

東北大学審査学位論文（博士）

会計上の保守主義の影響に関する研究

大橋 良生



## 要旨

本論文の目的は、日本企業における会計上の保守主義（accounting conservatism）の影響を実証的に明らかにすることである。

近年、会計基準のコンバージェンスやアドプションが進められる動向の中、FASB と IASB は、共同プロジェクトの一環として、概念フレームワークにおいて、会計情報が備える質的特性から保守主義を排除している。ASBJ でも、この動向はみられ、討議資料・概念フレームワークにおいて、会計情報の質的特性に保守主義は含まれていない。しかしながら、会計基準に目を向けると、事業用資産に対する取得原価会計や減損会計など、保守主義は完全には排除されてはいないようである。また、企業がリスクにさらされているため、すべての事柄に保守的であることを美德とする風潮が生まれ、古くから保守的な会計慣行が形成されている。このように、会計実務のレベルでは保守主義は全面的に排除されているのではなく、保守的な会計処理に統一化することで、会計情報の保守性は担保されているといえる。それでは、会計情報の保守性の企業間や時系列間でのばらつきは、いかなる影響を及ぼすのであろうか。これが、本論文における問題意識である。

この問題意識に対し、本論文では、会計情報の 2 つの機能、契約支援機能と意思決定支援機能に対する保守的会計の影響を実証的に明らかにする。先行研究では、一般的に、会計上の保守主義は、検証可能で客観的な情報が要求される利害調整の目的に対し有用である一方で、会計情報に下方バイアスをもたらすために意思決定支援機能を損じている可能性があるとされる。企業が保守的な会計を行うことで、どのような便益がもたらされ、あるいはどのようなコストを負担しなければならないのかは実証的課題である。会計上の保守主義がもたらす影響を実証的に分析することは、経営者や投資者に対して保守的会計による帰結を提示し、また会計制度設計に対して保守的会計の意義に関するインプリケーションを提示する点で有意義であろう。

はじめに、先行研究に基づいて、会計上の保守主義の解釈と測定モデルを確認した。会計上の保守主義は、会計上の利益と損失に要求される検証が非対称的であることから、異質な検証性と解釈される。また、会計基準の枠組みで採用される保守主義には、無条件保守主義と条件付保守主義の 2 つのタイプがあるとされる。無条件保守主義（unconditional

conservatism) とは、経済的ニュースに先立って保守的な会計を行うことを意味しており、純資産簿価が過少に表示される会計方法の選好と説明される。一方、条件付保守主義 (conditional conservatism) とは、経済的ニュースに基づいて保守的な会計を行うことを意味しており、不利な状況下では純資産簿価の引き下げが行われるが、好ましい状況では引き上げは行われなことを説明される。これらの保守主義の間には逆の関係があることが確認されており、本論文では、保守主義のタイプに注目した分析を組み入れている。

続いて、契約における会計上の保守主義に焦点をあわせ、債務契約、経営者報酬契約、およびコーポレート・ガバナンスの観点から、保守的会計の影響を分析した。

債務契約では、会計利益を控えめに計上する保守的会計は、会計利益と連動する配当や報酬などの会社財産の社外流出を回避し、デフォルト・リスク抑制の効果が期待される。また、保守主義のタイプ別には、条件付保守主義について、より適時的に経済的損失が会計利益に織り込まれることで、財務制限条項の抵触が早期化され、経営者の機会主義的行動を抑制でき、契約の効率性向上に寄与すると指摘されている。一方で、無条件保守主義には、純資産簿価の過少表示による誤導の可能性や条件付保守主義の抑制のため、契約の効率性向上に寄与していないことが予想されている。借入金契約を対象とした分析では、タイプ別の影響の指摘と整合的に、条件付保守主義が利率スプレッドを低減させている一方で、無条件保守主義がそれを高めていることが示された。さらに、銀行と比べてモニタリング・コストが大きいことや再交渉の困難であることなどの社債権者の特徴が指摘されていることから、社債契約における保守的会計の影響も分析した。分析の結果、借入金契約と異なり、条件付保守主義が利回りスプレッドや格付に影響していないのに対して、無条件保守主義がそれらに好影響を与えていることが示された。以上のように、会計上の保守主義が債務契約の利率や格付に影響を与えていることが示され、契約の効率性向上に寄与していることが示唆された。ただし、債務契約の種類に応じて保守主義のタイプにより異なる影響が確認されており、また保守主義の機能や有効性に債権者の特徴が関係していることが示唆された。

株主と経営者のエージェンシー関係で生じるモラル・ハザードを抑制する目的で、企業業績に連動する経営者報酬契約が構築される。経営者報酬契約では、保守的会計は収益や利益に対する検証性を高め、経営者報酬の過大な支払いを回避することにつながる。そこで、保守主義の異質的な検証性に基づいて、会計利益と経営者報酬の連動性を保守的会計

が高めているかを検証した。分析の結果、両タイプの保守主義が高い企業で、前期の純利益の変化にかかるウェイトが低下していることが示された。この結果は、アメリカ企業を対象とした先行研究の結果とは整合的ではなく、経営者報酬目的において、会計上の保守主義の機能に日米企業で異なる評価がなされていることが示唆された。

コーポレート・ガバナンスの観点から、保守的会計には事業投資の効率性を高める効果があるとされる。将来業績をガバナンスの成果を示す指標と捉え、保守主義との関係を検証した。会計指標を対象とした分析では、条件付保守主義と将来業績との間に負の関係があり、バッド・ニュースに基づいて業績の下振れが生じていることが示唆された。一方、無条件保守主義との間には正の関係があり、経済的ニュースに先立って予防的に純資産簿価を過少評価することによるリスクテイク促進効果が好業績に結びついていることが示唆された。また、将来リターンを対象とした分析では、条件付保守主義と直近期末時点での無条件保守主義が正の関係にあることが示され、会計上の保守主義が好業績と関係していることが示唆された。

以上の発見事項に基づいて、契約における保守主義の影響は次のように結論づけられる。日本企業において、会計上の保守主義を高める会計行動は、債務契約やコーポレート・ガバナンスの局面では効率性向上に寄与している一方で、経営者報酬契約の観点では必ずしも契約の効率性に好ましい影響を与えるものはない、と結論づけられる。さらに、債務契約や将来業績の局面では保守主義のタイプにより相反する影響も提示されており、契約の効率性向上には保守的な会計処理を行うタイミングが重要な要因であることを示している。

最後に、会計情報の情報提供に焦点をあわせ、利益特性、アナリスト予想、および株主資本コストを対象に保守的会計の影響を分析した。

利益特性として利益の持続性と予測可能性を対象に保守的会計の影響を分析した。分析の結果、より高い条件付保守主義が純利益の持続性を低下させており、また無条件保守主義の変動が大きい場合には、純利益に加えて営業利益と経常利益でも持続性が低下していることが確認された。予測可能性に関する分析では、無条件保守主義は当期利益のそれに影響を与えているとはいえない一方で、より高い条件付保守主義が、次期利益に対する当期利益の予測力を低下させているのに対し、次期営業キャッシュ・フローに対する予測力を高めていることが示された。以上の結果は、利益情報の有用性を支える利益特性に対して、少なくとも部分的には保守主義がマイナスの影響を与えていることを示唆している。

アナリスト予想について、予想誤差と予想の方向に対する保守的会計の影響を分析した。分析の結果、アナリストは、より高い条件付（無条件）保守主義の企業に対して、予想誤差が大きく（小さく）、楽観的な（慎重な）予想を行っていることが示唆された。

株主資本コストに対する保守的会計の影響を分析した。分析の結果、条件付保守主義と株主資本コストとの間に正の関係が、無条件保守主義との間に負の関係が確認され、条件付保守主義が株主資本コストを高めている一方で、無条件保守主義がそれを低減していることが示された。

以上をまとめると、情報提供に対する保守主義の影響に関して、次のように解釈される。日本企業において、無条件保守主義が高い企業では、利益特性やアナリスト予想の有用性は損じられておらず、低い情報リスクを通じて株主資本コストを低下させていると解釈される。一方で、条件付保守主義が高い企業では、（少なくとも部分的には）利益特性やアナリスト予想の有用性を低下させている可能性があり、高い情報リスクを通じて株主資本コストを高めていると解釈される。

本論文は、日本企業における会計上の保守主義の影響に関する実証的証拠を提示したことで会計研究に貢献しており、また次の含意を有していると考えられる。第一に、経営者に対して、自社が関連する契約や経営環境を総合的に判断し、保守的会計の便益やコストを検討したうえで、保守主義のタイプやその程度を決定する必要があることを含意している。第二に、投資者に対して、将来業績の予測指標としての保守主義尺度の利用可能性やアナリスト予想の利用には保守主義のタイプに応じた調整する必要があることを含意している。第三に、会計制度設計に対して、情報提供に関する一連の分析結果から、無条件保守主義の排除と条件付保守主義の拡大を進めてきている動向には注意が必要であることが含意される。また、今後の課題として、分析対象の局面の拡大、保守主義の測定尺度の精緻化や頑健性の検証、およびサンプルの拡大、そして、より根本的に他の会計行動（利益平準化やビッグ・バス会計）との関係性の概念的整理があげられる。

# 目次

第1章 本論文の目的と構成	1
第1節 本論文の目的・1	
第2節 問題意識・1	
第3節 本論文の特徴・5	
第4節 本論文の構成・6	
第2章 先行研究のレビュー	11
第1節 本章の目的と構成・11	
第2節 会計上の保守主義のタイプと測定・12	
2.1 会計上の保守主義の2つのタイプ・12	
2.2 保守主義の測定・13	
第3節 会計上の保守主義と契約・16	
3.1 債務契約・16	
3.2 経営者報酬契約・32	
3.3 コーポレート・ガバナンス・37	
第4節 会計上の保守主義と情報提供・48	
4.1 利益特性－持続性と予測可能性－・48	
4.2 アナリスト予想・53	
4.3 株主資本コスト・59	
第5節 本章の要約と課題・66	
補章 会計上の保守主義の推定	71
第1節 条件付保守主義尺度の推定・71	
第2節 無条件保守主義尺度の推定・73	
第3節 保守主義尺度の基準化・74	
第3章 会計上の保守主義と借入金契約	77
第1節 本章の目的と構成・77	

**第2節 リサーチ・デザイン・78**

- 2.1 仮説の設定・78
- 2.2 重回帰モデル・80
- 2.3 新規借入金にかかる利率スプレッドの推計・81
- 2.4 サンプル・83

**第3節 分析結果・83**

- 3.1 記述統計量と相関係数・83
- 3.2 借入金契約サンプルに基づく推計結果・85
- 3.3 借入期間別サンプルに基づく推計結果・86

**第4節 本章の要約と今後の研究課題・88**

**第4章 会計上の保守主義と社債契約** ————— **91**

**第1節 本章の目的と構成・91**

**第2節 リサーチ・デザイン・93**

- 2.1 仮説の設定・93
- 2.2 重回帰モデル・94
- 2.3 データとサンプル・97

**第3節 分析結果・98**

- 3.1 記述統計量と相関係数・98
- 3.2 利回りスプレッドとの関係性・101
- 3.3 償還期間との関係性・102
- 3.4 担保の設定との関係性・103
- 3.5 社債格付との関係性・105
- 3.6 1st issue sample を用いた分析結果・106

**第4節 本章の要約と今後の研究課題・107**

**第5章 会計上の保守主義と経営者報酬契約** ————— **111**

**第1節 本章の目的と構成・111**

**第2節 リサーチ・デザイン・113**

- 2.1 重回帰モデル・113



2.2	サンプル	・ 114	
<b>第 3 節</b>	<b>分析結果</b>	<b>・ 114</b>	
3.1	記述統計量と相関係数	・ 115	
3.2	推計結果	・ 116	
<b>第 4 節</b>	<b>本章の要約と今後の研究課題</b>	<b>・ 118</b>	
<b>第 6 章</b>	<b>会計上の保守主義と将来業績</b>		<b>121</b>
<b>第 1 節</b>	<b>本章の目的と構成</b>	<b>・ 121</b>	
<b>第 2 節</b>	<b>リサーチ・デザイン</b>	<b>・ 122</b>	
2.1	仮説の設定	・ 123	
2.2	重回帰モデル	・ 123	
2.3	サンプル	・ 126	
<b>第 3 節</b>	<b>分析結果</b>	<b>・ 126</b>	
3.1	記述統計量と相関係数	・ 126	
3.2	会計上の業績指標との関係性	・ 129	
3.3	将来リターンとの関係性	・ 131	
<b>第 4 節</b>	<b>本章の要約と今後の研究課題</b>	<b>・ 133</b>	
<b>第 7 章</b>	<b>会計上の保守主義と利益特性</b>	<b>—持続性と予測可能性—</b>	<b>137</b>
<b>第 1 節</b>	<b>本章の目的と構成</b>	<b>・ 137</b>	
<b>第 2 節</b>	<b>利益の持続性に関する分析</b>	<b>・ 139</b>	
2.1	仮説の設定	・ 139	
2.2	重回帰モデル	・ 140	
2.3	サンプルと記述統計量	・ 141	
2.4	推計結果	・ 141	
2.5	追加分析	・ 144	
<b>第 3 節</b>	<b>利益の予測可能性に関する分析</b>	<b>・ 145</b>	
3.1	仮説の設定	・ 146	
3.2	重回帰モデル	・ 147	
3.3	予測可能性尺度（FCFO・FNI）の推計	・ 148	

3.4	記述統計量と相関係数	149
3.5	推計結果	150
第4節	本章の要約と今後の研究課題	152
第8章	会計上の保守主義とアナリスト予想	155
第1節	本章の目的と構成	155
第2節	リサーチ・デザイン	157
2.1	仮説の設定	157
2.2	重回帰モデル	158
2.3	サンプルと記述統計量	160
第3節	分析結果	161
3.1	相関係数	161
3.2	予想誤差との関係性	162
3.3	符号付予想誤差との関係性	163
第4節	本章の要約と今後の研究課題	164
第9章	会計上の保守主義と株主資本コスト	167
第1節	本章の目的と構成	167
第2節	リサーチ・デザイン	168
2.1	仮説の設定	168
2.2	重回帰モデル	170
2.3	株主資本コストの推計	171
2.4	サンプルと記述統計量	172
第3節	分析結果	173
3.1	相関係数	173
3.2	推計結果	174
3.3	頑健性テスト	176
第4節	本章の要約と今後の研究課題	176
第10章	結論と課題	179

**第1節 本論文の発見事項・179**

1.1 契約における会計上の保守主義の影響・179

1.2 情報提供に対する会計上の保守主義の影響・180

**第2節 本論文の結論と含意・182**

2.1 本論文の結論・182

2.2 本論文の含意・184

**第3節 今後の課題・185**

参考文献	189
付記	209
謝辞	211



## 図表目次

### ■ 図

- 図 1-1 本論文の構成・7
- 図 S-1 会計上の保守主義に関する尺度の関係・75
- 図 3-1 新規借入金にかかる平均利率の計算・82

### ■ 表

- 表 2-1 先行研究における保守主義の測定に関する統計・16
- 表 2-2 会計上の保守主義と債務契約との関係に関する実証研究・20
- 表 2-3 会計上の保守主義と経営者報酬契約との関係に関する実証研究・35
- 表 2-4 会計上の保守主義とガバナンスとの関係に関する実証研究・40
- 表 2-5 会計上の保守主義と利益特性（持続性と予測可能性）との関係に関する実証研究・51
- 表 2-6 会計上の保守主義とアナリスト予想との関係に関する実証研究・56
- 表 2-7 会計上の保守主義と株主資本コストとの関係に関する実証研究・62
- 表 3-1 記述統計量（N=12,413）・84
- 表 3-2 相関係数（N=12,413）・84
- 表 3-3 重回帰モデルの推計結果（借入金契約サンプル）・85
- 表 3-4 重回帰モデルの推計結果（借入期間別サンプル）・87
- 表 4-1 変数の定義・95
- 表 4-2 記述統計量（N=580）・99
- 表 4-3 相関係数（N=580）・100
- 表 4-4 重回帰モデル(4-1)の推計結果（OLS）・101
- 表 4-5 重回帰モデル(4-2)の推計結果（OLS）・103
- 表 4-6 重回帰モデル(4-3)の推計結果（Probit）・104

表 4-7	重回帰モデル(4-4)の推計結果 (Ordered probit) ・ 105
表 4-8	重回帰モデルの推計結果 (抜粋) ・ 107
表 5-1	記述統計量 (N=8,959) ・ 115
表 5-2	相関係数 (N=8,959) ・ 116
表 5-3	重回帰モデルの推計結果 ・ 117
表 6-1	変数の定義 ・ 125
表 6-2	記述統計量 (N=10,034) ・ 127
表 6-3	相関係数 (N=10,034) ・ 128
表 6-4	重回帰モデルの推計結果 (会計指標) ・ 130
表 6-5	重回帰モデルの推計結果 (累積超過リターン) ・ 132
表 7-1	記述統計量 (N=15,036) ・ 142
表 7-2	重回帰モデル(7-1)の推計結果 ・ 143
表 7-3	重回帰モデル(7-2)の推計結果 ・ 145
表 7-4	記述統計量 (N=14,306) ・ 150
表 7-5	相関係数 (N=14,306) ・ 151
表 7-6	重回帰モデル(7-3)と(7-4)の推計結果 ・ 151
表 8-1	記述統計量 (N=14,469) ・ 160
表 8-2	相関係数 (N=14,469) ・ 161
表 8-3	重回帰モデルの推計結果 (予想誤差) ・ 162
表 8-4	重回帰モデルの推計結果 (符号付予想誤差) ・ 164
表 9-1	記述統計量 (N=13,269) ・ 173
表 9-2	相関係数 (N=13,269) ・ 174
表 9-3	重回帰モデルの推計結果 ・ 175

# 会計上の保守主義の影響に関する研究





# 第1章 本論文の目的と構成

## 第1節 本論文の目的

本論文の目的は、日本企業における会計上の保守主義 (accounting conservatism) の影響を実証的に明らかにすることである。

会計上の保守主義は、「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)」の格言で表現され(桜井2015a, p. 65), この考え方は会計実務において古くから浸透していることが指摘されている (Basu 1997, pp. 8-9)。しかし、保守主義の概念的な定義やその程度の測定の困難性から、実施状況 (保守的会計は行われているのか)、要因 (保守的会計はなぜ行われるのか)、および影響 (保守的会計はどのような影響をもたらすのか) に関する実証研究の蓄積は近年になってのことである。諸外国企業を対象とした実証研究が進められている中、日本企業を対象とした研究はそれほど多くはなく、また、実施状況や要因に関する研究に比べ、影響に関する研究は少ない状況にある。

そこで、本論文では、日本企業を対象として、契約と情報提供に対する会計上の保守主義の影響の実証的な解明を試みる。具体的には、2つのタイプの会計上の保守主義<sup>1</sup>に焦点をあわせ、それぞれの影響を検証する。影響を及ぼす局面として、はじめに、契約に焦点をあわせ、負債契約、経営者報酬契約、およびコーポレート・ガバナンスに関する分析を行う。次に、情報提供に関する局面として、利益特性 (持続性と予測可能性)、アナリスト予想、および株主資本コストを対象とした分析を行う。

本論文では、会計情報の保守性に着目した研究の重要性を指摘するとともに、これらの実証分析を通じて、それぞれの局面における保守的会計が及ぼす影響に関する統計的証拠を提示し、会計上の保守主義に関する研究の理論的基盤の構築に貢献することを志向する。

## 第2節 問題意識

日本の企業会計原則は、「企業の財政に不利な影響を及ぼす可能性がある場合には、これに備えて適当に健全な会計処理をしなければならない」(一般原則、六)とし、また同注解

では、「企業会計は、予測される将来の危険に備えて慎重な判断に基づく会計処理を行わなければならないが、過度に保守的な会計処理を行うことにより、企業の財政状態及び経営成績の真実な報告をゆがめてはならない」（注 4）とされている。これらは、真実性の原則（一般原則、一）に違反することから過度に保守的な会計処理を禁止しつつも、利益を控えめに計上し、純資産を帳簿金額よりも充実させ、将来リスクに備えることを要請している（桜井 2015a, p. 65）。

このような保守的会計慣行の形成の背景には、資本主義経済では企業に生じた損失はその企業自身が負担しなければならないため、利益を控えめに計上した会計は、利益をありのままに計上した場合と比べ、かえって健全なものとして推奨され、すべての事柄に対し保守的であることを美德と捉える風潮が生まれたことがあげられる（飯野 1993, p. 2-33）。

この考え方は、保守主義（conservatism）や慎重性（prudence）といわれ、諸外国における会計制度でもみられる<sup>2</sup>。たとえば、国際会計基準審議会（International Accounting Standards Board : IASB）の前身である国際会計基準委員会（International Accounting Standards Committee : IASC）による「財務諸表の作成および表示のためのフレームワーク」（1989年）では、慎重性を、財務諸表の質的特徴のひとつである信頼性（reliability）の下位階層に位置づけ、過度な保守主義を禁止しつつも、一般的な保守主義を容認している（para. 37）。

一方で、アメリカ財務会計基準審議会（Financial Accounting Standards Board : FASB）による財務会計概念書（Statement of Financial Accounting Concepts : SFAC）第 2 号「財務会計の質的特徴」（1980年）では、保守主義は「企業の状況にある不確実性やリスクが十分に考慮されることを保証するために、不確実性なものに対し慎重に対処すること」（para. 95）と定義されている。さらに、保守主義は、見積の公算が同程度の 2 つの見積値であれば楽観的ではない方の見積値の採用を命令するが、公算が同じでない場合、公算が高い金額よりも悲観的な見積値の採用を必ずしも命令するものではない、とし（para. 95）、保守主義に対して消極的な態度がとられている（安藤 1997a）。

そして、近年、会計基準のコンバージェンスやアドプションが進められる動向の中で、FASB と IASB の共同プロジェクトの一環として、「会計情報に関する望ましい質的特性として、保守主義や慎重性を概念フレームワークに含めるべきではない」と主張され（FASB 2005）、IASB (1989)で一般的な保守主義の容認を示していた IASB はその姿勢を変化させている。FASB に足並みをそろえ、現行の概念フレームワークでは、会計情報が備える質的特性から保守主義や慎重性は排除されている（FASB 2010 ; IASB 2010）。そこでは、財務報告

の主たる目的を投資者などの意思決定に有用な財務情報を提供することとし、会計情報が備える質的特性のひとつとして中立性（neutrality）を求めている。会計情報に下方バイアスをもたらす可能性がある保守主義や慎重性は、中立性に抵触するため、質的特性から除かれている<sup>3</sup>。

概念フレームワークから保守主義を排除する動向は、日本の会計制度にも影響を与えている。日本の会計基準設定主体である企業会計基準委員会（Accounting Standards Board of Japan : ASBJ）による「討議資料 財務会計の概念フレームワーク」（2006年）において、保守的な会計思考の存在は言及されているものの、会計情報の質的特性に保守主義や慎重性は含まれていない。この点に関し、八重倉（2007）は、「保守的会計慣行は投資家が受け取る情報に無用の偏向（バイアス）を与えることになるので、質的要件の議論から積極的に排除されているのである」と述べている。

一方、会計基準に目を向けると、必ずしも保守主義は排除されてはいないようである。Givoly et al. (2007)は、会計上の保守主義の源泉として、3つのカテゴリーの会計処理をあげている。第一に、プラスの現在価値を有する投資プロジェクトに対する取得原価会計の採用である。棚卸資産や固定資産などの事業用資産に対して取得原価に基づく評価がなされている。投資プロジェクトがプラスの現在価値を有する場合、関連する資産の取得原価を貸借対照表価額とすることは、公正価値に基づく評価と比べ、より低い純資産簿価をもたらすこととなる。第二に、純資産簿価を最小にする手続きの採用である。この例は、研究開発支出額の一括費用計上である。この一括費用処理により、資産計上の後に費用化される処理と比べ、当期利益や純資産簿価は低くなる。第三に、利益と比較してより適時的な損失認識手続きの採用である。固定資産に対する減損会計や棚卸資産に対する低価法の適用など、取得原価に基づく資産評価において、資産への投資額の回収が見込めない状態や正味売却価額が帳簿価額よりも下回った場合には、取得原価を切り下げる処理が行われる。これらは、損失の適時的な認識手続きであり、より低い当期利益や純資産簿価をもたらすこととなる。

以上のように、概念フレームワークでは会計情報の質的特性から保守主義は除かれているものの、会計実務のレベルでは保守主義は全面的に排除されているわけではなく、むしろ保守的な会計処理に統一化することで、会計情報の保守性は担保されているといえよう<sup>4</sup>。換言すれば、企業間や時系列間でその程度にばらつきはあるものの、いずれの会計情報にも保守性は備わっているといえる。それでは、会計情報の保守性のばらつきは、いかなる

影響を及ぼすのであろうか。これが、本論文における問題意識である。

経営者は、投資者、株主、債権者、取引先、および政府など企業外部の様々な利害関係者に対し、企業の経営成績や財政状態に関する会計情報を定期的に開示している。このとき、会計情報の果たす役割として、契約支援機能と意思決定支援機能が期待されている（須田 2000）。そこで、本論文では、会計情報の保守性が及ぼす影響について、2つの機能の観点から検討し、実証的に分析する。

契約当事者の行動に関する情報について、当事者間で保有情報に差異がある情報の非対称性の状態では、契約締結により契約当事者の行動が変化し、すべての当事者が損失を被るモラル・ハザードの問題が生じる。会計情報の契約支援機能とは、会計情報が契約に利用されることで、利害関係者間の利害が調整され、契約の効率性を高める機能である。この機能により、モラル・ハザードの問題は緩和される。

また、取引される財に関する情報について、取引主体間で保有情報に差異がある情報の非対称性の状態では、低品質の財が市場を支配し、市場の崩壊がもたらされる逆選択の問題が生じる。会計情報の意思決定支援機能とは、投資者の意思決定に有用な情報を提供し、証券市場における効率的な取引を促進する機能である。この機能により、逆選択の問題は緩和される。

これら2つの会計情報の機能に対し、その保守性はどのように影響しているであろうか。一般的に、会計上の保守主義は、検証可能で客観的な情報が要求される利害調整の目的に対し有用であると主張されている（須田 2000；万代 2002）。一方、情報提供の観点では、企業の将来キャッシュ・フローなどの予測に役立つ情報が求められ、予測価値のある適時的情報が選好され、必ずしも保守的である必要はないとされる。そのため、概念フレームワークに関する議論で主張されているように、会計情報に下方バイアスをもたらす保守主義は意思決定支援機能を損じている可能性がある。

以上のように、会計上の保守主義を高めることは、契約支援機能の観点から好ましい会計行動と捉えられるが、意思決定支援機能に対しては必ずしも好ましい会計行動とはいえないかもしれない。経営者が保守的な会計を行うことで、どのような便益がもたらされ、あるいはどのようなコストを負担しなければならないかは実証的課題である。これら2つの機能の観点から、会計上の保守主義がもたらす影響を実証的に分析することは、経営者や投資者に対して保守的会計による帰結を提示し、また会計制度設計に対して保守的会計の意義に関するインプリケーションを提示する点で有意義であろう。

### 第3節 本論文の特徴

本論文の特徴は、(1)会計情報の2つの機能に対する検証、(2)会計上の保守主義の2つのタイプを組み入れた分析、(3)無条件保守主義に関する変動尺度を用いた分析の3つである。

本論文の第一の特徴は、契約支援機能と意思決定支援機能の会計情報の2つの機能に対して、会計上の保守主義が及ぼす影響に関する統計的証拠を提示していることである。前節で述べたように、概念フレームワーク上、会計情報の目的は投資者に対する情報提供にあり、下方バイアスをもたらす保守主義は会計情報が備えるべき特質から排除されているものの、会計基準において保守的会計処理は全面的に除かれているのではなく、また会計実務でも古くより保守主義の考えが浸透している。本論文で取り上げる2つの機能に関する局面における保守主義の影響は諸外国企業を中心に先行研究で検証されており、その分析結果と比較することで、日本企業に基づく分析結果の特徴を捉えることができよう。本論文は、日本企業における会計上の保守主義に関する理論的基盤の構築に寄与することが期待される。

第二の特徴は、2つのタイプの会計上の保守主義を組み入れた分析を行っている点である。次章で詳述するが、会計基準の枠組みの中で行われる会計上の保守主義には、無条件保守主義と条件付保守主義の2つのタイプがあるとされる。先行研究の多くは、いずれか一方のみに着目した分析を行っている。特に、経済的バッド・ニュースに基づく保守主義が時系列で高まっていることを示す研究成果に基づき、条件付保守主義が及ぼす影響に関する分析が行われている。しかし、会計期間の期首時点での無条件保守主義の程度が、その期間の条件付保守主義の程度に影響する研究成果も提示されており、会計上の保守主義が及ぼす影響を検証する際には、2つのタイプの保守主義を考慮する必要がある。そこで、本論文では2つのタイプの保守主義を組み入れた分析を行っている。これにより、いずれのタイプの保守主義が影響を及ぼしているかを明らかにすることができると期待される。

第三の特徴は、無条件保守主義に関する変動尺度を用いている点である。無条件保守主義に関する分析を行っている先行研究では、一般的に、期末時点の純資産簿価時価比率(book to market ratio)に基づく水準尺度が用いられている。本論文では、この水準尺度に加え、前期末時点と当期末時点の水準尺度の差に基づく変動尺度も用いている。無条件保

守主義水準尺度が一時点での純資産簿価の過少表示の割合を捉えているのに対し、この変動尺度はその過少表示割合の期中変動を意味している。条件付保守主義尺度が会計利益に経済的バッド・ニュースを織り込む程度を測定しているのに対し、無条件保守主義変動尺度は経済的ニュースに基づかない保守主義の側面を捕捉していると考えられる。この尺度を用いることにより、条件付保守主義尺度や無条件保守主義水準尺度では捉えられていない会計上の保守主義の側面の影響を提示できると考えられる。

#### 第4節 本論文の構成

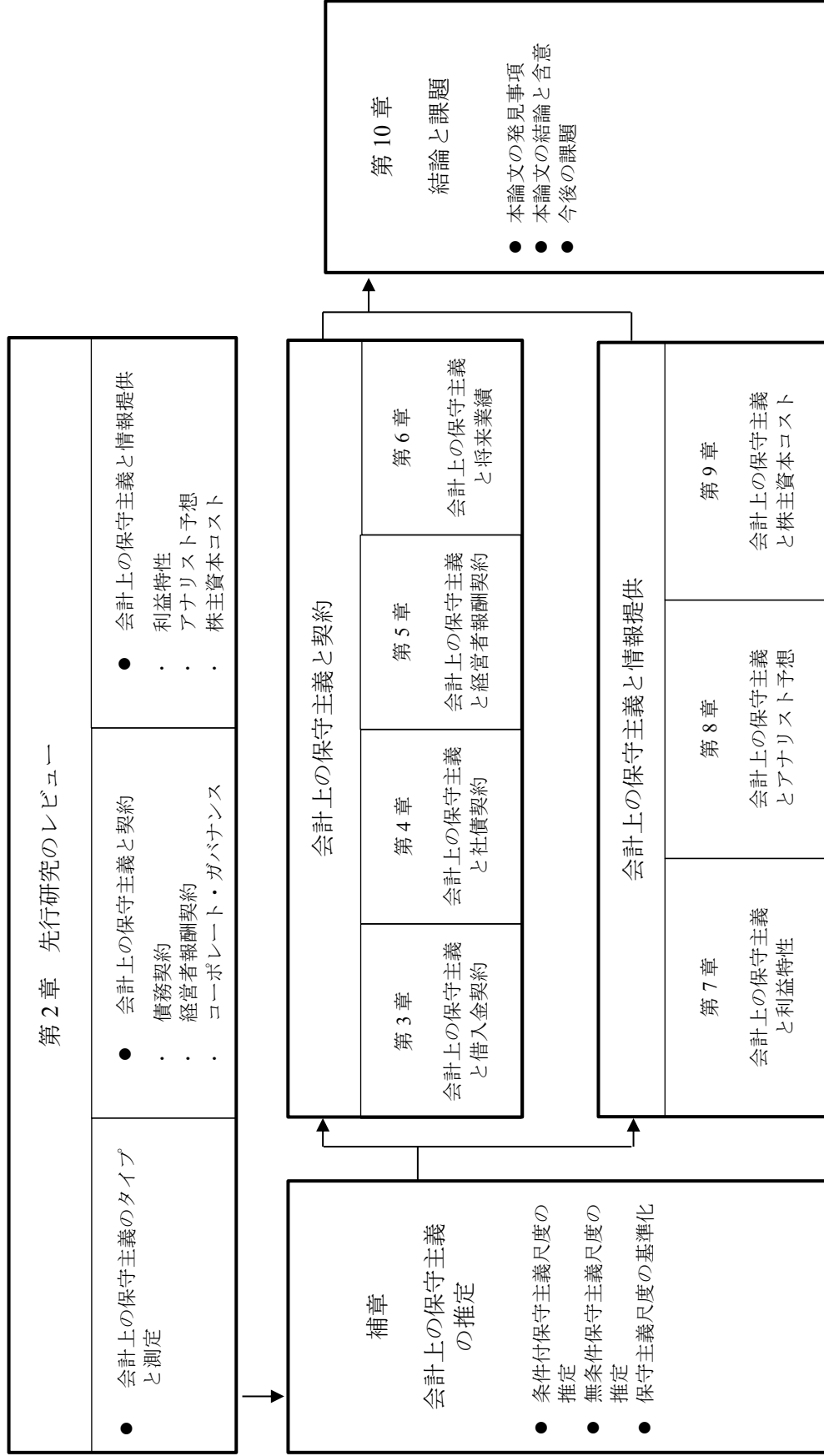
本論文の構成は、以下のとおりであり、図 1-1 に示している。

第2章「先行研究のレビュー」では、契約や情報提供に対する会計上の保守主義の影響に関する文献をレビューする。これにより、これまでの研究成果を整理し、また、本論文で取り扱う課題を明らかにする。具体的には、はじめに、会計上の保守主義について、そのタイプと定量化に関する先行研究を整理し、また定量化モデルの利用状況をまとめる。次に、Watts (2003a)において会計上の保守主義が影響することが指摘されている契約である債務契約、経営者報酬契約、およびコーポレート・ガバナンスの3つを取り上げる。さらに、情報提供について、利益特性、アナリスト予想、および株主資本コストを取り上げる。それぞれの観点から発見事項の整理および研究課題の検討を行っている。

補章では、本論文の実証分析で用いる会計上の保守主義に関する尺度の推定方法を説明している。本論文では、条件付保守主義尺度の推定には Khan and Watts (2009)の測定モデルを、無条件保守主義尺度には Beaver and Ryan (2000)の測定モデルを適用している。これらの測定モデルに基づく尺度は、株価や株式リターンを用いた市場ベースの尺度に位置づけられる。これらの測定モデルから推定された条件付保守主義尺度、無条件保守主義変動尺度、および無条件保守主義水準尺度を、第3章から第9章の分析において一貫して用いている。

第3章から第6章では、契約における会計上の保守主義の影響を検証している。はじめに、第3章「会計上の保守主義と借入金契約」と第4章「会計上の保守主義と社債契約」では、保守的会計が債務契約にどのような影響を与えているかを明らかにする。具体的には、債務契約として借入金契約と社債契約を取り上げ、Watts (2003a)が指摘している債務契

図 1-1 本論文の構成



約における保守主義の機能やBall and Shivakumar (2005)が指摘している保守主義のタイプ別の機能が契約の効率性向上に寄与しているか否かを検証する。それぞれの債権者は、銀行に代表される私的債権者 (private debtholder) に、社債権者に代表される公的債権者 (public debtholder) に位置づけられる。先行研究は、私的債権者に比べ、公的債権者はモニタリング機能や私的情報の入手可能性などの点で劣位の位置にあるため、契約の設計もまた私的負債と公的負債とは異なると指摘している。第 3 章と第 4 章の分析により、債務契約における会計上の保守主義の影響を明らかにする。

次に、第 5 章「会計上の保守主義と経営者報酬契約」では、経営者報酬と会計利益との関係に対し、会計上の保守主義が影響しているかどうかを明らかにする。経営者報酬と会計利益の連動性が高まると、経営者は企業業績を高めようとする動機を強く持つようになり、会計利益 (会計情報) が経営者と株主の利害の対立を調整することに役立つことが指摘されている (乙政 2004a)。本章の分析により、経営者報酬と会計利益との関係について、会計上の保守主義が影響しているか否かが明らかになる。

最後に、第 6 章「会計上の保守主義と将来業績」では、会計情報の保守性と将来業績との関係性を検証する<sup>5</sup>。Watts (2003a)は、コーポレート・ガバナンスにおける保守的会計の機能を次のように説明している。すなわち、損失が明らかになると、経営者は在職満了前に解雇される可能性があるため、損失を隠すインセンティブを持っている。会計上の保守主義が高い企業では、より早期に費用計上がなされるため、保守性が低い企業に比べ、損失の表面化が早期化される。そのため、会計上の保守主義が高い企業の経営者は、正味現在価値がマイナスであるプロジェクトへの投資を行わなくなり、またそれがマイナスになることが発覚した場合には初期段階で当該プロジェクトから撤退すると期待される。これらの機能により、保守的会計は投資プロジェクトの選択を効率的にし、好業績に結びついていると予想される。本章の分析により、将来業績に対する会計上の保守主義の影響を明らかにする。

続いて、第 7 章から第 9 章では、情報提供における会計上の保守主義の影響を検証している。はじめに、第 7 章「会計上の保守主義と利益特性」では、利益特性として持続性と予測可能性に焦点をあわせ、会計上の保守主義の影響を検証する。保守的な会計は、より低い当期利益をもたらす会計手続きの適用であるが、経済的バッド・ニュースに基づく手続きによるものであるか、あるいはそれに先立つ手続きによるものであるかで、利益特性に対する影響は異なると予想される。本章の分析により、会計上の保守主義と利益特性と



の関係が明らかになる。

次に、第 8 章「会計上の保守主義とアナリスト予想」では、『会社四季報』（東洋経済新報社）で開示されている利益予想に対する会計上の保守主義の影響を検証する。投資者の投資判断は、会社の将来業績の見通しに基づいて行われており、利益予想情報は投資指標や企業価値評価モデルに用いられることで、投資判断に有用な情報となっている。本章では、投資意思決定に有用であることが確認されているアナリスト予想に対し、会計情報の保守性がどのように影響しているのかを明らかにする。

最後に、第 9 章「会計上の保守主義と株主資本コスト」では、株主資本コストに対する会計上の保守主義がどのように影響しているかどうかを明らかにする。概念フレームワークに関する議論で指摘されているように、保守主義がバイアスをもたらしており、投資意思決定に役立つ情報の有用性を損じているのなら、その影響は株主資本コストに反映されていると予想される。本章の分析により、拠出した資本に対して株主が要求する利益率について、会計上の保守主義の影響が明らかになる。

終章である第 10 章「結論と課題」では、本論文を総括する。具体的には、契約と情報提供の観点から、各章で得られた発見事項を整理し、また本論文全体の結論と含意を述べる。最後に、会計上の保守主義に関する研究の今後の課題を述べる。

---

<sup>1</sup> 会計基準の枠組みで行われる保守主義には、無条件保守主義 (unconditional conservatism) と条件付保守主義 (conditional conservatism) の 2 つのタイプがあるとされる (Beaver and Ryan 2005)。これらのタイプと測定については、次章第 2 節で詳述する。

<sup>2</sup> IASC (1989) のほか、安藤 (1993) は、EC 理事会第 4 号指令 (1978 年)、フランス商法 (1983 年改正)、ドイツ商法 (1985 年改正)、イギリス会社法 (1985 年および 1989 年)、イギリス会計基準審議会の公開草案「財務諸表の目的および財務情報の質的特徴」(1991 年) に、保守主義 (慎重性) の原則が組み込まれていることを確認している。

<sup>3</sup> IASB は、2015 年 3 月に公開草案「財務報告に関する概念フレームワーク」を公表し、慎重性の概念への明示的言及を再導入し、慎重性が中立性の達成のために重要である旨を記述することを提案している。

<sup>4</sup> この点に関して、先行研究では、会計基準設定主体が「保守主義の排除を進めている」との見方が示されてきたが、実際には、会計基準上、無条件保守主義が排除され、条件付保守主義が拡大されてきているとの認識が現実と整合的であろう (浅野・大坪 2014, pp. 70-71, 注 4; 中野ほか 2015, pp. 104-105)。金森 (2009) は、アメリカの財務会計基準書 (Statement of Financial Accounting Standards : SFAS) について、2002 年までに公表された SFAS のうち 4 割弱が無条件保守主義の排除が実施されていることを確認しており、また Basu (1997) 以降の先行研究が条件付保守主義の登場と増加を実証的に明らかにしていることから、「無条件保守主義の排除と条件付保守主義の登場」が確認できるとしている。

---

<sup>5</sup> 本論文では、将来業績に関する指標をコーポレート・ガバナンスの成果を示す指標と捉えている。先行研究は強いガバナンスを有する企業でより保守的な会計が行われていることを示している。そこで、会計上の保守主義が高い企業では、ガバナンスが強く、よりよい将来業績に結びついていることが予想され、第6章ではこれらの関係性を検証する。なお、保守主義と将来業績との間に有意な関係が確認できれば、会計上の保守主義は将来業績の予測に有用な情報であることが示唆される。投資者の投資判断が将来業績の見通しに基づいて行われることを考えれば、第6章の分析は、保守主義が会計情報の意思決定支援機能に影響しているか否かの検証と捉えることもできる。

## 第2章 先行研究のレビュー

### 第1節 本章の目的と構成

本章の目的は、会計上の保守主義の測定およびその影響に関する先行研究をレビューし、これまでの研究成果を確認するとともに、会計上の保守主義に関する研究の課題を明らかにすることである。具体的には、(1)会計上の保守主義のタイプと測定、(2)会計上の保守主義と契約、(3)会計上の保守主義と情報提供の3つの観点から、それぞれの研究の発見事項の整理と体系化を行う。

これまでも、会計上の保守主義について、(a)保守主義の程度の測定、および(b)保守的な会計による影響の2つの観点からサーベイ論文が公表されている<sup>1</sup>。(a)保守主義の程度の測定に関するサーベイ論文に、Wang et al. (2009)がある。Wang et al. (2009)は、会計上の保守主義に関する5つの測定尺度を取りあげ、それらの特徴を整理したうえで、測定尺度間の関係の検証を行っている。また、(b)保守的な会計報告による影響に関するサーベイ論文に、Ruch and Taylor (2011)がある<sup>2</sup>。Ruch and Taylor (2011)は、1995年から2011年までに公表された会計上の保守主義の影響に関する33文献を、利益の質、資本市場、および契約の効率性の3つのカテゴリーに分け、それぞれの研究成果を要約している。

本章では、これらの論文で取り上げられている文献や、上記のサーベイ論文以降に公表された研究について、包括的にレビューする。近年、日本企業に関する実証研究が蓄積されてきていることから、これらも対象とし、諸外国企業に関する先行研究との比較を行う。これにより、日本企業に関する保守主義研究の課題が明確にあるであろう。

本章の構成は、以下のとおりである。第2節「会計上の保守主義のタイプと測定」では、保守主義のタイプとそれらの代表的な測定モデルをレビューし、またその保守主義尺度の先行研究での利用状況をまとめている。続いて、第3節「会計上の保守主義と契約」では、債務契約、経営者報酬契約、およびコーポレート・ガバナンスの3つの観点から先行研究をサーベイし、研究成果を整理する。これらの契約は会計上の保守主義の要因であることが指摘されていることから(Watts 2003a)、これらの契約と保守的会計との関係性を検証している研究と、保守的会計が契約に与える影響を分析している研究をレビューする。第4節「会計上の保守主義と情報提供」では、利益特性、アナリスト予想、および株主資本コストの観点から先行研究をサーベイし、保守的会計が及ぼす影響に関する研究成果をレビ

ューする。第 5 節は、サーベイを行った研究の発見事項を要約し、また研究課題を明らかにする。

## 第 2 節 会計上の保守主義のタイプと測定

### 2.1 会計上の保守主義の 2 つのタイプ

Basu (1997, p. 7)は、会計上の保守主義を「バッド・ニュースを損失として認識する場合よりも、グッド・ニュースを利益として認識する場合に、より高い程度の検証を必要とする会計専門家の傾向を捉えたもの」と解釈し、Watts (2003a, p. 208)は、この解釈について、会計上の利益と損失に要求される検証が非対称であることに着目し、会計上の保守主義を異質的な検証性 (differential verification) として捉えている。また、会計上の保守主義は、(a)より低い資産評価、(b)より高い負債評価、(c)より遅い収益認識、および(d)より早い費用認識のいずれかをもたらす会計手続きの適用とされる (Wolk et al. 2013, p. 153)。こうした会計基準の枠組みの中で採用される保守主義には、経済的ニュースの観点から、無条件保守主義と条件付保守主義の 2 つのタイプがあるとされる (Beaver and Ryan 2005)。

無条件保守主義とは、経済的ニュースとは独立的に、それに先立って保守的な会計を行うことを意味しており、純資産簿価が過少に表示される会計方法の選好と説明される。この具体例として、研究開発費などの無形資産の即時費用計上や、有形固定資産に対する経済的価値の減価以上の減価償却 (加速償却) があげられる<sup>3</sup>。これらの会計処理により、経済的ニュースが生じる前に、会計上の費用や損失が計上され、会計利益や純資産簿価は過少表示される。

他方、条件付保守主義とは、経済的ニュースに基づいて事後的に保守的な会計を行うことを意味しており、不利な状況下では純資産簿価の引き下げが行われるが、好ましい状況下での引き上げは行われないことと説明される。会計上の認識に必要とされる検証性に差異があるため、会計利益はグッド・ニュースに比べバッド・ニュースを適時的に反映することとなる。そのため、条件付保守主義は、適時的な損失認識 (timely loss recognition) ともいわれる (Ball and Shivakumar 2005)。この具体例として、棚卸資産の低価法や固定資産の減損処理があげられる。これらの会計処理により、市場価値や回収可能価額の下落などの経済的ニュースを認識した時点で、適時的に費用や損失が計上され、会計利益や純資産

簿価は過少表示される。

このように、無条件保守主義と条件付保守主義は、会計上の認識に必要とされる検証性が利益と損失とでは異なっていることを意味している点では共通しているが、経済的ニュースの観点から会計上の費用や損失を計上するタイミングに相違がある<sup>4</sup>。そして、そのタイミングの違いにより、無条件保守主義を取り入れるほど、条件付保守主義が無効化あるいは抑制される関係、すなわち「逆の関係 (inverse relation)」にある (Basu 2001 ; Beaver and Ryan 2005 ; Pae et al. 2005 ; 高田 2008 ; 金森 2009)。条件付保守主義が高いと、より適時的に経済的損失が会計利益に織り込まれ、業績が下振れするリスクが高くなるが、先立って無条件保守主義を高い程度で適用している場合には、そのリスクは無効化あるいは軽減される。無条件保守主義のこの機能は、会計上のスラック (accounting slack) と呼ばれている (Beaver and Ryan 2005)。

## 2.2 保守主義の測定

会計上の保守主義の測定に関して、さまざまな定量化モデルが提案されている。Wang et al. (2009)は、5つの測定尺度を取り上げ、それらの特徴を整理し、それぞれの妥当性を考察している。5つの尺度とは、(a)利益の非対称的適時性尺度 (Basu 1997)、(b)会計発生高・キャッシュ・フローの非対称性尺度 (Ball and Shivakumar 2005)、(c)純資産時価簿価比率尺度、(d)秘密積立金尺度 (Penman and Zhang 2002)、および(e)負の会計発生高尺度 (Givoly and Hayn 2000)である。本項では、これらの尺度を含め、多くの先行研究で用いられている保守主義の測定尺度をみていくこととする。

第一の測定尺度は、Basu (1997)による利益の非対称的適時性 (asymmetric timeliness of earnings) 尺度 (AT) である<sup>5</sup>。この尺度は、経済的ニュースが会計利益に織り込まれる程度について、グッド・ニュースとバッド・ニュースとの差異を捉えようとするものである。株式リターンを経済的ニュースの代理変数として、グッド・ニュース (正のリターン) と会計利益との相関性と比べ、バッド・ニュース (負のリターン) と会計利益との相関性が大きい程度を保守主義と捉えている。この尺度は、保守主義の経済的ニュースに基づく側面を捉えており、条件付保守主義の尺度として用いられている。

第二の測定尺度は、Basu (1997)による利益の非対称的適時性を発展させた Khan and Watts (2009)によるその企業・年尺度 (AT\_FY) である。Basu (1997)の測定モデルは、推定式における回帰係数が保守主義尺度となっているため、企業・年の尺度測定には、長期間のデー

タを必要とする制約がある。そこで、Khan and Watts (2009)は、この制約を克服するために、回帰係数が企業間で一定であると仮定し、3つの企業特性(企業規模、純資産時価簿価比率、およびレバレッジ)を組み込むことで、利益の非対称的適時性の企業・年の尺度推定を可能にしている。この尺度も、ATと同じく、条件付保守主義の尺度として用いられている。

第三の測定尺度は、Ball and Shivakumar (2005)による会計発生高・キャッシュ・フローの非対称性(asymmetric accruals- to-cash flow)尺度(AACF)である。この尺度は、Basu (1997)の測定モデルをベースに、営業キャッシュ・フローを経済的ニュースの代理変数として、経済的ニュースが会計発生高に織り込まれる程度を測定している。ATと同様に、グッド・ニュースと会計発生高との相関性と比べ、バッド・ニュースとそれとの相関性が大きい程度を保守主義と定義している。この尺度は条件付保守主義として用いられており、株価データが不要であることから非上場企業にも適用可能である特徴がある。

第四の測定尺度は、Callen et al. (2010)による保守主義比率(conservatism ratio)尺度(CR)である。この尺度は、会計利益に関するニュースに対する期待外会計利益の割合と定義され、利益ニュースが当期期待外利益に織り込まれる程度を測定している。ネガティブ・サプライズが生じた場合、当期財務諸表に織り込まれる当期以降のキャッシュ・フローに対するネガティブ・サプライズの割合が高いほど、保守主義比率は高く、保守的な会計が行われていることを示している。この尺度は、Basu (1997)のバッド・ニュースの適時的認識と整合的な考えであり(Ruch and Taylor 2011, p. 16)、条件付保守主義の尺度として用いられている。

第五の測定尺度は、純資産簿価時価比率(book to market ratio)尺度(BTM)、あるいは純資産時価簿価比率(market to book ratio)尺度(MTB)である。この尺度は、純資産の簿価と市場価値との差額である経済的のれん(economic goodwill)を測定している。この尺度を用いる基本的な考えは、他の事情が同じであれば、保守的会計が企業の純資産簿価を経済的価値よりも低くすることにあり、簿価と時価との差異が大きいほど保守主義が高いとされる。また、Beaver and Ryan (2000)は、BTMを洗練させ、BTMをバイアス要素とラグ要素に分解する測定モデルを提示し、バイアス要素を保守主義の尺度としている。これらのBTM(MTB)やBeaver and Ryan (2000)のバイアス要素に基づく尺度は、経済的ニュースに基づかない保守主義、すなわち無条件保守主義の程度を示す尺度として用いられている。

第六の測定尺度は、Penman and Zhang (2002)による秘密積立金(hidden reserves)尺度(HR)である。秘密積立金は貸借対照表に表れない留保利益であり、この尺度は、棚卸資産の後

入先出法積立金，研究開発費の積立金，および広告費の積立金から構成される秘密積立金の推定値を測定している。BTMと同様，この尺度も無条件保守主義の尺度として用いられている。この測定モデルは，株価データを用いていないため非上場企業にも適用可能であるが，研究開発費や広告費は常に開示されているわけではないためデータの入手困難性の問題点がある。

第七の測定尺度は，Givoly and Hayn (2000)による負の会計発生高（negative accruals）尺度（NA）である。この尺度は，経済的利益の認識を遅らせ，経済的損失の認識を早めるために会計発生高が用いられることを論拠として，一定期間の会計発生高の累積値に基づいている。保守的な会計の下では，利益認識が遅く損失認識が早くなるほど，会計発生高の累積値はマイナスの値になるため，そのマイナス値が大きいほど保守性が高いことを示している。この尺度は，会計発生高が，経済的ニュースに対応して認識されたか（すなわち条件付保守主義），あるいは純資産簿価の保守的測定のための会計方針（の一部）によるものか（すなわち無条件保守主義）を区別していないため，条件付保守主義と無条件保守主義の両者の影響を示す尺度として用いられている（Ruch and Taylor 2011, p. 15）。

これらの保守主義の測定尺度について，第3節と第4節でレビューする先行研究における利用状況を表2-1にまとめている。パネルAは，先行研究87文献での保守主義の測定尺度の利用頻度を示している。「その他」には，上記の7つ以外の測定尺度や，複数の測定尺度に基づく総合順位尺度などが含まれている。87文献のうち，約半数でBasu (1997)のATが用いられており，その企業・年尺度（AT\_FY）とあわせて，67文献（77.0%）で株価ベースの条件付保守主義尺度を用いた分析が行われていることを示している。2008年までの文献サーベイをしているWang et al. (2009)は，利益の非対称的適時性尺度が52文献のうち36文献（69.2%）で用いられていることを報告しており，本項の調査とあわせて，これまでに利益の非対称的適時性を用いた保守主義の研究が行われていることがわかる。

また，パネルBには，それぞれの文献で用いられている保守主義尺度の数が示されており，先行研究の約6割（87文献のうち55文献）で複数の測定尺度が用いられていることがわかる。Wang et al. (2009)は，52文献のうち31文献（59.6%）で1つの尺度のみを用いていることを報告している。本項の調査結果が，Wang et al. (2009)以降の研究を含めていることを考慮すると，より近年の研究では，保守主義のタイプに着目した分析や，測定尺度の頑健性を考慮した分析が行われていることを示唆している。

表 2-1 先行研究における保守主義の測定に関する統計

パネル A：先行研究における保守主義の測定尺度の利用頻度								
	AT	AT_FY	ACCF	CR	BTM/ MTB	HR	NA	その他
文献数 (N=87)	40	27	13	6	18	5	26	39

パネル B：先行研究において用いられた保守主義尺度の数				
	1	2	3	4 以上
文献数 (N=87)	32	24	15	16

(注) AT：利益の非対称的適時性尺度（Basu 1997）

AT\_FY：利益の非対称的適時性の企業・年尺度（Khan and Watts 2009）

ACCF：会計発生高・キャッシュ・フローの非対称性尺度（Ball and Shivakumar 2005）

CR：保守主義比率尺度（Callen et al. 2010）

BTM/MTB：純資産簿価時価比率／純資産時価簿価比率（Beaver and Ryan 2000）

HR：秘密積立金尺度（Penman and Zhang 2002）

NA：負の会計発生高尺度（Givoly and Hayn 2000）

### 第 3 節 会計上の保守主義と契約

Watts (2003a)は、会計上の保守主義が必要とされる要因のひとつに、契約をあげ、債務契約、経営者報酬契約、コーポレート・ガバナンスにおける保守主義の経済的意義を詳述している。本節では、会計上の保守主義とこれらの契約との関係に関する実証研究をレビューし、これまでの研究成果を整理する。なお、レビューの対象となった研究は、本文で取り上げていない研究を含めて、その概要を表 2-2 から表 2-4 にまとめている。

#### 3.1 債務契約

本項では、債務契約における会計上の保守主義の意義（Watts 2003a, p. 212）を整理したうえで、債務契約が会計上の保守主義の要因となっていることを示す研究と、債務契約における保守的会計の影響に関する研究をレビューする。

債権者は、企業に対して資金提供を行っている点では株主と共通しているが、資金提供



の見返りとして取得する権利には、経営意思決定への参加権は含まれておらず、報酬としての利子は上限が固定されている点で株主とは異なっている。また、企業倒産時には、株主の有限責任制のもとで、会社財産のみが債権回収にあてられるため、利子や元金を回収できないリスクがある。そのため、本来債権者が将来的に受けとる資産の取り崩しにより、株主に対する配当や経営者に対する報酬が支払われる可能性がある場合には、デフォルト・リスクは高く評価され、債務契約の諸条件や格付に反映されると考えられる。

保守的な会計手続きが適用されると、当該期間の会計利益はより控えめに計上され、またより低い純資産簿価が報告される。控えめな利益は会計利益と明示的あるいは黙示的に連動する配当や経営者報酬などの会社財産の社外流出を回避することにつながる。低い純資産簿価の報告は、純資産が帳簿金額よりも充実することで、将来の不確実性（リスク）に備えることにつながる。すなわち、会計上の保守主義には、会社財産の過度な流出の可能性を低減し、債権のデフォルト・リスクを高めることを回避する機能が期待され、また、利子率の低減や償還期間の長期化などデフォルト・リスク抑制による効果が期待される。

次に、会計上の保守主義の要因として債務契約を検証している先行研究をみていくこととする。諸外国企業を分析対象とした先行研究では、Watts (2003a)の指摘と整合的に、債務契約が会計上の保守主義の要因となっていることが示されている。アメリカ企業を対象とした研究に、Ahmed et al. (2002)と Lee (2009)がある。Ahmed et al. (2002)は、債権者と株主との利害対立が深刻な企業ほど、(無条件)保守主義が高いことを示している<sup>6</sup>。加えて、Lee (2009)は負債の存在や負債量の増加が高い条件付保守主義と結びついていることを示している。さらに、Gassen et al. (2006)と Ball et al. (2008)は、分析対象国を拡大し、およそ20か国の企業を対象に、負債（借入金と社債）による資金調達の高重要性が高いほど、条件付保守主義が高いことを示している。これらの研究は、債務契約の利用が高い程度の会計上の保守主義に結びついていることを示している。

さらに、債権者の特徴や債務契約の内容に焦点をあわせた分析が行われている。債権者の特徴について、負債による資金調達は、公募社債に代表される市場型の公的債務（public debt）と、銀行借入に代表される相対型の私的債務（private debt）に分類される。Lee (2009)と Haw et al. (2014)は、それぞれアメリカ企業と韓国企業を対象に、公的債務が多いと条件付保守主義が高いことを示す証拠を提示している。また、Qiang (2007)は、アメリカ企業を分析対象として、私的債務が多いと条件付保守主義が高い一方で、無条件保守主義の程度とは統計的には関係していないことを示している<sup>7</sup>。これに対し、Bigus et al. (2009)は、ドイ

ソ企業では、メイン金融機関からの借入金が多いサンプルで、無条件保守主義が高いことを示している。また、Wang et al. (2013)では、経営者が債権者である内部負債が多い場合、条件付保守主義が低いことが示されている。

また、債務契約の内容として、期間や財務制限条項に注目した研究がある。債務期間について、相対的に短期借入が多いと、Lee (2009)では条件付保守主義が高いことを示している一方で、Khurana and Wang (2015)ではそれが低いことが示されており、混在する結果となっている。また、財務制限条項について、Nikolaev (2010)は、アメリカ企業を対象に、公的負債での財務制限条項の利用が高いと条件付保守主義が高いことを示している。このことは、23か国の企業を対象にしたHong et al. (2011)でも確認されている。加えて、財務制限条項に抵触した場合、それ以前と比べ、条件付保守主義が高まることが示されている（中村2011；Wang et al. 2011；Tan 2013）。これらの分析結果は、債務契約が会計上の保守主義の要因となっていることを示しており、さらに保守主義のタイプに対し債権者の特徴や契約内容が影響していることを示している。

次に、保守的会計の影響に関する先行研究をみていくと、債務契約における貸し手と借り手企業の立場からの便益が示されている。先行研究では、アメリカ企業を対象に、貸し手の便益として、財務制限条項の抵触と債権回収率に対する保守主義の影響が検証されている。Zhang (2008)は、条件付保守主義が高い企業で財務制限条項の抵触が生じることを示している。また、Donovan et al. (2014)は、条件付保守主義と債権回収率との間に正の関係をみいだしている。Carrizosa and Ryan (2013)は、保守主義と財務制限条項との交差項が高い債権回収率に結びついていることを提示している。これらの分析結果は、借り手企業が保守的会計を行っている場合、財務制限条項との組み合わせにより、債権者は高い債権回収率を、また財務制限条項の抵触が生じやすい便益を享受していることを示している。

一方、借り手企業の便益として、保守的会計による負債コストの低減効果が検証されている<sup>8</sup>。はじめに、条件付保守主義に着目すると、Zhang (2008)は、アメリカ企業を対象に、条件付保守主義が高いと、借入金の利率スプレッドが低いことを示している。Callen et al. (2013)もまた、アメリカ企業を分析し、情報の非対称性が大きい状況では、条件付保守主義と財務制限条項の利用が補完的関係であり、条件付保守主義と財務制限条項の交差項が利率スプレッドの低減に結びついていることが示している。さらに、Li (2014)は、35か国の企業を対象に、条件付保守主義の利率スプレッドの低減効果を確認しており、財務制限条項の利用や債権者保護制度とともに、この効果が強まることを示している。また、発行体

格付を負債コストの代理変数とした Bauwhede (2007)は、条件付保守主義が高い産業に属している企業が上位の格付を得ていることを示している。

これらの研究成果に対し、社債を分析対象とした研究では、相反する条件付保守主義の影響が確認されている。Liu and Magnan (2014a)では、財務制限条項の抵触が社債権者に高い再交渉コストを強いることから、財務制限条項の抵触を導く条件付保守主義に対して、ネガティブな評価が行われているとの仮説を設定し、条件付保守主義が社債スプレッドを高めていることをみいだしている。また、Liu and Magnan (2014b)は、条件付保守主義が高い企業では、より大きな割安価格での社債発行が行われていることをみいだしている。

次に、無条件保守主義に注目すると、混在する分析結果が提示されている。Sunder et al. (2011)は、アメリカ企業による私的債務契約を対象に、無条件保守主義と利率スプレッドに負の関係を提示しているが、ドイツ企業を分析した Bigus et al. (2009)では、両者の間に正の関係が確認されている。また、Ahmed et al. (2002)では、無条件保守主義と信用格付とに負の関係があることが確認されているものの、Bauwhede (2007)は、無条件保守主義が高い産業に属している企業が下位の格付となっていることを示している。このように、無条件保守主義の負債コスト低減効果に関する分析は混在した結果を示している。

債務契約において、借り手企業が保守的会計を行う影響に関する研究の知見は、次の二点にまとめられる。第一に、条件付保守主義は、私的債務契約では契約の効率性向上に寄与し、貸し手に対しては財務制限条項の抵触や債権回収率が高まる効果や、借り手企業に対しては負債コストの低減効果が確認されているが、社債契約ではその低減効果は確認されていない。第二に、無条件保守主義は、借入金スプレッドと発行体格付に対して混在する結果を示している。ただし、日本企業を対象とした研究は限定的であり、これらの研究成果が日本企業に対してもあてはまるかは明らかになっていないといえよう。

表 2-2 会計上の保守主義と債務契約との関係に関する実証研究

研究	サンプル (期間/国/観測値数)	保守主義のタイプ [1] 測定尺度	債務契約に関連する仮説 (H) や リサーチ・クエスチョン (RQ)	債務契約に関連する主要な分析結果	
要因 ・ 影響	Ahmed, Billings, Morton and Stanford-Harris (2002)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1987年から1998年</li> <li>・ アメリカ企業</li> <li>・ 1987-92: 575 観測値</li> <li>・ 1993-98: 704 観測値</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>[1] 彼の条件が等しければ、配当政策をめぐる債権者と株主の利害対立が深刻な企業はより保守的な会計を採用する。</li> <li>[2] BTM (bias)</li> <li>・ NA</li> </ul>	<p>H1: 彼の条件が等しければ、配当政策をめぐる債権者と株主の利害対立が深刻な企業はより保守的な会計を採用する。</p> <p>H2: 他の条件が等しければ、より保守的な会計を採用している企業はより低い負債コストを享受している。</p>	<p>事業リスク、配当方針、レバレッジを利害対立に関する変数として、保守主義尺度に対して正の影響であることをみいだしている (H1 の支持)。</p> <p>S&amp;P 社による発行体信用格付を負債コストの代理変数として、保守主義尺度が負債コストに負の影響を与えていることをみいだしている (H2 の支持)。</p>
要因	薄井 (2004)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1968年から2001年</li> <li>・ 日本企業</li> <li>・ 1968-75: 1,042 社</li> <li>・ 1976-90: 1,289 社</li> <li>・ 1991-01: 1,616 社</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>[1] 無条件保守主義</li> <li>・ 条件付保守主義</li> <li>[2] BTM (bias)</li> <li>・ BTM (lag)</li> </ul>	<p>H1a: 他の条件が等しければ、債権者が経営をコントロールする企業ほど、時価に比較して株主資本を過小に評価する会計測定を選択する。</p> <p>H1b: 他の条件が等しければ、債権者が経営をコントロールする企業ほど、経済利益に比較し会計利益を過小に認識する会計測定を選択する。</p>	<p>債権者のコントロールについて、配当金、固定資産、長期負債に関する 3 つの変数を代理変数として、(1)バイアス要素を従属変数とした分析では、3 つの期間において、ほぼ統計的に有意な予想通りの符号となり、H1a は概ね支持された。(2)ラグ要素を従属変数とした分析では、3 つの期間で、3 つの変数にかかると係数は一貫しておらず、部分的に H1b を支持する結果であった。</p>
要因	Gassen, Fülbier and Sellhorn (2006)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1990年から2003年</li> <li>・ 23 かの国の企業</li> <li>・ 68,443 観測値</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>[1] 条件付保守主義</li> <li>[2] AT</li> </ul>	<p>RQ: 条件付保守主義と利益平準化は、異なる要因からもたらされているのか?</p>	<p>利益平準化が配当の重要性とともに高まる一方、条件付保守主義は負債による資金調達の重要性とともに高まることを示している。この結果は、コード・ローの国とコン・ローの国の企業とで違いはなかった。</p>
影響	Bauwhede (2007)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1999年から2003年</li> <li>・ アメリカ企業</li> <li>・ 4,833 企業・年</li> <li>(1,397 企業/41 業種)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>[1] 条件付保守主義</li> <li>・ 無条件保守主義</li> <li>[2] AT</li> <li>・ その他</li> </ul>	<p>H1: 他の条件が等しければ、負債コストは条件付保守主義により減少する。</p> <p>H2: 他の条件が等しければ、負債コストは無条件保守主義により高まる。</p>	<p>条件付 (無条件) 保守主義の程度が低い産業に比べ、その程度が高い産業に属している企業の格付は高く (低く)、負債コストが低い (高い) ことが示された (H1 と H2 の支持)。</p>

要因	Qiang (2007)	<ul style="list-style-type: none"> <li>1988年から1999年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>633企業</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>条件付保守主義</li> <li>無条件保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>BTM (bias/lag)</li> <li>NA</li> </ul>	<p>RQ: 保守主義が必要とされる要因である契約, 訴訟, 規制, および税金は, 条件付保守主義と無条件保守主義のどちらかを, あるいは両方をもたしているのか?</p>	<p>長期総負債に対する私的長期負債を代理変数として, 債務契約は, 条件付保守主義に対して正の影響を与えているのに対し, 無条件保守主義には影響を与えていないことが示された。</p>
要因	Ball, Robin and Sadka (2008)	<ul style="list-style-type: none"> <li>1992年から2003年</li> <li>22か国の企業</li> <li>計78,949企業・年 (仮説検証の回帰式推定には22観測値を適用)</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>条件付保守主義</li> <li>無条件保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>AT</li> <li>その他</li> </ul>	<p>H1: 損失認識の適時性は, 負債市場の重要性とともに高まる。</p> <p>H2: 条件付保守主義 (相対的な損失認識の適時性) は, 負債市場の重要性とともに高まる。</p> <p>H3: 条件付保守主義をコントロールした場合, 無条件保守主義は, 負債市場の重要性とともに高まらな</p>	<p>国民総生産 GNP に対する銀行借入と社債発行額の合計額の割合を負債市場の重要性の代理変数として, この変数が, 損失認識の適時性や条件付保守主義と統計的に有意な正の関係があることをみいだしている (H1・H2 の支持)。また, この変数は, 無条件保守主義と正の関係であったが, 統計的には有意ではなかった (H3 の支持)。また, 株式市場に関する変数を組み入れた分析結果と合わせて, この研究は, 財務報告の特性が, 株式市場ではなく, 負債市場の要求に基づいているとの仮説を支持していると結論づけている。</p>
影響	Beatty, Weber and Yu (2008)	<ul style="list-style-type: none"> <li>1994年から2004年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>2,096観測値</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>不特定</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>MTB</li> <li>AT</li> <li>NA</li> <li>その他</li> </ul>	<p>RQ: 債権者の保守主義の需要は, 債務契約上の修正を通じて満たされているのか?</p>	<p>エージェンシー・コストが高く, 訴訟, 税金および株主持分による保守主義の需要が低い場合, 債務契約上で修正が行われる。</p>
影響	中村 (2008a)	<ul style="list-style-type: none"> <li>2000年から2007年</li> <li>日本企業</li> <li>5,176サンプル</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>不特定</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>BTM (lag)</li> </ul>	<p>H: 他の条件が等しければ, 保守的な会計手続きを採用している企業は, そうでない企業よりも負債コストが低い。</p>	<p>借入金利子率を従属変数とした回帰分析において, 保守主義の係数は有意な負であり, 仮説を支持する結果であった。</p>
影響	Wittenberg-Moerman (2008)	<ul style="list-style-type: none"> <li>1998年から2003年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>8,619観測値</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>AT</li> <li>AT_FY</li> </ul>	<p>RQ: 適時的損失認識とビッド・アスク・スプレッドの間に負の関係があるか?</p>	<p>条件付保守主義の程度が高い企業について, 情報の非対称性の代理変数であるビッド・アスク・スプレッドが小さいことが示されており, 債券の流動性リスクが低いことが示唆されている。</p>

影響	Zhang (2008)	<ul style="list-style-type: none"> <li>1999年から2000年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>327観測値</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>AT</li> <li>NA</li> <li>その他</li> </ul>	<p>H1a (H1b) : 他の条件が等しければ、より保守的な借り手企業は、あまり保守的ではない仮的業よりも、(早期的に) 財務制限条項に違反するようである。</p> <p>H2 : 他の条件が等しければ、より保守的な借り手企業に対して、利率は低くなる。</p>	<p>4つの保守主義尺度を用いて、貸し手と借り手企業における保守主義の便益を検証し、(1)貸し手の便益ついて、条件付保守主義が高い借り手企業では財務制限条項違反が生じているようである (仮説 1a の支持) が、違反が早期的であるとはいえないことを示している (仮説 1b の不支持)。また、(2)借り手企業の便益について、保守主義が高いほど、LIBOR との差異である利率スプレッドが低いことを示している (仮説 2 の支持)。</p>
要因・影響	Bigus, Schachner and Stein (2009)	<ul style="list-style-type: none"> <li>1993年から2004年</li> <li>ドイツ非上場企業</li> <li>RQ1 : 2927/8647 観測値</li> <li>RQ2 : 1653/5773 観測値</li> <li>RQ3 : 2000/6242 観測値</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>無条件保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>NA</li> <li>HR</li> </ul>	<p>RQ1 : 保守主義の水準はリレシヨシッブ融資とともに高まるのか?</p> <p>RQ2 : 負債コストは保守主義とともに高まるのか? それとも、低くなるのか?</p> <p>RQ3 : 保守主義とリレシヨシッブ融資は、企業間取引量を増やすか?</p>	<p>(1)メイン金融機関による融資の割合を代理変数としたリレシヨシッブ融資は、無条件保守主義と正の関係にある。(2)負債コストは無条件保守主義と正の関係にある。(3)リレシヨシッブ融資は企業間取引量と正の関係にあるが、保守主義の企業間取引量を増やす効果は保守主義の測定尺度により異なっていた。</p>
要因	Garcia Lara, Garcia Osma and Penalve (2009a)	<ul style="list-style-type: none"> <li>1964年から2005年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>93,838 企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>AT</li> <li>その他</li> </ul>	<p>RQ : 条件付保守主義が、契約、訴訟、税金、および規制のより変化するか否か?</p>	<p>レバレッジが高い企業がより大きな条件付保守的会計数値を提示していることが示された。また、私的負債の割合が高いほど、条件付保守主義が高いことが示された。</p>
要因	Hammermeister and Werner (2009)	<ul style="list-style-type: none"> <li>1999年から2008年</li> <li>イギリス企業</li> <li>株式上場 4,094 企業・年</li> <li>株式社債上場 700 企業・年</li> <li>社債上場 197 企業・年</li> <li>非上場 17,609 企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>AACF</li> </ul>	<p>H1 : 上場企業は、非上場企業よりも、より迅速に経済的損失を組み込む。</p> <p>H2 : 株式・社債の上場企業および社債上場企業は、株式上場企業よりも、条件付保守主義が高い。</p> <p>H3 : 他の報告インセンティブをコントロールしたのち、より高い (より低い) 株主持分負債比率の企業は、条件付保守主義が低い (高い)。</p>	<p>この研究は、Ball and Shivakumar (2005) の成果を拡張し、(1)株式非上場企業では、株式上場企業よりも条件付保守主義が低いこと (H1 と整合)、(2)株式・社債上場企業と社債上場企業は、株式上場企業と、同程度の保守的な報告をしていること (H2 と不一致)、(3)株主持分比率が高い企業では条件付保守主義が低くなるもの、非上場企業で株主持分比率が高い企業では条件付保守主義は高くなり、H3 に関する実証結果は混合していることが示された。</p>

<p>要因</p> <p>Lee (2009)</p>	<p>• 1962年から2006年 • アメリカ企業 • 85,994/8,132 企業・年</p>	<p>[1] • 条件付保守主義</p> <p>[2] • AT • AACF • その他</p>	<p>H1a：レバレッジが正值である企業は、それがゼロである企業よりも、条件付保守主義が高い（負債の存在）。</p> <p>H1b：保守主義はレバレッジとともに高まる（負債量）。</p> <p>H1c：オプ・バランス債務に関連した追加的レバレッジとともに、保守主義は高まる。</p> <p>H2：相対的に私的負債よりも公的負債が多い企業は、条件付保守主義がより高い。</p> <p>H3：もしより多くの短期負債が全体的なエージェンシー・コストを低減（増高）するならば、相対的に多くの長期負債をもつ企業は条件付保守主義が高い（低い）。</p> <p>H4：非転換負債と比べ大きな転換負債をもつ企業は、あまり保守的ではない財務報告を行う。</p> <p>H5：相対的により多くの優先債務をもつ企業は、あまり保守的ではない財務報告を行う。</p> <p>H6：相対的により多くの担保付負債をもつ企業は、あまり保守的ではない財務報告を行う。</p>	<p>この研究では、保守主義に対する負債構成の影響を、2段階の分析により検証している。第1に、負債の存在、その量、およびオプ・バランス債務との関係を調査し（H1a/b/c）、3つの仮説を支持する結果を得ている。第2に、負債の特徴として、公的か私的か(H2)、期間(H3)、転換可能性(H4)、弁済優先性(H5)、担保(H6)を取り上げ、保守主義に対する影響を分析し、仮説と整合的に、公的負債、短期負債、転換負債、弁済下位負債、無担保負債をもつ企業で保守的な会計がなされていることが示された。これらの分析結果は、保守主義が負債の契約内容により影響を受けていることを示唆している。</p>
-----------------------------	------------------------------------------------------------	-------------------------------------------------------------------	--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

<p>要因</p> <p>Nikolaev (2010)</p>	<p>・ 1980 年から 2006 年</p> <p>・ アメリカ企業</p> <p>・ 5,420 企業・年 (2,466 企業)</p>	<p>[1]</p> <p>・ 条件付保守主義</p> <p>[2]</p> <p>・ AT</p> <p>・ AACF</p>	<p>H1：適時的損失認識は、公的債務契約の財務制限条項の使用とともに高まる。</p> <p>H2：より広範に負債財務制限条項を利用している企業は、負債発行後に適時的損失認識のより大きな高まりを示している。</p> <p>H3：公的債務契約での財務制限条項と適時的損失認識との関係は、私的負債の利用が高まるにつれ、弱くなる。</p> <p>H4：公的債務契約での財務制限条項と適時的損失認識との関係は、併存の私的借入契約での財務制限条項数が多いほど、弱くなる。</p>	<p>(1)H1 と整合的に、財務制限条項の使用により、条件付保守主義が高いことが示された。</p> <p>(2)H2 と整合的に、負債発行後に、適時的損失認識のより大きな高まりが確認された。これらの結果(1)(2)は、配当、投資活動、財務活動、会計関連など、異なるタイプの財務制限条項について支持された。</p> <p>(3)公的債務契約での財務制限条項と適時的損失認識との関係は、私的負債の利用とその財務制限条項の利用により、弱まること が示され、H3 と H4 と整合的であった。</p>
<p>要因</p> <p>Hong, Hung and Zhang (2011)</p>	<p>・ 1990 年から 2009 年</p> <p>・ 23 各国</p> <p>・ 49,122 企業・年 (7,053 借り手企業)</p>	<p>[1]</p> <p>・ 条件付保守主義</p> <p>[2]</p> <p>・ AT</p>	<p>Ha：適時的損失認識は、負債コベナントの利用とともに高まる。</p> <p>Hb：適時的損失認識と負債コベナントとの関係は、法執行が強い国ではより強い。</p>	<p>(1)負債コベナントの利用により条件付保守主義が高く (Ha と整合)、(2)この関係は法執行が強い国でのみ確認された (Hb と整合)。</p>
<p>要因</p> <p>中村 (2011)</p>	<p>・ 2008 年から 2009 年</p> <p>・ 日本企業</p> <p>・ シンジケート・ローン サンプル 337</p>	<p>[1]</p> <p>・ 条件付保守主義</p> <p>[2]</p> <p>・ AT</p> <p>・ NA</p>	<p>H1：財務制限条項に抵触した企業の方が、そうでない企業よりも保守的な会計手続きを採る傾向にある。</p> <p>H2：財務制限条項に抵触しそうな企業が必ずしも利益増加型の会計手続きを採るとは限らない。</p>	<p>H1 の検証では、財務制限条項違反の企業では、バッド・ニュースを会計利益に組み込むことが示され、仮説と整合的であった。また、H2 の検証では、財務制限条項に抵触しそうな企業で、保守的な会計が行われている可能性が示され、社債契約で確認された債務契約仮説 (条項違反しそうな企業では利益増加型手続きを採用する) は融資契約にはあてはまらないことが示唆された。ただし、保守主義の変数により統計的有意性が異なっており、頑健的な結果は得られなかった。</p>



<p>影響</p> <p>Sunder, Sunder and Zhang (2011)</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1996年から2006年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>借入 4,835 件</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>無条件保守主義</li> <li>条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>BTM</li> <li>AT</li> <li>NA</li> </ul>	<p>H1a：利率スプレッドは、無条件保守主義により低減する。</p> <p>H1b：財務制限条項は、無条件保守主義により厳格ではないものになる。</p> <p>H2a：無条件保守主義が低い場合のみ、過去の条件付保守主義はより低い利率スプレッドと関係している。</p> <p>H2b：無条件保守主義が低い場合のみ、過去の条件付保守主義はモニタリングのための財務制限条項への大きな信頼と関係している。</p>	<p>この研究では、無条件保守主義の 2 つの機能—保守的な資産価値評価と条件付保守主義の抑制—の効果を、利率スプレッドと財務制限条項の観点から検証している。(1)より高い無条件保守主義が、より低い利率スプレッド、より緩やかな財務制限条項スプレッドと関係していることが示された (H1a・H1b の支持)。(2)当期の無条件保守主義が低い企業に対してのみ、過去の条件付保守主義がより低いスプレッドと財務制限条項への大きな信頼性に関係している (H2a・H2b の支持)。これらの結果は、契約設計ではそれまでの会計方針選択の流れを考慮する必要性を示唆している。</p>
<p>要因</p> <p>Wang, Xie and Xin (2011)</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1998年から2007年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>14,089 企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>AT</li> </ul>	<p>H1：保守主義は、財務制限条項違反後、変化しない (帰無仮説)。</p> <p>H2：財務制限条項違反後の保守主義の高まりは、債権者とインセンティブの対立がより深刻な企業で顕著である。</p>	<p>(1)財務制限条項違反後に、企業は保守主義を高めていることを示す証拠が提示された (帰無仮説 1 の棄却)。加えて、(2)違反後の保守主義の高まりは、負債のエージェンシー・コストが高い企業やより深刻な違反を経験した企業において、また、違反直後の期間で顕著であった (H2 の支持)。これらの知見は、債権者の保守主義需要を支持しており、また、財務報告の形成について債権者による経営支配権や株主と債権者の対立の重要性を示唆している。</p>
<p>要因</p> <p>Paulo, Cavalcante and Melo (2012)</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>2000年から2006年</li> <li>ブラジル企業</li> <li>436 企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>その他</li> </ul>	<p>H：ブラジル上場企業による保守主義の水準は、株式や社債の上場後の期間よりも、それ以前の期間でより大きい。</p>	<p>株式・社債発行年を <math>t=0</math> として、<math>t-2</math> から <math>t+1</math> までを検証した結果、株式発行と社債発行の両方で、仮説を支持する結果は得られなかった。</p>

<p>Callen, Chen, Dou and Xin (2013)</p> <p>影響</p>	<p>・ 2000 年から 2007 年          ・ アメリカ企業          ・ 3,876 観測値</p>	<p>[1]          ・ 条件付保守主義</p> <p>[2]          ・ AT_FY          ・ CR          ・ その他</p> <p>RQ 1 : 情報の非対称性の下で、保守主義はコベナントと関連するののか?          RQ 2 : 情報の非対称性が高い状況で、保守主義とコベナントは借入金スプレッドに影響を与えているのか?          RQ 3 : 保守主義とコベナントを提示している借り手は富を移転させようとしなかい?</p>	<p>RQ1 の分析結果は、情報の非対称性が高い状況では、コベナントと保守主義が補完的に関係している一方で、非対称性が低い状況では、両者に統計的に有意な関係性は確認されなかった。</p> <p>RQ2 の分析結果は、情報の非対称性が高い状況で、保守主義とコベナントはスプレッドの低減に結びついていることが示された。対照的に、非対称性が低い状況ではスプレッドに影響していることを示す結果は得られなかった。</p> <p>RQ3 は、配当や自社株購入による富の移転を、保守的で厳格なコベナントを設定している借り手は行うのかの検証である。分析の結果、情報の非対称性が高い状況では、富の移転は行われないうであり、対照的に、それが低い状況では、保守主義とコベナントは富の移転とは関係していないことが示された。</p>
---------------------------------------------------	-------------------------------------------------------------------------	-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

<p>影響</p> <p>Carrizosa and Ryan (2013)</p>	<p>・ 2001 年から 2010 年</p> <p>・ アメリカ企業</p> <p>・ 1,804 企業・年</p>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ 全体的保守主義</li> <li>・ 条件付保守主義</li> <li>・ 無条件保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ NA</li> <li>・ その他</li> </ul>	<p>H1: インンプライド債権回収率は、(高) 保守主義と (厳格な) コペナンの組み合わせとともに上昇する。</p> <p>H2: 借り手のデフォルト・リスクが高い場合、仮説 1 で仮定された回収率にかかる効果はより強い。</p> <p>H3: コペナンの無条件保守主義よりも条件付保守主義と組み合わせられた場合、インプライド債権回収率は高まる。</p> <p>H4: 借入金コペナンの社債コペナンの保守主義との組み合わせにより、インプライド債権回収率は高まる。</p> <p>H5: 保守主義が業績型コペナンのよりも資本型コペナンの組み合わせられる場合、インプライド債権回収率は、高まる。</p> <p>H6: 会計情報があまり収縮的でない場合、仮説 5 で仮定された回収率にかかる効果はより強い。</p>	<p>インンプライド債権回収率を従属変数とした回帰分析の結果、(1)保守主義とコペナンの交差項がプラスの係数であることが示され、H1 と整合的であった。(2)格付の中央値 BBB+ を基準として、デフォルト・リスクが低いサンプルでは、H1 の結果は確認されなかったが、そのリスクが高いサンプルでは H1 の結果が確認された (H2 を支持)。(3) 保守主義のタイプに関して、H3 と整合的に、無条件保守主義の交差項に統計的有意性は確認されなかったが、条件付保守主義の交差項は統計的に有意な正であった。(4) 負債の種類に関して、H4 と整合的に、借入金コペナンの交差項は有意ではなかったが、社債コペナンの交差項は有意であった。(5)コペナンの種類について、H5 と整合的に、業績型コペナンの交差項は有意ではなかったが、資本型コペナンの交差項は有意な正であった。(6)会計情報の収縮性について、H6 と整合的に、あまり収縮的ではない場合には H5 の効果は確認されたが、そうでない場合には H5 の効果は確認されなかった。</p>
<p>影響</p> <p>Givoly, Hayn and Katz (2013)</p>	<p>・ 1975 年から 2008 年</p> <p>・ アメリカ企業</p> <p>・ 16,391 企業・年</p>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ 条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ AT_FY</li> <li>・ その他</li> </ul>	<p>(1) 社債価値評価や社債リターンに対する会計数値の情報を評価、</p> <p>(2) 時系列でのその変化を吟味、</p> <p>(3) 株主の立場からの会計数値の情報の変化との比較。</p>	<p>株主に対して会計数値の情報が時系列で減少している一方で、社債権者に対する情報が安定的あるいは高まっていることをみだしている。この高まりは、リスクや不利なニュースの頻度の高まりのような経済的要因に起因している。加えて、会計上の保守主義の高まりも情報内容の高まりに関連している。</p>

<p>要因</p>	<p>Tan (2013)</p>	<p>・ 1996年から2007年 ・ アメリカ企業 ・ 268,080企業・四半期 (10,602社)</p>	<p>[1] ・ 条件付保守主義</p> <p>[2] ・ AT_FY ・ AT</p>	<p>H1：財務制限条項違反後、保守主義は高まる。 H2：財務制限条項違反後の保守主義の高まりは、債権者が交渉力を有している場合、事業が変動的である場合、そして債権者がチーフ・リストラックチャリング・オフィサーを設置している場合、より顕著である。</p>	<p>2つの仮説と整合的な結果が提示されている。これらの結果は、負債による資金調達 が財務報告の保守性に対し影響を与えていることを示しており、債務契約が保守主義を説明する要因の一つであるとの Watts (2003a)の指摘を支持している。</p>
<p>要因</p>	<p>Wang, Xie and Xin (2013)</p>	<p>・ 2007年から2011年 ・ アメリカ企業 ・ 5,803企業・年</p>	<p>[1] ・ 条件付保守主義</p> <p>[2] ・ AT_FY ・ NA ・ その他</p>	<p>H1：内部負債は保守主義に負の影響を与える。 H2：保守主義に対する内部負債の負の影響は、債権者に対する潜在的収用リスクが高い企業において顕著である。</p>	<p>年金給付などの経営者が保有している内部負債が財務報告に影響を与えているかを調査し、H1・H2と整合的な分析の結果を示している。これらの結果は、事前的により大きな潜在的収用リスクを示している企業において、負債のエージェンシー・コストを緩和する中で、内部負債が重要な役割を果たしており、保守主義の需要を低減させることの主張と一致している。</p>
<p>影響</p>	<p>Donovan, Frankel and Martin (2014)</p>	<p>・ 1994年から2011年 ・ アメリカ企業 ・ 347社</p>	<p>[1] ・ 条件付保守主義</p> <p>[2] ・ AT_FY ・ AACF ・ その他</p>	<p>H1：財務困窮企業について、適時的損失認識は債権者回収率と正に関係している。 H2：適時的損失認識は、財務困窮解消期間と負に関係している。</p>	<p>(1)デフォルト以前により保守的な会計を行っている企業の債権者は、より高い回収率を有しており (H1 と整合)、またこの正の関係はデフォルト以前にコペナントに違反したデフォルト企業に対して顕著であることを示している。(2)保守的会計の企業は、倒産解消がより短く (H2 を支持)、資産生産性がより高く、および倒産解消率が高いことを示している。これらの結果は、保守主義が企業価値を保護しており、デフォルトに対してより高い債権回収をもたらしていることを示唆している。</p>

<p>要因</p> <p>Haw, Lee and Lee (2014)</p>	<p>[1] 1995年から2006年 韓国企業 79,002企業・年</p> <p>[2] 私的負債/私的株式企業: 56,395企業・年 公的負債/私的株式企業: 7,214企業・年 私的負債/株式上場企業: 8,114企業・年 公的負債/株式上場企業: 7,279企業・年</p>	<p>[1] 条件付保守主義</p> <p>[2] AACF その他</p>	<p>H1: 公的負債による資金調達と非上場企業の会計の保守性の程度と正に関係している。 H2: 公的負債による資金調達と保守主義との正の関係は、情報非対称性が低い非上場企業よりも、それが高い非上場企業で、より顕著である。 H3: 公的負債による資金調達と保守主義との正の関係は、信用リスクが低い非上場企業よりも、それが高い非上場企業で、より顕著である。</p>	<p>非上場企業の会計報告について、公的負債による保守主義への影響を検証している。 (1)公的負債をもつ非上場企業は、私的負債のみの非上場企業よりも、保守主義が高く(H1と整合)、また、公的負債による保守主義を高める影響は、株式上場による影響と同程度である。(2)公的負債発行は、非上場企業の保守主義を高めるが、株式上場企業に対してはその影響はみられなかった(H2と整合)。(3)信用リスクが高い非上場企業は、株式上場を行った後、保守主義と高めており、それは信用リスクが低い企業よりも顕著であった(H3と整合)。</p>
<p>影響</p> <p>Li (2014)</p>	<p>[1] 1991年から2007年 35か国の企業 349国・年</p>	<p>[1] 条件付保守主義</p> <p>[2] AT</p>	<p>H: 条件付保守主義と負債コストとの負の関係は、会計ベースの財務制限条項の使用や、債権者保護の整備によって異なる。</p>	<p>(1)条件付保守主義と負債コスト(利率)との負の関係である。そして、(2)その負の関係は、会計ベースの財務制限条項の使用が高い国々、および債権者保護が高い国々において、確認されることを示している。これらの結果は、条件付保守主義の効果は、会計ベースの財務制限条項と債権者保護とともにより有効であることを示唆している。</p>
<p>影響</p> <p>Lim, Lee, Kausar and Walker (2014)</p>	<p>[1] 2006年から2009年 16か国の企業 シンジケート・ローン3,327 観測値(513借り手・48銀行)</p>	<p>[1] 条件付保守主義</p> <p>[2] AT_FY</p>	<p>H1: 損失認識がより適時的な銀行は、それがあまり適時的ではない銀行よりも、より高いスプレッドを請求している。 H2: 財務危機前から危機までのスプレッドの上昇は、損失認識があまり適時的ではない銀行よりも、それが適時的な銀行についてより低い。</p>	<p>(1)H1と整合的に、条件付保守主義が高い銀行は、シンジケート・ローンの設計においてより高いスプレッドを関係していることが示された。(2)財務危機の影響がスプレッドに反映される程度を条件付保守主義が緩和していることを示しており、H2と整合的であった。</p>

<p>影響</p> <p>Liu and Magnan (2014a)</p>	<p>・ 1990年から2009年</p> <p>・ アメリカ企業</p> <p>・ 4,600 観測値</p>	<p>[1]</p> <p>・ 条件付保守主義</p> <p>[2]</p> <p>・ AT_FY</p>	<p>H1a：他の条件が等しければ、条件付保守主義はより低い社債スプレッドをもたらす。(契約の効率的性/情報コスト説)</p> <p>H1b：他の条件が等しければ、条件付保守主義はより高い社債スプレッドをもたらす。(契約再交渉コスト説)</p>	<p>S&amp;P社による社債格付と利率スプレッドを従属変数として、条件付保守主義は負債コストに正の影響をもたらしていることが示された (H1bの支持)。この結果は、私的負債 (借入金) 契約で確認された条件付保守主義の契約の効率的性向上効果が、公的 (社債) 契約にはあてはまらないことを示唆している。</p>
<p>影響</p> <p>Liu and Magnan (2014b)</p>	<p>・ 2003年から2009年</p> <p>・ アメリカ企業</p> <p>・ 414 観測値</p>	<p>[1]</p> <p>・ 条件付保守主義</p> <p>[2]</p> <p>・ AT_FY</p> <p>・ その他</p>	<p>H1a：他の条件が等しければ、条件付保守主義は新規社債の割安価格での発行をあまりもたらさない (情報説)。</p> <p>H1b：他の条件が等しければ、条件付保守主義は新規社債の割安価格での発行をもたらす (シグナリング説)。</p>	<p>社債リターン (国債リターン調整済み) を従属変数として、条件付保守主義の影響を分析している。分析の結果、条件付保守主義が新規社債のより大きな割安価格での発行と関係していることが示された (H1bの支持)。</p>
<p>影響</p> <p>Beatty, Cheng and Zach (2015)</p>	<p>・ 2000年から2009年</p> <p>・ アメリカ企業</p> <p>・ 借入金契約約4,324件</p>	<p>[1]</p> <p>・ 条件付保守主義</p> <p>[2]</p> <p>・ AT_FY</p>	<p>H：より保守的な企業では、負の特別項目は EBITDA の計算から除外されないようである。</p>	<p>分析の結果は、条件付保守主義が高い企業では、非経常的損失が経済的ニュースをより多く反映しているため、コペナントの対象である EBITDA を計算する際に、非経常的損失を除くなどの保守的な修正が行われないようであることを示している (仮説の支持)。</p>
<p>影響</p> <p>Brockman, Ma and Ye (2015)</p>	<p>・ 1992年から2007年</p> <p>・ アメリカ企業</p> <p>・ 1,908 観測値</p>	<p>[1]</p> <p>・ 条件付保守主義</p> <p>[2]</p> <p>・ AT</p>	<p>H：経営者報酬の感応度 (ベガ) と負債コストとの正の関係は、適時的損失認識がより高い企業で、より弱い。</p>	<p>株式リターンに対する経営者報酬の感応度が高いほど、経営者のリスク選好は高くなり、債権者の利害対立は深刻になる。条件付保守主義が高いサンプルでは、この関係は確認されなかった。</p>

影響	Kang, Lobo and Wolfe (2015)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 1987年から2008年</li> <li>• アメリカ企業</li> <li>• 11,362企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• 条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• AT_FY</li> <li>• CR</li> <li>• NA</li> <li>• その他</li> </ul>	<p>H1：保守主義は負債期間と正の関係である。</p> <p>H2：保守主義は、短期負債による成長よりも、長期負債による成長とより強く関係している。</p> <p>H3a：保守主義と負債期間の仮定された関係は、ガバナンスが弱い企業に対してよりも、それが強い企業に対して、より大きい。</p> <p>H3b：保守主義と短期負債との関係と、長期負債との関係の相違は、ガバナンスが弱い企業に対してよりも、それが強い企業に対して、より大きい。</p>	<p>(1)保守主義の係数は有意な正であり (H1と整合)、保守主義が高いほど、負債期間は長いことが示唆された。また、(2)この関係にはガバナンスの程度が影響しており、それが弱いサンプルでは関係が確認されなかったのに対し、それが強いサンプルで確認された (H3aの支持)。さらに、(3)保守主義と将来成長とに正の関係がみられたが、この関係は、短期負債ではなく長期負債に起因することが確認された (H2を支持)。加えて、(4)ガバナンスが弱いサンプルでは、負債による成長と保守主義に、負債の短長は影響していなかった。一方、ガバナンスが強いサンプルでは、保守主義は、短期負債による成長に影響を及ぼしていないが、長期負債による成長に正の影響を及ぼしている (H3bと整合)。</p>
要因	Khurana and Wang (2015)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 1985年から2007年</li> <li>• アメリカ企業</li> <li>• 78,541企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• 条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• AT</li> </ul>	<p>H1：他の条件が等しければ、短期負債は、保守主義と負の関係にある。</p> <p>H2：他の条件が等しければ、短期負債と保守主義との負の関係は、財務困窮企業に対して、より顕著である。</p>	<p>(1)H1と整合的に、短期負債が多いほど、保守主義の程度が低いことを示している。また(2)財務困窮度が低いサンプルでは H1 の関係は確認されなかったが、困窮度が高いサンプルではその関係が確認され、H2と整合的であった。この結果は、負債の特徴(期間)が保守主義にどのように影響しているかを明らかにしている。</p>

### 3.2 経営者報酬契約

本項では、経営者報酬契約における会計上の保守主義の意義を検討し、経営者報酬契約が保守主義の要因となっていることを示す研究と、経営者報酬契約における保守的会計の影響に関する研究をレビューする。

株主と経営者のエージェンシー関係で生じるモラル・ハザードを抑制するために、インセンティブ・システムが設定される（須田 2000；乙政 2004a）。その目的は、株主と経営者の利害をできるだけ一致させ、株主の富の増加をもたらす行動を経営者に促すことである。そこで、インセンティブ・システムとして、企業業績連動型の経営者報酬パッケージが構築されるが、企業業績には経営者のパフォーマンスを正確に映し出す指標が選好される。一般的に、企業業績には株価ベースの指標と会計ベースの指標が用いられているが、会計ベースの指標は株価ベースの指標ほどには市場環境のような経営者がコントロールできない要素の影響を受けないため、経営者の努力に関して情報提供的であるとされる。経営者報酬と会計利益の連動性が高まると、経営者は企業業績を高めようとする事となり、株主にとって望ましい経営者行動を引き出す有効な仕組みといえよう。

Watts (2003a, pp. 212-213)は、経営者報酬契約における会計上の保守主義の意義を次のように説明している。経営者は、社外の利害関係者よりもより多くの情報を有しており、両者の間には情報の非対称性が存在する。そのため、検証性が要求されない状況では、経営者は新製品開発などによる将来キャッシュ・フローの推定値に上方にバイアスをかけ、会計利益ベースの報酬契約の下で過大な報酬の支払いが行われる。また、経営者は在職期間が限られているため、キャッシュ・フローが実現する前に企業から去ることになれば、過大に支払われた経営者報酬を回収することは困難である。あるいは、実際のキャッシュ・フローが推定値に満たなくとも、それが経営者による詐欺であるのか、業績悪化によるものなのかを区別することは困難であり、この場合でも過大報酬は回収不能である。

経営者報酬の過大な支払いを回避するために、保守的会計は控えめな会計利益やより低い純資産簿価をもたらす過程で検証性を高め、このバイアスを緩和する。そのため、会計上の保守主義は、経営者が実現の見込みのない収益を利用して報酬を獲得する機会を制限することを通じて、エージェンシー問題の緩和に貢献することが期待される。

Watts (2003a)は保守的会計の要因の一つとして契約をあげているが、前項でみた債務契約と比べ、経営者報酬契約に関する実証研究はやや限定的である。薄井（2004）は、日本企業を対象に、業績連動型報酬を前提として会計基準（GAAP）の中で会計利益を最大にする



(すなわち、保守的ではない) 会計測定を選択するとの仮説を検証している。3つの分析期間のうち最も近年である 1991 年から 2001 年の期間では、総資産でデフレートした役員報酬が高いほど、Beaver and Ryan (2000)の測定モデルにおけるバイアス要素とラグ要素が低いことが示された。これらの結果は、経営者報酬と会計上の保守主義との関係性を示しているものの、仮説とは整合的ではなく、経営者報酬が高いほど保守的会計が行われていることを意味している。また、中村 (2008b) は、業績連動型報酬制度を明示的に採用している 91 企業・年を調査し、報酬委員会が設置されている企業では、より保守的な会計が行われていることをみいだしている。これは、報酬委員会が取締役などの報酬を決定する際に、保守的な会計が要求されていることを示唆している。さらに、Iwasaki et al. (2014)は、より包括的に、役員報酬と会計利益との関係 (報酬利益係数) を調べたうえで、より高い報酬利益係数がより高い条件付保守主義と関係していることを示している。また、Brockman et al. (2015)は、アメリカ企業を対象として、株式リターンの変動性に対する経営者報酬パッケージの感応度が高い企業では、より適時的な損失認識が行われていることを示している。これらの先行研究は、経営者報酬契約が会計上の保守主義の要因となっていることを示している。

一方、経営者報酬契約における会計上の保守主義の影響を分析している研究に、O'Connell (2006)と Iyengar and Zampelli (2010)がある。O'Connell (2006)は、イギリス企業を対象に、経営者報酬の変動に対する会計利益の変動の影響を分析している。株式リターンがプラスであるグッド・ニュース期間では、保守的な会計が行われると、株式リターンには会計利益に組み込まれないニュースが含まれるため、会計利益と株式リターンの相関は低くなる。会計利益と株式リターンの相関が低い場合には会計利益が報酬目的に利用されるようになるとの先行研究の指摘に基づき、経営者に対する現金報酬が、株式リターンがマイナスの年における会計利益よりも、株式リターンがプラスの年における会計利益に、より感応的であることを示している。この結果は、経営者報酬と会計利益との連動性に対し、保守的会計が関係していることを示唆している。

Iyengar and Zampelli (2010)は、会計業績に対する経営者報酬の連動性に対する保守的会計の影響を調査している。この研究では、会計上の保守主義が会計上のパフォーマンス尺度と関係するノイズを減少させ、会計操作の可能性を低減させ、そして会計操作が発覚する可能性を高めるとの仮定をおき、保守的会計が採用されることで、報酬と業績との感応度が増大する、すなわち、会計尺度にかかるウェイトが高まるとの仮説を設定している。分

析の結果、この仮説と整合的な知見をみいだしており、条件付保守主義が報酬と業績との連動性を高めていることを示している。

以上をまとめると、日本企業を対象とした分析では、経営者報酬契約が会計上の保守主義の要因となっていることが示されている一方で、保守的会計が会計利益と経営者報酬との関係性にどのように影響しているかは明らかになっていないといえよう。

表 2-3 会計上の保守主義と経営者報酬契約との関係に関する実証研究

研究	サンプル (期間/国/観測値数)	[1] 保守主義のタイプ [2] 測定尺度	経営者報酬契約に関連する仮説 (H) やリサーチ・クエスチョン (RQ)	経営者報酬契約に関連する主要な分析結果
要因	薄井 (2004)	[1] 1968年から2001年 ・日本企業 ・1968-75: 1,042社 1976-90: 1,289社 1991-01: 1,616社 [2] 無条件保守主義 ・条件付保守主義 [2] Hb: 他の条件が等しければ、経営者は経済利益に比較し会計利益を過小に認識しない会計測定を選択する。 ・BTM (bias) ・BTM (lag)	Ha: 他の条件が等しければ、経営者は時価に比較して株主資本を過小に評価しない会計測定を選択する。 Hb: 他の条件が等しければ、経営者は経済利益に比較し会計利益を過小に認識しない会計測定を選択する。 H: 経営者現金報酬は、グッド (バッド)・ニュースの企業・年において、会計利益に対してより強い (より弱い) 感応度を示す。	1991年から2001年を対象とした分析では、経営者報酬が高いほど、バイアス要素とラゲ要素は低いことを示している。これは、HaとHbとは整合しない結果であり、経営者報酬が高いほど保守的な会計が行われていることを示唆している。
影響	O'Connell (2006)	[1] 1983年から1997年 ・イギリス企業 ・1,122観測値 グッド・ニュース518 バッド・ニュース604 [2] 条件付保守主義 ・AT	H: 経営者現金報酬は、グッド (バッド)・ニュースの企業・年において、会計利益に対してより強い (より弱い) 感応度を示す。	予想された保守主義の影響と整合的に、会計利益に対する経営者現金報酬の変動は、グッド (バッド)・ニュース企業・年において、より強い (弱い) ことを示している (仮説を支持)。
要因	中村 (2008b)	[1] 2006年から2007年 ・日本企業 ・91企業・年 [2] 不特定 ・その他	H: 他の条件が等しければ、報酬委員会が設置されている企業はそうでない企業よりも保守的な会計手続きを選好する。	裁量的会計発生高に基づく保守主義尺度を用いて、業績連動型報酬制度を明示的に採用している企業を対象とした分析の結果、報酬委員会が設置されている企業が保守的な会計手続きを採用していることが示された (Hと整合)。
影響	Iyengar and Zampelli (2010)	[1] 1994年から2003年 ・アメリカ企業 ・4,508企業・年 [2] 条件付保守主義 ・その他	H: 保守的会計は、報酬と業績との最適な感応性の増大に、または同等的に、インセンティブ報酬に用いられる会計パフォーマンス尺度の最適なウエイトの増大につながる。	異常会計発生高 (abnormal accruals) に基づく保守主義尺度を用いて、会計パフォーマンスに対する経営者報酬の感応度は、より保守的な会計を行っている企業に対して、より高いことを示している (仮説を支持)。
要因	Iwasaki, Otomasa, Shirba and Shuto (2014)	[1] 1988年から2006年 ・日本企業 ・7,986観測値 [2] 条件付保守主義 ・AT	H: 保守主義は、報酬利益係数と正の関係性に関する仮説を支持している。	報酬変動 (水準) と利益変動 (水準) との関係性を示す報酬利益係数 (CEC) を企業ごとに推定し、より高いCECがより大きな利益の非対称的適時性と関係していることを提示している (仮説を支持)。

要因	Brockman, Mia and Ye (2015)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1992年から2007年</li> <li>・ アメリカ企業</li> <li>・ 13,171企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ 条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ AT</li> <li>・ NA</li> <li>・ その他</li> </ul>	<p>H：会計上の保守主義（適時的損失認識）の適用は，株式リターンの変動性に対する経営者報酬パッケージの敏感性（ベガ）と正に関係している。</p>	<p>経営者報酬リスク（ベガ）が高い企業が，より適時的損失認識を行っていることを示している。</p>
----	-----------------------------	----------------------------------------------------------------------------------------------------------	-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	---------------------------------------------------------------------------	----------------------------------------------------

### 3.3 コーポレート・ガバナンス

本項では、コーポレート・ガバナンスの観点から保守的会計の経済的意義を検討し、ガバナンスが会計上の保守主義の要因となっていることを示す研究と、将来業績に対する保守的会計の影響に関する研究をレビューする。

会計上の保守主義には、経営者の事業投資意思決定に関連するエージェンシー問題を緩和する効果があることが指摘されている (Ball 2001 ; Watts 2003a)。正味現在価値 (net present value : NPV) がマイナスである投資プロジェクトであっても、経営者の在任期間にプラスの利益や私的便益をもたらす場合、このプロジェクトが継続されることが考えられる。非効率なプロジェクトの継続は株主に対する損失を拡大させることとなる。会計上の保守主義は、異質的な検証性により損失認識を早期化することで、経営者の在任期間中でのその認識をもたらす。そのため、経営者は、NPV がマイナスの投資プロジェクトを行わないようになる。加えて、保守的会計は、NPV がマイナスの投資プロジェクトの調査や修正行動の必要性に関するシグナルを取締役会や株主に提供するため、経営者は成果が芳しくない投資による経済的損失を限定的にする行動を起こすようになるはずである。このように、会計上の保守主義は、経営者に対して効率的な投資を行うインセンティブを提供する効果、および取締役会や株主に対して経営者の投資意思決定のモニタリングを促進する効果が期待される。

近年の実証研究では、ガバナンスと会計上の保守主義との関係に関する分析が行われている。先行研究は、諸外国企業を対象に、より強いコーポレート・ガバナンス構造を有している企業では、保守的会計が行われていることが報告されている (Garcia Lara et al. 2007 ; 2009b ; Lim 2011 ; Foroghi et al. 2013 ; Leventis et al. 2013)。さらに、より具体的に、外部取締役の割合が高い企業 (Beekes et al. 2004 ; Ahmed and Duellman 2007)、独立的な取締役会や監査委員会を有する企業 (Lim 2011 ; Ahmed and Henry 2012 ; Leventis et al. 2013)、内部統制に重大な欠陥がない企業 (Goh and Li 2011) で、より高い会計上の保守主義が採用されていることが示されている。また、経営者の持株比率との関係も調査され、株主の地位にある経営者が保守的会計を行っていることを示す証拠が提示されている (LaFond and Roychowdhury 2008 ; Chen et al. 2013)。

また、日本企業を調査した研究に、薄井 (2004)、中村 (2008b)、首藤・岩崎 (2009)、および Shuto and Takada (2010)がある。中村 (2008b) は外部取締役の割合が高い企業で、首藤・岩崎 (2009) は独立性や財務的専門性が高い取締役会を有する企業で、より保守的な

会計が行われていることを示している。経営者の持株比率について、薄井（2004）では経営者の持株比率と無条件保守主義とに負の関係、条件付保守主義とに正の関係があることが示されている。また、Shuto and Takada (2010)では、それが高水準と低水準である場合には保守的会計と負の関係にある一方で、それが中程度である場合には保守的会計と正の関係にあることが示されている。

これらの研究は、ガバナンス構造が会計上の保守主義の要因となっていることを報告しており、経営者の投資行動のモニタリングに保守的会計が有用であることを示唆している。ただし、保守主義のタイプや測定モデルにより異なる結果が報告されており（薄井 2004；Lim 2011；Ahmed and Henry 2012；Kootanaee et al. 2013）、より詳細な検証が待たれる。

一方、事業投資の効率性を高める保守的会計の効果について、投資活動や将来業績との関係が分析されている。保守主義と投資活動との関係を調査した研究に、Kravet (2014)、Garcia Lara et al. (2015)、および Srivastava et al. (2015)がある。Garcia Lara et al. (2015)では、アメリカ企業を調査し、過小投資や過剰投資を行う傾向がある企業のうち、より高い条件付保守主義の企業がその投資状況を改善することが報告されている。Kravet (2014)は、より高い条件付保守主義がリスクのある買収を行うインセンティブを減少させることを示している。さらに、Srivastava et al. (2015)では、より高い条件付保守主義が非効率な投資プロジェクトの終了に結びついていることが示されている。諸外国企業を分析したこれらの研究では、より高い保守的会計が投資状況の改善、リスクのある投資の回避、および非効率プロジェクトの打ち切りに結びついていることが示唆されている。

また、将来業績の変数として、株式リターンを用いている研究に、Francis and Martin (2010)、Francis et al. (2013)、Kim and Zhang (2013)、および Dezfoli et al. (2014)がある。Francis and Martin (2010)は、条件付保守主義が高い買収企業は、買収公表時のより高い超過リターンを経験していることを報告している。Kim and Zhang (2013)は、条件付保守主義の程度とその後の株価クラッシュの可能性とに負の関係をみだし、保守的会計を行っている企業では株価クラッシュの可能性が低いことが示された。Francis et al. (2013)では、財務的危機の間を調査し、会計上の保守主義が、株式リターンと正の関係、リターンの変動性と負の関係をみだしている。以上の研究がアメリカ企業を調査しているのに対し、Dezfoli et al. (2014)はイラン企業を分析し、条件付保守主義と株式リターンとの間に正の関係があることを示している。

さらに、将来業績の変数として、会計指標を用いている研究に、Kim and Pevzer (2010)と

Ahmed and Duellman (2011)がある。Kim and Pevzer (2010)は、条件付保守主義の程度と減益や減配とに負の関係を示しており、条件付保守主義が高い企業では減益や減配の可能性が低いことが示唆された。Ahmed and Duellman (2011)は、営業キャッシュ・フローと粗利益率を収益性の代理変数として、会計上の保守主義と正の関係があることを示している。加えて、保守主義と特別損失の頻度や金額との間に負の関係があることを示している。以上の諸外国企業を調査した研究は、株式リターンや会計指標との関係を分析し、条件付保守主義の程度が高い企業がより好ましい将来業績に結びついていることを示唆している。

また、日本企業を調査した Ishida and Ito (2014)と中野ほか (2015) では、より高い条件付保守主義がより低い投資水準と関係しているのに対し、より高い無条件保守主義がより高い投資水準と関係していることが報告されている。中野ほか (2015) では、投資水準に加えて、株式リターンとその変動性についても分析が行われ、会計上の保守主義が株式リターンを高めている一方で、より高い条件付（無条件）保守主義がその変動性と負（正）の関係であることが報告されている。これらの研究は、諸外国と同様に、保守的会計が将来業績に影響していることを示唆し、加えて、保守主義のタイプにより異質な影響である可能性を含意している。一方で、会計上の指標による検証は行われておらず、会計上の保守主義が将来期間における会計利益やキャッシュ・フロー指標にどのような影響を与えているかは明らかとなっていない。

表 2-4 会計上の保守主義とガバナンスとの関係に関する実証研究

研究	サンプル (期間/国/観測値数)	保守主義のタイプ [1] 測定尺度 [2] 測定尺度	ガバナンスに関連する仮説 (H) や リサーチ・クエスチョン (RQ)	ガバナンスに関連する主要な分析結果
Beekes, Pope and Young (2004)	1993年から1995年 イギリス企業 508企業・年	[1] 条件付保守主義 [2] 条件付保守主義 ・AT	H1: 他の条件が等しければ、利益に反映されるバッド・ニュースの適時性は、外部取締役の割合と、正に相関している。 H2: 他の条件が等しければ、利益に反映されるグッド・ニュースの適時性は、外部取締役の割合と、負に相関している。	(1)外部取締役の割合が高い企業では、バッド・ニュースを適時的に会計利益に織り込んでいる (H1 と整合)。(2)グッド・ニュースの観点では、外部取締役の割合が低い企業でより攻撃的な認識はほとんどみいだせなかった (H2 と不整合)。
薄井 (2004)	1968年から2001年 日本企業 1968-75: 1,042社 1976-90: 1,289社 1991-01: 1,616社	[1] 無条件保守主義 条件付保守主義 [2] BTM (bias) BTM (lag)	Ha: 他の条件が等しければ、経営者は時価に比較して株主資本を過小に評価しない会計測定を選択する。 Hb: 他の条件が等しければ、経営者は経済利益に比較し会計利益を過小に認識しない会計測定を選択する。	3つの期間を対象として、経営者持株比率が高いほど、パイアス要素は高い一方、ラグ要素は低いことが示され、Ha と整合的であったが、Hb とは整合しない結果であった。
Ahmed and Duellman (2007)	1999年から2001年 アメリカ企業 833企業・年	[1] 不特定 [2] BTM NA その他	RQ: 保守的会計と取締役会の特徴 (独立性とモニタリング・インセンティブの強さ) は関係しているのか?	(1)内部取締役の割合は、保守主義と負に相関しており、保守的ではない会計が行われていることが示された。(2)外部取締役の割合は、保守主義と正に相関しており、保守的な会計が行われていることが示された。
García Lara, García Osma and Penalva (2007)	1997年から2002年 スペイン企業 193企業・年	[1] 条件付保守主義 [2] AT AACF その他	H: より強いコーポレート・ガバナンス機能は、より条件付保守的会計数値を示す。	6つ (8つ) の指標に基づくコーポレート・ガバナンス尺度を用いて、CEO が取締役会機能に対してあまり影響力を及ぼさない企業 (より強い取締役会の企業) は、より保守的な会計数値を採用していることを示している (H と整合)。



要因	LaFond and Roychowdhury (2008)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1994年から2004年</li> <li>・ アメリカ企業</li> <li>・ 14,786企業・年</li> </ul>	<p>[1] 条件付保守主義</p> <p>[2] AT</p>	<p>H1: 保守的会計は、経営者の特殊比率と負に関係している。</p> <p>H2: 保守的会計は、投資機会をコントロールした後で、経営者の特殊比率と負に関係している。</p>	<p>会計上の保守主義を条件付保守主義とし、経営者の特殊比率と保守主義とに負の関係があることをみいだしている (H1とH2と整合)。これは、経営者の特殊比率が下がることで、株主と経営者とのエンジェンシー・コストが高まり、保守主義の需要が高まることを示唆している。</p>
要因	中村 (2008b)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 2006年から2007年</li> <li>・ 日本企業</li> <li>・ 91企業・年</li> </ul>	<p>[1] 不特定</p> <p>[2] その他</p>	<p>H: 他の条件が等しければ、外部役員比率が高い企業はそうでない企業よりも保守的な会計手続きを選好する。</p>	<p>裁量的会計発生高に基づく保守主義尺度を用いて、業績連動型報酬制度を明示的に採用している企業を対象とした分析の結果、外部役員比率と保守主義とに正の関係が確認された (Hと整合)。</p>
要因	García Lara, García Osma and Penalva (2009)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1992年から2003年</li> <li>・ アメリカ企業</li> <li>・ 9,152企業・年</li> </ul>	<p>[1] 条件付保守主義</p> <p>[2] AT AACF NA</p>	<p>H: より強いコーポレート・ガバナンスをもつ企業は、より高い程度の保守主義を示す。</p>	<p>ガバナンスの水準はいくつかの内的特徴と外的特徴を組み込んだ尺度で測定され、強いガバナンスの企業が、より高い水準の条件付保守主義を示していることをみいだしている (Hと整合)。</p>
要因	首藤・岩崎 (2009)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 2007年から2008年</li> <li>・ 日本企業</li> <li>・ 566観測値</li> </ul>	<p>[1] 不特定</p> <p>[2] AT</p>	<p>H1a: 監査役会の独立性が相対的に高い企業ほど、保守主義の程度が高い。</p> <p>H1b: 独立性が高く、かつ財務の専門能力が高い監査役の構成割合が相対的に高い企業ほど、保守主義の程度が高い。</p> <p>H2a: 取締役会の独立性が相対的に高い企業ほど、保守主義の程度が高い。</p> <p>H2b: 独立性が高く、かつ財務の専門能力が高い取締役の構成割合が相対的に高い企業ほど、保守主義の程度が高い。</p>	<p>分析の結果、H1aを除き、3つの仮説が支持された。要約すれば、独立性が高く、会計の専門性を有する監査役は保守主義を高めるが、会計に精通していない監査役は保守主義と関係していなかった。また、独立性の高い取締役が保守主義を高めていることが明らかとなった。</p>

<p>Francis and Martin (2010)</p> <p>影響</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1980年から2006年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>17,202 買収案件</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>その他</li> </ul>	<p>H1：買収者の期待買収収益は、買収者の適時的損失認識と正に関係している。</p> <p>H2：適時的損失認識と買収者の期待買収収益との正の関係は、事前的エージェント・コストが高い買収者に対して、より顕著である。</p>	<p>収益性を買収者の公表時株式リターンと買収後の営業業績により測定し、(1)経済的損失を会計利益により適時的に組み込む企業がより収益的な買収を行っていること (H1の支持)、(2)適時的損失認識と買収の収益性との正の関係は、事前的エージェント・コストが高い企業に対してより顕著であること (H2の支持) をみだしている。</p>
<p>Kim and Pevzner (2010)</p> <p>影響</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1973年から2005年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>ネガティブ利益サブライズ・テスト： <ul style="list-style-type: none"> <li>65,104~29,301 観測値</li> </ul> </li> <li>減益テスト： <ul style="list-style-type: none"> <li>50,303~28,064 観測値</li> </ul> </li> <li>減配テスト： <ul style="list-style-type: none"> <li>50,225~28,023 観測値</li> </ul> </li> <li>市場反応テスト： <ul style="list-style-type: none"> <li>64,904~28,344 企業・四半期</li> </ul> </li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>AT</li> <li>AACF</li> <li>NA</li> <li>その他</li> </ul>	<p>H1：より高い水準の条件付保守主義は、将来のネガティブ・ニュースのより低い見込みと関係している。</p> <p>H2：より保守的な企業について、グッド (パッド)・ニュースに基づく利益サブライズに対する株式市場反応はより強い (弱い)。</p>	<p>H1について、将来のネガティブ利益の代理変数として減益と減配を用いた場合は仮説と整合的な分析結果が得られたが、アナリスト予想値の未達を用いた場合は仮説を支持する結果は限定的であった。</p> <p>H2について、平均的に、株式市場の反応は、あまり保守的ではない企業のグッド利益ニュースに対してよりも、保守的企業の当該ニュースに対してより強いが、より保守的な企業のパッド利益ニュースに対してはあまりネガティブには反応していないことを示しており、仮説を支持する結果は限定的であった。</p>
<p>Shuto and Takada (2010)</p> <p>要因</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>1990年から2005年</li> <li>日本企業</li> <li>27,485 企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>AT</li> </ul>	<p>H：経営者の持株比率と保守主義の需要との関係は、経営者の持株比率が高水準と低水準の場合に負の関係であり、それが中間水準の場合に正の関係である。</p>	<p>(1)経営者の持株比率が高水準もしくは低水準においては、その持ち株比率と保守主義とは負の関係にあり、アラインメント効果と整合的である。また、(2)経営者の持株比率が中間水準の場合に正の関係にあり、エントレンチメント効果を整合的である (Hを支持)。</p>

<p>影響</p> <p>Ahmed and Duellman (2011)</p>	<p>・ 1989年から2001年 ・ アメリカ企業 ・ 23,681企業・年</p>	<p>[1] ・ 条件付保守主義 ・ 無条件保守主義</p> <p>[2] ・ BTM ・ その他</p>	<p>H1：より保守的な会計を採用している企業は、あまり保守的ではない会計を採用している企業よりも、より高い将来的収益性を有している。 H2：より保守的な会計を採用している企業は、あまり保守的ではない会計を採用している企業よりも、特別損失項目の頻度と金額が低いことを有している。</p>	<p>あまり保守的ではない会計を採用している企業と比較して、より保守的な会計を採用している企業が、(1)以後3年間で、より高い収益性を示していること、および(2)以後の期間で特別損失項目を計上する可能性が低いことやその金額が低いことを示していることが確認された (H1・H2と整合)</p>
<p>要因</p> <p>Goh and Li (2011)</p>	<p>・ 2003年から2005年 ・ アメリカ企業 ・ 7,547企業・年 (H1) 516企業・年 (H2)</p>	<p>[1] ・ 条件付保守主義</p> <p>[2] ・ AT ・ AACF ・ その他</p>	<p>H1：内部統制の質と保守主義との間に関係はない。(帰無仮説) H2：のちに内部統制の改善を示している内部統制が弱い(すなわち、内部統制の欠陥を修正した)企業は、そうできていない企業の保守主義と差異はない。(帰無仮説)</p>	<p>(1)内部統制の質と保守主義との間に正の関係であり、内部統制に重要な欠陥がある企業は、そうではない企業よりもより低い保守主義を示していた。(2)内部統制改善企業は、継続欠陥企業よりも、より大きな保守主義を示していた。</p>
<p>要因</p> <p>Lim (2011)</p>	<p>・ 1998年と2002年 ・ オーストラリア企業 ・ 1998年：644社 2002年：774社</p>	<p>[1] ・ 条件付保守主義</p> <p>[2] ・ AT ・ AACF ・ その他</p>	<p>H1：推奨されるガバナンス実務をとる企業はより保守的な会計を行う。 H1a：独立的取締役会をもつ企業はより保守的な会計を行う。 H1b：取締役会がより大規模な企業はより保守的な会計を行う。 H1c：より独立的監査委員会をもつ企業はあまり独立的でない監査委員会を持つ企業と同程度の保守的である。</p>	<p>(1)強いガバナンスを有している企業がより保守的な会計を採用しているとの H1 に対して弱い証拠を提示しており、あるタイプのモニタリング機能が弱いとき、ガバナンスは会計上の保守主義でより大きな役割を担っているようである。 (2)より具体的には、H1a と H1c は弱い証拠である一方で、H1b と 1d は支持されない結果となった。 なお、保守的会計を高めるようとする要因であろう特定のガバナンスの属性は、取締役会の構成員とリーダーシップに限定され、また、分析方法により結果が異なる。加えて、アメリカ、ヨーロッパ、台湾などの先行研究と異なる結果であり、制度的要因が影響していることを示唆している。</p>

要因	Ahmed and Henry (2012)	<ul style="list-style-type: none"> <li>1992年から2002年</li> <li>オーストラリア企業</li> <li>1,080企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>無条件保守主義</li> <li>条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>NA</li> <li>BTM</li> <li>AT</li> <li>AACF</li> </ul>	<p>H1a (H1b)：取締役会の独立性の程度と無条件（条件付）保守主義との間には正（負）の関係がある。</p> <p>H2a (H2b)：取締役会の規模と無条件（条件付）保守主義との間には負（正）の関係がある。</p> <p>H3a (H3b)：独立的監査委員会の存在と無条件（条件付）保守主義とお間には正（負）の関係がある。</p>	<p>(1)分析結果は、H2aとH3aと整合的であったが、H1aと整合しない結果であった。このことは、よいガバナンス構造をもつ企業が、補完的なエンジェンシー機能として、無条件保守主義を採用していることを示唆している。</p> <p>(2)分析結果は、H1bとH3bと整合しなかったが、H2bと整合的であった。これは、大規模な取締役会が非対称的にバッド・ニュースの認識速度を高め、より大きな条件付保守主義であることを示している。</p> <p>よりよいガバナンスの企業は補完的メカニズムとして無条件保守主義を採用している。</p>
要因	Chen, Chen and Cheng (2013)	<ul style="list-style-type: none"> <li>1996年から2005年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>8,264企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <p>不特定</p> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>NA</li> </ul>	<p>H1：他の条件が等しければ、保守主義は、CEOではない創業家一族の持株比率と正に關係している。</p> <p>H2：他の条件が等しければ、CEOではない創業家一族の持株比率と保守主義との正の關係は、創設者CEOの存在により弱まる。</p>	<p>(1)保守主義は、CEOではない創業家一族の持株比率とともに増加する（H1と整合）。</p> <p>(2)H1の關係は、創業者がCEOとして従事している企業では有意ではなかった（H2と整合）。</p>
要因	Foroghi, Amiri and Fallah (2013)	<ul style="list-style-type: none"> <li>2002年から2011年</li> <li>イラン企業</li> <li>720企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>条件付保守主義</li> <li>無条件保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>AT_FY</li> <li>NA</li> <li>その他</li> </ul>	<p>H1：強いコーポレート・ガバナンスは、財務報告の条件付保守主義を高める。</p> <p>H2：強いコーポレート・ガバナンスは、財務報告の無条件保守主義を高める。</p>	<p>サンプリルの中央値よりも、1)内部取締役の割合が低く、2)機関投資家の持株比率の割合が高く、そして3)CEOと議長が異なる取締役が担当している、の3つの条件を満たす企業を強いコーポレート・ガバナンスの企業とし、両方の保守主義と正の關係があることが示された（H1・H2を支持）。</p>
影響	Francis, Hasan and Wu (2013)	<ul style="list-style-type: none"> <li>2007年から2009年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>6,326観測値</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>条件付保守主義</li> <li>無条件保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>AT_FY</li> <li>AT</li> <li>NA</li> <li>BTM (bias)</li> <li>その他</li> </ul>	<p>H：財務的危機の間、財務的危機に先立ってより保守的な会計を行っている企業は、財務的危機に先立って保守的な会計を行っていない企業よりも、有意により小さな企業価値の損失を経験している。</p>	<p>両方の保守主義について、保守主義と株式リターンの間に正の關係、および保守主義とリターンの変動との間に負の關係を示している（Hと整合）。</p>

<p>Kim and Zhang (2013)</p> <p>影響</p>	<p>1964年から2007年</p> <p>アメリカ企業</p> <p>114,548 企業・年</p>	<p>[1] 条件付保守主義</p> <p>[2] AT</p> <p>AACF</p> <p>AT_FY</p>	<p>H1: 他の条件が等しければ、条件付保守主義の程度は、将来の株価クラッシュの可能性と負に關係している。</p> <p>H2: 他の条件が等しければ、条件付保守主義と将来の株価クラッシュのリスクとの關係は、情報の非対称性が低い企業に対してより顕著である。</p>	<p>(1)条件付保守主義の程度が将来の株価クラッシュのリスクと負に關係しており (H1 と整合)、また(2)情報の非対称性が高い(すなわち、R&amp;D 投資が高く、産業集中が高く、およびアナリストのカバーが低い) 企業に対して、将来の株価クラッシュのリスクに対する保守主義の予測力は、顕著である (H2 と整合)。</p>
<p>Kootanaee, Seyyedi, Nedaee and Kootanaee (2013)</p> <p>要因</p>	<p>2002年から2012年</p> <p>イラン企業</p> <p>1,259 企業・年</p>	<p>[1] 不特定</p> <p>[2] BTM</p> <p>NA</p>	<p>H: コーポレート・ガバナンスと保守主義との間に有意な關係がある。</p>	<p>機関投資家の持株比率、取締役会の独立性、取締役会規模、CEOの議長責任、およびCEOのボード・メンバーをコーポレート・ガバナンスの代理変数として用いた分析の結果、ガバナンスと保守主義との間の關係は有意ではなかった (H と整合しなかった)。</p>
<p>Leventis, Dimitropoulos and Owusu-Ansah (2013)</p> <p>要因</p>	<p>2003年から2009年</p> <p>アメリカ企業 (銀行)</p> <p>2,205 企業・年</p>	<p>[1] 条件付保守主義</p> <p>[2] AT</p> <p>AACF</p> <p>その他</p>	<p>H1: 他の条件が等しければ、効果的なコーポレート・ガバナンス構造を有している銀行は、より高い水準の条件付保守的な会計や報告実務を行っている。</p> <p>H1a: 他の条件が等しければ、効果的な取締役会ガバナンス構造を有している銀行は、より高い水準の保守的財務報告を行っている。</p> <p>H1b: 他の条件が等しければ、効果的な監査ガバナンス構造を有している銀行は、より高い水準の保守的財務報告を行っている。</p> <p>H1c: 他の条件が等しければ、効果的な報酬や持株比率の計画を有している銀行は、低い水準の保守的財務報告を行っている。</p> <p>H1d: 他の条件が等しければ、効果的な買収防衛策を有する銀行は、より高い水準の保守的財務報告を行っている。</p>	<p>分析結果は、H1 と整合的に、効果的なコーポレート・ガバナンス構造を有している銀行がより高い水準の条件付保守主義の財務報告を行っていることを示している。さらに、より詳細には、効果的な取締役会ガバナンスと監査ガバナンスを有する銀行が、より高い水準な保守的会計を行っている (H1a と H1b と整合)。また、経営者報酬や持株比率および買収防衛策は保守的会計とは關係がなかった (H1c・H1d と不整合)。</p>

Dezfoli, Elysseai and Tamimi (2014)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 2005 年から 2012 年</li> <li>・ イラン企業</li> <li>・ 203 企業</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ 条件付保守主義</li> <li>・ 無条件保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ AT</li> <li>・ MTB</li> </ul>	<p>H1：株式リターンと条件付保守主義との間に無関係があること。</p> <p>H2：株式リターンと無条件保守主義との間に無関係があること。</p>	<p>(1)株式リターンと条件付保守主義との間に無関係があること、(2)株式リターンと無条件保守主義との間に無関係があることが明らかとなった。</p>
Ishida and Ito (2014)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1989 年から 2011 年</li> <li>・ 日本企業</li> <li>・ 14,417 企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ 条件付保守主義</li> <li>・ 無条件保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ AT_FY</li> <li>・ BTM (bias)</li> </ul>	<p>H1(H2)：より高い条件付(無条件)保守主義の企業はよりネガティブな(ポジティブな)投資イニシアティブをとる。</p>	<p>条件付保守主義が投資行動に負に影響している一方で、無条件保守主義はそれに正に影響していることが示された (H1 と H2 と整合)。</p>
Kravet (2014)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1984 年から 2006 年</li> <li>・ アメリカ企業</li> <li>・ 3,970 買収案件</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ 条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ AT</li> </ul>	<p>H1：買収企業の保守主義は、買収のリスクと負に無関係である。</p> <p>H2：保守主義と買収のリスクとの関係は、会計ベースの負債コベナントを伴う買収企業よりも、それを行わない買収企業に対して、より弱い。</p>	<p>(1)保守主義と買収のリスクとの間に負の関係を示し (H1 を支持)、保守的会計がリスクのある買収を行う経営者のインセンティブを減らすことを示唆している。(2)会計ベースのコベナントを伴っている企業が、買収のリスクに対する保守主義の負の効果をもたらしている (H2 を支持)。これらの結果は、保守主義が実際の投資意思決定に影響していることを示唆している。</p>
Garcia Lara, Garcia Osma, and Penalva (2015)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1990 年から 2007 年</li> <li>・ アメリカ企業</li> <li>・ 41,626 企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ 条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ AT_FY</li> <li>・ CR</li> <li>・ NA</li> <li>・ その他</li> </ul>	<p>H1a：過小投資の傾向がある企業の中で、より保守的な企業は多くの投資を行う。</p> <p>H1b：過大投資の傾向がある企業の中で、より保守的な企業はあまり投資を行わない。</p> <p>H2：投資に対する保守主義の効果は、情報の非対称性が大きい企業で、より顕著である。</p> <p>H3a：過小投資の傾向がある企業の中で、保守的会計は将来の負債発行と関係している。</p> <p>H3b：過小投資の傾向がある企業の中で、保守的会計は将来の株式発行と関係していない。</p>	<p>(1)過小投資の傾向がある状況で、保守的会計の企業は、保守的ではない会計の企業よりも、より多くの投資を行い、より多くの負債を発行することをみだしている (H1a を支持)。(2)投資や資金調達に対する保守主義の効果は、情報の非対称性の存在により、より顕著である (H2 を支持)。(3)過大投資の傾向がある状況で、保守主義は、買収だけではなく、モニタリングが困難なタイプの投資も減少させている (H1b を支持)。(4)保守的な会計の企業が新規資金調達を株主持分ではなく、負債により行う (H3a と H3b を支持)。</p>

<p>影響</p> <p>中野・大評・高須 (2015)</p>	<p>・ 2000 年から 2013 年</p> <p>・ 日本企業</p> <p>・ 12,880 企業・年 (H1)</p> <p>・ 13,170 企業・年 (H2)</p> <p>・ 13,032 企業・年 (H3)</p>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ 条件付保守主義</li> <li>・ 無条件保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ AT_FY</li> <li>・ BTM (bias)</li> </ul>	<p>H1-1(H2-1) : 条件付 (無条件) 保守主義の程度の高い企業ほど、純投資は低水準 (高水準) である。</p> <p>H1-2(H2-2) : 条件付 (無条件) 保守主義の程度の高い企業の純投資は、投資実行後の株式リターン・ボラティリティを低減する (高める)。</p> <p>H1-3(H2-3) : 条件付 (無条件) 保守主義の程度は、企業の純投資が株主価値に与える影響を変化させる。</p>	<p>(1)より高い条件付 (無条件) 保守主義の企業による将来純投資が抑制 (促進) されることが示唆された (H1-1・H2-1 の支持)。(2)より高い条件付 (無条件) 保守主義の企業はリスクの低い (高い) タイプの投資を行うことが示された (H1-2・H2-2 の支持)。</p> <p>また、(3)両方の保守主義が投資行動を通じて株式リターンを高めている可能性が示されたが、頑健的ではなかった (H1-3・H2-3 の部分的支持)。</p>
<p>影響</p> <p>Srivastava, Sunder and Ise (2015)</p>	<p>・ 1968 年から 2007 年</p> <p>・ アメリカ企業</p> <p>・ 3,618 企業・年</p>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ 条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ AT_FY</li> <li>・ CR</li> </ul>	<p>H1 : 適時的損失認識は、プロジェクトの終了の可能性を高める。</p> <p>H2 : 適時的損失認識は、不採算プロジェクトの遅い終了の可能性を高める。</p> <p>H3a : 不採算プロジェクトの遅い終了は、適時的損失認識の向上によりもたらされる。</p> <p>H3b : 不採算プロジェクトの遅い終了は、資本的支出の減少によりもたらされる。</p>	<p>(1)適時的損失認識がプロジェクトの終了を高めていること (H1 の支持), (2)適時的損失認識が不採算プロジェクトの終了の可能性を高め、そのプロジェクトが適時的に廃止される可能性を高めるおと (H2 の支持), (3)不採算プロジェクトを迅速に終了した企業について適時的損失認識 (資本支出) の変動をもたらしおらず、遅い終了は適時的損失認識の改善 (資本的支出の減少) をもたらすこと (H3a・H3b の支持) を示している。</p>

## 第4節 会計上の保守主義と情報提供

本節では、会計情報の投資意思決定支援機能に対する会計上の保守主義の影響に関する先行研究をレビューする。具体的には、利益の持続性と予測可能性、アナリスト予想、および株主資本コストの観点から、先行研究の研究成果や知見を整理する。なお、レビューの対象となった研究は、本文で取り上げていない研究を含めて、その概要を表 2-5 から表 2-7 にまとめている。

### 4.1 利益特性－持続性と予測可能性－

利益特性に対する会計上の保守主義の影響に関する先行研究は、利益の持続性 (persistence) と予測可能性 (predictability) に焦点をあわせている。本項では、これらの利益特性－持続性と予測可能性－に対する会計上の保守主義の影響に関する 6 つの先行研究をレビューする。なお、利益の持続性は当期の利益が次期に持続する程度と、利益の予測可能性は将来利益や将来キャッシュ・フローを予測する当期利益の能力と定義される (Ruch and Taylor 2011, pp. 18-19)。

利益の持続性は、利益情報の有用性を支える特性のひとつとされる。すなわち、利益の持続性が高いほど、将来利益を予想しやすくなり、企業価値の推定に役立つと理解され (大日方 2013a, p. 341)、一般的に、次期利益を当期利益で回帰することで得られる当期利益の回帰係数で測定される。この回帰係数が 1 に近いほど、持続性は高いと判断される。利益の持続性に対する会計上の保守主義の影響を調査した研究に、Penman and Zhang (2002)、Dichev and Tang (2008)、Heflin et al. (2014)、および Chen et al. (2014)がある。

Dichev and Tang (2008)は、1967年から2003年までの期間での収益と費用の対応関係を調査し、時系列で当期収益と当期費用との相関が減少している一方で、当期収益と前期費用の相関が増加していることみだしている。保守的会計では収益に先立って費用が計上されるため、この相関の調査結果は保守的会計の高まりを示唆している。さらに、この対応の悪化に伴い、利益の変動性がおよそ2倍になり、利益の持続性は0.91から0.65へと有意に減少し、利益変動の自己相関がゼロから-0.30と高くなっていることがみだされた。この研究は、会計上の保守主義を直接的には分析していないものの、およそ40年の間で、収益と費用の対応が悪化しており (すなわち、保守的会計が高まっており)、利益の持続性が減少していることを報告している。



Heflin et al. (2014)は、利益の持続性に対する条件付保守主義の影響を分析している。経済的バッド・ニュースを適時的に会計利益に織り込む条件付保守主義が高い場合、会計利益にはより多くの一時的な会計項目が含まれることになる。一時的項目が利益の持続性を減少させるとの先行研究の指摘に基づいて、GAAP利益の条件付保守主義が高まるにつれ、GAAP利益の持続性は低下すると仮説を検証している。この研究は、アメリカ企業を対象として、仮説と整合的な分析結果を得ている。

Penman and Zhang (2002)は、保守的会計を相対的に低い純資産簿価をもたらす会計方法や見積もりの採用であるとし、より多くの投資が行われると、保守的な会計が行われ会計利益が低下すると指摘している。投資水準の変動が一時的であれば、会計利益の変動もまた一時的となる。そのため、将来利益のよい指標であることを利益の質の定義とすると、投資水準の変動と組み合わせられた保守的会計は、質の低い利益、すなわち持続的ではない利益をもたらすとし、これと整合的な分析結果を示している。この研究は、無条件保守主義と利益の持続性との関係を調査しており、投資水準に変動が生じると、無条件保守主義が低い持続性を導くことを示唆している。

Chen et al. (2014)は、利益の持続性に対する2つのタイプの保守主義の影響を分析している。1期先の利益を被説明変数とした回帰分析において、保守主義尺度と当期利益の交差項の係数が有意に負の値であり、(保守主義のタイプにかかわらず)保守的な会計が行われている場合の当期利益の持続性が低いことが示唆された。さらに、保守主義のタイプ別に、条件付保守主義の適用が、一時的なバッド・ニュースの会計上の認識をもたらし、利益の持続性を低下させる一方で、無条件保守主義はニュースに依存せずに継続的に適用されることから利益をより持続的にするとの考察から仮説を立てている。分析の結果、条件付での保守的利益が、無条件での保守的利益よりも、持続性が低いことが示唆された。

また、利益の予測可能性も、利益情報の有用性を支える特性のひとつである。企業会計基準委員会(2006)では、「財務報告の目的は、投資家による企業成果の予測や企業評価のために、将来キャッシュフローの予測に役立つ情報を提供すること」(第2章、序文)であるとし、FASB(2010)でも目的適合性(relevance)を支える下位概念に、予測を行うインプットの有用性を意味する予測的価値(predictive value)をあげている。これらに基づけば、予測可能性は利益が備えるべき特性であり、予測可能性が高い利益は質が高いとされる(音川・北川2007, pp. 8-9)。

Kim and Kross(2005)は、条件付保守主義の高まりが将来キャッシュ・フローを予測する当

期利益の能力を高めているか否かを調査している。Givoly and Hayn (2000)の測定モデルによる保守主義尺度を用いて、87,685 企業・年を対象に、保守主義が高まっているサンプル (Group\_1) と、保守主義が高まっていないサンプル (Group\_2) とに区分している。1 期先の営業キャッシュ・フローの予測に対し、当期営業キャッシュ・フローを超える当期利益の予測力が、Group\_1 では高まっている一方で、Group\_2 では高まっていないことが示された。この分析結果は、条件付保守主義が高いと、当期利益の将来営業キャッシュ・フローの予測力が高いことを示唆している。

Bandyopadhyay et al. (2010)は、1 期先の営業キャッシュ・フローと会計利益の予測に対し、当期営業キャッシュ・フローを超える当期利益の予測力を調査している。この研究では、保守主義のタイプを区別せずに、保守的会計が当期利益の予測力に対しどのように影響しているかを分析している。分析の結果、保守的会計が、当期利益の将来キャッシュ・フロー予測力を高めている一方で、将来利益予測力を低下させていることが示唆された。

以上のように、利益の持続性や予測可能性に対する会計上の保守主義の影響を検証した先行研究では、(1)保守主義のタイプにかかわらず、保守的会計が利益の持続性を低下させる影響があり、このネガティブな影響は無条件保守主義よりも条件付保守主義で大きいことが示された。また、(2) (条件付) 保守主義が、将来営業キャッシュ・フローを予測する当期利益の能力を高めている一方で、将来利益を予測する当期利益の能力を低くしていることが示された。これらの知見はアメリカ企業を分析対象とした研究の成果であり、日本企業を対象として、これらの利益特性を分析している先行研究は見当たらなかった。

表 2-5 会計上の保守主義と利益特性（持続性と予測可能性）との関係に関する実証研究

研究	サンプル (期間/国/観測値数)	[1] 保守主義のタイプ [2] 測定尺度	利益特性に関連する仮説 (H) や リサーチ・クエスチョン (RQ)	利益特性に関連する主要な分析結果
Penman and Zhang (2002) 影響	<ul style="list-style-type: none"> <li>1975年から1997年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>38,540 企業・年</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>[1] 無条件保守主義</li> <li>[2] HR</li> </ul>	RQ: 会計方法が会計利益の質にどのような影響しているか?	将来利益のよい指標であるなら利益の質が高いと定義し、また、保守的会計を相対的に低い純資産簿価をもたらず会計方法や見積もりの採用であるとしている。投資の変動と組み合わされた保守的会計が会計利益の一時的な変動をもたらずのかとのクエスチョンに対し、それが質の低い利益（あまり安定的ではない利益）をもたらししていることがみいだされた。
Kim and Kross (2005) 影響	<ul style="list-style-type: none"> <li>1973年から2000年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>87,683 企業・年</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>[1] 条件付保守主義</li> <li>[2] NA</li> </ul>	RQ: 会計利益の営業キャッシュ・フロー予測可能性の近年の高まりは、会計上の保守主義の高まりと関連しているのか?	保守主義が高まっているサンプルでは、1期先の営業キャッシュ・フローを予測する会計利益の能力が有意に高まっているのに対し、保守主義が高まっていはいないサンプルでは、そのことは確認できなかった。この結果は、利益と将来キャッシュ・フローとの関係の高まりが、少なくとも部分的に保守主義の高まりにより引き起こされていることを意味している。
Dichev and Tang (2008) 影響	<ul style="list-style-type: none"> <li>1967年から2003年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>34,785 企業・年</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>[1] 不特定</li> <li>[2] その他</li> </ul>	RQ: 過去 40 年間における会計利益の特性に対する費用と収益の乏しい対応の効果は何か?	当期収益と当期費用との相関は減少している一方、当期収益と前期費用との相関は増加していた。これは、収益に先立っての費用計上であり、保守的会計である。また、利益の変動性は増し、利益の持続性は減り、利益変動の自己相関は当初ゼロに近かったが、調査期間末では-0.30 と大きくなくなった。

<p>影響</p> <p>Bandyopadhyay, Chen, Huang and Jha (2010)</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 1973年から2005年</li> <li>• アメリカ企業</li> <li>• 97,332企業・年(full sample)</li> <li>• 13,750企業・年(constant sample)</li> </ul>	<p>[1] 不特定</p> <p>[2] NA</p> <p>• その他</p>	<p>H1a: 会計上の保守主義は、将来キャッシュ・フローを予測する当期利益の能力と正に関係している。</p> <p>H1b: 会計上の保守主義は、将来利益を予測する当期利益の能力と負に関係している。</p>	<p>2つの保守主義尺度を用いた分析結果は、(1)利益の将来キャッシュ・フロー予測力に対し、保守主義はプラスの影響を与えていること (H1aを支持)、(2)利益の将来利益予測力に対し、保守主義はマイナスの影響を与えていること (H1b) が示された。</p>
<p>影響</p> <p>Chen, Folsom, Paek and Sami (2014)</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 1988年から2010年</li> <li>• アメリカ企業</li> <li>• 30,530企業・年</li> </ul>	<p>[1] 条件付保守主義</p> <p>• 無条件保守主義</p> <p>[2] AT_FY</p> <p>• CR</p> <p>• NA</p> <p>• その他</p>	<p>H1: より保守的な利益の持続性は、あまり保守的ではない利益の持続性と異ならない。(帰無仮説)</p> <p>H1a: 条件付で保守的利益の持続性は、無条件で保守的利益の持続性よりも高い、もしくは等しい。(帰無仮説)</p>	<p>1期先の利益を被説明変数とした回帰分析の結果は、(1)保守主義尺度と当期利益の交差項の係数が有意にマイナスであることが示され、より保守的な利益があまり保守的ではない利益よりも持続性が低いことが示唆された(帰無仮説1を棄却)。(2)条件付保守主義尺度と当期利益の交差項の係数は、無条件保守主義尺度と当期利益の交差項の係数よりも有意に低く、条件付での保守的利益は、無条件での保守的利益よりも持続性が低いことが示唆された(帰無仮説1aを棄却)。</p>
<p>影響</p> <p>Heflin, Hsu and Jin (2014)</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 1995年から2009年</li> <li>• アメリカ企業</li> <li>• 6,527観測値</li> </ul>	<p>[1] 条件付保守主義</p> <p>[2] AT</p> <p>• AT_FY</p> <p>• その他</p>	<p>H1a: GAAP利益の条件付保守主義が高まるにつれ、GAAP利益の持続性は減少する。</p>	<p>3つの保守主義尺度から構成される統合尺度を用いた分析結果は、H1aと整合的に、GAAP利益の持続性に対し、条件付保守主義はマイナスの影響を与えていることを示している。</p>

## 4.2 アナリスト予想

一般的に、投資者の投資判断は、上場会社の将来業績の見通しに基づいて行われる（日本証券経済研究所 2011, p. 9）。業績予想の中心である利益予想情報は、投資指標や企業価値評価モデルに用いられており、投資判断に有用な情報となっている（太田 2008a）。

利益予想情報には、企業内部者である経営者が公表する経営者予想と、企業外部者である証券アナリストが公表するアナリスト予想がある。アナリストは多様な情報を入手できるとともに高い企業分析能力を有する専門家であり、投資者がその予想を用いていることを示す研究成果が報告されている（坂本 1996；石川 1996；阿部 1999）。資本市場における有用性が確認されたことを受け、後続の実証研究は、アナリスト予想の精度やバイアスなどの特性を調査している（阿部 2000；太田 2005 ほか）。これらの研究成果は、経営者予想と同様に、アナリスト予想もまた、投資判断に有用な情報であることを示唆している。そこで、本項では、企業が行う保守的会計がアナリスト予想に対してどのような影響を及ぼしているのかについて、予想精度、予想の方向、および予想のばらつきを検証している先行研究をレビューする。

はじめに、アナリスト予想の精度に対する保守主義の影響を検証している先行研究をみていくこととする。この検証を行っている研究に、Mensah et al. (2004), Sohn (2012), および Heflin et al. (2014)がある。これらの研究では、アナリストによる予想利益と実際利益との差異の絶対値（予想誤差）を予想精度の代理変数としている。保守主義のタイプ別にみていくと、Mensah et al. (2004)は、Penman and Zhang (2002)の測定モデルを用いて、無条件保守主義と予想誤差との間に正の関係があることをみだしており、無条件保守主義が高いと予想誤差が大きいことを報告している。この結果は、保守的な会計が行われることで、保守的ではない会計が行われる場合と比べ、変動性の高い利益がもたらされ、アナリスト予想の誤差が高まるとの仮説と整合的である。ただし、Sohn (2012)は、Penman and Zhang (2002)の測定モデルを用いた分析で Mensah et al. (2004)と同じ結果を報告している一方で、他の測定モデルを用いた無条件保守主義尺度と予想誤差との間に負の関係や統計的有意ではない関係を示している<sup>9</sup>。Sohn (2012)は、これらの結果を総合的に判断し、保守主義が経営者による利益操作の裁量を制限することから、より保守的な会計を行っている企業に対して、予想が困難ではないものとなっていると解釈しており、Mensah et al. (2004)とは整合的ではない結論に至っている。他方、条件付保守主義の影響について、Heflin et al. (2014)は、条件付保守主義が一時的項目をもたらすため、アナリスト予想が困難であるとの仮説を立てて

いる。分析結果は、仮説と整合的に、保守主義尺度と予想誤差との間に正の関係を示しており、条件付保守主義が高い企業に対して、アナリスト予想は誤差が大きく、予想が困難であることを示唆している。

次に、保守的会計がどのようなアナリスト予想に結びついているのかを検証している研究をみていくこととする。この検証では、アナリスト予想利益と実際利益との差異（符号付予想誤差）を被説明変数とした回帰分析が行われている。はじめに、無条件保守主義に注目すると、Sohn (2012)では、5つの保守主義尺度を用いた分析結果は、部分的には一致していないものの、全体として無条件保守主義と符号付予想誤差との間に正の関係をみいだしており、無条件保守主義が高い企業に対して実際利益よりも予想利益が低い慎重な予想が行われていることを示している。Sohn (2012)と同様に、Louis et al. (2008)と Kim et al. (2013)も、無条件保守主義が慎重な予想に結びついていることを報告している。他方、条件付保守主義について、Louis et al. (2008)は、条件付保守主義と符号付予想誤差との間に負の関係をみいだしており、一時的な損失の認識をもたらす条件付保守主義が高い企業に対して、実際利益よりも高い利益を予想する楽観的な予想が行われていることを報告している。条件付保守主義が楽観的予想に結びついている傾向があることは、Helbok and Walker (2004)や Sohn (2012)でも報告されている。

さらに、アナリストの間での予想利益のばらつきに対して、Mensah et al. (2004)と Heflin et al. (2014)は、それぞれ、無条件保守主義と条件付保守主義が正の影響を与えていることを報告している。これらの分析結果は、利益予想に対する保守的会計の影響について、予想利益への織り込みにアナリスト間でばらつきがあることを示唆している。

以上のように、アナリスト予想に対する会計上の保守主義の影響を検証した先行研究では、(1)無条件保守主義の影響は混在する分析結果となっているものの、おおむね保守的会計がアナリスト予想の精度を低下させる影響があることが示されている。また、(2)予想の方向について、無条件保守主義が高い企業に対しては慎重な予想が行われている一方で、条件付保守主義が高い企業に対しては楽観的予想が行われていることを示している。さらに、(3)保守的会計が行われることで、アナリストの間で予想利益にばらつきが生じていることが示されている。

これらの研究は、アナリストが利益予想に会計上の保守主義の影響を完全には織り込めず、非効率な予想が行われていることを示唆している (Pae and Thornton 2010)。これらの知見は、アメリカ企業やイギリス企業を分析対象とした研究の成果であり、日本企

業を対象として、アナリスト予想に対する影響を分析している先行研究は見当たらなかった。

表 2-6 会計上の保守主義とアナリスト予想との関係に関する実証研究

研究	サンプル (期間/国/観測値数)	[1] 保守主義のタイプ [2] 測定尺度	アナリスト予想に関連する仮説 (H) ヤリサーチ・クエスチョン (RQ)	アナリスト予想に関連する主要な分析結果
Helbok and Walker (2004) 影響	<ul style="list-style-type: none"> <li>1990年から1998年</li> <li>イギリス企業</li> <li>4,454企業・年</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>[1] 条件付保守主義</li> <li>[2] 条件付保守主義</li> <li>・AT</li> </ul>	RQ: アナリストによる利益予想に対する利益の保守主義のインプリケーションは何か?	<p>(1) 保守的会計の下では、予想利益の変化の分布は右に歪んでいる。(2) 当期のアナリスト予想の改訂は、グッド・ニュースとバッド・ニュースに対して非対称的に反応する。</p> <p>(3) 予想改訂は、グッド・ニュースにラゲ付で会計利益に反映される傾向と、大きなマインナスの一時的項目が翌年に反転する傾向を反映する。(4) サンプル企業を時価簿価比率で区分し、保守主義が変化すると期待される設定ではグッド・ニュースとバッド・ニュースの処理の違いを検証した結果、樂觀的バイアスは、保守主義バイアスとともに、増加していることを示している。</p>
Mensah, Song and Ho (2004) 影響	<ul style="list-style-type: none"> <li>1987年から1999年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>16,783企業・四半期</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>[1] 無条件保守主義</li> <li>[2] 無条件保守主義</li> <li>・HR</li> <li>・その他</li> </ul>	H1A: 他の条件が等しければ、アナリストの予想誤差の絶対値は、あまり保守的ではない会計方針の企業に比べて、より保守的な会計方針の企業に対して、より大きいであろう。 H2A: 他の条件が等しければ、アナリストの利益予想のばらつきは、あまり保守的ではない会計方針の企業に比べて、より保守的な会計方針の企業に対して、より大きいであろう。	保守主義は予想誤差と予想のばらつきと正の関係にあり (H1A・H2Aと整合)、保守的な会計方針の選択がアナリストの利益予想の誤差とばらつきに正に影響していることを示唆している。
Louis, Lys and Sun (2008) 影響	<ul style="list-style-type: none"> <li>1990年から2006年</li> <li>アメリカ企業</li> <li>31,518企業・年</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>[1] 条件付保守主義</li> <li>[2] 条件付保守主義</li> <li>・AT_FY</li> </ul>	H: アナリストは保守主義に対して予想を完全には調整していないため、アナリスト予想はバイアスがかかっている。	アナリスト予想誤差は、予想前の保守主義の代理変数と負に関係しており、アナリストは保守主義に関する情報を予想に組み込んでおらず、樂觀的な予想となっていることを示唆している。



<p>影響</p> <p>Pae and Thornton (2010)</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1984 年から 2002 年</li> <li>・ アメリカ企業</li> <li>・ 16,650 企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ 条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ AT</li> <li>・ AT_FY</li> </ul>	<p>H：アナリストが予想に保守主義を完全には見込めていないことは、予想の非効率性に寄与している。</p>	<p>アナリストのバッド・ニュースに対する過小反応は、期首無条件保守主義と負に關係しており、無条件保守主義が低いことによる条件付保守主義を提示している企業に対して予想の非効率性が大きくなってきていることを示唆している (H を支持)。</p>
<p>影響</p> <p>Sohn (2012)</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1979 年から 2008 年</li> <li>・ アメリカ企業</li> <li>・ 30,966 企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ 無条件保守主義</li> <li>・ 条件付保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ MTB</li> <li>・ HR</li> <li>・ NA</li> <li>・ AT_FY</li> <li>・ その他</li> </ul>	<p>RQ1：アナリストは利益予想に会計上の保守主義を組み込んでいるかどうか？</p> <p>RQ2：あまり保守的会計の企業について、アナリストは利益予想がより困難であるかどうか？</p>	<p>RQ1 について、予想誤差 (実際 EPS と予想 EPS との符号付差異) を被説明変数にした重回帰分析の結果、7 つの保守主義尺度で一貫してはなかったが、アナリストが予想に保守主義を (少なくとも部分的には) 組み込んでいることを示唆している。</p> <p>RQ2 について、予想誤差の絶対値を被説明変数にした重回帰分析の結果、7 つの保守主義尺度で一貫してはなかったが、保守主義が経営者による利益操作の裁量を制限することから、より保守的な企業に対して、予想はより容易であることを示唆している。</p>
<p>影響</p> <p>Kim, Nekrasov, Shroff and Simon (2013)</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1999 年から 2007 年</li> <li>・ アメリカ企業</li> <li>・ 43,739 企業・年</li> </ul>	<p>[1]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ 無条件保守主義</li> </ul> <p>[2]</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>・ HR</li> </ul>	<p>H：平均的に、アナリストの 1 年先利益予想と 2 年先利益予想は、無条件保守主義の下方効果を組み込んでいる。</p>	<p>予想利益を被説明変数にした重回帰分析の結果、保守主義尺度の係数は有意な負の値であり、アナリストは無条件保守主義の下方効果を利益予想に組み込んでいることを示唆している (H を支持)。</p>

影響	Heflin, Hsu and Jim (2014)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 1995年から2009年</li> <li>• アメリカ企業</li> <li>• 797,85/62,838 観測値</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>[1] 条件付保守主義</li> <li>[2] AT</li> <li>AT_FY</li> <li>その他</li> </ul>	<p>H2a : GAAP 利益の条件付保守主義が高まるにつれ, アナリストの予想誤差は高まる。</p> <p>H2b : GAAP 利益の条件付保守主義が高まるにつれ, アナリストの予想のばらつきは高まる。</p>	<p>3つの保守主義尺度から構成される統合尺度を用いた分析結果は, H2aと整合的に, アナリストの予想誤差に対して, 条件付保守主義がプラスの影響を与えており, 保守的なGAAP利益予想にアナリストが困難性を有していることを示唆している。</p> <p>また, アナリストの予想値の標準偏差を被説明変数とした分析では, H2bと整合的に, 条件付保守主義がアナリスト予想のばらつきにプラスの影響を与えており, 条件付保守主義がアナリスト間の情報に非対称性を悪化させ, 予想値にばらつきをもたらしていることを示唆している。</p>
影響	Jung, Lim, Pae and Yoo (2015)	<ul style="list-style-type: none"> <li>• 1998年から2010年</li> <li>• アメリカ企業</li> <li>• 139,778 企業・年</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>[1] 条件付保守主義</li> <li>[2] AT</li> <li>その他</li> </ul>	<p>H : ターゲット企業の会計上の保守主義に予想上の保守主義をうまくあわせているアナリストは, より正確な利益予想を行っている。</p>	<p>会計上の保守主義と予想上の保守主義の対応の尺度は予想の正確性と正に関係しており, 会計上の保守主義を理解し, 予想上の保守主義に調整するアナリストの能力は, アナリストの専門性の重要な源として機能することを示唆している。</p>

### 4.3 株主資本コスト

株主資本コストは、株主が自ら拠出した資本に対して要求する利益率を意味しており、株式投資にかかる不確実性により高まるとされる。株主資本コストは、企業情報の開示活動と関連しており、より積極的なディスクロージャーを行っている企業ほど株主資本コストが低下していることが報告されている (Botosan 1997 ; Botosan and Plumlee 2002 ; 音川 2000 ; 須田ほか 2004a)。これらの研究は、経営者がより積極的に情報開示を行うことで、投資者は株式資にかかる不確実性や企業価値を適切に評価することができるようになり、また経営者はその見返りとして低い資本コストを享受していることを示唆している。

Francis et al. (2004)は、利益情報が主たる企業情報の一つであることを示す実証研究の成果を受けて、利益情報の 7 つの特性 (会計発生高の質、持続性、予測可能性、平準化、価値関連性、適時性、および保守主義) に着目し、それらと株主資本コストとの関係を調査している。この研究では、情報リスクがペイオフの不確実性、すなわちグッド・ニュースとバッド・ニュースの両方の正確性と関連している一方で、条件付保守主義がバッド・ニュースの正確性とのみ関連しているため、保守主義と株主資本コストの関係は希薄であると予想されている。アメリカ企業をサンプルとした回帰分析の結果、予想と整合的に、保守主義尺度の係数は統計的に有意ではなく、条件付保守的会計が株主資本コストに影響を与えていることを示す証拠は得られなかったことが示されている。

これに対し、会計上の保守主義が株主資本コストと統計的に有意に関連していることを示している研究に、Chan et al. (2009), Artiach and Clarkson (2011b), García Lara et al. (2011), Biddle et al. (2012), Khalifa et al. (2014), Li (2014), および Khalifa and Othman (2015)がある。ただし、保守的会計の影響に関する見解は分かれており、実証結果もまた混在している (浅野・古市 2015, pp. 49-52)。

はじめに、条件付保守主義の影響に関する研究をみていくと、Artiach and Clarkson (2011b), García Lara et al. (2011), Khalifa et al. (2014), Li (2014), および Khalifa and Othman (2015)は、条件付保守主義が株主資本コストを低下させていることを報告している。これらの研究は、(1)会計情報の質の向上が、市場参加者が企業価値を推定する正確性を高め、また株主資本コストを下げること (Lambert et al. 2007・2011), また、(2)会計上の保守主義が情報の質の向上に寄与すること (Gietzmann and Trombetta 2003, Bagnoli and Watts 2005, Guay and Verrecchia 2007) を説明している分析的先行研究に基づいて、条件付保守主義と株主資本コストとの間の負の関係を仮説立てている。加えて、Li (2014)では、バッド・ニュースを適時

的に認識する条件付保守主義が経営者の機会主義的行動の抑制に役立つことや、バッド・ニュースのシグナルを受けとることでモニタリングの強化や利己的経営者の交代を行うなどの対処ができ、潜在的損失を最小にできることが指摘されている。そして、条件付保守主義がエージェンシー・リスクを緩和することで、条件付保守主義が高い企業に対する株主資本コストは低くなると予想されている。これらの条件付保守主義に期待される効果と整合的に、アメリカ企業を分析している Artiach and Clarkson (2011b)と García Lara et al. (2011)、中東・北アフリカ 13 か国の企業を調査している Khalifa et al. (2014)と Khalifa and Othman (2015)、アメリカ・ヨーロッパ・アジアなど 35 か国の企業を対象とした Li (2014)で、条件付保守主義と株主資本コストとの間に負の関係があることが示されている。

対照的に、Chan et al. (2009)と Biddle et al. (2012)は条件付保守主義と株主資本コストとの間にプラスの関係にあることを報告している。Chan et al. (2009)は、条件付保守主義の情報リスクの低減効果とは対照的に、条件付保守主義が利益特性の一つである持続性に与える影響に注目している。すなわち、会計利益にバッド・ニュースを織り込む条件付保守主義はタイミングや金額について経営者の裁量性と関連しており、また条件付保守主義が高いと、利益は持続的ではなくなり、投資者にとって将来予想は難しいものとなるため、要求するリターン（資本コスト）は高くなると予想している。この予想と整合的に、イギリス企業をサンプルとして、より高い条件付保守主義がより高い株主資本コストと関係していることを示す分析結果を示している。Biddle et al. (2012)もまた、アメリカ企業をサンプルとして、同様の関係をみいだしている。

次に、無条件保守主義の影響に関する研究を取り上げると、Chan et al. (2009)と Khalifa et al. (2014)が対照的な分析結果を示している。Khalifa et al. (2014)は、無条件保守主義と条件付保守主義との間の逆の関係に基づいて株主資本コストに対して保守主義のタイプにより影響が異なるとの仮説を立て、より高い無条件保守主義がより高い株主資本コストと関係していることをみいだしている。これに対し、Chan et al. (2009)では、バッド・ニュースに先立って会計上の費用や損失を計上する無条件保守主義は会計上のスラックを形成し条件付保守主義を抑制する機能を有しており、また、無条件保守主義が高いと、利益は持続的であり、投資者は将来予想をしやすくなるため、無条件保守主義がより低い株主資本コストと関係していることを仮説立てている。そして、仮説と整合的に、無条件保守主義と株主資本コストとの間に負の関係をみいだしている。

以上のように、株主資本コストに対する会計上の保守主義の影響に関して、混在する研

究結果が報告されている。これらの混在する知見について、Ruch and Taylor (2011・2014)はその理由として測定の問題を指摘している。表 2-7 にまとめているように、保守主義尺度の定量化に多岐にわたる測定モデルが適用されており、また、株主資本コストについても、PEG (pre-earnings-growth) レシオに基づく尺度 (Francis et al. 2004 ; Artiach and Clarkson 2011b ; Li 2014)、超過利益成長評価 (abnormal earnings growth valuation) モデルに基づく尺度 (Chan et al. 2009 ; Li 2014)、株式リターンとリスク・フリー・レートから計算される尺度 (García Lara et al. 2011 ; Biddle et al. 2012)、Estrada (2000)のアプローチを用いた尺度 (Khalifa et al. 2014 ; Khalifa and Othman 2015) など、様々な測定モデルが適用されている。これらの測定モデルの違いが異なる知見に結びついているのかもしれない。

一方、日本企業を対象とした研究に、中村 (2008b) と眞鍋・西海 (2010) がある。これらの研究は、保守的会計が行われている企業で株主資本コストが低いことを示している。ただし、これらの研究では、保守主義のタイプを特定せずに分析が行われており、諸外国企業を調査している先行研究と比べ、限定的な知見であるといえよう。

表 2-7 会計上の保守主義と株主資本コストとの関係に関する実証研究

研究	サンプル (期間/国/観測値数)	[1] 保守主義のタイプ [2] 測定尺度	株主資本コストに関連する仮説 (H) やリサーチ・クエスチョン (RQ)	株主資本コストに関連する主要な分析結果
Francis, LaFond, Olsson and Schipper (2004)	1975年から2001年 ・アメリカ企業 ・21,334企業・年	[1] 条件付保守主義 [2] 測定尺度 ・AT	RQ: 7つの利益特性 (会計発生高の質, 持続性, 予測可能性, 平準化, 価値関連性, 適時性, 保守主義) がより低い株主持分コストに関連しているか? Ha/Hb/Hc: 他の条件が等しければ, 保守的な会計手続性を採ることにより, 報酬委員会が設置されている企業/社外役員の比率が高い企業/経営者の在任年数の短い企業のエージェンシー・コストは低くなる。	保守主義尺度と株主資本コストとの間に統計的に有意な関係はなく, 保守主義が株主資本コストに影響を与えていることを示す証拠は得られなかった。
中村 (2008b)	2006年から2007年 ・日本企業 ・91企業・年	[1] 不特定 [2] その他	裁量的会計発生高に基づく保守主義尺度を用いて, 業績連動報酬制度の採用を公表しているなどの条件を満たす91企業・年をサンプルとして, ベータ値に対し, 3つの仮説と整合的な結果を得ている。これらの分析結果は, 保守的な会計手続きの採用により, 株主と経営者の間のエージェンシー・コストが削減されていることを示唆している。	保守主義尺度と株主資本コストとの間に統計的に有意な関係はなく, 保守主義が株主資本コストに影響を与えていることを示す証拠は得られなかった。
Chan, Lin and Strong (2009)	1987年から1999年 ・イギリス企業 ・5,403企業・年	[1] 無条件保守主義 ・条件付保守主義 [2] BTM ・AT	H1: より高い程度の事前の(無条件)保守主義はより高い株主資本コストと関係しており, より低い株主資本コストと関係している。 H2: より高い程度の事後の(条件付)保守主義はより低い株主資本コストと関係しており, より高い株主資本コストと関係している。	事前の保守主義がより低い株主資本コストと関係していることがみいだされており (H1の支持), 事前の保守主義がより持続的で予測可能な利益流れをもたらす, 市場に対し, 良質の利益や会計情報を提供していることを示唆している。さらに, 事後の保守主義がより高い株主資本コストと関係していることがみいだされており (H2の支持), 事後の保守主義が機会的に利益を操作し, 持続性や予想可能性が低い利益流れをもたらす, 質の低い利益や会計情報を提供していることを示唆している。

影響	眞鍋・西海 (2010)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 2001 年度から 2008 年度</li> <li>・ 日本企業</li> <li>・ 9,166 企業・年</li> </ul>	<p>[1] 不特定</p> <p>[2] CR</p>	<p>H1: 保守的な会計政策を採用している場合、負債コストの低下とともに株主資本コストが低下する。</p> <p>H2: リスクの低い投資意思決定をしている企業ほど、保守主義による株主資本コストの低下の効果が大きい。</p> <p>H3: デフォルト・リスクの小さい企業ほど、保守主義による株主資本コストの低下の効果が大きい。</p>	<p>会計発生高を用いた分析では、保守主義が高いと資本コストが低いことが確認された (H1 の支持)。また、投資政策にかかわらず、保守的会計が資本コストを低下させており、特にリスクの低い企業では、保守主義による資本コスト低下の効果が大きいことが確認された (H2 の支持)。ただし、財務政策にかかわらず、保守的会計が資本コストを低下させているものの、デフォルト・リスクの程度による効果の違いは確認されなかった (H3 の不支持)。</p>
影響	Artiach and Clarkson (2011b)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1985 年から 1994 年</li> <li>・ アメリカ企業</li> <li>・ 1,782 企業・年</li> </ul>	<p>[1] 不特定</p> <p>[2] NA AT_FY</p>	<p>H: 企業が保守的な会計方針を採用している程度と株主資本コストとの間に負の関係があり、その関係の強さは企業を取り巻く情報の非対称性の程度により高まる。</p>	<p>保守主義尺度と株主資本コストとの間に負の関係が確認され、保守的な会計が資本コストの低減効果を有していることが示された。また、情報の非対称性が高い (低い) と低減効果は強く (弱く)、保守主義の効果が当該企業の情報環境に基づいていないことが示された (H の支持)。</p>
影響	Garcia Lara, Garcia Osma and Penalva (2011)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1975 年から 2003 年</li> <li>・ アメリカ企業</li> <li>・ 54,389 企業・年</li> </ul>	<p>[1] 条件付保守主義</p> <p>[2] CR</p>	<p>RQ: 条件付保守主義と株主資本コストとの関係は何か?</p>	<p>条件付保守主義と株主資本コストとの間に負の関係が確認され、将来キャッシュ・フローの金額や分布に関する不確実性と将来株価の変動性を低減することで、情報の正確性向上、企業価値向上、および株主資本コストの低減を保守的会計がもたらすとの分析的研究に基づく仮説を支持している。</p>
影響	Biddle, Ma and Wu (2012)	<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 1986 年から 2008 年</li> <li>・ アメリカ企業</li> <li>・ 62,833 企業・年</li> </ul>	<p>[1] 条件付保守主義</p> <p>[2] NA その他</p>	<p>RQ: 潜在的に株主資本コストを高める条件付保守主義の 3 つの効果 - 情報の非対称性効果、投資家行動効果、利益下方リスク効果 - を通して、条件付保守主義と株主資本コストとの関係は何か?</p>	<p>保守主義尺度と株主資本コストとの間に正の関係が確認され、条件付保守主義が資本コストを高められていることが示された。また、SOX 法施行後はこの正の関係が消えたことを確認しており、SOX 法が情報の非対称性を緩和し、事業リスクを低減し、行動効果を弱めていることと整合的である。</p>

<p>Kim, Li, Pan and Zuo (2013)</p> <p>影響</p>	<p>1989年から2008年 アメリカ企業 3,428 公募増資案件</p>	<p>[1] 条件付保守主義 [2] AT_FY NA その他</p>	<p>H1: 公募増資公表の株式リターンは会計上の保守主義の程度と正に関係している。 H2: 情報の非対称性と公募増資公表の株式リターンとの負の関係は、会計上の保守主義の程度が高い企業に対してはあまり顕著ではない。</p>	<p>H1と整合的に、保守主義尺度の係数は有意な正の値となり、保守主義が高い企業に対する公募増資公表の株式リターンがより高いものとなっていることが示された。また、情報の非対称性を示す変数を加えた分析では、情報の非対称性が高い企業がより深刻な株価の下落を経験しているとともに、保守主義が公表リターンと情報の非対称性と負の関係を緩和していることを示している(H2と整合)。以上の結果は、公募増資における逆選択の問題を緩和する効果的なメカニズムとして、保守的会計が機能していることを示唆している。</p>
<p>Khalifa, Othman and Hussainey (2014)</p> <p>影響</p>	<p>2004年から2009年 中東・北アフリカ13か国 3,278 企業・年</p>	<p>[1] 条件付保守主義 無条件保守主義 [2] AT_FY BTM</p>	<p>H1: 条件付保守主義と無条件保守主義は、異なる方法で、株主資本コストに影響する。 H2: 保守的会計の効果は、より低い株主資本コストの企業に対してよりも、より高い株主資本コストの企業に対して、顕著である。</p>	<p>株主資本コストに対し、条件付保守主義が負の影響を与えている一方で、無条件保守主義が正の影響を与えていることが示された(H1の支持)。また、株主資本コストを基準とした分析では、資本コストが低い企業に比べ、それが高い企業に対して、条件付(無条件)保守主義の低減(増高)効果が顕著であることが示された(H2の支持)。</p>
<p>Li (2014)</p> <p>影響</p>	<p>1991年から2007年 35か国の企業 349国・年</p>	<p>[1] 条件付保守主義 [2] AT</p>	<p>H1: 条件付保守主義と株主資本コストとの間に負の関係がある。 H2: 条件付保守主義と株主資本コストとの負の関係は、株主保護が強い国においては弱くなる。</p>	<p>(1)条件付保守主義と株主資本コストとの負の関係である(H1の支持)。(2)取締役会の独立性と少数株主保護を基準として、投資家保護が弱いサンプルを用いた分析では条件付保守主義の係数が有意な負である一方で、投資家保護が強いサンプルを用いた分析では、その係数は有意ではなかった(H2の支持)。</p>



<p>影響</p> <p>Khalifa and Othman (2015)</p>	<p>・ 2004 年から 2007 年</p> <p>・ 中東・北アフリカ 13 개국</p> <p>・ 1,287 企業・年</p>	<p>[1]</p> <p>・ 条件付保守主義</p> <p>[2]</p> <p>・ AT_FY</p>	<p>H1：より高い保守主義の企業は、より低い株主資本コストを有している。</p> <p>H2：バッド・ニュース認識の観点での条件付保守主義は株主資本コストに負の効果をもっている。</p> <p>H3：グッド・ニュース認識の観点での条件付保守主義は株主資本コストに負の効果をもっている。</p>	<p>条件付保守主義と株主資本コストとの間に負の関係が示され (H1 を支持)、また 2 つのメカニズム (バッド・ニュースとグッド・ニュースの観点) での保守主義が資本コストを低減していることを示している (H2・H3 の支持)。</p>
--------------------------------------------	----------------------------------------------------------------------	-------------------------------------------------------	-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

## 第5節 本章の要約と課題

本章では、会計上の保守主義に関する研究について、(1)保守主義のタイプと測定、(2)保守主義と契約、および(3)保守主義と情報提供の3つの観点から先行研究のレビューを行った。日本企業に関する近年の実証研究に先立って行われている諸外国企業を対象とした研究の発見事項の整理と体系化を行い、また日本企業に関する既存研究の成果との比較を通じて、保守主義研究の課題を明らかにすることであった。

第2節では、会計上の保守主義の定義や、会計基準の枠組みで行われる保守主義に無条件保守主義と条件付保守主義の2つのタイプがあることを確認した。また、会計上の保守主義の7つの代表的な測定尺度を概観し、第3節と第4節でレビューする先行研究における測定尺度の利用状況をまとめた。その結果、Basu (1997)による利益の非対称的適時性尺度やKhan and Watts (2009)によるその企業・年尺度を用いた条件付保守主義に注目した研究や、近年では複数の尺度を用いた研究が行われていることがわかった。

第3節では、会計上の保守主義と契約との関係性を分析している先行研究をサーベイした。Watts (2003a)では、債務契約、経営者報酬契約、およびコーポレート・ガバナンスにおける保守的会計の意義が検討され、それらが保守主義の要因となることが指摘されている。そこで、保守主義と契約の関係性について、各契約が保守主義の要因となっていることを検証している研究と、保守主義がそれぞれの契約に与える影響を分析している研究を検討した。

はじめに、債務契約について、国内外の先行研究で、債務契約がより高い程度の保守主義に結びついていることが明らかとなっている。そして、保守的会計の影響に関して、諸外国企業を対象に、貸し手と借り手企業の立場からの便益が検証されており、私的債務契約では、条件付保守主義について、貸し手に対して財務制限条項の抵触や債権回収率が高まる効果や、借り手企業に対して負債コストの低減効果が確認されたが、社債契約ではその低減効果は確認されなかった。また、無条件保守主義に関しては、借入金スプレッドや発行体格付に対し混在する分析結果が示されている。

日本企業を対象とした研究に中村 (2008a) がある。この研究では、借入金利率に対する保守主義の影響を分析しているものの、保守主義のタイプは特定されていない。また、社債契約における検証は見当たらなかった。先行研究では、債務契約におけるそれぞれのタイプの保守主義の機能が指摘されており、また債権者の特徴がその機能に影響することが

指摘されている。そこで、本論文では、先行研究で指摘されているそれぞれのタイプの保守主義について、第 3 章で借入金契約、第 4 章で社債契約を対象に、利率スプレッドなどに対する影響を分析する。

次に、経営者報酬契約について、経営者報酬と会計利益の連動性に対して保守主義が関係していることが示され、さらに、保守的会計による会計利益が経営者報酬の連動性を高めていることが明らかとなっている。これらの諸外国企業を対象とした先行研究に対し、日本企業を対象とした先行研究では、より高い経営者報酬や報酬委員会の存在がより高い保守主義に結びついており、経営者報酬契約が保守主義の要因となっていることが示されている。一方、経営者報酬契約に対する保守的会計の影響に関する先行研究は見当たらなかった。そこで、第 5 章で、保守的会計が会計利益と経営者報酬との関係性にどのように影響しているかを実証的に検証する。

最後に、コーポレート・ガバナンスについて、国内外の先行研究がより強いガバナンス構造を有している企業で保守的会計が行われていることを報告しており、経営者の投資行動のモニタリングに保守主義が有用であることを示唆している。そして、諸外国企業を対象に、株式リターンや会計指標との関係を分析した結果、保守主義がより好ましい将来業績に結びついていることを示唆している。

日本企業を対象とした研究に、Ishida and Ito (2014)と中野ほか (2015) がある。これらの研究は、保守的会計が投資水準や将来リターンに対して影響を与えていることを示しており、また、保守主義のタイプにより異質な影響であることが示唆されている。他方、会計指標の検証を行っている先行研究は見当たらなかった。そこで、第 6 章で、会計上の保守主義が、株式リターンに加えて、会計利益やキャッシュ・フロー指標にどのような影響を与えているかを分析する。

本章の第 4 節では、会計上の保守主義と情報提供との関係性を分析している先行研究をサーベイした。会計情報の投資意思決定支援機能について、利益特性、アナリスト予想、および株主資本コストの観点から、それぞれに対する保守的会計の影響を分析している研究を検討した。

はじめに、利益情報の有用性を支える利益特性として、持続性と予測可能性に焦点をあわせ、それらに対する保守主義の影響を分析している研究を概観した。利益の持続性に関する先行研究は、保守主義のタイプにかかわらず、保守的会計が持続性を低下させる影響があることを報告している。また、予測可能性に関する先行研究は、(条件付) 保守主義が

将来営業キャッシュ・フローを予測する当期利益の能力を高めている一方で、将来利益を予測する当期利益の能力を低下させていることを示している。

次に、アナリスト予想について、予想精度、予想の方向、および予想のばらつきに対する保守的会計の影響を検証する先行研究をレビューした。それぞれの検証結果が、保守主義のタイプにより混在する結果となっているものの、おおむね保守的会計が予想精度を低下させていること、無条件（条件付）保守主義が高い企業に対して慎重（楽観的）な予想が行われていること、および保守的会計がアナリスト間で予想利益にばらつきを生じさせていることを示していることが確認された。

以上の利益特性やアナリスト予想を分析した研究が諸外国企業を対象としているのに対し、日本企業を対象とした研究は見当たらなかった。そこで、第 7 章と第 8 章で、会計上の保守主義が、これらの利益特性やアナリスト予想に対しどのような影響を与えているのかを検証する。

最後に、株主資本コストに対する保守的会計の影響について、諸外国企業を対象とした先行研究は、保守主義と株主資本コストとに有意な関係がない、あるいは、保守的会計が資本コストを低下させる効果があることを示しているものの、保守主義のタイプにより異質であることなど、混在する分析結果を示している。一方、日本企業を対象とした研究に中村（2008b）と眞鍋・西海（2010）があり、保守的会計が株主資本コストを低下させていることを示している。ただし、保守主義のタイプが特定されていない点で、諸外国企業に基づく先行研究の成果に比べ、得られた知見は限定的であるといえる。そこで、第 9 章では、会計上の保守主義と株主資本コストとの関係の実証分析を実施する。

---

<sup>1</sup> これら 2 つの視点ほか、Habib (2007)は法的システムの観点から会計上の保守主義の要因に関する文献をサーベイしており、また、Artiach and Clarkson (2011a)はディスクロージャーと保守的会計の株主資本コストに対するインプリケーションに関する研究をサーベイしている。

<sup>2</sup> Ruch and Taylor (2014)は、Ruch and Taylor (2011)で取り上げられている文献を含む 1997 年から 2013 年までに代表的な会計ジャーナルで公表された 34 文献をレビューし、会計上の保守主義が利益の質に与える影響を検討し、続いて財務諸表利用者（株式市場利用者、負債市場利用者、コーポレート・ガバナンス利用者）に対する影響に関する知見を要約している。

<sup>3</sup> これらの会計処理ほか、プラスの正味現在価値を有する投資プロジェクト（事業用資産）に対する取得原価会計の適用も無条件保守主義の適用例にあげられる（Bearver and Ryan

---

2005)。これにより、純資産簿価は市場価値よりも過少に表示される。

<sup>4</sup> また、無条件保守主義と条件付保守主義とでは、経営者による会計的判断の裁量性にも相違がある。無条件保守主義の適用例である固定資産の減価償却における耐用年数や残存価額の決定に経営者の裁量があるものの、事業用資産に対する取得原価会計や研究開発費に対する一括費用計上は現行の会計基準で要求されている会計処理であり、無条件保守主義は相対的に経営者の裁量性が小さいと考えられる。一方、条件付保守主義の適用例である棚卸資産に対する低価法の適用や固定資産に対する減損処理では、資産価値の切り下げのタイミングや金額は経営者の判断に基づいており、無条件保守主義と比べ、経営者の裁量性が大きいと考えられる。

<sup>5</sup> 高田 (2006) は、日本企業に対する Basu (1997)の測定モデルの適用について、決算短信による経営者予想利益の影響を考慮したモデルを提示している。Basu (1997)では経済的ニュースの代理変数として株式リターンが用いられているが、株式リターンは経営者予想の影響を受けることが先行研究で報告されている。そこで、高田 (2006) は、Basu (1997)のモデルをベースに、当期実際利益と次期予想利益との差異を織り込んだ測定モデルを提案し、その有効性を検証している。

<sup>6</sup> Ahmed et al. (2002)と同様に、薄井 (2004) は、日本企業を分析し、債権者によるコントロールが高い企業では無条件保守主義が高いことを提示している。

<sup>7</sup> Qiang (2007)と同様に、García Lara et al. (2009a)は、アメリカ企業を対象に、レバレッジ (私的負債の割合)が高い企業は条件付保守主義が高いことを示している。

<sup>8</sup> 中村 (2008a) は、保守主義のタイプを特定せずに、Beaver and Ryan (2000)の測定モデルによるラグ要素を保守主義の代理変数として、借入金利率との間に負の関係があることを示している。

<sup>9</sup> Sohn (2012)では、時価簿価比率や Penman and Zhang (2002)の測定モデルによる保守主義尺度のほか、Givoly and Hayn (2000)の非営業会計発生高のマイナス累積額 (NA) や、キャッシュ・フローに対する会計利益の相対的歪度を無条件保守主義尺度として用いている。他の研究ではこれらの尺度を条件付保守主義尺度として用いていることもあり、適用する測定モデルが研究結果に影響していることを示唆している。



## 補章 会計上の保守主義の推定

本章では、本論文の実証分析で用いる会計上の保守主義に関する尺度の推定手順を説明する。本論文では、会計上の保守主義として、条件付保守主義尺度、無条件保守主義変動尺度、および無条件保守主義水準尺度を用いている。第1節では、Khan and Watts (2009)のモデルに基づいた条件付保守主義の推定手順を、第2節ではBeaver and Ryan (2000)のモデルに基づいた無条件保守主義の推定手順を説明する。また、これらの推定尺度にはノイズが生じることが知られているため、その影響を緩和するために基準化の手続きを用いた。第3節では、この基準化の手順と、本論文で用いる会計上の保守主義に関する尺度の関係を示している。

なお、保守主義尺度の推定に用いるデータについて、財務諸表データは『日経 NEEDS 企業財務データ』（日経メディアマーケティング）、株価データは『株価 CD-ROM』（東洋経済新報社）から入手している。

### 第1節 条件付保守主義尺度の推定

本論文では、条件付保守主義尺度の推定に、Khan and Watts (2009)のモデルを用いた<sup>1</sup>。このモデルによる尺度は、Basu (1997)の適時的な損失認識の考え方に基づいている。Basu (1997, p. 4)は、保守主義を「バッド・ニュースを損失として認識する場合よりも、グッド・ニュースを利益として認識する場合に、より高い程度の検証を必要とする会計専門家の傾向を捉えたもの」と解釈し、次の回帰式(S-1)を用いて、条件付保守主義の程度を測定している（iは企業を、tは年を示している）。

$$E_{i,t}/MV_{i,t-1} = \gamma_1 + \gamma_2 DR_{i,t} + \gamma_3 R_{i,t} + \gamma_4 R_{i,t} \times DR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{S-1})$$

ただし、Eは当期純利益、MVは株式時価総額、Rは株式リターン、DRは株式リターンがマイナス値である場合に1、それ以外は0をとるダミー変数、 $\varepsilon$ は誤差項である。このモデルでは、株式リターン(R)を経済的ニュースの代理変数とみており、係数 $\gamma_3$ は経済的利益（グッド・ニュース）を会計利益に織り込む適時性、係数 $\gamma_4$ は経済的損失（バッド・ニュース）が生じた場合に、経済的利益に比べ会計利益が経済的損失を増分的に織り込む適

時性を捉えているとされる。多くの先行研究では、係数  $\gamma_4$  の値が大きいほど、経済的利益よりも経済的損失を会計利益が適時的に織り込んでいることを意味するとし、条件付保守主義の程度が高いとみなされている。ただし、このモデルでは、回帰係数が条件付保守主義の尺度となっているため、企業・年の条件付保守主義の尺度の測定には長期的なデータが必要になる制約がある。

そこで、Khan and Watts (2009)は、企業・年の条件付保守主義の程度を捉えるために、Basu (1997)モデルを発展させ、次の回帰式(S-2)を提示している。

$$E_{i,t}/MV_{i,t-1} = \gamma_1 + \gamma_2 DR_{i,t} + R_{i,t} (\mu_1 + \mu_2 SIZE_{i,t} + \mu_3 M/B_{i,t} + \mu_4 LEV_{i,t}) + R_{i,t} \times DR_{i,t} (\lambda_1 + \lambda_2 SIZE_{i,t} + \lambda_3 M/B_{i,t} + \lambda_4 LEV_{i,t}) + (\delta_1 SIZE_{i,t} + \delta_2 M/B_{i,t} + \delta_3 LEV_{i,t} + \delta_4 DR_{i,t} \times SIZE_{i,t} + \delta_5 DR_{i,t} \times M/B_{i,t} + \delta_6 DR_{i,t} \times LEV_{i,t}) + \epsilon_{i,t} \quad (S-2)$$

このとき、Khan and Watts (2009)は、係数  $\mu_i$  と係数  $\lambda_i$ ,  $i=1\sim 4$  は企業間で一定であり、年により変化すると仮定している。これは、それぞれの企業・年の経済的利益に対する会計利益の適時性と、経済的損失に対する会計利益の増分的適時性が、3つの企業特性、すなわち企業規模 (SIZE)、純資産時価簿価比率 (M/B)、およびレバレッジ (LEV) により変化することを意味している<sup>2</sup>。そこで、同期間のクロス・セクション・データを用いて、係数  $\mu_i$  と係数  $\lambda_i$ ,  $i=1\sim 4$  を推定し、次の回帰式から各企業・年尺度を算出する。

$$G\_Score_{i,t} = \gamma_3 = \mu_1 + \mu_2 SIZE_{i,t} + \mu_3 M/B_{i,t} + \mu_4 LEV_{i,t} \quad (S-3)$$

$$C\_Score_{i,t} = \gamma_4 = \lambda_1 + \lambda_2 SIZE_{i,t} + \lambda_3 M/B_{i,t} + \lambda_4 LEV_{i,t} \quad (S-4)$$

ここで、 $G\_Score_{i,t}$  は、企業  $i$  社の  $t$  期における経済的利益に対する会計利益の適時性であり、Basu (1997)モデル(S-1)の係数  $\gamma_3$  に該当する。 $C\_Score_{i,t}$  は、企業  $i$  社の  $t$  期における経済的損失が生じた場合に、経済的利益に比べ会計利益が経済的損失を増分的に織り込む適時性を捉えており、Basu (1997)モデル(S-1)の係数  $\gamma_4$  に該当する。

企業・年の条件付保守主義尺度を推定するための手順は次の通りである。はじめに、①日本の株式市場に上場している企業、②決算月数が12か月である企業、③金融業に該当しない企業、④純資産簿価が負の値ではない企業、⑤回帰式(S-2)の推定に必要な変数が入手可能な企業、⑥各決算において推定に用いる変数(ダミー変数を除く)について上下1%に含まれない企業の6つの要件を満たす同年同月決算の企業をサンプルとして抽出し、回帰式(S-2)を推定した。



次に、推定された係数  $\lambda_i$ ,  $i=1\sim 4$  を用いて、各企業・年について、3つの企業特性を回帰式(S-5)に代入し、 $C\_Score_{i,t}$  を算定した。 $C\_Score_{i,t}$  は、当該企業・年の条件付保守主義の程度を捉えており、この値が大きいほど、条件付保守主義の程度が高いことを示している。

$$C\_Score_{i,t} = \hat{\lambda}_1 + \hat{\lambda}_2 Size_{i,t} + \hat{\lambda}_3 M/B_{i,t} + \hat{\lambda}_4 Lev_{i,t} \quad (S-5)$$

## 第2節 無条件保守主義尺度の推定

本論文では、無条件保守主義尺度の推定に、Beaver and Ryan (2000)のモデルを用いた<sup>3</sup>。

$$BTM_{i,t} = \alpha + \alpha_t + \alpha_i + \sum_{j=0}^6 \beta_j R_{i,t,j} + \varepsilon_{it} \quad (S-6)$$

このモデルによれば、純資産簿価時価比率 (BTM) は、時間効果 (time effect)、企業効果 (firm effect)、およびラグ要素 (lag component) で説明される。回帰式(S-6)のうち、 $\alpha_t$  が時間効果、 $\alpha_i$  が企業効果、右辺第4項がラグ要素を示している。このうち、企業効果  $\alpha_i$  が純資産簿価時価比率の持続的なバイアス要素 (bias component) であり、無条件保守主義の程度を捉えているとされる。本稿でも、無条件保守主義の尺度に、企業効果  $\alpha_i$  を用いることとする。

企業効果  $\alpha_i$  を推定するには一定の推定期間が必要となる。そこで、Ishida and Ito (2014)に倣い、5年間とした。すなわち、 $t$  期時点での無条件保守主義の程度を推定するために、 $t-4$  期から  $t$  期までの5年間のデータセットを用いた。そして、薄井 (2004) を参考に、①日本の株式市場に上場している企業、②決算月数が12か月である企業、③金融業に該当しない企業、④純資産簿価が負の値ではない企業、⑤  $BTM_{i,t}$  が4以下の企業、⑥  $R_{i,t,j}$  が3以下の企業、⑦回帰式(S-6)の推定に必要な変数が入手可能な企業<sup>4</sup>の7つの要件を満たす同年同月決算の企業をサンプルとして抽出し、回帰式(S-6)を推定した。企業効果  $\alpha_i$  は、その値が大きいほど、無条件保守主義の程度が低いことを示している。そこで、企業効果  $\alpha_i$  の値が大きいほど、無条件保守主義の程度が高いことを示すようにするため、 $\alpha_i$  に-1 を乗じた値を無条件保守主義水準尺度 ( $BR_{i,t}$ ) とした。

また、保守主義指標の相互関連性を分析している高田 (2008) は、純資産にかかる保守主義尺度 (すなわち、無条件保守主義尺度) として純資産時価簿価比率を用いて、その期

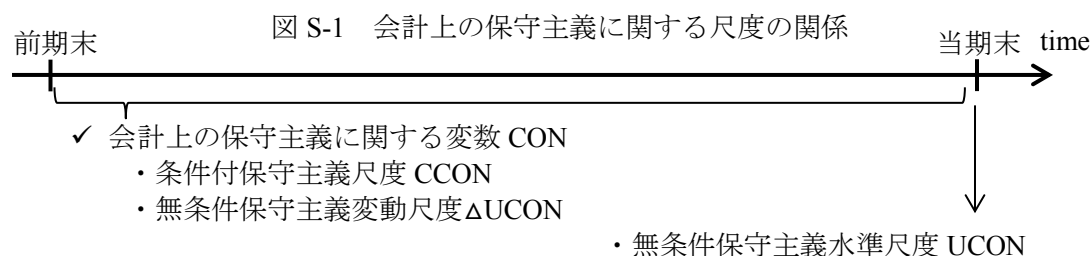
中変動と利益にかかる保守主義尺度（すなわち、条件付保守主義尺度）との関連性を検証している。3 期間を測定期間とした分析の結果、純資産にかかる保守主義の変動と利益にかかる保守主義との間に正の関係があることが確認されたものの、1 期間を測定期間として分析ではその関係は確認されなかった。このことは、短期的には無条件保守主義尺度の変動が条件付保守主義で捕捉されていない部分を捉えていることを示唆している。そこで、本論文では、 $t$  期における無条件保守主義の変動を捉えるため、無条件保守主義変動尺度を用いることとした。無条件保守主義変動尺度 ( $\Delta BR_{i,t}$ ) は、 $t$  期末と  $t-1$  期末の無条件保守主義水準尺度の差異で計算した。

### 第 3 節 保守主義尺度の基準化

本論文では、以上のように、企業・年の尺度として、条件付保守主義、無条件保守主義変動尺度、および無条件保守主義水準尺度を推定した。しかし、これらの尺度には、ノイズが生じることが知られている。そこで、このノイズを緩和するために、先行研究に準拠し、基準化した値をそれぞれの変数として用いた (Zhang 2008 ; Ishida and Ito 2014 ; 中野ほか 2015)。基準化の手順は、以下の通りである。はじめに  $C\_Score_{i,t}$ 、 $\Delta BR_{i,t}$ 、および  $BR_{i,t}$  を決算年月ごとに昇順で順位づけし、次にその順位を当該決算年月の観測数で除した。 $C\_Score_{i,t}$ 、 $BR_{i,t}$ 、および  $\Delta BR_{i,t}$  を基準化した値を、それぞれ、 $CCON_{i,t}$ 、 $\Delta UCON_{i,t}$ 、および  $UCON_{i,t}$  とした。この基準化の手続きにより、それぞれ、ゼロに近い値から 1 までの値を取り、値が大きいほど、それぞれの保守主義が高いことを示している。

下図は、本論文で用いる会計上の保守主義に関する尺度の関係を示している。条件付保守主義尺度  $CCON$  は、会計利益が経済的バッド・ニュースを織り込んでいる程度を示している。無条件保守主義水準尺度  $UCON$  は、当期末時点における BTM のうち、ラグ要素（過去の株式リターン）で説明されない部分にあたるバイアス要素（企業効果）であり、当期末時点における純資産簿価の過少表示の割合を示している。無条件保守主義変動尺度  $\Delta UCON$  は、前期末と当期末のバイアス要素（企業効果）の差であり、当期における純資産簿価の過少表示の割合の変動を示している。条件付保守主義尺度が経済的バッド・ニュースに基づく費用や損失を会計利益に織り込む程度であるのに対し、無条件保守主義変動尺度は経済的ニュースに基づかない純資産簿価の過少表示の割合の変動部分である。この両

者を測定することで、バッド・ニュースに基づく保守主義の側面と、それに基づかない保守主義の側面を捉えることができると考えられる。



<sup>1</sup> Khan and Watts (2009)の測定尺度は、前章の表 2-1 で示したように、本論文の先行研究 87 文献のうち 27 文献 (31.0%) で用いられている。

<sup>2</sup> 各変数の定義は下記のとおりである。

- SIZE = 企業規模 (=株式時価総額<sup>1</sup>の自然対数)
- M/B = 純資産時価簿価比率 (=株式時価総額<sup>1</sup>/純資産簿価)
- LEV = レバレッジ (=負債合計<sup>1</sup>/株式時価総額)

<sup>3</sup> Beaver and Ryan (2000)の測定尺度は、前章の表 2-1 で示したように、BTM や MTB とあわせて、本論文の先行研究 87 文献のうち 18 文献 (20.7%) で用いられている。

<sup>4</sup> より具体的には、後述のように、t 期における無条件保守主義の変動を測定するために、t-1 期と t 期で回帰式(S-6)の推定に必要な変数がそろった企業をサンプルの条件とした。



## 第3章 会計上の保守主義と借入金契約<sup>1</sup>

### 第1節 本章の目的と構成

本章の目的は、借り手企業の観点から、債務契約における会計上の保守主義の影響を実証的に分析することである。具体的には、Watts (2003a)と Ball and Shivakumar (2005)の指摘に基づいて保守主義の機能を整理し、借入金契約を対象として、より高い会計上の保守主義が負債コストの低減に寄与しているか否かを検証する。

第2章でレビューしたように、諸外国企業を分析対象とした先行研究では、銀行借入に代表される私的債務が多いと、アメリカ企業では条件付保守主義が高く (Qiang 2007)、またドイツ企業では無条件保守主義も高いことが示されており (Bigus et al. 2009)、私的債務契約が会計上の保守主義の要因となっていることが提示されている。これに対し、保守的会計を行う便益として、債権者は高い回収率や財務制限条項抵触を享受でき (Zhang 2008 ; Carrizosa and Ryan 2013 ; Donovan et al. 2014)、その見返りとして借り手企業は低い利率スプレッドを享受していることが明らかとなっている (Zhang 2008 ; Callen et al. 2013 ; Li 2014)。ただし、これらの便益は、条件付保守主義に関する分析で明らかとなっており、無条件保守主義の分析では混在する結果となっている<sup>2</sup>。

これらの諸外国企業を対象とした先行研究に対し、日本企業における保守的会計の影響を分析した研究に、中村 (2008a) がある。中村 (2008a) は、借入金利子率に対する保守的会計の影響を分析している。分析の結果、保守主義指標の係数は有意な負の値であり、利子率の低減をもたらすことで、保守的会計が借入金契約の効率性向上に寄与していることを示唆している。

ただし、この研究では、次の二点に注意する必要がある。第一に、同期間の保守主義指標と借入金利子率を用いている点である。これにより、変数間の因果関係の特定化が困難となっている。第二に、保守主義尺度として Beaver and Ryan (2000)モデルのラグ要素を用いている点である。中村 (2008a) は、(無条件保守主義の適用例である) 固定資産の減価償却に関する定率法の適用や (条件付保守主義の適用例である) 棚卸資産に対する低価法の適用などとの関係を検証し、保守主義尺度としてラグ要素を採用している。このため、ラグ要素が無条件保守主義あるいは条件付保守主義のどちらの代理変数となっているかは必ずしも明らかとはなっておらず、利子率の低減効果が保守主義のいずれのタイプと関係し

ているかは検証する必要がある。

そこで、本章では、これらの点を考慮したリサーチ・デザインを構築している。第一に、 $t$  期の会計情報の保守性尺度と、 $t+1$  期に行われたであろう借入金契約との関係を吟味している。すなわち、 $t$  期の会計情報を用いて  $t+1$  期に融資意思決定が行われていると仮定した分析を行っている。第二に、タイプ別の保守主義尺度を用いて、利率スプレッドに対する影響を検証している。これら二点が、先行研究に対する本章の特徴である。

検証の結果、条件付保守主義と利率スプレッドとに負の関係、無条件保守主義とに正の関係があることが示された。この結果は、より高い条件付保守主義が借入金契約の効率性向上に寄与している一方で、より高い無条件保守主義が効率性を損じている可能性があることを示している。これは、会計上の保守主義が債務契約の効率性向上に寄与していることを示している証拠であるものの、銀行に代表される私的債権者は会計利益に経済的損失を適時的に織り込む条件付保守主義に好意的な評価している一方で、それを抑制する無条件保守主義に対してはネガティブな評価を行っていることを示唆している。

本章の構成は、以下のとおりである。第 2 節ではリサーチ・デザインを説明する。第 3 節で分析結果を示し、第 4 節で本章の要約と今後の研究課題について述べる。

## 第 2 節 リサーチ・デザイン

### 2.1 仮説の設定

第 2 章で述べたように、債権者は、企業に対して資金提供を行っている点では株主と共通しているが、資金提供の見返りとして取得する権利には、経営意思決定への参加権は含まれておらず、報酬としての利子は上限が固定されている点で株主とは異なっている。また、企業倒産時には、株主の有限責任制のもとで、会社財産のみが債権回収にあてられるため、利子や元金を回収できないリスクが生じる。そのため、本来的に債権者が将来受けとる会社財産の取り崩しにより、配当や経営者報酬が支払われる可能性がある場合には、デフォルト・リスクは高く評価され、債務契約の諸条件に反映されると考えられる。

これに対し、会計上の保守主義には次のような効果が期待される (Watts 2003a, p. 212)。保守的会計が行われると、保守的ではない会計が行われる場合と比べ、当該期間の会計利益はより控えめに計上され、またより低い純資産簿価が報告される。控えめな利益は会計

利益と明示的あるいは黙示的に連動する配当や経営者報酬などの会社財産の社外流出を回避することにつながる。低い純資産簿価の報告は、純資産が帳簿金額よりも充実することで、将来リスクに備えることにつながる。すなわち、会計上の保守主義には、会社財産の過度な流出の可能性を低減し、債権のデフォルト・リスクを高めることを回避する機能が期待される。そこで、下記の仮説を設定する。

**仮説 1**：会計上の保守主義と負債コストの間に負の関係がある。

また、上記の異質的な検証性に基づく会計上の保守主義の機能に対し、Ball and Shivakumar (2005)は、債務契約における2つのタイプの保守主義の機能を考察し、より高い条件付保守主義がその効率性を高める一方で、より高い無条件保守主義が契約の効率性を低減させる、あるいはせいぜいその程度は影響しないことを指摘している (Ball and Shivakumar 2005, pp. 90-91)。

Ball and Shivakumar (2005)は、より高い条件付保守主義が契約の効率性を高める理由として、契約後の機能に注目している。条件付保守主義により適時的に経済的損失が会計利益に織り込まれることで、利益維持条項や純資産維持条項などの財務制限条項の抵触が早期化される。財務制限条項の抵触が生じれば、債権者は、配当、借入、および新規投資などの経営者の機会主義的な行動を抑制できるようになるため、より高い条件付保守主義が債務契約の効率性を高めることに寄与すると指摘している。そこで、この指摘に基づいて、条件付保守主義に関して、次の仮説を設定する。

**仮説 1a**：条件付保守主義と負債コストの間に負の関係がある。

また、Ball and Shivakumar (2005)は、無条件保守主義が契約の効率性向上に寄与しない根拠として、次のことを指摘している。無条件保守主義による純資産簿価の過少表示の割合がわからない場合、財務情報に基づく意思決定が誤導される可能性があり、無条件保守主義の適用が契約の効率性を低下させることを指摘している。あるいは、無条件保守主義による純資産簿価の過少表示の割合がわかるのであれば、契約時点において、その割合が織り込まれた財務制限条項が設定され、資金の借入が行われることを指摘している。この場合、無条件保守主義の程度の高低にかかわらず、それを反映した契約内容が設定されるた

め、契約の効率性に対し中立的であるとしている。そして、無条件保守主義がもつ条件付保守主義を無効化あるいは抑制する機能を指摘している。これは、前述のより高い条件付保守主義が債権者にもたらす便益を低減することを意味している。そこで、無条件保守主義に関して、次の仮説を設定する<sup>3</sup>。

**仮説 2：**無条件保守主義と負債コストの間に負の関係はない。

## 2.2 重回帰モデル

会計上の保守主義と借入金契約における負債コストの関係を分析するために、以下の回帰式を設定する（iは企業を、tは年を示している）。利率スプレッドを負債コストの代理変数として被説明変数とし、それに影響を与えると考えられる会計上の保守主義以外の変数をコントロール変数として説明変数に加えている。

$$L\_SPREAD_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 CON_{i,t} + \beta_2 MARGIN_{i,t} + \beta_3 INCR_{i,t} + \beta_4 DEBT_{i,t} + \beta_5 LNASSET_{i,t} + \beta_6 L\_SIZE_{i,t+1} + \beta INDUSTRY_{i,t} + \beta YEAR_{i,t+1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3-1)$$

ただし、

L_SPREAD	=	新規借入金利率スプレッド（=新規借入金の平均利率－プライムレート）
CON	=	保守主義尺度（=CCON, ΔUCON, あるいはUCON）
CCON	=	Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度
ΔUCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について、前期末と当期末の差異を基準化した尺度
UCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度
MARGIN	=	売上営業利益率（=営業利益／売上高）
INCR	=	インタレスト・カバレッジ・レシオ（=事業利益／支払利息） 事業利益＝営業利益＋受取利息・有価証券利息＋受取配当金±持分法による投資損益
DEBT	=	負債比率（=負債合計／資産合計）
LNASSET	=	資産規模（=資産合計の自然対数）
L_SIZE	=	新規借入金規模（=新規借入金額の自然対数）
INDUSTRY	=	業種ダミー



YEAR = 年ダミー

被説明変数には、新規借入金利率スプレッド (L\_SPREAD) を利用する。利率スプレッドは、借入金契約による資金調達を行う企業が債権者に支払うべきリスク・プレミアムを捉えている。本章の関心は、会計上の保守主義に関する尺度 (CON) の係数  $\beta_1$  にある。推計の結果、係数  $\beta_1$  が統計的に有意な負の値であれば、会計上の保守主義が利率スプレッドを低減していることを示しており、新規借入金契約の効率性向上に寄与していることを示唆している。

さらに、コントロール変数には、Sengupta (1998), 須田ほか (2004b), および首藤 (2008a) に基づいて、以下の変数を加えている。企業の財務内容等を示す変数として、売上高営業利益率 (MARGIN), インタレスト・カバレッジ・レシオ (INCR), 負債比率 (DEBT), および資産規模 (LNASSET) を含めている。収益性が高い企業ほど、また金融費用の支払能力の余裕度を示すインタレスト・カバレッジ・レシオが高いほど、利率スプレッドは低いと予想される。負債比率が高い企業は、安全性が低いため、利率スプレッドは高くなると予想される。資産規模が大きな企業はマーケット・リスクが低下するため、スプレッドは低いことが予想される。また、新規借入金契約の内容を示す変数として、新規借入金規模 (L\_SIZE) を含めている。新規借入金規模が大きな企業は、規模の経済性の効果が期待されるため、スプレッドは低くなることが期待される。以上のことから、MARGIN, INCR, LNASSET, および L\_SIZE の予想符号は負であり、DEBT のそれは正となる。なお、業種やマクロ経済の影響をコントロールするために、業種ダミー (INDUSTRY) と年ダミー (YEAR) を追加している。

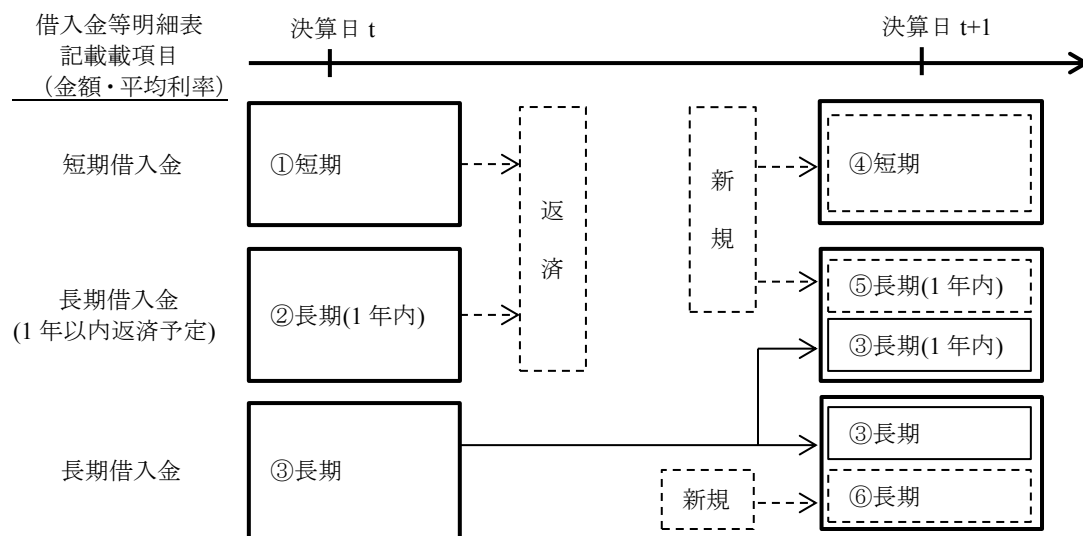
なお、本章で用いるデータについて、財務諸表データは『日経 NEEDS 企業財務データ』(日経メディアマーケティング)、プライムレート・データは日本銀行ホームページ<sup>4</sup>から入手している。

### 2.3 新規借入金にかかる利率スプレッドの推計

本章では、t+1 期に行われた新規借入金にかかる利率スプレッドを被説明変数とする重回帰モデルの推計を行う。そこで、利率スプレッドを算出するにあたり、[A]新規借入金にかかる平均利率と、それに対応する[B]プライムレートの計算が必要となる。

はじめに、[A]新規借入金にかかる平均利率を、t 期と t+1 期の借入金等明細表に記載され

図 3-1 新規借入金にかかる平均利率の計算



- [a] 新規短期借入金にかかる平均利率  
 = ④短期借入金にかかる平均利率
- [b] 新規長期借入金にかかる平均利率  
 = ⑤長期借入金の平均利率 × ⑤長期借入金 / (⑤長期借入金 + ⑥長期借入金)  
 + ⑥長期借入金の平均利率 × ⑥長期借入金 / (⑤長期借入金 + ⑥長期借入金)
- [c] 新規借入金にかかる平均利率[A]  
 = [a] 新規短期借入金にかかる平均利率 × ④短期借入金 / (④短期借入金 + ⑤⑥長期借入金)  
 + [b] 新規長期借入金にかかる平均利率 × ⑤⑥長期借入金 / (④短期借入金 + ⑤⑥長期借入金)

ている短期借入金，1年以内返済予定の長期借入金，および長期借入金のそれぞれの金額と平均利率に基づいて計算している。図 3-1 はこの計算の概要を示している。t 期末における短期借入金（①）と1年以内に返済予定の長期借入金（②）は，t+1 期中に返済される。また，t 期末における長期借入金（③）は，t+1 期末において1年以内に返済予定の長期借入金と長期借入金に分かれて計上される。そこで，t+1 期末における借入金について，短期借入金（④），1年以内に返済予定の長期借入金のうち t 期からの繰り越しではない1年以内に返済予定の長期借入金（⑤），および，長期借入金のうち t 期からの繰り越しではない長期借入金（⑥）が，t+1 期に行われた新規借入金と推定される。これらの新規借入金にかかる平均利率をそれぞれの金額に基づいて加重平均することで，各企業・年の新規借入金にかかる利率を計算している。

次に，新規借入金に対応する[B]プライムレートの計算には，日本銀行がホームページで公表している長・短期プライムレートを利用している。t+1 期の長・短期プライムレートを，それぞれの企業・年の短期借入金および長期借入金の金額で加重平均することで，対応す

るプライムレートを計算している。

最後に、[A]新規借入金にかかる平均利率からそれに対応する[B]プライムレートを控除することで、L\_SPREAD を推計している。

## 2.4 サンプル

本章は、2001年から2011年までに公表された会計情報の保守性を分析対象とする。そのため、2002年から2012年までに行われたと推定された新規借入金契約のうち、①日本の株式市場に上場している企業、②決算月数が12か月である企業、③金融業に該当しない企業、④分析に必要な変数が入手可能な企業、⑤ダミー変数を除く各変数について上下1%に含まれない企業の5つの条件を満たす12,413企業・年を借入金契約サンプルとしている。

また、借入金契約の重要な条件の一つである借入期間に注目し、借入金契約の期間に基づいてサンプルを区分した。一般的に、短期借入金に比べ、長期借入金は企業リスクをより反映した契約内容になると考えられ、企業リスクの評価に用いられる会計情報の影響もまた長期借入金においてより顕著になると予想される。そこで、この予想を検証するために、短期借入金契約サンプルとして12,149企業・年を、長期借入金契約サンプルとして5,791企業・年を抽出した<sup>5</sup>。

## 第3節 分析結果

### 3.1 記述統計量と相関係数

借入金契約サンプルにかかる変数の記述統計量を表3-1に要約している。表3-1は、利率スプレッドL\_SPREADの平均値(中央値)が0.12%(-0.13%)であることを示しており、平均的にみて、借入金契約の利率がプライムレートとほぼ同じであることを意味している。また、その最小値-1.32%と最大値6.12%から、それぞれの企業・年のリスクにあわせて、借入金利率が設定されていることがわかる。保守主義尺度CONに関する変数について、CCON、 $\Delta$ UCON、およびUCONは、最小値0.01から最大値0.99となっている。これらは、上場企業全体におけるサンプル企業の位置を示しており、保守主義尺度を測定できた上場企業がおおよそ偏りなくサンプルに含まれていることを意味している。

表3-2には、借入金契約サンプルにかかる各変数間の相関係数が表示されている。被説明

表 3-1 記述統計量 (N=12,413)

	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位	中央値	第3四分位	最大値
L_SPREAD	0.124	1.044	-1.322	-0.545	-0.125	0.410	6.121
CCON	0.470	0.272	0.010	0.237	0.455	0.697	0.985
ΔUCON	0.490	0.275	0.012	0.252	0.487	0.724	0.989
UCON	0.497	0.275	0.012	0.262	0.498	0.730	0.990
MARGIN	0.042	0.038	-0.086	0.017	0.036	0.063	0.193
INCR	30.19	70.69	-26.36	3.680	9.248	24.70	746.5
DEBT	0.576	0.175	0.165	0.450	0.586	0.711	0.930
LNASSET	24.91	1.373	22.00	23.89	24.79	25.80	28.71
L_SIZE	22.28	1.644	17.34	21.22	22.28	23.37	26.32

(注) 変数の定義は下記のとおり。

L_SPREAD	=	新規借入金利率スプレッド (=新規借入金の平均利率－プライムレート)
CCON	=	Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度
ΔUCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について、前期末と当期末の差異を基準化した尺度
UCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度
MARGIN	=	売上営業利益率 (=営業利益/売上高)
INCR	=	インタレスト・カバレッジ・レシオ (=事業利益/支払利息) 事業利益=営業利益+受取利息・有価証券利息+受取配当金±持分法による投資損益
DEBT	=	負債比率 (=負債合計/資産合計)
LNASSET	=	資産規模 (=資産合計の自然対数)
L_SIZE	=	新規借入金規模 (=新規借入金額の自然対数)

表 3-2 相関係数 (N=12,413)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]
[1] L_SPREAD	1.000								
[2] CCON	-0.072	1.000							
[3] ΔUCON	0.051	-0.126	1.000						
[4] UCON	0.076	-0.202	0.167	1.000					
[5] MARGIN	0.037	-0.190	0.071	0.134	1.000				
[6] INCR	-0.040	-0.073	0.065	-0.034	0.285	1.000			
[7] DEBT	0.014	0.083	-0.036	0.279	-0.286	-0.411	1.000		
[8] LNASSET	0.097	-0.477	0.097	0.225	0.175	0.017	0.081	1.000	
[9] L_SIZE	-0.001	-0.287	0.043	0.251	-0.010	-0.299	0.462	0.697	1.000

(注) 変数の定義は表 3-1 の注を参照。

変数 L\_SPREAD との関係を試みると、CCON、INCR、および L\_SIZE は負の相関係数を有している。これは、条件付保守主義、金融費用の支払能力の余裕度、および新規借入金の金額が高いほど、利率スプレッドが低いことを意味している。また、ΔUCON、UCON、MARGIN、DEBT、および LNASSET は正の相関係数を有しており、無条件保守主義の当期変動や期末水準、収益性、負債比率、資産規模が高いほど、利率スプレッドも高いことを意味している。コントロール変数では、MARGIN と LNASSET は予想と異なる符号となっている。

### 3.2 借入金契約サンプルに基づく推計結果

表 3-3 は、借入金契約サンプルに基づく最小二乗法 (OLS) による回帰式(3-1)の推計結果を報告している。はじめに、本章の関心である CON の係数をみていくと、CCON の係数は

表 3-3 重回帰モデルの推計結果 (借入金契約サンプル)

被説明変数	新規借入金利率スプレッド L_SPREAD					
	説明変数	予想符号	CCON	予想符号	ΔUCON	UCON
Constant			-1.471 (0.000)***		-1.807 (0.000)***	-1.654 (0.000)***
CON		[-]	-0.123 (0.001)***	[-/?]	0.163 (0.000)***	0.203 (0.000)***
MARGIN		[-]	-0.243 (0.401)	[-]	-0.219 (0.447)	-0.386 (0.184)
INCR		[-]	-0.001 (0.000)***	[-]	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***
DEBT		[+]	0.549 (0.000)***	[+]	0.530 (0.000)***	0.402 (0.000)***
LNASSET		[-]	0.197 (0.000)***	[-]	0.206 (0.000)***	0.200 (0.000)***
L_SIZE		[-]	-0.159 (0.000)***	[-]	-0.159 (0.000)***	-0.158 (0.000)***
INDUSTRY			Yes		Yes	Yes
YEAR			Yes		Yes	Yes
N			12,413		12,413	12,413
Adj. R <sup>2</sup>			0.087		0.089	0.089

(注) 変数の定義は表 3-1 の注を参照。括弧内は、White の標準偏差に基づく t 値に対する p 値である。  
\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

1%水準で負の値であるに対し、 $\Delta UCON$  と  $UCON$  の係数は 1%水準で正の値を示している。これらの推計結果は、会計上の保守主義が負債コストに統計的に有意な影響を与えていることを示唆しているが、その影響は保守主義のタイプにより異なっていることを示しており、仮説 1 を部分的に支持する統計的証拠である。

保守主義のタイプ別にみていくと、 $CCON$  の負の係数は、経済的バッド・ニュースを会計利益に適時的に織り込む程度が高い企業ほど低い負債コストを享受していることを意味しており、条件付保守主義が契約の効率性向上に寄与していることを示唆している。この結果は仮説 1a を支持しており、またアメリカ企業を対象とした先行研究と整合的な結果である (Zhang 2008 ; Callen et al. 2013 ; Li 2014)。

対照的に、 $\Delta UCON$  と  $UCON$  の正の係数は、当期中に無条件保守主義を高めている企業や期末時点でそれが高い企業では利率スプレッドが高いことが示され、経済的ニュースに先立つ保守的会計は契約の効率性を損じていることが示唆された。この結果は仮説 1b と整合的であり、また、ドイツ企業を対象とした Bigus et al. (2009)と同様の結果であった。

次に、コントロール変数をみていくと、 $MARGIN$  を除く変数で有意な値が観察された。これは、金融費用の支払能力の余裕度が高く、新規借入金規模が大きいほど、負債コストが低いことを、負債比率が高く、規模が大きい企業ほど、負債コストが高いことを示している。以上の結果は、資産規模を除き、予想符号と整合的であった<sup>6,7</sup>。

### 3.3 借入期間別サンプルに基づく推計結果

次に、借入金の期間に注目した結果をみていくこととする。短期借入金に比べ、長期借入金は企業リスクをより反映した契約内容になると考えられ、会計情報の影響も長期借入金においてより顕著になると予想される。表 3-4 は、短期借入金契約サンプルと長期借入金契約サンプルに基づく回帰式(3-1)の推計結果を報告している。

保守主義の変数の係数は、条件付保守主義がマイナスの値、無条件保守主義がプラスの値であり、表 3-3 と同様の結果である。これらの結果は、上記と同様に、仮説 1 を部分的に支持し、また仮説 1a と 1b と整合的である。以上のことは、借入期間が短期、長期にかかわらず、条件付保守主義が契約の効率性向上に寄与し、無条件保守主義が効率性を損じていることを示唆している。

また、コントロール変数についても、表 3-3 とほぼ同じ結果が示されている。ただし、表 3-3 では有意ではなかった  $MARGIN$  の係数は、短期借入金では有意な負の値であるのに対

表 3-4 重回帰モデルの推計結果（借入期間別サンプル）

被説明変数		新規借入金利率スプレッド L_SPREAD					
サンプル		短期借入金契約サンプル			長期借入金契約サンプル		
説明変数	予想 符号	CCON	ΔUCON	UCON	CCON	ΔUCON	UCON
Constant		-0.415 (0.010)**	-0.754 (0.000)***	-0.585 (0.000)***	-20.09 (0.000)***	-21.91 (0.000)***	-21.40 (0.000)***
CON	[-/?]	-0.124 (0.000)***	0.148 (0.000)***	0.217 (0.000)***	-0.671 (0.032)**	0.827 (0.003)***	0.840 (0.007)***
MARGIN	[-]	-0.534 (0.024)**	-0.504 (0.032)**	-0.694 (0.003)***	8.943 (0.003)***	9.311 (0.002)***	8.589 (0.004)***
INCR	[-]	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-0.024 (0.000)***	-0.024 (0.000)***	-0.024 (0.000)***
DEBT	[+]	0.121 (0.028)**	0.102 (0.063)*	-0.033 (0.577)	3.528 (0.000)***	3.391 (0.000)***	2.815 (0.000)***
LNASSET	[-]	0.124 (0.000)***	0.132 (0.000)***	0.126 (0.000)***	2.166 (0.000)***	2.209 (0.000)***	2.203 (0.000)***
L_SIZE	[-]	-0.122 (0.000)***	-0.122 (0.000)***	-0.121 (0.000)***	-1.579 (0.000)***	-1.575 (0.000)***	-1.580 (0.000)***
Industry dummy		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N		12,149	12,149	12,149	5,791	5,791	5,791
Adj. R <sup>2</sup>		0.119	0.120	0.121	0.130	0.131	0.130

(注) 変数の定義は表 3-1 の注を参照。括弧内は、White の標準偏差に基づく t 値に対する p 値である。  
\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

し、長期借入金では予想に反して有意な正の値であった。これは、収益性が高い企業に対して、借入期間が短期である場合の利率スプレッドは低くなっているのに対し、対照的に、借入期間が1年を超える場合には利率スプレッドが高くなっていることを示している。

また、短期借入金契約サンプルと長期借入金契約サンプルとで、それぞれの説明変数の係数を比べてみると、長期借入金契約サンプルにおける係数が、短期借入金契約サンプルにおけるそれよりも大きいことがわかる。統計的分析は行っていないものの、このことは、予想と整合的に、短期借入金契約に比べ、長期借入金契約において、契約内容（利率スプレッド）に対する会計情報の影響が大きいことを示唆している。

#### 第4節 本章の要約と今後の研究課題

本章では、債務契約における保守的会計の影響を明らかにするために、新規借入金契約における利率スプレッドと会計上の保守主義尺度との関係を調査した。

Watts (2003a)は、会計上の保守主義が契約の効率性を高める理論的な効果を整理し、保守的会計を行う経済的意義を明らかにしている。債務契約との関係において、保守的会計は、控えめな利益の計上による会社財産の社外流出の回避と、純資産の帳簿金額以上の充実により、契約の効率性を向上させる機能が期待される。

これに対し、Ball and Shivakumar (2005)は、保守主義のタイプ別に債務契約における機能を考察している。条件付保守主義が高い企業では、経済的バッド・ニュースに基づき財務制限条項の抵触が生じ、経営者の機会主義的行動を抑制できる一方、無条件保守主義が高い企業では、財務情報に基づく意思決定を誤導される可能性や条件付保守主義が抑制されることを指摘している。これらの指摘に基づけば、条件付保守主義が契約の効率性向上に寄与している一方で、無条件保守主義が効率性を損じていることが予想される。諸外国企業を対象とした後続の実証研究は、これとほぼ整合的な分析結果を示している。

本章は、日本企業を対象に、借り手企業の観点から、借入金契約における会計上の保守主義の影響を検証した。具体的には、条件付保守主義尺度、無条件保守主義変動尺度、および無条件保守主義水準尺度を用いて、新規借入金契約における利率スプレッドを被説明変数とした重回帰分析を行った。分析の結果、条件付保守主義の程度が高いほど、利率スプレッドが低いことを示す証拠が得られた。また、無条件保守主義に関する2つの尺度は有意に正の値であり、無条件保守主義が当期中に高まっている企業や期末時点の水準が高い企業ほど、利率スプレッドが高いことを示す証拠が得られた。これらの結果はサンプルを短期借入金と長期借入金に分けた場合でも確認され、また長期借入金契約では短期借入金契約に比べ契約内容に対する会計情報の影響が大きいことが示唆された。これらの分析結果は、諸外国企業を対象とした先行研究と整合的であり、条件付保守主義が契約の効率性向上に寄与している一方で、無条件保守主義が効率性を損じている可能性があることを示唆している。

今後の研究課題として、次の点があげられる。はじめに、借入金契約の内容分析があげられる。本章の分析は、借入金等明細表に記載されている借入金金額と平均利率に基づいており、個々の借入金契約ではなく、借入金全体を対象としている。個々の契約において、



財務制限条項を含めて、債権者との間でどのように契約が設計されるかは、明らかになっていない点が多い。そのため、財務制限条項を前提とした条件付保守主義の機能が本稿の分析結果をもたらしたのかの判断にはさらなる分析が必要である。また、債務契約における保守的会計の影響の理解には、貸し手の観点からの分析が必要である。貸し手の便益として、債権の高い回収率や財務制限条項抵触の早期化の便益が先行研究で報告されているものの、これらはアメリカ企業を対象とした発見事項であり、日米では制度や慣習に違いがあるため(中村 2008a, p. 65)、その知見が日本企業にあてはまるかは検証が必要である。これらのことは、保守主義尺度の頑健性の検証と合わせて、今後の研究課題である。

---

<sup>1</sup> 本章は、大橋 (2015a) に基づいている。ただし、大橋 (2015a) が条件付保守主義と借入金スプレッドとの関係性を分析しているのに対し、本章は、条件付保守主義に加えて、無条件保守主義に関する分析を行っている。

<sup>2</sup> Bigus et al. (2009)は、ドイツ企業を対象に、無条件保守主義が利率スプレッドを高める影響があることを示している一方で、Sunder et al. (2011)は、アメリカ企業を調査し、無条件保守主義がスプレッドを低減する効果があることを示している。

<sup>3</sup> 仮説 1 と仮説 1b が整合していない点に注意が必要である。仮説 1 が保守的会計の異質的な検証性(すなわち、費用や損失よりも収益や利得を会計上認識するのに必要となる検証性が厳格であること)に基づいている一方で、仮説 1b は経済的ニュースに先立って費用や損失を認識することの影響に着目している。債権者が異質的な検証性による会社財産の社外流出の回避や純資産の充実の効果を重視しているならば、保守主義のタイプにかかわらず、保守主義と負債コストとは負の関係になると予想される(仮説 1)。一方で、無条件保守主義によるミスリードの可能性や条件付保守主義の抑制・無効化の影響に債権者が注目しているのであれば、無条件保守主義と負債コストとは正の関係になると予想される(仮説 1b)。

<sup>4</sup> 日本銀行ホームページ <https://www.boj.or.jp/statistics/dl/loan/index.htm/>

<sup>5</sup> 同一企業が同一期間に新規に短期借入金契約と長期借入金契約を締結している場合があることや、条件⑤の異常値処理の関係上、短期借入金契約サンプルと長期借入金契約サンプルの合計は、借入金契約サンプルと一致していない。

<sup>6</sup> 資産規模が予想とは反対の符号を示しているため、多重共線性の問題から LNASSET と相対的に相関係数が高かった L\_SIZE を除いて推定を行ったが、LNASSET の係数の符号と有意性は同様であった。

<sup>7</sup> 借入金利率に対する資産規模の正の影響は、中村(2008a)でも報告されている。中村(2008a)は、その理由として、合併等の企業再編が影響している可能性、および成長性の影響をあげている。



## 第4章 会計上の保守主義と社債契約<sup>1</sup>

### 第1節 本章の目的と構成

本章の目的は、社債契約を対象として、債務契約における会計上の保守主義の影響を実証的に分析することである。具体的には、より高い会計上の保守主義が、より好ましい諸条件（利回りスプレッド、償還期間、および担保の設定）や上位の社債格付に結びついていないか否かを検証する。

第2章でレビューしたように、私的債務に比べ、公的債務に関する先行研究はやや限定的である。アメリカ企業を分析した Lee (2009)は私的債務よりも公的債務が多い企業は条件付保守主義が高いことを示し、韓国企業を分析した Haw et al. (2014)は株式非上場企業が公的負債を発行している場合に条件付保守主義が高まることを示している。このように、公的債務契約が条件付保守主義の要因となっていることを示す証拠が提示されている。

これに対し、保守的会計を行う便益として、条件付保守主義が高い会計情報は社債価格や社債リターンに織り込まれており、社債投資家に対する情報価値が高まっていることが示されている (Givoly et al. 2013)。また、Carrizosa and Ryan (2013)は、借入金コベナンツと比べて、保守主義と社債コベナンツとの組み合わせが高い債権の回収率に結びついていることを提示している。これらの社債権者の便益に対して、社債発行企業に対する影響に関して、Liu and Magnan (2014a)では、条件付保守主義が高いほど、社債スプレッドが高まること、および Liu and Magnan (2014b)では、条件付保守主義がより高い企業ではより大きな割安価格での社債発行が行われていることが示されている。このように、社債発行企業のより高い条件付保守主義が社債権者に便益をもたらしている一方で、社債発行企業には負の影響を与えていることが示されている。

諸外国企業に関する先行研究では、会計上の保守主義のうち条件付保守主義の影響が調査されており、無条件保守主義の影響は明らかとなっていない。また、日本企業を対象とした実証研究は行われておらず、社債契約における会計上の保守主義の影響は未だ解明されていないようである。そこで、本章では、日本企業について、条件付保守主義と無条件保守主義が社債の発行条件や格付にどのように影響しているかを検証する。これらの点が、先行研究に対する本章の特徴である。

先行研究や本論文の前章では、私的債務である借入金契約において、条件付保守主義が

負債コストの低減に寄与している一方で、無条件保守主義はそれを高めていることが示された。これらの発見事項に関して、保守的な会計が行われる場合であっても、経済的ニュースに基づいた保守的な会計処理か、あるいはそれに先立っての保守的な会計処理かで、債務契約における機能が異なることが指摘されている (Ball and Shivakumar 2005)。機能が異なるのであれば、債権者の評価も異なることが予想され、私的債務契約ではこれと整合的な実証結果が得られている。すなわち、会計上の保守主義の影響の分析では、2つのタイプの保守主義を検証することが必要である。

また、社債契約を対象とする理由として、次の三点がある。第一に、社債発行もまた、借入金と同様に、日本企業にとって、新規外部資金の主要な調達手段の一つであるからである<sup>2</sup>。第二に、銀行に代表される私的債権者 (private debtholder) と、社債権者に代表される公的債権者 (public debtholder) とでは、私的情報の入手可能性、モニタリングの効率性、および契約条件の再設定の柔軟性などの点で異なっているため、銀行借入を対象とした先行研究の結論が社債契約にはあてはまらない可能性があるからである (Liu and Magnan 2014a)。第三に、企業会計基準委員会 (2006) において、財務報告の目的として、株式投資家に加え、社債投資家への情報提供が含まれているからである。そこでは、財務情報を利用して企業に資金を提供する投資家は、「証券市場で取引される株式や社債などに投資する者」と定義されており、財務報告がその目的を果たしているかの検証には、株式投資家だけでなく社債投資家も含める必要がある<sup>3</sup>。

以上の理由から、本章では、社債契約において、2つのタイプの会計上の保守主義の影響を分析した。主な分析結果は次のとおりである。条件付保守主義は利回りスプレッドや社債格付に影響を与えているとはいえない一方で、無条件保守主義について、直近会計期間で高めている企業や直近決算日にその水準が高い企業が発行した社債では、利回りスプレッドは低く設定され、また、上位の社債格付となっていることが示された。これらの分析結果は、借入金契約における発見事項とは異なり、社債契約では、無条件保守主義が契約の効率性向上に寄与している一方で、条件付保守主義にその効果がない可能性を示唆している。

本章の構成は、以下のとおりである。第2節ではリサーチ・デザインを説明する。第3節で分析結果を示し、第4節で本章の要約と今後の研究課題について述べる。

## 第2節 リサーチ・デザイン

### 2.1 仮説の設定

一般的に、債券投資では、債務者の財政状態の悪化による利子や元本の回収ができない状態に陥るデフォルト・リスクの評価が行われ、社債契約の諸条件や格付に反映されると考えられる。このリスクが高いと評価されれば、それが低い債務と比べ、企業に要求されるリターン（利率）は高くなり、償還期間は短くなり、担保の設定が必要とされ、全体的な評価である信用格付は下位になると考えられる。これに対し、保守的会計を行うことで、過度な会社財産の社外流出やデフォルト・リスクの上昇の回避が期待される（Watts 2003a）。この考えに基づけば、保守主義のタイプにかかわらず、より保守的な会計が行われることで、社債の発行条件は、保守的ではない会計が行われる場合と比較して、より好ましいものとなっているであろう。格付会社による社債格付についても、より保守的な会計がより上位の格付に結びついていることが期待される。そこで、下記の仮説を設定する。

**仮説 1:** 会計上の保守主義は、社債契約の諸条件や社債格付に好ましい影響を与えている。

続いて、保守主義のタイプ別に、前章の議論（Ball and Shivakumar 2005）を整理すると、経済的ニュースに基づいて保守的な会計処理（条件付保守主義）を行うことは、経済的損失が適時的に会計利益に織り込まれることで、財務制限条項の抵触が早期化され、経営者の機会主義的な行動が抑制されることが期待される。この機能により、デフォルト・リスクの上昇は回避されることから、条件付保守主義が社債契約の諸条件や社債格付に好ましい影響を与えていると予想される。

一方、経済的ニュースに先立って保守的な会計処理（無条件保守主義）を行うことは、経営者の判断に基づいて純資産簿価が過少表示されることから財務情報に基づく意思決定がミスリードされてしまう可能性があり、また条件付保守主義の抑制や無効化につながると考えられる。これらの影響はデフォルト・リスクの低下には結びつかず、無条件保守主義は社債契約の諸条件や社債格付に好ましい影響を与えていないことが予想される。

これらの保守主義の機能や影響に加え、社債権者の特徴を考慮する必要がある。Bharath et al. (2008)は、会計情報の質（accounting quality）と債務契約との関係を分析し、社債契約において、会計情報の質が価格条件である利率スプレッドと有意な関係にある一方で、償還

期間や担保の設定といった非価格条件とは有意な関係にないことを報告している。彼らは、分析結果を次のように解釈している。社債は分散した個々の投資家により保有され、フリーライダー問題のために、モニタリング・コストが大きくなる。また、契約内容の再交渉は、分散した社債権者の合意が必要となるために困難であることが指摘されている。これらの社債権者の特徴により、社債契約の契約内容は定型的なものとなり、会計情報の質は利率スプレッドのみに反映されているとしている。以上のことは、会計情報の質に応じて価格条件に加えて非価格条件の面で弾力的な契約内容としている銀行と比べると、社債権者の特徴が会計情報の機能や有効性に影響することを示唆している。

以上の議論は、次のようにまとめられる。すなわち、債権者が、経営者の機会主義的行動を抑制する財務制限条項を経済的ニュースに基づいて適時的に有効にすることを重視するのであれば、条件付保守主義が契約条件や格付を好ましいものにしておりと期待される一方で、意思決定のミスリードや条件付保守主義の無効化をもたらす無条件保守主義には好ましい影響を与えていないことが予想される。これらとは対照的に、モニタリング・コストが大きいことや再交渉の困難性といった社債権者の特徴に基づけば、Liu and Magnan (2014a)が提示しているように、財務制限条項の抵触を早期化する機能をもつ条件付保守主義は契約条件や格付に好ましい影響を与えていないことが予想され、一方で、経済的ニュースに先立って、後の業績の下振れを予防する無条件保守主義が契約条件や格付に好ましい影響を与えていることが期待される。そこで、社債系契約における保守主義の影響について、そのタイプ別に下記の帰無仮説を設定する。

**仮説 1a**：条件付保守主義は社債契約の諸条件や社債格付に影響を与えていない。

**仮説 1b**：無条件保守主義は社債契約の諸条件や社債格付に影響を与えていない。

## 2.2 重回帰モデル

会計上の保守主義と社債契約の諸条件や格付との関係を分析するために、以下の回帰式を設定する ( $i$  は企業を、 $j$  は社債を、 $t$  は年を示している)。会計上の保守主義 (CON) として、社債発行の直近会計期間 ( $t$  期) における条件付保守主義尺度 (CCON) と無条件保守主義の変動尺度 ( $\Delta$ UCON), およびその決算日における無条件保守主義水準尺度 (UCON) を用いる。 $t$  期末以降に発行された社債について、その諸条件と格付に関する変数として、利回りスプレッド (B\_SPREAD), 償還期間 (LNMATUR), 担保ダミー (SECURED), およ

び社債格付 (RATE) を用いる。これらの変数により、t期の会計情報を利用して、t+1期の社債投資意思決定が行われていると仮定した分析を行っている。

なお、それぞれの回帰式には、Sengupta (1998)、須田ほか (2004b)、Bharath et al. (2008) および首藤 (2008a) に基づいて、保守主義以外に被説明変数に影響を与えるであろう変数をコントロール変数に加えている。本章で用いる変数の定義は、表 4-1 に示されているとおりである。

表 4-1 変数の定義

B_SPREAD	利回りスプレッド (=社債利回り－同年同月発行の国債利回り)
LNMATUR	償還期間 (=償還期間 (月数) の自然対数)
SECURED	担保ダミー (=一般担保付社債であれば 1, それ以外は 0 を取るダミー変数)
RATE	社債格付 (=AAA から BBB- までの格付に対して 1 から 10 までの数値を割り当てた変数)
CON	保守主義尺度 (=CCON, ΔUCON, あるいは UCON)
CCON	Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度
ΔUCON	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について、前期末と当期末の差異を基準化した尺度
UCON	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度
MARGIN	売上営業利益率 (=営業利益/売上高)
DEBT	負債比率 (=負債合計/資産合計)
INCR	インタレスト・カバレッジ・レシオ (=事業利益/支払利息)
CURRENT	事業利益=営業利益+受取利息・有価証券利息+受取配当金±持分法による投資損益 流動比率 (=流動資産/流動負債)
DEFAULT	デフォルト・リスク・ダミー (=SAF 値が 0.70 未満であれば 1, それ以外は 0 を取るダミー変数) SAF 値=0.70773+0.01036×総資本留保利益率+0.02682×総資本税引前当期純利益率+(-0.06610×棚卸資産回転期間)+(-0.02368×売上高金利負担率) (白田 2003)
MtoB	時価簿価比率 (= (負債合計+株式時価総額) /資産合計)
LNASSET	資産規模 (=資産合計の自然対数)
AMATUR	資産期間 ( $=\frac{CA}{CA+PPE} \times \frac{CA}{COGS} + \frac{PPE}{CA+PPE} \times \frac{PPE}{DEP}$ ) CA=流動資産, PPE=償却対象有形固定資産, COGS=売上原価, DEP=減価償却費 (Barclay et al. 2003)
B_SIZE	社債金額 (=社債額面額の自然対数)
DMATUR	償還期間差異 (=社債と対応国債の償還期間 (月数) の差異の自然対数)
BCFIRM	社債管理会社ダミー (=社債管理会社を設置している社債であれば 1, それ以外は 0 を取るダミー変数)
RISKP	リスク・プレミアム (=格付が A 格の社債の利回りの平均値)

はじめに、保守主義と利回りスプレッドとの関係を検証する回帰式(4-1)を設定する。

$$\begin{aligned}
 B\_SPREAD_{i,j,t+1} = & \alpha + \beta_1 CON_{i,t} + \beta_2 MARGIN_{i,t} + \beta_3 DEBT_{i,t} + \beta_4 INCR_{i,t} + \beta_5 CURRENT_{i,t} \\
 & + \beta_6 DEFAULT_{i,t} + \beta_7 MtoB_{i,t} + \beta_8 LNASSET_{i,t} + \beta_9 B\_SIZE_{i,j,t+1} + \beta_{10} \\
 & DMATUR_{i,j,t+1} + \beta_{11} SECURED_{i,j,t+1} + \beta_{12} BCFIRM_{i,j,t+1} + \beta_{13} RISKP_{i,j,t+1} + \\
 & \varepsilon_{i,j,t+1}
 \end{aligned} \tag{4-1}$$

被説明変数には、同年同月発行の国債の利回りとの差異である利回りスプレッド (B\_SPREAD) を利用する。利回りスプレッドは、社債発行により資金調達を行う企業が債権者に支払うべきリスク・プレミアムを捉えている。本章の関心は、保守主義尺度 (CON) の係数  $\beta_1$  にある。推計の結果、保守主義尺度の係数  $\beta_1$  が有意な負の値であれば、より高い保守主義がより低い利回りスプレッドをもたらしており、契約の効率性向上に寄与していることが示唆される。

コントロール変数には、以下の変数を加えている。企業の財務内容を示す変数として、売上高営業利益率 (MARGIN), 負債比率 (DEBT), インタレスト・カバレッジ・レシオ (INCR), 流動比率 (CURRENT), デフォルト・リスク・ダミー (DEFAULT), 時価簿価比率 (MtoB), および資産規模 (LNASSET) を含めている。さらに、社債発行の条件を示す変数として、社債金額 (B\_SIZE), 償還期間差異 (DMATUR), 担保ダミー (SECURED), および社債管理会社ダミー (BCFIRM) を含めている。そして、市場の動向を捉える変数として、リスク・プレミアム (RISKP) を含めている。

次に、保守主義と償還期間との関係を検証する回帰式(4-2)を設定する。

$$\begin{aligned}
 LNMATUR_{i,j,t+1} = & \alpha + \beta_1 CON_{i,t} + \beta_2 DEBT_{i,t} + \beta_3 DEFAULT_{i,t} + \beta_4 MtoB_{i,t} + \beta_5 \\
 & LNASSET_{i,t} + \beta_6 AMATUR_{i,t} + \beta_7 B\_SIZE_{i,j,t+1} + \beta_8 SECURED_{i,j,t+1} + \\
 & \varepsilon_{i,j,t+1}
 \end{aligned} \tag{4-2}$$

被説明変数には、償還期間 (LNMATUR) を利用する。他の条件が等しければ、デフォルト・リスクが高い社債では、それが低い社債と比べ、償還期間は短く設定されると考えられる。そこで、保守主義尺度 (CON) の係数  $\beta_1$  が正の値と推計された場合、保守主義がデフォルト・リスクを低減していることが示唆されたことになる。

コントロール変数には、企業の財務内容を示す変数として、負債比率 (DEBT), デフォ



ルト・リスク・ダミー (DEFAULT), 時価簿価比率 (MtoB), 資産規模 (LNASSET), および資産期間 (AMATUR) を, 社債発行の条件を示す変数として, 社債金額 (B\_SIZE) と担保ダミー (SECURED) を含めている。

続いて, 保守主義と担保の設定との関係を検証する回帰式(4-3)を設定する。

$$\begin{aligned} \text{SECURED}_{i,j,t+1} = & \alpha + \beta_1 \text{CON}_{i,t} + \beta_2 \text{DEBT}_{i,t} + \beta_3 \text{DEFAULT}_{i,t} + \beta_4 \text{MtoB}_{i,t} + \beta_5 \text{B\_SIZE}_{i,j,t+1} \\ & + \beta_6 \text{LNMATUR}_{i,j,t+1} + \varepsilon_{i,j,t+1} \end{aligned} \quad (4-3)$$

被説明変数には, 担保ダミー (SECURED) を利用する。他の条件が等しければ, デフォルト・リスクが高い社債では, 担保の設定が必要となると考えられる。そこで, もし保守主義尺度 (CON) の係数  $\beta_1$  が負の値と推計されたのなら, 保守主義がデフォルト・リスクを低減し, 担保設定の必要性を低くしていることを示唆している。

コントロール変数には, 負債比率 (DEBT), デフォルト・リスク・ダミー (DEFAULT), 時価簿価比率 (MtoB), 社債金額 (B\_SIZE), および償還期間 (LNMATUR) を含めている。

最後に, 保守主義と社債格付との関係を検証する回帰式(4-4)を設定する。

$$\begin{aligned} \text{RATE}_{i,j,t+1} = & \alpha + \beta_1 \text{CON}_{i,t} + \beta_2 \text{MARGIN}_{i,t} + \beta_3 \text{DEBT}_{i,t} + \beta_4 \text{INCR}_{i,t} + \beta_5 \text{CURRENT}_{i,t} + \beta_6 \\ & \text{DEFAULT}_{i,t} + \beta_7 \text{MtoB}_{i,t} + \beta_8 \text{LNASSET}_{i,t} + \beta_9 \text{B\_SIZE}_{i,j,t+1} + \beta_{10} \\ & \text{LNMATUR}_{i,j,t+1} + \beta_{11} \text{SECURED}_{i,j,t+1} + \beta_{12} \text{BCFIRM}_{i,j,t+1} + \beta_{13} \text{RISKP}_{i,j,t+1} + \\ & \varepsilon_{i,j,t+1} \end{aligned} \quad (4-4)$$

被説明変数には, 社債格付 (RATE) を利用する。これは, 格付投資情報センター (R&I) による長期個別債務格付であり, AAA から BBB-までの記号で表現される。そこで, これに 1 から 10 までの数値を割り当てる (首藤 2008a)。保守主義尺度 (CON) の係数  $\beta_1$  は有意な負の値になると予想される。社債格付もまた, デフォルト・リスクを示す尺度として利用されていることから (Sengupta 1998 ; 首藤 2008a), コントロール変数には, 回帰式(4-1) とほぼ同じ変数を加えている<sup>4</sup>。

## 2.3 データとサンプル

本章の分析では, 社債データは『公社債発行銘柄一覧』(日本証券業協会), 国債データは『公社債便覧』(日本証券業協会), 財務諸表データは『日経 NEEDS 企業財務データ』(日経メディアマーケティング), 株価データは『株価 CD-ROM』(東洋経済新報社) から収集

している。

『公社債発行銘柄一覧』には、2006年4月以降に発行された社債データが収録されていることから、2006年4月から2012年3月までに発行された公募普通社債を本章の分析対象とする。このうち、発行企業が、①金融業に該当しない、②分析に必要な変数が入手可能、③ダミー変数と償還期間に関する変数を除く各変数について上下1%に含まれない、の3つの条件を満たす580銘柄（full sample）をサンプルとした。

また、同一企業が同一会計期間において複数の社債を発行している場合があり、一組の財務諸表に対して複数の社債がサンプルに含まれることで分析結果に影響することが考えられる。そこで、財務諸表公表後、最初に発行された銘柄のみを対象として、202銘柄をサブサンプル（1st issue sample）とした。

## 第3節 分析結果

### 3.1 記述統計量と相関係数

表4-2は、full sampleにかかると変数の記述統計量を要約している。はじめに、被説明変数についてみてみると、SPREADの平均値（中央値）は約0.37%（約0.35%）であることがわかる。LNMATURは平均4.39（89か月）である。SECUREDの平均値は0.259で、サンプルの約4分の1の銘柄が一般担保付社債である。社債格付は、AA+ 169銘柄（29.1%）、AA 47銘柄（8.1%）、AA- 27銘柄（4.7%）、A+ 68銘柄（11.7%）、A 106銘柄（18.3%）、A- 102銘柄（17.6%）、BBB+ 37銘柄（6.4%）、BBB 23銘柄（4.0%）、BBB- 1銘柄（0.2%）の分布となっている。

次に、保守主義尺度をみてみると、CCONの平均値は約0.18である一方で、UCONの平均値は約0.74である。これらは、上場企業全体における社債発行企業の位置を示しており、直近決算日時点の無条件保守主義は相対的に高く、対照的に当期純利益に経済的損失を織り込む条件付保守主義は相対的に低いことを示している。

表4-3には、full sampleにかかると各変数間の相関係数が表示されている。被説明変数と保守主義尺度との相関関係をみてみると、CCON（UCON）は、SPREADとRATEとは正（負）の相関関係、LNMATURとSECUREDとは負（正）の相関関係を有している。これらは、条件付保守主義が高いと、利回りスプレッドは高く、償還期間は短く、担保は設定されず、

表 4-2 記述統計量 (N=580)

変数	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位	中央値	第3四分位	最大値
B_SPREAD	0.365	0.281	-0.410	0.194	0.350	0.531	1.300
LNMATUR	4.391	0.449	3.178	4.094	4.431	4.787	5.886
SECURED	0.259	0.438	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
RATE	4.810	2.259	2.000	2.000	5.000	7.000	10.00
CCON	0.177	0.195	0.001	0.043	0.100	0.220	0.927
ΔUCON	0.522	0.220	0.073	0.379	0.505	0.685	0.968
UCON	0.738	0.175	0.203	0.656	0.777	0.866	0.991
MARGIN	0.062	0.039	-0.031	0.038	0.060	0.080	0.232
DEBT	2.709	1.564	0.435	1.541	2.682	3.245	9.996
INCR	9.160	12.97	-5.483	3.211	5.411	11.03	175.2
CURRENT	0.983	0.500	0.327	0.517	0.945	1.287	3.066
DEFAULT	0.972	0.164	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000
MtoB	1.080	0.156	0.794	0.983	1.046	1.135	1.795
LNASSET	27.98	0.941	25.43	27.42	28.06	28.66	29.56
AMATUR	5.553	3.881	0.696	1.992	4.725	9.102	12.95
B_SIZE	23.38	0.502	22.33	23.03	23.43	23.72	24.64
DMATUR	1.039	1.449	0.000	0.000	0.000	2.485	4.564
BCFIRM	0.259	0.438	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
RISKP	1.604	0.537	0.753	1.230	1.587	1.893	3.640

(注) 変数の定義は表 4-1 を参照。

好ましくない格付となっていることを示している。一方で、無条件保守主義と被説明変数との相関関係は、条件付保守主義の場合と反転しており、直近決算日時点の無条件保守主義が高いと、利回りスプレッドは低く、償還期間は長く、担保が設定され、好ましい格付となっていることを示している。また、 $\Delta$ UCON と被説明変数との相関係数は、LNMATUR を除いて、UCON のそれと同じ符号であった。直近会計期間で無条件保守主義を高めている企業では、利回りスプレッドは低く、償還期間は短く、担保が設定され、上位の格付となっていることが示された。

表 4-3 相関係数 (N=580)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]	[19]
[1] B_SPREAD		-0.31	-0.32	0.46	0.07	-0.16	-0.11	-0.20	0.10	0.16	0.19	-0.01	0.05	-0.13	-0.34	-0.16	0.43	-0.28	0.16
[2] LNMATUR	-0.31		0.09	-0.22	-0.09	-0.06	0.05	0.18	0.03	-0.08	-0.12	-0.02	-0.01	0.18	0.18	0.17	-0.18	0.02	0.04
[3] SECURED	-0.29	0.07		-0.73	-0.07	0.17	0.01	0.34	0.24	-0.54	-0.62	0.10	0.02	0.38	0.74	0.23	0.07	0.93	0.11
[4] RATE	0.43	-0.22	-0.72		0.13	-0.10	-0.12	-0.41	0.18	0.19	0.38	-0.02	-0.01	-0.40	-0.54	-0.38	-0.04	-0.67	-0.16
[5] CCON	0.08	-0.05	-0.06	0.13		0.06	-0.03	-0.08	-0.07	-0.03	-0.03	-0.08	-0.23	-0.35	-0.01	-0.18	0.04	-0.02	-0.31
[6] ΔUCON	-0.16	-0.04	0.19	-0.12	0.02		0.14	-0.13	0.11	-0.17	-0.07	0.07	-0.13	-0.03	0.10	-0.06	0.00	0.17	-0.27
[7] UCON	-0.15	0.06	0.08	-0.17	-0.02	0.14		0.20	0.10	-0.13	-0.28	0.01	0.32	0.03	0.24	0.16	0.03	0.01	-0.03
[8] MARGIN	-0.19	0.17	0.27	-0.36	-0.07	-0.12	0.20		-0.16	0.08	-0.36	0.01	0.30	0.05	0.52	0.05	0.00	0.27	0.15
[9] DEBT	0.23	-0.03	0.06	0.34	0.08	0.01	0.04	-0.16		-0.65	-0.48	0.15	0.05	0.48	0.23	-0.02	0.09	0.25	-0.05
[10] INCR	0.09	-0.09	-0.28	0.06	-0.01	-0.02	-0.02	0.18	-0.38		0.58	-0.12	0.17	-0.36	-0.54	-0.06	-0.02	-0.54	0.04
[11] CURRENT	0.12	-0.11	-0.56	0.35	-0.11	-0.08	-0.23	-0.23	-0.40	0.38		-0.08	-0.10	-0.29	-0.79	-0.10	-0.12	-0.58	-0.08
[12] DEFAULT	0.01	-0.02	0.10	-0.01	-0.04	0.08	-0.01	0.01	0.12	-0.15	-0.05		0.02	0.16	0.00	0.11	0.06	0.10	-0.08
[13] MtoB	0.07	-0.02	-0.06	0.03	-0.11	-0.12	0.29	0.31	-0.03	0.33	0.04	0.03		-0.07	0.08	-0.02	0.09	0.03	0.22
[14] LNASSET	-0.09	0.17	0.37	-0.39	-0.19	-0.03	0.12	0.07	0.39	-0.28	-0.34	0.18	-0.09		0.17	0.42	0.05	0.34	0.08
[15] AMATUR	-0.32	0.16	0.81	-0.58	0.00	0.14	0.25	0.42	0.20	-0.33	-0.74	0.03	-0.04	0.27		0.03	0.05	0.69	0.09
[16] B_SIZE	-0.12	0.14	0.21	-0.36	-0.13	-0.05	0.19	0.06	-0.06	-0.06	-0.09	0.11	0.01	0.46	0.07		-0.12	0.20	0.03
[17] DMATUR	0.39	-0.22	0.07	-0.04	0.11	0.01	0.03	0.01	0.09	-0.02	-0.13	0.06	0.06	0.06	0.06	-0.12		0.10	0.02
[18] BCFIRM	-0.26	0.00	0.93	-0.66	-0.04	0.18	0.07	0.20	0.11	-0.27	-0.54	0.10	-0.06	0.33	0.76	0.19	0.10		0.08
[19] RISKP	0.14	0.04	0.12	-0.19	-0.24	-0.25	-0.01	0.11	-0.06	0.06	-0.06	-0.12	0.13	0.11	0.09	0.05	0.00	0.09	

(注) 変数の定義は表 4-1 を参照。表の左下 (右上) は Pearson (Spearman)相関係数を示している。

### 3.2 利回りスプレッドとの関係性

表 4-4 は、利回りスプレッド (B\_SPREAD) を被説明変数とした回帰式(4-1)の最小二乗法 (OLS) による推計結果を示している。条件付保守主義 (CCON) の係数は有意ではなく、利回りスプレッドに影響を与えている、とは言えないことを示している。一方、無条件保

表 4-4 重回帰モデル(4-1)の推計結果 (OLS)

被説明変数 説明変数	利回りスプレッド B_SPREAD			
	予想 符号	CCON	ΔUCON	UCON
Constant		0.241 (0.622)	0.548 (0.276)	0.110 (0.821)
CON	[-/?]	0.046 (0.428)	-0.119 (0.010)**	-0.206 (0.001)***
MARGIN	[-]	-0.744 (0.011)**	-0.876 (0.003)***	-0.682 (0.017)**
DEBT	[+]	0.063 (0.000)***	0.064 (0.000)***	0.062 (0.000)***
INCR	[-]	0.002 (0.091)*	0.003 (0.065)*	0.002 (0.137)
CURRENT	[+]	0.048 (0.122)	0.042 (0.175)	0.023 (0.465)
DEFAULT	[+]	0.063 (0.332)	0.071 (0.296)	0.048 (0.449)
MtoB	[-]	-0.028 (0.697)	-0.045 (0.528)	0.038 (0.609)
LNASSET	[-]	-0.052 (0.001)***	-0.056 (0.000)***	-0.053 (0.001)***
B_SIZE	[-]	0.048 (0.045)**	0.045 (0.061)*	0.060 (0.012)**
DMATUR	[+]	0.080 (0.000)***	0.080 (0.000)***	0.081 (0.000)***
SECURED	[-]	-0.037 (0.369)	-0.019 (0.663)	-0.052 (0.200)
BCFIRM	[-]	-0.112 (0.001)***	-0.113 (0.001)***	-0.110 (0.001)***
RISKP	[+]	0.118 (0.000)***	0.102 (0.000)***	0.109 (0.000)***
N		580	580	580
Adj. R <sup>2</sup>		0.371	0.377	0.383

(注) 変数の定義は表 4-1 を参照。括弧内は White の標準誤差に基づく t 値に対する p 値を示している。  
\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

守主義に関する2つの変数 ( $\Delta UCON$  と  $UCON$ ) の係数は、統計的に有意な負の値である。この結果は、直近会計期間で無条件保守主義を高めた企業、あるいは直近決算日時点で無条件保守主義が高い企業は、利回りスプレッドが低いことを意味している。以上のことは、仮説 1 と部分的に整合しており、また保守主義のタイプ別では、条件付保守主義に関する帰無仮説 1a は棄却されない一方で、無条件保守主義に関する帰無仮説 1b は棄却される結果であった。すなわち、無条件保守主義がより好ましい利回りスプレッドに結びついている一方で、条件付保守主義にその関係が確認できなかったことを示している。

コントロール変数では、社債金額 ( $B\_SIZE$ ) を除いて、予想通りの符号を有している。その結果は、次のように要約される。収益性 ( $MARGIN$ ) が高く、資産規模 ( $LNASSET$ ) が大きい企業が発行した社債で、社債管理会社が設置されている銘柄 ( $BCFIRM$ ) の場合、利回りスプレッドは低く設定されている。一方、負債比率 ( $DEBT$ ) が高い企業が発行した社債で、社債金額 ( $BSIZE$ ) が大きく、対応国債との償還期間の差異 ( $DMATUR$ ) が大きい銘柄の場合、利回りスプレッドは高く設定されている<sup>5</sup>。加えて、利回りスプレッドは、市場の動向 ( $RISKP$ ) を踏まえて、設定されているようである。

また、表 4-3 に示したように、 $DEBT$ 、 $INCR$ 、 $CURRENT$ 、 $SECURED$ 、および  $BCFIRM$  に、相対的に高い相関係数が確認された。多重共線性が懸念されるため、それぞれの変数を除いて推計したところ、保守主義尺度と利回りスプレッドとの関係 (符号と有意性) は、表 4-4 に示した結果とほぼ同じであった。

### 3.3 償還期間との関係性

表 4-5 は、償還期間 ( $LNMATUR$ ) を被説明変数とした回帰式(4-2)の OLS による推計結果を示している。 $CCON$  と  $\Delta UCON$  の係数は統計的に有意ではなかったが、 $UCON$  の係数が 10%水準で有意な負の値であった。この結果は、償還期間の設定に、無条件保守主義水準尺度が影響している可能性があるものの、直近会計期間の無条件保守主義の変動や条件付保守主義は影響しているとはいえないことを示している。以上のように、無条件保守主義水準尺度に基づけば、仮説 1 と整合的であり、また仮説 1b は棄却される結果であるものの、その統計的有意性が低いことや、無条件保守主義変動尺度や条件付保守主義尺度で有意な係数ではなかったことから、償還期間の観点からは、仮説 1 とは整合的ではなく、また帰無仮説 1a と 1b もまた棄却されないと判断できよう。

コントロール変数については、ほぼ予想符号と一致しており、負債比率 ( $DEBT$ ) が高い

表 4-5 重回帰モデル(4-2)の推計結果 (OLS)

被説明変数	償還期間 LNMATUR				
	説明変数	予想 符号	CCON	$\Delta$ UCON	UCON
Constant			-0.465 (0.607)	-0.028 (0.976)	-0.088 (0.926)
CON	[+/?]		-0.007 (0.947)	-0.036 (0.657)	-0.195 (0.088)*
DEBT	[-]		-0.051 (0.001)***	-0.049 (0.002)***	-0.049 (0.002)***
DEFAULT	[-]		-0.080 (0.442)	-0.072 (0.468)	-0.076 (0.449)
MtoB	[+]		0.035 (0.736)	-0.036 (0.729)	-0.031 (0.765)
LNASSET	[+]		0.113 (0.000)***	0.108 (0.000)***	0.109 (0.000)***
AMATUR	[+]		0.055 (0.000)***	0.049 (0.000)***	0.049 (0.000)***
BSIZE	[+]		0.078 (0.077)*	0.064 (0.145)	0.064 (0.141)
SECURED	[+]		-0.407 (0.000)***	-0.362 (0.000)***	-0.367 (0.000)***
N			580	580	580
Adj. R <sup>2</sup>			0.089	0.085	0.085

(注) 変数の定義は表 4-1 を参照。括弧内は White の標準誤差に基づく t 値に対する p 値を示している。  
\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

企業では償還期間が短く設定される一方で、資産規模 (LNASSET) が大きく、資産期間 (AMATUR) が長いほど、償還期間が長く設定されていることが示された。また、予想とは対照的に、担保ダミー (SECURED) の係数は有意な負であった。このことは、担保を設定することで償還期間が長くなっていることを示しているのではなく、むしろ担保を必要とするデフォルト・リスクが高いと考えられる銘柄では、無担保銘柄よりも償還期間が短く設定されていることを示唆している。

### 3.4 担保の設定との関係性

表 4-6 は、担保ダミー (SECURED) を被説明変数とする回帰式(4-3)の推計結果である。なお、被説明変数が 0 か 1 を取るダミー変数であるため、推計には、プロビット・モデル

表 4-6 重回帰モデル(4-3)の推計結果 (Probit)

被説明変数	担保ダミー-SECURED			
	予想 符号	CCON	ΔUCON	UCON
Constant		-14.031 (0.000)***	-16.976 (0.000)***	-13.953 (0.000)***
CON	[-/?]	-0.336 (0.273)	1.406 (0.000)***	0.557 (0.134)
DEBT	[+]	0.080 (0.038)**	0.078 (0.052)*	0.074 (0.055)*
MtoB	[-]	-0.696 (0.098)*	-0.403 (0.348)	-0.860 (0.054)*
BSIZE	[+]	0.578 (0.000)***	0.650 (0.000)***	0.562 (0.000)***
LNMATUR	[+]	0.094 (0.458)	0.124 (0.338)	0.098 (0.439)
N		580	580	580
McFadden R <sup>2</sup>		0.052	0.087	0.053

(注) 変数の定義は表 4-1 を参照。括弧内は p 値を示している。

\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

(probit model) を適用している。

推計の結果、CCON と UCON の係数は有意ではない一方で、ΔUCON の係数は有意な正の値であった。この結果は、直近会計期間の条件付保守主義やその決算日時点の無条件保守主義の程度は担保の設定に影響していないようであるが、当該期間で無条件保守主義の程度を高めている企業が発行した社債では担保が設定されていることを示している。このことは、保守主義が高いと担保の設定が行われないことを意味する仮説 1 とは整合的ではなく、また保守主義のタイプ別には、条件付保守主義尺度や無条件保守主義水準尺度に基づけば帰無仮説 1a と 1b は棄却されないことが示された。以上をまとめると、担保の設定の観点からは、より高い会計上の保守主義が好ましい契約条件、すなわち担保の設定が必要とされないとの契約内容に結びついていることは確認できなかった。

また、コントロール変数については、統計的にみて、負債比率 (DEBT) が高い企業で、社債金額 (BSIZE) が大きい銘柄では担保が設定されているようである。時価簿価比率 (MtoB) の係数は負の値であったが、統計的な有意性は一貫していなかった。



### 3.5 社債格付との関係性

表 4-7 は、社債格付 (RATE) を被説明変数とした回帰式(4-4)の推計結果を示している。被説明変数は R&I による格付に 1 から 10 を割り当てた変数である。これは離散値であることから、推計には、順序プロビット・モデル (ordered probit model) を適用している。

推計の結果、CCON の係数は統計的に有意ではなかったのに対し、 $\Delta$ UCON と UCON の

表 4-7 重回帰モデル(4-4)の推計結果 (Ordered probit)

被説明変数 説明変数	予想 符号	社債格付 RATE		
		CCON	$\Delta$ UCON	UCON
CON	[-/?]	-0.261 (0.346)	-0.504 (0.032)**	-0.700 (0.023)**
MARGIN	[-]	-3.453 (0.023)**	-3.647 (0.016)**	-2.955 (0.052)*
DEBT	[+]	0.841 (0.000)***	0.842 (0.000)***	0.832 (0.000)***
INCR	[-]	-0.004 (0.294)	-0.004 (0.383)	-0.006 (0.185)
CURRENT	[+]	0.409 (0.002)***	0.424 (0.001)***	0.367 (0.005)***
DEFAULT	[+]	0.436 (0.116)	0.486 (0.080)*	0.406 (0.144)
MtoB	[-]	0.023 (0.944)	0.006 (0.985)	0.261 (0.446)
LNASSET	[-]	-0.869 (0.000)***	-0.870 (0.000)***	-0.861 (0.000)***
BSIZE	[-]	-0.250 (0.032)**	-0.257 (0.027)**	-0.205 (0.082)*
LNMATUR	[+]	-0.657 (0.000)***	-0.655 (0.000)***	-0.643 (0.000)***
SECURED	[-]	-3.422 (0.000)***	-3.355 (0.000)***	-3.459 (0.000)***
BCFIRM	[-]	-0.908 (0.027)**	-0.889 (0.031)**	-0.916 (0.025)**
RISKP	[+]	-0.116 (0.259)	-0.158 (0.131)	-0.125 (0.220)
N		580	580	580
Pseudo R <sup>2</sup>		0.441	0.443	0.443

(注) 変数の定義は表 4-1 を参照。括弧内は p 値を示している。

\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

係数が5%水準で有意な負の値であった。この結果は、条件付保守主義が社債格付の決定に影響していないのに対し、直近会計期間で無条件保守主義を高めた企業、あるいは直近決算日時点で無条件保守主義が高い企業は、社債格付が上位になっていることを意味している。これらの結果は、仮説1は無条件保守主義について支持され、帰無仮説1aは棄却されない一方で、帰無仮説1bが棄却されることを示しており、3.2に示した保守主義と利回りスプレッドとの関係性と整合的であった。

コントロール変数については、収益性(MARGIN)が高く、資産規模(LNASSET)の大きな企業が、社債金額(BSIZE)が大きく、償還期間(LNMATUR)が長く、担保(SECURED)が設定され、社債管理会社(BCFRIM)が設定されている銘柄は、上位の社債格付となっている。一方で、負債比率(DEBT)や流動比率(CURRENT)が高い企業が発行した銘柄は、下位の社債格付となっていることを示している。これらは、償還期間を除いて、先行研究に基づく予想と整合的な結果であった<sup>6</sup>。

なお、いくつかの説明変数間で高い相関係数が確認されたことから、多重共線性の問題が生じる可能性がある。そのため、それぞれの変数を除いて、回帰式(4-4)を推計したところ、保守主義尺度と社債格付との関係は、表4-7に示した結果とほぼ同じであった。

### 3.6 1st issue sample を用いた分析結果

同一企業が同一会計期間において複数の社債を発行している場合があり、一組の財務諸表に対して複数の社債がサンプルに含まれることで分析結果に影響することが考えられる。そこで、1st issue sample 202銘柄を分析対象として、回帰式(4-1)から(4-4)の推計を行った。表4-8は、それぞれの推計結果のうち、保守主義尺度の係数のみを示している。

はじめに、B\_SPREADに対して、UCONの係数が有意な負の値であることはfull sampleの場合と同じであるが、CCONは有意な正の値であり、 $\Delta$ UCONの係数は有意ではなく、full sampleの場合と異なっている。これらの結果は、相対的にデフォルト・リスクが高い財務諸表公表後2回目以降の社債銘柄において、適時的に経済的損失を会計利益に織り込む条件付保守主義よりも、業績の下振れを抑制する予防的な無条件保守主義を高めることが重視されていることを示唆するものである。

次に、LNMATURについて、保守主義尺度の係数はいずれも有意ではなく、償還期間に対して影響を与えているとは言えない結果となった。この結果は、full sampleの推定結果とほぼ整合的である。

表 4-8 重回帰モデルの推計結果（抜粋）

説明変数 CON	被説明変数			
	B_SPREAD (OLS)	LNMATUR (OLS)	SECURED (Probit)	RATE (Ordered probit)
CCON	0.244 (0.012)**	0.016 (0.913)	-0.068 (0.886)	-0.580 (0.169)
ΔUCON	-0.095 (0.239)	0.074 (0.514)	1.785 (0.001)***	-0.750 (0.043)**
UCON	-0.222 (0.045)**	-0.065 (0.675)	0.199 (0.745)	0.058 (0.905)
N	202	202	202	202

(注) 変数の定義は表 4-1 を参照。括弧内は p 値を示している。

\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

続いて、SECURED に対しては、ΔUCON の係数のみが有意な正の値であった。これは、直近会計期間での無条件保守主義の変動が高い企業が発行した銘柄で担保が設定されていることを示しており、full sample の場合と整合的である。

最後に、RATE について、ΔUCON の係数のみが有意な負の値であり、CCON の係数が有意ではないこととあわせて、full sample の推定結果と一致している。UCON の係数が有意ではなく、full sample の場合と異なっている。この結果は、相対的にデフォルト・リスクが高い財務諸表公表後 2 回目以降の社債銘柄に対する格付において、業績の下振れを抑制する予防的な無条件保守主義が高水準であることが重視されていることを示唆するものである。

#### 第 4 節 本章の要約と今後の課題

本章では、債務契約における保守的な会計報告の影響を明らかにするために、社債契約における諸条件および格付と 2 つのタイプの会計上の保守主義との関係を分析した。

Watts (2003a)は、会計上の保守主義が契約の効率性を高める効果を理論的に整理し、保守的な会計報告を行う経済的意義を明らかにしている。さらに、Ball and Shivakumar (2005)は、保守主義のタイプ別に、債務契約における機能を指摘している。後続の実証研究では、条件付保守主義が借入金契約では契約の効率性の向上に寄与していることを示す証拠が得られている一方で、社債契約では契約の効率性を低下させている可能性があることが提示さ

れている。これは、銀行と比べ、モニタリング・コストが高いことや再交渉の困難性といった社債権者の特徴が、保守主義の機能とその有効性に影響していることを示唆している。

本章は、これらの先行研究に基づいて、社債契約における 2 つのタイプの保守主義の影響を検証した。検証に際して、会計上の保守主義が諸条件や格付に好ましい影響を与えているとの仮説 1 を設定した。さらに、保守主義のタイプ別に、いずれも好ましい影響と好ましくない影響が考えられることから、それらに影響を与えていないとする帰無仮説 1a と 1b を設定した。そして、条件付保守主義尺度、および無条件保守主義の水準尺度と変動尺度を用いて、利回りスプレッド、償還期間、担保の設定、および社債格付を被説明変数とした統計的分析を行った。

分析の結果、仮説 1 は部分的に支持され、また、帰無仮説 1a は棄却されなかった一方で、帰無仮説 1b は棄却された。発見事項は次の 3 点である。(1)条件付保守主義は、利回りスプレッドや社債格付に影響を与えているとはいえない分析結果であった。(2)無条件保守主義について、直近会計期間におけるその変動が高い企業、あるいは直近決算日におけるその水準が高い企業が発行した社債では、利回りスプレッドは低く設定され、また上位の社債格付となっていることが示された。これらの分析結果は、借入金契約における効果を検証した研究とは異なる結果である。また、(3)社債契約の非価格条件として取り上げた変数について、会計上の保守主義は償還期間には影響していない可能性が高いのに対し、無条件保守主義の変動尺度が担保の設定と有意な関係にあった。

以上の結果から、会計上の保守主義が社債契約の効率性向上に寄与していることが部分的に確認された。ただし、借入金契約を分析している研究の結果と照らし合わせると、2 つのタイプの機能や有効性について、債権者の特徴が関係していることが示唆された。また、債務弁済にあたって、会計上の予防的な保守主義を高めている企業では、あわせて担保の設定が行われていることが示された。

今後の研究課題として、次の点があげられる。はじめに、他の債務契約を対象とした検証があげられる。本章では、債権者の特徴が保守主義の機能や有効性に影響している可能性が示唆されたが、私的債務契約には社債の私募発行、公的債務契約にはシンジケート・ローン契約やコマーシャル・ペーパー契約が含まれる。これらの契約においても、本章や先行研究で得られた結果があてはまるか否かは検証されるべきであろう。また、債務契約の内容分析があげられる。債権者との間で、どのように債務契約が設計されるかは不明確な点が多い。特に、日本企業による社債契約では、財務制限条項（財務上の特約）はほと

んど設定されていない（日本経済新聞朝刊，2004年9月4日，17面）。債務契約の内容（財務制限条項の種類や厳格性など）もまた，会計上の保守主義の機能や有効性に影響していると考えられるため，検証対象とする必要がある。これらのことは，保守主義尺度の頑健性の検証とあわせて，今後の研究課題である。

---

<sup>1</sup> 本章は，大橋（2015b）を加筆・修正したものである。

<sup>2</sup> たとえば，2013年では，東京証券取引所上場の企業について，同じ市場型金融取引である株式発行による資金調達額が17,970億円であるのに対し，普通社債による資金調達額は66,910億円であった（日本取引所グループホームページ，<http://www.jpx.co.jp/>）。

<sup>3</sup> 首藤（2008c）は，社債市場とディスクロージャーとの関係に関する研究をサーベイし，社債市場における会計情報の意義を検討している。また，高須（2012）は，2つの利益属性（会計発生高の質と利益平準化の程度）と社債スプレッドとの関係を分析している。

<sup>4</sup> 利回りスプレッド（国債利回りとの差異）を被説明変数とする回帰式(4-1)では，償還期間に関する変数として国債との差異である償還期間差異（DMATUR）を用いた一方で，社債格付を被説明変数とする回帰式(4-4)では，償還期間に関するとして償還期間（LNMATUR）を用いた。

<sup>5</sup> 先行研究において，社債金額（B\_SIZE）が大きな銘柄では，規模の経済性の効果が期待されるため，利回りスプレッドは低くなり，負の係数が予想されている。この予想に対し，本章では，推計の結果，その係数の符号は正となり，社債金額が高いほど，利回りスプレッドが高くなっていることが示唆された。このことは，社債金額が大きな銘柄では，デフォルト・リスクが高いと評価されていることを示唆している。

<sup>6</sup> 償還期間が長い銘柄では，その分リスクが上昇するため，下位の格付になると予想される。Sengupta（1998）は，アメリカ企業による社債を分析対象として，この予想と整合的な分析結果を提示している。これに対し，日本企業による社債を対象としている本章の分析では，償還期間を長く設定している銘柄で上位の格付となっていることが示された。この結果は，須田ほか（2004b）でも示されており，社債格付の評価において，償還期間の格付機関による取り扱いが日米で異なる可能性を示唆している。



## 第5章 会計上の保守主義と経営者報酬契約

### 第1節 本章の目的と構成

本章の目的は、経営者報酬契約における会計上の保守主義の影響を実証的に分析することである。具体的には、企業業績の変化（純利益の変化）と経営者報酬の変化との関係に対して保守的会計が及ぼす影響を検証する。

株主と経営者のエージェンシー関係で生じるモラル・ハザードを抑制するために、インセンティブ・システムとして、企業業績に連動した経営者報酬制度が構築される。日本企業では業績連動型報酬制度の採用を公表している企業は多くないものの、先行研究は経営者報酬が営業利益や経常利益などの会計利益と連動していることを実証的に示している（須田 2000；首藤 2003；乙政 2004a・2004b；乙政・椎葉 2009）。これらの実証結果は、日本企業が自社の業績を考慮したうえで、経営者に対する報酬額を決定していることを示唆している。

経営者は、社外の利害関係者よりもより多くの情報を有しており、両者の間には情報の非対称性が存在する。そのため、経営者は情報優位な立場を利用した過大な報酬の受け取りが可能である。また、経営者の在職期間が限定的であることや、たとえ将来業績が見積もりに満たなかったとしても、それが経営者の詐欺によるのか業績悪化によるのかを区別することは困難であることから、過大報酬は回収不能となる（Watts 2003a）。

保守的会計は、控えめな会計利益やより低い純資産簿価をもたらす過程で収益や利益に対する検証性を高め、経営者報酬の過大な支払いを回避することにつながると考えられる。この見解と整合的に、第2章でレビューしたように、実証的先行研究では、国内外の企業を調査した結果、経営者報酬契約が保守的会計の要因となっていることが報告されている（薄井 2004；中村 2008b；Iwasaki et al. 2014；Brockman et al. 2015）。一方、経営者報酬契約に対する保守的会計の影響について、イギリス企業やアメリカ企業を調査した先行研究では、会計業績と経営者報酬との連動性に対して保守的会計が影響を与えていることが報告されているものの（O'Connell 2006；Iyengar and Zampelli 2010）、日本企業を対象とした分析は行われていないようであり、その影響は明らかとなっていないといえる。

そこで、本章では、会計上の保守主義が経営者報酬契約に与えている影響を実証的に分析する。はじめに、会計利益と経営者報酬の基本的関係を確認し、先行研究と同様に、会

計利益の変化が経営者報酬の変化を説明するのかを検証する。これにより、先行研究で対象となっていない期間でも、経営者報酬が会計利益と連動しているかが明らかとなる。

次に、先行研究に基づいて、会計上の保守主義が会計利益と経営者報酬の連動性を高めているかを検証する。Iyengar and Zampelli (2010)では、保守的な会計が行われることで、会計利益に関係するノイズが減少し、また経営者による会計操作の可能性が制限され、そして会計操作が発覚する可能性が高まることが想定されており、会計上の保守主義が報酬と業績との連動性を高めるとの仮説を支持する分析結果が報告されている。本章でも、会計上の保守主義が経営者報酬の業績連動性を高める効果を有しているのかを分析し、Iyengar and Zampelli (2010)の仮説が日本企業においても支持されるのかを検証する。なお、この効果は、会計上の保守主義の異質的な検証性、すなわち会計上の費用や損失に比べ収益や利益に対してより厳格な検証性が要求されるとの性質に基づいているため、本章では、条件付保守主義と無条件保守主義との区別をせずに、保守的会計の効果として分析を行う。

2002年から2011年までのデータを用いた分析の結果は次の二点である。第一に、会計利益の変化は経営者報酬の変化と有意に正に関係していることが示され、先行研究で分析対象となっている期間以降でも、純利益をベースとした経営者報酬契約が構築されていることが示唆された。第二に、会計利益と経営者報酬との連動性に対し、会計上の保守主義が有意な影響を与えていることが示され、会計利益に基づいて報酬を決定する際に、保守性が考慮されていることが示唆された。ただし、アメリカ企業では保守主義に会計利益と経営者報酬との連動性を高める正の影響があることが確認されたのに対し、本章の分析では、それが負の影響、すなわちその連動性を低下させていることが確認され、上記の仮説とは整合しない結果となった。

これらの分析結果は、会計利益が高まると経営者報酬も高まっていることを示しているものの、保守的会計が採用されると、純利益のウェイトは低くなっていることを示している。これは、アメリカ企業と日本企業とでは、経営者報酬契約における会計利益のウェイトづけに対し、会計上の保守主義が相反する影響を与えており、保守的会計の機能に異なる評価が行われていることを示唆している。

本章の構成は、以下のとおりである。第2節ではリサーチ・デザインを説明する。第3節で分析結果を示し、第4節で本章の要約と今後の研究課題について述べる。



## 第2節 リサーチ・デザイン

### 2.1 重回帰モデル

本章では、会計利益と経営者報酬との連動性、およびそれに対する会計上の保守主義の影響を分析するために、下記の回帰式を設定する（i は企業を、t は年を示している）。本章の分析で用いる財務諸表データは、『日経 NEEDS 企業財務データ』（日経メディアマーケティング）から入手している。

$$\Delta \ln(\text{COMP})_{i,t} = \alpha + \beta_1 \Delta \text{NI}_{i,t} + \beta_2 \Delta \text{NI}_{i,t-1} + \beta \text{INDUSTRY}_{i,t} + \beta \text{YEAR}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5-1)$$

$$\Delta \ln(\text{COMP})_{i,t} = \alpha + \gamma_1 \Delta \text{NI}_{i,t} + \gamma_2 \text{CON}_{i,t} + \gamma_3 \Delta \text{NI}_{i,t} \times \text{CON}_{i,t} + \gamma_4 \Delta \text{NI}_{i,t-1} + \gamma_5 \text{CON}_{i,t-1} + \gamma_6 \Delta \text{NI}_{i,t-1} \times \text{CON}_{i,t-1} + \gamma \text{INDUSTRY}_{i,t} + \gamma \text{YEAR}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5-2)$$

ただし、

$\Delta \ln(\text{COMP})$	=	経営者報酬（役員報酬＋役員賞与＋役員賞与引当金繰入額）の自然対数の変化（＝当期経営者報酬の対数－前期経営者報酬の対数）
$\Delta \text{NI}$	=	純利益の変化（＝（当期純利益－前期純利益）／前期末資産合計）
$\text{CON}$	=	保守主義尺度（＝ $\text{CCON}$ 、 $\Delta \text{UCON}$ 、あるいは $\text{UCON}$ ）
$\text{CCON}$	=	Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 $\text{C\_Score}$ を基準化した尺度
$\Delta \text{UCON}$	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 $\text{BR}$ について、前期末と当期末の差異を基準化した尺度
$\text{UCON}$	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 $\text{BR}$ を基準化した尺度
$\text{INDUSTRY}$	=	業種ダミー
$\text{YEAR}$	=	年ダミー

被説明変数には、経営者報酬の自然対数（ $\ln(\text{COMP})$ ）の変化を利用する。 $\Delta$ は当期から前期を差し引いた値であることを意味している。経営者報酬は、日本企業を対象にした先行研究と同様に、役員報酬と役員賞与の合計額<sup>1</sup>を利用する（Kaplan 1994；Xu 1997；Joh 1999；首藤 2002・2003・2004a；乙政 2004a・2004b；乙政・椎葉 2009）。役員報酬と役員賞与は、経営者が所属する企業のデータを用いるため、個別財務諸表のデータから入手している。

会計利益と経営者報酬との連動性を分析する回帰式(5-1)では、説明変数に、前期末資産合計でデフレートした純利益（NI）の変化を利用する。経営者報酬に含まれる固定給部分

は、当期の業績変化よりも前期の業績変化に基づいて決定されると予想されるため（乙政・椎葉 2009）、 $\Delta NI_t$ に加え、 $\Delta NI_{t-1}$ を含めている。なお、先行研究では、連結決算が導入されたことを受け、連結利益と経営者報酬との関係性が分析され、連結利益の変化が経営者報酬の変化に対して説明力を有していることが報告されている（首藤 2003；乙政・椎葉 2009）。そこで、連結財務諸表が開示されている企業では連結財務諸表から、それが開示されていない企業では個別財務諸表から純利益データを入力している。純利益の変化は、経営者報酬に対して正の影響があると考えられるため、 $\beta_1$ と $\beta_2$ の予想符号はプラスである。

回帰式(5-2)は、会計利益と経営者報酬との連動性に対する会計上の保守主義の影響を分析することを目的としており、説明変数には、純利益の変化に加えて、保守主義尺度（CON）と、それらの交差項を含めている（Iyengar and Zampelli 2010）。本章の関心は、純利益の変化と保守主義尺度との交差項（ $\Delta NI \times CON$ ）の係数 $\gamma_3$ と $\gamma_6$ にある。推計の結果、それらの係数が統計的に有意な正の値であれば、純利益の変化に対する経営者報酬の感応度が保守主義の高まりとともに高まっていることを示しており、仮説を支持する結果といえる。そこで、 $\gamma_3$ と $\gamma_6$ の予想符号はプラスである。

なお、業種やマクロ経済の影響をコントロールするために、回帰式(5-1)と(5-2)には、業種ダミー（INDUSTRY）と年ダミー（YEAR）を含めている。

## 2.2 サンプル

本章は、2001年から2011年までの会計情報の保守性を対象とし、また説明変数に当期と前期の業績変化を加えていることから、2002年から2011年までを対象期間として、会計利益の変化と経営者報酬の変化の連動性、およびそれに対する保守主義の影響を分析する。そこで、①日本の株式市場に上場している企業、②決算月数が12か月である企業、③金融業に該当しない企業、④役員報酬データがゼロ（あるいは非開示）でない企業、⑤分析に必要な変数が入手可能な企業、⑥役員数の変動がなかった企業<sup>2</sup>、⑦ダミー変数を除く各変数について上下1%に含まれない企業の7つの条件を満たす8,959企業・年を本章のサンプルとした。

## 第3節 分析結果

### 3.1 記述統計量と相関係数

表 5-1 は、本章のサンプルにかかる変数の記述統計量を示している。 $\Delta \ln(\text{COMP})$ の平均値は負の値であり、経営者報酬の減額が行われた期間であったと推測される。これに対し、業績指標である $\Delta \text{NI}_t$ とそのラグ変数の平均値は、それぞれ、0.002 であった。保守主義に関する変数 CON について、CCON,  $\Delta \text{UCON}$ , および UCON は、およそ 0.01 から 0.99 となっている。これらは、上場企業全体におけるサンプル企業の位置を示しており、上場企業がおおよそ偏りなくサンプルに含まれていることを意味している。

表 5-2 は、各変数間の相関係数を示している。 $\Delta \text{NI}_t$ とそのラグ変数は $\Delta \ln(\text{COMP})$ と正に相関しており、予想と整合的に、業績が高くなると経営者報酬も高くなっていることを示している。また、 $\Delta \ln(\text{COMP})$ と $\Delta \text{NI}_t$ との相関係数が 0.035 であったのに対し、 $\Delta \text{NI}_{t-1}$ との相関係数が 0.209 であった。当期の経営者報酬の変化は、当期の純利益の変化よりも、前期の純

表 5-1 記述統計量 (N=8,959)

変数	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位	中央値	第3四分位	最大値
$\Delta \ln(\text{COMP})_t$	-0.014	0.175	-0.542	-0.114	-0.008	0.084	0.506
$\Delta \text{NI}_t$	0.002	0.029	-0.112	-0.009	0.002	0.013	0.139
$\text{CCON}_t$	0.492	0.269	0.013	0.264	0.489	0.720	0.984
$\Delta \text{UCON}_t$	0.493	0.273	0.011	0.257	0.490	0.725	0.987
$\text{UCON}_t$	0.470	0.270	0.011	0.237	0.458	0.695	0.984
$\Delta \text{NI}_{t-1}$	0.002	0.031	-0.120	-0.009	0.002	0.013	0.151
$\text{CCON}_{t-1}$	0.491	0.270	0.015	0.260	0.488	0.720	0.983
$\Delta \text{UCON}_{t-1}$	0.493	0.273	0.012	0.258	0.489	0.727	0.987
$\text{UCON}_{t-1}$	0.468	0.269	0.011	0.235	0.454	0.692	0.984

(注) 変数の定義は下記のとおり。

$\Delta \ln(\text{COMP})$  = 経営者報酬(役員報酬+役員賞与+役員賞与引当金繰入額)の自然対数の変化(=当期経営者報酬の対数-前期経営者報酬の対数)

$\Delta \text{NI}$  = 純利益の変化(=(当期純利益-前期純利益)/前期末資産合計)

CCON = Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C\_Score を基準化した尺度

$\Delta \text{UCON}$  = Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について、前期末と当期末の差異を基準化した尺度

UCON = Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度

表 5-2 相関係数 (N=8,959)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]
[1] $\Delta \ln(\text{COMP})_t$	1.000								
[2] $\Delta \text{NI}_t$	0.035	1.000							
[3] $\text{CCON}_t$	-0.013	-0.002	1.000						
[4] $\Delta \text{UCON}_t$	0.014	0.018	-0.123	1.000					
[5] $\text{UCON}_t$	0.021	0.016	-0.213	0.106	1.000				
[6] $\Delta \text{NI}_{t-1}$	0.209	-0.255	-0.032	0.014	0.025	1.000			
[7] $\text{CCON}_{t-1}$	-0.017	0.009	0.189	-0.107	-0.180	-0.016	1.000		
[8] $\Delta \text{UCON}_{t-1}$	0.003	0.027	-0.165	0.610	0.235	0.042	-0.126	1.000	
[9] $\text{UCON}_{t-1}$	0.023	0.007	-0.191	-0.045	0.975	0.026	-0.160	0.153	1.000

(注) 変数の定義は表 5-1 の注を参照。

利益の変化と高い相関であった。

### 3.2 推計結果

表 5-3 は、回帰式(5-1)と(5-2)の最小二乗法 (OLS) による推計結果を示している。回帰式(5-1)は、会計利益と経営者報酬との連動性を分析しており、 $\Delta \text{NI}_t$ と $\Delta \text{NI}_{t-1}$ の係数が、予想と整合的に、1%水準で有意な正の値であることを示している。これらの結果は、先行研究と同様に、 $\Delta \text{NI}$ が上昇するほど経営者報酬が増加する関係を意味している。

回帰式(5-2)は、会計利益と経営者報酬との連動性に対する会計上の保守主義の影響を分析することを目的とし、純利益の変化と保守主義尺度の交差項を説明変数に含めている。推計結果は、回帰式(5-1)と同様に、 $\Delta \text{NI}_t$ と $\Delta \text{NI}_{t-1}$ の係数が有意な正の値であることを示している。また、 $\Delta \text{NI} \times \text{CON}$ の係数について、当期の変数ではおおよそ統計的に有意ではなく、会計利益と経営者報酬との連動性に対して保守主義が影響を与えていることを示す結果は得られなかった。一方、前期の変数では、無条件保守主義変動尺度にかかる係数は統計的に有意ではなかったものの、条件付保守主義尺度と無条件保守主義水準尺度を用いた場合に、予想とは対照的に、有意な負の係数が確認された。この結果は、条件付保守主義や期末時点での無条件保守主義が高い場合、経営者報酬に対する純利益の変化の影響を低下させていることを示唆している。このことは、アメリカ企業を分析している Iyengar and

表 5-3 重回帰モデルの推計結果

被説明変数	$\Delta \ln(\text{COMP})_t$				
	回帰式	(5-1)	(5-2)		
説明変数	予想 符号		CCON	$\Delta \text{UCON}$	UCON
Constant		0.001 (0.905)	0.008 (0.453)	0.001 (0.957)	-0.005 (0.623)
$\Delta \text{NI}_t$	[+]	0.471 (0.000)***	0.636 (0.000)***	0.578 (0.000)***	0.683 (0.000)***
$\text{CON}_t$			-0.007 (0.278)	0.015 (0.067)*	-0.010 (0.740)
$\Delta \text{NI}_t \times \text{CON}_t$	[+]		-0.324 (0.177)	-0.201 (0.371)	-0.421 (0.087)*
$\Delta \text{NI}_{t-1}$	[+]	1.170 (0.000)***	1.509 (0.000)***	1.314 (0.000)***	1.535 (0.000)***
$\text{CON}_{t-1}$			-0.009 (0.195)	-0.013 (0.103)	0.021 (0.465)
$\Delta \text{NI}_{t-1} \times \text{CON}_{t-1}$	[+]		-0.661 (0.008)***	-0.272 (0.230)	-0.740 (0.003)***
INDUSTRY		YES	YES	YES	YES
YEAR		YES	YES	YES	YES
N		8,959	8,959	8,959	8,959
Adj. R <sup>2</sup>		0.078	0.079	0.078	0.079

(注) 変数の定義は表 5-1 の注を参照。

括弧内は White の標準誤差に基づく t 値に対する p 値を示している。

\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

Zampelli (2010)の分析結果とは相反しており、日本企業では少なくとも経営者報酬目的においては保守主義が会計利益のウェイトを高めていることを示す証拠は得られなかった。

このような条件付保守主義の影響について、本論文の第 7 章の分析結果が手掛かりとなる。第 7 章では、会計上の保守主義が利益特性に与える影響について、条件付保守主義が高い企業では、純利益の持続性が低いことが明らかとなった。すなわち、経済的バッド・ニュースを会計利益に織り込む程度が高い企業の純利益およびその変化は持続的ではなく、経営者報酬を決定する際に、そのウェイトは低くなっているとの説明ができよう。しかしながら、無条件保守主義について、純利益の持続性を低くする影響は確認されておらず、

無条件保守主義の影響に対して、この説明はあてはまらないであろう。なぜ、あるいはどのような状況で、保守的な会計利益が、保守的ではない会計利益に比べ、報酬決定に対しウェイトが低くなっているのかは、今後の課題として検討していかなければならない。

#### 第4節 本章の要約と今後の研究課題

本章では、経営者報酬契約における会計上の保守主義の影響について、2002年から2011年を対象期間として、8,959企業・年を用いた回帰分析を行った。はじめに、会計利益と経営者報酬との連動性を検証したところ、経営者報酬の変化に対し、当期と前期の純利益変化が正の係数を有していることが確認され、純利益ベースの経営者報酬契約が設定されていることが示唆された。この結果は、2001年から2008年までをサンプル期間とした乙政・椎葉（2009）と整合的であり、会計利益を考慮して報酬が決定されていることを暗示している。

次に、会計利益と経営者報酬との連動性に対する会計上の保守主義の影響を分析したところ、条件付保守主義や期末時点での無条件保守主義が高い企業では、純利益変化の係数が負の値であり、経営者報酬の変化に対する純利益の変化のウェイトが低くなっていることが示された。この分析結果は、アメリカ企業を対象とした Iyengar and Zampelli (2010)の結果と整合的ではなく、日本企業では保守的な会計により純利益の変化にかかるウェイトが高まっていることを示す証拠は確認できなかった。このことは、日米企業で保守的会計の機能に異なる評価が行われていることを示唆しているものの、なぜ相反する符号が確認されたのかについて、経営者報酬の決定プロセスや経営者報酬目的における保守主義の役割は、今後探っていかなければならない。

最後に、本章における研究課題を提示する。第一に、経営者報酬に関する変数について、本章では現金報酬を対象としたが、ストック・オプションを採用する企業が多くなっていることから、報酬の枠組みに株式報酬を含めることが必要であろう。第二に、報酬の変化を説明する変数について、株式リターンを組み込む必要がある。経営者報酬が株価ベースの指標と会計ベースの指標とどのように連動しているかは、今後も検証していく必要がある。第三に、保守主義尺度の代替的測定モデルの適用である。本章の分析は、補章で説明しているように、条件付保守主義および無条件保守主義の両方で、株価や株式リターン

を用いた市場ベースの尺度を利用している。一方で、Iyengar and Zampelli (2010)は、会計発生高ベースの保守主義尺度を用いており、この相違が分析結果の違いにつながっているのかもしれない。以上の点を踏まえ、経営者報酬契約における保守主義の影響について、今後も継続的な検証が必要である。

---

<sup>1</sup> 役員報酬は損益計算書の販売費および一般管理費に計上される。また、役員賞与は、会社法施行以前は株主総会の承認により支払われていたことから利益処分項目として処理されていたが、現行では役員報酬と同様に職務執行の対価であることから発生した期間の費用として処理することになっている。役員賞与について、決算日後に開催される株主総会で承認を得る必要がある場合には、その見込額が引当金に計上され、その繰入額は損益計算書の販売費および一般管理費に計上される。

<sup>2</sup> 経営者報酬の成長率が2以上あるいは0.5未満ではない企業を、役員数の変動がなかった企業とした（乙政・椎葉 2009）。なお、これらの企業をサンプルに含めた場合でも、分析結果に大きな変化はなかった。





## 第6章 会計上の保守主義と将来業績

### 第1節 本章の目的と構成

本章の目的は、将来業績に対する会計上の保守主義の影響を実証的に分析することである。具体的には、将来業績に関する指標をコーポレート・ガバナンスの成果を示す指標と捉え、3つの会計上の業績指標と株式リターンを用いて、保守的会計が将来業績や将来リターンの向上に寄与しているか否かを検証する<sup>1</sup>。

第2章でレビューしたように、諸外国企業や日本企業を分析対象とした先行研究では、外部取締役の割合や取締役会の独立性が高いなど強いコーポレート・ガバナンス構造を有している企業では、保守的な会計が行われていることが示されている (Beekes et al. 2004 ; Ahmed and Duellman 2007 ; Garcia Lara et al. 2007・2009b ; 中村 2008b ; 首藤・岩崎 2009 ; Goh and Li 2011 ; Lim 2011 ; Ahmed and Henry 2012 ; Foroghi et al. 2013 ; Leventis et al. 2013)。これらの研究は、経営者の事業投資行動に対するモニタリングについて、保守的会計が有用であることを示唆している。

また、諸外国企業を対象とした先行研究は、会計上の保守主義と投資活動や将来業績との関係を調査している。分析結果は、より高い程度の保守主義が、投資活動の改善や非効率プロジェクトの打ち切りに結びついていること (García Lara et al. 2015 ; Srivastava et al. 2015) や、株式リターンや会計指標を用いてより好ましい将来業績に結びついていることが示されている (Francis and Martin 2010 ; Kim and Pevzer 2010 ; Ahmed and Duellman 2011 ; Francis et al. 2013 ; Kim and Zhang 2013 ; Dezfoli et al. 2014)。

日本企業を調査した研究では、条件付 (無条件) 保守主義と投資水準との間に負 (正) の関係があることが示されている (Ishida and Ito 2014 ; 中野ほか 2015)。さらに、中野ほか (2015) は将来リターンとの関係も分析し、2つのタイプの保守主義が将来リターンを高めていることを報告している。これらの研究は、諸外国企業と同様に、日本企業について、会計上の保守主義が投資活動や将来リターンに影響していることを示唆しており、また、保守主義のタイプにより影響が異なる可能性を含意している。

本章では、はじめに、2つのタイプの保守主義と将来期間の会計上の業績指標 (ROA, ROE, および FCF) との関係性を、次に、累積超過リターン (CAR) との関係性を分析する。第一の分析では、当期の会計上の保守主義が、事業投資の効率性を高め、将来期間に

好ましい業績をもたらしているのか否かの検証を意図している。第二の分析では、当期の保守主義が、株主価値（将来リターン）に好ましい影響を与えているか否かの検証を意図している。これらの分析において、保守主義指標と将来期間の業績指標や株式リターンとの間に有意な正の関係が確認された場合、保守的な会計が将来期間における投資活動の効率性向上に寄与し、将来業績に好ましい影響を与えていることを示唆している。また、両者間の有意な関係は、当期の会計上の保守主義が将来業績を予測するのに有用であることを含意するものである。

このように、本章は、会計上の業績指標と株式リターンの2つの観点から、会計上の保守主義と将来業績との関係性を分析する。2つの観点からの分析は、保守主義と会計指標との関係性 (Ahmed and Duellman 2011)、あるいは保守主義と将来リターンとの関係性 (Francis and Martin 2010 ; Francis et al. 2013 ; Kim and Zhang 2013 ; Dezfoli et al. 2014 ; 中野ほか 2015) を分析している先行研究に対する本章の特徴である。

分析の結果、3つの会計上の業績指標に対し、条件付保守主義は負の関係を有している一方で、無条件保守主義は正の関係を有していることが確認された。これらのことは、経済的ニュースに基づいてバッド・ニュースを会計利益に適時的に織り込んでいる企業では、バッド・ニュースに基づく業績の下振れが生じることで好ましくない将来業績となっていること、そして、経済的ニュースに先立って予防的に会計利益や純資産簿価を過少評価している企業では、業績の下振れリスクが限定的になることによるリスクテイク促進効果で好ましい将来業績となっていることが示唆された。

他方、将来リターンに対しては、条件付保守主義と直近期末時点での無条件保守主義は正の関係であり、中野ほか (2015) と整合的な結果であった。ただし、無条件保守主義変動尺度は有意な負の値であり、事業資産への取得原価会計や無形資産投資の即時費用化が無条件保守主義の源であることを考えると、会計期間中に極端な投資活動を行っている企業では将来リターンが低迷していることを示唆している。

本章の構成は、以下のとおりである。第2節ではリサーチ・デザインを説明する。第3節で分析結果を提示し、第4節で本章の要約と今後の研究課題について述べる。

## 第2節 リサーチ・デザイン

## 2.1 仮説の設定

所有と経営が分離した状況では、プリンシパル（株主）とエージェント（経営者）との間に情報の非対称性が存在し、エージェントがプリンシパルの利益にそぐわない行動をとるモラル・ハザードが生じる可能性がある。たとえば、正味現在価値（net present value : NPV）がマイナスである投資プロジェクトであっても、経営者の在任期間中にプラスの利益や私的便益をもたらす場合、経営者は、企業価値の向上よりも自己の利益の最大化を優先して、このプロジェクトを継続することが考えられる。非効率なプロジェクトが継続されれば、株主に対する損失は拡大することとなる。このように、経営者の投資意思決定に関して、経営者と株主との間に利害対立が存在する。

このエージェンシー問題に対し、先行研究は、会計上の保守主義に投資の効率性を高める効果があることを指摘している（Ball 2001 ; Watts 2003a ; Ball and Shivakumar 2005 ; Ahmed and Duellman 2011）。保守的会計は、非対称的検証性から損失認識を早期化することで、経営者の在任期間中でのその認識をもたらすこととなる。そのため、保守的会計を採用している経営者は、在任期間中の業績を悪化させないために、事前的に NPV がマイナスであるプロジェクトを引き受けないインセンティブを持ち、効率的な投資意思決定が促進される。また、会計上の保守主義は、取締役会や株主に対して、好ましくない成果をもたらす投資プロジェクトの調査やそれに対する修正行動の必要性に関するシグナルを提供し、経営者の投資意思決定のモニタリングが促進される。これにより、経営者は、事後的に経済的損失をもたらす投資を迅速に放棄するインセンティブを持つこととなる。

このように、保守的会計には、事業投資の効率性を高め、将来業績を好ましいものとする効果が期待される。なお、この効果は、保守主義の異質な検証性の性質に基づいており、必ずしも経済的バッド・ニュースの生起に依存するものではない。そこで、条件付保守主義と無条件保守主義とを区別せずに、将来業績に対する会計上の保守主義の影響について、下記の仮説を設定する。

**仮説：** 会計上の保守主義と将来業績の間に正の関係がある。

## 2.2 重回帰モデル

会計上の保守主義と将来業績との関係を分析するために、以下の回帰式を設定する（ $i$ は企業を、 $t$ は年を示している）。3つの会計上の業績指標と将来リターンを将来業績の代理変

数として被説明変数としている。会計上の業績指標には、使用総資本事業利益率 (return on assets : ROA), 自己資本当期純利益率 (return on equity : ROE), およびフリー・キャッシュ・フロー (free cash flow : FCF) を用いている。将来リターンには、累積超過リターン (cumulative abnormal return : CAR) を用いている<sup>2</sup>。また、それぞれの被説明変数に影響を与えると考えられる会計上の保守主義以外の変数をコントロール変数として説明変数に加えている。それぞれの変数の定義は、表 6-1 に示している。

$$F\_Performance_{i,t+k} = \alpha + \beta_1 CON_{i,t} + \beta Control\ variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6-1)$$

被説明変数  $F\_Performance$  は、1 期先、2 期先、3 期先の会計指標から基準年の会計指標を控除した値 ( $\Delta ROA_{t+k}$ ,  $\Delta ROE_{t+k}$ , あるいは  $\Delta FCF_{t+k}$ ,  $k=1\sim 3$ ), あるいは累積超過リターン (基準年の決算月の 3 か月後を月次ゼロとして、12 か月間、24 か月間、36 か月間にわたる  $CAR[0:k]$ ) である。ROA は、事業活動により獲得される営業利益と財務活動による財務収益からなる事業利益を使用総資本で除することで算出され、企業の総合的な収益性を測定する指標である。ROE は、最終的に株主に帰属する利益である当期純利益を自己資本で除することで算出され、株主の観点からの収益性を測定する指標である。FCF は、本業で獲得した正味キャッシュ・イン・フローから法人税等と事業維持に必要なキャッシュ・アウト・フローを差し引いて算出され、経営者の判断により自由に分配できるキャッシュ・フローを測定している。CAR は、一定期間ごとの各企業の株式リターンから期待リターンを差し引いて算出される超過リターン (abnormal return : AR) を累計したものである。ここでは、期待リターンとして市場リターン (TOPIX の変化率) を用いて、各企業の月次リターンから市場リターンを控除することで超過リターンを計算し、12 か月間、24 か月間、36 か月間で累積したものを CAR とした。これらの指標を用いることで、効率的な投資活動が行われているかを判別する。

主たる説明変数は、会計上の保守主義 (CON) であり、条件付保守主義尺度 (CCON), 無条件保守主義変動尺度 ( $\Delta UCON$ ), あるいは無条件保守主義水準尺度 (UCON) である。回帰式の推計の結果、保守主義尺度の係数  $\beta_1$  が有意な正の値であれば、保守的会計が行われている企業ほど、将来期間における業績や株式リターンが高くなっていることを意味しており、仮説と整合する結果といえる。

その他の独立変数  $Control\ variables$  は、被説明変数ごとに設定している。はじめに、 $\Delta ROA$  を被説明変数とした回帰式では、先行研究に基づいて、基準年の売上高事業利益率 (PM),

表 6-1 変数の定義

F_Performance	将来業績 (= $\Delta ROA$ , $\Delta ROE$ , $\Delta FCF$ , あるいは $CAR$ )
$\Delta ROA$	ROA 変化 (= $ROA_1 - ROA_0$ , $ROA_2 - ROA_0$ , あるいは $ROA_3 - ROA_0$ ) ROA = 事業利益 / 使用総資本 (期中平均) 事業利益 = 営業利益 + 受取利息・有価証券利息 + 受取配当金 ± 持分法による投資損益
$\Delta ROE$	ROE 変化 (= $ROE_1 - ROE_0$ , $ROE_2 - ROE_0$ , あるいは $ROE_3 - ROE_0$ ) ROE = 当期純利益 / 自己資本 (期中平均)
$\Delta FCF$	FCF 変化 (= $FCF_1 - FCF_0$ , $FCF_2 - FCF_0$ , あるいは $FCF_3 - FCF_0$ ) FCF = CFO - TAX - CINV
CAR	累積超過リターン (= 決算月の 3 か月後を開始時点とする 12 か月間, 24 か月間, 36 か月間の月次超過リターンの累積値) 月次超過リターン = 各企業の月次リターン - 市場リターン (TOPIX の変化値)
CON	保守主義尺度 (= CCON, $\Delta UCON$ , あるいは UCON)
CCON	Khan and Watts (2009) の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度
$\Delta UCON$	Beaver and Ryan (2000) の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について, 前期末と当期末の差異を基準化した尺度
UCON	Beaver and Ryan (2000) の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度
PM	売上高事業利益率 (= 事業利益 / 売上高)
ATO	総資産回転率 (= 売上高 / 資産合計 (期中平均))
MARGIN	売上高純利益率 (= 当期純利益 / 売上高)
FLEV	財務レバレッジ (= 資産合計 (期中平均) / 自己資本 (期中平均))
CFO	営業キャッシュ・フロー (= 財務収支・税控除前営業キャッシュ・フロー)
TAX	法人税等支払額
CINV	正味設備投資額
BETA	ベータ値 (= 決算月から 3 か月後を終了時点とする 60 ヶ月の月次リターン・データと市場リターン (TOPIX の変化値) を用いて計算した銘柄 i の資本資産評価モデル CAPM によるベータ値)
LNMV	時価総額 (= (期末決算月の終値 × 発行済株式数) の自然対数)
LNBM	簿価時価比率 (= (期末決算時の自己資本簿価 / 株式時価総額) の自然対数)

総資産回転率 (ATO), およびそれらの対前年変化 ( $\Delta PM$ ,  $\Delta ATO$ ) を加えている (Fairfield and Yohn 2001 ; Soliman 2008)。次に,  $\Delta ROE$  と  $\Delta FCF$  を被説明変数とした回帰式では, それぞれの分解要素をコントロール変数にしている。 $\Delta ROE$  を被説明変数とした回帰式では, 基準年の売上高純利益率 (MARGIN), 総資産回転率 (ATO), 財務レバレッジ (FLEV), およびそれらの対前年変化 ( $\Delta MARGIN$ ,  $\Delta ATO$ ,  $\Delta FLEV$ ) である。 $\Delta FCF$  を被説明変数とした回帰式では, 基準年の営業キャッシュ・フロー (CFO), 法人税等支払額 (TAX), 正味設備投資額 (CINV), およびそれらの対前年変化 ( $\Delta CFO$ ,  $\Delta TAX$ ,  $\Delta CINV$ ) である。最後に,

CAR を被説明変数とした回帰式では、BHAR を被説明変数とした回帰分析を行っている先行研究でコントロール変数とされた基準年の売上高事業利益率 (PM), 総資産回転率 (ATO), およびそれらの対前年変化 ( $\Delta PM$ ,  $\Delta ATO$ ) に加え (Soliman 2008), ベータ値 (BETA), 時価総額 (LNMV), 簿価時価比率 (LNBM) をコントロール変数としている (Fama and French 1992・1993; 久保田・竹原 2000; 山崎 2004 など)。なお, それぞれの回帰式には, 業種ダミー (INDUSTRY) と年ダミー (YEAR) を含めている。

なお, 本章の分析では, 財務諸表データは『日経 NEEDS 企業財務データ』(日経メディアマーケティング), 株価データは『株価 CD-ROM』(東洋経済新報社) から収集している。

### 2.3 サンプル

本章は, 2001 年から 2010 年までを基準年とし, この間に公表された会計情報の保守性と基準年の後 3 年間の将来業績を分析対象とする。そこで, ①日本の株式市場に上場している企業, ②決算月数が 12 か月である企業, ③金融業に該当しない企業, ④分析に必要な変数が入手可能な企業, ⑤ダミー変数を除く各変数<sup>3</sup>について上下 1%に含まれない企業の 5 つの条件を満たす 10,034 企業・年を本章のサンプルとした。

## 第 3 節 分析結果

### 3.1 記述統計量と相関係数

本章のサンプルにかかる変数の記述統計量を表 6-2 に要約している。なお, 将来業績に関する変数は, 紙幅の都合上, 基準年の 3 年先の値のみを掲載している。被説明変数をみると, 3 つの会計指標 ( $\Delta ROA$ ,  $\Delta ROE$ ,  $\Delta FCF$ ) の平均値は-0.7%から 0.9%であり, 基準年とほぼ同じ水準であることがうかがえる。ただし, 最小値と最大値との差異は 25.5%から 125.9%であり, ばらつきがあることがわかる。CAR の平均値は 19.0%であり, 36 か月間の保有により市場リターンを超えて獲得できる月次リターンの累積値を示している。最小値-84.6%から最大値 172.2%と, 会計指標よりもサンプル中でばらつきがあることがわかる。

主たる説明変数である会計上の保守主義に関する 3 つの変数は, 基準化の手続きによりゼロに近い値から 1 の間で示され, 値が大きいほど保守性が高いことを示している。最小値 0.01 から最大値 0.99 となっていることから, 保守性を測定できた企業・年がおよそ偏り

表 6-2 記述統計量 (N=10,034)

	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位	中央値	第3四分位	最大値
ΔROA <sub>3</sub>	0.001	0.035	-0.132	-0.017	0.002	0.021	0.123
ΔROE <sub>3</sub>	0.009	0.106	-0.612	-0.029	0.005	0.044	0.647
ΔFCF <sub>3</sub>	-0.007	0.054	-0.196	-0.037	-0.005	0.024	0.186
CAR [0:+36]	0.190	0.422	-0.846	-0.098	0.164	0.436	1.722
CCON	0.469	0.271	0.011	0.236	0.455	0.696	0.984
ΔUCON	0.494	0.268	0.012	0.266	0.492	0.720	0.988
UCON	0.470	0.269	0.011	0.239	0.461	0.693	0.990
PM	0.050	0.042	-0.079	0.023	0.043	0.071	0.244
ΔPM	-0.001	0.026	-0.233	-0.011	0.000	0.011	0.392
ATO	1.010	0.402	0.130	0.742	0.937	1.212	2.446
ΔATO	0.006	0.081	-0.236	-0.038	0.005	0.047	0.916
MARGIN	0.017	0.035	-0.182	0.005	0.017	0.034	0.143
ΔMARGIN	0.002	0.044	-0.207	-0.011	0.001	0.011	0.985
FLEV	2.734	1.583	1.051	1.663	2.258	3.244	11.59
ΔFLEV	-0.051	0.325	-2.005	-0.121	-0.027	0.035	4.251
CFO	0.071	0.045	-0.079	0.042	0.070	0.099	0.217
ΔCFO	0.001	0.043	-0.159	-0.022	0.000	0.024	0.159
TAX	-0.016	0.014	-0.070	-0.024	-0.013	-0.005	0.006
ΔTAX	0.000	0.011	-0.041	-0.005	0.000	0.006	0.047
CINV	-0.008	0.018	-0.111	0.000	0.000	0.000	0.002
ΔCINV	-0.002	0.014	-0.088	0.000	0.000	0.000	0.056
BETA	0.802	0.431	-0.071	0.484	0.769	1.086	2.092
LNMV	23.85	1.531	19.76	22.71	23.73	24.91	27.45
LNBM	0.152	0.513	-1.242	-0.206	0.166	0.523	1.381

(注) 変数の定義は表 6-1 を参照。

なくサンプルに含まれていることがわかる。

表 6-3 は、各変数間の相関係数を示している。保守主義尺度と被説明変数との関係<sup>4</sup>をみると、CCON の相関係数はプラスの値である。これは、基準年の条件付保守主義が高

表 6-3 相関係数 (N=10,034)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]	[16]	[17]	[18]	[19]	[20]	[21]	[22]	[23]	[24]	
[1]ΔROA <sub>3</sub>	1.00																								
[2]ΔROE <sub>3</sub>	0.63	1.00																							
[3]ΔFCF <sub>3</sub>	0.34	0.29	1.00																						
[4]CAR[0:+36]	0.38	0.32	0.20	1.00																					
[5]CCON	0.03	0.02	0.00	0.04	1.00																				
[6]ΔUCON	-0.02	0.01	-0.00	-0.14	-0.12	1.00																			
[7]UCON	0.01	0.02	-0.01	-0.04	-0.19	0.14	1.00																		
[8]PM	-0.35	-0.26	-0.16	-0.06	-0.18	0.12	0.14	1.00																	
[9]ΔPM	-0.19	-0.16	-0.16	-0.04	0.01	0.05	0.01	0.27	1.00																
[10]ATO	-0.07	-0.04	-0.02	-0.02	0.07	0.04	0.02	-0.35	0.04	1.00															
[11]ΔATO	-0.08	-0.06	-0.04	-0.02	0.00	0.08	0.01	0.08	0.33	0.17	1.00														
[12]MARGIN	-0.35	-0.50	-0.18	-0.11	-0.13	0.10	0.07	0.77	0.27	-0.13	0.07	1.00													
[13]ΔMARGIN	-0.07	-0.26	-0.10	-0.04	0.01	0.04	-0.01	0.13	0.51	-0.03	0.17	0.38	1.00												
[14]FLEV	0.10	0.14	0.06	0.10	0.04	-0.06	0.30	-0.21	0.06	0.08	0.06	-0.25	0.05	1.00											
[15]ΔFLEV	0.10	0.23	0.13	0.04	0.01	0.16	-0.08	-0.13	-0.02	-0.02	-0.05	-0.20	0.05	-0.07	1.00										
[16]CFO	-0.17	-0.15	-0.46	-0.04	-0.14	0.12	0.18	0.50	0.14	0.04	0.03	0.43	0.07	-0.17	-0.12	1.00									
[17]ΔCFO	-0.03	-0.05	-0.38	-0.01	0.01	0.04	0.00	0.06	0.28	0.02	0.12	0.07	0.16	0.03	0.00	0.46	1.00								
[18]TAX	0.24	0.14	-0.01	0.02	0.12	-0.11	-0.07	-0.51	0.15	-0.10	0.08	-0.44	0.12	0.33	0.03	-0.45	0.06	1.00							
[19]ΔTAX	0.10	0.07	-0.04	-0.02	-0.01	-0.02	0.02	-0.10	-0.07	-0.03	-0.07	-0.09	0.00	-0.05	0.06	-0.05	-0.03	0.37	1.00						
[20]CINV	-0.05	-0.06	-0.14	-0.02	0.02	-0.01	-0.04	0.03	0.16	-0.03	0.13	0.03	0.09	0.09	-0.08	-0.11	0.02	0.06	-0.08	1.00					
[21]ΔCINV	0.06	0.03	-0.16	-0.09	-0.02	-0.02	-0.01	-0.06	0.04	-0.05	-0.09	-0.06	0.05	0.04	0.00	-0.03	0.02	0.11	0.06	0.50	1.00				
[22]BETA	0.00	0.02	0.00	0.13	-0.04	-0.14	-0.04	-0.01	0.02	-0.06	0.04	-0.05	0.02	0.14	-0.04	-0.04	0.00	0.06	-0.04	0.02	0.00	1.00			
[23]LNMV	-0.07	-0.08	-0.06	-0.09	-0.51	0.21	0.34	0.33	0.02	-0.11	0.04	0.26	0.01	-0.05	-0.06	0.25	0.00	-0.20	-0.02	0.02	0.01	0.08	1.00		
[24]LNBM	0.18	0.16	0.12	0.17	0.24	-0.32	-0.65	-0.35	-0.15	-0.04	-0.14	-0.30	-0.08	-0.20	0.11	-0.28	-0.03	0.22	0.11	-0.14	-0.03	-0.08	-0.51	1.00	

(注) 各変数の定義は表 6-1 を参照。



いと、将来期間の会計指標や CAR も高い値となっていることを示しており、仮説と整合的に、条件付保守主義が将来業績の向上に寄与していることを示唆している。

一方、被説明変数と無条件保守主義との相関係数は混合しており、ROE について無条件保守主義の変動尺度 $\Delta$ UCON と水準尺度 UCON がプラスの値であることを除いて、いずれかあるいは両方の尺度でマイナスの値である。これは、当期間中に無条件保守主義を高めている企業や当期末時点でそれが高い企業ではその後の期間の会計指標や株式リターンが高いことを示してはならず、仮説とは整合しない結果である。

ただし、保守主義尺度と被説明変数との相関係数には統計的に有意ではないものも含まれており、また会計上の保守主義以外にも被説明変数に影響する変数があることから、相関係数の符号のみで会計上の保守主義と将来業績との関係を判断することは早計であろう。

### 3.2 会計上の業績指標との関係性

表 6-4 は、3つの会計指標を被説明変数とした回帰式(6-1)の最小二乗法 (OLS) による推計結果を示している。3つの会計指標に対する CCON の係数はマイナスの値であり、1%水準で有意であった。なお、表には記載していないが、1期先と2期先の会計指標を被説明変数とした回帰式でも、CCON の係数は統計的に有意なマイナスの値であった。これらの推計結果は仮説と整合的ではなく、コントロール変数の影響を考慮した場合、条件付保守主義の程度が高いほど、基準年以降の期間の業績に対しマイナスの影響を与えていることを意味している。このことは、条件付保守主義が高い企業では、経済的バッド・ニュースを適時的に会計利益に織り込むことによる業績の下振れが生じ、好ましくない業績となっていることを示唆している。

次に、 $\Delta$ UCON と UCON の係数をみても、3つの会計指標に対して、1%水準で有意なプラスの値であった。1期先と2期先の会計指標の回帰式でも、同様の推計結果であった。これらの結果は仮説と整合的に、コントロール変数の影響を考慮した場合、無条件保守主義の程度が高めているほど、およびそれが高いほど、将来業績にプラスの影響を与えていることを示している。この結果は、経済的バッド・ニュースに依存せずに保守的な会計を行っている企業において、投資プロジェクトの効率的な意思決定が行われ、結果として好ましい業績に結びついていることを示唆している。

以上のように、会計指標を将来業績の代理変数とした回帰分析では、仮説と整合的に、会計上の保守主義が高いほど、将来業績が高いことが示された。ただし、このことは無条

表 6-4 重回帰モデルの推計結果（会計指標）

被説明変数 説明変数	予想 符号	$\Delta ROA_3$			$\Delta ROE_3$			$\Delta FCF_3$		
		CCON	$\Delta UCON$	UCON	CCON	$\Delta UCON$	UCON	CCON	$\Delta UCON$	UCON
Constant		0.034 (0.000)	0.031 (0.000)	0.030 (0.000)	0.052 (0.000)	0.039 (0.000)	0.042 (0.000)	0.044 (0.000)	0.037 (0.000)	0.035 (0.000)
CON	[+]	-0.003 (0.003)	0.005 (0.000)	0.008 (0.000)	-0.012 (0.001)	0.018 (0.000)	0.019 (0.000)	-0.005 (0.001)	0.009 (0.000)	0.013 (0.000)
PM		-0.324 (0.000)	-0.323 (0.000)	-0.327 (0.000)						
$\Delta PM$		-0.093 (0.000)	-0.095 (0.000)	-0.092 (0.000)						
ATO		-0.015 (0.000)	-0.015 (0.000)	-0.016 (0.000)	-0.020 (0.000)	-0.020 (0.000)	-0.021 (0.000)			
$\Delta ATO$		0.004 (0.303)	0.003 (0.424)	0.005 (0.275)	0.020 (0.164)	0.016 (0.274)	0.021 (0.132)			
MARGIN					-1.205 (0.000)	-1.207 (0.000)	-1.213 (0.000)			
$\Delta MARGIN$					-0.307 (0.000)	-0.309 (0.000)	-0.303 (0.000)			
FLEV					0.003 (0.001)	0.003 (0.001)	0.002 (0.041)			
$\Delta FLEV$					0.049 (0.000)	0.046 (0.000)	0.049 (0.000)			
CFO								-0.700 (0.000)	-0.699 (0.000)	-0.712 (0.000)
$\Delta CFO$								-0.100 (0.000)	-0.103 (0.000)	-0.094 (0.000)
TAX								-1.048 (0.000)	-1.042 (0.000)	-1.067 (0.000)
$\Delta TAX$								0.077 (0.090)	0.080 (0.077)	0.082 (0.069)
CINV								-0.466 (0.000)	-0.470 (0.000)	-0.468 (0.000)
$\Delta CINV$								-0.279 (0.000)	-0.269 (0.000)	-0.272 (0.000)
INDUSTRY		YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR		YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N		10,034	10,034	10,034	10,034	10,034	10,034	10,034	10,034	10,034
Adj. R <sup>2</sup>		0.266	0.266	0.268	0.336	0.337	0.337	0.384	0.386	0.387

(注) 各変数の定義は表 6-1 を参照。括弧内は White の標準誤差に基づく t 値に対する p 値を示している。

件保守主義のみにあてはまり、条件付保守主義を用いた分析では仮説と整合しない結果となった。

これらの推計結果の解釈には中野ほか（2015）の指摘が有用であろう。つまり、無条件保守主義が高い企業ではプロジェクトに含まれる将来の不確実な会計上の費用が予防的に計上され、経済的バッド・ニュースに基づく業績の下振れリスクは限定的となる。そのため、経営者はリスクテイクに回避的ではなくなり、収益性の低いプロジェクトや事業リスクが高いプロジェクトであっても NPV がプラスであれば投資を実行・継続すると考えられるとし、中野ほか（2015）では、このことを無条件保守主義のリスクテイク促進効果としている。表 6-4 の推計結果と照らし合わせると、経済的バッド・ニュースに先立って予防的に会計利益や純資産簿価の過少評価を行っている企業では、リスクテイク促進効果により NPV がプラスのプロジェクトが実行された結果、好ましい将来業績となっている、と解釈できる。

加えて、中野ほか（2015）では、条件付保守主義と投資水準との関係について、条件付保守主義により投資実行前後でのモニタリングが強化されることから、条件付保守主義と投資水準との間に負の関係があるとし、これを支持する実証結果を報告している。保守主義の定義により、条件付保守主義が高い企業では、（期首時点での）無条件保守主義は低いいため、当期間中のリスクテイク促進効果は低く、実行される投資も低水準であるため、将来業績へのプラスの効果は低いと考えられる。さらに、棚卸資産の市場価格や固定資産の回収可能価額の下落などのバッド・ニュースが生じれば適時的に費用や損失が計上されるため、より低い会計指標となるであろう。表 6-4 の推計結果は、これらの推論と整合的であると考えられる。

これらの解釈が適切であるか否かの判断には、中野ほか（2015）で行われている投資水準の分析に加え、投資プロジェクトの収益性や事業リスクなどの分析が必要であるものの、本章の分析は、会計上の保守主義が将来業績の予測に有用であることを示唆している。ただし、保守主義のタイプにより将来業績に与える影響が異なることが提示されており、将来業績の予測に際しては保守主義のタイプを考慮する必要があることを示唆している。

### 3.3 将来リターンとの関係性

表 6-5 は、CAR[0:+36]を被説明変数とした回帰式(6-1)の OLS による推計結果である。CCON と UCON は、1%水準で有意なプラスの値であり、条件付保守主義が高い企業、およ

表 6-5 重回帰モデルの推計結果（累積超過リターン）

被説明変数		累積超過リターン CAR[0:+36]		
説明変数	予想 符号	CCON	ΔUCON	UCON
Constant		0.084 (0.340)	0.309 (0.000)	0.107 (0.175)
CON	[+]	0.075 (0.000)	-0.114 (0.000)	0.267 (0.000)
PM		-0.158 (0.194)	-0.187 (0.124)	0.055 (0.656)
ΔPM		0.615 (0.002)	0.647 (0.001)	0.679 (0.001)
ATO		0.035 (0.006)	0.032 (0.011)	0.038 (0.003)
ΔATO		-0.040 (0.465)	-0.017 (0.752)	-0.009 (0.876)
BETA		0.087 (0.000)	0.073 (0.000)	0.100 (0.000)
LNMV		0.006 (0.102)	0.001 (0.871)	-0.002 (0.490)
LNBM		0.137 (0.000)	0.116 (0.000)	0.253 (0.000)
INDUSTRY		YES	YES	YES
YEAR		YES	YES	YES
N		10,034	10,034	10,034
Adj. R <sup>2</sup>		0.209	0.212	0.220

(注) 各変数の定義は表 6-1 を参照。括弧内は White の標準誤差に基づく t 値に対する p 値を示している。

び期末時点での無条件保守主義が高い企業では、基準年以降の 36 か月間の累積超過リターンがより高くなっていることを示している。表には記載していないが、保守主義尺度の係数の符号と有意水準は、12 か月間と 24 か月間の累積超過リターンを被説明変数とした分析でも、ほぼ同じであり、仮説を支持する結果であった。これらの結果は、BHAR と保守主義との関係を調査している中野ほか（2015）と整合的であり、保守的会計を行っている企業では将来リターンが好ましい結果となっていることを示唆している。

一方、ΔUCON の係数は、1%水準で有意なマイナスの値であり、当期中に無条件保守主義を高めている企業では、その将来期間の累積超過リターンが低いことが示された。この結果は、仮説と整合的ではなく、また、事業資産への取得原価会計や無形資産投資の即時

費用化が無条件保守主義の源であることを考えると、会計期間中に極端な投資活動を行っている企業では将来リターンが低迷していることを示唆している。

続いて、表 6-3 に示されているように、CCON と LNMV、UCON と LNBM、LNMV と LNBM との間に相対的に高い相関係数が確認されたため、多重共線性の影響を排除するために、LNMV あるいは LNBM を除いて推計を行った<sup>5</sup>。分析の結果、CAR[0:+36]に対する CCON と  $\Delta$ UCON の係数の符号と有意水準は表 6-5 とほぼ同じであった。しかし、LNBM を除いた回帰分析では UCON の係数は有意ではなく、表 6-5 と異なる結果となった。このことは、統計的な頑健性のさらなる分析の必要性を示唆している。

#### 第 4 節 本章の要約と今後の研究課題

本章では、将来業績に関する指標をコーポレート・ガバナンスの成果を示す指標と捉え、将来業績に対する保守的会計の影響を明らかにするために、3つの会計上の指標と将来リターンと会計上の保守主義との関係を分析した。

経営者の投資意思決定に関するエージェンシー問題について、先行研究は、会計上の保守主義が投資の効率性を高める効果を指摘している。後続の実証研究では、諸外国企業や日本企業が調査され、より強固なコーポレート・ガバナンスを有している企業において保守的な会計が行われていることが示されており、経営者の投資行動に対するモニタリングに保守的会計が有用であることを示唆している。一方、より高い程度の保守主義が、投資活動の改善や非効率プロジェクトの打ち切りに結びついていることや、株式リターンや会計指標を用いてより好ましい将来業績に結びついていることが示されている。

本章では、これらの先行研究に基づいて、基準年の1期先、2期先、3期先の会計上の業績指標（ROA、ROE、FCF）と、12か月間、24か月間、36か月間の累積超過リターンを業績指標として、基準年の保守主義指標との関係を検証した。

分析の結果、会計指標を被説明変数とした回帰分析では、無条件保守主義に関する変数との間に正の関係が確認され、保守主義の程度が高いほど、将来業績が好ましいものとなっていることが示された。一方、条件付保守主義の係数は負の値であり、条件付保守主義が高い企業ほど、将来業績が低迷していることが示され、諸外国企業を対象とした先行研究とは整合しない分析結果であった。これらの結果は、会計上の保守主義が投資活動の効

率化に寄与し、好ましい将来業績に結びついていることを示唆しているものの、その効果は無条件保守主義にのみあてはまることを示している。また、それぞれのタイプの保守主義が将来業績と有意な関係にあることから、保守主義指標が将来業績の予測に役立つことを含意しているものの、その予測においては保守主義のタイプを考慮する必要があることを意味している。

さらに、累積超過リターンを被説明変数とした回帰分析では、条件付保守主義尺度と無条件保守主義水準尺度との間に正の関係が確認され、保守主義の程度が高いほど、将来リターンが好ましいものとなっていることが示唆され、BHARを用いた分析を行った中野ほか(2015)と整合的であった。一方、無条件保守主義変動尺度の係数は負の値であり、極端な投資活動を行っている企業では株価パフォーマンスが低迷していることが示唆された。これらの結果は、保守主義が将来リターンの予測に役立つことを含意している。

今後の研究課題として、次の点があげられる。本章の分析は、基準年の保守主義の程度と、将来期間における業績との関係を調査している。ただし、両者の間には、経営者の効率的な投資プロジェクトの事前的選択、株主や取締役会によるモニタリング、および経営者の不採算プロジェクトからの撤退などの局面が含まれる。本章の分析では、これらの局面を捉えきれていないため、事業投資の効率化に関する会計上の保守主義の機能の理解を深めるには、これらの局面を対象とした分析が必要である。これらの分析により、条件付保守主義が好業績に結びついていることを示す諸外国企業を対象とした先行研究との違いが明らかになると考えられる。また、より高い条件付保守主義は、将来の会計指標を引き下げる影響がある一方で、将来リターンを高める影響があることが確認された。これらの整合的ではない分析結果の解釈には、さらなる考察と検証を必要があろう。以上の二点は、保守主義尺度の頑健性の検証とあわせて、今後の研究課題である。

---

<sup>1</sup> 本章では、将来業績に関する指標をコーポレート・ガバナンスの成果を示す指標と捉えている。第2章で示したように、先行研究は強いガバナンスを有する企業でより保守的な会計が行われていることを示している。そこで、会計上の保守主義が高い企業では、ガバナンスが強く、よりよい将来業績に結びついていることが予想され、本章ではこれらの関係性を検証する。なお、保守主義と将来業績との間に有意な関係が確認されれば、会計上の保守主義は将来業績の予測に有用な情報であることが示唆される。投資者の投資判断が将来業績の見通しに基づいて行われることを考えれば、本章の分析は会計情報の意思決定支援機能に対する保守主義の影響の検証と捉えることもできる。

---

<sup>2</sup> 会計上の保守主義と株式リターンの関係を調査している中野ほか (2015) では、将来リターンとしてバイ・アンド・ホールド・アブノーマル・リターン (buy and hold abnormal return : BHAR) を用いている。この点に関し、Fama (1998) は CAR が長期 BHAR よりも統計的問題が少ないことを指摘しており、本章の分析では CAR を用いている。本章の CAR を用いた分析でも、中野ほか (2015) と同じ結果が得られれば、株式リターンに関する変数について、頑健的な結果を提示することになる。

<sup>3</sup> 将来業績に関する変数 ( $\Delta ROA$ ,  $\Delta ROE$ ,  $\Delta FCF$ , および CAR) については、サンプルの減少を防ぐため、3 年先の変数のみ異常値処理の対象としている。

<sup>4</sup> 将来業績の変数について、1 期先と 2 期先の会計指標 ( $\Delta ROA_1$ ,  $\Delta ROA_2$ ,  $\Delta ROE_1$ ,  $\Delta ROE_2$ ,  $\Delta FCF_1$ ,  $\Delta FCF_2$ ) および 12 か月間と 24 か月間の CAR ( $CAR[0:+12]$ ,  $CAR[0:+24]$ ) と保守主義尺度の相関係数は、3 期先の会計指標と 36 か月間の CAR のそれらとほぼ同じであった。

<sup>5</sup> 多重共線性の程度を測定する指標である分散拡大要因 (variance inflation factor : VIF) を計算したところ、LNMV と LNBM の VIF の値は 1.5 から 3.6 であった。多重共線性の影響が懸念される VIF の値は、文献により差異があるものの、村瀬ほか (2007, p. 202) や三輪・林 (2014, p. 96) が 2 以上としていることから、LNMV あるいは LNBM を除いて推計を行った。





## 第7章 会計上の保守主義と利益特性 －持続性と予測可能性－

### 第1節 本章の目的と構成

本章の目的は、利益特性に対する会計上の保守主義の影響を実証的に分析することである。具体的には、利益特性として持続性と予測可能性を取り上げ、概念フレームワークに関する議論の中で論じられているように、2つのタイプの保守主義が利益情報の有用性を損じているか否かを検証する。

利益情報の有用性を支える利益特性や利益の質に関して、さまざまな議論が行われている (Schipper and Vincent 2003 ; Francis et al. 2004 ; Dechow et al. 2010 など)。たとえば Francis et al. (2004)では、利益特性を測定する尺度として、①会計発生高の質、②持続性、③予測可能性、④利益平準化の程度、⑤価値関連性、および⑥適時性と保守主義をあげている。①から④の指標は、会計数値のみを用いて測定される会計ベースの特性であり、発生主義会計を通じた報告期間に対して効果的なキャッシュ・フローを配分する利益の機能から導かれている。一方、⑤と⑥の指標は、会計利益と株価や株式リターンとの関係に基づく市場ベースの特性であり、株式リターンで示される経済的利益を反映する利益の機能から導かれている (Francis et al. 2004, p. 969)。

本章では、市場ベースの利益特性に位置づけられる会計上の保守主義が、会計ベースの利益特性である持続性と予測可能性に対し、どのような影響を与えているのかを分析する。一般的に、会計上の保守主義は、契約と関連する利害調整の目的に対し有用であると主張される一方 (須田 2000 ; 万代 2002)、会計情報に下方バイアスをもたらすことで投資意思決定に対する有用性を損じているとされる (八重倉 2007)。

第2章でレビューしたように、利益特性に対する会計上の保守主義の影響に関する先行研究は、利益の持続性と予測可能性に焦点をあわせている。先行研究は、利益の持続性に関して、保守主義のタイプにかかわらず、保守的会計が利益の持続性を低下させていることを報告している (Penman and Zhang 2002 ; Dichev and Tang 2008 ; Chen et al. 2014 ; Heflin et al. 2014)。また、利益の予測可能性に関して、条件付保守主義が、当期利益の将来営業キャッシュ・フロー予測力にプラスの影響を、および将来利益予測力にマイナスの影響を与えていることを示している (Kim and Kross 2005 ; Bandyopadhyay et al. 2010)。本章では、これ

らの先行研究に基づいて、利益情報の有用性を支える持続性と予測可能性に対する会計上の保守主義の影響を実証的に分析する。

上述の先行研究の知見は、アメリカ企業を対象とした研究の成果であるのに対し、日本企業に関する先行研究は見当たらなかった。また、先行研究では、会計上の保守主義と利益の持続性あるいは予測可能性の関係のいずれかが検証されている。本章では、日本企業を対象に、会計利益（営業利益、経常利益、純利益）が次期に持続する程度を意味する持続性と、当期利益が将来利益や将来キャッシュ・フローを予測する能力を意味する予測可能性の2つの特性に対する2つのタイプの保守主義の影響を分析している。これらの点が、先行研究に対する本章の特徴である。

分析の結果は、次のとおりである。第一に、利益の持続性に関し、3つの会計利益について保守的会計の影響を分析した結果、より高い条件付保守主義の影響は、営業利益や経常利益では統計的に有意ではなかったが、純利益の持続性を損じていることが示唆された。一方で、分析結果は無条件保守主義が持続性を損じていないことを示唆していたが、無条件保守主義変動尺度に基づきサンプルを5つのグループに分割した追加分析の結果、無条件保守主義のマイナス変動が大きいと考えられる第1五分位グループの企業と、無条件保守主義のプラス変動が大きいと考えられる第5五分位グループの企業では、それ以外のグループに属する企業と比べ、会計利益の持続性にマイナスの影響を与えていることが示された。すなわち、条件付保守主義が高い企業や当期中に無条件保守主義の変動が大きい企業では、利益の持続性が低いことが示唆された。

第二に、利益の予測可能性に関し、当期営業キャッシュ・フローを超えて当期利益が将来利益と将来営業キャッシュ・フローを予測できるのかを検証した。分析の結果、条件付保守主義が、(1)将来営業キャッシュ・フローの予測可能性に対しプラスの影響を、(2)将来利益の予測可能性に対しマイナスの影響を与えていることが示された。一方で、当期利益の予測可能性に対する無条件保守主義の有意な影響は確認されなかった。この結果は、将来営業キャッシュ・フローの予測に対し条件付保守的会計が当期利益の予測力を高めている一方で、将来利益の予測に対してはその予測力を低下させるトレード・オフの関係であることを示唆している。

以上をまとめると、保守的会計が利益情報の有用性を損じているとの議論に対し、本章の分析は、保守的会計が利益の持続性や将来利益の予測力を低下させている一方、条件付保守主義が将来営業キャッシュ・フローの予測力を高めていることを示す実証的証拠を提

示している。ただし、利益特性に対する保守主義の影響について、保守主義のタイプ、対象となる会計利益、および予測対象指標により異なることには留意する必要がある。

本章の構成は、以下のとおりである。第 2 節では利益の持続性に関する分析方法とその結果、第 3 節では利益の予測可能性に関する分析方法とその結果を提示する。第 4 節は、本章の要約と今後の研究課題である。

## 第 2 節 利益の持続性に関する分析

### 2.1 仮説の設定

利益の有用性を支える特性のひとつに、持続性がある。利益の持続性は、当期の利益が次期に持続する程度と定義され (Ruch and Taylor 2011, pp. 18-19), 利益の持続性が高いほど、将来利益を予想しやすくなり、企業価値の推定に有用であると理解されている (大日方 2013a, p. 314)。

保守的会計は、会計上、費用や損失として認識する検証性と比べ、収益や利得として認識する検証性を厳格にし、異質な検証性を意味している。経済的ニュースの観点から、会計上の保守主義は、経済的バッド・ニュースに基づいて適時的に会計利益に織り込む条件付保守主義と、当該ニュースに先立ってより低い会計利益や純資産簿価を報告する無条件保守主義の 2 つのタイプがある。これらのタイプごとに、利益の持続性に対する影響を考察していくこととする。

条件付保守主義の適用例は棚卸資産への低価法や固定資産への減損会計であり、市場価格や回収可能価額の下落などのバッド・ニュースが生じた場合には、棚卸評価損や減損損失が計上される。バッド・ニュースが一時的なものであれば、保守的な会計処理により、会計利益にはより多くの一時的な (transitory) 費用や損失が含まれることになる。会計利益への一時的な費用項目の算入は、利益の持続性の低下をもたらすこととなる (Heflin et al. 2014)。そこで、条件付保守主義に関して、下記の仮説を設定する。

**仮説 1:** 条件付保守主義が高まるにつれ、会計利益の持続性は低下する。

一方、無条件保守主義の適用例は事業資産に対する取得原価会計、研究開発費の即時費

用計上、および固定資産の加速的減価償却であり、経済的ニュースとは独立的に、減価償却費や研究開発費などの費用項目が計上される。経済的ニュースに基づかないため、会計利益や純資産簿価が過少評価される割合は経営者の判断によることとなる。その割合（すなわち、無条件保守主義の水準）が時系列で一定であるならば、会計利益は持続的なものとなると考えられる。換言すれば、無条件保守主義の程度の変動は、利益の持続性を低下させることとなる (Penman and Zhang 2002)。また、無条件保守主義が高い水準の企業では、経済的バッド・ニュースが生じた場合でも、それに基づく一時的項目を会計利益に組み込む余地が限定的になることから、無条件保守主義が低い企業と比べ、利益の持続性の高まると考えられる。そこで、無条件保守主義に関して、下記の仮説を設定する。

**仮説 2a**：無条件保守主義の変動が大きくなるにつれ、会計利益の持続性は低下する。

**仮説 2b**：無条件保守主義の水準が高くなるにつれ、会計利益の持続性は高まる。

## 2.2 重回帰モデル

利益の持続性に対する会計上の保守主義の影響を分析するために、Chen et al. (2014)に基づいて、下記の回帰式を設定する (i は企業を、t は年を示している)。1 期先の会計利益を被説明変数に、当期の会計利益と保守主義尺度を説明変数としている。なお、業種やマクロ経済の影響をコントロールするために、業種ダミー (INDUSTRY) と年ダミー (YEAR) を追加している。

$$E_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 E_{i,t} + \beta_2 \text{CON}_{i,t} + \beta_3 E_{i,t} \times \text{CON}_{i,t} + \beta \text{INDUSTRY} + \beta \text{YEAR} + \varepsilon_{i,t} \quad (7-1)$$

ただし、

E	=	営業利益／資産合計（期中平均）、経常利益／資産合計（期中平均）、あるいは純利益／資産合計（期中平均）
CON	=	保守主義尺度（=CCON, ΔUCON, あるいは UCON）
CCON	=	Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度
ΔUCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について、前期末と当期末の差異を基準化した尺度
UCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度
INDUSTRY	=	業種ダミー

YEAR = 年ダミー

会計利益 (E) として、営業利益、経常利益、および純利益を用いる。会計上の保守主義の適用により計上される費用項目は、販売費および一般管理費、営業外費用、特別損失などのそれぞれの費用区分に含まれるため、保守的会計の影響を受ける会計利益を調査するために、営業利益、経常利益、および純利益を用いることとした。なお、規模の影響を緩和するために、資産合計（期中平均）でデフレートしている。

当期利益の係数  $\beta_1$  は有意な正の値であると予想される。推定の結果、 $\beta_1$  が 1 に近いほど、持続性は高いと判断される。本章の関心は、会計利益と会計上の保守主義の交差項の係数  $\beta_3$  にある。 $\beta_3$  が統計的に有意な負（正）の値であれば、会計上の保守主義が会計利益の持続性を低下させて（高めて）いることを示している。

なお、次節の分析とあわせて、本章の分析で用いる財務諸表データは、『日経 NEEDS 企業財務データ』（日経メディアマーケティング）から入手している。

### 2.3 サンプルと記述統計量

本節は、2001 年から 2011 年までを基準年とし、この間に公表された会計利益と翌年の会計利益との関係を分析対象とする。そこで、①日本の株式市場に上場している企業、②決算月数が 12 か月である企業、③金融業に該当しない企業、④分析に必要な変数が入手可能な企業、⑤ダミー変数を除く各変数について上下 1% に含まれない企業の 5 つの条件を満たす 15,036 企業・年を、利益の持続性に関する分析のサンプルとした。

表 7-1 は、本節のサンプルにかかる変数の記述統計量を示している。会計利益の平均値（中央値）は、資産合計（期中平均）に対して、営業利益は 4.2% (3.8%)、経常利益は 4.1% (3.7%)、純利益は 1.7% (1.7%) であった。会計上の保守主義に関する 3 つの変数は、基準化の手続きによりゼロに近い値から 1 の間で示され、値が大きいほど保守性が高いことを示している。最小値 0.01 から最大値 0.99 となっていることから、保守性を測定できた企業・年がおよそ偏りなくサンプルに含まれていることがわかる。

### 2.4 推計結果

表 7-2 は、回帰式(7-1)の最小二乗法 (OLS) による推計結果を示している。はじめに、会計利益の持続性に関して、会計利益の係数をみとみると、営業利益で 0.68 から 0.72、経常

表 7-1 記述統計量 (N=15,036)

変数	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位	中央値	第3四分位	最大値
営業利益	0.042	0.034	-0.073	0.021	0.038	0.062	0.159
$E_{t+1}$ 経常利益	0.041	0.035	-0.092	0.019	0.037	0.062	0.151
純利益	0.017	0.030	-0.103	0.006	0.018	0.034	0.144
CCON	0.468	0.276	0.010	0.229	0.455	0.699	0.985
$\Delta$ UCON	0.496	0.275	0.012	0.260	0.495	0.731	0.991
UCON	0.492	0.276	0.012	0.255	0.490	0.727	0.991
営業利益	0.042	0.034	-0.103	0.021	0.038	0.061	0.151
$E_t$ 経常利益	0.041	0.035	-0.097	0.019	0.037	0.061	0.151
純利益	0.017	0.029	-0.103	0.005	0.017	0.033	0.147

(注) 変数の定義は下記のとおり。

E	=	営業利益／資産合計（期中平均），経常利益／資産合計（期中平均），あるいは純利益／資産合計（期中平均）
CCON	=	Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度
$\Delta$ UCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について，前期末と当期末の差異を基準化した尺度
UCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度

利益で 0.69 から 0.73，純利益で 0.45 から 0.52 であり，有意な正の値であった。これは，保守主義尺度がゼロであるときの会計利益の持続性のベースライン効果（base-line effect）を示している。係数の大きさは，すべての回帰式で 1 未満であり，当期利益が部分的に次期利益に持続していることを暗示している。次に，保守主義尺度に関する係数をみても，条件付保守主義は有意な負の値であり，無条件保守主義は有意な正の値であった。これらは，当期の会計情報の条件付（無条件）保守性が高いと，次期の業績が低下している（高まっている）ことを示しており，前章で分析した保守主義と将来業績との関係性の分析結果と整合的である。

最後に，本節の関心である当期利益と会計上の保守主義との交差項の係数について，条件付保守主義尺度にかかる係数は，営業利益と経常利益の回帰式では有意ではなく，純利益の回帰式では有意な負の値であった。これらの結果は，条件付保守主義が営業利益と経常利益の持続性に影響を与えていない一方で，より高い条件付保守主義が純利益の持続性を低下させていることを示している（仮説 1 の部分的支持）。このことは，条件付保守主義

表 7-2 重回帰モデル(7-1)の推計結果

被説明変数	営業利益			経常利益			純利益		
	CCON	ΔUCON	UCON	CCON	ΔUCON	UCON	CCON	ΔUCON	UCON
保守主義尺度									
Constant	0.000 (0.818)	-0.003 (0.019) **	-0.003 (0.010) **	-0.001 (0.577)	-0.004 (0.001) ***	-0.003 (0.018) **	-0.001 (0.355)	-0.006 (0.000) ***	-0.004 (0.000) ***
E	0.721 (0.000) ***	0.690 (0.000) ***	0.681 (0.000) ***	0.726 (0.000) ***	0.701 (0.000) ***	0.688 (0.000) ***	0.518 (0.000) ***	0.454 (0.000) ***	0.451 (0.000) ***
CON	-0.003 (0.024) **	0.003 (0.015) **	0.003 (0.018) **	-0.003 (0.022) **	0.003 (0.009) ***	0.001 (0.369)	-0.003 (0.002) ***	0.007 (0.000) ***	0.003 (0.010) **
E × CON	-0.037 (0.177)	0.030 (0.274)	0.047 (0.090) *	-0.027 (0.310)	0.027 (0.311)	0.055 (0.039) **	-0.121 (0.001) ***	0.017 (0.636)	0.028 (0.433)
INDUSTRY	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	15,036	15,036	15,036	15,036	15,036	15,036	15,036	15,036	15,036
Adj. R <sup>2</sup>	0.548	0.548	0.549	0.564	0.564	0.564	0.296	0.297	0.293

(注) 変数の定義は表 7-1 の注を参照。括弧内は White の標準誤差に基づく t 値に対する p 値を示している。

\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

(すなわち、経済的バッド・ニュース)に基づく費用や損失が特別損失に含まれ、結果的に、純利益の持続性を低下させていることを示唆している。

次に、無条件保守主義についてみると、変動尺度の係数は統計的に有意ではなく、会計利益の持続性に対して影響を与えているとはいえない結果であった。一方、水準尺度の係数は、純利益の回帰式では有意ではなかったが、営業利益と経常利益の回帰式で有意な正の値であった。これらの結果は、無条件保守主義が高いと、営業利益や経常利益の持続性が高くなっていることを示している一方で、純利益の持続性には影響していないことを示している(仮説 2b の部分的支持)。このことは、無条件保守主義に基づく(すなわち、バッド・ニュースに先立つ)費用や損失が、規則的に販売費および一般管理費や営業外費用に含まれ、営業利益や経常利益の持続性を高めていることを示唆している。

以上のように、回帰分析の結果は、仮説 1 について、より高い条件付保守主義が純利益

の持続性を低下させていること、および仮説 2b について、より高い無条件保守主義が営業利益と経常利益の持続性を高めていることを示している。

## 2.5 追加分析

利益の持続性に対する無条件保守主義の変動の影響に関する仮説 2a について、 $\Delta UCON$  を用いた推計結果ではそれを支持する証拠を得られなかった。ただし、 $\Delta UCON$  は、Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義水準の当期と前期の差異を基準化した尺度であり、ゼロに近い値から 1 までの値で、その値が大きいほど、前期末に比べ当期末の無条件保守主義の水準が高くなっていることを意味している。そのため、無条件保守主義の変動の観点からみると、 $\Delta UCON$  がゼロに近いサンプルと 1 に近いサンプルが無条件保守主義の変動が大きいサンプルであると考えられる。すなわち、 $\Delta UCON$  がゼロに近いサンプルには前期末に比べ当期末の無条件保守主義が低くなっているサンプルが含まれ、また  $\Delta UCON$  が 1 に近いサンプルに前期末に比べ当期末の無条件保守主義が高くなっているサンプルが含まれると推定される。

そこで、 $\Delta UCON$  に基づいてサンプルを 5 つのグループに分割し、 $\Delta UCON$  がゼロに近いグループをグループ 1 ( $\Delta UCON\_1$ )、1 に近いグループをグループ 5 ( $\Delta UCON\_5$ ) とした。この 2 つのグループに含まれるサンプルは、この 2 つ以外のグループのサンプルに比べ、無条件保守主義の変動が大きいサンプルと位置づけられる。次に、下記の回帰式(7-2)を設定し、無条件保守主義の変動が大きいことによる利益の持続性に対する影響を分析する。

$$E_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 E_{i,t} + \beta_2 \Delta UCON\_1_{i,t} + \beta_3 \Delta UCON\_5_{i,t} + \beta_4 E_{i,t} \times \Delta UCON\_1_{i,t} + \beta_5 E_{i,t} \times \Delta UCON\_5_{i,t} + \beta \text{INDUSTRY} + \beta \text{YEAR} + \varepsilon_{i,t} \quad (7-2)$$

ただし、

$\Delta UCON\_1$  =  $\Delta UCON$  が第 1 五分位に該当するサンプルであれば 1、それ以外であれば 0 をとるダミー変数

$\Delta UCON\_5$  =  $\Delta UCON$  が第 5 五分位に該当するサンプルであれば 1、それ以外であれば 0 をとるダミー変数

推計の結果、 $\beta_4$  ( $\beta_5$ ) が有意な負の値であれば、前期末に比べ当期末に無条件保守主義が大きく低く（高く）なっていると考えられるサンプルでは、利益の持続性が低下していることを示していることとなる。

表 7-3 は、回帰式(7-2)の OLS による推計結果を示している。推計結果は、それぞれの会



表 7-3 重回帰モデル(7-2)の推計結果

説明変数\被説明変数	営業利益	経常利益	純利益
Constant	-0.002 (0.097)*	-0.003 (0.009)***	-0.002 (0.021)**
E	0.725 (0.000)***	0.735 (0.000)***	0.489 (0.000)***
ΔUCON_01	0.000 (0.630)	0.000 (0.749)	-0.003 (0.000)***
ΔUCON_05	0.002 (0.020)**	0.002 (0.017)**	0.003 (0.001)***
E×ΔUCON_01	-0.060 (0.006)***	-0.063 (0.003)***	-0.069 (0.009)***
E×ΔUCON_05	-0.032 (0.061)*	-0.034 (0.042)**	-0.050 (0.035)**
INDUSTRY	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES
N	15,036	15,036	15,036
Adj. R <sup>2</sup>	0.549	0.565	0.297

(注) 変数の定義は表 7-1 の注を参照。括弧内は White の標準誤差に基づく t 値に対する p 値を示している。  
\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

計利益を用いた回帰式で、 $\beta_4$  と  $\beta_5$  は統計的に有意な負の値であり、仮説 2a を支持する証拠を提示している。すなわち、無条件保守主義の変動が大きいと考えられるサンプルでは、それがあまり大きくないであろうサンプルと比べ、利益の持続性が低下していることを示唆している。

前項の分析結果とあわせると、経済的バッド・ニュースを会計利益に組み込む条件付保守主義が高い、あるいは経済的ニュースに先立ってより低い会計利益をもたらす無条件保守主義の変動が大きい企業では利益の持続性が低下していることが示唆された。また、無条件保守主義が高い企業では営業利益と経常利益の持続性が高まっていることが示された。

### 第 3 節 利益の予測可能性に関する分析

### 3.1 仮説の設定

持続性と同様に、利益特性として予測可能性がある。利益の予測可能性は、将来利益や将来キャッシュ・フローを予測する当期利益の能力と定義され (Ruch and Taylor 2011, p. 19), 予測可能性が高い利益は質が高いとされる (音川・北川 2007, pp. 8-9)。

利益の予測可能性に対する会計上の保守主義の影響について、Bandyopadhyay et al. (2010) は、Barth (2006)の主張に基づいて、次のように、仮説を展開している。

Barth (2006)は、当期利益への将来見積りの組み込みと利益特性との関係を、次のように述べている。財務諸表に組み込まれる将来見積りは利益特性とその解釈に影響を与えることとなる。資産や負債の測定に将来見積りが多く含まれると、利益はあまり予測可能ではなくなる。しかし、利益自体の予測可能性は財務報告の目的ではなく、むしろ、将来キャッシュ・フローを予測する利益の能力が重要である。より多くの将来見積りを包含することは、利益の(将来キャッシュ・フローの)予測力を高めるであろう (Barth 2006, pp. 272-273)。

そして、Bandyopadhyay et al. (2010)は、近年、財務報告の有用性を高めるために、会計基準設定者が新しい会計基準を適用していることに注目している。彼らは、長期資産に対する減損会計が、当該資産による割引前将来キャッシュ・フローがその簿価よりも低い場合に、その資産価値を公正価値に引き下げることが例にあげ、不利な状況では減損処理により当期利益が将来キャッシュ・フローを反映することを指摘している。つまり、条件付保守主義が適用される状況では、当期利益はより多くの将来見積りを含むことになり、Bandyopadhyay et al. (2010)は、Barth (2006)の主張に基づいた仮説を設定し、それと整合的な分析結果を示している。そこで、Bandyopadhyay et al. (2010)の仮説に依拠して、条件付保守主義について、下記の仮説を設定する。

**仮説 3:** 条件付保守主義は、将来キャッシュ・フローに対する当期利益の予測可能性と正に関係しているのに対し、将来利益に対する当期利益の予測可能性と負に関係している。

続いて、無条件保守主義に関する仮説を設定する。はじめに、将来キャッシュ・フローの低下と関連するバッド・ニュースに基づく条件付保守主義とは異なり、無条件保守主義がバッド・ニュースに独立した会計処理であることに注目すると、無条件保守主義が高い

と、当期利益が将来見積もりを反映している部分は少ないと考えられる。そのため、将来キャッシュ・フロー予測に対して、無条件保守主義はプラスの影響を与えてはいないと予想される。また、研究開発費の即時費用計上は無条件保守主義の適用例であるが、その即時費用処理の理由として、「研究開発費は、発生時には将来の収益を獲得できるか否か不明であり、また研究開発計画が進行し、将来の収益の獲得期待が高まったとしても、依然としてその獲得が確実であるとはいえない」（企業会計審議会 1998）と説明されている。すなわち、無条件保守主義に基づいて当期利益に織り込まれる費用（の一部）はその成果（収益の獲得）が確実ではないため、将来利益の予測に対しても、無条件保守主義は当期利益の予測力にプラスの影響を与えていないと予想される。そこで、無条件保守主義に関する仮説を下記のように設定する。

**仮説 4：** 無条件保守主義は、将来キャッシュ・フローや将来利益に対する当期利益の予測可能性にプラスの影響を与えていない。

### 3.2 重回帰モデル

利益の予測可能性に対する会計上の保守主義の影響を分析するために、Bandyopadhyay et al. (2010)に基づいて、下記の回帰式を設定する（ $i$  は企業を、 $t$  は年を示している）。当期利益の予測可能性尺度を被説明変数とし、それに影響を与えると考えられる会計上の保守主義以外の変数をコントロール変数として説明変数に加えている。

$$FCFO_{i,t} = \alpha + \beta_1 CON_{i,t} + \beta_2 LNASSET_{i,t} + \beta_3 HHI + \beta_4 OC + \beta INDUSTRY + \beta YEAR + \varepsilon_{i,t} \quad (7-3)$$

$$FNI_{i,t} = \alpha + \beta_1 CON_{i,t} + \beta_2 LNASSET_{i,t} + \beta_3 HHI + \beta_4 OC + \beta INDUSTRY + \beta YEAR + \varepsilon_{i,t} \quad (7-4)$$

ただし、

FCFO	=	次期営業キャッシュ・フローに対する予測可能性（増分 $R^2$ ）
FNI	=	次期利益に対する予測可能性（増分 $R^2$ ）
CON	=	CCON, $\Delta UCON$ , あるいは UCON
CCON	=	Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度
$\Delta UCON$	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について、前期末と当期末の差異を基準化した尺度

UCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度
LNASSET	=	資産規模 (=資産合計の自然対数)
HHI	=	ハーシュマン・ハーフィンダール指数 (=同年決算・同業種における個々の企業の市場占有率の2乗値の合計)
OC	=	営業サイクル (=売上債権回転期間+棚卸資産回転期間)
INDUSTRY	=	業種ダミー
YEAR	=	年ダミー

被説明変数には、当期利益の次期営業キャッシュ・フロー予測可能性 (FCFO) と次期利益予測可能性 (FNI) を用いる。これらの値は、当期営業キャッシュ・フローを超えて、次期利益や次期営業キャッシュ・フローを予測する当期利益の能力を捉えており、計算方法は次項で説明する。本章の関心は、会計上の保守主義に関する尺度 (CON) の係数  $\beta_1$  にある。推計の結果、係数  $\beta_1$  が統計的に有意な正 (負) の値であれば、予測可能性を高めている (低下している) ことを示している。

さらに、コントロール変数には、Bandyopadhyay et al. (2010)に基づいて、資産規模 (LNASSET)、ハーシュマン・ハーフィンダール指数 (HHI)、営業サイクル (OC) を含めている。ハーシュマン・ハーフィンダール指数は、業種 (日経中分類)・年ごとに算定され、ゼロに近い値から 1 までの値をとり、値が大きいほど独占に近い (すなわち、競争の程度が低い) 状態であることを示している。これらの変数の符号について、大規模で、業種内集中度が高く (競争が低く)、営業サイクルが長い企業では安定的な利益や営業キャッシュ・フローを有していることが予想されるため、プラスであると期待される (Lev 1983 ; Dechow et al. 1998)。

### 3.3 予測可能性尺度 (FCFO・FNI) の推計

2 つの予測可能性尺度を測定するための手順は次のとおりである (Bandyopadhyay et al. 2010)。はじめに、将来営業キャッシュ・フローに対する当期利益の予測可能性 (FCFO) を測定するために、次の2つの回帰式を設定する (i は企業を、t は年を示している)。

$$CFO_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 CFO_{i,t} + \beta_2 NI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7-5)$$

$$CFO_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7-6)$$

ただし、

CFO = 営業キャッシュ・フロー／資産合計（期中平均）

NI = 純利益／資産合計（期中平均）

回帰式(7-5)と(7-6)について、それぞれの業種（日経中分類）・年で、①変数がそろそろ企業、②それぞれの変数について上下 1%に含まれない企業をサンプルとして推計した。なお、サンプル数が 8 未満の業種・年は除外した。次に、推計で得られた回帰式(7-5)と(7-6)の自由度調整済み決定係数をそれぞれ  $R^2_{(7-5)}$ と  $R^2_{(7-6)}$ とした。最後に、次期営業キャッシュ・フローに対する予測可能性（FCFO）を  $FCFO = R^2_{(7-5)} - R^2_{(7-6)}$ と定義し、推計に用いたサンプルに対して FCFO を割り当てた。

次に、将来利益に対する当期利益の予測可能性（FNI）を測定するために、次の 2 つの回帰式を設定し、上記と同じ条件を満たすサンプルで推計を行った。

$$E_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 CFO_{i,t} + \beta_2 NI_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7-7)$$

$$E_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7-8)$$

続いて、推計で得られた回帰式(7-7)と(7-8)の自由度調整済み決定係数をそれぞれ  $R^2_{(7-7)}$ と  $R^2_{(7-8)}$ とし、次期営業キャッシュ・フローに対する予測可能性（FNI）を  $FNI = R^2_{(7-7)} - R^2_{(7-8)}$ と定義し、推計に用いたサンプルに対して FNI を割り当てた。

### 3.4 記述統計量と相関係数

本節は、2001 年から 2011 年までを基準年とし、この間に公表された会計情報の保守性と同年の会計利益の予測可能性との関係を分析対象とする。そこで、①日本の株式市場に上場している企業、②決算月数が 12 か月である企業、③金融業に該当しない企業、④分析に必要な変数が入手可能な企業、⑤FCFO, FNI, HHI, およびダミー変数を除く各変数について上下 1%に含まれない企業の 5 つの条件を満たす 14,306 企業・年を、利益の予測可能性に関する分析のサンプルとした。

表 7-4 は、本節のサンプルにかかる変数の記述統計量をまとめている。予測可能性に関する 2 つの変数 FCFO と FNI の平均値は 0.035 と 0.166 であり、当期営業キャッシュ・フローを所与として、次期利益と次期営業キャッシュ・フローに対する当期利益の予測力が平均的にはプラスであることを示している。

表 7-4 記述統計量 (N=14,306)

変数	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位	中央値	第3四分位	最大値
FCFO	0.035	0.048	-0.125	0.004	0.023	0.055	0.823
FNI	0.166	0.105	-0.134	0.098	0.162	0.220	0.741
CCON	0.468	0.274	0.010	0.232	0.454	0.698	0.985
$\Delta$ UCON	0.498	0.276	0.012	0.260	0.499	0.736	0.990
UCON	0.489	0.275	0.011	0.253	0.483	0.722	0.990
LNASSET	24.83	1.346	21.99	23.83	24.71	25.71	28.51
HHI	0.059	0.048	0.011	0.032	0.048	0.065	0.382
OC	131.4	58.84	8.822	89.66	132.2	170.3	339.0

(注) 変数の定義は下記のとおり。

FCFO	=	次期営業キャッシュ・フローに対する予測可能性 (増分 $R^2$ )
FNI	=	次期利益に対する予測可能性 (増分 $R^2$ )
CCON	=	Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度
$\Delta$ UCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について、前期末と当期末の差異を基準化した尺度
UCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度
LNASSET	=	資産規模 (=資産合計の自然対数)
HHI	=	ハーシュマン・ハーフィンダール指数 (=同年決算・同業種における個々の企業の市場占有率の2乗値の合計)
OC	=	営業サイクル (=売上債権回転期間+棚卸資産回転期間)

また、表 7-5 は、各変数間の相関係数を示している。FCFO と CCON および UCON との相関関係はプラスであった一方で、 $\Delta$ UCON との相関係数はマイナスであった。これらは、条件付保守主義と無条件保守主義が高い企業では、次期営業キャッシュ・フローに対する当期利益の予測可能性が高く、無条件保守主義が高まっている企業に対してはそれが低いことを示している。また、FNI と 3 つ保守主義尺度の相関係数はいずれも負の値であり、会計上の保守主義の程度が高い、あるいは高まっていると、次期利益に対する予測可能性が低いことが示された。

### 3.5 推計結果

表 7-6 は、回帰式(7-3)と(7-4)の最小二乗法 (OLS) による推計結果を示している。はじ

表 7-5 相関係数 (N=14,306)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
[1] FCFO	1.000							
[2]FNI	0.274	1.000						
[3]CCON	0.019	-0.017	1.000					
[4]ΔUCON	-0.007	-0.000	-0.134	1.000				
[5]UCON	0.023	-0.015	-0.205	0.180	1.000			
[6]LNASSET	-0.034	0.018	-0.460	0.107	0.244	1.000		
[7]HHI	-0.066	0.061	-0.034	-0.007	0.002	0.098	1.000	
[8]OC	0.114	-0.027	0.022	-0.047	-0.120	-0.039	-0.059	1.000

(注) 変数の定義は、表 7-4 の注を参照。

表 7-6 重回帰モデル(7-3)と(7-4)の推計結果

被説明変数	FCFO			FNI		
	CCON	ΔUCON	UCON	CCON	ΔUCON	UCON
保守主義尺度						
Constant	-0.016 (0.083)*	0.005 (0.593)	0.004 (0.630)	0.073 (0.000)***	0.053 (0.006)***	0.055 (0.005)***
CON	0.008 (0.000)***	-0.002 (0.099)*	-0.001 (0.391)	-0.007 (0.021)**	-0.003 (0.355)	0.002 (0.455)
LNASSET	0.000 (0.050)**	-0.000 (0.889)	-0.000 (0.906)	-0.001 (0.304)	0.000 (0.944)	-0.000 (0.835)
HHI	0.033 (0.671)	0.036 (0.637)	0.035 (0.652)	0.437 (0.037)**	0.436 (0.038)**	0.435 (0.039)**
OC	0.000 (0.599)	0.000 (0.529)	0.000 (0.571)	-0.000 (0.442)	-0.000 (0.400)	-0.000 (0.461)
INDUSTRY	YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	14,306	14,306	14,306	14,306	14,306	14,306
Adj. R <sup>2</sup>	0.252	0.251	0.251	0.241	0.240	0.240

(注) 変数の定義は、表 7-4 の注を参照。括弧内は、White の標準偏差に基づく t 値に対する p 値である。  
\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

めに、表の左側に示されている FCFO を被説明変数とする回帰式(7-3)の推計結果をみてみ

ると、条件付保守主義 CCON の係数が正の値であるのに対して、無条件保守主義に関する係数は、変動尺度  $\Delta UCON$  では 10%水準で有意な負の値であったが、水準尺度 UCON では有意ではなかった。次に、表の右側に示されている FNI を被説明変数とする回帰式(7-4)の推計結果をみると、条件付保守主義の係数が有意な負の値であるのに対して、無条件保守主義に関する係数は有意ではなかった。

これらの結果は、仮説 3 と仮説 4 とほぼ整合的である。すなわち、無条件保守主義が当期利益の予測力にプラスの影響を与えていない一方で、他の変数の影響をコントロールした後で、条件付保守主義が高い企業では、将来営業キャッシュ・フローに対する当期利益の予測可能性が高く、また、将来利益に対する当期利益の予測可能性が低いことを示唆している。

#### 第 4 節 本章の要約と今後の研究課題

本章では、利益特性に対する保守的会計の影響を明らかにするために、利益の持続性および予測可能性と会計上の保守主義尺度との関係を調査した。

利益情報の有用性を支える特性のひとつに持続性がある。利益の持続性が高いほど、将来利益を予想しやすくなり、企業価値の推定に役立つと理解されている。持続性と保守的会計との関係に関する先行研究では、バッド・ニュースを会計利益に織り込む程度を意味する条件付保守主義について、その程度が高いと、会計利益には一時的な費用や損失が多く含まれることになるため、次期利益に持続する部分は小さくなることが提示されている (Heflin et al. 2014)。さらに、無条件保守主義についても、その変動が大きい場合には、利益の持続性が低くなることが示唆されている (Penman and Zhang 2002)。

本章の分析は、これらの先行研究と整合的な結果を得ている。3 つの会計利益について保守的会計の影響を分析した結果、より高い条件付保守主義の影響は、営業利益や経常利益では有意ではなかったが、純利益の持続性に対して有意なマイナスの影響を及ぼしていることが示された。一方で、分析結果は無条件保守主義が持続性を損じていないことを示唆していたが、無条件保守主義の変動に着目した追加分析では、無条件保守主義のマイナス変動とプラス変動が大きいと考えられるグループの企業で、それ以外のグループに属する企業と比べ、会計利益の持続性にマイナスの影響を与えていることが示唆された。



次に、利益の予測可能性に注目した。概念フレームワーク上、予測可能性は利益が備えるべき特性であるとされ、予測可能性が高い利益は質が高いとされる。予測可能性と保守的会計との関係に関する先行研究では、条件付保守主義が高いと、当期利益に将来見積もりが多く含まれることから、将来キャッシュ・フローに対する当期利益の予測力を高めていることを示唆する証拠を提示している (Kim and Kross 2005 ; Bandyopadhyay et al. 2010)。

当期営業キャッシュ・フローを超えて当期利益が将来営業キャッシュ・フローと将来利益を予測できるのかを検証した本章の分析は、先行研究と整合的に、条件付保守主義が、(1)将来営業キャッシュ・フローの予測可能性に対しプラスの影響を、(2)将来利益の予測可能性に対しマイナスの影響を与えていることが示された。一方で、当期利益の予測可能性に対する無条件保守主義の有意な影響は確認されなかった。

以上をまとめると、保守的会計が利益情報の有用性を損じているとの議論に対し、本章の分析は、保守的会計が利益の持続性や将来利益の予測力を低下させている一方、条件付保守主義が将来営業キャッシュ・フローの予測力を高めていることを示す実証的証拠を提示している。

今後の研究課題として、次の点があげられる。第一に、他の利益特性との関係性を検証する必要がある (大日方 2013b, pp. 102-103)。本章で分析した利益の持続性と予測可能性は、時系列特性に位置づけられる。これらのほか、利益の特性には、利益の変動性や収益と費用の対応関係で定義される利益平準化、会計発生高の規模や質で定義される会計発生高の態様、損失や減益の回避、ベンチマーク達成、およびビッグ・バスなどの利益マネジメントが含まれる。会計上の保守主義とこれらの利益特性との相互関係は必ずしも明らかになっていない。第二に、利益特性と利益の有用性との関係である (大日方 2013b, p. 104)。本章では、保守主義が持続性を低下させていることを示す分析結果が得られたが、利益の有用性がどのように変化したかを直接的には分析していない。様々な利益特性の中で、投資者がどの特性に対してどのようにウェイトをおき、ある指標の変化に対してどのような反応を示すのかは、明らかにはなっていない。これらのことは、保守主義尺度の頑健性の検証とあわせて、今後の研究課題である。



## 第 8 章 会計上の保守主義とアナリスト予想

### 第 1 節 本章の目的と構成

本章の目的は、アナリスト予想に対する会計上の保守主義の影響を実証的に分析することである。具体的には、アナリスト予想の特性として、予想精度と予想の方向を取り上げ、2つのタイプの保守主義がどのように影響しているかを検証する。

一般的に、投資者の投資判断は、上場会社の将来見通しに基づいて行われる（日本証券経済研究所 2011, p. 9）。業績予想の中心である利益予想情報は、投資指標や企業価値評価モデルに用いられている。代表的な投資指標には、株価を 1 株当たり予想当期純利益で除した PER (price-earnings ratio : 株式収益率) や、PER を予想 1 株当たり利益成長率で除した PEG レシオ (price-to-earnings-growth ratio) がある。また、代表的な企業価値評価モデルである残余利益モデル (residual income model : RIM) によれば、株式価値は自己資本簿価と予想将来残余利益の割引現在価値の関数としてあらわされ、純利益から正常利益を控除することで算定される残余利益を計算する際に予想利益が用いられる。このように、予想利益は、投資指標や企業価値評価モデルに不可欠な要素となっており、投資判断に有用な情報となっている（太田 2008a）。

利益予想情報には、企業内部者である経営者が公表する経営者予想と、企業外部者である証券アナリストが公表するアナリスト予想がある。経営者予想には、自社の状況を最も知り得る立場にある経営者による将来に対する考え方や方向性などが反映されており、資本市場における有用性が確認されている（太田 2002・2005 ほか）。他方、アナリストは多様な情報を入手できるとともに高い企業分析能力を有する専門家であり、調査対象企業の事業内容を分析し、同業他社やマクロ経済の動向を踏まえて業績を予測し、投資の判断材料となる予想情報を提供している。先行研究は、アナリスト予想が株価形成に影響を与えており、投資者の意思決定に対する有用性を示唆する証拠を提示している（坂本 1996 ; 石川 1996 ; 阿部 1999）。後続の実証研究では、アナリスト予想の精度やバイアスなどの特性が調査されている（阿部 2000 ; 太田 2005 ほか）。これらの研究成果は、経営者予想と同様に、アナリスト予想もまた、投資判断に有用な情報であることを意味している。

諸外国企業を対象とした先行研究は、アナリストによる利益予想の特性に対して、経営者による保守的会計が影響を与えていることを示している。予想利益の特性として予想利

益と実際利益との差異の絶対値で定義される予想誤差を調査している先行研究では、無条件保守主義の影響に関する分析が混在する結果を示している一方で (Mensah et al. 2004 ; Sohn 2012), より高い条件付保守主義がアナリストによる予想利益の精度を低下させていることが報告されている (Heflin et al. 2014)。また、予想利益と実際利益との差異で定義される符号付予想誤差を調査している研究では、より高い無条件保守主義が慎重な予想に結びついている一方で (Louis et al. 2008 ; Sohn 2012 ; Kim et al. 2013), より高い条件付保守主義の企業に対してアナリスト予想が楽観的なものとなっていることが報告されている (Helbok and Walker 2004 ; Louis et al. 2008 ; Sohn 2012)。

これらの知見は、アメリカ企業やイギリス企業を分析対象とした研究の成果であり、日本企業を対象として、アナリスト予想に対する保守的会計の影響を分析している先行研究は見当たらなかった。他方、経営者予想、東洋経済新報社による予想 (東洋経済予想)、I/B/E/S コンセンサス予想の特性を調査している太田 (2005) は、I/B/E/S 予想と異なり、東洋経済予想が経営者予想と同程度の高い精度であることや、また、投資者が東洋経済予想を株価に織り込んでおり、東洋経済予想が経営者予想と同程度の高い価値関連性を有していることを報告している。そこで、本章では、アナリスト予想として『会社四季報』で公表されている東洋経済新報社による予想利益 (東洋経済予想) を用いて、アナリスト予想に対する会計上の保守主義の影響を分析する。

分析の結果は、次のとおりである。第一に、予想精度に関し、条件付保守主義と予想誤差との間に正の関係が確認され、条件付保守主義がより高いほど、予想精度が低くなることが示された。他方、無条件保守主義と予想誤差の間には負の関係が確認され、無条件保守主義が直近会計期間中に高まっている企業や期末時点で高い企業に対する予想は、精度が高いことが示された。これらの結果は、経済的ニュースに先立って保守的な会計が行われている場合には、アナリストは予想利益に保守的会計の影響を織り込んでいる一方で、バッド・ニュースを適時的に会計利益に織り込む企業に対しては、バッド・ニュースの生起の可能性やその影響を予想利益に完全には織り込めていないことを示唆している。

第二に、予想の方向について、条件付保守主義と符号付予想誤差との間に負の関係が確認され、条件付保守主義が高い企業に対して、楽観的な予想が行われていることが示された。一方で、無条件保守主義と符号付予想誤差の間には正の関係が確認され、無条件保守主義が当期中に高くなっている企業や期末時点で高水準の企業に対する予想は、慎重なものとなっていることが示された。これらの結果は、アナリストによる予想利益を投資指

標や企業価値評価に用いる際には、投資者が行うべき調整の方向が保守主義のタイプにより異なることを暗示している。

本章の構成は、以下のとおりである。第 2 節で、リサーチ・デザインについて説明し、第 3 節で分析結果を提示する。第 4 節は、本章の要約と今後の研究課題である。

## 第 2 節 リサーチ・デザイン

### 2.1 仮説の設定

先行研究や前章の分析で明らかになったように、経済的バッド・ニュースを適時的に会計利益に織り込む条件付保守主義が高い場合、当該ニュースが一時的であると、会計利益には一時的な費用や損失が多く含まれることとなり、純利益の持続性は低下する。そのため、アナリストにとって、持続性が低い一時的項目の予測は困難であり、一時的項目を含む純利益の予測もまた困難であり、予想誤差は大きくなると予想される (Heflin et al. 2014)。また、Helbok and Walker (2004)は、会計期間の初期時点では、アナリストは持続的利益 (sustainable earnings) の予測に注力し、一時的項目の影響を無視しているとの推論を立てている (p. 46)。すなわち、一時的項目の影響を考慮していないアナリスト予想は、一時的な費用や損失を織り込む実際利益よりも大きい予想値、つまり楽観的な予想になると期待される。これらの予想や推論と整合的に、先行研究では、条件付保守主義がより高い企業に対するアナリスト予想が、より低い予想精度で、楽観的な予想となっていることが報告されている (Helbok and Walker 2004 ; Louis et al. 2008 ; Sohn 2012 ; Heflin et al. 2014)。そこで、条件付保守主義に関して、先行研究に基づき、下記の仮説を設定する。

**仮説 1a** : 条件付保守主義が高まるにつれ、アナリスト予想の精度は低下する。

**仮説 1b** : 条件付保守主義が高まるにつれ、アナリスト予想は楽観的なものとなる。

他方、無条件保守主義は、経済的バッド・ニュースに先立って会計利益や純資産簿価をより低いものとする会計処理であり、それらを過少評価する割合は経営者の判断によることとなる。直近会計期間中に無条件保守主義を高めている企業や期末時点でそれが高い企業では、その後の条件付保守主義が抑制・無効化されるため、一時的な費用や損失が会計

利益に含まれる可能性は低くなり、アナリスト予想の精度は高まると期待される (Mensah et al. 2004)。また、会計利益が控えめに計上される無条件保守主義により実際利益は下方への影響を受けることから、アナリストが予想利益に無条件保守主義の下方効果を織り込むことで、慎重な予想となっていると期待される (Kim et al. 2013)。これらの予想と整合的に、先行研究では、無条件保守主義がより高い企業に対するアナリスト予想が、より高い精度であり、また慎重な予想となっていることが報告されている (Louis et al. 2008 ; Sohn 2012 ; Kim et al. 2013)。そこで、無条件保守主義に関して、先行研究に基づいて、下記の仮説を設定する。

**仮説 2a** : 無条件保守主義が高まるにつれ、アナリスト予想の精度は高まる。

**仮説 2b** : 無条件保守主義が高まるにつれ、アナリスト予想は慎重なものとなる。

## 2.2 重回帰モデル

会計上の保守主義とアナリスト予想の特性との関係を分析するために、以下の回帰式を設定する (i は企業を、t は年を示している)。アナリスト予想の特性 (予想精度と予想の方向) を被説明変数とし、それに影響を与えると考えられる会計上の保守主義以外の変数をコントロール変数として説明変数に加えている (Mensah et al. 2004 ; Louis et al. 2008 ; Sohn 2012 ; Heflin et al. 2014)。

$$AF_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 CON_{i,t} + \beta_2 LNASSET_{i,t} + \beta_3 SDROA_{i,t} + \beta_4 D\_LOSS_{i,t} + \beta_5 G\_SALES_{i,t} + \beta_6 INTAN_{i,t} + \beta INDUSTRY_{i,t} + \beta YEAR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8-1)$$

ただし、

AF	=	アナリスト予想の特性 (= AFE, あるいは SFE)
AFE	=	予想誤差 $(= \frac{ \text{実際1株当たり利益} - \text{予想1株当たり利益} }{\text{前期末の株価 (終値)}})$
SFE	=	符号付予想誤差 $(= \frac{\text{実際1株当たり利益} - \text{予想1株当たり利益}}{\text{前期末の株価 (終値)}})$
CON	=	保守主義尺度 (= CCON, ΔUCON, あるいは UCON)
CCON	=	Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度
ΔUCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について、前期末と当期末の差異を基準化した尺度
UCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度

LNASSET	=	資産規模 (=資産合計の自然対数)
SDROA	=	事業リスク (=過去5年間のROAの標準偏差) ROA=事業利益/資産合計(期中平均) 事業利益=営業利益+受取利息・有価証券利息+受取配当金±持分法による投資損益
D_LOSS	=	純損失ダミー (=当期純利益が負の値であれば1, それ以外は0をとるダミー変数)
G_SALES	=	成長性 (=過去5年間の売上高成長率の平均値)
INTAN	=	無形資産 (= (無形固定資産+繰延資産) /資産合計)
INDUSTRY	=	業種ダミー
YEAR	=	年ダミー

被説明変数には、アナリスト予想の精度と予想の方向に関する代理変数として、予想誤差 (AFE) と符号付予想誤差 (SFE) を利用する。アナリスト予想には、 $t$  期の決算発表後最初に公表される  $t+1$  期の1株当たり予想利益を用いる。 $t+1$  期のアナリスト予想と実際1株当たり利益との差異の絶対値を予想誤差 (AFE) とし、予想精度の代理変数とする。予想誤差が小さいほど、精度の高い予想であることを意味している。また、アナリスト予想と実際1株当たり利益との差異を符号付予想誤差 (SFE) とする。符号付予想誤差が負 (正) の値であれば、実際利益よりも予想利益が大きい (小さい) 値であったことを示しており、楽観的な (慎重な) 予想であることを意味している。AFE と SFE は、規模の影響を調整するため、 $t$  期末の1株当たり株価でデフレートした値を用いている。

本章の関心は、会計上の保守主義に関する尺度 (CON) の係数  $\beta_1$  にある。AFE を被説明変数とする回帰式の推計の結果、係数  $\beta_1$  が統計的に有意な負 (正) の値であれば、保守主義が高いほど予想誤差が小さい (高い) ことを示し、より高い (低い) 予想精度に結びついていることを示唆している。SFE を被説明変数とする回帰式の推計により、係数  $\beta_1$  が統計的に有意な負 (正) の値であれば、保守主義が高いほど楽観的な (慎重な) 予想に結びついていることを示唆している。

なお、コントロール変数には、先行研究に基づいて、資産規模 (LNASSET)、事業リスク (SDROA)、純損失ダミー (D\_LOSS)、成長性 (G\_SALES)、および無形資産 (INTAN) を含めている。また、業種やマクロ経済の影響をコントロールするために、業種ダミー (INDUSTRY) と年ダミー (YEAR) を追加している。

本章で用いるデータについて、財務諸表データは『日経 NEEDS 企業財務データ』(日経

メディアマーケティング), 株価データは『株価 CD-ROM』(東洋経済新報社), 予想 1 株当たり利益データは『会社四季報』(東洋経済新報社) から入手している。

### 2.3 サンプルと記述統計量

本章は, 2001 年から 2011 年までを基準年として, この間に公表された会計情報の保守性

表 8-1 記述統計量 (N=14,469)

変数	平均値	標準偏差	最小値	第 1 四分位	中央値	第 3 四分位	最大値
AFE	0.051	0.083	0.000	0.008	0.022	0.054	0.641
SFE	-0.028	0.094	-0.641	-0.036	-0.005	0.012	0.196
CCON	0.469	0.273	0.010	0.234	0.458	0.696	0.985
ΔUCON	0.498	0.275	0.012	0.260	0.497	0.733	0.990
UCON	0.492	0.275	0.011	0.256	0.488	0.726	0.991
LNASSET	24.82	1.359	21.95	23.82	24.70	25.69	28.64
SDROA	0.019	0.014	0.002	0.009	0.015	0.024	0.081
D_LOSS	0.176	0.381	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
G_SALES	0.018	0.054	-0.122	-0.016	0.012	0.046	0.234
INTAN	0.013	0.017	0.000	0.003	0.007	0.015	0.130

(注) 変数の定義は下記のとおり。

AFE	=	予想誤差 ( $= \frac{\text{実際1株当たり利益} - \text{予想1株当たり利益}}{\text{前期末の株価(終値)}}$ )
SFE	=	符号付予想誤差 ( $= \frac{\text{実際1株当たり利益} - \text{予想1株当たり利益}}{\text{前期末の株価(終値)}}$ )
CCON	=	Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度
ΔUCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について, 前期末と当期末の差異を基準化した尺度
UCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度
LNASSET	=	資産規模 (=資産合計の自然対数)
SDROA	=	事業リスク (=過去 5 年間の ROA の標準偏差) ROA=事業利益/資産合計 (期中平均) 事業利益=営業利益+受取利息・有価証券利息+受取配当金±持分法による投資損益
D_LOSS	=	純損失ダミー (=当期純利益が負の値であれば 1, それ以外は 0 をとるダミー変数)
G_SALES	=	成長性 (=過去 5 年間の売上高成長率の平均値)
INTAN	=	無形資産 (= (無形固定資産+繰延資産) / 資産合計)



と、次期のアナリスト予想の特性との関係を分析対象とする。そこで、①日本の株式市場に上場している企業、②決算月数が12か月である企業、③金融業に該当しない企業、④分析に必要な変数が入手可能な企業、⑤ダミー変数を除く各変数について上下1%に含まれない企業の5つの条件を満たす14,469企業・年を本章のサンプルとした。

表8-1は、本章のサンプルにかかる変数の記述統計量を要約している。被説明変数であるAFEの平均値は5.1%であり、t期末の株価に対して0.0%から64.1%の幅であった。SFEの平均値は-2.8%であり、平均的には楽観的な予想が行われていることが示された。会計上の保守主義に関する3つの変数は、最小値0.01から最大値0.99となっている。これらは、上場企業全体におけるサンプル企業の位置を示しており、保守性を測定できた上場企業がおおよそ偏りなくサンプルに含まれていることを意味している。

### 第3節 分析結果

#### 3.1 相関係数

表8-2には、各変数間の相関係数が表示されている。アナリスト予想の特性と保守主義尺

表8-2 相関係数 (N=14,469)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]
[1] AFE	1.000									
[2] SFE	-0.833	1.000								
[3] CCON	0.113	-0.060	1.000							
[4] ΔUCON	-0.106	0.058	-0.127	1.000						
[5] UCON	-0.089	0.032	-0.210	0.179	1.000					
[6] LNASET	-0.131	0.079	-0.459	0.101	0.238	1.000				
[7] SDROA	0.107	-0.031	0.002	0.017	0.049	-0.146	1.000			
[8] D_LOSS	0.246	-0.181	0.091	-0.018	-0.004	-0.096	0.148	1.000		
[9] G_SALES	-0.072	0.042	-0.144	0.101	0.037	0.178	0.029	-0.205	1.000	
[10] INTAN	-0.030	0.004	-0.103	0.074	0.179	0.185	0.018	-0.006	0.128	1.000

(注) 変数の定義は、表8-1の注を参照。

度との関係をみてみると、AFE (SFE) と CCON の間には正 (負) の相関であり、条件付保守主義が高い企業に対して、アナリストによる予想は精度が低く、楽観的な予想となっていることを示している。他方、 $\Delta UCON$  と  $UCON$  の相関係数の符号は、CCON の場合と反転しており、無条件保守主義が高まっている企業や高い企業に対して、アナリストによる予想は精度が高く、慎重な予想となっていることを示している。

### 3.2 予想誤差との関係性

表 8-3 は、予想誤差 AFE を被説明変数とした回帰式(8-1)の最小二乗法 (OLS) による推計結果を示している。保守主義尺度 CON の係数について、推計の結果、CCON が有意な正の値である一方で、 $\Delta UCON$  と  $UCON$  は有意な負の値であった。これらの結果は、条件付

表 8-3 重回帰モデルの推計結果 (予想誤差)

被説明変数 説明変数	予想誤差 AFE				
	予想 符号	CCON	予想 符号	$\Delta UCON$	UCON
Constant		0.152 (0.000)***		0.206 (0.000)***	0.194 (0.000)***
CON	[+]	0.020 (0.000)***	[-]	-0.026 (0.000)***	-0.018 (0.000)***
LNASSET		-0.004 (0.000)***		-0.006 (0.000)***	-0.005 (0.000)***
SDROA		0.417 (0.000)***		0.407 (0.000)***	0.425 (0.000)***
D_LOSS		0.042 (0.000)***		0.043 (0.000)***	0.043 (0.000)***
G_SALES		-0.084 (0.000)***		-0.077 (0.000)***	-0.091 (0.000)***
INTAN		0.063 (0.103)		0.076 (0.047)**	0.092 (0.018)**
INDUSTRY		YES		YES	YES
YEAR		YES		YES	YES
N		14,469		14,469	14,469
Adj. R <sup>2</sup>		0.159		0.163	0.159

(注) 変数の定義は表 8-1 の注を参照。括弧内は、White の標準偏差に基づく t 値に対する p 値である。  
\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

保守主義が高い企業に対するアナリスト予想の誤差が大きいことを示しており、仮説 1a と整合的な結果であった。一方、無条件保守主義を高めている企業やそれがより高い企業に対するアナリスト予想は誤差が小さく、仮説 2a を支持する結果であった。

また、コントロール変数については、大企業や成長性が高い企業に対するアナリスト予想は誤差が小さい一方で、事業リスクが高い企業、前年に純損失を計上している企業、および無形資産を多く抱えている企業に対するアナリスト予想は誤差が大きいことを示している。

以上の結果は、バッド・ニュースを適時的に会計利益に反映させる条件付保守主義がアナリスト予想の誤差を高めており、アナリストがバッド・ニュースの生起の可能性やその影響を予想利益に織り込めていないことを示唆している。一方で、バッド・ニュースに先立って予防的に会計利益や純資産簿価をより低額にする無条件保守主義を直近会計期間中に高めている企業や期末時点でそれが高い企業に対するアナリスト予想は誤差が小さく、アナリストが無条件保守主義の影響を予想利益に織り込んでいることが示唆された。これらのことは、会計上の保守主義が投資指標や企業価値評価に対する予想利益の有用性に影響していることを暗示している。

### 3.3 符号付予想誤差との関係性

表 8-4 は、符号付予想誤差 SFE を被説明変数とした回帰式(8-1)の OLS による推計結果を示している。保守主義尺度 CON の係数について、推計の結果、CCON が有意な負の値である一方で、 $\Delta UCON$  と UCON は有意な正の値であった。これらの結果は、仮説 1b と 2b と整合的であり、条件付保守主義が高い企業に対してはアナリストが楽観的な予想を行っている一方で、無条件保守主義が高まっている企業や高い企業に対しては慎重な予想を行っていることを示している。

また、コントロール変数については、大企業や成長性が高い企業に対しては慎重な予想が、事業リスクが高い企業、前年に純損失を計上している企業、および無形資産を多く抱えている企業に対しては楽観的な予想が行われていることが示された。

以上の結果は、より高い条件付保守主義が楽観的なアナリスト予想に、より高い無条件保守主義が慎重な予想に結びついていることを示唆している。これらのことは、アナリストによる予想利益を投資指標や企業価値評価に用いる際に、投資者が行うべき調整の方向が保守主義のタイプにより異なることを暗示している。

表 8-4 重回帰モデルの推計結果（符号付予想誤差）

被説明変数 説明変数	符号付予想誤差 SFE				
	予想 符号	CCON	予想 符号	$\Delta$ UCON	UCON
Constant		-0.135 (0.000)***		-0.162 (0.000)***	-0.158 (0.000)***
CON	[-]	-0.010 (0.003)***	[+]	0.017 (0.000)***	0.006 (0.047)**
LNASSET		0.003 (0.000)***		0.004 (0.000)***	0.004 (0.000)***
SDROA		-0.188 (0.008)***		-0.184 (0.009)***	-0.187 (0.009)***
D_LOSS		-0.037 (0.000)***		-0.038 (0.000)***	-0.038 (0.000)***
G_SALES		0.065 (0.000)***		0.060 (0.001)***	0.068 (0.000)***
INTAN		-0.132 (0.002)***		-0.140 (0.001)***	-0.142 (0.001)***
INDUSTRY		YES		YES	YES
YEAR		YES		YES	YES
N		14,469		14,469	14,469
Adj. R <sup>2</sup>		0.138		0.140	0.138

(注) 変数の定義は表 8-1 の注を参照。括弧内は、White の標準偏差に基づく t 値に対する p 値である。  
\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ、1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示している。

#### 第 4 節 本章の要約と今後の研究課題

アナリスト予想は、投資者が利用できる業績予想情報の一つであり、資本市場における有用性が確認されている。そこで、本章では、アナリスト予想に対する保守的会計の影響を明らかにするために、アナリスト予想の精度と予想の方向と会計上の保守主義との関係を調査した。

会計上の保守主義と予想精度の関係性に関する先行研究では、条件付保守主義が精度の低いアナリスト予想と、無条件保守主義が精度の高いアナリスト予想と結びついているこ

とが報告されている。また、会計上の保守主義と予想の方向の関係性に関する先行研究では、条件付保守主義が楽観的な予想に、無条件保守主義が慎重な予想に結びついていることが示されている。

本章の分析は、これらの先行研究と統合的な結果を得ている。はじめに、予想利益と実際利益との差異の絶対値で定義される予想誤差への影響を分析した結果、条件付保守主義と予想誤差との間に正の関係をみいだしており、より高い条件付保守主義がより高い予想誤差、すなわち、より低い予想精度と関係していることが示された。一方で、無条件保守主義との間に負の関係をみいだしており、無条件保守主義を高めている企業や期末時点でそれが高い企業に対して、精度の高い予想が行われていることが示された。

次に、予想利益と実際利益との差異で定義される符号付予想誤差への影響を分析した結果、条件付保守主義と符号付予想誤差との間に負の関係をみいだしており、より高い条件付保守主義の企業に対して楽観的な予想となっていることが示された。一方で、無条件保守主義との間に正の関係をみいだしており、無条件保守主義を高めている企業やそれが高い企業に対しては慎重な予想が行われていることが示された。

以上の分析結果は、バッド・ニュースに先立って保守的な会計が行われている場合には、アナリストは予想利益に保守的会計の影響を織り込んでいる一方で、バッド・ニュースを適時的に会計利益に織り込む企業に対しては、バッド・ニュースの生起の可能性やその影響を予想利益に完全には織り込めていないことを示唆している。さらに、アナリストによる予想利益を投資指標や企業価値評価に用いる際には、投資者が行うべき調整の方向が保守主義のタイプにより異なることを暗示している。

今後の研究課題として、次の点があげられる。第一に、他の種類のアナリスト予想の分析である。本章で取り上げた『会社四季報』で開示される東洋経済予想は、独立系アナリストによる予想に位置づけられる（太田 2008a）。アナリスト予想には、独立系アナリスト予想のほか、I/B/E/S コンセンサス予想に代表されるセルサイド・アナリスト予想やバイサイド・アナリスト予想が含まれる。アナリスト予想に対する保守的会計の影響について、より深い理解にはこれらを分析対象に含める必要がある。第二に、アナリストによる利益予想への保守主義の組み込みの分析である。本章では、保守的会計を行っている企業に対してアナリストが平均的にどのような予想を行っているかを分析している一方、アナリストが業績予想を形成する過程の中で、会計上の保守主義をどのように利益予想に反映させ

ているかは必ずしも明らかとはなっていない。Jung et al. (2015)は、アナリストが予想利益に保守主義の影響を組み込んでいる場合には、予想精度が高まることを報告している。このことは、経営者が保守的な会計を行うことで直ちにアナリスト予想の精度が低下するのではないことを示唆しており、彼らは、経営者による保守主義を認識し、それにあわせて利益予想を調整する能力が専門家としてアナリストにとって重要であることを指摘している。経営者予想制度が確立されている日本において、有償で提供されているアナリスト予想の存在価値に疑問を生じさせる研究成果も報告されており（太田 2004・2005）、アナリスト予想の有用性やそれを支える特性は今後も継続的に検証される必要がある。以上の二点は、保守主義尺度の頑健性の検証とあわせて、今後の研究課題である。

## 第9章 会計上の保守主義と株主資本コスト

### 第1節 本章の目的と構成

本章の目的は、株主資本コストに対する会計上の保守主義の影響を実証的に分析することである。具体的には、修正 PEG レシオ (price-to-earnings-growth ratio) を用いて推計したインプライド資本コストと2つのタイプの保守主義との関係を検証する。

第2章でレビューしたように、先行研究では、条件付保守主義によるバッド・ニュースの適時的認識が企業価値評価の正確性を高める情報の質の向上に寄与し、条件付保守主義が株主資本コストを低下させるとの仮説を支持する実証結果が示されている (Artiach and Clarkson 2011b; García Lara et al. 2011; Khalifa et al. 2014; Khalifa and Othman 2015)。ただし、条件付保守主義が、利益の持続性を低下させることで、投資者が将来予想を行うことが難しくなるため、株主資本コストを高める影響を与えていることも示されている (Chan et al. 2009; Biddle et al. 2012)。さらに、条件付保守主義を抑制する無条件保守主義の機能に着目し、Chan et al. (2009)では株主資本コストを低下させる効果を、Khalifa et al. (2014)ではそれを高める影響があることが提示されている。このように、諸外国企業を対象とした先行研究は、保守主義の影響について混在した分析結果を示している。

これらの先行研究に対し、日本企業を対象に、株主資本コストに対する保守的会計の影響を分析している研究に中村 (2008b) と眞鍋・西海 (2010) がある。これらの研究では、会計発生高に基づいて測定した保守主義尺度を用いた分析を行い、保守的会計が株主資本コストを低下させていることが示されている。ただし、両研究とも、保守主義のタイプを特定せずに分析が行われている。無条件保守主義と条件付保守主義の間には費用や損失を計上するタイミングが経済的バッド・ニュースに先立つものか、あるいはそれに基づくものかで差異があるため、株主資本コストに対する保守主義の影響を理解するためには、保守主義のタイプ別に分析することが必要である。

そこで、本章では、2001年から2011年までの13,269企業・年をサンプルとして、2つのタイプの保守主義と株主資本コストとの関係を分析している。また、株主資本コストについて、中村 (2008b) は実現リターンに基づくベータ値を用いており、また眞鍋・西海 (2010) は直接的には推計していない。これらに対し、本章では、修正 PEG レシオに基づくインプライド株主資本コストと、それからリスク・フリー・レートを控除したリスク・プレミア

ムを用いている。これらの点が、日本企業を分析対象とした先行研究に対する本章の特徴である。

保守主義以外の変数（ベータ値、資産規模、レバレッジ、利益変動性、および成長性）の影響をコントロールした回帰分析の結果、条件付保守主義と株主資本コストとの間に正の関係、無条件保守主義との間に負の関係があることが示された。これらの結果は、条件付保守主義が株主資本コストを高めている一方で、無条件保守主義がそれを低減していることを示しており、Chan et al. (2009)の分析結果と整合的であった。

また、情報提供の観点から、本論文の第7章と第8章の分析結果と照らし合わせると、より高い条件付保守主義が、利益の持続性やアナリスト予想の精度の低下をもたらし、より高い情報リスクを通じて、株主資本コストを高めていることを示唆している。加えて、より高い無条件保守主義が、利益の持続性やアナリストの予想精度を低下させてはならず、より低い情報リスクを通じて、株主資本コストを低下させていることを示唆している。

本章の構成は、以下のとおりである。第2節で、リサーチ・デザインについて説明し、第3節で分析結果を提示する。第4節は、本章の要約と今後の研究課題である。

## 第2節 リサーチ・デザイン

### 2.1 仮説の設定

株主資本コストに対する会計上の保守主義の影響に関して、分析的研究は保守的会計の情動的役割に注目している。たとえば、Bagnoli and Watts (2005)は、シグナリング・モデルとして、経営者と投資者との間に情報の非対称性が存在する中で、投資者が経営者の私的情報を推論するのに保守的会計が有用であることを説明している。また、Gietzmann and Trombetta (2003)は、より直接的に、企業価値に関する経営者の私的情報を伝達する手段として、保守主義が自発的ディスクロージャーの代替となることを説明している。これらの分析的研究は、保守的会計が情報の非対称性の緩和に寄与していることを示唆している。

また、後続の実証研究はこれと整合的な分析結果を示している。LaFond and Watts (2008)は、情報の非対称性が高いと条件付保守主義が高いことを示しており、保守主義が情報の非対称性の緩和に寄与していることを示唆している。加えて、Hui et al. (2009)は、経営者の利益予想に対する保守主義の影響を調査し、保守主義が利益予想の頻度やタイミングと負



に関係していることをみいだしている。この分析結果は、保守的会計がバッド・ニュースを自発的に開示する必要性を減少させており、情報の非対称性を緩和していることを示唆している。

以上のように、分析的研究や実証的研究は、会計上の保守主義が情報の非対称性を緩和し情報の質を高めていることを示している。そして、これらの先行研究に基づいて、株主が資本の拠出に要求するコストである株主資本コストを保守的会計が低減するとの仮説を支持する分析結果が諸外国企業を対象とした研究で報告されている（Artiach and Clarkson 2011b ; García Lara et al. 2011 ; Khalifa et al. 2014 ; Li 2014 ; Khalifa and Othman 2015）。そこで、下記の仮説を設定する。

**仮説 1 :** 会計上の保守主義が高まるにつれ、株主資本コストは低下する。

また、株主資本コストに対する保守主義のタイプ別の影響について、Chan et al. (2009)は保守主義のタイプにより将来業績に関して異なる情報が投資者に伝達されるとしている。経済的バッド・ニュースを適時的に会計利益に織り込む条件付保守主義について、対象となる資産価値の切り下げのタイミングや金額は、少なくとも部分的には経営者の機会主義的判断に依存している。そのため、利益流列に対する条件付保守主義の影響は持続的ではなく、投資者にとって利益予想は難しいものとなる。すなわち、条件付保守主義が高いと、経営者の裁量の対象となっている部分が大きいため、利益や会計情報の信頼性や質は低くなり、株主資本コストは高くなると予想される。

一方、無条件保守主義は、経済的ニュースに基づかずに（それに先立って）費用や損失を会計利益に織り込むため、利益流列に対する無条件保守主義の影響は持続的であり、投資者は利益を予想しやすくなる。すなわち、無条件保守主義が高いと、将来利益に対する無条件保守主義の影響を投資者は認識しやすく、また条件付保守主義を抑制する効果から経営者の裁量となる部分は小さいため、利益や会計情報の質は高く、株主資本コストは低くなると予想される。そこで、保守主義のタイプ別に、下記の仮説を設定する<sup>1</sup>。

**仮説 1a :** 条件付保守主義が高まるにつれ、株主資本コストは高まる。

**仮説 1b :** 無条件保守主義が高まるにつれ、株主資本コストは低下する。

## 2.2 重回帰モデル

会計上の保守主義と株主資本コストとの関係を分析するために、以下の回帰式を設定する（ $i$ は企業を、 $t$ は年を示している）。次項で推計方法を説明する株主資本コスト、あるいはそれに基づくリスク・プレミアムを被説明変数とし、それらに影響を与えらるると考えられる会計上の保守主義以外の変数をコントロール変数として説明変数に加えている。

$$\text{COE}_{i,t} \text{ or } \text{RP}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{CON}_{i,t} + \beta_2 \text{BETA}_{i,t} + \beta_3 \text{LNASSET}_{i,t} + \beta_4 \text{LEVERAGE}_{i,t} + \beta_5 \text{SDROE}_{i,t} + \beta_6 \Delta \text{SALES}_{i,t} + \beta \text{INDUSTRY}_{i,t} + \beta \text{YEAR}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9-1)$$

ただし、

COE	=	修正 PEG レシオに基づいて推計された株主資本コスト
RP	=	リスク・プレミアム (=COE-RF)
RF	=	リスク・フリー・レート (=10年物の国債利回り)
CON	=	保守主義尺度 (=CCON, ΔUCON, あるいは UCON)
CCON	=	Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度
ΔUCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について、前期末と当期末の差異を基準化した尺度
UCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度
BETA	=	ベータ値 (=t 期決算発表後会社四季報が最初に発刊された月を終了時点とする 60 か月の月次リターン・データと市場リターン (TOPIX の変化値) を用いて計算した CAPM によるベータ値)
LNASSET	=	資産規模 (=資産合計の自然対数)
LEVERAGE	=	レバレッジ (=負債合計/純資産合計)
SDROE	=	利益変動性 (=過去 5 年間の ROE の標準偏差) ROE=当期純利益/自己資本 (期中平均)
G_SALES	=	成長性 (=過去 5 年間の売上高成長率の平均値)
INDUSTRY	=	業種ダミー
YEAR	=	年ダミー

被説明変数には、修正 PEG レシオに基づいて推計された株主資本コスト (COE) と、COE からリスク・フリー・レート (RF) を差し引いて計算したリスク・プレミアム (RP) を利用する。次項で説明するように、株主資本コストの推計には決算発表後最初に公表される『会社四季報』の予想利益を用いており、当該『会社四季報』が発刊された月に発行され

た 10 年物の国債利回りをリスク・フリー・レートとしている。本章の関心は、会計上の保守主義に関する尺度 (CON) の係数  $\beta_1$  にある。推計の結果、係数  $\beta_1$  が統計的に有意な負 (正) の値であれば、保守主義が高いほど株主資本コストが低い (高い) ことを示している。

なお、コントロール変数には、先行研究に基づいて、基礎的なリスク要因として、ベータ値 (BETA)、資産規模 (LNASSET)、レバレッジ (LEVERAGE)、利益変動性 (SDROE)、および成長性 (G\_SALES) を含めている。株主資本コストやリスク・プレミアムとの関係は、後藤・北川 (2010) に依拠して、ベータ値、レバレッジ、および利益変動性とは正の関係、対照的に、資産規模と成長性とは負の関係にあると予想される。また、業種やマクロ経済の影響をコントロールするために、業種ダミー (INDUSTRY) と年ダミー (YEAR) を追加している。

本章で用いるデータについて、財務諸表データは『日経 NEEDS 企業財務データ』(日経メディアマーケティング)、株価データは『株価 CD-ROM』(東洋経済新報社)、予想 1 株当たり利益・配当データは『会社四季報』(東洋経済新報社)、国債データは『公社債便覧』(日本証券業協会) から入手している。

### 2.3 株主資本コストの推計

株主資本コストは、株主が拠出した資本に対して要求する利益率であり、リスク・フリー・レートにリスク・プレミアムを加算して算出される。しかし、リスク・プレミアムは直接観察できないため、株主資本コストの推計には、事後的に実現リターンを用いて推計する方法、あるいは利益、株主資本簿価、および配当の期待値を利用して推計する方法が用いられている。前者の実現リターンを用いる方法では、資本資産価格形成モデル (capital asset pricing model : CAPM) や Fama and French (1993) の 3 ファクター・モデルなどが利用される。ただし、Fama and French (1997) は、実際に推定値を検証した後に、正しい資産評価モデルを認識する困難性等を理由に、これらのモデルに基づく株主資本コストの推計値が不可避免的に不正確である、と結論づけている。そこで、後者の実現リターンに依存しない方法が用いられており、残余利益モデル (residual income model) や超過利益成長評価モデル (abnormal earnings growth valuation model) などから逆算して株主資本コストが推計されている。この方法で推計された資本コストは、証券投資の際に市場参加者が想定する暗黙裡の資本コストを表しているため、インプライド資本コストと称されている。

後藤・北川 (2010) は、インプライド資本コストの推計に用いられる代替的な 5 つのモ

デルから算出された株主資本コストを検証し、モデルの優劣比較を行った結果、Easton (2004)が提唱した修正 PEG レシオと PEG レシオが相対的に有効であると結論づけている。そこで、本章では、この研究成果に基づいて、修正 PEG レシオを用いた株主資本コストを算出した。修正 PEG レシオは回帰式(9-2)で表され、株主資本コストは、t+1 期と t+2 期の予想 1 株当たり利益、t+1 期の予想 1 株当たり配当、およびそれらが開示される t 期決算発表後『会社四季報』が最初に発刊された月の株価（終値）を代入することで推計される。

$$COE = \sqrt{\frac{FEPS_{t+2} + COE \times DPS_{t+1} - FEPS_{t+1}}{P_t}} \quad (9-2)$$

ただし、

COE	=	株主資本コスト
FEPS <sub>t+2(t+1)</sub>	=	2 期（1 期）先の予想 1 株当たり利益
DPS <sub>t+1</sub>	=	1 期先の予想 1 株当たり配当
P <sub>t</sub>	=	t 期決算発表後『会社四季報』が最初に発刊された月の株価（終値）

## 2.4 サンプルと記述統計量

本章は、2001 年から 2011 年までを対象期間として、この間に公表された会計情報の保守性と、その公表後の株主資本コストとの関係を分析対象とする。そこで、①日本の株式市場に上場している企業、②決算月数が 12 か月である企業、③金融業に該当しない企業、④分析に必要な変数が入手可能な企業、⑤ダミー変数を除く各変数について上下 1%に含まれない企業の 5 つの条件を満たす 13,269 企業・年を本章のサンプルとした。

表 9-1 は、本章のサンプルにかかる変数の記述統計量を要約している。被説明変数である COE の平均値は 10.3%であり、また、10 年物の国債利回りを代理変数としたリスク・フリー・レートを引き引いた RP の平均値は 8.9%であった。保守主義に関する変数 CON について、CCON, ΔUCON, および UCON は、最小値 0.01 から最大値 0.99 となっている。これらは、上場企業全体におけるサンプル企業の位置を示しており、保守性を測定できた上場企業がおおよそ偏りなくサンプルに含まれていることを意味している。

表 9-1 記述統計量 (N=13,269)

	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位	中央値	第3四分位	最大値
COE	0.103	0.060	0.018	0.064	0.087	0.123	0.440
RP	0.089	0.060	0.004	0.049	0.073	0.109	0.427
CCON	0.466	0.271	0.010	0.232	0.451	0.691	0.985
ΔUCON	0.500	0.274	0.012	0.265	0.500	0.734	0.990
UCON	0.490	0.272	0.012	0.256	0.487	0.721	0.990
BETA	0.820	0.438	-0.067	0.492	0.784	1.119	2.062
LNASEET	24.84	1.359	21.95	23.84	24.72	25.72	28.59
LEVERAGE	1.710	1.711	0.124	0.612	1.172	2.162	13.17
SDROE	0.062	0.076	0.004	0.019	0.036	0.074	0.681
G_SALES	0.020	0.054	-0.117	-0.014	0.014	0.048	0.245

(注) 変数の定義は下記のとおり。

COE	=	修正 PEG レシオに基づいて推計された株主資本コスト
RP	=	リスク・プレミアム (=COE-RF) RF=リスク・フリー・レート (=10年物の国債利回り)
CCON	=	Khan and Watts (2009)の測定モデルに基づく条件付保守主義の程度 C_Score を基準化した尺度
ΔUCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく無条件保守主義の程度 BR について、前期末と当期末の差異を基準化した尺度
UCON	=	Beaver and Ryan (2000)の測定モデルに基づく当期末の無条件保守主義の程度 BR を基準化した尺度
BETA	=	ベータ値 (=t 期決算発表後会社四季報が最初に発刊された月を終了時点とする 60 か月の月次リターン・データと市場リターン (TOPIX の変化値) を用いて計算した CAPM によるベータ値)
LNASSET	=	資産規模 (=資産合計の自然対数)
LEVERAGE	=	レバレッジ (=負債合計/純資産合計)
SDROE	=	利益変動性 (=過去 5 年間の ROE の標準偏差) ROE=当期純利益/自己資本 (期中平均)
G_SALES	=	成長性 (=過去 5 年間の売上高成長率の平均値)

### 第3節 分析結果

#### 3.1 相関係数

表 9-2 には、各変数間の相関係数が示されている。被説明変数と保守主義尺度との関係をみてみると、COE および RP と CCON の間には正の相関があり、条件付保守主義が高い企

表 9-2 相関係数 (N=13,269)

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]
[1] COE	1.000									
[2] RP	0.998	1.000								
[3] CCON	0.136	0.135	1.000							
[4] ΔUCON	-0.109	-0.109	-0.135	1.000						
[5] UCON	-0.098	-0.097	-0.220	0.176	1.000					
[6] BETA	0.109	0.106	-0.068	-0.104	-0.046	1.000				
[7] LNASEET	-0.137	-0.137	-0.468	0.105	0.255	0.145	1.000			
[8] LEVERAGE	0.142	0.143	0.045	-0.009	0.287	0.121	0.141	1.000		
[9] SDROE	0.179	0.178	0.079	0.006	0.197	0.248	-0.082	0.498	1.000	
[10] G_SALES	-0.080	-0.090	-0.148	0.107	0.050	0.075	0.168	-0.074	-0.150	1.000

(注) 変数の定義は、表 9-1 の注を参照。

業に対して、株主資本コストやリスク・プレミアムが高いことを示している。他方、ΔUCON と UCON の相関係数の符号は、CCON の場合と反転しており、無条件保守主義が直近会計期間中に高まっている企業や期末時点で高い企業に対して、株主資本コストやリスク・プレミアムが低いことを示している。

被説明変数とコントロール変数との相関係数について、ベータ値、レバレッジ、および利益変動性に正の相関係数が、資産規模と成長性に負の相関係数が確認された。これらは、ベータ値、レバレッジ、および利益変動性が高い企業に対して株主資本コストやリスク・プレミアムが高いことを、また、大企業や高成長企業に対してそれらが低いことを示している。これらの相関係数の符号は予想と整合的であった。

### 3.2 推計結果

表 9-3 は、回帰式(9-1)の最小二乗法 (OLS) による推計結果を示している。保守主義尺度 CON の係数について、CCON が有意な正の値である一方で、ΔUCON と UCON は有意な負の値であった。これらの結果は、コントロール変数の影響を考慮した後で、条件付保守主義が高いほど、株主資本コストやリスク・プレミアムが高いことを示している一方で、無条件保守主義が直近会計期間中に高くなっているほど、および期末時点で高いほど、それらが低くなっていることを示している。このことは、仮説 1 を部分的に支持しており、ま

表 9-3 重回帰モデルの推計結果

被説明変数		株主資本コスト COE			リスク・プレミアム RP		
説明変数	予想 符号	CCON	ΔUCON	UCON	CCON	ΔUCON	UCON
Constant		0.170 (14.57)**	0.210 (20.51)**	0.189 (18.11)**	0.157 (13.46)**	0.197 (19.26)**	0.177 (16.89)**
CON	[-/+]	0.015 (7.334)**	-0.017 (-9.163)**	-0.027 (-12.54)**	0.016 (7.349)**	-0.017 (-9.162)**	-0.027 (-12.54)**
BETA	[+]	0.010 (7.147)**	0.008 (5.826)**	0.007 (7.187)**	0.010 (7.112)**	0.008 (5.790)**	0.007 (5.493)**
LNASEET	[-]	-0.005 (-10.08)**	-0.006 (-13.53)**	-0.005 (-10.56)**	-0.005 (-10.11)**	-0.006 (-13.57)**	-0.005 (-10.60)**
LEVERAGE	[+]	0.005 (10.45)**	0.005 (11.05)**	0.006 (13.54)**	0.005 (10.46)**	0.005 (11.05)**	0.006 (13.55)**
SDROE	[+]	0.052 (5.436)**	0.056 (5.772)**	0.064 (6.633)**	0.052 (5.423)**	0.055 (5.758)**	0.064 (6.620)**
G_SALES	[-]	-0.040 (-3.972)**	-0.035 (-3.494)**	-0.040 (-3.968)**	-0.040 (-3.986)**	-0.036 (-3.510)**	-0.040 (-3.983)**
INDUSTRY		YES	YES	YES	YES	YES	YES
YEAR		YES	YES	YES	YES	YES	YES
N		13,269	13,269	13,269	13,269	13,269	13,269
Adj. R <sup>2</sup>		0.163	0.165	0.170	0.178	0.181	0.188

(注) 変数の定義は、表 9-1 の注を参照。括弧内は White の標準誤差に基づく t 値を示している。

\*\*は 1%水準で有意であることを示している。

た仮説 1a および 1b と整合的であった。

コントロール変数の係数は、予想と整合する符号で、統計的に有意であった。すなわち、ベータ値、レバレッジ、および利益変動性が高い企業に対して株主資本コストやリスク・プレミアムが高く、大企業と高成長企業に対してそれらが低いことが確認された。

以上の結果は、株主資本コストに影響を与える基礎的なリスク要因をコントロールしてもなお、保守的会計が行われることで株主資本コストが低減していることを示している。ただし、この効果は、無条件保守主義に対してのみ確認され、対照的に、条件付保守主義には株主資本コストを高める影響があることが示された。これらのことは、株主が保守主義のタイプとそれらの利益特性への影響等を識別しており、資本の拠出に要求するコストに反映していることを示唆している。

### 3.3 頑健性テスト

以上の分析では、修正 PEG レシオに基づいて推計した株主資本コストを用いている。これに対し、前述のように、後藤・北川（2010）は、インプライド資本コストの推計モデルの優劣比較を行った結果、修正 PEG レシオと PEG レシオが相対的に有効であると結論づけている。そこで、修正 PEG レシオの仮定に  $DPS = 0$  の仮定を追加し、次の回帰式(9-3)であらわされる PEG レシオを用いて、株主資本コストの推計を行った。このモデルでは、 $t+1$  期と  $t+2$  期の予想 1 株当たり利益、およびそれらが開示される  $t$  期決算発表後『会社四季報』が最初に発刊された月の株価（終値）を代入することで株主資本コストが推計される。

$$COE = \sqrt{\frac{FEPS_{t+2} - FEPS_{t+1}}{P_t}} \quad (9-3)$$

PEG レシオを用いて推計した株主資本コスト、およびそれからリスク・フリー・レートから差し引いたリスク・プレミアムを用いて、回帰式(9-1)を推計した。表にはしていないが、推計結果は表 9-3 とほぼ同じであった。すなわち、COE と RP に対して、CCON の係数は有意な負の値であり、 $\Delta UCON$  と  $UCON$  は有意な負の値であった。コントロール変数もまた、予想と整合的な係数であった。したがって、表 9-3 で示された結果は、株主資本コストの推計に用いるモデルの違いに対して頑健的である、と考えられる。

## 第 4 節 本章の要約と今後の研究課題

株主資本コストは、株主が自ら拠出した資本に対して要求する利益率を意味しており、株式投資にかかる不確実性により高まるとされる。分析的先行研究は、投資者が株式投資にかかる不確実性や企業価値を評価するのに保守的会計が有用であることを示している（Bagnoli and Watts 2005 ; Gietzmann and Trombetta 2003）。また、実証研究は、これらの分析的研究のインプリケーションと整合的に、会計上の保守主義が情報の非対称性の緩和に寄与していることを示している（LaFond and Watts 2008 ; Hui et al. 2009）。

さらに、より直接的に、諸外国企業を対象として、会計上の保守主義と株主資本コストとの関係の調査が進められている。ただし、先行研究は対立する予想を立て、混在する分析結果が示されている。諸外国企業を対象とした先行研究に対し、日本企業を対象とした



研究には中村（2008b）と眞鍋・西海（2010）がある。これらの研究は、保守的会計が株主資本コストを低下させていることを示しているものの、会計発生高を用いた保守主義尺度を用いた分析が行われており、保守主義のタイプに焦点をあわせていない点で、さらなる検証が必要である。そこで、本章では、13,269 企業・年をサンプルとして、2つのタイプの保守主義が株主資本コストに与える影響を検証した。

検証の結果、条件付保守主義が株主資本コストを高めている一方で、無条件保守主義がそれを低減していることが示された。これは、株主が保守主義のタイプとそれらの利益特性への影響等を識別しており、資本の拠出に要求するコストに反映していることを示唆している。情報提供の観点から、本論文の第7章と第8章の分析結果と照らし合わせると、より高い条件付保守主義が、利益の持続性やアナリスト予想の精度の低下をもたらし、より高い情報リスクを通じて、株主資本コストを高めていることを示唆している。加えて、より高い無条件保守主義が、利益の持続性やアナリストの予想精度を低下させてはおらず、より低い情報リスクを通じて、株主資本コストを低下させていることを示唆している。

今後の研究課題として、次の点があげられる。第一に、保守主義の役割の考察と検証である。本章では、先行研究に基づいて保守主義の情動的役割に注目した仮説を設定している。この情動的役割のほか、Li (2014)では、会計上の保守主義が、株主価値を損なう経営者の行動を抑制したり、利己的な経営者を監視することで損失を最小化したりするのに役立つとし、保守主義にエージェンシー・リスク低減効果があることが指摘されている。本章の分析では、こうした保守主義の機能を捉えきれてはいないため、株主資本コストに対する保守的会計の機能の理解を深めるためには、より詳細なリサーチ・デザインの設定が必要である。これにより、諸外国企業を対象とした先行研究との知見の相違を明らかにすることが期待される。

第二に、投資者のリスク選好のタイプを識別した分析である。保守的会計が行われることで、経営者の判断や見積りが入ることから会計情報の硬度が低下すると考える投資者であれば、保守主義が高い企業に対してより高い株主資本コストを要求すると考えられる。一方で、保守的会計が報告利益の硬度を高くすると受けとめる投資者であれば、保守主義が高い企業に対する株主資本コストは低くなると考えられる。株主資本コストに対する保守的会計の影響をより深く理解するためには、硬度などの情報リスクに対する投資者の選好を識別する必要がある。

第三に、Ruch and Taylor (2011・2014)で指摘されているように、株主資本コスト尺度の頑

健性の検証である。Ruch and Taylor (2011・2014)は、先行研究で混在する分析結果が示されている要因の一つに、株主資本コストの推計に様々な測定モデルが適用されていることをあげている。本章では、後藤・北川(2010)の研究成果に基づいて、修正PEGレシオとPEGレシオに基づいて推計したインプライド資本コストを用いた。ただし、実際に投資者が利用できるデータや適用する測定モデルは多岐にわたるため、より広範な頑健性テストが必要となる。以上の点は、保守主義尺度の頑健性の検証とあわせて、今後の研究課題である。

---

<sup>1</sup> 仮説1と仮説1aが整合していない点に注意が必要である。仮説1が保守的会計の異質的な検証性(すなわち、費用や損失よりも収益や利得を会計上認識するのに必要となる検証性が厳格であること)に基づいている一方で、仮説1aは経済的ニュースに基づいて費用や損失を認識することの影響に着目している。投資者が異質的な検証性の効果を重視しているならば、保守主義のタイプにかかわらず、保守主義と株主資本コストとは負の関係になると予想される(仮説1)。一方で、条件付保守主義が経営者の裁量と関連していることに投資者が注目しているのであれば、条件付保守主義と株主資本コストとは正の関係になると予想される(仮説1a)。

## 第 10 章 結論と課題

本論文は、日本企業における会計上の保守主義の影響を明らかにすることを目的として実証的な分析を行った。本章では、これらの実証分析の結果をまとめ、また、今後の課題を述べる。本章の構成は次のとおりである。第 1 節では、第 3 章から第 9 章までの実証分析による発見事項を総括する。第 2 節では、本論文の結論と含意を述べる。第 3 節では、今後の課題を提示する。

### 第 1 節 本論文の発見事項

#### 1.1 契約における会計上の保守主義の影響

一般的に、検証可能で客観的な情報が要求される利害調整の目的に対して、会計上の保守主義は有用であると主張されている（須田 2000；万代 2002）。Watts (2003a)では、会計上の保守主義の要因として、契約、訴訟、税金および規制が指摘されており、特に契約における保守主義の経済的意義が指摘されている。本論文では、Watts (2003a)で契約として取り上げられている債務契約、経営者報酬契約、およびコーポレート・ガバナンスに焦点をあわせ、それぞれの契約における保守的会計の影響を分析した。

はじめに、債務契約における会計上の保守主義の影響を検証した。第 3 章「会計上の保守主義と借入金契約」では、2 つのタイプの保守主義が新規借入金契約における利率スプレッド（プライムレートとの差異）に与える影響を分析した。分析の結果、条件付保守主義が利率スプレッドを低減している一方で、無条件保守主義がそれを高めていることが示された。これらの結果は、Ball and Shivakumar (2005)が指摘するように、条件付保守主義が契約の効率性向上に寄与している一方で、無条件保守主義がそれを損じていることを示唆している。

また、銀行に代表される私的債権者と、社債権者に代表される公的債権者とでは、モニタリングの効率性や契約条件の再設定の柔軟性などの点で異なっているため、上記の分析結果があてはまらない可能性がある。そこで、第 4 章「会計上の保守主義と社債契約」では、2 つのタイプの保守主義と社債契約の諸条件や格付との関係を分析した。分析の結果、条件付保守主義が利回りスプレッド（国債利回りとの差異）や格付に統計的に有意な影響

を与えているとはいえない一方で、無条件保守主義が利回りスプレッドを低下させ、上位の格付に結びついていることが示された。これらの分析結果は、借入金契約の結果と異なっており、無条件保守主義が契約の効率性向上に寄与していることを示唆している。

以上のように、会計上の保守主義が債務契約の利率や格付に影響を与えていることが示され、契約の効率性向上に寄与していることが示唆された。ただし、債務契約の種類により保守主義のタイプ別に異質な影響が確認されており、また保守主義の機能や有効性に債権者の特徴が関係していることが示唆された。

次に、第 5 章「会計上の保守主義と経営者報酬契約」では、会計利益と経営者報酬との関係性に対する会計上の保守主義の影響を検証した。分析の結果、前期と当期の純利益の変化が当期の経営者報酬の変化と有意な正の関係にあり、企業業績を考慮して経営者報酬が決定されていることが示唆された。また、会計上の保守主義の影響について、条件付保守主義と無条件保守主義が高い企業では、前期の純利益の変化にかかるウェイトが低下していることが示された。この結果は、アメリカ企業を対象とした先行研究の結果とは整合的ではなく、経営者報酬目的において、会計上の保守主義の機能に日米企業で異なる評価がなされていることが示唆された。

最後に、第 6 章「会計上の保守主義と将来業績」では、保守的会計が投資の効率性を高めるとの見解に基づき、将来業績をコーポレート・ガバナンスの成果を示す指標と捉え、会計上の保守主義と将来業績との関係を検証した。会計指標を対象とした分析では、将来業績と条件付保守主義との間に負の関係があり、バッド・ニュースに基づいて業績の下振れが生じていることが示唆された。一方、無条件保守主義との間には正の関係があり、経済的ニュースに先立って予防的に会計利益や純資産簿価を過少評価することによるリスクテイク促進効果が好業績に結びついていることが示唆された。また、将来リターンを対象とした分析では、条件付保守主義と直近期末時点での無条件保守主義が正の関係にあることが示され、会計上の保守主義が好業績と関係していることが示唆された。ただし、無条件保守主義変動尺度との間に負の関係が確認され、極端な投資活動を行っている場合には将来リターンが低迷していることが示唆された。

## 1.2 情報提供に対する会計上の保守主義の影響

会計情報の情報提供の観点では、将来キャッシュ・フローなどの予測に役立つ情報が求められ、予測価値のある適時的情報が好まれ、必ずしも保守的である必要はないとされる

(須田 2000 ; 万代 2002)。そのため、概念フレームワークに関する議論で主張されているように、会計情報にバイアスをもたらす会計上の保守主義は、意思決定支援機能を損じている可能性がある。本論文では、利益特性、アナリスト予想、および株主資本コストに焦点をあわせ、それぞれに対する保守的会計の影響を分析した。

第 7 章「会計上の保守主義と利益特性」では、利益の持続性と予測可能性を対象に、会計上の保守主義の影響を検証した。当期の利益が次期に持続する程度と定義される持続性について、営業利益、経常利益、および純利益を対象とした分析では、より高い条件付保守主義が純利益の持続性を低下させており、また無条件保守主義の変動が大きい場合には、3つの利益で持続性が低下していることが確認された。また、利益の予測可能性に関する分析では、当期営業キャッシュ・フローを超えて、当期利益が次期利益と次期営業キャッシュ・フローを予測できるかを検証した。分析の結果、無条件保守主義が当期利益の予測可能性に影響を与えているとはいえない結果であった。一方、より高い条件付保守主義が、次期利益に対する当期利益の予測力を低下させているのに対し、次期営業キャッシュ・フローに対する予測力を高めていることが示された。

続いて、第 8 章「会計上の保守主義とアナリスト予想」では、アナリストによる利益予想に対する会計上の保守主義の影響を検証した。予想利益と実際利益との差異の絶対値で定義される予想誤差を対象とした分析では、条件付保守主義と予想誤差との間に正の関係、および無条件保守主義との間に負の関係があることが確認された。また、予想利益と実際利益との差異で定義される符号付予想誤差を対象とした分析では、条件付保守主義と符号付予想誤差との間に負の関係、および無条件保守主義との間に正の関係があることが確認された。以上の結果は、経済的バッド・ニュースに先立って保守的な会計が行われている場合には、アナリストは、予想利益にその影響を織り込んでおり、また慎重な予想を行っていることを示唆している。また、経済的ニュースに基づいて保守的会計が行われている場合には、アナリストは、バッド・ニュースの生起の可能性やその影響を予想利益に完全には織り込めておらず、楽観的な予想が行われていることを示唆している。

最後に、第 9 章「会計上の保守主義と株主資本コスト」では、修正 PEG レシオと PEG レシオにより推計したインプライド株主資本コストを対象に、会計上の保守主義の影響を検証した。分析の結果、条件付保守主義と株主資本コストとの間に正の関係が、無条件保守主義との間に負の関係が確認され、条件付保守主義が株主資本コストを高めている一方で、無条件保守主義がそれを低減していることが示された。

## 第2節 本論文の結論と含意

### 2.1 本論文の結論

本論文の目的は、日本企業における会計上の保守主義の影響を、契約と情報提供の観点から、実証的に明らかにすることであった。本項では、前節で提示した本論文の発見事項に基づいて、結論を述べることとする。

最初に、契約に関して、Watts (2003a)で取り上げられている債務契約、経営者報酬契約、およびコーポレート・ガバナンスにおける保守主義の影響を分析した。Watts (2003a)は、これらの契約における保守主義の経済的意義を指摘しており、本論文では、Watts (2003a)の指摘に基づいて、保守主義が契約の効率性向上に寄与するとの仮説を検証している。

第一に、債務契約における保守主義の影響を、借入金契約（第3章）と社債契約（第4章）で検証した。会計上の保守主義が利率などの諸条件や格付に好ましい影響を及ぼしているのなら、保守主義が契約の効率性向上に寄与していることが示唆される。検証の結果、借入金契約では条件付保守主義が、社債契約では無条件保守主義が利率や格付に好ましい影響を与えていることが示された。これらの検証結果は、諸外国企業を対象とした研究成果とおおよそ整合的であり、日本企業でも保守主義が債務契約の効率性向上に寄与している、と結論づけられる。

第二に、経営者報酬契約における保守主義の影響を検証した（第5章）。会計上の保守主義が企業業績と経営者報酬の連動性を高めているのなら、保守主義が契約の効率性向上に寄与していることが示唆される。検証の結果、両タイプの保守主義高い場合、報酬目的における純利益のウェイトを低下させることが示された。この結果は、アメリカ企業を対象とした研究成果と相反しており、日本企業では保守主義が経営者報酬契約の効率性向上に寄与していることを示す結果は得られなかった、と結論づけられる。

第三に、将来業績における保守主義の影響を検証した（第6章）。コーポレート・ガバナンスの観点から、会計上の保守主義には事業投資の効率性を高める効果があるとされる。将来業績（会計指標と将来リターン）をガバナンスの成果を示す指標と捉え、保守主義の影響を検証した。検証の結果、無条件保守主義が高い企業では好ましい将来業績に結びついている一方、条件付保守主義は将来リターンのみに好ましい影響を与えていることが示

された。これらの結果は、条件付保守主義が好業績をもたらしていることを示している諸外国企業を調査した先行研究と将来リターンの点で整合的であり、日本企業では両タイプの保守主義が事業投資の効率性向上に寄与している、と結論づけられる。

以上をまとめると、契約における保守主義の影響に関する結論は、次のように要約される。日本企業において、会計上の保守主義を高める会計行動は、債務契約およびコーポレート・ガバナンスの局面では効率性向上に寄与している一方で、経営者報酬契約の観点では必ずしも契約の効率性に好ましい影響を与えるものではない、と結論づけられる。さらに、債務契約や将来業績の局面では保守主義のタイプにより相反する影響も提示されており、契約の効率性向上には、保守的な会計処理を行うタイミングが重要な要因であることを示している。

次に、情報提供に関して、利益特性、アナリスト予想、および株主資本コストに対する保守主義の影響を分析した。概念フレームワークに関する議論では、企業の将来業績の予測に役立つ情報を提供することを財務報告の目的としている一方、会計情報にバイアスをもたらす保守主義は質的特性から除かれており、情報提供にマイナスの影響を与えていることが予想される。そこで、本論文では、保守主義のタイプ別に、それぞれの影響に関する仮説を検証している。

第一に、利益情報の有用性を支える利益特性（持続性と予測可能性）に対する保守主義の影響を検証した（第7章）。はじめに、持続性に対する影響を分析した結果、無条件保守主義が高い企業では営業利益や経常利益の持続性が高い一方で、無条件保守主義の変動が大きい企業や条件付保守主義が高い企業では純利益の持続性が低下していることが示された。次に、次期利益と次期営業キャッシュ・フローの予測可能性に対する影響を分析した結果、無条件保守主義は有意な影響は確認されなかった一方で、条件付保守主義は次期利益（次期営業キャッシュ・フロー）の予測可能性を損じている（高めている）ことが示された。以上の結果は、諸外国企業を対象とした先行研究の結果とおおよそ整合的であり、日本企業においても少なくとも部分的には保守主義が利益特性に対してマイナスの影響を与えている、と結論づけられる。

第二に、アナリスト予想に対する保守主義の影響を検証した（第8章）。予想の精度と方向に対する影響を分析した結果、無条件保守主義が高い企業に対する予想は精度が高く、慎重な予想となっていることが示された。一方で、条件付保守主義が高い企業に対する予想は精度が低く、楽観的な予想となっていることが示された。これらの結果は、諸外国企

業を対象とした先行研究の成果と一致しており、日本企業においても少なくとも条件付保守主義がアナリスト予想の有用性を低下させている可能性がある、と結論づけられる。

第三に、株主資本コストに対する保守主義の影響を検証した（第9章）。検証の結果、無条件保守主義に株主資本コストを低減させる効果が示された一方で、条件付保守主義が高い企業ほど株主資本コストが高くなっていることが確認された。これらの結果は、イギリス企業を分析している先行研究の成果と一致しているものの、アメリカ企業を調査している研究とは整合的ではなかった。以上のことから、日本企業では、株主資本コストを高めていることから、条件付保守主義が株式投資の不確実性を高めている可能性がある、と結論づけられる。

以上をまとめると、情報提供に対する保守主義の影響に関して、次のように解釈される。日本企業において、経済的ニュースに先立って会計利益や純資産簿価の過少評価を行っている無条件保守主義が高い企業では、利益特性やアナリスト予想の有用性は損じられておらず、低い情報リスクを通じて株主資本コストを低下させていると解釈される。一方で、経済的バッド・ニュースを適時的に会計利益に織り込む条件付保守主義が高い企業では、（少なくとも部分的には）利益特性やアナリスト予想の有用性を低下させている可能性があり、高い情報リスクを通じて株主資本コストを高めていると解釈される。

## 2.2 本論文の含意

本論文は、これまで蓄積が少なかった日本企業における会計上の保守主義の影響に関する実証的証拠を提示したことで、保守主義研究の理論的基盤の構築に貢献している。

より具体的には、契約と情報提供の会計情報の2つの機能に対する会計上の保守主義の影響に関する統計的証拠を提示し、諸外国企業を対象とした先行研究の成果がおおよそ（経営者報酬契約を除いて）日本企業においてもあてはまることが確認できた。また、保守主義のタイプとして、無条件保守主義と条件付保守主義の2つのタイプを分析に組み入れることで、どちらのタイプの保守主義が契約や情報提供の局面で好ましい影響を有しているかを明確にすることができた。このことは、保守主義研究においては、そのタイプを識別する重要性を示唆している。さらに、無条件保守主義変動尺度を用いることで、直近会計期間における経済的バッド・ニュースに基づく条件付保守主義の側面とそれに基づかない無条件保守主義の側面を対比でき、無条件保守主義水準尺度のみを用いた分析を補完する形で、保守主義のタイプ別の影響を明らかにすることができたと考えられる。



また、本論文は、会計上の保守主義に関して、以下の含意を有していると考えられる。

第一に、経営者に対するインプリケーションである。会計上の保守主義の影響を整理すると、条件付保守主義を高めると、借入金契約において低い利率で資金調達でき、また将来リターンを高める効果があるものの、会計上の業績の下振れや精度の低い利益予想をもたらすことで株主資本コストが高くなっていることが示唆された。一方で、無条件保守主義を高めると、社債契約において低い利率で資金調達でき、将来業績を高める効果や精度の高い利益予想につながることで株主資本コストを下げる効果があるものの、借入金契約ではより高い利率を負担することが示唆された。このように、保守主義のタイプにより異質な影響が確認されたことから、自社が関連する契約や経営環境を総合的に判断し、保守的会計の便益やコストを検討したうえで、保守主義のタイプやその程度を経営者は決定する必要があることを含意している。

第二に、投資者に対するインプリケーションである。保守主義尺度と将来業績の間に統計的に有意な関係が確認されたことから、将来業績の予測指標としての保守主義尺度の利用可能性が含意された。また、アナリストによる予想利益を投資指標や企業価値評価に用いる際には、対象企業の会計上の保守主義を投資者が識別し、保守主義のタイプに応じて利益の予想値の大きさや方向など調整を行う必要があることを含意している。

第三に、会計制度設計に対するインプリケーションである。概念フレームワーク上、会計情報が具備すべき質的特性として保守主義は排除され、また、会計基準上は無条件保守主義が排除され、条件付保守主義が拡大されてきていることが確認されている<sup>1</sup>。本論文の情報提供に関する一連の分析は、投資者が、対象企業の保守主義のタイプやその程度を認識し、その影響を株主資本コストに反映させていることを示唆している。このことは、条件付保守主義が株式投資の不確実性を高めている可能性を暗示しており、無条件保守主義の排除と条件付保守主義の拡大を進めてきている会計制度設計の動向には注意が必要であることが含意される。

### 第3節 今後の課題

本論文では、会計情報の2つの機能に関するいくつかの局面において、株価ベースの2つのタイプの保守主義尺度を用いて、日本企業をサンプルとした実証的な分析を行い、保

守的会計の影響に関する横断的な統計的証拠を提示した。しかしながら、第 3 章から第 9 章の各章であげた課題のほか、今後解決すべき課題が残されている。本節では、今後の課題を述べていくこととする。

第一に、会計上の保守主義が影響を与える局面の拡大である。先行研究では、保守的会計の影響について、財務意思決定 (Lee 2012 ; Ishida 2014), 企業の現金保有 (Louis et al. 2012 ; 石田 2015), イノベーション (Chang et al. 2013), 訴訟コスト (Blunck 2009 ; Ettredge et al. 2013), 倒産リスク (Biddle et al. 2013), 空売り取引 (Jain et al. 2014), 株式分散 (Giner et al. 2012), 監査報酬 (Gul et al. 2002 ; Lee et al., 2011・2015 ; Sun et al. 2014) などが検証されている。これらの研究の多くは、諸外国企業を対象としており、日本企業を対象とした研究はそれと比べて限定的である。日本企業における保守的会計の影響の理解には、より多面的な検証が必要である。

第二に、保守主義の測定尺度の精緻化や頑健性の検証である。本論文では、株価やリターンなどの市場データを用いた Khan and Watts (2009) と Beaver and Ryan (2000) の測定モデルによる尺度を利用した。第 2 章で整理したように、保守主義の測定尺度は多岐にわたるため、他の尺度でも、同様の分析結果が得られるかの検証は今後の課題の一つである。また、本論文では、保守主義の 2 つのタイプに対応する測定尺度を使用した。保守主義の異質的な検証性に焦点をあわせた仮説には、全体的な保守主義を捉える尺度を用いた検証が適切であろう。測定尺度の精緻化やその妥当性、および頑健性の検証は、保守主義の影響に関する研究のみならず、実施状況や要因を含む保守的会計の全体像を捉えるための実証研究には不可欠である。

第三に、サンプルの拡大である。日本企業を対象とした多くの実証研究が 3 月決算企業をサンプルとしているのに対し、本論文では、日本企業の特徴を捉える意図から、対象サンプルの抽出にあたっては 3 月決算企業に限定しなかった。しかしながら、分析に必要な変数がすべて入手可能な企業・年をサンプルとしたことで、特に長期データが必要な無条件保守主義変動尺度を推計できなかった企業・年は分析サンプルから除外されている。したがって、本論文の検証結果は、本論文のサンプルにおいてのみにあてはまる可能性があり、普遍性を備えているかには留意する必要がある。保守主義尺度の精緻化とともに、分析対象サンプルを拡大する必要がある。

以上の三点は、会計上の保守主義に関する理論とその理解を深めていく中で、解決していくべき課題である。さらに、より根本的には、大日方 (2013a, pp. 368-369) で指摘され

ているように、保守主義と他の会計行動（利益平準化やビッグ・バス会計）との関係の概念的な整理は、今後の保守主義研究の発展には不可欠であろう。

---

<sup>1</sup> 第1章の注4で示したように、金森（2009）は、アメリカのSFASについて、2002年までに公表されたSFASのうち4割弱で無条件保守主義の排除が実施されていることを確認しており、またBasu（1997）以降の先行研究が条件付保守主義の登場と増加を実証的に明らかにしていることから、「無条件保守主義の排除と条件付保守主義の登場」が確認できるとしている。会計基準のコンバージェンスやアドプションが進められている中、この動向は日本にもあてはまると考えられる。



## 参考文献

### ■ 英文文献

- Ahmed, A. S. and S. Duellman (2007) Accounting Conservatism and Board of Director Characteristics: An Empirical Analysis, *Journal of Accounting and Economics* 43(2-3), 411-437.
- Ahmed, A. S. and S. Duellman (2011) Evidence on the Role of Accounting Conservatism in Monitoring Managers' Investment Decisions, *Accounting and Finance* 51(3), 609-633.
- Ahmed, A. S., B. K. Billings, R. M. Morton and M. Stanford-Harris (2002) The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder-Shareholder Conflicts over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs, *The Accounting Review* 77(4), 867-890.
- Ahmed, K. and D. Henry (2012) Accounting Conservatism and Voluntary Corporate Governance Mechanisms by Australian Firms, *Accounting and Finance* 52(3), 631-662.
- Artiach, T. C. and P. M. Clarkson (2011a) Disclosure, Conservatism and the Cost of Equity Capital: A Review of the Foundation Literature, *Accounting and Finance* 51(1), 2-49.
- Artiach, T. C. and P. M. Clarkson (2011b) Conservatism, Disclosure and the Cost of Equity Capital, *Working Paper*, 1-48.
- Bagnoli, M. and S. G. Watts (2005) Conservative Accounting Choices, *Management Science* 51(5), 786-801.
- Ball, R. (2001) Infrastructure Requirements for an Economically Efficient System of Public Financial Reporting and Disclosure, *Brookings-Wharton papers on Financial Services*, edited by Litan, R. E. and R. Herring, Washington, D. C.: Brookings Institution Press, 127-169.
- Ball, R. and L. Shivakumar (2005) Earnings Quality in UK Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness, *Journal of Accounting and Economics* 39(1), 83-128.
- Ball, R. and L. Shivakumar (2006) The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition, *Journal of Accounting Research* 44(2), 207-242.
- Ball, R., A. Robin and G. Sadka (2008) Is Financial Reporting Shaped by Equity Markets or by Debt Markets? An International Study of Timeliness and Conservatism, *Review of Accounting Studies* 13(2), 168-205.
- Bandyopadhyay, S. P., C. Chen, A. G. Huang and R. Jha (2010) Accounting Conservatism and the

- Temporal Trends in Current Earnings' Ability to Predict Future Cash Flows versus Future Earnings: Evidence on the Trade-off between Relevance and Reliability, *Contemporary Accounting Research* 27(2), 413-460.
- Barclay, M. J., L. M. Marx and C. W. Smith Jr. (2003) The Joint Determination of Leverage and Maturity, *Journal of Corporate Finance* 9(2), 149-167.
- Barth, M. E. (2006) Including Estimates of the Future in Today's Financial Statements, *Accounting Horizons* 20(3), 271-285.
- Basu, S. (1997) The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings, *Journal of Accounting and Economics* 24(1), 3-37.
- Basu, S. (2001) Discussion of On the Asymmetric Recognition of Good and Bad News in France, Germany and the United Kingdom, *Journal of Business Finance & Accounting* 28(9-10), 1333-1349.
- Bauwhede, H. V. (2007) The Impact of Conservatism on the Cost of Debt: Conditional versus Unconditional Conservatism, *Working paper*, 1-34.
- Beatty, A., J. Weber and J. J. Yu (2008) Conservatism and Debt, *Journal of Accounting and Economics* 45(2-3), 154-174.
- Beatty, A., L. Cheng and T. Zach (2015) Non-Recurring Items in Debt Contracts, *Working Paper*, 1-49.
- Beaver, W. H. and S. G. Ryan (2000) Biases and Lags in Book Value and their Effects on the Ability of the Book-to-Market Ratio to Predict Book Return on Equity, *Journal of Accounting Research* 38(1), 127-148.
- Beaver, W. H. and S. G. Ryan (2005) Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling, *Review of Accounting Studies* 10(2), 269-309.
- Beekes, W., P. Pope and S. Young (2004) The Link between Earnings Timeliness, Earnings Conservatism and Board Composition: Evidence from the UK, *Corporate Governance: An International Review* 12(1), 47-59.
- Bharath, S. T., J. Sunder and S. V. Sunder (2008) Accounting Quality and Debt Contracting, *The Accounting Review* 83(1), 1-28.
- Bhattacharya, S. and G. Chiesa (1995) Proprietary Information, Financial Intermediation and Research Incentives, *Journal of Financial Intermediation* 4(4), 328-357.

- Biddle, G. C., M. L. Z. Ma and F. M. Song (2013) Accounting Conservatism and Bankruptcy Risk, *Working Paper*, 1-47.
- Biddle, G. C., M. L. Z. Ma and F. Wu (2012) Conditional Conservatism and the Cost of Equity Capital: Informational, Fundamental, and Behavioral Effects, *Working Paper*, 1-47.
- Bigus, J., L. Schachner and I. Stein (2009) Relationship Lending and Conservative Accounting, *Working Paper*, 1-54.
- Blunck, R. (2009) Does Conservative Accounting Reduce Litigation Costs?, *Working Paper*, University of Iowa, 1-57.
- Botosan, C. A. (1997) Disclosure Level and the Cost of Equity Capital, *The Accounting Review* 72(3), 323-349.
- Botosan, C. A. and M. A. Plumlee (2002) A Re-examination of Disclosure Level and the Expected Cost of Equity Capital, *Journal of Accounting Research* 40(1), 21-40.
- Brockman, P., T. Ma and J. Ye (2015) CEO Compensation Risk and Timely Loss Recognition, *Journal of Business Finance & Accounting* 42(1-2), 204-236.
- Brown, P. (1994) *Capital Markets-Based Research in Accounting: An Introduction*, Cooper and Lybrand. (山地秀俊・音川和久訳 (1999) 『資本市場理論に基づく会計学入門』勁草書房.)
- Callen, J. L., D. Segal and O.-K. Hope (2010) The Pricing of Conservative Accounting and the Measurement of Conservatism at the Firm-Year Level, *Review of Accounting Studies* 15(1), 145-178.
- Callen, J. L., F. Chen, Y. Dou and B. Xin (2013) Accounting Conservatism and Performance Covenants: A Signaling Approach, *Working Paper*, 1-56.
- Campbell, J. Y., A. W. Lo and A. C. MacKinlay (1997) *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press. (祝迫得夫・大橋和彦・中村信弘・本多俊毅・和田賢治訳 (2003) 『ファイナンスのための計量分析』共立出版.)
- Carrizosa, R. and S. G. Ryan (2013) Conservatism, Covenants, and Recovery Rates, *Working Paper*, 1-42.
- Chan, A. L.-C., S. W. J. Lin and N. Strong (2009) Accounting Conservatism and the Cost of Equity Capital: UK Evidence, *Managerial Finance* 35(4), 325-345.
- Chang, X., G. Hilary, J.-K. Kang and W. Zhang (2013) Does Accounting Conservatism Impede

- Corporate Innovation?, *INSEAD Working Paper* No. 2013/35/AC, 1-52.
- Chen, L. H., D. M. Folsom, W. Paek and H. Sami (2014) Accounting Conservatism, Earnings Persistence, and Pricing Multiples on Earnings, *Accounting Horizons* 28(2), 233-260.
- Chen, S., X. Chen and Q. Cheng (2013) Conservatism and Equity Ownership of the Founding Family, *Working Paper*, 1-45.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari and R. L. Watts (1998) The Relation between Earnings and Cash Flows, *Journal of Accounting and Economics* 25(2), 133-168.
- Dechow, P., W. Ge and C. Schrand (2010) Understanding Earnings quality: A Review of the Proxies, their Determinants and their Consequences, *Journal of Accounting and Economics* 50(2-3), 344-401.
- Dezfoli, F. R. C., E. V. Elyseai and M. Tamimi (2014) Effect of Conditional and Unconditional Conservatism on Return in Tehran Stock Exchange, *Applied Mathematics in Engineering, Management and Technology* 2(2), 127-134.
- Diamond, D. W. (1984) Financial Intermediation and Delegated Monitoring, *Review of Economic Studies* 51(3), 393-414.
- Diamond, D. W. (1991) Monitoring and Reputation: The Choice between Bank Loans and Directly Placed Debt, *Journal of Political Economy* 99(4), 689-721.
- Dichev, I. D. and V. W. Tang (2008) Matching and the Changing Properties of Accounting Earnings over the Last 40 Years, *The Accounting Review* 83(6), 1425-1460.
- Donovan, J., R. Frankel and X. Martin (2014) Accounting Conservatism and Creditor Recovery Rate, *Working Paper*, 1-53.
- Easton, P. D. (2004) PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital, *The Accounting Review* 79(1), 73-95.
- Estrada, J. (2000) The Cost of Equity in Emerging Markets: A Downside Risk Approach, *Emerging Markets Quarterly* 14, 19-30.
- Ettredge, M., Y. Huang and W. Zhang (2013) Does Conditional Conservatism Reduce Litigation Costs?, *Working Paper*, 1-44.
- Fairfield, P. M. and T. Yohn (2001) Using Asset Turnover and Profit Margin to Forecast Changes in Profitability, *Review of Accounting Studies* 6(4), 371-385.
- Fama, E. F. (1985) What's Different about Banks?, *Journal of Monetary Economics* 15(1), 29-39.



- Fama, E. F. (1998) Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance, *Journal of Financial Economics* 49(3), 283-306.
- Fama, E. F. and K. R. French (1992) The Cross-Section of Expected Stock Returns, *The Journal of Finance* 47(2), 427-465.
- Fama, E. F. and K. R. French (1993) Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics* 33(1), 3-56.
- Fama, E. F. and K. R. French (1997) Industry Costs of Equity, *Journal of Financial Economics* 43(2), 153-193.
- Financial Accounting Standards Board (1980) *Statement of Financial Accounting Concepts No. 2: Qualitative Characteristics of Accounting Information*. (平松一夫・広瀬義州訳(2002)『FASB 財務会計の諸概念 (増補版)』中央経済社。)
- Financial Accounting Standards Board (2005) *Joint Conceptual Framework - Joint Project of the IASB and FASB, Attachment F - Neutrality and Faithful Representation*.
- Financial Accounting Standards Board (2010) *Statement of Financial Accounting Concepts No. 8: Conceptual Framework for Financial Reporting*.
- Foroghi, D., H. Amiri and Z. N. Fallah (2013) Corporate Governance and Conservatism, *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences* 3(4), 61-71.
- Francis, B., I. Hasan and Q. Wu (2013) The Benefits of Conservative Accounting to Shareholders: Evidence from the Financial Crisis, *Accounting Horizons* 27(2), 319-346.
- Francis, J. R. and X. Martin (2010) Acquisition Profitability and Timely Loss Recognition, *Journal of Accounting and Economics* 49(1-2), 161-178.
- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson and K. Schipper (2004) Costs of Equity and Earnings Attributes, *The Accounting Review* 79(4), 967-1010.
- García Lara, J. M., B. García Osma and F. Penalva (2007) Board of Directors' Characteristics and Conditional Accounting Conservatism: Spanish Evidence, *European Accounting Review* 16(4), 727-755.
- García Lara, J. M., B. García Osma and F. Penalva (2009a) The Economic Determinants of Conditional Conservatism, *Journal of Business Finance & Accounting* 36(3-4), 336-372.
- García Lara, J. M., B. García Osma and F. Penalva (2009b) Accounting Conservatism and Corporate

- Governance, *Review of Accounting Studies* 14(1), 161-201.
- García Lara, J. M., B. García Osma and F. Penalva (2011) Conditional Conservatism and Cost of Capital, *Review of Accounting Studies* 16(2), 247-271.
- García Lara, J. M., B. García Osma and F. Penalva (2015) Accounting Conservatism and Firm Investment Efficiency, *Working Paper*, 1-45. (*Journal of Accounting and Economics*, Forthcoming)
- Gassen, J., R. Fülbier and T. Sellhorn (2006) International Differences in Conditional Conservatism - The Role of Unconditional Conservatism and Income Smoothing, *European Accounting Review* 15(4), 527-564.
- Gietzmann, M. B. and M. Trombetta (2003) Disclosure Interactions: Accounting Policy Choice and Voluntary Disclosure Effects on the Cost of Raising Outside Capital, *Accounting and Business Research* 33(3), 187-205.
- Giner, B., A. Tahoun and M. Walker (2012) The Influence of Conditional Conservatism on Ownership Dispersion: An International Analysis, *Working Paper*, 1-29.
- Givoly, D. and C. Hayn (2000) The Changing Time-Series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative? *Journal of Accounting and Economics* 29(3), 287-320.
- Givoly, D., C. Hayn and S. Katz (2013) The Changing Relevance of Accounting Numbers to Debt Holders over Time, *Working Paper*, 1-56.
- Givoly, D., C. K. Hayn and A. Natarajan (2007) Measuring Reporting Conservatism, *The Accounting Review* 82(1), 65-106.
- Goh, B. W. and D. Li (2011) Internal Controls and Conditional Conservatism, *The Accounting Review* 86(3), 975-1005.
- Guay, W. and R. E. Verrecchia (2007) Conservative Disclosure, *Working Paper*, 1-43.
- Gul, F. A., B. Srinidhi and T. Shieh (2002) The Asian Financial Crisis, Accounting Conservatism and Audit Fee: Evidence from Hong Kong, *Working Paper*, 1-36.
- Habib, A. (2007) Legal Environment, Accounting Information, Auditing and Information Intermediaries: Survey of the Empirical Literature, *Journal of Accounting Literature* 26, 1-75.
- Hammermeister, J. H. and J. R. Werner (2009) Conditional Conservatism, Debt Markets and Financial Structure: Further Evidence from the United Kingdom, *Working Paper*, 1-25.

- Haw, I.-M., J. J. Lee and W.-J. Lee (2014) Debt Financing and Accounting Conservatism in Private Firms, *Contemporary Accounting Research* 31(4), 1220-1259.
- Heflin, F., C. Hsu and Q. Jin (2014) Accounting Conservatism and Street Earnings, *Working Paper*, 1-51.
- Helbok, G. and M. Walker (2004) On the Nature and Rationality of Analysts' Forecasts under Earnings Conservatism, *The British Accounting Review* 36(1), 45-77.
- Hong, H. A., M. Hung and J. Zhang (2011) The Use of Debt Covenants Worldwide: Institutional Determinants and Implications on Financial Reporting, *Working Paper*, 1-57.
- Hui, K. W., S. Matsunaga and D. Morse (2009) The Impact of Conservatism on Management Earnings Forecasts, *Journal of Accounting and Economics* 47(3), 192-207.
- International Accounting Standards Board (2010) *Conceptual Framework for Financial Reporting 2010*.
- International Accounting Standards Board (2015a) *Exposure Draft Conceptual Framework for Financial Reporting*.
- International Accounting Standards Board (2015b) *Exposure Draft Conceptual Framework for Financial Reporting: Basis for Conclusions*.
- International Accounting Standards Committee (1989) *Framework for the Preparation and Presentation of Financial Statements*.
- Ishida, S. (2014) The Effect of Accounting Conservatism on Corporate Financing Activity: Evidence from Japan, *Working Paper*, 1-36.
- Ishida, S. and K. Ito (2014) The Effect of Accounting Conservatism on Corporate Investment Behavior, in Ito, K. and M. Nakano, eds. *International Perspectives on Accounting and Corporate Behavior*, Springer, Chapter 3, 59-80.
- Iwasaki, T., S. Otomasa, A. Shiiba, and A. Shuto (2014) The Role of Accounting Conservatism in Executive Compensation Contracts, *Working Paper*, 1-38.
- Iyengar, R. J. and E. M. Zampelli (2010) Does Accounting Conservatism Pay?, *Accounting and Finance* 50(1), 121-142.
- Jain, A., C. Jain and A. Robin (2014) Does Accounting Conservatism Deter Short Sellers? *Working Paper*, 1-39.
- Jarva, H. (2014) Economic Consequences of SFAS 142 Goodwill Write-Offs, *Accounting & Finance*

54(1), 211-235.

- Joh, S. W. (1999) Strategic Managerial Incentive Compensation in Japan: Relative Performance Evaluation and Product Market Collusion, *The Review of Economics and Statistics* 81(2), 303-313.
- Jung, J. H., S. S. Lim, J. Pae and C.-Y. Yoo (2015) Conservatism-Matching Analysts and their Performance, *KAIST Business School Working Paper Series 2015-002*, 1-38.
- Kang, T., G. J. Lobo and M. C. Wolfe (2015) Accounting Conservatism and Firm Growth Financed by External Debt: The Role of Debt Maturity, *Working Paper*, 1-43.
- Kaplan, S. N. (1994) Top Executive Rewards and Firm Performance: A Comparison of Japan and the United States, *Journal of Political Economy* 102(3), 510-546.
- Khalifa, M. and H. B. Othman (2015) The Effect of Conservatism on Cost of Capital: MENA Evidence, *Applied Economics* 47(1), 71-87.
- Khalifa, M., H. B. Othman and K. Hussainey (2014) The Effect of Unconditional and Conditional Conservatism on Cost of Capital: A Quantile Regression Approach for MENA Countries, *Working Paper*, 1-38.
- Khan, M. and R. L. Watts (2009) Estimation and Empirical Properties of a Firm-Year Measure of Accounting Conservatism, *Journal of Accounting and Economics* 48(2-3), 132-150.
- Khurana, I. K. and C. Wang (2015) Debt Maturity Structure and Accounting Conservatism, *Journal of Business Finance & Accounting* 42(1-2), 167-203.
- Kim, B. H. and M. Pevzner (2010) Conditional Accounting Conservatism and Future Negative Surprises: An Empirical Investigation, *Journal of Accounting and Public Policy* 29(4), 311-329.
- Kim, J. B., A. Nekrasov, P. K. Shroff and A. Simon (2013) Valuation Implication of Accounting Conservatism, *Working Paper*, 1-49.
- Kim, J.-B. and L. Zhang (2013) Accounting Conservatism and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Evidence, *Working Paper*, 1-63.
- Kim, M. and W. Kross (2005) The Ability of Earnings to Predict Future Operating Cash Flows Has Been Increasing - Not Decreasing, *Journal of Accounting Research* 43(5), 753-780.
- Kim, Y., S. Li, C. Pan and L. Zuo (2013) The Role of Accounting Conservatism in the Equity Market: Evidence from Seasoned Equity Offerings, *The Accounting Review* 88(4), 1327-1356.
- Kootanaee, A. J., J. Seyyedi, M. Nedaei and M. J. Kootanaee (2013) Accounting Conservatism and

- Corporate Governance's Mechanisms: Evidence from Tehran Stock Exchange, *International Journal of Economics, Business and Finance* 1(10), 301-319.
- Kravet, T. D. (2014) Accounting Conservatism and Managerial Risk-Taking: Corporate Acquisitions, *Journal of Accounting and Economics* 57(2-3), 218-240.
- LaFond, R. and R. L. Watts (2008) The Information Role of Conservatism, *The Accounting Review* 83(2), 447-478.
- LaFond, R. and S. Roychowdhury (2008) Managerial Ownership and Accounting Conservatism, *Journal of Accounting Research* 46(1), 101-135.
- Lambert, R., C. Leuz and R. E. Verrecchia (2007) Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital, *Journal of Accounting Research* 45(2), 385-420.
- Lambert, R. A., C. Leuz and R. E. Verrecchia (2011) Information Asymmetry, Information Precision, and the Cost of Capital, *Review of Finance* 16(1), 1-29.
- Lee, H. S. G. (2009) Conditional Conservatism, Agency Costs, and the Contractual Features of Debt, *Working Paper*, 1-60.
- Lee, H. S. G., X. Li and H. Sami (2011) Conditional Conservatism and Audit and Non-Audit Fees, *Working Paper*, 1-33.
- Lee, H. S. G., X. Li and H. Sami (2015) Conditional Conservatism and Audit Fees, *Accounting Horizons* 29(1), 83-113.
- Lee, J. (2012) The Role of Accounting Conservatism in Firms' Financial Decisions, *Working Paper*, 1-43.
- Lev, B. (1983) Some Economic Determinants of Time-Series Properties of Earnings, *Journal of Accounting and Economics* 5, 31-48.
- Leventis, S., P. Dimitropoulos and S. Owusu-Ansah (2013) Corporate Governance and Accounting Conservatism: Evidence from the Banking Industry, *Corporate Governance: An International Review* 21(3), 264-286.
- Li, X. (2014) Accounting Conservatism and the Cost of Capital: An International Analysis, *Working Paper*, 1-49.
- Lim, C. Y., E. Lee, A. Kausar and M. Walker (2014) Bank Accounting Conservatism and Bank Loan Pricing, *Journal of Accounting and Public Policy* 33(3), 260-278.
- Lim, R. (2011) Are Corporate Governance Attributes Associated with Accounting Conservatism?,

*Accounting and Finance* 51(4), 1007-1030.

- Liu, M. and M. Magnan (2014a) Conditional Conservatism and the Yield Spread of Corporate Bond Issues, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Forthcoming.  
([http://www.researchgate.net/publication/268216025\\_Conditional\\_Conservatism\\_and\\_the\\_Yield\\_Spread\\_of\\_Corporate\\_Bond\\_Issues](http://www.researchgate.net/publication/268216025_Conditional_Conservatism_and_the_Yield_Spread_of_Corporate_Bond_Issues))
- Liu, M. and M. Magnan (2014b) Conditional Conservatism and Underpricing in US Corporate Bond Market, *Applied Financial Economics* 24(20), 1323-1334.
- Louis, H., A. X. Sun and O. Urcan (2012) Value of Cash Holdings and Accounting Conservatism, *Contemporary Accounting Research* 29(4), 1249-1271.
- Louis, H., T. Lys and A. X. Sun (2008) Accounting Conservatism, Analyst Ability, and the Earnings Forecast Bias, *Working Paper*, 1-54.
- Mensah, Y. M., X. Song and S. S. M. Ho (2004) The Effect of Conservatism on Analysts' Annual Earnings Forecast Accuracy and Dispersion, *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 19(2), 159-183.
- Nikolaev, V. V. (2010) Debt Contracts and Accounting Conservatism, *Journal of Accounting Research* 48(1), 51-89.
- O'Connell, V. (2006) The Impact of Accounting Conservatism on the Compensation Relevance of UK Earnings, *European Accounting Review* 15(4), 627-649.
- Pae, J., and D. B. Thornton (2010) Association between Accounting Conservatism and Analysts' Forecast Inefficiency, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* 39(2), 171-197.
- Pae, J., D. B. Thornton and M. Welker (2005) The Link between Earnings Conservatism and the Price-to-Book Ratio, *Contemporary Accounting Research* 22(3), 693-717.
- Palepu, K. G., and P. M. Healy (2012) *Business Analysis and Valuation: Using Financial Statements* (5th ed.), South-Western Pub. (斎藤静樹監訳 (1999) 『企業分析入門 [第2版]』東京大学出版会.)
- Paulo, E., P. R. N. Cavalcante and I. I. S. L. d. Melo (2012) Accounting Information Quality in Public Stock and Bond Offerings by Brazilian Public Companies, *Brazilian Business Review* 9(1), 1-24.
- Penman, S. H. (2012) *Financial Statement Analysis and Security Valuation* (5th ed.), McGraw-Hill Education. (杉本徳栄・井上達男・梶浦昭友訳 (2005) 『財務諸表分析と証券評価』白

桃書房.)

- Penman, S. H. and X.-J. Zhang (2002) Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns, *The Accounting Review* 77(2), 237-264.
- Qiang, X. (2007) The Effects of Contracting, Litigation, Regulation and Tax Costs on Conditional and Unconditional Conservatism: Cross-Sectional Evidence at the Firm Level, *The Accounting Review* 82(3), 759-796.
- Roychowdhury, S. and R. L. Watts (2007) Asymmetric Timeliness of Earnings, Market-to-Book and Conservatism in Financial Reporting, *Journal of Accounting and Economics* 44(1-2), 2-31.
- Ruch, G. W. and G. Taylor (2011) Accounting Conservatism and its Effects on Financial Reporting Quality: A Review of the Literature, *Working Paper*, 1-85.
- Ruch, G. W. and G. Taylor (2014) The Effects of Accounting Conservatism on Financial Statements and Financial Statement Users: A Review of the Literature, *Working Paper*, 1-43.
- Schipper, K. and L. Vincent (2003) Earnings Quality, *Accounting Horizon* 17(Supplement), 97-110.
- Scott, W. R. (2014) *Financial Accounting Theory* (7th ed.), Pearson Prentice Hall. (太田康広・権葉淳・西谷順平訳 (2008) 『財務会計の理論と実証』中央経済社.)
- Sengupta, P. (1998) Corporate Disclosure Quality and the Cost of Debt, *The Accounting Review* 73(4), 459-474.
- Shivakumar, L. (2013) The Role of Financial Reporting in Debt Contracting and in Stewardship, *Working Paper*, 1-38.
- Shuto, A. and T. Takada (2010) Managerial Ownership and Accounting Conservatism in Japan: A Test of Management Entrenchment Effect, *Journal of Business Finance & Accounting* 37(7-8), 815-840.
- Smith, M. (2011) *Research Methods in Accounting* (2nd ed.), Sage. (平松一夫監訳 (2015) 『会計学の研究方法』中央経済社.)
- Sohn, B. C. (2012) Analyst Forecast, Accounting Conservatism and the Related Valuation Implications, *Accounting and Finance* 52 (Supplement), 311-341.
- Soliman, M. T. (2008) The Use of DuPont Analysis by Market Participants, *The Accounting Review* 83(3), 823-853.
- Srivastava, A., S. Sunder and S. Tse (2015) Timely Loss Recognition and Termination of Unprofitable Projects, *China Journal of Accounting Research* 8(3), 147-167.

- Sun, F., F. Wu and S. F. Li (2014) CEO Inside Debt and Audit Fees, *International Journal of Auditing* 18(1), 2-13.
- Sunder, J., S. V. Sunder and J. Zhang (2011) Balance Sheet Conservatism and Debt Contracting, *Working Paper*, 1-50.
- Sunder, S. (1997) *Theory of Accounting and Control*, South-Western. (山地秀俊・鈴木一水・松本祥尚・梶原晃訳 (1998) 『会計とコントロールの理論』勁草書房.)
- Tan, L. (2013) Creditor Control Rights, State of Nature Verification, and Financial Reporting Conservatism, *Journal of Accounting and Economics* 55(1), 1-22.
- Wang, C., F. Xie and X. Xin (2011) Creditor Control Rights and Financial Reporting Conservatism, *Working Paper*, 1-53.
- Wang, C., F. Xie and X. Xin (2013) Managerial Ownership of Debt and Corporate Financial Reporting, *Working Paper*, 1-41.
- Wang, R. Z., C. Ó. hÓgartaih and T. v. Zijl (2009) Measures of Accounting Conservatism: A Construct Validity Perspective, *Journal of Accounting Literature* 28, 165-203.
- Watts, R. L. (2003a) Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications, *Accounting Horizons* 17(3), 207-221.
- Watts, R. L. (2003b) Conservatism in Accounting Part II: Evidence and Research Opportunities, *Accounting Horizons* 17(4), 287-301.
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman (1986) *Positive Accounting Theory*, Prentice-Hall. (須田一幸訳 (1990) 『実証理論としての会計学』白桃書房.)
- White, H. (1980) A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica* 48(4), 817-838.
- Wittenberg-Moerman, R. (2008) The Role of Information Asymmetry and Financial Reporting Quality in Debt Trading: Evidence from the Secondary Loan Market, *Journal of Accounting and Economics* 46(2-3), 240-260.
- Wolk, H. I., J. L. Dodd and J. J. Rozycki (2013) *Accounting Theory: Conceptual Issues in a Political and Economic Environment* (8th ed.), SAGE Publication, Inc..
- Xu, P. (1997) Executive Salaries as Tournament Prizes and Executive Bonuses as Managerial Incentives in Japan, *Journal of the Japanese and International Economies* 11(3), 319-346.
- Zhang, J. (2008) The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and Borrowers,



■ 和文文献

浅野敬志・大坪史尚（2014）「取得のれんの償却に関する一考察－保守主義の観点から－」  
『会計』186(4), 462-476.

浅野敬志・古市峰子（2015）「企業のガバナンス構造と会計戦略および企業価値との関連性  
について」『金融研究』34(1), 35-97.

阿部圭司（1999）「アナリストによる利益予測と株価」『高崎経済大学論集』（高崎経済大学  
学会）42(1), 33-49.

阿部圭司（2000）「アナリストによる企業業績予測に関する調査」『産業研究』（高崎経済大  
学）35(2), 54-66.

阿部直彦（2004）「事例に見る役員報酬開示の状況－日本および諸外国の開示分析」『企業  
会計』56(11), 89-100.

安藤英義（1993）「保守主義の原則と重要性の原則：各国の会計基準等と会計の機能」『松  
山大学論集』（松山大学）5(4), 153-171（安藤英義（2001）『簿記会計の研究』中央経  
済社，第10章，101-119）.

安藤英義（1997a）「ゴーイング・コンサーンと会計基準」『会計人コース』32(7), 25-33.（安  
藤英義（2001）『簿記会計の研究』中央経済社，第11章，120-132）.

安藤英義（1997b）「商法会計における保守主義の動向」黒田全紀編著『会計の国際的動向』  
同文館出版，第7章，115-129.（安藤英義（2001）『簿記会計の研究』中央経済社，第  
15章，175-190.）

飯野利夫（1993）『財務会計論〔三訂版〕』同文館出版.

池田健一・北川教央・小谷学（2013）「特別損失の計上頻度による将来業績予測」桜井久勝・  
音川和久編著『会計情報のファンダメンタル分析』中央経済社，第7章，125-148.

石川貴志（1996）「わが国における業績予想データの特性と市場の効率性の検証－利益予想  
データの活用法－」『証券アナリストジャーナル』34(4), 19-37.

石黒格編著（2014）『改訂 Stata による社会調査データの分析－入門から応用まで－』北大  
路書房.

石田惣平（2014）「会計保守主義とエージェンシー問題との関係性に関する予備的考察」『一  
橋商学論叢』（一橋商学会）9(2), 33-47.

- 石田惣平 (2015) 「会計保守主義と企業の現金保有」『一橋商学論叢』(一橋商学会) 10(1), 46-63.
- 伊藤邦雄 (2008) 「企業価値評価とディスクロージャー」柴健次・須田一幸・薄井彰編著『現代ディスクロージャー 市場と経営を革新する』中央経済社, 第4章, 72-88.
- 伊藤邦雄 (2013) 「実証的会計研究の進化」伊藤邦雄・桜井久勝責任編『体系現代会計学 [第3巻] 会計情報の有用性』中央経済社, 序章, 1-34.
- 伊藤邦雄 (2014) 『新・企業価値評価』日本経済新聞出版社.
- 薄井彰 (2004) 「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』23(1), 127-159.
- 薄井彰 (2008) 「情報の経済学とディスクロージャー」柴健次・須田一幸・薄井彰編著『現代ディスクロージャー 市場と経営を革新する』中央経済社, 第3章, 51-71.
- 薄井彰 (2013) 「拡大された会計情報の有用性」伊藤邦雄・桜井久勝責任編『体系現代会計学 [第3巻] 会計情報の有用性』中央経済社, 第6章, 211-248.
- 内川正夫・音川和久 (2013) 「設備投資と将来業績の関連性」桜井久勝・音川和久編著『会計情報のファンダメンタル分析』中央経済社, 第3章, 31-54.
- 内野里美 (2005a) 「自発的な情報開示が自己資本コストに与える影響」『現代ディスクロージャー研究』(6), 15-25.
- 内野里美 (2005b) 「自発的な情報開示と負債コスト」石塚博司編『会計情報の現代的役割』白桃書房, 第20章, 247-257.
- 太田浩司 (2002) 「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』40(3), 85-109.
- 太田浩司 (2004) 「経営者の利益予想情報の有用性」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, 第8章, 169-208.
- 太田浩司 (2005) 「予想利益の精度と価値関連性—I/B/E/S, 四季報, 経営者予想の比較—」『現代ファイナンス』(18), 141-159.
- 太田浩司 (2008a) 「利益予想情報の有用性と特性」『企業会計』60(7), 55-63.
- 太田浩司 (2008b) 「経営者とアナリストの業績予想」柴健次・須田一幸・薄井彰編著『現代ディスクロージャー 市場と経営を革新する』中央経済社, 第26章, 530-564.
- 大橋良生 (2015a) 「条件付会計保守主義と借入金契約」『青森公立大学経営経済学研究』(青森公立大学) 20(2), 3-15.

- 大橋良生 (2015b) 「会計上の保守主義と社債契約」『商學討究』(小樽商科大学) 66(1), 207-243.
- 奥村雅史 (2008) 「ディスカッション：保守主義の指標相互における関連性分析」『現代ディスクロージャー研究』(8), 75-78.
- 越智学 (2012) 「継続企業情報の開示企業における会計行動と保守主義の関連性」伊藤邦雄編著『企業会計研究のダイナミズム』中央経済社, 第12章, 185-202.
- 音川和久 (2000) 「IR活動の資本コスト低減効果」『會計』158(4), 543-555.
- 音川和久 (2008) 「損益計算要素の持続性」須田一幸編著『会計制度の設計』白桃書房, 第10章, 195-211.
- 音川和久・北川教央 (2007) 「株式持合と会計利益の質の実証的関連性」『神戸大学大学院経営学研究科ディスカッション・ペーパー』(神戸大学大学院経営学研究科) 2007-38, 1-30.
- 乙政正太 (2004a) 『利害調整メカニズムと会計情報』森山書店.
- 乙政正太 (2004b) 「個別会計情報と経営者報酬」須田一幸編著『会計制度改革の実証分析』同文館出版, 第4章§1, 122-131.
- 乙政正太 (2008a) 「経営者報酬の決定要因—利益情報の役割を中心として—」柴健次・須田一幸・薄井彰編著『現代ディスクロージャー 市場と経営を革新する』中央経済社, 第23章, 465-479.
- 乙政正太 (2008b) 「利益情報と経営者報酬契約」『企業会計』60(7), 42-47.
- 乙政正太 (2014) 『財務諸表分析 (第2版)』同文館出版.
- 乙政正太・椎葉淳 (2009) 「業績連動報酬と会計情報の役割」『會計』176(3), 440-453.
- 小野武美 (2013) 「資金調達・コーポレートガバナンスと会計情報」伊藤邦雄・桜井久勝責任編『体系現代会計学 [第3巻] 会計情報の有用性』中央経済社, 第9章, 317-339.
- 大日方隆 (2013a) 『アドバンスト財務会計<第2版>』中央経済社.
- 大日方隆 (2013b) 「利益情報の有用性」伊藤邦雄・桜井久勝責任編『体系現代会計学 [第3巻] 会計情報の有用性』中央経済社, 第2章, 69-121.
- 金森絵里 (2009) 「会計保守主義の二分化と排除不可能性」『立命館経営学』(立命館大学) 47(5), 177-192.
- 川北英隆 (2008) 「株式市場とディスクロージャー」柴健次・須田一幸・薄井彰編著『現代ディスクロージャー 市場と経営を革新する』中央経済社, 第20章, 406-424.
- 企業会計基準委員会 (2006) 「討議資料 財務会計の概念フレームワーク」

- 企業会計審議会（1998）「研究開発費等に係る会計基準」
- 久保田敬一・竹原均（2000）「リスクファクターモデルと財務特性モデルの判別：Fama-French Model の検証をめぐる問題」『現代ファイナンス』（8），3-15.
- 後藤雅敏・北川教央（2010）「資本コストの推計」桜井久勝編著『企業価値評価の実証分析—モデルと会計情報の有用性検証』中央経済社，第14章，407-442.
- 坂本なおみ（1996）「コンセンサス利益予想の変化と株価」『証券アナリストジャーナル』34(3)，24-41.
- 桜井久勝（2002a）「会計情報の利用目的」斎藤静樹編著『会計基準の基礎概念』中央経済社，I章，11-25.
- 桜井久勝（2002b）「会計情報の質的要件」斎藤静樹編著『会計基準の基礎概念』中央経済社，III章，81-98.
- 桜井久勝（2013a）「資本市場研究の課題と展望」伊藤邦雄・桜井久勝責任編『体系現代会計学 [第3巻] 会計情報の有用性』中央経済社，第1章，37-68.
- 桜井久勝（2013b）「実証的会計研究と会計制度設計」伊藤邦雄・桜井久勝責任編『体系現代会計学 [第3巻] 会計情報の有用性』中央経済社，終章，459-480.
- 桜井久勝（2015a）『財務会計講義<第16版>』中央経済社.
- 桜井久勝（2015b）『財務諸表分析 [第6版]』中央経済社.
- 首藤昭信（2002）「経営者報酬制度における相対業績評価に関する実証分析」『専修大学会計学研究所報』（専修大学会計学研究所）（6），1-28.
- 首藤昭信（2003）「連結会計情報が経営者報酬制度に与えた影響に関する実証分析」『専修大学会計学研究所報』（専修大学会計学研究所）（9），1-21.
- 首藤昭信（2004a）「産業特性が経営者報酬と企業業績の関係に与える影響」『会計学研究』（専修大学会計学研究所）（30），47-89.
- 首藤昭信（2004b）「連結会計情報と経営者報酬」須田一幸編著『会計制度改革の実証分析』同文館出版，第4章§2，132-144.
- 首藤昭信（2008a）「債務契約におけるダーティ・サープラス項目の意義」須田一幸編著『会計制度の設計』白桃書房，第13章，249-274.
- 首藤昭信（2008b）「債務契約における留保利益比率の意義」須田一幸編著『会計制度の設計』白桃書房，第14章，275-297.
- 首藤昭信（2008c）「社債市場とディスクロージャー」柴健次・須田一幸・薄井彰編著『現代

- のディスクロージャー 市場と経営を革新する』中央経済社, 第 21 章, 425-444.
- 首藤昭信 (2010) 『日本企業の利益調整 理論と実証』中央経済社.
- 首藤昭信 (2012) 「財務会計の機能と金融危機」大日方隆編著『金融危機と会計規制—公正価値測定の誤謬』中央経済社, 第 2 章, 55-80.
- 首藤昭信 (2013) 「利益調整の動機と手法」伊藤邦雄・桜井久勝責任編『体系現代会計学 [第 3 卷] 会計情報の有用性』中央経済社, 第 7 章, 251-293.
- 首藤昭信・岩崎拓也 (2009) 「監査役会および取締役会の独立性と保守主義の適用」『産業経理』69(1), 89-99.
- 白田佳子 (2003) 『企業倒産予知モデル』中央経済社.
- 須田一幸 (2000) 『財務会計の機能—理論と実証』白桃書房.
- 須田一幸 (2008) 「契約の経済学とディスクロージャー」柴健次・須田一幸・薄井彰編著『現代ディスクロージャー 市場と経営を革新する』中央経済社, 第 2 章, 22-50.
- 須田一幸・首藤昭信 (2004a) 「時価評価基準と社債契約」須田一幸編著『会計制度改革の実証分析』同文館出版, 第 3 章§1, 90-104.
- 須田一幸・首藤昭信 (2004b) 「時価評価基準と負債コスト」須田一幸編著『会計制度改革の実証分析』同文館出版, 第 3 章§2, 105-120.
- 須田一幸・乙政正太・松本祥尚 (2004) 「中間連結財務諸表の任意開示による経済効果」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, 第 3 章, 71-92.
- 須田一幸・首藤昭信・太田浩司 (2004a) 「ディスクロージャーが株主資本コストに及ぼす影響」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, 第 1 章, 9-43.
- 須田一幸・首藤昭信・太田浩司 (2004b) 「ディスクロージャーが負債コストに及ぼす影響」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, 第 2 章, 45-68.
- 高須悠介 (2012) 「会計利益属性が社債スプレッドに与える影響」『経営財務研究』32(1-2), 55-76.
- 高田知実 (2004) 「会計における保守主義の役割と定量化」『六甲台論集経営学編』(神戸大学) 51(2), 57-77.
- 高田知実 (2006) 「利益/株価比率を利用した保守主義の定量化」『経済経営研究年報』(神戸大学) 56, 1-38.
- 高田知実 (2007) 「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—」博士論文, 神戸大学.

- 高田知実（2008）「保守主義の指標相互における関連性分析」『現代ディスクロージャー研究』8, 65-74.
- 高田知実（2009a）「保守主義の定量化とその機能(1)」『企業会計』61(1), 124-125
- 高田知実（2009b）「保守主義の定量化とその機能(2)」『企業会計』61(2), 124-125
- 竹原均（2008）「資本コストとディスクロージャー」柴健次・須田一幸・薄井彰編著『現代ディスクロージャー 市場と経営を革新する』中央経済社, 第24章, 480-501.
- 田澤宗裕（2004）「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』64(2), 94-107.
- 田尻敬昌（2012）「会計保守主義と負債選択の関係性に関する一考察」『産業経理』72(2), 153-167.
- 田村威文・中條祐介・浅野信博（2015）『会計学の手法－実証・分析・実験によるアプローチ』中央経済社.
- 千葉啓司（2010）「会計上の保守主義に関する一考察」『千葉商大論叢』（千葉商科大学）47(2), 69-82.
- 中野誠・大坪史尚・高須悠介（2015）「会計上の保守主義が企業の投資水準・リスクテイク・株主価値に及ぼす影響」『金融研究』34(1), 99-145.
- 中村亮介（2008a）「保守主義の債務契約における役割」新田忠誓・坂上学編著『財務情報の利用可能性と簿記・会計の理論』森山書店, 第5章, 63-79.
- 中村亮介（2008b）「株主と経営者の間において保守主義が果たす役割－報酬契約の観点から」『一橋商学論叢』（一橋商学会）3(2), 69-81.
- 中村亮介（2009）「保守主義の定量化モデルと基準上の保守主義の関係性」『帝京経済学研究』（帝京大学経済学会）43(1), 119-128.
- 中村亮介（2011）「融資契約における財務制限条項抵触企業の会計行動」『會計』179(4), 567-579.
- 中村亮介（2014）「保守主義に関する実証研究の動向－Conditional Conservatism と Unconditional Conservatism の役割－」一橋大学大学院商学研究科 Working Paper Series No. 183, 1-14.
- 日本証券経済研究所（2011）「上場会社における業績予想開示の在り方に関する研究会報告書」
- 野間幹晴（2008a）「経営者予想とアナリスト予想－期待マネジメントとハーディング」『企業会計』60(5), 116-122.

- 野間幹晴 (2008b) 「保守主義の実証研究－経済的合理性を中心に」『企業会計』60(7), 48-54.
- 早川豊編著 (2002) 『保守主義と時価会計－透明性の拡大』同文館出版.
- 増村紀子・奥原貴士 (2013) 「のれんと将来業績の関連性」桜井久勝・音川和久編著『会計情報のファンダメンタル分析』中央経済社, 第4章, 55-74.
- 松浦克己・コリン・マッケンジー (2012) 『EViewsによる計量経済分析 (第2版)』東洋経済新報社.
- 眞鍋和弘・西海学 (2010) 「会計上の保守主義が企業財務 (資本コスト) に与える影響」『愛知学院大学論叢経営学研究』(愛知学院大学経営学会) 19(2), 69-86.
- 万代勝信 (2002) 「会計目的と会計制度－開示制度と周辺の諸制度－」斎藤静樹編著『会計基準の基礎概念』中央経済社, II章, 41-68.
- 三輪哲・林雄亮編著 (2014) 『SPSSによる応用多変量解析』オーム社.
- 村瀬洋一・高田洋・廣瀬毅士編 (2007) 『SPSSによる多変量解析』オーム社.
- 八重倉孝 (2007) 「概念フレームワークと実証研究」斎藤静樹編著『詳解『討議資料■財務会計の概念フレームワーク』(第2版)』中央経済社, 第5章, 120-134.
- 八重倉孝 (2013) 「評価モデルと会計情報」伊藤邦雄・桜井久勝責任編『体系現代会計学 [第3巻] 会計情報の有用性』中央経済社, 第10章, 343-373.
- 弥永真生 (2004) 「コーポレート・ガバナンスと役員報酬開示」『企業会計』56(11), 81-88.
- 山崎尚志 (2004) 「わが国における3ファクターモデルの検証と株主資本コストの推計」『企業会計』56(7), 134-139.
- 行待三輪・高田知実 (2013) 「棚卸資産と将来業績の関連性」桜井久勝・音川和久編著『会計情報のファンダメンタル分析』中央経済社, 第2章, 15-30.





## 付記

### ■ 初出一覧

本論文のもとになった初出論文と主たる対応関係は、以下のとおりである。それぞれ、加筆・修正を行っている。

#### 第3章 会計上の保守主義と借入金契約

大橋良生 (2015a) 「条件付会計保守主義と借入金契約」『青森公立大学経営経済学研究』(青森公立大学) 20(2), 3-15.

#### 第4章 会計上の保守主義と社債契約

大橋良生 (2015b) 「会計上の保守主義と社債契約」『商學討究』(小樽商科大学) 66(1), 207-243.

### ■ 研究報告

本論文に関する研究報告は、以下のとおりである。

- [1] The Effect of Accounting Conservatism on Debt Cost, Spring School, Feb. 2013, Sungkunkwan University, Seoul.
- [2] 「会計保守主義と社債契約」東北大学会計大学院会計研究会, 2014年1月, 東北大学.
- [3] The Effect of Accounting Conservatism on Debt Cost, Spring School, Feb. 2014, National Chung Cheng Universtiy, Taiwan, R.O.C.
- [4] 「会計保守主義と債務契約」兼松セミナー (TJAR Workshop 共催), 2014年6月, 神戸大学経済経営研究所.
- [5] 「会計保守主義と負債契約との関連性」日本会計研究学会第86回東北部会, 2014年7月, 八戸ポータルミュージアム.
- [6] Accounting Conservatism and Debt Contracting, International Roundtable and Conference on Accounting Policy, Ernst & Young ShinNihon LLC, Tokyo.
- [7] Accounting Conservatism and Corporate Bond Issue: Evidence from Japan, 26th Asian-Pacific Conference on International Accounting Issues, Oct. 2014, Regent, Taipei, Taiwan, R.O.C.



## 謝辞

本論文の作成にあたっては、多くの方々のご指導やご協力をいただきました。

高田敏文先生（東北大学）には、2004年4月に東北大学大学院博士課程に編入学してから今日に至るまで、公私にわたり親身なご指導をいただいております。改めて御礼を申し上げます。先生には、実証的会計研究を基礎からご指導いただき、研究の厳しさや困難さだけでなく、達成感や面白さをご教授いただきました。さらに、研究者としての心構え、真摯な研究姿勢やものごとの本質をみる重要性など、細やかなご助言をいただいております。博士課程2年終了時に退学した後も、博士論文の進捗を気にかけていただき、受託研修員（2012年10月～2013年3月）としての受け入れや、再度の東北大学大学院への編入学（2013年10月）での指導教員をご承諾いただきました。また、付記に記したSpring Schoolをはじめとした研究報告の場に参加できたことは先生のご指導によるところが大きいです。先生の学恩に報いることができていない不肖の弟子ですが、さらなる精進をお誓いする次第です。

山本眞樹夫先生（小樽商科大学名誉教授）には、学部から修士課程修了までの間、指導教員として、財務会計の基礎をご指導いただき、研究者になるための門戸を開いていただきました。高校時代に簿記学習から始めた自分に会計研究の面白さをご教授いただき、さらには学生時代の度重なる進路変更にも親身にご助言いただきました。突然の研究室訪問にも懇切丁寧に指導していただいたことは今でも忘れることができません。本論文の副査をご承諾いただいたこととあわせて、改めて感謝申し上げます。

米谷健司先生（東北大学）には、副査をお引き受けいただき、本論文をご精読いただきました。また、先生の講義を受けさせていただいた時には、改めて、財務会計の基礎の重要性と面白さを気づかせていただきました。心より感謝申し上げます。

また、当初の東北大学大学院時代には、2年間の在学ではありましたが、多くの講義やゼミに参加させていただきました。乙政正太先生（関西大学）と榎本正博先生（神戸大学）には実証会計研究における会計理論や分析方法など、本論文の基礎的部分をご指導いただきました。また、高田研究室の大学院演習では大いなる刺激を提供してもらいました。すべての方のお名前をあげることはできませんが、とりわけ、及川拓也先生（千葉商科大学）と高橋美穂子先生（東北大学）には共同研究にお誘いいただき、時間を問わず長時間にわたり研究内容に関する議論を行い、研究の奥深さを実感させていただきました。また、藤

原英賢先生（追手門学院大学）には、研究のみならず、公私にわたり、ことあるごとに相談相手となっていていただいています。かけがいのない恩師や先輩、友人の中での研究活動に喜びを感じております。

勤務先である会津大学短期大学部の先生方にも大変お世話になっています。とりわけ、所属する産業情報学科の先生方には、格別のご高配を賜っております。学外研修（2012年10月～2013年3月）や大学院編入学の承認など自由な研究環境を提供していただいている会津大学短期大学部には、改めて感謝申し上げる次第です。

本論文の一部は、付記に記したように、研究報告を行い、研究紀要で公表しています。研究報告に際してはフロアの先生方から、論文投稿に際しては査読をご担当いただいた先生方から、有益かつ建設的なコメントをいただきました。研究能力の不足からご指摘のすべてを反映させることはできませんでしたが、ここに記して感謝申し上げます。また、本論文の研究の一部は、JSPS 科研費（若手研究(B)，課題番号 24730408，15K17177）の助成を受けています。ここに記して感謝申し上げます。

最後に、これまでの生活を支えてくれた家族に心より感謝申し上げます。ありがとうございました。

大橋 良生

東北大学審査学位論文（博士）

会計上の保守主義の影響に関する研究

提出日 2016年1月5日

大橋良生

