



# 財務会計における保守主義の定量化 : その有効性の 実証研究

高田, 知実

---

(Degree)

博士 (経営学)

(Date of Degree)

2007-03-25

(Date of Publication)

2009-01-28

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲3848

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1003848>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



# 財務会計における保守主義の定量化

—その有効性の実証研究—

高田 知実

## — 目次 —

	頁
第 1 章 問題提起と本論文の構成	1
第 1 節 問題の提起	2
第 2 節 本論文の構成	6
第 2 章 保守主義の定量化モデル	9
第 1 節 利益に関する定量化モデル	10
第 1 項 条件付モデルの概要	12
第 2 項 Basu モデルの概要	15
第 3 項 利益に関する定量化モデルを用いた先行研究	16
第 2 節 純資産に関する定量化モデル	21
第 1 項 無条件モデルの概要	21
第 2 項 純資産簿価・時価比率にもとづく指標の概要	25
第 3 項 純資産に関する定量化モデルを用いた先行研究	26
第 3 節 会計発生高を利用した定量化モデル	29
第 1 項 会計発生高モデルの概要	30
第 2 項 会計発生高モデルを用いた先行研究	32
第 4 節 保守主義の定量化モデルに関する要約	35
第 3 章 保守主義の定量化モデルと指標間の関係に関する分析	37
第 1 節 先行研究のレビュー	38
第 2 節 保守主義の定量化	40
第 1 項 ラグ要因を考慮したモデル	40
第 2 項 ラグ要因を考慮しないモデル	42
第 3 項 会計発生高を用いた指標	44
第 3 節 サンプルと基本統計量	45
第 1 項 サンプル	45
第 2 項 基本統計量	48
第 4 節 指標間の関係に関する実証結果	52
第 1 項 全期間に関する分析	52
第 2 項 構造変化を考慮した分析	55
第 3 項 結果の要約と結論	56
第 4 章 保守主義の指標と会計選択の関係に関する分析	59
第 1 節 先行研究のレビュー	60
第 2 節 保守主義の指標と会計選択の関係	61
第 1 項 保守的な会計選択の特定	62

第2項 保守主義の指標と会計選択の関係に関する実証モデル	63
第3項 予想される結果	65
第3節 サンプルと基本統計量	70
第1項 サンプル	70
第2項 基本統計量	71
第4節 保守主義の指標と会計選択の関係に関する実証結果	74
第1項 単一変量分析の結果	74
第2項 多変量分析の結果	77
第3項 業種のコントロール	82
第4項 追加検証	84
第5項 結果の要約と結論	87
第5章 利益に関する保守主義の定量化モデルの問題点と対処法の分析	90
第1節 利益に関する保守主義の定量化モデルにおける問題点の所在	91
第1項 投資収益率の測定期間と企業の利益公表時点の関係	91
第2項 予想利益コントロールモデルの設定	93
第3項 クロスセクション分析における問題	96
第2節 サンプルと基本統計量	100
第1項 サンプル	100
第2項 基本統計量	101
第3節 検証結果	103
第1項 Basu モデルと予想利益コントロールモデルの推定結果	103
第2項 追加検証	105
第3項 結果の要約と結論	108
第6章 保守主義の指標間における因果関係に関する分析	110
第1節 先行研究のレビュー	110
第2節 利益の保守性と純資産の保守性の因果関係	113
第1項 純資産の保守性が利益の保守性に与える影響	113
第2項 リサーチ・デザイン	115
第3節 サンプルと基本統計量	118
第1項 サンプル	118
第2項 基本統計量	119
第4節 検証結果	121
第1項 Basu モデルと予想利益コントロールモデルの推定結果	121
第2項 純資産簿価・時価比率の期間比較	125
第3項 追加検証	127
第4項 結果の要約と結論	129

第7章 結論と展望	131
第1節 本論文の結論	131
第2節 今後の展望	135
補論 A 利益・株価比率または純資産簿価・時価比率とラグ要因の分析	139
第1節 先行研究と実証モデル	139
第2節 サンプルと検証結果	141
第1項 サンプル	141
第2項 検証結果	144
補論 B 構造変化の特定に関する分析	147
第1節 会計環境の変化と分析内容	147
第2節 検証結果	150
引用文献	156

## 第1章 問題提起と本論文の構成

本論文の目的は、純資産または利益に関する保守主義を定量化することで、日本の企業会計における保守主義の位置づけを実証的に検証することである。本論文の特徴は、次の3点があげられる。

第1に、概念的な議論に終始していた保守主義に関するこれまでの議論に反し、実際の会計実務における保守主義を定量化し、会計選択<sup>1</sup>(accounting choice)との関係を検証することである。企業会計原則の一般原則の1つとされるほどに重要な概念であるにもかかわらず、先行研究では、保守主義の適用が企業会計にどのような影響を与えているかが明らかにされてこなかった。本論文では、純資産または利益に関する保守主義を定量化し、どのような会計選択がそれぞれの保守性に影響を及ぼすかを検証する。

第2に、純資産に関する保守主義と利益に関する保守主義の関係を、時系列データとクロスセクション・データの両方を用いて分析し、その関係を体系的に示すことである。時系列データを用いて保守主義を定量化することにより、純資産と利益の保守性に関する相関関係を明らかにする。さらに、クロスセクション・データを用いた分析では、純資産に関する保守性と利益に関する保守性の因果関係を解明する。

そして第3に、先行研究によって提示された保守主義の定量化モデルについて、日本特有の要因をコントロールし、利益に関する保守主義のより優れた定量化モデルを提示することである。保守主義の定量化では、企業の株式時価総額や投資収益率といった株価変数が重要な変数として用いられる。証券市場では、数多くの媒体から入手された情報をもとに株価が形成されるため、その内容と定量化における前提の関係を詳細に検討しなければ、たとえ理論モデルが導出されたと

---

<sup>1</sup> 本論文で会計選択という言葉を使うとき、これが意味する内容は、経営者が執行する会計上の判断のすべてを含んでいる。例えば、減価償却の方法について、定率法や定額法などのうち、いずれを採用するかは会計選択であるし、貸倒懸念債権に対して設定される貸倒引当金をどの程度にするかの判断も会計選択と考えるものとする。

しても、適切に保守主義を定量化することはできない。本論文では、日本における証券市場の状況を考慮することで、より優れた保守主義の定量化モデルを開発する。

本章では、企業会計における保守主義について問題提起を行い、本論文の構成を述べる。まず、第1節で日本の企業会計における保守主義を実証的に分析することの重要性を述べ、それをもって問題提起とする。そして第2節では、本論文の構成を説明し、第2章以降の議論へとつなげる。

## 第1節 問題の提起

Financial Accounting Standard Board (FASB)は、2005年5月に目的適合性と信頼性、ならびにそれらを補足する質的要件について議論した。また、同年7月には、受託責任と説明責任、概念フレームワークにおける質的特性間の関係、および理解可能性と重要性の定義について議論している。これらのミーティングに関するハンド・アウト (FASB, 2005a, 2005b)では、ともに保守主義とは何を意味するのか、また保守主義の役割は何であるかに関する FASB の見解が次のように記されている。

すなわち、「財務情報は中立的でなければならず、意思決定や結果に影響を与えようとする意図によって歪められるべきではない。そのためには、保守主義や慎重性を会計情報に関する望ましい質的特性として概念フレームワークに含めるべきではない (FASB, 2005b, p. 24)」というものである。これに対し、LaFond and Watts (2006, pp.55-56)は自ら示した実証結果をもとに FASB の見解を批判している。彼らは、証券市場において情報優位にあるトレーダー (informed trader) と情報劣位にあるトレーダー (uninformed trader) における情報の非対称性について、保守主義がこれを緩和する機能があることを発見したのである<sup>2</sup>。この証拠にもとづけば、企業会計において保守主義を

---

<sup>2</sup>この分析は、ある取引が情報優位にあるトレーダーに主導されているかどうかを示す尺度 PIN (probability of informed trade) を用いて行われる。PIN に関する詳しい内容については、Easley *et al.* (2005) などを参照されたい。

排除することによって、証券市場における情報の非対称性は拡大すると考えられる。

また、日本の企業会計基準委員会が組織した基本概念ワーキング・グループが 2004 年 7 月に公表した「財務諸表における認識と測定」に関する討議資料では、認識に求められる蓋然性に関する記述において、保守主義がわずかに言及されている。すなわち、「(企業会計における)保守性は、投資家の意思決定に有用な情報を提供することとは別の観点から定着したものである」と言及されているのである(基本概念ワーキンググループ, 2004, 25 頁脚注, 括弧内は著者補足)。

このように、投資者の投資意思決定における有用性という観点からは、一般に保守主義が肯定的に受け入れられることは少ない。また、保守主義は抽象的な概念であるため、実際にどの程度実務に浸透しているのか、そして保守主義がどのような機能を果たしているのかを可視化することは困難である。そのため、保守主義に対する批判に反論できるような証拠を提示することができず、特に投資意思決定における有用性については、長きにわたり批判の的とされてきた。

しかし、Basu(1997)や Beaver and Ryan(2000)らの研究が嚆矢となり、保守主義の定量化モデルが構築された。そして、定量化された指標を利用した分析によって、保守主義が証券市場における情報の非対称性を緩和させる効果をもつ、という実証結果が提示されるに至った(LaFond and Watts, 2006)。他にも、数多くの研究によって、企業会計における保守主義のその他の機能が実証的に検証されている(Watts, 2003b)。このように、企業会計における保守主義の研究がアメリカを中心に進展している。

その一方で、日本では薄井(2004)や田澤(2004)の実証研究によってわずかな証拠が提示されているに過ぎない。こういった状況に鑑み、本論文では日本企業に関する保守主義について体系的な実証研究を行うのである。

財務会計は、意思決定支援機能と契約支援機能を果たすことが期待される(須田, 2000)。FASB が主張するように、保守主義が会計の意思決定支援機能を損なうのであれば、それは排除されなければならない。会計における保守主義は、会計基準が制定されたり、証券市場が発達する以前から観察されるものであるといわれている(たとえば、Holthausen and Watts, 2001; 中村, 1997)。そういった背景にもとづけば、確かに、会計における保守主義は投資意思決定上の有用

性という観点から会計実務に浸透したのではない。しかし、このような歴史的背景のみを前提に、保守主義は投資意思決定に歪みをもたらすのみであると解釈するのは早計である。

保守主義が財務会計における意思決定支援機能と契約支援機能に対してどのような効果をもつのかは実証的問題である。この問題が実証的に解明されない限り、保守主義が契約支援機能にとってのみ有効であると結論づけることはできない。本論文では保守主義を定量化し、指標間の関係、および会計選択と指標の関係を明らかにすることで、保守主義の機能を実証的に究明するための基礎を提供する。財務会計における保守主義の位置付けや定量化された指標の有効性を明らかにすることは、企業会計における保守主義に関する今後の研究の発展に寄与することになるであろう。

本研究では、純資産または利益に関する保守主義をそれぞれ定量化し、それらを補足する指標として会計発生高も用いる。純資産に関する保守主義は、「純資産の簿価が長期的に株式時価総額よりも小さくなり、それによって純資産簿価・時価比率(book to market ratio)が長期的に1よりも小さくなること」という、Beaver and Ryan(2000)が示した保守主義の定義にもとづいて定量化される。一方、利益に関する保守主義は「予想の損失は計上しなければならないが、予想の利益を計上してはならない(anticipate no profit, but anticipate all losses)」という定義(神戸大学会計学研究室編, 2001, 1137 頁)にもとづいて定量化される。

利益に関する保守主義の定量化を可能にするため、上記の定義は次のように解釈される。すなわち、企業に有利な影響を与える事象(グッド・ニュースまたは経済的利益)よりも、不利な影響を与える事象(バッド・ニュースまたは経済的損失)と会計利益の関係が強いことをもって保守主義とするのである<sup>3</sup>。この関係を定量化するためには、経済的なニュースと会計利益における関係の強さを捉えるモデルを構築しなければならない。

Basu(1997)は、(年次)投資収益率を経済的ニュースの代理変数として利用することで、利益に

---

<sup>3</sup> これ以降、本論文では経済的な価値変動、経済的ニュース、バッド・ニュースまたはグッド・ニュース、経済的損失または経済的利益といった言葉を文脈に応じて用いるが、たんに重複を避けるためや、理解可能性を考慮するものである。そのため、異なる言葉で表現していても、それが異なる意味を持つことを意図しているのではない。

関する保守主義の定量化モデルを提唱した。この定量化モデルでは、投資収益率がマイナス(プラス)のとき、その測定期間にはバッド(グッド)・ニュースが生じているものと仮定される。そして、会計利益を投資収益率に回帰した場合、投資収益率がプラスであるときよりもマイナスであるときに、推定される勾配係数が大きくなるのであれば、そのような会計利益は保守的なものと考えられるのである。つまり、いわゆる逆回帰(reverse regression)の方法を利用して、Basu(1997)は保守主義を定量化したのである。

先行研究で提唱された指標にもとづき、本論文では純資産に関する保守主義を定量化するために純資産簿価・時価比率を用い、利益に関する保守主義を定量化するために逆回帰モデルを利用する。ただし、上記に示した2つの定義では、会計項目の認識や測定にはラグが生じることを考慮していない点で問題がある。会計は、そもそも経済的な価値変動をそのまま写像することを意図していないため、会計上の価値変動は経済的価値変動に比べてラグをもつからである。

先行研究では、こういったラグ要因をコントロールしたモデルがいくつか存在する(たとえば、Pope and Walker, 1999; Ryan and Zarowin, 2003; Beaver and Ryan, 2000)。そのため、本論文の分析では、ラグ要因を考慮した保守主義の定量化も行うことで、考えられうる保守主義の定量化モデルを網羅している。

純資産に関する保守主義と利益に関する保守主義は、言葉の上では上記のように定義される。定義の文言からすれば、2つの保守主義はそれぞれ異なる企業会計の側面を捉えているように感じられる。しかし、損益計算書と貸借対照表は相互に関係しているため、保守主義に関する2つの定義が完全な独立関係にあるとはいえない。それゆえ、定義の上ではその関係が明らかでないが、利益に関する保守主義と純資産に関する保守主義は互いに影響を与え合っている可能性がある。

したがって、どのような会計選択が利益または純資産に関する保守主義に影響を与えるのか、また、定量化された保守主義の指標間にどのような関係があるかは実証的に検証しなければならない。そこで、本論文ではまず、純資産または利益に関する保守主義を企業ごとに定量化し、両者の関係を分析する。そして、どのような会計選択がそれぞれの保守主義に影響を与えるかについ

て検証する。さらに、クロスセクション分析を行うことで、指標間の因果関係も明らかにする。また、利益に関する保守主義の定量化モデルでは、測定誤差 (measurement error) の問題があるため、これを解決した定量化モデルの構築にも取り組む。これらの研究課題について、本論文では次節で示す構成のもとで議論を進める。

## 第 2 節 本論文の構成

本論文は、全 7 章で構成される。はじめに、第 2 章で保守主義の定量化モデルを示し、第 3 章と第 4 章では時系列データを用いて企業ごとに定量化された保守主義に関する分析を行う。そして、第 5 章と第 6 章ではクロスセクション・データを用いて定量化された指標にもとづいて分析する。以下では、各章での分析内容について、その概要を示す。

第 2 章では、先行研究にもとづき、利益または純資産に関する保守主義の定量化モデルを提示する。利益に関する保守主義の定量化モデルは Basu (1997) が提唱したが、理論的な導出モデルを提示したのは Pope and Walker (1999) または Ryan and Zarowin (2003) であった。先行研究では、株式時価総額を企業の経済的価値の代理変数とし、投資収益率を経済的ニュースの代理変数とすることで保守主義を定量化している。しかし、会計上の価値変動は経済上の価値変動の全てを即時に織りこむのではない (たとえば Easton *et al.*, 2000; Ota, 2003)。会計上の価値変動が経済上の価値変動を織りこむ際にはラグが生じるのである。

保守主義の定量化モデルを理論的に導出した先行研究は、いずれもそういったラグ要因を考慮し、モデルを展開している。第 2 章では、ラグ要因を考慮したモデル展開を示し、条件を緩和したモデルとしてラグ要因を考慮しないモデルを提示する。

利益に関する保守主義と純資産に関する保守主義は、定量化において設定される前提の特徴から、Beaver and Ryan (2005) によって条件付 (Conditional) と無条件 (Unconditional) の保守主義と称されている。定義の上では、このような区分方法を用いることで理解可能性が高まると考え、第 2 章で示すモデル展開では、条件付と無条件という区分のもとで定量化モデルの導出過程を示す。

また、Givoly and Hayn(2000)は会計発生高を用いた保守主義の定量化を提唱しているため、これについても第2章で追加的に述べる。

そして、第3章では第2章で提示したモデルにもとづき、企業ごとの時系列データを用いて保守主義を定量化する。第2章で示すように、会計における保守主義は複数の方法によって定量化可能である。そのため、定量化された各指標がどのような関係をもつかは興味深い分析観点である。そこで、第3章では企業ごとに定量化される保守主義の指標が、それぞれどのような関係にあるかを分析する。

第2章では会計の測定上生じるラグ要因について言及し、それを考慮したモデルと考慮しないモデルの両方を提示するが、第3章ではラグ要因を考慮するか否かの違いが指標間の関係にどのような違いをもたらすかについても検証する。ラグ要因を考慮することで、定量化モデルに必要な変数は少なからず増加する。もし、ラグ要因を考慮した場合と考慮しない場合で結果に大差がないのであれば、モデルの経済性という観点からはラグ要因を考慮しないモデルの方が優れている。こういった、最適な保守主義の定量化モデルを構築することも、第3章の目的である。

続く第4章では、企業ごとに定量化した保守主義の指標を用いて分析する。いずれの保守主義をみても、定量化のもとになる定義の文言が異なるため、各指標がどういった会計選択に影響を受けているかを明らかにすることは重要である。定義の言葉上では、関係が強いと考えられる会計選択と保守主義の指標が予想どおりに関係しているのであれば、それをもって各モデルが適切に保守主義を定量化できていると解釈することができるからである。そこで、第4章では企業ごとに定量化された保守主義の指標と、保守的と考えられる会計選択、ならびに保守主義の指標に影響を及ぼすと考えられるコントロール変数との関係を検証する。

以上で述べた第3章または第4章では、同一企業のデータを時系列でプールすることによって保守主義を定量化する。この方法によれば、定量化された保守主義の指標または会計選択との相関関係を検証することができる。そこで次に、保守主義の指標間における因果関係を検証するため、第5章と第6章では、クロスセクション・データを用いて分析する。

第3章または第4章の分析では、個別企業について定量化していること、およびモデルの推定

に必要なサンプル数の問題から指摘しないが、本来、利益に関する保守主義の定量化モデルは測定誤差の問題を孕んでいる。この測定誤差の問題は、企業ごとにその程度が異なると考えられるため、複数の企業をプールして推定するクロスセクション分析では、この要因をコントロールしなければならない。また、測定誤差の問題に対処したモデルではより多くのサンプル数が必要とされるが、十分なサンプル数を確保できるという点で、クロスセクション・データを用いた分析によるのみこの問題に対処することができる。

第5章では、測定誤差に関する問題の所在と、その問題を解決するために開発した独自モデルを示し、モデルの有効性を確かめるための実証分析を行う。測定誤差の問題は、特に日本の市場において深刻となるが、それは証券取引所によって決算短信の公表が要請されているためである。決算短信では、当期の実績値の他に主要な会計項目に関する次期の予想値が公表される。これは、経済的ニュースの代理変数である投資収益率に他国とは異なる測定誤差をもたらす。そこで、第5章では、この問題を解決するため、予想利益の内容をコントロールするというモデルによって利益に関する保守主義の定量化モデルを精緻化する。

第6章では第5章で開発したモデルと先行研究で示された定量化モデルをもとに、クロスセクション・データを用いて純資産に関する保守主義と利益に関する保守主義を定量化し、その因果関係を検証する。ここでえられる結果と第3章の結果を併せて解釈することで、保守主義の指標間の関係を体系的に検証することができる。

最後に、第7章では本論文でえられた複数の結果を総合的に解釈し、その含意を述べる。本論文では、主に純資産に関する保守主義と利益に関する保守主義の関係、およびどのような会計選択が各指標に影響を及ぼすかに関する実証分析を行う。その結果を要約して含意を示すことは、企業会計における保守主義の理解を深めることにつながるであろう。また、保守主義の定量化に関する研究は証拠の蓄積が浅く、未だ発展段階の研究分野である。そのため、第7章では今後の展望を示し、日本企業に関する保守主義について解明されていない重要な論点を指摘する。それをもって、本論文の結論とする。

## 第2章 保守主義の定量化モデル

先行研究では、財務会計における保守主義の程度を定量的に捉えるために、複数の方法が提唱されてきた。本章では、先行研究で提示された保守主義の定量化モデルについて、その導出過程と定量化の方法を考察する。

Watts (2003a) は、先行研究による保守主義の定量化を①純資産に関するもの、②利益と会計発生高 (accruals) の関係に関するもの、および③利益と投資収益率の関係に関するものに大別し、各グループに属する指標について検討した。また、Beaver and Ryan (2005) は、「保守主義を株式時価総額に比べて純資産簿価が小さいこと」と定義した上で、保守主義が2通りに表現可能であると述べた。すなわち、(1)条件付の保守主義と(2)無条件の保守主義である。条件付の保守主義は、企業に不利な影響を与える事象があれば簿価を即時に切り下げるが、有利な影響を与える事象に対しては即時に簿価を切り上げないことを意味する。他方、無条件の保守主義とは、時価総額に比べて純資産の長期的な過小評価を意味する<sup>4</sup>。

このように、Watts (2003a) は会計変数にもとづいて先行研究が提示した保守主義の指標を大別している。これに対し、Beaver and Ryan (2005) は捉える側面にもとづいて保守主義を区別している。両者の関係は、Watts (2003a) の大別した指標に対し、Beaver and Ryan (2005) が理論的説明を付したといえるであろう。Watts (2003a) による大別グループのうち、①純資産に関する定量化は Beaver and Ryan (2005) のいう(2)無条件の保守主義と関係しており、③利益と投資収益率の関係に関する定量化が(1)条件付の保守主義と関係している。

Watts (2003a) に反し、Beaver and Ryan (2005) は②利益と会計発生高の関係に関する定量化には言及していない。それは、会計発生高にもとづく指標の導出モデルが先行研究で適切に示され

---

<sup>4</sup> 例えば、棚卸資産に対して低価法を適用すること、固定資産に対して減損会計を適用することなどが条件付の保守主義に該当し、無形資産を生成するような投資を即時費用処理すること、現在価値がプラスの投資計画に対して原価主義を適用することなどが無条件の保守主義に該当すると考えられる (Beaver and Ryan, 2005, pp. 269-270)。

ておらず、当該指標の捉える側面が明らかでないことが理由であろう。この点では、会計発生高にもとづく指標は他の指標に対して副次的なものとして捉えるべきかもしれない。その一方で、会計発生高にもとづく指標は、投資収益率などの証券市場で生成される変数を用いていないため、会計数値のみで定量化可能という利点があるといわれることもある(Klein and Marquardt, 2006)。

本章では、Watts (2003a) の定義にもとづいて、投資収益率との関係で捉える利益に関する保守主義の定量化モデル、純資産に関する保守主義の定量化モデル、および会計発生高との関係で捉える利益に関する保守主義の定量化モデルを示し、導出過程を詳解する<sup>5</sup>。各節では、それぞれのモデルを詳解するとともに、各定量化モデルを用いた代表的な先行研究の結果も概観する。そして最後に、保守主義の定量化モデルに関する要約を述べる。

## 第 1 節 利益に関する保守主義の定量化モデル

利益に関する保守主義の定量化モデルは会計利益を投資収益率に回帰するというものであり、このモデルは Basu (1997) によって考案されたが、理論的な導出過程を実際に提示したのは Pope and Walker (1999) や Ryan and Zarowin (2003) であった。理論的な導出過程が付与されることで、Basu (1997) の考案したモデル (Basu モデル) は、ラグ要因をコントロールしたモデル (条件付モデル) へと発展していった。このように、実際のモデル構築においては単純な Basu モデルからより複雑な条件付モデルへと発展したが、モデルの導出過程から考えれば、条件付モデルにおける前提を緩和したものが Basu モデルという関係になる。

---

<sup>5</sup> ここで示した 3 つの方法以外にも、Penman and Zhang (2002) または Easton and Pae (2004) らが保守主義の定量化モデルを提示している。Penman and Zhang (2002) の定量化は研究開発費の処理方法などの特定の会計選択に焦点をおいている点で本論文で詳解する 3 つの方法と異なる。また、Penman and Zhang (2002) は事業活動に関係する項目に限定して保守主義を定量化しているが、本論文は個々の会計項目よりも、むしろ企業会計全体に関する保守主義を議論することを目的としており、彼らとは分析観点が異なる。また、Easton and Pae (2004) は割引現在価値がプラスになるような投資を取得原価で評価すること、または会計基準や会計方針等によって現在および将来期間における簿価と利益の過小評価をもたらすこと、を保守主義と定義している。Penman and Zhang (2002) に反し、彼らの定義は保守主義の全体像を捉えているが、本論文で検証対象としている個々の定義を 1 つの定義で網羅的に表現したものである。そのため、彼らの導出した指標では、企業会計における保守主義を詳細に検証することはできない。こういった理由から、本論文では Penman and Zhang (2002) および Easton and Pae (2004) による定量化は検討しない。

保守主義の考え方は、「予想の損失は計上しなければならないが、予想の利益を計上してはならない」という定義によって表現されることがしばしばある。この考え方をもとに、Basu(1997)は「バッド・ニュース(経済的損失)を認識する場合よりも、グッド・ニュース(経済的利益)を認識する場合に、より高い程度の検証を要するという会計専門家の傾向を捉えたもの」として保守主義を定義している。言い換えれば、会計利益が企業に対して有利な影響を与える情報よりも、不利な影響を与える情報をより早く織りこむとき、それを保守的なものとするのである。つまり、経済的利益よりも経済的損失の方が会計利益と強く関係しているとき、当該利益に関する保守主義の程度は高いと判断できる。

しかし、経済的損益は将来を完全に予測可能な場合にのみ算定できるものであるため、将来に関する不確実性が存在する現実社会の市場では、経済的損益を正確に捉えることはできない。そのため、Basu(1997)は経済的損益の代理変数として年次投資収益率を用いている<sup>6</sup>。このような方法はRyan(1995)も採用しており、企業に関する本質的価値の変動を代理させるために、時価総額の変動が利用されている。

投資収益率をニュースの代理変数とすると、Basu(1997)による保守主義の定義にもとづけば、投資収益率がプラスよりもマイナスであるときに、会計利益と投資収益率の関係は強くなることが期待される。それは、マイナスの投資収益率がバッド・ニュースの代理変数となり、プラスの投資収益率がグッド・ニュースの代理変数となるからである。

本節では、利益に関する保守主義の定量化モデルを詳細に検討する。まず第1項で条件付モデルの導出過程を提示し、次に第2項でBasuモデルについて述べる。そして、第3項ではこれらの定量化モデルを用いた代表的な先行研究の内容を概観する。

---

<sup>6</sup> 経済的損益の代理変数として投資収益率を用いることは、必ずしも完全な効率的市場を仮定しているのではない。あくまでも、経済的損益に近似する代理変数として投資収益率を用いているのである。これについては、Beaver(1998)にも同様の言及がある。

## 第1項 条件付モデルの概要

上述したように、利益に関する保守主義の定量化モデルに対して理論的な導出過程を示した研究には、Pope and Walker(1999)とRyan and Zarowin(2003)の2つがある。しかし両者は、最終的に導出されるモデル形式こそ類似しているものの、モデルを導出する際の前提が異なる。また、Pope and Walker(1999)は条件付モデルのもととなったBasu(1997)のモデルを解釈するために導出過程を示したが、Ryan and Zarowin(2003)はBasu(1997)とはやや異なる観点で保守主義を捉え、モデルを導出している点でも両者は異なっている。

Pope and Walker(1999)とRyan and Zarowin(2003)の違いは、過去の経済的損益が当期の会計利益に与える影響(ラグ要因)の捉え方にある。Ryan and Zarowin(2003)はこの影響がマイナスであるかプラスであるかを区別し、保守主義の定量化モデルに組み込んでいる。こういった影響を区別することは重要であるものの、当期における会計利益の保守性を定量化するには、当期の経済的損益がプラスであるかマイナスであるかを区別するだけでよい<sup>7</sup>。そのため、本論文では当期における経済的損益の符号のみをコントロールしたPope and Walker(1999)のモデルを利用する。

Pope and Walker(1999)は、次の3つを仮定し、株価と永続利益の関係を次のように示している。すなわち、①企業の利益は全て配当として支払われる、②株価は企業の1株あたり永続利益(permanent earnings,  $x_t$ )の割引現在価値として表現できる( $P_t \equiv r^{-1} \cdot x_t$ )、および③永続利益はランダム・ウォーク過程に従う( $x_t = x_{t-1} + e_t$ )である。

$$\frac{e_t}{P_{t-1}} = r \cdot \left( \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right), \quad (3.1)$$

ただし、

$e_t$  :  $t$  期に生じた永続利益に対するランダムなショック

---

<sup>7</sup> 定量化の際に過去の経済的損益の内容を区別しないことが、除かれた変数(omitted variable)の問題となつて、推定結果に影響を与える可能性は否定できない。しかし、入手可能なデータを利用して実際にモデルを推定した結果、モデルの決定係数等に大きな違いはないため、こういった問題が深刻ではないと考えられる。

$P_t$  :  $t$  期末における株価

$r$  : 資本コスト

また、 $t$  期の当期純利益が、永続利益と、当期に生じたショック(経済的価値変動)、および過去に生じたショックのうち当期の会計利益に影響を与える部分で構成されると考えることにより、次のような関係式を構築できる。ただし、ここでの関係式は、当期に生じたショックが有利なものか不利なものかで、会計利益との関係の違いを識別できるように設定されている。

$$X_t = x_t - \theta_0 e_t^+ + \gamma_0 e_t^- + V_t, \quad (3.2)$$

ただし、

$X_t$  :  $t$  期の 1 株あたり当期純利益

$e_t^+$  :  $t$  期に生じた有利なショック ( $e_t \geq 0$ )

$e_t^-$  :  $t$  期に生じた不利なショック ( $e_t < 0$ )

$V_t$  :  $t$  期以前に生じたショックのうち、 $t$  期の会計利益に影響を与える部分

ここで、右辺の第 1 項に②の仮定から導出される  $x_t = r \cdot P_t$  を代入し、両辺を  $P_{t-1}$  で除す。それに、(3.1) 式を代入することで、次の式がえられる。なお、(3.3) 式では  $(P_t - P_{t-1}) / P_{t-1}$  を投資収益率 ( $R_t$ ) として表現している。

$$X_t / P_{t-1} = r + r \cdot (1 - \theta_0) \cdot R_t + r \cdot (\gamma_0 + \theta_0) \cdot R_t \cdot DR_t + V_t / P_{t-1}, \quad (3.3)$$

ただし、

$DR_t$  :  $R_t < 0$  ( $e_t < 0$ ) の場合に 1 を割り当て、それ以外はゼロとするダミー変数

これをもとに保守主義の定量化モデルを形成すると、以下の式になる。このとき、 $t-1$  期から  $t-n$  期までのショックが  $t$  期の会計利益に影響を与えることが仮定される。

$$X_t / MV_{t-1} = \alpha + \alpha_n DR_t + \beta_p R_t + \beta_n R_t \cdot DR_t + \sum_{j=1}^n \beta_j R_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (3.4)$$

ただし、

$X_t$  :  $t$  期の当期純利益

$MV_{t-1}$  :  $t$  期首における株式時価総額

$DR_t$  :  $R_t < 0$  であれば 1、それ以外はゼロとするダミー変数

$R_t$  :  $t$  期における投資収益率

$R_{t-j}$  :  $t-j$  期における投資収益率

$\varepsilon_t$  : 誤差項

以上が、利益に関する保守主義の定量化モデルとして Pope and Walker (1999) が示した理論的導出過程である。(3.3)式においてラグ要因は  $V_t / P_{t-1}$  と示され、(3.4)式では第 5 項がラグ要因部分を表現している。(3.4)式では  $t-n$  期までのラグをとっているが、実際に定量化する際は、ラグ要因を捉えるために、 $t$  期の会計利益に影響を与える範囲まで投資収益率を遡らなければならない。たとえば、Pope and Walker (1999) はラグの期間を 1 期間としているが、Ryan and Zarowin (2003) は 3 期間としている。

この期間を特定するには、会計利益が何期間遡った投資収益率と有意な関係をもつかを検証する必要がある。たとえば、アメリカ企業については Beaver and Ryan (1993) が検証しており、過去 3 期間遡った投資収益率と会計利益に有意なプラスの関係があることを明らかにしている。

しかし、日本企業については会計利益と過去の投資収益率が関係する期間を検証した先行研究が存在しない。そこで、本論文では補論 A において Beaver and Ryan (1993) と同様の手法で検証し、日本企業についてこの期間を特定した。その結果、1984 年から 2004 年の期間において、日本企業の会計利益は過去 6 期間遡った投資収益率と有意な関係にあることがわかった。この関係は、アメリカに比べていくぶん長い。ただし、Beaver and Ryan (1993) の検証期間は 1977 年から 1989 年であり、近年では会計利益と投資収益率の関係におけるラグ要因がより長期化していることを示唆する研究もある(たとえば Ryan and Zarowin, 2003)。したがって、アメリカについてもかつて

に比べて、会計利益と有意な関係をもつ投資収益率は、より過去に遡った期間に及ぶことが予想される。

## 第2項 Basu モデルの概要

前項で示した(3.4)式の条件付モデルは、Basu(1997)によって考案されたモデルがもとになっている。ただし、Basu(1997)によるモデルは過去のニュース、つまりラグ要因をコントロールしていないという点で、(3.4)式と異なる。つまり、(3.4)式の第5項を取り除いたものがBasuモデルとなる。したがって、Basu(1997)のモデルは、過去の投資収益率と当期の会計利益との関係を考慮しないため、より節約された単純なモデルとして表現できる。

このように、実際のモデルの発展はより厳格な前提をもつ条件付モデルから、条件を緩和したBasuモデルへと至ったわけではない。Pope and Walker(1999)はBasuモデルがラグ要因をコントロールしていないことを問題視し、それをコントロールして、Basuモデルを精緻化したのである。

Basu(1997)は、(3.4)式からラグ要因を取り除いた第1項から第4項までを独立変数としてモデルを構築した。下記に示す(3.5)式がBasu(1997)による定量化モデル(Basuモデル)である。

$$X_t / MV_{t-1} = \alpha + \alpha_n DR_t + \beta_p R_t + \beta_n R_t \cdot DR_t + \varepsilon_t, \quad (3.5)$$

ただし、

$X_t$  :  $t$ 期の当期純利益

$MV_{t-1}$  :  $t$ 期首における株式時価総額

$DR_t$  :  $R_t < 0$ であれば1、それ以外はゼロとするダミー変数

$R_t$  :  $t$ 期における投資収益率

$\varepsilon_t$  : 誤差項

Basuモデルがラグ要因をコントロールしていないことは、モデルの単純化という点では優れているものの、本来考慮すべき要因を無視しているという点で除外された変数の問題をもたらす可能性が

ある。しかし、先行研究では単純であるという利点が潜在的問題よりも重視され、利益と投資収益率の関係で保守主義を定量化する際には Basu モデルを用いることが多い。また、条件付モデルでは、当期のみならず過去の投資収益率も入手する必要があるため、分析の際には、実際にデータが入手可能な企業のみサンプルが偏ってしまうおそれがある。このような状況から、Basu モデルが用いられる頻度が高いのは、より多くのサンプルを用いた実証を可能にすることにも理由があると考えられる。

以上のように、利益に関する保守主義の定量化モデルには、ラグ要因をコントロールした条件付モデルと、コントロールしない Basu モデルが存在する。それぞれのモデルには実証分析における操作可能性も含めた長所と短所があり、いずれのモデルを用いることが望ましいかの判断は難しいところである。投資収益率との関係で利益に関する保守主義を定量化する際には、分析目的を明確にし、その目的に即したモデルの選択が必要となるであろう。

### 第3項 利益に関する定量化モデルを用いた先行研究

利益に関する保守主義に限定しない場合でも、企業会計における保守主義を定量化するために最も多く利用されるのは Basu モデルである。そのため、本章の第2節以降で検討する残りの2つの指標を用いた分析に比べて、Basu モデルを用いた先行研究の分析は証拠の蓄積が多く、分析目的も多岐にわたる。先行研究では、単純に保守主義を定量化するためだけでなく、利益の属性を示す指標の1つとして Basu モデルから定量化された指標を用いたり、利益の保守性に関する国際比較に用いたりしている。本項では、Basu モデルを用いて保守主義を定量化した代表的な先行研究を概観し、現在までにえられた利益の保守性に関する実証結果を検討する。

既に述べたように、Basu モデルまたは条件付モデルを用いた保守主義の定量化は、Basu (1997) が始まりである。Basu (1997) は、保守主義を定量化しただけでなく、その程度の決定要因についても分析している。Basu (1997) はアメリカ企業が報告する利益の保守性が市場全体の訴訟リスクと関係しているという仮説を設定し、それを支持する結果をえた。つまり、訴訟リスクが拡大するような期間において企業の報告利益は保守的になり、そうでない期間に企業は保守的でない利

益を報告するのである。

当時、保守主義と訴訟リスクに関係があることはすでに先行研究で議論されており、Basu (1997) の仮説は目新しいものではなかった。たとえば、実際の訴訟事例をもとに、St. Pierre and Anderson (1984) は監査人に対する訴訟が起こされやすい状況を分析し、資産を控えめに計上したり、費用を多めに計上するような場合の訴訟が皆無であることを明らかにした。また、Kellogg (1984) は利益を過大計上するような企業に対して監査人または経営者(財務諸表作成者)に対する集団訴訟が起こされやすいことを報告した。これらの分析はいずれも、企業が保守的な会計処理をすることで、訴訟を回避することができる可能性を示すものである。

Basu (1997) によって保守主義の定量化モデルが考案されるまでは、企業会計における保守主義は概念的で定量化するのが困難であった。そのため、訴訟リスクとの関係で保守主義が分析されたのは、主に監査人が保守的な意見表明をするという観点のものに限定されていた(Krishnan, 1994)<sup>8</sup>。Basu モデルの考案後は、監査と利益の保守性の関係に関する分析が進み、たとえば Basu *et al.* (2001) は正式な監査手続きが踏まれる第4四半期報告書がレビューのみの他の四半期報告書に比べて利益の保守性が高いことを明らかにした。さらに、Krishnan (2005b) は監査の質が高いほど企業の報告利益が保守的になることを発見している。

また、Krishnan (2005a) はエンロン社がヒューストン市におけるアーサー・アンダーセンのクライアントであったことに注目し、企業が属する都市や監査法人の違いが保守主義の決定要因となりえるかを分析した。そして、同じヒューストン市に属する企業でも、アーサー・アンダーセンのクライアント企業よりもアーサー・アンダーセン以外のクライアント企業の方が保守的な利益計算を行っていることを明らかにした。さらに、アーサー・アンダーセンのクライアントの中でも、アトランタ市に属する企業の利益はヒューストン市に属する企業よりも保守的であることも発見した。

---

<sup>8</sup> 監査人による保守的な意見表明とは、高い会計発生高を計上するような将来に関する不確実性の高い企業に対して、監査人が継続企業の前提に関する意見表明をしやすくなるといった内容を意味する。Francis and Krishnan (1999) および Kim *et al.* (2003) は監査人の保守的な意見表明について実証分析をしており、こういった保守的な意見表明が実際に観察されることを報告している。また、Barron *et al.* (2001) は訴訟リスクが存在するために、監査人は利益の過小計上よりも、過大計上を発見する頻度が高まることを実験分析の手法を用いて明らかにしている。監査人の意見形成における保守的態度については高田 (2006) を参照されたい。

このように、監査と利益の保守性の関係はいくつかの先行研究によって分析されており、多くの場合、監査人は訴訟リスクを軽減するために保守的な利益計算を選好すると考えられている。しかし、株主や利害関係者による訴訟は監査人に対してのみ起こされるものではない。そのため、監査の質と利益の保守性という観点だけでなく、企業をとりまく訴訟環境が利益の保守性に影響を与えるという観点で分析した先行研究も存在する。たとえば、Basu(1997)は訴訟リスクと利益の保守性の関係を検証する際、訴訟リスクを負担する対象を監査人に限定しておらず、Holthausen and Watts(2001)も同様の視点で分析している。

また、Huijgen and Lubberink(2005)はイギリス企業のうち、イギリスだけでなくアメリカの証券市場に上場している企業は、そうでない企業よりも利益に関する保守主義の程度が高いことを発見している。彼らはアメリカにおける訴訟件数の多さに注目し、保守主義の決定要因の1つに訴訟リスクをあげて仮説を検証した。しかし、この仮説は支持されず、むしろ厳格な会計処理が求められるアメリカのGAAPに準拠して利益計算することで、投資者重視の経営をアピールしているという結果をえた。このように、アメリカ企業に対する分析については、訴訟リスクと利益の保守性に関係があることが実証的に支持される傾向にあるが、他の国についてはそういった傾向は観察しにくいかもしれない。

ここまではBasuモデルを利用して定量化された利益の保守性と訴訟リスクの関係をとりあげてきたが、他の決定要因を検証した先行研究も存在する。たとえば、Ball *et al.*(2000)は現在価値がマイナスとなるような投資を行わせないため、株主は経営者に保守的な利益計算を要求するという仮説を設定し、検証している。彼らは、この仮説を検証するため、欧米の先進国を中心としたサンプルを株主重視経営の慣習法(common law)国と、利害関係者との関係重視の成文法(code law)国に分け、前者の国に属する企業は利益がより保守的になるか否かを分析した。そして、慣習法国の方が成文法国よりも保守的な利益計算をするという結果を報告している。

Basuモデルを用いた保守主義の定量化を実施した先行研究では、企業レベルでの保守性の違いというより、Ball *et al.*(2000)のように、むしろ国ごとの保守主義の程度の違いを分析することが多いという特徴がある。これらの研究では、国ごとに証券市場の発展度合いや法制度が異なるため、

そういった違いが利益の保守性にどのような影響を与えるか、という観点で分析がなされる<sup>9</sup>。各先行研究で設定される仮説は異なるが、比較的証券市場が発展した国では、企業が保守的な利益計算を実施していることが明らかにされている。そして、Basu モデルを用いて定量化された保守主義の指標に限定すれば、慣習法国よりも成文法国の方が利益の保守性が高いという Ball *et al.* (2000)の結果は、いずれの先行研究でも概ね支持されている。

日本については、田澤(2004)が Basu モデルにもとづいて保守主義を定量化しており、日本の企業会計でも利益が保守的に算定されていることを明らかにした。また、利益の構成要素のうち、営業会計発生高や特別損益項目が利益における保守性の生成に強く関わっていることも検証している。Ball *et al.* (2000)も日本について利益に関する保守主義を定量化しており、他国と比べて程度が小さいものの、保守的な利益計算が実施されていることを報告した。

このように、Basu モデルを用いた分析は多くの先行研究で用いられ、すでにいくつかの知見がえられている。その反面、Basu モデルには問題点があることを指摘する研究も少なくない。本論文の第 5 章では、Basu モデルの問題点を解決したモデルを提案し、それにもとづく定量化を実施している。Basu モデルの問題点やその克服方法については、第 5 章で詳しく述べるものとする。

条件付モデルについては、Pope and Walker(1999)がラグ期間を 1 期として利益に関する保守主義を定量化し、Ryan and Zarowin(2003)はラグ期間を 3 期として定量化している。Pope and Walker (1999)はイギリスとアメリカについて定量化し、いずれの国でも企業の利益計算は保守的であることを発見している。ただし、従属変数とする利益を当期純利益にするか経常利益にするかによって、両国における利益に関する保守主義の程度には差があることも明らかにした。つまり、経常利益で比較するとアメリカ企業の利益の方が保守的であるが、当期純利益で比較するとイギリス企業の利益の方が保守的という結果をえたのである。この研究から、従属変数に用いる利益をいずれにするかの選択は、分析結果に重要な影響を与えることが示唆される。

---

<sup>9</sup> Pope and Walker (1999)、Ball *et al.* (2000)、Giner and Rees (2001)、Lara and Mora (2004)、および Raonic *et al.* (2004)などは欧米諸国を中心に保守主義の程度を比較しており、Ball *et al.* (2003)は東南アジア諸国について保守主義の程度を比較している。

Ryan and Zarowin(2003)は本節で提示した条件付モデルとはわずかに異なるモデルによって、保守主義を定量化した。本節で提示した条件付モデルでは、当期の投資収益率の符号がプラスであるかマイナスであるかを識別するものの、過去の投資収益率については符号を基準とした識別は行わない。しかし、Ryan and Zarowin(2003)は、ラグ要因を考慮するために含めた過去3期間の投資収益率についても、その値がプラスであるかマイナスであるかを識別するダミー変数を追加している。それによって、過去のラグ要因が当期の利益に与える影響を詳細に捉えることができる。

ただし、Ryan and Zarowin(2003)の分析は、利益における保守性を定量化することだけでなく、ラグ要因の程度を定量化することも目的としていたことに注意が必要である。つまり、本節では、投資収益率との関係で保守主義を定量化するためのモデルを提示したが、Ryan and Zarowin(2003)の分析目的はそれに留まらない。彼らの分析目的からすれば、本節で提示した保守主義の定量化モデルでは不十分であったと考えられる。

Ryan and Zarowin(2003)は、投資収益率と利益とのクロスセクショナルな関係が近年低下しているという先行研究の結果をうけ、その原因を究明することを主眼として分析している。彼らは投資収益率と利益の関係が希薄になった理由が利益の属性、つまり保守性やラグ要因の程度が変化したことにあると考え、この仮説を検証するために条件付モデルを利用した。分析の結果、利益の保守性とラグ要因はともに時系列で拡大していることが明らかとなった。この結果は、彼らの設定した仮説を支持するものに他ならない。

このように、Basu モデルや条件付モデルを用いて保守主義を定量化した先行研究は数多く存在する。本節で提示したモデルにしたがって利益に関する保守主義を定量化した範囲では、先行研究によって次のような結果がえられている。すなわち、(1)アメリカでは、訴訟リスクの拡大とともに保守主義の程度が拡大する傾向がある。(2)法環境の違いによって保守主義の程度に差があるものの、先進国の企業会計における利益は保守的である。(3)いずれの利益を用いるかで、利益に関する保守主義の程度は異なる。

## 第2節 純資産に関する定量化モデル

純資産に関する保守主義の定量化モデルは、Feltham and Ohlson(1995)が企業の純資産簿価と株式時価総額に差が生じる原因の1つとして保守主義を取りあげたことから始まり、発展したものである。第1節で示したBasuモデルとは異なり、純資産に関する保守主義の定量化モデルはラグ要因を考慮した理論的な導出を経て、実証分析がなされた。純資産に関する保守主義の定量化モデルの構築において重要な貢献を果たしたのがBeaver and Ryan(2000)であり、彼らはRyan(1995)をもとに純資産に関する保守主義の定量化モデルを理論的に提示した。また、理論モデルを提示するとともに実証的な分析を行うことで当該モデルの妥当性を示したという点でも、保守主義の研究におけるこの研究の重要性が認められる。

本節では、純資産に関する保守主義の定量化モデルを詳細に検討する。まず、第1項でBeaver and Ryan(2000)の提示したモデル(無条件モデル)の導出過程を提示し、次に第2項でモデルの前提を緩和することで保守主義の指標となりえる純資産簿価・時価比率について述べる。そして、第3項ではこれらの定量化モデルを用いた代表的な先行研究の内容を概観する。

### 第1項 無条件モデルの概要

Ohlson(1995)は、企業価値を評価するのに用いられる割引配当モデル(discounted dividend model)に基づき、会計のクリーンサープラス関係を前提とすることで、会計数値を用いた代替的な企業評価モデルを構築している。このモデルが、割引超過利益モデル(discounted residual income model)であり、次の(3.6)式のように示される。

$$V_t = BV_t + \sum_{j=1}^{\infty} (1+r)^{-j} E[x_{t+j}^a], \quad (3.6)$$

ただし、

$V_t$  :  $t$  期末における本質的価値(intrinsic value)

$BV_t$  :  $t$  期末における純資産簿価

$r$  : 割引率

$x_{t+j}^e$  :  $t+j$  期の超過利益 ( $x_{t+j}^e = x_{t+j} - r \cdot BV_{t+j-1}$ )

$x_{t+j}$  :  $t+j$  期の当期純利益

$t$  期末時点における企業の株式時価総額が同時点の企業の本質的価値と一致するならば、純資産の簿価と株式時価総額の差額は、(3.6)式の第2項によって示すことができる。また会計上は、このような株式の時価総額が純資産簿価を上回る部分をのれん (goodwill) とよぶ (Ohlson, 1995, p. 662)。

割引超過利益モデルでは、将来期間にわたる利益が予測されるため、会計選択が利益と純資産簿価へ与える影響がなくなる (White *et al.*, 2003; Palepu *et al.*, 2003)。したがって、短期的には会計選択などの影響によって純資産の簿価と株式時価総額が乖離したとしても、長期的には両者が一致するはずである。しかし、Feltham and Ohlson (1995, p. 692) は、企業の純資産簿価と株式時価総額が長期的にも一致しない場合があることを指摘し、このような会計を保守的会計とよんだ。この関係に基づき、Ryan (1995) が保守的会計のモデル設計に着手し、Beaver and Ryan (2000) がそのモデルを展開している。

企業が每期資産を購入すると仮定すれば、特定時点における企業全体の未認識のれん (unrecorded goodwill) は、過去に購入した各資産に関する未認識のれんの和として表現できる。未認識のれんとは、資産の購入時点から除却時点の間で生じる当該資産の簿価と時価の差額を意味し、先に示したラグ要因と同義のものである。

ここで、企業が保有する資産に対して、未認識のれんを生じさせるような平均ゼロの時価ショック ( $o_t$ ) が各年度に起こると仮定する。この時価ショックが時価変動の線形写像 (linear projection) として表すことができるならば、未認識のれんは次の (3.7) 式のように示すことができる。

$$URG_t = b[F(0)\Delta MV_t + F(1)\Delta MV_{t-1} + F(2)\Delta MV_{t-2} + \dots + F(K-2)\Delta MV_{t-K+2}] + E_t \quad (3.7)$$

ただし、

$$E_t = [F(0)e_t + F(1)e_{t-1} + F(2)e_{t-2} + \dots + F(K-2)e_{t-K+2}]$$

$URG_t$  :  $t$  期における企業資産全体の未認識のれん

$b$  : 会計上は即時に認識されない時価変動

$F(s)o_{t-s}$  :  $t$  期に認識されていない未認識のれんのうち、 $t-s$  期の時価ショックの影響に相当する

$$\text{部分} (o_t = b \Delta MV_t + e_t)$$

$\Delta MV_t$  :  $t$  期における株式時価総額の変化額

$K$  : 資産の耐用年数

$e_t$  : 平均ゼロで、 $\Delta MV_t$  に直交する攪乱項

(3.7) 式を(3.6)式の第2項に代入し、全体を  $t$  期末時点における純資産簿価で除すことにより次の式を導出することができる。ただし、ここでは(3.6)式の右辺の  $V_t$  (企業価値)が  $t$  期末時点における株式時価総額に一致することが仮定される。このとき、右辺と左辺を入れ替え、入れ替えた左辺には第1項のみを残し、第2項以降を全て右辺に移項させることで、以下の(3.8)式が導出される。

$$BV_t / MV_t = 1 - b[F(0) \frac{\Delta MV_t}{MV_t} + F(1) \frac{\Delta MV_{t-1}}{MV_t} + F(2) \frac{\Delta MV_{t-2}}{MV_t} + \dots + F(K-2) \frac{\Delta MV_{t-K+2}}{MV_t}] + \frac{E_t}{MV_t}, \quad (3.8)$$

ただし、

$MV_t$  :  $t$  期末における株式時価総額

このモデルのもとでは、資産の耐用年数にわたってラグ要因が生じることを仮定しているが、企業は多種多様な資産を保有しているため、全ての企業に共通な耐用年数を特定するのは困難である。Ryan(1995)は、企業が保有する資産の平均的な耐用年数が10年であることを利用し、以下

の実証モデルを構築している。

$$BV_t / MV_t = \alpha + \sum_{j=0}^{10} \beta_j \frac{\Delta MV_{t-j}}{MV_t} + \gamma \frac{\Delta MV_{t-10}}{MV_{t-10}} + e_t, \quad (3.9)$$

ただし、

$BV_t$ :  $t$  期末における純資産簿価

$MV_{t-j}$ :  $t-j$  期末における株式時価総額

$\Delta MV_{t-j}$ :  $t-j$  期における株式時価総額の変化額

$e_t$ : 誤差項

ラグ要因は  $\beta_j$  によって表現される。そして、その値は負になり、ラグ  $j$  が大きくなるほどゼロに近づくことが予想される。また、(3.8)式からもわかるように、(3.9)式における定数項( $\alpha$ )の理論値は1である。しかし彼は、OLSによる推定値が1を有意に下回ることを発見し、会計における保守主義などがその原因となっていると述べた。この主張から、Beaver and Ryan(2000)は、Ryan(1995)のモデルを展開して保守主義の定量化を試みたのである。Beaver and Ryan(2000)は、サンプル数の確保やサバイバル・バイアスの回避を目的とし、ラグ要因の識別期間を6期間と定めている。先行研究でも、純資産簿価・時価比率と過去の投資収益率の関係は、約6期間続くことが報告されており(Beaver and Ryan, 1993)、この6年という期間は妥当といえる。

しかし、日本については、6年という期間が適切であるとはかぎらない。そのため、Feltham and Ohlson(1995)とRyan(1995)をもとにした保守主義を定量化するための無条件モデルは、以下のよう形成される。またこの場合も、 $t$  期から  $t-n$  期までの期間においてラグ要因が生じると仮定される。

$$BMR_t = \alpha + \beta_0 R_t + \sum_{j=1}^n \beta_j R_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (3.10)$$

ただし、

$BMR_t$  :  $t$  期末における純資産簿価・時価比率 ( $= BV_t / MV_t$ )

$R_t$  :  $t$  期における投資収益率

$R_{t-j}$  :  $t-j$  期における投資収益率

$\varepsilon_t$  : 誤差項

保守主義の程度は  $\alpha$  によって示される。本論文では、純資産簿価・時価比率と投資収益率の関係を特定するため、第 1 節と同様に、Beaver and Ryan (1993) と同様の手法を用いて分析を行った (補論 A)。分析の結果、1984 年から 2004 年の期間において、日本企業の純資産簿価・時価比率は過去 6 期間遡った投資収益率と有意な関係にあることが明らかとなった。この結果は、アメリカ企業について分析した Beaver and Ryan (1993) と一致しており、日本企業について純資産の保守性を分析する際にも、ラグ期間を 6 年とすることが妥当であることを示している。

## 第 2 項 純資産簿価・時価比率にもとづく指標の概要

前項で示した無条件モデルは、ラグ要因を考慮した上で純資産に関する保守主義を定量化するものである。本項では、このモデルからラグ要因に関する条件を緩和した保守主義の指標について検討する。

Givoly and Hayn (2000) や Pae *et al.* (2005) は、企業会計における保守主義の指標の 1 つとして純資産簿価・時価比率 (またはその逆数) を用いている<sup>10</sup>。投資者が将来キャッシュ・フローの現在価値にもとづいて企業を評価するかぎり、純資産簿価・時価比率は企業会計における保守主義の指標となりうるからである (Givoly and Hayn, 2000)。

前項で示した無条件モデルからすれば、純資産簿価・時価比率をもって保守主義の指標とすることは、いくぶん問題がある。そもそも、純資産簿価と株式時価総額の差に影響を与えるのは、保

---

<sup>10</sup> 先行研究では、保守主義の指標として純資産簿価・時価比率を用いる場合もあれば、その逆数を用いる場合もある。しかし、理解可能性を考慮して、本論文では純資産簿価・時価比率またはその逆数が保守主義の指標として用いられている場合の両方を、純資産簿価・時価比率という記述に統一する。

守主義だけではない。Feltham and Ohlson(1995)は保守主義のほか企業成長性などが純資産簿価と株式時価総額における差の決定要因となりうることに言及しているし、Beaver and Ryan(2000)も保守主義の指標を構築する際に、企業成長性との関係を考慮している<sup>11</sup>。つまり、無条件モデルでさえも純資産簿価と株式時価総額の差の決定要因を全てコントロールできていないため、純資産簿価・時価比率をもって保守主義の指標とすることで、この指標はよりいっそう歪みをもつ危険性がある。

しかし、第1節では条件付モデルについてラグ要因に関する条件を緩和すればBasuモデルに展開可能であることを示したのと同様に、無条件モデルについてもラグ要因をコントロールしない保守主義の指標を展開することは可能なはずである。したがって、無条件モデルからラグ要因に関する条件を緩和したものを、純資産簿価・時価比率として定義することができる。

以上の考察から明らかなように、第1節で示した条件付モデルとBasuモデルから定量化される指標は、本節で示した無条件モデルから定量化される指標と純資産簿価・時価比率に対応している。すなわち、ラグ要因を考慮するか否かで前節と本節の指標は対応しているのである。

このような対応関係については、たとえばPae *et al.*(2005)、Roychowdhury and Watts(2006)、およびGivoly *et al.*(2006)らが分析しており、利益に関する保守性と純資産に関する保守性にマイナスの相関があることを報告している。ただし、いずれの研究もラグ要因を考慮しない指標で比較しているため、ラグ要因を考慮した場合の関係は明らかでない。そこで、本論文では第3章でラグ要因をコントロールした場合とそうでない場合の両方について、保守主義の指標間の実証的に分析する。

### 第3項 純資産に関する定量化モデルを用いた先行研究

Beaver and Ryan(2000)は無条件モデルにもとづき、アメリカ企業に関する純資産の保守性を定

---

<sup>11</sup> ただし、彼らが成長性の代理変数としたのは配当性向であるため、売上高成長率などを成長性の代理変数とするような他の研究とは成長性を捉える観点が異なる。彼らは、企業が獲得した利益を再投資に投下するか否かで成長性を定義しており、配当性向が高い企業を成長性の低い企業と考えている。

量化した。そして、彼らは定量化された指標が一般に保守的と考えられる会計選択と期待されるような関係をもつか、さらに企業の成長性とどのような関係があるかを検証した。

検証の結果、Beaver and Ryan(2000)は減価償却方法として加速償却法を用いた場合の減価償却費、または研究開発費と広告宣伝費の総額が大きい企業ほど、無条件モデルから定量化される保守主義の程度が高くなることを明らかにした。また、Feltham and Ohlson(1995)のフレームワークにもとづけば、利子率を超えるほどの成長性を有する企業は、成長性によって保守主義の効果が相殺されてしまう。そのため、成長性と保守主義にはマイナスの関係が予想される。彼らは配当性向を成長性の代理変数とし、予想通りマイナスの関係を観察している。

Ahmed *et al.*(2002)は無条件モデルにもとづいて保守主義を定量化し、保守主義が企業の債権者と株主の利害調整に役立っているか否かを分析した。彼らは、まず負債比率の高い企業や配当の支払い額が多い企業ほど債権者と株主の利害対立が生じやすいと仮定した。そして、債権者と株主の間で利害が対立しているほど、企業は保守的な会計を選好するという仮説を設定し、これを支持する結果を示したのである。

さらに、Ahmed *et al.*(2002)は保守主義の程度が高いほど企業の負債コストは軽減されるという仮説も設定し、債券の格付けを負債コストの代理変数とすることでこの仮説も検証した。分析の結果、彼らはこの仮説についても期待どおりの結果をえている。また、Ahmed *et al.*(2002)は無条件モデルの他に次節で示す会計発生高を用いた指標を分析に用いても同じ結果をえており、結果の頑健性を保証している。

これらの先行研究はいずれもアメリカ企業についてであるが、日本企業については薄井(2004)が同様の分析を行っている。薄井(2004)は、まず無条件モデルに依拠して保守主義の定量化を試み、次に会計選択と保守主義の指標の関係、および債権者と株主の利害対立や従業員と株主の利害対立等と保守主義の指標との関係を同時に検証する回帰モデルを設定した。薄井(2004)の分析観点は債権者と株主との関係に限定せず、企業を取り巻く多様な利害対立関係において、保守主義が利害対立の調整機能を果たすか否かにあり、この点で Ahmed *et al.*(2002)と異なる。

検証の結果、分析期間ごとに違いがあるものの、研究開発費と広告宣伝費の総額が大きい企業

ほど保守主義の程度は高く、全期間を通して、債権者と株主の利害対立が大きいほど保守主義の程度は高くなるという結果をえた。また、より近年の期間については株主と従業員の短期的な利害対立が大きい企業ほど、保守主義の程度が高いことを発見している<sup>12</sup>。

純資産簿価・時価比率については、Givoly and Hayn(2000)、Roychowdhury and Watts(2006)、Pae *et al.*(2005)、および Givoly *et al.*(2006)らが保守主義の指標として用いている。ただし、この指標は代替的な指標として頑健性を確かめるために用いられるか、Basu モデルから定量化される指標との関係で分析されることが多い。そのため、具体的な会計選択や保守主義の役割に焦点をおいた先行研究は現在のところ存在しない。

前項で示したように、上記の先行研究は Basu モデルから定量化される利益に関する保守主義の指標と、純資産簿価・時価比率にマイナスの関係があることを報告している。この関係について、たとえば Pae *et al.*(2005)は期首の純資産簿価が株式時価総額に比べて過大であることは、そもそも会計上の見積りなどが保守的でないことを意味するため、企業に不利な経済的事象が生じたときに、当該損失を認識する余地が大きいと主張する。経済的なニュースに依存して定量化される Basu モデルは、ニュースに依存して認識する損失部分が大きく、その認識速度が早いほど、保守的なものと判断される。そのため、純資産簿価・時価比率が大きく、保守主義の程度が低い企業ほど、Basu モデルから定量化される保守主義の程度は高くなるのである。

一方、Roychowdhury and Watts(2006)は株式時価総額には、本来純資産として認識すべきでない経済レント(rent)、つまり成長オプション(growth option)の評価額が含まれることを述べ、純資産簿価・時価比率にはノイズが含まれると主張する。こういった成長オプションを多くもつ企業は、たとえ成長オプションの変動に応じて株式時価総額が変動したとしても、純資産簿価の評価額は変動しない。さらに、成長オプションの変動は会計上の利益にも反映されることはないため、利益に関する保守主義の程度が高く識別されることはない。

---

<sup>12</sup> 株主と従業員の短期的な利害対立の程度は、労務費および人件費・福利厚生費の総額によって代理されている。薄井(2004)はこの金額が大きいほど、株主と従業員は短期的な利害対立関係にあると考えている。

したがって、成長オプションの評価額が大きいことで純資産簿価・時価比率が小さくなった企業は、たとえ成長オプションの評価額が減少して投資収益率がマイナスになったとしても、会計利益がこれを反映することはなく、指標のうえでは保守主義の程度が低く識別されてしまう。そのため、表面上は期首の純資産が保守的である企業ほど、期中の利益が保守的でないという関係になってしまうのである。Roychowdhury and Watts (2006) はこれをバッファ問題 (buffer problem) と称している。そして、利益に関する保守主義の測定期間を 3 期間まで拡大することでこの問題が緩和され、利益に関する保守性と純資産に関する保守性がプラスの関係を示すことを明らかにしている。

また、適切な企業評価モデルを構築する一環として、Mason (2004) や Cheng (2005) は株式時価総額と純資産簿価の関係を検証する上で、考慮すべき要因の 1 つに保守主義をあげている。この場合、研究開発費の費用処理額や減価償却額などが保守主義の変数として用いられ、株式時価総額の変動を説明するとき、純資産簿価の他にこれらの変数を追加することが重要であると指摘されている。

このように、無条件モデルや純資産簿価・時価比率を用いて保守性を定量化した先行研究が複数存在する。純資産に関する利益の保守性を分析した先行研究の結果を要約すると、次のようになる。すなわち、(1) 一般的に保守的と考えられるようないくつかの会計選択と保守主義の指標は関係している。(2) 株主と債権者の利害対立が大きい企業は純資産に関する保守主義の程度が高く、保守主義の程度が高い企業は負債コストが小さい。(3) 純資産簿価・時価比率は Basu モデルから定量化される利益に関する保守主義の指標と短期的にはマイナスの関係がある。

### 第 3 節 会計発生高を利用した定量化モデル

本章で詳解する最後のモデルは、会計発生高を用いた保守主義の定量化モデルである。このモデルは Wolk *et al.* (1989) による保守主義の定義に依拠し、Givoly and Hayn (2000) によって提唱された。Wolk *et al.* (1989) の定義によれば、累積された報告利益の最小化をもたらすような会計が保守的なものである。この定義と、会計利益に関する次の特徴を組み合わせることで、Givoly and

Hayn(2000)は会計発生高によって保守主義を定量化した。

その特徴とは、キャッシュ・フローと会計発生高の和が会計利益であり、会計発生高には平均回帰的な特徴があるというものである。企業が事業活動を開始してから終わるまでの間でみれば、キャッシュ・フローの合計と会計利益の合計は同じになる。そのため、これらの差である会計発生高を事業の開始時から終了時まで累積すれば、その値はゼロになる。こういった会計発生高の特徴にもとづけば、ある程度の長期間で累積した会計発生高の合計はゼロに近づくと考えられる。したがって、もし長期間で累積した会計発生高の累積額がマイナスになるのであれば、そのような利益は保守的なものと判断することができる。以上の関係から、Givoly and Hayn(2000)は会計発生高の累積額を保守主義の指標と定義したのである。

本節では、この会計発生高を用いた利益に関する定量化モデル(会計発生高モデル)を詳細に検討する。以下では、まず第1項で会計発生高モデルの概要を示す。そして、第2項では会計発生高モデルを用いて保守主義を定量化した先行研究を概観する。

### 第1項 会計発生高モデルの概要

先述したように、Wolk *et al.*(1989)の定義と会計発生高の特徴を前提とすれば、ある程度の期間で累積された会計発生高の合計がマイナスになるのであれば、そのような会計を保守的と考えることができる。会計発生高の累積額がマイナスになるとき、キャッシュ・フローが一定であれば、累積された報告利益は最小になるはずだからである。

上記の関係に基づき、Givoly and Hayn(2000)は、会計発生高に依拠して保守主義を定量化している<sup>13</sup>。具体的な定量化の方法は、複数期間の総会計発生高(total accruals)を累積させるというものである。そして、その累積額がマイナスの値をとり、絶対値が大きくなるほど、保守主義の程度

---

<sup>13</sup> 先行研究では、会計発生高が経営者による利益調整(earnings management)に利用されやすいことが指摘されているため、会計発生高に依拠して保守主義を定量化する場合は利益調整との関係が重要となる。これについて Watts(2003a)は、保守主義の指標として算定される長期的な会計発生高の累積額が負であれば、これが経営者による利益調整であると考えられないと述べている。経営者は、将来の利益増加を狙って利益減少型の会計手続きを選択すると考えられるため、長期的な会計発生高の累積額が負であることはその仮定に反するからである。

は高いと考えられる。また彼らは、総会計発生高を営業会計発生高 (operating accruals) と営業外会計発生高 (nonoperating accruals) に分けることで、どちらの項目がより保守主義の程度に影響を与えるかも検証している<sup>14</sup>。

Givoly and Hayn (2000) はアメリカ企業が報告する財務諸表項目にしたがった会計発生高の測定モデルを提示しているが、このモデルには日本企業について定量化する際に適切でない項目が含まれる。そのため、以下で示す総会計発生高の定量化モデルは日本企業に関して分析が可能となるように、日本企業の会計発生高を定量化した須田・首藤 (2004) または Kubota *et al.* (2006) にしたがっている。

$$\text{総会計発生高} = \text{営業会計発生高} + \text{営業外会計発生高} \quad (3.11)$$

$$\text{営業会計発生高} = (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}) \quad (3.12)$$

$$\begin{aligned} \text{営業外会計発生高} = & -(\Delta \text{貸倒引当金}^{15} + \Delta \text{退職給付引当金} + \Delta \text{役員退職慰労引当金} \\ & + \Delta \text{その他の長期引当金} + \text{減価償却費}) \end{aligned} \quad (3.13)$$

ただし、

$$\begin{aligned} \Delta \text{資金調達項目} = & \Delta \text{短期借入金} + \Delta \text{コマーシャル・ペーパー} \\ & + \Delta \text{1年以内返済の長期借入金} + \Delta \text{1年以内返済の社債・転換社債} \end{aligned}$$

(3.12) 式と (3.13) 式から、それぞれ営業会計発生高と営業外会計発生高が測定され、両者を加えることで総会計発生高が測定される。

Givoly and Hayn (2000) によれば、会計発生高の累積期間はより長期であることが望ましい。しかし、分析目的によっては長期で累積することが困難である場合もある。その場合、先行研究では 1 期間以上累積した営業外会計発生高を保守主義の指標としたり、長期ではなく数期間の総会計

<sup>14</sup> ここでいう営業会計発生高は他の研究で運転資本や短期会計発生高と称されるものと同じであり、営業外会計発生高は長期会計発生高などと称されるものと同じである。

<sup>15</sup> ここでの貸倒引当金は投資その他の資産の控除項目として記載されるものである。

発生高の累積額が利用される。このような指標が用いられるのは、会計発生高の累積額がマイナスとなるのは営業外会計発生高の影響であるという Givoly and Hayn (2000) の実証結果にもとづいている。

## 第 2 項 会計発生高モデルを用いた先行研究

会計発生高モデルは、投資収益率や株式時価総額といった、証券市場で生成される指標にもとづいていないという点で、これまで示してきた 2 つの定量化モデルと異なる。そのため、証券市場の効率性を仮定しないような研究や証券市場での企業評価に関わるような研究においては、会計発生高モデルから定量化された指標が用いられることがある (Givoly and Hayn, 2002; Mensah *et al.*, 2004)。

会計発生高モデルを考案した Givoly and Hayn (2000) は 1966 年から 1998 年という 33 年もの期間にわたって会計発生高を累積し、総会計発生高および営業外会計発生高の累積額がマイナスになることを発見した。また、景気の変動などマクロ的な要因やサバイバル・バイアスの影響を考慮しても、会計発生高の累積額がマイナスになるという結果は支持されている。

彼らが示した図 (Givoly and Hayn, 2000, p. 303, Figure 1) によれば、1980 年頃までは会計発生高の累積額はゼロ付近で推移するものの、それ以降、特に 1980 年代後半以降の累積額はマイナスとなり、その額は拡大している。こういった会計発生高の時系列推移に比して、営業活動によるキャッシュ・フローはほぼ一定水準で推移している。

また、営業会計発生高と営業外会計発生高には、次のような特徴がある。すなわち、営業会計発生高の累積額は増加傾向にあり、総会計発生高の累積額が減少傾向にあることに反している。他方、営業外会計発生高の累積額は、総会計発生高と同様に減少傾向を示していた。さらに、特別項目 (special items) や廃止事業項目 (discontinued operations) といった臨時的に生じる項目の影響を取り除いても、依然として営業外会計発生高の累積額はマイナスとなる。以上の結果から、保守主義の程度の決定要因は営業外会計発生高にあり、それは臨時的な項目を除いても強い影響をもつことがわかる。

日本企業については Tazawa(2003)が会計発生高モデルにしたがって会計発生高の累積額を測定している。Tazawa(2003)は 1975 年以降 1999 年までの分析対象期間について、継続的に会計発生高の累積額がマイナスとなり、その程度が拡大していることを報告した。このように、アメリカ企業よりも日本企業における保守主義の程度はより早期に拡大傾向を示しているが、近年に至るまでその傾向が継続しているという点で、アメリカ企業と日本企業は保守主義の程度について同様の特徴があるといえる。

会計発生高モデルを用いて利益の保守性を定量化している場合でも、保守主義の指標とする会計発生高として選択される項目、および測定期間は研究によって異なる。たとえば、Ahmed *et al.* (2002)は無条件モデルと会計発生高モデルの両方を用いて保守主義を定量化しているが、6 年間の総会計発生高を累積することで保守主義の指標としている。そして、分析により無条件モデルを用いた場合とほぼ同じ結果をえている。すなわち、債権者と株主の利害が対立するほど、企業は保守的な会計を選好し、保守的会計を選好する企業は負債コストが小さくなるという結果である。

他にも、Mensah *et al.* (2004)はアナリストが利益の保守性を考慮して利益予想を公表するか否かについて、結果の頑健性を確認するために会計発生高モデルを用いて検証している。彼らの指標は、会計発生高の累積額ではなく、分析対象となる 1 期間の総会計発生高を測定したものであった。Mensah *et al.* (2004)は保守主義の程度が高い企業に関するアナリスト予測は予測誤差が大きく、予測の散らばりも大きいことを発見しており、会計発生高モデルから測定された保守主義の指標を用いても、結果に変化がないことを報告している。

Klein and Marquardt(2006)は会計発生高の累積額ではなく 1 期間のみの測定値を用いており、また、総会計発生高ではなく営業外会計発生高を用いて保守主義の程度を定量化している。Klein and Marquardt(2006)の分析は企業レベルの分析をしている他の研究とは異なり、マクロレベル、つまり市場全体を分析対象としている。そのため、彼らは企業ごとに測定された営業外会計発生高の全体平均を算定し、それを保守主義の指標と定義した。

Givoly and Hayn(2000)は保守主義の程度が拡大したことで損失報告企業が増加していることを示唆しており、他の研究でも、近年保守主義の程度が拡大しており、それと並行して損失報告企

業が増加していることが言及されている。そこで、市場における損失報告企業の割合の決定要因を究明することが分析主眼である Klein and Marquardt (2006) は、この関係を検証したのである。

分析の結果、単一変量のもとでは、保守主義の程度が高いほど損失報告企業の割合が増加することがわかった。ただし、データ・ベースがカバーする企業の拡大や、キャッシュ・フローで測定される企業業績、あるいはビジネス・サイクルといった会計以外の要因をコントロールすることでこの関係が小さくなることも報告されている (Klein and Marquardt, 2006)。

Watts (2003a) が指摘するように、会計発生高モデルによって定量化される保守主義の指標は複数期間累積することで、利益調整の影響などを排除することができる。ただし、この累積期間をどの程度にすることが望ましいかについては、現在のところ明らかな解答がない。しかし、わずか 1 期間で測定された会計発生高を保守主義の指標として用いれば、少なからず、測定された指標には利益調整に起因する歪みが含まれるであろう。そのため、先行研究でも 1 期間のみの会計発生高を用いた分析は、頑健性を確かめるためや、総合的な指標として用いるに留まっている。今後は、どの程度の期間で会計発生高を累積することが望ましいかについての分析が必要とされるところである。

会計発生高モデルにしたがって保守主義を定量化した範囲では、先行研究によって次のような結果がえられている。すなわち、(1) 1980 年代以降、アメリカ企業における会計発生高の累積額はマイナスとなり拡大傾向にあるが、その原因は営業外会計発生高にある。日本企業については、1975 年以降から会計発生高の累積額がマイナスとなり、現在に至るまでその程度は拡大傾向にある。(2) 株主と債権者の利害対立が大きい企業は保守主義の程度が高く、そういった企業の負債コストは小さくなる。(3) 保守主義の程度が高い企業に対するアナリスト予測は、誤差と散らばりが大きい。そして、(4) 市場全体における保守主義の程度が高いほど損失報告企業の割合は増加する傾向にあるが、他の要因をコントロールすると、この影響は小さくなるのである。

#### 第4節 保守主義の定量化モデルに関する要約

本章では、第1節で利益に関する保守主義の定量化モデル、第2節で純資産に関する保守主義の定量化モデル、そして第3節で会計発生高を利用した保守主義の定量化モデルを詳解した。利益に関する定量化モデルと純資産に関する定量化モデルは、株価が企業の経済的価値を表していることを仮定し、その価値変動との関係で保守主義を定量化したものである。他方、会計発生高を利用した定量化モデルは会計数値のみを用いて保守主義を定量化している。

前者の場合、証券市場に関する弱度または半強度の効率性のある程度仮定することになるため、いったんこの前提が覆されれば、これらの定量化は意味がなくなってしまう。一方、会計発生高に依拠した指標については、会計発生高を累積するのに適切な期間が明らかでないという問題点がある。会計における保守主義の定量化モデルが1つに定まらない理由は、各モデルにこういった問題点があり、複数のモデルによって仮説を検証する必要があるためかもしれない。

あるいは、各モデルが捉える保守主義の側面が異なることも考えられる。前述したように、Basuモデルから測定される保守主義の指標は、純資産簿価・時価比率とマイナスの関係をもつ。この結果がもたらされた要因として、次のような理由が考えられる。たとえば、単に一方のモデルが他方のモデルより優れている可能性、各モデルが捉える保守主義の側面が異なる可能性、もしくは保守主義の指標が互いに影響を及ぼし合っている可能性などである。

各モデルが捉える保守主義の側面が同じであるなら、より精度の高い定量化モデルの選択が望まれるし、捉える側面が異なるのであれば、その異なる側面を明らかにしなければならない。会計における保守主義が不可視なものである以上、これを分析対象とするためには、このような指標間の関係を検証しなければならない。そして、各指標が捉える側面を明確にしたうえで、保守主義の機能について精緻な分析をすることが今後の課題であるといえるであろう。本章では、いくつかの定量化モデルのもとで測定された指標を用いて保守主義の機能を分析した先行研究の結果を概観した。指標間の関係や、どのような会計選択が各指標に影響を与えるかが明らかでないため、これらの分析についても今後の詳細な検討が必要になると考えられる。

次章以降では、複数のモデルにしたがって企業会計における保守主義を定量化し、各指標に

影響を与える会計選択を特定する。指標間の関係を検証する際には、時系列データを用いて企業ごとに保守主義を定量化する分析と、クロスセクション・データを用いた分析の両方を行うことで頑健な結果を提示する。

ただし、本論文で主に分析対象とするのは利益に関する保守主義の定量化モデルと、純資産に関する保守主義の定量化モデルである。会計発生高モデルは会計変数のみを利用するという利点があるものの、累積期間に関する問題や、保守主義の程度を判別するための明確な基準が存在しないなどの理由から、保守主義の定量化モデルとして十分であるとはいえない。そのため、これ以降では会計発生高モデルから測定される指標を、他の 2 つの補助的なものと考えて分析する。

### 第3章 保守主義の定量化と指標間の関係に関する分析

本章では、第2章で示した保守主義の定量化モデルにしたがい、企業会計における保守主義を複数の方法で定量化し、各指標間の関係を明らかにする。

先行研究では保守主義の定量化モデルとして複数の方法が提唱されているが、モデル間の関係や定量化された指標を、ラグ要因を考慮するか否かを含めて体系的に分析した研究は今のところ存在しない。理論モデルから導出された保守主義の定量化モデルが複数存在する以上、それらのモデルから定量化された指標がどのように関係しているかを分析することは肝要である。次章では各指標に影響を与える会計選択について検証するが、この検証を進めるうえでも、指標間の関係を本章で明らかにすることは重要であると考えられる。

本章の分析では、企業ごとに保守主義の程度が異なることを仮定し、1991年から2005年の分析対象期間について、企業単位で保守主義を定量化する。各企業が適用する保守主義の程度と指標間の関係については、次に示す2通りの仮定にもとづきそれぞれ分析する。①企業が適用する保守主義の程度が分析対象期間を通じて一定であり、指標間の関係も変化しないことを仮定した分析と、②保守主義の程度が変化したり、指標間の関係が変化することを考慮した分析である。

本章で用いるモデルの導出過程やその詳細は第2章で示した。ここでは、いま一度本章で用いる保守主義の定量化モデルの関係を整理するために、表3.1にモデルの関係を示している。本章では、利益に関する保守主義であるか純資産に関する保守主義であるか(2種類)、そしてラグ付であるか否か(2種類)を区分するため、合計4つの方法で保守主義を定量化する。表3.1では縦に利益であるか純資産であるかを区分し、横にラグ要因を考慮するか否かを区分している。該当箇所には定量化に用いるモデル名を示し、括弧内は各モデルから定量化される指標名を示している。ただし、ラグ要因を考慮しない純資産に関する保守主義の定量化には純資産簿価・時価比率を用いるため、統計的なモデルの推定は必要ない。

また、第2章で補助的な指標として位置づけた会計発生高にもとづく指標についても、表3.1に

表 3.1 保守主義の程度に関する指標の関係

	ラグ付き	ラグなし
利益	条件付モデル( <i>CON</i> )	Basu モデル( <i>Basu</i> )
純資産	無条件モデル( <i>UNCON</i> )	純資産簿価・時価比率( <i>BMR</i> )

示した指標との関係を検証する。企業会計は発生主義にもとづくため、純資産や利益の保守性に関する経営者の裁量は、会計発生高を通して発揮されと考えられる。つまり、保守主義の補助的な指標としてだけでなく、表 3.1 に示した指標の決定要因を検証するという意味でも、会計発生高を分析に含めるのである。これによって、指標間の関係をより詳細に検証することができる。

以下では、まず第 1 節で保守主義の指標間の関係を分析した先行研究をレビューする。そして、第 2 節では各指標の定量化方法を述べる。続く第 3 節では、本章の分析で用いるサンプルを提示し、基本統計量を報告する。次に、第 4 節では分析結果を示し、それを検証する。最後に、結果の要約と結論を述べる。

### 第 1 節 先行研究のレビュー

利益に関する保守主義の指標と純資産に関する保守主義の指標の関係は、いくつかの先行研究によって分析されている。たとえば、Lara and Mora (2004)、Pae *et al.* (2005)、Givoly *et al.* (2006)、および Roychowdhury and Watts (2006)らは Basu モデルと純資産簿価・時価比率の関係を分析し、マイナスの関係があることを発見した。ある時点における純資産簿価・時価比率にもとづいていくつかのポートフォリオを作成した場合、純資産に関する保守主義の程度が高いと考えられるポートフォリオほど、利益に関する保守主義の程度が低かったのである。

多くの場合、これらの先行研究はクロスセクショナルな分析であり、企業ごとに時系列データを用いて分析したものは少ない。企業ごとに保守主義を定量化した先行研究としては、Ahmed *et al.*

(2002)、Francis *et al.* (2004)、および Givoly *et al.* (2006) があげられる<sup>16</sup>。Ahmed *et al.* (2002) は会計発生高に基づく指標と無条件モデルから推定される指標の関係を検証している。そして、1993年から1998年のデータを用いて企業ごとに定量化された2つの指標には、プラスの有意な相関があることを明らかにした。ただし、この関係はピアソンの検定でのみ有意性が観察されただけであり、スピアマンの検定では有意ではなかった。

Givoly *et al.* (2006) は年次または四半期のデータを用いて、企業ごとに Basu モデルを利用した保守主義の定量化を実施した。年次データの分析では、1951年から2001年について少なくとも10年以上のデータが入手可能であり、投資収益率がマイナスとなる年度が6年以上存在することがサンプル抽出要件とされている<sup>17</sup>。Givoly *et al.* (2006) は保守主義の定量化に焦点をおいた分析であるが、企業ごとの定量化では他の指標との関係を分析していない。しかし、産業ごとの定量化では純資産簿価・時価比率と利益に関する保守性の関係を分析しており、両者にはマイナスの相関が観察されるものの、有意な水準ではないことを明らかにしている。

また、Francis *et al.* (2004) は保守主義の指標間の関係を分析したのではないが、Basu モデルにもとづき、企業ごとに10年分のデータを用いてローリング回帰を実施している<sup>18</sup>。彼女らの分析内容は、利益の属性の1つとしての保守主義が資本コストの形成に影響を与えるか否かである。Francis *et al.* (2004) が示した統計量によれば、Basu モデルから定量化された保守主義の指標は単一変数分析のもとで、利益の質や持続性といった属性とプラスの有意な相関があるという。これは、持続性などの利益の主要な属性と保守主義の指標に有意な関係があることを意味しており、Basu モデルが利益の重要な属性を捉えていることが示唆される。

---

<sup>16</sup> 他にも、Bushman *et al.* (2004) は Basu モデルを用いて企業ごとの保守主義を定量化しているが、彼らの分析目的は保守主義ではなく利益の適時性 (timeliness) である。彼らは、8年以上のデータが入手可能であること、及び投資収益率が全てプラスである場合にはサンプルから除外することを定量化の要件として課している。

<sup>17</sup> Basu モデルの推定では、投資収益率がマイナスのときに1をあてるダミー変数が設定され、保守主義の程度が識別される。もし、企業のデータを時系列で抽出した場合に投資収益率がすべてプラス (またはマイナス) であるような場合には、適切な推定が行えなくなる。Givoly *et al.* (2006) はそういった問題を事前に回避するため、このようなサンプル抽出要件を課したのである。

<sup>18</sup> ただし、Francis *et al.* (2004) は投資収益率の測定期間を会計期間の期首から期末の3ヶ月後までの合計15ヶ月としており、Basu (1997) をはじめとする先行研究とは異なる。

このように、複数の方法で企業ごとに保守主義を定量化し、それらの関係に焦点をおいて分析した研究は少ない。また、すでに分析された内容でさえも、先行研究で提唱された指標について体系的に検証したものは皆無に等しいのが現状である。

## 第2節 保守主義の定量化

本節では、第2章で示した保守主義の定量化モデルにもとづき、日本企業について保守主義を定量化するためのモデルを提示する。

指標間の関係を検証する際には、分析対象期間である1991年から2005年までの間に各企業単位で適用する保守主義の程度が一定であることを仮定した分析と、構造変化によって保守主義の程度が変化する可能性を考慮した分析を実施する。ここで、構造変化とは、会計基準の改廃による影響を想定している。たとえ企業の適用する保守主義の程度が時系列で同じであったとしても、会計基準の改廃を受けて、それ以前は選択可能であった会計方針や見積りの計算が適用不可能になったり、新しい選択肢が増えたりする場合がある。そのため、会計基準改廃の時期には企業単位で適用する保守主義の程度が変化している可能性がある。このような構造変化を考慮した分析では、15年にわたる分析対象期間において保守主義の程度が一定であるという仮定を緩和する。そして、構造変化の前後に分けて企業ごとに保守主義を定量化し、指標間の関係を分析するのである。

以下では、まず第1項でラグ要因を考慮したモデルとして、条件付モデルと無条件モデルを提示する。そして、第2項ではラグ要因を考慮しないモデルとして、Basuモデルと純資産簿価・時価比率を提示する。最後に、第3項で会計発生高を用いた指標を示す。

### 第1項 ラグ要因を考慮したモデル

まず、ラグ要因を考慮した場合のモデルについて考察する。ラグ要因を考慮した場合、利益に関する保守主義は条件付モデルによって定量化され、純資産に関する保守主義は無条件モデル

によって定量化される。これらのモデルは、それぞれ以下のように定義される。各モデルにおいて投資収益率を遡る期間を6期間としたことについては、補論Aの検証結果にもとづく第2章の記述に依拠している。

条件付モデル;

$$X_t / MV_{t-1} = \alpha + \alpha_n DR_t + \beta_p R_t + \beta_n R_t \cdot DR_t + \sum_{j=1}^6 \beta_j R_{t-j} + \varepsilon_t,$$

無条件モデル;

$$BV_t / MV_t = \alpha + \delta_0 R_t + \sum_{j=1}^6 \delta_j R_{t-j} + \varepsilon_t,$$

ただし、

$X_t$ :  $t$  期における当期純利益

$MV_{t-1}$ :  $t$  期首時点における株式時価総額

$DR_t$ :  $R_t < 0$  であれば 1、それ以外はゼロとするダミー変数

$R_t$ :  $t$  期における(配当込み)投資収益率

$R_{t-j}$ :  $t-j$  期における(配当込み)投資収益率

$BV_t$ :  $t$  期末の純資産簿価

$MV_t$ :  $t$  期末時点における株式時価総額

$\varepsilon_t$ : 誤差項

各モデルを通常最小自乗法(Ordinary Least Squares; OLS)によって推定し、企業ごとに保守主義の程度を識別する。条件付モデルでは  $\beta_n$  が大きいほど保守主義の程度が高く、無条件モデルでは  $\alpha$  が小さいほど保守主義の程度が高い。

条件付モデルについて  $\beta_n$  が保守主義の指標となるのは、Basu(1997)による保守主義の定義から解釈できる。つまり、Basu(1997)は、「財務諸表において、経済的損失を認識する場合よりも、経済的利益を認識する場合に、より高い程度の検証を要するという会計専門家の傾向を捉えたもの」として保守主義を定義した。 $t$  期の投資収益率は、 $t$  期における企業の経済的価値の変動、つまり

経済的損益を代理すると考えられる。そのため、 $\beta_n$ は経済的利益と会計利益との関係を所与とした、経済的損失と会計利益との関係の増分を示すことになる。したがって、条件付モデルから推定される $\beta_n$ が、保守主義の指標となるのである。

無条件モデルについて $\alpha$ が保守主義の指標となるのは、Beaver and Ryan(2000)の定義にもとづいている。彼らは、「純資産の簿価が長期的に株式時価総額よりも小さくなり、それによって純資産簿価・時価比率が長期的に1よりも小さくなること」として保守主義を定義した。無条件モデルから推定される $\alpha$ はラグ要因をコントロールした上で、なお残される純資産の簿価と株式時価総額の差を意味する。これは、Beaver and Ryan(2000)による保守主義の定義と一致しているため、 $\alpha$ が保守主義の指標となりえるのである。

また、Beaver and Ryan(2000)は時間効果(time effect)と企業効果(firm effect)を設定し、パネル分析によって無条件モデルを推定している。企業ごとに保守主義の程度を判別するには、Beaver and Ryan(2000)と同様に、パネル分析の手法を用いることができる。しかし、条件付モデルでは、このような手法が利用できないため、企業ごとに時系列データを用いてモデルを推定するよりほかに方法がない。条件付モデルと無条件モデルの推定における条件を同一にするため、本論文の分析では、時系列データを用いて企業ごとに両方のモデルを推定し、保守主義を定量化する。

なお、指標を区別するため、以下では条件付モデルから推定される $\beta_n$ をCONと称し、無条件モデルから推定される $\alpha$ に-1を乗じたものをUNCONと称すものとする。 $\beta_n$ は大きくなるほど保守的であることを意味するが、 $\alpha$ は小さくなるほど保守的であることを意味する。 $\alpha$ に-1を乗じたのは、両者の指標を統一的に解釈するためである。これによって、保守主義の指標は値が大きくなるほど保守主義の程度が高いことを意味することになる。

## 第2項 ラグ要因を考慮しないモデル

次に、ラグ要因を考慮しないモデルを提示する。ラグ要因を考慮しない場合、利益に関する保守主義はBasuモデルによって定量化され、純資産に関する保守主義は純資産簿価・時価比率に

よって測定される。これらのモデルは、それぞれ以下のように定義される。純資産簿価・時価比率には統計的なモデルの推定は必要ないが、Basu モデルには回帰式による推定が必要となる。そのため、以下では Basu モデルのみを示す。

**Basu モデル;**

$$X_t / MV_{t-1} = \alpha + \alpha_n DR_t + \beta_p R_t + \beta_n R_t \cdot DR_t + \varepsilon_t,$$

ただし、

$X_t$  :  $t$  期における当期純利益

$MV_{t-1}$  :  $t$  期首時点における株式時価総額

$DR_t$  :  $R_t < 0$  であれば 1、それ以外はゼロとするダミー変数

$R_t$  :  $t$  期における(配当込み)投資収益率

$\varepsilon_t$  : 誤差項

前項で示したように、 $\beta_n$  は経済的利益との関係を所与としたうえでの、経済的損失と会計利益の関係の増分を表す。Basu モデルから推定される保守主義の指標は  $\beta_n$  であり、この値が大きいほど保守主義の程度が高いことを意味する。

一方、無条件モデルに対応するラグ要因を考慮しない指標は、純資産簿価・時価比率 ( $BV_t / MV_t$ ) として測定される。純資産簿価を一定として株式時価総額の変動に注目した場合、純資産簿価・時価比率を財務的困窮性の指標として用いることも可能である<sup>19</sup>。しかし、純資産に関する保守主義を分析する際は、株式時価総額を一定とした場合の純資産簿価の大きさに注目する。そのため、株式時価総額に比べて純資産簿価が小さければ、これを保守的なものと判断することができる。つまり、純資産簿価・時価比率が小さいほど、保守主義の程度が高いと考えるのである。

---

<sup>19</sup> Fama and French (1993, 1996, 1997) では、3 ファクター・モデルによって期待収益率を推定しているが、ファクターの 1 つとして純資産簿価・時価比率が用いられている。ここでの純資産簿価・時価比率は、期待収益率の決定要因の 1 つであると考えられており、その解釈として純資産簿価・時価比率が財務的困窮性を示す指標となりえることが言及されている。

以下では、Basu モデルから推定される  $\beta_n$  を *Basu* と称し、純資産簿価・時価比率に -1 を乗じたものを *BMR* と称すことにする。純資産簿価・時価比率に -1 を乗じるのは、無条件モデルから推定される *UNCON* と同様に、*BMR* の値が大きくなるほど保守主義の程度が高いことを意味するように調整するためである。

### 第3項 会計発生高を用いた指標

会計発生高は会計上の利益と営業活動によるキャッシュ・フローの差額として定義される (Healy, 1985; 須田, 2000)。日本においてキャッシュフロー計算書の公表が義務づけられるのは、2000年3月期以降である。そのため、営業活動によるキャッシュ・フローが入手可能でない期間については、貸借対照表アプローチ<sup>20</sup>によって会計発生高が計算される。2000年以降とそれ以前については会計発生高の算定方法を統一するため、本章の分析では、全てのサンプルの会計発生高を貸借対照表アプローチによって算定する。

第2章で提示したように、日本企業について貸借対照表アプローチによる会計発生高は以下のように算定される。

$$\begin{aligned} \text{会計発生高} = & (\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金預金}) - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{資金調達項目}) - (\Delta \text{貸倒引} \\ & \text{当金} + \Delta \text{退職給付引当金} + \Delta \text{役員退職慰労引当金} + \Delta \text{その他の長期引当金} \\ & + \text{減価償却実施額}) \end{aligned}$$

ただし、

$$\begin{aligned} \Delta \text{資金調達項目} = & \Delta \text{短期借入金} + \Delta \text{コマーシャル・ペーパー} + \Delta \text{1年以内返済の長期借入} \\ & \text{金} + \Delta \text{1年以内償還の社債・転換社債} \end{aligned}$$

---

<sup>20</sup> Hriber and Collins (2002) はキャッシュフロー計算書アプローチに比べて、貸借対照表アプローチに問題のあることを指摘している。それは、企業の合併や買収などによって貸借対照表項目が通常の事業活動以外の要因によって変動するため、貸借対照表項目の期中変動を用いても、会計発生高を適切に測定することはできないからである。

本章の分析では、基本的に連結データが入手可能な場合は連結のデータを用い、そうでない場合には単独のデータを用いる。しかし、連結財務諸表が主たる財務諸表と規定される 2000 年以前については、データ・ベースの収録状況により、会計発生高の算定に必要となる貸借対照表項目が入手困難な場合がある<sup>21</sup>。そのため、会計発生高については、全ての企業について単独のデータ・ベースから算定する。

会計発生高が保守主義の指標となりえるのは、Wolk *et al.* (1989) による定義にもとづいている。Wolk *et al.* (1989) は、累積された報告利益の最小化をもたらすような会計を保守的なものと定義した。キャッシュ・フローが一定であった場合、マイナスの会計発生高が累積されることで、累積された報告利益は最小化される。このことから、会計発生高の累計額が保守主義の指標となりえるのである。

会計発生高の累積額がマイナスであり、その絶対値が大きいほど保守主義の程度が高いことを意味する。そのため、純資産に関する 2 つの指標と同様、会計発生高に  $-1$  を乗じたものを ACC と定義することで、当該指標が大きくなるほど保守主義の程度が高いことを示すように調整する。

### 第 3 節 サンプルと基本統計量

#### 第 1 項 サンプル

本章では、バブル崩壊後の期間を分析対象とするため、1991 年から 2005 年を分析期間とする。保守主義の定量化では、企業の経済的価値やその変動を示す代理変数として株式時価総額や投資収益率を用いるため、株価が企業価値をより適切に反映している期間について分析しなければならない。バブル期には投機目的の株式投資が多く行われていたため、実際の企業価値からか

---

<sup>21</sup> 単独データの場合、分析対象とした企業のうち減価償却実施額の欄にハイフン (-) が示されている企業は 1996 年以前のデータには 1 社もない。それに対し、連結データの場合は 1991 年から減価償却実施額の欄にハイフンが示される企業が毎年数十社あった。こういったデータ・ベースの収録状況を考慮し、会計発生高のデータは単独のものを用いた。

け離れた価格で株価が形成されていたと考えられる。それを裏付けるように、薄井(1999)は、利益や純資産といった会計数値と株価は、バブル崩壊前よりも、それ以降の方が強い関係を持つことを明らかにしている。このような背景から、バブル崩壊後の期間を分析対象することが望ましいと判断した。

指標間の関係を検証するため、①1991年から2005年まで企業が適用する保守主義の程度は変化しないと仮定した分析、および②会計基準改廃時期の構造変化を考慮した分析を行う<sup>22</sup>。ただし、②を分析するためには、会計基準の改廃によってどの年に最も大きな構造変化が生じていたかを明らかにする必要がある。そこで、1984年から2005年の期間において継続的にデータが入手可能な企業をもとに、利益・株価比率または純資産簿価・時価比率と投資収益率の関係の構造変化に関する分析を行った(補論B参照)。

分析の結果、当該分析期間において構造変化が生じたと考えられるのは、バブル崩壊の影響による1991年と会計基準改廃の影響による1999年であった。したがって、②の分析では1991年から1998年を構造変化前の期間、そして1999年から2005年を構造変化後の期間として、指標間の関係を分析する。

分析に用いる保守主義の指標のうち3つは、回帰式の推定が必要となる。そのため、企業ごとに保守主義を定量化するには、企業の時系列データが連続して入手可能でなければならない。条件付モデルと無条件モデルでは、10または7つの独立変数を設定しているため、最低でも11年分のデータが必要となる。そこで、本章では1991年から2005年において継続的にすべてのデータが入手可能である(コンスタント・サンプル)ことを要件とし、サンプルを抽出する。UNCONとBMRの推定については、純資産簿価が負でないことも要件として追加する。

また、回帰式から推定される3つの指標については企業ごとに1つの値が推定されるが、BMRとACCについては年ごとに合計15の値が測定される。これらの指標については、分析期間にお

---

<sup>22</sup> 会計ビッグ・バンといわれる一連の会計基準の適用とその経済的帰結については、須田(2004)で詳しく実証分析されている。また、早川(2002)は、保守主義の観点から会計基準の適用について議論している。特に、税効果会計については、保守主義との関係が詳細に検討されている。

ける平均値を算定し、これを保守主義の指標とする。ただし、ACC についてはデータの入手可能性を考慮して単独の数値を用いるものの、個々の詳細な会計項目を継続的に入手することは困難である。そのため、分析対象期間のうち 8 年分以上のデータが入手可能であることを要件とする。

構造変化の影響を考慮しない①の分析では、15 年分のデータを用いて保守主義を定量化するため、条件付モデルと無条件モデルの両方を推定することができる。一方、構造変化の影響を考慮する②の分析では、前半期間が 8 年で後半期間が 7 年となり、これらの期間については条件付モデルと無条件モデルを推定することができない。そのため、②の分析では Basu モデルの推定と純資産簿価・時価比率、および会計発生高にもとづく指標を定量化し、各指標間の関係を検証する。

また、①の分析では会計発生高のデータが 8 年分以上入手可能であることを要件としているが、②の分析では分析期間が短くなり、1 つのデータの欠損が指標に与える影響が大きくなる。そのため、②の分析では検証期間における全てのデータが入手可能であることをサンプル抽出要件とする。すなわち、前半期間では 8 年分のデータが入手可能であり、後半期間では 7 年分のデータが入手可能であることが要件となる。

全ての分析において、条件付モデルまたは Basu モデルにはサンプルが入手可能であっても回帰式の構造上、保守主義の指標が推定できない場合がある。これらのモデルでは、保守主義の指標を推定するためにダミー変数を設定する。しかし、サンプルの中には全ての投資収益率がマイナス、またはプラスである企業が含まれているかもしれない。この場合、たとえ全てのデータが入手可能であっても、保守主義の指標を推定することはできない。そのため、条件付モデルまたは Basu モデルの推定では、投資収益率がマイナスである年が 2 年以上あり、かつ投資収益率がプラスである年が 2 年以上あることもサンプル抽出要件となる<sup>23</sup>。

サンプルは、東京証券取引所上場企業のうち、3 月末を決算日とする一般事業会社(金融、保険、その他金融を除く)とする。決算期が異なると、企業を取り巻く経済環境が変わるため、マクロ

---

<sup>23</sup> 全期間を対象とする①の分析ではこの要件を課すことで除外されるサンプルはないが、②の分析では前半期間と後半期間ともに、この要件によって数社がサンプルから除外される。

経済レベルで企業に与えるニュースの内容が異なってしまう。企業レベルで適用する保守主義の程度を分析するには、少なくともマクロ経済レベルで生じるニュースは同一にしておく必要がある。このような理由から、3月末を決算日とする企業のみをサンプルとする。

会計数値については、連結データが入手可能なものは連結とし、入手不可能なものについては連結会計基準の適用企業がないと判断して単独ベースの数値を用いる。会計数値のデータについては、日本経済新聞社の『日経 NEEDS』から入手し、投資収益率のデータは日経メディアマーケティング株式会社の『日経ポートフォリオマスター』に収録されている日次投資収益率(配当込み)から取得し、これを年次投資収益率に変換した。その結果、条件付モデル(Basu モデル)で767社、無条件モデル(純資産簿価・時価比率)で810社のサンプルが抽出できた。また、ACCを除く4つの指標をすべて推定できた企業は762社あり、これら全てのサンプルについてACCを算定することができた。

## 第2項 基本統計量

表3.2に、本章の分析に用いるすべての変数の基本統計量を示している。パネルAには、保守主義の定量化に用いる変数の統計量を示している。そして、パネルBには全期間を分析対象としたときに推定された指標の統計量を、パネルCには分析対象期間を前半と後半に分けたときに推定された指標の統計量をそれぞれ提示している。 $XMV$ は条件付モデルまたはBasuモデルで従属変数となる利益・株価比率を意味し、 $BVMV$ は無条件モデルで従属変数となる純資産簿価・時価比率である。 $R_t$ は投資収益率であり、添え字はそれが従属変数の測定期間に対してどれだけ遡っているかを意味する<sup>24</sup>。

パネルAをみると、 $XMV$ の中央値(0.022)は平均値(0.005)よりも大きく、平均値が中央値よりも第1四分位(0.005)の値により近いという特異な分布形状をしている。これは、損失報告企業や利

---

<sup>24</sup> 条件付モデルと無条件モデルでは、両方とも6期前までの投資収益率を用いているが、サンプル数が異なる。厳密に言えばそれぞれの統計量は異なるが、両者に大きな差はみられないため、よりサンプル数の多い無条件モデルの推定に用いた変数についてのみ統計量を示している。

表 3.2 基本統計量

Panel A: 保守主義定量化のための変数										
	<i>XMV</i>	<i>BVMV</i>	<i>R<sub>t</sub></i>	<i>R<sub>t-1</sub></i>	<i>R<sub>t-2</sub></i>	<i>R<sub>t-3</sub></i>	<i>R<sub>t-4</sub></i>	<i>R<sub>t-5</sub></i>	<i>R<sub>t-6</sub></i>	
<i>Mean</i>	0.005	0.877	0.001	0.014	-0.022	0.023	0.040	0.061	0.071	
<i>Std.</i>	0.328	0.657	0.423	0.439	0.345	0.417	0.427	0.448	0.442	
<i>Q1</i>	0.005	0.456	-0.231	-0.236	-0.238	-0.225	-0.216	-0.210	-0.199	
<i>Median</i>	0.022	0.693	-0.057	-0.069	-0.076	-0.054	-0.041	-0.031	-0.017	
<i>Q3</i>	0.042	1.087	0.104	0.143	0.119	0.169	0.192	0.218	0.230	
<i>Obs.</i>	11505	12150	12150	12150	12150	12150	12150	12150	12150	

Panel B: 定量化された指標 (Total period)										
	<i>CON</i>	<i>UNCON</i>	<i>Basu</i>	<i>BMR</i>	<i>ACC</i>	<i>OPACC</i>	<i>NOPACC</i>			
<i>Mean</i>	0.028	-0.907	0.053	-0.875	0.031	-0.001	0.032			
<i>Std.</i>	0.802	0.400	0.416	0.383	0.020	0.010	0.019			
<i>Q1</i>	-0.130	-1.112	-0.085	-1.067	0.018	-0.006	0.020			
<i>Median</i>	0.013	-0.848	0.016	-0.803	0.030	-0.001	0.030			
<i>Q3</i>	0.184	-0.637	0.120	-0.603	0.043	0.005	0.043			
<i>Obs.</i>	762	762	762	762	762	762	762			

Panel C: 定量化された指標 (First period, Second period)											
	First period						Second period				
	<i>Basu</i>	<i>BMR</i>	<i>ACC</i>	<i>OPACC</i>	<i>NOPACC</i>		<i>Basu</i>	<i>BMR</i>	<i>ACC</i>	<i>NOPACC</i>	
<i>Mean</i>	-0.026	-0.594	0.024	-0.009	0.033		1.135	-1.205	0.040	0.009	0.031
<i>Std.</i>	1.008	0.215	0.026	0.014	0.021		23.772	0.645	0.025	0.020	0.019
<i>Q1</i>	-0.091	-0.724	0.008	-0.016	0.020		-0.107	-1.531	0.026	-0.002	0.018
<i>Median</i>	-0.003	-0.586	0.023	-0.008	0.031		0.086	-1.062	0.039	0.007	0.029
<i>Q3</i>	0.096	-0.454	0.040	0.000	0.045		0.417	-0.733	0.055	0.020	0.041
<i>Obs.</i>	660	660	660	660	660		733	733	733	733	733

注) *Mean*, *Std.*, *Q1*, *Median*, および *Q3* はそれぞれ、平均値、標準偏差、第 1 四分位、中央値、および第 3 四分位の値である。また、*Obs.* はサンプル数を示している。

益額の極端に小さい企業が平均値を押し下げていることを示している。一方、*BVMV* については、中央値(0.693)よりも平均値(0.877)の方が大きい。これは、*BVMV* が 1 を上回るような企業の影響により平均値が押し上げられたことが原因であると考えられる。しかし、平均値と中央値の両方が 1 を下回っていることは、平均的に企業の純資産簿価は株式時価総額を下回っていることを意味しており、純資産に関する保守主義が存在することを示唆する。

$R_t$  はすべての期間 ( $t$  から  $t-6$  期) について、標準偏差にほとんど差はないが、平均値や中央値にわずかな差が観察される。条件付モデルまたは無条件モデルでは、6 期まで遡った投資収益率が独立変数となる。そのため、このような差がみられるのは、より早期の分析に独立変数として用いられる 1984 年から 1990 年までの値や、より近年の分析に用いられる 1999 年から 2005 年までの投資収益率に関する分布による影響であると考えられる。また、中央値については全てがマイナスであることから、独立変数となる投資収益率の半数以上がマイナスの値をとっていることがわかる。これは、1991 年のバブル崩壊以降、日本経済は長期的な不況に見舞われていたため、その煽りを受けて投資収益率も全体的に低迷基調にあったことが原因であろう。

次に、パネル B について検討する。パネル B によれば、純資産に関する保守主義を示す *UNCON* と *BMR* は、平均値(-0.907と-0.875)と中央値(-0.848と-0.803)が比較的近似した値であり、絶対値が 1 を下回っている。もし会計に保守主義が存在せず、純資産簿価に何のバイアスもない場合は、当該数値が -1 となるはずである。そのため、基本統計量をみる限りにおいて、市場全体として考えれば企業の報告する純資産は保守的であったと考えられる。

また、利益に関する保守主義を示す *CON* と *Basu* は平均値(0.028 と 0.053)と中央値(0.013 と 0.016)がゼロを上回っている。これらの指標がプラスであれば、利益が保守的であることの証拠となるため、この結果は平均的な企業が保守的な利益計算をしていることを意味する。しかし、これらの推定値を詳細にみると、有意水準が 10% 以上でゼロと有意に異なるプラスの値であった企業は *CON* で 65 社、*Basu* で 64 社しかなかった。これらは、全体サンプルの 10 パーセント未満であり、統計的にみて有意なほどに利益が保守的である企業は少ないという傾向がうかがえる。

表 3.2 には、総会計発生高を用いた指標である *ACC* の他に、営業会計発生高(*OPACC*)と営

業外会計発生高(*NOPACC*)を示している。Givoly and Hayn(2000)や田澤(2004)が行っているように、会計発生高は総額としての分析だけでなく、営業項目であるか否か、換言すれば短期的な項目であるか長期的な項目であるかに分けて分析することも可能である。そこで、本章でも *ACC* に加えて、*OPACC* と *NOPACC* についても主たる 4 つの指標との関係を追加的に分析する<sup>25</sup>。

会計発生高にもとづく指標については、値をみるだけで保守主義の水準が高いか低いかを判断することはできない。それは、どの水準をもって保守的とするかについての判断基準が存在しないからである。そのため、表に示した基本統計量から保守主義の程度について言及することは避ける。会計発生高にもとづく指標の分布について言及するなら、平均値と中央値の値が近く他の指標と比べて分布の歪みが小さいという特徴があげられる。なお、この特徴は、会計発生高にもとづく全ての指標について共通である。

さらに、パネル C について検討する。パネル C では、左側に前半期間について推定された指標の統計量を示しており、右側に後半期間について推定された指標の統計量を示している。前半期間では、Basu モデルの推定における投資収益率の符号に関する制約のために、サンプル数が 660 にまで減少している。つまり、投資収益率の符号がマイナスまたはプラスに偏っているために、100 社ほどのサンプルについて Basu モデルが推定できなかったのである。それに対し、後半期間ではサンプル数は 30 社程度しか減少していない。このことから、前半期間と後半期間では投資収益率の分布が異なっていることがわかる。

純資産簿価・時価比率または利益・株価比率と投資収益率の関係から、1999 年の前後で構造変化が生じたと考えられるが、パネル C においても前半期間と後半期間で保守主義の指標の分布が大きく異なる。Basu についてみると、前半期間において平均値と中央値は-0.026と 0.003 でともにマイナスである。それに対し、後半期間の平均値と中央値は 1.135 と 0.086 でともにプラスである。

---

<sup>25</sup> *ACC* については、値が大きくなるほど保守主義の程度が高くなるようにマイナスを掛けた値としているため、実際の会計発生高の平均値と中央値は-0.031と-0.030である。この値は、1991年から2000年を分析対象とし上場企業のすべてをサンプルとした須田・首藤(2004)の示した平均値(-0.024)と中央値(-0.027)に近似している。このことから、本章で東京証券取引所上場企業に限定したサンプルの抽出基準が分析結果に与える影響は小さいと考えられる。また、*OPACC* と *NOPACC* についても、先行研究と同様の水準である。

これは、前半期間において半数以上の企業はバッド・ニュースを利益に早く織りこむという意味での保守主義を適用していないが、後半期間には保守主義の程度が強化されていることを意味する。実際、前半期間で *Basu* が 10%以上の水準でゼロと有意に異なっていたのはわずか 37 社であり、後半期間における同様の企業が 73 社あるのに比べて大幅に少ない。

一方、*BMR* については *Basu* と反対の傾向を示している。すなわち、前半期間における *BMR* の平均値と中央値は -0.594 と -0.586 であり、絶対値が 1 を下回っている。これは、平均的な企業の純資産が保守的であることを意味する。それに対し、後半期間における *BMR* の平均値と中央値は -1.205 と -1.062 であり、絶対値が 1 を上回っている。この結果は、後半期間における企業の純資産は保守的でないことを意味する<sup>26</sup>。

#### 第 4 節 指標間の関係に関する実証結果

##### 第 1 項 全期間に関する分析

表 3.3 のパネル A に、分析対象期間において企業が適用する保守主義の程度が一定であることを仮定した場合の結果を示している。左下がピアソンの相関係数であり、右上がスピアマンの相関係数である。ここでは、全ての指標を推定することができた 762 社がサンプルとなる。

相関係数をみると、ラグ要因を考慮するか否かで区別される *CON* と *Basu*、または *UNCON* と *BMR* の相関は非常に高い(有意水準 1%)。一方、条件付であるか無条件であるかで区別される *CON* と *UNCON* に有意な相関関係はなく、*Basu* と *BMR* についてはピアソンの相関についてのみ 5%水準で有意なマイナスの関係が観察される。クロスセクション分析では、Pae *et al.* (2005)らが

---

<sup>26</sup> ただし、バブルの崩壊をうけ、1991 年以降東京証券取引所における株価は低迷の一途をたどったことに注意が必要である。保守主義の指標としての *BMR* は分子である純資産簿価の大きさに注目しているが、実際には分母である株式時価総額も変動する。その影響をうけ、特に株価が低迷した 2000 年から 2002 年頃は純資産簿価・時価比率が 1 を上回る企業が多くなった可能性は否定できない。それでも、前半期間はバブル崩壊後であるため、投機目的で株価が上昇したとは考えられず、純資産簿価・時価比率が 1 を下回ることは純資産に関する保守主義によって説明可能である。

*Basu* と *BMR* にマイナスの関係があることを報告しているが、表 3.2 の結果では時系列のデータを用いて企業ごとに定量化した場合にも、これらの指標にマイナスの関係があることを示している。

*ACC* との関係では、両方の相関係数が有意となるのは *UNCON* と *BMR* である。相関係数がプラスであることから、保守的な会計発生高の見積りに起因して、純資産に関する保守性が強化されるという関係がうかがえる。また、ほとんどの指標は会計発生高との相関がプラスであるのに対し、*Basu* と会計発生高の相関係数はマイナスとなるものがいくつかある。具体的には、*Basu* と *ACC* または *NOPACC* の関係についてピアソンの相関係数がマイナスとなり、スピアマンの相関係数では *Basu* と *NOPACC* がマイナスとなるのである。相関係数がマイナスであることは、会計発生高の見積りが保守的でないほど *Basu* モデルにもとづく指標の保守性は高くなることを意味する。しかも、それは長期的な項目に関する会計発生高の見積りが原因となっているのである。

*Basu* と *NOPACC* におけるこのような相関関係は、ピアソンの検定の場合に *Basu* と *BMR* がマイナスで有意な相関を有することに関係しているかもしれない。*BMR* と *NOPACC* はプラスで有意な相関があり、その一方で *Basu* と *NOPACC* はマイナスで有意な相関がある。これは、*NOPACC* との関係が作用して *BMR* と *Basu* にマイナスの相関をもたらした可能性を示している。

この関係については、次のような説明が可能であろう。すなわち、長期的な項目に関する会計発生高の見積りが保守的である場合、たとえ当該企業にバッド・ニュースが生じたとしても、すでに控えめに評価している資産または負債に対しては、そのバッド・ニュースを反映させる余地がない。反対に、長期的な項目に関する会計発生高の見積りが保守的でない場合には、当該企業にバッド・ニュースが生じたとき、資産や負債の価額にバッド・ニュースを反映させる余地は大きいと考えられる。

こういった解釈は *Pae et al.* (2005) でも言及されているが、彼らの分析では具体的にどのような会計項目の影響が大きいかを明らかにしていない。パネル A が記述する結果は、主に長期的な項目に関する会計発生高が原因となって、*BMR* と *Basu* にマイナスの関係をもたらしたことを示唆している。長期的な項目の代表的なものとしては、減価償却費や長期性の引当金といった項目があげられる。

表 3.3 指標間の相関係数

<i>Panel A: Total period</i>							
	<i>CON</i>	<i>UNCON</i>	<i>Basu</i>	<i>BMR</i>	<i>ACC</i>	<i>OPACC</i>	<i>NOPACC</i>
<i>CON</i>		0.024	0.629***	0.003	0.047	0.024	0.026
<i>UNCON</i>	0.000		0.014	0.945***	0.121***	0.127***	0.085**
<i>Basu</i>	0.518***	-0.037		0.004	0.003	0.043	-0.024
<i>BMR</i>	-0.026	0.941***	-0.077**		0.112***	0.064*	0.105***
<i>ACC</i>	0.038	0.124***	-0.036	0.103***		0.359	0.854
<i>OPACC</i>	0.140***	0.108**	0.069*	0.048	0.373		-0.117
<i>NOPACC</i>	-0.032	0.077**	-0.075**	0.085**	0.875	-0.123	

<i>Panel B: First Period</i>					
	<i>Basu</i>	<i>BMR</i>	<i>ACC</i>	<i>OPACC</i>	<i>NOPACC</i>
<i>Basu</i>		-0.005	-0.041	-0.014	-0.052
<i>BMR</i>	0.007		0.009	0.070*	-0.015
<i>ACC</i>	-0.017	0.021		0.594***	0.822***
<i>OPACC</i>	-0.016	0.069*	0.626**		0.089**
<i>NOPACC</i>	-0.011	-0.021	0.840***	0.103***	

<i>Panel C: Second Period</i>					
	<i>Basu</i>	<i>BMR</i>	<i>ACC</i>	<i>OPACC</i>	<i>NOPACC</i>
<i>Basu</i>		-0.076**	0.027	0.056	-0.018
<i>BMR</i>	-0.061*		0.075**	-0.020	0.130***
<i>ACC</i>	-0.023	0.079**		0.556***	0.620***
<i>OPACC</i>	0.011	-0.016	0.654***		-0.220***
<i>NOPACC</i>	-0.042	0.119***	0.630***	-0.175***	

注) 左下が Pearson の相関係数であり、右上が Spearman の相関係数である。

相関係数の右肩に示したアスタリスクは有意水準を示している。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ、1%、5%、10%の有意水準である。

したがって、*BMR*と*Basu*におけるマイナスの関係をより具体的に解釈するなら、企業による保守的行動は次のように解釈できる。すなわち、企業は減価償却費や長期性の引当金などについて保守的な見積りを行うことにより、純資産を保守的に評価する。それにより、たとえ企業にバッド・ニュースが生じて資産価値の減少や引当金の計上が必要となったとしても、当該企業の資産または負債はすでに控えめに計上しているため、そういったバッド・ニュースに関する利益への織り込みは小さいのである。

反対に、長期性の項目に関する見積りが保守的でない場合には、企業にバッド・ニュースが生じたときに、その内容に合わせて資産や負債の評価額を変動させる余地は大きい。その結果、純資産が保守的でない企業にバッド・ニュースが生じたとき、当該ニュースに関する利益への織り込みは強くなるのである。ただし、会計発生高を通じた*BMR*と*Basu*の相関関係は有意でない場合もある。そのため、ここで述べた関係は考えられうる1つの解釈にすぎない。

また、本項での分析は構造変化の影響を考慮していないため、分析対象期間において構造変化が起こり企業による保守主義の適用度合いや指標間の関係が変化していても、その影響を捉えることはできない。あるいは、*BMR*と*Basu*におけるマイナスの相関は、特定の期間においてのみ生じた関係であるのかもしれない。そこで、次項では構造変化の影響を考慮した場合に定量化される保守主義の指標について分析する。

## 第2項 構造変化を考慮した分析

表3.3のパネルBには、1991年から1998年を1つの期間として企業ごとに保守主義を定量化した場合の結果を示している。そして、パネルCには、1999年から2005年を1つの期間として企業ごとに保守主義を定量化した場合の結果を示している。

前項では、1991年から2005年を区切りとして企業ごとの定量化を実施したが、パネルBとパネルCの結果をみると、これら2つの期間で*Basu*、*BMR*、および*ACC*の関係が大きく変化していることがわかる。前半期間では、*Basu*と*BMR*に有意な関係はなく*BMR*は*OPACC*とプラスで有意な相関を示している。一方、後半期間では*Basu*と*BMR*にマイナスの有意な相関があり、*BMR*と

有意な関係のある会計発生高は *ACC* と *NOPACC* である。

特筆すべきは、全期間を対象とした分析でマイナスの相関が観察された *Basu* と *BMR* の関係について、パネル B で示した前半期間のピアソンの相関係数がプラスの値を示していることである。これは、前半期間と後半期間で *Basu* と *BMR* の関係が変化しているにも関わらず、そのような変化を考慮しないパネル A の分析では、*Basu* と *BMR* の有意な関係が減ぜられていた可能性を示唆する。その証拠に、パネル A ではピアソンの検定でのみ有意なマイナスであった *Basu* と *BMR* の相関係数は、パネル C では両方の検定において 10% 以上の水準で有意なマイナスの値を示している。したがって、1991 年から 2005 年までの期間において企業が適用する保守主義の程度が一定であること、そして指標間の関係が一定であることを仮定するのは現実的ではないといえる。

また、*BMR* と会計発生高の関係についても、前半期間と後半期間で大きな変化がある。前半期間では *BMR* と *OPACC* がプラスの有意な関係にあることから、この期間における純資産に関する保守性は短期的な項目に関する保守的な見積りが原因になっていると判断できる。そして、後半期間については *BMR* と *NOPACC* がプラスの有意な関係であることから、この期間における純資産の保守性は長期的な項目に関する保守的な見積りが原因であると考えられる。

### 第 3 項 結果の要約と結論

本章では、会計における保守主義を複数の方法で定量化し、各指標間の関係を分析した。本章で示した分析結果を総合的にみれば、次のように解釈できる。まず、(1) 全期間を分析対象とした場合には、異なるモデルにもとづいて定量化された保守主義の指標間で、ピアソンとスピアマンの両検定で支持されるほどの有意な関係は観察されなかった。しかし、このような関係となったのは、当該期間において企業ごとに適用する保守主義の性質が一定ではなかったことに起因している。純資産の保守性に影響を与える項目に注目すれば、前半期間は主に短期的な項目に関する保守的な見積りが作用し、後半期間には主に長期的な項目に関する保守的な見積りが作用するのである。

そして、(2) 前半期間について純資産の保守性と利益の保守性に有意な関係はないが、後半期

間では純資産と利益の保守性には有意なマイナスの関係があった。後半期間の関係については、資産と負債の評価に関する保守性によって説明することができる。すなわち、すでに資産や負債に対する見積りが保守的であれば、たとえバッド・ニュースが生じても保守的な評価額に当該ニュースを反映させる余地がない。そのため、利益に関する当該ニュースへの感応度は小さくなるのである。

このように、1999年から2005年までの期間では、純資産に関する保守主義の程度を前提にして利益の保守性が決定されるという関係が明らかとなった。しかし、この関係を前提にすれば、そもそも複数期間において企業の適用する保守主義の程度が一定であるという仮定は成立しない。期首時点における純資産に関する保守主義の程度が低ければ利益の保守性を押し上げることになり、バッド・ニュースは即時に利益へ反映される。このようにして利益の保守性を押し上げることが、結果的に期末時点における純資産に関する保守主義の程度を高めることにつながるからである。これは、ある期間を固定して考えれば、純資産の保守性が期首時点と期末時点で変化しうることを示唆している。

本章では、企業が適用する保守主義の程度が特定の分析期間を通じて一定であることを仮定したが、実際にはモデルの構造上、期間ごとに企業が適用する保守主義の程度が変化していても保守主義の指標はその平均的な傾向を捉えることになる。そのため、本章で定量化した保守主義の指標は、分析期間において企業の純資産または利益が平均的に保守的であったか否かを示すのである。

企業は事業活動を行う上で、資産を購入したり資金を借入れたりする。こういった繰り返し行われる日々の取引を帳簿上で記録する際には、経営者による見積りが反映される。このとき、経営者による会計政策が一定であれば、保守的な見積りをする企業の純資産は常に控えめになるであろうし、保守的な見積りをしない企業の純資産は常に大きくなると考えられる。もしそうであるならば、ある期間について期首時点と期末時点で純資産の保守性がわずかに変動したとしても、平均的には、同じ企業に関する純資産の保守性はある程度同一の水準で推移するはずである。たとえ1つの資産や負債についてバッド・ニュースが生じ、当該ニュースに対する利益の感応度に応じて期末

の評価額が変化したとしても、それ以外の資産や負債に関する評価の保守性には企業ごとに一貫性があるはずだからである<sup>27</sup>。

したがって、分析対象期間の後半期間における純資産と利益に関する指標の関係は、上記に示した解釈によって説明可能である。つまり、平均的に、純資産が保守的でない企業は、バッド・ニュースが生じたときに当該ニュースを織りこむ余地があるため、利益に関する保守性が高くなるのである。そして、平均的に純資産が保守的な企業は、バッド・ニュースが生じたときに当該ニュースを織りこむ余地がないため、利益に関する保守性は低くなるのである。

また、全期間の分析はより適切な保守主義の定量化モデルを選択するうえでの証拠を提示している。全期間の分析では、*CON*、*UNCON*、*Basu*、*BMR*、および *ACC* (*OPACC* または *NOPACC*) を用いて企業が適用する保守主義の性質を検証し、*CON* と *Basu*、または *UNCON* と *BMR* に有意なプラスの関係が観察された。さらに、*CON* または *Basu*、および *UNCON* または *BMR* と会計発生高の指標の関係に大きな違いは認められなかった。

このような関係から、保守主義を定量化する際に、ラグ要因をコントロールするか否かは重要でないと考えられる。ラグ要因をコントロールしなくても、コントロールした場合とほぼ同じ特徴をもつ指標が推定されるからである。また、モデルの経済性を考えれば、むしろラグ要因をコントロールしない方が保守主義の定量化モデルとして適当であるといえるかもしれない。ラグ要因を考慮しないモデルによって、利益に関する保守主義と純資産に関する保守主義がある程度の信頼性をもって推定できるならば、あえてラグ要因をコントロールする必要はない。より少ない変数で保守主義を定量化できるため、*Basu* または *BMR* を保守主義の指標とした方がモデルの推定における制約が緩和されるからである。

---

<sup>27</sup> それでも、1 期間だけでみれば、純資産に関する保守性は期首と期末で変化する可能性はある。複数の資産や負債の見積りについて、ある程度の一貫性はあっても、経済的ニュースの生じ方によって各貸借対照表項目に関する保守主義の程度は異なる。複数の資産や負債をもつ企業は、期間ごとに全体としての純資産に関する保守性を変化させるのである。ただし、たとえ期首と期末で純資産の保守性が異なっても、それが最終的に純資産簿価・時価比率を 1 に近づけるというものではない。企業が事業活動を続ける以上、ある資産や負債についての評価額が保守的でなく中立状態に近づいたとしても、他の資産や負債は保守的、または保守的でない額で評価されているからである。

## 第4章 保守主義の指標と会計選択の関係に関する分析

第3章では、企業ごとに複数の方法で保守主義を定量化し、定量化された保守主義の指標間の関係を検証した。本章では、第3章で定量化された保守主義の指標が、どのような会計選択に影響を受けているかを明らかにする。利益や純資産に関する保守主義の程度は、当期やそれ以前の会計選択によって決定されると考えられる。そのため、どのような会計選択が定量化された保守主義の指標に影響を与えるかを明らかにすることで、第3章で観察された指標間の関係の決定要因を解明することができる。

また、第3章ではモデルの経済性や指標間の関係を考慮すれば、ラグ要因をコントロールするよりも、コントロールしないモデルの方が保守主義の定量化モデルとしてより適切であるという結果をえた。そして、1991年から2005年を分析対象としたとき、企業レベルで適用する保守主義の程度は1991年から1998年までの前半期間と、1999年から2005年までの後半期間で異なるのである。これらの結果をもとに、本章では保守主義の指標としてラグ要因をコントロールしない *Basu* と *BMR* を用いて、保守主義の指標と保守的な会計選択との関係を検証する。具体的には、定量化された保守主義の指標を従属変数とし、保守的な会計選択といくつかのコントロール変数を独立変数とする回帰式を推定するのである。

さらに、第3章の分析により、前半期間に *Basu* と *BMR* に有意な関係はないが、後半期間には *Basu* と *BMR* に有意なマイナスの関係があることを明らかにした。本章の分析において、他の変数をコントロールしても、単一変量で明らかとなったこのような関係が支持されるか否かを検証する。

以下では、まず第1節で先行研究をレビューする。そして、第2節で検証モデルを提示し、期待される結果について検討する。第3節では、サンプルと基本統計量を示し、第4節で分析結果を報告してこれを検証する。最後に、結果の要約と結論を述べる。

## 第1節 先行研究のレビュー

保守主義の指標と会計選択の関係については、Beaver and Ryan(2000)と薄井(2004)が無条件モデルにしたがって純資産に関する保守主義を定量化し、検証している。Beaver and Ryan(2000)は複数の保守的な会計選択の変数を独立変数とし、保守主義の指標を従属変数として回帰式を推定することで、会計選択と保守主義の指標間の関係を検証している。また、薄井(2004)はBeaver and Ryan(2000)の提示した変数に保守主義の程度の決定要因となりうる他の変数を追加して独立変数とし、回帰分析によって保守主義の程度の決定要因を分析した。

Beaver and Ryan(2000)が保守的な会計選択の変数として選択したのは、次の3つである。すなわち、①減価償却累計額を償却性固定資産総額で除したものに、減価償却方法が加速償却法であるか否かのダミー変数を掛けたもの、②研究開発費と広告宣伝費の合計を売上高で除したもの、そして③後入先出法に関する食込補充引当金(LIFO reserve)を総資産で除したものである。コントロール変数としては、レバレッジ、成長性、そして産業ごとに算定された保守主義の指標の平均値が選択された<sup>28</sup>。彼らの分析対象期間は1981年から1988年である。

そして、①減価償却に関する指標、および②研究開発費と広告宣伝費に関する指標が、定量化された保守主義の指標と期待どおりに関係していることを明らかにした。つまり、加速償却法を選択した減価償却累計額の大きい企業ほど、また研究開発費と広告宣伝費の合計額が多い企業ほど、保守主義の程度は高かったのである。

一方、薄井(2004)が保守的な会計選択と関係する変数として選択したのは次の3つである。すなわち、①研究開発費と広告宣伝費・払販費の合計を総資産で除したもの、②減価償却方法が定率法であるか否かのダミー変数、および③棚卸資産の評価基準が低価基準であるか否かのダミー変数である。定率法は加速償却法としての代表的なものであるため、②の指標はBeaver and Ryan(2000)が特定した減価償却方法に関する指標と対応するものである<sup>29</sup>。また、アメリカとは異なり、

---

<sup>28</sup> レバレッジは総負債を時価総額で除したもの、成長性は1から配当性向を控除したもの、そして保守主義の指標の産業平均は4桁のSICコードが同一である企業について、保守主義の指標を平均したものである。

<sup>29</sup> ただし、薄井(2004)はたんに、定率法による減価償却が保守的であると考えるのではなく、この方法

日本では棚卸資産の評価基準として低価基準を適用することが強制されていない<sup>30</sup>ため、③の指標は Beaver and Ryan (2000) が特定した食込補充引当金に関する指標に対応すると考えられる。コントロール変数としては、自己資本利益率(ROE)、企業規模、および売上高成長率が選択された。

そして、本論文の分析対象期間と近似した1991年から2001年の分析対象期間において有意な結果となったのは、①研究開発費と広告宣伝費・拡販費に関する指標、および②減価償却方法に関するダミー変数であった。つまり、研究開発費と広告宣伝費・拡販費の合計金額が多いほど、そして固定資産の減価償却方法として定率法を選択する企業ほど、保守主義の程度が高くなることが明らかにされたのである。

## 第2節 保守主義の指標と会計選択の関係

前節で示したように、無条件モデルから測定される保守主義の指標(*UNCON*)は研究開発費および広告宣伝費の合計と、減価償却方法や減価償却額と有意な関係にあることがわかる。一方、棚卸資産の評価基準や食込補充引当金に関する指標と保守主義の指標に関する関係は明確でない。

しかし、これらの結果は*UNCON*のみが分析対象となっているため、保守主義に関するその他の指標と会計選択の関係は明らかでない。また、先行研究では比較的長期間において保守主義の程度が企業ごとに一定であることを仮定しているが、この仮定には問題がある。第3章で示したように、長期にわたり各企業が適用する保守主義の程度が一定水準で推移することを仮定するのは現実的ではないからである。また、分析対象期間を縮小すればラグ要因を考慮したモデルの推定が困難になるが、モデルの経済性や指標間の相関関係を考慮すれば、ラグ要因を考慮しないモデ

---

が経済的価値の減価に相当するか否かを分析主眼としている。

<sup>30</sup> 企業会計基準委員会から2006年7月5日に公表された「棚卸資産の評価に関する会計基準」により、2008年4月1日以降開始する事業年度より、低価基準の適用が求められる。なお、同基準は早期適用が可能である。

ルによって保守主義の指標を定量化することがより適切であるといえるかもしれない。

そのため、本章で保守主義の指標として用いるのは *Basu* と *BMR* の 2 つであり、分析対象期間は 1991 年から 1998 年と 1999 年から 2005 年の 2 期間とする。これによって、各企業が適用する保守主義の程度が変化することを考慮したうえで、企業ごとに定量化される保守主義の指標と会計選択の関係を明らかにすることができる。

以下では、まず先行研究で提示された変数をもとに、保守的な会計選択に関する指標を特定する。次に、保守主義の指標と会計選択の関係を分析するための実証モデルを構築し、期待される結果を提示する。

## 第 1 項 保守的な会計選択の特定

保守主義の原則は、わが国の「企業会計原則」において、一般原則の 1 つにあげられる。桜井 (2006) によれば、棚卸資産の評価基準として低価基準を採用することは典型的な保守主義の現れである。ただし、過度な保守主義は一般原則の 1 つである真実性の原則に違反することになるため、適用すべきでない。本項で検討する保守的な会計選択は、真実性の原則に違反しない範囲、つまり一般に公正妥当と認められる会計基準の範囲内において是認されるものとする。

Beaver and Ryan (2000) と薄井 (2004) は保守的な会計選択として、次の 3 つをあげている。すなわち、研究開発費および広告宣伝費に関するもの、減価償却に関するもの、そして棚卸資産の評価基準に関するものである。Mason (2004) は、これらの他に、貸倒引当金の設定における保守性にも注目し、売上債権総額に対する貸倒引当金の設定金額の比率を保守的な会計選択に関する変数の 1 つに加えている。本章では、これらの先行研究に依拠して、①研究開発費を総資産で除したもの、②広告宣伝費を総資産で除したもの、③減価償却費を償却性固定資産総額で除したもの、④棚卸資産の評価基準、および⑤貸倒引当金を売上債権で除したものを保守的な会計選択の変数とする。

ただし、これらの指標だけでは経営者による保守的な会計選択の影響を捉えきれないかもしれない。経営者による見積りはあらゆる側面で会計項目に反映されるため、それを統合するような指

標が必要である。そこで、上記に示した指標では捉えきれない経営者の見積りに関する保守性を捉えるために、会計発生高も変数の1つとする。第2章で示したように、会計発生高は保守主義の指標の1つと考えられるし、第3章では単一変量分析のもとで、*Basu* または *BMR* と会計発生高に有意な関係のあることが明らかとなっている。こういった背景も踏まえて、⑥会計発生高を保守的な会計選択に関する変数の1つとする。

また、*Basu* は経済的ニュースを織りこむ適時性を捉えた指標であるため、*Basu* と特別損益項目の関係は強くなることが予想される。経済的ニュースは周期的に生じるものではなく、企業価値に対して突発的な影響を与えるものである。こういったニュースは、会計上の項目に反映されて損益計算書に計上される時、特別損益項目として分類される。そのため、定義どおりに考えれば、*Basu* と特別損益項目の関係は強くなるはずである。しかし、その一方で *Burgstahler et al. (2002)* は、特別損益項目が利益調整の手段として用いられやすいことを報告している。もし、利益調整手段として用いられているならば、特別損益項目はもはや経済的なニュースを反映したものではないため、*Basu* との関係は弱くなると考えられる。

このような関係から、保守主義の指標と特別損益項目の関係は検証に値するといえる。もし、ニュースに依存せずに利益調整の目的で特別損益が計上されたのであれば、保守主義の指標と特別損益項目に有意な関係はないはずである。その反対に、ニュースに依存して特別損益項目が計上されたのであれば、保守主義の指標と特別損益項目は有意な関係を示すはずである。そこで、保守的な会計選択を示す7つ目の変数として、⑦特別損益項目を用いる。

*Beaver and Ryan (2000)* と *薄井 (2004)* では、保守主義の指標に影響を与える要因として複数のコントロール変数を設定している。彼らの研究をもとに、本章では⑧レバレッジ(=総負債/総資産)、⑨ROE、⑩総資産の自然対数、および⑪売上高成長率をコントロール変数とする。これらはいずれも、企業の財務面における特徴を捉えるものである。

## 第2項 保守主義の指標と会計選択の関係に関する実証モデル

本項では、保守主義の指標と保守的な会計選択の関係を分析するための実証モデルを提示す

る。前項で示した保守的な会計選択に関する7つの代理変数と、4つのコントロール変数を独立変数とし、*Basu* または *BMR* を従属変数とした回帰式を設定する。検証モデルは以下のとおりであり、添え字は *i* 社に関する変数であることを意味する。

$$\begin{aligned}
 CONS_{i,n} = & \alpha + \beta_1 RD_i + \beta_2 ADV_i + \beta_3 ALLO_i + \beta_4 DEP_i + \beta_5 INV_i \\
 & + \beta_6 SPEC_i + \beta_7 ACC_i + \beta_8 LEV_i + \beta_9 ROE_i + \beta_{10} SIZE_i + \beta_{11} GROW_i + \varepsilon_i, \quad (4.1)
 \end{aligned}$$

ただし、

$CONS_{i,n}$  : 定量化モデルから推定される保守主義の指標 ( $n = Basu, BMR$ )

$RD_i$  : 開発費・試験研究費/期末総資産

$ADV_i$  : 広告・宣伝費/期末総資産<sup>31</sup>

$ALLO_i$  : 流動資産の部に計上された貸倒引当金/売上債権<sup>32</sup>

$DEP_i$  : 減価償却費/償却性固定資産総額<sup>33</sup>

$INV_i$  : 棚卸資産の評価基準として低価基準を採用している場合に1とするダミー変数

$SPEC_i$  : (特別利益－特別損失)/期末総資産

$ACC_i$  : 会計発生高/期首総資産に-1を掛けたもの

$LEV_i$  : 総負債/総資産

$ROE_i$  : 当期純利益/期首株主資本

$SIZE_i$  : 期末総資産の自然対数

$GROW_i$  : 当期売上高/前期売上高

<sup>31</sup> 開発費・試験研究費および広告・宣伝費は、ともに販売費および一般管理費の一部として計上されたものである。

<sup>32</sup> データ・ベースでは、貸倒引当金は流動資産の部における控除項目として計上される。そのため、貸倒引当金の金額は、当該項目に-1を掛けてプラスの値をとるように調整した。また、売上債権とは流動資産の部に計上される受取手形・売掛金の金額である。

<sup>33</sup> データ・ベースの特性から判断して、より多くの企業について減価償却費を入手するため、減価償却実施額という項目を用いている。なお、定義によれば、有形固定資産、無形固定資産、およびその他の資産の減価償却実施額となっている。ここで用いられるべき減価償却費は有形固定資産に対するものだけであるため、算定される値がいくぶん大きくなっているかもしれない。また、償却性固定資産の総額は、償却対象有形固定資産と有形固定資産減価償却累計額の和として算定する。

$\varepsilon_i$ : 誤差項

$CONS_{i,n}$  は、1つの企業に対して、*Basu* または *BMR* の2通りの値が入る。これらの指標は企業ごとに定量化するが、モデル推定のために用いる時系列データは1991年から1998年までを前半期間とした8年分と、1999年から2005年までを後半期間とした7年分の合計15年分である。保守主義の指標は、前後半期間のそれぞれについて各企業につき1つずつ推定される。すなわち、1つの企業について、前半期間に *Basu* と *BMR* が1つずつ推定され、後半期間についても *Basu* と *BMR* が1つずつ推定されるのである。そのため、(4.1)式で独立変数となる各変数についても前半期間、または後半期間において、1つの企業につき1つの値を算定しなければならない。そこで、独立変数については分析対象期間において測定される各変数の平均値を利用する。

第3章と同じように、保守主義に関する指標は、その値が大きいほど保守主義の程度が高いことを意味するように調整するため、純資産簿価・時価比率に-1を掛けたものを *BMR* とする。*ACC* についても、会計発生高に-1を掛けた値と定義することで、この値が大きくなるほど保守主義の程度が高いことを意味するように変換する。

### 第3項 予想される結果

次に、(4.1)式の推定において期待される結果を提示する。まず、研究開発費または広告宣伝費については、当該支出に資産性が認められるか否かが長きにわたり財務会計の分野において議論され続けたことに注目する<sup>34</sup>。現行基準では、日本とアメリカの両国において研究開発費は費用処理することが要求される。しかし、かつては資産計上が認められた研究開発費と、これと属性

---

<sup>34</sup> 企業会計審議会が制定した「研究開発費等に係る会計基準」では、研究開発に要したすべての原価を研究開発費として把握し、これを発生時に費用処理すべきことを規定しており、現行の会計基準のもとで研究開発費は、当該支出の発生時に費用として処理される。ただし、この会計基準は1999年4月1日以降に開始する事業年度から適用されたものであるため、それ以前は、研究開発費を費用処理するか、または繰延資産として計上し5年以内に償却するかを選択することが可能であった。これは、研究開発費が繰延資産の要件を満たしていると考えられていたことを意味する。つまり、「すでに代価の支払が完了するか支払義務が確定し、これに対応する役務の提供を受けたにもかかわらず、その効果が将来にわたって発現するものと期待される」と考えられていたのである。一方、アメリカで研究開発費を即時費用処理するという会計基準が導入されたのは1974年である。

が近い広告宣伝費については、証券市場において資産性が評価されていることを示した先行研究が存在する。

たとえば、Lev and Sougiannis(1996)は研究開発費を規定どおりに費用処理した場合と、資産計上した後に償却することを仮定した場合とで、いずれの場合に利益や純資産の価値関連性(value-relevance)が高まるかを分析した。そして、償却期間は産業ごとに異なるものの、研究開発費を資産として計上後償却することを仮定した場合の方が、価値関連性が高まるという結果を報告している。この結果から、資産性の認められる支出について即時費用処理が求められるという研究開発費に関する会計処理は、保守的なものと判断できる。

Lev and Sougiannis(1996)の報告した結果をもとに、Beaver and Ryan(2000)や Penman and Zhang(2002)は、研究開発費を売上高などで除した比率を保守的な会計選択の指標として用いている。このような指標は、アメリカのみならず、日本企業について保守主義の経済的機能を分析した薄井(2004)でも用いられている。また、広告宣伝費は研究開発費ほどの資産性は認められないながらも、将来の効果発現が期待される費用と考えられることが多い。このような先行研究の結果から、(4.1)式における研究開発費率または広告宣伝費率が高いほど、保守主義の程度は高くなると考えられる。そのため、*RD*と*ADV*について、期待される係数の符号はプラスである。

しかし、研究開発費や広告宣伝費を費用処理することは、バッド・ニュースを早めに織りこむという意味での保守主義、つまり*Basu*との関係は小さいかもしれない。資産性のある支出を費用処理することは、企業の経済的価値に比べて帳簿上の純資産を過小に計上することにつながるのみであり、これは経済的なニュースと関係がないからである。むしろ、経済的ニュースと関係があるのは、当該支出を資産計上していた場合、研究開発や広告宣伝活動の失敗が明らかになったときである。そのため、*Basu*を従属変数としたときに、*RD*または*ADV*の係数は有意とならないことが予想される。

次に、貸倒引当金比率について検討する。貸倒引当金の設定にあたり経営者は貸倒率を見積るが、そこには裁量性がはたらく。そのため、もし債権の回収状況が同じである2つの企業について、一方が貸倒率を高めに設定するのであれば、当該企業は保守的な会計手続きを選択したもの

と考えられる。したがって、(4.1)式における *ALLO* の係数についてはプラスの符号が予想される。

また、このような関係から、*RD* または *ADV* と同様に、*ALLO* についても関係が強いと考えられるのは *BMR* である。*Basu* との関係予想するには、貸倒率の見積りに関する保守性と経済的な価値変動に何らかの関係がなければならないが、経済的な価値変動が生じるのは、設定された貸倒引当金以上に売上債権が貸倒れた場合の損失である。*ALLO* はこういった損失を反映した指標ではないため、*Basu* と *ALLO* には有意な関係がないと考えられる。

減価償却方法について考えると、加速償却法、つまり定率法による減価償却は定額法に比べて利益減少型の会計選択といえる(須田, 2000, 221 頁)。しかし、会計上の価値変動と経済的価値変動との比較という観点では、定率法と定額法のいずれの方法で減価償却することで、こういった価値変動が近似することになるかは明らかでない。そのため、薄井(2004)は定率法を選択することが、必ずしも保守的な会計選択であるとは判断していない。

(4.1)式では、このような減価償却方法のみに依存して保守的な会計選択であるか否かを判断するのではなく、償却性固定資産総額に対する減価償却費の比率によって保守的か否かを判断する<sup>35</sup>。減価償却費率が高いことは保守的な会計選択と考えられるため、*DEP* の係数について期待される符号はプラスである。

これまでに提示した 3 つの変数とは異なり、*DEP* と *Basu* または *BMR* には個別の関係があると考えられる。つまり、資産を購入し、耐用年数や償却期間の見積りを控えめに行えば、それはニュースとは関係なく純資産を過小にし、純資産に関する保守主義の程度を高めることにつながる。その一方で、経済的ニュースが生じた場合には、当初の見積りを修正して耐用年数や償却期間を短くし、それにもとづいて減価償却費を計上することで利益の保守性は高まることになる。*DEP* はこの両方の効果を捉えていると考えられるため、*Basu* と *BMR* のいずれを従属変数とした場合にも係数はプラスになることが予想される。

さらに、*INV* について考えると、桜井(2006)が示したように、棚卸資産の評価基準として低価基

---

<sup>35</sup> この方法を採用するのは、日本企業が異なる資産に対して定率法と定額法など複数の減価償却方法を併用していることにも起因している。

準を採用することは、原価基準を採用するよりも保守的な会計選択である。薄井(2004)でも、棚卸資産の評価基準が低価基準であるか否かのダミー変数を用いて保守的な会計選択の指標としている。このように、低価基準を選択することは保守的な会計選択であると考えられるため、*INV* の係数はプラスとなることが予想される。

低価基準を採用することによって、棚卸資産にバッド・ニュースが生じたときに当該ニュースは会計利益に即時に反映され、利益の保守性が高まる。また、低価基準を採用することで、期末における棚卸資産の評価額は常に最小となることから、純資産の保守性を高めることにもつながる。これらの関係から、*Basu* と *BMR* のいずれを従属変数とした場合にも *INV* の係数はプラスになると考えられる。

*ACC* については、その値が大きいほど保守主義の程度が高いことを意味するため、保守主義の指標を従属変数としたときに予想される係数の符号はプラスである。純資産に関する保守主義と利益に関する保守主義のいずれについても、経営者がその程度を調整する場合、会計発生高を用いると考えられる。たとえば、実際のキャッシュ・フローを伴わなくても、バッド・ニュースが生じた場合に、それを会計利益に反映させることは保守主義である。また、キャッシュ・フローが一定であっても、資産や負債の見積りや評価を保守的にするには、会計発生高を用いる。そのため、*Basu* と *BMR* のいずれを従属変数とした場合にも、*ACC* の係数について期待される符号はプラスである。

特別損益項目について考えると、バッド・ニュースを即時に会計上の利益に織りこむという定義にもとづけば、*Basu* を従属変数としたときに *SPEC* はマイナスの値をとることが予想される。事前には予想できなかった経済的な価値変動であるニュースは、損益計算書上では特別損益項目として会計上の利益に反映される。そのため、バッド・ニュースを即時に織り込んで特別損失が計上されるのであれば、利益に関する保守主義の程度は高くなると考えられる。

ただし、特別損益項目は経営者の機会主義のもとで認識される場合がある。もし、機会主義のもとで特別損益項目が計上されるなら、特別損益項目とニュースには関係がないはずである。そのため、もし *Basu* と *SPEC* に有意な関係がないのであれば、特別損益項目は保守主義のもとで計上さ

れたものではないと解釈できる。

残る 4 つの指標、すなわちレバレッジ、ROE、企業規模、および売上高成長率はコントロール変数である。レバレッジを除く 3 つの変数は、薄井(2004)が財務面における企業特性をコントロールするために利用したものである。企業は、単に業績が好調であるために保守的な会計手続きを選択する可能性がある。また、純資産簿価・時価比率をもとに推定した指標は、企業の成長性とかかわりのあることは、Beaver and Ryan(2000)でも言及されている。他にも、Beaver and Ryan(2000)は無条件モデルから推定される保守主義の指標がレバレッジと有意な関係にあることを報告している。これら先行研究の結果によれば、*BMR* が従属変数となると、これらのコントロール変数の係数について予想される符号はプラスである。

しかし、*Basu* と企業の財務的特性の関係は明らかでない。Klein and Marquardt (2006)は市場全体として保守主義の程度が高くなるほど、損失報告企業が増えることを報告しており、この関係のもとでは ROE の係数はマイナスの符号になることが予想される。また、利益に関する保守主義は企業に不利な影響がある状況、つまりバッド・ニュースが生じるような状況にもとづいて指標が定量化される。そのため、業績や経済環境の悪化した企業について、保守主義の程度が高いと識別される可能性がある。他にも、企業規模の大きい企業は政治コストを削減するために利益減少型の会計手続きを選択するといわれるし、レバレッジの大きい企業は負債コストを削減するために利益増加型の会計手続きを選択するといわれることもある(Watts and Zimmerman, 1986)。

このように、*BMR* の場合とは異なり、*Basu* が従属変数となるときのコントロール変数については符号の予測が困難である。しかし、業績や企業規模、レバレッジといった財務面における特性が *Basu* にどのような影響を与えているかは興味深い。そのため、*Basu* を従属変数とした場合にも、4 つのコントロール変数を含めて(4.1)式を推定する。

### 第3節 サンプルと基本統計量

#### 第1項 サンプル

本節では、(4.1)式の推定に用いるサンプルと変数の基本統計量を提示する。*Basu* と *BMR* は、第3章で定量化した指標を用いるため、指標の識別条件については第3章と同じである。第3章における構造変化を考慮した分析では、*Basu*、*BMR*、および *ACC* の推定について全ての期間でデータが入手可能であることをサンプル抽出要件とした。この抽出要件に合わせて、(4.1)式の独立変数についても、全ての期間でデータが入手可能であることを要件とする。

第3章では、保守主義の定量化において連結データが入手できれば連結ベースの値を用いることとし、会計発生高の推定においては単独データを用いた。会計発生高の推定において単独データを利用したのは、連結会計基準が改正された2000年3月期までは、連結ベースでの詳細な会計項目がデータ・ベースに収録されていない場合が多いためである。(4.1)式で独立変数とした会計選択の変数についても同様に、2000年3月期以前については詳細な項目が入手可能でない場合が多い。また、棚卸資産の評価基準について、低価基準を採用するか原価基準を採用するかといった会計方針については、すべての期間において単独のデータしか入手できない。会計方針については、親会社と子会社で統一することが要求されるからである<sup>36</sup>。このような状況を鑑み、会計選択の代理変数については、すべて単独ベースのデータを用いるものとする。

(4.1)式では、独立変数の1つとして総会計発生高(*ACC*)を用いているが、第3章でも示したように会計発生高は営業項目と営業外項目に区分することができる。そのため、総会計発生高を営業会計発生高(*OPACC*)と営業外会計発生高(*NOPACC*)に分けた場合についても、(4.1)の推定を行う。これによって、保守主義の指標が短期的な項目と長期的な項目のいずれの会計発生高と関係が強いかを明らかにすることができる。

---

<sup>36</sup> 2000年の新連結会計基準適用前までは、必ずしも親会社と子会社の会計方針を同一とすることが強制されていなかった。しかし、たとえ統一していなくても規模の大きさから考えれば、子会社よりも親会社の会計方針が連結グループ全体の保守性に影響を与えるはずである。このことから、親会社単体での会計方針を変数として用いることに問題はないといえる。

前半期間において *Basu* と *BMR* が推定可能であった企業のうち、(4.1)式の独立変数の全てが入手可能であった企業は 556 社あった。後半期間については、同様の要件のもとでサンプルとなったのは 626 社である。回帰式の推定では、一部の異常な値が影響して、推定結果に歪みが生じる可能性がある。そのため、モデルを推定する際に、各変数について 1(99)パーセンタイル以下(以上)の数値を 1(99)パーセンタイルの数値に置換するという処理を施している。これによって、異常値が結果にもたらしうる歪みをいくぶんか解消することができる。

## 第2項 基本統計量

表 4.1 には、(4.1)式の推定に用いる変数について、平均値、標準偏差、第1四分位から第3四分位までの値とサンプル数を提示している。パネル A に前半期間の統計量を示し、パネル B には後半期間の統計量を示している。会計選択の変数に関する入手可能性が制約となり、本章で用いる *Basu* と *BMR* は第3章で用いたサンプルと比べて、両期間とも 100 社前後の企業がサンプルから除かれている。しかし、全体としての傾向は第3章で示した統計量と変わらない。つまり、前半期間では多くの企業が利益に関する保守主義(*Basu*)を適用していないが、後半期間にはこれが強化されている。一方、純資産に関する保守主義(*BMR*)については、前半期間で保守主義の程度が高く、後半期間ではその程度が低下しているのである。会計発生高の分布も同様で、*ACC* でみれば前半期間よりも後半期間の方が保守主義の程度が強化されている傾向がある。

保守的な会計選択の変数について検討すると、まず研究開発費や広告宣伝費は、すべての企業が支出する費用ではないため、*RD* と *ADV* の第1四分位の値はゼロ、またはゼロに近い水準である<sup>37</sup>。平均値をみても、両期間で *RD* と *ADV* の値は 0.01 前後であり、平均的な企業の総資産に占める当該支出の割合は 1%程度に過ぎないことがわかる。貸倒引当金比率については、*ALLO* の平均値(中央値)が前半期間で 0.013(0.010)、後半期間で 0.027(0.006)であり、企業は売上債権の貸倒率を 1%前後に見積っていたことがわかる。

---

<sup>37</sup> 研究開発費や広告宣伝費について、データ・ベースにハイフン (-) が表示されている場合は、支出がゼロであると判断している。このような手続きは、全ての項目について同様に行っている。

表 4.1 基本統計量

<i>Panel A: First period</i>															
	<i>Basu</i>	<i>BMR</i>	<i>ACC</i>	<i>OPACC</i>	<i>NOPACC</i>	<i>RD</i>	<i>ADV</i>	<i>ALLO</i>	<i>DEP</i>	<i>INV</i>	<i>SPEC</i>	<i>LEV</i>	<i>ROE</i>	<i>SIZE</i>	<i>GROW</i>
<i>Mean</i>	-0.038	-0.599	0.023	-0.010	0.033	0.011	0.007	0.013	0.064	0.182	-0.002	0.607	0.045	5.003	1.016
<i>std.</i>	1.058	0.213	0.025	0.014	0.020	0.017	0.014	0.014	0.021	0.379	0.008	0.180	0.064	0.607	0.035
<i>Q1</i>	-0.091	-0.724	0.007	-0.017	0.021	0.000	0.001	0.008	0.051	0.000	-0.005	0.485	0.026	4.564	0.992
<i>Median</i>	0.000	-0.589	0.023	-0.009	0.031	0.004	0.003	0.010	0.061	0.000	-0.002	0.625	0.042	4.944	1.015
<i>Q3</i>	0.101	-0.463	0.039	-0.001	0.045	0.015	0.007	0.013	0.072	0.000	0.000	0.742	0.063	5.407	1.035
<i>Obs.</i>	556	556	556	556	556	556	556	556	556	556	556	556	556	556	556
<i>Panel B: Second period</i>															
	<i>Basu</i>	<i>BMR</i>	<i>ACC</i>	<i>OPACC</i>	<i>NOPACC</i>	<i>RD</i>	<i>ADV</i>	<i>ALLO</i>	<i>DEP</i>	<i>INV</i>	<i>SPEC</i>	<i>LEV</i>	<i>ROE</i>	<i>SIZE</i>	<i>GROW</i>
<i>Mean</i>	1.308	-1.167	0.041	0.009	0.031	0.012	0.006	0.027	0.050	0.171	-0.018	0.587	0.003	4.985	0.993
<i>std.</i>	25.720	0.621	0.023	0.018	0.019	0.018	0.013	0.136	0.023	0.357	0.015	0.192	0.136	0.604	0.050
<i>Q1</i>	-0.104	-1.470	0.027	-0.001	0.019	0.001	0.000	0.003	0.038	0.000	-0.025	0.462	-0.018	4.560	0.968
<i>Median</i>	0.089	-1.047	0.040	0.008	0.030	0.005	0.001	0.006	0.045	0.000	-0.015	0.600	0.010	4.909	0.993
<i>Q3</i>	0.424	-0.726	0.056	0.020	0.043	0.016	0.005	0.013	0.058	0.000	-0.009	0.734	0.033	5.366	1.017
<i>Obs.</i>	626	626	626	626	626	626	626	626	626	626	626	626	626	626	626

注) *Mean*, *Std.*, *Q1*, *Median*, および *Q3* はそれぞれ、平均値、標準偏差、第 1 四分位、中央値、および第 3 四分位の値である。また、*Obs.* はサンプル数を示している。

*DEP* については、後半期間に比べて前半期間の減価償却費率が高い(平均値で 0.064 と 0.050、中央値で 0.061 と 0.045)。このことは、前半期間において減価償却費率が高く、保守的な会計選択がとられていたことを示している。*INV* については、両期間とも第 3 四分位までの値がゼロであることから、サンプルの 75%以上の企業が原価基準を採用していることがわかる。

また、特別損益項目 (*SPEC*) は、前半期間の平均値(中央値)が -0.002 (-0.002) で後半期間の平均値(中央値)が -0.018 (-0.015) であり、全てがマイナスの値である。これは、特別利益よりも特別損失が多く計上される傾向にあることを意味している<sup>38</sup>。特に、後半期間で特別損失が特別利益を上回る傾向にある。もし、バッド・ニュースが特別損失項目を通じて会計利益に織り込まれると考えらるならば、後半期間で特別損失の水準が高くなっていることは、利益に関する保守主義 (*Basu*) の程度が後半期間で強化されていることと首尾一貫する。つまり、特別損失を通じたバッド・ニュースの織り込みが強化されたことで、後半期間における *Basu* の水準が高くなったのである。ただし、この関係は基本統計量にもとづく解釈に過ぎないため、次節の分析で改めて検証する。

コントロール変数については、*LEV* の平均値(中央値)が前半期間で 0.607 (0.625)、後半期間で 0.587 (0.600) であり、企業は約 6 割の資産を負債によって調達していることを示している<sup>39</sup>。また、*ROE* は前半期間(平均値が 0.045 で中央値が 0.042)よりも後半期間(平均値が 0.003 で中央値が 0.010)の方が低い水準である。このことは、前半期間よりも後半期間の方が特別損失の額が大きくなっていることと整合している。経常利益までの水準が前後半期間で同じであっても、特別損失の額が大きくなれば、それだけ当期純利益は小さくなるからである。*GROW* については両期間とも平均値と中央値がともに 1 前後であることから、サンプル企業は平均的に、売上高が分析期間を通じてほぼ一定水準で推移していたと考えられる。

---

<sup>38</sup> 特別損益項目の計上状況については、音川・高田(2005)が時系列の傾向を報告している。近年の傾向でいえば、特別損失が特別利益を金額ベースで上回る傾向にあり、1991年以降を分析対象とする本章での傾向と一致している。

<sup>39</sup> 桜井(2003, 184-186頁)によれば、自己資本比率の平均値は近年になって上昇し 25%程度の水準である。この値を、本章で用いる変数である *LEV* に換算すると、75%になる。これにより、本章で用いたサンプルは負債によって資金を調達する割合がやや低い企業に偏っている傾向にあることがわかる。

## 第4節 保守主義の指標と会計選択の関係に関する実証結果

### 第1項 単一変量分析の結果

表 4.2 には、(4.1) 式の推定に用いる変数の相関係数を示している。左下がピアソンの相関係数で右上がスピアマンの相関係数である。パネル A には前半期間のものを、パネル B には後半期間のものをそれぞれ示している。基本統計量と同様、会計発生高に関する変数として総会計発生高 (*ACC*)、営業会計発生高 (*OPACC*)、および営業外会計発生高 (*NOPACC*) の 3 つを示している。

前半期間について、*Basu* と有意な関係を示している会計選択の変数は *OPACC*、*RD*、*ALLO*、および *DEP* の 4 つである。ただし、期待どおりの符号であるものは *DEP* のみであり、ピアソンの検定で有意 (1% 水準) な相関である。他方、前半期間の *BMR* と有意な関係を示す会計選択の変数は *DEP* と *INV* である。両方の係数がマイナスであり、期待とは反対の符号を示している。コントロール変数については、*ROE* または *SIZE* が *Basu* とプラスの有意な相関があり (ただしピアソンのみ)、*LEV*、*ROE*、および *GROW* が *BMR* とプラスの有意な相関がある。*BMR* とこれらのコントロール変数におけるプラスの相関関係は、先行研究と整合している。

次に、後半期間について検討する。後半期間において、*Basu* と有意な相関をもつ会計選択の変数は *OPACC*、*NOPACC*、*RD*、および *SPEC* であり、*OPACC* と *SPEC* が期待どおりの符号である。*BMR* については、*ACC*、*NOPACC*、*RD*、*ADV*、*DEP*、そして *INV* が有意であり、全てについて期待どおりにプラスの符号である。

コントロール変数をみると、*Basu* と *BMR* は少なくともいずれか一方の検定で、すべてのコントロール変数と保守主義の指標に有意な相関がある。*BMR* は予想どおりに全ての符号がプラスであるが、*Basu* については *LEV* を除いた全てがマイナスの値を示している。*Basu* とコントロール変数については事前の期待を形成していないが、これは前半期間とは反対の結果である。そのため、*Basu* と (4.1) 式でコントロール変数とした財務的特性に安定的な関係はないと考えられる。

以上のように、前半期間と後半期間では *Basu* または *BMR* と保守的な会計選択の変数の関係

表 4.2 相関係数

*Panel A: First period*

	<i>Basu</i>	<i>BMR</i>	<i>ACC</i>	<i>OPACC</i>	<i>NOPACC</i>	<i>RD</i>	<i>ADV</i>	<i>ALLO</i>	<i>DEP</i>	<i>INV</i>	<i>SPEC</i>	<i>LEV</i>	<i>ROE</i>	<i>SIZE</i>	<i>GROW</i>
<i>Basu</i>		-0.01	-0.04	-0.02	-0.05	-0.08**	0.06	-0.07	0.06	0.05	0.01	0.00	0.05	0.01	0.04
<i>BMR</i>	-0.01		-0.04	0.04	-0.06	0.00	0.03	0.01	-0.13***	-0.14**	0.04	0.46***	0.15***	-0.01	0.13***
<i>ACC</i>	-0.06	-0.02		0.58***	0.81***	0.13***	0.01	-0.06	0.11***	-0.06	-0.04	-0.10**	-0.14***	0.01	-0.12***
<i>OPACC</i>	-0.08*	0.05	0.61***		0.05	-0.06	0.00	0.03	-0.07*	-0.01	-0.12***	0.07*	-0.19***	0.01	-0.18***
<i>NOPACC</i>	-0.02	-0.06	0.82***	0.06		0.24***	0.02	-0.10**	0.18***	-0.06	0.03	-0.19***	-0.04	0.01	-0.01
<i>RD</i>	-0.04	0.04	0.10**	-0.04	0.15***		0.22***	-0.14***	0.15***	0.07*	0.02	-0.19***	0.01	0.15***	0.06
<i>ADV</i>	0.02	-0.01	0.04	0.07	0.00	0.14***		0.08**	0.21***	0.11***	-0.06	-0.25***	-0.07*	0.09**	0.18***
<i>ALLO</i>	-0.10**	-0.01	-0.01	0.12***	-0.10**	-0.11***	0.01		0.01	0.19***	-0.08*	0.06	-0.10**	0.08**	-0.02
<i>DEP</i>	0.10***	-0.08**	0.11***	0.00	0.14***	0.13***	0.15***	0.01		0.07	-0.19***	-0.23***	0.09**	0.16***	0.28***
<i>INV</i>	0.05	-0.14***	-0.06	-0.02	-0.06	0.14***	0.11***	0.09	0.07		-0.02	-0.14***	-0.01	0.17***	-0.14***
<i>SPEC</i>	-0.03	0.05	0.05	-0.08*	0.11***	0.00	-0.08*	-0.10**	-0.21***	-0.06		0.06	0.26***	-0.07	-0.04
<i>LEV</i>	-0.02	0.45***	-0.08**	0.08*	-0.16***	-0.15***	-0.24***	0.08*	-0.14***	-0.14***	0.09**		-0.07*	0.09**	0.02
<i>ROE</i>	0.10**	0.11***	-0.11***	-0.18***	0.00	0.03	0.01	-0.11***	0.00	-0.04	0.27***	-0.07*		0.05	0.30***
<i>SIZE</i>	0.08*	-0.01	0.01	0.03	0.01	0.21***	0.09**	0.14***	0.16***	0.18***	-0.08**	0.13***	0.03		0.16***
<i>GROW</i>	0.02	0.13***	-0.10***	-0.18***	0.00	0.09**	0.14***	-0.04	0.22***	-0.14***	-0.05	0.01	0.26***	0.12***	

Panel B: Second period

	Basu	BMR	ACC	OPACC	NOPACC	RD	ADV	ALLO	DEP	INV	SPEC	LEV	ROE	SIZE	GROW
Basu		-0.08**	0.06	0.09**	-0.01	-0.07*	-0.04	-0.02	-0.05	-0.03	-0.11***	0.12***	-0.15***	-0.12***	-0.05
BMR	-0.13***		0.06	-0.01	0.10***	0.18***	0.21***	0.06	0.23***	0.08**	-0.05	0.22***	0.17***	0.34***	0.15***
ACC	-0.02	0.07*		0.55***	0.62***	0.19***	-0.03	-0.06	0.05	-0.03	-0.13***	-0.05	0.00	0.06	0.00
OPACC	0.10**	-0.02	0.58***		-0.23***	-0.05	0.02	0.14***	-0.11***	0.04	-0.25***	0.15***	-0.28***	0.07	-0.32***
NOPACC	-0.11***	0.10***	0.65***	-0.23***		0.30***	-0.03	-0.23***	0.15***	-0.10***	0.06	-0.20***	0.23***	0.02	0.29***
RD	-0.10***	0.26***	0.11***	-0.07*	0.20***		0.15***	-0.14***	0.21***	0.06	-0.03	-0.27***	0.08*	0.15***	0.08**
ADV	0.01	0.14***	-0.04	-0.02	-0.03	0.12***		0.07*	0.19***	0.04	-0.06	-0.17***	0.05	0.05	-0.01
ALLO	0.06	0.02	-0.04	0.07*	-0.14***	-0.09**	-0.01		-0.05	0.15***	-0.21***	0.17***	-0.21***	0.21***	-0.19***
DEP	-0.05	0.25***	0.05	-0.06	0.10***	0.25***	0.11***	-0.06		0.12***	0.06	-0.21***	0.22***	0.21***	0.18***
INV	-0.05	0.05	-0.04	0.04	-0.09**	0.14***	0.09**	-0.01	0.12***		0.05	-0.12***	0.10***	0.17***	-0.06
SPEC	-0.16***	-0.04	-0.08**	-0.24***	0.12***	0.02	-0.04	-0.16***	0.08**	0.07		-0.22***	0.56***	-0.02	0.20***
LEV	0.15***	0.18***	-0.04	0.13***	-0.17***	-0.24***	-0.18***	0.09**	-0.15***	-0.14***	-0.21***		-0.35***	0.08**	-0.20***
ROE	-0.12***	0.06	-0.02	-0.26***	0.20***	0.12***	0.05	-0.09**	0.16***	0.11***	0.52***	-0.35***		0.06**	0.44***
SIZE	-0.07*	0.32***	0.05	0.05	0.01	0.20***	0.06	0.09**	0.20***	0.19***	0.02	0.10**	0.06		0.08*
GROW	-0.08**	0.13***	-0.02	-0.34***	0.29***	0.10***	-0.03	-0.07*	0.09**	-0.05	0.20***	-0.19***	0.40***	0.02	

注) 左下が Pearson の相関係数であり、右上が Spearman の相関係数である。

相関係数の右肩に示したアスタリスクは有意水準を示している。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ、1%、5%、10%の有意水準である。

が大きく変化している。また、事前の期待とは反対の符号で有意なものも存在するため、それらについては保守主義とは異なる側面からの解釈が必要となるかもしれない。しかし、ここでの分析はあくまで単一変量によるものである。そのため、単一変量分析で観察された傾向が多変量分析においても観察されるか否かについて、次項で検証する。

## 第2項 多変量分析の結果

表 4.3 は(4.1)式の推定結果である。パネル A が前半期間の推定結果であり、パネル B が後半期間の推定結果である。*Basu* または *BMR* を従属変数とし、会計発生高の変数として *ACC* を用いた場合と、*OPACC* と *NOPACC* に区分した場合の結果をそれぞれ提示している<sup>40</sup>。各パネルにおいて、左側に *Basu* を従属変数とした場合の結果を示し、右側に *BMR* を従属変数とした場合の結果を示している。自由度調整済み決定係数は、いずれのモデルも最下段に記している。

OLS による推定では、誤差項の分散は一定であることが前提とされる。もしこの制約が満たされないのであれば、誤差項に関する不均一分散の問題 (heteroscedasticity) がある (Johnston and Dinardo, 1997)。(4.1)式の推定において、このような問題があるか否かを、White テストによって確かめた。その結果、(4.1)式の推定では、いずれの保守主義の指標を用いても、10%以上の水準で誤差項の不均一分散の問題があることが確認された。この問題に対処するため、仮説の検定では White (1980) による *t* 値を算定し、推定値の有意性を検定する。

まず、決定係数を比較すると、会計発生高として *ACC* を用いるか、*OPACC* と *NOPACC* に区分するかの違いによる差はほとんどない。また、会計発生高に関する指標は、後半期間において *BMR* を従属変数とした場合の *NOPACC* が有意となることを除いて、他の係数の推定値は有意でない。単一変量分析や、第3章での相関分析では後半期間について *Basu* または *BMR* と会計

---

<sup>40</sup> 後半期間の分析について、独立変数のうち *SPEC* と *ROE* にやや高い相関がある (0.56 と 0.52) ため、多重共線性の問題が懸念される。多重共線性の有無を計測する尺度の1つである VIF (Variance-Inflation Factor; 分散増幅因子) を算定したところ、この相関は多重共線性の問題が問われる水準ではなかった。VIF の値が 10 を超えれば多重共線性の問題が深刻であるといわれるが、ここで用いたいずれの説明変数についてもこの値を大きく下回っていた。

発生高には有意な関係が観察されたが、他の要因をコントロールすることで有意性は減ぜられている。したがって、会計発生高が保守主義を捉える側面は他の変数によって説明可能な部分が多いのかもしれない。もしくは、会計発生高が *Basu* または *BMR* で捉えきれていない保守主義の側面を表現しているため、これらの指標とは有意な関係がないとの解釈も可能である。

次に、保守主義の指標と保守的な会計選択との関係を検証する。以下では、会計発生高の区分方法によって結果に大きな違いはないため、会計発生高の変数として *ACC* を用いた場合の結果を中心に議論する。

### (1) 前半期間の分析結果

表 4.3 のパネル A をみると、*Basu* を従属変数としたとき、*ALLO* と *DEP* の係数は -5.26 と 2.64 となり、ともに 5% の有意水準である。*BMR* を従属変数とした場合には、*RD* と *ADV* の係数が 1.54 と 1.75 となり、ともに有意水準は 1% である。これらの結果は、*Basu* を従属変数とした場合の *ALLO* を除き、いずれも期待どおりの符号である。つまり、償却性固定資産に対する減価償却費の割合が多い企業ほど、利益に関する保守主義の程度が高い。そして、研究開発費や広告宣伝費の総資産に対する割合が多い企業ほど、純資産に関する保守主義の程度が高いのである。

経済的ニュースの内容に依存して決定する *Basu* は、*ALLO* との関係が明確でなかったため、係数の推定値が有意とはならないことを予想した。しかし、実際にはマイナスの値が推定され、高い有意水準を示している。これについての可能な解釈としては、次のようなものが考えられる。すなわち、継続的に貸倒引当金を保守的に見積っている企業は、たとえ売上債権が不渡りとなりバッド・ニュースが生じたとしても、潤沢に設定された引当金によって補填することができる。そのため、当該バッド・ニュースを会計利益に反映させる余地がなくなり、結果的に利益に関する保守主義の程度が低く識別されたのである。

もしそうであるなら、経済的価値変動よりも会計上の価値変動の方が先行していたことが示唆される。*Basu* モデルでは、経済的な価値変動に先行するほど高い程度の保守主義を定量化することはできない。それゆえ、会計上の利益が経済的価値変動よりも早くバッド・ニュースを織り込んでいたことで、*ALLO* の係数が高い水準で有意になったと解釈できる。このような関係は、価値変動

表 4.3 回帰式の推定結果

	<i>Panel A: First period</i>				<i>Panel B: Second period</i>			
	<i>Basu</i>		<i>BMR</i>		<i>Basu</i>		<i>BMR</i>	
$\alpha$	0.02 (0.03)	0.04 (0.06)	-1.33*** (-5.15)	-1.34*** (-5.21)	1.10 (0.84)	0.62 (0.45)	-4.88*** (-8.78)	-4.77*** (-8.30)
<i>RD</i>	-2.50 (-1.59)	-2.58 (-1.63)	1.54*** (3.74)	1.58*** (3.83)	-3.77** (-2.02)	-3.16* (-1.72)	7.45*** (6.84)	7.29*** (6.71)
<i>ADV</i>	0.42 (0.33)	0.58 (0.45)	1.75*** (3.06)	1.66*** (2.82)	2.93 (0.91)	2.89 (0.90)	7.88*** (4.11)	7.85*** (4.12)
<i>ALLO</i>	-5.26** (-2.39)	-5.10** (-2.28)	0.01 (0.01)	-0.08 (-0.10)	0.38 (0.40)	0.30 (0.34)	0.11 (0.32)	0.13 (0.40)
<i>DEP</i>	2.64** (2.06)	2.58** (2.05)	-0.60 (-1.18)	-0.56 (-1.11)	0.16 (0.07)	0.31 (0.13)	5.31*** (4.61)	5.29*** (4.57)
<i>INV</i>	0.05 (0.94)	0.05 (0.94)	-0.03 (-1.43)	-0.03 (-1.44)	-0.02 (-0.17)	-0.04 (-0.38)	-0.01 (-0.17)	0.00 (-0.07)
<i>SPEC</i>	-2.09 (-0.46)	-2.42 (-0.54)	-1.39 (-1.01)	-1.21 (-0.88)	-10.10* (-1.74)	-9.41 (-1.61)	-2.16 (-1.05)	-2.33 (-1.14)
<i>ACC</i>	-1.02 (-1.53)		0.30 (0.86)		-0.81 (-0.40)		1.42 (1.42)	
<i>OPACC</i>		-1.97 (-1.44)		0.80 (1.31)		2.76 (0.87)		0.61 (0.42)
<i>NOPACC</i>		-0.56 (-0.57)		0.02 (0.05)		-3.52 (-1.46)		2.09* (1.78)
<i>LEV</i>	-0.02 (-0.22)	-0.01 (-0.09)	0.59*** (11.26)	0.58*** (10.95)	0.64*** (2.46)	0.62** (2.41)	0.92*** (7.48)	0.92*** (7.47)
<i>ROE</i>	1.04 (1.15)	1.02 (1.14)	0.69*** (3.06)	0.70*** (3.13)	0.27 (0.19)	0.38 (0.27)	0.66 (1.28)	0.64 (1.24)
<i>SIZE</i>	0.07* (1.74)	0.07* (1.75)	-0.04*** (-2.80)	-0.04*** (-2.82)	-0.12* (-1.91)	-0.13* (-2.01)	0.20*** (5.86)	0.20*** (5.91)
<i>GROW</i>	-0.47 (-0.64)	-0.53 (-0.70)	0.53** (2.17)	0.56** (2.28)	-0.80 (-0.65)	-0.20 (-0.16)	1.70*** (3.35)	1.56*** (2.92)
<i>adj.R<sup>2</sup></i>	0.03	0.03	0.25	0.25	0.03	0.04	0.25	0.25

注)有意水準は、それぞれ\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%、5%、10%である。

括弧内には White (1980) による不均一分散に対処した  $t$  値を示している。

の情報が経営者の私的情報であったために、会計上でのみ当該バッド・ニュースが早めに反映されたことを示していると考えられる。

以上の結果は、前半期間において定量化した指標は、それぞれが異なる会計選択に影響を受けていることを示している。それは、表 4.2 のパネル A に示した前半期間における *Basu* と *BMR* の相関が有意でないことも整合している。

コントロール変数については、*Basu* を従属変数としたときの *SIZE* がプラスで有意な値である。*BMR* を従属変数とした場合には、*LEV*、*ROE*、および *GROW* がプラスの値となり、*SIZE* はマイナスの値でそれぞれ有意である。したがって、企業規模の大きい企業ほど、利益に関する保守主義の程度が高い。そして、レバレッジ、*ROE*、および売上高成長率が高く、企業規模が小さい企業ほど、純資産に関する保守主義の程度が高いのである。

## (2) 後半期間の分析結果

表 4.3 のパネル B をみると、*Basu* を従属変数とした場合に有意な係数が推定される会計選択の変数は *RD* と *SPEC* で、それぞれの係数は -3.77 (有意水準 5%) と -10.10 (有意水準 10%) である。ただし、会計発生高を構成要素に区分した場合は、*SPEC* の係数が有意とはならない。他方、*BMR* を従属変数とした場合には、*RD*、*ADV*、および *DEP* の係数がそれぞれ 7.45、7.84、および 5.31 となり、1%水準で有意な値である。また、会計発生高との関係では、*BMR* を従属変数としたときに *NOPACC* の係数が 2.09 となり、10%の有意水準を示している。

*Basu* を従属変数とした場合、*RD* の係数は有意とならないことが予想された。しかし、実際にはマイナスで有意な値となっており、予想に反している。一方、*SPEC* については予想どおりの結果である。これらの結果から、研究開発費の総資産に対する割合が小さく、特別損失が特別利益を上回る企業ほど、利益に関する保守主義の程度は高いことがわかる。このように、*Basu* を従属変数としたときに有意となった変数は、*ALLO* と *DEP* の係数が有意と識別された前半期間の結果と異なっており、前半期間と後半期間では *Basu* と会計選択の関係が変化していると考えられる。

*BMR* を従属変数とした場合には、前半期間と同様、*RD* と *ADV* が期待どおりの符号で有意となった。また、前半期間には *Basu* と関係の強かった *DEP* が後半期間では *BMR* との関係が強くな

っている。これらはいずれも期待どおりの符号であり、研究開発費と広告宣伝費の総資産に占める割合が多く、減価償却費の償却性固定資産に対する割合が多い企業ほど、純資産に関する保守主義の程度は高くなるのである。

コントロール変数については、*Basu* を従属変数としたときに *LEV* と *SIZE* が有意になり、*BMR* を従属変数としたときに *LEV*、*SIZE*、および *GROW* が有意となる。*SIZE* の係数が前半期間と後半期間で反対になっていることから、企業規模と保守主義の指標には前半期間と後半期間を通じて安定的な関係はないことがわかる<sup>41</sup>。これらの結果から、レバレッジが大きく、企業規模の小さい企業ほど、利益に関する保守主義の程度が高くなり、レバレッジ、企業規模、そして売上高成長率が高い企業ほど、純資産に関する保守主義の程度が高くなると考えられる。

以上から、前半期間には 2 つの保守主義の指標は異なる会計選択に影響を受けていたことが明らかとなった。他方、後半期間については *RD* を独立変数としたときの符号が *Basu* と *BMR* の両方で有意になり、かつ推定値の符号が反対になるという結果となった。他にも、表 4.2 のパネル B をみると、*Basu* と *BMR* の相関が 5% 以上の水準でマイナスであるという点で前半期間と異なる。

この関係についての解釈は、第 3 章で示した。すなわち、利益に関する保守主義の程度は純資産に関する利益の程度に依存して決定されるという解釈である。もしそうであるなら、*Basu* を説明するためのモデルに *BMR* を含める必要がある。また、もしこのような関係があるならば、*Basu* を従属変数としたときに、*RD* の係数としてマイナスで有意な値が推定されたパネル B の結果は変わるかもしれない。*Basu* と *RD* におけるマイナスの関係は、たんに *BMR* と *RD* のプラスの関係に影響を受けているだけかもしれないからである。この問題については、*BMR* と *Basu* の関係に関する追加検証を本節の第 4 項で行う。

---

<sup>41</sup> ただし、先行研究の結果と整合するのは、*BMR* を従属変数としたときに *SIZE* の係数がプラスになるという後半期間の結果である。

### 第3項 業種のコントロール

前項では、どのような会計選択が保守主義の指標に影響を及ぼすかを分析し、いくつかの証拠をえた。しかし、多くの場合、会計選択は業種による影響を大きく受ける。たとえば、製薬会社は研究開発に対する投資が多くなる。また、税法上で規定された耐用年数をもとに減価償却を行う場合には、業種ごとに定められた耐用年数は一定であるため、税法上の規定の違いが、減価償却に関する保守性の違いとしてあらわれる可能性がある。保守主義の指標も同様に、*Basu* または *BMR* の程度が業種ごとに異なるかもしれない。

そこで、本項では(4.1)式で用いた変数の全てについて、業種をコントロールし、いま一度、回帰式を推定する。全ての独立変数と従属変数について、業種の中央値を控除し、その値を用いて(4.1)式を推定するのである。これにより、分析結果がたんに業種の特徴を示すだけになる可能性を取り除くことができる。

表 4.4 が検証結果である。まず、前半期間をみると、*Basu* を従属変数とした場合に *DEP* の係数が有意とならないことを除けば、表 4.3 の結果と大差はない。*ALLO* と *SIZE* がそれぞれマイナスとプラスの値で有意であり、これらについては前項と同様の解釈が可能である。また、会計発生高を営業項目と営業外項目に区分した場合に、*OPACC* の係数が-2.44 で有意なことは表 4.3 の結果と異なる。しかし、係数がマイナスになるという点では表 4.3 と一致しており、結果は整合的である。

*BMR* を従属変数にした場合についても、*ADV*、*LEV*、および *ROE* が全てプラスで有意となることは、表 4.3 と一致している。しかし、*RD*、*SIZE*、および *GROW* については有意な値をとっていない。これらのように、表 4.3 では有意となったが表 4.4 では有意とならなかった変数は、業種の影響が大きいものであると解釈できる。例示したように、研究開発費支出や減価償却における耐用年数の見積りなどについては、業種の影響を大きく受けやすい。それと整合して、*Basu* を従属変数とした場合の *DEP* や *BMR* を従属変数とした場合の *RD* は、業種についてコントロールすることによって係数が有意ではなくなっている。一方、*NOPACC* は表 4.3 では有意とならなかったが、表 4.4 では 5%の有意水準である。ただし、マイナスの値をとるという点で、表 4.3 の結果と整合している。

次に、後半期間について検討する。*Basu* を従属変数とした場合、*RD*、*SPEC*、*LEV*、および

表 4.4 業種に関するコントロールの結果

	<i>Panel A: First period</i>				<i>Panel B: Second period</i>			
	<i>Basu</i>		<i>BMR</i>		<i>Basu</i>		<i>BMR</i>	
$\alpha$	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.11**	0.11**	-0.12***	-0.12***
	(-0.53)	(-0.61)	(-0.35)	(-0.12)	(2.29)	(2.33)	(-5.20)	(-5.11)
<i>RD</i>	-1.49	-1.59	0.09	0.19	-7.01***	-6.58***	4.22***	4.21***
	(-0.92)	(-0.96)	(0.14)	(0.30)	(-2.76)	(-2.59)	(2.73)	(2.74)
<i>ADV</i>	1.09	1.31	1.48**	1.29*	1.13	1.07	4.59**	4.59**
	(0.66)	(0.77)	(2.10)	(1.78)	(0.27)	(0.25)	(2.19)	(2.19)
<i>ALLO</i>	-4.84***	-4.56**	-1.11	-1.34	0.32	0.27	-0.20	-0.20
	(-2.43)	(-2.26)	(-1.31)	(-1.60)	(0.39)	(0.33)	(-0.77)	(-0.77)
<i>DEP</i>	1.26	1.03	-0.28	-0.06	2.19	2.74	4.00**	3.99**
	(0.90)	(0.71)	(-0.47)	(-0.10)	(0.72)	(0.88)	(2.28)	(2.22)
<i>INV</i>	0.03	0.02	0.00	0.00	0.07	0.06	0.00	0.00
	(0.49)	(0.41)	(-0.23)	(-0.05)	(0.57)	(0.50)	(-0.04)	(-0.03)
<i>SPEC</i>	-0.86	-1.38	-1.98	-1.55	-9.38*	-8.70	-1.37	-1.40
	(-0.20)	(-0.32)	(-1.50)	(-1.18)	(-1.68)	(-1.58)	(-0.70)	(-0.73)
<i>ACC</i>	-0.93		-0.14		0.34		-0.30	
	(-0.88)		(-0.32)		(0.15)		(-0.29)	
<i>OPACC</i>		-2.44*		0.95		3.35		-0.45
		(-1.65)		(1.52)		(1.14)		(-0.31)
<i>NOPACC</i>		0.25		-1.22**		-2.95		-0.25
		(0.15)		(-2.05)		(-1.01)		(-0.18)
<i>LEV</i>	-0.07	-0.06	0.66***	0.65***	0.71***	0.72***	0.88***	0.88***
	(-0.57)	(-0.47)	(11.83)	(11.86)	(2.72)	(2.76)	(5.75)	(5.72)
<i>ROE</i>	1.25	1.22	0.89***	0.90***	-0.31	-0.20	0.55	0.55
	(1.33)	(1.32)	(4.02)	(4.17)	(-0.22)	(-0.14)	(1.05)	(1.04)
<i>SIZE</i>	0.06*	0.06*	-0.02	-0.02	-0.11*	-0.12*	0.23***	0.23***
	(1.67)	(1.68)	(-1.27)	(-1.28)	(-1.72)	(-1.87)	(5.54)	(5.62)
<i>GROW</i>	-0.25	-0.38	0.34	0.44	0.09	0.58	0.78	0.76
	(-0.34)	(-0.50)	(1.20)	(1.53)	(0.07)	(0.44)	(1.07)	(0.97)
<i>adj.R<sup>2</sup></i>	0.01	0.02	0.27	0.27	0.03	0.03	0.18	0.18

注)\*\*\*,\*\*, \* はそれぞれ 1%、5%、10%の有意水準である。

括弧内には White (1980)による不均一分散に対処した  $t$  値を示している。

*SIZE* が有意になることは表 4.3 の結果と同じであり、符号も一致している。*SPEC* については、会計発生高を構成要素に分けたときに有意でなくなるという点でも、表 4.3 の結果と整合している。

他方、*BMR* については、*RD*、*ADV*、*DEP*、*LEV*、および *SIZE* がプラスで有意な値であり、これらは全て表 4.3 の結果と同じである。表 4.3 では有意となったが表 4.4 では有意とならなかったのは *GROW* のみである。前半期間とは異なり、後半期間では業種の影響をコントロールしても、なお *RD* と *DEP* が有意である。この結果は、前半期間では同一業種内でやや画一的に行われていた会計選択が、後半期間では企業ごとに特性をもつようになったことを意味しているのかもしれない。それにより、企業が適用する保守主義も多様化したと考えられる。

全ての結果について、自由度調整済み決定係数は同じ水準か、やや低下する傾向がある。業種の影響を排除することで、会計選択が *Basu* や *BMR* に与える影響の説明力が低下していることから、保守主義の程度は少なからず業種の違いによって説明できると解釈できる。しかし、表 4.4 の結果は、企業ごとの保守主義の程度は、多くの部分が企業固有の会計選択によって説明できることを示している。

#### 第 4 項 追加検証

本項では、後半期間における *Basu* と *BMR* の関係を明確にするため、(4.1) 式の推定結果をもとに、新たな回帰式を構築して分析する。具体的には、*BMR* の程度が *Basu* に影響を与える可能性を考慮し、(4.1) 式で有意な符号が推定された変数と保守主義の指標の関係式を再構築するのである。この分析についても、業種についてコントロールする場合と、これをコントロールしない場合の両方について検証する。

*Basu* を従属変数としたとき、有意な係数が推定された変数は *RD*、*SPEC*、*LEV*、および *SIZE* であった。*BMR* を従属変数とした場合には、*RD*、*ADV*、*DEP*、*NOPACC*、*LEV*、*SIZE*、そして *GROW* について有意な係数が推定された。また、表 4.2 から、*Basu* と *BMR* にはマイナスの有意な相関が確認できる。

第 3 章で示した結果は、*Basu* の程度が *BMR* の程度に依存して決定されることを示唆するもの

であった。もしこのような関係があるならば、*Basu* を従属変数とした場合のモデルに *BMR* を独立変数として追加する必要がある。(4.1)式では、*BMR* が除外された変数となっているかもしれないからである。

そこで、表 4.3 において *Basu* を従属変数としたときに有意となった変数に *BMR* を追加し、これらを独立変数とした下記の実証モデルの推定を行う。これにより、*Basu* が *BMR* に依存して決定されるか否かを検証することができる。また、*Basu* を従属変数とした場合の *RD* と *SIZE* の係数は *BMR* を従属変数とした場合と反対の符号で推定されたが、(4.2)式において *BMR* をコントロールすることでこの関係は変化するかもしれない。

$$Basu_i = \alpha_1 + \beta_1 RD_i + \beta_2 SPEC_i + \beta_3 LEV_i + \beta_4 SIZE_i + \beta_5 BMR_i + \varepsilon_i, \quad (4.2)$$

表 4.5 に (4.2) 式の推定結果を示した。パネル A が業種についてコントロールしない場合の結果であり、パネル B がこれをコントロールした場合の結果である。パネル A によれば、*BMR* が -0.27 となり 5% の有意水準であるのに対し、*RD* と *SIZE* の推定値は有意でない。この結果から、表 4.3 において *RD* と *SIZE* がマイナスで有意な係数が推定されたのは、*BMR* が独立変数に含められていなかったことに起因していたと考えられる。さらに、自由度調整済み決定係数が (4.1) 式の 3 または 4% から (4.2) 式の 6% まで改善していることから、*BMR* が *Basu* に影響を与えていることは明らかである。また、*SPEC* と *LEV* の係数は -10.39 と 0.81 であり、表 4.3 の結果と同じ符号で有意な値が推定された。

しかし、ここでは、(4.2) 式の独立変数である *BMR* が誤差項と相関をもつ可能性があることに注意しなければならない。もしこのような関係が存在するのであれば、OLS による推定値は普遍性を満たさないからである (Johnston and DiNardo, 1997)。この問題の有無を確かめるためには、Wu-Hausman 検定が有効である (松浦・コリンマッケンジー, 2001)。

Wu-Hausman 検定の結果、独立変数と誤差項に相関はないという帰無仮説は棄却されなかった。したがって、表 4.5 で示したように、*Basu* は *SPEC*、*LEV*、そして *BMR* によって影響を受けて

表 4.5 追加検証の結果

	<i>RD</i>	<i>SPEC</i>	<i>LEV</i>	<i>SIZE</i>	<i>BMR</i>	<i>adj.R</i> <sup>2</sup>
<u>Panel A: Raw data</u>						
推定値	-1.47	-10.39**	0.81***	-0.05	-0.27**	0.06
( <i>t</i> 値)	(-0.89)	(-2.39)	(3.31)	(-0.68)	(-2.34)	
<u>Panel B: Industry control</u>						
推定値	-4.83**	-10.02**	0.91***	0.00	-0.31***	0.06
( <i>t</i> 値)	(-2.06)	(-2.28)	(3.89)	(-0.05)	(-2.53)	

注)\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%、5%、10%の有意水準である。

括弧内には White(1980)による不均一分散に対処した *t* 値を示している。

いると考えられる。表 4.3 で有意な係数が推定された *RD* と *SIZE* は、*BMR* をコントロールすることで有意性が失われるからである。

一方、パネル B をみると、*RD* が -4.83 であり、5%水準で有意なマイナスの値となっている。これは、業種について変数を調整した場合には、*BMR* をコントロールしてもなお、*RD* は *Basu* にマイナスの影響を与えることを示している。他の独立変数と *Basu* との関係はパネル A と一致しており、自由度調整済み決定係数も同程度である。パネル B の場合にも、Wu-Hausman 検定を実施したが、独立変数と誤差項に相関はないという結果であった。したがって、*RD* は *BMR* にプラスの影響を与え、*Basu* にはマイナスの影響を与えるという関係になる。

研究開発費が多い企業ほど、利益に関する保守主義の程度が低いという関係については、次のように解釈できるかもしれない。すなわち、研究開発費が多いような企業は、研究開発活動の成果に応じて企業の経済的価値が決定される。しかし、その成果が明らかとなるのは当該支出を行った時点ではないため、経済的価値変動と会計上の利益または損失の計上時点がずれる。そのことにより、研究開発費が多い企業は利益の保守性が低く識別されたと考えられる。また、業種についてコントロールしてもなお研究開発費が多いような企業は、特に研究開発活動に資金を投じ

ている程度が高いと考えられるため、このような関係が観察されたのであろう。

## 第5項 結果の要約と結論

本章では、定量化された保守主義の指標と保守的な会計選択の関係を分析した。そして、分析により次のような結果をえた。まず、(1)前半期間と後半期間を通じて、研究開発費または広告宣伝費の多い企業ほど、純資産を控えめにするという意味での保守主義の程度は高くなることがわかった。研究開発費支出や広告宣伝費支出は企業の競争力を高め、ひいては企業価値を高めることにつながる。このような支出が費用処理されることによって、結果的に純資産簿価が株式時価総額を下回ることになったのであろう。この結果は、先行研究でも一般に観察されるものと一致している。

また、純資産に関する保守性は、後半期間において減価償却費率からも影響を受けることが明らかとなった。つまり、減価償却費率が高い企業ほど、株式時価総額に比べて純資産は小さくなるのである。このことは、減価償却における残存価値や耐用年数に関する見積りが保守的となることで、每期計上される減価償却費が経済的な価値の減少を上回ったことを示していると考えられる。

一方、(2)利益に関する保守主義、つまりバッド・ニュースを会計利益に早く織りこむという意味での保守主義の指標と会計選択の関係は、前半期間と後半期間で異なっていた。前半期間では、貸倒引当金比率が低く、減価償却費率が高い企業ほど、利益に関する保守主義の程度が高くなる。それに対し、後半期間では特別損失が特別利益の金額を上回るほど、利益に関する保守主義の程度が高くなるのである。

本来、貸倒引当金比率が高いことは、保守的な会計選択である。しかし、事前の貸倒引当金比率が高いほど、売上債権が回収不可能になっても貸倒損失を計上しなくてすむ。利益に関する保守主義が定量化するのは、こういった事前には予測できなかった損失に対して、会計利益がどの程度の感応度を示すかである。そのため、貸倒引当金比率の高いような企業は、たとえ貸倒れが生じて、設定済みの貸倒引当金で補填できるため、そのようなニュースとの関係は小さくなっ

たとえられる。

また、減価償却費率が高い企業ほど会計利益に関する保守主義の程度が高いことは、純資産との関係の場合とは異なる解釈が必要となる。この関係は、実際の経済的価値の減少に対応して、減価償却費の計上額が増加したことを意味するからである。したがって、この関係は技術革新などによって固定資産の陳腐化が経済的なニュースとして明らかとなったとき、見積耐用年数を縮小したり、残存価値を減少させたりしたことで、利益の保守性に影響を与えたと考えられる。もしくは、耐用年数よりも短い期間で当該資産を除却し、それによって特別損失が生じた可能性もある。ただし、こういった固定資産の陳腐化などは、毎期生じるニュースであるとは考えにくいいため、この解釈だけでは、利益に関する保守性と減価償却費の見積りに関する保守性における有意な関係についての説明として十分ではないかもしれない。

後半期間において利益の保守性に影響を与えるものとして特定されたのは、特別損益項目であった。文字通り、特別損益項目は企業に対して臨時的に生じた利益や損失が分類されるものである。このことは、ニュースを織りこむ際の適時性を問題にする *Basu* の指標との関係が最も解釈しやすい。市場における企業の評価額は、現在入手可能な情報のもとで予想される企業価値と等しくなるため、企業に生じた経済的ニュースは、それ以前には市場において予測されなかった情報を反映している。たとえこのような情報の検証可能性が低くても、それがバッド・ニュースであったときに会計利益がそれを適時に織りこむのであれば、定義どおりの保守主義である。特別損益項目が *Basu* に影響を与えることは、このような定義どおりの保守主義と一致する。

また、本章で提示した実証結果から、*BMR* を従属変数した場合に比べて、*Basu* を従属変数とした場合に回帰式の決定係数は低くなるのがわかる。本章で提示した回帰モデルは、*Basu* または *BMR* の変動を説明するような会計選択の変数を用いているが、分析結果は、これらの変数では十分でないことを示唆している。もしくは、*Basu* の変動は保守的な会計選択といった項目とは異なる変数によって説明されるものなのかもしれない。いずれにせよ、決定係数が低いことは除外された変数の問題があることを意味しており、回帰式の精緻化が今後の課題である。

第 3 章で示したように、後半期間において *Basu* と *BMR* はマイナスの相関を有していた。本章

の分析により、(3) 保守的な会計選択やその他の要因をコントロールしても、なお *Basu* と *BMR* にマイナスの関係があることが明らかとなった。この関係は *BMR* の程度が *Basu* の決定要因となっていると考えることによって解釈可能である。つまり、純資産に関する保守性が高ければ、たとえバッド・ニュースが生じても、もともと保守的に計上された資産や負債に当該ニュースを反映させる余地はないのである。

しかし、このような *Basu* と *BMR* の関係はあくまで解釈の範囲を超えず、本章の分析だけでは因果関係を明らかにすることはできない。複数期間のデータを用いて企業ごとに保守主義を定量化しているため、期間ごとの *Basu* と *BMR* の関係を検証することはできないからである。このような因果関係を明らかにするためには、時系列データを用いた企業単位の分析ではなく、クロスセクショナルな分析が必要である。

## 第5章 利益に関する保守主義の定量化モデルの問題点と対処法の分析

本章では、利益に関する保守主義を定量化する際に生じる問題点を指摘し、その対処法について分析する。

本論文の第2章では保守主義の定量化モデルを示し、第3章と第4章では時系列データを用いて企業ごとに保守主義を定量化した。そして、定量化された指標間の関係と、どのような会計選択が保守主義の指標に影響を及ぼすかを明らかにした。しかし、時系列データを用いた分析では、定量化された指標間の関係を分析する上で限界がある。そこで、本章と次章では、クロスセクション・データを用いて保守主義を定量化する。

ただし、クロスセクション・データを用いた分析では、日本企業について利益に関する保守主義を定量化する際に注意すべき問題点がある。日本では、証券取引所の要請により、経営者は決算短信において売上高や当期純利益といった主要な業績に関する次期の予測情報を公表する。経営者による予測情報は、経済的利益の代理変数として用いられる投資収益率に測定誤差の問題をもたらす。この問題は、時系列データを用いた場合よりも、クロスセクション・データを用いた分析において、定量化された指標により深刻な影響を及ぼすのである。

また、本章ではこういった測定誤差の問題を軽減する保守主義の定量化モデルを提唱するが、このモデルの推定にはある程度のサンプル数が必要となる。企業ごとの時系列データを用いた分析では、当該モデルの推定に足りるサンプル数を確保するのは困難である。この意味でも、クロスセクション・データを用いた分析でのみ、測定誤差の問題に対処することができる。

本章では、第1節で利益に関する保守主義を定量化する際の問題点を指摘する。そして、この問題点を解決した新たなモデル(予想利益コントロールモデル)を構築し、Basu モデルとの比較のもとで、期待される結果について述べる。第2節では、分析に用いるサンプルと基本統計量を示す。次に、第3節で検証結果を提示し、これを分析する。最後に、結果の要約と結論を述べる。

## 第1節 利益に関する保守主義の定量化モデルにおける問題点の所在

### 第1項 投資収益率の測定期間と企業の利益公表時点の関係

第2章で述べたように、Basu(1997)は「バッド・ニュース(経済的損失)を認識する場合よりも、グッド・ニュース(経済的利益)を認識する場合に、より高い程度の検証を要するという会計専門家の傾向を捉えたもの」として保守主義を定義した。換言すれば、企業に対して有利な影響を与える情報よりも、不利な影響を与える情報を会計利益がより早く織りこむとき、それを保守的なものと考えるのである。この定義にもとづき、Basu(1997)は保守主義の定量化モデルを構築した。このモデルでは、投資収益率が経済的ニュースの代理変数として用いられる。

投資収益率が経済的ニュースの代理変数として有効に機能するためには、 $t$ 期における企業活動の成果を写し出す期間で、投資収益率が測定されなければならない。第2章で提示した定量化モデルでは、投資収益率の測定期間を会計期間と一致させていたが、これはBasu(1997)が投資収益率を測定した期間と異なる。

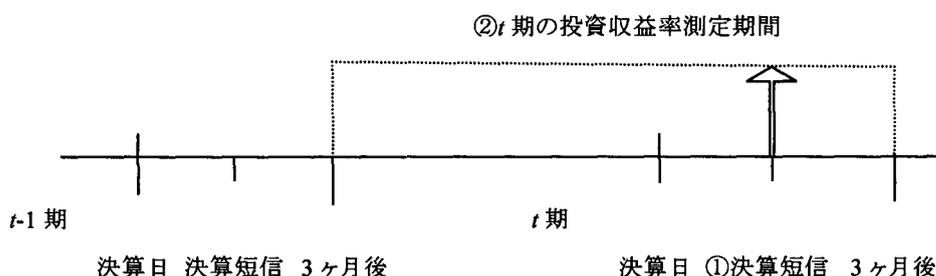
Basu(1997)は、他の期間に関する利益公表が投資収益率に与える影響を排除するため、決算期末の9ヶ月前から3ヶ月後までを投資収益率の測定期間とした<sup>42</sup>。たとえば、2004年3月末を決算日とする企業が公表する利益に対応させる投資収益率は、2003年7月はじめから2004年6月末までの期間で測定される。会計期間( $t$ 期)が終了し、当該期間について公表される利益情報には、証券市場参加者がそれ以前には予想できなかった情報が少なからず含まれる。 $t$ 期の企業価値変動の全てが株価に反映されるのは、 $t$ 期に関する利益情報の公表後であるため、Basu(1997)は上記の期間で投資収益率を測定したのである。

会計期間の終了後、経営者は各国の規定で定められた期間内に財務諸表を公表しなければ

---

<sup>42</sup> 先行研究では、企業の公表する実績利益の内容に応じて株価が変動することが広く確認されている。そのため、他の期間に関する利益公表の影響を除外するには、分析対象期間の前期に関する利益公表の影響が株価に反映された後の期間で、投資収益率を測定しなければならないのである。利益公表と株価の反応については、Beaver(1968)やBall and Brown(1968)が最も早期にこの関係を分析している。日本については、佐藤他(1979)や大塚(1981)の研究が最も古く、その後、桜井(1991)や後藤・桜井(1993)によって精緻な分析が進んだ。

図 5.1: 決算短信が投資収益率の測定に与える影響



(注) 図表の番号は、本文の番号と対応している。

ならない。日本の場合、証券取引法の規定により決算日から 3 ヶ月以内に有価証券報告書を提出することが義務付けられている。そのため、3 ヶ月のラグをおいて投資収益率を測定することによって、 $t-1$  期の利益公表による株価への影響を排除することができる。また、 $t$  期終了後 3 ヶ月以内に公表される  $t$  期の実績利益には、当該情報の公表以前は投資家によって予測できなかった企業価値の変動に関する情報、つまり期待外情報が含まれる。この情報は  $t$  期の企業価値変動の一部として、情報の公表後、株価に反映される。

しかし、日本では証券取引所によって決算短信の公表が要求されていることに注意しなければならない。決算短信では、売上高や当期純利益といった主要な企業業績の実績値と次期の予想値が公表される。投資者はこの予想値も実績値と同様に、投資意思決定に利用している(後藤, 1997)。後藤・桜井(1993)や太田(2002)らは、決算短信において報告された実績利益よりも、予想利益の方が株価との関係が強くなるという結果を提示している。そのため、3 ヶ月のラグをとって投資収益率を測定すると、次期に関する予想利益の公表が株価変動に及ぼす影響を含むことになる。

図 5.1 は、決算短信の公表制度を図示したものである。決算短信では、実績利益と予想利益が決算日の約 45 日後(①)に公表される(桜井, 2006)ため、Basu(1997)の提示した投資収益率の測定期間(②)内に、決算短信の公表日が含まれる。そのため、経営者による次期の予想利益が図 1 の矢印の時点で株価に反映されることになる。

Basu (1997)がこの②の期間を投資収益率の測定期間とした理由は、この期間であれば、他の期間の利益報告による影響がないと考えたためであった。しかし、日本についてはこの条件が当てはまらない。決算短信で当期の経営成績と次期の予想利益が公表されることを鑑みれば、他の期間の利益公表による影響がない期間を特定することは不可能である。

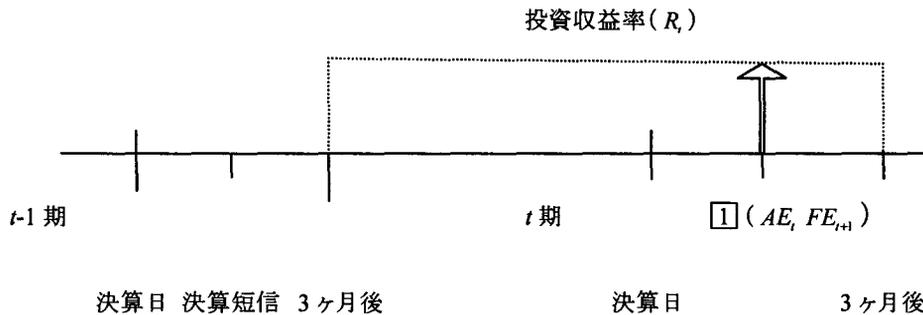
## 第2項 予想利益コントロールモデルの設定

先行研究では、決算短信において報告された実績利益よりも、予想利益の方が株価との関係が強くなるという結果を提示している。したがって、 $t$ 期の利益に対応する投資収益率( $t$ 期末の9ヶ月前から3ヶ月後までの期間)がマイナスの場合、それは $t+1$ 期の予想利益に関するバッド・ニュースを反映している可能性がある。もしそうであるなら、 $t$ 期の投資収益率と $t$ 期の会計利益との関係は弱くなる。これは、バッド・ニュースが会計利益に反映される適時性を測定するという Basu モデルに重大な影響を及ぼす。

利益の保守性は、経済的利益よりも経済的損失を適時に反映する程度として定量化されるが、 $t+1$ 期に生じる経済的な価値変動までを適時に織りこむことは定量化の対象とはならない。たとえ $t+1$ 期に経済的損失が生じることが予想されたとしても、 $t$ 期の時点では当該事象に関する検証可能性はきわめて低い。それほどまでに検証可能性が低いものを会計利益に反映させることは、かえって会計利益の信頼性を失うことになる。そのため、会計利益が経済的ニュースをいかに適時に織りこむかについての分析は、 $t$ 期に生じる事象に限定されるのである。したがって、Basu モデルを用いて適正に保守主義の程度を定量化するには、 $t+1$ 期の情報である予想利益の影響による投資収益率の変動部分をコントロールしなければならない。

図 5.2 は、予想利益と投資収益率の関係を図示したものである。経営者は、**1**の時点で $t$ 期の実績利益( $AE_t$ )と予想利益( $FE_{t+1}$ )の両方を公表する。このとき、実績利益が市場に良い情報を提供するものであったとしても、予想利益が悪い情報であった場合、先行研究の結果にもとづけば、 $t$ 期のニュースの代理変数となる投資収益率( $R_t$ )はマイナスになるかもしれない。もしそうであるならば、たとえ $t$ 期における経済的価値変動がプラスであったとしても、株価が予想利益情報を

図 5.2: 予想利益と投資収益率の関係



(注) 図表の番号は、本文の番号と対応している。

織りこむことで、ニュースの代理変数である投資収益率はマイナスの値をとることになるのである。

この問題が Basu モデルに与える影響を捉えるためには、 $t+1$  期の予想利益が悪い情報であるために、 $t$  期におけるニュースの代理変数である投資収益率がマイナスとなったものをコントロールすればよい<sup>43</sup>。それには、 $FE_{t+1}$  が証券市場の予想を下回り、かつ  $R_t < 0$  となる場合をコントロールする方法が考えられる。ただし、市場が悪い情報であると評価する予想利益がどのようなものかを特定するのは困難である。損失を予想した場合か、実績利益を下回る予想利益を公表した場合か、または産業平均を下回る予想利益を公表した場合かなど、いくつかのベンチ・マークが考えられるからである。

実際に公表される予想利益をみると、損失を予想する企業が極端に少ないことがわかる。たとえば、本章でサンプルとなった東京証券取引所第一部上場企業のうち、2004 年 3 月末を決算日とする企業では、翌年について連結ベースの当期純利益を損失と予想した企業は、1,110 社中 12 社(約 1%)であった。このようなわずかな割合からすれば、損失を予想するか否かのみをベンチ・マークに、投資者が企業の予想利益を評価しているとは考えられない。

<sup>43</sup> 測定誤差の問題について考えると、本来コントロールすべきなのは予想利益を反映することで投資収益率が変動した部分のみである。しかし、投資収益率がいつの時点で当該情報を織りこむかを特定すること、ならびにそれがどの程度であるかを特定するという作業は困難をきわめる。そのため、本章では、投資収益率の符号についてコントロールするという簡便な方法で測定誤差の問題に対処している。

産業平均などのベンチ・マークについて考えてみると、それを算定するためには、同業他社の予想利益の公表を待たなければならないし、その平均を算定するには時間とコストがかかる。その点、予想利益が実績利益を下回ったか否かは、決算短信のみから入手できるベンチ・マークである。これについても、本章のサンプル企業について、2004年3月末を決算日とする企業を調査すると、実績利益を下回る予想利益を公表している企業は、連結ベースで213社(約19%)あった。この割合は、損失を予想した企業の割合に比べて格段に多い。以上の理由から、本章では、市場で悪い情報と判断されるのは、予想利益が実績利益を下回った場合であると考え、この前提は、証券市場において利益がランダム・ウォーク過程に従うと仮定されることと同義である。

以下では、予想利益をコントロールするためのモデルを示す。予想利益が*t*期の投資収益率に与える影響をコントロールするには、下記の(5.1)式のようにモデルを設定することができる。Basuモデルと区別するため、これ以降は(5.1)式を予想利益コントロールモデルと称す。

$$X_{i,t} / MV_{i,t-1} = \alpha_i + \alpha_{n,i} DR_{i,t} + \alpha_{f,i} DF_{i,t} + \alpha_{nf,i} DR_{i,t} \cdot DF_{i,t} + \beta_{p,i} R_{i,t} + \beta_{np,i} R_{i,t} \cdot DR_{i,t} + \beta_{fp,i} R_{i,t} \cdot DF_{i,t} + \beta_{nfp,i} R_{i,t} \cdot DR_{i,t} \cdot DF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (5.1)$$

ただし、

$X_{i,t}$  : *i*社の*t*期における当期純利益

$MV_{i,t-1}$  : *i*社の*t*期首の株式時価総額

$DR_{i,t}$  :  $R_{i,t} < 0$ であれば1、それ以外はゼロとするダミー変数

$DF_{i,t}$  : *i*社の経営者が*t*期末に予想する*t+1*期の利益について、それが*t*期末の実績利益を下回っていれば1、それ以外はゼロとするダミー変数

$R_{i,t}$  : *i*社の*t*期末の9ヶ月前から3ヶ月後までの投資収益率

$\varepsilon_{i,t}$  : 誤差項

予想利益コントロールモデルでは、経営者による予想利益の内容をコントロールするため、次期の予想利益が当期の実績利益を下回ったか否かのダミー変数を設定する。実績利益は、投資

者にとって容易に入手可能な予想利益を評価するためのベンチ・マークである。当期に報告した利益水準を次期に維持できないという情報は、経営者のもつ私的情報として市場に悪い情報を提供するはずであり、予想利益に反応して価格形成された株価は、次期の情報を織り込んだものとなる。決算短信において公表された次期の予想利益が、その期間の実績利益を下回することで投資収益率がマイナスになるならば、この期間の投資収益率と当期の会計利益との関係は弱くなるはずである。

このような関係にもとづけば、 $\beta_{ij}$  はマイナスの値となることが期待される。予想利益コントロールモデルにおいても、第2章の Basu モデルで定義したように、保守主義の指標となるのは  $\beta_{ij}$  である。そのため、予想利益コントロールモデルから推定される  $\beta_{ij}$  はプラスの値をとることが予想される。また、予想利益の内容をコントロールしないよりも、これをコントロールした場合の方が  $\beta_{ij}$  の値は大きくなると考えられる。次期の予想利益が悪い情報であるために投資収益率がマイナスになった企業は、当期利益と投資収益率のプラスの関係を減じさせる。予想利益コントロールモデルは、この影響をコントロールしているため、Basu モデルから推定されるよりも  $\beta_{ij}$  の値が大きくなると考えられるのである<sup>44</sup>。

### 第3項 クロスセクション分析における問題

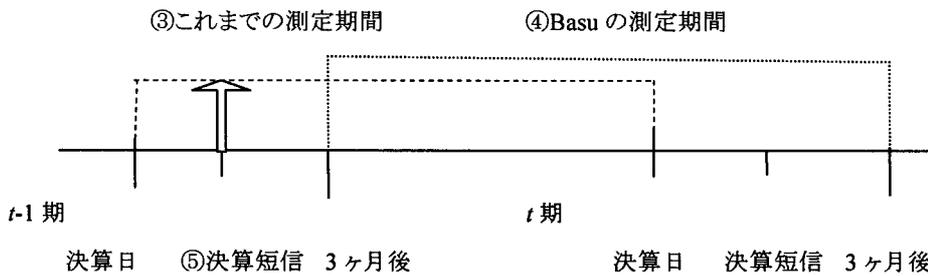
本項では、前項で示した測定誤差の問題がクロスセクション分析において重要となる理由を述べる。第1項で示した投資収益率の測定期間と利益の公表時点の関係についての問題は、変数における誤差 (errors in variables) に関するものである。つまり、測定したい変数 ( $\tilde{x}$ ) と実際に測定される変数 ( $x$ ) には誤差 ( $v$ ) が生じる ( $x = \tilde{x} + v$ ) ため、OLS によって推定される係数は本来推定されるはずの値から歪められたものになってしまうのである。

図5.3に投資収益率の測定期間の関係を図示した。タイム・テーブルの前方の期間(③)を測定

---

<sup>44</sup> 本章までの分析で用いた Basu モデルと本章で用いる Basu モデルでは、投資収益率の測定期間が異なる。しかし、表記を簡単にするため、投資収益率の測定期間の違いに関わらず、会計利益を投資収益率で回帰するという Basu (1997) が考案した構造のモデルを、全て Basu モデルとよぶことにする。

図 5.3: 投資収益率の測定期間の関係



(注) 図表の番号は、本文の番号と対応している

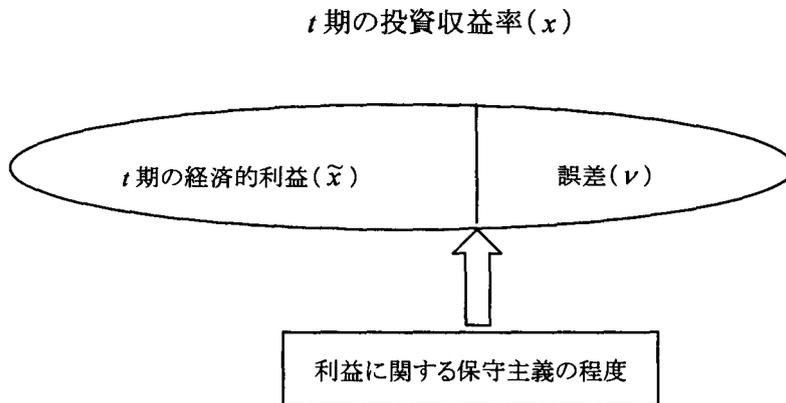
期間とするのは、本論文の第 3 章と第 4 章の分析である。そして、タイム・テーブルの後方期間 (④) を測定期間とするのは Basu (1997) によるものである。これまでの分析で用いた投資収益率の測定期間には、⑤の時点で  $t-1$  期に関する決算短信の公表時点が含まれるのに対し、 $t$  期に関する決算短信の公表時点は含まれない。それにより、③の測定期間には、 $t$  期末に公表される予想利益の影響がない代わりに、 $t$  期の経済的ニュースの内容が投資収益率に十分に反映されなくなってしまうのである。この意味で、③の期間で測定した投資収益率には測定誤差の問題が生じている。

しかし、第 3 章と第 4 章の分析では、基本的に分析対象期間において企業が適用する保守主義の程度が一定であることを仮定していたため、測定誤差の問題は小さいと考えられる。Gigler and Hemmer (2001) によって理論式から導出された関係によれば、企業が適用する保守主義の程度は、株価に反映される経済的利益の適時性に影響を与えるからである。

Gigler and Hemmer (2001) によれば、利益が保守的であるような企業は自主的なディスクロージャーによって経営者のもつ私的情報を公表する動機が小さい。また、投資収益率は強制された開示情報のみならず、自主的なディスクロージャーの情報も織りこむ。したがって、利益が保守的な企業は自主的なディスクロージャーを行わないことで、株価は経営者の有する私的情報を織り込まなくなり、結果的に投資収益率が経済的利益を反映する適時性が損なわれることになる。

本来、経済的利益は、将来が確実に予測できることを前提にし、企業が獲得する将来の利益

図 5.4 投資収益率の適時性と利益の保守性の関係



流列を現在価値に割引いた企業価値を比較することで算定されるものである(神戸大学会計学研究室, 2001, 337-338 頁)。しかし実際は、市場に不確実性が存在するため、投資収益率によって正確に経済的利益を捉えることはできない。あくまでも、経済的利益に近似しているという意味で、投資収益率はその代理変数として用いられているのである(Beaver, 1998)。そのため、投資収益率が経済的利益を反映する適時性は企業によって異なる可能性がある。

図 5.4 は、Gigler and Hemmer(2001)が理論モデルによって導出した関係を端的に示したものである。彼らによれば、投資収益率の適時性は公表される利益の保守性に依存する。これは、利益に関する保守主義の程度が投資収益率に含まれる経済的利益の内容を決定することを意味している。つまり、投資収益率に含まれる $\tilde{x}$ と $v$ の割合は利益の保守性によって決定されるのである。本論文で問題となる測定誤差は、投資収益率が $t$ 期以外の経済的利益を反映している程度である。

ここまでの議論では、投資収益率の測定期間に、分析対象期間以外の情報が公表されることをもとに問題点を指摘した。もし、投資収益率の適時性が企業によって異なるのであれば、他の期間の情報が株価に反映される程度も企業ごとに異なるはずである。上場企業に対して決算短信の公表が要請されるため、これに起因する測定誤差の問題は全ての上場企業について生じる問題である。しかし、たとえ全ての企業について同様に公表が要求される情報であったとしても、Gigler and Hemmer(2001)の主張にもとづけば、保守主義の程度によって、投資収益率における

測定誤差の内容は企業ごとに異なると考えられる。

このような測定誤差の問題が推定結果に与える影響は、次のようなものである。すなわち、測定誤差のない場合の推定値を $\hat{\beta}$ とすれば、測定誤差のある場合に OLS によって推定されるパラメータは $\hat{\beta}\{\sigma_{\varepsilon}^2/(\sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_v^2)\}$ となる。測定誤差の影響によって、推定値は誤差の分だけ下方に歪められる。これにより、推定値は一致性を満たさなくなるのである。

ここで争点となるのは、この測定誤差の問題が保守主義の定量化においてどの程度深刻な影響を及ぼすかである。第3章や第4章のように、時系列データを用いた分析では、分析期間を通じて保守主義の程度が一定であることが仮定される。そのため、推定に用いられる変数の $\bar{x}$ と $v$ の割合は安定的である。利益に関する保守主義の程度が $\bar{x}$ と $v$ の割合を決定するからである。したがって、時系列データを用いた分析から推定される値は測定誤差の問題があるものの、企業ごとの保守主義を定量化する限りにおいて、このような測定誤差の問題は深刻ではないといえるかもしれない。仮定の上では、測定誤差も含めて、パラメータの決定要因は分析対象企業における利益の保守性だからである。

このように、時系列データを用いた場合には、投資収益率に含まれる測定誤差の問題をコントロールしないことに足りる説明が可能である。これにより、前章までの分析では投資収益率の測定期間を会計期間と一致させ、さらに投資収益率の測定誤差の問題についても何ら対処していないのである。

また、前項で示した予想利益コントロールモデルでは、投資収益率に関するダミー変数の他に、予想利益に関するダミー変数が設定される。このモデルを推定するには、少なくとも9年以上の時系列データが必要となる。しかし、第3章と第4章の分析で示したように、企業ごとに保守主義を定量化する場合、構造変化の影響により、長期間にわたる時系列データを用いることには問題がある。そのため、時系列データを用いた場合には、予想利益コントロールモデルを推定するための十分なサンプルを確保できないという、実質的な問題が生じるのである。

一方、これがクロスセクション・データを用いた分析になると様相が異なる。クロスセクション回帰では、保守主義の程度が異なる複数企業をサンプルとして回帰式が推定されるため、投資収益

率における $\tilde{\alpha}$ と $\nu$ の割合がサンプルごとに異なる。このとき、 $\sigma_v^2$ の影響を取り除かなければ、どういった企業の利益の保守性が影響して $\hat{\beta}\{\sigma_{\tilde{\alpha}}^2/(\sigma_{\tilde{\alpha}}^2 + \sigma_v^2)\}$ の値が変化したのかを分析することができない。複数の企業をサンプルにした場合には、全てのサンプル企業に関する利益の保守性に起因する誤差が $\hat{\beta}\{\sigma_{\tilde{\alpha}}^2/(\sigma_{\tilde{\alpha}}^2 + \sigma_v^2)\}$ に対して複合的な影響を与えるためである。

こういった理由から、クロスセクション分析では特に投資収益率と利益の公表時点の関係に関する問題は大きい。そこで、以下では、クロスセクション・データを用いて予想利益コントロールモデルと Basu モデルを推定し、その結果を比較することで、予想利益コントロールモデルが利益に関する保守主義の指標における歪みを軽減する有効性を検証する。

## 第2節 サンプルと基本統計量

### 第1項 サンプル

分析期間は1991年から2004年であり、東京証券取引所一部上場企業のうち、3月末を決算日とする一般事業会社(金融、保険、その他金融を除く)をサンプルとする。分析には、連結ベース<sup>45</sup>での財務変数を用いる。当期純利益は『日経 NEEDS』から入手し、投資収益率は『日経ポートフォリオマスター』に収録されている日次投資収益率(配当込み)から年次投資収益率を算定した。また、次期の予想利益については、『日本経済新聞 縮刷版』から手入力によって収集した。

上記の調査対象期間について、Basu モデルと予想利益コントロールモデルの推定に必要なデータが入手可能な企業を年ごとに抽出した。さらに、分析対象期間となる前年から分析対象期間、

---

<sup>45</sup> 予想利益を手入力によって収集する都合上、連結のデータに絞ってデータを収集した。データを連結ベースに限定することで生じる問題としては次のようなものがあげられる。すなわち、分析対象期間初期にはSEC基準適用企業が多いため、サンプル数が少ない。また、こういった企業は規模も大きいため、上場企業のうち一部の優良企業のみをサンプルとして抽出している可能性がある。しかし、2000年の連結会計基準の改訂により、連結範囲が特殊基準から支配力基準に変化したことなどを受けて、2000年以降は連結ベースの財務数値が注目されており、連結財務諸表を公表する企業数も格段に増えた。また、2003年3月期決算までは、日本経済新聞の決算短信欄に連結と単独の情報が独立して表示されていたが、2004年3月期決算の場合は、両者が並列して表示されるようになり、連結が主となっている。このような背景から、今後の会計研究において特に重要視されるのは連結ベースとなることが予想され、保守主義の研究に関する今後の進展を考えると、連結データのみを分析に用いることの問題は小さいといえる。

および次の年にかけて決算期を変更していないことも、サンプル抽出要件としている。これは、実績利益と予想利益の会計期間がともに 12 ヶ月となることを保証するためである。その結果、合計サンプル数は 11,248 となった。

## 第 2 項 基本統計量

表 5.1 は、回帰分析に用いる変数の基本統計量とサンプルおよび変数の数を示している。パネル A が当期純利益を期首の株式時価総額で除したもの ( $XMV$ ) で、パネル B が年次投資収益率 ( $R$ ) である。また、パネル C にはサンプル数と、分析に用いるダミー変数の数を年ごとに提示している。

パネル A をみると、 $XMV$  の平均値は 1999 年以降、2004 年を除いてマイナスの値を示しているが、 $XMV$  の中央値はマイナスでないことから、金額の大きな損失を報告した企業が 1999 年以降比較的多くなったと考えられる。これは、先行研究で示された損失報告企業が増加した期間と一致しており、保守主義の程度と損失の報告が関係しているとすれば、この期間に保守主義の程度が拡大している可能性がある。

また、パネル B から明確に読取ることはできないが、 $R$  について、1995 年と 1996 年の分布が他の期間と比べて大きく異なっていることには注意が必要である。すなわち、1995 年について、最大値から 8 つまでの値を除く全てのサンプルがマイナスとなっており、1996 年は最小値の 1 つを除く全てのサンプルがプラスとなっている。本章では異常値が分析結果に与える影響を除去するため、仮説の検証にあたっては、各変数について年ごとに、1 (99) パーセンタイル以下 (以上) の数値を 1 (99) パーセンタイルの数値に置換している。その結果、1995 年については、 $R$  についてサンプルのほぼ全てがマイナスの値をとり、1996 年にいたっては全ての  $R$  がプラスの値をとることになってしまう。

これは、投資収益率の符号にもとづいて交差項を設定し、保守主義の程度を定量化する Basu モデルを推定する際に重要な問題となる。1995 年にはグッド・ニュース・サンプルが、1996 年にはバッド・ニュース・サンプルが存在しないため、この 2 つの年については、Basu モデルを推定するこ

表 5.1 基本統計量とサンプル数

Year	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
<u>Panel A: <i>XMI</i></u>														
<i>Mean</i>	0.021	0.016	0.010	0.005	0.007	0.018	0.019	0.008	-0.021	-0.012	-0.007	-0.037	-0.011	0.072
<i>Max</i>	0.332	0.187	0.123	0.205	0.319	0.401	0.220	0.227	0.715	1.462	2.008	0.446	23.434	20.967
<i>Median</i>	0.020	0.018	0.016	0.013	0.015	0.024	0.022	0.023	0.018	0.025	0.028	0.019	0.030	0.066
<i>Min</i>	-0.248	-0.200	-0.309	-0.226	-0.931	-1.036	-0.378	-1.815	-1.662	-1.742	-1.985	-11.859	-18.451	-4.315
<i>Std.</i>	0.025	0.026	0.039	0.042	0.058	0.062	0.037	0.108	0.146	0.162	0.187	0.428	1.000	0.718
<u>Panel B: <i>R</i></u>														
<i>Mean</i>	-0.251	-0.319	0.267	0.071	-0.340	0.597	-0.175	-0.293	0.214	0.036	0.011	-0.161	0.118	0.430
<i>Max</i>	0.645	0.621	1.442	0.869	0.197	2.569	1.235	0.753	6.479	3.684	3.805	1.214	3.450	3.823
<i>Median</i>	-0.262	-0.331	0.245	0.038	-0.345	0.548	-0.204	-0.329	0.068	-0.104	0.000	-0.173	0.056	0.339
<i>Min</i>	-0.835	-0.902	-0.374	-0.583	-0.684	-0.067	-0.617	-0.737	-0.454	-0.754	-0.716	-0.821	-0.744	-0.495
<i>Std.</i>	0.164	0.168	0.246	0.198	0.125	0.309	0.225	0.209	0.532	0.496	0.323	0.226	0.402	0.446
<u>Panel C: サンプルと変数の数</u>														
<i>Obs.</i>	640	587	615	616	715	747	758	802	834	924	937	1020	1013	1010
<i>DR</i>	608	566	68	246	NA	NA	631	723	313	581	468	842	413	91
<i>DF</i>	194	233	184	154	NA	NA	153	240	138	269	193	148	188	213
<i>DR·DF</i>	190	230	24	87	NA	NA	129	220	53	190	115	121	82	23

とができないのである。

日本銀行調査統計局が1996年5月に公表した「1995年度の金融および経済の動向」によれば、1993年から回復基調にあった日本経済は、1995年前半に足踏み状態となった。そして、株価もその影響を受け、1995年前半は、景気の先行きに対する不透明感などを反映して軟化したのである。また、金融機関の経営破綻も、1994年以降表面化した。そのため、1994年7月から1995年6月末までの期間で算定する1995年の投資収益率は、これらの悪化した経済環境を反映し、測定されたほとんどの投資収益率がマイナスになったと考えられる。

また、同局が1997年6月に公表した「1996年度の金融および経済の動向」によれば、1995年に発動された強力な金融・財政政策が、1995年後半以降1996年中ごろまで、景気を下支えすることとなった。さらに、1996年度には金融機関の不良債権問題への対応が着実に進められ、株価も1996年前半には上昇基調を辿った。つまり、1996年に関する投資収益率の測定期間である1995年7月から1996年6月末の間は、株価の上昇期にあたる。これにより、1996年について測定されたほぼ全ての投資収益率がプラスになったのであろう。

以上のように、1995年と1996年は他の期間と比べて特殊であり、通常期間の分析と同様に扱うことはできない。それゆえ、本章の分析では両年を分析対象から取り除くことにする。

### 第3節 検証結果

#### 第1項 Basuモデルと予想利益コントロールモデルの推定結果

表5.2は、Basuモデルと予想利益コントロールモデルについて、年ごとに実施したクロスセクション回帰の結果である。表5.2に示した推定値は、年ごとのクロスセクション回帰によって推定された12の値を平均したものである<sup>46</sup>。また、 $t$ 値はFama and MacBeth(1973)タイプのものを示してい

---

<sup>46</sup> 表5.1によれば、 $DF$ と $DR \cdot DF$ の数が近似していることがわかる。このとき、説明変数である $R$ と $DF$ および $DR \cdot DF$ の交差項は相関が強くなるため、モデルを推定する際に多重共線性の問題が懸念される。ただし、浅野・中村(2000)は、

る。表の左側は Basu モデルの推定結果であり、右側が予想利益コントロールモデルの推定結果である。

表をみると、検証パラメータである  $R \cdot DR$  に対する係数の推定値は、両方のモデルについてプラスであり、1%の有意水準を示している。この値は、会計利益がニュースを織りこむ程度について、グッド・ニュースと比べたバッド・ニュースの織り込み方の増分を意味している。この結果は、会計利益が保守的であることを強く示す証拠となる。また、Basu モデルの推定値は 0.16 であるが、予想利益コントロールモデルの推定値は 0.21 となっている。これは、Basu モデルによる推定値が予想利益の影響によって下方に歪んでいたことを証拠づけており、予想どおりの結果である。

予想利益コントロールモデルの推定結果から、 $R \cdot DR \cdot DF$  の係数が-0.19 であり、1%水準で有意なマイナスの値であることがわかる。この結果は、Basu モデルを推定する際に次期の予想利益が投資収益率に与える影響をコントロールすることの重要性を示している<sup>47</sup>。両モデルの自由度調整済み決定係数を比較しても、Basu モデルの決定係数が 0.08 であるのに対し、予想利益コントロールモデルは 0.17 である。つまり、予想利益コントロールモデルは Basu モデルよりも説明力が 9%も改善しており、説明力という点でも、予想利益をコントロールすることによる影響の大きさがうかがえる。

以上の分析から、1991 年から 2004 年について日本の企業会計では利益が保守的に算定されていることがわかった。また、予想利益が原因で投資収益率がマイナスになる企業の投資収益率は、そうでない企業よりも投資収益率と会計利益の関係は小さくなることも明らかにすることができ

---

多重共線性が存在していても、推定値は最良線形不変推定量 (BLUE) であることを述べている。一般的には、係数の標準誤差が大きくなるのが問題点として指摘されるため、本章のように、Fama and MacBeth (1973) タイプの有意性検定を実施する場合は、いくぶんこの問題が解決されるであろう。しかし、多重共線性があるときには、係数が理論から予想される値とは大きく離れることがあるため、本章での推定結果にバイアスがある可能性は残される。なお、Fama and MacBeth (1973) タイプの有意性検定とは、年ごとにサンプルを回帰して推定値をもとめ、その推定値が正規分布で IID (independent and identically distributed) となることを利用し、 $t$  検定を行うという方法である。詳しくは、Campbell *et al.* (1997) を参照されたい。

<sup>47</sup> ただし、本章の分析では、①当期の経済的ニュースがバッドであり、かつ次期予想利益も悪い情報を提供している場合と、②当期の経済的ニュースはグッドであるが、次期予想利益が悪い情報を提供している場合が識別できていない。つまり、 $R \cdot DR \cdot DF$  に対する推定値は、②の場合をコントロールすることを意図しているが、①の場合も含まれている可能性がある。期待どおりの結果がえられているが、この問題によって推定結果にバイアスがあるかもしれない。この点については、今後の改良が必要であると認識している。

表 5.2 Basu モデルと予想利益コントロールモデルの推定結果

	期待される符号	Basu モデル		予想利益コントロールモデル	
		係数	( <i>t</i> 値)	係数	( <i>t</i> 値)
$\alpha$	?	0.02***	(3.65)	0.01	(1.63)
<i>DR</i>	?	0.00	(1.72)	0.01*	(1.91)
<i>DF</i>	?			0.04***	(4.16)
<i>DR</i> ・ <i>DF</i>	?			-0.01	(-1.19)
<i>R</i>	(+)	0.01	(0.48)	0.00	(0.07)
<i>R</i> ・ <i>DR</i>	(+)	0.16***	(3.47)	0.21***	(3.55)
<i>R</i> ・ <i>DF</i>	?			0.05*	(1.85)
<i>R</i> ・ <i>DR</i> ・ <i>DF</i>	(-)			-0.19***	(-3.48)
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>			0.08		0.17

注) *t* 値は Fama and MacBeth (1973) によるものであり、推定値の右肩のアスタリスクは両側検定での有意水準を示している。

\*\*\*; 1%水準、\*\*; 5%水準、\*; 10%水準

た<sup>48</sup>。

## 第 2 項 追加検証

前項の分析では、利益の保守性が分析期間を通じて安定的であることを前提として分析した。しかし、第 3 章と第 4 章で示したように、利益の保守性やその内容は時系列で変化している。特に、会計基準の改廃は利益の保守性に強い影響を与えている。

<sup>48</sup> ここでの結果は、係数の有意性に関する検定方法について頑健である。係数の有意性検定については、Fama and MacBeth (1973) タイプの他にも、Ryan and Zarowin (2003) らのように、年ごとに推定された *t* 値の平均を算定するという方法がある。この方法で有意性の検定を行っても、同様の結果がえられた。また、分析期間を通じて入手可能なコンスタント・サンプルでも同様の分析を行ったが、全てのサンプルを用いた場合とおおむね一致する結果をえた。したがって、本章での分析結果は頑健であるといえる。なお、コンスタント・サンプルの分析では、分析対象期間を通じてデータが入手可能な企業のみが分析対象となり、サンプル企業数は 434 社であった。

そこで、本項では会計基準の改廃前後で保守主義の程度が変化した可能性を考慮した追加検証を行なう。具体的には、入手可能な全てのサンプルをプールし、Basu モデルと予想利益コントロールモデルを推定するのである。このとき、会計基準の影響によって構造変化が生じた年以降に 1 をあてるダミー変数 ( $DY$ ) を設定する。このダミー変数と  $R \cdot DR$  および  $R \cdot DR \cdot DF$  の交差項をモデルに追加することで、構造変化前後で保守主義の程度が変化したか否かを検証することができる。また、予想利益コントロールモデルでは、予想利益をコントロールすることの重要性が変化したか否かも同時に検証できる。補論 B の結果によれば、会計基準改廃による影響で最も大きな構造変化が生じたのは 1999 年である。そのため、 $DY$  は 1999 年以降のデータであれば 1 とし、それ以外はゼロをあてる。なお、推定モデルは下記のとおりである。

**Basu モデル:**

$$X_{i,t} / MV_{i,t-1} = \alpha + \alpha_n DR_{i,t} + \beta_p R_{i,t} + \beta_n R_{i,t} \cdot DR_{i,t} + \beta_y R_{i,t} \cdot DR_{i,t} \cdot DY_t + \varepsilon_{i,t}$$

**予想利益コントロールモデル:**

$$X_{i,t} / MV_{i,t-1} = \alpha + \alpha_n DR_{i,t} + \alpha_f DF_{i,t} + \alpha_{nf} DR_{i,t} \cdot DF_{i,t} + \beta_p R_{i,t} + \beta_n R_{i,t} \cdot DR_{i,t} + \beta_f R_{i,t} \cdot DF_{i,t} \\ + \beta_{pf} R_{i,t} \cdot DR_{i,t} \cdot DF_{i,t} + \beta_{ny} R_{i,t} \cdot DR_{i,t} \cdot DY_{i,t} + \beta_{nyf} R_{i,t} \cdot DR_{i,t} \cdot DF_{i,t} \cdot DY_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

表 5.3 に、検証結果を示している。これによれば、構造変化に関する年度ダミーと  $R \cdot DR$  の交差項は Basu モデルと予想利益コントロールモデルの両方についてプラスで有意な値 (0.17 と 0.23) である。これらの結果は、会計基準の改廃前後で保守主義の程度が変化したことを意味している。また、予想利益コントロールモデルにおける  $R \cdot DR \cdot DF$  と年度ダミー変数の交差項は -0.27 であり、1%水準で有意な値である。

表には示していないが、ダミー変数を設定しない推定では、 $R \cdot DR$  と  $R \cdot DR \cdot DF$  が Basu モデルと予想利益コントロールモデルの両方についてプラスとマイナスで有意な値となった。しかし、表 5.3 によれば、年度ダミーを設定することにより、 $R \cdot DR$  と  $R \cdot DR \cdot DF$  の有意性が失われている。これは、日本の企業会計において利益に関するの保守主義が実質的に観察されるのは、会計基

表 5.3 構造変化に関するプールド・サンプルの検定

	Basu モデル		予想利益コントロールモデル	
	推定値	( <i>t</i> 値)	推定値	( <i>t</i> 値)
<i>C</i>	0.01***	(3.38)	0.00	(-0.99)
<i>DR</i>	0.01***	(2.76)	0.02***	(3.50)
<i>DF</i>			0.05***	(12.07)
<i>DR・DF</i>			-0.02***	(-3.67)
<i>R</i>	0.04***	(4.57)	0.03***	(3.65)
<i>R・DR</i>	-0.01	(-0.46)	0.00	(0.28)
<i>R・DF</i>			0.04***	(2.52)
<i>R・DR・DF</i>			-0.02	(-1.14)
<i>R・DR・DY</i>	0.17***	(11.89)	0.23***	(12.92)
<i>R・DR・DF・DY</i>			-0.27***	(-14.05)
<i>adj. R<sup>2</sup></i>	0.05		0.10	

注) White の分散テストにより、誤差項の分散が均一であるという帰無仮説は 1%水準で棄却されたため、有意性は

White (1980)による不均一分散に対処した *t* 値によって検定している。また、推定値の右肩のアスタリスクは両側検定での有意水準を示しており、\*\*\*が 1%水準である。

準の改廃以降であることを示している。また、予想利益をコントロールすることの重要性が増すのも、会計基準の改廃以降であると考えられる。

ただし、ここでの追加検証は複数年のサンプルをプールしてモデルを推定しているため、同じ企業であっても異なる年の数値であれば別サンプルとして扱っている。これは、独立性の問題を生じさせる可能性があり、算定された検定統計量(*t* 値)の信頼性に問題があるかもしれない。そのため、1998 年以前において保守的な利益計算が実務に浸透していないと結論づけることはできない。

前項の分析では、年ごとに Basu モデルと予想利益コントロールモデルを推定しているが、 $R \cdot DR$  と  $R \cdot DR \cdot DF$  の推定値は年ごとに符号や有意性が異なる。1998 年以前には、1999 年以降と比べると少ないものの、 $R \cdot DR$  または  $R \cdot DR \cdot DF$  の係数が期待どおりの符号で有意となる年も少なからず存在する。つまり、1998 年以前であっても、年によっては利益に関する保守性は確認されるのである。

したがって、本項における追加検証の発見事項は次の 2 点に要約できる。すなわち、会計基準の改廃による影響の強い 1999 年以降は、(1) 保守主義の程度が拡大し、(2) 予想利益が投資収益率に与える影響をコントロールすることの重要性も増すということである。また、1998 年以前の期間には利益が保守的であった証拠が存在するものの、データをプールした場合にはそれが有意な水準で識別されなかった。そのため、この期間には保守的な利益計算という実務はあまり浸透していなかったと考えられるかもしれない。

### 第 3 項 結果の要約と結論

本章では、利益に関する保守主義を定量化する際に生じる投資収益率の測定誤差の問題点を指摘し、それを解決するためのモデル(予想利益コントロールモデル)を開発した。そして、(1) 既存のモデル(Basu モデル)から推定される保守主義の指標は歪みをもつが、予想利益コントロールモデルによって推定すれば、その歪みが軽減されることを明らかにしたのである。

第 3 章または第 4 章とは異なり、本章での分析はクロスセクション回帰によって保守主義を定量化した。クロスセクション回帰による定量化では、数多くのサンプルを用いて回帰式の推定が可能であるという利点がある一方で、時系列データを用いた推定に比べて、投資収益率に関する測定誤差の問題がより深刻になる。

先行研究では、利益に関する保守主義を定量化する際にクロスセクション・データを用いた分析が行われることが多い。しかし、これらの先行研究では、投資収益率が経済的価値変動を代理するための重要な変数として用いられているにも関わらず、投資収益率の測定期間や測定誤差の問題に取り組んでこなかった。そこで、本章ではこの問題に取り組み、その解決策として予想利

益コントロールモデルを構築したのである。

本章の分析により、予想利益コントロールモデルは Basu モデルよりも高い説明力を有することが明らかとなり、推定結果も期待どおりであった。したがって、クロスセクション・データを用いて利益に関する保守主義を定量化する際には、予想利益コントロールモデルによる推定が適切であると結論づけることができる。

また、前章までの時系列データを用いた場合と首尾一貫して、(2)利益に関する保守主義の程度は、会計基準の改廃による影響を受けて変化したという結果もえた。前章までの分析では、企業ごとに保守主義を定量化したため、市場全体としての利益に関する保守主義を確認することはできなかった。本章の分析結果は、1991年から2004年まで(ただし1995年と1996年を除く)の期間において、市場では保守的な利益計算が浸透していることを示していた。

しかし、その程度は1999年を境に変化しており、それ以前に比べると利益に関する保守主義の程度が拡大していることが確認された。1999年は会計基準の改廃によって最も大きな影響を受けた構造変化の年であることが補論Bの検証で明らかとなり、これまでの分析でも、この年を基準として構造変化の分析を行ってきた。いずれの分析でも、構造変化が生じたと考えられる結果をえており、本章の分析もそれらと整合している。

このように、クロスセクション・データを用いた分析では、測定誤差の問題が時系列データを用いた場合よりも深刻である。前章では、定量化された保守主義の指標間の関係について、その因果関係を分析するにはクロスセクション・データを用いた分析が必要であることを述べた。次章では、クロスセクション・データを利用して指標間の因果関係を検証するが、そこでは本章でえられた結果をもとに、予想利益コントロールモデルを用いて検証する。

## 第6章 保守主義の指標間における因果関係に関する分析

本章では、クロスセクション・データを用いて保守主義の指標間における因果関係を検証する。第3章または第4章で示した分析結果によれば、利益に関する保守主義の程度は純資産に関する保守主義の程度に影響を受けると考えられる。しかし、時系列データを用いた分析では、直接的に因果関係を検証することはできなかった。本章では、クロスセクション・データを用いた分析によって、この因果関係を明らかにする。

いくつかの先行研究は、純資産簿価・時価比率と Basu モデルから定量化される保守主義の指標にマイナスの関係があることを明らかにしている。先行研究では、純資産簿価・時価比率をもとにサンプル企業をいくつかのポートフォリオに分け、ポートフォリオごとに Basu モデルを推定するという方法で指標間の関係が検証されている。本章でも、この方法にもとづいて分析する。また、第5章で示したようにクロスセクション・データを用いた分析では、Basu モデルを推定する際に測定誤差の問題が生じる。そこで、本章の分析では、Basu モデルに加えて予想利益コントロールモデルによって利益に関する保守主義を定量化することで、歪みの少ない推定値をもとに指標間の因果関係を検証する。

以下では、まず第1節で先行研究をレビューする。そして、第2節では純資産の保守性と利益の保守性の因果関係を考察し、リサーチ・デザインを提示する。第3節で分析に用いるサンプルと基本統計量を示す。第4節では検証結果を報告し、これを分析する。最後に、結果の要約と結論を述べる。

### 第1節 先行研究のレビュー

Pae *et al.* (2005) は期首時点での純資産簿価・時価比率にもとづいて企業を4つのポートフォリオにわけ、ポートフォリオごとに Basu モデルを推定することで指標間の関係を分析している。分析

の結果、彼らは期首時点における純資産に関する保守主義の程度が高い企業ほど、期中の利益に関する保守主義の程度は低いという関係を発見した。その原因を Pae *et al.* (2005) は次のように述べている。

すなわち、経済的損失が生じるような場合でも、純資産が期首時点ですでに保守的である企業は当該損失を資産評価に反映する余地が小さい。その反対に、期首の純資産が保守的でない企業に経済的損失が生じたとき、当該損失を資産評価に反映させる余地は大きい。こういった関係から、期首時点ですでに純資産が保守的である企業ほど、期中の利益に関する保守主義の程度は小さくなるというマイナスの関係が導き出される。また、会計利益の代わりに営業キャッシュ・フローを用いた場合には、純資産簿価・時価比率とのマイナスの関係は小さくなる。会計利益はキャッシュ・フローと会計発生高で構成されるため、純資産簿価・時価比率と会計利益のマイナスの関係は、主として会計発生高が決定要因になっていると考えられる<sup>49</sup> (Pae *et al.*, 2005)。

Pae *et al.* (2005) がクロスセクショナルな分析によって保守主義を定量化しているのに対し、Givoly *et al.* (2006) はクロスセクショナルな分析とともに、時系列データを用いた保守主義の定量化を実施している。彼らも、Pae *et al.* (2005) と同様に Basu モデルから定量化される保守主義の指標と純資産簿価・時価比率にマイナスの関係があることを報告している。ただし、彼らは Basu モデルから推定される保守主義の指標が会計発生高の累積額をはじめとする他の保守主義の指標とマイナスの関係をもつことから、定量化モデルとしての Basu モデルの有効性を疑問視している。このような統計的な関係のほかにも、Basu モデルには測定誤差の問題があることも指摘しており、Givoly *et al.* (2006) は保守主義の定量化には Basu モデル以外の方法を用いるのが適切であると結論を示している<sup>50</sup>。

---

<sup>49</sup> Pae *et al.* (2005) と分析方法は異なるが、利益に関する保守性の決定要因がキャッシュ・フローではなく会計発生高にあるという証拠を提示したものとして、Ryan and Zarowin (2003) がある。

<sup>50</sup> 第5章では、日本企業の保守主義を Basu モデルにしたがって定量化する際に生じる測定誤差の問題点を指摘し、その解決策を提示したが、これは日本特有の制度的背景に起因する問題であった。しかし、Givoly *et al.* (2006) の指摘は、投資収益率が経済的利益の代理変数として適切であるか否かという問題であり、Basu モデルそのものの有効性を問うものである。こういった Basu モデルの構成そのものに関する問題点は Dietrich *et al.* (2003) や Shroff *et al.* (2004) も指摘している。しかし、現在のところ、投資収益率に代わる経済的利益の代理変数を開発するには至っておらず、多くの先行研究で利用されているのは

Roychowdhury and Watts (2006)は Pae *et al.* (2005)や Givoly *et al.* (2006)と同様に、期首の純資産簿価・時価比率と、Basu モデルから推定される利益の保守性にはマイナスの関係があることを発見している。しかし、この関係は株式時価総額に反映されている企業の保有する経済レント、つまり将来の成長オプションや独占力 (monopoly power) が影響している可能性がある。このような経済レントは、企業から分離不可能であり明確な基準で測定することができないため、証券市場では評価されるものの、純資産の一部として帳簿価格に反映されるものではない。それゆえ、保守主義の定量化では、この影響を取り除く必要がある。

株式時価総額の変動を利用して経済的利益を測定する場合、投資収益率には期中における経済レントの変動部分しか反映されない。それに対し、純資産簿価・時価比率は純資産簿価と株式時価総額を水準で比較したものである。純資産簿価は検証可能性の低い経済レントを含まないが、株式時価総額は経済レントを織りこむ。したがって、経済レントの期中変動が指標に影響を与える Basu モデルに比べて、経済レントの全てが影響する純資産簿価・時価比率が保守主義の指標として用いられることの問題は深刻である (Roychowdhury and Watts, 2006)。それゆえ、彼らは純資産簿価・時価比率にもとづいて定量化された保守主義の指標は、Basu モデルにもとづいて定量化された指標よりも歪みをもつと主張している。

そして、Roychowdhury and Watts (2006)は分析期間を長期にすることで経済レントの影響が軽減されると述べ、会計利益および投資収益率を複数期間累積するという方法によって Basu モデルを再度推定した。そして、事前の検証結果とは異なり、Basu モデルから定量化された累積利益の保守性と純資産簿価・時価比率が表現する保守性がプラスの関係をもつことを明らかにした。累積期間を 1 期間とした場合にはマイナスの関係がみられるものの、3 期間累積することで、このようなプラスの関係を発見したのである。

---

Basu モデルである。したがって、投資収益率を経済的利益の代理変数とすることは、実質的に支持されていると考えてよい。

## 第2節 純資産の保守性と利益の保守性の因果関係

### 第1項 純資産の保守性が利益の保守性に与える影響

前節で示したように、Basu モデルから定量化される保守主義の指標と純資産簿価・時価比率の関係についてはいくつかの証拠が提示されている。しかし、本論文の第3章または第4章で提示した結果によれば、利益の保守性は純資産の保守性の程度に依存して決定されると考えられる。そのため、本章の分析では利益の保守性が純資産簿価の保守性の程度に応じて決まり、その関係はマイナスであることを予想し、検証を進める。

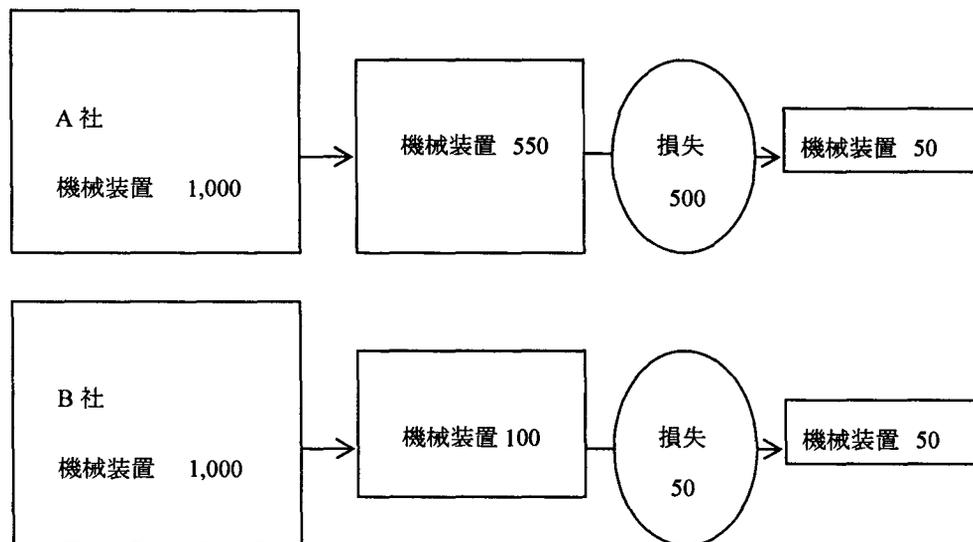
純資産の保守性は、個々の資産や負債をどの程度保守的に評価しているかによって決まる。図 6.1 には、資産の評価に関する保守性が異なる2つの企業について、純資産簿価・時価比率の推移を示している。図では、資産の評価が保守的でないA社と保守的なB社が想定されている。

A社とB社は同じ機械装置の元入れを受けて創設された会社であり、その機械装置の原価は1,000であったとする。A社は残存価値を100、耐用年数を10年と見積ったのに対し、B社は残存価値を100、耐用年数を5年と見積った。両社が獲得できる経済的利益は同じであり、証券市場では両企業が適正に評価されていると仮定するため、いずれの時点においても時価総額はA社とB社で同じである。なお、ここでは純資産簿価・時価比率の変動と、経済的ニュースと会計利益の関係に焦点をおくため、両社の獲得する収益や配当についての詳細は考えないものとする。

この場合、両社が同じ減価償却方法(定額法)を用いて償却を行っていたとしても、減価償却によって1年あたりに縮小される機械装置の帳簿価額は、A社が90でB社は180である。このような条件のもとで減価償却を行った結果、B社が減価償却を終了する5年目では、他の条件が一定の場合、両社の純資産簿価は450も異なる。このように、資産の評価が保守的な企業とそうでない企業では、純資産簿価が大きく異なることになる。

さらに、6年目の期首に新たな同種の機械装置が開発され、既存の機械装置が陳腐化した場

図 6.1 純資産簿価・時価比率と利益の保守性の関係



期間	$t$ 期首	$t+6$ 期首	ニュース判明時	ニュース判明後
時価総額	1,000	400	-350	50
A社 <i>BMR</i>	1	1.375		1
B社 <i>BMR</i>	1	0.25		1

合、両社は機械装置の減損を認識するか、売却や除却などによって処分しなければならない。このときの既存の機械装置の価値は 50 になるとする。B 社は、必要な全ての減価償却が終了しており、機械装置の帳簿価格は 100 であるため、会計上の損失(特別損失)は 50 である。それに対し、A 社における機械装置の帳簿価格は 550 であるため、500 もの特別損失を計上しなければならない。他の条件が一定で、両社の株式時価総額も同じ(便宜的に、ここでは 400 とする)である場合、6 年目期首の純資産簿価・時価比率は A 社の 1.375(=550/400)よりも B 社の 0.25(=100/400)方が小さくなる。しかし、6 年目に機械装置の開発に関するニュースが公表されたことで、両社の株価は同額(350)下落することになる。

新たな機械装置の開発といったニュースは、それ以前には入手できなかったものであり、経済的価値変動の一部であると考えられる。そのため、A 社と B 社には機械装置の開発というパッド・

ニュース(経済的損失)が生じたと考えられる。株式時価総額の下落幅、つまり経済的損失額は350であるので、この損失額と会計上の損失額がより強く関係するのは500の特別損失を計上するA社になる。B社はすでに機械装置の償却を終了しているため、特別損失は50しか計上されないからである。また、ニュースが生じ、それが会計上の損益として計上されることで、ニュース判明後のA社とB社の純資産簿価・時価比率は等しくなる。

以上の例で示したように、期首時点における純資産の保守性は利益の保守性に影響を与え、最終的に期末における純資産の保守性が決定される。つまり、ある資産または負債の保守性が起因して純資産簿価・時価比率が1から乖離している企業は、当該資産または負債に経済的ニュースが生じる都度、帳簿価格を修正することで期末時点の純資産簿価・時価比率は1に近づくのである。

しかし、先行研究の分析では、期首の純資産簿価・時価比率と利益の保守性の関係のみが分析対象とされていた。例示したように、期首の純資産に関する保守性に依存して利益の保守性が決定されるのであれば、期末の純資産に関する保守性は期首時点とは異なるはずである。指標間の因果関係を検証するのであれば、期末の純資産簿価も分析対象としなければならない。

そこで、本章では、期首時点における純資産簿価・時価比率にもとづいて企業を4つのポートフォリオに分け、ポートフォリオごとに利益に関する保守主義を定量化する。そして、期末時点における純資産簿価・時価比率がどのように変化したかについても分析するのである。次項では、リサーチ・デザインを示し、期待される結果について述べる。

## 第2項 リサーチ・デザイン

本章では、先行研究と同様の手法で純資産の保守性と利益の保守性に関する因果関係を分析する。これまでの章では、バブル崩壊後の1991年以降を分析対象期間としたが、1999年を境に構造変化が生じていることが明らかになっている。そして、純資産の保守性と利益の保守性がマイナスの有意な関係をもつのは後半期間であることを発見した。本章では、純資産と利益の保守性に関する因果関係を分析対象とするため、これらの証拠にもとづき、分析対象期間を後半期

間に限定する。

また、本章の分析では、利益を次の 3 つの項目に分けた検証も行う。すなわち、営業活動によるキャッシュ・フロー、特別損益項目、および特別損益を除いた会計発生高(以下、会計発生高と称す)である。これにより、いずれの項目を通じて利益に関する保守主義の程度が決定づけられるのかを明らかにすることができる。これらの項目について、同一の会計基準のもとで算定された値を用いるため、本章では、後半期間の中でも 2000 年以降を分析対象とする。なお、営業活動によるキャッシュ・フローと会計発生高の導出においては、キャッシュフロー計算書から直接算定する方法をとるため、連結ベースのデータを用いるものとする。

分析手続きは以下のとおりである。すなわち、①分析対象期間( $t$  期)の期首時点における純資産簿価・時価比率にもとづいて企業を 4 つのポートフォリオに分割する。まず、純資産簿価・時価比率が 1 以上であるか、1 未満であるかの 2 つに分ける。さらに、2 つのグループについて、サンプル数が同じになるように 2 つのポートフォリオに分割し、合計 4 つのポートフォリオを形成する。2000 年から 2005 年までのサンプルについて、この手続きを年ごとに行う。次に、②年ごとに分けたポートフォリオのサンプルをまとめ、各ポートフォリオについて  $t$  期における利益に関する保守主義を定量化する。そして、③ $t$  期末時点の純資産簿価・時価比率を期首時点の純資産簿価・時価比率と比較する。

利益に関する保守主義の定量化では、第 5 章での結果を踏まえて、2 つのモデルによって定量化する。1 つ目は、時系列データを用いた場合と同じように、投資収益率の測定期間と会計期間を一致させ、予想利益のコントロールを行わないモデル(Basu モデル)である。いま 1 つは、第 5 章で示した方法で、投資収益率の測定期間を期末の 9 ヶ月前から 3 ヶ月後までとし、予想利益をコントロールするモデル(予想利益コントロールモデル)である。また、これまでの分析とは異なり、利益を構成するいずれの項目が利益に関する保守主義の決定要因となるかを明らかにするため、従属変数には当期純利益の他に、営業活動によるキャッシュ・フロー、特別損益項目、会計発生高も用いる。

**Basu モデル:**

$$X_{m,t} / MV_{i,t-1} = \alpha_t + \alpha_{n,t} DR_{i,t} + \beta_{p,t} R_{i,t} + \beta_{n,t} R_{i,t} \cdot DR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (6.1)$$

ただし、

$X_{m,t}$  :  $i$  社の  $t$  期における利益変数 ( $m = E_{i,t}, CFO_{i,t}, EX_{i,t}, ACC_{i,t}$ )

$E_{i,t}$  :  $i$  社の  $t$  期における当期純利益

$CFO_{i,t}$  :  $i$  社の  $t$  期における営業活動によるキャッシュ・フロー

$EX_{i,t}$  :  $i$  社の  $t$  期における特別損益項目 (= 特別利益 - 特別損失)

$ACC_{i,t}$  :  $i$  社の  $t$  期における会計発生高

(= 当期純利益 - 特別損益項目 - 営業活動によるキャッシュ・フロー)

$MV_{i,t-1}$  :  $i$  社の  $t$  期首における株式時価総額

$DR_{i,t}$  :  $R_{i,t} < 0$  であれば 1、それ以外はゼロとするダミー変数

$R_{i,t}$  :  $i$  社の  $t$  期首から  $t$  期末までの (配当込み) 投資収益率

$\varepsilon_{i,t}$  : 誤差項

**予想利益コントロールモデル:**

$$X_{m,t} / MV_{i,t-1} = \alpha_t + \alpha_{n,t} DRL_{i,t} + \alpha_{f,t} DF + \alpha_{nf,t} DRL_{i,t} \cdot DF_{i,t} + \beta_{p,t} RL_{i,t} \\ + \beta_{n,t} RL_{i,t} \cdot DRL_{i,t} + \beta_{f,t} RL_{i,t} \cdot DF_{i,t} + \beta_{nf,t} RL_{i,t} \cdot DRL_{i,t} \cdot DF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (6.2)$$

ただし、

$DRL_{i,t}$  :  $RL_{i,t} < 0$  であれば 1、それ以外はゼロとするダミー変数

$DF_{i,t}$  :  $i$  社の経営者が  $t$  期末に予想する  $t+1$  期の利益について、それが  $t$  期の実績利益を

下回っていれば 1、それ以外はゼロとするダミー変数

$RL_{i,t}$  :  $i$  社の  $t$  期末 9 ヶ月前から 3 ヶ月後までの (配当込み) ラグ投資収益率

$\varepsilon_{i,t}$  : 誤差

上記の分析手続きとモデルの推定のもと、期待される結果は次のとおりである。すなわち、純資

産簿価・時価比率が大きく(小さく)保守主義の程度が低い(高い)ポートフォリオほど、利益に関する保守主義の程度は高く(低く)推定されることが期待される。そして、いずれのポートフォリオについても、期首の純資産簿価・時価比率よりも、期末の純資産簿価・時価比率は1に近づくと考えられる。

### 第3節 サンプルと基本統計量

#### 第1項 サンプル

本章では、連結会計基準の改訂またはキャッシュ・フロー計算書の作成が義務付けられた後の、2000年から2005年までを分析対象期間とする。東京証券取引所に上場する企業のうち、連結データが入手可能な企業をサンプルとして抽出する。本論文の分析では、一貫して3月末決算企業をサンプルとしているため、本章の分析でも3月末決算企業をサンプルとする。また、分析対象期間と次期の業績に関する予測期間をともに12ヶ月とするため、分析対象期間( $t$ 期)の前年から次の年にかけて決算期の変更がないことを条件に、サンプルを抽出する。さらに、期首時点の純資産簿価・時価比率がマイナスでないこともサンプル抽出要件とする。

予測情報を含む利益などの財務諸表データについては、『日経 NEEDS』から入手し、投資収益率などの株価データについては『日経ポートフォリオマスター』から抽出した<sup>51</sup>。上記に示したサンプル抽出要件のもと、これらのデータ・ベースから入手できた企業は合計7,808あった。

ポートフォリオは、第1ポートフォリオから第4ポートフォリオにかけて、純資産簿価・時価比率が順に大きくなるように作成する。第1ポートフォリオと第2ポートフォリオ、または第3ポートフォリオと第4ポートフォリオの形成においては、純資産簿価・時価比率が1を下回るサンプルと1以上の

---

<sup>51</sup> インターネット・ベースでデータが入手可能な『日経 NEEDS Financial Quest』からは、1997年以降に公表された予測情報がダウンロード可能であるため、本章での分析では、このデータ・ベースから予測情報を入手した。

サンプルをそれぞれ均等区分する<sup>52</sup>。これらの手続きの結果、第1ポートフォリオから第4ポートフォリオまでのサンプル数は、1,865、1,862、2,039、2,042 となった。このようなサンプル数の区分状況から、2000年から2005年には純資産簿価・時価比率が1を上回る企業が半数以上を占めていたことがわかる。

## 第2項 基本統計量

表6.1は、分析に用いる変数の基本統計量である。パネルAには、Basuモデルと予想利益コントロールモデルの推定に用いる変数の基本統計量を示しており、上から順に全サンプル、第1ポートフォリオ、第2ポートフォリオ、第3ポートフォリオ、そして第4ポートフォリオのものである。パネルBには、投資収益率や予想利益に関してコントロールするためのダミー変数の数と、サンプル総数を示している。パネルBの括弧内は、各ポートフォリオに占めるサンプル数の割合である。なお、パネルBもパネルAと同じ順序で表示している。

パネルAをみると、全サンプルの純資産簿価・時価比率は平均値が1.24で中央値が1.04である。前項で示したように、半数以上の企業の純資産簿価・時価比率が1を上回るが、平均値が中央値よりも大きいことから、純資産簿価・時価比率が大幅に1を上回る企業がサンプルに多く含まれていることが予想される。その証拠に、第4ポートフォリオの純資産簿価・時価比率は平均値が2.37で中央値が2.14となっている。このことから、純資産簿価が株式時価総額の2倍以上であるような企業が1,000社以上もサンプルに含まれていることがわかる。

当期純利益については、平均値(-0.01)はマイナスの値をとるものの、中央値(0.04)はプラスであることから、一部の企業が多額の当期純損失を計上していることが推測される。特別損益項目については、平均値と中央値が-0.08と-0.02であり、ともにマイナスの値である。そのため、分析対象期間では、多額の特別損失を計上する企業が多いという傾向が観察される。投資収益率については、ラグをとったものよりもラグをとらない場合の平均値がわずかに大きい(0.10と0.16)が、中

---

<sup>52</sup> このとき、サンプル数が奇数であれば、第1ポートフォリオまたは第4ポートフォリオのサンプルに多く区分する。

表 6.1 基本統計量

Panel A: 変数の基本統計量							
	<i>BTM</i>	<i>E</i>	<i>CFO</i>	<i>EX</i>	<i>ACC</i>	<i>R</i>	<i>RL</i>
<b>Total</b>							
<i>Mean</i>	1.24	-0.01	0.19	-0.08	0.07	0.16	0.10
<i>Std.</i>	0.88	0.39	0.40	0.39	0.16	0.61	0.46
<i>1Q</i>	0.63	0.01	0.05	-0.06	0.03	-0.17	-0.16
<i>Median</i>	1.04	0.04	0.13	-0.02	0.06	0.03	0.03
<i>3Q</i>	1.62	0.07	0.26	0.00	0.11	0.30	0.26
<b>Portofolio1 (conservative)</b>							
<i>Mean</i>	0.39	0.00	0.12	-0.05	0.05	0.06	-0.01
<i>Std.</i>	0.15	0.39	0.25	0.38	0.12	0.65	0.46
<i>1Q</i>	0.29	0.01	0.03	-0.03	0.02	-0.28	-0.27
<i>Median</i>	0.41	0.03	0.08	-0.01	0.04	-0.08	-0.07
<i>3Q</i>	0.51	0.06	0.17	0.00	0.07	0.18	0.16
<b>Portofolio2</b>							
<i>Mean</i>	0.80	0.02	0.16	-0.05	0.07	0.10	0.07
<i>Std.</i>	0.11	0.17	0.33	0.16	0.10	0.49	0.40
<i>1Q</i>	0.71	0.01	0.07	-0.04	0.03	-0.18	-0.18
<i>Median</i>	0.80	0.04	0.13	-0.01	0.06	0.01	0.00
<i>3Q</i>	0.90	0.07	0.22	0.00	0.09	0.23	0.21
<b>Portofolio3</b>							
<i>Mean</i>	1.27	-0.01	0.19	-0.09	0.08	0.19	0.13
<i>Std.</i>	0.18	0.51	0.31	0.47	0.16	0.55	0.44
<i>1Q</i>	1.12	0.01	0.07	-0.07	0.04	-0.12	-0.13
<i>Median</i>	1.25	0.04	0.15	-0.02	0.07	0.07	0.06
<i>3Q</i>	1.41	0.08	0.27	0.00	0.12	0.35	0.29
<b>Portofolio4 (aggressive)</b>							
<i>Mean</i>	2.37	-0.04	0.26	-0.13	0.09	0.29	0.20
<i>Std.</i>	0.87	0.39	0.60	0.43	0.23	0.69	0.49
<i>1Q</i>	1.81	-0.04	0.06	-0.12	0.03	-0.08	-0.08
<i>Median</i>	2.14	0.04	0.19	-0.04	0.08	0.11	0.11
<i>3Q</i>	2.68	0.09	0.38	0.00	0.14	0.45	0.37

Panel B: ダミー変数とサンプル数				
	<i>DR</i>	<i>DRL</i>	<i>DF</i>	<i>Obs.</i>
Total	3583 (45.9)	3597 (46.1)	1809 (23.2)	7,808
Portofolio1	1094 (58.7)	1109 (59.5)	409 (21.9)	1,865
Portofolio2	899 (48.3)	930 (49.9)	431 (23.1)	1,862
Portofolio3	840 (41.2)	843 (41.3)	459 (22.5)	2,039
Portofolio4	750 (36.7)	715 (35.0)	510 (25.0)	2,042

注) パネル B には、各ダミー変数の個数を示しており、括弧内には各ポートフォリオに占める割合を示している。

中央値には差がなく、他の統計量をみても大差はない。

パネル B をみると、2 通りに測定した投資収益率は、ともに約 46% のサンプルがマイナス(バッド・ニュース)であることがわかる。また、第 1 ポートフォリオと第 4 ポートフォリオを比較すると、バッド・ニュースの占める割合は 20% 以上異なる。このことが結果に及ぼす影響は明らかではないが、期首時点の純資産が保守的な企業ほど、バッド・ニュースが生じやすいという傾向は指摘できる。また、予想利益が実績利益を下回っている企業(DF)は、サンプル全体の 21% から 25% 程度であり、第 5 章で 2004 年のサンプルについて例示したよりも高い比率である<sup>53</sup>。

#### 第 4 節 検証結果

##### 第 1 項 Basu モデルと予想利益コントロールモデルの推定結果

表 6.2 は Basu モデルと予想利益コントロールモデルに関する主要な結果をポートフォリオごとに示したものである。左側に Basu モデルの結果を示し、右側に予想利益コントロールモデルの結果を示している。パネル A からパネル D まで順に、当期純利益、営業活動によるキャッシュ・フロー、特別損益項目、そして会計発生高を従属変数とした場合の結果である。

パネル A をみると、Basu モデルの場合も予想利益コントロールモデルの場合も、全てのポートフォリオについて保守主義の指標となる  $R \cdot DR$  ( $RL \cdot DRL$ ) の係数はプラスで有意な値を示している。これは、いずれのポートフォリオについても利益は保守的に算定されていることを意味する。また、Basu モデルでは第 1 ポートフォリオの推定値が 0.09 で第 4 ポートフォリオの推定値が 1.11 であり、単調増加している。予想利益コントロールモデルも同様で、第 1 ポートフォリオの 0.15 から第 4 ポー

---

<sup>53</sup> これは、第 5 章で分析対象としたのは東京証券取引所 1 部上場企業であるのに対し、本章のサンプルは東京証券取引所上場企業の全てであることに起因しているのかもしれない。1 部上場企業は優良企業である可能性が高いため、増益予想を行う企業が多いと考えられる。または、市場からの評価を意識して、増益予想を公表している企業が多いとの解釈もできる。ただし、この割合は年ごとにバラツキがあるため、景気の変動等に影響を受けている可能性がある。

トフォリオの 0.65 まで単調増加している。これは、期首の純資産が最も保守的である第 1 ポートフォリオほど利益は保守的でなく、純資産が最も保守的でない第 4 ポートフォリオほど利益が保守的であることを示しており、期待どおりである。

また、予想利益コントロールモデルでは、予想利益の内容をコントロールするための変数である  $RL \cdot DRL \cdot DF$  を設定しているが、これについても全ての推定値が有意なマイナスの値を示している。したがって、第 5 章で示したように、会計期間から 3 ヶ月のラグをおいて投資収益率を測定する場合には、予想利益の内容をコントロールする必要があると考えられる。また、投資収益率の測定期間が異なるため単純な比較はできないが、自由度調整済み決定係数を比較しても、Basu モデルよりも予想利益コントロールモデルの方が大きな値である。これらの結果から、利益に関する保守主義の定量化モデルとしては、Basu モデルよりも予想利益コントロールモデルの方が望ましいといえる。

一方、パネル B をみると、営業活動によるキャッシュ・フローを従属変数とした場合には、 $R \cdot DR$  または  $RL \cdot DRL$  が有意なプラスの値をとるものは少なく、推定値に関する特定の傾向は観察されない。また、Basu モデルと予想利益コントロールモデルの決定係数にも差はなく、営業活動によるキャッシュ・フローを従属変数にする限りにおいて、予想利益の内容をコントロールすることの重要性は低いと考えられる。この結果は Pae *et al.* (2005) と一致しており、利益に関する保守主義はキャッシュ・フローを通じて決定づけられるのではないことがわかる。

パネル C をみると、パネル B とは異なり、Basu モデルを用いた場合は、第 1 ポートフォリオの結果を除いた全ての推定値について、特別損益項目が保守的であることを支持する結果となった。また、推定値が第 1 ポートフォリオから第 4 ポートフォリオにかけて単調増加している。予想利益コントロールモデルの場合にも、第 3 ポートフォリオと第 4 ポートフォリオの  $RL \cdot DRL$  が 0.48 と 0.47 で大小関係が反対になっていることを除けば、第 1 ポートフォリオから第 4 ポートフォリオにかけて  $RL \cdot DRL$  の値は増加傾向にある。

さらに、当期純利益を従属変数とした場合よりも有意水準が低下するものの、 $RL \cdot DRL \cdot DF$  の推定値はマイナスで有意な値である。利益に関する保守主義は、経済的ニュースに対する会計利

表 6.2 Basu モデルと予想利益コントロールモデルの推定結果

		Basu モデル				予想利益コントロールモデル							
		<i>R</i>	<i>R</i> · <i>DR</i>	<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	<i>RL</i>	<i>RL</i> · <i>DRL</i>	<i>RL</i> · <i>DRL</i> · <i>DF</i>	<i>adj. R</i> <sup>2</sup>					
<u>Panel A: E</u>													
P1	(conservative)	0.03***	(2.90)	0.09***	(4.24)	0.07	0.03**	(2.06)	0.15***	(5.13)	-0.21***	(-4.63)	0.14
P2		0.04***	(5.49)	0.20***	(6.03)	0.17	0.01	(0.95)	0.29***	(6.37)	-0.26***	(-4.11)	0.20
P3		0.04**	(2.42)	0.43***	(6.92)	0.16	0.05**	(2.17)	0.51***	(6.61)	-0.58***	(-6.51)	0.20
P4	(aggressive)	0.04***	(3.69)	1.11***	(8.60)	0.20	0.05**	(2.11)	0.65***	(5.17)	-0.51***	(-2.50)	0.15
<u>Panel B: CFO</u>													
P1	(conservative)	0.04**	(2.07)	0.13***	(4.03)	0.04	0.05	(1.41)	0.07	(1.59)	-0.01	(-0.10)	0.05
P2		0.03	(1.56)	0.14***	(2.88)	0.03	-0.01	(-0.51)	0.09	(1.46)	-0.20	(-1.37)	0.04
P3		0.08***	(3.40)	0.09	(1.43)	0.04	0.09***	(3.47)	-0.06	(-0.70)	-0.18	(-1.02)	0.03
P4	(aggressive)	0.13***	(5.42)	0.11	(0.86)	0.04	0.21***	(5.13)	0.01	(0.08)	-0.37	(-1.28)	0.05
<u>Panel C: EX</u>													
P1	(conservative)	-0.01	(-1.53)	0.04	(1.74)	0.00	-0.02	(-1.78)	0.13***	(4.03)	-0.10*	(-1.79)	0.04
P2		0.00	(-0.32)	0.12***	(4.32)	0.04	-0.01	(-0.83)	0.17***	(4.16)	-0.13**	(-2.04)	0.07
P3		-0.02	(-1.29)	0.36***	(5.31)	0.06	-0.02	(-0.95)	0.48***	(5.59)	-0.40***	(-4.10)	0.10
P4	(aggressive)	0.00	(0.13)	0.72***	(5.86)	0.09	0.01	(0.25)	0.47***	(4.08)	-0.38**	(-2.47)	0.09

Panel D: ACC

P1 (conservative)	0.03***	(4.21)	0.06***	(4.10)	0.09	0.05***	(3.60)	0.02	(0.95)	-0.11***	(-2.13)	0.10
P2	0.03***	(4.29)	0.08***	(4.01)	0.11	0.02	(1.39)	0.13***	(4.36)	-0.14**	(-2.29)	0.09
P3	0.05***	(4.96)	0.11***	(3.14)	0.07	0.07***	(5.46)	0.04	(0.86)	-0.17**	(-2.03)	0.06
P4 (aggressive)	0.05***	(4.68)	0.34***	(4.80)	0.09	0.05***	(2.96)	0.19***	(2.61)	-0.11	(-0.90)	0.06

注) Panel A から Panel D は、順に当期純利益、営業活動によるキャッシュ・フロー、特別損益項目、そして会計発生高を従属変数とした場合の結果である。P1 から P4 は、ポートフォリオを示しており、第 1 ポートフォリオから第 4 ポートフォリオまで示している。期首の純資産が最も保守的なポートフォリオは第 1 ポートフォリオで、第 4 ポートフォリオは最も保守的でない(攻撃的な)ものである。括弧内は White(1980)の  $t$  値で、推定値の右肩のアスタリスクは両側検定での有意水準を示しており、\*\*\*, \*\*, \* がそれぞれ 1%、5%、10%の水準である。

益の反応度にもとづいて定量化されるが、通常、経済的ニュースは臨時的、または突発的に生じるものである。そのため、会計上で当該ニュースが認識される場合には、特別損益項目に区分されると考えられ、この結果は理論上の関係と整合的である。また、第 4 章では 1999 年から 2005 年を分析対象期間とした場合に、特別損益項目が利益の保守性に有意な影響を与えるという結果をえており、本章での結果はこれとも首尾一貫している。

続いてパネル D をみると、Basu モデルについて全ての  $R \cdot DR$  はプラスの有意な値を示している。推定値も単調増加しており、当期純利益または特別損益項目を従属変数とした場合の結果と同じである。しかし、予想利益コントロールモデルでは、第 2 ポートフォリオと第 4 ポートフォリオについて  $RL \cdot DRL$  はプラスの有意な値を示しているが、推定値に関する増加傾向はみられない。一方、 $RL \cdot DRL \cdot DF$  の値については、第 4 ポートフォリオを除いてマイナスの有意な値を示しており、会計発生高を従属変数とした際に予想利益をコントロールすることの重要性がうかがえる。以上の結果から、期首の純資産が保守的である企業ほど期中の利益は保守的でなく、反対に、期首の純資産が保守的でない企業ほど期中の利益は保守的であるという関係にあることが明らかとなった。また、利益の保守性は、営業活動によるキャッシュ・フローが決定づけるのではなく、特別損益項目や会計発生高を通じて決定されるものであるという関係も発見することができた。さらに、利益に関する保守主義の定量化において、予想利益コントロールモデルは Basu モデルよりも説明力が高いことも発見したのである。

## 第 2 項 純資産簿価・時価比率の期間比較

表 6.3 には、ポートフォリオごとに純資産簿価・時価比率を期首と期末で比較した結果を示している。Basu モデルと予想利益コントロールモデルの推定では、期首の純資産簿価・時価比率が入手可能であり、かつ純資産簿価がゼロより大きいことをサンプル抽出要件としていた。ここでの分析には、追加的に期末の純資産簿価・時価比率が入手可能であり純資産簿価がゼロより大きいこともサンプル抽出要件とする。そのため、表 6.2 の分析とはサンプル数が異なるが、これによるサンプル構成の違いはわずかである。表には、左側に平均値を示し、中央には中央値を示した。

表 6.3 純資産簿価・時価比率の期間比較

	Mean		Median		Diff.	Obs.
	t-1	t	t-1	t		
P1 (conservative)	0.39	0.65	0.41	0.50	0.26***	1824
P2	0.80	0.93	0.80	0.84	0.13***	1829
P3	1.27	1.23	1.25	1.16	-0.04***	1986
P4 (aggressive)	2.37	1.96	2.13	1.77	-0.41***	2012

注) 期首と期末の純資産簿価・時価比率の差は、企業ごとに差を算定し、その値がゼロと等しいという帰無仮説に関する $t$ 検定によって有意性を検証している。推定値の右肩のアスタリスクは両側検定での有意水準を示しており、\*\*\*は1%水準である。

そして、右側には企業ごとに期首と期末の差を算定した値の平均を示している。右端に示したのは、ポートフォリオごとのサンプル数である。

表 6.3 をみると、平均値と中央値の両方について、期末時点では、保守主義が存在しない場合の理論的な純資産簿価・時価比率の水準である 1 に近づいていることがわかる。期首には、平均値(中央値)が 0.39(0.41)である第 1 ポートフォリオは、期末時点の平均値(中央値)が 0.65(0.50)となっている。第 4 ポートフォリオも、期首の平均値(中央値)は 2.37(2.13)であるのに対し、期末の平均値(中央値)は 1.96(1.77)である。期首と期末の差をみると、第 1 ポートフォリオと第 4 ポートフォリオの差が、第 2 ポートフォリオまたは第 3 ポートフォリオよりも大きくなっており、理論値の 1 からかけ離れたサンプルほど、期末には 1 に近づく傾向にあることがわかる。また、いずれのポートフォリオについても、純資産簿価・時価比率の期首と期末の差は 1%水準で有意に異なっている。

以上の結果は、期首時点における純資産の保守性に依存して利益の保守性が決定され、さらに期末における純資産の保守性が変化するという、事前の期待と整合している。期首時点で純資産に関する保守主義の程度が高い(低い)企業は、期中の利益に関する保守主義の程度が低い

(高い)ことで純資産の保守性を調整し、期末時点では純資産に関する保守主義の程度が中立状態に近づいたのである<sup>54</sup>。

### 第3項 追加検証

本章では、Basu モデルと予想利益コントロールモデルを推定した。予想利益コントロールモデルでは、ラグにおいて投資収益率を測定し、さらに予想利益の情報をコントロールすることによって、Basu モデルの精緻化を図ったのである。そして、検証により予想利益コントロールモデルは説明力が高く推定値の歪みが小さいモデルであることを示すことができた。

しかし、予想利益コントロールモデルでは、投資収益率の測定期間を変化させることで投資収益率に予測情報が反映されることを問題視したが、実際には会計期間と一致させて投資収益率を測定しても、予測情報が投資収益率に反映されているかもしれない。

かつて日本では、経営者によって公表された予測情報が将来の業績に関する主たる情報源であった。現在でも、その傾向に変化はないと考えられるが、代替的な情報源が入手可能となっている。たとえば、アナリスト予想などにより企業の2期先の業績予想情報が入手可能である。そのため、 $t+1$ 期の情報が決算短信の公表を待たずして株価に反映されている可能性は高い。そこで、利益に関する保守主義の定量化モデルを精緻化させるという観点から、本項では会計期間と投資収益率の測定期間を一致させ、かつ予想利益の内容をコントロールするという下記のモデル(調整予想利益コントロールモデル)を構築し、これを推定する。

$$\begin{aligned}
 X_{m,t} / MV_{i,t-1} = & \alpha_i + \alpha_{n,t} DR_{i,t} + \alpha_{f,t} DF + \alpha_{nf,t} DR_{i,t} \cdot DF_{i,t} + \beta_{p,t} R_{i,t} \\
 & + \beta_{n,t} R_{i,t} \cdot DR_{i,t} + \beta_{f,t} R_{i,t} \cdot DF_{i,t} + \beta_{nf,t} R_{i,t} \cdot DR_{i,t} \cdot DF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (6.3)
 \end{aligned}$$

<sup>54</sup> ただし、前述したように、純資産簿価・時価比率は保守主義の指標以外にも財務的困窮性の代理変数となりえるなど、多様性のある指標である。本章では、こういった財務的困窮性等についてコントロールしていないため、前項または本項で提示した結果がこういった要因に影響を受けている可能性が懸念される。この点については、分析手法の精緻化が必要であると考えている。

表 6.4 追加検証の結果

	$R$		$R \cdot DR$		$R \cdot DR \cdot DF$		$adj. R^2$
<u>Panel A: E</u>							
P1 (conservative)	0.02	(1.55)	0.10***	(3.80)	-0.06*	(-1.76)	0.14
P2	0.03***	(4.52)	0.23***	(6.32)	-0.23***	(-4.34)	0.24
P3	0.02	(1.17)	0.46***	(6.66)	-0.46***	(-5.77)	0.22
P4 (aggressive)	0.03**	(2.06)	1.18***	(8.37)	-0.87***	(-4.53)	0.26
<u>Panel B: CFO</u>							
P1 (conservative)	0.04*	(1.63)	0.14***	(3.66)	-0.02	(-0.24)	0.04
P2	0.01	(0.38)	0.17***	(3.15)	-0.13	(-1.06)	0.04
P3	0.05**	(1.99)	0.10	(1.53)	-0.21	(-1.15)	0.05
P4 (aggressive)	0.10***	(3.82)	0.06	(0.42)	0.40	(1.33)	0.05
<u>Panel C: EX</u>							
P1 (conservative)	-0.02	(-1.46)	0.03	(1.27)	-0.01	(-0.17)	0.03
P2	0.00	(0.26)	0.13***	(3.95)	-0.08	(-1.61)	0.08
P3	-0.03	(-1.25)	0.37***	(4.89)	-0.35***	(-4.00)	0.10
P4 (aggressive)	0.00	(0.19)	0.73***	(5.38)	-0.50***	(-3.00)	0.15
<u>Panel D: ACC</u>							
P1 (conservative)	0.03***	(3.51)	0.07***	(4.22)	-0.05	(-1.48)	0.10
P2	0.03***	(3.29)	0.10***	(4.63)	-0.12***	(-2.58)	0.12
P3	0.04***	(3.35)	0.13***	(3.22)	-0.11	(-1.54)	0.07
P4 (aggressive)	0.03***	(2.71)	0.40***	(5.09)	-0.38***	(-2.82)	0.10

注) 括弧内は White (1980) の  $t$  値で、推定値の右肩のアスタリスクは両側検定での有意水準を示しており、\*\*\*, \*\*, \*

\* がそれぞれ 1%、5%、10% の水準である。

表 6.4 に (6.3) 式の推定結果を示した。表 6.2 の結果と比べると、Basu モデルと予想利益コントロールモデルのいずれと比較しても、自由度調整済み決定係数が大きい。また、予想利益コントロールモデルでは有意とならなかった  $R \cdot DR$  や  $R \cdot DR \cdot DF$  についても、期待どおりの符号で有意な値を示す場合がある。特に、パネル D をみると、会計発生高を従属変数とした場合に、保守主義の指標である  $R \cdot DR$  は全てがプラスで有意な値を示している。事前に示したように、利益に関する保守性は会計発生高(または特別損益項目)を通じて決定されると考えられるため、表 6.4 の結果はこれを強く支持する証拠となる。

さらに、営業活動によるキャッシュ・フローを除く残りの変数のいずれを従属変数としても、 $R \cdot DR$  の係数が第 1 ポートフォリオから第 4 ポートフォリオにかけて単調増加していることも期待と一致する。したがって、たとえ投資収益率の測定期間に決算短信を通じた予測情報の公表が含まれなくても、証券市場参加者は他の情報媒体から次期の情報を予測しているため、利益に関する保守主義を定量化する場合には、これをコントロールする必要があると考えられる。

#### 第 4 項 結果の要約と結論

本章の分析により、(1)利益の保守性は期首時点における純資産の保守性に依存して決定されることがわかった。具体的には、期首時点における純資産に関する保守主義の程度が高(低)ければ、期中の利益に関する保守主義の程度が低(高)いという関係である。それにより、期首時点において純資産に関する保守主義の程度が高(低)かった企業は、期首時点に比べて期末時点の純資産に関する保守主義の程度が低(高)くなり、中立的な状態に近づくのである。

ただし、この結果は純資産に関する保守主義が長期的には減じられ、中立状態に近づくことを示しているのではない。あくまでも、個々の資産や負債について、経済的ニュースが生じるごとにその程度が調整されることを意味するものである。むしろ、こういった保守性の調整が、1 期間という短い期間の期首と期末における純資産の保守性を変動させることを示している。企業は、事業活動を続ける限り資金調達をして設備投資をする。これにより、企業の純資産に関する保守主義の程度は常に変動するのである。したがって、本章で示した利益の保守性と純資産の保守性に

関する因果関係によって、企業会計における保守主義が長期的には解消されるということを示唆するものではない。

さらに、(2)利益に関する保守性は、会計発生高または特別損益項目を通じて決定づけられることも明らかとなった。この結果は、企業会計が発生主義の概念にもとづくことと整合する。発生主義会計のもとでは、基本的に収益の認識には実現原則が適用され、費用の認識には発生原則が適用される。経済的ニュースの全てではなくバッド・ニュースについてのみ、会計利益が即時にその情報を織りこむことは、このような発生主義会計の概念に他ならない。

また、本章で示した結果から、モデルの説明力のみで比較するならば利益に関する保守主義を定量化する際に用いるべきなのは、調整予想利益コントロールモデルである。しかし、 $t$  期または  $t+1$  期の経済的価値変動が投資収益率に反映される過程が明らかでないため、決定係数のみを基準にいずれのモデルが最も適切であるかを判断するのは問題がある。本章の分析結果は、予想利益をコントロールすることで測定誤差の問題が軽減されることを明らかにしたが、投資収益率の測定期間をどのように設定すべきか、という疑問に答える結果を提示することはできなかった。そのため、本章では投資収益率によって経済的ニュースを代理させる場合には企業によって異なる測定誤差の問題が生じることを勘案し、特にクロスセクション・データを用いた場合にはこれをコントロールする必要があることを主張するに留める。

クロスセクション・データを用いた本章の検証結果は、時系列データを用いて検証した第 3 章と第 4 章の検証結果と比較しても、同じ解釈によって説明可能である。すなわち、利益に関する保守主義の指標と純資産に関する保守主義の指標に関するマイナスの関係は、純資産の保守性に依存して利益の保守性が決定されるという関係によって説明できる。時系列データとクロスセクション・データの両方で確認されたこの関係により、先行研究で必ずしも解明されてこなかった利益と純資産に関する保守主義の関係を明らかにすることができたのである。

## 第7章 結論と展望

本論文では、純資産または利益に関する保守主義を定量化し、両者の相対的な関係と因果関係を検証した。そして、どのような会計選択がそれぞれの保守主義に影響を与えるかも明らかにした。また、クロスセクション分析では、利益に関する保守主義の定量化モデルにおける測定誤差の問題を軽減するためのモデルを構築し、その有効性を検証した。

分析の結果、企業ごとの分析とクロスセクション分析のそれぞれから、重要な3つの証拠をえた。すなわち、(1)利益に関する保守主義と純資産に関する保守主義の関係、(2)保守主義の指標と会計選択の関係、そして(3)利益に関する保守主義の定量化モデルの問題とその対処法に関するものである。以下では、第1節でこれらの証拠を要約する。そして、第2節では今後の展望を述べる。

### 第1節 本論文の結論

本論文では、第3章で時系列データを用いて企業ごとに保守主義を定量化し、指標間の関係を検証した。そして、1999年以降は純資産に関する保守主義の程度と利益に関する保守主義の程度がマイナスの関係にあることを発見した。第6章では、クロスセクション・データを用いて保守主義を定量化し、2000年以降について、純資産に関する保守主義の程度と利益に関する保守主義の程度がマイナスの関係にあることを明らかにしたのである。

これらの証拠は、複数の会計基準の改廃が行われた1999年または2000年付近以降において、利益に関する保守主義の程度は純資産に関する保守主義の程度に依存して決定されることを示唆している。利益に関する保守主義は、企業にとって不利な事象が起こったとき、それをより早く会計上の損失として計上し、有利な事象が起こった場合には、そのような処理を行わないこととして定義される。たとえば、固定資産に減損の兆候がみられたとき、その兆候をより早く識別し、減

損による損失を早めに計上することが利益に関する保守主義の程度を高める。

他方、純資産に関する保守主義は、資産の評価は小さめに負債の評価は大きめにすることで、株式時価総額に比べて純資産簿価を控えめにすることである。この定義にもとづけば、固定資産に関する減価償却について、耐用年数を短く見積ったり残存価額を小さく見積ったりすることが、純資産に関する保守主義の程度を高める要因になると考えられる。

このとき、もし企業の資産や負債が保守的であれば、たとえ企業に不利な事象が起こったとしても、すでに保守的な資産と負債はそれを認識する余地が少ない。これに対し、資産や負債が保守的でない企業は、不利な事象が起こった場合にそれを即時に会計利益へ反映させなければならない。このような関係から、期首における純資産が保守的な企業ほど利益は保守的でなく、反対に純資産が保守的でない企業ほど利益は保守的になると考えられる。本論文でえられた結果は、まさにこの関係を示すものであった。

以上の結果は、企業ごとに保守主義を定量化した分析とクロスセクション分析の両方で観察されており、頑健である。したがって、利益の保守性は純資産の保守性に依存して決定されることが、本論文の1つ目の発見事項としてあげられる。純資産に関する保守主義の程度が低い(高い)企業ほど、期中の利益に関する保守主義の程度は高く(低く)なるのである。

そして、企業ごとに定量化された保守主義の指標と会計選択の関係に関する第4章の分析から、いくつかの会計選択が純資産または利益の保守性に影響を与えることを発見した。まず、研究開発費と広告宣伝費は、分析期間を通じて純資産に関する保守性に影響を与えることが明らかとなった。一般に、研究開発費や広告宣伝費は資産性のある支出として捉えられることが多く、これらの項目が費用処理されることで、純資産簿価は株式時価総額に比べて控えめになることが予想される。また、純資産に関する保守性は会計基準の改廃以後、減価償却費率に影響を受けることも発見した。経済的な減価よりも早く固定資産の償却を行うことは純資産を控えめに計上することにつながるため、会計基準の改廃以降そのような減価償却が行われるようになり、純資産に関する保守性に影響を与えたのであろう。

一方、利益に関する保守性については、会計基準の改廃前後で影響を与える会計項目が異

なる。すなわち、前半期間では貸倒引当金比率が低く、減価償却費率が高いほど、利益に関する保守主義の程度は高くなることが明らかとなった。それに対し、後半期間では特別損失が特別利益を上回るほど、利益に関する保守主義の程度は高くなることが明らかとなったのである。

本来、貸倒引当金比率が高いことは、保守的な会計選択である。しかし、事前の貸倒引当金比率が高ければ、実際に売上債権が回収不可能になっても貸倒損失を計上しなくてすむ。利益に関する保守主義が定量化するのは、こういった事前には予測できなかった損失に対して、会計利益がどの程度の感応度を示すかである。そのため、貸倒引当金比率が高い企業ほど、利益に関する保守主義の程度が低いという関係が観察されたのであろう。

減価償却費の計上額と利益に関する保守主義の関係は、純資産との関係の場合とは解釈が異なる。つまり、この場合には、実際の経済的価値の減少に対応して減価償却費が増えたことに起因して利益の保守性が影響を受けたと考えられる。具体的には、技術革新などによる固定資産の陳腐化が経済的ニュースとして明らかになったとき、それを適時に会計上の評価に反映させて損失を計上したことで、利益に関する保守主義の程度を高めたのであろう。

会計基準の改廃後、特別損益項目が利益の保守性に影響を与えたという関係については、次のような説明が可能である。すなわち、企業の経済的価値を変動させるような事象は、経常的に生じるものではなく臨時的、ないしは突発的に生じるものであると考えられる。利益に関する保守主義の定義は、まさにこういった臨時的な経済的価値変動に対する、会計利益の反応の強さを意味する。したがって、この定義にもとづいて定量化される指標は、企業活動における臨時的な項目である特別損益項目に影響を受けやすいと考えられる。これは、定義どおりの利益に関する保守主義に他ならず、理論上最も理解しやすい関係である。

以上のように、本論文でえられた結果は理論上の関係と首尾一貫していた。そして、この結果はいくつかの仮定のもとで成立した理論式から導出された定量化モデルが、企業会計における保守主義を目的どおりに捉えていることを示している。一般に保守的と考えられる会計選択が定量化された保守主義の指標と期待どおりの関係をもつことが、その証拠である。上記のように、いくつかの会計選択が保守主義の指標に影響を与える。しかし、そうした会計選択は保守主義の指

標や分析期間ごとに異なるのである。これが、本論文における 2 つ目の発見事項としてあげられる。

そして、第 5 章と第 6 章の分析により、経営者が公表する予想利益の内容をコントロールすれば、利益に関する保守主義の定量化モデルにおける測定誤差の問題を軽減できた。保守主義の定量化では、企業の経済的価値と株式時価総額が等価であると仮定し、投資収益率を経済的ニュースの代理変数として用いる。しかし、実際は投資収益率をどのような期間で測定すれば、分析対象期間における経済的ニュースを適切に代理できるかについての先験的な知識はない。また、投資収益率は経済的ニュースの代理変数に過ぎず、そこには測定誤差の問題が生じる。

この問題を解決する 1 つの方法として、本論文では第 5 章で予想利益の内容をコントロールしたモデルを開発した。投資収益率の測定期間には、本来測定すべき期間以外の経済的なニュースが含まれる。その典型例が決算短信で公表される予想利益情報である。これが、投資収益率に測定誤差の問題をもたらし、結果的に利益に関する保守主義の指標は歪みをもつことになる。

先行研究により、決算短信で公表される実績利益よりも、むしろ予想利益に対して株価はより大きな反応を示すことが明らかにされている。しかし、予想利益が悪い情報であったとしても、当該情報はあくまで経営者の予想であり検証可能性がきわめて低いため、当期の会計利益と対応させる経済的ニュースとすべきではない。それゆえ、投資収益率の測定期間に含まれる予想利益の情報内容はコントロールされなければならない。そこで、予想利益が実績利益を下回ったことで証券市場に悪い情報を提供した場合には、その影響を識別するためのダミー変数を定量化モデルに加えた。これが、本論文で構築した予想利益コントロールモデルである。

予想利益コントロールモデルを推定した結果、これをコントロールしない場合よりもモデルの説明力が高くなることを明らかにした。Basu(1997)によって提唱されたモデルは、利益に関する保守主義の定量化を可能にしたという点で非常に重要であるが、このモデルの問題点を指摘する先行研究も少なくない。本論文では、予想利益の内容をコントロールすることで、Basu(1997)によるモデルの改善に成功している。したがって、利益に関する保守主義の定量化モデルにおける測定誤差の問題を軽減するためには、予想利益コントロールモデルによる推定が適切である。こ

れが、本論文における3つ目の発見事項である。

本論文でえられた証拠、または発見事項は以上のように要約できる。企業会計における保守主義については、アメリカではすでにある程度の証拠が蓄積されている。その反面、日本ではほとんど証拠の蓄積がなく、企業会計における保守主義の位置付けはあいまいであった。このような状況下で、本論文では複数の方法で保守主義を定量化し、指標間の関係や会計選択との関係を体系的に検証した。また、本論文で示した証拠により、企業会計における保守主義の多様性を明らかにすることができた。保守主義の程度は、会計環境や企業の属性に応じて変動するのである。このように、これまで分析されてこなかった企業会計における保守主義の位置付けやその多様性を明らかにしたという点で、本論文の会計研究に対する貢献は大きいといえる。

また、測定誤差の問題を軽減した予想利益コントロールモデルを提示できたことは、保守主義の測定モデルの精緻化という点で重要である。たとえ定量化された保守主義の指標と企業の経済活動に有意な関係が観察されたとしても、その指標が信頼できなければ意味がない。企業会計における保守主義は概念的なものであるため、それを定量化する場合には必ずその精度が問題となる。保守主義に関する検証の進展とともに、指標の精緻化が望まれる中で、本論文で示した予想利益コントロールモデルは、重要な役割を果たすであろう。

## 第2節 今後の展望

本論文では、複数の指標を用いて企業会計における保守主義を定量化し、それぞれの関係を体系的に示した。そして、どのような会計選択が各指標に影響を与えるかについても明らかにしたのである。

企業会計における保守主義の重要性を検証するためには、まず保守主義という抽象的な概念を定量化可能にし、定量化された指標がどの程度有効に機能するかを確かめなければならない。それが確認されれば、次に、企業会計における保守主義の役割を実際に検証することが可能となる。

本論文では、企業会計における保守主義の役割を検証する第1段階を達成した。つまり、保守主義という概念を定量化し、いくつかの仮定のもとで定量化される保守主義の指標が理論上考えられる属性を有していることを明らかにしたのである。したがって、今後は企業会計において保守主義がどのような役割を果たしているかを明らかにしなければならない。

アメリカ企業に関する先行研究では、すでに保守主義が債権者と株主、または経営者と株主の利害対立を緩和させる役割を果たし、市場における投資者間の情報の非対称性を緩和する機能を有するという証拠が提示されている(Watts, 2003a; LaFond and Watts, 2006)。企業会計における保守主義の程度は、経済的背景に応じて市場全体として時代ごとに変化することもあれば、置かれた状況等に応じて企業ごとに変化することもある。訴訟リスク、利害関係者間の対立関係、経営者と株主または投資者間における情報の非対称性など、あらゆる要因が市場全体としての、または企業ごとの保守主義の程度に影響を与えと考えられる。もし、保守主義が重要な概念であり、企業会計に必要不可欠なものであることが明らかになれば、FASB (2005a, 2005b)の主張が受け入れられるべきではない。投資者の意思決定有用性という観点からすれば、保守主義は財務情報の中立性を歪めるものに他ならないと主張されているためである。

現在、FASBとInternational Accounting Standards Boards (IASB)は概念フレームワークの統合に向けたプロジェクトを進行中である。意思決定に有用な財務報告と財務報告情報の質的特性の目的に関する資料(FASB, 2006)では、中立性に関する説明の一部で保守主義が言及されている。それによれば、中立性の概念は財務報告情報に歪みをもたらす保守主義と相容れず、また保守主義やその他の財務報告情報に歪みをもたらす要因は等しく容認されないと述べられている。

これまで、FASBおよびIASBは会計情報の具備すべき質的特性の1つに信頼性をあげていた。しかし、今回の統合作業において公表された「予備的見解」では、表現の忠実性が信頼性に取って代わる形となっている。表現の忠実性が重要となる以上、中立性の概念が重視されるのは当然であり、その結果として、保守主義が排除されることになったと考えられる。

ただし、FASBおよびIASBは概念フレームワークにおいて、適時性と検証可能性の両方を重

視していることに注目したい。本来、適時性を重視すれば会計情報の検証可能性は損なうおそれがあるため、これらはトレード・オフの関係にある。しかし、保守主義が介在することで、この関係に対処することができるのである。

会計における費用(または損失)は基本的に発生原則にもとづいて認識されるため、適時性が重視される。その一方、収益(または利益)の認識は実現原則にもとづくため、検証可能性が重視される。発生主義のもとでの費用と収益の認識には、元来こういった非対称性が存在する。つまり、損失の計上をより早く、そして利益の計上をより遅くすることが発生主義のもとで成立しているのである。保守主義の定義と照らし合わせれば、これが利益に関する保守主義と整合する属性であると解釈することができる。

したがって、会計情報が適時性と検証可能性の両方を具備するためには、当該情報が保守的でなければならない。こういった関係を考慮すれば、中立性との関係という観点のみから概念フレームワークにおける保守主義の存在意義が問われたとしても、実質的には保守主義が容認されていると考えられる。あくまでも、批判的となっているのは GAAP の範囲を超えた保守主義であり、これまでの先行研究で検証されているような GAAP の範囲内での保守主義は、概念フレームワークにおいて容認されるのかもしれない。しかし、このような考察は、「予備的見解」における保守主義の位置付けを、きわめて好意的に捉えた場合の解釈に過ぎない。実際は、会計におけるあらゆる保守的会計処理を排除することで、会計情報は意思決定有用性を有すると考えられているのかもしれない。いずれにせよ、会計における保守主義の役割や存在意義が問われていることは明白である。

しかし、実証研究のみならず、理論分析によっても、会計における保守主義が経営者と投資者間における情報の非対称性を緩和することや、投資者の期待効用を増加させることが示されている(たとえば、Bagnoli and Watts, 2005; Kwon, 2005)。たしかに、歴史的背景からすれば、保守主義が投資者による投資意思決定において非常に有用であり、必要不可欠な特性であるとは考えにくいかもしれない。それでも、投資意思決定上の有用性のみならず、会計情報としての有用性が広く確認されていることを鑑みれば、保守主義の概念フレームワークにおける存在意義を検討

するには、注意深い考察が必要である。会計実務や会計研究の証拠に依拠しない概念フレームワークや会計基準作りは、将来においてそれらの陳腐化を招きうるからである。

日本において企業会計基準委員会が公表している概念フレームワークに関する討議資料では、かつての FASB や IASB と同じように、信頼性が会計情報の具備すべき質的特性として上位にあげられている。桜井(2007)では、表現の忠実性が信頼性にとって代わった「予備的見解」を、企業会計基準委員会がどのように受け止めるかを検討すべきとの主張がある。当然ながら、このような重要な変更は、日本の概念フレームワークに大きな影響を与えるであろう。今後、概念フレームワークや会計基準の日本も含めた国際的な統合が進行するのであれば、会計における保守主義は、いずれ日本でも批判の対象となるかもしれない。

そのため、日本においても保守主義の重要性を考察し、企業会計における保守主義の役割を検証しなければならない。特に日本では、確定決算主義の採用により、財務会計が税務会計の影響を受けやすい。こういった制度的背景が、実務における保守主義にどのような影響を与えているのかを明らかにすることで、他国とは異なった方向性をもって保守主義を排除するか否かの議論を進展させることも可能である。

本論文での検証結果をもとに、企業会計における保守主義の役割を検証することが著者の取り組むべき今後の検証課題である。

## 補論 A 利益・株価比率または純資産簿価・時価比率とラグ要因の分析

本補論では、第 3 章で用いる保守主義の定量化モデルについて、独立変数に含める投資収益率の測定期間に関する補助的な分析を行う。具体的には、会計利益または純資産簿価と、現在および過去の投資収益率の関係を明らかにする。

アメリカでは Beaver and Ryan(1993)らの分析によって、利益・株価比率または純資産簿価・時価比率と、現在および過去の株式時価総額(の変動)の関係が明らかにされている。すなわち、利益・株価比率は過去 3 期間遡った投資収益率と有意なプラスの関係があり、純資産簿価・時価比率は過去 6 期間遡った投資収益率と有意なマイナスの関係がある。Ryan and Zarowin(2003)をはじめとする保守主義の定量化モデルを構築した先行研究では、Beaver and Ryan(1993)の分析結果を所与としてモデルが設定されている。

本論文では、日本企業に関する保守主義の定量化に取り組んでいるが、日本企業については会計利益や純資産簿価と投資収益率の関係を検証した先行研究がない。そのため、投資収益率の測定期間をどの程度遡ればよいかを特定するには、Beaver and Ryan(1993)と同様の方法で検証しなければならない。

以下では、Beaver and Ryan(1993)の方法にしたがい、利益・株価比率または純資産簿価・時価比率と投資収益率の関係について分析する。まず、第 1 節では Beaver and Ryan(1993)の提示した分析結果の概要と実証モデルを提示する。そして、第 2 節ではサンプルと検証結果を報告し、結果の解釈を示す。

### 第 1 節 先行研究と実証モデル

Beaver and Ryan(1993)は取得原価主義などの要因によって、会計利益や純資産簿価が株価に比べてラグをもつことに言及し、このラグ要因がどの程度の期間に及ぶかを検証している。彼ら

は会計利益または純資産簿価を従属変数、当期と過去 6 期間の期末時点における株式時価総額を独立変数とするモデルを設定し、OLS によって推定することでこの関係を検証している。独立変数と従属変数は全て  $t-1$  期末の株式時価総額で除されるため、実質的には、投資収益率と近い属性のものが独立変数として用いられることになる。このモデルを推定し、もし会計利益が過去 3 期間遡った投資収益率と有意な関係をもつなら、会計利益はおよそ 3 期間のラグがあるといえる。これは、会計利益が 3 期間かけて経済的な価値変動の全てを織りこむことを意味する。

Beaver and Ryan (1993) の分析対象期間は、1977 年から 1989 年であり、450 社のコンスタント・サンプルによってモデルを推定している。具体的には、パネル・データを用いて、年度と企業の固定効果を含めた固定効果モデルによる推定である。分析の結果、利益・株価比率は 3 期間遡った投資収益率と有意なプラスの関係をもち、純資産簿価・時価比率は 6 期間遡った投資収益率と有意なマイナスの関係をもつことを明らかにした。本論文の第 2 章で示したように、利益・株価比率と過去の投資収益率はプラスの関係が予想され、純資産簿価・時価比率と過去の投資収益率はマイナスの関係が予想されるため、Beaver and Ryan (1993) の結果は理論式から導き出される関係と整合している。

本補論では、Beaver and Ryan (1993) をもとに下記のモデルを設定し、1984 年から 2005 年の 22 年間について利益・株価比率および純資産簿価・時価比率と投資収益率の関係を分析する。ただし、本論文で保守主義の定量化に用いる変数と整合させるため、利益・株価比率の場合は  $t$  期首の株式時価総額で除した  $t$  期の当期純利益が従属変数となり、純資産簿価・時価比率の場合は  $t$  期末の株式時価総額で除した  $t$  期末の純資産簿価が従属変数となる。

$$X_t / MV_{t-1} = \alpha_t + \sum_{j=0}^7 \beta_{t-j} R_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (\text{A.1})$$

$$BV_t / MV_t = \gamma_t + \sum_{j=0}^7 \delta_{t-j} R_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (\text{A.2})$$

ただし、

$X_t$  :  $t$  期における当期純利益

$MV_{t-1}$  :  $t$  期首時点における株式時価総額

$R_{i,j}$  :  $t-j$  期における(配当込み)投資収益率

$BV_i$  :  $t$  期末における純資産簿価

$MV_i$  :  $t$  期末時点における株式時価総額

$\varepsilon_i$  : 誤差項

(A.1)式から推定される  $\beta_{i,j}$  がプラスであれば、 $t-j$ 期の投資収益率と  $t$ 期の利益・株価比率にプラスの関係があることを意味する。他方、(A.2)式から推定される  $\delta_{i,j}$  がマイナスであれば、 $t-j$ 期の投資収益率と  $t$ 期の純資産簿価・時価比率にマイナスの関係があることを意味する。この分析での主眼は、利益・株価比率および純資産簿価・時価比率が何期まで遡った投資収益率と有意な関係をもつかである。第2章で示した保守主義の定量化モデルの導出過程から、 $\beta_{i,j}$  に対してはプラスの符号が、 $\delta_{i,j}$  に対してはマイナスの符号が期待される。

## 第2節 サンプルと検証結果

### 第1項 サンプル

サンプルは、1984年から2005年について、東京証券取引所に上場する企業のうち、3月末を決算日とする一般事業会社(金融、保険、その他金融を除く)とする。(A.2)の推定においては、純資産簿価が負でないこともサンプル抽出要件として追加した。連結情報が入手可能なものは連結の数値を用い、それ以外は単独の数値を用いる。さらに、コンスタント・サンプルによる調査手法をとるため、1984年から2005年の期間について、 $t-6$ 期から  $t$ 期までの投資収益率が継続して入手可能な企業のみが最終サンプルとなる。最終サンプルとして抽出されたのは、(A.1)式の推定には447社、(A.2)式の推定には409社であった。

会計数値は、『日経 NEEDS』から取得し、投資収益率は『日経ポートフォリオ・マスター』に収録されている日次投資収益率データベースから取得し、日次投資収益率を年次投資収益率に変

表 A.1 基本統計量

Panel A: <i>EPR</i>								
	<i>EPR</i>	$R_0$	$R_1$	$R_2$	$R_3$	$R_4$	$R_5$	$R_6$
<i>Mean</i>	0.015	0.104	0.112	0.076	0.086	0.088	0.103	0.107
<i>Stdv.</i>	0.130	0.489	0.493	0.444	0.445	0.447	0.464	0.454
<i>Q1</i>	0.009	-0.172	-0.173	-0.180	-0.170	-0.169	-0.163	-0.155
<i>Median</i>	0.024	0.001	0.006	-0.010	-0.002	-0.002	0.007	0.013
<i>Q3</i>	0.042	0.238	0.257	0.210	0.218	0.221	0.238	0.246
<i>Obs.</i>	9,834	9,834	9,834	9,834	9,834	9,834	9,834	9,834
Panel B: <i>BMR</i>								
	<i>BMR</i>	$R_0$	$R_1$	$R_2$	$R_3$	$R_4$	$R_5$	$R_6$
<i>Mean</i>	0.676	0.105	0.112	0.076	0.086	0.088	0.103	0.106
<i>Stdv.</i>	0.542	0.484	0.487	0.435	0.436	0.439	0.456	0.443
<i>Q1</i>	0.324	-0.171	-0.171	-0.178	-0.169	-0.168	-0.163	-0.155
<i>Median</i>	0.524	0.001	0.007	-0.009	0.000	-0.001	0.008	0.014
<i>Q3</i>	0.843	0.242	0.261	0.214	0.222	0.225	0.242	0.251
<i>Obs.</i>	8,998	8,998	8,998	8,998	8,998	8,998	8,998	8,998

注) Panel A には、(A.1) 式の推定に用いるサンプルの基本統計量を示しており、Panel B には (A.2) 式の推定に用いるサンプルの基本統計量を示している。各パネルでは、上から平均値 (*Mean*)、標準偏差 (*Stdv.*)、第 1 四分位 (*Q1*)、中央値 (*Median*)、第 3 四分位 (*Q3*)、および総サンプル数 (*Obs.*) を示している。*EPR* は利益/株価比率であり、*BMR* は純資産簿価/時価比率である。 $R_t$  ( $t=0,1,\dots,6$ ) は  $t$  期における年次投資収益率を示しており、測定期間は会計期間と一致している。サンプル数は、パネル A では 447 社×22 年の 9,834、パネル B では 409 社×22 年の 8,998 である。

表 A.2 相関係数

Panel A: <i>EPR</i>								
	<i>EPR</i>	$R_0$	$R_1$	$R_2$	$R_3$	$R_4$	$R_5$	$R_6$
<i>EPR</i>	1.000							
$R_0$	0.120	1.000						
$R_1$	0.092	0.016	1.000					
$R_2$	0.060	-0.008	0.029	1.000				
$R_3$	0.034	-0.008	-0.007	0.063	1.000			
$R_4$	0.030	-0.002	-0.016	0.029	0.050	1.000		
$R_5$	0.026	0.020	0.000	-0.013	0.028	0.034	1.000	
$R_6$	0.010	-0.036	0.021	0.012	-0.009	0.030	0.044	1.000
Panel B: <i>BMR</i>								
	<i>BMR</i>	$R_0$	$R_1$	$R_2$	$R_3$	$R_4$	$R_5$	$R_6$
<i>BMR</i>	1.000							
$R_0$	-0.232	1.000						
$R_1$	-0.232	0.014	1.000					
$R_2$	-0.242	-0.005	0.028	1.000				
$R_3$	-0.231	-0.019	-0.003	0.064	1.000			
$R_4$	-0.210	0.011	-0.026	0.035	0.052	1.000		
$R_5$	-0.221	0.017	0.013	-0.025	0.032	0.035	1.000	
$R_6$	-0.202	-0.036	0.018	0.018	-0.018	0.035	0.046	1.000

注)相関係数は、Pearson のものである。

換した。投資収益率は会計期間と一致させるため、4月はじめから3月末までで測定する。回帰式の推定においては、各変数の0.5(99.5)パーセンタイルを下回る(上回る)数値を0.5(99.5)パーセンタイルの数値に置換し、異常値の問題に対処している。

## 第2項 検証結果

表A.1に変数の基本統計量を示しており、パネルAには(A.1)式の推定に用いるサンプルについて、パネルBには(A.2)式の推定に用いるサンプルについてそれぞれ提示している。表A.1によれば、利益・株価比率(*EPR*)の平均値および中央値は0.015と0.024でともにプラスの値である。純資産簿価・時価比率(*BMR*)の平均値および中央値については、0.676および0.524でありともに1を下回っている。したがって、サンプル企業は平均的に当期純利益を報告しており、純資産簿価は株式時価総額を下回っていたことがわかる。また、両パネルで投資収益率の分布に関する大差はなく、平均値と中央値はいずれもプラスであるが、第1四分位の値はマイナスである。

表A.2には、各モデルで用いる変数の相関係数を示している。パネルAには(A.1)式の推定に用いる変数について、パネルBには(A.2)式の推定に用いる変数に関するものである。単一変量で見れば、利益・株価比率はいずれの投資収益率ともプラスの相関が、そして純資産簿価・時価比率と投資収益率はマイナスの相関があり、予想どおりの符号である。また、投資収益率間の相関は小さく、回帰式の推定における多重共線性の問題はないものと考えられる。

各モデルの推定結果は、表A.3に示している。モデルの推定においては、年度と企業に関する固定効果を含めたパネル分析を行う。これにより、年度や個々の企業固有の影響を取り除くことができる。表A.3では、左の2列に利益・株価比率を従属変数とする(A.1)式の結果を、右の2列に純資産簿価・時価比率を従属変数とする(A.2)の結果をそれぞれ示している。

利益・株価比率の結果をみると、全ての期間について係数は5%以上の有意水準でプラスの値を示しており、期待どおりである。この結果は、利益・株価比率は $t$ 期から $t-6$ 期までの投資収益率と有意なプラスの関係をもつことを意味している。また、 $t-6$ 期までという期間はBeaver and Ryan (1993)がアメリカ企業について示した3年を大幅に超えている。

表 A.3 推定結果

	<i>EPR</i>		<i>BMR</i>	
	推定値	( <i>t</i> 値)	推定値	( <i>t</i> 値)
<i>t</i>	0.039**	(17.42)	-0.308**	(-35.92)
<i>t</i> -1	0.020**	(9.12)	-0.259**	(-30.49)
<i>t</i> -2	0.017**	(6.98)	-0.238**	(-25.89)
<i>t</i> -3	0.012**	(5.00)	-0.212**	(-22.95)
<i>t</i> -4	0.009**	(3.80)	-0.167**	(-18.49)
<i>t</i> -5	0.005*	(2.22)	-0.144**	(-16.41)
<i>t</i> -6	0.005*	(2.21)	-0.119**	(-13.37)

注) 推定値左肩のアスタリスクは有意水準を示している。\*;5%水準、\*\*;1%水準。

左の2列には(A.1)式の結果を示しており、右の2列には(A.2)式の結果を示している。各モデルは、年度および企業に関する固定効果を含めたパネル分析によって推定されている。

他方、純資産簿価・時価比率の結果をみると、全ての期間について推定値はマイナスであり、1%以上の有意水準である。つまり、純資産簿価・時価比率は *t* 期から *t*-6 期までの投資収益率と有意なマイナスの関係をもつのである。この結果については、係数の符号および係数が有意となる期間について、Beaver and Ryan (1993)の示した結果と一致している。

利益・株価比率について日本とアメリカで異なる結果が推定された理由としては、分析期間の違いが考えられる。Ryan and Zarowin (2003)らが指摘するように、近年、アメリカにおいてラグ要因は拡大している可能性がある。そのため、アメリカについてもより近年のサンプルによって再検証した場合、利益・株価比率と有意な関係をもつ投資収益率の期間は拡大することが予想される。

また、利益・株価比率と純資産簿価・時価比率はラグの期間、つまり投資収益率の測定期間を遡るほど、係数の推定値(絶対値)は小さくなることが予想される。これについても、*t* 期から *t*-6 期

にかけて投資収益率の推定値はいずれもゼロに近づいており、理論どおりである。この結果は日本とアメリカに関する先行研究の結果と一致している(Beaver and Ryan, 1993; Beaver and Ryan, 2000; 薄井, 2004)。

以上の分析から、日本企業については利益・株価比率と純資産簿価・時価比率はともに過去 6 期間遡った投資収益率と有意な関係をもつことがわかった。ただし、Beaver and Ryan (1993, 2000)も指摘するように、6 年というラグ期間をとることは、ある程度のサンプル数を確保するためのやや恣意的な手法である。そのため、ラグの期間を拡大しても利益・株価比率と純資産簿価・時価比率と投資収益率に有意な関係が観察される可能性がある。

一方、6 期間のラグをとって長期間継続的に入手可能なサンプルを用いて分析したことで、サバイバル・バイアスの問題も懸念される。つまり、本補論の結果は長期間存続するような企業の傾向を捉えているだけかもしれない。また、モデルの経済性を考慮すれば、ラグの期間はより短期間とすることが望ましい。

本補論の結果は利益・株価比率と純資産簿価・時価比率が少なくとも 6 期間遡った投資収益率と有意な関係を示すものであるが、この結果は全ての保守主義の定量化に適用すべきものとは考えていない。むしろ、より効率的な保守主義の定量化モデルを構築するための補助的証拠を提示するものである。そのため、サンプルの構成や分析内容によっては、必ずしもこの期間に拘束されるべきでない。保守主義を定量化する場合には、モデルの効率性や分析目的に応じて投資収益率の測定期間を選択することが重要である。

## 補論 B 構造変化の特定に関する分析

本補論では、第 4 章で構造変化を考慮して保守主義を定量化するための補助的な証拠を提示する。また、本論文における分析の多くはバブル経済崩壊後の 1991 年以降を分析対象としており、1991 年以前と以後で市場に構造変化が生じていることを暗黙裡に仮定している。本補論では、分析対象期間を 1984 年まで遡り、補論 A と同じサンプルを用いて構造変化の検証を行うことによって、1991 年の前後で構造変化が生じていたか否かについても検証する。

第 3 章における条件付モデルと無条件モデルの推定では、分析対象期間において各企業が適用する保守主義の程度が一定であると仮定し、企業ごとに保守主義を定量化した。しかし、実際には分析対象期間である 15 年(1991 年から 2005 年)もの間、保守主義の程度が一定であるとは考えにくい。もし、企業単位で適用する保守主義の程度が分析対象期間を通じて一定であるなら、市場全体としての保守主義の程度も分析対象期間を通じて一定となるはずである。

そこで、本補論では 1984 年から 2005 年のサンプルを用いて利益・株価比率または純資産簿価・時価比率と投資収益率の関係に構造変化が生じているか否かを検証する。ただし、事前に何の予測もなく構造変化を分析するのではない。本補論では、構造変化が生じていると考えられる時点として、次の 2 つの経済環境または会計環境の変化をあげる。すなわち、1991 年付近におけるバブルの崩壊時期が 1 つ目であり、2000 年付近で多く観察される会計基準の改廃時期が 2 つ目の構造変化である。

以下では、第 1 節で企業会計を取り巻く環境の変化を考察し、期待される結果を述べる。それと同時に、実証モデルを設定する。そして、第 2 節では検証結果を報告し、解釈を示す。

### 第 1 節 会計環境の変化と分析内容

薄井(2004, 143-144 頁)は、東京証券取引所上場企業の純資産簿価・時価比率が 1990 年頃

まで低下し、その後バブル経済崩壊による株価下落の影響を受けて上昇した推移を提示している。また、音川・高田(2005)は上場企業の当期純利益の合計が1991年にピークとなり、その後バブル経済崩壊の影響で当期純利益が減少したことを報告している。これらの傾向は、バブル経済の崩壊が証券市場における株価の形成や企業の報告する利益に大きな影響を与え、利益・株価比率や純資産簿価・時価比率と投資収益率の關係に構造変化が生じた可能性を示唆している。本補論では、1991年をバブル経済崩壊の基準年とし、この年に構造変化が生じているか否かを検証する。

分析対象期間である1984年から2005年の間には、バブル経済崩壊の他に、いま1つの重要な構造変化が生じている。それは、会計基準の改廃であり、その多くは2000年3月期と2001年3月期を適用開始年度としている(須田, 2004, 211-212頁)。2000年に適用開始となった会計基準には、研究開発費、連結会計、キャッシュフロー計算書、税効果会計があり、売買目的有価証券の評価、外貨建取引等の会計処理、販売用不動産の強制評価減、および退職給付会計についての会計基準が適用開始となったのは2001年である。また、2002年3月期にはその他有価証券の評価に関する会計基準が導入され、2006年3月期に減損会計が本格導入された。

須田(2004)は、会計基準の改廃が日本の経済・金融システム・企業経営にどのような影響を与えたかについて、複数の実証的分析を行っている。そして、会計基準の改廃が証券市場、企業経営、および政府規制に対して影響を与えたことを明らかにした。したがって、会計基準の改廃によって企業会計を取り巻く環境が大きく変化し、それが利益・株価比率または純資産簿価・時価比率と投資収益率の關係に変化をもたらした可能性は十分に考えられる。しかし、上述したように会計基準の改廃は複数年にわたるため、最も大きな構造変化の生じた期間がいつであるかを特定するのは困難である。また、会計基準は早期適用が可能であり、最も早く会計基準改廃による影響が観察され始めるのは、連結会計基準の早期適用が可能となった1998年3月期まで遡るかもしれない。

そこで、本研究では会計基準の改廃による影響が最も大きい年を特定するため、1998年、1999年、および2000年の3年を構造変化の生じた可能性のある年として分析する。複数期間に

わかって構造変化が観察されると考えられる状況では、最も早い段階で生じた構造変化が全体の中では大きな影響がある。そのため、会計基準の早期適用が可能となった 1998 年から、本格導入が始まった 2000 年までの 3 年間で構造変化が生じたと考えられる年としたのである。したがって、本補論では、①バブル経済崩壊前後、または②会計基準の改廃前後で、利益・株価比率または純資産簿価・時価比率と投資収益率の関係に変化が生じているか否かを検証する。

これらの仮説を検証するためのモデルは、補論 A で示したモデルをベースにして年度ダミーを設定する。補論 A ではパネル分析によって年度固有の影響を排除したが、ここでの分析では全てのサンプルをプールし、OLS によって推定する。具体的には、下記に示す (B.1) 式および (B.2) 式を推定するのである。

$$X_t / MV_{t-1} = \alpha_t + \sum_{j=0}^7 (\beta_j R_{t-j} + \beta_{j,1991} R_{t-j} \cdot D_{1991} + \beta_{j,m} R_{t-j} \cdot D_m) + \varepsilon_t, \quad (\text{B.1})$$

$$BV_t / MV_t = \alpha_t + \sum_{j=0}^7 (\delta_j R_{t-j} + \delta_{j,1991} R_{t-j} \cdot D_{1991} + \delta_{j,m} R_{t-j} \cdot D_m) + \varepsilon_t, \quad (\text{B.2})$$

ただし、

$X_t$  :  $t$  期における当期純利益

$MV_{t-1}$  :  $t$  期首時点における株式時価総額

$R_{t-j}$  :  $t-j$  期における(配当込み)投資収益率

$D_{1991}$  : サンプルが 1991 年以降のものである場合に 1、それ以外の場合にゼロとするダミー変数

$D_m$  : サンプルが  $m$  年(ただし  $m \in (1998, 1999, 2000)$ )以降のものである場合に 1、それ以外の場合にゼロとするダミー変数

$BV_t$  :  $t$  期末における純資産簿価

$MV_t$  :  $t$  期末時点における株式時価総額

$\varepsilon_t$  : 誤差項

上記のモデルでは、1991 年以降の独立変数に対して 1 をあてるダミー変数 ( $D_{1991}$ ) と、1998、

1999、または2000年以降の説明変数に対して1をあてるダミー変数( $D_m$ )を設定している。このとき、投資収益率とダミー変数の交差項に対して推定される係数がゼロと有意に異なるのであれば、該当する年に構造変化が生じていると考えられる。バブル経済の崩壊前後で構造変化が生じたか否かは、 $D_{1991}$ との交差項の係数がゼロと有意に異なるか否かで検証可能である。一方、会計基準の改廃前後で構造変化が生じたか否かは、①  $D_m$ と投資収益率との交差項に対して推定される係数が、より高い水準でゼロと有意に異なることが採択される年、または②モデルの決定係数が最も大きい年を基準に、構造変化の年を特定する。

## 第2節 検証結果

サンプルは、補論Aと同じである。すなわち、東京証券取引所に上場する企業のうち1984年から2005年についてモデルの推定に必要なデータが継続的に入手可能な企業をサンプルとする。最終サンプルとして抽出されたのは、(B.1)式の推定には447社、(B.2)式の推定には409社である。基本統計量と相関係数については、補論Aと同じであるためここでは省略し、検証結果のみを提示する。

表B.1に検証結果を示しており、パネルAが(B.1)式の結果であり、パネルBが(B.2)式の結果である。各パネルでは、会計基準の改廃に関する構造変化を特定するためのダミー変数について、左から順に1998年、1999年、そして2000年を基準年とした場合の結果を提示している<sup>55</sup>。

表B.1のパネルAをみると、投資収益率の係数が $t-1$ 期を除いて全てマイナスになっている。補論Aでの結果からもわかるように、本来、(B.1)式を推定した場合の投資収益率の係数は全てプラスの符号をとることが予想される。投資収益率の係数がマイナスであることは予想に反するものであり、1984年から1990年の期間については予想した符号で利益・株価比率と投資収益が有意な関係をもつのは同時点、つまり $t$ 期のみである。この結果は、利益・株価比率と投資収益率

---

<sup>55</sup> モデルの推定においては、補論Aと同様、各変数の0.5(99.5)パーセンタイルを下回る(上回る)値を0.5(99.5)パーセンタイルの数値に置き換えることで異常値の問題に対処している。

表 B.1 推定結果

Panel A: <i>EPR</i>						
	1998		1999		2000	
	推定値	( <i>t</i> 値)	推定値	( <i>t</i> 値)	推定値	( <i>t</i> 値)
$\beta_0$	0.013**	(6.55)	0.013**	(6.55)	0.013**	(6.55)
$\beta_{0,1991}$	0.014**	(2.98)	0.015**	(3.67)	0.028**	(5.81)
$\beta_{0,m}$	0.048**	(6.15)	0.053**	(6.48)	0.038**	(4.24)
$\beta_1$	-0.001	(-0.44)	-0.001	(-0.44)	-0.001	(-0.44)
$\beta_{1,1991}$	0.021**	(5.33)	0.020**	(5.64)	0.039**	(8.57)
$\beta_{1,m}$	0.038**	(6.61)	0.044**	(7.61)	0.023**	(3.38)
$\beta_2$	-0.003	(-1.81)	-0.003	(-1.81)	-0.003	(-1.81)
$\beta_{2,1991}$	0.020**	(7.10)	0.020**	(7.41)	0.034**	(9.40)
$\beta_{2,m}$	0.044**	(6.43)	0.039**	(5.42)	0.021**	(2.64)
$\beta_3$	-0.004**	(-2.51)	-0.004**	(-2.51)	-0.004**	(-2.51)
$\beta_{3,1991}$	0.014**	(5.21)	0.014**	(5.23)	0.010**	(3.49)
$\beta_{3,m}$	0.026**	(3.74)	0.029**	(4.11)	0.039**	(4.90)
$\beta_4$	-0.005**	(-3.34)	-0.005**	(-3.34)	-0.005**	(-3.34)
$\beta_{4,1991}$	0.012**	(4.75)	0.013**	(5.14)	0.020**	(7.21)
$\beta_{4,m}$	0.030**	(4.31)	0.026**	(3.59)	0.018**	(2.39)
$\beta_5$	-0.005**	(-2.90)	-0.005**	(-2.90)	-0.005**	(-2.90)
$\beta_{5,1991}$	0.005*	(2.42)	0.005**	(2.48)	0.007**	(3.31)
$\beta_{5,m}$	0.024**	(3.54)	0.023**	(3.30)	0.024**	(3.22)
$\beta_6$	-0.002	(-1.54)	-0.002	(-1.54)	-0.002	(-1.54)
$\beta_{6,1991}$	0.004*	(2.04)	0.003	(1.32)	0.007**	(2.91)
$\beta_{6,m}$	-0.004	(-0.52)	0.007	(0.79)	0.000	(0.01)
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>		0.117		0.122		0.115

Panel B: BMR

	1998		1999		2000	
	推定値	( <i>t</i> 値)	推定値	( <i>t</i> 値)	推定値	( <i>t</i> 値)
$\beta_0$	-0.179**	(-28.38)	-0.179**	(-28.38)	-0.179**	(-28.38)
$\beta_{0,1991}$	-0.154**	(-8.56)	-0.294**	(-13.71)	-0.369**	(-14.53)
$\beta_{0,m}$	-0.060**	(-2.38)	0.030	(1.01)	0.097**	(2.97)
$\beta_1$	-0.160**	(-25.40)	-0.160**	(-25.40)	-0.160**	(-25.40)
$\beta_{1,1991}$	-0.046**	(-2.98)	-0.164**	(-8.69)	-0.313**	(-12.96)
$\beta_{1,m}$	-0.149**	(-6.53)	-0.077**	(-2.93)	0.058	(1.88)
$\beta_2$	-0.156**	(-24.43)	-0.156**	(-24.43)	-0.156**	(-24.43)
$\beta_{2,1991}$	-0.029**	(-2.29)	-0.018	(-1.35)	-0.127**	(-7.67)
$\beta_{2,m}$	-0.337**	(-10.65)	-0.242**	(-7.53)	-0.164**	(-4.61)
$\beta_3$	-0.116**	(-16.89)	-0.116**	(-16.89)	-0.116**	(-16.89)
$\beta_{3,1991}$	-0.016	(-1.43)	-0.073**	(-5.82)	-0.039**	(-2.85)
$\beta_{3,m}$	-0.356**	(-10.91)	-0.336**	(-9.91)	-0.304**	(-8.67)
$\beta_4$	-0.118**	(-17.75)	-0.118**	(-17.75)	-0.118**	(-17.75)
$\beta_{4,1991}$	0.031**	(2.48)	0.003	(0.21)	-0.068**	(-4.63)
$\beta_{4,m}$	-0.409**	(-12.21)	-0.344**	(-10.04)	-0.288**	(-8.10)
$\beta_5$	-0.099**	(-14.12)	-0.099**	(-14.12)	-0.099**	(-14.12)
$\beta_{5,1991}$	0.001	(0.13)	-0.021	(-1.83)	-0.037**	(-3.01)
$\beta_{5,m}$	-0.411**	(-11.91)	-0.390**	(-11.00)	-0.368**	(-9.87)
$\beta_6$	-0.059**	(-7.75)	-0.059**	(-7.75)	-0.059**	(-7.75)
$\beta_{6,1991}$	-0.036**	(-3.09)	-0.093**	(-7.55)	-0.118**	(-9.22)
$\beta_{6,m}$	-0.158**	(-4.24)	-0.218**	(-5.27)	-0.201**	(-4.63)
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>		0.536		0.540		0.530

注) 推定値左肩のアスタリスクは有意水準を示している。\*;5%水準、\*\*;1%水準。

パネル A には (B.1) 式の結果を示しており、パネル B には (B.2) 式の結果を示している。

の関係が分析対象期間を通して一定ではないことを意味している。なお、モデルの構造上、会計基準の改廃に関わる構造変化について、いずれの年を基準点として分析した場合でも、交差項なしの投資収益率の推定値は同じである。

次に、交差項の推定値をバブル経済崩壊期と会計基準の改廃期に分けて検討する。まず、バブル経済崩壊期については  $t-6$  期を除いた全ての期間について係数の推定値はプラスで有意な値である。これは、バブル経済崩壊期前後で利益・株価比率と投資収益率の関係に構造変化が生じていたことを示している。また、この結果は第 3 章でバブル期を分析対象期間から外し、1991 年から 2005 年までを分析対象期間としたことが適切であった証拠となる。

他方、1998 年から 2000 年のいずれを構造変化の年とした場合でも、交差項の係数は  $t-6$  期を除く全てがプラスで有意な値である。したがって、会計基準の改廃前後で構造変化が生じていると解釈できる。しかし、係数の有意水準に大差がないため、これを基準に最も大きな構造変化が生じた期間を特定することはできない。そこで、自由度調整済み決定係数を比較すると、わずかな差ではあるが 1999 年が残りの 2 つの年に比べて値が大きい。そのため、利益・株価比率と投資収益率の関係でみれば、会計基準の改廃によって最も大きな構造変化が生じたのは、1999 年と考えられる。

続いて、パネル B をみると交差項なしの投資収益率の係数はいずれもマイナスであり、1%の有意水準である。これは期待どおりの符号であり、先行研究や補論 A とも整合している。バブル経済崩壊前後における構造変化に議論をうつすと、 $t-4$  期と  $t-5$  期について会計基準の改廃時期を特定するためのダミー変数に影響をうけ、推定結果が首尾一貫していないことがわかる。また、会計基準の改廃による構造変化の基準点を変えた場合、バブル経済崩壊に関わるダミー変数と投資収益率の交差項の係数がプラスの値を示すものがある。しかし、18 ある推定値のうち 13 の推定値について交差項の推定値は有意である<sup>56</sup>ことから、バブル経済の崩壊前後で構造変化は生じていたと考えられる。つまり、利益・株価比率と純資産簿価・時価比率の両方について、投資収益率との

---

<sup>56</sup> そのうち、推定値がプラスのものは 1 つである。

関係はバブル崩壊前後で構造変化が生じていたのである。

会計基準の改廃に関わる構造変化をみると、18ある推定値のうち16の推定値が有意である。この結果は、会計基準の改廃前後で構造変化が生じていたことを示している。また、利益・株価比率の場合と同様、パネル B の結果は特定の年について、推定値に関する有意性の違いが顕著に確認されるわけではない。そのため、会計基準の改廃による影響の強かった年を特定する方法として、自由度調整済み決定係数を比較する。年ごとに大差はないが、1999年の決定係数が他の年をわずかに上回ることがわかる。しかも、この年は利益・株価比率について構造変化が生じていたと考えられる年と一致している。したがって、利益・株価比率と純資産簿価・時価比率のいずれをとっても、会計基準の改廃によって最も大きな影響を受けたのは1999年であると結論づけることができる。

さらに、パネル B の結果には興味深い特徴がある。それは、バブル崩壊に関わる交差項はラグをとるほど推定値がプラスのものが観察されるのに対し、会計基準の改廃に関わる交差項はラグの前半で交差項の推定値がプラスになっていることである。また、その推定値の絶対値は、ラグをとるほど大きくなっており、純資産簿価・時価比率と投資収益率のマイナスの関係が会計基準の改廃後、拡大していることがわかる。Ryan (1995) の仮定にしたがえば、この結果は純資産簿価・時価比率が企業資産に対する時価ショックの影響を織りこむ期間がより長期化していることを意味する。Ryan and Zarowin (2003) が指摘するように、近年、利益変数と投資収益率の同時的な関係は小さくなり、利益変数は投資収益率よりも経済的損益を認識する時点が遅れている。本補論の結果は、純資産簿価・時価比率についてラグ要因が拡大していることを示しており、これはアメリカ企業の利益・株価比率について同様の傾向を示した Ryan and Zarowin (2003) の結果と整合している。

以上、本補論では利益・株価比率または純資産簿価・時価比率と投資収益率の関係に関する構造変化を特定するための分析を行った。そして、分析対象期間である1984年から2005年の22年間で合計2回の構造変化が生じていたことを明らかにした。すなわち、1991年にはバブル経済の崩壊による影響を受けて構造変化が生じており、1999年には会計基準の改廃による影響を受けて構造変化が生じていたのである。この結果をもとに、第4章ではバブル経済崩壊後の各企業に

おける保守主義を定量化し、それと会計選択の関係を分析している。そこでは、会計基準の改廃による構造変化の影響を考慮した分析も同時に行っている。本補論での分析は、コンスタント・サンプルを用いたことによるサバイバル・バイアスの問題や構造変化の特定方法についての問題の全てに対処できているわけではないが、本論文での分析における重要な補助的証拠を提供するものである。

—引用文献—

- Ahmed, Anwer S., Bruce K. Billings, Richard M. Morton, and Mary Stanford-Harris, "The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder-Shareholder Conflicts over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs," *The Accounting Review*, Vol. 77, No. 4 (October 2002), pp. 867-890.
- Bagnoli, Mark and Susan G. Watts, "Conservative Accounting Choice," *Management Science*, Vol. 51, No. 5 (May 2005), pp. 786-801.
- Ball, Ray and Philip Brown, "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, No. 2 (Autumn 1968), pp. 159-178.
- Ball, Ray, S. P. Kothari, and Ashok Robin, "The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, No. 1 (February 2000), pp. 1-51.
- Ball, Ray, Ashok Robin, and Joanna S. Wu, "Incentives versus Standards: Properties of Accounting Income in Four East Asian Countries," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 36, No. 1-3 (December 2003), pp. 235- 270.
- Barron, Orie, Jamie Pratt, and James D. Stice, "Misstatement Direction, Litigation Risk, and Planned Audit Investment," *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, No. 3 (December 2001), pp. 449-462.
- Basu, Sudipta, "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24, No. 1 (December 1997), pp. 3-37.
- Basu, Sudipta, LeeSeok Hwang, and Ching-Lih Jan, "Auditor Conservatism and Quarterly Earnings," *Working Paper*, City University of New York and California State University, 2001.
- Beaver, William H., "The Information Contents of Annual Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, No. 2 (Autumn 1968), pp. 67-92.

- Beaver, William H., *Financial Reporting: An Accounting Revolution*, 3rd edition, Prentice-Hall, 1998.
- Beaver, William H. and Stephen G. Ryan, "Accounting Fundamentals of the Book-to-Market Ratio," *Financial Analysts Journal*, Vol.49, No. 6 (November/December 1993), pp. 50-56.
- Beaver, William H. and Stephen G. 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*, Vol. 38, No. 1 (Spring 2000), pp. 127-148.
- Beaver, William H. and Stephen G. Ryan, "Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling," *Review of Accounting Studies* Vol. 10, No. 2-3 (June 2005), pp. 269-309.
- Burgstahler, David, James Jiambalvo, and Terry Shevlin, "Do Stock Price Fully Reflect the Implications of Special Items for Future Earnings?" *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, No.3 (June 2002), pp. 585-612.
- Bushman Robert, Oi Chen, Ellen Engel, and Abbie Smith, "Financial Accounting Information, Organizational Complexity and Corporate Systems," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 37, No. 2 (June 2004), pp. 167-201.
- Campbell, John Y., Andrew W. Lo, and A. Craig MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, 1997. 祝迫得夫・大橋和彦・中村信弘・本多俊毅・和田賢治訳 『ファイナンスのための計量分析』 共立出版, 2003 年。
- Cheng, Qiang, "What Determines Residual Income?" *The Accounting Review*, Vol. 80, No. 1 (January 2005), pp. 85-112.
- Dietrich, J. Richard, Karl A. Muller III, and Edward J. Riedle, "Using Stock Returns to Determine "Bad" versus "Good" News to Examine the Conservatism of Accounting Earnings," *Working Paper*, Ohio State University, Pennsylvania State University, and Harvard University, 2003.
- Easley, David, Soeren Hvidkjaer, and Maureen O'Hara, "Factoring Information into Returns," *Working Paper*, Cornell University and University of Maryland, 2005.

- Easton, Peter and Jinhan Pae, "Accounting Conservatism and the Relation between Returns and Accounting Data," *Review of Accounting Studies*, Vol. 9, No. 4 (December 2004), pp. 495-521.
- Easton, Peter, Pervin Shroff, and Gary Taylor, "Permanent and Transitory Earnings, Accounting Recording Lag, and the Earnings Coefficient," *Review of Accounting Studies*, Vol. 5, No. 4 (December 2000), pp. 281-300.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1 (February 1993), pp. 3-56.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies," *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 1 (March 1996), pp. 55-84.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, "Industry Costs of Equity," *Journal of Financial Economics*, Vol. 43, No. 2 (February 1997), pp. 153-193.
- Fama, Eugene F. and James D. MacBeth, "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3 (May/June 1973), pp. 607-636.
- Feltham, Gerald A. and James A. Ohlson, "Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating and Financial Activities," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, No. 2 (Spring 1995), pp. 689-731.
- Financial Accounting Standard Board, *Board Meeting Handout Conceptual Framework*, May 25, 2005a.
- Financial Accounting Standard Board, *Board Meeting Handout Conceptual Framework*, July 27, 2005b.
- Financial Accounting Standard Board, *Conceptual Framework for Financial Reporting: Objective of Financial Reporting and Qualitative Characteristics of Decision-Useful Financial Reporting Information*, July 6, 2006.
- Francis, Jennifer, Ryan LaFond, Per M. Olsson, and Katharine Schipper, "Costs of Equity and Earnings Attributes," *The Accounting Review*, Vol. 79, No. 4 (October 2004), pp. 967-1010.

- Francis, Jere R. and Jagan Krishnan, "Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 16, No. 1 (Spring 1999), pp. 135-165.
- Gigler, Frank B. and Thomas Hemmer, "Conservatism, Optimal Disclosure Policy, and the Timeliness of Financial Reports," *The Accounting Review*, Vol. 76, No. 4 (October 2001), pp. 471-493.
- Giner, Begona and William Rees, "On the Asymmetric Recognition of Good and Bad News in France, German and the United Kingdom," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 28, No. 9-10 (November 2001), pp. 1285-1331.
- Givoly, Dan and Carla Hayn, "The Changing Time-Series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative?" *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, No. 3 (June 2000), pp. 287-320.
- Givoly, Dan and Carla Hayn, "Rising Conservatism: Implications for Financial Analysis," *Financial Analysts Journal*, Vol. 58, No. 1 (January/ February 2002), pp. 56-74.
- Givoly, Dan, Carla Hayn, and Ashok Natarajan, "Measuring Accounting Conservatism," *Working Paper*, Pennsylvania State University, University of California, and California State University, 2006.
- Healy, Paul M., "The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 7, No. 1-3 (April 1985), pp. 85-107.
- Holthausen, Robert W. and Ross L. Watts, "The Relevance of the Value-Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 31, No. 1-3 (September 2001), pp. 3-75.
- Hriber, Paul and Daniel W. Collins, "Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research," *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, No. 1 (March 2002), pp. 105-134.
- Huijgen, Carel and Martien Lubberink, "Earnings Conservatism, Litigation and Contracting: The Case of Cross-Listed Firms," *Journal of Business Accounting and Finance*, Vol. 32, No. 7-8

- (September/ October 2005), pp. 1275-1309.
- Johnston, Jack and John Dinardo, *Econometric Methods*, 4<sup>th</sup> edition, The McGraw-Hill Companies, 1997.
- Kellogg, Robert L., "Accounting Activities, Security Prices, and Class Action Lawsuits," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 6, No. 3 (December 1984), pp. 185-204.
- Kim, Jeong-Bon, Richard Chung, and Michael Firth, "Auditor Conservatism, Asymmetric Monitoring, and Earnings Management," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 20, No. 2 (Summer 2003), pp. 323-359.
- Klein, April and Carol Marquardt, "Fundamentals of Accounting Losses," *The Accounting Review*, Vol. 81, No. 1 (January 2006), pp. 179-206.
- Krishnan, Gopal V., "Did Houston Clients of Arthur Andersen Recognize Publicly Available Bad News in a Timely Fashion?" *Contemporary Accounting Research*, Vol. 22, No. 1 (Spring 2005a), pp. 165-193.
- Krishnan, Gopal V., "The Association between Big 6 Auditor Industry Expertise and the Asymmetric Timeliness of Earnings," *Journal of Accounting Auditing and Finance*, Vol. 20, No. 3 (Summer 2005b), pp. 209-228.
- Krishnan, Jagan, "Auditor Switching and Conservatism," *The Accounting Review*, Vol. 69, No. 1 (January 1994), pp. 200-215.
- Kubota, Keiichi, Kazuyuki Suda, and Hitoshi Takehara, "Pricing of Accounting Accruals Information and the Revisions of Analyst Earnings Forecasts: Evidence from Tokyo Stock Exchange Firms," *Working Paper*, Musashi University, Waseda University, and University of Tsukuba, 2006.
- Kwon, Young K. "Accounting Conservatism and Managerial Incentives," *Management Science*, Vol. 51, No. 11 (November 2005), pp. 1626-1632.
- LaFond, Ryan and Ross L. Watts, "The Information Role of Conservative Financial Statements,"

*Working Paper*, Massachusetts Institute of Technology, 2006.

Lara, Juan Manuel Garcia and Araceli Mora, "Balance Sheet versus Earnings Conservatism in Europe," *European Accounting Review*, Vol. 13, No. 2 (July 2004), pp. 261-292.

Lev, Baruch and Theodore Sougiannis, "The Capitalization, Amortization, and Value-Relevance of R&D," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 21, No. 1 (February 1996), pp. 107-138.

Mason, Lori, "The Impact of Accounting Conservatism on the Magnitude of the Differential Information Content of Cash Flows and Accruals," *Journal of Accounting Auditing and Finance*, Vol. 19, No. 3 (Summer 2004), pp. 249-282.

Mensah, Yaw M., Xiaofei Song, and Simon S. M. Ho, "The Effect of Conservatism on Analysts' Annual Earnings Forecast Accuracy and Dispersion," *Journal of Accounting Auditing and Finance*, Vol. 19, No. 2 (Spring 2004), pp. 159-183.

Ohlson, James A., "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, No. 2 (Spring 1995), pp. 661-687.

Ota, Koji, "The Impact of Price and Return Models on Value Relevance Studies: A Review of Theory and Evidence," *Accounting Research Journal*, Vol. 16, No. 1 (2003), pp. 6-20.

Pae, Jinhan, Daniel B. Thornton, and Michael Welker, "The Link between Earnings Conservatism and the Price-to-Book Ratio," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 22, No. 3 (Fall 2005), pp. 693-717.

Palepu, Krishna G., Paul M. Healy, and Victor L. Bernard, *Business Analysis and Valuation: Using Financial Statement*, 3rd edition, Thomson Learning, 2003.

Penman, Stephen, H. and Xiao-Jun, Zhang, "Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns," *The Accounting Review*, Vol. 77, No. 2 (April 2002), pp. 237-264.

Pope, Peter F. and Martin Walker, "International Differences in the Timeliness, Conservatism, and Classification of Earnings," *Journal of Accounting Research*, Vol. 37 (Supplement 1999), pp. 53-87.

- Raonic, Ivana, Stuart McLeay, and Ioannis Asimakopoulos, "The Timeliness of Income Recognition by European Companies: An Analysis of Institutional and Market Complexity," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 31, No. 1-2 (January/ March 2004), pp. 115-148.
- Roychowdhury, Sugata and Ross L. Watts, "Asymmetric Timeliness of Earnings, Market-to-Book and Conservatism in Financial Reporting," *Working Paper*, Massachusetts Institute of Technology, 2006.
- Ryan, Stephen G, "A Model of Accrual Measurement with Implications for the Evolution of the Book-to-Market Ratio," *Journal of Accounting Research*, Vol. 33, No. 1 (Spring 1995), pp. 95-112.
- Ryan, Stephen G. and Paul A. Zarowin, "Why Has the Contemporaneous Linear Return-Earnings Relation Declined?" *The Accounting Review*, Vol. 78, No. 2 (April 2003), pp.523-553.
- Shroff, Pervin K., Ramgopal Venkataraman, and Suning Zhang, "The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings: An Event-Based Approach," *Working Paper*, University of Minnesota, 2004.
- St. Pierre, Kent and James A. Anderson, "An Analysis of the Factors Associated with Lawsuits against Public Accountants," *The Accounting Review*, Vol. 59, No. 2 (April 1984), pp. 242-263.
- Tazawa Motohiro, "The Timeliness of Earnings and Accruals under Conservatism in Japan," *Working Paper*, Nagoya City University, 2003.
- Watts, Ross L., "Conservatism in Accounting Part I : Explanations and Implications," *Accounting Horizons*, Vol. 17, No. 3 (September 2003a), pp. 207-221.
- Watts, Ross L., "Conservatism in Accounting Part II : Evidence and Research Opportunities," *Accounting Horizons*, Vol. 17, No. 4 (December 2003b), pp. 287-301.
- Watts, Ross L. and Jerold L. Zimmerman, *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall, 1986. 須田一幸訳『実証理論としての会計学』白桃書房, 1990年。
- White, Gerald, Ashwinpaul C. Sondhi, and Dov Fried, *The Analysis and Use of Financial Statements*,

- 3rd edition, John Wiley & Sons, 2003.
- White, Halbert, "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, No. 4 (May 1980), pp. 817-838.
- Wolk, Harry I., Jere R. Francis, and Michael G. Tearney, *Accounting Theory: A Conceptual and Institutional Approach*, PWS-KENT Publishing Company, 1989.
- 浅野哲・中村二郎『計量経済学』有斐閣, 2000年。
- 薄井彰「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(1999年3月), 68-83頁。
- 薄井彰「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」*金融研究*, 第23巻第1号(2004年3月), 127-159頁。
- 太田浩司「経営者予想利益の価値関連性およびアナリスト予想利益に与える影響」*証券アナリストジャーナル*, 第40巻第3号(2002年3月), 85-109頁。
- 大塚宗春「資本市場における会計情報の有効性—決算報告の情報効果について」*企業会計*, 第33巻第1号(1981年1月), 149-174頁。
- 音川和久・高田知実「ストック・オプションの権利付与と会計上の損失に関する予備的証拠」*国民経済雑誌*, 第192巻第5号(2005年11月), 37-54頁。
- 基本概念ワーキンググループ「討議資料『財務会計の概念フレームワーク』」, 企業会計基準委員会, (2004年7月)。
- 神戸大学会計学研究室編『第5版 会計学辞典改訂一増補版一』同文館, 2001年。
- 後藤雅敏『会計と予測情報』中央経済社, 1997年。
- 後藤雅敏・桜井久勝「利益予測情報と株価形成」*会計*, 第143巻第6号(1993年6月), 77-87頁。
- 桜井久勝『会計利益情報の有用性』千倉書房, 1991年。
- 桜井久勝『財務諸表分析 第2版』中央経済社, 2003年。
- 桜井久勝『財務会計講義 第7版』中央経済社, 2006年。

桜井久勝「概念フレームワークのコンバージェンス」企業会計, 第 59 巻第 1 号 (2007 年 1 月),  
78-85 頁。

佐藤紘光ほか会計情報研究会「会計報告と株式市場—決算内容の情報効果をめぐって」企業  
会計, 第 31 巻第 10 号(1979 年 10 月), 60-79 頁。

須田一幸『財務会計の機能—理論と実証—』白桃書房, 2000 年

須田一幸編著『会計制度改革の実証分析』同文館出版, 2004 年。

須田一幸・首藤昭信「経営者の利益予想と裁量的会計行動」, 須田一幸編著『ディスクロージャ  
ーの戦略と効果』, 森山書店, 2004 年, 211-229 頁。

高田知実「訴訟リスクと監査人の保守的態度」神戸大学六甲台論集—経営学編—, 第 53 巻第 1  
号 (2006 年 6 月), 23-42 頁。

田澤宗裕「会計利益と発生項目の適時性—保守主義に焦点を当てて—」産業経理, 第 64 巻第  
2 号 (2004 年 7 月), 94-107 頁。

中村忠『新版 財務会計論』白桃書房, 1997 年。

日本銀行調査統計局「1995 年度の金融および経済の動向(要旨)」日本銀行経済情勢資料  
<http://www.boj.or.jp/ronbun/ronbun>, (1996 年 6 月)。

日本銀行調査統計局「1996 年度の金融および経済の動向(要旨)」日本銀行経済情勢資料  
<http://www.boj.or.jp/ronbun/ronbun>, (1997 年 6 月)。

早川豊編著『保守主義と時価会計—透明性の拡大』同文館出版, 2002 年。

松浦克己・コリン・マッケンジー『EViews による計量経済分析』東洋経済新報社, 2001 年。