

学籍番号：CD132001

会計保守主義に関する実証研究
—負債契約からのアプローチ—

大学院商学研究科
博士後期課程 会計・金融専攻
石田 惣平

はしがき

本論文を完成させるまでには、多くの方々から御指導や御支援を頂いた。この場を借りて、その方々に感謝申し上げたい。

まず博士後期課程3年次から演習指導教員を御引き受けくださった蜂谷豊彦先生に御礼を申し上げたい。本論文は先生から賜った御指導抜きには語ることはできない。先生は御忙しい時にでも「ゼミでの議論が唯一の楽しみ」とおっしゃり、筆者の些細な疑問に対していつも真剣に向き合ってくださいました。先生の寛容な御心がなければ、本論文の執筆だけでなく、大学院生活の5年間を無事に終えることはできなかった。先生から賜った数々の教えを心にとどめ、今後のさらなる精進を強く御誓い申し上げたい。

博士後期課程2年次まで演習指導教員を御引き受けくださった伊藤邦雄先生にも感謝申し上げたい。先生には様々な機会を通して御指導を頂いた。講義やゼミはもちろんのこと、ティーチング・アシスタント等を通して研究上のヒントを得ることもあった。先生の退官のために最後まで御指導を受けることはできなかったが、先生のゼミで学んだ時間は筆者の研究者人生にとって貴重な経験となった。これまでの先生の御指導に心より感謝するとともに、より一層の精進を御誓いしたい。

論文指導を快諾してくださった加賀谷哲之先生にもお礼を申し上げたい。先生には博士論文後期課程2年次から論文指導教員として本論文の執筆にあたり数々の御指導を頂いた。先生のゼミでの報告では毎回新しい知見を頂き、筆者は驚嘆するばかりであった。また、大学院の入学時からいつも温かい言葉をかけてくださり、筆者を精神的に支えてくださった。先生の温かい御指導を忘れることなく、今後とも更なる精進を重ねていくことを御約束したい。

また、学部時代の恩師である青山学院大学の矢澤憲一先生には筆舌に尽くしがたい御恩を受けた。学部2年次に筆者が先生の財務会計論を受講した時、御指導を賜りたいという思いに駆られ、先生のゼミを受講した。学部ゼミでの学びの時間は筆者にとってかけがえのないものであった。さらに、筆者が大学院への進学を相談させて頂いた際にも、貴重な御時間の合間を縫って一対一で御指導を頂いた。先生との出会いがなければ、今の筆者はない。心から感謝申し上げたい。

講義や研究会を通じて御指導を頂いた、一橋大学大学院の万代勝信先生、中野誠先生、福川裕徳先生、円谷昭一先生、および大塚成男先生（千葉大学）、中條祐介先生（横浜市立大学）、大沼宏先生（東京理科大学）、川島健司先生（法政大学）、金鉉玉先生（東京経済大学）、中村亮介先生（筑波大学）、鈴木智大先生（亜細亜大学）、越智学先生（大分大学）、野田健太郎先生（立教大学）、田中優希先生（法政大学）、高橋由香里先生（武蔵大学）、澤田成章先生（鹿児島大学）、河内山拓磨先生（亜細亜大学）、島田佳憲先生（岩手大学）、高須悠介先生（横浜国立大学）、藤山敬史先生（神戸大学）にも御礼を申し上げたい。特に、中村先生、鈴木先生、河内山先生、高須先生には公私にわたってお世話になった。深く感謝申し上げ

げる。

大学院ゼミ及び大学院の同期，後輩との議論もまた本論文を執筆する上で欠かせない存在となった。蜂谷ゼミの安元雅彦くん，加賀谷ゼミの甚内俊人くん，菊地涼太くん，積惟美くん，呂欣陽さん，円谷ゼミの古賀裕也くん，金鐘勲くん，中野ゼミの調勇二くん，吉永裕登くん，小野祐樹くん，藤谷涼佑くん，佐々木ゼミの西嶋優子さん，塚原慎くん，尾畑ゼミの木村太一くん，挽ゼミの岡田龍哉くんにも御礼を申し上げるとともに，今後も一緒に議論していただけるよう御願いたい。

本論文は，日本学術振興会科学研究費助成事業特別研究員奨励費「会計保守主義の機能に関する実証研究」（研究課題番号：13J05325）および一橋大学大学院商学研究科を中核拠点とした文部科学省「卓越した大学院拠点形成支援補助金」から経済的支援を受けて進められた研究成果の一部である。御支援をくださった先生方およびスタッフの皆様に対し，この場を借りて御礼申し上げたい。

最後に筆者の大学院進学に理解を示してくれた家族に感謝したい。会計に触れる最初のきっかけをくれたのは父であり，大学院への進学を後押ししたのは兄である。また，執筆に行き詰まり，落ち込んでいる筆者の励ましとなったのは母であった。家族の支えがなければ本論文の執筆はおろか，大学院で学ぶことさえ叶わなかった。心から感謝したい。

2016年2月

石田 惣平

目次

第1章	本論文の目的と構成.....	1
第1節	問題の所在と目的.....	1
1-1	意思決定有用性アプローチ.....	1
1-2	概念フレームワークの収斂化.....	2
1-3	保守主義の二分化.....	4
1-4	本論文の目的.....	6
第2節	分析のフレームワーク.....	9
2-1	分析の対象.....	9
2-2	保守主義の区分.....	12
2-3	実証的なアプローチ.....	14
第3節	論文の構成.....	15
第2章	負債契約と保守主義.....	19
第1節	はじめに.....	19
第2節	負債契約における会計の役割.....	20
2-1	債権者と株主の利害対立.....	20
2-2	負債契約における会計の利用.....	23
第3節	負債契約における会計の限界.....	27
3-1	会計にもとづいた契約の限界.....	27
3-2	モラル・ハザードの問題.....	28
第4節	負債契約における保守主義の役割.....	31
4-1	保守主義の経済的な役割.....	31
4-2	米国における保守主義の効果.....	32
4-3	日本における保守主義の効果.....	34
第5節	本章のまとめ.....	38
第3章	保守主義の代理変数.....	40
第1節	はじめに.....	40
第2節	保守主義の代理変数の整理.....	41
2-1	Basu (1997)の尺度.....	41
2-2	Ball and Shivakumar (2005)の尺度.....	42
2-3	Beaver and Ryan (2000)の尺度.....	43
2-4	Givoly and Hayn (2000)の尺度.....	44

目次

2-5	Penman and Zhang (2002)の尺度	44
2-6	保守主義の代理変数の分類	45
第3節	無条件保守主義の代理変数の推定	47
3-1	無条件保守主義の変数	47
3-2	サンプルと記述統計量	48
3-3	推定結果	50
第4節	条件付保守主義の代理変数の推定	51
4-1	条件付保守主義の変数	51
4-2	サンプルと記述統計量	52
4-3	推定結果	55
第5節	保守主義の代理変数と会計処理	55
5-1	保守的な会計処理方法	55
5-2	リサーチ・デザイン	57
5-3	サンプルと記述統計量	57
5-4	検証結果	59
第6節	本章のまとめ	61
補節	代替的な保守主義の変数	62
補-1	代替的な無条件保守主義の変数	62
補-2	代替的な条件付保守主義の変数	63
第4章	保守主義と配当行動	66
第1節	はじめに	66
第2節	先行研究と仮説構築	67
2-1	負債契約と配当制限	67
2-2	保守主義と配当行動	68
第3節	リサーチ・デザイン	70
3-1	配当行動の変数	70
3-2	保守主義の変数	70
3-3	検証モデル	71
第4節	検証結果	73
4-1	サンプル	73
4-2	検証結果	75
第5節	頑健性分析	77
5-1	配当行動の代替的な変数	77
5-2	保守主義の代替的な変数	79
第6節	追加分析	80

6-1	配当の増加と減少	80
6-2	倒産リスク	82
6-3	保有現金水準	84
第7節	本章のまとめ	87
第5章	保守主義と負債調達	89
第1節	はじめに	89
第2節	先行研究と仮説構築	90
2-1	負債調達の決定要因	90
2-2	保守主義と負債調達	92
第3節	リサーチ・デザイン	94
3-1	資金不足の変数	94
3-2	保守主義の変数	94
3-3	検証モデル	95
第4節	検証結果	97
4-1	サンプル	97
4-2	検証結果	100
第5節	頑健性分析	103
5-1	借入と社債の区分	103
5-2	資金不足に対する感応度分析	104
5-3	保守主義の代替的な変数	104
第6節	追加分析	108
第7節	本章のまとめ	110
第6章	保守主義と投資の効率性	112
第1節	はじめに	112
第2節	先行研究と仮説構築	113
2-1	投資水準と資金調達	113
2-2	保守主義と負債コスト	115
2-3	保守主義と投資の効率性	116
第3節	リサーチ・デザイン	117
3-1	保守主義の変数	117
3-2	投資の効率性の測定	118
3-3	検証モデル	119
第4節	検証結果	121
4-1	サンプル	121

目次

4-2	検証結果	124
第5節	頑健性分析	126
5-1	投資の代替的な変数	126
5-2	内部資金の代替的な変数	128
5-3	保守主義の代替的な変数	128
5-4	代替的な検証モデル	131
第6節	追加分析	134
第7節	本章のまとめ	136
第7章	世界金融危機と保守主義	138
第1節	はじめに	138
第2節	先行研究と仮説構築	139
2-1	金融危機による影響	139
2-2	保守主義と負債調達	140
2-3	金融危機と保守主義	142
第3節	リサーチ・デザイン	143
3-1	保守主義の変数	143
3-2	金融危機期間の特定	143
3-3	検証モデル	144
第4節	検証結果	146
4-1	サンプル	146
4-2	検証結果	149
第5節	頑健性分析	153
5-1	保守主義の代替的な変数	153
5-2	代替的な金融危機期間	153
第6節	追加分析	156
第7節	本章のまとめ	160
第8章	結論と課題	162
第1節	はじめに	162
第2節	各章のまとめ	163
2-1	第2章のまとめ	163
2-2	第3章のまとめ	165
2-3	第4章のまとめ	165
2-4	第5章のまとめ	166
2-5	第6章のまとめ	167

2-6	第7章のまとめ.....	168
第3節	結論と示唆.....	169
3-1	本論文の結論.....	169
3-2	本論文の示唆.....	170
第4節	今後の展望.....	171
	参考文献.....	174

第1章 本論文の目的と構成

第1節 問題の所在と目的

保守主義 (conservatism) とは、経済的利益と経済的損失の非対称な認識による会計利益に対する下方バイアスである¹。すなわち、保守主義の下では、経済的利益は遅めに認識される一方で、経済的損失は早めに認識される²。保守主義は長きにわたって会計実務に大きな影響を及ぼしてきたと言われている (Watts 2003)。たとえば、中世イタリアのトスカーナ地方のダチニ商会では、保守的な会計手続きがすでに用いられていたことが確認されている (Mattessich 2000)。現代的な財務報告の起源とされる19世紀の英国においても、保守主義は会計実務として広く一般に受け入れられ (Yamey 1977)、19世紀末には公認会計士監査制度とともに米国に伝播、その後保守主義は会計原則の1つとして受け入れられるようになった (Sanders et al. 1938)。また、日本においても「企業会計原則」の一般原則として保守主義が掲げられている。

このように会計実務においてその確固たる地位を築き上げたかに思える保守主義であるが、近年、基準設定機関の側からその存在意義に関して疑問が投げかけられている。本節ではまず、これらの動向について概観し、続いて本論文の目的について述べることにする。

1-1 意思決定有用性アプローチ

1966年に米国会計学会 (American Accounting Association: AAA) が「基礎的会計理論」(A Statement of Basic Accounting Theory) を公表して以降、会計の主たる目的は意思決定に有用な情報を情報利用者に伝達することと考えられるようになった (Beaver 1998)。いわゆる、意思決定有用性アプローチである。たとえば、1970年の会計原則審議会 (Accounting Principles Board: APB) の「基準書」(Statement of the Accounting Principles Board) の第4号や1973年に米国公認会計士協会 (American Institute of Certified Public Accountants: AICPA) が公表した「財務諸表の目的」(Objectives of Financial Statements) にもこのアプローチが色濃く反映さ

¹ 保守主義については明確な定義があるわけではない。たとえば、Bliss (1924) では「利益は予想せず、発生する可能性のある損失については漏れなく備える」(Bliss 1924, p.110) として保守主義の規範が紹介されている。他方、Hendriksen (1977) は、「保守主義という言葉は一般に会計人はいくつかの選択可能な金額のうち資産および収益に関しては最低額を、負債および費用に関しては最高額を報告すべきであるという意味で使われる。それはまた、費用は早めに認識し、収益は遅めに認識すべきということを意味する」(Hendriksen 1977, p.132) と定義している。このように、保守主義の定義は論者によってまちまちではあるが、基本的には経済的利益と経済的損失を会計上非対称に認識する考え方だといえる。そこで本論文では、保守主義を「経済的利益と経済的損失の非対称な認識による会計利益に対する下方バイアス」と定義する。なお、経済的利益 (損失) とは資産と負債の差額である純資産の経済的価値の増加 (減少) 分を意味する。

² ただし、保守主義の適用例とされているものはみな経済的損失の認識方法に焦点を当てている (Sanders et al. 1938; Sterling 1970; Edwards 1989; Ryan 2006; Ruch and Talyor 2015)。これは経済的利益の認識は実現主義にもとづくものであり、保守主義がそれに入り込む余地はないと考えられているためである (Bliss 1924)。ゆえに、保守主義による下方バイアスの大きさは経済的損失が早期に認識されるかに依存する。

れている。また、この考え方は現在の米国の基準設定を担っている財務会計基準審議会（Financial Accounting Standards Board: FASB）にも受け継がれている。FASB の概念フレームワークである「概念書」（Statement of Financial Accounting Concepts）の第8号には「一般目的の財務報告の目的は、現在および潜在的な投資家、貸付者および他の債権者が報告企業への資金提供に関する意思決定をする上で有用な財務情報を提供することにある」（FASB 2010, para.OB1）とあり、まさに FASB にも意思決定有用性アプローチが継承されていることが読み取れる。

一方で、こうした意思決定有用性アプローチが保守主義と相容れないことがこれまで基準設定機関から度々指摘されてきた。つまり、意思決定有用性アプローチの下では、会計情報は目的適合性（relevance）と表現の忠実性（faithful representation）という2つの質的特性を備える必要があるとされているが³（FASB 2010）、保守主義はこれらの一部と矛盾する可能性があるというわけである。たとえば、1980年にFASBから公表された「概念書」の第2号では、保守主義について次のように述べられている。すなわち、「測定において生じる可能性のある誤謬が純利益および純資産の過大表示よりもむしろ過小表示の方向に作用するといった選好は、財務報告にバイアスをもたらすことになる。そのため、保守主義は表現の忠実性、中立性および比較可能性といった重要な質的特性と矛盾する傾向にある」（FASB 1980, para.92）とある。

さらに、このような指摘は近年一層熱を帯びてきている。たとえば、FASB が 2005 年に公表した文章では、保守主義について次のような見解が示されている。すなわち、「財務情報は意思決定や結果に影響を与えようとするバイアスとは中立的でなければならない。そのため、会計情報の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」（FASB 2005, p.12）とある。こうした記述から、近年では保守主義と望ましい質的特性との矛盾が指摘されているだけでなく、それを積極的に排除しようとする姿勢が読み取れる。この姿勢は 2010 年に FASB から公表された「概念書」の第8号において保守主義に関する記述の削除という形で現実のものとなり、保守主義の質的特性としての位置づけは否定されるに至っている（FASB 2010）。

1-2 概念フレームワークの収斂化

従来、国ごとに独自の会計基準が作成されており、企業は籍を置く国の会計基準に従って財務諸表を作成してきた。しかし、資本市場の国際化に伴って、会計基準が各国で異なることによる弊害が顕在化してきた。このため、近年では会計基準を国際的に収斂化させようと

³ 目的適合性とは情報利用者に過去、現在および将来の事象もしくは成果の予測または事前の期待値の確認もしくは改訂を行わせることによって情報利用者の意思決定に影響を及ぼす情報能力である。一方、表現の忠実性とはある測定値または記述とそれらが表現しようとする現象とが対応または一致しているかを意味している。なお、目的適合性は予測価値（predictive value）と確認価値（confirmatory value）から構成され、表現の忠実性は完全性（completeness）、中立性（neutrality）、無誤謬（free form error）といった要素から成る（FASB 2010）。

する動きが進展している。とりわけ、FASB と国際会計基準審議会（International Accounting Standards Board: IASB）が 2002 年に締結したノーウォーク合意は会計基準の国際的な収斂化を推し進めた。ノーウォーク合意では、①両基準間にあるさまざまな差異を削減する目的で短期的なプロジェクトに着手すること、②2005 年 1 月時点で残る予定の両基準間の差異について、両者が個別もしくは同時にプロジェクトを実施して取り除いていくこと、③現存の共同プロジェクトを継続して進めること、④両者の解釈指針設定機関がそれぞれの活動を調和させること、が決定された。

さらに、会計基準の収斂化に伴って、両審議会は概念フレームワークについての収斂化も迫られるようになった。このため、FASB と IASB は 2004 年に共同で概念フレームワークの改訂に取り組むことに合意、2010 年にはこの共同プロジェクトの成果としてそれぞれの概念フレームワークの一部を変更して、両者共通の新しい概念フレームワークを公表している⁴（FASB 2010; IASB 2010）。ここで重要なのは、こうした一連のプロジェクトを通じて、保守主義の排除が各国に伝播していることである。IASB による概念フレームワークはその前身である国際会計基準委員会（International Accounting Standards Committee: IASC）から 1989 年に「財務諸表の作成および表示に関するフレームワーク」（Framework for the Preparation and Presentation of Financial Statements）として公表されている。この中で、IASC は慎重性（prudence）という用語を用いて、「慎重性とは、不確実な状況下で要求される見積もりを行う際に、ある程度の慎重さを認めるものである。すなわち、資産または収益は過大計上せず、負債または費用は過小計上しないということである」（IASC 1989, para.37）と述べ、保守主義の存在を容認している。しかし、2010 年に公表された概念フレームワークでは FASB が公表したものと同様に保守主義に関する記述が削除されたのである。

この保守主義に関する海外の議論は日本にとっても対岸の火事ではない。日本では、1990 年代後半から国際的な会計基準への収斂化が積極的に行われるようになり、会計基準について様々な改革が行われてきた。いわゆる、会計ビックバンである。さらに、2007 年には企業会計基準委員会と IASB の間で「会計基準のコンバージェンスの加速化に向けた取り組みへの合意」が公表され、会計基準および概念フレームワークの収斂化が加速していった。こうした流れの中で、2006 年に企業会計基準委員会から日本版の概念フレームワークとして「討議資料」が公表されたが、この中でも保守主義に関する記述は削除されている。この点に関して、八重倉（2007）は「保守的な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たのである」（八重倉 2007, p.126）と述べており、排除の理由が FASB のそれと一貫していることがわかる。

⁴ ただし、2010 年に新たな概念フレームワークが公表されて以降、FASB と IASB は他のプロジェクトを優先させるために、概念フレームワークに関する共同プロジェクトを中断している。なお、IASB は 2012 年に単独で概念フレームワークの改訂作業を続けていくことを発表し、2015 年には公開草案である「財務報告に関する概念フレームワーク」（Conceptual Framework for Financial Reporting）を公表、2016 年にはその最終版を公表することが予定されている（IASB 2015）。

1-3 保守主義の二分化

ただし、ここで重要なのは基準設定機関が排除の対象としているのは一部の保守主義の形態であって、その全てではないということである。先にも述べた通り、保守主義とは経済的利益と経済的損失の非対称な認識による会計利益に対する下方バイアスである。つまり、保守主義の下では、経済的利益の認識は繰り延べられ、経済的損失の認識は早期に行われる。とりわけ、近年の研究は経済的損失の認識のタイミングに着目して、保守主義を無条件保守主義 (unconditional conservatism) と条件付保守主義 (conditional conservatism) に区分している (Beaver and Ryan 2005; Ryan 2006)。無条件保守主義とは経済的損失が発生するよりも前に費用認識を行う形態の保守主義である。これに対して、条件付保守主義の下では経済的損失が発生した時点で当該損失の費用化が行われる⁵。

これまでの研究では、基準設定機関が排除の対象としているのは条件付保守主義ではなく無条件保守主義であることが示唆されている。たとえば、金森 (2009)は基準設定機関が排除の対象としている保守主義が無条件保守主義と条件付保守主義のどちらであるかを調査している。彼女は1973年から2002年までにFASBから公表された54の会計基準を調査し、その4割弱が無条件保守主義を排除する旨の改訂が行われていたことを報告している⁶。また、Basu (1997)は1963年から1990年までの米国企業を対象として、米国における条件付保守主義の程度がどのように推移しているかを推計している。彼の検証結果によれば、米国企業の条件付保守主義の程度は年々高くなっていることが示されている。これら一連の研究成果は、基準設定機関は無条件保守主義の排除を推し進めているのに対して、条件付保守主義の存在は許容されていることを示している。

では、なぜ基準設定機関は無条件保守主義のみを排除の対象としているのであろうか。これは、無条件保守主義が投資家の意思決定有用性を低下させる一方で、条件付保守主義はむしろそれを改善させる可能性があるためである。無条件保守主義の下では経済的損失の発生の有無とは無関係に費用認識がなされるため、その結果として算定された会計数値は企業の経済的実態を忠実に反映するものではない。これに対して、条件付保守主義の下では経済的損失が生じた時点でその費用認識が行われるために、この結果得られた会計数値は企業の経済的実態を忠実に反映するものであり、投資家の意思決定に資すると考えられる⁷。

⁵ 無条件保守主義は経済的損失の発生というニュースとは独立して発現することからニュースに依存しない保守主義 (news-independent conservatism)、条件付保守主義はそうしたニュースに依存して生じることからニュース依存型の保守主義 (news-dependent conservatism) と呼ぶ研究もある (Ryan 2006)。

⁶ 1973年から2002年までにFASBが公表した会計基準は148あり、2002年末までに51の基準がその後公表された基準によって廃止されている。また、廃止されていない97の基準のうち43の基準がすでに公表された基準を改訂するが大枠は変更しないという、改訂のための基準であった。よって、金森 (2009)ではこれらを除く54の基準がその分析対象となっている。なお、無条件保守主義が排除されたか否かを判断する基準として、①新しい資産が計上されている、②資産を公正価値で評価するの2つが用いられている。

⁷ LaFond and Watts (2008)は株式のビッド・アスク・スプレッドが高い企業ほど投資家から条件付保守主義が求められることを報告している。また、García Lara et al. (2014)は条件付保守主義の程度が高い企業ほどアナリストの予想精度が高く、予想のバラツキが小さいこと、その結果として株式市場におけるビッド・アスク・スプレッドが低下することを報告している。さらに、Wittenberg-Moerman (2008)は条件付保守主義がローンの流通市場におけるビッド・アスク・スプレッドを低下させることを報告している。これら一連

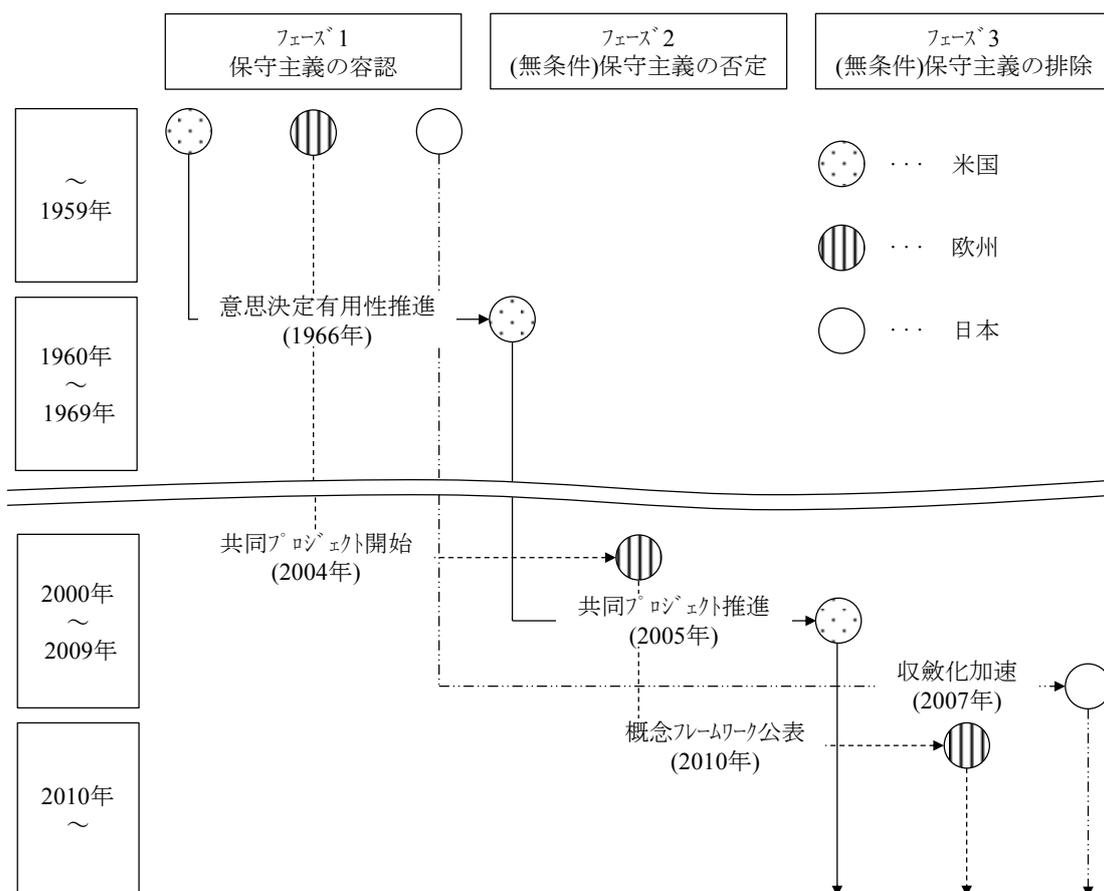


図1-1 保守主義をめぐる各国の動向

図1-1は保守主義に関する基準設定機関の近年の動向をまとめたものである。ここまで見てきたように、FASBを中心として保守主義を排除する動きが加速している。この背景には保守主義が投資家の意思決定有用性を低下させることの懸念があり、現在FASBの概念フレームワークからは保守主義が排除されるに至っている（FASB 2005, 2010）。加えて、こうした動きは概念フレームワークの国際的な収斂化に伴って、米国以外の諸外国にも伝播している。IASBあるいはその前身であるIASCはこれまで保守主義の存在を許容していた（IASC 1989）。しかし、FASBとの共同プロジェクトの結果、2010年に新たに公表された概念フレームワークには保守主義に関する記述が削除されている（IASB 2010）。日本でも「企業会計原則」において保守主義の重要性が語られていたが、企業会計基準委員会が2006年に公表した概念フレームワークでは質的特性としての位置づけが否定されている（企業会計基準委員会 2006）。ただし、先に見たように、基準設定機関が排除の対象としているのは無条件保守主義であり、条件付保守主義の存在は容認されている。

この研究成果からは、条件付保守主義は投資家の意思決定有用性を改善しうることが示されている。

1-4 本論文の目的

では、基準設定機関による保守主義の排除、つまり無条件保守主義の排除は日本の経済社会にどのような影響をもたらすのであろうか。会計情報は投資家が企業へ投資を行う際の重要な情報源の1つとされている (Bevear and Demski 1979)。そのため、高品質な会計情報は企業の状態に関する情報の非対称性 (hidden information) を低下させ、逆選択 (adverse selection) の問題を緩和すると考えられる (須田 2000)。他方、基準設定機関の議論に従えば、保守主義は会計情報の質を低下させ、投資家の意思決定を歪めてしまう (FASB 1980, 2005; 八重倉 2007)。ここから、保守主義は逆選択の問題を助長しうることで、また保守主義の排除は経済社会にベネフィットをもたらすことが予想される⁸。ただし、ここで重要なのは、会計は基準設定機関が意図するような情報としての役割 (information role) だけでなく契約としての役割 (contract role) も兼ねているという点である⁹ (Watts and Zimmerman 1986)。つまり、保守主義の排除が純粋な意味でのベネフィットをもたらすかは契約において保守主義がどのような役割を担うのかに依存するといえる。

契約における会計の役割は契約の監視と履行を促進することを通じて、契約当事者間の利害対立から生じる費用を軽減し、もって契約の効率性を改善することにある¹⁰。企業は利害関係者による契約の集合体 (nexus of contracts) と捉えることができる (Milgrom and Roberts 1992)。各利害関係者は企業に何らかのインプットを供与してその見返りを得る。しかし、見返りを得る際、各利害関係者は自身の富を最大化するように行動するため、利害対立が生じる。そこで、利害対立を緩和する目的で契約が結ばれる。会計はこの契約が適切に履行されているかを監視するために利用される (Watts and Zimmerman 1986)。たとえば、株主と経営者との報酬契約 (compensation contract) における会計数値の利用が挙げられる (Watts 1977)。経営者は株主の富を犠牲にして自身の利益を追求するかもしれない。そこで、経営者の報酬を企業価値に連動させる契約を結ぶことで、株主は経営者に株主自身の利益に適う行動を取らせようとするが、企業の価値を正確には知ることはできない。ここに、報酬契約における会計の需要が生まれる。会計利益は部分的には企業価値と連動しているため、経営者の報酬を会計利益に連動させることによって、契約の監視が可能となり、契約の効率性を高めることができる。

⁸ ただし、無条件保守主義が意思決定有用性を低下させるといった統一的な証拠は得られていない。Mensah et al. (2004)は、無条件保守主義の程度が高い企業ほどアナリストの予想誤差および予想のバラツキが大きくなることを報告している。これに対して、Balachandran and Mohanram (2011)は無条件保守主義と価値関連性の関係を時系列的に分析したところ、無条件保守主義の程度が高まっている時期に価値関連性が低下しているといった証拠を発見できていない。そのため、基準設定機関による保守主義の排除の結果、投資家の意思決定有用性が改善し、逆選択の問題が緩和されるかは必ずしも定かではない。

⁹ 会計のこうした役割はしばしば他の研究でも指摘されている。たとえば、Beaver (1998)ではこれらの役割を情報的観点 (information perspective) と契約的観点 (contracting perspective) と呼んでいる。

¹⁰ 企業を取り巻く利害関係者の中には様々な対立が存在しており、彼らはそこから生じる費用を削減する目的で契約を結ぶ。ゆえに、契約当事者間の利害対立に伴う費用が削減された場合、契約は効率的であることを意味する。なお、利害対立は様々な費用をもたらすが、これらに関しては第2章の第3節で論じている。詳しくはそちらを参照してほしい。

ただし、この種の契約は完全なものではない。これは契約締結後の契約当事者の行動に関して情報の非対称性 (*hidden action*) が存在するためである。契約当事者は契約締結後の互いの行動の全てを把握することはできない。ゆえに、他者を犠牲にして自身の富を追求するような機会主義的行動 (*opportunistic behavior*) が取られる可能性がある (Milgrom and Roberts 1992)。たとえば、契約締結後に会計数値が操作されたとしても、契約当事者の一方である株主は財務諸表からその事実を完全に知ることはできない。そのため、もう一方の契約当事者である経営者には会計数値を機会主義的に操作し、自身の富を高める余地が残される。先の報酬契約の例でいえば、経営者は自身の都合の良いように会計数値を操作し会計利益を嵩上げすることで、努力水準に見合わない報酬を受け取ることができる。このような契約締結後の機会主義的行動はモラル・ハザード (*moral hazard*) と呼ばれ、契約の効率性を低下させてしまう (須田 2000)。

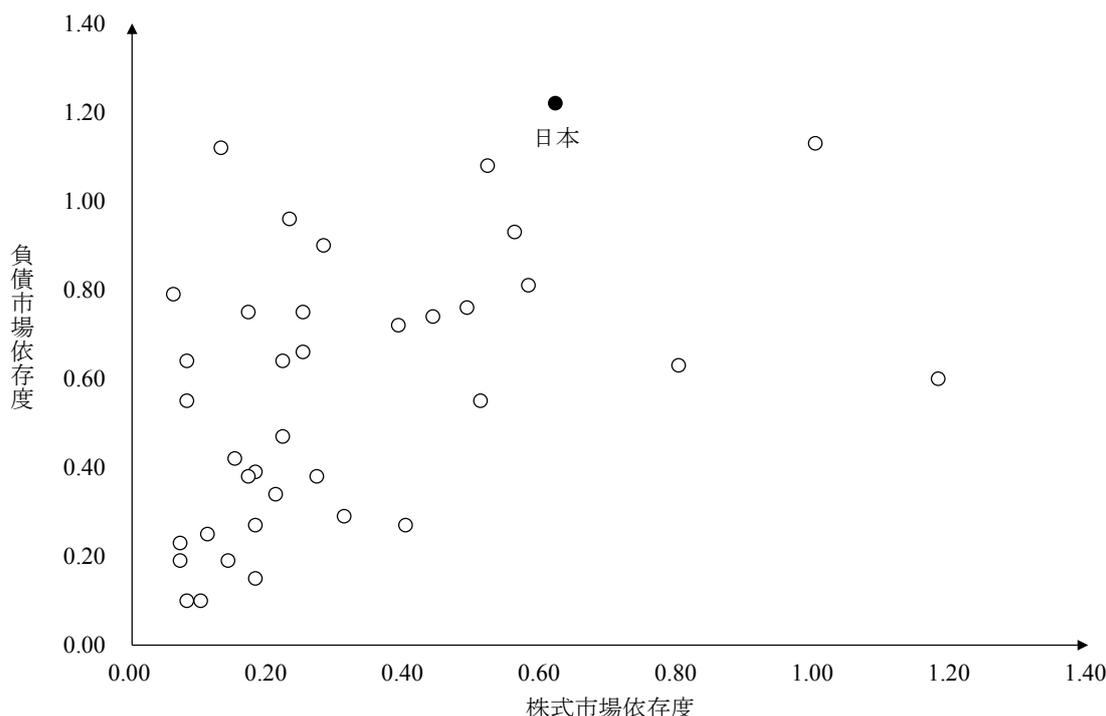
他方、これまでの研究からは保守主義は契約当事者によるモラル・ハザードの問題を緩和し、契約の効率性を改善する可能性があることが指摘されている (Watts 2003)。保守主義は経済的利益と経済的損失を非対称に認識することによって、会計利益に下方バイアスをもたらす。そのため、たとえ契約締結後の契約当事者の行動を観察できなくとも、保守主義のような会計システムが存在するのであれば、会計利益を機会主義的に嵩上げしようとするバイアスは相殺される。その結果、モラル・ハザードの問題は緩和され、契約の効率性は改善すると考えられる¹¹。仮に保守主義が契約の効率性を高めるのであれば、保守主義の排除という選択がコストを上回るだけのベネフィットをもたらすかは必ずしも定かではない。むしろ、そのような選択は社会的な厚生を大きく低下させる恐れすらある。しかし、前節で見たように基準設定機関は保守主義のこうした効果を検討せず、投資家の意思決定有用性の名のもとにその排除を進めているのである。

以上の議論を踏まえ、本論文は契約という視点から保守主義が担う役割を検証することを通じて、日本において保守主義が排除されることの影響を検討する。ここでは特に、負債契約 (*debt contract*) に焦点を当て、保守主義が担う役割とその経済的な効果について分析を行う。負債契約とは債権者が企業に資金を提供する際に交わされる取り決めを指す。負債契約に着目するには次の2つの理由がある。ひとつには、日本における負債市場のプレゼンスの大きさである。図1-2は LaPorta et al. (1997)が提示した39カ国の株式市場依存度と負債市場依存度のデータをもとに各国をプロットしたものである¹²。図1-2からわかる通

¹¹ 先行研究では保守主義が経営者によるモラル・ハザードを抑止し、報酬契約の効率性を改善することが示唆されている。LaFond and Roychowdhury (2008)は保守主義が経営者によるモラル・ハザードを抑制するのであれば、そうした機会主義的行動が取られる可能性が高い状況において、保守的な会計処理が求められると予想し、予想と整合的な結果を得ている。また、Shuto and Takada (2010)や石田 (2014)は日本企業をサンプルとして、LaFond and Roychowdhury (2008)と同様の検証結果を報告している。他方、Iwasaki et al. (2015)は会計利益と経営者報酬が連動している企業ほど利益を増加させようとする経営者の動機が強くなるため、保守的な会計処理が求められると予想した。検証の結果、先の予想と整合的な結果が報告されている。

¹² なお、LaPorta et al. (1997) の調査対象は49の国であるが、一部の国ではここで必要なデータが入手できないため、図1-2の作成にあたってはデータが入手可能な39の国を対象としている。

第1章 本論文の目的と構成



株式市場依存度は大株主以外の株主が保有している株式の時価総額の合計額を国民総生産で除した値，負債市場依存度は民間部門の銀行借入と非金融債権の合計を国民総生産で除した値である。なお，各指標は1994年の値である。

(La Porta et al. 1997 より作成)

図1-2 各国の経済環境

り，日本の負債市場に対する依存度は他の諸外国に比べて非常に高い¹³。仮に，保守主義に負債契約の効率性を改善する効果が存在するのであれば，保守主義の排除が日本の経済社会に及ぼす影響は相当程度に大きいと予想される。ゆえに，日本において保守主義が排除されることの影響を検討する上では，負債契約における保守主義の経済的な役割を論じることには意義があるといえる。

第2に，日本の負債契約の特殊性である。負債契約の観点から保守主義の経済合理性を検証した研究はこれまでも存在する (Qiang 2007; Zhang 2008; García Lara et al. 2009, 2016; Nikolaev 2010; Balakrishnan et al. 2015)。しかし，これらの研究は米国企業を対象としたものであって，その成果を日本企業に当てはめられるかについては議論の余地がある。保守主義は契約に利用されている会計数値に下方バイアスをもたらすことで，契約当事者による機

¹³ 日本の負債市場への依存度の高さは株式市場が規制されていたことによるところが大きい。日本では，1973年から1992年まで証券会社が大蔵省（現在の財務省）の意向を踏まえて，公募増資に関して自主ルールを設けていた。その内容は，①利益分配ルール，②発行基準，③発行数量上限である。具体的には，最近2事業年度（年1回決算の場合は最近1事業年度）の配当が，継続して1株当たり5円（額面50円，年換算）以上といった条件を満たす企業のみ，公募増資を行うことが認められていた。また，1992年から1996年まで日本証券業協会が自主ルールの策定を引き継ぎ，この期間に同種のルールを企業に課していた（日本証券業協会 2013）。こうした，規制面での要因が日本企業の株式発行を妨げ，負債依存度を高めた可能性がある。広田（2011）は1980年から2009年までの日本企業のデータを用いて，上記の自主ルールが負債による資金調達に及ぼした影響を検証した。検証の結果，自主ルールの制約をより強く受けていた企業ほど，新株発行が制限され，負債によってより多くの資金を調達していたことを発見している。

会主義的な利益操作を抑制し、契約の効率性を改善すると考えられる (Watts 2003)。ただし、実際に保守主義にこのような効果が存在するかは当該契約にどのような会計数値が用いられているかに左右されうる。特に、負債契約について見ると、契約に用いられている会計数値は日本と米国で異なるため¹⁴ (猪熊 2009; 中村・河内山 2015)、負債契約における保守主義の役割やその経済的な効果もまた日米間で異なる可能性がある。そのため、米国の検証結果をもって保守主義の排除が日本の経済社会に及ぼす影響を論じることは必ずしも適切ではなく、日本の特殊性を考慮した分析を行う必要があるといえる。

第2節 分析のフレームワーク

前節に述べた問題意識もとづき、本論文では負債契約に焦点を当て、日本において保守主義が担う役割とその経済的な効果について検証を行う。以下では、本論文の3つの特徴について詳述する。第1に負債契約における保守主義の経済合理性を検討する上で分析の対象を広範に捉えている点、第2に分析を行うにあたって保守主義を無条件保守主義と条件付保守主義に区分している点、第3に分析アプローチとして計量経済学的手法にもとづく実証的なアプローチを採用している点である。

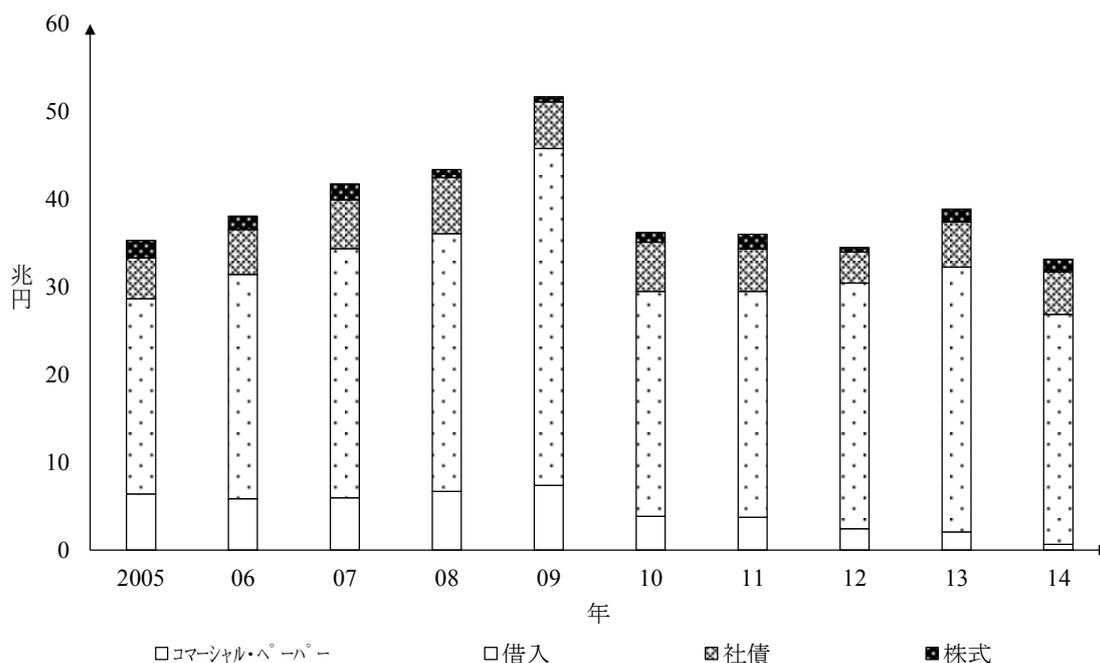
2-1 分析の対象

負債契約とは債権者が企業に資金供給を行う際に交わされる取り決めである。債権者と株主は異なる利益請求権を有しているため、彼らは時に利害を異にする (Jensen and Meckling 1976)。たとえば、株主は過剰な配当を求める場合があるが、このような行為は債権者が将来受け取る資産を減少させてしまう恐れがあるため、債権者はこのような配当政策を好まない (Dhillon and Johnson 1994)。そこで、債権者は過度な配当を制限するために契約を結び、会計数値にもとづいてその監視を行う (Watts and Zimmerman 1986)。しかし、会計数値にもとづく契約の監視は完全なものではない。これは、契約当事者が契約締結後の互いの行動を観察できないためである。たとえば、債権者は契約締結後の株主の行動の全てを知ることとはできないため、株主は自身に都合の良いように会計数値を作り込み、より多くの配当を手にするかもしれない (Daniel et al. 2008; 河内山 2012)。このような株主によるモラル・ハザードは、債権者への返済に充てられるはずの資産を減少させるため、債権者に大きな費用負担を強いることとなる。

ただし、ここで重要なのはモラル・ハザードの問題は契約当事者だけでなく、経済社会全体にも大きな影響を及ぼすということである (Watts and Zimmerman 1986; 須田 2000)。ひとつには企業の資金調達に及ぼす影響が挙げられる。上述した通り、株主の機会主義的行動

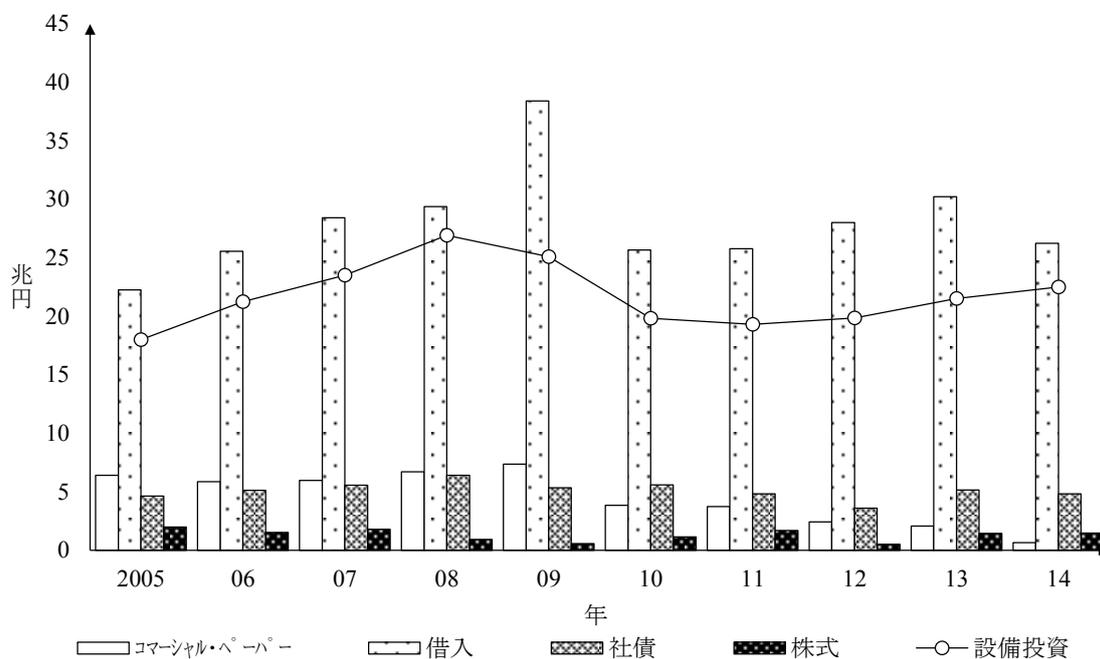
¹⁴ 日本と米国の負債契約の契約内容については第2章の第2節で整理している。詳しくはそちらを参照してほしい。

第1章 本論文の目的と構成



調査対象企業の抽出規準は次の通りである。①決算月数が12カ月である企業、②3月決算の企業、③金融業に該当しない企業、④各種データ入手できる企業である。なお、商業紙は調査対象企業の商業紙発行による収入の合計、借入は借入金による収入の合計、社債は社債発行による収入、株式は株式発行による収入の合計である。

図1-3 日本企業の資金調達源泉



調査対象企業の抽出規準は次の通りである。①決算月数が12カ月である企業、②3月決算の企業、③金融業に該当しない企業、④各種データ入手できる企業である。なお、設備投資は調査対象企業の固定資産取得による支出の合計、商業紙は商業紙発行による収入の合計、借入は借入金による収入の合計、社債は社債発行による収入、株式は株式発行による収入の合計である。

図1-4 日本企業の資金調達と投資行動

によって生じた費用は債権者が負担せざるをえない。しかし、債権者が合理的であるならば、契約を結ぶ前に株主によるモラル・ハザードが生じる可能性を認識し、利子率や資金供給量を変更させることを通じてその費用を転嫁しようとするであろう。裏を返せば、これは企業が負債によって資金調達を行う際の費用が増大することを意味する。とりわけ、日本企業の主たる資金調達源泉が借入金や社債といった負債であることを考えれば、この影響は深刻だといえる。図1-3は日本企業の資金調達手段を示している。2014年では総資金調達額に占める借入による資金調達額の割合は79.1%、社債による資金調達額の割合は14.6%を占めている。以上のように、日本企業の資金調達という観点からすれば、負債契約におけるモラル・ハザードは大きな問題だといえる。

いまひとつは企業の投資行動に与える影響である。企業の投資水準は資金調達の問題と密接に関係している (Myers 1984; Myers and Majluf 1984; Hubbard 1998)。つまり、企業が外部から資金調達を行う際の1単位当たりの費用が大きくなるほど、企業の投資水準はそうした費用が存在しない場合と比べて過小になる。他方、先に述べたように株主によるモラル・ハザードが発生する可能性が高まるにつれて、企業が負債で資金を調達する際の費用は増加する。特に、日本企業の主たる資金調達手段が借入や社債といった負債であることを考えれば、負債契約におけるモラル・ハザードの問題が日本企業の投資行動をも非効率的に示すことは想像に難くない。図1-4は日本企業の資金調達と投資行動の関係を時系列的に示したものである。設備投資と各資金調達方法との相関係数を計算したところ、株式との相関係数は-41.5%であったのに対して、コマーシャル・ペーパー、借入、社債それぞれの相関係数は35.9%、68.3%、67.8%であり、強い正の相関を有している。これらのデータからも、モラル・ハザードの問題が日本企業の投資行動に大きな影響を及ぼすことが予想される。

以上のように、負債契約におけるモラル・ハザードの問題は債権者だけでなく、企業、ひいては経済社会全体に大きな影響をもたらす。他方、保守主義に先に述べたような契約当事者の機会主義的行動を抑止する効果があるのならば、保守主義は単に債権者の費用負担を軽減するだけでなく、経済社会の厚生にも影響を与えうる。これらの議論を踏まえ、本論文は負債契約における保守主義の経済的な役割を分析するにあたって、次の3つの視点から検証を行う。第1の視点は配当行動である。そもそも、債権者と株主は配当政策に関して異なる利害を有し、配当政策を巡ってモラル・ハザードが生じる。仮に株主が過度な配当を得てしまった場合、債権者は資金を回収できなくなり大きな費用負担を強いられる。本論文では、保守主義が株主によるモラル・ハザードの問題を緩和することで、過剰な配当の支払いを抑制するかを検証する。第2と第3の視点は負債調達と投資行動である。保守主義が株主によるモラル・ハザードの問題を緩和するのであれば、債権者は資金供給時に過度なリスク・ヘッジをしなくなるであろう。その結果、企業は円滑な資金調達を行うことができるようになると考えられる。また、負債調達にかかる費用が低下することによって、過小投資の問題が緩和され、企業の投資行動は効率的になると予想される。本論文では保守主義が企業の負債調達や投資行動を効率的にするのかについても分析を行う。

2-2 保守主義の区分

保守主義は経済的利益と経済的損失の非対称な認識による会計利益に対する下方バイアスである。本論文では保守主義を無条件保守主義と条件付保守主義に区分した上で、保守主義と負債契約との関係を論じる。これには3つの理由がある。第1に、前節で述べた通り、基準設定機関は全ての形態の保守主義を排除の対象としているわけではない点である。金森(2009)はFASBが公表した会計基準を調査したところ、その4割弱が無条件保守主義を排除する旨の改訂であったことを報告している。他方、Basu(1997)によれば、米国では条件付保守主義の程度は年々増加しているという。つまり、基準設定機関が排除の対象としているのは無条件保守主義であり、無条件保守主義と条件付保守主義を区別して検証を行わなければ、保守主義が排除されることによって生じうる影響を検討できないといえる。

第2に、条件付保守主義に比べて無条件保守主義に関する研究蓄積が乏しい点である。たとえば、Ruch and Talyor(2015)は1997年から2014年までに公表された保守主義に関する34本の論文を調査したところ、条件付保守主義を扱ったものが24本である一方で、無条件保守主義を取り上げた研究は12本に過ぎなかったことを報告している¹⁵。これは、保守主義に関する初期の実証研究であるBasu(1997)に起因しているものと思われる。保守主義が長きにわたって会計実務に浸透しているという事実にもとづけば、それが会計において重要な役割を担っていることは想像に難くない。しかし、保守主義は可視化できるものではないため、それが実際にどのような役割を担っているかが明らかにされることは多くなかった。この流れを変えたのがBasu(1997)である。彼は保守主義を定量化することによって、保守主義の経済的な役割を実証的に検証する道を開いた。ただし、Basu(1997)による尺度は会計利益が経済的損失をいかに適時的に織り込むかに焦点を当てたものであるため、それは条件付保守主義を捉えている(Wang et al. 2009; 中村 2015)。

第3に、無条件保守主義と条件付保守主義は会計数値に異なる影響を及ぼす点である。図1-5と1-6はのれんの費用処理を例に、無条件保守主義と条件付保守主義が純利益と純資産に与える影響を図示したものである¹⁶。ここでは、償却処理はのれんの価値の減少、つまり経済的損失の発生を問わずになされるために無条件保守主義、減損処理は経済的損失が生じた時点で行われるために条件付保守主義の適用例として用いる(Ryan 2006; Ruch and Talyor 2015)。これらの図からわかる通り、償却処理と減損処理はともに純利益と純資産を過小にするものの、そのタイミングと大きさには差異がある。純利益について見ると、償

¹⁵ Ruch and Talyor(2015)は財務諸表、株式市場、負債市場、コーポレート・ガバナンスの視点から保守主義の役割を調査している。そのため、Ruch and Talyor(2015)が取り上げている論文は必ずしも包括的ではない。なお、調査対象である34本の論文のうち17本が条件付保守主義のみに焦点を当てたものであり、5本が無条件保守主義を排他的に扱った研究である。また、無条件保守主義と条件付保守主義を同時に扱った研究はわずか7本しかなく、残る5本の論文は無条件保守主義と条件付保守主義に区別できないような変数を用いていた。

¹⁶ ここでは、 t 期首にのれんが計上され、 $t+4$ 期末にのれんの価値が大きく毀損した場合を想定している。なお、償却処理は残存価額0償却期間5年で定額償却を行い、減損処理はのれんの価値が減少した時点で当該減少額を費用計上するものとする。

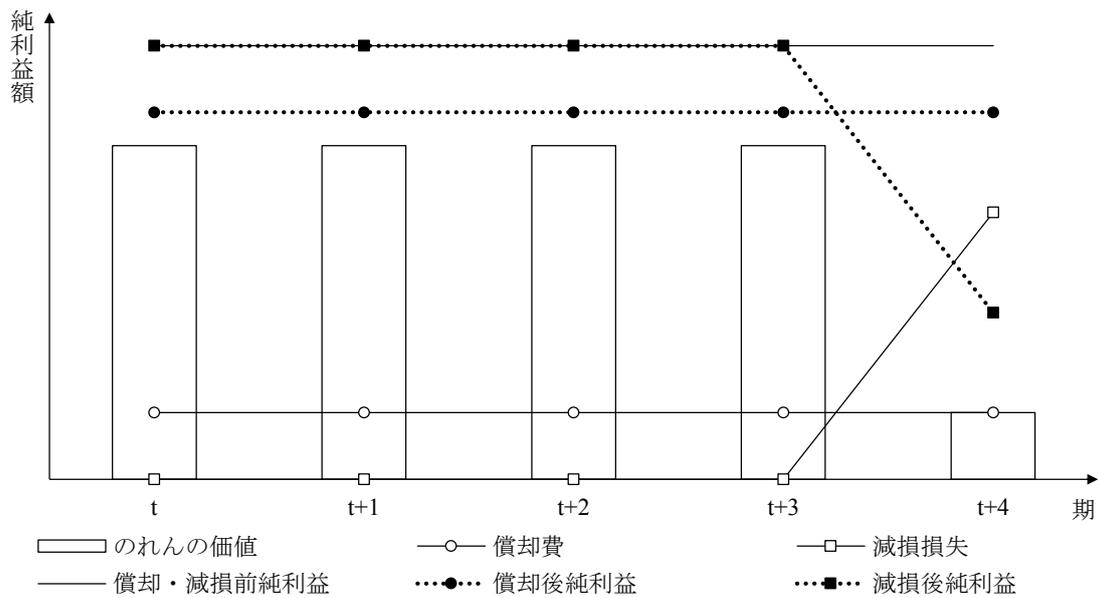


図1-5 のれんの費用認識と純利益

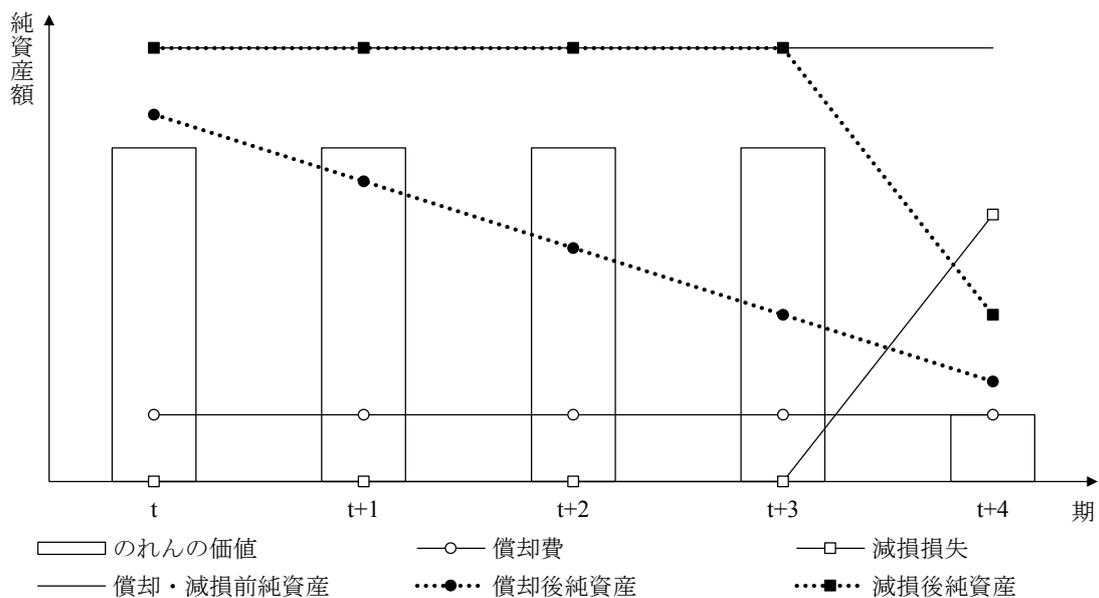


図1-6 のれんの費用認識と純資産

却処理は経済的損失の発生の有無とは無関係になされるために、純利益を持続的に過小評価する。ただし、償却期間に渡って每期継続的に費用化されていることから、1期当たりの影響は比較的軽微である。他方、減損処理は経済的損失が生じた場合にのみ行われるため、純利益に与える影響は一時的であるものの大きい (Chen et al. 2014)。次に、純資産への影響に目を向けると、償却処理は早い段階で大きな下方バイアスをもたらしている。これは純資産が純利益の累積値としての性格を有しているためである。一方で、減損処理は純利益の時

と同様に、一時的で大きなバイアスをもたらす (Beaver and Ryan 2005)。このように、2つの保守主義が純利益と純資産に与える影響には、タイミングと大きさに差異がある。

以上のように、FASB を中心とする基準設定機関は保守主義を不要とするものの、排除の対象とされているのはあくまで無条件保守主義であって、条件付保守主義ではない。他方、保守主義に関する研究の多くは条件付保守主義に焦点を当ててきた。さらに、無条件保守主義と条件付保守主義が純利益と純資産に異なる影響を与えるのであれば、それらがもたらす経済的な効果も異なる可能性がある。そのため、条件付保守主義に焦点を当てた研究からは基準設定機関による保守主義の排除の結果、どのような経済的影響がもたらされるのかについて議論することは困難であると言わざるをえない。ゆえに、本論文では分析を行うにあたって、保守主義を無条件保守主義と条件付保守主義に区分する。

2-3 実証的なアプローチ

本章の冒頭で述べた通り、保守主義は会計実務に古くから存在している。保守主義が長きにわたって会計実務に浸透していることを加味すれば、それが何かしら重要な役割を果たしていることは想像に難くない。そこで、これまでいくつかの研究は保守主義の存在意義について説明を試みている。たとえば、安藤 (1993)は各国の会計原則が掲げている目的とそこに記載されている諸原則との関係を調査し、債権者と株主の利害対立を主軸としている会計原則において保守主義が重視されていることを報告している。安藤 (1993)はこの調査結果にもとづいて、保守主義は債権者と株主の利害対立を緩和するために存在すると指摘している。

このような記述的あるいは規範的な研究アプローチにもとづく研究は保守主義の存在意義に関して合理的な説明をなしている点で、示唆に富むものである。しかし、こうした記述的あるいは規範的な研究アプローチには、保守主義がもたらすコストとベネフィットを定量的に知ることはできないという手法上の限界が存在する。たとえば、これらの研究からは保守主義がどの程度株主によるモラル・ハザードを抑制し、その結果として負債による資金調達をどのくらい容易にするのか、あるいは投資の効率性を改善するかについては明らかではない。このため、記述的ないし規範的な研究アプローチは、本論文の目的を達成する適切な手段とはならない。

そこで、本論文は計量経済学的手法にもとづく実証的なアプローチを採用する。このアプローチを用いれば、2つの変数間の関係や、他の変数がもう一方の変数に及ぼす影響を定量的に把握することが可能となる。本論文の目的に照らしていえば、保守的な企業はそうでない企業に比べてどの程度配当が抑制されているのか、あるいは負債調達を行えるのか、非効率的な投資が改善されているのかなどを検出できる。つまり、このようなアプローチを用いて得られた証拠からは、保守主義がもたらすコストとベネフィットを適切に把握することが可能となる。よって、本論文では計量経済学的手法にもとづく実証的なアプローチを用いて、負債契約における保守主義の役割とその経済的な効果についての検証を試みる。

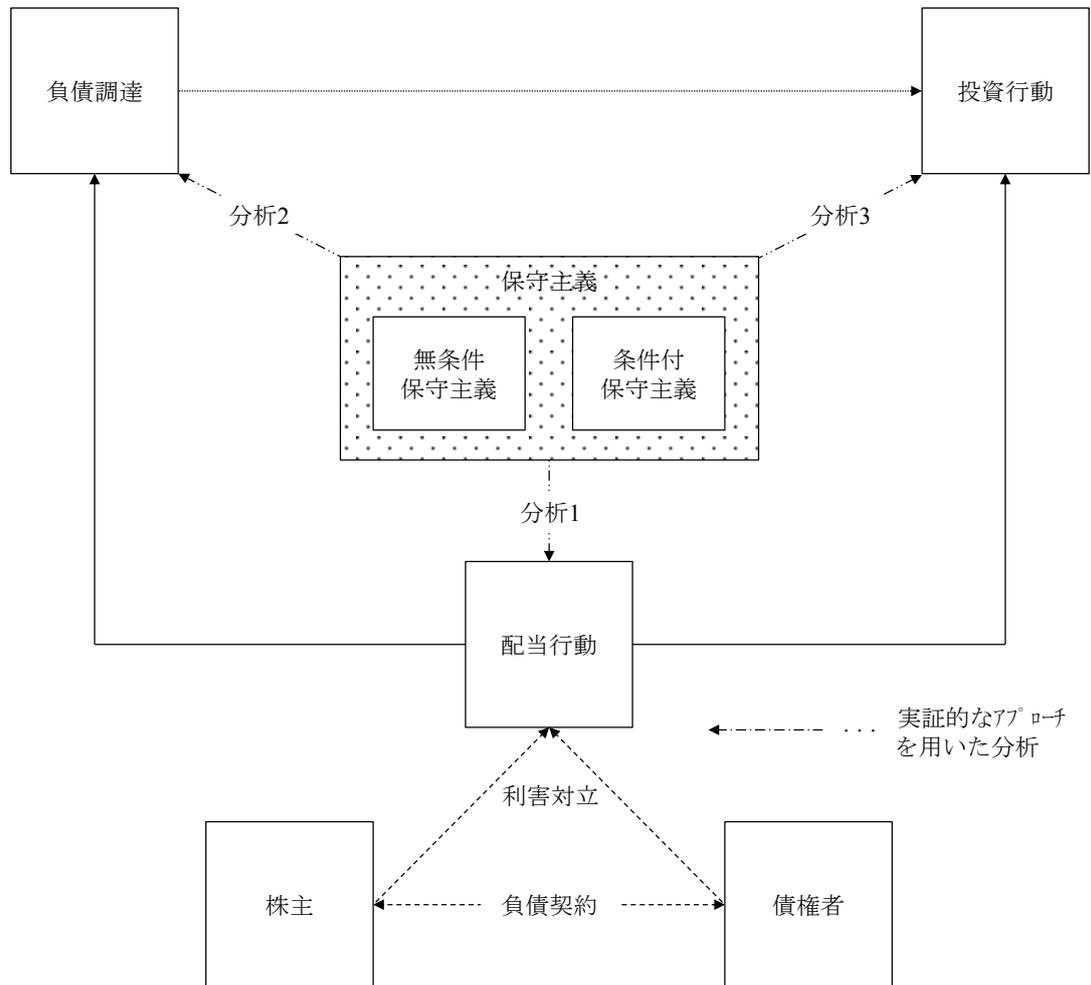


図1-7 分析フレームワーク

図1-7は本論文の分析フレームワークをまとめたものである。図1-7で示しているように、本論文では保守主義を無条件保守主義と条件保守主義に区分した上で、2つの保守主義が負債契約において果たす役割とその経済的な効果に関して実証的なアプローチを用いて検証を行う。本論文の検証課題は以下の3である。第1の課題は「無条件保守主義と条件付保守主義は過度な配当を抑制するか」である。第2の課題は「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の負債調達を円滑にするか」であり、続く第3の課題は「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の投資行動を効率的にするか」である。

第3節 論文の構成

図1-8は本論文の構成を示したものである。第2章ではまず、債権者と株主の間でなぜ契約が結ばれるのか、また株主によるモラル・ハザードがなぜ生じるのかについて議論する。債権者と株主は異なる利益請求権を有しているため、彼らの利害は必ずしも一致しない。そ

第1章 本論文の目的と構成

ここで、債権者は過剰な配当の支払いを抑制するための契約を結び、会計数値にもとづいてその監視を試みる。しかし、契約締結後に取引相手が取行動の全てを知ることは困難であるため、モラル・ハザードの問題が生じうる。第2章ではまずこの点に対する考察を行い、続いて無条件保守主義と条件保守主義を区別した上で、それら2つの保守主義が負債契約において果たす役割を論じる。また、これらの議論を通して、本論文で検討する3つの検証課題を導出する。第1に「無条件保守主義と条件付保守主義は過度な配当を抑制するか」である。第2に「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の負債調達を円滑にするか」であり、第3に「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の投資行動を効率的にするか」である。

第3章は続く第4章から第7章までの実証分析に備えて、本論文で用いる保守主義の代理変数に関する議論を行う。計量経済学的手法にもとづく実証的なアプローチを採用する上での問題の1つは変数の測定誤差 (measurement error) に関するものである。つまり、保守主義という概念を適切に定量化できなければ、保守主義がもたらす経済的な効果を正確に把握することは困難になってしまう。本論文では無条件保守主義の代理変数として Beaver and Ryan (2000) が考案した尺度、条件付保守主義として Basu (1997) が考案した尺度を用いるが、第3章ではその妥当性を検証する。具体的には、本論文で用いる無条件保守主義と条件付保守主義の尺度がそれぞれ無条件あるいは条件付保守主義を示す会計処理方法と有意な

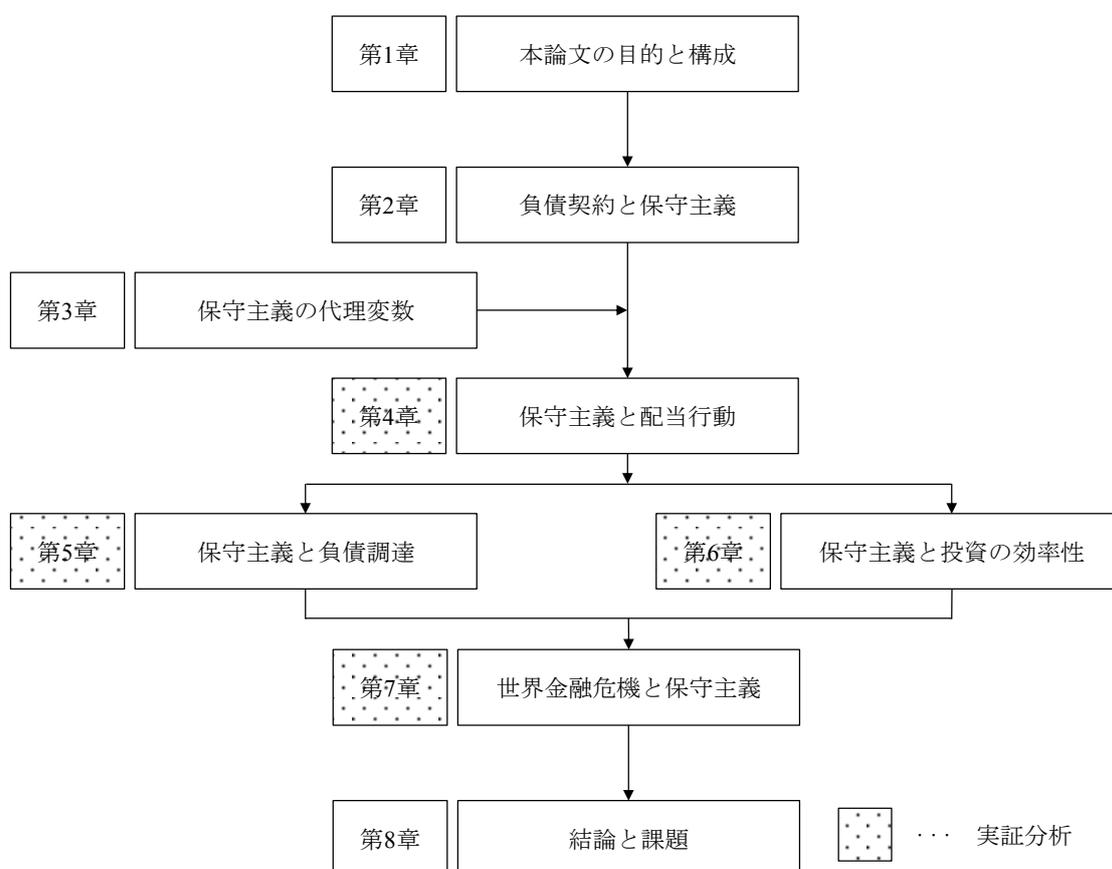


図1-8 論文の構成

関係にあるかについて検証を行う。検証の結果、Beaver and Ryan (2000)による無条件保守主義の尺度はそれを示す会計処理方法と有意な関係があること、およびBasu (1997)が考案した条件付保守主義の尺度はそれを表す会計処理方法と有意な関係にあることが示されている。なお、第3章ではこれらの尺度を補完する代理変数についての検討も行う。

第4章は第2章で導出される1つ目の検証課題に関する実証分析を行う。債権者と株主は異なる利益請求権を有しているため、配当政策に関して利害対立が生じる。つまり、債権者の請求権は固定的であるのに対して、株主のそれは残余的であるため、彼らの利害は一致しない。そこで、債権者は過度な配当を抑制するために株主と契約を結び、会計数値によってその監視を行う。ただし、債権者は契約締結後の株主が取る行動を完全に知ることはできないため、株主には機会主義的に会計数値を操作する余地が残される。他方、保守主義は配当財源の計算の基礎となる純利益あるいは純資産に関して下方のバイアスをもたらすため、株主によるモラル・ハザードの問題を軽減し、過剰な配当を抑制できるかもしれない。第4章では特に、無条件保守主義は過度な配当を抑制する一方で、条件付保守主義にはそうした効果がないことが示されている。また、追加的に無条件保守主義は企業の保有現金水準を高めるのに対して、条件付保守主義と保有現金水準の間には有意な関係がないことが確認されている。

第5章では、2つ目の検証課題についての実証分析を行う。日本企業の主たる資金調達手段は借入や社債といった負債である。よって、負債契約におけるモラル・ハザードの問題は日本企業が資金調達を行うにあたって大きな問題となる。これは株主による機会主義的行動は債権者の富に影響を及ぼすが、合理的な債権者は利子率や資金供給量を変化させることでその費用を企業に転嫁しようとするためである。このような債権者によるリスク・ヘッジは企業が負債調達を行う際の費用を増加させる。他方、保守主義による下方バイアスはモラル・ハザードの問題を軽減することで、企業が負債調達をするのを容易にする可能性がある。検証の結果、企業に資金不足が生じた際、無条件保守主義の程度が高い企業ほど負債によってより多くの資金調達を行っているのに対して、条件付保守主義と負債調達額の間には有意な関係はないことが示されている。

第6章では、3つ目の検証課題に関する実証分析を行う。企業の投資行動と資金調達は密接に関係している。すなわち、外部から資金調達を行う際の1単位当たりの費用が大きくなると、企業の投資水準はそうした費用がない場合と比べて過小となる。仮に保守主義が株主によるモラル・ハザードの問題を緩和し、負債調達に伴う費用の削減に寄与するのであれば、企業の投資行動をも効率的にする可能性がある。第6章では、内部資金に対する投資の感応度を用いて、過小投資のような非効率的な投資に対して保守主義がもたらす影響の検証を試みている。内部資金に対する投資の感応度とは、企業の投資水準がどれだけ内部資金に左右されているかを示すものであり、過小投資といった非効率的な投資が行われている場合、投資水準と内部資金の間には正の関係が存在するようになる。ここでは、無条件保守主義の程度が高い企業ほど内部資金に対する投資の感応度が緩和されている一方で、条件付保守

第1章 本論文の目的と構成

主義と内部資金に対する投資の感応度との間には有意な関係がないことが確認されている。

第7章では世界金融危機に焦点を当てて、2つ目と3つ目の検証課題についての実証分析を行う。第5章では2つ目の検証課題、第6章では3つ目の検証課題に関する検証を行っている。しかし、これら2つの章で行った分析には実証的なアプローチを採用したことに伴う問題が残っている。それは内生性（endogeneity）の問題である。つまり、保守主義の程度によって資金調達や投資行動に差がもたらされたのか、あるいは投資機会の差が保守主義の程度に差をもたらしたのかは定かではない。第7章ではこの問題を緩和するための分析を行う。具体的には、資金調達環境に外生的なショックをもたらした世界金融危機に焦点を当て、保守主義と負債調達あるいは投資行動との関係を分析する。検証の結果、無条件保守主義の程度が高い企業ほど金融危機後の負債調達額が大きく、かつ投資水準の低下が緩和されていることが確認されている。他方、条件付保守主義と金融危機後の負債調達あるいは投資行動との間には有意な関係がないことが報告されている。これらの一連の検証結果は、内生性の問題を考慮してもなお、第5章と第6章の分析結果が頑健であることを示している。

第8章は最終章であり、本論文の総括をした後に、負債契約において保守主義が担う役割とその経済的な効果に関する結論を提示する。また、日本において保守主義が排除されることの影響についての考察も行う。最後に、本論文で扱いきれなかった将来の課題および研究の展望について言及し、本論文の結びとする。

第2章 負債契約と保守主義

第1節 はじめに

負債契約とは、債権者が企業に資金供給を行う際に交わされる取り決めである。債権者と株主は異なる利益請求権を有しているため、彼らの利害は常に一致するわけではない (Jensen and Meckling 1976)。たとえば、株主は時に過度な配当を求めるが、このような行為は将来債権者への返済に充てられる資産を減少させてしまうため、債権者はこのような配当政策を望まない (Dhillon and Johnson 1994)。そこで、債権者は資金供給に当たって、株主によるこの種の行動を制限するために契約を結ぶのである。

会計数値は契約が適切に履行されているかを契約当事者たちが監視するために用いられている (Watts and Zimmerman 1986)。株主への過剰な分配を制限するための取り決めとしては財務制限条項や分配規制が存在するが、そのどちらにおいても会計数値は利用されている (Demerjian and Owens 2016; 伊藤 1996; 中村・河内山 2013)。しかし、会計数値による契約の監視は必ずしも完全なものではない。これは取引相手の行動に関する情報の非対称性が存在するためである。つまり、債権者は契約締結後の株主の行動の全てを把握することはできない。そのため、株主は自身にとって都合の良い会計数値を作り込み、より多くの配当を得ようとするかもしれない (Daniel et al. 2008; 河内山 2012)。このような契約締結後の機会主義的行動はモラル・ハザードと呼ばれ、契約の適切な履行の妨げとなる (須田 2000)。

このように会計数値にもとづいて契約の監視を行ったとしても、株主によるモラル・ハザードが生じる恐れがあるため、債権者の富は毀損されてしまう可能性がある。ただし、ここで重要なのはモラル・ハザードの問題は債権者だけでなく、経済社会全体にも大きな影響を及ぼし得るということである (Watts and Zimmerman 1986; 須田 2000)。債権者が合理的であるならば、資金供給を行う際に株主が機会主義的行動を取る可能性を事前に織り込み、それに見合った高い利子を要求する。あるいは、資金供給量を変更することで、リスクをヘッジするであろう。その結果、企業は必要な資金量を確保できず、有望な投資機会を取り逃がすことになる。したがって、モラル・ハザードの抑止は債権者の利益だけでなく、経済社会全体の利益にも適う。

本章では、負債契約において無条件保守主義と条件付保守主義がどのような役割を果たしているのかについて議論する。先にも述べた通り、債権者と株主は異なる利害を有しているため、債権者は過度な配当を抑制するために契約を結び、会計数値にもとづいてその監視を行う。しかし、債権者は契約締結後の株主の行動の全てを知ることができないため、株主には機会主義的行動を取る余地が残される。この結果、負債契約の効率性は低下する。他方、保守主義による下方バイアスは株主によるモラル・ハザードの問題を軽減することを通じて、負債契約の効率性を改善することが指摘されている (Watts 2003)。ただし、無条件保守

主義と条件付保守主義を区別して議論を行っている研究は少なく、またそれらの検証結果は一貫していない。

本章の構成は以下の通りである。第2節では、負債契約がなぜ結ばれるのかについて論じ、会計が果たす役割について整理する。第3節では、負債契約における会計の限界について議論する。加えて、株主によるモラル・ハザードがもたらす問題についても検討する。第4節では、負債契約において無条件保守主義と条件付保守主義が果たす役割とその経済的な効果を議論する。また、本論文が検証すべき課題の導出も行う。第5節は本章のまとめである。

第2節 負債契約における会計の役割

2-1 債権者と株主の利害対立

債権者の請求権は固定的である一方で、株主のそれは残余的な性格を帯びている。こうした利益請求権の違いは債権者と株主の利害対立を生じさせる¹ (Jensen and Meckling 1976)。いま、企業は t 時点満期とする負債を額面 L で調達したとする。また、 t 時点の資産価値は $A_t (\geq 0)$ とする。先に述べた通り、債権者の利益請求権は固定的である。つまり、 A_t が L を超えていたとしても、 t 時点における債権者の受取額は L である。他方、 A_t が L を下回った場合には、債権者の受取額は A_t となる。これに対して、株主の利益請求権は残余的である。すなわち、 A_t が L を上回った場合には株主はその差額 $A_t - L$ を手にするが、下回った場合には彼らの受取額は 0 となる。 t 時点における債権者の受取額を D_t 、株主の受取額を S_t とした場合、それぞれの受取額は式(2-1)と(2-2)のように表すことができる。また、これを図示すると図2-1と2-2の第1象限のように表せる。

$$D_t = \text{Min} \{L, A_t\} \quad (2-1)$$

$$S_t = \text{Max} \{0, A_t - L\} \quad (2-2)$$

ここで、債権者と株主はともにリスク回避的であるとする。つまり、図2-1と2-2の第2象限のように債権者の効用関数 $U(D_t)$ と株主の効用関数 $U(S_t)$ はともに上方に凸であるとする。所与の効用関数 U に対して、 t 時点の受取額である式(2-1)と(2-2)を代入すると、 t 時点の資産価値 A_t と効用関数 $U(D_t)$ あるいは $U(S_t)$ との組み合わせ、すなわち t 時点の効用関数 $U(A_t)$ が得られる。また、債権者の効用関数 $U_D(A_t)$ と株主の効用関数 $U_S(A_t)$ はそれぞれ図2-1と2-2の第3象限のように表せる。図2-1と2-2の第3象限からわかる通り、 A_t に対する債権者と株主の効用関数の形状は異なっている。とりわけ、 A_t が L の近辺にあるような企業の倒産リスクが高まっている時に、その違いは顕著である。 A_t が L をわ

¹ なお、ここでは株主と経営者の利害は一致しているものとする。

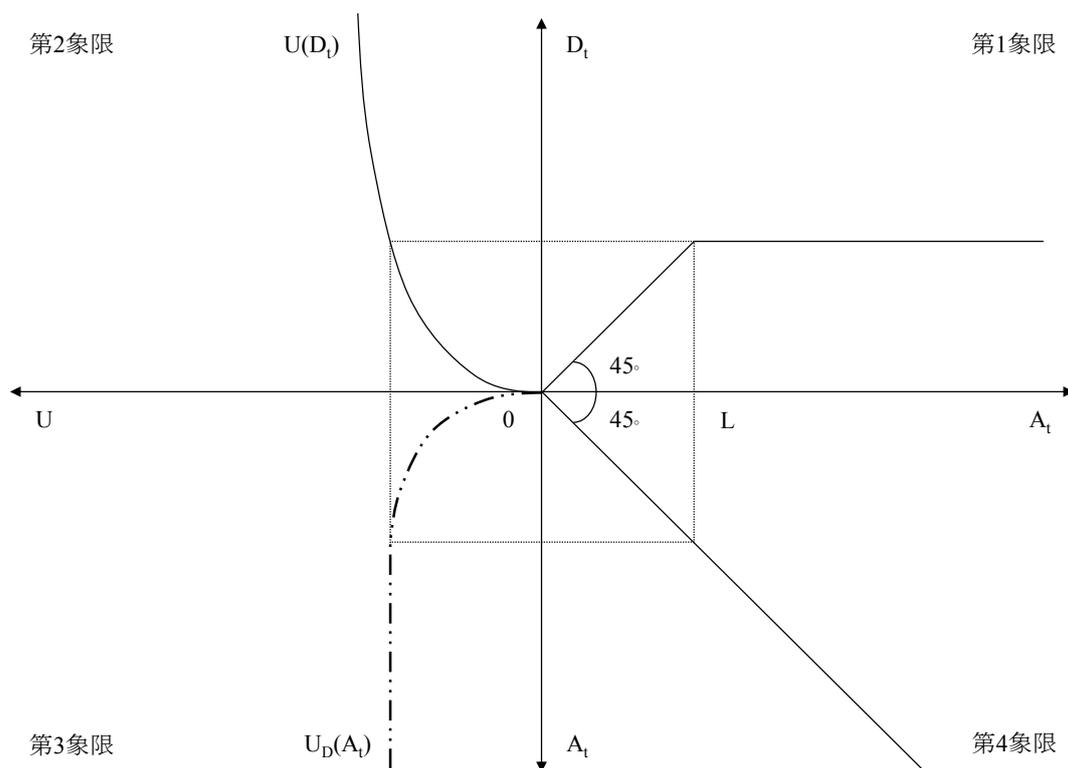


図2-1 債権者の受取額と効用関数

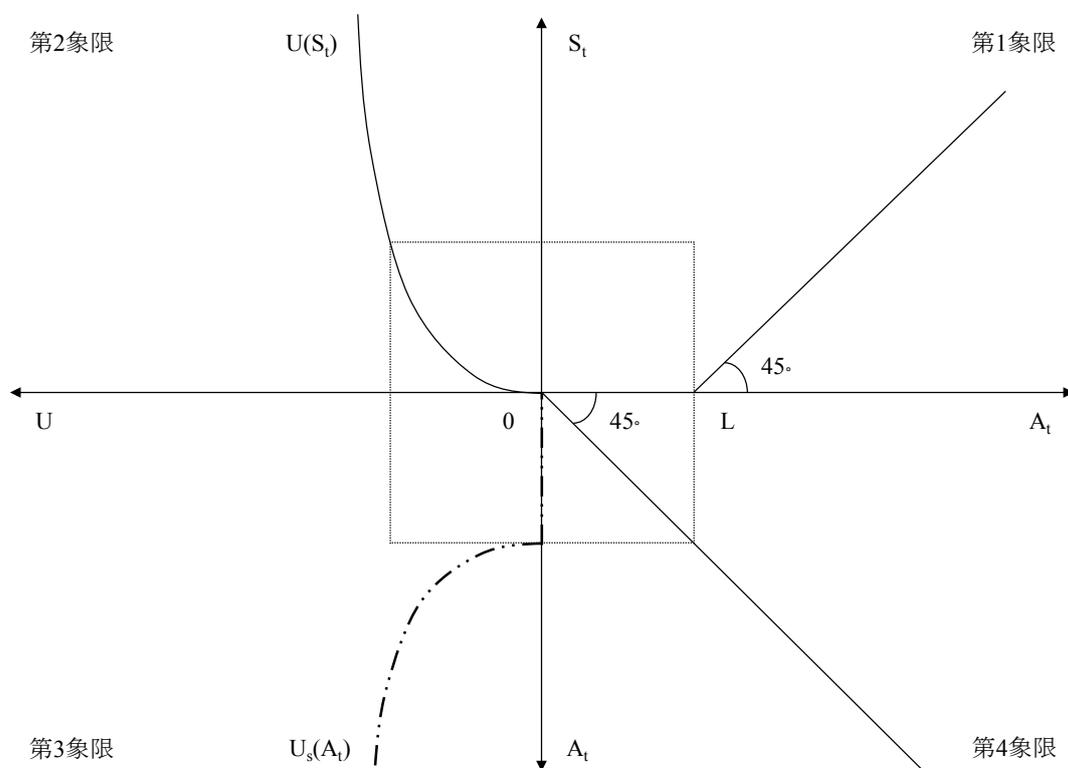


図2-2 株主の受取額と効用関数

ずかに上回っている場合、債権者の受取額は L で固定されているため、 $U_D(A_t)$ の傾きは 0 である。それに対して、株主はかろうじて $A_t - L$ を手にすることができるため、 $U_S(A_t)$ の傾きは正であり、またその程度は極度に大きい。つまり、株主は少しでも多くの資産を得ようとするであろう。ただし、一度 A_t が L を下回ると、債権者は A_t を限度としてしか受領できなくなってしまうため、 $U_D(A_t)$ の傾きが正となり、債権者は資金回収を急ぐようになる。こうした利益請求権の差による効用関数の違いが債権者と株主の利害対立を生む。

Jensen and Meckling (1976) は特に、配当政策に関して債権者と株主の利害対立が顕在化することを指摘している²。 A_t が L をわずかに上回っている場合、 $U_S(A_t)$ の傾きは正に大きいため、株主は早期に投資資金を回収しようとする。たとえば、過度な配当を要求して、資金の早期回収を図るかもしれない。極端な場合には、企業の全ての資産を売り払い、それを全額配当させた後、企業の抜け殻 (empty corporate shell) だけを残して逃げる恐れすらある。一方で、過度な配当が行われたことによって A_t が減少し L を下回ると、 $U_D(A_t)$ の傾きは正になり、債権者は資金回収に奔走する。ただし、 A_t が L を下回る前に株主へ多額の配当が支払われている場合には、 A_t の大半はすでに社外に流出していることになり、債権者は資金を回収できず大きな費用負担を強いられることになる。そのため、債権者はこのような配当政策を望まない。

これまでの研究からは、債権者と株主は配当政策に対して異なる反応を示すことが報告されている。たとえば、Dhillon and Johnson (1994) は 1978 年から 1987 年までの米国企業を対象として、配当政策の変更に対する社債権者と株主の反応を調査したところ、増配 (減配) を発表した場合には株価は上昇 (下落) する一方で、債券価格は下落 (上昇) することを示している。Maxwell and Stephens (2003) は配当ではなく自社株買い公表に対する社債権者と株主の反応を調査している。自社株買いもまた配当同様、債権者の返済に充てられる資産を減少させる。1980 年から 1997 年までの米国企業を分析したところ、自社株買いが公表された後、社債については負の異常リターンが生じている一方で、株式に関しては正の異常リターンが観察されることを示している。彼らはまた自社株買い公表後に、社債の格付けが低下する可能性は上昇する可能性よりも約 2.3 倍高いことを報告している。

より近年の研究としては Jun et al. (2009) が挙げられる。彼らは 1991 年から 2002 年までの米国の大規模サンプルを用いて、自社株買い公表後の社債権者と株主の反応を検証している。検証の結果、自社株買い公表後には正の異常株式リターンが確認されている一方で、社債については負のリターンが生じていることを報告している。彼らはまた、自社株買い公表後の負の社債リターンは、経営者にストック・オプションが付与されているような経営者と株主の利害が一致している企業ほど強くなることを示している。これらの検証結果は、配当や自社株買いなどの株主への分配は、債権者の将来の受取額を減少させる恐れがあるため、

² 債権者と株主は配当政策だけでなく、投資行動においても利害を異にする。たとえば、資産代替 (asset substitution) や過小投資 (underinvestment) の問題である。これらの問題については、Jensen and Meckling (1976) を参照してほしい。

債権者には好意的に受け止められないことを示している。

2-2 負債契約における会計の利用

先に議論したように、債権者と株主の利益請求権は異なるため、彼らは配当政策に関して利害を異にする (Jensen and Meckling 1976)。株主は時に債権者が許容できないほどの配当の支払いを求めるからである (Dhillon and Johnson 1994)。そこで、債権者はしばしば過度な配当を制限する契約を株主との間で締結する。ただし、そのような契約を債権者と株主が結んだとしても、契約が履行されているかを契約当事者が確認できなければ、経営者の行動を制限するものとして十分に機能しない可能性がある。ここに、会計に対する需要が生まれる。すなわち、会計数値にもとづいて当該契約が適切に履行されているか否かを監視するのである (Watts and Zimmerman 1986)。

負債契約において配当を制限する取り決めには分配規制と財務制限条項があり、どちらにも会計数値が広く用いられている。分配規制とは法制度の形で株主への配当を制限するものである。制限の方法は表2-1のように4つに大別される (伊藤 1996)。1つ目の方法は支払不能禁止基準であり、これは会社が支払不能の状態にある、あるいは当該分配によって支払不能となるような場合に、配当を制限するものである。2つ目は資本減損禁止基準と呼ばれるものであり、会社の資本が減損されている、あるいは当該分配によって資本が減損される場合に、配当を制限する。続く3つ目は留保利益基準である。これは留保利益すなわち未分配の蓄積利益である利益剰余金以外から配当を行ってはならないとする規制である。最後の4つ目は期間利益基準であり、これは当期またはそれ以前の特定の会計期間における純利益から当該配当を行うことを許容するものである。このように、分配規制の種類は様々であるが、支払不能禁止基準を除く全ての基準において会計数値が利用されている。

分配規制は多くの国で採用されている制度であるが、分配制限の基準は国ごとに異なる。

表2-1 分配規制における制限の方法

種類	制限の方法	会計数値	採用国
支払不能禁止基準	会社が支払不能の状態にある、あるいは当該分配によって支払不能となる場合には配当を行ってはならないとする規制。	なし	
資本減損禁止基準	会社の資本が減損されている、あるいは当該分配によって資本が減損される場合には配当を行ってはならないとする規制。	資本	
留保利益基準	留保利益すなわち未分配の蓄積利益である利益剰余金以外からは配当を行ってはならないとする規制。	剰余金	日本
期間利益基準	当期またはそれ以前の特定の会計期間における純利益から当該配当を行うことができる規制。	純利益	米国

(伊藤 1996 より作成)

たとえば、米国においては、期間利益基準が採用されている（猪熊 2009）。米国では州ごとに会社法があり、それぞれに分配規制が設けられている。ただし、多くの上場企業はデラウェア州を設立州に選択しているため、上場会社の分配規制という視点からいえばデラウェア州の会社法が米国の代表的な会社法だといえる³。デラウェア州の一般会社法（Delaware General Corporation Act; DGCA）では分配可能額は次のように規定されている。すなわち、①剰余金、もしくは②剰余金がない場合には当期および（あるいは）前期の純利益から分配を行うことができる（DGCA §170）。つまり、DGCA では剰余金がなくとも純利益が計上されていれば分配を行うことが可能であり、この意味において期間利益基準が採用されているといえる。

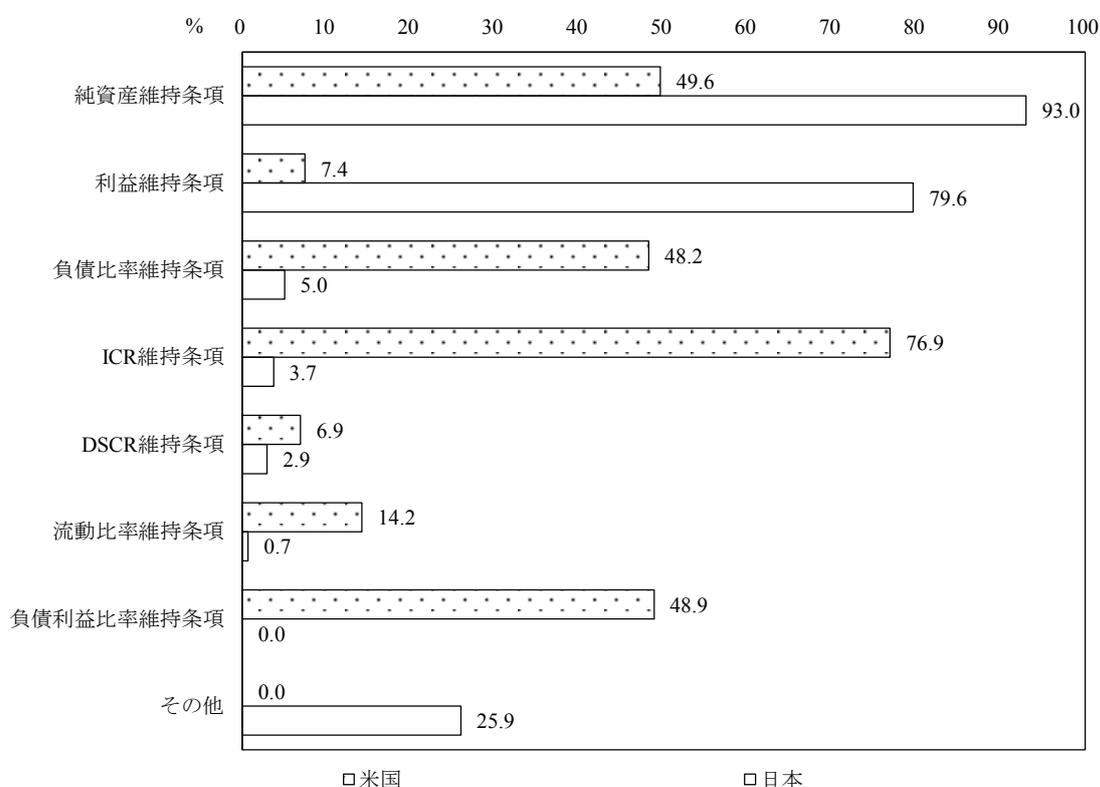
他方、日本では留保利益基準が採用されている（猪熊 2009）。会社法上の分配可能財源の主たる要素は剰余金である⁴（会社法第 461 条）。具体的には、最終事業年度末の貸借対照表の①資産の額と②自己株式の帳簿価額を合計したものから、③負債の額、④資本金および準備金の合計額、⑤法務省令で定める各勘定科目に計上した額の合計額を控除して得られた額である（会社法第 446 条）。なお、法務省令で定める各勘定科目に計上した額とは、資産の額と自己株式の帳簿価額の合計額から、負債の額、資本金および準備金の額の合計額、その他資本剰余金の額、その他利益剰余金の額の合計額を控除して剰余金の額が計算される（会社計算規則第 149 条）。つまり、日本の会社法では分配可能額をその他資本剰余金とその他利益剰余金の合計額に制限している。

続いて財務制限条項であるが、これは分配規制とは異なり債権者と債務者の間で私的に結ばれる取り決めである。財務制限条項は資金供給が行われる際に債務者に対して付与される条件の1つであり、当該条件を違反した場合には債務の全額返済義務が生じる。ただし、実際には財務制限条項への抵触が即座に債務の返済につながることは滅多にない（岡東 2008; 中村 2011）。その代わりに特定の企業行動が制限される等の罰則が課せられる。Nini et al. (2012)は 1996 年から 2008 年までの米国企業を対象として、財務制限条項に抵触したのち企業行動がどのように変化するかを検証している。彼らは財務制限条項への抵触後に配当や自社株買いといった株主還元が減少することを報告している。河内山 (2014)は日本企業を対象に Nini et al. (2012)と同様の検証を行っている。彼は 2004 年から 2012 年までの日本企業をサンプルとしたところ、財務制限条項に抵触した企業ほど無配あるいは減配になる可能性が有意に高いことを発見している。

³ 米国法曹協会（American Bar Association）の模範事業会社法（Model Business Corporation Act; MBCA）もまた米国の典型的な州法として挙げられることがある。これは多くの州が MBCA を参考に行っているためである。なお、MBCA では①通常の営業過程において債務の期限が到来する時に会社が当該債務を返済できなくなった場合、または②会社を清算し分配するとした時に当該分配を受け取る株主の優先権よりも上位にある解散時優先権をもつ株主に対して支払われる金額と負債の額の合計額が資産の額以上である場合に株主への分配を禁じている（MBCA §6.40）。つまり、MBCA は支払不能禁止基準を採用しているといえる（猪熊 2009）。

⁴ 実際の分配可能財源は剰余金から自己株式の帳簿価額や会社計算規則第 158 条で規定されている法務省令で定める各勘定科目に計上した額などを調整することによって求められる。

Demerjian and Owens (2016)は1987年から2004年までの米国企業をサンプルとして、財務制限条項の実態を調査している⁵ (図2-3)。米国で最も多く利用されているのはインタレスト・カバレッジ・レシオ (ICR) 維持条項であり、その割合は76.9%である。ICR維持条項はICRを一定水準以上に維持しておくことを求めるものである。ここでいうICRの多くは、利払・税引・償却前利益 (Earnings Before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization; EBITDA) を支払利息で除した値として算出されている。次に用いられているのは49.6%で純資産維持条項である。純資産維持条項とは、純資産額を一定水準以上に維持することを求めるものである。負債利益比率維持条項もまた純資産維持条項と並んで広く利用されている。これは利益に対する負債の割合を一定水準以下に保たせることを求めるものであり、48.9%の企業に付されている。なお、ここでいう利益はEBITDAであり、負債は負債総額だ



財務制限条項は1社について複数項目設けられる場合があるため、上図の作成にあたってはその重複を認めている。また、ICRはインタレスト・カバレッジ・レシオ、DSCRはデット・サービス・カバレッジ・レシオを示している。なお、米国の財務制限条項は同じ項目でも定義が細かく分かれているため、上図の作成にあたってはいくつかの項目を統合している。具体的には次の通りである。純資産維持条項は純資産維持条項と(総資産-無形資産)維持条項から成る。負債比率維持条項は資産負債比率維持条項、資産優先負債比率維持条項、純資産対負債比率維持条項、(総資産-無形資産)対負債比率維持条項から構成されている。ICR維持条項にはインタレスト・カバレッジ・レシオ維持条項、キャッシュ・インタレスト・カバレッジ・レシオ維持条項、フィクスト・インタレスト・カバレッジ・レシオ維持条項が含まれる。流動比率維持条項は流動比率維持条項と当座比率維持条項から成る。負債利益比率維持条項には負債利益比率維持条項と優先負債利益比率維持条項が含まれる。

(Demerjian and Owens 2016 と中村・河内山 2013 より作成)

図2-3 財務制限条項の種類

⁵ Demerjian and Owens (2016)は私的負債契約を対象に調査を行っている。

けでなく優先負債に限定されている場合もある。

日本企業を対象に調査をした研究としては中村・河内山 (2013)が挙げられる⁶。彼らは2004年から2012年までを対象に、日本企業の財務制限条項の実態を調査している(図2-3)。日本では純資産維持条項が93.0%と突出して高いことがわかる。なお、純資産維持条項を付与された企業のほとんどが純資産をそのまま条項の数値として利用している。次に多いのが利益額を一定水準以上に維持することを定めた利益維持条項である。ただし、日本で用いられている利益維持条項は、複数年度の利益額を一定水準以上に維持することを求めており、またそこで採用されている利益数値は経常利益や営業利益などの特別損益を控除する前の値であることに注意が必要である⁷。

このように、日米両国ではともに財務制限条項にも会計数値が広く用いられているが、採用されている会計数値は分配規制と同様に、両国で異なっている。米国ではICR維持条項や負債利益比率維持条項といった純利益にもとづいた値が採用されている一方で、日本では主に純資産維持条項といった純資産を基礎とした値が用いられている⁸。また、日本でも利益維持条項のように利益を基礎とした条項は利用されているものの、そのほとんどは単年度の利益額の維持ではなく、複数年度の利益額を一定以上に保つことが求められている。つまり、利益維持条項においても累積的な利益の維持が求められており、この意味では純資産維持条項に近い制限といえる。

いくつかの先行研究は上記の見解を支持する証拠を提示している。たとえば、DeAngelo et al. (2004)は1978年から2000年までの米国企業を対象に、有配企業と無配企業の特徴を調査している。彼らは2000年時点では赤字企業のうち配当を行っていた企業の割合はわずか4.1%であったことを報告している。これに対して、1966年から2005年までの日本企業の有配企業と無配企業の特性を調査した佐々木・花枝 (2010)によれば、赤字企業のうち配当を行っている企業の割合は2000年以降で一貫して40%を超えている。Denis and Osobov (2008)は1989年から2002年までの国際データを用いて、各国の有配企業と無配企業の特性を検

⁶ 日本では、1980年代後半から90年代前半に無担保の一般事業債の発行額が急増したことを背景に、社債市場において財務制限条項が重視されるようになった。そこで、大蔵省(現在の財務省)は1990年に社債の種類別、格付け別に財務制限条項の設定数と種類を規定し、企業にその付与を求めた。ただし、日本における財務制限条項は政治主導のもとで導入されたことから、必ずしもその経済合理性について合意が形成されているわけではなかった(須田 2000)。このため、規制緩和の流れの中で大蔵省は1996年に財務制限条項の設置義務を完全に撤廃し、日本では社債に財務制限条項を設定する企業はほとんど見られなくなっている。他方、2000年以降、複数の金融機関による協調融資が多く用いられるようになり、こうした協調融資契約に財務制限条項が付される傾向にある(岡東 2008; 中村 2011)。中村・河内山 (2013)は調査対象を私的負債契約と公的負債契約のどちらかに限定しているわけではないが、日本の状況を鑑みれば、彼らの分析対象は私的負債契約にあるといえる。

⁷ 中村・河内山 (2013)によれば、利益維持条項を付されている企業のうち80.0%が2期連続で損失を計上することを禁止する規定が設けられていたという。また、ここで採用されている利益数値は83.3%が経常利益であり、23.8%が営業利益であったとのことである。

⁸ 米国で算出されているEBITDAは営業利益(operating income)あるいは異常項目控除前利益(net income before extraordinary item)を基礎としている。なお、米国では異常項目(extrordinary item)に含めることのできる項目は極めて例外的なものであり、減損損失といった日本で特別項目として計上されているものの多くは営業項目(operating item)の中に算入される(Kieso et al. 2013)。そのため、米国で採用されているEBITDAは日本の純利益に近いものであるといえる。

証している。米国企業を対象とした分析では、純利益が大きい企業に比べて小さい企業の方が無配になる可能性が有意に高いことが報告されている。他方、日本企業を対象とした場合には、純利益の大小によって配当支払いの有無は変化しない代わりに、利益剰余金が少ない企業ほど無配になる可能性が有意に高くなることが示されている。これらの一連の検証結果は日米ともに会計数値にもとづいて株主への配当額が定められているものの、米国では主に純利益にもとづいて配当財源が算出されているのに対して、日本においては純資産を基礎として配当財源が計算されていることを示唆している。

第3節 負債契約における会計の限界

3-1 会計にもとづいた契約の限界

債権者は配当といった株主への分配を制限する契約を結び、当該契約が適切に履行されているかを会計数値にもとづいて監視する。このような取り組みによって、過度な配当が行われる可能性は低下し、債権者と株主との利害対立は一定程度緩和されると考えられる。しかし、会計数値にもとづく契約の監視は株主によるモラル・ハザードを招く恐れがある(須田 2000)。これは契約締結後の取引相手の行動に関して情報の非対称性が存在するためである。たとえば、契約締結後に株主によって会計数値が操作されていたとしても、債権者は財務諸表からその事実を完全には知り得ない。そのため、株主には会計数値を機会主義的に操作し、自身の富を高める余地が残される。とりわけ、負債契約においては純利益や純資産が嵩上げされ、過剰な配当の支払いが行われる可能性がある。

これまでの研究は会計数値が機会主義的に操作される可能性を示してきた⁹。たとえば、Burgstahler and Dichev (1997)は1976年から1994年までの米国企業のサンプルを用いて、企業がある種のベンチマークを達成するために利益調整を行うことを示唆している。彼らは報告利益の絶対額とその変化額をヒストグラムの形で分布させ、ゼロ付近で不規則性が観察されるかを検証した。検証の結果、どちらの分布においてもゼロより右の第1区間の頻度が異常に高い一方で、左の第1区間の頻度が極端に低いことが確認されている。これは、経営者が損失あるいは減益を回避するために利益増加型の利益調整を行っている可能性を示している。日本企業を対象とした研究には首藤(2000)が挙げられる。彼は1976年から1998年までのサンプルを用いて、Burgstahler and Dichev (1997)と同様の分析を行い、報告利益の絶対額と変化額どちらにおいてもヒストグラムのゼロ付近で不規則性があることを発見している。

さらに、いくつかの研究からは分配規制で定められた分配財源を捻出するために利益調整が行われていることを示す証拠が提示されている。たとえば、Daniel et al. (2008)は1992

⁹ 利益調整の方法やその動機については Dechow et al. (2010)や首藤 (2010, 2013)などが整理を行っているため、そちらを参照してほしい。

年から2005年までの米国企業を対象として、経営者が期待配当額を上回る純利益を計上するために裁量的会計発生高を通じた利益増加型の利益調整を行うことを示している。米国の分配規制では、純利益を上限として配当が認められていることを踏まえると、経営者は分配財源を捻出するために利益調整を行う可能性があると考えられる。河内山(2012)は1998年から2009年までの日本企業をサンプルとして、倒産直前期に配当を支払っていた企業の利益調整行動を分析している。彼は配当を行っている非倒産企業をコントロール企業として、倒産有配企業の利益調整行動を検証している。検証の結果、倒産有配企業の方がコントロール企業よりも裁量的会計発生高を用いた利益調整を行っていることが報告されている。さらに、裁量的会計発生高を控除した場合に会社法上の分配財源が負に転じるかを調査したところ、コントロール企業では1社も負に転落しなかったのに対して、倒産有配企業では20.9%が負の値になったことを発見している。

財務制限条項への抵触を避けるために利益調整が行われていることを示唆する研究もある。Press and Weintrop(1990)は1985年の米国企業を対象に、負債比率維持条項の制限値に接近している企業がどのような会計手続きを選択するかを調査した。その結果、負債比率が制限値に近い企業ほど利益増加型の会計手続きを選択していることが明らかとなった。Dichev and Skinner(2002)は1989年から1999年までの米国の大規模サンプルを用いて分析を行っている。彼らは財務制限条項に記載されている条件の実績値とその制限値の差をヒストグラムの形で分布させたところ、ゼロより左の第1区間の頻度が異常に低い一方で右の第1区間の頻度が極端に高いことを報告している。また、Sweeney(1994)は財務制限条項に実際に抵触した企業を分析の対象としている。彼女は1980年から1989年までの米国企業を対象に、財務制限条項に抵触した企業の会計手続き選択と条項に抵触しなかった企業の手続きの比較を行った。その結果、財務制限条項に抵触した企業ほど抵触前に利益増加型の会計手続きを選択していることを報告している。DeFond and Jiambalvo(1994)もまた財務制限条項に違反した企業を検証の対象としている。彼らの分析の特徴は会計発生高に着目している点である。1985年から1988年までの米国企業をサンプルとして分析を行ったところ、財務制限条項に違反した企業の違反直前期の裁量的会計発生高は有意な正の値を示していたことが報告されている。

3-2 モラル・ハザードの問題

契約当事者は契約締結後の互いの行動を完全には知ることができない。そのため、しばしばモラル・ハザードの問題が生じる。つまり、株主は自身にとって都合の良い会計数値を作り込むことで、企業から多額の配当を引き出すかもしれない。その結果、債権者が将来受け取るはずの資産が減少し、債権者は損を被ることになる。ただし、ここで重要なのはモラル・ハザードの問題は債権者だけでなく、企業、ひいては経済社会にも大きな影響を及ぼすということである(Watts and Zimmerman 1986; 須田 2000)。債権者が合理的であるなら、出資前に株主が機会主義的行動を取る可能性を考慮し、利子率を高め、出資額を抑制すると考えら

れる。この結果、負債による資金調達には大きな費用がかかるようになり、企業は十分な資金調達を行うことができなくなってしまう。

Mathur et al. (2013)は1970年から2005年までの米国企業をサンプルとして、配当利回りと負債コストの関係を調査している。具体的には、社債を発行する前の配当利回りの大きさが社債発行時のイールド・スプレッドにどのような影響を及ぼすかを検証している。検証の結果、配当利回りと社債のイールド・スプレッドとの間には非線形な関係があることが確認されている。つまり、配当利回りが低水準にある場合には配当利回りが高い企業ほど社債のイールド・スプレッドが低下する一方で、高水準にある場合には配当利回りが高い企業ほど社債のイールド・スプレッドは上昇する。彼らの発見事項は、債権者は配当をより多く支払っている企業に対して強い価格保護を行っていることを示している。

Bagnani et al. (1994)は1997年から2004年までの米国企業のサンプルを用いて、株主によるモラル・ハザードが生じる可能性が高まるにつれて、負債コストがどのように変化するかを検証している。彼女らは自社株を保有している経営者ほど株主の利益に即した行動をとるために、経営者持株比率が高い企業ほどモラル・ハザードが生じやすくなるとし、経営者持株比率と社債のリターン・プレミアムとの間には正の関係があると予想した。分析の結果、この予想と整合的な証拠を報告している¹⁰。Ortiz-Molina (2006)もまた、1994年から2000年までの米国企業を対象として経営者持株比率と社債のイールド・スプレッドとの間に正の関係があることを発見している。日本企業を対象とした研究としてはShuto and Kitagawa (2011)が挙げられる。彼らは1997年から2004年までのサンプルを用いて、経営者持株比率と社債のイールド・スプレッドとの間に正の関係があることを報告している。さらに、彼らは社債発行前に配当といった債権者に費用負担を強いる行動を取っている企業ほど経営者持株比率と負債コストとの間の正の関係が強まることを示している。これら一連の研究成果は株主によるモラル・ハザードの問題は企業の負債調達を難しくすることを示している。

負債契約におけるモラル・ハザードの問題は企業の資金調達だけでなく投資行動にも影響を及ぼしうる。これは企業の投資行動が資金調達の問題と密接に関係しているためである(Myers 1984; Myers and Majluf 1984; Hubbard 1998)。たとえば、いま任意の企業が図2-4の曲線Dのような投資案件を有しているとする。Dは正味現在価値が正の投資案件より構成されており、企業は投資収益率の高い案件から投資を行うため、右肩下がりの曲線である。他方、合理的な企業はD上で投資を行おうとするため、それに見合う資金が必要となる。ここで、企業は内部資金と外部資金の2種類の資金を利用することができる。内部資金には時間費用が発生しているため、市場におけるリスク調整済みの実質金利 C_0 の水準で横軸に対して水平な曲線となる。また内部資金に限りがある。ここではその資金量を IF_0 とする。このように内部資金には限度があるため、企業は外部資金を調達せざるをえない。いま外部資金の調達に追加的な費用がかからないとする。つまり、企業は曲線 S_0 だけ資金を投

¹⁰ ただし、Bagnani et al. (1994)は経営者持株比率が25%以上の場合には、経営者持株比率と社債のリターン・プレミアムとの間に有意な関係を発見できていない。

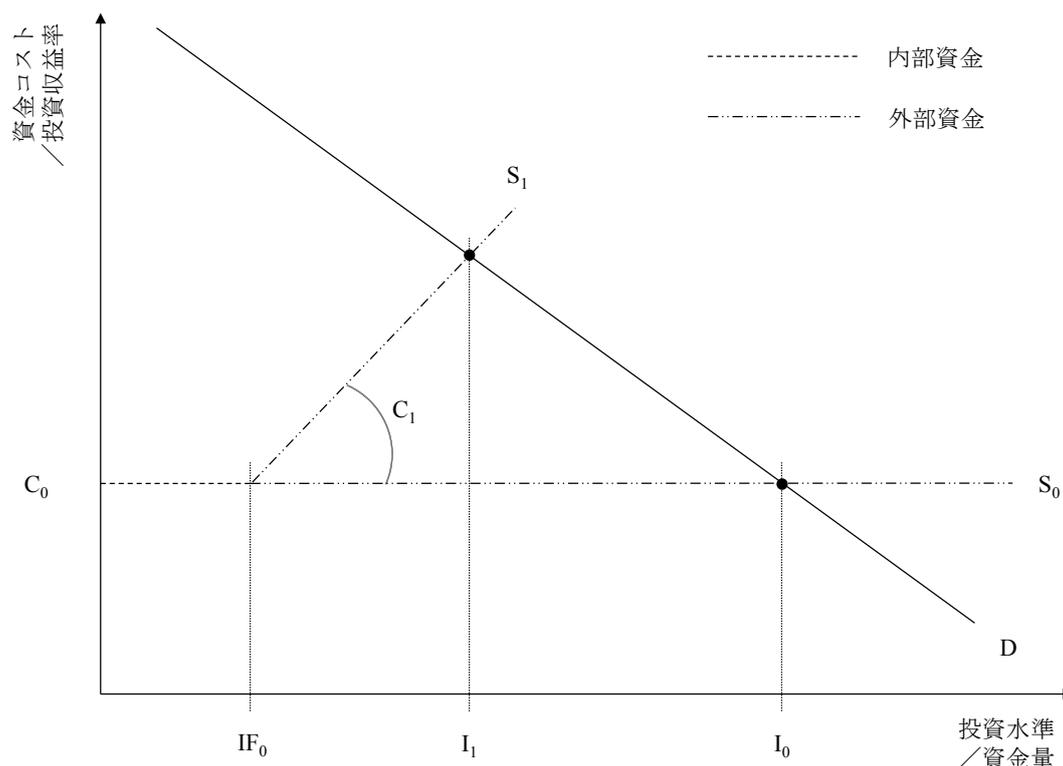


図2-4 資金調達と投資水準の関係

資に充てることができることとすると、企業の投資水準は I_0 になる。これに対して、モラル・ハザードの懸念が大きくなるにつれて債権者はリスク・ヘッジをするため、企業が外部から資金調達を行う際には費用がかかるようになる。仮にこの費用を C_1 とすると、企業が投資に充てることができる資金は曲線 S_1 のように変化し、投資水準は I_0 から I_1 のように減少してしまう。このように、モラル・ハザードの問題は企業の投資行動をも非効率的なものにする可能性がある。

Hoshi et al. (1991)は上記の議論に対して示唆に富む分析結果を提示している。彼らは1965年から1986年までの日本企業をサンプルとして、系列に属する企業とそうではない企業とで内部資金に対する投資の感応度が異なるかを検証している。内部資金に対する投資の感応度とは、投資水準が内部資金に対してどの程度左右されているかを示したものであり、投資の効率性の尺度の1つである¹¹ (Biddle and Hilary 2006)。彼らは系列に属する企業はその資金調達先が系列の中心に位置する都市銀行であり、都市銀行は系列企業の経営に深く関与できるため、資金供給後の情報の非対称性は軽微であると考えた。そして、系列企業ほど内部資金に対する投資の感応度が低いと予想している。分析の結果、この予想と整合的な証

¹¹ 図2-4で示したように、外部から資金を調達する際に費用がかかる場合、企業の投資水準は非効率的な値になる。これを費用がない場合の投資水準に近づけるためには、内部資金を大きくする必要がある。このように非効率的な投資が行われている企業ほど投資水準が内部資金に大きく依存することになる。つまり、内部資金に対する投資の感応度が高い企業ほど投資の効率性は低いといえる。

拠を発見している。裏を返せば、彼らの研究成果は債務者である企業が機会主義的行動を取る可能性が高くなるほど企業の投資水準は内部資金に依存することを示すものであり、その意味ではモラル・ハザードの問題が企業の投資行動にも影響を及ぼすことを示しているといえる。

第4節 負債契約における保守主義の役割

4-1 保守主義の経済的な役割

ここまで見てきたように、債権者と株主は異なる利益請求権を有しているために、配当政策に関して利害を異にする (Jensen and Meckling 1976)。つまり、株主は過剰な配当の支払いを要求する場合があるが、このような行為は債権者の返済に充てられるはずの資産を減少させることになるため、債権者はこの種の行動を好まない (Dhillon and Johnson 1994)。そこで、債権者は過度な配当を制限するために契約を結び、会計数値にもとづいてその監視を行う (Watts and Zimmerman 1986)。ただし、債権者は契約締結後の株主の行動を完全には知ることができないため、株主には機会主義的に会計数値を操作する余地が残されることになる。仮にこの種のモラル・ハザードが横行すれば、債権者は大きな損を被る。ただし、問題はそれだけではなかった。モラル・ハザードの問題は企業活動、ひいては経済社会全体に大きな影響を及ぼしうる (Watts and Zimmerman 1986; 須田 2000)。

では、保守主義は上記の問題に対してどのような役割を果たしうるのだろうか。本論文では、負債契約に伴う問題に対して保守主義は次の3つの役割を果たすと考える。1つ目は過剰配当抑制効果である。先にも述べた通り、株主への過度な配当の結果、債権者が多大な損失を被ることのないように契約が結ばれる。ただし、株主には会計数値を機会主義的に操作することで、債権者の富を搾取する機会が残されるため、必ずしも負債契約が債権者保護のために機能するかは定かではない (須田 2000)。こうした利益調整を抑制するために、保守主義は有効だと考えられる。保守主義は会計利益に下方バイアスをもたらすことで、利益増加型の利益調整の影響を軽減する。ゆえに、保守主義のような会計システムが存在する場合、配当財源の計算の基礎となる純利益や純資産の過大計上は抑制され、過剰な配当が支払われる可能性は低下すると考えられる (Watts 1993; Ahmed et al. 2002)。

2つ目は負債調達円滑化効果である。株主によるモラル・ハザードは債権者の返済に充てられるはずの資産を減少させてしまう。ただし、債権者が合理的であるならば、出資前に株主が機会主義的な行動を取る可能性を察し、利子率や資金供給量を変更することによってリスクをヘッジするのである。その結果、株主によるモラル・ハザードが生じる可能性が高まるにつれて、負債調達コストは高まり、企業の負債調達は抑制されてしまう (Watts and Zimmerman 1986; 須田 2000)。これに対して、保守主義のような会計システムが存在する場合、株主によるモラル・ハザードの問題は軽減されるため、債権者は過度なリスク・ヘッジ

を改める可能性がある。つまり、保守主義には企業による負債調達を円滑にする効果があると考えられる。

3つ目は投資行動効率化効果である。負債契約におけるモラル・ハザードの問題は企業の投資活動にも大きな影響を及ぼす。企業は投資を行う際、内部資金と外部資金を利用することができる。しかし、内部資金には限りがあるため、一部を外部資金に頼らざるを得ない。一方で、外部から資金を調達するには費用が伴う。先にも述べた通り、株主による機会主義的行動が横行するようになれば、債権者は資金供給を行う際に利子率を高め、資金供給量を減少させるようになる。すると、負債調達に伴う費用は増すことになり、企業の投資水準は過小になる (Myers 1984; Myers and Majluf 1984; Hubbard 1998)。他方、保守主義による下方バイアスは株主による機会主義的行動の問題を緩和し、企業が負債で資金調達をする際の費用を削減しうる。そのため、保守主義は過小投資を緩和し、企業の投資行動を効率的にするかもしれない。

以上のように、保守主義は負債契約において3つの役割を果たすことで、負債契約が適切に履行されない場合に生じる費用を削減し、その効率性を改善すると考えられる。ただし、無条件保守主義と条件付保守主義が等しくこれらの効果を有すのかについては議論の余地がある。2つの保守主義はともに純利益や純資産に下方バイアスをもたらすものの、そのタイミングと大きさには違いがある (Beaver and Ryan 2005; Chen et al. 2014)。純利益について見れば、無条件保守主義による下方バイアスは持続的だが、その影響は比較的小さい。他方、条件付保守主義の影響は一時的で大きい。純資産に関しては、無条件保守主義は条件付保守主義よりも早期にかつ大きな下方バイアスをもたらす。このように、無条件保守主義と条件付保守主義はともに純利益と純資産を過小に評価するものの、そのタイミングと大きさには差異があるため、これら2つの保守主義が同じように負債契約に伴う株主のモラル・ハザードの問題を軽減し、その効率性を改善するかは必ずしも定かではない。

4-2 米国における保守主義の効果

米国では、いくつかの研究によって負債契約における無条件保守主義と条件付保守主義の経済合理性が検証されている。その初期の研究としては Qiang (2007) を挙げることができる。彼女は 1982 年から 2002 年までの米国企業をサンプルとして、負債総額に占める私的負債の割合と無条件保守主義あるいは条件付保守主義の関係を検証している。彼女は保守主義が負債契約の効率性を高めるのであれば、私的負債の保有者は企業に保守的な会計処理を求めると予想した。検証の結果、無条件保守主義と私的負債の割合との間には有意な関係が確認されなかった一方で、条件付保守主義との間には正に有意な関係が観察されている。これと同様の検証結果は 1964 年から 2005 年までの米国企業を対象に分析を行った García Lara et al. (2009) でも報告されている。Nikolaev (2010) は財務制限条項の視点から Qiang (2007) や García Lara et al. (2009) に類似した分析を行っている。彼は保守主義が財務制限条項を伴う負債契約の効率性を改善するのであれば、財務制限条項が付されている企業ほど債

権者から保守主義が求められると予想した。1980年から2006年までの米国企業をサンプルとして、財務制限条項が付されている企業ほど条件付保守主義の程度が高くなることを発見している。これら一連の研究成果は、条件付保守主義は負債契約の効率性を改善する可能性があるのに対して、無条件保守主義にはそうした効果がないことを示唆している。

Zhang (2008)は保守主義が負債契約の効率性に及ぼす影響をより直接的に分析している。彼女は1994年から2003年までの米国企業を対象として、財務制限条項を伴う借入契約において無条件保守主義と条件付保守主義がどのような役割を果たすのかについて検証を行っている。彼女はまず保守主義が財務制限条項の抵触を回避しようとするような企業行動を抑制するかを分析した。具体的には、財務制限条項に抵触する可能性を高めるイベントが生じた時、保守主義の程度が高い企業とそうでない企業とで、財務制限条項に抵触する可能性に差があるかを検証している。検証の結果、条件付保守主義の程度が高い企業ほど財務制限条項に抵触する可能性が高い一方で、無条件保守主義と財務制限条項への抵触との間には有意な関係がないことが明らかになった。彼女はまた、保守主義のこうした機能が契約締結時の利子率の決定にどのような影響を及ぼすかを検証した。その結果、条件付保守主義の程度が高い企業ほど契約締結時の利子率スプレッドが小さい一方で、無条件保守主義と利子率スプレッドとの間には有意な関係がないことを報告している。これらの検証結果は条件付保守主義には負債調達円滑化効果が存在する一方で、無条件保守主義にはそうした効果がないことを示している¹²。

また、近年では投資行動効率化効果に関する検証も行われている。たとえば、García Lara et al. (2016)は条件付保守主義と投資の効率性との関係を検証している。先にも述べた通り、企業の資金調達と投資行動は密接に結びついており、企業が資金調達を行う際にかかる費用が大きいほど、その投資水準は過小になる(Myers 1984; Myers and Majluf 1984; Hubbard 1998)。裏を返せば、そうした費用を削減することができれば、投資の効率性は改善される。彼女らは1990年から2007年までの米国企業について分析を行ったところ、条件付保守主義の程度が高い企業ほど負債調達が円滑に行われ、その結果として過小投資が緩和されることを報告している。Balakrishnan et al. (2015)もまた保守主義が投資行動に及ぼす影響を検証している。彼らは特に資金調達環境に外生的なショックをもたらした世界金融危機に焦点を当て、条件付保守主義が金融危機による資金調達量の減少や投資水準の低下を緩和するかを検証した。2006年から2008年までの米国企業をサンプルとして分析を行ったところ、金融危機後、負債による資金調達は困難になり、それに伴って投資水準も低下しているが、条件付保守主義の程度が高い企業ではこうした金融危機の影響が小さいことが観察さ

¹² 一方で、Ahmed et al. (2002)は無条件保守主義が負債コストを低下させることを報告している。彼らは米国企業を対象に、無条件保守主義と社債の格付けの関係を検証した。1987年から1992年までと1993年から1998年までの2つの期間における無条件保守主義と社債の格付けとの関係を分析したところ、どちらの期間においても無条件保守主義の程度が高い企業ほど社債の格付けが高いことが明らかとなった。ただし、社債の格付けはあくまで格付け機関が設定したものであり、契約当事者の実際の評価ではない。そのため、格付けは負債コストの適切な代理変数とはいえないかもしれない。

れている。

4-3 日本における保守主義の効果

表2-2は負債契約における保守主義の効果を検証した研究をまとめたものである。このように米国では、株主のモラル・ハザードに起因する問題を解決するために条件付保守主義が機能する一方で、無条件保守主義は十分に機能していない証拠が提示されている。しかし、これらの分析結果は米国企業を対象としたものであって、そこで得られた証拠を日本に適用できるかは議論の余地がある。とりわけ、日本企業を対象とした研究からは米国とは異なる検証結果が得られている。たとえば、薄井(2004)は無条件保守主義と総資産に占める固定負債の割合との関係を分析している。彼は1968年から1975年、1976年から1990年、1991年から2001年の3つの期間を対象として分析を行ったところ、全ての期間で無条件保守主義と総資産に占める固定負債の割合の間には正に有意な関係があることを報告している。先のQiang(2007)の解釈を借りるならば、この結果は無条件保守主義には負債契約の効率性を改善させる効果が存在することを示唆している。また、大橋(2015b)は2006年から2012年までを分析期間とし、無条件保守主義の程度が高い企業ほど社債発行時のイールド・スプレッドが低いことを報告している。他方、条件付保守主義と社債のイールド・スプレッドの間には有意な関係は観察されていない。大橋(2015a)もまた2000年から2012年までのサンプルを用いて、条件付保守主義と長期借入金の利子率スプレッドの間には統計的に有意といえるほどの関係は確認されなかったことを報告している¹³。

では、なぜ日本と米国では検証結果が一貫していないのであろうか。無条件保守主義と条

表2-2 先行研究のまとめ

	米国		日本	
	無条件保守主義	条件付保守主義	無条件保守主義	条件付保守主義
配当政策				
コスト	× Zhang (2008)	○ Zhang (2008)	○ 大橋 (2015b)	× 大橋 (2015a) 大橋 (2015b)
負債調達				
調達量		○ Balakrishnan et al. (2015) García Lara et al. (2015)		
投資行動		○ Balakrishnan et al. (2015) García Lara et al. (2015)		

○は保守主義が有効であることを、×は有効ではないことを示す。

¹³ 大橋(2015a)は条件付保守主義と長期借入金の利子率スプレッドの間には10%水準で負に有意な関係があることを報告している。また、短期借入金に着目した場合には、1%水準で負に有意な関係があることを発見している。ただし、短期借入金は運転資金の側面が強いため、結果の解釈には注意が必要である。

件付保守主義はともに会計数値を過小評価することによって、株主によって会計数値にかけられた意図的なバイアスを相殺し、負債契約の効率性を改善すると予想される (Watts 2003)。ただし、前節で見たように、負債契約に利用されている会計数値は単一ではなく、また日本と米国では大きな違いがあった。分配規制について見れば、米国では期間利益基準という純利益を基礎とした規制が採用されている一方で、日本においては留保利益基準という純資産をもとにした規制が行われている (猪熊 2009)。財務制限条項に関しては、米国では支払利息に対する EBITDA の割合を一定水準以上に保たせることを求めた ICR 維持条項が利用されているのに対して (Demerjian and Owens 2016)、日本においては純資産を一定水準以上に維持することを定めた純資産維持条項が採用されている (中村・河内山 2013)。このように米国においては純利益、日本では純資産を基礎とした分配制限が設けられている。こうした契約内容の違いが、負債契約における無条件保守主義と条件付保守主義の効果に差異をもたらした可能性がある。

図2-5と2-6は、負債契約において用いられている会計数値の違いによって、無条件保守主義と条件付保守主義の効果がどのように変化するのかを図示したものである。なお、ここでは配当政策に関する債権者と株主の異なる選好を反映して、債権者が容認できる配当額 (債権者容認額) は株主が要求する額 (株主要求額) より低いものとする¹⁴。また、無条件保守主義の適用例として償却処理、条件付保守主義として減損処理を取り上げている (Ryan 2006; Ruch and Talyor 2015)。いま図2-5のように、分配可能額が純利益を限度として定められている場合を考える。株主は自身が要求する配当を得るために、会計数値を嵩上げし、株主要求額を上回る純利益 (調整純利益) を作り込もうとするであろう。これに対して、減損処理のような条件付保守主義が課される場合、純利益には一時的に大きな下方バイアスがもたらされる (減損後純利益)。この結果、純利益は株主要求額を下回り、債権者許容額に近づく。他方、償却処理といった無条件保守主義が求められている状況では、純利益は持続的に過小評価されるが、その影響は比較的小さい (償却後純利益)。そのため、純利益には債権者許容額に近づくほどの下方バイアスはもたらされない可能性がある。次に、図2-6のように配当可能額が純資産に等しい場合を検討する。純利益の時と同様、株主は自身が要求する配当額を企業から引き出すために、会計数値を機会主義的に操作し、株主要求額を上回る純資産 (調整純資産) を作り込もうとすると考えられる。一方で、償却処理のような無条件保守主義が要求されている場合、純資産には比較的早い段階で大きな下方バイアスがもたらされることになる (償却後純資産)。この結果、純資産は早期に債権者容認額に近づく。これに対して、減損処理といった条件付保守主義が課されている状況下では、経済的損失が発生した時点で純資産は大きく過小評価されることになるが、それまでは株

¹⁴ 本章の第2節でみたように、債権者と株主は配当政策を巡って利害が一致しない (Jensen and Meckling 1976)。つまり、株主は過度な配当を選好する場合があるが、このような行為は債権者の将来の受取額を減少させるため、債権者は消極的な配当政策を望む。そのため、債権者が許容する配当額は株主が求めるものよりも小さくなると考えられる。

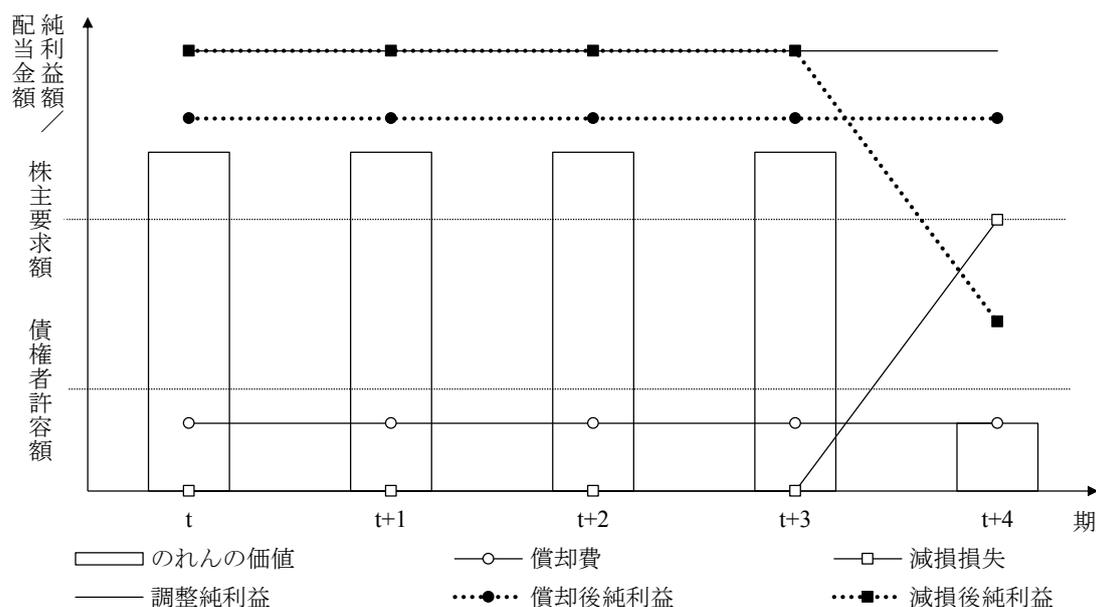


図2-5 純利益にもとづく負債契約とのれんの費用認識

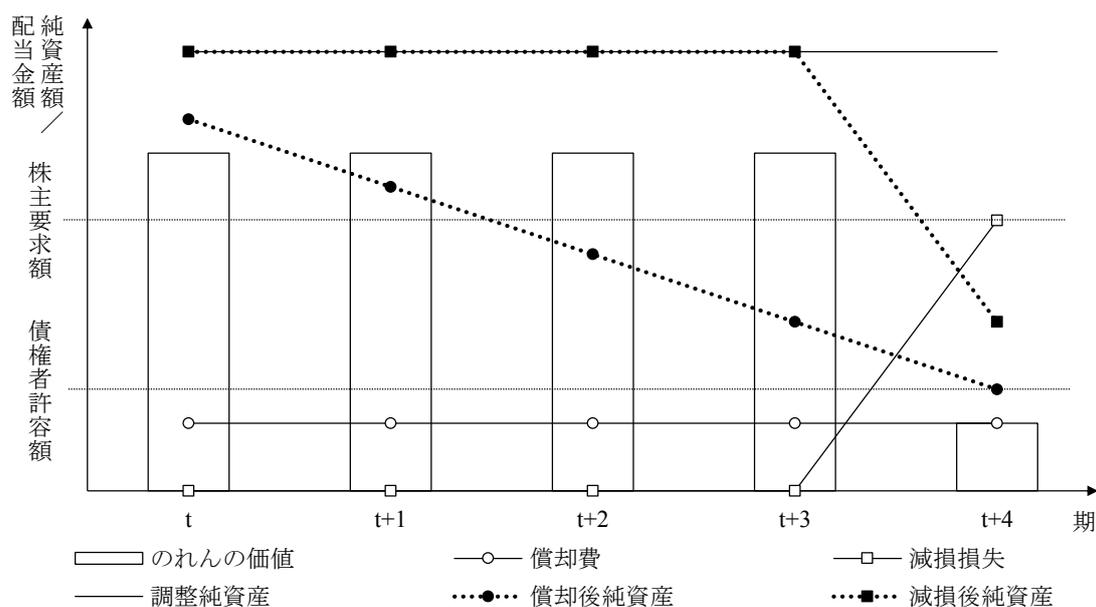


図2-6 純資産にもとづく負債契約とのれんの費用認識

主による意図的なバイアスを相殺することはできない。

以上のように、無条件保守主義と条件付保守主義はともに分配制限の計算の基礎として用いられている純利益と純資産に下方バイアスをもたらすものの、そのタイミングや大きさには違いがあるため、負債契約にどちらの会計数値が採用されるかによって2つの保守主義の効果は変化する。特に、米国のように純利益が配当財源の計算の基礎として用いられている場合、条件付保守主義は株主による利益操作を相殺しうるものの、無条件保守主義

にはそうした効果はない可能性が高い。これに対して、日本のように純資産にもとづいて配当制限が設けられている場合、無条件保守主義には株主の意図的なバイアスを相殺する効果が存在するが、条件付保守主義の効力は限定的であるかもしれない。このため、米国のような環境の下では条件付保守主義が負債契約の効率性の改善に寄与する一方で、日本においては無条件保守主義こそが契約の効率性を高めると予想される。仮にそうであるならば、基準設定機関による保守主義の排除、すなわち無条件保守主義の排除はとりわけ日本の経済社会に大きな影響をもたらす可能性がある。

ただし、上記の見解はあくまで仮説の域を出ない。表2-2で示した通り、日本企業を対象として負債契約における2つの保守主義の効果を検証した研究はごく僅かであり、それらの分析対象も一部に限られている。保守主義の排除が日本の経済社会にもたらす影響の究明という本論文の目的を踏まえれば、これらの点を検証する意義があろう。ゆえに、本論文では日本企業のデータを用いて、先に提示した保守主義の3つの効果について検証課題を設定し、その分析を行う。1つ目は過剰配当抑制効果である。株主は債権者の許容できない額の配当を求めることがある。債権者はこうした過度な配当を抑制するために、株主と契約を結び会計数値にもとづいてその監視を行う。しかし、株主と債権者との間には契約締結後の互いの行動に関して情報の非対称性が存在するため、株主は会計数値を嵩上げし多くの配当を得ることができるともかもしれない。他方、保守主義による下方バイアスは株主によるモラル・ハザードの問題を緩和し、過度な配当を抑制しうる。ただし、先に述べた見解に従えば、無条件保守主義と条件付保守主義がともに過剰配当抑制効果を有するのことは実証課題である。そこで、第1の検証課題として「無条件保守主義と条件付保守主義は過度な配当を抑制するか」を設定し、2つの保守主義と配当行動との関係を分析する。

2つ目は負債調達円滑化効果である。負債契約におけるモラル・ハザードの問題は債権者だけでなく、企業活動にも大きな影響を及ぼす。その1つが企業の資金調達活動への影響である。株主が機会主義的に行動し過剰な配当を受け取ろうとする場合、合理的な債権者は事前にその可能性を察知し、資金提供時の利子率や資金供給量を変化させる。この結果、企業が負債によって資金調達を行うのには大きな費用がかかるようになってしまう。これに対して、保守主義による下方バイアスは株主による会計数値に対する意図的なバイアスを相殺することで、負債契約に伴うモラル・ハザードの問題を軽減する効果がある。このため、保守主義は債権者による過剰なリスク・ヘッジを緩和し、企業の負債調達を円滑にするかもしれない。ただし、日本の負債契約を加味した場合、無条件保守主義と条件付保守主義が等しく負債調達円滑化効果を有するかは必ずしも明らかではない。そのため、本論文では2つ目の検証課題として「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の負債調達を円滑にするか」を設定し、2つの保守主義が企業の負債調達に及ぼす影響を検討する。

3つ目は投資行動効率化効果である。株主によるモラル・ハザードが生じる可能性が高まると、企業は負債によって資金調達を行うことが困難になる。このことは、間接的に企業の投資行動も非効率的になることを意味する。外部からの資金調達を行う際の費用が高くな

ると、企業は投資に回すことのできる資金を確保できなくなる。その結果、企業の投資水準はそうした費用がない場合と比べて過小になってしまう。これに対して、保守主義は負債契約に伴うモラル・ハザードの問題を緩和することによって、負債調達のコストの削減に寄与する。このことは、保守主義のような会計システムは企業の投資行動をも効率的にすることを意味する。ただし、無条件保守主義と条件付保守主義がともにこのような投資行動効率化効果を有するかは、負債契約の契約内容に依存する可能性がある。そこで、第3の検証課題として「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の投資行動を効率的にするか」を設定し、2つの保守主義と投資の効率性との関係を分析する。

第5節 本章のまとめ

本章では、負債契約において無条件保守主義と条件付保守主義がどのような役割を担い、その経済的な効果がどのようなものであるかを論じた。第2節ではまず、負債契約がなぜ必要とされるのか、そして負債契約において会計がどのような役割を果たすのかについて整理した。債権者と株主は異なる利益請求権を有している。そのため、配当政策に関して彼らは利害を異にする (Jensen and Meckling 1976)。株主は過剰な配当を要求する場合があるが、過度な配当の支払いには債権者の返済に充てられる資産の減少を意味するため、債権者はこのような行動を望まない。そこで、債権者は株主と契約を結ぶことによって、配当を制限しようとする。ただし、そのような契約を債権者と株主が結んだとしても、契約が適切に履行されているかを契約当事者が確かめることができなければ、契約の価値は無に帰してしまう。ここに会計に対する需要が生まれる。すなわち、会計数値にもとづいて当該契約の監視を行うのである (Watts and Zimmerman 1986)。とりわけ、配当を制限するための取り決めとしては分配規制と財務制限条項が用いられており、そのどちらにおいても会計数値が利用されていることが確認されている (Demerjian and Owens 2016; 伊藤 1996; 中村・河内山 2013)。

第3節では、負債契約における会計の限界について論じた。債権者と株主の間には契約締結後の互いの行動に関して情報の非対称性が存在するために、会計数値にもとづく監視は必ずしも完全なものとはいえない。債権者は契約締結後の株主の行動の全てを観察できるわけではないため、株主によるモラル・ハザードが生じる可能性がある。たとえば、会計数値にもとづいて配当可能額が算定されたとしても、株主は自身にとって都合の良いように会計数値を操作することでより多くの配当を得るかもしれない (Daniel et al. 2008; 河内山 2012)。また、第3節では、負債契約に伴うモラル・ハザードの問題がどのような影響をもたらすかについても議論を行っている。株主による機会主義的行動は債権者だけでなく、企業、ひいては経済社会全体に影響を及ぼす可能性がある (Watts and Zimmerman 1986; 須田 2000)。株主によるモラル・ハザードが起きた場合、債権者は資金の回収が困難となり損を

被る。ただし、合理的な債権者であれば資金供給を行う際にこの種の機会主義的行動が生じる可能性を事前に認識し、資金供給に当たって利率や資金供給量を変化させると考えられる。そのため、負債調達には大きな費用が伴うようになり、企業は有望な投資案件に投資を行えなくなってしまう可能性がある (Myers 1984; Myers and Majluf 1984; Hubbard 1998)。

第4節では、負債契約において保守主義が担いする役割とその経済的な効果に関して議論した。本論文では特に、負債契約に伴う問題に対して保守主義は次の3つの役割を果たすと予想した。すなわち、過剰配当抑制効果、負債調達円滑化効果、投資行動効率化効果である。ただし、無条件保守主義と条件付保守主義による下方バイアスには、そのタイミングや大きさに差異が存在するため、これら2つの保守主義が先に述べた3つの効果を等しく有するかは定かではなかった。とりわけ、米国を対象とした先行研究からは、条件付保守主義のみが負債契約の効率性を改善することが示されている一方で、日本に焦点を当てた研究からは相反する証拠が提示されていた。第4節では、日米の負債契約の契約内容の違いに焦点を当てて、この点に関する説明を試みている。また、その上で次の3つの検証課題を導出した。第1の課題は「無条件保守主義と条件付保守主義は過剰な配当を抑制するか」である。続く第2と第3の課題はそれぞれ「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の負債調達を円滑にするか」および「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の投資行動を効率的にするか」である。第4章以降では、これらの課題についての分析を行うこととする。

第3章 保守主義の代理変数

第1節 はじめに

保守主義は古くから会計実務に大きな影響を及ぼしてきたといわれているが(Watts 2003), 保守主義を可視化することができなかつたために, それが実際にどのような役割を担っているかについて明らかにされることは多くなかつた。しかし, 1990年代後半から2000年代初頭にかけていくつかの研究によって保守主義の定量化が行われるようになると, その流れは一変した。定量化された保守主義の変数を用いて数々の実証研究が行われるようになり, 保守主義の経済的な効果が明らかにされるようになっていったのである。

しかしながら, 計量経済学的手法にもとづく実証的なアプローチを採用する上では, 留意しておくべき点もある。そのひとつは変数の測定誤差, つまり保守主義の変数とその概念を適切に定量化できているかという問題である。仮にこれまでの研究によって考案された尺度が保守主義を適切に捉えることができていないのであれば, 得られた証拠から保守主義がもたらす経済的な効果を議論することに価値はない。加えて, 第1章で述べた通り, 保守主義には無条件保守主義と条件付保守主義という2種類の形態が存在することが指摘されており(Beaver and Ryan 2005; Ryan 2006), また基準設定機関が排除の対象としているのは無条件保守主義だと言われている(金森 2009)。本論文の目的は保守主義の排除による経済的影響の究明にあるため, これまで考案されてきた保守主義の代理変数が無条件保守主義と条件付保守主義のどちらを捉えているのかを整理しておく必要がある。

本章ではまず, 先行研究によって考案された5つの保守主義の代理変数を紹介する。具体的には, Basu (1997), Ball and Shivakumar (2005), Beaver and Ryan (2000), Givoly and Hayn (2000), Penman and Zhang (2002)のそれぞれが考案した尺度について説明する。また, これらの代理変数が無条件保守主義と条件付保守主義のどちらを捉えているのかについて整理を行い, 本論文で用いる保守主義の変数を決定する。なお, 本論文では無条件保守主義の代理変数として Beaver and Ryan (2000)が考案した尺度を, 条件付保守主義として Basu (1997)の尺度を用いる¹。続いて, 本論文で採用した無条件保守主義と条件付保守主義の代理変数のそれぞれが無条件あるいは条件付保守主義を示す会計処理方法と有意な関係にあるかを検証する。この検証によって, 本論文で用いる保守主義の変数が無条件保守主義と条件付保

¹ 厳密に言えば, 条件付保守主義の代理変数としては Khan and Watts (2009)が考案した尺度を用いている。これは, Basu (1997)のモデルからは産業・年や国・年の条件付保守主義の尺度は推定可能であるものの, 企業・年の尺度の推定は困難であるためである。他方, Khan and Watts (2009)は Basu (1997)のモデルを基礎として, 企業・年の条件付保守主義の尺度を考案し, それらが Basu (1997)の尺度と有意な関係にあることを報告している。本論文では, 保守主義の企業・年のクロスセクションの差が企業の配当政策, 負債調達, 投資行動に及ぼす影響の検証を試みるため, Basu (1997)のモデルを基礎とした Khan and Watts (2009)の尺度を採用している。なお, この点に関する詳しい議論は本章の第4節を参照してほしい

守主義という概念を適切に捉えているかを確認する。

本章の構成は次の通りである。第2節では、これまでに考案された変数について紹介し、それらの変数が無条件保守主義と条件付保守主義のどちらを捉えているのかを整理する。第3節および第4節では、本論文が用いる無条件保守主義と条件付保守主義の変数を設定し、それらの変数の推定を行う。第5節では、第3節と第4節で推定した変数がそれぞれ無条件あるいは条件付保守主義を示す会計処理方法と関連しているかについて検証を行う。第6節は本章のまとめである。

第2節 保守主義の代理変数の整理

2-1 Basu (1997)の尺度

保守主義に関する実証研究で最も用いられている変数は Basu (1997)が考案した尺度であろう。Wang et al. (2009)によれば、2009年までに査読付きの学術雑誌に公表された53本の論文のうち36本で Basu (1997)の尺度が用いられているという。Basu (1997)は保守主義を「経済的損失 (bad news) より経済的利益 (good news) に対して高い検証可能性を求める会計人の傾向」(Basu 1997, p.4)と捉え、会計利益が経済的利益より経済的損失をいかに適時的に認識するかを操作化することで保守主義を定量化している。具体的には、式(3-1)を最小2乗 (Ordinary Least Squares; OLS) 推定することで保守主義の尺度を算出している。

$$X_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} \times R_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (3-1)$$

$X_{i,t}$: t期当期純利益 ÷ t-1期末時価総額

$D_{i,t}$: $R_{i,t}$ が負であれば1 それ以外は0を取るダミー変数

$R_{i,t}$: t期末の9カ月前を始点とした12カ月間のバイアンドホールド・リターン

経済的利益や経済的損失を観察することはできないため、Basu (1997)ではそれらの代わりに $R_{i,t}$ が用いられている。つまり、 $R_{i,t}$ が0以上である場合、経済的利益が生じていることを意味し、 $R_{i,t}$ が負であるなら経済的損失が発生していると考える。式(3-1)において、経済的利益が発生している場合、 $D_{i,t}$ は0を取る。そのため、会計利益が経済的利益をどの程度適時的に認識しているかは $R_{i,t}$ の係数で示される。他方、経済的損失が生じている場合には $D_{i,t}$ は1を取るため、会計利益が経済的損失をどれだけ適時的に認識しているかは $R_{i,t}$ と $D_{i,t} \times R_{i,t}$ の係数の和によって表されることになる。また、会計利益が経済的利益に比べて経済的損失をどれだけ適時的に認識しているかは $D_{i,t} \times R_{i,t}$ の係数によって捉えられており、そのため当該係数が保守主義の程度を表しているといえる。つまり、 $D_{i,t} \times R_{i,t}$ の係数が正に大きくなるほど、保守主義の程度も高い。ここでは $D_{i,t} \times R_{i,t}$ の係数を CON1 と呼ぶ。

2-2 Ball and Shivakumar (2005)の尺度

Ball and Shivakumar (2005)は英国企業を対象として、公開企業と非公開企業とで保守主義の程度に差があるかを検証している。ただし、非公開企業では株価データを入手できないため、Basu(1997)の尺度を用いることができない。そこで、彼らは会計発生高と営業キャッシュ・フローとの関係に着目して、代替的な保守主義の尺度を考案している。

会計発生高にはキャッシュ・フローのノイズを緩和する役割がある(Dechow et al. 1998)。たとえば、当期に多額の設備投資を行った企業の当期キャッシュ・フローは恒常的な水準から下方に大きく乖離する。また、これらの投資が次期以降にキャッシュ・フローをもたらすのであれば、次期以降のキャッシュ・フローは恒常的な水準から上方に大幅に乖離することになる。他方、会計発生高は費用と収益を対応させることによって、このようなキャッシュ・フローの一時的な変動を緩和する。ここから得られる示唆は、同時期の会計発生高とキャッシュ・フローには負の関係があるということである(Dechow 1994)。

ただし、Ball and Shivakumar (2005)は会計利益が経済的利益(経済的損失)を適時的に認識する場合、同時期の会計発生高とキャッシュ・フローの間には正の関係が観察されると指摘している。たとえば、有形固定資産から得られるキャッシュ・フローは一定期間持続する傾向がある。これは当期キャッシュ・フローが将来キャッシュ・フローと正に相関することを意味する。そのため、経済的利益(経済的損失)、すなわち期待将来キャッシュ・フローが会計発生高を通じて会計利益に適時的に認識される場合、同時期の会計利益とキャッシュ・フローは正の関係を持つ。

Basu(1997)によれば、保守主義の下では経済的損失は経済的利益よりも適時的に会計利益に認識されるとのことであった。これを会計発生高と営業キャッシュ・フローとの関係について言い換えるならば、営業キャッシュ・フローが正の場合には同時期の会計発生高と営業キャッシュ・フローに負の関係が生じる一方で、営業キャッシュ・フローが負の時にはそれらには正の関係が現れることが予想される。このような関係に着目して、Ball and Shivakumar (2005)は保守主義の定量化を行っている。具体的には、式(3-2)をOLS推定することで保守主義の尺度を算出している。

$$ACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DCFO_{i,t} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (3-2)$$

$ACC_{i,t}$: t期会計発生高 ÷ t-1期末総資産

$DCFO_{i,t}$: $CFO_{i,t}$ が負であれば1 それ以外は0を取るダミー変数

$CFO_{i,t}$: t期営業キャッシュ・フロー ÷ t-1期末総資産

経済的利益が発生した場合、 $CFO_{i,t}$ が0以上と考えられるため、 $DCFO_{i,t}$ は0を取る。よって、経済的利益に対する会計利益の適時性は $CFO_{i,t}$ の係数で表される。他方、経済的損失が生じている時には $CFO_{i,t}$ が負となり $DCFO_{i,t}$ は1を取る。会計利益が経済的損失をどれほど

適時的に認識しているかは $CFO_{i,t}$ と $DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t}$ の係数の和によって表される。また、 $DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t}$ の係数は会計利益が経済的利益に対して経済的損失をどのくらい適時的に捉えているかを示しており、保守主義の程度を表している。つまり、保守主義の程度が高くなるほど、 $DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t}$ の係数は正に大きくなる。ここではこの係数を CON2 とする。

2-3 Beaver and Ryan (2000) の尺度

Beaver and Ryan (2000) は簿価時価比率を基礎として保守主義の尺度を定量化している。保守主義は経済的利益と経済的損失を非対称に認識することによって会計利益に下方バイアスを加える。貸借対照表と損益計算書が連繫していることを想定すれば、保守主義は純資産時価に比べて純資産簿価を低めに評価するといえる。よって、他の条件が一定であるとすれば、保守主義の程度が高くなるほど簿価時価比率は低くなると考えられる。

ただし、Ryan (1995) は純資産時価と純資産簿価との差の全てが保守主義によってもたらされるわけではないと指摘している。彼は純資産簿価と時価の差である簿価時価比率をラグ要素 (lag component) とその他の要素に分解し、ラグ要素による下方バイアスは時間の経過とともに消滅する一方で、その他の要素による下方バイアスは簿価時価比率に持続的な下方バイアスをもたらすことを発見しており、後者が保守主義を捉えていると述べている。この主張の下に、Beaver and Ryan (2000) は保守主義の定量化を試みている。具体的には、Ryan (1995) でその他の要素と呼ばれていたものをバイアス要素 (bias component) と呼び、式(3-3) を OLS 推定することでバイアス要素とラグ要素を算出している。

$$BTM_{i,t} = \alpha_t + \alpha_i + \sum_{j=0}^6 \beta_j R_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}, \quad (3-3)$$

$BTM_{i,t}$: t 期末純資産 ÷ t 期末時価総額

α_t : 時間効果

α_i : 企業効果

$R_{i,t-j}$: t-j 期首を始点とした 12 カ月間のバイアンドホールド・リターン

Beaver and Ryan (2000) によれば、ラグ要素は $R_{i,t-j}$ の係数、バイアス要素は α_i で捉えられるという。彼らは推定期間を 6 期間として式(3-3)を推定し α_i を算出している。そして、保守主義の代表的な会計処理方法と α_i の関係を調査している。具体的には、有形固定資産の減価償却に加速償却を採用しているかを表すダミー変数および研究開発支出と広告宣伝支出の一括費用計上額を α_i に回帰させたところ、それらの間には有意な負の関係があったことを報告している。なお、 α_i が小さくなるほど純資産簿価にもたらされる下方バイアスが大きくなることを意味するため、保守主義の程度が高いほど α_i は小さくなる。ここでは α_i に -1 を乗じたものを CON3 と呼ぶ。

2-4 Givoly and Hayn (2000)の尺度

Givoly and Hayn (2000)は会計発生高の特徴に着目して保守主義の定量化を行っている。会計利益とはキャッシュ・フローと会計発生高の和であるが、会計利益を構成する要素である会計発生高には平均回帰的な特徴が存在する。つまり、企業が事業を開始してから清算するまでの間でみれば、会計利益の合計額とキャッシュ・フローの合計額は等しくなる。そのため、これらの差である会計発生高を事業の開始時から清算時まで累積すれば、その値は0になる。こうした特徴にもとづけば、ある程度の期間で累積した会計発生高の合計値もまた0に近づくと考えられる。

しかし、Givoly and Hayn (2000)は会計発生高を長期間累積しても0には近づかず、むしろ負の方向に大きくなっていることを発見している。彼らはこの検証結果が保守主義の影響によるものであると指摘している。保守主義の下では、会計利益は過小に評価される。こうした過小評価の原因はキャッシュ・フローによるものではなく、会計発生高によるものである。ゆえに、保守主義の程度が高ければ会計発生高の累積値も0ではなく負に大きくなるというわけである。なお、Givoly and Hayn (2000)は会計発生高の累積期間を比較的長期にしているが、彼らの尺度を保守主義の代理変数として用いている研究の多くはサンプル・バイアスの問題から累積期間を一定期間に短縮させている (Mensah et al. 2004; Ahmed and Duellman 2007, 2011, 2013; Zhang et al. 2008; Beatty et al. 2009)。具体的には、式(3-4)のように保守主義の尺度を算出している。

$$ACACC_{i,t} = \sum_{j=0}^k ACC_{i,t-j} \times (-1), \quad (3-4)$$

ACACC_{i,t}: t期累積会計発生高

ACC_{i,t}: t期減価償却費控除前会計発生高 ÷ t-1期末総資産

会計発生高の累積値が負になれば保守主義の程度は高くなるため、式(3-3)ではACC_{i,t-j}に-1を掛けることで、保守主義の程度が大きくなるほどACACC_{i,t}も正に大きくなるように調整が施されている。なお、ACC_{i,t-j}は減価償却控除前の値であることに注意が必要である。これは減価償却費の源泉である設備投資の取得や売却は営業キャッシュ・フローではなく投資キャッシュ・フローに反映されるためである。つまり、減価償却費を会計発生高の算出に含めてしまうと、Givoly and Hayn (2000)が想定していた会計利益とキャッシュ・フローの関係が崩れることになり、会計発生高はそもそも平均回帰的な特徴を有さなくなってしまう。そのため、ACC_{i,t-j}の計算にあたっては減価償却費を控除していない。ここではACACC_{i,t}をCON4とする。

2-5 Penman and Zhang (2002)の尺度

Penman and Zhang (2002)は企業の秘密積立金 (hidden reserves) を推定することで、保守主

義の変数を算出している。秘密積立金とは資産や収益を過小に評価し、負債や費用を過大に評価することによってもたらされる利益の留保である。彼らは秘密積立金の源泉が保守主義にあるとし、秘密積立金を推定することで保守主義を定量化している。具体的には、式(3-5)のように秘密積立金を推定している。

$$ER_{i,t} = (INV_{i,t}^{res} + RD_{i,t}^{res} + ADV_{i,t}^{res}) \div NOA_{i,t}, \quad (3-5)$$

$ER_{i,t}$: t 期推定秘密積立金

$INV_{i,t}^{res}$: t 期棚卸資産積立金

$RD_{i,t}^{res}$: t 期研究開発積立金

$ADV_{i,t}^{res}$: t 期広告宣伝積立金

$NOA_{i,t}$: t 期末営業資産 - t 期末営業負債

$INV_{i,t}^{res}$ は財務諸表の注記に記載されている後入先出法引当金 (last in, first out reserve) である²。 $RD_{i,t}^{res}$ は研究開発投資を全額資産化し、毎期一定の償却率で償却したと仮定した場合の償却後研究開発資産額である。なお、Penman and Zhang (2002)では残存価額0、償却期間5年として研究開発資産を定額償却している。次に $ADV_{i,t}^{res}$ は広告宣伝支出を全額資産化し、残存価額0、償却期間2年として当該資産を定額償却した後の償却後広告宣伝資産額を指す。 $INV_{i,t}^{res}$ 、 $RD_{i,t}^{res}$ 、 $ADV_{i,t}^{res}$ はそれぞれ積立金そのものを示すため、 $ER_{i,t}$ が大きくなるほど保守主義の程度も大きくなるといえる。ここでは $ER_{i,t}$ を CON5 と呼ぶ。

2-6 保守主義の代理変数の分類

ここまで見てきたように、先行研究は様々な方法で保守主義の定量を試みてきた。しかし、これまでに考案された保守主義の尺度が無条件保守主義と条件付保守主義のどちらを捉えているのかについて、これらの先行研究は議論を行っていない。基準設定機関が排除の対象としているものが無条件保守主義であることをもってすれば、研究上もこれらを区別する必要がある。よって、ここでは先に紹介した保守主義の変数が保守主義のどの側面を捉えているのかについて整理する。

第1章で述べた通り、無条件保守主義とは経済的損失の発生の有無とは無関係に費用を認識する形態の保守主義であり、条件付保守主義とは経済的損失が生じた時点でその費用化を行う形態の保守主義である。つまり、無条件保守主義と条件付保守主義の大きな違いは経済的損失の発生をメルクマールとして費用認識を行うか否かである。本論文ではこの点に着目して、先に挙げた保守主義の尺度の分類を行う。

² 棚卸資産の評価にあたって後入先出法 (last in, first out) を採用した場合には、米国では時価と後入先出法による帳簿価額との差額を財務諸表に注記することが定められている (Regulation S-X Rule5-20)。この差額は後入先出法引当金と呼ばれている (青木 1994)。

CON1 と CON2 はそれぞれ、経済的利益に対して経済的損失が会計利益にどの程度適時的に認識されるかを捉えるものであった。つまり、経済的損失が生じた場合、会計利益がそれを適時的に認識していれば CON1 と CON2 は大きくなる。この意味では、CON1 と CON2 は条件付保守主義の変数であるといえる。実際に、無条件保守主義と条件付保守主義を明確に区別して分析を行っている研究は CON1 を条件付保守主義の変数として用いている (Pae 2007; Ahmed and Duellman 2013; Francis et al. 2013; Chen et al. 2014; 大橋 2015a, b)。また、CON2 の考案者である Ball and Shibakumar (2005)は条件付保守主義の変数として CON2 を用いている。

CON3 は純資産時価に比べて純資産簿価がどれだけ過小評価されているかを捉えている。純資産簿価が純資産時価よりも過小になるのは、経済的損失の発生の有無とは無関係に費用認識がなされているからである。経済的損失が生じたタイミングでその費用化がなされるのであれば、純資産簿価と純資産時価は等しくなるであろう。そのため、CON3 は無条件保守主義の変数だといえる。なお、Beaver and Ryan (2000)は CON3 と無条件保守主義を表す会計処理方法には有意な関係があることを報告している³。また、これまでの研究も CON3 を無条件保守主義の尺度として用いている (Pae 2007; Ahmed and Duellman 2013; Francis et al. 2013; 大橋 2015a, b)。

続いて CON4 であるが、これは会計発生高が持続的に負の値を示すかを捉えたものであった。保守主義の下では会計利益は過小に評価されることになるが、こうした過小評価は会計発生高によってもたらされる。ただし、CON2 とは異なり、CON4 は経済的損失の発生を考慮していない。そのため、彼らが考案した尺度は条件付保守主義ではなく無条件保守主義を捉えていると考えられる。先行研究では CON4 は無条件保守主義の代理変数として使用されている (Ahmed and Duellman 2013; Francis et al. 2013; Chen et al. 2014)。

最後は CON5 である。Penman and Zhang (2002)は秘密積立金を保守主義の代理変数とし

表 3-1 保守主義の変数の分類

先行研究	変数名	無条件保守主義	条件付保守主義
Basu (1997)	CON1		○
Ball and Shibakumar (2005)	CON2		○
Beaver and Ryan (2000)	CON3	○	
Givoly and Hayn (2000)	CON4	○	
Penman and Zhang (2002)	CON5	○	

³ Beaver and Ryan (2000)は有形固定資産の減価償却に加速償却が採用されているかを示すダミー変数および研究開発支出と広告宣伝支出の一括費用計上額を CON3 に回帰したところ、それらの間には有意な関係があることを報告している。加速償却や研究開発支出の一括費用計上は無条件保守主義の代表的な会計処理方法である (Ryan 2006; Ruch and Talyor 2015)。

ている。秘密積立金の構成要素である棚卸資産積立金、研究開発積立金、広告宣伝積立金は経済的損失の発生とは無関係に費用認識がなされたことによって生じる。ゆえに、CON5は無条件保守主義を表しているといえるであろう。なお、これまでの研究でもCON5は無条件保守主義の変数として用いられている（Pae 2007）。

表3-1はここまでの議論をまとめたものである。本論文はCON1およびCON2を条件付保守主義、CON3、CON4、CON5を無条件保守主義の代理変数として扱う。なお、いくつかの先行研究ではこれらの変数間の相関関係が示されている。たとえば、Brown et al. (2006)は1993年から2004年までの20の国々を対象に、各国の保守主義の程度を算出している。彼らは保守主義の尺度としてCON1とCON2を使用しており、これらの尺度の間には正の関係があることを示している。また、Wang et al. (2009)は1989年から2007年までの米国企業を対象として、CON3、CON4、CON5の相関係数を報告しており、それら3つの変数の間には正に有意な関係があることを示している。これらの検証結果はCON1とCON2、あるいはCON3、CON4、CON5はそれぞれ保守主義の同じ側面を捉えていることを示唆しており、本章の先の見解と整合的である。

第3節 無条件保守主義の代理変数の推定

3-1 無条件保守主義の変数

本節では本論文で用いる無条件保守主義の代理変数を決定し、その推定を行う。前節までで議論したように、無条件保守主義を捉える変数としては、CON3、CON4、CON5の3つが挙げられる。本論文ではこれらのうちCON3を無条件保守主義の変数として用いる⁴。これには以下の2つの理由がある。

第1に、CON5は日本のデータを用いては推定できないという点である。CON5の推定には後入先出法引当金のデータが必要となるが、これは米国基準に依拠した財務諸表でしか開示されていない。そのため、日本基準を採用した企業の財務諸表からはCON5を算出することはできない⁵。第2に、先行研究との比較可能性である。2009年までに査読付きの学術雑誌に公表された論文を調査したWang et al. (2009)によれば、24.5%の論文が保守主義の尺度としてCON3を使用していたのに対して、CON4とCON5を用いていたのはそれぞれ18.9%と17.0%であったという。また、日本企業を対象とした全ての研究において無条件保守主義の変数としてCON3が採用されている（薄井 2004; 大橋 2015a, b）。このように、無条件保守主義の変数としてはCON3が最も広く用いられている。そのため、先行研究との

⁴ ただし、本論文では検証結果の頑健性を確認するために、第4章から第7章までの実証分析においてCON4を用いた分析も行っている。CON4の算出に関しては本章の補節を参照してほしい。

⁵ また、日本では2010年4月1日以降に開始する事業年度から後入先出法の使用が禁止されている（企業会計基準委員会 2008）。

比較可能性という点からすれば、CON3を用いることが妥当だといえる。

ただし、Beaver and Ryan (2000)で提示された式(3-3)の推定期間と $R_{i,t-j}$ のラグ期間をそのまま用いると、サンプル・バイアスの問題が生じかねない。そこで本論文ではこれらの問題を緩和するために、式(3-3)の推定期間と $R_{i,t-j}$ のラグ期間を短縮し、CON3の推定を行っている。具体的には、推定期間を3期間、 $R_{i,t-j}$ のラグを3期間とし、式(3-6)についてOLS推定することによって α_i を算出している。

$$BTM_{i,t} = \alpha_i + \alpha_t + \sum_{j=0}^2 \beta_j R_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}, \quad (3-6)$$

$BTM_{i,t}$: t 期末自己資本 ÷ t 期末時価総額

α_t : 時間効果

α_i : 企業効果

$R_{i,t-j}$: t-j 期首を始点とした12カ月間のバイアンドホールド・リターン

3-2 サンプルと記述統計量

式(3-6)を推定するために、2003年から2013年までの各年で表3-2の規準を満たす企業・年を抽出する。サンプルは日本経済新聞社が提供するNEEDS-FinancialQUESTから収集している。①から⑥まではサンプル間における式(3-6)の推定の条件を同一にするためのものである。また、 $\alpha_{i,t}$ を算出するためにはt-2期からt期までのデータを用いて式(3-6)を推定する必要がある。そのため、⑥を条件として追加している。⑤の規準については日経業種分

表3-2 サンプル抽出

パネルA: 2003年から2008年までのサンプル

規準	2003	2004	2005	2006	2007	2008
①日本市場に上場している	3,683	3,782	3,866	3,992	4,019	3,935
②日本基準を採用している	3,453	3,553	3,624	3,751	3,801	3,732
③決算月数が12カ月	3,437	3,541	3,605	3,720	3,751	3,671
④3月決算である	2,521	2,551	2,554	2,609	2,600	2,539
⑤金融業に該当しない	2,473	2,497	2,499	2,554	2,545	2,484
⑥式(3-6)の変数が過去3期間に渡って入手可能	2,118	2,093	2,117	2,149	2,183	2,177

パネルB: 2009年から2013年までのサンプル

規準	2009	2010	2011	2012	2013
①日本市場に上場している	3,804	3,702	3,645	3,602	3,601
②日本基準を採用している	3,606	3,510	3,641	3,414	3,399
③決算月数が12カ月	3,557	3,460	3,413	3,357	3,341
④3月決算である	2,465	2,393	2,361	2,317	2,286
⑤金融業に該当しない	2,413	2,341	2,311	2,270	2,243
⑥式(3-6)の変数が過去3期間に渡って入手可能	2,165	2,158	2,158	2,180	2,186

表3-3 各変数の平均値

	BTM _{i,t}	R _{i,t}	R _{i,t-1}	R _{i,t-2}	N
2003	1.565	-0.070	0.010	0.041	6,354
2004	1.470	0.176	-0.071	0.017	6,279
2005	1.269	0.286	0.177	-0.075	6,351
2006	0.956	0.462	0.291	0.179	6,447
2007	0.884	0.182	0.470	0.296	6,549
2008	1.017	0.006	0.184	0.478	6,531
2009	1.365	-0.225	0.005	0.179	6,495
2010	1.541	-0.064	-0.227	0.002	6,474
2011	1.589	0.040	-0.064	-0.231	6,474
2012	1.463	0.169	0.042	-0.066	6,540
2013	1.417	0.130	0.175	0.045	6,558

BTM_{i,t}はt期末自己資本 ÷ t期末時価総額, R_{i,t-j}はt-j期首を始点とした12カ月間のバイアンドホールド・リターンである。なお, BTM_{i,t}の最大値が4最小値が0になるよう, R_{i,t-j}の最小値が0になるようにウィンソライズを施している。

表3-4 各年の推定結果

	R _{i,t}	R _{i,t-1}	R _{i,t-2}	Year	Firm	Adj-R ²	N
2003	-0.629	-0.268	-0.157	included	included	0.895	6,354
	[-23.165]***	[-18.287]***	[-13.528]***				
2004	-0.511	-0.362	-0.190	included	included	0.885	6,279
	[-27.922]***	[-16.113]***	[-16.153]***				
2005	-0.513	-0.379	-0.152	included	included	0.853	6,351
	[-30.207]***	[-21.911]***	[-9.081]***				
2006	-0.313	-0.234	-0.148	included	included	0.861	6,447
	[-24.647]***	[-17.422]***	[-13.177]***				
2007	-0.247	-0.150	-0.065	included	included	0.893	6,549
	[-25.295]***	[-20.303]***	[-10.452]***				
2008	-0.308	-0.225	-0.110	included	included	0.823	6,531
	[-17.667]***	[-13.292]***	[-10.890]***				
2009	-0.805	-0.295	-0.227	included	included	0.812	6,495
	[-26.041]***	[-11.726]***	[-11.071]***				
2010	-0.679	-0.389	-0.139	included	included	0.881	6,474
	[-32.694]***	[-15.150]***	[-7.828]***				
2011	-0.766	-0.532	-0.143	included	included	0.925	6,474
	[-36.739]***	[-28.763]***	[-6.058]***				
2012	-0.670	-0.511	-0.345	included	included	0.943	6,540
	[-27.014]***	[-22.985]***	[-19.800]***				
2013	-0.514	-0.312	-0.177	included	included	0.929	6,558
	[-26.896]***	[-20.110]***	[-14.280]***				

BTM_{i,t}はt期末自己資本 ÷ t期末時価総額, R_{i,t-j}はt-j期首を始点とした12カ月間のバイアンドホールド・リターンである。なお, BTM_{i,t}の最大値が4最小値が0になるよう, R_{i,t-j}の最小値が0になるようにウィンソライズを施している。また, 括弧内はt統計量を示しており, t統計量は不均一分散に対する補正を施した標準偏差を用いている(White 1980)。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

類の中分類コードを用いている⁶。なお、Beaver and Ryan (2000)に倣って $BTM_{i,t}$ の最大値が 4, 最小値が 0 になるよう, $R_{i,t-j}$ の最小値が 0 になるようにウィンソライズを施している。

表 3-3 は各変数の平均値を各年で示したものである。 $BTM_{i,t}$ について見てみると, 平均値は 0.884 (2007 年) から 1.589 (2011 年) の間で推移している。2007 年までは $BTM_{i,t}$ の平均値は低下傾向にあるものの, 2007 年を境としてその後は上昇している。これは, 2008 年 9 月のリーマン・ショックに端を発した世界金融危機や 2011 年 3 月に起きた東日本大震災によるものと思われる。 $R_{i,t}$ の平均値は -0.225 (2009 年) から 0.462 (2006 年) で推移しており, これもまた $BTM_{i,t}$ と同じような傾向を見せている。

3-3 推定結果

表 3-4 は式(3-6)を各年で推定した結果を示したものである。Beaver and Ryan (2000)および Ryan (1995)の予想と整合して, $R_{i,t-j}$ の係数はすべて負に有意な値を取っており, また j が大きくなるにつれて $R_{i,t-j}$ の係数は 0 に近づいていることがわかる。これは, 式(3-3)の推定期間や $R_{i,t-j}$ のラグ期間を短くしてもなお, Beaver and Ryan (2000)のモデルが有効であることを示している。また, 自由度調整済決定係数 (Adj-R²) に目を向けると, 非常に高い値を示している。たとえば, 2013 年の値は 0.929 である。一方で, α_i を含まなかった場合, 2013 年の Adj-R² は 0.081 であった。このことは α_i が $BTM_{i,t}$ のクロスセクションの変化に大きな影響を及ぼしていることを示唆している。

表 3-5 は式(3-6)の推定によって得られた α_i の記述統計量を示したものである。なお, 無条件保守主義の尺度が大きくなるほど α_i は小さい値を取るため, α_i に -1 を乗じたものを $UCC_{i,t}$ とする。 $UCC_{i,t}$ は式(3-6)の α_i であるため, 平均値は 0 となっている。

表 3-5 無条件保守主義の尺度

	Mean	StdDev	Min	25%	Median	75%	Max	N
2003	0.000	0.914	-2.580	-0.545	0.173	0.693	1.796	2,118
2004	0.000	0.865	-2.571	-0.490	0.156	0.648	1.717	2,093
2005	0.000	0.741	-2.605	-0.418	0.123	0.541	1.667	2,117
2006	0.000	0.527	-2.243	-0.265	0.086	0.369	1.294	2,149
2007	0.000	0.453	-1.932	-0.242	0.083	0.323	1.079	2,183
2008	0.000	0.511	-1.958	-0.278	0.092	0.366	1.273	2,177
2009	0.000	0.674	-2.236	-0.403	0.116	0.490	1.720	2,165
2010	0.000	0.799	-2.436	-0.478	0.161	0.603	1.953	2,158
2011	0.000	0.849	-2.572	-0.522	0.153	0.627	2.203	2,158
2012	0.000	0.801	-2.718	-0.469	0.132	0.570	2.141	2,180
2013	0.000	0.757	-2.630	-0.414	0.126	0.535	1.914	2,186

⁶ 日経業種分類の中分類コードにおいて, 金融業と分類されるのは銀行業 (47), 証券業 (49), 保険業 (51), その他金融業 (52) である。本章では, これらの業種に属する観測値をサンプルから除外している。

第4節 条件付保守主義の代理変数の推定

4-1 条件付保守主義の変数

次に本論文で用いる条件付保守主義の代理変数の推定を行う。第2節では、条件付保守主義の尺度には CON1 と CON2 の2つがあると述べた。ただし、海外の多くの研究は条件付保守主義の変数として CON1 を用いている (Wang et al. 2009)。また、日本企業を対象とした大橋 (2015a, b)でも条件付保守主義の変数として CON1 が採用されている。そこで、無条件保守主義の変数同様に先行研究との比較可能性を担保するために、本論文では CON1 を条件付保守主義の変数として用いる⁷。

ただし、CON1 はサンプルをプールし式(3-1)の係数を OLS 推定して算出されるため、国・年や産業・年の条件付保守主義の尺度を測定することは可能であっても、企業・年の尺度の測定には不向きである⁸。そこで、本論文では Khan and Watts (2009)に倣い Basu (1997)のモデルを基礎として、企業・年の条件付保守主義の尺度を算出する。具体的には、式(3-7)と(3-8)のように式(3-1)の経済的利益に対する会計利益の適時性である $R_{i,t}$ の係数と条件付保守主義を捉えた $D_{i,t} \times R_{i,t}$ の係数を、企業規模、時価簿価比率、負債比率の3つの企業特性の線形関数とする。

$$GSCORE_{i,t} = \beta_1 = \gamma_1 + \gamma_2 SIZE_{i,t} + \gamma_3 MTB_{i,t} + \gamma_4 LEV_{i,t}, \quad (3-7)$$

$$CSCORE_{i,t} = \beta_3 = \lambda_1 + \lambda_2 SIZE_{i,t} + \lambda_3 MTB_{i,t} + \lambda_4 LEV_{i,t}, \quad (3-8)$$

$GSCORE_{i,t}$: t 期経済的利益に対する会計利益の適時性

$CSCORE_{i,t}$: t 期条件付保守主義

β_1 : 式(3-1)の $R_{i,t}$ の係数

β_3 : 式(3-1)の $D_{i,t} \times R_{i,t}$ の係数

$SIZE_{i,t}$: t 期末時価総額の自然対数

$MTB_{i,t}$: t 期末時価総額 ÷ t 期末自己資本

$LEV_{i,t}$: t 期末負債 ÷ t 期末時価総額

$GSCORE_{i,t}$ は t 期経済的利益に対する会計利益の適時性の企業・年の尺度、 $CSCORE_{i,t}$ は t 期条件付保守主義の企業・年の尺度である。 $GSCORE_{i,t}$ と $CSCORE_{i,t}$ は企業・年の企業特性のクロスセクションの変化を通して企業間で変化し、かつ企業・年の企業特性の異時点間の変化を通じて時間とともに変化する。なお、式(3-7)と(3-8)のそれぞれの係数は、式(3-7)およ

⁷ なお、本論文では検証結果の頑健性を確認するために、第4章から第7章までの実証分析において CON2 を用いた分析も行っている。CON2 の算出に関しては本章の補節を参照してほしい。

⁸ CON1 を企業・年の条件付保守主義の尺度として用いるためには、企業 i に関して時系列で式(3-1)を推定する必要がある。ただし、その推定に関しては比較的長期間の連続したデータが必要であるため、サンプル・バイアスの問題が生じる可能性がある。

び(3-8)を式(3-1)に代入して得られた式(3-9)を各年で OLS 推定することで算出する。

式(3-9)には $R_{i,t} \times SIZE_{i,t}$, $R_{i,t} \times MTB_{i,t}$, $R_{i,t} \times LEV_{i,t}$ が組み込まれているため、企業特性などを個々にコントロールする必要がある。そのため、**Controls_{i,t}** を追加的に組み込んでいる。**Controls_{i,t}** には、 $SIZE_{i,t}$, $MTB_{i,t}$, $LEV_{i,t}$, $D_{i,t} \times SIZE_{i,t}$, $D_{i,t} \times MTB_{i,t}$, $D_{i,t} \times LEV_{i,t}$ が含まれる。式(3-9)を各年で推定することによって得られた係数、および企業・年の企業特性を式(3-8)に代入することによって $CSOCRE_{i,t}$ を算出する。条件付保守主義の程度が高くなるほど $CSOCRE_{i,t}$ の値も大きくなる。

$$\begin{aligned}
 X_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 D_{i,t} + \gamma_1 R_{i,t} + \gamma_2 R_{i,t} \times SIZE_{i,t} + \gamma_3 R_{i,t} \times MTB_{i,t} \\
 & + \gamma_4 R_{i,t} \times LEV_{i,t} + \lambda_1 D_{i,t} \times R_{i,t} + \lambda_2 D_{i,t} \times R_{i,t} \times SIZE_{i,t} \\
 & + \lambda_3 D_{i,t} \times R_{i,t} \times MTB_{i,t} + \lambda_4 D_{i,t} \times R_{i,t} \times LEV_{i,t} + \mu \mathbf{Controls}_{i,t} + \varepsilon_{i,t},
 \end{aligned} \tag{3-9}$$

$X_{i,t}$: t 期当期純利益 ÷ t-1 期末時価総額

$D_{i,t}$: $R_{i,t}$ が負であれば 1 それ以外は 0 を取るダミー変数

$R_{i,t}$: t 期末の 9 カ月前を始点とした 12 カ月間のバイアンドホールド・リターン

$SIZE_{i,t}$: t 期末時価総額の自然対数

$MTB_{i,t}$: t 期末時価総額 ÷ t 期末自己資本

$LEV_{i,t}$: t 期末負債 ÷ t 期末時価総額

Controls_{i,t}: t 期コントロール変数

Khan and Watts (2009)は $CSOCRE_{i,t}$ が CON1 を適切に捉えているかを検証している。具体的には、1963 年から 2005 年までの米国企業を対象として、 $CSOCRE_{i,t}$ を算出し、その十分位数ごとのサンプルを用いて式(3-1)を推定している。推定の結果、 $CSOCRE_{i,t}$ の十分位数が大きくなるほど式(3-1)の $D_{i,t} \times R_{i,t}$ の係数、つまり CON1 も大きくなることを報告している。なお、 $CSOCRE_{i,t}$ は条件付保守主義の変数として様々な研究において用いられている (Ahmed and Duellman 2013; Francis et al. 2013; Chen et al. 2014; 大橋 2015a, b)。

4-2 サンプルと記述統計量

本節では式(3-9)の推定にあたって、2003 年から 2013 年までの各年で表 3-6 の規準を満たす企業・年を抽出する。サンプルは日本経済新聞社が提供する NEEDS-FinancialQUEST から収集している。①から⑥まではサンプル間における式(3-9)の推定の条件を同一にするためのものであり、⑤に関しては日経業種分類の中分類コードを用いている⁹。なお、ダミー変数を除く全ての変数に対して上下 1%でウィンソライズを施している。

表 3-7 は各変数の平均値を各年でまとめたものである。 $X_{i,t}$ の平均値は -0.052 (2009 年)

⁹ 日経業種分類の中分類コードにおいて、金融業と分類されるのは銀行業 (47)、証券業 (49)、保険業 (51)、その他金融業 (52) である。本章では、これらの業種に属する観測値をサンプルから除外している。

表3-6 サンプル抽出

パネルA: 2003年から2008年までのサンプル

規準	2003	2004	2005	2006	2007	2008
①日本市場に上場している	3,683	3,782	3,866	3,992	4,019	3,935
②日本基準を採用している	3,453	3,553	3,624	3,751	3,801	3,732
③決算月数が12カ月	3,437	3,541	3,605	3,720	3,751	3,671
④3月決算である	2,521	2,551	2,554	2,609	2,600	2,539
⑤金融業に該当しない	2,473	2,497	2,499	2,554	2,545	2,484
⑥式(3-9)の変数が入手可能	2,382	2,481	2,496	2,514	2,506	2,445

パネルB: 2009年から2013年までのサンプル

規準	2009	2010	2011	2012	2013
①日本市場に上場している	3,804	3,702	3,645	3,602	3,601
②日本基準を採用している	3,606	3,510	3,641	3,414	3,399
③決算月数が12カ月	3,557	3,460	3,413	3,357	3,341
④3月決算である	2,465	2,393	2,361	2,317	2,286
⑤金融業に該当しない	2,413	2,341	2,311	2,270	2,243
⑥式(3-9)の変数が入手可能	2,404	2,307	2,291	2,133	2,122

表3-7 各変数の平均値

	$X_{i,t}$	$D_{i,t}$	$R_{i,t}$	$SIZE_{i,t}$	$MTB_{i,t}$	$LEV_{i,t}$	N
2003	-0.008	0.695	-0.112	9.258	0.961	3.755	2,382
2004	0.053	0.053	0.815	9.780	1.561	2.001	2,481
2005	0.043	0.260	0.235	9.969	1.718	1.580	2,496
2006	0.034	0.150	0.407	10.289	2.151	1.173	2,514
2007	0.029	0.770	-0.152	10.065	1.614	1.474	2,506
2008	0.021	0.914	-0.300	9.648	1.139	2.164	2,445
2009	-0.052	0.863	-0.284	9.218	0.850	3.207	2,404
2010	0.002	0.190	0.382	9.498	1.080	2.198	2,307
2011	0.044	0.536	0.027	9.492	1.012	2.198	2,291
2012	0.055	0.366	0.107	9.578	1.004	2.079	2,133
2013	0.055	0.270	0.257	9.737	1.221	1.796	2,122

$X_{i,t}$ はt期当期純利益 ÷ t-1期末時価総額, $D_{i,t}$ は $R_{i,t}$ が負であれば1それ以外は0を取るダミー変数, $R_{i,t}$ はt期末の9カ月前を始点とした12カ月間のバイアンドホールド・リターン, $SIZE_{i,t}$ はt期末時価総額の自然対数, $MTB_{i,t}$ はt期末時価総額 ÷ t期末自己資本, $LEV_{i,t}$ はt期末負債 ÷ t期末時価総額である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。

から 0.055 (2013年) の間で推移している。2009年までは平均的に $X_{i,t}$ は減少傾向を見せているものの、その後は回復基調にあることがわかる。これは、2008年9月のリーマン・ショックに端を発した世界金融危機の影響だと考えられる。その他の変数も同じような傾向を見せており、リーマン・ショックの影響が日本企業に大きな影響を及ぼしていることを読み取ることができる。

表3-8 各年の推定結果

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Constant	0.081 [1.204]	-0.049 [-1.491]	-0.038 [-1.451]	-0.086 [-3.774]***	0.121 [4.370]***	0.096 [1.499]	0.007 [0.064]	-0.190 [-3.945]***	0.020 [0.611]	0.064 [2.377]**	0.066 [2.716]***
D_{it}	-0.037 [-0.448]	-0.067 [-0.357]	-0.118 [-2.297]**	0.059 [0.934]	0.000 [0.005]	0.105 [1.480]	0.147 [1.195]	0.172 [1.419]	0.002 [0.048]	-0.172 [-3.401]***	-0.070 [-1.266]
R_{it}	-0.317 [-1.412]	0.095 [3.223]***	0.053 [0.853]	0.176 [4.843]***	-0.090 [-0.771]	-0.720 [-2.080]**	0.494 [0.826]	0.157 [2.177]**	0.102 [1.079]	-0.022 [-0.294]	0.040 [0.948]
$R_{it} \times$ $SIZE_{it}$	0.033 [1.425]	-0.004 [-1.329]	0.000 [0.069]	-0.011 [-3.416]***	0.020 [2.015]**	0.085 [2.552]**	-0.052 [-0.911]	-0.014 [-1.987]**	-0.002 [-0.214]	0.016 [2.064]**	0.007 [1.699]*
$R_{it} \times$ MTB_{it}	0.022 [0.699]	0.000 [0.020]	-0.001 [-0.305]	-0.002 [-1.222]	-0.021 [-1.753]*	-0.060 [-2.081]**	0.057 [0.878]	0.008 [1.123]	0.026 [2.194]**	-0.013 [-1.098]	-0.012 [-4.560]
$R_{it} \times$ LEV_{it}	0.018 [1.893]*	0.005 [3.061]***	0.026 [4.176]***	0.011 [2.101]**	0.007 [0.297]	0.127 [2.659]***	0.052 [1.154]	0.020 [3.768]***	-0.005 [-0.736]	0.027 [4.251]***	-0.001 [-0.259]
$R_{it} \times$ D_{it}	0.995 [3.760]***	3.392 [2.304]**	-0.573 [-2.291]**	0.742 [2.302]**	0.580 [4.396]***	1.487 [4.195]***	0.462 [0.759]	2.383 [3.805]***	0.846 [4.879]***	0.115 [0.478]	0.040 [0.143]
$R_{it} \times D_{it}$ \times $SIZE_{it}$	-0.087 [-3.123]***	-0.259 [-1.578]	0.061 [2.564]**	-0.072 [-2.222]**	-0.059 [-5.051]***	-0.151 [-4.424]***	-0.026 [-0.450]	-0.189 [-2.782]***	-0.058 [-3.247]***	-0.005 [-0.215]	0.013 [0.446]
$R_{it} \times D_{it}$ \times MTB_{it}	-0.085 [-2.049]**	-0.017 [-0.161]	-0.041 [-2.893]***	-0.005 [-0.291]	0.016 [1.182]	0.064 [2.066]**	-0.086 [-1.244]	-0.073 [-0.834]	-0.138 [-5.023]***	-0.101 [-2.089]**	-0.048 [-1.332]
$R_{it} \times D_{it}$ \times LEV_{it}	0.011 [1.005]	-0.394 [-4.420]***	0.057 [2.174]**	-0.059 [-1.943]*	0.036 [1.486]	-0.125 [-2.603]***	-0.024 [-0.535]	-0.149 [-4.482]***	0.027 [2.415]**	0.074 [3.975]***	0.082 [3.554]***
Controls	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included
Adj-R ²	0.221	0.146	0.171	0.197	0.251	0.186	0.295	0.115	0.263	0.231	0.226
N	2,382	2,481	2,496	2,514	2,506	2,445	2,404	2,307	2,291	2,133	2,122

X_{it} は期当期純利益 \div $t-1$ 期末時価総額、 D_{it} は R_{it} が負であれば1それ以外は0を取るダミー変数、 R_{it} は期末の9カ月前を起点とした12カ月間のバイアンロード・リターン、 $SIZE_{it}$ は期末時価総額の自然対数、 MTB_{it} は期末時価 \div 期末自己資本、 LEV_{it} は期末負債 \div 期末時価総額である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、括弧内は統計量を示しており、統計量は不均一分散に対する補正を施した標準偏差を用いている (White 1980)。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示している。

4-3 推定結果

表3-8は式(3-9)を各年で推定した結果を示したものである。なお、紙幅の都合上、**Controls**の結果は省略している。 $D_{i,t} \times R_{i,t}$ の係数に目を向けると、11年間のうち10年間で正の値を示している。 $D_{i,t} \times R_{i,t}$ の係数の平均値を算出したところ、0.952と正の値を示していた。これは日本企業もまた経済的利益に対して経済的損失を会計利益に適時的に認識していることを示している。次に、 $D_{i,t} \times R_{i,t} \times SIZE_{i,t}$ 、 $D_{i,t} \times R_{i,t} \times MTB_{i,t}$ 、 $D_{i,t} \times R_{i,t} \times LEV_{i,t}$ の係数それぞれの平均値を算出した。 $D_{i,t} \times R_{i,t} \times SIZE_{i,t}$ の係数の平均値は-0.076、 $D_{i,t} \times R_{i,t} \times MTB_{i,t}$ は-0.047、 $D_{i,t} \times R_{i,t} \times LEV_{i,t}$ は-0.042と全て負の値を示していた。Khan and Watts (2009)は $D_{i,t} \times R_{i,t} \times SIZE_{i,t}$ と $D_{i,t} \times R_{i,t} \times MTB_{i,t}$ の係数が負である一方、 $D_{i,t} \times R_{i,t} \times LEV_{i,t}$ の係数は正の値を取ることを報告しており、 $D_{i,t} \times R_{i,t} \times LEV_{i,t}$ の係数のみが彼らの検証結果と整合的ではない。表3-8の検証結果は、日本においては負債比率が大きい企業ほど条件付保守主義の程度が低下することを示唆している。

表3-9は式(3-9)の推定によって得られた係数と3つの企業特性を式(3-8)に代入し算出したCSCORE_{i,t}の記述統計量を示している。なお、本論文ではCSCORE_{i,t}をCC_{i,t}と呼ぶ。CC_{i,t}の平均値を見ると、-0.163(2008年)から0.251(2013年)までの間で推移しており、その平均値と中央値はそれぞれ0.081と0.068である。Khan and Watts (2009)で報告されている平均値と中央値は0.105と0.097であり、本論文と大きな差はないといえる。

表3-9 条件付保守主義の尺度

	Mean	StdDev	Min	25%	Median	75%	Max	N
2003	0.148	0.204	-0.712	0.033	0.172	0.290	0.750	2,382
2004	0.044	0.840	-4.504	-0.238	0.222	0.593	1.485	2,481
2005	0.054	0.141	-0.554	-0.022	0.044	0.128	0.674	2,496
2006	-0.083	0.125	-0.619	-0.151	-0.066	0.007	0.183	2,514
2007	0.065	0.125	-0.261	-0.015	0.070	0.142	0.529	2,506
2008	-0.163	0.358	-1.997	-0.336	-0.115	0.067	0.778	2,445
2009	0.068	0.120	-0.856	0.027	0.094	0.146	0.281	2,404
2010	0.177	0.445	-1.997	-0.040	0.240	0.491	1.154	2,307
2011	0.212	0.205	-0.766	0.104	0.235	0.344	0.802	2,291
2012	0.117	0.195	-0.476	0.011	0.088	0.195	0.926	2,133
2013	0.251	0.173	-0.351	0.158	0.219	0.313	0.999	2,122

第5節 保守主義の代理変数と会計処理

5-1 保守的な会計処理方法

第3節と第4節では本論文で用いる無条件保守主義と条件付保守主義の変数の推定を行った。本論文ではこれらの代理変数を用いて第4章以降の実証分析を行うが、それらが無条

表3-10 保守主義の代表的な会計処理方法

保守主義の種類	代表的な会計処理方法
無条件保守主義	<ul style="list-style-type: none"> • 固定資産の加速償却 • 研究開発費の一括費用計上 • 広告宣伝費の一括費用計上 • 棚卸資産の後入先出法 • 期待繰入率を超えた引当金
条件付保守主義	<ul style="list-style-type: none"> • のれんの減損処理 • 有形固定資産の減損処理 • 棚卸資産の低価法 • 偶発損失と偶発利益の非対称な認識

(Ruch and Talyor 2015 より作成)

件保守主義と条件付保守主義を適切に捉えていなければ、検証結果の妥当性に大きな疑念が残ることになる。そこで、本節では $UCC_{i,t}$ と $CC_{i,t}$ が無条件保守主義と条件付保守主義を表す会計処理方法と有意な関係にあるかを検証し、これらの変数の妥当性を示す。

表3-10は無条件保守主義と条件付保守主義の代表的な会計処理方法をまとめたものである (Ruch and Talyor 2015)。固定資産の加速償却、研究開発費の一括費用計上、広告宣伝費の一括費用計上、棚卸資産の後入先出法、期待繰入率を超えた引当金などは、経済的損失の発生の有無とは無関係に費用を認識する会計処理方法であるため、無条件保守主義の適用例だといえる。これに対して、のれんの減損処理、有形固定資産の減損処理、棚卸資産の低価法、偶発損失と偶発利益の非対称な認識などは経済的損失が生じた時点でその費用化を行っているため、条件付保守主義の代表的な適用例である。本節では特に、固定資産の加速償却、研究開発費の一括費用計上、広告宣伝費の一括費用計上、期待償却率を超えた引当金、のれんの減損処理、有形固定資産の減損処理の6つの会計処理方法を取り上げ、これらの会計処理方法と $UCC_{i,t}$ および $CC_{i,t}$ との関係を検証する。

$UCC_{i,t}$ が無条件保守主義を捉えている場合には、固定資産の加速償却、研究開発費の一括費用計上、広告宣伝費の一括費用計上、期待償却率を超えた引当金といった会計処理と正の関係があると予想される。また、 $CC_{i,t}$ が条件付保守主義を定量化できているのならば、のれんの減損処理、有形固定資産の減損処理といった会計処理と正の関係があるであろう。なお、無条件保守主義と条件付保守主義の間には負の関係があることが指摘されている (Basu 2001; Beaver and Ryan 2005; 高田 2008; 金森 2009)。つまり、無条件保守主義の下では費用の認識は経済的損失の発生よりも前に行われるため、無条件保守主義が適用された場合、条件付保守主義のような経済的損失の発生を基準とした費用認識は行われにくくなる。ゆえに、 $UCC_{i,t}$ は条件付保守主義を表す会計処理方法と負の関係、 $CC_{i,t}$ は無条件保守主義を示す会計処理方法と負の関係があると予想される。

5-2 リサーチ・デザイン

本節では先の予想を検証するために、式(3-10)の回帰モデルを用いて OLS 推定する。被説明変数は保守主義 ($CON_{i,t}$) である。無条件保守主義の変数と会計処理方法との関係を検証する際には $CON_{i,t}$ として $UCC_{i,t}$ を、条件付保守主義の変数との関係を調査するにあたっては $CC_{i,t}$ を用いる。説明変数は研究開発費 ($RD_{i,t}$)、広告宣伝費 ($ADV_{i,t}$)、期待外貸倒引当金繰入率 ($ALLO_{i,t}$)、期待外減価償却率 ($DEP_{i,t}$)、減損損失 ($IMP_{i,t}$) である。 $RD_{i,t}$ 、 $ADV_{i,t}$ 、 $IMP_{i,t}$ はそれぞれ売上高で除し調整を施している。また、 $ALLO_{i,t}$ および $DEP_{i,t}$ はそれぞれ貸倒引当金繰入率と減価償却率からその産業中央値を控除したものである¹⁰。なお、この他に時間効果 (α_t) と産業効果 (α_i) を組み込んでいる。

$UCC_{i,t}$ を被説明変数とした場合、 $RD_{i,t}$ 、 $ADV_{i,t}$ 、 $ALLO_{i,t}$ 、 $DEP_{i,t}$ それぞれの係数は正に有意な値、 $IMP_{i,t}$ の係数は負の値を取ると予想される。これに対して、被説明変数を $CC_{i,t}$ とした場合、 $RD_{i,t}$ 、 $ADV_{i,t}$ 、 $ALLO_{i,t}$ 、 $DEP_{i,t}$ の係数はそれぞれ負に有意な値である一方、 $IMP_{i,t}$ の係数は正の値を取ると考えられる。なお、検証にあたっては、サンプル内の誤差項のクロスセクションの相関や時系列の相関を考慮し、年クラスターと企業クラスターによる二段階補正を施した標準誤差にもとづいた t 統計量を用いる (Petersen 2009)。

$$CON_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_t + \alpha_i + \beta_1 RD_{i,t} + \beta_2 ADV_{i,t} + \beta_3 ALLO_{i,t} + \beta_4 DEP_{i,t} + \beta_5 IMP_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (3-10)$$

$CON_{i,t}$: $UCC_{i,t}$ あるいは $CC_{i,t}$

$UCC_{i,t}$: t 期無条件保守主義

$CC_{i,t}$: t 期条件付保守主義

α_t : 時間効果

α_i : 産業効果

$RD_{i,t}$: t 期研究開発費 ÷ t 期売上高

$ADV_{i,t}$: t 期広告宣伝費 ÷ t 期売上高

$ALLO_{i,t}$: t 期貸倒引当繰入率 - t 期産業中央値

$DEP_{i,t}$: t 期減価償却率 - t 期産業中央値

$IMP_{i,t}$: t 期減損損失 ÷ t 期売上高

5-3 サンプルと記述統計量

本節では式(3-10)の推定期間を 2003 年から 2013 年までとし、表 3-11 の規準を満たす企業・年をサンプルとして抽出する。サンプルは日本経済新聞社が提供する NEEDS-FinancialQUEST から収集する。①から⑦まではサンプル間における式(3-10)の推定の条件を

¹⁰ 貸倒引当金繰入率は貸倒引当金を受取手形・売掛金で除した値であり、減価償却率は減価償却費を有形固定資産と無形固定資産の合計値で除した値である。

表3-11 サンプル抽出

規準	サンプル数
①日本市場に上場している	41,631
②日本基準を採用している	39,308
③決算月数が12カ月	38,853
④3月決算である	27,196
⑤金融業に該当しない	26,630
⑥式(3-10)の $IMP_{i,t}$ 以外の変数が入手可能	23,589
⑦式(3-10)の $IMP_{i,t}$ を含む変数が入手可能	17,298

表3-12 記述統計量

	Mean	StdDev	Min	25%	Median	75%	Max	N
$UCC_{i,t}$	-0.004	0.720	-2.156	-0.396	0.120	0.498	1.309	23,589
$CC_{i,t}$	0.081	0.290	-1.073	-0.039	0.092	0.227	0.833	23,589
$RD_{i,t}$	0.016	0.027	0.000	0.000	0.005	0.022	0.155	23,589
$ADV_{i,t}$	0.006	0.016	0.000	0.000	0.000	0.003	0.096	23,589
$ALLO_{i,t}$	0.008	0.026	-0.007	-0.002	0.000	0.007	0.187	23,589
$DEP_{i,t}$	0.011	0.071	-0.103	-0.027	-0.001	0.032	0.357	23,589
$IMP_{i,t}$	0.003	0.010	0.000	0.000	0.000	0.001	0.071	17,298

$UCC_{i,t}$ はt期無条件保守主義， $CC_{i,t}$ はt期条件付保守主義， $RD_{i,t}$ はt期研究開発費 ÷ t期売上高， $ADV_{i,t}$ はt期広告宣伝費 ÷ t期売上高， $ALLO_{i,t}$ はt期貸倒引当繰入率 - t期産業中央値， $DEP_{i,t}$ はt期減価償却率 - t期産業中央値， $IMP_{i,t}$ はt期減損損失 ÷ t期売上高である。なお，全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。

表3-13 相関マトリックス

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦
① $UCC_{i,t}$		-0.264	0.122	0.071	0.119	0.101	0.099
② $CC_{i,t}$	-0.224		-0.086	-0.079	-0.094	-0.068	0.057
③ $RD_{i,t}$	0.163	-0.043		-0.017	0.006	0.123	-0.040
④ $ADV_{i,t}$	0.109	-0.035	0.048		0.115	-0.066	-0.009
⑤ $ALLO_{i,t}$	0.066	-0.034	-0.043	0.149		-0.051	0.105
⑥ $DEP_{i,t}$	0.126	-0.024	0.083	0.004	0.012		0.013
⑦ $IMP_{i,t}$	0.016	0.045	0.030	0.056	0.091	0.031	

$UCC_{i,t}$ はt期無条件保守主義， $CC_{i,t}$ はt期条件付保守主義， $RD_{i,t}$ はt期研究開発費 ÷ t期売上高， $ADV_{i,t}$ はt期広告宣伝費 ÷ t期売上高， $ALLO_{i,t}$ はt期貸倒引当繰入率 - t期産業中央値， $DEP_{i,t}$ はt期減価償却率 - t期産業中央値， $IMP_{i,t}$ はt期減損損失 ÷ t期売上高である。なお，全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。左下三角行列はPearsonの相関係数，右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。

同一にするためのものであり，⑤に関しては日経業種分類の中分類コードを用いている¹¹。なお，日本では2004年4月以降に終了する事業年度に係る財務諸表から減損会計の適用が認められている（企業会計審議会 2002）。ゆえに，⑥のようにまず式(3-10)から $IMP_{i,t}$ を除外してサンプルを抽出し分析を行う。続いて $IMP_{i,t}$ を含めた分析を行う。具体的には，⑦の

¹¹ 日経業種分類の中分類コードにおいて，金融業と分類されるのは銀行業(47)，証券業(49)，保険業(51)，その他金融業(52)である。本章では，これらの業種に属する観測値をサンプルから除外している。

ように 2005 年以降に式(3-10)に必要な全ての変数が入手可能なサンプルを用いて検証を行う。IMP_{i,t}を除外したサンプル数は 23,589 企業・年、含めたサンプル数は 17,298 企業・年である。なお、分析にあたっては全ての変数に対して上下 1%でウィンソライズを施している。

表 3-12 は記述統計量を示したものである。UCC_{i,t}に目を向けるとその平均値は-0.004 である。第 3 節で述べた通り、UCC_{i,t}は式(3-6)の α_i であり、その平均値は 0 になるはずである。本節の分析において、UCC_{i,t}の平均値が 0 でないのは、サンプル抽出の過程で一部の観測値が除外されたためだと考えられる。次に、CC_{i,t}の平均値を見ると、0.081 であり、Khan and Watts (2009)で報告された 0.105 と大きな差異はないといえる。

表 3-13 は相関マトリックスである。UCC_{i,t}と CC_{i,t}の相関係数は負の値を示している。これは無条件保守主義と条件付保守主義との間に負の関係があることを指摘した一連の先行研究と整合的である (Basu 2001; Beaver and Ryan 2005; 高田 2008; 金森 2009)。UCC_{i,t}と各会計処理との関係を見ると、全ての会計処理との間で正の相関がある。IMP_{i,t}との相関関係は予想と異なるものの、その他は全て予想と整合的な結果である。他方、CC_{i,t}と各会計処理との関係は全て本節の予想と一致している。具体的には、CC_{i,t}と RD_{i,t}, ADV_{i,t}, ALLO_{i,t}, DEP_{i,t}との間には負の関係がある一方で、IMP_{i,t}の間には正の相関がある。これらの検証結果は概ね UCC_{i,t}と CC_{i,t}はそれぞれ無条件あるいは条件付保守主義を適切に捉えていることを示唆している。

5-4 検証結果

式(3-10)の係数を推定する前に、ここでは単変量分析を行う。具体的には、UCC_{i,t} (CC_{i,t})を五分位に区分し、各五分位における RD_{i,t}, ADV_{i,t}, ALLO_{i,t}, DEP_{i,t}, IMP_{i,t}の平均値を算出する。そして、第 1 五分位と第 5 五分位の平均値の差を検定する。表 3-14 は上述の分析をまとめたものである。パネル A は UCC_{i,t}と各会計処理方法との関係を検証したものである。第 1 五分位と第 5 五分位の平均値の差を見てみると、全て 1%水準で正に有意な値を取っている。この検証結果は IMP_{i,t}を除く全ての予想と整合的である。他方、CC_{i,t}と各会計処理方法との関係を示したパネル B を見てみると、全て本節の予想と整合的な検証結果となっていることがわかる。RD_{i,t}, ADV_{i,t}, ALLO_{i,t}, DEP_{i,t}の第 1 分位と第 5 分位の平均値の差は 1%水準で負に有意な値であるのに対して、IMP_{i,t}の差は 1%水準で正に有意な値である。

続いて、多変量分析を行う。表 3-15 は式(3-10)の推定結果を示したものである。列 A と列 B は IMP_{i,t}を除いた分析結果である。被説明変数として UCC_{i,t}を用いた列 A に目を向けると、全ての会計処理の係数は正に有意な値を取っていることがわかる。他方、CC_{i,t}を用いた列 B では、全ての会計処理の係数が負の値である。DEP_{i,t}の係数のみ有意な値を取っていないものの、これらの検証結果は本節の予想と概ね整合的であるといえる。

次に、IMP_{i,t}を含めた検証結果である列 C と D を見てみると、列 C から UCC_{i,t}と IMP_{i,t}の間には 10%水準で負に有意な関係があることがわかる。これに対して、列 D は CC_{i,t}と IMP_{i,t}の間には 1%水準で正に有意な関係があることを示している。列 A と B に比べてサ

第3章 保守主義の代理変数

サンプル数が減少したために、一部の変数の統計的な有意性が低下しているものの、列 C と D の検証結果は本節の予想と概ね整合しているといえる。これらの検証結果は、 $UCC_{i,t}$ と $CC_{i,t}$ は無条件保守主義と条件付保守主義を適切に捉えていることを示唆している。

表 3-14 単変量分析

パネルA: 無条件保守主義と会計処理方法

	UCC _{i,t}					
	Low	2	3	4	High	High-Low
RD _{i,t}	0.001	0.003	0.004	0.005	0.008	0.007 [17.805] ***
ADV _{i,t}	0.003	0.004	0.004	0.006	0.008	0.005 [15.361] ***
ALLO _{i,t}	0.007	0.006	0.007	0.008	0.013	0.006 [9.028] ***
DEP _{i,t}	-0.001	0.007	0.010	0.015	0.025	0.026 [17.025] ***
IMP _{i,t}	0.003	0.002	0.002	0.003	0.004	0.001 [2.742] ***

パネルB: 条件付保守主義と会計処理方法

	CC _{i,t}					
	Low	2	3	4	High	High-Low
RD _{i,t}	0.006	0.004	0.004	0.004	0.002	-0.004 [-10.217] ***
ADV _{i,t}	0.006	0.006	0.005	0.005	0.004	-0.002 [-7.659] ***
ALLO _{i,t}	0.011	0.008	0.007	0.007	0.008	-0.002 [-4.159] ***
DEP _{i,t}	0.015	0.012	0.013	0.010	0.006	-0.009 [-6.488] ***
IMP _{i,t}	0.002	0.002	0.003	0.003	0.004	0.002 [7.048] ***

$UCC_{i,t}$ はt期無条件保守主義、 $CC_{i,t}$ はt期条件付保守主義、 $RD_{i,t}$ はt期研究開発費 ÷ t期売上高、 $ADV_{i,t}$ はt期広告宣伝費 ÷ t期売上高、 $ALLO_{i,t}$ はt期貸倒引当繰入率 - t期産業中央値、 $DEP_{i,t}$ はt期減価償却率 - t期産業中央値、 $IMP_{i,t}$ はt期減損損失 ÷ t期売上高である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、括弧内は統計量を示している。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示している。

表 3-15 多変量分析

	UCC _{i,t}		CC _{i,t}		UCC _{i,t}		CC _{i,t}	
	A		B		C		D	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
Constant	0.175	[3.051] ***	0.173	[7.018] ***	0.165	[2.771] ***	0.183	[9.981] ***
RD _{i,t}	3.196	[5.421] ***	-0.724	[-2.246] **	2.759	[4.973] ***	-0.952	[-4.059] ***
ADV _{i,t}	1.853	[2.648] ***	-0.662	[-3.148] ***	1.997	[2.909] ***	-0.782	[-3.430] ***
ALLO _{i,t}	1.351	[3.450] ***	-0.289	[-1.847] *	1.190	[2.912] ***	-0.173	[-1.291]
DEP _{i,t}	1.203	[7.649] ***	-0.123	[-1.311]	1.080	[8.035] ***	-0.121	[-1.218]
IMP _{i,t}					-1.187	[-1.948] *	0.623	[2.887] ***
Year	included		included		included		included	
Industry	included		included		included		included	
R ²	0.138		0.190		0.140		0.301	
Adj-R ²	0.136		0.189		0.137		0.300	
N	23,589		23,589		17,298		17,298	

$UCC_{i,t}$ はt期無条件保守主義、 $CC_{i,t}$ はt期条件付保守主義、 $RD_{i,t}$ はt期研究開発費 ÷ t期売上高、 $ADV_{i,t}$ はt期広告宣伝費 ÷ t期売上高、 $ALLO_{i,t}$ はt期貸倒引当繰入率 - t期産業中央値、 $DEP_{i,t}$ はt期減価償却率 - t期産業中央値、 $IMP_{i,t}$ はt期減損損失 ÷ t期売上高である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示している。

第6節 本章のまとめ

本章では、続く第4章から第7章までの実証分析に備えて、本論文で用いる保守主義の代理変数を設定し、これらの変数の妥当性を検証した。第2節ではまず、これまでの研究で考案された保守主義の変数について整理を行った。Basu (1997), Ball and Shivakumar (2005), Beaver and Ryan (2000), Givoly and Hayn (2000), Penman and Zhang (2002)といった研究がこれまで保守主義の定量化を試みており、保守主義に関する実証研究はこれらの研究が考案した変数を用いて検証を行ってきた。第2節ではこれらの変数の推定方法などについて説明した。次に、これらの変数が無条件保守主義と条件付保守主義のどちらを捉えているのかについて整理をした。本論文は、Basu (1997)およびBall and Shivakumar (2005)の尺度を条件付保守主義の変数、Beaver and Ryan (2000), Givoly and Hayn (2000), Penman and Zhang (2002)の尺度を無条件保守主義の変数であると結論付けている。

第3節と第4節では、本論文で用いる無条件保守主義と条件付保守主義の代理変数を設定し、その推定を行った。本論文は無条件保守主義の変数としてBeaver and Ryan (2000)の尺度を用いる。これには次の2つの理由がある。ひとつには、日本では後入先出法引当金のデータを入手できないためPenman and Zhang (2002)の尺度を算出することはできない点である。もうひとつは、多くの先行研究が無条件保守主義の変数としてBeaver and Ryan (2000)の尺度を用いる点である。これらの理由から、本論文はBeaver and Ryan (2000)の尺度を無条件保守主義の変数として用いることとした。なお、推定の結果はBeaver and Ryan (2000)と整合的であった。条件付保守主義の変数としては、これまで多くの研究で採用されているBasu (1997)の尺度を用いることとした。ただし、Basu (1997)の尺度は企業・年の保守主義の尺度の推定には不向きであるため、本論文の分析にそのまま用いることはできない。そこで、Khan and Watts (2009)に倣い、Basu (1997)のモデルに修正を施し、企業・年の条件付保守主義の変数を算出している。なお、推定の結果はKhan and Watts (2009)と概ね整合的であった。

第5節では、本論文で採用する無条件保守主義と条件付保守主義の代理変数それぞれが無条件あるいは条件付保守主義の代表的な会計処理方法とどのような関係にあるのかを検証した。具体的には、固定資産の加速償却、研究開発費の一括費用計上、広告宣伝費の一括費用計上、期待償却率を超えた引当金、のれんの減損処理、有形固定資産の減損処理の6つの会計処理方法を取り上げ、これらの会計処理方法と本論文で用いる無条件保守主義の変数および条件付保守主義の変数との関係を検証した。検証の結果、無条件保守主義の変数と研究開発費、広告宣伝費、期待外貸倒引当金繰入率、期待外減価償却率のそれぞれとの間には正の関係がある一方で、減損損失との間には負の関係があることが確認された。また、条件付保守主義の変数については、研究開発費、広告宣伝費、期待外貸倒引当金繰入率、期待外減価償却率のそれぞれとの間には負の関係がある一方、減損損失との間には正の関係があることが示された。これらの検証結果は、本論文で採用する変数が無条件保守主義あるいは条件付保守主義を適切に捉えていることを示唆している。

補 節 代替的な保守主義の変数

補一 1 代替的な無条件保守主義の変数

本論文では無条件保守主義の変数として Beaver and Ryan (2000)の尺度を採用するが、先行研究では Givoly and Hayn (2000)の尺度も広く用いられている。Wang et al. (2009)の調査結果によれば、2009年までに査読付き学術雑誌に公表された53本の論文のうち10本が Givoly and Hayn (2000)の尺度を用いているとのことであった。そこで、第4章以降の実証分析では、検証結果の頑健性を確認する上でも、Givoly and Hayn (2000)の尺度を用いた検証も行うこととする。

Givoly and Hayn (2000)は会計発生高を長期間累積することで保守主義の定量化を試みている。ただし、あまりに累積期間を長くすると、サンプル・バイアスの問題が生じかねない。そこで、本論文は先行研究に倣って会計発生高の累積期間を3期間とし、式(3-11)のように $ACACC_{i,t}$ を算出する (Ahmed and Duellman 2007, 2011, 2013)。なお、 $ACC_{i,t}$ の算出にあたっては式(3-12)を用いている。

$$ACACC_{i,t} = \sum_{j=0}^2 ACC_{i,t-j} \times (-1), \quad (3-11)$$

$ACACC_{i,t}$: t 期累積会計発生高

$ACC_{i,t}$: t 期減価償却費控除前会計発生高

$$ACC_{i,t} = \{(\Delta CA_{i,t} - \Delta CASH_{i,t}) - (\Delta CL_{i,t} - \Delta FI_{i,t}) - \Delta ALLOW_{i,t}\} \div A_{i,t-1}, \quad (3-12)$$

$ACC_{i,t}$: t 期減価償却費控除前会計発生高

$\Delta CA_{i,t}$: t 期流動資産変化額

$\Delta CASH_{i,t}$: t 期現金預金変化額

$\Delta CL_{i,t}$: t 期流動負債変化額

$\Delta FI_{i,t}$: t 期短期借入金・社債変化額

$\Delta ALLOW_{i,t}$: t 期長期性引当金

$A_{i,t-1}$: t-1 期末総資産

表3-16はサンプル抽出規準を示したものである。サンプルは日本経済新聞社の NEEDS-FinancialQUEST から収集している。①から⑥までは式(3-11)にもとづいて $ACACC_{i,t}$ を算出するにあたって、サンプル間における条件を同一にするためのものである。また、表3-17はこれらのサンプルを用いて算出した $ACACC_{i,t}$ の記述統計量を示している。なお、本論文では式(3-11)で得られた $ACACC_{i,t}$ を $subUCC_{i,t}$ と呼ぶ。

表3-16 サンプル抽出

パネルA: 2003年から2008年までのサンプル							
規準	2003	2004	2005	2006	2007	2008	
①日本市場に上場している	3,683	3,782	3,866	3,992	4,019	3,935	
②日本基準を採用している	3,453	3,553	3,624	3,751	3,801	3,732	
③決算月数が12カ月	3,437	3,541	3,605	3,720	3,751	3,671	
④3月決算である	2,521	2,551	2,554	2,609	2,600	2,539	
⑤金融業に該当しない	2,473	2,497	2,499	2,554	2,545	2,484	
⑥式(3-11)の変数が入手可能	2,335	2,342	2,363	2,352	2,326	2,259	

パネルB: 2009年から2013年までのサンプル							
規準	2009	2010	2011	2012	2013		
①日本市場に上場している	3,804	3,702	3,645	3,602	3,601		
②日本基準を採用している	3,606	3,510	3,641	3,414	3,399		
③決算月数が12カ月	3,557	3,460	3,413	3,357	3,341		
④3月決算である	2,465	2,393	2,361	2,317	2,286		
⑤金融業に該当しない	2,413	2,341	2,311	2,270	2,243		
⑥式(3-11)の変数が入手可能	2,299	2,225	2,268	2,213	2,177		

表3-17 無条件保守主義の代替的な尺度

	Mean	StdDev	Min	25%	Median	75%	Max	N
2003	0.026	0.314	-4.275	-0.016	0.032	0.089	9.272	2,335
2004	0.004	0.367	-8.591	-0.031	0.013	0.065	9.542	2,342
2005	-0.015	0.469	-12.913	-0.046	0.003	0.050	9.511	2,363
2006	-0.029	0.439	-8.624	-0.059	-0.008	0.033	9.441	2,352
2007	-0.052	0.559	-15.972	-0.077	-0.021	0.024	13.036	2,326
2008	-0.056	0.359	-5.659	-0.082	-0.028	0.016	9.361	2,259
2009	-0.023	0.250	-5.216	-0.060	-0.016	0.027	5.699	2,299
2010	0.010	0.353	-2.271	-0.042	0.001	0.044	15.922	2,225
2011	0.030	0.687	-1.905	-0.030	0.010	0.053	33.307	2,268
2012	0.020	1.063	-3.974	-0.041	-0.001	0.040	51.633	2,213
2013	-0.020	0.167	-4.004	-0.055	-0.013	0.025	2.578	2,177

補-2 代替的な条件付保守主義の変数

条件付保守主義の変数としては、Basu (1997)と Ball and Shivakumar (2005)の尺度があり、本論文では Basu (1997)の尺度を用いることとした。ただし、無条件保守主義同様、検証結果の頑健性を確認するために、第4章以降の実証分析において Ball and Shivakumar (2005)の尺度を条件付保守主義の変数として用いた分析も行う。

ただし、Ball and Shivakumar (2005)のモデルは Basu (1997)同様、国・年や産業・年の条件付保守主義の尺度を測定することは可能であっても、企業・年の測定には向かない。これは、Ball and Shivakumar (2005)による条件付保守主義の尺度がサンプルをプールして推定することによって得られるためである。そこで、本論文は Khan and Watts (2009)に倣い、Ball and

Shivakumar (2005)のモデルを基礎として、企業・年の代替的な条件付保守主義の変数の算出を試みる。具体的には、Ball and Shivakumar (2005)のモデルである式(3-12)の $CFO_{i,t}$ と $DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t}$ の係数に対して、式(3-7)と(3-8)を代入して、式(3-13)を得る。なお、式(3-9)同様、式(3-13)においては **Controls_{i,t}** を追加的に組み込んでいる。**Controls_{i,t}** には $SIZE_{i,t}$, $MTB_{i,t}$, $LEV_{i,t}$, $DCFO_{i,t} \times SIZE_{i,t}$, $DCFO_{i,t} \times MTB_{i,t}$, $DCFO_{i,t} \times LEV_{i,t}$ が含まれる。次に、式(3-13)を各年で推定し、推定された係数と企業特性を式(3-8)に代入することによって企業・年の代替的な条件付保守主義の変数を算出する。

$$ACC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DCFO_{i,t} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (3-12)$$

$ACC_{i,t}$: t 期会計発生高 ÷ t-1 期末時価総額

$DCFO_{i,t}$: $CFO_{i,t}$ が負であれば 1 それ以外は 0 を取るダミー変数

$CFO_{i,t}$: t 期営業キャッシュ・フロー ÷ t-1 期末時価総額

$$\begin{aligned} ACC_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 DCFO_{i,t} + \gamma_1 CFO_{i,t} + \gamma_2 CFO_{i,t} \times SIZE_{i,t} \\ & + \gamma_3 CFO_{i,t} \times MTB_{i,t} + \gamma_4 CFO_{i,t} \times LEV_{i,t} + \lambda_1 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} \\ & + \lambda_2 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} \times SIZE_{i,t} + \lambda_3 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} \times MTB_{i,t} \\ & + \lambda_4 DCFO_{i,t} \times CFO_{i,t} \times LEV_{i,t} + \mu \mathbf{Controls}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (3-13)$$

$ACC_{i,t}$: t 期会計発生高 ÷ t-1 期末時価総額

$DCFO_{i,t}$: $CFO_{i,t}$ が負であれば 1 それ以外は 0 を取るダミー変数

$CFO_{i,t}$: t 期営業キャッシュ・フロー ÷ t-1 期末時価総額

$SIZE_{i,t}$: t 期末時価総額の自然対数

$MTB_{i,t}$: t 期末時価総額 ÷ t 期末自己資本

$LEV_{i,t}$: t 期末負債 ÷ t 期末時価総額

Controls_{i,t}: t 期コントロール変数

式(3-13)の推定に当たって、各年で表3-18の規準を満たす企業・年を抽出する。サンプルは日本経済新聞社の NEEDS-FinancialQUEST から収集している。①から⑥まではサンプル間における式(3-13)の推定の条件を同一にするためのものである。なお、ダミー変数を除く全ての変数に対して上下1%でウィンソライズを施している。

上記の規準から得られたサンプルを用いて式(3-13)を各年で推定し、推定された係数と企業・年の企業特性を式(3-8)に代入することによって企業・年の代替的な条件付保守主義の変数を算出している。表3-19は算出された代替的な条件付保守主義の変数の記述統計量を示している。なお、本論文ではこれを $subCC_{i,t}$ と呼ぶ。

表3-18 サンプル抽出

パネルA: 2003年から2008年までのサンプル							
規準	2003	2004	2005	2006	2007	2008	
①日本市場に上場している	3,683	3,782	3,866	3,992	4,019	3,935	
②日本基準を採用している	3,453	3,553	3,624	3,751	3,801	3,732	
③決算月数が12カ月	3,437	3,541	3,605	3,720	3,751	3,671	
④3月決算である	2,521	2,551	2,554	2,609	2,600	2,539	
⑤金融業に該当しない	2,473	2,497	2,499	2,554	2,545	2,484	
⑥式(3-13)の変数が入手可能	2,404	2,392	2,407	2,420	2,460	2,394	

パネルB: 2009年から2013年までのサンプル							
規準	2009	2010	2011	2012	2013		
①日本市場に上場している	3,804	3,702	3,645	3,602	3,601		
②日本基準を採用している	3,606	3,510	3,641	3,414	3,399		
③決算月数が12カ月	3,557	3,460	3,413	3,357	3,341		
④3月決算である	2,465	2,393	2,361	2,317	2,286		
⑤金融業に該当しない	2,413	2,341	2,311	2,270	2,243		
⑥式(3-13)の変数が入手可能	2,324	2,301	2,305	2,208	2,203		

表3-19 条件付保守主義の代替的な尺度

	Mean	StdDev	Min	25%	Median	75%	Max	N
2003	-0.298	0.438	-1.607	-0.559	-0.260	-0.002	1.479	2,404
2004	0.048	0.485	-1.000	-0.290	-0.029	0.298	2.205	2,392
2005	-0.590	0.357	-1.517	-0.801	-0.574	-0.376	1.230	2,407
2006	-0.251	0.374	-2.657	-0.357	-0.162	-0.034	0.242	2,420
2007	-0.173	0.236	-0.862	-0.318	-0.153	-0.013	0.644	2,460
2008	-0.037	0.528	-1.644	-0.346	0.022	0.336	1.611	2,394
2009	0.138	0.385	-0.974	-0.102	0.185	0.409	1.217	2,324
2010	0.017	0.518	-1.460	-0.299	0.070	0.385	1.539	2,301
2011	-0.249	0.250	-1.214	-0.401	-0.238	-0.091	0.808	2,305
2012	-0.363	0.396	-1.477	-0.617	-0.311	-0.068	0.498	2,208
2013	0.064	0.070	-0.344	0.030	0.076	0.114	0.194	2,203

第4章 保守主義と配当行動¹

第1節 はじめに

債権者と株主は配当政策に関して利害を異にする (Jensen and Meckling 1976). 株主は過度な配当を要求する場合があるが, このような行為は将来債権者への返済に充てられる資産を減少させてしまう. そのため, 債権者はこの種の配当政策を望まない (Dhillon and Johnson 1994). このような利害対立を緩和するために, 債権者は資金供給にあたって配当を制限する契約を結び, 会計数値にもとづいてその監視を行う (Watts and Zimmerman 1986). しかし, 契約締結後の契約当事者の行動に関して情報の非対称性が存在するため, モラル・ハザードが生じる余地が残されてしまう (須田 2000). たとえば, 株主は契約締結後に会計数値を機会主義的に操作し, より多くの配当を得ようとするかもしれない (Daniel et al. 2008; 河内山 2012). 仮にこうした問題が横行すれば, 債権者は大きな損を被ることになる.

ここでは, 第2章で導出した1つ目の課題「無条件保守主義と条件付保守主義は過度な配当を抑制するか」の検証を試みる. これまでの研究では, 保守主義は契約に伴うモラル・ハザードの問題を軽減することが指摘されている (Watts 2003). 保守主義とは経済的利益と経済的損失の非対称な認識による会計利益に対する下方バイアスである. この種のバイアスは配当財源の計算の基礎となる会計数値を機会主義的に操作しようとする株主の意図を抑制することを通じて, 過剰な配当を制限すると考えられる (Watts 1993; Ahmed et al. 2002). ただし, 第1章と第2章で見たように, 負債契約の契約内容は国ごとに特徴があり (猪熊 2009; 中村・河内山 2015), また無条件保守主義と条件付保守主義は負債契約の基礎をなす純利益と純資産に異なる影響をもたらす (Beaver and Ryan 2005; Chen et al. 2014). ゆえに, 2つの保守主義がともに過剰配当抑制効果を有するのか, またその効果が日本と他の諸外国で等しいかには議論の余地がある.

本章では上記の検証課題の検討に当たって, 2004年から2014年までの日本企業を対象として保守主義と配当行動との関係の検証をしている. 分析の結果, 次の2つの点が明らかとなった. ひとつには, 無条件保守主義の程度が高い企業ほど配当が抑制されている. いまひとつは, 条件付保守主義と配当行動の間には統計的に有意な関係はない. なお, 検証結果は自社株買いを含めて配当行動の変数を算出した場合, 1株当たり配当金をもとに配当行動の変数を作成した場合, 配当行動の変数として配当水準を用いた場合のいずれについても頑健であった. また, 保守主義の代替的な変数を用いても主たる検証結果と整合的な結果が得られている. これらの発見事項は無条件保守主義には過剰配当抑制効果が存在する一方で, 条件付保守主義にはそうした効果がないことを示唆している.

¹ 本章は石田 (2015a)に修正を加えたものである.

本章の構成は以下の通りである。第2節では先行研究の整理を行い、本章で検証する仮説を提示する。第3章ではリサーチ・デザインについて述べる。第4節ではサンプルを抽出し、検証結果を報告する。第5節では頑健性分析を行い、続く第6節では追加分析の結果を示す。第7節は本章のまとめである。

第2節 先行研究と仮説構築

2-1 負債契約と配当制限

企業の配当行動はしばしば負債契約において制限され、またその契約が適切に履行されているかは会計数値によって監視されている。これは債権者と株主が配当政策に関して異なる利害を有しているためである (Jensen and Meckling 1976)。株主は自身の利益を追求して企業に過度な配当を要求することがある。しかし、こうした行為は債権者が将来手にする資産を減少させる恐れがあるため、債権者はこの種の行動を好まない。たとえば、Dhillon and Jonhson (1994)は米国企業をサンプルとして、企業が増配(減配)を発表すると債券価格が下落(上昇)することを報告している。そこで、債権者は株主による富の搾取を制限するための契約を結び、会計数値にもとづいてその監視を行う (Watts and Zimmerman 1986)。

負債契約において企業の配当行動を制限するための取り決めには次の2つがある。ひとつは分配規制であり、これは法制度の形態で株主への過度な配当を制限するものである。日本の会社法では、分配可能額の主たる構成要素として剰余金が明記されている(会社法461条)。この剰余金の額は次のように計算される。すなわち、最終事業年度末の貸借対照表の①資産の額と②自己株式の帳簿価額を合計したものから、③負債の額、④資本金および準備金の合計額、⑤法務省令で定める各勘定科目に計上した額の合計額を控除して得られた額である(会社法第446条)。つまり、日本の会社法では分配可能額をその他資本剰余金とその他利益剰余金の合計額に制限している(猪熊 2009)。

これに対して、米国では純利益にもとづく分配規制が採用されている(猪熊 2009)。米国では州ごとに会社法が設けられているため分配規制は各州で異なるが、多くの上場企業はデラウェア州を設立州として選んでいる。ゆえに、デラウェア州のDGCAが米国の代表的な会社法といえる。DGCAでは、分配可能額を次のように規定している。①剰余金、もしくは②剰余金がない場合には当期および(あるいは)前期の純利益から分配を行うことができる(DGCA §170)。つまり、米国では剰余金がなくとも純利益が計上されていれば分配を行うことが可能であり、この意味において純利益を基礎とした分配規制が利用されているといえる。

いまひとつは財務制限条項である。財務制限条項とは債権者と債務者の間で私的に結ばれる取り決めである。財務制限条項の下では、定められた条件に違反した場合に債務の全額返済義務が生じることになるが、実際には条項への抵触が即座に債務の返済につながるこ

とは稀である（岡東 2008; 中村 2011）。その代わりに、配当などの企業行動が制限される等の罰則が科される（Nini et al. 2012; 河内山 2014）。財務制限条項が付される際の条件には様々なものが存在する。たとえば、日本の財務制限条項の実態を調査した中村・河内山（2013）によれば、財務制限条項が付されている日本企業のうち 93.0%で純資産額を一定水準以上に保つことが求められる純資産維持条項が用いられていることが明らかにされている。これに対して、米国企業を調査した Demerjian and Owens (2016)では、76.9%の企業に ICR 維持条項が設定されていることを報告している。ICR 維持条項は EBITDA を支払利息で除した ICR を一定水準以上に維持することを定めたものである。

以上のように、分配規制と財務制限条項のどちらにおいても会計数値が広く用いられている。ただし、採用されている会計数値自体には国ごとに特徴があることがわかる。分配規制について見ると、日本では剰余金といった純資産にもとづいた規制が行われているのに対して、米国では純利益が採用されている（猪熊 2009）。財務制限条項に関しても、日本においては純資産維持条項といった純資産による配当制限が最も多く用いられている（中村・河内山 2013）。その一方で、米国では ICR 維持条項のような純利益を基礎とした制限が行われている（Demerjian and Owens 2016）。

先行研究による分析結果はこのような国ごとの配当制限の特徴を映し出している。たとえば、米国の有配企業と無配企業の特性を調査した DeAngelo et al. (2004)は赤字企業のうち配当を行っていた企業の割合は 2000 年時点で 4.1%であったことを報告している。他方、日本企業の配当行動を調査した佐々木・花枝 (2010)は、2000 年以降赤字配当企業の割合は一貫して 40%を超えていることを示している。Denis and Osobov (2008)は国際データを用いて各国の有配企業と無配企業の特性を調査している。彼らの分析結果によれば、米国では純利益が小さい企業ほど無配になる可能性が高いのに対して、日本では純利益と配当行動との間に有意な関係は確認されていない。ただし、日本企業の配当行動は利益剰余金の大きさと有意に関係していることが報告されている。

2-2 保守主義と配当行動

先に見たように、過度な株主への配当は債権者の将来の受取額を減少させる恐れがあるため、負債契約においては配当を制限する取り決めが設けられている。また、その履行と監視に当たっては会計数値が広く用いられている。しかし、会計数値によって負債契約が履行されているかを監視したとしても、過剰な配当が行われてしまう可能性がある。これは、契約当事者の間には契約締結後の行動に関して情報の非対称性が存在するためである。たとえば、契約締結後に株主が会計数値を操作しようとしても、債権者はその事実を完全に知ることはできない。そのため、株主は純利益や純資産といった会計数値を嵩上げし、企業からより多くの配当を引き出そうとする可能性がある。仮にこの種のモラル・ハザードが横行すれば、債権者は大きな損を被ることになってしまう。

いくつかの研究では、分配規制で定められている分配財源を捻出するために利益調整が

行われていることが示唆されている。Daniel et al. (2008)は米国企業をサンプルとして、経営者が期待配当額を上回る純利益を計上するために利益増加型の利益調整を行うことを報告している。米国の会社法では、分配可能額が純利益にもとづいて定められていることを踏まえると、彼らの検証結果は分配財源を捻出するために利益調整が行われていることを示しているといえる。河内山 (2012)は日本企業を対象に、倒産直前期に配当を行った企業の利益調整行動を分析している。倒産有配企業とコントロール企業とを比較したところ、倒産有配企業の方が裁量的会計発生高が正に大きかったことを報告している。財務制限条項への抵触の回避を意図して利益調整が行われていることを示す研究も存在する。たとえば、Press and Weintrop (1985)は米国企業を対象に、財務制限条項で定められた条件の制限値に接近している企業ほど利益増加型の会計手続きを選択することを示している。Sweeney (1994)は財務制限条項に抵触した米国企業をサンプルとして、当該企業の抵触直前期の利益調整行動を分析している。検証の結果、抵触企業は抵触直前期に利益増加型の会計手続きを選択していることが確認されている。DeFond and Jiambalvo (1994)は会計発生高に着目して Sweeney (1994)と同様の分析を行った。米国企業をサンプルにしたところ、財務制限条項に抵触する前に企業は裁量的会計発生高を通じた利益調整を行っていることが示されている。

このように、債権者は契約締結後の株主の行動を観察できないために、株主によるモラル・ハザードが起き、配当が流出してしまう可能性がある。これに対して、これまでの研究では保守主義が契約に伴うモラル・ハザードの問題を軽減することが指摘されている (Watts 2003)。保守主義とは経済的利益と経済的損失の非対称な認識による会計利益に対する下方バイアスである。このような会計システムは配当財源の計算の基礎となる純利益や純資産を過小評価することによって、より多くの配当を得るために会計数値にかけられた機会主義的なバイアスを相殺し、過剰な配当を抑制することができると考えられる (Watts 1993; Ahmed et al. 2002)。ただし、分配規制や財務制限条項で採用されている会計数値は単一ではなく (猪熊 2009; 中村・河内山 2015)、また無条件保守主義と条件付保守主義が会計数値に及ぼす影響には差異がある (Beaver and Ryan 2005; Chen et al. 2014)。そのため、無条件保守主義と条件付保守主義に過剰配当抑制効果があるかは、負債契約にどのような会計数値が用いられているかに左右される可能性がある。

とりわけ、日本の分配規制や財務制限条項に限ってみると、純資産を基礎とした分配制限が採用されている (猪熊 2009; 中村・河内山 2013)。このことは、純資産により早くそして大きな下方バイアスをもたらすような会計システムこそが株主によるモラル・ハザードの問題を軽減し、過剰な配当の抑制に寄与することを意味する。他方、保守主義について言えば、条件付保守主義が純資産に及ぼす影響は限定的であったのに対して、無条件保守主義は早期に大きなバイアスをもたらすことが知られている (Beaver and Ryan 2005)。条件付保守主義は経済的損失が生じた場合にのみ下方バイアスをもたらす。そのため、経済的損失が発生していない段階では、株主による機会主義的な会計操作を抑制することができない。一方で、無条件保守主義は経済的損失の有無とは無関係に会計数値を過小評価するため、純資産

に対して比較的早期に大きな下方バイアスをもたらす。このような会計システムは純資産にかけられた株主の意図的なバイアスを積極的に相殺し、過剰な配当の支払いを抑制できるかもしれない²。以上の議論から、本章では保守主義と配当行動との関係について次の2つの仮説を導出する。ただし、条件付保守主義が配当行動に及ぼす影響は明確には予想できないため、仮説2については帰無仮説の形で仮説を設定している。

仮説1：無条件保守主義の程度が高い企業ほど配当は抑制される。

仮説2：条件付保守主義と企業の配当行動の間には関係はない。

第3節 リサーチ・デザイン

3-1 配当行動の変数

配当行動に関する研究には、配当の有無やその水準に着目しているものがある (Fama and French 2001; Denis and Osobov 2008; 佐々木・花枝 2010; 中嶋・米澤 2010)。しかし、本章は債権者が容認している配当額を超えるような過度な配当の支払いに対して保守主義がどのような影響を及ぼすかに注目しているため、被説明変数として配当水準や配当の有無を用いるのでは分析の意図にそぐわない。そこで、式(4-1)のように t 期配当水準 ($LDIVID_{i,t}$) から t 期期待配当水準 ($E[LDIVID_{i,t}]$) を控除することで配当行動の変数 ($DIVID_{i,t}$) を算出する。なお、先行研究に倣い $E[LDIVID_{i,t}]$ は $t-1$ 期配当水準 ($LDIVID_{i,t-1}$) に等しいと仮定する (Dhillon and Johnson 1994; Daniel et al. 2008)。 $DIVID_{i,t}$ の値が正に大きいほど、過度な配当が行われていることを意味する。

$$\begin{aligned} DIVID_{i,t} &= LDIVID_{i,t} - E[LDIVID_{i,t}] \\ &= LDIVID_{i,t} - LDIVID_{i,t-1} \end{aligned} \quad (4-1)$$

$DIVID_{i,t}$: t 期配当行動

$LDIVID_{i,t}$: t 期配当水準

$E[LDIVID_{i,t}]$: t 期期待配当水準

3-2 保守主義の変数

保守主義と配当行動との関係を検証するにあたって、保守主義の代理変数が必要となる。本章では、第3章で推定を行った Beaver and Ryan (2000)型の無条件保守主義の変数 ($UCC_{i,t}$)

² 負債契約に利用されている会計数値の違いが、無条件保守主義と条件付保守主義の効果にどのような影響を及ぼすかに関しては、第2章の第4節で議論している。詳しくはそちらを参照してほしい。

と Basu (1997)型の条件付保守主義の変数 ($CC_{i,t}$) を用いる³。ただし、実際の分析ではこれら2つの変数に調整を施している。具体的には、各変数を0から9までの値を取る十分位に区分し、区分後の変数を9で除すことで0から1までの値を取るように標準化している⁴。この標準化によって、分析結果の解釈が容易になる。つまり、保守主義の程度が最も高い企業群と低い企業群とで、配当行動にどのような差異があるかを容易に把握できる。なお、調整後の無条件保守主義(条件付保守主義)の変数を $STUCC_{i,t}$ ($STCC_{i,t}$) と呼ぶ。無条件保守主義(条件付保守主義)の程度が大きくなるほど $STUCC_{i,t}$ ($STCC_{i,t}$) の値も大きくなる。

3-3 検証モデル

本章では無条件保守主義と条件付保守主義が企業の配当行動に及ぼす影響を検証するにあたって、式(4-2)を OLS 推定する。被説明変数は式(4-1)で定義した $DIVID_{i,t}$ であり、説明変数は $STCON_{i,t-1}$ である。配当行動と無条件保守主義との関係を検証するにあたっては $STCON_{i,t-1}$ として $STUCC_{i,t-1}$ 、条件付保守主義との関係を分析するにあたっては $STCC_{i,t-1}$ を用いる。無条件保守主義(条件付保守主義)が過度な配当を抑制するのであれば、 $STUCC_{i,t-1}$ ($STCC_{i,t-1}$) の係数は負に有意な値を取る。なお、配当行動と保守主義との同時決定の問題を緩和するために、 $DIVID_{i,t}$ と $STCON_{i,t-1}$ との間には1期間のラグを取っている。

また、式(4-2)の推定にあたっては、配当行動に影響を及ぼしうる要因をコントロールしている。まず、本章では企業特性に関する変数を組み込んでいる。具体的には、企業規模 ($SIZE_{i,t}$)、成長機会 ($TOBINQ_{i,t}$)、収益性 ($OCF_{i,t}$) である (Fama and French 2001; Denis and Osobo 2008; 佐々木・花枝 2010)。成熟企業は投資機会に乏しいため余剰資金を配当に回す可能性がある。ゆえに、 $TOBINQ_{i,t}$ の係数の予測符号は負である。また、規模の大きい企業ほど成熟期にあるため、 $SIZE_{i,t}$ の係数は正になると予想される。他方、収益性の高い企業では余剰資金の蓄積が進むため、株主に還元できる額が大きくなる。つまり、 $OCF_{i,t}$ の係数は正だと考えられる。加えて、負債比率 ($LEV_{i,t}$)、不確実性 ($VOL_{i,t}$)、倒産リスク ($ZSCORE_{i,t}$) を組み込んでいる (Jagannathan et al. 2000; 中嶋・米澤 2010)。負債比率や不確実性の高い企業は倒産リスクが上昇している可能性があり、手元資金を確保するために配当を抑制する。よって、 $LEV_{i,t}$ と $VOL_{i,t}$ のそれぞれの係数はともに負、 $ZSCORE_{i,t}$ の係数は正であると予想する。

これらの変数に加えて、取締役会規模 ($BSIZE_{i,t}$)、社外取締役比率 ($IND_{i,t}$)、経営者持株比率 ($MANAGE_{i,t}$)、外国人持株比率 ($FOREIGN_{i,t}$)、借入依存度 ($BANK_{i,t}$) といったコーポレート・ガバナンスの変数を組み込む (Fenn and Liang 2001; Short et al. 2002; Truong and Heaney 2007; Takasu and Nakano 2012; 佐々木 2010)。株主の視点に立てば、経営者は余剰資金を利

³ $UCC_{i,t}$ と $CC_{i,t}$ の算出方法については第3章の第3節と第4節を参照してほしい。

⁴ 無条件保守主義の変数として $UCC_{i,t}$ 、条件付保守主義の変数として $CC_{i,t}$ を用いた場合にも、主たる検証結果には変化がなかった。具体的には、 $UCC_{i,t}$ の係数は -0.039 と1%水準で負に有意な値を示している一方で (t 値 $=-6.215$)、 $CC_{i,t}$ の係数は 0.003 と正であり有意な値ではなかった (t 値 $=0.221$)。

己的に用いる可能性があるため、株主は積極的な株主還元を求める。ゆえに、 $IND_{i,t}$ 、 $MANAGE_{i,t}$ 、 $FOREIGN_{i,t}$ の各係数は正の値を取ると考えられる。他方、債権者の立場からは過剰な配当は彼らの将来の受取額を減少させる恐れがあるため、配当を抑制することを求める。そのため、 $BANK_{i,t}$ の係数は負であると予想する。なお、取締役会の規模については明確な予測ができないため、ここでは $BSIZE_{i,t}$ の係数の予想は行わないものとする。

$$\begin{aligned} DIVID_{i,t} = & \alpha_t + \alpha_i + \beta_1 STCON_{i,t-1} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 TOBINQ_{i,t} \\ & + \beta_5 OCF_{i,t} + \beta_6 VOL_{i,t} + \beta_7 ZSCORE_{i,t} + \beta_8 BSIZE_{i,t} + \beta_9 IND_{i,t} + \beta_{10} MANAGE_{i,t} \\ & + \beta_{11} FOREIGN_{i,t} + \beta_{12} BANK_{i,t} + \beta_{13} LAGLDIVID_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (4-2)$$

$DIVID_{i,t}$: (t期配当総額 - t-1期配当総額) ÷ t-1期末総資産 × 100

α_t : 時間効果

α_i : 企業効果

$STCON_{i,t-1}$: $STUCC_{i,t-1}$ あるいは $STCC_{i,t-1}$

$STUCC_{i,t-1}$: t-1期基準化済無条件保守主義

$STCC_{i,t-1}$: t-1期基準化済条件付保守主義

$SIZE_{i,t}$: t期末総資産の自然対数

$LEV_{i,t}$: t期末負債 ÷ t期末総資産

$TOBINQ_{i,t}$: (t期末時価総額 + t期末負債) ÷ t期末総資産

$OCF_{i,t}$: t期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産

$VOL_{i,t}$: t-2期からt期までの $OCF_{i,t}$ の標準偏差

$ZSCORE_{i,t}$: t期における Altman (1968) が考案した倒産可能性

$BSIZE_{i,t}$: t期末取締役人数の自然対数

$IND_{i,t}$: t期末社外取締役人数 ÷ t期末取締役人数

$MANAGE_{i,t}$: t期末役員持株数 ÷ t期末発行済株式総数

$FOREIGN_{i,t}$: t期末外国人持株数 ÷ t期末発行済株式総数

$BANK_{i,t}$: t期末借入金総額 ÷ t期末負債

$LAGLDIVID_{i,t-1}$: t-1期配当総額 ÷ t-2期末総資産 × 100

また、本章ではラグ付配当水準 ($LAGLDIVID_{i,t-1}$) もコントロール変数に含めている (Short et al. 2002; Truong and Heaney 2007; Takasu and Nakano 2012)。当期の配当行動は前期の配当水準に影響を受ける。つまり、前期の配当水準が高い企業では当期に積極的な配当行動を取る可能性は低い。そのため、 $LAGLDIVID_{i,t-1}$ の係数は負であると予想される。その他に、時間効果 (α_t) と企業効果 (α_i) を組み込む。なお、仮説の検証にあたっては、サンプル内の誤差項のクロスセクションの相関や時系列の相関を考慮し、年クラスターと企業クラスターによる二段階補正を施した標準誤差にもとづいた t 統計量を用いる (Petersen 2009)。

第4節 検証結果

4-1 サンプル

式(4-2)の推定期間を2004年から2014年までとし、表4-1の規準を満たす企業・年をサンプルとして抽出する⁵。データは日本経済新聞社が提供するNEEDS-FinancialQUESTと

表4-1 サンプル抽出

規準	サンプル数
①日本市場に上場している	41,598
②日本基準を採用している	39,277
③決算月数が12カ月	38,787
④3月決算である	26,935
⑤金融業に該当しない	26,376
⑥式(4-2)の変数が入手可能	22,126

表4-2 記述統計量

	Mean	StdDev	Min	25%	Median	75%	Max	N
DIVID _{i,t}	0.050	0.278	-0.954	-0.001	0.000	0.116	1.219	22,126
STUCC _{i,t-1}	0.500	0.319	0.000	0.222	0.500	0.778	1.000	22,126
STCC _{i,t-1}	0.500	0.319	0.000	0.222	0.500	0.778	1.000	22,126
SIZE _{i,t}	10.714	1.502	7.596	9.664	10.562	11.604	14.838	22,126
LEV _{i,t}	0.515	0.204	0.101	0.360	0.523	0.672	0.923	22,126
TOBINQ _{i,t}	1.013	0.366	0.454	0.800	0.942	1.121	2.757	22,126
OCF _{i,t}	0.053	0.056	-0.135	0.025	0.055	0.085	0.207	22,126
VOL _{i,t}	0.030	0.026	0.002	0.013	0.022	0.038	0.156	22,126
ZSCORE _{i,t}	1.124	0.558	0.257	0.769	0.997	1.338	3.413	22,126
BSIZE _{i,t}	2.048	0.383	1.099	1.792	2.079	2.303	2.996	22,126
IND _{i,t}	0.088	0.128	0.000	0.000	0.000	0.143	0.556	22,126
MANAGE _{i,t}	0.054	0.091	0.000	0.002	0.010	0.061	0.463	22,126
FOREIGN _{i,t}	0.084	0.102	0.000	0.006	0.041	0.128	0.449	22,126
BANK _{i,t}	0.293	0.221	0.000	0.090	0.282	0.464	0.797	22,126
LAGLDIVID _{i,t-1}	0.777	0.709	0.000	0.327	0.631	1.013	3.888	22,126

DIVID_{i,t}は(t期配当総額 - t-1期配当総額) ÷ t-1期末総資産 × 100, STUCC_{i,t-1}はt-1期標準化済無条件保守主義, STCC_{i,t-1}はt-1期標準化済条件付保守主義, SIZE_{i,t}はt期末総資産の自然対数, LEV_{i,t}はt期末負債 ÷ t期末総資産, TOBINQ_{i,t}は(t期末時価総額 + t期末負債) ÷ t期末総資産, OCF_{i,t}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, VOL_{i,t}はt-2期からt期までのOCF_{i,t}の標準偏差, ZSCORE_{i,t}はt期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, BSIZE_{i,t}はt期末取締役人数の自然対数, IND_{i,t}はt期末社外取締役人数 ÷ t期末取締役人数, MANAGE_{i,t}はt期末役員持株数 ÷ t期末発行済株式総数, FOREIGN_{i,t}はt期末外国人持株数 ÷ t期末発行済株式総数, BANK_{i,t}はt期末借入金総額 ÷ t期末負債, LAGLDIVID_{i,t-1}は(t-1期配当総額 ÷ t-2期末総資産) × 100。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。

⁵ 式(4-2)の推定にあたっては、コーポレート・ガバナンスのデータが必要となる。コーポレート・ガバナンスに関するデータの一部は日本経済新聞社が提供するNEEDS-Cgesから収集しているが、NEEDS-Cgesには2004年以降のデータしか収録されていない。このようなデータの制約から、推定期間を2004年以降としている。

表4-3 相関マトリックス

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭	⑮
①DIVID _{it}		0.071	0.018	0.062	-0.052	0.252	0.202	-0.038	0.056	0.043	0.021	0.001	0.143	-0.097	-0.020
②STUCC _{it-1}	0.064		-0.255	0.227	0.156	0.700	0.198	-0.010	0.021	0.132	0.182	-0.221	0.242	0.074	0.170
③STCC _{it-1}	0.009	-0.255		-0.368	-0.085	-0.291	-0.091	0.067	0.009	-0.216	-0.033	0.209	-0.300	-0.010	-0.104
④SIZE _{it}	0.040	0.247	-0.364		0.126	0.193	0.129	-0.237	-0.105	0.551	0.081	-0.491	0.685	0.009	0.095
⑤LEV _{it}	-0.068	0.157	-0.084	0.146		0.268	-0.171	0.059	0.211	0.094	-0.017	-0.150	-0.208	0.606	-0.564
⑥TOBINQ _{it}	0.266	0.582	-0.262	0.095	0.099		0.192	0.004	0.071	0.125	0.105	-0.177	0.230	0.103	0.085
⑦OCF _{it}	0.203	0.160	-0.080	0.134	-0.155	0.159		-0.064	0.037	0.094	0.054	-0.038	0.195	-0.088	0.270
⑧VOL _{it}	-0.023	0.025	0.044	-0.250	0.068	0.109	-0.126		0.186	-0.194	0.021	0.060	-0.122	-0.004	-0.100
⑨ZSCORE _{it}	0.021	0.022	0.011	-0.114	0.211	0.045	0.005	0.154		-0.008	-0.016	0.069	-0.140	-0.084	-0.023
⑩BSIZE _{it}	0.034	0.132	-0.222	0.561	0.099	0.053	0.104	-0.200	-0.017		0.078	-0.251	0.331	-0.008	0.081
⑪IND _{it}	0.021	0.180	-0.035	0.049	-0.030	0.132	0.041	0.060	-0.001	0.009		-0.226	0.125	-0.045	0.040
⑫MANAGE _{it}	0.021	-0.039	0.100	-0.324	-0.097	-0.006	0.008	0.064	0.045	-0.216	-0.102		-0.337	-0.004	0.103
⑬FOREIGN _{it}	0.120	0.288	-0.274	0.607	-0.180	0.283	0.172	-0.092	-0.121	0.283	0.142	-0.163		-0.192	0.287
⑭BANK _{it}	-0.108	0.079	-0.006	-0.005	0.594	0.003	-0.089	0.024	-0.089	-0.026	-0.048	0.039	-0.170		-0.377
⑮LAGLIVID _{it-1}	-0.011	0.240	-0.122	0.048	-0.500	0.251	0.273	-0.074	-0.038	0.028	0.088	0.100	0.271	-0.346	

DIVID_{it}は(期配当総額 - t-1期配当総額) ÷ t-1期末総資産 × 100, STUCC_{it-1}はt-1期標準化済無条件保守主義, STCC_{it-1}はt-1期標準化済条件付保守主義, SIZE_{it}は期末総資産の自然対数, LEV_{it}は期末負債 ÷ 期末総資産, TOBINQ_{it}は(期末時価総額 + 期末負債) ÷ 期末総資産, OCF_{it}は期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, VOL_{it}はt-2期からt期までのOCF_{it}の標準偏差, ZSCORE_{it}はt期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, BSIZE_{it}は期末取締役人数の自然対数, IND_{it}は期末社外取締役人数 ÷ t期末取締役人数, MANAGE_{it}は期末役員持株数 ÷ t期末発行済株式総数, FOREIGN_{it}はt期末外国人持株数 ÷ t期末発行済株式総数, BANK_{it}はt期末借入金総額 ÷ t期末負債, LAGLIVID_{it-1}は(t-1期配当総額 ÷ t-2期末総資産) × 100. なお, 全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している. 左下三角行列はPearsonの相関係数, 右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している.

NEEDS-Cges から収集する。①から⑥まではサンプル間における式(4-2)の推定の条件を同一にするためのものである。⑤については日経業種分類の中分類コードを用いている⁶。これらの規準によって得られた最終的なサンプル数は 22,126 企業・年となっている。なお、分析にあたっては全ての変数に対して上下 1%でウィンソライズを施している。

表 4-2 は記述統計量をまとめたものである。記述統計量に目を向けると、 $DIVID_{i,t}$ の平均値は 0.050 であり、日本企業は平均的に総資産に対して配当を 0.05%増加させていることがわかる。なお、 $STUCC_{i,t-1}$ と $STCC_{i,t-1}$ は 0 から 1 までの値を取るよう調整が施されているため、それらの平均値は 0.500 となっている。

表 4-3 は相関マトリックスを示したものである⁷。Pearson (Spearman) の相関係数を見ると、 $DIVID_{i,t}$ と $STUCC_{i,t-1}$ の相関係数は 0.064 (0.071) と正の値である。また、 $DIVID_{i,t}$ と $STCC_{i,t-1}$ も 0.009 (0.018) と正の値を取っている。これらの結果は、無条件保守主義と条件付保守主義は企業の配当行動を抑制しないことを示唆している。ただし、前節で議論したように配当行動に影響を与える要因は様々である。そのため、配当行動と保守主義の関係を検討するには、これらの影響をコントロールする必要があるといえる。次に、多変量分析を行い、これらの要因を考慮した上で、保守主義が配当行動に及ぼす影響を検討することにする。

4-2 検証結果

表 4-4 は式(4-2)を推定した結果をまとめたものである。列 A は $STCON_{i,t-1}$ として $STUCC_{i,t-1}$ を用いた場合の検証結果である。 $STUCC_{i,t-1}$ の係数は -0.075 であり、1%水準で統計的に有意な負の値を取っている。この結果は無条件保守主義の程度が高い企業ほど配当が抑制されていることを示しており、仮説 1 を支持するものである。また、 $STUCC_{i,t-1}$ の係数は経済的に大きな値である。無条件保守主義の程度が最も小さい企業群に比べて、大きい企業群では配当が約 -0.08pp 抑制されている。 $DIVID_{i,t}$ の平均値が 0.050 であることを踏まえれば、無条件保守主義によって過度な配当を完全に抑制できるといえる。列 B は $STCC_{i,t-1}$ を用いた結果である。 $STCC_{i,t-1}$ の係数は有意ではない。つまり、仮説 2 は棄却されない。また、 $STCC_{i,t-1}$ の係数の大きさも -0.001 と大きいものとは言い難い。

コントロール変数に目を向けると、説明変数が $STUCC_{i,t-1}$ と $STCC_{i,t-1}$ のどちらの場合でも統計的に有意であったのは、 $SIZE_{i,t}$ 、 $LEV_{i,t}$ 、 $TOBINQ_{i,t}$ 、 $OCF_{i,t}$ 、 $VOL_{i,t}$ 、 $ZSCORE_{i,t}$ 、 $Bsize_{i,t}$ 、

⁶ 日経業種分類の中分類コードにおいて、金融業と分類されるのは銀行業 (47)、証券業 (49)、保険業 (51)、その他金融業 (52) である。本章では、これらの業種に属する観測値をサンプルから除外している。

⁷ Pearson (Spearman) の相関係数を見てみると、 $STUCC_{i,t-1}$ と $TOBINQ_{i,t}$ の相関係数は 0.582 (0.700) と高い値を示している。また、 $STCC_{i,t-1}$ と $TOBINQ_{i,t}$ の相関係数についても -0.262 (-0.291) と高い相関を有していることがわかる。これは、 $UCC_{i,t-1}$ と $CC_{i,t-1}$ がともに時価簿価比率を基礎とした変数であるためだと考えられるが、 $STCON_{i,t-1}$ と $TOBINQ_{i,t}$ の相関の高さは本章の検証結果に影響を与えるかもしれない。そこで、 $TOBINQ_{i,t}$ を t-2 期から t 期までの売上高成長率の幾何平均 ($GROWTH_{i,t}$) に換えて再度分析を行ったが、分析結果に相違はなかった。具体的には、 $STUCC_{i,t-1}$ の係数は -0.044 と 5%水準で負に有意な値を示しているのに対して (t 値 = -2.069)、 $STCC_{i,t-1}$ の係数は -0.019 と負であるものの、有意な値ではなかった (t 値 = -0.813)。なお、 $STUCC_{i,t-1}$ と $GROWTH_{i,t}$ の Pearson (Spearman) の相関係数は 0.072 (0.079)、 $STCC_{i,t-1}$ と $GROWTH_{i,t}$ の相関係数は -0.135 (-0.138) であった。

表4-4 多変量分析

	A		B	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
STUCC _{i,t-1}	-0.075	[-4.849] ***		
STCC _{i,t-1}			-0.001	[-0.064]
SIZE _{i,t}	0.243	[5.765] ***	0.242	[5.825] ***
LEV _{i,t}	-0.493	[-6.401] ***	-0.510	[-6.755] ***
TOBINQ _{i,t}	0.323	[11.531] ***	0.321	[11.006] ***
OCF _{i,t}	0.714	[8.454] ***	0.709	[8.431] ***
VOL _{i,t}	-0.258	[-1.866] *	-0.275	[-1.982] **
ZSCORE _{i,t}	0.119	[2.234] **	0.114	[2.186] **
BSIZE _{i,t}	0.016	[1.688] *	0.016	[1.703] *
IND _{i,t}	0.065	[2.417] **	0.061	[2.326] **
MANAGE _{i,t}	0.160	[2.406] **	0.147	[2.196] **
FOREIGN _{i,t}	0.094	[1.780] *	0.080	[1.472]
BANK _{i,t}	-0.254	[-5.078] ***	-0.253	[-5.062] ***
LAGLDIVID _{i,t-1}	-0.338	[-8.505] ***	-0.340	[-8.556] ***
Year	included		included	
Firm	included		included	
R ²	0.388		0.387	
Adj-R ²	0.304		0.303	
N	22,126		22,126	

DIVID_{i,t}は(t期配当総額 - t-1期配当総額) ÷ t-1期末総資産 × 100, STUCC_{i,t-1}はt-1期標準化済無条件保守主義, STCC_{i,t-1}はt-1期標準化済条件付保守主義, SIZE_{i,t}はt期末総資産の自然対数, LEV_{i,t}はt期末負債 ÷ t期末総資産, TOBINQ_{i,t}は(t期末時価総額 + t期末負債) ÷ t期末総資産, OCF_{i,t}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, VOL_{i,t}はt-2期からt期までのOCF_{i,t}の標準偏差, ZSCORE_{i,t}はt期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, BSIZE_{i,t}はt期末取締役人数の自然対数, IND_{i,t}はt期末社外取締役人数 ÷ t期末取締役人数, MANAGE_{i,t}はt期末役員持株数 ÷ t期末発行済株式総数, FOREIGN_{i,t}はt期末外国人持株数 ÷ t期末発行済株式総数, BANK_{i,t}はt期末借入金総額 ÷ t期末負債, LAGLDIVID_{i,t-1}はt-1期配当総額 ÷ t-2期末総資産 × 100. なお, 全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している. また, t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009). ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している.

IND_{i,t}, MANAGE_{i,t}, BANK_{i,t}, LAGLDIVID_{i,t-1}である. TOBINQ_{i,t}以外の係数は本章の予想と整合的な結果である. TOBINQ_{i,t}について先の予想と異なる結果が得られたのは次の理由によるものだと考えられる. 日本ではこれまで, 上場基準として配当を実施することが求められていた (日本証券業協会 2013). ゆえに, 成長性が高い新規上場企業が配当を行っている可能性があり, TOBINQ_{i,t}について予想と異なる結果が得られたのかもしれない⁸.

以上が式(4-2)を OLS 推定した結果である. 検証の結果, 次の2つのことが明らかとなった. ひとつには, 無条件保守主義の程度が高い企業ほど配当が抑制されていることが確認された. いまひとつは, 条件付保守主義と企業の配当行動との間には有意な関係がないことが観察された. これらの検証結果は日本の負債契約の契約内容を考慮した場合, 無条件保守主義には過剰配当抑制効果が備わっているが, 条件付保守主義には少なくともそうした効果がないことを示唆している.

⁸ Denis and Osobov (2008)や佐々木・花枝 (2010)は日本企業を対象として, 有配企業と無配企業の特性を調査している. 検証の結果, 有配企業の方が成長性が高いことが示されている.

第5節 頑健性分析

5-1 配当行動の代替的な変数

本節では先の検証結果の頑健性を確認するために、いくつかの分析を行う。ここではまず、配当行動の代替的な変数を用いた分析を行う。前節の分析では配当のみに着目した。しかし、Maxwell and Stephens (2003)や Jun et al. (2009)は米国企業をサンプルとして、自社株買いの公表が債券価格の下落につながることを報告している。つまり、債権者と株主との利害対立は配当だけでなく、自社株買いにも及んでいるといえる。仮に保守主義によって配当を抑制できたとしても自社株買いによって株主による富の搾取が行われてしまうのであれば、保守主義に債権者の富を保護する機能があるとは言えない。特に、日本では2003年の商法改正により、あらかじめ定款に記載すれば、取締役会決議だけで機動的に自己株式を取得できるようになり、自社株買いを実施する企業数は年々増加傾向にある（石川 2007; 佐々木・花枝 2010）。そこで、本節では自社株買いを含めた配当行動の変数 ($\text{subDIVID1}_{i,t}$) を作成し、それと保守主義との関係を検証する。 $\text{subDIVID1}_{i,t}$ は t 期配当総額と t 期自己株式取得による支出の和から $t-1$ 期配当総額と $t-1$ 期自己株式取得による支出の和を差し引き $t-1$ 期末総資産で除した値に 100 を掛けたものである⁹。

表4-5の列AとBは被説明変数を $\text{subDIVID1}_{i,t}$ とした場合の分析結果である。 $\text{STUCC}_{i,t-1}$ の係数は1%水準で負に有意な値である一方で（列A）、 $\text{STCC}_{i,t-1}$ の係数はやはり有意な値ではなかった（列B）。これらの検証結果からも、無条件保守主義には企業の配当行動を抑制する効果があるが、条件付保守主義にはそうした効果は存在しないことがわかる。すなわち、自社株買いを加味した場合にも、表4-4の検証結果は頑健であるといえる。なお、一部のコントロール変数については表4-4と整合した結果が得られていない。具体的には、 $\text{IND}_{i,t}$ と $\text{FOREIGN}_{i,t}$ の係数が負になっており、予想と異なる結果となっている。ただし、これらの係数の有意性は統計的に高いといえる水準ではない。

次に、1株当たり配当金を基準とした変数 ($\text{subDIVID2}_{i,t}$) を用いた分析を行う。先行研究では配当政策を分析するにあたって、配当総額ではなく1株当たり配当金を用いている研究もある（Takasu and Nakano 2012）。これは、配当の目標額を決定するにあたっては、その総額ではなく1株当たりを基準とした金額が用いられる可能性が存在するためである（Graham and Harvey 2001; 花枝・芹田 2008）。本節でもこの点を考慮して、被説明変数に $\text{subDIVID2}_{i,t}$ を用いて再度式(4-2)の推定を行う。 $\text{subDIVID2}_{i,t}$ は t 期1株当たり配当金から $t-1$ 期1株当たり配当金を控除した値である¹⁰。列CとDは被説明変数として $\text{subDIVID2}_{i,t}$

⁹ $\text{subDIVID1}_{i,t}$ を被説明変数にする場合、コントロール変数であるラグ付配当水準には $\text{LAGsubLDIVID1}_{i,t-1}$ を用いている。 $\text{LAGsubLDIVID1}_{i,t-1}$ は $t-1$ 期配当総額と $t-1$ 期自己株式取得による支出の和を $t-2$ 期末総資産で除し 100 を掛けた値である。

¹⁰ 被説明変数に $\text{subDIVID2}_{i,t}$ を用いる場合、コントロール変数として用いているラグ付配当水準も修正を施している。具体的には $\text{LAGsubLDIVID2}_{i,t-1}$ を用いている。 $\text{LAGsubLDIVID2}_{i,t-1}$ は $t-1$ 期1株当たり配当金である。

表4-5 配当行動の代替的な変数

	subDIVID1 _{it}			subDIVID2 _{it}			subDIVID3 _{it}			
	Coeff.	[t-Stat]		Coeff.	[t-Stat]		Coeff.	[t-Stat]		
STUCC _{it-1}	-0.182	[-4.284] ***					-0.042	[-2.944] ***		
STCC _{it-1}			1.162	[1.582]					0.001	[0.081]
SIZE _{it}	0.508	[6.077] ***	1.677	[1.969] **	1.747	[2.059] **	0.242	[4.963] ***	0.242	[5.000] ***
LEV _{it}	-1.460	[-6.227] ***	2.981	[0.969]	2.864	[0.925]	-0.822	[-8.821] ***	-0.831	[-8.968] ***
TOBINQ _{it}	0.601	[8.549] ***	1.170	[0.473]	1.245	[0.508]	0.323	[10.221] ***	0.322	[10.120] ***
OCF _{it}	1.059	[6.668] ***	21.621	[5.001] ***	21.594	[5.038] ***	0.813	[8.772] ***	0.810	[8.757] ***
VOL _{it}	-0.697	[-1.723] *	-8.518	[-1.479]	-8.593	[-1.487]	-0.316	[-1.616]	-0.324	[-1.657] *
ZSCORE _{it}	0.238	[2.433] **	1.898	[1.621]	1.848	[1.563]	0.087	[1.994] **	0.085	[1.953] *
BSIZE _{it}	0.015	[0.461]	-0.082	[-0.328]	-0.036	[-0.146]	0.028	[2.495] **	0.029	[2.495] **
IND _{it}	-0.007	[-0.062]	-1.008	[-0.904]	-1.002	[-0.901]	0.052	[1.483]	0.050	[1.427]
MANAGE _{it}	0.112	[0.331]	19.732	[2.505] **	19.427	[2.489] **	0.103	[1.497]	0.095	[1.367]
FOREIGN _{it}	-0.721	[-1.928] *	3.353	[1.148]	2.868	[1.023]	0.003	[0.041]	-0.005	[-0.059]
BANK _{it}	-0.333	[-4.109] ***	-5.281	[-3.927] ***	-5.312	[-4.046] ***	-0.301	[-4.643] ***	-0.300	[-4.648] ***
LAGsubLIVID _{it-1}	-0.805	[-20.941] ***	-0.048	[-9.566] ***	-0.048	[-9.561] ***	0.453	[8.270] ***	0.452	[8.238] ***
Year	included		included		included		included		included	
Firm	included		included		included		included		included	
R ²	0.435		0.434		0.398		0.398		0.882	
Adj-R ²	0.357		0.357		0.315		0.316		0.865	
N	22,126		22,126		22,126		22,126		22,126	

subDIVID1_{it}は(t期配当総額 + t期自己株式取得による支出 - t-1期配当総額 - t-1期自己株式取得による支出) ÷ t-1期末総資産 × 100, subDIVID2_{it}は1期1株当たり配当金 - t-1期1株当たり配当金, subDIVID3_{it}はt期配当総額 ÷ t-1期末総資産 × 100, STUCC_{it-1}はt-1期標準化済条件付保守主義, STCC_{it-1}はt-1期標準化済条件付保守主義, SIZE_{it}は期末総資産の自然対数, LEV_{it}は期末負債 ÷ t期末総資産, TOBINQ_{it}はt期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, BSIZE_{it}はt期末取締役人の自然対数, IND_{it}はt期末社外取締役人数 ÷ t期末取締役人数, MANAGE_{it}はt期末役員持株数 ÷ t期末発行済株式総数, FOREIGN_{it}はt期末外国人持株数 ÷ t期末発行済株式総数, BANK_{it}はt期末借入金総額 ÷ t期末負債, LAGsubLIVID_{it-1}はLAGsubLIVID_{it-1}, LAGsubLIVID_{it-1}はLAGsubLIVID_{it-1}の1期遅れ, LAGsubLIVID_{it-1}は(t-1期配当総額 + t-1期自己株式取得による支出) ÷ t-2期末総資産 × 100, LAGsubLIVID_{it-1}はt-1期1株当たり配当金, LAGsubLIVID_{it-1}はt-1期配当総額 ÷ t-2期末総資産 × 100である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Peterson 2009)。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

を用いた結果であり、 $STUCC_{i,t-1}$ の係数は5%水準で負に有意な値を取っているのに対して(列C)、 $STCC_{i,t-1}$ の係数は有意な値ではないことがわかる。つまり、1株当たり配当金をもとに配当行動の変数を算出した場合にも、先の結果は頑健である。なお、コントロール変数である $LEV_{i,t}$ と $IND_{i,t}$ の符号は表4-4と異なっている。ただし、それらは有意ではない。

最後に、配当水準を用いた分析を行う。第3節でも述べた通り、先行研究の中には単に配当水準に着目している研究もある(中嶋・米澤 2010)。保守主義が過剰な配当を抑制できるのであれば、平均的には配当水準も低くなるであろう。そこで、本節では被説明変数に配当水準($subDIVID3_{i,t}$)を用いた分析を行う。 $subDIVID3_{i,t}$ はt期配当総額をt-1期末総資産で除し100を掛けた値である¹¹。列EとFは被説明変数として $subDIVID3_{i,t}$ を用いた結果を示したものである。 $STUCC_{i,t-1}$ の係数について見てみると、1%水準で負に有意な値を取っていることがわかる(列E)。これに対して、 $STCC_{i,t-1}$ を用いて推定を行った場合には、 $STCC_{i,t-1}$ の係数は有意な値を示していない(列F)。これらの検証結果は表4-4と整合的である。また、コントロール変数についても概ね先の分析結果と一貫していることが窺える。なお、被説明変数に $subDIVID3_{i,t}$ を用いているため、 $LAGsubLDIVID3_{i,t-1}$ の係数は正に有意な値を示している。以上の検証結果は、異なる配当行動の変数を用いてもなお、前節で示した検証結果が頑健であることを示している。

5-2 保守主義の代替的な変数

前節の分析では、無条件保守主義の変数として Beaver and Ryan (2000)の尺度、条件付保守主義の変数には Basu (1997)の尺度を用いている。ただし、これらの変数だけがこれまでの研究で用いられてきたわけではない。たとえば、Wang et al. (2009)によれば、2009年までに査読付き学術雑誌に公表された53本の論文のうち10本が Givoly and Hayn (2000)の尺度、7本が Ball and Shivakumar (2005)の尺度を用いて検証を行っているという。そこで、検証結果の頑健性を確保するために、無条件保守主義の変数として Givoly and Hayn (2000)の尺度、条件付保守主義の変数に Ball and Shivakumar (2005)の尺度を用いて再度分析を行う。なお、ここでは Givoly and Hayn (2000)の尺度を $subUCC_{i,t}$ 、Ball and Shivakumar (2005)の尺度を $subCC_{i,t}$ と呼ぶ¹²。また、式(4-2)の推定にあたってはこれらの変数に対して第3節で述べた標準化を施している。調整後の各変数はそれぞれ $STsubUCC_{i,t}$ と $STsubCC_{i,t}$ とする。

表4-6は $STCON_{i,t-1}$ として $STsubUCC_{i,t-1}$ と $STsubCC_{i,t-1}$ を用いて式(4-2)を推定した結果をまとめたものである。なお、一部の観測値で $STsubUCC_{i,t-1}$ と $STsubCC_{i,t-1}$ のデータが入手できなかったため、サンプル数が若干減少している。 $STsubUCC_{i,t-1}$ に目を向けると、係数は1%水準で負に有意な値である(列A)。この結果は表4-4と整合的である。これに対して、 $STsubCC_{i,t-1}$ の係数は10%水準で正に有意な値であり、先の検証結果とは異なって

¹¹ $subDIVID3_{i,t}$ を被説明変数とする場合、コントロール変数のラグ付配当水準には $LAGsubLDIVID3_{i,t-1}$ を用いる。 $LAGsubLDIVID3_{i,t-1}$ はt-1期配当総額をt-2期末総資産で除し100を掛けた値である。

¹² $subUCC_{i,t}$ と $subCC_{i,t}$ の算出方法については第3章の補節を参照してほしい。

表4-6 保守主義の代替的な変数

	A		B	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
STsubUCC _{i,t-1}	-0.047	[-4.410] ***		
STsubCC _{i,t-1}			0.023	[1.916] *
SIZE _{i,t}	0.249	[5.661] ***	0.245	[5.782] ***
LEV _{i,t}	-0.526	[-6.858] ***	-0.515	[-6.816] ***
TOBINQ _{i,t}	0.319	[11.163] ***	0.323	[11.182] ***
OCF _{i,t}	0.760	[9.142] ***	0.707	[8.419] ***
VOL _{i,t}	-0.263	[-1.919] *	-0.277	[-2.012] **
ZSCORE _{i,t}	0.116	[2.203] **	0.116	[2.194] **
BSIZE _{i,t}	0.015	[1.648] *	0.016	[1.772] *
IND _{i,t}	0.061	[2.263] **	0.062	[2.381] **
MANAGE _{i,t}	0.150	[2.329] **	0.152	[2.287] **
FOREIGN _{i,t}	0.080	[1.476]	0.078	[1.497]
BANK _{i,t}	-0.236	[-5.198] ***	-0.252	[-5.053] ***
LAGLDIVID _{i,t-1}	-0.337	[-8.675] ***	-0.339	[-8.566] ***
Year	included		included	
Firm	included		included	
R ²	0.389		0.387	
Adj-R ²	0.305		0.303	
N	22,086		22,125	

DIVID_{i,t}は(t期配当総額 - t-1期配当総額) ÷ t-1期末総資産 × 100, STsubUCC_{i,t-1}はt-1期標準化済無条件保守主義の代替的な変数, STsubCC_{i,t-1}はt-1期標準化済条件付保守主義の代替的な変数, SIZE_{i,t}はt期末総資産の自然対数, LEV_{i,t}はt期末負債 ÷ t期末総資産, TOBINQ_{i,t}は(t期末時価総額 + t期末負債) ÷ t期末総資産, OCF_{i,t}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, VOL_{i,t}はt-2期からt期までのOCF_{i,t}の標準偏差, ZSCORE_{i,t}はt期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, BSIZE_{i,t}はt期末取締役人数の自然対数, IND_{i,t}はt期末社外取締役人数 ÷ t期末取締役人数, MANAGE_{i,t}はt期末役員持株数 ÷ t期末発行済株式総数, FOREIGN_{i,t}はt期末外国人持株数 ÷ t期末発行済株式総数, BANK_{i,t}はt期末借入金総額 ÷ t期末負債, LAGLDIVID_{i,t-1}は(t-1期配当総額 ÷ t-2期末総資産) × 100. なお, 全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している. また, t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009). ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している.

いる. 条件付保守主義は経済的損失が発生した場合にのみ純資産に下方バイアスをもたらすことになるため, 条件付保守主義はかえって過度な配当を誘発してしまう可能性があることを示唆しているといえる. なお, コントロール変数の係数については表4-4と一貫している. これら一連の検証結果は, 保守主義の代替的な変数を用いた場合にも, 先の検証結果が頑健であることを示している.

第6節 追加分析

6-1 配当の増加と減少

第4節の分析からは, 無条件保守主義が企業の配当行動を抑制することが示唆された. しかし, 第4節の検証においては全てのサンプルをプールした上で式(4-2)を推定しているために, 保守主義によって過度な配当が抑制されたと断定することはできない. つまり, 保守

表4-7 配当の増加と減少による区分

	DIVID _{it} > 0		DIVID _{it} ≤ 0		DIVID _{it} > 0		DIVID _{it} ≤ 0	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
STUCC _{i,t-1}	-0.104	[-3.260] ***	0.006	[0.415]				
STCC _{i,t-1}					0.024	[1.461]	-0.027	[-1.552]
SIZE _{it}	0.117	[3.693] ***	0.081	[3.831] ***	0.116	[3.656] ***	0.079	[3.859] ***
LEV _{it}	-0.302	[-3.430] ***	-0.245	[-6.300] ***	-0.310	[-3.588] ***	-0.247	[-6.471] ***
TOBINQ _{it}	0.236	[7.559] ***	0.063	[3.131] ***	0.237	[7.823] ***	0.059	[3.005] ***
OCF _{it}	0.436	[3.973] ***	0.234	[6.330] ***	0.438	[4.007] ***	0.234	[6.246] ***
VOL _{it}	0.157	[0.575]	-0.133	[-1.035]	0.156	[0.574]	-0.133	[-1.043]
ZSCORE _{it}	0.045	[1.358]	0.064	[1.825] *	0.043	[1.305]	0.064	[1.868] *
BSIZE _{it}	-0.010	[-0.860]	0.021	[2.095] **	-0.009	[-0.760]	0.020	[1.894] *
IND _{it}	0.049	[1.076]	0.010	[0.340]	0.048	[1.047]	0.010	[0.343]
MANAGE _{it}	0.024	[0.198]	0.047	[1.192]	0.008	[0.069]	0.047	[1.227]
FOREIGN _{it}	0.056	[0.526]	0.043	[1.090]	0.043	[0.403]	0.052	[1.269]
BANK _{it}	-0.145	[-2.696] ***	-0.124	[-3.321] ***	-0.143	[-2.703] ***	-0.123	[-3.230] ***
LAGLDIVID _{it-1}	-0.176	[-6.148] ***	-0.259	[-10.854] ***	-0.176	[-6.094] ***	-0.260	[-10.861] ***
Year	included		included		included		included	
Firm	included		included		included		included	
R ²		0.622		0.522		0.622		0.523
Adj-R ²		0.491		0.410		0.491		0.411
N		8,807		13,319		8,807		13,319

DIVID_{it}は(期配当総額 - t-1期配当総額) ÷ t-1期末総資産 × 100, STUCC_{i,t-1}はt-1期標準化済無条件保守主義, STCC_{i,t-1}はt-1期標準化済条件付保守主義, SIZE_{it}は期末総資産の自然対数, LEV_{it}は(期末負債 ÷ 期末総資産) × 100, TOBINQ_{it}は(期末時価総額 + 期末負債) ÷ 期末総資産, OCF_{it}は(期営業キャッシュ・フロー) ÷ (期末総資産), VOL_{it}はt-2期からt期までのOCF_{it}の標準偏差, ZSCORE_{it}はt期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, BSIZE_{it}はt期未取締役人数の自然対数, IND_{it}はt期未社外取締役人数 ÷ t期未取締役人数, MANAGE_{it}はt期未役員持株数 ÷ t期未発行済株式総数, FOREIGN_{it}は(期末外国人持株数 ÷ t期未発行済株式総数) × 100, なお, 全ての変数は上下1%でウインソライズを施している. また, 統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009). ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準であることを示している.

主義によって配当の過度な減少が促されたとしても、表4-4と同じような結果が得られてしまう。そこで、本節ではサンプルを分割して式(4-2)の推定を試みる。具体的には、 $DIVID_{i,t}$ が0を超えている企業群を配当を増加させた企業、それ以外を配当を減少させた企業として分析を行う。仮に保守主義が過度な配当を抑制するのであれば、配当を増加させた企業について $STCON_{i,t-1}$ の係数は負に有意な値を取るはずである。

表4-7は上述した分析の結果をまとめたものである。列AとBは $STCON_{i,t-1}$ として $STUCC_{i,t-1}$ を用いた場合の検証結果である。配当を増加させた企業をサンプルとした場合の検証結果について見てみると、 $STUCC_{i,t-1}$ の係数は-0.104と1%水準で負に有意な値を示している(列A)。これに対して、配当を減少させた企業を分析の対象とした場合には、 $STUCC_{i,t-1}$ の係数は有意な値ではない(列B)。これらの検証結果は無条件保守主義が過度な配当を抑制するという見解と整合的である。次に $STCC_{i,t-1}$ の検証結果をまとめた列CとDに目を向けると、配当の増加の有無を問わず $STCC_{i,t-1}$ の係数は有意な値を示していない。これは表4-4の検証結果と一貫している。なお、コントロール変数の検証結果であるが、表4-7のようにサンプルを分割した場合にも、これまでの分析と概ね整合しているといえる。

6-2 倒産リスク

株主は時に債権者が許容できないほどの配当を手にしようとするため、債権者は過度な配当を抑制するための契約を結び、会計数値にもとづいてその監視を行う(Jensen and Meckling 1976; Watts and Zimmerman 1986)。ただし、債権者と株主の間には契約締結後の行動に関して情報の非対称性が存在するため、株主によるモラル・ハザードの問題が生じる恐れがある。つまり、株主は会計数値を機会主義的に操作することで、より多くの配当を得ようとするのである。これに対して、保守主義は配当財源の計算の基礎となる純利益や純資産を過小評価することによって、会計数値にかけられた意図的なバイアスを相殺し、過度な配当を抑制する可能性がある(Watts 1993; Ahmed et al. 2002)。本章の分析からは特に、日本のような負債契約の契約形態においては無条件保守主義に過剰配当抑制効果が存在することが示されている。

ここでは、保守主義と配当行動との関係が企業の倒産リスクの高低によって変化するかを検証する。第2章で見たように、倒産リスクが高まるにつれて、株主は投資資金の回収を急ごうとして、より多くの配当を企業から引き出そうとする。それゆえ、倒産リスクが高くなるほど、株主は会計数値を機会主義的に嵩上げし、より多くの配当を得ようとする可能性がある(河内山 2012)。他方、先に述べた通り、保守主義は会計数値を過小評価することで、株主によるモラル・ハザードの問題を緩和すると考えられる。仮にそうであるならば、株主が機会主義的に利益操作を行おうとするような状況、つまり倒産リスクが高まるにれて保守主義は積極的に株主のモラル・ハザードを抑制し、過度な配当を抑えると予想される。そこで、本節ではサンプルを倒産リスクが高い企業とそうでない企業に区分し、保守主義による過剰配当抑制効果の効力がこれら2つのサンプル間で異なるかを検証する。具体的には、

表4-8 倒産リスクによる区分

	ZSCORE _{it} ≤ Median		ZSCORE _{it} > Median		ZSCORE _{it} ≤ Median		ZSCORE _{it} > Median	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
STUCC _{it-1}	-0.138	[-6.705] ***	-0.001	[-0.051]				
STCC _{it-1}					-0.012	[-0.539]	0.011	[0.515]
SIZE _{it}	0.304	[6.328] ***	0.256	[5.654] ***	0.295	[6.217] ***	0.257	[5.728] ***
LEV _{it}	-0.479	[-5.076] ***	-0.652	[-6.844] ***	-0.502	[-5.555] ***	-0.651	[-6.794] ***
TOBINQ _{it}	0.269	[9.315] ***	0.334	[8.208] ***	0.266	[8.846] ***	0.335	[8.103] ***
OCF _{it}	0.653	[5.122] ***	0.519	[5.820] ***	0.649	[5.093] ***	0.520	[5.889] ***
VOL _{it}	-0.367	[-2.826] ***	-0.117	[-0.870]	-0.420	[-3.319] ***	-0.114	[-0.854]
ZSCORE _{it}	0.528	[3.633] ***	0.047	[1.113]	0.510	[3.518] ***	0.047	[1.106]
BSIZE _{it}	-0.001	[-0.081]	0.022	[1.610]	-0.002	[-0.104]	0.023	[1.656] *
IND _{it}	0.082	[1.803] *	0.078	[1.229]	0.083	[1.851] *	0.079	[1.284]
MANAGE _{it}	0.141	[1.733] *	0.231	[1.936] *	0.115	[1.354]	0.230	[1.942] *
FOREIGN _{it}	0.042	[0.909]	0.145	[1.296]	0.017	[0.343]	0.142	[1.258]
BANK _{it}	-0.186	[-4.184] ***	-0.298	[-3.864] ***	-0.184	[-4.078] ***	-0.298	[-3.892] ***
LAGLIVID _{it-1}	-0.363	[-9.678] ***	-0.357	[-8.216] ***	-0.367	[-9.791] ***	-0.356	[-8.171] ***
Year	included		included		included		included	
Firm	included		included		included		included	
R ²		0.458		0.439		0.454		0.439
Adj-R ²		0.362		0.332		0.358		0.332
N		11,063		11,063		11,063		11,063

DIVID_{it}は(t期配当総額 - t-1期配当総額) ÷ t-1期末総資産 × 100, STUCC_{it-1}は(t-1期標準化済無条件保守主義, STCC_{it-1}は(t-1期標準化済条件付保守主義, SIZE_{it}は期末総資産の自然対数, LEV_{it}は期末負債 ÷ t期末総資産, TOBINQ_{it}は(t期末時価総額 + t期末負債) ÷ t期末総資産, OCF_{it}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, VOL_{it}はt-2期からt期までのOCF_{it}の標準偏差, ZSCORE_{it}はt期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, BSIZE_{it}はt期未取締役人数の自然対数, IND_{it}はt期末社外取締役人数 ÷ t期末取締役人数, MANAGE_{it}はt期末役員持株数 ÷ t期末発行済株式総数, FOREIGN_{it}はt期末外国人持株数 ÷ t期末発行済株式総数, BANK_{it}はt期末借入金総額 ÷ t期末負債, LAGLIVID_{it-1}はt-1期配当総額 ÷ t-2期末総資産 × 100. なお, 全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している. また, 統計量は企業クラスタと年クラスタによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009). ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準であることを示している.

$ZSCORE_{i,t}$ が中央値以下の企業群を倒産リスクの高い企業、それ以外を倒産リスクの低い企業とし、これら2つのサンプルを用いて式(4-2)を推定する。

表4-8は $ZSCORE_{i,t}$ の中央値でサンプルを分割し、式(4-2)を推定した結果をまとめたものである。列AとBは $STUCC_{i,t-1}$ を説明変数に用いた検証結果である。倒産リスクが高い企業について見てみると、 $STUCC_{i,t-1}$ の係数は1%水準で負に有意な値を取っていることがわかる(列A)。これに対して、倒産リスクが低い企業では、 $STUCC_{i,t-1}$ の係数は負であるものの、統計的に有意とはいえない(列B)。列CとDは説明変数として $STCC_{i,t-1}$ を用いた場合の結果を示している。倒産リスクの高低に関わらず、 $STCC_{i,t-1}$ の係数は統計的に有意な値ではない。以上の検証結果は、株主によるモラル・ハザードが生じる可能性が高くなるほど、無条件保守主義はより積極的に過度な配当を抑制していることを示している。これは、日本のような負債契約の契約形態を想定した場合には、無条件保守主義に過剰配当抑制効果が備わっているとの見解を支持するものである。

6-3 保有現金水準

最後に、本節では保守主義が企業の保有現金水準に及ぼす影響を検証する。ここまでの分析から、無条件保守主義は過度な配当を抑制することが明らかとなった。このような無条件保守主義による過剰配当抑制効果は配当による過剰な資金流出を防ぎ、債権者への返済に応じるだけの資産の留保を可能にすると考えられる。ここでは、企業の保有現金水準に着目し、保守主義が実際に債権者の利益請求権に応じるだけの資産の確保を可能にするのかを検証する。現金は最も流動性の高い資産であるため、その留保は債権者にとって価値がある。

保守主義と企業の現金保有との関係を分析するにあたって、本節では式(4-3)をOLS推定する。被説明変数は保有現金水準($CASH_{i,t}$)である。なお、先行研究に倣い、 $CASH_{i,t}$ には現金・預金を用いた変数($CASH1_{i,t}$)を採用する(Harford et al. 2008)。ただし、その換金可能性の高さから短期性有価証券を保有現金に含める研究もある(Opler et al. 1999)。そのため、短期性有価証券を加えた変数($CASH2_{i,t}$)も用いることとする。説明変数は $STCON_{i,t-1}$ であり、無条件保守主義(条件付保守主義)と保有現金水準との関係を検証するにあたっては、 $STUCC_{i,t-1}$ ($STCC_{i,t-1}$)を用いる。なお、保守主義と現金保有との同時決定の問題を緩和するために、 $CASH_{i,t}$ と $STCON_{i,t-1}$ の間には1期間のラグを取っている。

また、先行研究に倣い、企業の現金保有に影響を及ぼしうる要因を追加的にコントロールする(Opler et al. 1999; Harford et al. 2008; Bates et al. 2009; 堀他 2010; 中野・高須 2013)。具体的には、企業規模($SIZE_{i,t}$)、負債比率($LEV_{i,t}$)、成長機会($TOBINQ_{i,t}$)、収益性($OCF_{i,t}$)、不確実性($VOL_{i,t}$)、倒産リスク($ZSCORE_{i,t}$)、運転資本($WC_{i,t}$)、設備投資($CAPEX_{i,t}$)、企業買収($ACQ_{i,t}$)、取締役会規模($BSIZE_{i,t}$)、社外取締役比率($IND_{i,t}$)、経営者持株比率($MANAGE_{i,t}$)、外国人持株比率($FOREIGN_{i,t}$)、借入依存度($BANK_{i,t}$)、ラグ付保有現金水準($LAGCASH_{i,t-1}$)である。この他に、時間効果(α_t)と産業効果(α_i)を組み込む。なお、検証にあたっては、サンプル内の誤差項のクロスセクションの相関や時系列の相関を考慮

し、年クラスターと企業クラスターによる二段階補正を施した標準誤差にもとづいた t 統計量を用いる (Petersen 2009)。

$$\begin{aligned} \text{CASH}_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_t + \alpha_i + \beta_1 \text{STCON}_{i,t-1} + \beta_2 \text{SIZE}_{i,t} + \beta_3 \text{LEV}_{i,t} \\ & + \beta_4 \text{TOBINQ}_{i,t} + \beta_5 \text{OCF}_{i,t} + \beta_6 \text{VOL}_{i,t} + \beta_7 \text{ZSCORE}_{i,t} + \beta_8 \text{WC}_{i,t} \\ & + \beta_9 \text{CAPEX}_{i,t} + \beta_{10} \text{ACQ}_{i,t} + \beta_{11} \text{BSIZE}_{i,t} + \beta_{12} \text{IND}_{i,t} + \beta_{13} \text{MANAGE}_{i,t} \\ & + \beta_{14} \text{FOREIGN}_{i,t} + \beta_{15} \text{BANK}_{i,t} + \beta_{16} \text{LAGCASH}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (4-3)$$

CASH_{i,t}: CASH1_{i,t}あるいはCASH2_{i,t}

CASH1_{i,t}: (t 期末現金・預金 ÷ t 期売上高) × 100

CASH2_{i,t}: (t 期末現金・預金 + t 期末有価証券) ÷ t 期売上高 × 100

α_t: 時間効果

α_i: 産業効果

STCON_{i,t-1}: STUCC_{i,t-1}あるいはSTCC_{i,t-1}

STUCC_{i,t-1}: t-1 期基準化済無条件保守主義

STCC_{i,t-1}: t-1 期基準化済条件付保守主義

SIZE_{i,t}: t 期末総資産の自然対数

LEV_{i,t}: t 期末負債 ÷ t 期末総資産

TOBINQ_{i,t}: (t 期末時価総額 + t 期末負債) ÷ t 期末総資産

OCF_{i,t}: t 期営業キャッシュ・フロー ÷ t 期末総資産

VOL_{i,t}: t-2 期から t 期までの OCF_{i,t} の標準偏差

ZSCORE_{i,t}: t 期における Altman (1968) が考案した倒産可能性

WC_{i,t}: (t 期末流動資産 - t 期末現金・預金 - t 期末流動負債) ÷ t 期末総資産

CAPEX_{i,t}: t 期固定資産の取得額 ÷ t 期末総資産

ACQ_{i,t}: (t 期投資有価証券の取得額 + t 期関連会社株式の取得額) ÷ t 期末総資産

BSIZE_{i,t}: t 期末取締役人数の自然対数

IND_{i,t}: t 期末社外取締役人数 ÷ t 期末取締役人数

MANAGE_{i,t}: t 期末役員持株数 ÷ t 期末発行済株式総数

FOREIGN_{i,t}: t 期末外国人持株数 ÷ t 期末発行済株式総数

BANK_{i,t}: t 期末借入金総額 ÷ t 期末負債

LAGCASH_{i,t-1}: LAGCASH1_{i,t-1}あるいはLAGCASH2_{i,t-1}

LAGCASH1_{i,t-1}: (t-1 期末現金預金 ÷ t-1 期売上高) × 100

LAGCASH2_{i,t-1}: (t-1 期末現金預金 + t-1 期末有価証券) ÷ t-1 期売上高 × 100

表4-9は式(4-3)の推定結果である。列AとBは被説明変数としてCASH1_{i,t}を用いた場合の検証結果である。説明変数としてSTUCC_{i,t-1}を用いたところ、STUCC_{i,t-1}の係数は5%

表4-9 現金保有への影響

	CASH1 _{it}			CASH2 _{it}		
	A	B	C	D	C	D
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
Constant	11.607	[11.275] ***	12.125	[13.168] ***	10.485	[11.200] ***
STUCC _{it-1}	0.795	[2.555] **			0.932	[2.628] ***
STCC _{it-1}			-0.513	[-1.322]		
SIZE _{it}	-0.182	[-2.658] ***	-0.193	[-3.063] ***	-0.102	[-2.001] **
LEV _{it}	-8.576	[-8.777] ***	-8.423	[-8.500] ***	-7.729	[-7.095] ***
TOBINQ _{it}	0.094	[0.266]	0.340	[1.069]	0.364	[0.870]
OCF _{it}	20.875	[10.539] ***	20.939	[10.728] ***	23.896	[11.125] ***
VOL _{it}	19.071	[7.550] ***	19.073	[7.847] ***	17.217	[6.509] ***
ZSCORE _{it}	-2.948	[-11.780] ***	-2.922	[-11.730] ***	-3.206	[-11.302] ***
WC _{it}	-9.973	[-12.958] ***	-10.012	[-13.048] ***	-7.290	[-9.276] ***
CAPEX _{it}	-41.272	[-10.888] ***	-41.128	[-10.917] ***	-44.635	[-10.514] ***
ACQ _{it}	-21.298	[-5.950] ***	-21.056	[-5.889] ***	-24.695	[-5.185] ***
BSIZE _{it}	-0.275	[-2.010] **	-0.274	[-2.007] **	-0.408	[-3.528] ***
IND _{it}	1.337	[2.005] **	1.429	[2.229] **	1.076	[1.624]
MANAGE _{it}	4.334	[5.942] ***	4.331	[5.960] ***	4.257	[5.956] ***
FOREIGN _{it}	1.517	[2.430] **	1.700	[2.589] ***	1.371	[1.873] *
BANK _{it}	-1.828	[-2.028] **	-1.825	[-2.036] **	-2.093	[-2.146] **
LAGCASH1 _{it-1}	0.838	[51.596] ***	0.838	[52.174] ***		
LAGCASH2 _{it-1}						
Year	included	included	included	included	included	included
Industry	included	included	included	included	included	included
R ²		0.851		0.851		0.863
Adj-R ²		0.851		0.851		0.863
N		22,126		22,126		22,126

CASH1_{it}は期現金・預金 ÷ 期売上高 × 100, CASH2_{it}は(期現金・預金 + 期末有価証券) ÷ 期売上高 × 100, STUCC_{it-1}は(期標準化済無条件保守主義, STCC_{it-1}は(期標準化済条件付保守主義, SIZE_{it}は(期末総資産の自然対数, LEV_{it}は(期末負債 ÷ 期末総資産, TOBINQ_{it}は(期末時価総額 + 期末負債) ÷ 期末総資産, OCF_{it}は(期営業キャッシュ・フロー ÷ 期末総資産, VOL_{it}は(期から(期までのOCF_{it}の標準偏差, ZSCORE_{it}は(期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, WC_{it}は(期末流動資産 - 期末現金・預金 - 期末流動負債) ÷ 期末総資産, CAPEX_{it}は(期固定資産の取得額 ÷ 期末総資産, ACQ_{it}は(期投資有価証券の取得額 + 期関連会社株式の取得額) ÷ 期末総資産, BSIZE_{it}は(期末取締役人数の自然対数, IND_{it}は(期末社外取締役人数 ÷ 期末取締役人数, MANAGE_{it}は(期末役員持株数 ÷ 期末発行済株式総数, FOREIGN_{it}は(期末外国人持株数 ÷ 期末発行済株式総数, BANK_{it}は(期末借入金総額 ÷ 期末負債, LAGCASH1_{it-1}は(t-1)期末現金・預金 ÷ (t-1)期末売上高 × 100, LAGCASH2_{it-1}は(t-1)期末現金・預金 + (t-1)期末有価証券) ÷ (t-1)期末売上高 × 100. なお, 全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している. また, 統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Pettersen 2009). ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準であることを示している.

水準で正に有意な値を取っている（列 A）。一方で、 $STCC_{i,t-1}$ を用いた場合には、 $STCC_{i,t-1}$ の係数は統計的に有意な値ではない（列 B）。続いて、被説明変数に $CASH2_{i,t}$ を用いた際の検証結果について見る。列 C と D は $CASH2_{i,t}$ を被説明変数とした場合の検証結果を示したものであり、これらの結果は $CASH1_{i,t}$ を用いたものと整合している。具体的には、 $STUCC_{i,t-1}$ の係数は 1%水準で正に有意な値を示している一方（列 C）、 $STCC_{i,t-1}$ の係数は有意な値ではなかった（列 D）。以上の検証結果は、無条件保守主義の程度が高い企業ほどより多くの現金を保有しているが、条件付保守主義と企業の現金保有との間には有意な関係がないことを示しており、無条件保守主義が過剰な配当の支払いを抑制するとの見解を支持するものである。

第7節 本章のまとめ

本章は、第2章で導出した1つ目の課題「無条件保守主義と条件付保守主義は過度な配当を抑制するか」の検証を試みた。配当政策に関して債権者と株主の利害対立が生じる (Jensen and Meckling 1976)。株主は自身の利益を追求して企業に過度な配当を要求することがある。ただし、このような行為は債権者の利益請求権に応じるための資産を減少させる可能性があるため、債権者はこのような配当政策を好まない (Dhillon and Johnson 1994)。そこで、債権者は過度な配当を抑制するための契約を結び、会計数値にもとづいて当該契約が適切に履行されているかの監視を行う (Watts and Zimmerman 1986)。しかし、債権者と株主の間には契約締結後の互いの行動に関して情報の非対称性があるため、株主によるモラル・ハザードが生じる可能性がある (Daniel et al. 2008; 河内山 2012)。他方、保守主義は配当財源の計算の基礎である純利益や純資産を過小評価することで、会計数値にかけられた意図的なバイアスを相殺し、過度な配当の支払いを抑制しうる (Watts 1993; Ahmed et al. 2002)。

2004年から2014年までの22,126企業・年をサンプルとして、保守主義と企業の配当行動との関係を調査したところ、次のことが明らかとなった。ひとつには、無条件保守主義の程度が高い企業ほど配当が抑制されていることが確認された。いまひとつは、条件付保守主義と企業の配当行動の間には統計的に有意な関係がないことがわかった。これらの検証結果は、自社株買いを含めて配当行動の変数を作成した場合、1株当たり配当金を基準に配当行動の変数を算出した場合、配当行動の変数として配当水準を用いた場合にも頑健であった。また、保守主義の変数として代替的な尺度を用いた場合にも、検証結果に相違はなかった。

本章では、上記の検証に加えて3つの追加分析を行った。第1に、配当を増加させた企業と減少させた企業にサンプルを分けた上で、再度検証を試みた。検証の結果、無条件保守主義による過剰配当抑制効果は配当を増加させようとしている企業に対してより強く現れることが確認された。これに対して、配当の増加の有無とは無関係に、条件付保守主義と配当

行動との間には有意な関係は観察されなかった。第2に、倒産リスクが保守主義と配当行動との関係に影響を及ぼすかを検証した。倒産リスクが高い場合、無条件保守主義は企業の配当行動をより強く抑制することが明らかとなった。ただし、条件付保守主義に関する検証では、倒産リスクが高い企業について条件付保守主義が配当を抑制するといった証拠は得られていない。第3に、保守主義と企業の保有現金水準との関係を検証した。分析の結果、無条件保守主義は企業の現金保有を促す一方で、条件付保守主義と企業の現金保有との間には統計的に有意な関係がないことが確認された。

以上の検証結果は、日本においては、無条件保守主義には過剰配当抑制効果があるものの、条件付保守主義にはそうした効果がないことを示している。日本の分配規制や財務制限条項を見てみると、純資産を基礎とした分配制限が行われている（猪熊 2009; 中村・河内山 2015）。こうした制度の下では、純資産をより早期に過小評価するような会計システムが株主によるモラル・ハザードの問題を軽減できると考えられる。他方、保守主義に関して言えば、無条件保守主義はより早い段階で純資産に下方バイアスをかけるのに対して、条件付保守主義の効力は限定的である（Beaver and Ryan 2005）。そのため、日本のような負債契約の形態の下では、無条件保守主義こそが過度な配当の支払いを抑制する可能性が高い。本章の検証結果はこれらの見解を支持するものであり、また基準設定機関による保守主義の排除、つまり無条件保守主義が排除されることによって、債権者の富が大きく毀損される可能性があることを示している。

第5章 保守主義と負債調達¹

第1節 はじめに

株主は過度な配当を選好することがある一方で、このような配当政策は債権者の利益請求権に応じるための資産を減少させる可能性がある。そのため、配当政策に関して債権者と株主との間には利害対立が生じる (Jensen and Meckling 1976)。そこで、債権者は株主による機会主義的行動を抑制するために契約を結び、会計数値にもとづいてその監視を行う (Watts and Zimmerman 1986)。しかし、債権者は契約締結後の株主の行動を完全には知ることができないため、株主によるモラル・ハザードが生じる可能性がある。この種の問題は、様々な影響をもたらす。その1つは企業の資金調達への影響である。過度な配当が行われた場合、それに伴う費用は債権者が負担することになる。ただし、債権者が合理的であるならば、株主が機会主義的な行動を取る可能性を事前に認識し、利子率や資金供給量を変更させることでリスク・ヘッジをするであろう。このことは、企業が負債によって資金調達を行おうとする際の費用が増大することを意味する (Bagnai et al. 1994; Ortiz-Molina 2006; Shuto and Kitagawa 2011)。

ここでは、第2章で導出した2つ目の課題「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の負債調達を円滑にするか」を検証する。保守主義とは経済的利益と経済的損失の非対称な認識による下方バイアスである。このようなバイアスは配当財源の計算の基礎となる会計数値を過小評価することを通じて、株主によるモラル・ハザードの問題を軽減しうる (Watts 2003)。この結果、保守的な会計処理を行っている企業に対しては、債権者は過剰なリスク・ヘッジを行わなくなり、企業は負債による資金調達を円滑に行えるようになると考えられる。しかし、これまでの研究成果は必ずしも一貫していない。とりわけ、日本と米国の研究からは相反する証拠が示されている。米国企業を対象とした研究では、条件付保守主義は企業の負債調達を効率的にする一方で、無条件保守主義にはそうした効果がないことが指摘されている (Zhang 2008; Balakrishnan et al. 2015; García Lara et al. 2016)。これに対して、日本企業に焦点を当てた研究からは、負債調達の効率性と無条件保守主義との間には正の関係があるものの、条件付保守主義との間には有意な関係はないことが報告されている (大橋 2015a, b)。

第2章で議論したように、負債契約の契約内容は日本と米国で大きく異なっている。具体的には、日本では純資産を基礎とした分配制限が行われているのに対して、米国では純利益にもとづいて分配財源が計算されている (猪熊 2009; 中村・河内山 2015)。また、無条件保守主義と条件付保守主義はともに純利益と純資産に対して下方バイアスをもたらすものの、

¹ 本章は Ishida (2014)に修正を加えたものである。

そのタイミングや大きさには違いがある (Beaver and Ryan 2005; Chen et al. 2014)。このため、負債契約における無条件保守主義と条件付保守主義の効果は日本と米国で異なる可能性がある。実際に、日本企業を対象に保守主義の過剰配当抑制効果の検証を行った第4章からは、無条件保守主義は過度な配当の支払いを抑制するのに対して、条件付保守主義にはそうした効果がないことが示されている。

本章は日本において、無条件保守主義と条件付保守主義には負債調達円滑化効果があるかを検証する。具体的には、企業に資金不足が生じている時に、保守主義が負債による資金調達額を増加させるかを分析している。2005年から2014年までの日本企業をサンプルとして分析を行った結果、次のことが明らかとなった。ひとつには、資金不足に直面している場合、無条件保守主義の程度が高い企業ほど負債によってより多くの資金を調達している。もうひとつは、条件付保守主義と負債調達額との間には統計的に有意な関係はない。なお、これらの検証結果は借入と社債を区分した場合にも一貫していた。さらに、資金不足の変数に対して感応度分析を行った場合にも、保守主義の代替的な変数を用いて検証を行った場合にも頑健であった。これらの発見事項は、日本の負債契約の特殊性を加味した場合、無条件保守主義は企業の負債調達を効率的にするのに対して、条件付保守主義にはそのような効果がないことを示唆している。

本章の構成は次の通りである。第2節では先行研究の整理を行い、本章で検証する仮説を提示する。第3節ではリサーチ・デザインについて説明する。第4節ではサンプルの抽出を行い、検証結果を報告する。第5節では第4節の検証結果の頑健性を確認するために、いくつかの分析を行う。また、第6節では追加分析を行っている。第7節は本章のまとめである。

第2節 先行研究と仮説構築

2-1 負債調達の決定要因

企業がどのような状況下で、どのような資金調達を行うのかに関してはこれまで様々な研究がなされてきた。Modigliani and Miller (1958)はその初期の研究である。彼らは完全な金融市場を想定した場合、企業の資金調達行動は企業価値に影響を与えないため、企業が負債と株式のどちらによって資金調達を行うかは無差別であるということを示している。これに対して、Modigliani and Miller (1963)や Kraus and Litzenger (1973)は完全市場の仮定に税制と倒産コストの要素を導入し、特定の状況下において企業は負債調達を選好することを報告している。具体的には、負債で資金調達を行う場合、企業は税制面での恩恵を受けることができるが、その反面財務リスクが高まることになる。ゆえに、企業は節税のベネフィットが倒産によるコストを上回る限りにおいて、負債によって資金調達を行おうとする。これは、しばしばトレードオフ (trade-off) 理論と呼ばれる。

しかしながら、トレードオフ理論と現実の企業の資金調達行動の間にはいくつかの矛

盾が指摘されてきた。たとえば、Graham and Harvey (2001)は1999年に米国企業の最高財務責任者(Chief Financial Officer: CFO)を対象として資金調達に関するアンケート調査を行っている。彼らは企業が負債で資金調達を行う際に考慮するであろう11の要因を取り上げ、CFOが資金調達を行うにあたってどのような要因を重視するのかを調査した。その結果、米国のCFOは節税効果や倒産コストといったトレードオフ理論に関わる要因を重要な要素として考慮していないことが報告されている²。また、実証研究においてもトレードオフ理論と整合しない検証結果が報告されている。トレードオフ理論に従えば、企業の収益性が高いほど節税効果が大きくなることから、収益性と負債比率との間には正の関係が存在することが予想される。しかし、米国、日本、ドイツ、フランス、イタリア、英国、カナダの7カ国を対象に負債比率の決定要因を調査したRajan and Zingales (1995)によれば、ドイツを除く全ての国において収益性が高い企業ほど負債比率が低いことが確認されている。また、日本企業の大規模サンプルを用いて検証を行っているFukuda and Hirota (1996)やHirota (1999)でもRajan and Zingales (1995)と同様の結果が報告されている。

このようなトレードオフ理論が抱える矛盾に対して提案されたのがペッキングオーダー(pecking order)理論である(Myers 1984; Myers and Majluf 1984)。ペッキングオーダー理論とは、完全市場の仮定に情報の非対称性の要素を導入したものである。たとえば、債権者と株主との間に情報の非対称性が存在する場合、株主は債権者の富を犠牲にして自己の利益を最大化するような行動を取る可能性がある³。他方、合理的な債権者は株主によるモラル・ハザードが生じる可能性を事前に認識し、資金供給量を減らすなどしてリスクをヘッジしようとする。結果として、負債による資金調達には費用がかかるようになり、企業は費用の最も小さい内部資金に依存せざるをえなくなる。つまり、ペッキングオーダー理論に従えば、企業はまず最も費用のかからない内部資金を優先的に活用し、次に負債調達を行う。先の収益性と負債比率との関係でいえば、収益性が低い企業ほど内部資金が少ないため、負債での資金調達を行わざるをえないと考えられる。

また、ペッキングオーダー理論は、企業が負債による資金調達を試みようとする場合、モラル・ハザードが生じる可能性が高まるほど企業が調達できる資金量は少なくなることを示している。つまり、株主による富の搾取が起こる可能性が高まるほど、資金調達に伴う費用は大きくなるため、企業は負債調達を行いにくくなる。たとえば、Bagnani et al. (1994)は米国企業を対象として、株主による富の搾取が起こりやすくなる場合、負債コストが上昇することを報告している。具体的には、彼女らは自社株を保有している経営者ほど株主の利益に即した行動を取るため、経営者持株比率が高い企業ほど債権者の富を犠牲にした行動が取られやすくなるとし、経営者持株比率と社債のリターン・プレミアムとの間に正の関係が

² Graham and Harvey (2001)が提示した11の要素は次の通りである、①財務的な柔軟性、②信用格付け、③利益やキャッシュ・フローの変動性、④内部資金の不足、⑤利子率の水準、⑥節税効果、⑦取引コスト・手数料、⑧株価の過大評価・過小評価、⑨競合他社の負債比率、⑩倒産コスト、⑪顧客や取引先への安定性の伝達である。これらの要素のうち、⑥節税効果は6番目、⑩倒産コストは10番目に順位づけされている。

³ ここでは、経営者と株主の利害は一致しているものとする。

あると予想した。検証の結果、予想と整合的な証拠が得られている。また、Ortiz-Molina (2006) は米国企業をサンプルとして、経営者持株比率と社債のイールド・スプレッドとの間には正に有意な関係があること発見している。Shuto and Kitagawa (2011) もまた日本企業を対象として Ortiz-Molina (2006) と同様の検証結果を報告している。

実際に、先行研究からはペッキングオーダー理論の方が企業の資金調達行動をより良く説明していることが示されている。Shyam-Sunder and Myers (1999) は米国企業を対象として、トレードオフ理論とペッキングオーダー理論の当てはまりの良さを比較している。彼女らの分析によれば、トレードオフ理論とペッキングオーダー理論のいずれも統計的に有意な説明力をもつものの、相対的にペッキングオーダー理論の説明力の方が高いことが報告されている。また、日本企業を対象に分析を行った Sakai (2009) でも、Shyam-Sunder and Myers (1999) と整合する検証結果が報告されている。以上のように、これまでの研究からは企業は資金需要を内部資金で賄えない場合に負債調達を行い、またそうした状況下で企業がどれだけ負債によって資金調達を行えるかはモラル・ハザードのような情報の非対称性をもたらす費用の大きさに依存することが示されている。

2-2 保守主義と負債調達

これまでの研究からは、保守主義は株主によるモラル・ハザードの問題を軽減することによって、企業の負債調達が円滑にする可能性があることが指摘されている (Watts 2003)。株主は債権者が許容できないほどの配当を企業から引き出そうとする場合があるため、債権者は配当を制限するための契約を結び、会計数値を用いて当該契約が遵守されているかを確認する (Jensen and Meckling 1976; Watts and Zimmerman 1986)。しかし、債権者と株主の間には契約締結後の互いの行動に関して情報の非対称性が存在するために、株主は契約締結後に会計数値を機会主義的に嵩上げし、より多くの配当を得ることができる (Daniel et al. 2008; 河内山 2012)。このような株主によるモラル・ハザードの問題は債権者による過度なリスク・ヘッジを招き、企業の負債調達の妨げとなる。これに対して、保守主義は配当財源の計算の基礎となる会計数値を過小評価することで、会計数値にかけられた意図的なバイアスを相殺し、株主によるモラル・ハザードの問題を軽減しうる。ゆえに、保守主義は企業の負債調達が効率的にする可能性がある。

しかし、無条件保守主義と条件付保守主義が等しく負債調達が効率的にするかに関しては意見が割れている。米国を中心とする研究では、条件付保守主義は負債による資金調達が円滑にする一方で、無条件保守主義の効果は限定的であることが示唆されている。Zhang (2008) は米国企業を対象に保守主義と借入契約における利子率との関係を調査したところ、条件付保守主義の程度が高い企業ほど利子率スプレッドが低くなる一方で、無条件保守主義の間には有意な関係がないことを報告している。また、Balakrishnan et al. (2015) や Garcia Lara et al. (2016) は米国企業をサンプルとした分析を行い、条件付保守主義の程度が高い企業ほど負債による資金調達が円滑に行われていることを報告している。その一方で、日本企

業を分析の対象とした大橋 (2015b)では、無条件保守主義の程度が高い企業ほど社債発行時のイールド・スプレッドが低いのに対して、条件付保守主義とイールド・スプレッドとの間には有意な関係がないことが確認されている。さらに、大橋 (2015a)でも条件付保守主義と長期借入金の利子率スプレッドとの間に統計的に有意といえるほどの関係は観察されていない。

第2章で議論したように、検証結果が一貫しないのは負債契約の契約内容が日本と米国で異なることに加えて、無条件保守主義と条件付保守主義が負債契約で用いられている会計数値に異なる影響を及ぼすためだと考えられる。負債契約において分配を制限する取り決めには、分配規制と財務制限条項がある。日本では分配規制と財務制限条項のどちらにおいても、純資産を基礎とした制限が行われているのに対して、米国では純利益による制限が設けられている (猪熊 2009; 中村・河内山 2015)。他方、無条件保守主義と条件付保守主義はともに純資産と純利益に下方バイアスをもたらすものの、そのタイミングや大きさには差異がある。純利益についていえば、無条件保守主義は持続的に小さな下方バイアスをもたらすが、条件付保守主義のそれは一時的であるものの大きい (Chen et al. 2014)。純資産に対しては、無条件保守主義は早期に大きなバイアスがかかることができるのに対して、条件付保守主義は経済的損失が発生するまで何ら影響を与えることができない (Beaver and Ryan 2005)。

仮に米国のように分配制限が純利益にもとづいて行われている場合、純利益に大きな影響を及ぼすことのできない無条件保守主義は株主によるモラル・ハザードの問題を緩和できない可能性がある。他方、条件付保守主義は純利益に一時的ではあるが大きなバイアスをもたらすため、純利益を基礎とした分配制限に対しては有効であるかもしれない。これに対して、日本のように配当財源の計算が純資産を基礎として行われる場合、条件付保守主義は経済的損失が発生した場合にのみ純資産を過小評価するため、経済的損失が発生するまでは株主による意図的なバイアスを相殺することができず、モラル・ハザードの懸念は残されることとなる。その一方で、無条件保守主義によるバイアスはより早期にそして大きく純資産を過小評価するため、株主による機会主義的行動を積極的に抑制しうる⁴。

以上の見解は、日本と米国を対象とした先行研究や第4章の検証結果と整合的であり、また日本の負債契約の特殊性を加味すれば、無条件保守主義には負債調達円滑化効果があるのに対して、条件付保守主義にはそうした効果がないことを示唆している。ただし、日本企業を対象として保守主義と負債調達との関係を検証した研究はいまだ少なく、またそれらの研究が対象としているのは負債コストのみである (大橋 2015a, b)。先のペッキングオーダー理論に従えば、保守主義が負債調達を効率的にするのであれば、負債コストだけでなく負債調達額にも影響を及ぼすと考えられる。ただし、ペッキングオーダー理論では、企業が負債で資金調達を行おうとするのは、資金不足が生じている状態に限られている。つまり、

⁴ 日本と米国を負債契約の契約内容の違いによって、無条件保守主義と条件付保守主義の効果がどのように変化しうるのかに関しては第2章の第4節で詳しく論じているため、そちらを参照してほしい。

資金不足がない状況下で保守主義が負債調達額を増加させたとしても、それは保守主義が負債調達を円滑にしたことを意味しない。ゆえに本章では、資金不足が生じている状況に限定した上で、保守主義と負債による資金調達額との関係に関して次の仮説を導出する。なお、条件付保守主義に関しては明確な予想ができないため、仮説2については帰無仮説の形で仮説を設定している。

仮説1：企業に資金不足が生じている場合、無条件保守主義の程度が高い企業ほど負債によって多くの資金を調達している。

仮説2：企業に資金不足が生じている場合、条件付保守主義と企業の負債による資金調達額との間には関係はない。

第3節 リサーチ・デザイン

3-1 資金不足の変数

先の仮説1と2を検証するにあたっては、資金不足が生じている企業とそうではない企業を区別する必要がある。本章では、ペッキングオーダー理論の説明力の検証を試みた Shyam-Sunder and Myers (1999) や Sakai (2009) に倣い、資金不足 ($GAP_{i,t}$) の変数を式(5-1)のように算出する。 $GAP_{i,t}$ は資金需要 ($DEM_{i,t}$) から営業キャッシュ・フロー ($OCF_{i,t-1}$) を差し引いた値であり、 $DEM_{i,t}$ は設備投資 ($CAPEX_{i,t}$)、企業買収 ($ACQ_{i,t}$)、配当金 ($DIV_{i,t}$) を足し合わせたものである。

$$\begin{aligned} GAP_{i,t} &= DEM_{i,t} - OCF_{i,t-1} \\ &= (CAPEX_{i,t} + ACQ_{i,t} + DIV_{i,t}) - OCF_{i,t-1}, \end{aligned} \quad (5-1)$$

$GAP_{i,t}$: t期資金不足

$DEM_{i,t}$: t期資金需要

$CAPEX_{i,t}$: t期固定資産取得による純支出

$ACQ_{i,t}$: t期投資有価証券取得による純支出 + t期関係会社株式取得による純支出

$DIV_{i,t}$: t期配当金の支払額

$OCF_{i,t-1}$: t-1期営業キャッシュ・フロー

3-2 保守主義の変数

保守主義と負債による資金調達との関係を検証するにあたって、保守主義の代理変数が必要となる。本章では、第3章で推定を行った Beaver and Ryan (2000)型の無条件保守主義の

変数 ($UCC_{i,t}$) と Basu (1997) 型の条件付保守主義の変数 ($CC_{i,t}$) を用いる⁵。ただし、実際の分析においてはこれら2つの変数に調整を施している。具体的には、各変数を0から9までの値を取る十分位に区分し、区分後の変数を9で除すことで0から1までの値を取るように標準化している⁶。この標準化によって、保守主義の程度が最も高い企業群と低い企業群とで、負債による資金調達にどのような差異があるのかを容易に把握することができる。なお、調整後の無条件保守主義（条件付保守主義）の変数を $STUCC_{i,t}$ ($STCC_{i,t}$) と呼ぶ。無条件保守主義（条件付保守主義）の程度が大きくなるほど $STUCC_{i,t}$ ($STCC_{i,t}$) の値も大きくなる。

3-3 検証モデル

本章では無条件保守主義と条件付保守主義が負債調達額に及ぼす影響を検証するにあたって、式(5-2)をOLS推定する。被説明変数は負債調達額 ($DEBT_{i,t}$) である。説明変数は資金不足ダミー ($GAPD_{i,t}$)、保守主義 ($STCON_{i,t-1}$)、およびそれらの交差項 ($GAPD_{i,t} \times STCON_{i,t-1}$) である。 $GAPD_{i,t}$ は式(5-1)で定義した $GAP_{i,t}$ が正であれば1それ以外は0を示すダミー変数である。保守主義が負債による資金調達を効率的にするのであれば、資金不足が生じている状況下において保守主義は企業の負債調達を円滑にすると考えられる。このように、保守主義と負債調達額との関係は資金不足が生じている場合とそうでない場合とで異なるため、本論文は説明変数として $GAP_{i,t}$ ではなく $GAPD_{i,t}$ を用いている。また、負債調達額と無条件保守主義（条件付保守主義）との関係を分析するにあたっては $STCON_{i,t-1}$ に $STUCC_{i,t-1}$ ($STCC_{i,t-1}$) を用いる。資金不足が生じている場合に、無条件保守主義（条件付保守主義）が負債による資金調達を円滑にするのであれば、 $GAPD_{i,t} \times STUCC_{i,t-1}$ ($GAPD_{i,t} \times STCC_{i,t-1}$) の係数は正に有意な値をとる。なお、保守主義と負債調達額との同時決定の問題を緩和するために、 $DEBT_{i,t}$ と $STCON_{i,t-1}$ の間には1期間のラグを取っている。

式(5-2)の推定にあたっては、負債による資金調達に影響を及ぼしうる要因をコントロールしている。まず式(5-1)では捉えきれない資金需要と内部資金を追加的にコントロールする。式(5-1)では内部資金としてフロー指標である営業キャッシュ・フロー、資金需要としては設備投資等の実現値が用いられている。しかし、資金需要に対してはストック指標である現金・預金を活用する可能性もある。そこで、現金・預金 ($CASH_{i,t-1}$) を式(5-2)に組み込む。 $CASH_{i,t-1}$ の係数の予想符号は負である。また、式(5-1)においては資金需要として設備投資等の実現値が用いられているが、それらは資金需要の全てを捉えているわけではない。つまり、実行された投資案件以外に投資機会があるのならば、追加的に資金調達をしておく可能性がある。そこで、潜在的な投資機会をコントロールするために、成長機会

⁵ $UCC_{i,t}$ と $CC_{i,t}$ の算出方法については第3章の第3節と第4節を参照してほしい。

⁶ 無条件保守主義の変数として $UCC_{i,t-1}$ 、条件付保守主義の変数として $CC_{i,t-1}$ を用いた場合にも、主たる検証結果には相違がなかった。具体的には、 $GAPD_{i,t} \times UCC_{i,t-1}$ の係数は0.383と1%水準で正に有意な値を示しているのに対して (t 値 = 4.472)、 $GAPD_{i,t} \times CC_{i,t-1}$ の係数は0.055と正であるものの、有意な値ではなかった (t 値 = 0.214)。

($TOBINQ_{i,t-1}$) を組み込む。成長機会が豊富な企業ほど、多くの資金が必要となるため、 $TOBINQ_{i,t-1}$ の係数は正であると予想される。

$$\begin{aligned}
 DEBT_{i,t} = & \alpha_t + \alpha_i + \beta_1 GAPD_{i,t} + \beta_2 STCON_{i,t-1} + \beta_3 GAPD_{i,t} \times STCON_{i,t-1} \\
 & + \beta_4 CASH_{i,t-1} + \beta_5 SIZE_{i,t-1} + \beta_6 LEV_{i,t-1} + \beta_7 TOBINQ_{i,t-1} \\
 & + \beta_8 ZSCORE_{i,t-1} + \beta_9 VOL_{i,t-1} + \beta_{10} INTEREST_{i,t-1} + \beta_{11} BSIZE_{i,t-1} \\
 & + \beta_{12} IND_{i,t-1} + \beta_{13} MANAGE_{i,t-1} + \beta_{14} FOREIGN_{i,t-1} + \beta_{15} BANK_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (5-2)
 \end{aligned}$$

$DEBT_{i,t}$: (t 期長期借入金による純収入 + t 期社債による純収入) ÷ t-1 期末総資産 × 100

α_t : 時間効果

α_i : 企業効果

$GAPD_{i,t}$: $GAP_{i,t}$ が正であれば 1 それ以外は 0 を取るダミー変数

$GAP_{i,t}$: t 期資金不足 ÷ t-1 期末総資産 × 100

$STCON_{i,t-1}$: $STUCC_{i,t-1}$ あるいは $STCC_{i,t-1}$

$STUCC_{i,t-1}$: t-1 期基準化済無条件保守主義

$STCC_{i,t-1}$: t-1 期基準化済条件付保守主義

$CASH_{i,t-1}$: t-1 期末現金・預金 ÷ t-1 期末総資産

$SIZE_{i,t-1}$: t-1 期末総資産の自然対数

$LEV_{i,t-1}$: t-1 期末負債 ÷ t-1 期末総資産

$TOBINQ_{i,t-1}$: (t-1 期末時価総額 + t-1 期末負債) ÷ t-1 期末総資産

$ZSCORE_{i,t-1}$: t-1 期における Altman (1968) が考案した倒産可能性

$VOL_{i,t-1}$: t-3 期から t-1 期までの $OCF_{i,t}$ の標準偏差

$OCF_{i,t}$: t 期営業キャッシュ・フロー ÷ t 期末総資産

$INTREST_{i,t-1}$: t-1 期長期借入利率

$BSIZE_{i,t-1}$: t-1 期末取締役人数の自然対数

$IND_{i,t-1}$: t-1 期末社外取締役人数 ÷ t-1 期末取締役人数

$MANAGE_{i,t-1}$: t-1 期末役員持株数 ÷ t-1 期末発行済株式総数

$FOREIGN_{i,t-1}$: t-1 期末外国人持株数 ÷ t-1 期末発行済株式総数

$BANK_{i,t-1}$: t-1 期末借入金総額 ÷ t-1 期末負債

また、財務内容に関するいくつかの変数を式(5-2)に組み込んでいる。具体的には企業規模 ($SIZE_{i,t-1}$)、負債比率 ($LEV_{i,t-1}$)、倒産リスク ($ZSCORE_{i,t-1}$)、不確実性 ($VOL_{i,t-1}$) である (Titman and Wessels 1988; Rajan and Zingales 1995; Zhang 2008; 大橋 2015a, b)。企業の財務状態は負債による資金調達に直接的な影響を及ぼす。つまり、財務状態が悪化するにつれて、債権者は資金回収が困難になる可能性が高まるため、そうした企業に対しては資金供給を行わないかもしれない。そのため、負債による資金調達額に対して $LEV_{i,t-1}$ と $VOL_{i,t-1}$ は

負、 $ZSCORE_{i,t-1}$ は正の影響を与えると予想される。さらに、企業規模が大きい企業ほど多角化などによって収益が安定すると考えられることから、 $SIZE_{i,t-1}$ の係数の予想符号は正である。また、負債による資金調達を行う上では、負債コストを考慮する必要性もある。つまり、資金調達できる額が大きくとも、調達額1単位当たりのコストが大きい場合には企業は負債による資金調度を控える。そこで、式(5-2)に借入金利子率 ($INTEREST_{i,t-1}$) を組み込む (Chang et al. 2006, 2009)。 $INTEREST_{i,t-1}$ の係数は負であると予想する。

これらの変数に加えて、取締役会規模 ($B_{SIZE}_{i,t-1}$)、社外取締役比率 ($IND_{i,t-1}$)、経営者持株比率 ($MANAGE_{i,t-1}$)、外国人持株比率 ($FOREIGN_{i,t-1}$)、借入依存度 ($BANK_{i,t-1}$) といったコーポレート・ガバナンスの変数を組み込む (Bagnani et al. 1994; Ortiz-Molina 2006; Shuto and Kitagawa 2011; García Lara et al. 2016)。株主は債権者からの富の搾取を試みる場合があり、またそうした行為は株主と経営者の利害が一致している場合に実行に移される可能性が高い。他方、株主が機会主義的に行動する可能性が高い場合には、債権者は資金供給量を減少させることを通じて、リスクをヘッジするであろう。ゆえに、 $IND_{i,t-1}$ 、 $MANAGE_{i,t-1}$ 、 $FOREIGN_{i,t-1}$ の各係数は負の値、 $BANK_{i,t-1}$ の係数は正であると予想する。なお、取締役会の規模については明確な予測ができないため、ここでは $B_{SIZE}_{i,t-1}$ の係数の予想は行わないものとする。

本章では上記のコントロール変数以外に、時間効果 (α_t) と企業効果 (α_i) を式(5-2)に組み込んでいる。なお、仮説の検証にあたっては、サンプル内の誤差項のクロスセクションの相関や時系列の相関を考慮し、企業クラスターと年クラスターによる二段階補正を施した標準誤差にもとづいた t 統計量を用いる (Petersen 2009)。

第4節 検証結果

4-1 サンプル

本章は式(5-2)の推定期間を2005年から2014年までとし、表5-1の規準を満たす企業・年をサンプルとして抽出する⁷。データは日本経済新聞社が提供するNEEDS-FinancialQUESTおよびNEEDS-Cgesから収集している。①から⑥までの規準はサンプル間における式(5-2)の推定の条件を同一にするためのものである。⑤の規準については日経業種分類の中分類コードを用いている⁸。これらの規準によって得られた最終的なサンプル数は20,384企業・年である。なお、分析にあたっては全ての変数に対して上下1%でウィンソライズを施して

⁷ 式(5-2)の推定にあたっては、コーポレート・ガバナンスのデータが必要となる。コーポレート・ガバナンスに関するデータの一部は日本経済新聞社が提供するNEEDS-Cgesから収集しているが、NEEDS-Cgesには2004年以降のデータしか収録されていない。このようなデータの制約から、推定期間を2005年以降としている。

⁸ 日経業種分類の中分類コードにおいて、金融業と分類されるのは銀行業(47)、証券業(49)、保険業(51)、その他金融業(52)である。本章では、これらの業種に属する観測値をサンプルから除外している。

いる。

表5-2は記述統計量を示している。DEBT_{it}とGAP_{it}の平均値に目を向けると、それぞれ-0.095 および-0.957 と負の値を示している。つまり、日本企業は平均的に見れば資金余剰にあり、負債を返済していることが読み取れる。ただし、GAPD_{it}の平均値は0.393であり、サンプルのうち39.3%は資金不足に直面していることがわかる。また、資金不足に陥っ

表5-1 サンプル抽出

規 準	サンプル数
①日本市場に上場している	37,816
②日本基準を採用している	35,724
③決算月数が12カ月	35,246
④3月決算である	24,384
⑤金融業に該当しない	23,879
⑥式(5-2)の変数が入手可能	20,384

表5-2 記述統計量

	Mean	StdDev	Min	25%	Median	75%	Max	N
DEBT _{it}	-0.095	3.831	-11.811	-1.513	-0.006	0.406	16.453	20,384
GAPD _{it}	0.393	0.488	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	20,384
GAP _{it}	-0.957	6.201	-19.194	-4.311	-1.197	1.978	21.778	20,384
GAP _{it} if GAPD _{it} = 1	4.583	4.826	0.006	1.290	2.965	6.074	21.778	8,003
GAP _{it} if GAPD _{it} = 0	-4.537	3.950	-19.194	-6.188	-3.499	-1.683	0.000	12,381
STUCC _{it-1}	0.500	0.319	0.000	0.222	0.500	0.778	1.000	20,384
STCC _{it-1}	0.500	0.319	0.000	0.222	0.500	0.778	1.000	20,384
CASH _{it-1}	0.144	0.106	0.009	0.068	0.117	0.190	0.530	20,384
SIZE _{it-1}	10.696	1.498	7.595	9.645	10.536	11.584	14.802	20,384
LEV _{it-1}	0.517	0.204	0.100	0.363	0.527	0.675	0.919	20,384
TOBINQ _{it-1}	1.015	0.363	0.453	0.803	0.944	1.123	2.734	20,384
ZSCORE _{it-1}	1.129	0.561	0.267	0.771	1.001	1.346	3.422	20,384
VOL _{it-1}	0.030	0.027	0.002	0.013	0.022	0.038	0.158	20,384
INTEREST _{it-1}	0.014	0.010	0.000	0.007	0.015	0.020	0.051	20,384
BSIZE _{it-1}	2.051	0.385	1.099	1.792	2.079	2.303	2.996	20,384
IND _{it-1}	0.083	0.126	0.000	0.000	0.000	0.143	0.545	20,384
MANAGE _{it-1}	0.057	0.095	0.000	0.002	0.011	0.066	0.474	20,384
FOREIGN _{it-1}	0.082	0.100	0.000	0.006	0.040	0.125	0.442	20,384
BANK _{it-1}	0.294	0.221	0.000	0.091	0.283	0.465	0.798	20,384

DEBT_{it}は(t期長期借入金による純収入 + t期社債による純収入) ÷ t-1期末総資産 × 100, GAPD_{it}はGAP_{it}が正であれば1それ以外は0を取るダミー変数, GAP_{it}はt期資金不足 ÷ t-1期末総資産 × 100, STUCC_{it-1}はt-1期基準化済無条件保守主義, STCC_{it-1}はt-1期基準化済条件付保守主義, CASH_{it-1}はt-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産, SIZE_{it-1}はt-1期末総資産の自然対数, LEV_{it-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産, TOBINQ_{it-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産, ZSCORE_{it-1}はt-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, VOL_{it-1}はt-3期からt-1期までのOCF_{it}の標準偏差, OCF_{it}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, INTREST_{it-1}はt-1期長期借入利率, BSIZE_{it-1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{it-1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数, MANAGE_{it-1}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{it-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{it-1}はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。

表5-3 相関マトリックス

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭	⑮	⑯
①DEBT _{it}		0.219	-0.012	-0.004	0.002	0.040	-0.124	-0.031	0.003	-0.024	-0.158	0.039	-0.002	0.001	0.069	-0.141
②GAPD _{it}	0.220		-0.022	-0.036	-0.083	0.002	-0.012	0.009	-0.036	0.060	-0.034	0.000	-0.008	0.003	0.021	0.007
③STUCC _{it-1}	0.014	-0.022		-0.220	-0.009	0.224	0.164	0.730	0.032	0.003	0.042	0.131	0.183	-0.217	0.239	0.072
④STCC _{it-1}	-0.017	-0.036	-0.220		0.155	-0.347	-0.121	-0.378	0.004	0.090	-0.115	-0.220	-0.023	0.188	-0.285	-0.009
⑤CASH _{it-1}	-0.011	-0.067	0.035	0.124		-0.299	-0.377	-0.064	0.006	0.166	-0.176	-0.221	-0.020	0.322	-0.002	-0.324
⑥SIZE _{it-1}	0.036	0.000	0.244	-0.342	-0.310		0.130	0.197	-0.109	-0.242	0.098	0.552	0.073	-0.494	0.680	0.010
⑦LEV _{it-1}	-0.062	-0.015	0.164	-0.120	-0.404	0.151		0.263	0.208	0.055	0.443	0.096	-0.004	-0.151	-0.208	0.604
⑧TOBINQ _{it-1}	0.028	0.016	0.597	-0.344	0.093	0.106	0.095		0.067	0.001	0.109	0.129	0.098	-0.169	0.233	0.100
⑨ZSCORE _{it-1}	0.006	-0.029	0.032	0.008	-0.017	-0.116	0.209	0.040		0.186	-0.029	-0.011	-0.011	0.071	-0.143	-0.086
⑩VOL _{it-1}	-0.004	0.065	0.038	0.064	0.180	-0.253	0.062	0.106	0.158		-0.016	-0.198	0.027	0.068	-0.126	-0.004
⑪INTEREST _{it-1}	-0.053	-0.030	0.053	-0.115	-0.223	0.127	0.395	0.037	-0.033	-0.025		0.045	-0.045	-0.076	-0.042	0.456
⑫BSIZE _{it-1}	0.029	0.000	0.131	-0.224	-0.224	0.562	0.102	0.063	-0.021	-0.203	0.063		0.084	-0.258	0.332	-0.007
⑬IND _{it-1}	-0.007	-0.006	0.179	-0.021	0.046	0.041	-0.019	0.120	0.008	0.066	-0.037	0.011		-0.221	0.109	-0.039
⑭MANAGE _{it-1}	0.014	0.008	-0.039	0.090	0.289	-0.328	-0.097	0.000	0.052	0.077	-0.076	-0.222	-0.097		-0.329	-0.002
⑮FOREIGN _{it-1}	0.056	0.016	0.286	-0.275	0.031	0.603	-0.179	0.285	-0.122	-0.096	0.014	0.285	0.129	-0.157		-0.191
⑯BANK _{it-1}	-0.049	0.007	0.076	-0.004	-0.327	-0.004	0.592	0.000	-0.091	0.021	0.387	-0.024	-0.043	0.041	-0.168	

DEBT_{it}は(長期借入金による純収入 + t期社債による純収入) ÷ t-1期末総資産 × 100, GAPD_{it}はGAP_{it}が正であれば1 それ以外は0を取るダミー変数, GAP_{it}は(期資金不足 ÷ t-1期末総資産 × 100, STUCC_{it-1}はt-1期基準化済条件保守主義, STCC_{it-1}はt-1期基準化済条件付保守主義, CASH_{it-1}はt-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産, SIZE_{it-1}はt-1期末総資産の自然対数, LEV_{it-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産, TOBINQ_{it-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産, ZSCORE_{it-1}はt-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, VOL_{it-1}はt-3期からt-1期までのOCF_{it}の標準偏差, OCF_{it}は期営業キャッシュ・フロー ÷ t期総資産, INTREST_{it-1}はt-1期長期借入利率, BSIZE_{it-1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{it-1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数, MANAGE_{it-1}はt-1期末発行済株式総数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{it-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{it-1}はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。左下三角行列はPearsonの相関係数, 右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。

ている企業，すなわち $GAPD_{i,t}$ が1であるサンプルの $GAP_{i,t}$ の平均値を見ると，その値は4.583であり，資金不足の企業は総資産に対して約4.58%資金が不足していると言える．なお， $STUCC_{i,t-1}$ と $STCC_{i,t-1}$ は0から1までの値を取るように調整が施されているため，これらの平均値は0.500となっている．

表5-3は相関マトリックスを示したものである⁹．Pearson と Spearman の相関係数を見ても， $DEBT_{i,t}$ と $GAPD_{i,t}$ の相関係数は0.220 と 0.219 でともに正である．つまり，資金不足に陥っている企業ほど負債によってより多くの資金調達を行っていることが読み取れる．次に， $DEBT_{i,t}$ と $STUCC_{i,t-1}$ の相関係数を見ると，Pearson の相関係数は0.014 と正であるが Spearman の相関係数では-0.012 と負の値を取っており，無条件保守主義と負債調達額との関係は定かではない．また， $DEBT_{i,t}$ と $STCC_{i,t-1}$ の相関係数に目を向けると，Pearson と Spearman の相関係数のどちらについても負の値を取っていることから，条件付保守主義は負債による資金調達額を減少させる可能性がある．ただし，上記の分析は企業が資金不足の状態にあるか否かを考慮しておらず，その意味では，これらの検証から無条件保守主義と条件付保守主義は負債による資金調達が効率的にしないと結論付けることはできない．そこで，次にこれらの要因をコントロールした上で，保守主義と負債による資金調達との関係を検討することにする．

4-2 検証結果

式(5-2)を推定する前に，ここではまず二変量分析を行う．具体的には， $GAPD_{i,t}$ が1を取る企業群と0を取る企業群それぞれについて， $UCC_{i,t-1}$ あるいは $CC_{i,t-1}$ でサンプルを5つに分割し $DEBT_{i,t}$ の平均値を算出する．無条件保守主義（条件付保守主義）が負債による資金調達を円滑にするのであれば， $GAPD_{i,t}$ が1である企業群について $UCC_{i,t-1}$ ($CC_{i,t-1}$) の程度が大きくなるほど $DEBT_{i,t}$ の平均値も大きくなると考えられる．

表5-4は上記の分析をまとめたものである．パネルAは無条件保守主義と負債による資金調達との関係を示している． $GAPD_{i,t}$ が0を取る企業群について見ると， $UCC_{i,t-1}$ が大きくなるほど $DEBT_{i,t}$ が負に大きくなっている．つまり，資金不足に直面していない場合，無条件保守主義の程度が大きいほど負債を返済していることが読み取れる．次に， $GAPD_{i,t}$ が1を取る企業群に目を向けると， $UCC_{i,t-1}$ が大きくなるほど $DEBT_{i,t}$ が正に大きくなっている．また，第1五分位と第5五分位の平均値の差を検定したところ，その差は0.719と1%

⁹ Pearson (Spearman) の相関係数を見ても， $STUCC_{i,t-1}$ と $TOBINQ_{i,t-1}$ の相関係数は0.597 (0.730) と高い値を示している．また， $STCC_{i,t-1}$ と $TOBINQ_{i,t-1}$ の相関係数についても-0.344 (-0.378) と高い相関を有していることがわかる．これは， $UCC_{i,t-1}$ と $CC_{i,t-1}$ がともに時価簿価比率を基礎とした変数であるためだと考えられるが， $STCON_{i,t-1}$ と $TOBINQ_{i,t-1}$ の相関の高さは本章の検証結果に影響を与えるかもしれない．そこで， $TOBINQ_{i,t-1}$ を $t-3$ 期から $t-1$ 期までの売上高成長率の幾何平均 ($GROWTH_{i,t-1}$) に換えて再度分析を行ったが，分析結果に相違はなかった．具体的には， $GAPD_{i,t} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数は0.795と1%水準で正に有意な値を示しているのに対して (t 値 = 4.007)， $GAPD_{i,t} \times STCC_{i,t-1}$ の係数は-0.151と負であり，有意な値ではなかった (t 値 = -0.597)．なお， $STUCC_{i,t-1}$ と $GROWTH_{i,t-1}$ の Pearson (Spearman) の相関係数は0.087 (0.094)， $STCC_{i,t-1}$ と $GROWTH_{i,t-1}$ の相関係数は-0.208 (-0.218) であった．

表5-4 二変量分析

パネルA: 無条件保守主義と負債による資金調達

		UCC _{i,t-1}						
		Low	2	3	4	High	High-Low	[t-Stat]
GAPD _{i,t}	0	-0.687	-0.793	-0.738	-0.752	-0.898	-0.211	[-2.062]**
	1	0.519	0.714	1.084	1.218	1.238	0.719	[4.582]***

パネルB: 条件付保守主義と負債による資金調達

		CC _{i,t-1}						
		Low	2	3	4	High	High-Low	[t-Stat]
GAPD _{i,t}	0	-0.771	-0.780	-0.692	-0.803	-0.821	-0.050	[-0.497]
	1	1.074	1.114	0.812	0.908	0.865	-0.209	[-1.342]

DEBT_{i,t}は(t期長期借入金による純収入 + t期社債による純収入) ÷ t-1期末総資産 × 100, GAPD_{i,t}はGAP_{i,t}が正であれば1それ以外は0を取るダミー変数, GAP_{i,t}はt期資金不足 ÷ t-1期末総資産 × 100, UCC_{i,t-1}はt-1期無条件保守主義, CC_{i,t-1}はt-1期条件付保守主義である。なお, 全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

水準で有意な値を示している。パネル B は条件付保守主義と負債による資金調達の関係を示している。GAPD_{i,t} が 0 か 1 に関わらず, CC_{i,t-1} と DEBT_{i,t} との間に明確な関係を読み取ることにはできない。また, CC_{i,t-1} が第 1 五分位と第 5 五分位の企業群で DEBT_{i,t} の平均値の差を検定したところ, GAPD_{i,t} が 0 の企業群でも 1 の企業群でもその差は統計的に有意な値ではなかった。

次に, 式(5-2)を推定し, 負債による資金調達に及ぼす影響を全て考慮した上で, 保守主義と負債調達額との関係を検討する。表 5-5 は式(5-2)を推定した結果をまとめたものである。列 A は STCON_{i,t-1} と GAPD_{i,t} × STCON_{i,t-1} を除いて式(5-2)を推定した結果である。GAPD_{i,t} の係数について見ると, 1.359 と 1%水準で正に有意な値を取っている。このことから, 他の要因をコントロールしてもなお, 資金不足に直面している企業は負債で資金調達を行っており, その大きさは総資産に対して約 1.40%であることが読み取れる。列 B と C は式(5-2)に STCON_{i,t-1} と GAPD_{i,t} × STCON_{i,t-1} を含めた結果である。STCON_{i,t-1} として STUCC_{i,t-1} を用いた列 B に目を向けると, GAPD_{i,t} × STUCC_{i,t-1} は 0.791 と 1%水準で正に有意な値を取っている。これは企業が資金不足に直面している場合, 無条件保守主義の程度が最も小さい企業に比べて, その程度が最も大きい企業では総資産に対して約 0.79pp 多く負債調達を行っていることを意味する。GAPD_{i,t} が 1 を取る時の GAP_{i,t} の平均値が 4.583 であることを考えれば, GAPD_{i,t} × STUCC_{i,t-1} の係数は経済的にも大きいといえる。次に STCC_{i,t-1} を用いて推定を行った列 C を見ると, GAPD_{i,t} × STCC_{i,t-1} は有意な値ではなく, またその符号は負である。

コントロール変数に目を向けると, 説明変数が STUCC_{i,t-1} と STCC_{i,t-1} のどちらの場合においても統計的に有意であったのは, CASH_{i,t-1}, LEV_{i,t-1}, ZSCORE_{i,t-1}, INTEREST_{i,t-1}, MANAGE_{i,t-1}, BANK_{i,t-1} である。MANAGE_{i,t-1} と BANK_{i,t-1} の係数については本章の予想と異なる結果である。記述統計量で見た通り, 日本企業は平均的には資金余剰にあり, 負債を返済している。銀行によるモニタリングが十分な企業では, 積極的な返済が促されたため

に $BANK_{i,t-1}$ の係数は負に有意な値を取ったのかもしれない。また、経営者と株主の利害が一致している企業では、余剰資金を返済には充てずに配当に回している可能性がある。そのため、 $MANAGE_{i,t-1}$ の係数は正の値を取っている可能性がある。なお、その他のコントロール変数の係数については統計的に有意な値ではなかった。

式(5-2)を推定した結果、次の2つのことが明らかとなった。ひとつには、企業に資金不足が生じている場合、無条件保守主義の程度が高い企業ほど負債によってより多くの資金を調達していることが確認された。いまひとつは、資金不足に直面している企業についてみると、条件付保守主義と負債調達額との間に有意な関係は観察されなかった。これらの検証結果は日本企業を対象とした場合、無条件保守主義は負債による資金調達を効率的にするの

表5-5 多変量分析

	A		B		C	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
GAPD _{i,t}	1.359	[21.106]***	0.974	[7.470]***	1.427	[12.149]***
STUCC _{i,t-1}			0.233	[0.747]		
STCC _{i,t-1}					-0.062	[-0.344]
GAPD _{i,t} × STUCC _{i,t-1}			0.791	[3.825]***		
GAPD _{i,t} × STCC _{i,t-1}					-0.137	[-0.537]
CASH _{i,t-1}	-2.789	[-3.190]***	-2.803	[-3.167]***	-2.808	[-3.219]***
SIZE _{i,t-1}	0.113	[0.367]	0.104	[0.340]	0.096	[0.314]
LEV _{i,t-1}	-7.766	[-9.343]***	-7.890	[-9.274]***	-7.780	[-9.449]***
TOBINQ _{i,t-1}	0.337	[1.737]*	0.293	[1.584]	0.317	[1.659]*
ZSCORE _{i,t-1}	1.254	[4.091]***	1.206	[3.989]***	1.254	[4.091]***
VOL _{i,t-1}	-1.036	[-0.345]	-1.251	[-0.415]	-0.996	[-0.329]
INTEREST _{i,t-1}	-18.17	[-3.074]***	-17.911	[-3.048]***	-18.217	[-3.094]***
BSIZE _{i,t-1}	-0.026	[-0.121]	-0.022	[-0.107]	-0.028	[-0.132]
IND _{i,t-1}	0.170	[0.268]	0.129	[0.205]	0.165	[0.260]
MANAGE _{i,t-1}	1.779	[1.774]*	1.660	[1.703]*	1.784	[1.777]*
FOREIGN _{i,t-1}	0.805	[0.534]	0.709	[0.467]	0.796	[0.532]
BANK _{i,t-1}	-2.594	[-2.974]***	-2.580	[-2.964]***	-2.588	[-2.990]***
Year	included		included		included	
Firm	included		included		included	
R ²	0.230		0.231		0.230	
Adj-R ²	0.114		0.115		0.114	
N	20,384		20,384		20,384	

DEBT_{i,t}は(t期長期借入金による純収入 + t期社債による純収入) ÷ t-1期末総資産 × 100, GAPD_{i,t}はGAP_{i,t}が正であれば1それ以外は0を取るダミー変数, GAP_{i,t}はt期資金不足 ÷ t-1期末総資産 × 100, STUCC_{i,t-1}はt-1期基準化済無条件保守主義, STCC_{i,t-1}はt-1期基準化済条件付保守主義, CASH_{i,t-1}はt-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産, SIZE_{i,t-1}はt-1期末総資産の自然対数, LEV_{i,t-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産, TOBINQ_{i,t-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産, ZSCORE_{i,t-1}はt-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, VOL_{i,t-1}はt-3期からt-1期までのOCF_{i,t}の標準偏差, OCF_{i,t}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, INTREST_{i,t-1}はt-1期長期借入利率, BSIZE_{i,t-1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{i,t-1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数, MANAGE_{i,t-1}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{i,t-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{i,t-1}はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

に対して、条件付保守主義にはそうした効果がないことを示している。

第5節 頑健性分析

5-1 借入と社債の区分

本節では先の検証結果の頑健性を確認するために、いくつかの分析を行う。ここまでの分析では、借入と社債を一纏めにして、保守主義が負債による資金調達に及ぼす影響を検証した。ここでは、借入と社債を区別した場合に、保守主義と負債による資金調達との関係が変化するのかを分析する。具体的には、 $DEBT_{i,t}$ を借入による資金調達額 ($BORROWING_{i,t}$) と社債による資金調達額 ($BOND_{i,t}$) に分け、それぞれを被説明変数として式(5-2)を推定する。 $BORROWING_{i,t}$ はt期長期借入金による純収入をt-1期末総資産で除し100を掛けた値であり、 $BOND_{i,t}$ はt期社債による純収入をt-1期末総資産で除し100を掛けた値である。

表5-6の列AからCは被説明変数に $BORROWING_{i,t}$ を用いた検証結果である。まず、 $STCON_{i,t-1}$ と $GAPD_{i,t} \times STCON_{i,t-1}$ を除いて推定したところ、 $GAPD_{i,t}$ の係数は1.173と1%水準で正に有意であった(列A)。被説明変数に $DEBT_{i,t}$ を用いた場合の $GAPD_{i,t}$ の係数が1.359であったことを考えると、日本企業は資金不足に直面した場合、借入を主として資金調達を行っていることがわかる。次に、 $STCON_{i,t-1}$ と $GAPD_{i,t} \times STCON_{i,t-1}$ を含めて推定を行う。 $GAPD_{i,t} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数について見てみると、1%水準で正に有意な値を取っている(列B)。この結果から、日本企業の主たる資金調達源泉である借入についても無条件保守主義は大きな影響を与えていることがわかる。これに対して、 $GAPD_{i,t} \times STCC_{i,t-1}$ の係数は有意な値ではない(列C)。なお、コントロール変数の係数に関しては表5-5と概ね一貫した結果が得られていると言える。

続いて、列DからFに目を向ける。これらの列は被説明変数として $BOND_{i,t}$ を用いた場合の結果を示したものである。 $STCON_{i,t-1}$ と $GAPD_{i,t} \times STCON_{i,t-1}$ を除いて推定を試みたところ、 $GAPD_{i,t}$ の係数は1%水準で正に有意な値を取っている(列D)。ただし、係数の大きさは0.144と $BORROWING_{i,t}$ を被説明変数とした場合よりも小さい。資金不足が生じている場合、日本企業は社債によって資金調達を行うものの、それは借入を補完するためのものである可能性が高い。 $STCON_{i,t-1}$ と $GAPD_{i,t} \times STCON_{i,t-1}$ を含めて式(5-2)を推定したところ、 $GAPD_{i,t} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数は5%水準で正に有意な値である(列E)。無条件保守主義は社債による資金調達額についても正に有意な影響を及ぼしている。一方で、 $GAPD_{i,t} \times STCC_{i,t-1}$ の係数は有意な値ではない(列F)。コントロール変数の係数を見てみると、 $BANK_{i,t-1}$ 以外の全ての変数について表5-5と整合した結果が得られている。以上の検証結果は被説明変数を借入による資金調達と社債による資金調達に分けた場合にも、前節の検証結果が頑健であることを示している。

5-2 資金不足に対する感応度分析

前節では、資金不足の変数として $GAP_{i,t}$ が正であれば1 それ以外は0を取る $GAPD_{i,t}$ を用いた。ここでは、 $GAPD_{i,t}$ の代わりに $GAP_{i,t}$ が 2.5 (5) 以上であれば1 それ以外は0を取る $subGAPD1_{i,t}$ ($subGAPD2_{i,t}$) を用いて、式(5-2)を再度推定する。つまり、資金不足が総資産に対して 2.5% (5%) 以上あるような資金不足の大きい企業に対して、保守主義が負債調達額にどのような影響を及ぼすのかを検証する。

表5-7の列AからCは $GAPD_{i,t}$ の代わりに $subGAPD1_{i,t}$ を用いた検証結果を示したものである。 $STCON_{i,t-1}$ と $subGAPD1_{i,t} \times STCON_{i,t-1}$ を除いて推定した場合の $subGAPD1_{i,t}$ の係数に目を向けると、1.850 と 1%水準で正に有意な値を取っている (列A)。また、その係数の大きさは表5-5の列Aの値より大きい。このことから、資金不足が大きい企業ほどより多くの資金を負債によって調達していることがわかる。次に、 $STCON_{i,t-1}$ と $subGAPD1_{i,t} \times STCON_{i,t-1}$ を含めた分析を行う。 $STCON_{i,t-1}$ として $STUCC_{i,t-1}$ を用いた場合、 $subGAPD1_{i,t} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数は 1%水準で正に有意な値を取っている (列B)。また、その係数の大きさは 0.996 と表5-5の列Bよりも大きくなっている。これは、企業の資金不足が大きくなるほど、負債による資金調達に無条件保守主義が及ぼす影響も大きくなることを示唆している。他方、 $STCON_{i,t-1}$ に $STCC_{i,t-1}$ を用いた検証結果であるが、 $subGAPD1_{i,t} \times STCC_{i,t-1}$ の係数はやはり有意な値ではない (列C)。

列DからFは $GAPD_{i,t}$ として $subGAPD2_{i,t}$ を式(5-2)に組み込んだ場合の検証結果である。 $STCON_{i,t-1}$ と $subGAPD2_{i,t} \times STCON_{i,t-1}$ を除いて推定を行ったところ、 $subGAPD2_{i,t}$ の係数は 1%水準で正に有意であり、その値は 1.973 と列Aで示した値よりも大きい (列D)。 $STUCC_{i,t-1}$ に関する分析結果に目を向けると、 $subGAPD2_{i,t} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数は 1.085 と 1%水準で正に有意な値である (列E)。また、係数の大きさは列Bで示したのものよりも大きくなっている。これに対して、 $STCC_{i,t-1}$ を用いた場合には、 $subGAPD2_{i,t} \times STCC_{i,t-1}$ の係数は有意な値を示していない (列F)。なお、コントロール変数については $subGAPD1_{i,t}$ と $subGAPD2_{i,t}$ のどちらを用いても表5-5と概ね整合的な結果である。これら一連の分析は、資金不足の変数について感応度分析を行ってもなお、先に報告した検証結果が頑健であることを示している。

5-3 保守主義の代替的な変数

前節では、無条件保守主義の変数として Beaver and Ryan (2000) の尺度、条件付保守主義の変数には Basu (1997) の尺度を用いた。しかし、保守主義の変数には様々な尺度が用いられている。たとえば、2009年までに査読付き学術雑誌に公表された論文を調査した Wang et al. (2009) によれば、調査対象の 53 本の論文のうち 10 本が Givoly and Hayn (2000) の尺度、7 本が Ball and Shivakumar (2005) の尺度を用いて検証を行っているという。そこで、検証結果の頑健性を確認するために、無条件保守主義の変数として Givoly and Hayn (2000) の尺度、条件付保守主義の変数には Ball and Shivakumar (2005) の尺度を用いて再度分析を行う。なお、

表5-6 借入と社債の区分

	BORROWING _{it}			BOND _{it}		
	A	B	C	D	E	F
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
GAP _{it}	1.173 [23.607] ***	0.937 [8.575] ***	1.192 [12.139] ***	0.144 [3.820] ***	0.038 [0.770]	0.189 [3.525] ***
STUCC _{it-1}		0.088 [0.315]			0.150 [1.144]	
STCC _{it-1}			-0.073 [-0.506]		0.218 [2.013] **	-0.007 [-0.099]
GAP _{it} × STUCC _{it-1}		0.484 [2.915] ***				
GAP _{it} × STCC _{it-1}			-0.038 [-0.161]			-0.091 [-0.887]
CASH _{it-1}	-1.289 [-1.334]	-1.301 [-1.331]	-1.298 [-1.354]	-1.017 [-3.009] ***	-1.016 [-2.994] ***	-1.026 [-3.077] ***
SIZE _{it-1}	-0.070 [-0.223]	-0.074 [-0.237]	-0.083 [-0.272]	0.120 [1.015]	0.116 [0.994]	0.114 [0.931]
LEV _{it-1}	-3.562 [-4.409] ***	-3.620 [-4.477] ***	-3.577 [-4.435] ***	-3.327 [-7.350] ***	-3.388 [-7.320] ***	-3.329 [-7.363] ***
TOBINQ _{it-1}	-0.169 [-0.958]	-0.193 [-1.087]	-0.184 [-1.092]	0.354 [3.882] ***	0.337 [3.803] ***	0.346 [3.836] ***
ZSCORE _{it-1}	0.563 [2.661] ***	0.538 [2.503] **	0.563 [2.656] ***	0.565 [4.418] ***	0.545 [4.311] ***	0.566 [4.425] ***
VOL _{it-1}	-1.543 [-0.690]	-1.661 [-0.743]	-1.528 [-0.679]	0.155 [0.144]	0.075 [0.070]	0.179 [0.167]
INTEREST _{it-1}	-12.206 [-2.359] **	-12.086 [-2.344] **	-12.235 [-2.368] **	-3.574 [-2.679] ***	-3.442 [-2.513] **	-3.595 [-2.682] ***
BSIZE _{it-1}	0.090 [0.467]	0.092 [0.479]	0.088 [0.457]	-0.121 [-1.217]	-0.121 [-1.211]	-0.122 [-1.233]
IND _{it-1}	0.005 [0.009]	-0.018 [-0.034]	0.001 [0.001]	0.195 [0.916]	0.180 [0.837]	0.194 [0.909]
MANAGE _{it-1}	1.938 [2.030] **	1.873 [1.983] **	1.941 [2.031] **	-0.029 [-0.089]	-0.073 [-0.233]	-0.026 [-0.079]
FOREIGN _{it-1}	0.396 [0.276]	0.349 [0.242]	0.390 [0.273]	0.201 [0.393]	0.156 [0.304]	0.197 [0.385]
BANK _{it-1}	-6.412 [-7.111] ***	-6.406 [-7.133] ***	-6.409 [-7.112] ***	3.102 [9.099] ***	3.109 [9.021] ***	3.105 [9.195] ***
Year	included	included	included	included	included	included
Firm	included	included	included	included	included	included
R ²	0.234	0.234	0.234	0.159	0.159	0.159
Adj-R ²	0.119	0.119	0.118	0.032	0.033	0.032
N	20,384	20,384	20,384	20,384	20,384	20,384

BORROWING_{it}は長期借入金による純収入 ÷ t-1期末総資産 × 100、BOND_{it}は朝社債による純収入 ÷ t-1期末総資産 × 100、GAP_{it}はGAP_{it}が正であれば1それ以外は0を取るダミー変数、GAP_{it}は朝資金不足 ÷ t-1期末総資産 × 100、STUCC_{it-1}はt-1期基準化済無条件保守主義、STCC_{it-1}はt-1期基準化済条件付保守主義、CASH_{it-1}はt-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産、SIZE_{it-1}はt-1期末総資産の自然対数、LEV_{it-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産、TOBINQ_{it-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産、ZSCORE_{it-1}はAltman (1968)が考案した倒産可能性、VOL_{it-1}はt-3期からt-1期までのOCF_{it}の標準偏差、OCF_{it}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産、INTREST_{it-1}はt-1期長期借入利率、BSIZE_{it-1}はt-1期末取締役人数の自然対数、IND_{it-1}はt-1期末社外取締役人数、MANAGE_{it-1}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数、FOREIGN_{it-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数、BANK_{it-1}はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でワインソライズを施している。また、t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示している。

表5-7 資金不足に対する感応度分析

	A			B			C			D			E			F		
	Coeff.	[t-Stat]	***															
subGAPD _{it}	1.850	[21.383]	***	1.357	[9.673]	***	1.879	[9.710]	***	2.523	[17.260]	***	1.973	[9.316]	***	2.680	[8.934]	***
STUCC _{it-1}	0.252	[0.936]											0.375	[1.480]				
STCC _{it-1}				-0.104	[-0.587]											-0.086	[-0.507]	
subGAPD _{it} × STUCC _{it-1}	0.996	[4.205]	***										1.085	[4.172]	***			
subGAPD _{it} × STCC _{it-1}				-0.057	[-0.168]											-0.317	[-0.596]	
CASH _{it-1}	-2.872	[-3.527]	***	-2.903	[-3.511]	***	-2.884	[-3.588]	***	-3.343	[-3.901]	***	-3.369	[-3.897]	***	-3.368	[-3.967]	***
SIZE _{it-1}	0.168	[0.563]		0.165	[0.553]		0.150	[0.504]		0.142	[0.492]		0.134	[0.462]		0.121	[0.418]	
LEV _{it-1}	-7.765	[-9.389]	***	-7.854	[-9.485]	***	-7.784	[-9.477]	***	-7.822	[-9.158]	***	-7.928	[-9.228]	***	-7.833	[-9.306]	***
TOBINQ _{it-1}	0.319	[1.643]		0.277	[1.486]		0.299	[1.568]		0.247	[1.282]		0.197	[1.073]		0.219	[1.150]	
ZSCORE _{it-1}	1.313	[4.112]	***	1.272	[4.032]	***	1.312	[4.111]	***	1.289	[3.871]	***	1.241	[3.802]	***	1.290	[3.865]	***
VOL _{it-1}	-3.429	[-1.129]		-3.585	[-1.169]		-3.411	[-1.115]		-4.705	[-1.576]		-4.839	[-1.615]		-4.650	[-1.549]	
INTEREST _{it-1}	-17.901	[-2.907]	***	-17.512	[-2.828]	***	-17.922	[-2.936]	***	-17.430	[-2.907]	***	-17.090	[-2.860]	***	-17.426	[-2.924]	***
BSIZE _{it-1}	-0.001	[-0.003]		0.004	[0.019]		-0.003	[-0.015]		-0.006	[-0.032]		0.002	[0.011]		-0.008	[-0.042]	
IND _{it-1}	0.145	[0.229]		0.119	[0.189]		0.139	[0.219]		0.172	[0.264]		0.156	[0.242]		0.167	[0.258]	
MANAGE _{it-1}	1.768	[1.820]	*	1.654	[1.762]	*	1.770	[1.821]	*	1.754	[1.722]	*	1.646	[1.673]	*	1.756	[1.727]	*
FOREIGN _{it-1}	0.698	[0.470]		0.634	[0.424]		0.692	[0.470]		0.718	[0.508]		0.643	[0.451]		0.722	[0.519]	
BANK _{it-1}	-2.594	[-3.026]	***	-2.593	[-3.029]	***	-2.589	[-3.033]	***	-2.491	[-2.918]	***	-2.487	[-2.906]	***	-2.484	[-2.935]	***
Year	included																	
Firm	included																	
R ²	0.237			0.238			0.237			0.242			0.242			0.242		
Adj-R ²	0.122			0.123			0.122			0.127			0.128			0.127		
N	20,384			20,384			20,384			20,384			20,384			20,384		

DEBT_{it}は(t)長期借入金による純収入 + (t)社債による純収入 ÷ (t-1)期末総資産 × 100, subGAPD_{it} (subGAPD_{2,t}) GAP_{it}が2.5 (5) より大きければ1 それ以外は0を取るタ
 ミー変数, GAP_{it}は(t)資金不足 ÷ (t-1)期末総資産 × 100, STUCC_{it-1}は(t-1)期基準化済無条件保守主義, STCC_{it-1}は(t-1)期基準化済条件付保守主義, CASH_{it-1}は(t-1)期末現金・
 預金 ÷ (t-1)期末総資産, SIZE_{it-1}は(t-1)期末総資産の自然対数, LEV_{it-1}は(t-1)期末負債 ÷ (t-1)期末総資産, TOBINQ_{it-1}は(t-1)期末時価総額 ÷ (t-1)期末総資産
 ZSCORE_{it-1}は(t-1)期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, VOL_{it-1}は(t-1)期から(t-3)期までのOCF_{it}の標準偏差, OCF_{it}は(t)期営業キャッシュ・フロー ÷ (t)期末総資産
 INTREST_{it-1}は(t-1)長期借入利率, BSIZE_{it-1}は(t-1)期末取締役人数の自然対数, IND_{it-1}は(t-1)期末社外取締役人数 ÷ (t-1)期末取締役人数, MANAGE_{it-1}は(t-1)期末役員持株
 数 ÷ (t-1)期末発行済株式総数, FOREIGN_{it-1}は(t-1)期末外国人持株数 ÷ (t-1)期末発行済株式総数, BANK_{it-1}は(t-1)期末借入金総額 ÷ (t-1)期末負債である。なお、全ての変数は
 上下1%でウィンソライズを施している。また、統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。***は1%水準、**は5%水準
 *は10%水準で有意であることを示している。

Givoly and Hayn (2000)の尺度を $subUCC_{i,t}$, Ball and Shivakumar (2005)の尺度を $subCC_{i,t}$ とし、式(5-2)の推定にあたってはこれらの変数に対して第3節で述べた標準化を施している¹⁰。調整後の各変数については $STsubUCC_{i,t}$ と $STsubCC_{i,t}$ と呼ぶ。

表5-8の列Aは $STCON_{i,t-1}$ として $STsubUCC_{i,t-1}$ を用いて式(5-2)を推定した結果を示している。なお、一部の観測値で $STsubUCC_{i,t-1}$ のデータが入手できなかったため、サンプル数が減少している。 $GAPD_{i,t} \times STsubUCC_{i,t-1}$ を見ると、係数は1%水準で正に有意な値である。これは表5-5と整合的である。列Bは $STCON_{i,t-1}$ に $STsubCC_{i,t-1}$ を用いた場合の結果を示したものである。 $STsubCC_{i,t-1}$ についても一部の観測値でデータが入手できなかったため、サンプルが若干減少している。 $GAPD_{i,t} \times STsubCC_{i,t-1}$ の係数に目を向けると、その係数は有意な値ではなく、かつ負の値を示している。これも前節の検証結果と一貫している。

表5-8 保守主義の代替的な変数

	A		B	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
$GAPD_{i,t}$	1.093	[8.290] ***	1.468	[12.361] ***
$STsubUCC_{i,t-1}$	0.195	[0.911]		
$STsubCC_{i,t-1}$			-0.286	[-1.441]
$GAPD_{i,t} \times STsubUCC_{i,t-1}$	0.683	[3.497] ***		
$GAPD_{i,t} \times STsubCC_{i,t-1}$			-0.224	[-1.053]
$CASH_{i,t-1}$	-3.151	[-2.986] ***	-2.770	[-3.088] ***
$SIZE_{i,t-1}$	0.171	[0.589]	0.050	[0.158]
$LEV_{i,t-1}$	-8.015	[-8.560] ***	-7.650	[-8.845] ***
$TOBINQ_{i,t-1}$	0.336	[1.727] *	0.309	[1.581]
$ZSCORE_{i,t-1}$	1.279	[4.067] ***	1.234	[3.904] ***
$VOL_{i,t-1}$	-1.236	[-0.403]	-1.071	[-0.353]
$INTEREST_{i,t-1}$	-18.218	[-3.126] ***	-18.459	[-3.160] ***
$BSIZE_{i,t-1}$	-0.025	[-0.117]	-0.017	[-0.083]
$IND_{i,t-1}$	0.216	[0.339]	0.148	[0.236]
$MANAGE_{i,t-1}$	1.797	[1.783] *	1.674	[1.716] *
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.802	[0.527]	0.650	[0.415]
$BANK_{i,t-1}$	-2.492	[-3.052] ***	-2.605	[-3.019] ***
Year	included		included	
Firm	included		included	
R^2		0.230		0.230
Adj- R^2		0.114		0.114
N		20,345		20,383

$DEBT_{i,t}$ は(t期長期借入金による純収入 + t期社債による純収入) ÷ t-1期末総資産 × 100, $GAPD_{i,t}$ は $GAP_{i,t}$ が正であれば1それ以外は0を取るダミー変数, $GAP_{i,t}$ はt期資金不足 ÷ t-1期末総資産 × 100, $STsubUCC_{i,t-1}$ はt-1期基準化済無条件保守主義の代替的な変数, $STsubCC_{i,t-1}$ はt-1期基準化済条件付保守主義の代替的な変数, $CASH_{i,t-1}$ はt-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産, $SIZE_{i,t-1}$ はt-1期末総資産の自然対数, $LEV_{i,t-1}$ はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産, $TOBINQ_{i,t-1}$ は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産, $ZSCORE_{i,t-1}$ はt-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, $VOL_{i,t-1}$ はt-3期からt-1期までの $OCF_{i,t}$ の標準偏差, $OCF_{i,t}$ はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, $INTREST_{i,t-1}$ はt-1期長期借入利率, $BSIZE_{i,t-1}$ はt-1期末取締役人数の自然対数, $IND_{i,t-1}$ はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数, $MANAGE_{i,t-1}$ はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, $FOREIGN_{i,t-1}$ はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, $BANK_{i,t-1}$ はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

¹⁰ $subUCC_{i,t}$ と $subCC_{i,t}$ の算出方法については第3章の補節を参照してほしい。

また、 $STsubUCC_{i,t-1}$ と $STsubCC_{i,t-1}$ のどちらを用いた場合にも、コントロール変数の検証結果は表5-5と概ね変わらない。ここまでの分析結果は無条件保守主義と条件付保守主義の代替的な変数を用いても、表5-5で報告した検証結果が頑健であることを示している。

第6節 追加分析

負債契約におけるモラル・ハザードの問題は企業の負債調達に大きな影響を及ぼす。株主は債権者が許容できないほどの配当の支払いを求める場合があるが、このような行為は債権者が将来受け取る資産を減少させてしまう恐れがある。このため、債権者は配当を制限するための契約を結び、会計数値にもとづいてその監視に努める (Watts and Zimmerman 1986)。しかし、債権者は契約締結後の株主の行動の全てを知ることはできないため、株主には機会主義的に会計数値を操作する余地が残されることとなる (須田 2000)。これに対して、債権者が合理的であるならば、株主によるモラル・ハザードが起こる可能性を事前に認識し、利子率や資金供給量を変更させることによってその費用を企業に転嫁しようとするであろう。その結果、企業は必要な資金量を調達できなくなってしまうのである。

特に、モラル・ハザードの問題は倒産リスクが高まるにつれて顕在化しうる。第2章で見たように、企業の倒産可能性が高くなると、株主は投資資金の回収を図り企業からより多くの配当を引き出そうとする。ゆえに、倒産リスクが高くなるほど、株主は会計数値を機会主義的に嵩上げし、より多くの配当を得ようとするかもしれない (河内山 2012)。このことは、倒産リスクが高い企業ほど負債調達が困難になることを意味する。

本節では、保守主義の負債調達円滑化効果の効力が倒産リスクの高低によって変化するかどうかを検証する。保守主義は株主による機会主義的行動を抑制し、負債調達を効率的にする可能性がある (Watts 2003)。仮に保守主義にそのような効果が存在するのであれば、モラル・ハザードの問題が横行し負債調達がより困難になる状況、つまり倒産リスクが高い状況下において保守主義の効果は顕著に現れると予想される。そこで、ここではサンプルを倒産リスクが高い企業とそうでない企業に区分し、保守主義と負債調達額との関係がこれら2つのサンプル間で異なるかを検証する。具体的には、 $ZSCORE_{i,t-1}$ が中央値以下の企業群を倒産リスクの高い企業、それ以外を倒産リスクの低い企業とし、これら2つのサンプルを用いて式(5-2)を推定する。

表5-9は上記の分析をまとめたものである。列AとBは $STCON_{i,t-1}$ として $STUCC_{i,t-1}$ を用いた検証結果である。倒産リスクが高い企業を見ると、 $GAPD_{i,t} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数は1%水準で正に有意な値を取っている (列A)。また、倒産リスクの低い企業の $GAPD_{i,t} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数も5%水準で正に有意な値である (列B)。ただし、 $GAPD_{i,t} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数の大きさについて見てみると、倒産リスクの高い企業の方が低い企業に比べて大き

表5-9 倒産リスクによる区分

	ZSCORE _{it,t-1} ≤ Median		ZSCORE _{it,t-1} > Median		ZSCORE _{it,t-1} ≤ Median		ZSCORE _{it,t-1} > Median	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
GAP _{it}	0.959	[6.927] ***	1.000	[5.560] ***	1.314	[9.623] ***	1.475	[8.170] ***
STUCC _{it,t-1}	0.459	[0.888]	0.023	[0.054]				
STCC _{it,t-1}	0.850	[3.660] ***	0.660	[2.311] **				
GAP _{it} × STUCC _{it,t-1}					0.098	[0.365]	-0.296	[-0.919]
GAP _{it} × STCC _{it,t-1}					-2.148	[-1.625]	-2.972	[-2.249] **
CASH _{it,t-1}	-2.166	[-1.636]	-2.972	[-2.207] **				
SIZE _{it,t-1}	0.421	[0.929]	-0.079	[-0.135]	0.442	[0.981]	-0.103	[-0.175]
LEV _{it,t-1}	-8.218	[-5.726] ***	-7.940	[-4.641] ***	-8.114	[-5.644] ***	-7.919	[-4.814] ***
TOBINQ _{it,t-1}	0.231	[1.166]	0.339	[1.212]	0.289	[1.355]	0.331	[1.168]
ZSCORE _{it,t-1}	2.815	[3.492] ***	0.950	[2.252] **	2.964	[3.856] ***	0.964	[2.280] **
VOL _{it,t-1}	-2.651	[-0.621]	1.392	[0.475]	-2.170	[-0.502]	1.500	[0.513]
INTEREST _{it,t-1}	-16.144	[-1.880] *	-21.731	[-2.243] **	-16.711	[-1.981] **	-22.026	[-2.277] **
BSIZE _{it,t-1}	-0.036	[-0.148]	-0.023	[-0.071]	-0.033	[-0.135]	-0.028	[-0.087]
IND _{it,t-1}	-0.093	[-0.118]	-0.121	[-0.151]	-0.042	[-0.053]	-0.133	[-0.167]
MANAGE _{it,t-1}	0.909	[0.575]	2.228	[1.440]	1.002	[0.641]	2.351	[1.478]
FOREIGN _{it,t-1}	0.980	[0.500]	-1.226	[-0.627]	1.142	[0.595]	-1.228	[-0.640]
BANK _{it,t-1}	-1.715	[-1.970] **	-3.128	[-2.361] **	-1.733	[-1.990] **	-3.107	[-2.357] **
Year	included	included	included	included	included	included	included	included
Industry	included	included	included	included	included	included	included	included
R ²		0.287		0.289		0.285		0.288
Adj-R ²		0.149		0.139		0.147		0.139
N		10,192		10,192		10,192		10,192

DEBT_{it}は(長期借入金による純収入 + 期社債による純収入) ÷ t-1期末総資産 × 100, GAP_{it}はGAP_{it}が正であれば1 それ以外0を取るダミー変数, GAP_{it}は(期資金不足 ÷ t-1期末総資産 × 100, STUCC_{it,t-1}はt-1期基準化済無条件保守主義, STCC_{it,t-1}はt-1期基準化済条件付保守主義, CASH_{it,t-1}はt-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産, SIZE_{it,t-1}はt-1期末総資産の自然対数, LEV_{it,t-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産, TOBINQ_{it,t-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産, ZSCORE_{it,t-1}はt-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, VOL_{it,t-1}はt-3期からt-1期までのOCF_{it}の標準偏差, OCF_{it}は(期営業キャッシュ・フロー ÷ 期末総資産, INTREST_{it,t-1}はt-1期長期借入利率, BSIZE_{it,t-1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{it,t-1}はt-1期末社外取締役人数, MANAGE_{it,t-1}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{it,t-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{it,t-1}はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお, 全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また, t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Pettersen 2009)。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

い. 他方, $GAPD_{i,t} \times STCC_{i,t-1}$ の係数を見てみると, 倒産リスクの高低に関係なく有意な値を示していない (列 C と D). これら一連の分析結果は, 株主によるモラル・ハザードの問題が生じる可能性が高いほど, 無条件保守主義が企業の負債調達に及ぼす影響も大きくなることを示しており, 日本の負債契約の下では無条件保守主義には負債調達円滑化効果があることを示唆するものである.

第7節 本章のまとめ

本章は, 第2章で導出した2つ目の課題「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の負債調達を円滑にするか」の検証を試みた. 具体的には, 資金不足が生じた場合, 無条件保守主義と条件付保守主義が負債調達額にどのような影響を及ぼすかを分析した. これまでの研究によれば, 企業が負債で資金調達をするのは資金需要を内部資金で賄えない場合であり, またそうした状況下で企業がどれだけ負債によって資金調達を行えるかはモラル・ハザードのような情報の非対称性がもたらす費用の大きさに左右されることが示されている (Myers 1984; Myers and Majluf 1984). 他方, 先行研究からは保守主義は負債契約におけるモラル・ハザードの問題を緩和しうることが指摘されている (Watts 2003). ゆえに, 保守的な会計処理を行っている企業ほど円滑な負債調達が行われると考えられる.

2005年から2014年までの20,384企業・年をサンプルとして, 保守主義と負債調達額との関係を検証したところ, 次のことが明らかとなった. ひとつには, 資金不足が生じた場合, 無条件保守主義の程度が高い企業ほど負債によって多くの資金を調達していることが確認された. いまひとつは, 条件付保守主義と負債調達額との間には統計的に有意な関係は観察されなかった. これらの検証結果は借入と社債を区分しても頑健であった. また, 資金不足に対する感応度分析を行った場合にも, 保守主義の変数として代替的な尺度を用いても, 検証結果は変わらなかった.

本章では, 上記の分析に加えて倒産リスクを加味した分析も行った. 倒産リスクが高くなると, 株主は会計数値を機会主義的に嵩上げし, より多くの配当を引き出そうとするようになる (河内山 2012). そのため, 倒産の可能性が高い企業ほど債権者による過剰なリスク・ヘッジが行われるようになり, 効率的な負債調達が妨げられる可能性が高くなる. 他方, 保守主義が株主によるモラル・ハザードの問題を軽減し負債調達を円滑にするのであれば, 負債調達がより困難な状況, つまり倒産リスクが高い場合に保守主義の効果はより一層高まると予想される. 検証の結果, 倒産リスクが高くなるにつれて, 無条件保守主義が負債による資金調達に及ぼす影響もまた大きくなることがわかった. これに対して, 倒産リスクが高い場合にも低い場合にも, 条件付保守主義と負債調達額との間に有意な関係を確認することはできなかった.

日本では配当を制限する取り決めにおいて, 純資産を基礎とした監視が行われている (猪

熊 2009; 中村・河内山 2015)。このような制度の下では、純資産に対してより早期に下方バイアスをもたらすような会計システムこそが株主による機会主義的行動を抑制できると考えられる。他方、保守主義について見れば、無条件保守主義は早期かつ大きく純資産を過小評価するのに対して、条件付保守主義は経済的損失が発生するまでは純資産に影響を与えることができない。ゆえに、日本の負債契約の下では、無条件保守主義のみが株主のモラル・ハザードの問題を緩和し、負債調達を円滑にする可能性がある。本章の分析結果は上記の見解を支持するものであり、また基準設定機関による保守主義の排除、つまり無条件保守主義の排除が進んだ場合、日本企業の資金調達が阻害され、日本の経済社会に一定程度のコストをもたらされうることを示している。

第6章 保守主義と投資の効率性¹

第1節 はじめに

負債契約に伴うモラル・ハザードの問題は企業が負債で資金調達を行おうとする際の妨げとなる。株主は債権者を犠牲にして過度な配当を求めることがあるため、債権者は配当を制限するための契約を結び会計数値にもとづいてその監視を行う (Jensen and Meckling 1976; Watts and Zimmerman 1986)。ただし、債権者と株主は契約締結後の互いの行動を知ることができないため、会計数値にもとづく契約の監視は失敗に終わる可能性がある。他方、債権者が合理的であるならば、資金供給を行う際にモラル・ハザードが生じる可能性を利子率や資金供給量に織り込み、費用を企業に転嫁しようとするだろう。この結果、負債調達に伴う費用は大きくなってしまう。しかし、問題はこれだけではない。企業が十分な資金調達を行うことができない場合、有望な投資案件に資金を充てられなくなり過小投資に陥る可能性がある (Myers 1984; Myers and Majluf 1984; Hubbard 1998)。

本章では、第2章で導出した3つ目の課題「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の投資行動を効率的にするか」を検証する。これまでの研究からは、保守主義が負債契約に伴うモラル・ハザードの問題を軽減することが指摘されている (Watts 2003)。保守主義とは経済的利益と経済的損失の非対称な認識による会計利益に対する下方バイアスである。この種のバイアスは配当財源の計算の基礎となる会計数値を過小評価することを通じて、株主による機会主義的な利益操作を抑制し、モラル・ハザードの問題を緩和しうる。ゆえに、保守主義は過小投資といった企業の非効率的な投資行動をも改善するかもしれない。とりわけ、米国企業を対象とした研究では、条件付保守主義が企業の投資行動を効率的にすることが報告されている (Balakrishnan et al. 2015; Garcia Lara et al. 2016)。しかし、日本企業を対象に保守主義と投資の効率性との関係を検証した研究はいまだ存在しない。

第2章で見たように、日本と米国では負債契約の契約内容が異なっている。具体的には、日本では純資産を基礎とした配当制限が行われているのに対して、米国では純利益にもとづいて配当財源が定められている (猪熊 2009; 中村・河内山 2015)。また、無条件保守主義と条件付保守主義はともに配当財源の計算の基礎となる会計数値に下方バイアスをもたらすものの、そのタイミングや大きさには違いがある (Beaver and Ryan 2005; Chen et al. 2014)。それゆえ、無条件保守主義と条件付保守主義が等しく投資行動効率化効果を有しうるのか、またその効果は日本と米国とで同じであるかは実証課題であるといえる。とりわけ、日本企業を対象に2つの保守主義の過剰配当抑制効果と負債調達円滑化効果を検証した第3章と第4章からは、負債契約において無条件保守主義には経済合理性があるものの、条件付保守

¹ 本章は石田 (2015c)に修正を加えたものである。

主義に関してはそうした合理性が存在しないことが示されている。

ここでは、先の検証課題を検討するにあたって内部資金に対する投資の感応度に着目している。内部資金に対する投資の感応度とは、企業の投資水準がどれだけ内部資金に依存しているかを示すものであり、投資の効率性の尺度の1つとされている (Biddle and Hilary 2006)。2005年から2014年までの日本企業を対象として分析を行ったところ、次のことが明らかとなった。ひとつには、無条件保守主義の程度が高い企業ほど内部資金に対する投資の感応度が低い。いまひとつは、条件付保守主義と内部資金に対する投資の感応度との間には正に有意な関係がある。なお、無条件保守主義に関する検証結果は投資水準に研究開発投資を含めても、内部資金として短期性有価証券を加味しても頑健であった。さらに、保守主義の代替的な変数や代替的な検証モデルを用いても分析結果に相違はなかった。ただし、条件付保守主義に関する頑健性分析からは必ずしも一貫した証拠は得られていない。これら一連の分析結果は、日本の負債契約の下では無条件保守主義は企業の投資行動を効率的にするのに対して、条件付保守主義には少なくともそうした効果がないことを示唆している。

本章の構成は以下の通りである。第2節では先行研究の整理を行い、本章で検証する仮説を示す。第3節ではリサーチ・デザインについて述べる。第4節ではサンプルの抽出を行い、分析結果を報告する。第5節ではいくつかの頑健性分析を行い、その結果を示す。第6節では追加分析を行う。第7節は本章のまとめである。

第2節 先行研究と仮説構築

2-1 投資水準と資金調達

金融市場の完全性を前提とした場合、企業の投資水準はその資金調達手段とは完全に独立になる (Modigliani and Miller 1958)。すなわち、投資に向けられる資金が株式、負債、内部資金などいかなる形態を取ろうとも、投資水準は最適な値に落ち着く。しかし、現実には金融市場は不完全であるため、企業の投資水準は資金調達の問題と密接に関連している (Myers 1984; Myers and Majluf 1984; Hubbard 1998)。つまり、外部から資金を調達するのに費用が伴うようになるため、企業の投資水準は完全市場で想定される値より低くなってしまふ。

たとえば、ある企業が図6-1の曲線Dのような投資案件を有しているとする。Dは正味現在価値が正の投資案件より構成されており、企業は投資収益率の高い投資案件から投資を行うため、右肩下がりの曲線になる。他方、投資案件を採択するにあたっては、企業は内部資金と外部資金の2種類の資金を利用することができる。ただし、利用できる内部資金量には限度がある。ここではその資金量を IF_0 とする。いま完全な金融市場を想定すると、

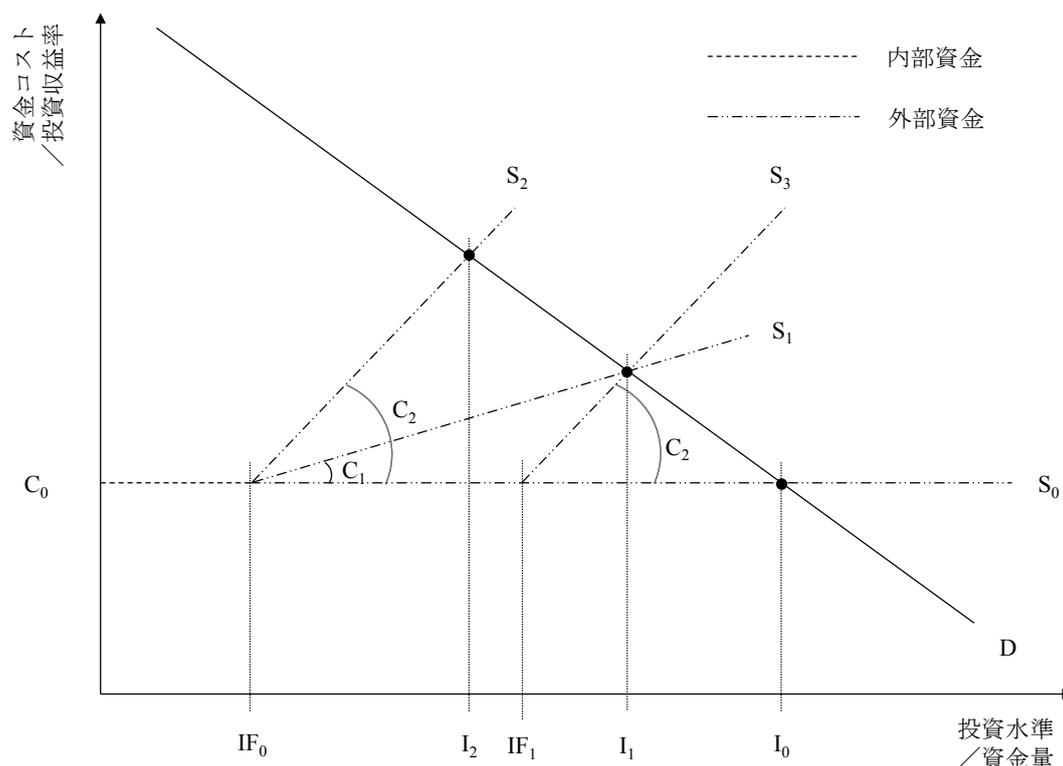


図6-1 投資水準と資金調達

内部資金と外部資金のどちらを利用するにも費用はかからない²。そのため、企業は曲線 S_0 だけ投資に資金を当てることができ、投資水準は I_0 に落ち着く。またこの時、企業が内部資金と外部資金のどちらを投資に充てるかは無差別である。

これに対して、金融市場が不完全である場合、外部から資金調達をするのには費用がかかるようになる。たとえば、債権者と株主との間に情報の非対称性が存在するために、利己的な株主は債権者を犠牲にして機会主義的な行動を取ろうとする。他方、債権者が合理的であるならば株主によるモラル・ハザードが起きる可能性を事前に認識し、資金を供給するにあたって利子率を変化させるなどしてリスク・ヘッジをするであろう。その結果、負債による資金調達には費用がかかるようになる。仮にこの費用が C_1 であるとする、企業が投資に充てられる資金は S_1 のようになり、投資水準は完全市場で想定された I_0 よりも低い I_1 になってしまう。このように、金融市場が不完全である場合、企業の投資水準は外部資金調達に伴う費用の大きさに左右されることになり、またその費用が大きいほど企業の投資水準は過小となる。

これまでいくつかの研究が外部資金調達に伴う費用が高い企業ほど投資が非効率的になることを報告している (Fazzari et al. 1988; Hoshi et al. 1991; Hachiya and Luo 2005; Biddle and Hilary 2006; Biddle et al. 2009)。とりわけ、Hoshi et al. (1991)は負債調達と投資行動との関係

² ただし、内部資金にも外部資金にも時間費用 C_0 が発生する。 C_0 は金融市場におけるリスク調整済みの実質金利である。

を検証している点で興味深い研究である。彼らは日本企業を対象に、系列に属している企業とそうではない企業とで投資の効率性に差があるかを分析している。系列に属する企業の主たる資金調達先は系列の中心に位置する都市銀行である。彼らは系列企業ほどその資金供給元である都市銀行が企業経営に深く関与できるため、情報の非対称性から生じる費用が低く、効率的な投資が行われていると予想した。検証の結果、系列企業の方が投資の効率性が高いことを報告している。

2-2 保守主義と負債コスト

これまでの研究からは、保守主義が負債調達に伴う費用の削減に寄与することが指摘されている (Watts 2003)。株主は時に債権者が許容できないほどの配当を求めるため、債権者はこの種の行動を抑制するために契約を結び、会計数値にもとづいて当該契約の監視に努める (Jensen and Meckling 1976; Watts and Zimmerman 1986)。しかし、債権者は契約締結後の株主の行動を完全には知ることができないため、契約は適切に履行されない恐れがある。たとえば、株主は自身に都合の良い会計数値を作り込み、より多くの配当を得るかもしれない (Daniel et al. 2008; 河内山 2012)。他方、債権者が合理的であるならば、資金供給を行うにあたって株主によるモラル・ハザードの問題を利子率に織り込み、リスク・ヘッジすると考えられる。ゆえに、株主による機会主義的行動が行われる可能性が高まるにつれて、負債調達の費用も大きくなってしまふ。これに対して、保守主義は配当財源の計算の基礎となる会計数値を過小に評価することで、会計数値にかけられた意図的なバイアスを相殺することができる (Watts 1993; Ahmed et al. 2002)。その結果、株主によるモラル・ハザードの問題は緩和され、負債コストは低下すると考えられる。

ただし、負債契約に採用されている会計数値は一様ではなく、また無条件保守主義と条件付保守主義による下方バイアスにはタイミングや大きさに差異がある (Beaver and Ryan 2005; Chen et al. 2014)。それゆえ、無条件保守主義と条件付保守主義が負債コストに与える影響は負債契約の契約内容で変化する可能性がある³。とりわけ、純利益にもとづいて配当制限が行われている場合、条件付保守主義が有効である可能性が高い。なぜなら、条件付保守主義は純利益に対して一時的に大きな下方バイアスをもたらすため、株主による意図的なバイアスを相殺しうるからである。他方、無条件保守主義も純利益に下方バイアスをもたらすものの、その影響は小さいため、株主の機会主義的な利益操作を抑制できるかは定かではない。ただし、配当財源の計算に純資産が採用されている場合、無条件保守主義が株主のモラル・ハザードの問題を緩和できる可能性がある。無条件保守主義による下方バイアスは小さいがその影響は持続する。ゆえに、純利益の累積値としての性格を有する純資産に対しては早期にかつ大きなバイアスをもたらす、株主の機会主義的行動を積極的に抑制しうる。一方で、条件付保守主義は経済的損失が生じた時点でしか純資産を過小評価できないため、

³ 日本と米国の負債契約の契約内容の違いによって、無条件保守主義と条件付保守主義の効果がどのように変化するかについては第2章の第4節で議論をしている。詳しくはそちらを参照してほしい。

それ以前では株主によるモラル・ハザードの問題が残されることになる。

これまでの研究は上記の見解を支持する検証結果を報告している。たとえば、Zhang (2008) は米国企業を対象に、保守主義と負債コストとの関係を検証している。米国では負債契約に純利益が採用されているため（猪熊 2009; 中村・河内山 2015）、先の議論にもとづけば条件付保守主義が負債コストの低減に寄与すると予想される。Zhang (2008)は借入契約締結時の利子率に対して条件付保守主義と無条件保守主義が及ぼす影響を調査したところ、条件付保守主義の程度が高い企業ほど利子率が低い一方で、無条件保守主義と利子率との間には有意な関係がないことを報告している。これに対して、日本企業をサンプルとして検証を行った大橋 (2015 a)では、条件付保守主義と長期借入金の利子率との間に統計的に有意といえるほどの関係は確認されていない。さらに、大橋 (2015 b)は日本企業を対象として、社債のイールド・スプレッドと保守主義との関係を分析したところ、無条件保守主義と社債のイールド・スプレッドの間には負の関係があることを報告している。他方、条件付保守主義との間には有意な関係がないことが示されている。日本では負債契約に純資産が広く用いられているため（猪熊 2009; 中村・河内山 2015）、大橋 (2015 a, b)のような検証結果が得られたものと考えられる。

2-3 保守主義と投資の効率性

ここまでの議論から、外部資金調達に費用が伴う場合、企業の投資水準は過小になることが分かった。さらに、無条件保守主義と条件付保守主義は負債調達に伴う費用の削減に寄与するものの、その効果は負債契約の契約内容によって異なることが示唆された。このことは、無条件保守主義と条件付保守主義は投資の効率性を高めうるものの、これら2つの保守主義と投資の効率性との関係は契約の内容によって異なる可能性があることを意味する。とりわけ、米国のような純利益を基礎とする契約においては条件付保守主義が投資の効率性を改善するのに対して、純資産にもとづいた契約が結ばれている日本では無条件保守主義が投資を効率的にするかもしれない。

García Lara et al. (2016)は米国企業を対象に、条件付保守主義と投資の効率性との関係を検証している。検証の結果、彼女らは条件付保守主義の程度が高い企業ほど過小投資が緩和されることを報告している。また、Balakrishnan et al. (2015)は世界金融危機による投資水準の低下に対して、条件付保守主義がどのような影響を及ぼすかを分析している。米国企業を対象に検証を行ったところ、条件付保守主義が金融危機による投資水準の低下を緩和することを報告している。これら一連の検証結果は、条件付保守主義と負債コストとの間に負の関係を発見した Zhang (2008)や本章の先の見解と整合的である。

他方、前述したように、日本においては無条件保守主義が過小投資を緩和し、投資の効率性を高める可能性がある。日本の負債契約には純資産が広く採用されている。無条件保守主義は経済的損失の発生とは無関係に下方バイアスをもたらすために、より早期にそして大きく純資産を過小評価する。この結果、純資産にかけられた株主の意図的なバイアスは積極

的に相殺され、債権者による過剰なリスク・ヘッジは緩和されうる。日本企業を対象に無条件保守主義と負債コストの関係を検証した大橋 (2015 b)や本論文の第4章および第5章はこの見解と整合する検証結果を報告している。そこで、本章では無条件保守主義と投資の効率性との関係について次の仮説を導出する。

仮説1：無条件保守主義の程度が高い企業ほど効率的な投資が促される。

これに対して、日本企業を対象とした場合、条件付保守主義は投資の効率性を高めるかは定かではない。これは配当財源の計算が純資産にもとづいて行われている場合、条件付保守主義の効果は限定的であるためである。条件付保守主義もまた純資産に下方バイアスをもたらすものの、それは経済的損失が発生した時点においてのみである。つまり、経済的損失が発生するまでは株主による機会主義的な利益操作を抑止することができないといえる。ゆえに、日本の負債契約の契約形態を想定した場合、条件付保守主義と投資の効率性との関係を明確に予想することはできない。そこで、ここでは帰無仮説の形で条件付保守主義と投資の効率性に関する仮説構築を行う。

仮説2：条件付保守主義と投資の効率性との間には関係はない。

第3節 リサーチ・デザイン

3-1 保守主義の変数

保守主義と投資の効率性との関係を検証するにあたって、保守主義の代理変数が必要となる。本章では、第3章で推定を行った Beaver and Ryan (2000)型の無条件保守主義の変数 ($UCC_{i,t}$) と Basu (1997)型の条件付保守主義の変数 ($CC_{i,t}$) を用いる⁴。ただし、実際の分析においてはこれら2つの変数に次のような調整を施している。すなわち、各変数を0から9までの値を取る十分位に区分し、区分後の変数を9で除すことで0から1までの値を取るように標準化している⁵。この標準化によって、分析結果の解釈が容易になる。つまり、保守主義の程度が最も高い企業群と低い企業群とで、投資の効率性にどのような差異があるかを把握することができる。なお、調整後の無条件保守主義（条件付保守主義）の変数を $STUCC_{i,t}$ ($STCC_{i,t}$) と呼ぶ。無条件保守主義（条件付保守主義）の程度が大きくなるほど $STUCC_{i,t}$ ($STCC_{i,t}$) の値も大きくなる。

⁴ $UCC_{i,t}$ と $CC_{i,t}$ の算出方法については第3章の第3節と第4節を参照してほしい。

⁵ 無条件保守主義の変数として $UCC_{i,t-1}$ 、条件付保守主義の変数として $CC_{i,t-1}$ を用いた場合にも、主たる検証結果には変化がなかった。具体的には、 $FUND_{i,t-1} \times UCC_{i,t-1}$ の係数は-1.766と1%水準で負に有意な値を示しているのに対して (t 値 = -3.976)、 $FUND_{i,t-1} \times CC_{i,t-1}$ の係数は1.709と5%水準で正に有意であった (t 値 = 2.157)。

3-2 投資の効率性の測定

前節で見たように、金融市場が不完全である場合、外部から資金調達を行う際には費用がかかるようになり、その費用が大きくなるほど企業は過小投資に陥る。しかし、企業が過小投資に陥っているかを直接的に判断することは非常に困難である。そこで、これまでの研究は投資水準と内部資金の関係に着目し、企業が過小投資に陥っているか、あるいはどのようなメカニズムが投資の効率性を高めるのかを間接的に分析している (Fazzari et al. 1988; Hoshi et al. 1991; Hachiya and Luo 2005; Biddle and Hilary 2006; Biddle et al. 2009)。

過小投資に陥りがちな企業ほど、投資水準は内部資金に対して感応的になる (Hubbard 1998)。たとえば、投資に充てることのできる総資金量が曲線 S_1 である企業 A と、総資金量が曲線 S_2 である企業 B が存在したとする (図 6-1)。つまり、企業 A (B) は内部資金量を IF_0 まで利用でき、かつ外部から資金を調達する際には C_1 (C_2) だけ費用がかかる。図 6-1 からわかる通り、企業 A より企業 B の方が投資水準は過小である。いま、企業 B が企業 A と同じ水準で投資を行うためには、内部資金量を増加させる必要がある。具体的には、内部資金量を IF_0 から IF_1 にさせることによって、企業 B が利用可能な総資金量は曲線 S_3 のように変化し、投資水準を I_2 から I_1 にすることができる。このように、投資水準が過小である企業ほど、投資水準を効率的な値に近づけるためには内部資金が必要となり、投資水準は内部資金に対して感応的になる。

Fazzari et al. (1988)は投資水準と内部資金との関係を用いて、どのような要因が投資の効率性に影響を与えるか分析している。具体的にはまず、検証対象となる要因にもとづいてサンプルを分割し、サブ・サンプルごとに式(6-1)を OLS 推定することで各サンプルの内部資金に対する投資の感応度を測定する。そして、サブ・サンプルごとの内部資金に対する投資の感応度を比較することによって、当該要因が過小投資を緩和するかを検証している。なお、式(6-1)の被説明変数は設備投資 ($CAPEX_{i,t}$) であり、説明変数は内部資金 ($FUND_{i,t-1}$) である。 $FUND_{i,t-1}$ の係数が正に有意な値である場合、企業の投資水準は内部資金に感応的であり、過小投資に陥っている可能性があることを意味する。また、式(6-1)には成長機会 ($TOBINQ_{i,t-1}$)、時間効果 (α_t)、企業効果 (α_i) が含まれている。

$$CAPEX_{i,t} = \alpha_t + \alpha_i + \beta_1 FUND_{i,t-1} + \beta_2 TOBINQ_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6-1)$$

$CAPEX_{i,t}$: t 期固定資産への純投資額 ÷ t-1 期末総資産 × 100

α_t : 時間効果

α_i : 企業効果

$FUND_{i,t-1}$: t-1 期内部資金 ÷ t-1 期末総資産

$TOBINQ_{i,t-1}$: (t-1 期末時価総額 + t-1 期末負債) ÷ t-1 期末総資産

3-3 検証モデル

本章は仮説1と2を検証するにあたって、保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係を検証する。具体的には、以下の式(6-2)をOLS推定する。被説明変数は設備投資($CAPEX_{i,t}$)であり、説明変数は内部資金($FUND_{i,t-1}$)、保守主義($STCON_{i,t-1}$)、およびそれらの交差項($FUND_{i,t-1} \times STCON_{i,t-1}$)である。いくつかの先行研究では、内部資金としてフロー指標である営業キャッシュ・フローが用いられている(Hoshi et al. 1991; Hachiya and Luo 2005; Biddle et al. 2009)。しかし、内部資金はストックとしての性格を有している。たとえば、単年度の営業キャッシュ・フローが0だとしても、それまでに豊富な内部資金を蓄積してきた企業は当該貯蓄を利用して投資を行うかもしれない。このことを加味すると、内部資金としてストック指標である現金・預金を用いた方が適切だと考えられる。Fazzari et al. (1988)は内部資金として現金・預金を用いた場合、企業の投資水準は内部資金に感応的であることを確認している。また、中嶋・米澤(2010)は日本企業をサンプルとして、設備投資を成長機会、営業キャッシュ・フロー、現金・預金に回帰したところ、成長機会と現金・預金は正に有意な値である一方、営業キャッシュ・フローの係数は有意な値ではないことを報告している⁶。そこで、本章では内部資金として現金・預金を用いる。

$FUND_{i,t-1}$ の係数は投資水準が内部資金にどれだけ感応的かを捉えている。 $FUND_{i,t-1}$ の係数が正に大きいほど、内部資金に対する投資の感応度は高い。これに対して、 $FUND_{i,t-1} \times STCON_{i,t-1}$ の係数は保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係を表している。仮に、 $FUND_{i,t-1} \times STCON_{i,t-1}$ の係数が負に有意な値を示せば、保守主義は内部資金に対する投資の感応度を緩和していること、つまり投資の効率性を高めていることを意味する。これに加えて、本章では $FUND_{i,t-1}$ と $FUND_{i,t-1} \times STCON_{i,t-1}$ の係数の和($\beta_1 + \beta_3$)を計算する。 $\beta_1 + \beta_3$ を検証することによって、保守主義によって内部資金に対する投資の感応度が最終的にどの程度の水準になったのかを読み取ることができる。なお、内部資金に対する投資の感応度と無条件保守主義(条件付保守主義)との関係を分析するにあたっては、 $STCON_{i,t-1}$ に $STUCC_{i,t-1}$ ($STCC_{i,t-1}$)を用いる。また、同時決定の問題をするために、 $CAPEX_{i,t}$ と $FUND_{i,t-1}$ あるいは $STCON_{i,t-1}$ の間には1期間のラグを取っている。

式(6-2)の推定にあたっては、企業の投資行動に影響を及ぼしうる要因をコントロールしている。まず、成長性に関する変数を組み込む。具体的には、成長機会($TOBINQ_{i,t-1}$)と企業規模($SIZE_{i,t-1}$)である(Fazzari et al. 1988; Hoshi et al. 1991)。成長機会が豊富な企業ほど、投資水準が高いと考えられる。よって、 $TOBINQ_{i,t-1}$ の係数の予測符号は正である。他方、規模が大きい企業ほど成熟期にあり、成長機会に乏しいと考えられる。ゆえに、 $SIZE_{i,t-1}$ は投資水準に負の影響を与えるだろう。次に、負債比率($LEV_{i,t-1}$)、不確実性($VOL_{i,t-1}$)、倒産リスク($ZSCORE_{i,t-1}$)といった財務内容に関する変数を式(6-2)を含めている(Biddle et al.

⁶ 営業キャッシュ・フローの係数が有意な値を示さなかった理由として、中嶋・米澤(2010)は減価償却以外の営業キャッシュ・フローの大半が利払いや配当に充当されるようになり、その結果として営業キャッシュ・フローが設備投資の原資として充てにできなくなったと説明している。

2009). 財務内容が悪化するほど負債による資金調達が困難になり, 投資に充てることのできる総資金量は減少する. それゆえに, $LEV_{i,t-1}$ と $VOL_{i,t-1}$ の係数は負, $ZSCORE_{i,t-1}$ の係数は正になると予想される. また, 資本集約的な企業ほど企業は設備投資を行うと考えられる. そこで, 資本集約度 ($PPE_{i,t-1}$) をコントロールする. $PPE_{i,t-1}$ は投資行動に正の影響を与えるため, 係数の予測符号は正である.

$$\begin{aligned} CAPEX_{i,t} = & \alpha_t + \alpha_i + \beta_1 FUND_{i,t-1} + \beta_2 STCON_{i,t-1} + \beta_3 FUND_{i,t-1} \times STCON_{i,t-1} \\ & + \beta_4 SIZE_{i,t-1} + \beta_5 LEV_{i,t-1} + \beta_6 TOBINQ_{i,t-1} + \beta_7 VOL_{i,t-1} \\ & + \beta_8 ZSCORE_{i,t-1} + \beta_9 PPE_{i,t-1} + \beta_{10} BSIZE_{i,t-1} + \beta_{11} IND_{i,t-1} \\ & + \beta_{12} MANAGE_{i,t-1} + \beta_{13} FOREIGN_{i,t-1} + \beta_{14} BANK_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \end{aligned} \quad (6-2)$$

$CAPEX_{i,t}$: t期固定資産への純投資額 ÷ t-1期末総資産 × 100

α_t : 時間効果

α_i : 企業効果

$FUND_{i,t-1}$: t-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産

$STCON_{i,t-1}$: $STUCC_{i,t-1}$ あるいは $STCC_{i,t-1}$

$STUCC_{i,t-1}$: t-1期基準化済無条件保守主義

$STCC_{i,t-1}$: t-1期基準化済条件付保守主義

$SIZE_{i,t-1}$: t-1期末総資産の自然対数

$LEV_{i,t-1}$: t-1期末負債 ÷ t-1期末総資産

$TOBINQ_{i,t-1}$: (t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産

$VOL_{i,t-1}$: t-3期から t-1期までの $OCF_{i,t}$ の標準偏差

$OCF_{i,t}$: t期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産

$ZSCORE_{i,t-1}$: t-1期における Altman (1968) が考案した倒産可能性

$PPE_{i,t-1}$: t-1期末有形固定資産 ÷ t-1期末総資産

$BSIZE_{i,t-1}$: t-1期末取締役人数の自然対数

$IND_{i,t-1}$: t-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数

$MANAGE_{i,t-1}$: t-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数

$FOREIGN_{i,t-1}$: t-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数

$BANK_{i,t-1}$: t-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債

これらの変数に加えて, 取締役会規模 ($BSIZE_{i,t-1}$), 社外取締役比率 ($IND_{i,t-1}$), 経営者持株比率 ($MANAGE_{i,t-1}$), 外国人持株比率 ($FOREIGN_{i,t-1}$), 借入依存度 ($BANK_{i,t-1}$) といったコーポレート・ガバナンスの変数を組み込む (Hoshi et al. 1991; Hachiya and Luo 2005). 株主は債権者を犠牲にして, 自身の富を少しでも増大させる可能性のあるリスクの高い投資を選好することがある (Jensen and Meckling 1976). ゆえに, $IND_{i,t-1}$, $MANAGE_{i,t-1}$,

FOREIGN_{i,t-1}の各係数は正の値を取るだろう。他方、そのような投資案件は平均的に見れば債権者への返済に充てられる資産を減少させうるため、債権者はそのような投資を好まない。そのため、BANK_{i,t-1}の係数の予想符号は負である。なお、取締役会の規模については明確な予測ができないため、ここではBSIZE_{i,t-1}の係数の予想は行わないものとする。

本章では上記のコントロール変数以外に、時間効果 (α_t) と企業効果 (α_i) を式(6-2)に組み込んでいる。なお、仮説の検証にあたっては、サンプル内の誤差項のクロスセクションの相関や時系列の相関を考慮し、企業クラスターと年クラスターによる二段階補正を施した標準誤差にもとづいた t 統計量を用いる (Petersen 2009)。

第4節 検証結果

4-1 サンプル

本章は式(6-2)の推定期間を2005年から2014年までとし、表6-1の規準を満たす企業・年をサンプルとして抽出する⁷。データは日本経済新聞社が提供するNEEDS-FinancialQUESTおよびNEEDS-Cgesから収集している。①から⑥まではサンプル間における式(6-2)の推定の条件を同一にするためのものである。④については日経業種分類の中分類コードを用いている⁸。これらの規準によって得られた最終的なサンプル数は20,384企業・年である。なお、分析にあたっては全ての変数に対して上下1%でウィンソライズを施している。

表6-2は記述統計量をまとめたものである。CAPEX_{i,t}の平均値は3.279であり、日本企業は総資産に対して約3.28%投資を行っていることがわかる。次に、FUND_{i,t-1}に目を向けると、その平均値は0.144である。これは、日本企業は平均して総資産に対して14.40%の現金・預金を保有していることを意味する。なお、STUCC_{i,t-1}とSTCC_{i,t-1}は0から1までの

表6-1 サンプル抽出

規準	サンプル数
①日本市場に上場している	37,816
②日本基準を採用している	35,724
③決算月数が12カ月	35,246
④3月決算である	24,384
⑤金融業に該当しない	23,879
⑥式(6-2)の変数が入手可能	20,384

⁷ 式(6-2)の推定にあたっては、コーポレート・ガバナンスのデータが必要となる。コーポレート・ガバナンスに関するデータの一部は日本経済新聞社が提供するNEEDS-Cgesから収集しているが、NEEDS-Cgesには2004年以降のデータしか収録されていない。このようなデータの制約から、推定期間を2005年以降としている。

⁸ 日経業種分類の中分類コードにおいて、金融業と分類されるのは銀行業(47)、証券業(49)、保険業(51)、その他金融業(52)である。本章では、これらの業種に属する観測値をサンプルから除外している。

表6-2 記述統計量

	Mean	StdDev	Min	25%	Median	75%	Max	N
CAPEX _{it}	3.279	3.645	-5.385	0.879	2.406	4.803	17.706	20,384
FUND _{it-1}	0.144	0.106	0.009	0.068	0.117	0.190	0.530	20,384
STUCC _{it-1}	0.500	0.319	0.000	0.222	0.500	0.778	1.000	20,384
STCC _{it-1}	0.500	0.319	0.000	0.222	0.500	0.778	1.000	20,384
SIZE _{it-1}	10.696	1.498	7.595	9.645	10.536	11.584	14.802	20,384
LEV _{it-1}	0.517	0.204	0.100	0.363	0.527	0.675	0.919	20,384
TOBINQ _{it-1}	1.015	0.363	0.453	0.803	0.944	1.123	2.734	20,384
VOL _{it-1}	0.030	0.027	0.002	0.013	0.022	0.038	0.158	20,384
ZSCORE _{it-1}	1.129	0.561	0.267	0.771	1.001	1.346	3.422	20,384
PPE _{it-1}	0.307	0.178	0.010	0.178	0.290	0.410	0.810	20,384
BSIZE _{it-1}	2.051	0.385	1.099	1.792	2.079	2.303	2.996	20,384
IND _{it-1}	0.083	0.126	0.000	0.000	0.000	0.143	0.545	20,384
MANAGE _{it-1}	0.057	0.095	0.000	0.002	0.011	0.066	0.474	20,384
FOREIGN _{it-1}	0.082	0.100	0.000	0.006	0.040	0.125	0.442	20,384
BANK _{it-1}	0.294	0.221	0.000	0.091	0.283	0.465	0.798	20,384

CAPEX_{it}はt期固定資産への純投資額 ÷ t-1期末総資産 × 100, FUND_{it-1}はt-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産, STUCC_{it-1}はt-1期基準化済無条件保守主義, STCC_{it-1}はt-1期基準化済条件付保守主義, SIZE_{it-1}はt-1期末総資産の自然対数, LEV_{it-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産, TOBINQ_{it-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産, VOL_{it-1}はt-3期からt-1期までのOCF_{it}の標準偏差, OCF_{it}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, ZSCORE_{it-1}はt-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, PPE_{it-1}はt-1期末有形固定資産 ÷ t-1期末総資産, BSIZE_{it-1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{it-1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数, MANAGE_{it-1}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{it-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{it-1}はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。

値を取るように調整がなされているため、それらの平均値は0.500となっている。

表6-3は相関マトリックスである⁹。Pearson (Spearman) の相関係数を見ると、CAPEX_{it}とSTUCC_{it-1}は0.144 (0.169)と正の相関を有している。無条件保守主義は負債調達に伴う資金コストを減少させるために、無条件保守主義の程度が高い企業ほど投資が増加する傾向にあるのかもしれない。これに対して、CAPEX_{it}とSTCC_{it-1}の相関係数は-0.095 (-0.118)と負の値を取っている。これは条件付保守主義がむしろモラル・ハザードの問題を悪化させ、過小投資を招いている可能性を示唆する結果である。CAPEX_{it}とFUND_{it-1}の相関係数に目を向けると、-0.087 (-0.130)と負の相関を有している。単変量分析からは、投資が現金・預金に対して感応的でないことが示唆される。ただし、企業の投資行動に影響を及ぼす要因は様々であるため、そうした要因を考慮する必要がある。次に、これらの要因をコントロー

⁹ Pearson (Spearman) の相関係数を見ると、STUCC_{it-1}とTOBINQ_{it-1}の相関係数は0.597 (0.730)と高い値を示している。また、STCC_{it-1}とTOBINQ_{it-1}の相関係数についても-0.344 (-0.378)と高い相関を有していることがわかる。これは、UCC_{it-1}とCC_{it-1}がともに時価簿価比率を基礎とした変数であるためだと考えられるが、STCON_{it-1}とTOBINQ_{it-1}の相関の高さは本章の検証結果に影響を与えるかもしれない。そこで、TOBINQ_{it-1}をt-3期からt-1期までの売上高成長率の幾何平均 (GROWTH_{it-1}) に換えて再度分析を行ったが、分析結果に大きな変化はなかった。具体的には、FUND_{it-1} × STUCC_{it-1}の係数は-2.742と1%水準で負に有意な値を示しているのに対して (t値 = -2.813), FUND_{it-1} × STCC_{it-1}の係数は1.214と正であるが、有意な値ではなかった (t値 = 1.487)。なお、STUCC_{it-1}とGROWTH_{it-1}のPearson (Spearman) の相関係数は0.087 (0.094), STCC_{it-1}とGROWTH_{it-1}の相関係数は-0.208 (-0.218)であった。

表6-3 相関マトリックス

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭	⑮
①CAPEX _{it}		-0.130	0.169	-0.118	0.224	-0.102	0.184	-0.174	-0.051	0.347	0.175	0.045	-0.109	0.220	0.044
②FUND _{it+1}	-0.087		-0.009	0.155	-0.299	-0.377	-0.064	0.166	0.006	-0.417	-0.221	-0.020	0.322	-0.002	-0.324
③STUCC _{it+1}	0.144	0.035		-0.220	0.224	0.164	0.730	0.003	0.032	0.006	0.131	0.183	-0.217	0.239	0.072
④STCC _{it+1}	-0.095	0.124	-0.220		-0.347	-0.121	-0.378	0.090	0.004	-0.006	-0.220	-0.023	0.188	-0.285	-0.009
⑤SIZE _{it+1}	0.153	-0.310	0.244	-0.342		0.130	0.197	-0.242	-0.109	0.098	0.552	0.073	-0.494	0.680	0.010
⑥LEV _{it+1}	-0.078	-0.404	0.164	-0.120	0.151		0.263	0.055	0.208	0.179	0.096	-0.004	-0.151	-0.208	0.604
⑦TOBINQ _{it+1}	0.178	0.093	0.597	-0.344	0.106	0.095		0.001	0.067	-0.007	0.129	0.098	-0.169	0.233	0.100
⑧VOL _{it+1}	-0.107	0.180	0.038	0.064	-0.253	0.062	0.106		0.186	-0.273	-0.198	0.027	0.068	-0.126	-0.004
⑨ZSCORE _{it+1}	-0.051	-0.017	0.032	0.008	-0.116	0.209	0.040	0.158		-0.274	-0.011	-0.011	0.071	-0.143	-0.086
⑩PPE _{it+1}	0.268	-0.432	0.017	-0.011	0.134	0.204	-0.060	-0.277	-0.299		0.094	-0.047	-0.073	-0.082	0.424
⑪BSIZE _{it+1}	0.129	-0.224	0.131	-0.224	0.562	0.102	0.063	-0.203	-0.021	0.118		0.084	-0.258	0.332	-0.007
⑫IND _{it+1}	0.026	0.046	0.179	-0.021	0.041	-0.019	0.120	0.066	0.008	-0.043	0.011		-0.221	0.109	-0.039
⑬MANAGE _{it+1}	-0.014	0.289	-0.039	0.090	-0.328	-0.097	0.000	0.077	0.052	-0.067	-0.222	-0.097		-0.329	-0.002
⑭FOREIGN _{it+1}	0.156	0.031	0.286	-0.275	0.603	-0.179	0.285	-0.096	-0.122	-0.078	0.285	0.129	-0.157		-0.191
⑮BANK _{it+1}	0.029	-0.327	0.076	-0.004	-0.004	0.592	0.000	0.021	-0.091	0.425	-0.024	-0.043	0.041	-0.168	

CAPEX_{it}はt期固定資産への純投資額 ÷ t-1期末総資産 × 100, FUND_{it+1}はt-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産, STUCC_{it+1}はt-1期基準化条件付保守主義, SIZE_{it+1}はt-1期末総資産の自然対数, LEV_{it+1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産, TOBINQ_{it+1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産, VOL_{it+1}はt-3期からt-1期までのOCF_{it}の標準偏差, OCF_{it}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期総資産, ZSCORE_{it+1}はt-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性 PPE_{it+1}はt-1期末有形固定資産 ÷ t-1期末総資産, BSIZE_{it+1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{it+1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数, MANAGE_{it+1}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{it+1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{it+1}はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でワイソソライズを施している。左下三角行列はPearsonの相関係数, 右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。

ルした上で、保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係を検討する。

4-2 検証結果

本節では式(6-2)の推定を行う前に、先行研究で用いられている手法にもとづいて保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係を検証する (Fazzari et al. 1988; Hoshi et al. 1991; Hachiya and Luo 2005). 先行研究では内部資金に対する投資の感応度に影響を及ぼす要因を検討する際、サブ・サンプルにもとづいた手法を採用している。具体的には、検証対象となる要因にもとづいてサンプルをいくつか分割し、サブ・サンプルごとに式(6-1)を推定する。そして、推定された $FUND_{i,t-1}$ の係数をサブ・サンプル間で比較する。本章でもまずこの手法に倣い、保守主義が内部資金に対する投資の感応度を緩和するかを検証する。

表6-4は上記の分析結果をまとめたものである。パネルAは $UCC_{i,t-1}$ にもとづいてサンプルを5分位に区分し、サブ・サンプルごとに式(6-1)を推定した結果を示している。全ての分位で $FUND_{i,t-1}$ の係数は正に有意な値を取っている。つまり、投資水準は内部資金に感

表6-4 予備分析

パネルA: 無条件保守主義と内部資金に対する投資の感応度

	UCC _{i,t-1}					
	Low	2	3	4	High	High-Low
FUND _{i,t-1}	6.005 [5.942] ***	6.311 [5.544] ***	9.062 [8.357] ***	4.500 [4.800] ***	2.542 [3.023] ***	-3.463 [-2.238] **
TOBINQ _{i,t-1}	0.736 [1.631]	1.339 [3.249] ***	1.201 [4.606] ***	1.228 [6.478] ***	1.878 [7.365] ***	1.142 [2.203] **
Year	included	included	included	included	included	
Firm	included	included	included	included	included	
R ²	0.579	0.667	0.698	0.670	0.703	
Adj-R ²	0.470	0.536	0.565	0.555	0.571	
N	4,077	4,077	4,076	4,077	4,077	

パネルB: 条件付保守主義と内部資金に対する投資の感応度

	CC _{i,t-1}					
	Low	2	3	4	High	High-Low
FUND _{i,t-1}	2.246 [1.879] *	5.495 [4.118] ***	4.726 [4.015] ***	6.782 [5.552] ***	6.939 [5.694] ***	4.693 [2.749] ***
TOBINQ _{i,t-1}	1.553 [7.258] ***	1.421 [5.520] ***	1.419 [4.173] ***	1.000 [2.270] **	2.327 [4.945] ***	0.774 [1.498]
Firm	included	included	included	included	included	
R ²	0.784	0.762	0.749	0.744	0.698	
Adj-R ²	0.648	0.523	0.502	0.487	0.437	
N	4,077	4,077	4,076	4,077	4,077	

CAPEX_{i,t}はt期固定資産への純投資額 ÷ t-1期末総資産 × 100, FUND_{i,t-1}はt-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産, TOBINQ_{i,t-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産, UCC_{i,t-1}はt-1期無条件保守主義, CC_{i,t-1}はt-1期条件付保守主義である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、2つの回帰モデル間の係数の差の統計的検定を行う際に用いるt統計量の算出はBall et al (2000)に倣っている。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

応的であることがわかる。また、単調減少ではないものの、 $UCC_{i,t-1}$ が増加するにつれて $FUND_{i,t-1}$ の係数も概ね小さくなっている。特に、第1五分位と第5五分位の $FUND_{i,t-1}$ の係数の差を検定したところ、5%水準で負に有意な値であった。パネルBは $CC_{i,t-1}$ をもとにサンプルを分割し、式(6-1)を推定した結果を示している。 $CC_{i,t-1}$ でサンプルを区分した場合にも、すべてのサブ・サンプルで $FUND_{i,t-1}$ の係数は正に有意な値を取っている。しかし、 $CC_{i,t-1}$ が増加するにしたがって、 $FUND_{i,t-1}$ の係数は正に大きくなっている。特に、第1五分位と第5号分位の $FUND_{i,t-1}$ の係数の差は1%水準で正に有意な値を取っている。

続いて、式(6-2)を推定し、企業の投資行動に影響を及ぼしうる要因をコントロールした上で、保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係を分析する。表6-5のパネルAは式(6-2)の推定結果をまとめたものである。まず、列Aのように $STCON_{i,t-1}$ と $FUND_{i,t-1} \times STCON_{i,t-1}$ を検証モデルから除いて推定を行った。 $FUND_{i,t-1}$ の係数は10%水準で正に有意な値を示しており、投資行動に影響を及ぼす可能性のある要因を考慮してもなお、投資水準は内部資金に対して感応的であることが窺える。次に、式(6-2)に $STCON_{i,t-1}$ と $FUND_{i,t-1} \times STCON_{i,t-1}$ を含めて推定を行う。列Bは $STCON_{i,t-1}$ に $STUCC_{i,t-1}$ を用いた検証結果である。 $FUND_{i,t-1} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数は-3.031と1%水準で負に有意な値を示している。ここから、無条件保守主義の程度が高い企業ほど内部資金に対する投資の感応度が緩和されていることがわかる。列Cは $STCC_{i,t-1}$ を用いて式(6-2)を推定した結果である。 $FUND_{i,t-1} \times STCC_{i,t-1}$ の係数は1.944と5%水準で正に有意な値である。条件付保守主義は内部資金に対する投資の感応度を高めているといえる。パネルBは $FUND_{i,t-1}$ と $FUND_{i,t-1} \times STCON_{i,t-1}$ の係数の和を示している。 $FUND_{i,t-1}$ と $FUND_{i,t-1} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数の和は0.303と正であるが、統計的に有意な値ではない(列B)。これに対して、 $FUND_{i,t-1}$ と $FUND_{i,t-1} \times STCC_{i,t-1}$ の係数の和は2.561であり、1%水準で正に有意な値を取っている。

コントロール変数に目を向けると、説明変数が $STUCC_{i,t-1}$ と $STCC_{i,t-1}$ のどちらの場合においても統計的に有意であったのは、 $LEV_{i,t-1}$ 、 $TOBINQ_{i,t-1}$ 、 $ZSCORE_{i,t-1}$ 、 $MANAGE_{i,t-1}$ 、 $BANK_{i,t-1}$ である。 $PPE_{i,t-1}$ を除くすべての変数の係数は本章の予想と一致している。 $PPE_{i,t-1}$ が予想と異なり負の値を示していたのは、既存設備を多く有している企業はすでに資本ストックが十分であり、新たに投資を行う必要がないからかもしれない。ゆえに、 $PPE_{i,t-1}$ の係数は負の値を取ったのかもしれない。なお、 $SIZE_{i,t-1}$ 、 $VOL_{i,t-1}$ 、 $IND_{i,t-1}$ 、 $FOREIGN_{i,t-1}$ などの係数は有意な値ではないものの、符号条件は本章の予想と概ね整合的である。

以上の検証結果は、無条件保守主義は内部資金に対する投資の感応度を緩和する一方で、条件保守主義はむしろそれを高めることを示している。また、無条件保守主義が最も高い企業ではもはや投資水準は内部資金に対して感応的ではないのに対して、条件保守主義の程度が大きくなるについて内部資金に対する投資の感応度もまた高まっていることが明らかとなった。これら一連の検証結果は、無条件保守主義は企業の投資行動を効率的にする一方で、条件保守主義はかえって投資の効率性を悪化させることを示唆している。

表6-5 多変量分析

パネルA: 式(6-2)の推定結果

	A		B		C	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
FUND _{i,t-1}	1.691	[1.900]*	3.334	[3.192]***	0.616	[0.530]
STUCC _{i,t-1}			0.784	[2.384]**		
STCC _{i,t-1}					-0.240	[-1.155]
FUND _{i,t-1} × STUCC _{i,t-1}			-3.031	[-2.961]***		
FUND _{i,t-1} × STCC _{i,t-1}					1.944	[2.270]**
SIZE _{i,t-1}	-0.103	[-0.324]	-0.101	[-0.313]	-0.090	[-0.281]
LEV _{i,t-1}	-3.272	[-4.627]***	-3.412	[-4.494]***	-3.261	[-4.631]***
TOBINQ _{i,t-1}	1.287	[6.660]***	1.267	[6.956]***	1.320	[6.763]***
VOL _{i,t-1}	-2.164	[-1.446]	-2.172	[-1.436]	-2.074	[-1.365]
ZSCORE _{i,t-1}	0.507	[2.017]**	0.497	[1.904]*	0.513	[2.034]**
PPE _{i,t-1}	-4.652	[-2.592]***	-4.656	[-2.592]***	-4.642	[-2.595]***
BFSIZE _{i,t-1}	0.030	[0.284]	0.032	[0.302]	0.027	[0.255]
IND _{i,t-1}	0.158	[0.557]	0.166	[0.574]	0.184	[0.646]
MANAGE _{i,t-1}	3.009	[3.205]***	3.015	[3.267]***	3.054	[3.274]***
FOREIGN _{i,t-1}	0.452	[0.618]	0.375	[0.518]	0.458	[0.631]
BANK _{i,t-1}	-3.729	[-4.122]***	-3.712	[-4.081]***	-3.734	[-4.139]***
Year	included		included		included	
Firm	included		included		included	
R ²	0.601		0.601		0.601	
Adj-R ²	0.541		0.541		0.541	
N	20,384		20,384		20,384	

パネルB: 係数の和の分析結果

	A		B		C	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
$\beta_1 + \beta_3$			0.303	[0.294]	2.561	[3.035]***

CAPEX_{i,t}はt期固定資産への純投資額 ÷ t-1期末総資産 × 100, FUND_{i,t-1}はt-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産, STUCC_{i,t-1}はt-1期基準化済無条件保守主義, STCC_{i,t-1}はt-1期基準化済条件付保守主義, SIZE_{i,t-1}はt-1期末総資産の自然対数, LEV_{i,t-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産, TOBINQ_{i,t-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産, VOL_{i,t-1}はt-3期からt-1期までのOCF_{i,t}の標準偏差, OCF_{i,t}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, ZSCORE_{i,t-1}はt-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, PPE_{i,t-1}はt-1期末有形固定資産 ÷ t-1期末総資産, BFSIZE_{i,t-1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{i,t-1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数, MANAGE_{i,t-1}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{i,t-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{i,t-1}はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお, 全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また, t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

第5節 頑健性分析

5-1 投資の代替的な変数

本節では表6-5の検証結果の頑健性を確認するために, いくつかの分析を行う。先の分析では, 投資水準として設備投資を用いた。しかし, 研究開発投資もまた企業の重要な投資活動だと言える。また, 先行研究からは設備投資には担保価値がある一方, 研究開発投資は

担保価値もなくその成果が不確実であることから、研究開発投資のための資金を外部から獲得することは難しく、ゆえに設備投資よりも研究開発投資の方が内部資金に対して感応的であることが報告されている (Brown and Petersen 2011)。ここでは設備投資に研究開発投資を含め投資水準 (INVEST_{it}) を算出し、再度式(6-2)の推定を試みる。保守主義が企業の投資行動を効率的にするのであれば、研究開発投資を投資水準に含めてもなお、内部資金に対する投資の感応度を緩和すると考えられる。なお、INVEST_{it} は t 期固定資産への純投資額に t 期研究開発費を足し t-1 期末総資産で除した値に 100 を掛けた値である。

表 6-6 投資の代替的な変数

パネルA: 式(6-2)の推定結果

	A		B		C	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
FUND _{it-1}	1.513	[1.757] *	3.197	[2.763] ***	0.373	[0.297]
STUCC _{it-1}			0.917	[2.547] **		
STCC _{it-1}					-0.237	[-1.177]
FUND _{it-1} × STUCC _{it-1}			-3.092	[-2.546] **		
FUND _{it-1} × STCC _{it-1}					2.066	[2.263] **
SIZE _{it-1}	-0.401	[-1.119]	-0.401	[-1.100]	-0.384	[-1.052]
LEV _{it-1}	-3.896	[-5.106] ***	-4.076	[-4.982] ***	-3.881	[-5.134] ***
TOBINQ _{it-1}	1.371	[6.226] ***	1.345	[6.472] ***	1.410	[6.288] ***
VOL _{it-1}	-2.535	[-1.678] *	-2.572	[-1.685] *	-2.440	[-1.590]
ZSCORE _{it-1}	0.563	[2.111] **	0.544	[1.980] **	0.570	[2.130] **
PPE _{it-1}	-4.504	[-2.333] **	-4.501	[-2.329] **	-4.491	[-2.333] **
BSIZE _{it-1}	0.073	[0.590]	0.074	[0.601]	0.070	[0.559]
IND _{it-1}	-0.119	[-0.360]	-0.116	[-0.348]	-0.090	[-0.272]
MANAGE _{it-1}	3.044	[2.993] ***	3.034	[3.020] ***	3.091	[3.063] ***
FOREIGN _{it-1}	0.624	[0.708]	0.520	[0.597]	0.631	[0.722]
BANK _{it-1}	-3.924	[-4.018] ***	-3.903	[-3.980] ***	-3.930	[-4.037] ***
Year	included		included		included	
Firm	included		included		included	
R ²	0.709		0.710		0.710	
Adj-R ²	0.666		0.666		0.666	
N	20,384		20,384		20,384	

パネルB: 係数の和の分析結果

	A		B		C	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
β ₁ + β ₃			0.105	[0.092]	2.439	[2.618] ***

INVEST_{it}は(t期固定資産への純投資額 + t期研究開発投資額) ÷ t-1期末総資産 × 100, FUND_{it-1}はt-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産, STUCC_{it-1}はt-1期基準化済無条件保守主義, STCC_{it-1}はt-1期基準化済条件付保守主義, SIZE_{it-1}はt-1期末総資産の自然対数, LEV_{it-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産, TOBINQ_{it-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産, VOL_{it-1}はt-3期からt-1期までのOCF_{it}の標準偏差, OCF_{it}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, ZSCORE_{it-1}はt-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, PPE_{it-1}はt-1期末有形固定資産 ÷ t-1期末総資産, BSIZE_{it-1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{it-1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数, MANAGE_{it-1}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{it-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{it-1}はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

表6-6のパネルAは上記の分析を行った結果を示している。STCON_{i,t-1}とFUND_{i,t-1}×STCON_{i,t-1}を含めずに式(6-2)を推定したところ、FUND_{i,t-1}の係数は10%水準で正に有意な値である(列A)。投資水準に研究開発投資を含めても、投資水準は内部資金に感応的であることが窺える。次にSTCON_{i,t-1}とFUND_{i,t-1}×STCON_{i,t-1}を含めて式(6-2)の推定を行った。FUND_{i,t-1}×STUCC_{i,t-1}の係数は5%水準で負に有意な値であるのに対して(列B)、FUND_{i,t-1}×STCC_{i,t-1}は5%水準で正に有意な値であった(列C)。パネルBはFUND_{i,t-1}とFUND_{i,t-1}×STCON_{i,t-1}の係数の和を示している。FUND_{i,t-1}とFUND_{i,t-1}×STUCC_{i,t-1}の係数の和は正ではあるものの、有意な値ではない(列B)。一方で、FUND_{i,t-1}とFUND_{i,t-1}×STCC_{i,t-1}の係数の和は1%水準で正に有意な値を示している。コントロール変数の係数について見てみると、全ての変数について表6-5と同様の結果が得られている。以上の検証結果は、投資水準に研究開発投資を含めた場合にも先の結果が頑健であることを示している。

5-2 内部資金の代替的な変数

前節では内部資金として現金・預金を用いた。しかし、換金可能性の点から流動資産として計上されている有価証券もまた現金を構成する要素と捉えることができるかもしれない。中嶋・米澤(2010)は現金・預金に有価証券を足し合わせた値を内部資金として用いた場合にも、投資水準と内部資金との間には正の関係があることを報告している。そこで、本章でも現金・預金に有価証券を加えたものを内部資金(subFUND_{i,t-1})とし、再度式(6-2)の推定を行う。なお、subFUND_{i,t-1}はt-1期末現金・預金にt-1期末有価証券を加えた値をt-1期末総資産で除し100を掛けたものである。

表6-7のパネルAはsubFUND_{i,t-1}を用いて再度分析を行った結果である。STCON_{i,t-1}とsubFUND_{i,t-1}×STCON_{i,t-1}を含めずに推定を行ったところ、subFUND_{i,t-1}の係数は5%水準で正に有意な値であった(列A)。これは中嶋・米澤(2010)と整合的な結果である。続いて、STCON_{i,t-1}とsubFUND_{i,t-1}×STCON_{i,t-1}を含めて分析を行った。subFUND_{i,t-1}×STUCC_{i,t-1}について見てみると、その係数は5%水準で負に有意な値である(列B)。その一方で、subFUND_{i,t-1}×STCC_{i,t-1}の係数は10%水準で正に有意な値を取っている(列C)。パネルBはsubFUND_{i,t-1}とsubFUND_{i,t-1}×STCON_{i,t-1}の係数の和をまとめたものである。subFUND_{i,t-1}とsubFUND_{i,t-1}×STUCC_{i,t-1}の係数の和は正ではあるものの、その値は有意ではない(列B)。他方、subFUND_{i,t-1}とsubFUND_{i,t-1}×STCC_{i,t-1}の係数の和は1%水準で正に有意な値である。なお、コントロール変数の係数は前節の結果と概ね変わらない。これら一連の検証結果は、内部資金として現金・預金に短期性の有価証券を加えても表6-5の結果が頑健であることを示している。

5-3 保守主義の代替的な変数

前節の分析では、無条件保守主義の変数にはBeaver and Ryan(2000)の尺度を用いた。また、条件付保守主義の変数としてはBasu(1997)の尺度を採用している。しかし、2009年ま

表6-7 内部資金の代替的な変数

パネルA: 式(6-2)の推定結果

	A		B		C	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
subFUND _{i,t-1}	2.154	[2.555]**	3.708	[3.790]***	1.340	[1.227]
STUCC _{i,t-1}			0.785	[2.190]**		
STCC _{i,t-1}					-0.190	[-0.877]
subFUND _{i,t-1} × STUCC _{i,t-1}			-2.852	[-2.489]**		
subFUND _{i,t-1} × STCC _{i,t-1}					1.482	[1.809]*
SIZE _{i,t-1}	-0.094	[-0.300]	-0.090	[-0.278]	-0.082	[-0.260]
LEV _{i,t-1}	-3.172	[-4.431]***	-3.329	[-4.315]***	-3.167	[-4.447]***
TOBINQ _{i,t-1}	1.282	[6.572]***	1.260	[6.883]***	1.312	[6.678]***
VOL _{i,t-1}	-2.168	[-1.460]	-2.193	[-1.457]	-2.086	[-1.386]
ZSCORE _{i,t-1}	0.539	[2.184]**	0.528	[2.066]**	0.543	[2.197]**
PPE _{i,t-1}	-4.429	[-2.521]**	-4.435	[-2.522]**	-4.416	[-2.522]**
BSIZE _{i,t-1}	0.035	[0.329]	0.035	[0.335]	0.031	[0.293]
IND _{i,t-1}	0.143	[0.503]	0.154	[0.525]	0.163	[0.577]
MANAGE _{i,t-1}	3.019	[3.191]***	3.038	[3.271]***	3.056	[3.250]***
FOREIGN _{i,t-1}	0.471	[0.648]	0.396	[0.553]	0.476	[0.658]
BANK _{i,t-1}	-3.730	[-4.134]***	-3.710	[-4.089]***	-3.735	[-4.154]***
Year	included		included		included	
Firm	included		included		included	
R ²	0.601		0.602		0.601	
Adj-R ²	0.541		0.542		0.541	
N	20,384		20,384		20,384	

パネルB: 係数の和の分析結果

	A		B		C	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
$\beta_1 + \beta_3$			0.856	[0.814]	2.822	[3.482]***

CAPEX_{i,t}はt期固定資産への純投資額 ÷ t-1期末総資産 × 100, subFUND_{i,t-1}は(t-1期末現金・預金 + t-1期末有価証券) ÷ t-1期末総資産, STUCC_{i,t-1}はt-1期基準化済無条件保守主義, STCC_{i,t-1}はt-1期基準化済条件付保守主義, SIZE_{i,t-1}はt-1期末総資産の自然対数, LEV_{i,t-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産, TOBINQ_{i,t-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産, VOL_{i,t-1}はt-3期からt-1期までのOCF_{i,t}の標準偏差, OCF_{i,t}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, ZSCORE_{i,t-1}はt-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, PPE_{i,t-1}はt-1期末有形固定資産 ÷ t-1期末総資産, BSIZE_{i,t-1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{i,t-1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数, MANAGE_{i,t-1}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{i,t-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{i,t-1}はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

でに査読付き学術雑誌に公表された論文を調査した Wang et al. (2009)によれば、調査対象の18.9%が Givoly and Hayn (2000)、12.5%が Ball and Shivakumar (2005)の尺度を用いているという。このように、これまでの研究では様々な保守主義の変数が用いられている。そこで、本章でもまた検証結果の頑健性を確保するために、代替的な保守主義の尺度を用いて再度分析を行う。具体的には、無条件保守主義の変数として Givoly and Hayn (2000)の尺度、条件付保守主義の変数に Ball and Shivakumar (2005)の尺度を用いる。なお、前者を subUCC_{i,t}、後者を subCC_{i,t}とし、式(6-2)の推定にあたってはこれらの変数に対して第3節で述べた調整を行

第6章 保守主義と投資の効率性

っている¹⁰。標準化後の各変数については STsubUCC_{i,t} と STsubCC_{i,t} と呼ぶ。

表6-8のパネルAは STsubUCC_{i,t-1} と STsubCC_{i,t-1} を用いた分析の結果を示している。STCON_{i,t-1} に STsubUCC_{i,t-1} を用いて推定を行ったところ、FUND_{i,t-1} × STsubUCC_{i,t-1} の係数は10%水準で負に有意な値であった(列A)。一方で、FUND_{i,t-1} × STsubCC_{i,t-1} の係数は正であるものの、有意な値ではない(列B)。STsubCC_{i,t-1} を用いた場合、FUND_{i,t-1} × STsubCC_{i,t}

表6-8 保守主義の代替的な変数

パネルA: 式(6-2)の推定結果

	A		B	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
FUND _{i,t-1}	2.218	[2.194]**	0.891	[0.683]
STsubUCC _{i,t-1}	-0.023	[-0.136]		
STsubCC _{i,t-1}			-0.336	[-1.789]*
FUND _{i,t-1} × STsubUCC _{i,t-1}	-1.531	[-1.853]*		
FUND _{i,t-1} × STsubCC _{i,t-1}			1.498	[1.349]
SIZE _{i,t-1}	-0.095	[-0.294]	-0.115	[-0.356]
LEV _{i,t-1}	-3.357	[-4.689]***	-3.216	[-4.425]***
TOBINQ _{i,t-1}	1.290	[6.767]***	1.284	[6.860]***
VOL _{i,t-1}	-2.048	[-1.348]	-2.158	[-1.443]
ZSCORE _{i,t-1}	0.516	[2.082]**	0.504	[1.971]**
PPE _{i,t-1}	-4.692	[-2.525]**	-4.637	[-2.591]***
BSIZE _{i,t-1}	0.029	[0.278]	0.033	[0.300]
IND _{i,t-1}	0.167	[0.595]	0.153	[0.536]
MANAGE _{i,t-1}	3.068	[3.299]***	2.992	[3.294]***
FOREIGN _{i,t-1}	0.455	[0.627]	0.410	[0.593]
BANK _{i,t-1}	-3.692	[-4.148]***	-3.741	[-4.140]***
Year	included		included	
Firm	included		included	
R ²		0.601		0.601
Adj-R ²		0.541		0.541
N		20,345		20,383

パネルB: 係数の和の分析結果

	A		B	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
β ₁ + β ₃	0.687	[0.664]	2.389	[3.098]***

CAPEX_{i,t}はt期固定資産への純投資額 ÷ t-1期末総資産 × 100, FUND_{i,t-1}はt-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産, STsubUCC_{i,t-1}はt-1期基準化済無条件保守主義の代替的な変数, STsubCC_{i,t-1}はt-1期基準化済条件付保守主義の代替的な変数, SIZE_{i,t-1}はt-1期末総資産の自然対数, LEV_{i,t-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産, TOBINQ_{i,t-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産, VOL_{i,t-1}はt-3期からt-1期までのOCF_{i,t}の標準偏差, OCF_{i,t}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, ZSCORE_{i,t-1}はt-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, PPE_{i,t-1}はt-1期末有形固定資産 ÷ t-1期末総資産, BSIZE_{i,t-1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{i,t-1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数, MANAGE_{i,t-1}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{i,t-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{i,t-1}はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

¹⁰ subUCC_{i,t} と subCC_{i,t} の算出方法については第3章の補節を参照してほしい。

-1 の係数の有意性は大きく低下している。FUND $_{i,t-1}$ とFUND $_{i,t-1} \times \text{STsubUCC}_{i,t-1}$ あるいはFUND $_{i,t-1} \times \text{STsubCC}_{i,t-1}$ の係数の和を算出したところ、FUND $_{i,t-1}$ とFUND $_{i,t-1} \times \text{STsubUCC}_{i,t-1}$ の和は正であるがやはり有意な値ではなかった(列A)。これに対して、FUND $_{i,t-1}$ とFUND $_{i,t-1} \times \text{STsubCC}_{i,t-1}$ の和は1%水準で正に有意な値である。表6-8の分析結果は無条件保守主義については代替的な変数を用いた場合にも先の検証結果が頑健であることを示している。ただし、条件付保守主義に関しては必ずしも一貫した結果は得られなかった。そのため、条件付保守主義が内部資金に対する投資の感応度を高めるといった前節の分析結果は代理変数の測定誤差の問題に起因したものなのかもしれない。なお、コントロール変数については表6-5と概ね整合的な結果が得られている。

5-4 代替的な検証モデル

本論文では内部資金に対する投資の感応度に着目し、保守主義と投資の効率性との関係の検討を試みた。ここでは、Biddle et al. (2009)で採用されている検証モデルを用いて、保守主義が過小投資といった非効率的な投資を緩和するかの分析を行う。具体的には、式(6-3)のように産業・年ごとに投資水準(CAPEX $_{i,t}$)に成長機会(TOBINQ $_{i,t-1}$)を回帰し、そこで得られた残差を異常投資水準(ABNINV $_{i,t}$)とする。また、ABNCAPEX $_{i,t}$ の絶対値を投資の効率性(EFF $_{i,t}$)とし、式(6-4)のようにEFF $_{i,t}$ を被説明変数、STCON $_{i,t-1}$ を説明変数とし、保守主義と投資の効率性との関係の検証を行う。なお、無条件保守主義(条件付保守主義)に関する検証を行う場合にはSTCON $_{i,t-1}$ としてSTUCC $_{i,t-1}$ (STCC $_{i,t-1}$)を用いる。また、投資の効率性と保守主義との同時決定の問題を緩和するために、EFF $_{i,t}$ とSTCON $_{i,t-1}$ の間には1期間のラグを取っている。EFF $_{i,t}$ が小さいほど投資の効率性が高いことを意味するため、式(6-4)のSTCON $_{i,t-1}$ の係数が負に有意である場合、保守主義は投資の効率性を高めているといえる。

$$\text{CAPEX}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{TOBINQ}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6-3)$$

CAPEX $_{i,t}$: t期固定資産への純投資額 ÷ t-1期末総資産 × 100

TOBINQ $_{i,t-1}$: (t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産

式(6-4)の分析結果を示す前に、まず式(6-3)を産業・年ごとに推定した結果を報告する。表6-9は式(6-3)の推定結果である。なお、サンプルは①日本市場に上場している、②日本基準を採用している、③決算月数が12カ月である、④3月決算である、⑤金融業に該当しない、⑥式(6-3)の変数が入手可能、という6つの規準を満たす23,889企業・年である。データは日本経済新聞社が提供するNEEDS-FinancialQUESTから収集している。TOBINQ $_{i,t-1}$ の係数は1%水準で正に有意な値である。これは成長機会が豊富な企業ほど投資水準が高いことを示しており、Biddle et al. (2009)の結果と整合的である。

表6-9 投資の効率性の推定

	Coeff.	[t-Stat]
Constant	-0.859	[-0.515]
TOBINQ _{i,t-1}	4.361	[3.121] ***
Average-R ²		0.123
N		23,889

CAPEX_{i,t}はt期固定資産への純投資額 ÷ t-1期末総資産 × 100, TOBINQ_{i,t-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産である。各係数の値は式(6-3)を各産業・年ごとに推定して得られた推定係数の平均値である。なお、t統計量はFama and MacBeth (1973)に倣った標準誤差を用いて算出している。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

次に、式(6-3)を推定することで得られた EFF_{i,t}を用いて、保守主義と投資の効率性の分析を行う。表6-10は式(6-4)の分析結果をまとめたものである。ここでは、保守主義が過小

$$\begin{aligned}
 \text{EFF}_{i,t} = & \alpha_t + \alpha_i + \beta_1 \text{STCON}_{i,t-1} + \beta_2 \text{FUND}_{i,t-1} + \beta_3 \text{SIZE}_{i,t-1} \\
 & + \beta_4 \text{LEV}_{i,t-1} + \beta_5 \text{TOBINQ}_{i,t-1} + \beta_6 \text{VOL}_{i,t-1} \\
 & + \beta_7 \text{ZSCORE}_{i,t-1} + \beta_8 \text{PPE}_{i,t-1} + \beta_9 \text{BSIZE}_{i,t-1} + \beta_{10} \text{IND}_{i,t-1} \\
 & + \beta_{11} \text{MANAGE}_{i,t-1} + \beta_{12} \text{FOREIGN}_{i,t-1} + \beta_{13} \text{BANK}_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t},
 \end{aligned} \tag{6-4}$$

EFF_{i,t}: t期投資の効率性

α_t: 時間効果

α_i: 産業効果

STCON_{i,t-1}: STUCC_{i,t-1}あるいはSTCC_{i,t-1}

STUCC_{i,t-1}: t-1期基準化済無条件保守主義

STCC_{i,t-1}: t-1期基準化済条件付保守主義

FUND_{i,t-1}: t-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産

SIZE_{i,t-1}: t-1期末総資産の自然対数

LEV_{i,t-1}: t-1期末負債 ÷ t-1期末総資産

TOBINQ_{i,t-1}: (t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産

VOL_{i,t-1}: t-3期からt-1期までのOCF_{i,t}の標準偏差

OCF_{i,t}: t期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産

ZSCORE_{i,t-1}: t-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性

PPE_{i,t-1}: t-1期末有形固定資産 ÷ t-1期末総資産

BSIZE_{i,t-1}: t-1期末取締役人数の自然対数

IND_{i,t-1}: t-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数

MANAGE_{i,t-1}: t-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数

FOREIGN_{i,t-1}: t-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数

BANK_{i,t-1}: t-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債

表6-10 代替的な検証モデル

	Full Sample			ABN _{it} < 0			ABN _{it} ≥ 0			Full Sample			ABN _{it} < 0			ABN _{it} ≥ 0		
	Coef.	[t-Stat]		Coef.	[t-Stat]		Coef.	[t-Stat]		Coef.	[t-Stat]		Coef.	[t-Stat]		Coef.	[t-Stat]	
Constant	2.124	[4.458] ***		3.813	[6.502] ***	**	1.702	[1.970]	**	2.163	[3.987] ***		3.814	[7.297] ***		1.434	[1.536]	
STUCC _{it-1}	-0.402	[-2.464] **		-0.458	[-2.975] ***		-0.230	[-0.955]										
STCC _{it-1}										0.094	[0.624]		0.138	[0.571]		0.234	[1.278]	
FUND _{it-1}	0.056	[0.213]		0.501	[1.617]		-0.105	[-0.153]		0.008	[0.030]		0.432	[1.378]		-0.106	[-0.153]	
SIZE _{it-1}	-0.171	[-6.221] ***		-0.195	[-7.047] ***		-0.223	[-3.921] ***		-0.179	[-6.312] ***		-0.199	[-8.117] ***		-0.218	[-3.647] ***	
LEV _{it-1}	0.006	[0.019]		1.122	[5.162] ***		-0.909	[-2.116] **		-0.085	[-0.284]		1.023	[4.841] ***		-0.946	[-2.165] **	
TOBINQ _{it-1}	1.674	[9.591] ***		0.794	[3.415] ***		1.968	[7.075] ***		1.502	[9.264] ***		0.566	[2.317] **		1.925	[7.386] ***	
VOL _{it-1}	6.643	[6.556] ***		4.986	[5.403] ***		11.418	[6.912] ***		6.608	[6.470] ***		4.891	[5.438] ***		11.494	[6.922] ***	
ZSCORE _{it-1}	-0.103	[-1.070]		-0.363	[-4.808] ***		0.072	[0.333]		-0.115	[-1.183]		-0.377	[-4.991] ***		0.065	[0.300]	
PPE _{it-1}	2.818	[7.132] ***		0.674	[2.374] **		4.841	[6.815] ***		2.812	[7.131] ***		0.675	[2.398] **		4.826	[6.790] ***	
BSIZE _{it-1}	-0.197	[-2.351] **		-0.290	[-4.127] ***		-0.277	[-1.789] *		-0.200	[-2.356] **		-0.288	[-4.068] ***		-0.278	[-1.759] *	
IND _{it-1}	-0.014	[-0.056]		-0.094	[-0.437]		0.136	[0.276]		-0.068	[-0.270]		-0.163	[-0.727]		0.116	[0.240]	
MANAGE _{it-1}	0.974	[1.869] *		-0.292	[-1.038]		3.049	[3.212] ***		0.981	[1.888] *		-0.286	[-1.014]		3.069	[3.264] ***	
FOREIGN _{it-1}	0.885	[2.264] **		0.473	[1.081]		0.942	[1.338]		0.805	[2.085] **		0.378	[0.854]		0.913	[1.328]	
BANK _{it-1}	0.004	[0.018]		0.011	[0.083]		-0.043	[-0.088]		0.005	[0.022]		0.014	[0.099]		-0.046	[-0.093]	
Year	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included
Industry	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included
R ²		0.112			0.114			0.162			0.111			0.112			0.162	
Adj-R ²		0.110			0.110			0.157			0.109			0.108			0.157	
N		20,384			11,887			8,497			20,384			11,887			8,497	

EFF_{it}は(期投資の効率性, ABN_{it}は(期異常投資水準 ÷ t-1期末総資産 × 100, STUCC_{it-1}はt-1期末総資産の自然対数, LEV_{it-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産, TOBINQ_{it-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産, SIZE_{it-1}はt-1期までのOCF_{it}の標準偏差, OCF_{it}は(期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, ZSCORE_{it-1}はt-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, PPE_{it-1}はt-1期末有形固定資産 ÷ t-1期末総資産, BSIZE_{it-1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{it-1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数, MANAGE_{it-1}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{it-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{it-1}はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準であることを示している。

投資を緩和したのか、あるいは過剰投資を抑制したのかを明らかにするために、過小投資企業と過剰投資企業とでサンプルを分けた推定結果も示している。ABNCAPEX_{i,t}が負である企業を過小投資企業、それ以外を過剰投資企業とする。本章の予想のように、保守主義が過小投資を緩和することを通じて投資の効率性を高めるのであれば、過小投資企業をサンプルとした場合にSTCON_{i,t-1}の係数は負に有意な値を取ると考えられる。

列AからCはSTCON_{i,t-1}にSTUCC_{i,t-1}を用いた分析結果を示している。過小投資企業と過剰投資企業を分けずに、無条件保守主義と投資の効率性を検証したところ、STUCC_{i,t-1}の係数は5%水準で負に有意な値であった(列A)。また、サンプルを区分して式(6-4)を推定した場合、過小投資企業についてはSTUCC_{i,t-1}の係数は1%水準で負に有意な値を取っているのに対して(列B)、過剰投資企業ではSTUCC_{i,t-1}の係数は負であるものの有意ではない(列C)。このことは無条件保守主義は過小投資を緩和することで投資の効率性を高めることを示唆している。列DからFはSTCC_{i,t-1}を用いた結果である。サンプルを区分せずに式(6-4)を回帰した場合、STCC_{i,t-1}の係数は有意な値ではない(列D)。また、過小投資企業でもSTCC_{i,t-1}の係数は有意ではなく(列E)、過剰投資企業を分析の対象とした場合にもその係数は有意な値を示していない(列F)。これらの検証結果からは条件付保守主義は投資の効率性に何ら影響を与えないことが示唆される。これら一連の発見事項は無条件保守主義に関する分析結果は頑健であることを示している。ただし、条件付保守主義については必ずしも一貫した証拠は得られなかった。

第6節 追加分析

ここまでの分析から、無条件保守主義は過小投資を緩和し、投資の効率性を高めることが確認された。他方、条件付保守主義については少なくとも投資の効率性を高めるような効果がないことが観察されている。ここでは、株主によるモラル・ハザードが横行し、企業の投資行動がより非効率になる可能性が高いような状況下において、保守主義が投資行動効率化効果を有しうるのかについて検証を行う。仮に保守主義が負債契約に伴うモラル・ハザードの問題を軽減することを通じて企業の投資行動を効率的にするのであれば、株主が機会主義的に行動する可能性が高くなるほど保守主義の効果も強まると考えられる。ここでは特に、企業の倒産リスクに着目して上記の分析を行う。

第2章で議論したように、株主によるモラル・ハザードの問題は企業の倒産リスクが高まるにつれて顕在化すると考えられる。企業が倒産してしまうと株主は投資した資金を回収することができなくなってしまう。そのため、倒産する前に配当という形で企業から投資資金の回収を図ろうとする。ゆえに、倒産リスクが高まるほど、株主は会計数値を機会主義的に操作して、多くの配当を得ようとするかもしれない(河内山 2012)。このことは、倒産リスクが高い企業ほど債権者による過剰なリスク・ヘッジが行われ、過小投資に陥る可能性が

高まることを意味する。これに対して、保守主義にモラル・ハザードの問題を軽減し、投資の効率性を改善する効果があるのであれば、倒産リスクが高い企業ほど保守主義の投資行動効率化効果は高まると考えられる。そこで、本節では倒産リスクが高い企業とそうでない企業にサンプルを区分し、保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係がこれら2つのサンプル間で異なるかを検証する。具体的には、 $ZSCORE_{i,t-1}$ が中央値以下の企業群を倒産リスクの高い企業、それ以外を倒産リスクの低い企業とし、これら2つのサンプルにつ

表6-11 倒産リスクによる区分

パネルA: 式(6-2)の推定結果

	ZSCORE _{i,t-1} ≤ Median		ZSCORE _{i,t-1} > Median		ZSCORE _{i,t-1} ≤ Median		ZSCORE _{i,t-1} > Median	
	A		B		C		D	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
FUND _{i,t-1}	4.942	[3.317] ***	2.217	[1.697] *	1.010	[0.582]	1.233	[0.868]
STUCC _{i,t-1}	1.031	[2.872] ***	0.608	[1.378]				
STCC _{i,t-1}					-0.478	[-1.619]	0.102	[0.468]
FUND _{i,t-1} × STUCC _{i,t-1}	-4.641	[-3.013] ***	-1.217	[-0.794]				
FUND _{i,t-1} × STCC _{i,t-1}					2.730	[2.494] **	0.574	[0.459]
SIZE _{i,t-1}	-0.392	[-0.943]	0.288	[0.769]	-0.409	[-0.990]	0.319	[0.841]
LEV _{i,t-1}	-2.792	[-2.566] **	-4.317	[-4.728] ***	-2.583	[-2.426] **	-4.106	[-5.031] ***
TOBINQ _{i,t-1}	1.260	[5.389] ***	1.128	[4.383] ***	1.292	[5.288] ***	1.193	[4.525] ***
VOL _{i,t-1}	-4.247	[-2.831] ***	-0.545	[-0.222]	-4.127	[-2.803] ***	-0.500	[-0.205]
ZSCORE _{i,t-1}	1.593	[3.653] ***	0.380	[1.177]	1.666	[3.847] ***	0.392	[1.220]
PPE _{i,t-1}	-4.029	[-2.750] ***	-7.390	[-2.564] **	-4.074	[-2.863] ***	-7.344	[-2.538] **
BSIZE _{i,t-1}	-0.177	[-0.883]	0.197	[1.074]	-0.174	[-0.868]	0.195	[1.035]
IND _{i,t-1}	0.245	[0.711]	-0.396	[-0.943]	0.234	[0.677]	-0.339	[-0.841]
MANAGE _{i,t-1}	2.771	[2.372] **	2.610	[2.493] **	2.923	[2.489] **	2.614	[2.475] **
FOREIGN _{i,t-1}	-0.015	[-0.020]	0.333	[0.364]	0.080	[0.106]	0.450	[0.502]
BANK _{i,t-1}	-3.627	[-4.301] ***	-3.091	[-2.681] ***	-3.655	[-4.383] ***	-3.111	[-2.731] ***
Year	included		included		included		included	
Firm	included		included		included		included	
R ²	0.586		0.666		0.586		0.666	
Adj-R ²	0.506		0.596		0.505		0.596	
N	10,192		10,192		10,192		10,192	

パネルB: 係数の和の分析結果

	A		B		C		a	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
$\beta_1 + \beta_3$	0.301	[0.178]	0.999	[0.734]	3.740	[3.028] ***	1.807	[1.589]

CAPEX_{i,t}はt期固定資産への純投資額 ÷ t-1期末総資産 × 100, FUND_{i,t-1}はt-1期末現金・預金 ÷ t-1期末総資産, STUCC_{i,t-1}はt-1期基準化済無条件保守主義, STCC_{i,t-1}はt-1期基準化済条件付保守主義, SIZE_{i,t-1}はt-1期末総資産の自然対数, LEV_{i,t-1}はt-1期末負債 ÷ t-1期末総資産, TOBINQ_{i,t-1}は(t-1期末時価総額 + t-1期末負債) ÷ t-1期末総資産, VOL_{i,t-1}はt-3期からt-1期までのOCF_{i,t}の標準偏差, OCF_{i,t}はt期営業キャッシュ・フロー ÷ t期末総資産, ZSCORE_{i,t-1}はt-1期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, PPE_{i,t-1}はt-1期末有形固定資産 ÷ t-1期末総資産, BSIZE_{i,t-1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{i,t-1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数, MANAGE_{i,t-1}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{i,t-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{i,t-1}はt-1期末借入金総額 ÷ t-1期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、t統計量は企業クラスターと年クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

いて式(6-2)を推定する。

表6-11のパネルAは倒産リスクを考慮した分析結果である。列AとBは $STCON_{i,t-1}$ に $STUCC_{i,t-1}$ を用いた推定結果を示している。倒産リスクが高い企業を対象とした場合、 $FUND_{i,t-1} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数は1%水準で負に有意な値である(列A)。他方、倒産リスクの低い企業では $FUND_{i,t-1} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数は負であるものの、有意な値ではない(列B)。 $FUND_{i,t-1} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数の大きさについても、倒産リスクが低い企業より高い企業の方が負に大きい。次に、 $FUND_{i,t-1} \times STCC_{i,t-1}$ の係数に目を向けると、倒産リスクの低い場合には有意な値ではないが(列D)、高い企業の係数は5%水準で正に有意な値を取っている(列C)。

パネルBは $FUND_{i,t-1}$ と $FUND_{i,t-1} \times STCON_{i,t-1}$ の係数の和を示している。 $FUND_{i,t-1}$ と $FUND_{i,t-1} \times STUCC_{i,t-1}$ の係数の和は倒産リスクの高低に関わらず、有意ではない。ただし、倒産リスクが高い企業の方がその和は小さい。一方で、 $FUND_{i,t-1}$ と $FUND_{i,t-1} \times STCC_{i,t-1}$ の係数の和について見ると、倒産リスクが低い企業については有意な値を取っていないが、高い企業では1%水準で正に有意である。以上の分析結果は、株主によるモラル・ハザードが起こる可能性が高くなるほど、無条件保守主義による投資行動効率化効果は高まることを示している。これに対して、条件付保守主義には過小投資を緩和する機能はなく、むしろ投資の効率性を悪化させることが示唆されている。

第7節 本章のまとめ

本章では、第2章で導出した3つ目の課題「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の投資行動を効率的にするか」の検証を行った。負債契約に伴うモラル・ハザードの問題は、債権者の過剰なリスク・ヘッジを招き、企業が負債で資金調達をする際の費用を高める。この結果、企業は有望な投資案件に充てるだけの資金を確保することが困難となり、過小投資に陥ってしまう(Hoshi et al. 1991)。他方、保守主義は株主によるモラル・ハザードの問題を緩和しうる(Watts 2003)。このことは、保守主義には負債コストの削減に寄与し、非効率的な投資を緩和する可能性があることを示唆している。ここでは特に、内部資金に対する投資の感応度という視点から、無条件保守主義あるいは条件付保守主義が投資の効率性を改善するかを検証した。内部資金に対する投資の感応度とは、投資水準が内部資金に対してどれだけ感応的かを表すものであり、投資の効率性の尺度の1つとされている(Biddle et al. 2009)。

2005年から2014年までの20,384企業・年をサンプルとして、保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係を分析したところ、次のことが明らかとなっている。ひとつには、無条件保守主義の程度が高い企業ほど内部資金に対する投資の感応度は低いことが確認された。もうひとつは、条件付保守主義は内部資金に対する投資の感応度を高めることが観察された。前者の結果については、投資水準に研究開発投資を含めた場合にも、内部資金とし

て短期性有価証券を加えた場合にも頑健であった。加えて、保守主義の代替的な変数や代替的な検証モデルを用いても分析結果は変わらなかった。他方、後者の結果に関してはいくつかの頑健性分析において有意な検証結果が得られていない。

上記の分析に加えて、本章では倒産リスクを考慮した分析も行った。具体的には、倒産リスクの高低によって保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係が変化するかを検証した。株主によるモラル・ハザードの問題は企業の倒産リスクが高まるにつれて顕在化する。ゆえに、倒産リスクが高い企業ほど債権者による過剰なリスク・ヘッジが行われ、企業の投資水準は効率的な値から大きく乖離してしまう。他方、保守主義が株主の機会主義的行動を抑制することで投資の効率性を高めるのであれば、モラル・ハザードが生じる可能性が高い状況、つまり倒産リスクが高い状況下において保守主義の投資行動効率化効果はより一層強まると予想される。検証の結果、倒産リスクが高い企業ほど、無条件保守主義は内部資金に対する投資の感応度をより大きく緩和していることが明らかとなった。その一方で、倒産リスクが高い場合には、条件付保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係は正に大きくなることが観察された。

以上の分析結果は、日本企業を対象とした場合、無条件保守主義には投資行動効率化効果があるのに対して、条件付保守主義には少なくともそうした効果がないことを示唆している。日本の負債契約においては主として純資産が採用されている。ゆえに、純資産を早期にかつ大きく過小評価する無条件保守主義こそが株主によるモラル・ハザードの問題を軽減し、企業の投資行動を効率的にすると考えられる。本章の発見事項はこうした見解と整合するものであり、また基準設定機関による保守主義の排除、つまり無条件保守主義の排除は日本の経済社会に一定程度のコストをもたらす可能性があることを示している。

第7章 世界金融危機と保守主義¹

第1節 はじめに

負債契約におけるモラル・ハザードの問題は債権者だけでなく、資金調達や投資行動といった企業活動にも大きな影響を及ぼしうる (Watts and Zimmerman 1986; 須田 2000)。これに対して、保守主義には契約締結後の株主の機会主義的行動を抑制し、これらの問題を改善する可能性がある (Watts 2003)。第5章および第6章では、第2章で導出した2つ目の課題「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の負債調達を円滑にするか」と3つ目の課題「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の投資行動を効率的にするか」の検証を試みた。検証の結果、第5章からは無条件保守主義は負債での資金調達を円滑にする一方で、条件付保守主義と負債調達額との間には有意な関係がないことが確認されている。また第6章では、無条件保守主義は過小投資を緩和するのに対して、条件付保守主義には少なくともそのような効果がないことが明らかとなった。これらの検証結果はいくつかの追加的な分析を行ってもなお頑健であるが、それでもまだ問題を抱えているといえる。それは内生性の問題である。つまり、保守主義の程度によって資金調達や投資行動に差がもたらされたのか、あるいは投資機会の差が保守主義の程度に差をもたらしただのかは定かではない。

本章では、上記の問題に対処するために、2008年9月のリーマン・ショックに端を発した世界金融危機に焦点を当て、先の2つの検証課題の分析を試みる。金融危機は金融市場に外生的なショックをもたらした (Ivashina and Scharfstein 2010)。この結果、多くの企業は外部資金調達が困難となり、設備投資や人的投資の抑制を迫られた (Campello et al. 2010)。他方、先行研究ではこのような外生的なショックに焦点を合わせることによって、先に述べた内生性の問題を緩和できることが示されている (Atanasov and Black 2016)。ここでは、ショックにもとづいた差と差の分析 (shock-based differences-in-differences) という手法を用いて、内生性の問題に対処した上で、無条件保守主義と条件付保守主義が企業の負債調達と投資行動に及ぼす影響について検証を行う。

2007年4月から2010年3月までの日本企業を対象に分析を行ったところ、次のことが明らかとなった。第1に、無条件保守主義の程度が高い企業ほど金融危機後に負債によってより多くの資金調達を行っている。第2に、無条件保守主義の程度が高い企業ほど金融危機による投資の減少幅が小さい。第3に、条件付保守主義と金融危機後の負債調達額の間には有意な関係はない。第4に、条件付保守主義と金融危機による投資水準の低下との間には有意な関係はない。これらの検証結果は保守主義の代替的な変数を用いた場合にも、金融危機期間に関する感応度分析を行っても概ね変わらない。以上の発見事項は、先に述べた内生性の

¹ 本章は石田 (2015b)に修正を加えたものである。

問題を考慮してもなお、無条件保守主義は資金調達を円滑にし投資行動を効率的にするのに対し、条件付保守主義にはそのような効果がないことを示唆している。これは本論文の第5章および第6章の検証結果と整合的である。

本章の構成は次の通りである。第2節では先行研究の整理を行い、仮説を提示する。第3節では本章で用いるリサーチ・デザインについて説明する。第4章ではサンプル抽出の過程を述べ、分析結果を報告する。第5節では頑健性分析を行い、第6節では追加分析について説明する。第7節は本章のまとめである。

第2節 先行研究と仮説構築

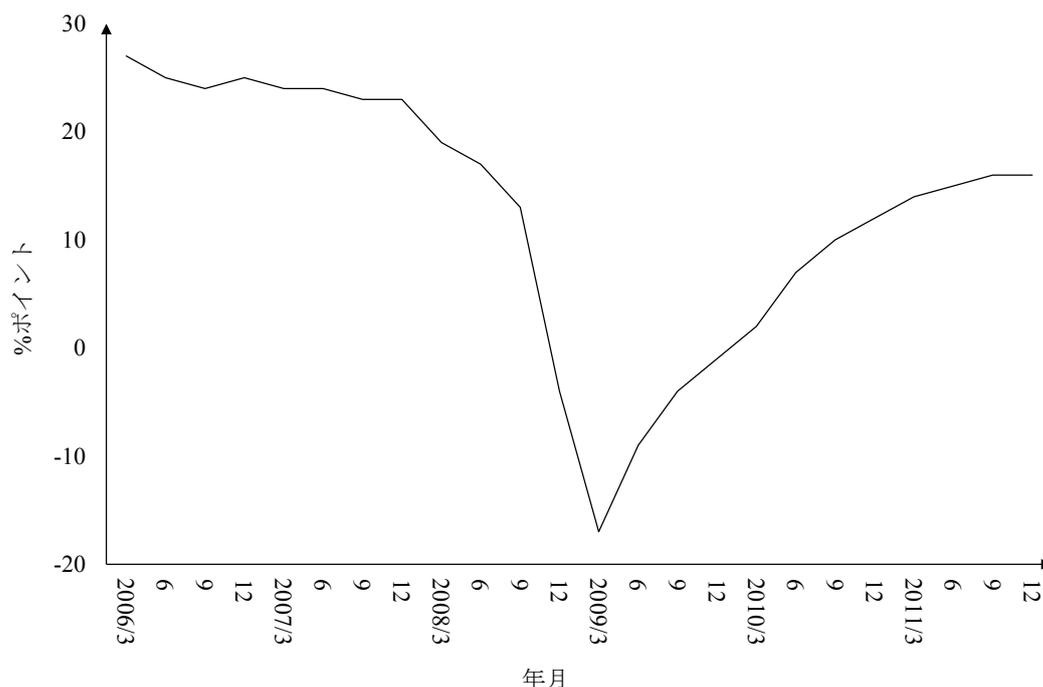
2-1 金融危機による影響

完全な金融市場を想定した場合、企業の投資水準とその資金調達手段は完全に独立である (Modigliani and Miller 1958)。つまり、企業にとって投資を行うための資金をどのような形態で調達するかは無差別であり、どのような資金調達手段を選んだとしても投資水準は最適な値になる。しかし、実際には資金供給者と資金需要者との間には情報の非対称性が存在しているために金融市場は不完全である。このような金融市場の不完全性を前提とした場合、企業の投資行動は資金調達の問題と密接に関連する (Myers 1984; Myers and Majluf 1984)。すなわち、不完全な金融市場の下では企業が外部から資金調達を行うには費用がかかるようになるため、企業は有望な投資案件に充てる資金を確保できなくなり、過小投資に陥る可能性がある (Fazzari et al. 1988)。

2008年9月のリーマン・ショックに端を発した世界金融危機は、金融市場の流動性を低下させ、企業の資金調達環境を悪化させた。米国企業を対象に分析を行った Ivashina and Scharfstein (2010)によれば、2008年第4四半期の大口顧客向けの新規銀行貸出額は前四半期に比べて47%減少したという。また、日本銀行による全国企業短期経済観測調査(短観)でも同様の傾向が報告されている。図7-1は短観の金融機関の貸出態度ディフュージョン・インデックス (Diffusion Index: DI) の推移を示している²。図7-1からわかる通り、2008年9月を境に貸出態度DIは大きく悪化している。2008年9月時点では13%ポイントであったが、その3カ月後には-4%ポイント、2009年3月には-17%ポイントまで大幅に低下している。

金融危機は企業の資金調達環境だけでなく、投資行動にも大きな影響を及ぼしている。これは先に述べた通り、企業の資金調達と投資行動は密接に関連しているためである。Campello et al. (2010)は2008年12月に米国、欧州、アジアの1,050名のCFOに対してサー

² 短観の金融機関の貸出態度DIは、回答企業から見た金融機関の貸出態度を示している。回答の選択肢は①緩い、②さほど厳しくない、③厳しいの3つであり、貸出態度DIは①の回答社数構成比から③の回答社数構成比を差し引くことによって算出される。



(日本銀行の全国企業短期経済観測調査より作成)

図7-1 金融機関の貸出態度 DI の推移

ベイ調査を行った。彼らは金融危機発生後の翌1年間、各国の CFO が設備投資や雇用を変化させようとしていたかを調査したところ、米国の CFO は設備投資を 11.4%、雇用を 4.3% 削減しようとしていたことを報告している。また、欧州やアジアの CFO についても同じような回答が得られている。さらに、Duchi et al. (2010)は米国企業をサンプルとして、金融危機後の企業の投資行動を分析した。彼らによれば、米国の企業は金融危機後、設備投資を 10.9%減少させていることが報告されている。

2-2 保守主義と負債調達

これまでの研究からは、保守主義には負債契約に伴うモラル・ハザードの問題を軽減し、企業の負債調達を円滑にする効果が存在することが報告されている (Zhang 2008; García Lara et al. 2016; 大橋 2015a, b)。株主は時に債権者の許容範囲を超えた配当を得ようとするが、このような行動は債権者の返済に充てられる資産を減少させてしまうため、債権者はこのような行為を望まない (Jensen and Meckling 1986; Dhillon and Johnson 1994)。そこで、債権者は配当を制限するための契約を結び、会計数値にもとづいてその監視を行う (Watts and Zimmerman 1986)。しかし、債権者と株主との間には契約締結後の互いの行動に関して情報の非対称性が存在するため、会計数値にもとづく契約は完全ではない。つまり、株主が機会主義的に会計数値を操作し、より多くの配当を企業から引き出してしまう可能性がある (Daniel 2008; 河内山 2012)。ただし、このようなモラル・ハザードが横行すれば、債権者は資金供給時に利子率や資金供給量を変化させることで株主の機会主義的行動に伴う費用

を企業に転嫁するであろう。この結果、企業による負債調達は困難なものとなる。他方、保守主義は会計数値を過小評価することで、株主による機会主義的なバイアスを相殺し、モラル・ハザードの問題を軽減する (Watts 1993; Ahmed et al. 2002)。ゆえに、保守主義は負債調達を円滑にすると考えられる。

米国企業を対象とした先行研究では、とりわけ条件付保守主義が負債による資金調達を円滑にすることが示されている。Zhang (2008)は借入契約締結時の利子率と保守主義の関係を検証したところ、条件付保守主義の程度が高い企業ほど利子率が低いのに対して、無条件保守主義と利子率との間には有意な関係がないことを報告している。また、García Lara et al. (2016)は十分な資金調達ができず過小投資に陥る可能性が高い企業ほど、条件付保守主義の程度が高まることでより多くの負債調達を行うことができ、過小投資の問題も緩和されることを示している。これに対して、日本企業をサンプルとした研究からは相反する検証結果が示されている。たとえば、大橋 (2015b)は社債のイールド・スプレッドに着目して、保守主義が負債調達に与える影響を分析している。検証の結果、無条件保守主義と社債のイールド・スプレッドとの間には負の関係がある一方で、条件付保守主義との間には有意な関係がないことを報告している。また、大橋 (2015a)は長期借入金利子率を分析対象として、条件付保守主義が負債コストに有意な影響を与えないことを示している。

第2章でも議論したように、日本と米国で検証結果が異なるのは負債契約に採用されている会計数値に違いがあることに加えて、無条件保守主義と条件付保守主義が当該数値に及ぼす影響に差異があるためだと考えられる³。米国の負債契約では主として純利益が用いられている (Demerjian and Owens 2016; 猪熊 2009)。そのため、純利益に大きな下方バイアスをもたらすような会計システムが株主によるモラル・ハザードの問題を緩和しうる。保守主義について見れば、条件付保守主義は一時的であるものの純利益を大きく過小評価するのに対して、無条件保守主義は小さな影響しか与えることができない。ゆえに、米国のような契約内容の下では、条件付保守主義のみが負債調達を円滑にすると予想される。一方で、日本においては純資産が負債契約に用いられているゆえ (猪熊 2009; 中村・河内山 2013)、純資産に大きな下方バイアスをもたらす会計システムが株主の機会主義的行動を抑制するといえる。無条件保守主義は小さいながらも持続的な影響を与えるため、純利益の累積値としての性格を有する純資産には早期にそして大きな下方バイアスをもたらす。これに対して、条件付保守主義による下方バイアスは経済的損失が生じた場合にのみ発現するため、それ以前には株主の機会主義的行動を抑制できない可能性がある。つまり、日本のような負債契約の下では、無条件保守主義にこそ負債調達を効率的にする効果があると考えられる。これらの見解は先に紹介した一連の先行研究および本章の第5章の検証結果と整合的である。

³ 負債契約の契約内容の違いによって、無条件保守主義と条件付保守主義の効果がどのように変化するかに関しては第2章の第4節で議論をしている。詳しくはそちらを参照してほしい。

2-3 金融危機と保守主義

先に見たように、金融危機は企業の資金調達環境を悪化させ、投資行動を非効率的なものにした (Campello et al. 2010; Duchi et al. 2010; Ivashina and Scharfstein 2010)。これに対して、保守主義には負債契約に伴うモラル・ハザードの問題を軽減することで、負債調達を円滑にする効果が存在しうる (Watts 2003)。仮に保守主義が負債による資金調達を効率的にするのであれば、企業の資金調達環境が著しく悪化した金融危機下においても保守主義は負債調達を後押しする可能性がある。また、この結果として金融危機による投資水準の低下が緩和されるかもしれない。米国企業を対象に分析を行った Balakrishnan et al. (2015)は特に、条件付保守主義の程度が高い企業ほど負債によってより多くの資金調達を行っており、また金融危機後の投資額の減少幅も小さいことを報告している。

ただし、前述した通り、無条件保守主義と条件付保守主義の効果は負債契約の形態によって異なると考えられる。とりわけ、日本と米国では契約に用いられている会計数値が異なるため、無条件保守主義と条件付保守主義が金融危機後の負債調達や投資行動に及ぼす効果も日米で異なるかもしれない。日本のような純資産を基礎とした負債契約が結ばれている場合 (猪熊 2009; 中村・河内山 2015)、純資産を早期に過小評価する会計システムがその効率性を高めうる。特に、無条件保守主義は小さいながらも持続的な下方バイアスをもたらすため、純利益の累積値としての性格を有する純資産に対してはより早くかつ大きな影響を与える (Beaver and Ryan 2005)。そのため、日本では、無条件保守主義は負債調達を円滑にし投資行動を効率的にするかもしれない。また、このことは資金調達環境が著しく悪化した金融危機時において無条件保守主義は日本企業の負債調達を後押しし、非効率的な投資を緩和する可能性があることを示している。そこで、本章では無条件保守主義に関して次の2つの仮説を導出する。

仮説1: 無条件保守主義の程度が高い企業ほど金融危機後の負債調達額が多い。

仮説2: 無条件保守主義の程度が高い企業ほど金融危機後の投資の減少額が小さい。

一方で、日本の負債契約の下では、条件付保守主義が負債契約の効率性を改善するかは定かではない。条件付保守主義もまた純資産に下方バイアスをもたらすものの、それは経済的損失が発生した場合のみである (Chen et al. 2014)。そのため、経済的損失が発生する前においては、株主のモラル・ハザードの問題を軽減できない。このことは、日本では、金融危機のような資金調達環境が悪化する局面において条件付保守主義は企業の負債調達や投資行動の非効率性を緩和しない可能性があることを意味する。そこで、本章では条件付保守主義に関して帰無仮説の形で2つの仮説を設定する。

仮説3: 条件付保守主義と金融危機後の負債調達額の間には有意な関係はない。

仮説4: 条件付保守主義と金融危機後の投資の減少額との間には有意な関係はない。

第3節 リサーチ・デザイン

3-1 保守主義の変数

保守主義と負債調達あるいは投資行動との関係を分析するにあたって、保守主義の代理変数が必要となる。本章では、第3章で推定を行った Beaver and Ryan (2000)型の無条件保守主義の変数 ($UCC_{i,t}$) と Basu (1997)型の条件付保守主義の変数 ($CC_{i,t}$) を用いる⁴。ただし、実際の分析においてはこれら2つの変数に調整を施している。具体的には、各変数を0から9までの値を取る十分位に区分し、区分後の変数を9で除すことで0から1までの値を取るように標準化している⁵。この標準化によって、検証結果の解釈が容易になる。なお、調整後の無条件保守主義（条件付保守主義）の変数を $STUCC_{i,t}$ ($STCC_{i,t}$) と呼ぶ。無条件保守主義（条件付保守主義）の程度が大きくなるほど $STUCC_{i,t}$ ($STCC_{i,t}$) の値も大きくなる。

3-2 金融危機期間の特定

仮説1から4を検証するにあたっては、金融危機期間を特定する必要がある。前節でも見たように、金融市場の流動性は2008年9月のリーマン・ブラザーズが破綻したのち大きく低下している。そこで、本章では金融危機の発生時期をリーマン・ショックが生じた2008年9月とし、その前後3半期をそれぞれ金融危機前期間と金融危機後期間とする。つまり、金融危機前期間を2007年4月から2008年9月まで、金融危機後期間を2008年10月から2010年3月までと設定する。また、分析にあたっては $CIRISIS_k$ という変数を用いる。 $CIRISIS_k$

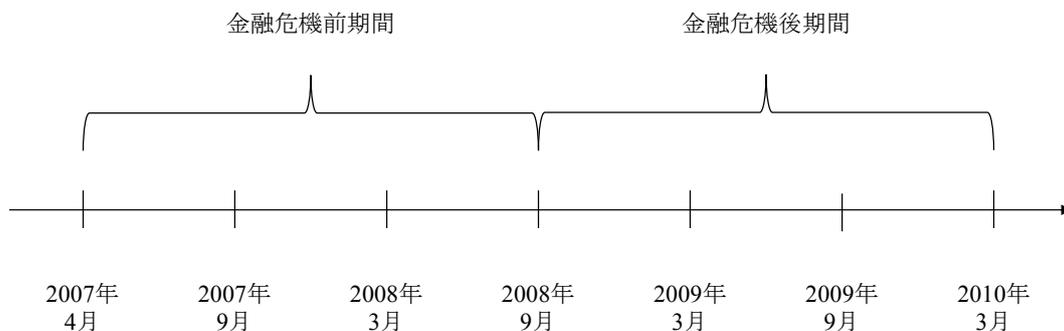


図7-2 金融危機期間の特定

⁴ $UCC_{i,t}$ と $CC_{i,t}$ の算出方法については第3章の第3節と第4節を参照してほしい。

⁵ 無条件保守主義の変数として UCC_i 、条件付保守主義の変数として CC_i を用いた場合にも、主たる検証結果には相違がなかった。具体的には、 $DEBT_{i,k}$ を被説明変数にした場合、 $CIRISIS_k \times UCC_i$ の係数は 3.182 と 1%水準で正に有意な値を示しているのに対して (t 値 = 3.658)、 $CIRISIS_k \times CC_i$ の係数は -0.711 と負でありかつ有意ではなかった (t 値 = -1.197)。また、被説明変数が $CAPEX_{i,k}$ である場合、 $CIRISIS_k \times UCC_i$ の係数は 0.885 と 1%水準で正に有意な値を示しているのに対して (t 値 = 3.138)、 $CIRISIS_k \times CC_i$ の係数は 0.261 と正であるが有意ではなかった (t 値 = 0.548)。最後に、被説明変数として $EMP_{i,k}$ を用いた場合、 $CIRISIS_k \times UCC_i$ の係数は 6.344 と 5%水準で正に有意な値を示しているのに対して (t 値 = 2.399)、 $CIRISIS_k \times CC_i$ の係数は 0.509 と正であるが有意ではなかった (t 値 = 0.258)。

は金融危機後期間なら1, 金融危機前期間ならば0を取るダミー変数である。

3-3 検証モデル

本章では保守主義が金融危機後の負債調達や投資行動にどのような影響を及ぼしたのかを分析するにあたって, 先行研究に倣いショックにもとづいた差と差の分析というアプローチを用いる (Atanasov and Black 2016). 具体的には, 式(7-1)を OLS 推定する. 被説明変数 ($Y_{i,k}$) は負債調達 ($DEBT_{i,k}$), 設備投資 ($CAPEX_{i,k}$), 雇用 ($EMP_{i,k}$) のいずれかの変数である. 仮説1と3の検証を行う場合には被説明変数として $DEBT_{i,k}$, 仮説2と4の検証には $CAPEX_{i,k}$ あるいは $EMP_{i,k}$ を用いる. 説明変数は金融危機 ($CRISIS_k$) および金融危機と保守主義の交差項 ($CRISIS_k \times STCON_i$) である. ここで, $STCON_i$ は2007年3月時点で推定された値であり, 企業*i*について全て同一の値を取る⁶. なお, 無条件保守主義 (条件付保守主義) に関する分析を行う際には, $STCON_i$ に $STUCC_i$ ($STCC_i$) を用いる. 仮に保守主義が金融危機後の負債調達を後押しするのであれば, $CRISIS_k \times STCON_i$ の係数は正に有意な値を示すであろう. また, 金融危機後の投資の減少を緩和する場合にも, $CRISIS_k \times STCON_i$ の係数は正に有意な値を取る.

式(7-1)の推定にあたって, 負債調達や投資行動に影響を及ぼしうる要因をコントロールしている. まず, 内部資金に関する変数を組み込む. 具体的には, 現金・預金 ($CASH_{i,k-1}$) である (Fazzari et al. 1988; 中嶋・米澤 2010). 内部資金が潤沢な企業は追加的な資金調達を行わず, 手元資金を投資に向けると考えられる. そのため, $CASH_{i,k-1}$ は負債調達に対しては負, 投資には正の影響を及ぼすと予想される. 次に, 成長機会に関する変数をコントロールする. 本章では成長機会 ($TOBINQ_{i,k-1}$) と企業規模 ($SIZE_{i,k-1}$) を用いる (Fazzari et al. 1988; Hoshi et al. 1991). 成長機会が豊富な企業ほど資金が必要であり, その分多くの投資が行われる. よって, $TOBINQ_{i,k-1}$ の係数の予測符号は正である. また, 規模が大きい企業ほど成熟期にあり, 成長機会に乏しい. ゆえに, $SIZE_{i,k-1}$ は負債調達や投資行動に負の影響を与えるだろう. その他に, 負債比率 ($LEV_{i,k-1}$), 不確実性 ($VOL_{i,k-1}$), 倒産リスク ($ZSCORE_{i,k-1}$), 資本ストック ($PPE_{i,k-1}$) といった財務内容に関する変数を含めている (Titman and Wessels 1988; Rajan and Zingales 1995; Biddle et al. 2009). 財務内容が悪化するほど負債による資金調達が困難になり, 投資に充てることのできる総資金量は減少する. それゆえに, $LEV_{i,k-1}$ と $VOL_{i,k-1}$ の係数の負, $ZSCORE_{i,k-1}$ と $PPE_{i,k-1}$ の係数は正になると予想される.

以上の変数に加えて, 取締役会規模 ($B_{SIZE}_{i,t-1}$), 社外取締役比率 ($IND_{i,t-1}$), 経営者持株比率 ($MANAGE_{i,t-1}$), 外国人持株比率 ($FOREIGN_{i,t-1}$), 借入依存度 ($BANK_{i,k-1}$) 等のコーポレート・ガバナンスの変数を組み込む⁷ (Hoshi et al. 1991; Hachiya and Luo 2005; Shuto

⁶ 企業の保守主義の水準は将来期間にわたって比較的安定しているといわれている (Zhang 2008). そのため, $STCON_i$ は式(7-1)の推定期間における保守主義の程度を捉えているといえる.

⁷ $B_{SIZE}_{i,t-1}$, $IND_{i,t-1}$, $MANAGE_{i,t-1}$, $FOREIGN_{i,t-1}$ の算出に必要なデータは期末時点の値しか入手できないため, これらの変数の算出には $t-1$ 期末時点の値を用いている.

and Kitagawa 2011). 株主は時に債権者から富の搾取を試みる場合があるが、こうした行為は株主と経営者の利害が一致している場合に実行される可能性が高い。他方、株主によるモラル・ハザードが生じる可能性が高まると、債権者は資金供給量を減少させることでリスクのヘッジを試みるであろう。よって、 $IND_{i,t-1}$ 、 $MANAGE_{i,t-1}$ 、 $FOREIGN_{i,t-1}$ の各係数は負の値、 $BANK_{i,k-1}$ の係数は正であると予想する。なお、取締役会の規模については明確な予測ができないため、 $BSIZE_{i,t-1}$ の係数の予想は行わない。

$$\begin{aligned}
 Y_{i,k} = & \alpha_i + \beta_1 CRISIS_k + \beta_2 CRISIS_k \times STCON_i + \beta_3 CASH_{i,k-1} \\
 & + \beta_4 TOBINQ_{i,k-1} + \beta_5 LEV_{i,k-1} + \beta_6 SIZE_{i,k-1} + \beta_7 VOL_{i,k-1} \\
 & + \beta_8 ZSCORE_{i,k-1} + \beta_9 PPE_{i,k-1} + \beta_{10} BSIZE_{i,t-1} + \beta_{11} IND_{i,t-1} \\
 & + \beta_{12} MANAGE_{i,t-1} + \beta_{13} FOREIGN_{i,t-1} + \beta_{14} BANK_{i,k-1} + \varepsilon_{i,k},
 \end{aligned} \tag{7-1}$$

$Y_{i,k}$: $DEBT_{i,k}$ 、 $CAPEX_{i,k}$ 、あるいは $EMP_{i,k}$

$DEBT_{i,k}$: k 半期長期負債による純収入 $\div k-1$ 半期末総資産 $\times 100$

$CAPEX_{i,k}$: k 半期固定資産への純投資額 $\div k-1$ 半期末総資産 $\times 100$

$EMP_{i,k}$: $(k$ 半期従業員数 $- k-1$ 半期従業員数) $\div k-1$ 半期従業員数 $\times 100$

α_i : 企業効果

$CRISIS_k$: 金融危機後期間であれば 1 それ以外は 0 を取るダミー変数

$STCON_i$: $STUCC_i$ あるいは $STCC_i$

$STUCC_{i,k-1}$: 2007 年 3 月期基準化済無条件保守主義

$STCC_{i,k-1}$: 2007 年 3 月期基準化済条件付保守主義

$CASH_{i,k-1}$: $k-1$ 半期末現金・預金 $\div k-1$ 半期末総資産

$TOBINQ_{i,k-1}$: $(k-1$ 半期末時価総額 $+ k-1$ 半期末負債) $\div k-1$ 半期末総資産

$LEV_{i,k-1}$: $k-1$ 半期末負債 $\div k-1$ 半期末総資産

$SIZE_{i,k-1}$: $k-1$ 半期末総資産の自然対数

$VOL_{i,k-1}$: $k-3$ 半期から $k-1$ 半期までの $OCF_{i,k}$ の標準偏差

$OCF_{i,k}$: k 半期営業キャッシュ・フロー $\div k$ 半期末総資産

$ZSCORE_{i,k-1}$: $k-1$ 半期における Altman (1968) が考案した倒産可能性

$PPE_{i,k-1}$: $k-1$ 半期末有形固定資産 $\div k-1$ 半期末総資産

$BSIZE_{i,t-1}$: $t-1$ 期末取締役人数の自然対数

$IND_{i,t-1}$: $t-1$ 期末社外取締役人数 $\div t-1$ 期末取締役人数

$MANAGE_{i,t-1}$: $t-1$ 期末役員持株数 $\div t-1$ 期末発行済株式総数

$FOREIGN_{i,t-1}$: $t-1$ 期末外国人持株数 $\div t-1$ 期末発行済株式総数

$BANK_{i,k-1}$: $k-1$ 半期末借入金総額 $\div k-1$ 半期末負債

本章では上記のコントロール変数以外に、企業効果 (α_i) を式(7-1)に組み込んでいる。 α_i

を組み込むことで、時間に関して不変な企業固有の要因だけでなく、 $STCON_i$ 単独の効果もコントロールできる。なお、仮説の検証にあたっては、サンプル内の誤差項のクロスセクションの相関や時系列の相関を考慮し、企業クラスターと半期クラスターによる二段階補正を施した標準誤差にもとづいた t 統計量を用いる (Petersen 2009)。

式(7-1)のような差と差の分析において問題となるのは、金融危機の影響を見越して企業が事前に保守主義の程度を変化させる可能性が存在するかである。仮にそうした可能性を排除できない場合、 $CRISIS_k \times STCON_i$ の係数は一致性を満たさない。しかし、本章の冒頭で述べた通り、金融危機は外生的なショックである (Ivashina and Scharfstein 2010)。そのため、企業が金融危機後の投資機会の変化を見越して保守主義の水準を変化させることは困難であり、 $CRISIS_k \times STCON_i$ の係数は一致性を満たすと考えられる。

第4節 検証結果

4-1 サンプル

本章は式(7-1)の推定期間を 2007 年 4 月から 2010 年 3 月までとし、表 7-1 の規準を満たす企業・半期をサンプルとして抽出する。データは日本経済新聞社が提供する NEEDS-FinancialQUEST および NEEDS-Cges から収集している。①から⑥までの規準はサンプル間における式(7-1)の推定の条件を同一にするためのものである。⑤の規準については日経業種分類の中分類コードを用いている⁸。これらの規準によって得られた最終的なサンプル数は 11,172 企業・半期である。なお、分析にあたっては全ての変数に対して上下 1% でウィンスライズを施している。

表 7-2 は記述統計量をまとめたものである。 $DEBT_{i,k}$ の平均値は 0.009 であり、本章のサンプルは平均すると負債によって資金調達をほとんど行っていないことがわかる。次に、 $CAPEX_{i,k}$ と $EMP_{i,k}$ に目を向けると、その平均値はそれぞれ 1.652 と 0.657 である。日本企業は本章の分析期間において、設備投資を総資産に対して約 1.65% 行っており、また雇用を前

表 7-1 サンプル抽出

規準	サンプル数
①日本市場に上場している	23,052
②日本基準を採用している	22,051
③期末(中間)決算の決算月数が12(6)カ月	21,745
④期末(中間)決算が3(9)月	15,037
⑤金融業に該当しない	14,715
⑥式(7-1)の変数が連続して入手可能	11,172

⁸ 日経業種分類の中分類コードにおいて、金融業と分類されるのは銀行業(47)、証券業(49)、保険業(51)、その他金融業(52)である。本章では、これらの業種に属する観測値をサンプルから除外している。

期に比べて約0.68%増加させているといえる。なお、 $STUCC_i$ と $STCC_i$ は0から1までの値を取るように調整がなされているため、それらの平均値は0.500となっている。

表7-3は相関マトリックスを示している⁹。 $STUCC_i$ に関する相関係数を見ると、 $DEBT_{i,k}$ とのPearsonの相関係数は0.023と正の値を示しているが、Spearmanの相関係数は-0.003で

表7-2 記述統計量

	Mean	StdDev	Min	25%	Median	75%	Max	N
$DEBT_{i,k}$	0.009	2.492	-7.483	-0.891	-0.015	0.078	10.432	11,172
$CAPEX_{i,k}$	1.652	1.915	-3.108	0.427	1.191	2.413	9.483	11,172
$EMP_{i,t}$	0.657	6.247	-20.707	-1.953	0.168	2.846	29.474	11,172
$CRISIS_k$	0.500	0.500	0.000	0.000	0.500	1.000	1.000	11,172
$STUCC_i$	0.500	0.319	0.000	0.222	0.500	0.778	1.000	1,862
$STCC_i$	0.500	0.319	0.000	0.222	0.500	0.778	1.000	1,862
$CASH_{i,k-1}$	0.126	0.090	0.008	0.061	0.105	0.165	0.456	11,172
$TOBINQ_{i,k-1}$	0.979	0.324	0.447	0.783	0.921	1.084	2.348	11,172
$LEV_{i,k-1}$	0.515	0.202	0.101	0.362	0.526	0.669	0.909	11,172
$SIZE_{i,k-1}$	10.781	1.457	7.952	9.744	10.606	11.626	14.826	11,172
$VOL_{i,k-1}$	0.030	0.029	0.002	0.012	0.022	0.038	0.165	11,172
$ZSCORE_{i,k-1}$	0.582	0.287	0.142	0.395	0.518	0.697	1.761	11,172
$PPE_{i,k-1}$	0.316	0.174	0.014	0.189	0.300	0.417	0.799	11,172
$BSIZE_{i,t-1}$	2.101	0.376	1.386	1.792	2.079	2.303	2.996	5,586
$IND_{i,t-1}$	0.070	0.115	0.000	0.000	0.000	0.125	0.500	5,586
$MANAGE_{i,t-1}$	0.054	0.088	0.000	0.002	0.010	0.065	0.420	5,586
$FOREIGN_{i,t-1}$	0.095	0.105	0.000	0.011	0.056	0.148	0.458	5,586
$BANK_{i,k-1}$	0.294	0.220	0.000	0.094	0.281	0.464	0.798	11,172

$DEBT_{i,k}$ はk半期長期負債による純収入 ÷ k-1半期末総資産 × 100、 $CAPEX_{i,k}$ はk半期固定資産への純投資額 ÷ k-1半期末総資産 × 100、 $EMP_{i,k}$ は(k半期従業員数 - k-1半期従業員数) ÷ k-1半期従業員数 × 100、 $CRISIS_k$ は金融危機後期間であれば1それ以外は0を取るダミー変数、 $STUCC_{i,k-1}$ は2007年3月期基準化済無条件保守主義、 $STCC_{i,k-1}$ は2007年3月期基準化済条件付保守主義、 $CASH_{i,k-1}$ はk-1半期末現金・預金 ÷ k-1半期末総資産、 $TOBINQ_{i,k-1}$ は(k-1半期末時価総額 + k-1半期末負債) ÷ k-1半期末総資産、 $LEV_{i,k-1}$ はk-1半期末負債 ÷ k-1半期末総資産、 $SIZE_{i,k-1}$ はk-1半期末総資産の自然対数、 $VOL_{i,k-1}$ はk-3半期からk-1半期までの $OCF_{i,k}$ の標準偏差、 $OCF_{i,k}$ はk半期営業キャッシュ・フロー ÷ k半期末総資産、 $ZSCORE_{i,k-1}$ はk-1半期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性、 $PPE_{i,k-1}$ はk-1半期末有形固定資産 ÷ k-1半期末総資産、 $BSIZE_{i,t-1}$ はt-1期末取締役人数の自然対数、 $IND_{i,t-1}$ はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数、 $MANAGE_{i,t-1}$ はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数、 $FOREIGN_{i,t-1}$ はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数、 $BANK_{i,k-1}$ はk-1半期末借入金総額 ÷ k-1半期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。

⁹ Pearson (Spearman)の相関係数を見ると、 $STUCC_i$ と $TOBINQ_{i,k-1}$ の相関係数は0.639 (0.724)と高い値を示している。また、 $STCC_i$ と $TOBINQ_{i,k-1}$ の相関係数についても-0.303 (-0.277)と高い相関を有していることがわかる。これは、 UCC_i と CC_i がともに時価簿価比率を基礎とした変数であるためだと考えられるが、 $STCON_i$ と $TOBINQ_{i,t-1}$ の相関の高さは本章の検証結果に影響を与える可能性がある。そこで、 $TOBINQ_{i,k-1}$ をk-3半期からk-1半期までの売上高成長率の幾何平均 ($GROWTH_{i,k-1}$)に換えて分析を行った。 $DEBT_{i,k}$ を被説明変数とした場合、 $CRISIS_k \times STUCC_i$ の係数は0.650と1%水準で正に有意な値を示しているのに対して (t値 = 3.670)、 $CRISIS_k \times STCC_i$ の係数は-0.466と負であり、5%水準で有意な値であった (t値 = -2.562)。また、被説明変数を $CAPEX_{i,k}$ にした場合、 $CRISIS_k \times STUCC_i$ の係数は0.245と5%水準で正に有意な値を示しているのに対して (t値 = 2.404)、 $CRISIS_k \times STCC_i$ の係数は0.123と正であるが、有意ではない (t値 = 0.826)。さらに、 $EMP_{i,k}$ の時には、 $CRISIS_k \times STUCC_i$ の係数は2.356と1%水準で正に有意な値を示しているのに対して (t値 = 2.855)、 $CRISIS_k \times STCC_i$ の係数は0.117と正であるが、有意ではない (t値 = 0.135)。なお、 $STUCC_i$ と $GROWTH_{i,k-1}$ のPearson (Spearman)の相関係数は0.022 (-0.010)、 $STCC_{i,t-1}$ と $GROWTH_{i,t-1}$ の相関係数は-0.029 (-0.053)であった。

表7-3 相関マトリックス

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭	⑮	⑯	⑰	⑱
①DEBT _{ik}		0.157	0.042	0.052	-0.003	-0.151	-0.034	-0.032	-0.125	0.088	-0.040	-0.031	-0.044	0.061	0.010	-0.043	0.109	-0.148
②CAPEX _{ik}	0.245		0.177	-0.098	0.183	-0.337	-0.195	0.188	-0.069	0.274	-0.185	-0.072	0.381	0.194	0.031	-0.151	0.218	0.065
③EMP _{it}	0.066	0.138		-0.303	0.075	-0.126	0.000	0.159	-0.062	0.087	-0.037	0.094	-0.030	0.074	0.004	0.018	0.089	-0.076
④CRISIS _k	0.057	-0.094	-0.228		0.000	0.000	0.063	-0.277	-0.012	-0.024	0.077	-0.092	0.058	-0.024	0.037	-0.023	-0.011	0.074
⑤STUCC _i	0.023	0.154	0.048	0.000		-0.381	0.006	0.724	0.171	0.251	0.009	0.033	0.029	0.117	0.158	-0.213	0.266	0.106
⑥STCC _i	-0.112	-0.250	-0.088	0.000	-0.381		0.049	-0.297	0.372	-0.757	0.192	0.191	-0.016	-0.396	-0.097	0.361	-0.748	0.242
⑦CASH _{ik-1}	-0.051	-0.152	0.011	0.063	0.032	0.021		-0.093	-0.371	-0.292	0.101	0.011	-0.377	-0.189	-0.055	0.315	0.003	-0.324
⑧TOBINQ _{ik-1}	-0.009	0.174	0.115	-0.260	0.639	-0.303	0.023		0.283	0.279	-0.008	0.102	0.005	0.167	0.112	-0.186	0.186	0.105
⑨LEV _{ik-1}	-0.042	-0.050	-0.061	-0.013	0.171	0.374	-0.405	0.127		0.118	0.104	0.188	0.144	0.102	0.024	-0.155	-0.226	0.591
⑩SIZE _{ik-1}	0.089	0.204	0.058	-0.024	0.270	-0.754	-0.284	0.234	0.137		-0.187	-0.090	0.060	0.540	0.079	-0.487	0.675	0.004
⑪VOL _{ik-1}	-0.037	-0.126	-0.033	0.060	0.038	0.180	0.092	0.031	0.108	-0.181		0.216	-0.249	-0.117	0.009	0.059	-0.117	0.008
⑫ZSCORE _{ik-1}	-0.028	-0.066	0.054	-0.065	0.024	0.183	-0.016	0.069	0.197	-0.095	0.175		-0.291	0.008	-0.023	0.078	-0.139	-0.115
⑬PPE _{ik-1}	0.024	0.312	-0.024	0.057	0.028	-0.010	-0.389	-0.018	0.166	0.092	-0.242	-0.309		0.084	-0.019	-0.055	-0.108	0.425
⑭BSIZE _{it-1}	0.056	0.153	0.047	-0.024	0.121	-0.402	-0.184	0.122	0.104	0.543	-0.112	0.008	0.105		0.117	-0.245	0.314	-0.002
⑮IND _{it-1}	-0.004	0.002	-0.001	0.035	0.159	-0.078	-0.004	0.121	0.012	0.058	0.025	-0.008	-0.005	0.051		-0.220	0.081	-0.024
⑯MANAGE _{it-1}	-0.028	-0.055	0.028	-0.025	-0.044	0.198	0.253	-0.040	-0.098	-0.308	0.045	0.047	-0.038	-0.211	-0.116		-0.309	0.002
⑰FOREIGN _{it-1}	0.083	0.151	0.041	0.000	0.312	-0.676	0.042	0.276	-0.182	0.623	-0.095	-0.125	-0.102	0.277	0.101	-0.161		-0.189
⑱BANK _{ik-1}	-0.027	0.046	-0.062	0.080	0.108	0.252	-0.332	0.008	0.577	-0.011	0.038	-0.118	0.426	-0.020	-0.027	0.054	-0.151	

DEBT_{ik}はk半期長期負債による純収入 ÷ k-1半期末総資産 × 100, CAPEX_{ik}はk半期固定資産への純投資額 ÷ k-1半期末総資産 × 100, EMP_{it}はk半期従業員数 ÷ k-1半期従業員数 × 100, CRISIS_kは金融危機後期間であれば1それ以外は0を取るダミー変数, STUCC_{ik-1}は2007年3月期基準化済条件保守主義, STCC_{ik-1}は2007年3月期基準化済条件保守主義, CASH_{ik-1}はk-1半期末現金・預金 ÷ k-1半期末総資産, TOBINQ_{ik-1}は(k-1半期末時価総額 + k-1半期末負債) ÷ k-1半期末総資産, LEV_{ik-1}はk-1半期末負債 ÷ k-1半期末総資産, SIZE_{ik-1}はk-1半期末総資産の自然対数, VOL_{ik-1}はk-3半期からk-1半期までのOCF_{ik}の標準偏差, OCF_{ik}はk半期営業キャッシュ・フロー ÷ k半期末総資産, ZSCORE_{ik-1}はk-1半期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, PPE_{ik-1}はk-1半期末有形固定資産 ÷ k-1半期末総資産, BSIZE_{it-1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{it-1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{it-1}はt-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{it-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{ik-1}はk-1半期末借入金総額 ÷ k-1半期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。左下三角行列はPearsonの相関係数、右上三角行列はSpearmanの相関係数を示している。

ある。これは無条件保守主義と負債による資金調達との間には明確な関係がないことを示している。他方、 $CAPEX_{i,k}$ と $STUCC_i$ のPearson (Spearman) の相関係数は0.154 (0.183)と正である。また、 $EMP_{i,k}$ とのPearson (Spearman) の相関係数も0.048 (0.075)と正の値を取っている。これらは、無条件保守主義は負債調達を円滑にすることを通じて、投資を促している可能性を示唆している。次に $STCC_i$ の相関係数に目を向けると、 $DEBT_{i,k}$ 、 $CAPEX_{i,k}$ 、 $EMP_{i,k}$ の全てにおいて負の値を取っている。具体的には、 $DEBT_{i,k}$ と $STCC_i$ のPearson (Spearman) の相関係数は-0.112 (-0.151)、 $CAPEX_{i,k}$ は-0.250 (-0.337)、 $EMP_{i,k}$ は-0.088 (-0.126)である。条件付保守主義は負債調達を非効率的にし、投資を減少させてしまう可能性があるのかもしれない。ただし、上記の分析は金融危機の影響を考慮しておらず、その意味ではこれらの結果から保守主義と負債調達あるいは投資行動の関係を結論付けることはできない。そこで、次にこれらの要因をコントロールした上で、仮説の検証を行う。

4-2 検証結果

式(7-1)の推定を行う前に、本節では二変量分析を行う。具体的には、 UCC_i あるいは CC_i の中央値でサンプルを2つに分け、金融危機前後で $DEBT_{i,k}$ 、 $CAPEX_{i,k}$ 、 $EMP_{i,k}$ の平均値がどのように変化したのか、2つのサブ・サンプル間で平均値の変化に差異があるかを検証する。無条件保守主義(条件付保守主義)が金融危機後の負債調達を後押しするのであれば、 UCC_i (CC_i)の値が大きい企業ほど $DEBT_{i,k}$ の平均値の変化は正の方向に大きいと考えられる。また、無条件保守主義(条件付保守主義)によって金融危機後の投資の減少が緩和されるのであれば、 UCC_i (CC_i)の値が大きい企業ほど金融危機前後の $CAPEX_{i,k}$ あるいは $EMP_{i,k}$ の平均値の減少幅は小さくなると予想される。

表7-4は上述の分析結果を示している。パネルAは UCC_i に関する分析結果である。 $DEBT_{i,k}$ の検証結果を見ると、 UCC_i の高低に関わらず、金融危機前後で $DEBT_{i,k}$ の平均値は増加している(列A)。ただし、 UCC_i の高い企業の $DEBT_{i,k}$ の変化値は0.255である一方で、低い企業は0.032であり、 UCC_i の高低によって $DEBT_{i,k}$ の変化に大きな差が生じている。この差0.223は5%水準で有意な値である。 $CAPEX_{i,k}$ の分析結果に目を向けると、 UCC_i が高い企業でも低い企業でも金融危機後に $CAPEX_{i,k}$ の平均値は減少している(列B)。具体的には、 UCC_i が高い(低い)企業の変化値は-0.111(-0.407)である。ただし、その減少幅は UCC_i が低い企業に比べて高い企業の方が小さく、その差0.296は1%水準で統計的に有意である。続いて、 $EMP_{i,k}$ の検証結果である(列C)。 UCC_i の高低に関わらず $EMP_{i,k}$ の平均値の変化値は負の値を示している。 UCC_i が高い企業では $EMP_{i,k}$ の平均値の変化値は-2.576であるのに対して、低い企業では-3.116である。なお、変化値の差0.541は5%水準で正に有意な値を取っている。

パネルBは CC_i でサンプルを分割した場合の結果を報告している。 $DEBT_{i,k}$ に関する検証結果に目を向けると、 CC_i の高低に関わらず、金融危機前後で $DEBT_{i,k}$ の平均値は増加している(例A)。 CC_i の高い企業ではその変化値は0.236、低い企業では0.333である。ただし、

表7-4 二変量分析

パネルA: 無条件保守主義, 資金調達, 投資行動の関係

	DEBT _{i,k}			CAPEX _{i,k}			EMP _{i,k}		
	A			B			C		
	Before	After	After - Before	Before	After	After - Before	Before	After	After - Before
High UCC _i	-0.003	0.252	0.255	1.874	1.763	-0.111	2.134	-0.442	-2.576
Low UCC _i	-0.123	-0.091	0.032	1.688	1.282	-0.407	2.027	-1.089	-3.116
High - Low	0.120	0.343	0.223 **	0.186	0.481	0.296 ***	0.107	0.647	0.541 **

パネルB: 条件付保守主義, 資金調達, 投資行動の関係

	DEBT _{i,k}			CAPEX _{i,k}			EMP _{i,k}		
	A			B			C		
	Before	After	After - Before	Before	After	After - Before	Before	After	After - Before
High CC _i	-0.342	-0.106	0.236	1.296	0.928	-0.369	1.548	-1.175	-2.723
Low CC _i	0.076	0.409	0.333	2.365	2.017	-0.349	2.613	-0.356	-2.969
High - Low	-0.418	-0.514	-0.096	-1.069	-1.089	-0.020	-1.065	-0.818	0.247

DEBT_{i,k}はk半期長期負債による純収入 ÷ k-1半期末総資産 × 100, CAPEX_{i,k}はk半期固定資産への純投資額 ÷ k-1半期末総資産 × 100. EMP_{i,k}は(k半期従業員数 - k-1半期従業員数) ÷ k-1半期従業員数 × 100, UCC_iは2007年3月期無条件保守主義, CC_{it-1}は2007年3月期条件付保守主義である. なお, 全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している. ***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している.

それ変化値の差-0.096 は統計的に有意な値ではない. CAPEX_{i,k}を分析対象とした場合, やはり CC_iが高い企業でも低い企業でも, 金融危機前後でその平均値は減少している(列B). CC_iが高い企業においてはその変化値は-0.369, 低い企業では-0.349である. なお, これらの変化値の差を検定したところ, その差-0.020は有意ではなかった. EMP_{i,k}の分析結果を見ると, CC_iの高低を問わず EMP_{i,k}の変化値は負の値を示しているが, CC_iの高い企業の方が減少幅は小さい(列C). 具体的には, CC_iが高い場合にはその変化値は-2.723, 低い場合には-0.296である. ただし, それらの差は0.247は統計的に有意ではない.

次に, 式(7-1)を推定し, 負債調達や投資行動に影響を及ぼす可能性のある要因をコントロールした上で, 仮説の検証を試みる. 表7-5は式(7-1)の推定結果を示している. 列AからCはSTCON_iとしてSTUCC_iを用いた場合の結果である. まず, DEBT_{i,k}を被説明変数にしたところ, CRISIS_kの係数は-0.041と負の値を取っていることがわかる(列A). ただし, その値は統計的に有意なものではない. これに対して, CRISIS_k × STUCC_iは0.721と正の値を示しており, 1%水準で有意である. 無条件保守主義の程度が最も高い企業は最も低い企業に比べて, 金融危機後に約0.72pp負債での資金調達を多く行っていることがわかる. 次に, 被説明変数にCAPEX_{i,k}を用いて式(7-1)の推定を行ったところ, CRISIS_k × STUCC_iの係数は0.228と1%水準で正に有意な値であった(列B). CRISIS_kの係数が-0.203であることを加味すると, CRISIS_k × STUCC_iの係数は経済的にも大きいといえる. すなわち, 無条件保守主義によって金融危機後の設備投資の減少は完全に緩和されている. 被説明変数としてEMP_{i,k}を用いた場合にも, CAPEX_{i,k}と同じような検証結果が得られている(列C). CRISIS_kの係数は-3.243と1%水準で負の値を示している一方で, CRISIS_k × STUCC_iの係数は2.462

表7-5 多変量分析

	DEBT _{i,k}		CAPEX _{i,k}		EMP _{i,k}		DEBT _{i,k}		CAPEX _{i,k}		EMP _{i,k}	
	Coef.	[t-Stat]	Coef.	[t-Stat]	Coef.	[t-Stat]	Coef.	[t-Stat]	Coef.	[t-Stat]	Coef.	[t-Stat]
CRISIS _k	-0.041	[-0.180]	-0.203	[-1.989]**	-3.243	[-2.777]***	0.508	[1.513]	-0.124	[-0.815]	-3.076	[-2.190]**
CRISIS _k × STUCC _i	0.721	[3.966]***	0.228	[3.248]***	2.462	[2.919]***						
CRISIS _k × STCC _i							-0.319	[-1.511]	0.071	[0.406]	0.168	[0.213]
CASH _{i,k-1}	-5.728	[-3.213]***	1.533	[2.559]**	8.472	[2.059]**	-6.101	[-3.561]***	1.420	[2.409]**	7.741	[1.936]*
TOBINO _{i,k-1}	-0.686	[-2.468]**	0.235	[1.879]*	0.527	[0.285]	-0.520	[-1.810]*	0.236	[1.521]	0.621	[0.316]
LEV _{i,k-1}	-4.767	[-3.500]***	-1.833	[-2.478]**	-13.089	[-2.564]**	-5.067	[-3.887]***	-1.892	[-2.482]**	-13.525	[-2.666]***
SIZE _{i,k-1}	-0.873	[-1.489]	0.313	[0.733]	-3.168	[-1.251]	-0.847	[-1.532]	0.339	[0.785]	-3.030	[-1.226]
VOL _{i,k-1}	-0.005	[-0.003]	0.622	[0.479]	-0.766	[-0.195]	-0.292	[-0.180]	0.568	[0.425]	-1.175	[-0.304]
ZSCORE _{i,k-1}	1.943	[3.319]***	0.445	[1.889]*	2.500	[1.027]	2.034	[3.556]***	0.466	[1.981]**	2.648	[1.103]
PPE _{i,k-1}	0.128	[0.095]	-3.371	[-1.425]	-5.426	[-1.468]	0.198	[0.148]	-3.335	[-1.416]	-5.218	[-1.373]
BSIZE _{i,t-1}	-0.078	[-0.612]	0.110	[0.713]	-1.255	[-2.123]**	-0.054	[-0.424]	0.119	[0.781]	-1.197	[-2.036]**
IND _{i,t-1}	0.395	[0.437]	-0.514	[-0.897]	4.376	[1.695]*	0.377	[0.420]	-0.487	[-0.848]	4.496	[1.729]*
MANAGE _{i,t-1}	0.896	[0.415]	-0.882	[-0.948]	1.775	[0.215]	0.492	[0.232]	-0.930	[-0.971]	1.333	[0.164]
FOREIGN _{i,t-1}	0.507	[0.353]	1.819	[1.990]**	-3.886	[-1.219]	0.598	[0.413]	1.880	[2.105]**	-3.545	[-1.139]
BANK _{i,k-1}	-2.900	[-2.053]**	-4.332	[-10.670]***	0.722	[0.360]	-2.767	[-1.957]*	-4.274	[-10.831]***	1.069	[0.505]
Firm	included		included		included		included		included		included	
R ²		0.227		0.583		0.271		0.225		0.582		0.269
Adj-R ²		0.071		0.498		0.124		0.069		0.498		0.122
N		11,172		11,172		11,172		11,172		11,172		11,172

DEBT_{i,k}はk半期長期負債による純収入 ÷ k-1半期末総資産 × 100, CAPEX_{i,k}はk半期固定資産への純投資額 ÷ k-1半期末総資産 × 100, EMP_{i,t}はk半期従業員数 ÷ k-1半期従業員数 × k-1半期従業員数 ÷ k-1半期従業員数 × 100, CRISIS_kは金融危機後期間であれば1それ以外は0を取るダミー変数, STUCC_{i,k-1}は2007年3月期基準化済無条件保守主義, STCC_{i,k-1}は2007年3月期基準化済条件付保守主義, CASH_{i,k-1}はk-1半期末現金・預金 ÷ k-1半期末総資産, TOBINO_{i,k-1}はk-1半期末時価総額 ÷ k-1半期末負債 ÷ k-1半期末総資産, LEV_{i,k-1}はk-1半期末負債 ÷ k-1半期末総資産, SIZE_{i,k-1}はk-1半期末からk-3半期までのOCF_{i,k}の標準偏差, OCF_{i,k}はk半期営業キャッシュ・フロー ÷ k半期末総資産, ZSCORE_{i,k-1}はk-1半期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, PPE_{i,k-1}はk-1半期末有形固定資産 ÷ k-1半期末総資産, BSIZE_{i,t-1}はt-1期末従業員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{i,t-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{i,k-1}はk-1半期末借入金総額 ÷ k-1半期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、統計量は企業クラスターと半期クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Peterson 2009)。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準であることを示している。

と1%水準で正に有意な値である。無条件保守主義の程度が最も低い企業では金融危機後によって雇用が3.24pp減少しているのに対し、最も大きい企業では雇用の減少が約75.92%緩和されている。

列DからFは $STCON_i$ に $STCC_i$ を用いて式(7-1)を推定した結果を示している。被説明変数に $DEBT_{i,k}$ を用いた場合、 $CRISIS_k \times STCC_i$ の係数は-0.319と負であるが、有意ではない(列D)。条件付保守主義の程度が高くとも、金融危機後に追加的な資金調達を行えているわけではないといえる。続いて、被説明変数として $CAPEX_{i,k}$ を用いて推定を行ったところ、 $CRISIS_k \times STCC_i$ の係数は0.071と正であるものの、有意な値ではない(列E)。また、 $CRISIS_k$ の係数が-0.124であることを考慮すると、 $CRISIS_k \times STCC_i$ の係数は決して経済的に大きな値であるとはいえない。この傾向は、 $EMP_{i,k}$ を被説明変数にした場合にも概ね変わらない(列F)。具体的には、 $CRISIS_k \times STCC_i$ の係数は0.168と正であるが、その値は統計的に有意ではない。また、 $CRISIS_k$ の係数-3.076と比べると、 $CRISIS_k \times STCC_i$ の係数は経済的に大きいとはいえない。

最後にコントロール変数について見る。被説明変数として $DEBT_{i,k}$ を用いた場合に係数が有意であったのは $CASH_{i,k-1}$ 、 $TOBINQ_{i,k-1}$ 、 $LEV_{i,k-1}$ 、 $ZSCORE_{i,k-1}$ 、 $BANK_{i,k-1}$ である。 $TOBINQ_{i,k-1}$ と $BANK_{i,k-1}$ に関しては本章の先の予想と異なる結果が得られている。成長機会が豊富な企業ほど資金需要が大きいため負債によって大規模な資金調達を行うと考えられる。しかし、金融危機によって資金調達が困難になったために、成長機会と負債調達額との関係が反転し、 $TOBINQ_{i,k-1}$ の係数は負となったのかもしれない¹⁰。また、金融危機前期間において日本企業は資金余剰にあり、銀行は返済を促していたと考えられる。そのため、 $BANK_{i,k-1}$ の係数は予想に反して負の値を取ったと考えられる。 $CAPEX_{i,k}$ あるいは $EMP_{i,k}$ を被説明変数にした場合には、 $CASH_{i,k-1}$ と $LEV_{i,k-1}$ が有意な値であり、これらの符号条件は本章の予想と整合的である。

本節では式(7-1)の推定を行い、保守主義が金融危機後の負債調達や投資行動にどのような影響を及ぼすのかを検証した。主たる発見事項は次の通りである。第1に、無条件保守主義の程度が高い企業ほど金融危機後に負債によってより多くの資金調達を行っている。第2に、無条件保守主義の程度が高い企業ほど金融危機による投資の減少幅が小さい。第3に、条件付保守主義と金融危機後の負債調達額の間には有意な関係はない。第4に、条件付保守主義と金融危機による投資の減少との間には有意な関係は存在しない。これら一連の検証結果は、保守主義と負債調達あるいは投資行動との間に存在する内生性の問題を考慮してもなお、無条件保守主義は資金調達を円滑にし投資を効率的にするのに対し、条件付保守主義にはそのような効果がないことを示唆している。

¹⁰ 成長機会が豊富な企業はそうでない企業に比べて資金需要が大きいため、外部から大規模な資金調達を行おうとする。他方、金融危機は企業が資金調達を行うのを困難にした。その結果、成長機会が豊富な企業は資金が必要であるにもかかわらず、負債によって大規模な資金調達を行えなくなった。これに対して、成長機会が乏しい企業はそもそも外部から大きな資金を調達する必要性がないため、金融危機の影響は受けない。この結果、 $DEBT_{i,k}$ と $TOBINQ_{i,k-1}$ の間には負の関係が生じたのかもしれない。

第5節 頑健性分析

5-1 保守主義の代替的な変数

本節では前節の分析結果の頑健性を確認するために、いくつかの分析をおこなう。まず、保守主義の代替的な変数を用いて再度式(7-1)の推定を試みる。前節では、無条件保守主義の変数として Beaver and Ryan (2000)の尺度、条件付保守主義の変数には Basu (1997)の尺度を用いた。しかし、これまでの研究では保守主義の尺度としてこれら以外の変数も用いられている。たとえば、2009年までに査読付き学術雑誌に公表された論文を調査した Wang et al. (2009)は、調査対象の18.9%が Givoly and Hayn (2000)、12.5%が Ball and Shivakumar (2005)の尺度を用いていることを報告している。そこで、本章では無条件保守主義の変数として Givoly and Hayn (2000)の尺度、条件付保守主義の変数に Ball and Shivakumar (2005)の尺度を用いて再度分析を行う。なお、前者を subUCC_i 、後者を subCC_i とし、式(7-1)の推定にあたってはこれらの変数に対して第3節で述べた調整を行っている¹¹。標準化後の各変数については STsubUCC_i と STsubCC_i と呼ぶ。

表7-6は STsubUCC_i および STsubCC_i を用いて、式(7-1)を推定した結果を示している。列AからCは STsubUCC_i を用いた場合の検証結果である。被説明変数が $\text{DEBT}_{i,k}$ の時、 $\text{CRISIS}_k \times \text{STsubUCC}_i$ の係数は1%水準で正に有意な値を取っている(列A)。被説明変数が $\text{CAPEX}_{i,k}$ の場合にも、 $\text{CRISIS}_k \times \text{STsubUCC}_i$ の係数は1%水準で有意であり(列B)、この傾向は $\text{EMP}_{i,k}$ を被説明変数にしても変わらない(列C)。これに対して、 STsubCC_i の推定結果を示した列DからFに目を向けると、被説明変数が $\text{DEBT}_{i,k}$ 、 $\text{CAPEX}_{i,k}$ 、 $\text{EMP}_{i,k}$ いずれの場合にも $\text{CRISIS}_k \times \text{STsubCC}_i$ の係数は有意ではない。これらの検証結果は表7-5と整合している。また、コントロール変数についても概ね相違はない。以上の結果は代替的な保守主義の変数を用いた場合にも、前節の分析結果が頑健であることを示している。

5-2 代替的な金融危機期間

先の分析では金融危機をリーマン・ショックが発生した2008年9月とし、その前後3半期をそれぞれ金融危機前期間と金融危機後期間とした。このように分析期間を比較的長くすることによって一定のサンプル数を確保することができるが、式(7-1)の推定期間内に金融危機以外のイベントも入り込んでしまう可能性がある。そこで、ここでは金融危機期間を先の分析より短く設定し、上記の懸念に対処する。具体的には、2008年9月を起点とし、その前後1半期を金融危機前期間と金融危機後期間とする。つまり、2008年4月から2008年9月まで金融危機前期間、2008年10月から2009年3月までを金融危機後期間とする。そして、金融危機後期間であれば1、金融危機前期間であれば0を取る subCRISIS_k というダミー変数を設定し、式(7-1)を再度推定する。

¹¹ subUCC_i と subCC_i はともに2007年3月時点の値である。 subUCC_i と subCC_i の詳しい算出方法については第3章の補節を参照してほしい。

表7-6 保守主義の代替的な変数

	DEBT _{i,t}		EMP _{i,t}		CAPEX _{i,t}		DEBT _{i,t}		CAPEX _{i,t}		EMP _{i,t}	
	A		C		B		D		E		F	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
CRISIS _k	0.071	[0.025]	-2.836	[-2.813]***	-0.261	[-2.706]***	0.483	[1.526]	-0.088	[-0.655]	-2.958	[-2.216]**
CRISIS _k × STsubUCC _i	0.458	[2.595]***	2.123	[2.169]**	0.255	[3.336]***						
CRISIS _k × STsubCC _i							-0.286	[-1.572]	0.007	[0.048]	-0.049	[-0.072]
CASH _{i,t-k-1}	-5.983	[-3.513]***	7.637	[1.895]*	1.402	[2.327]**	-6.078	[-3.551]***	1.418	[2.390]**	7.738	[1.952]*
TOBINO _{i,t-k-1}	-0.516	[-1.698]*	0.581	[0.306]	0.242	[1.496]	-0.577	[-2.098]**	0.256	[1.822]*	0.677	[0.356]
LEV _{i,t-k-1}	-5.117	[-3.928]***	-13.455	[-2.610]***	-1.889	[-2.540]**	-5.050	[-3.841]***	-1.906	[-2.504]**	-13.569	[-2.663]***
SIZE _{i,t-k-1}	-0.829	[-1.469]	0.334	[0.792]	0.334	[0.792]	-0.814	[-1.451]	0.332	[0.787]	-3.048	[-1.198]
VOL _{i,t-k-1}	-0.134	[-0.082]	0.539	[0.417]	0.539	[0.417]	-0.302	[-0.186]	0.554	[0.414]	-1.224	[-0.316]
ZSCORE _{i,t-k-1}	2.035	[3.554]***	0.467	[1.949]*	0.467	[1.949]*	2.025	[3.503]***	0.469	[1.953]*	2.656	[1.101]
PPE _{i,t-k-1}	0.143	[0.105]	-3.329	[-1.424]	-3.329	[-1.424]	0.236	[0.176]	-3.341	[-1.422]	-5.229	[-1.395]
BSIZE _{i,t-1}	-0.049	[-0.394]	0.118	[0.778]	0.118	[0.778]	-0.050	[-0.397]	0.118	[0.779]	-1.199	[-2.031]**
IND _{i,t-1}	0.392	[0.438]	-0.493	[-0.856]	-0.493	[-0.856]	0.385	[0.429]	-0.499	[-0.872]	4.454	[1.723]*
MANAGE _{i,t-1}	0.576	[0.271]	-0.953	[-1.026]	-0.953	[-1.026]	0.448	[0.210]	-0.958	[-0.993]	1.223	[0.149]
FOREIGN _{i,t-1}	0.730	[0.498]	1.856	[2.026]**	1.856	[2.026]**	0.582	[0.399]	1.869	[2.092]**	-3.590	[-1.157]
BANK _{i,t-1}	-2.752	[-1.947]*	-4.278	[-10.755]***	-4.278	[-10.755]***	-2.779	[-1.968]**	-4.279	[-10.803]***	1.046	[0.489]
Firm	included		included		included		included		included		included	
R ²		0.225		0.582		0.269		0.225		0.582		0.269
Adj-R ²		0.069		0.498		0.122		0.069		0.498		0.122
N		11,172		11,172		11,172		11,172		11,172		11,172

DEBT_{i,t}はk半期長期負債による純収入 ÷ k-1半期末総資産 × 100、CAPEX_{i,t}はk半期固定資産への純投資額 ÷ k-1半期末総資産 × 100、EMP_{i,t}はk半期従業員数 ÷ k-1半期従業員数 × k-1半期従業員数 × 100、CRISIS_kは金融危機後期間であれば1それ以外は0を取るダミー変数、STsubUCC_{i,t}は2007年3月期基準化済無条件保守主義の代替的な変数、STsubCC_{i,t}は2007年3月期基準化済条件保守主義の代替的な変数、CASH_{i,t-k-1}はk-1半期末現金・預金 ÷ k-1半期末総資産、TOBINO_{i,t-k-1}はk-1半期末時価総額 ÷ k-1半期末負債 ÷ k-1半期末総資産、LEV_{i,t-k-1}はk-1半期末負債 ÷ k-1半期末総資産、SIZE_{i,t-k-1}はk-1半期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性、PPE_{i,t-k-1}はk-1半期有形固定資産 ÷ k-1半期OCF_{i,t}はk半期営業キャッシュ・フロー ÷ k半期末総資産、ZSCORE_{i,t-k-1}はk-1半期未取締役人数 ÷ t-1期未取締役人数、MANAGE_{i,t-1}はt-1期未発行済株式総未総資産、BSIZE_{i,t-1}はt-1期未取締役人数の自然対数、IND_{i,t-1}はt-1期未取締役人数 ÷ t-1期未発行済株式総未総資産、FOREIGN_{i,t-1}はt-1期未外国人持株数 ÷ t-1期未発行済株式総未総資産、BANK_{i,t-1}はk-1半期末借入金総額 ÷ k-1半期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィンソライズを施している。また、t統計量は企業クラスターと半期クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示している。

表7-7 代替的な金融危機期間

	DEBT _{i,k}		CAPEX _{i,k}		EMP _{i,k}		DEBT _{i,k}		CAPEX _{i,k}		EMP _{i,k}	
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]
subCRISIS _k	0.390	[2.564]**	-0.271	[-2.172]**	-5.814	[-15.384]***	1.103	[6.760]***	-0.004	[-0.057]	-4.310	[-10.730]***
subCRISIS _k × STUCC _i	0.849	[3.213]***	0.242	[2.795]***	2.386	[3.850]***						
subCRISIS _k × STCC _i							-0.563	[-2.054]**	-0.088	[-0.680]	0.360	[1.138]
CASH _{i,k-1}	-6.979	[-2.871]***	1.045	[0.654]	8.290	[1.073]	-7.271	[-2.995]**	0.950	[0.591]	7.012	[0.901]
TOBINQ _{i,k-1}	-0.982	[-1.359]	0.259	[0.599]	5.057	[2.955]***	-0.654	[-0.901]	0.315	[0.724]	4.485	[2.531]**
LEV _{i,k-1}	-11.060	[-3.355]***	-5.250	[-2.427]**	-13.960	[-1.299]	-11.180	[-3.418]***	-5.312	[-2.443]**	-15.403	[-1.413]
SIZE _{i,k-1}	1.087	[0.606]	-2.104	[-1.826]*	-9.557	[-2.045]**	0.923	[0.508]	-2.122	[-1.817]*	-8.878	[-1.863]*
VOL _{i,k-1}	3.595	[0.625]	1.893	[0.624]	2.529	[0.165]	2.731	[0.482]	1.670	[0.549]	1.023	[0.067]
ZSCORE _{i,k-1}	3.853	[4.711]***	-0.527	[-1.048]	-1.252	[-0.606]	3.735	[4.498]***	-0.534	[-1.053]	-0.504	[-0.239]
PPE _{i,k-1}	2.427	[0.507]	-16.213	[-4.693]***	-10.950	[-0.890]	3.214	[0.676]	-16.005	[-4.615]***	-9.430	[-0.748]
BANK _{i,k-1}	-3.603	[-1.583]	-4.211	[-3.772]***	-4.120	[-0.894]	-3.862	[-1.672]*	-4.250	[-3.777]***	-3.416	[-0.743]
Firm	included		included		included		included		included		included	
R ²	0.544		0.791		0.615		0.542		0.790		0.613	
Adj-R ²	0.083		0.579		0.226		0.080		0.578		0.221	
N	3,724		3,724		3,724		3,724		3,724		3,724	

DEBT_{i,k}はk半期長期負債による純収入 ÷ k-1半期末総資産 × 100、CAPEX_{i,k}はk半期固定資産への純投資額 ÷ k-1半期末総資産 × 100、EMP_{i,k}は(k-1半期従業員数 - k-1半期従業員数) ÷ k-1半期従業員数 × 100、subCRISIS_kは代替的な金融危機後期間であれば1をとり、それ以外は0を取るダミー変数、STUCC_{k-1}は2007年3月期基準化済条件保守主義、STCC_{k-1}は2007年3月期基準化済条件付保守主義、CASH_{i,k-1}はk-1半期末現金・預金 ÷ k-1半期末総資産、TOBINQ_{i,k-1}は(k-1半期末時価総額 + k-1半期末負債) ÷ k-1半期末総資産、LEV_{i,k-1}はk-1半期末負債 ÷ k-1半期末総資産、SIZE_{i,k-1}はk-1半期からk-1半期までのOCF_{i,k}の標準偏差、OCF_{i,k}はk半期営業キャッシュ・フロー ÷ k半期末総資産、ZSCORE_{i,k-1}はk-1半期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性、PPE_{i,k-1}はk-1半期末有形固定資産 ÷ k-1半期末総資産、BANK_{i,k-1}はk-1半期末借入金総額 ÷ k-1半期末負債である。なお、全ての変数は上下1%でウィソソライズを施している。また、補正量は企業クラスターと半期クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。*は10%水準、**は5%水準、***は1%水準を示している。

表7-7は subCRISIS_kを用いて分析を行った結果を示している。なお、分析期間を短くしたためにサンプル数が3,724企業・半期に減少している¹²。列AからCまではSTUCC_iの検証結果である。被説明変数がDEBT_{i,k}, CAPEX_{i,k}, EMP_{i,k}いずれの場合でも、subCRISIS_k × STUCC_iの係数は1%水準で正に有意な値を取っている。次に、STCC_iの結果をまとめた列DからFに目を向けると、DEBT_{i,k}が被説明変数の場合、subCRISIS_k × STCC_iの係数は5%水準で負に有意な値を取っていることがわかる(列D)。表7-5の分析結果でもsubCRISIS_k × STCC_iの係数は負の値を示しているが、係数の有意性に関して若干の違いが見受けられる。日本で用いられている負債契約を前提とした場合、条件付保守主義の下では経済的損失が発生するまでは純資産は過小評価されないため、それ以前にはモラル・ハザードの問題を軽減できない。債権者はこのような可能性を懸念して、資金供給を抑制したのかもしれない。ただし、被説明変数にCAPEX_{i,k}やEMP_{i,k}を用いた場合には、subCRISIS_k × STCC_iの係数は有意な値ではない(列EとF)。つまり、条件付保守主義は負債調達や投資行動に対して何ら影響を与えない可能性が高いといえる。なお、サンプル数が減少したことにより、一部のコントロール変数の有意性が低下しているものの、それらの符号は表7-5と概ね整合的である。これら一連の検証結果は、金融危機期間を比較的短く設定してもなお、前節の検証結果が頑健であることを示している。

第6節 追加分析

金融危機は企業の資金調達環境に大きな影響をもたらした(Ivashina and Scharfstein 2010)。その結果、企業は資金調達が困難となり、投資水準が非効率的になったと考えられる(Campello et al. 2010; Duchi et al. 2010)。これに対して、これまでの研究からは保守主義には負債による資金調達を効率的にする可能性があることが指摘されている(Zhang 2008; García Lara et al. 2016; 大橋 2015a, b)。本章の分析結果からは特に、無条件保守主義は負債による資金調達を効率的にし、金融危機による投資の減少を緩和することが示されている。他方、条件付保守主義と金融危機後の負債調達や投資行動との間には統計的に有意な関係は観察されていない。

本節では、金融危機下における保守主義と負債調達あるいは投資行動との関係が返済予定の債務額の高低によって変化するかを検証する。具体的には、金融危機時に返済が予定されている債務(LDEBT_i)が多くある企業とそうではない企業とで、CRISIS_k × STCON_iの係数が異なるかを分析する。返済予定の債務額が多い企業では、その分追加的な資金が必要と

¹² 分析期間を2008年4月から2009年3月までとする場合、期末のデータをもとに計算されているBSIZE_{i,t}-1, IND_{i,t}-1, MANAGE_{i,t}-1, FOREIGN_{i,t}-1は分析期間中時系列で変化しなくなる。これらの変数を検証モデルに組み込むとα_iとの完全な多重共線性の問題が生じる。そこで、分析にあたってはこれらの変数を除外して推定を行っている。

なる。しかし、金融危機によって資金調達環境が著しく悪化したために、追加的な資金調達を行うのは非常に困難である。他方、保守主義が負債調達を円滑にするのであれば、そのような資金需要が高い企業に関して保守主義の効果はより顕著に現れると考えられる。なお、 $LDEBT_i$ は2007年3月期末2年超3年以内償還予定の社債に2007年3月期末2年超3年以内返済予定の長期借入金を加えた値を2007年3月期末総資産で除した値である。つまり、 $LDEBT_i$ は2007年3月時点において、2009年4月から2010年3月までの期間に返済が予定されている債務額を表している。

表7-8は上述した分析の結果をまとめたものである。パネルAは $STCON_i$ に $STUCC_i$ を用いた場合の検証結果を示している。被説明変数として $DEBT_{i,k}$ を用いた場合、返済予定の債務が多い企業では $CRISIS_k \times STUCC_i$ の係数は1%水準で正に有意な値である(列A)。また、返済予定の債務が少ない企業についても $CRISIS_k \times STUCC_i$ の係数は10%水準で正に有意な値である(列B)。ただし、係数の大きさは金融危機時に返済が予定されている債務額が多い企業の方が正に大きい。次に被説明変数を $CAPEX_{i,k}$ にした場合の検証結果に目を向けると、返済予定額が多い企業では $CRISIS_k \times STUCC_i$ の係数は1%水準で正に有意であるのに対して(列C)、少ない企業の係数は正であるものの有意な値ではない(列D)。係数の大きさについても返済が予定されている債務の多い企業の方が正に大きな値を取っている。 $EMP_{i,k}$ が被説明変数である場合にも、これらの検証結果と概ね同様の結果が得られている。具体的には、返済予定の債務額が大きい企業の $CRISIS_k \times STUCC_i$ の係数は1%水準で正に有意な値を取っている一方で(列E)、小さい企業の係数は正であるものの有意な値ではない(列F)。加えて、係数の大きさを比較すると返済予定額が多い企業の方が大きい。

パネルBは $STCC_i$ を用いた場合の検証結果である。まず、被説明変数に $DEBT_{i,k}$ を用いて分析を行ったところ、返済予定の債務額が大きい企業の $CRISIS_k \times STCC_i$ の係数は有意ではない(列A)。また、小さい企業についても係数は有意な値を示していない(列B)。係数の大きさに関しては、返済予定の債務が多い企業の方が負に大きな値を取っている。 $CAPEX_{i,k}$ を被説明変数とした場合の結果に目を向けると、返済が予定されている債務が大きい企業の $CRISIS_k \times STCC_i$ の係数は有意な値を示していない(列C)。小さい企業についても係数は有意ではない(列D)。係数の大きさについては、返済予定額が大きい企業の $CRISIS_k \times STCC_i$ の係数の方が負に大きい。最後に、 $EMP_{i,k}$ が被説明変数である場合の結果を見ると、 $CAPEX_{i,k}$ と同様に返済が予定されている債務額が多い企業の $CRISIS_k \times STCC_i$ の係数は有意ではない(列E)。返済予定額が小さい企業に目を向けると、 $CRISIS_k \times STCC_i$ の係数は有意な値ではないもの(列F)、返済予定額が大きい企業よりも正に大きい。

以上の検証結果は、資金需要が高まるにつれて、無条件保守主義による負債調達円滑化効果は高まり、投資の非効率性を緩和することを示している。他方、企業がより多くの資金を調達しようとしている状況下においては、条件保守主義はかえって負債調達を妨げ、投資の効率性を悪化させている可能性がある。ただし、条件保守主義の効果は統計的に有意なものではない。ゆえに、正確には条件保守主義には負債調達や投資行動の効率性を高める効果は

表7-8 返済予定の債務額による区分

	DEBT _{t,k}		CAPEX _{t,k}		EMP _{t,k}							
	LDEBT _t > Median		LDEBT _t ≤ Median		LDEBT _t > Median		LDEBT _t ≤ Median					
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]				
CRISIS _k	-0.344	[-1.198]	0.216	[1.111]	-0.367	[-2.561]**	-0.078	[-0.766]	-4.383	[-3.312]***	-3.269	[-2.263]*:
CRISIS _k × STUCC _t	1.180	[4.428]***	0.294	[1.654]*	0.405	[3.372]***	0.126	[0.825]	3.535	[3.440]***	0.606	[0.889]
CASH _{t,k-1}	-9.488	[-3.258]***	-3.095	[-2.295]**	2.628	[2.910]***	1.156	[2.256]**	12.394	[2.360]**	6.288	[1.530]
TOBINQ _{t,k-1}	-1.178	[-2.817]***	-0.385	[-1.563]	0.071	[0.345]	0.379	[3.505]***	1.133	[0.513]	0.233	[0.128]
LEV _{t,k-1}	-7.072	[-3.148]***	-2.676	[-3.794]***	-3.013	[-2.362]**	-0.834	[-1.470]	-16.475	[-2.297]**	-10.242	[-2.406]**
SIZE _{E_{t,k-1}}	-1.559	[-1.996]**	-0.260	[-0.523]	-0.345	[-0.668]	0.994	[2.256]**	-2.498	[-0.826]	-4.200	[-1.892]*
VOL _{t,k-1}	0.960	[0.224]	-0.469	[-0.257]	0.286	[0.163]	0.893	[0.631]	-0.985	[-0.165]	-0.139	[-0.029]
ZSCORE _{E_{t,k-1}}	2.188	[2.480]**	1.434	[3.537]***	0.429	[1.519]	0.367	[1.067]	2.307	[0.948]	2.695	[1.074]
PPE _{t,k-1}	-0.575	[-0.297]	0.709	[0.580]	-5.021	[-2.462]**	-0.584	[-0.192]	-1.603	[-0.265]	-9.415	[-1.720]*
BSIZE _{E_{t,t-1}}	-0.026	[-0.169]	-0.163	[-0.646]	-0.179	[-0.596]	0.377	[2.805]***	-0.908	[-1.069]	-1.541	[-2.279]**
IND _{t,t-1}	-0.075	[-0.043]	0.568	[0.476]	-0.581	[-0.644]	-0.550	[-0.974]	4.977	[1.344]	3.447	[1.114]
MANAGE _{E_{t,t-1}}	-1.492	[-0.473]	3.609	[1.885]*	-0.583	[-0.299]	-1.079	[-0.933]	10.485	[1.102]	-6.240	[-0.743]
FOREIGN _{t,t-1}	0.859	[0.363]	0.040	[0.021]	1.715	[1.774]*	1.835	[0.994]	-4.294	[-1.154]	-2.326	[-0.599]
BANK _{t,k-1}	-3.200	[-1.984]**	-2.744	[-1.642]	-5.082	[-9.878]***	-3.838	[-7.496]***	1.112	[0.560]	0.360	[0.139]
Firm	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included
R ²	0.234		0.215		0.579		0.589		0.290		0.253	
Adj-R ²	0.078		0.056		0.493		0.506		0.146		0.101	
N	5,586		5,586		5,586		5,586		5,586		5,586	

DEBT_{t,k}はk半期長期負債による純収入 ÷ k-1半期末総資産 × 100、CAPEX_{t,k}はk半期固定資産への純投資額 ÷ k-1半期末総資産 × 100、EMP_{t,k}は(k半期従業員数 ÷ k-1半期従業員数) ÷ k-1半期従業員数 × 100、CRISIS_tは金融危機後期間であれば1それ以外は0を取るダミー変数、STUCC_{t,k-1}は2007年3月期基準化済無条件保守主義、CASH_{t,k-1}はk-1半期末現金・預金 ÷ k-1半期末総資産、TOBINQ_{t,k-1}は(k-1半期末時価総額 ÷ k-1半期末負債) ÷ k-1半期末総資産、LEV_{t,k-1}はk-1半期末負債 ÷ k-1半期末総資産、SIZE_{E_{t,k-1}}はk-1半期末総資産の自然対数、VOL_{t,k-1}はk-3半期からk-1半期までのOCF_{t,k}の標準偏差、OCF_{t,k}はk半期営業キャッシュ・フロー ÷ k半期末総資産、ZSCORE_{E_{t,k-1}}はk-1半期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性、PPE_{t,k-1}はk-1半期有形固定資産 ÷ k-1半期末総資産、BSIZE_{E_{t,t-1}}はt-1期末従業員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数、BANK_{t,k-1}はk-1半期末借入金総額 ÷ k-1半期末負債、MANAGE_{E_{t,t-1}}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数、FOREIGN_{t,t-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数、IND_{t,t-1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数、MANAGE_{E_{t,t-1}}はt-1期末外国法人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数、BANK_{t,k-1}はk-1半期末借入金総額 ÷ k-1半期末負債、LDEBT_tは(2007年3月期3年以内償還予定社債 ÷ 2007年3月期3年以内返済予定長期借入金) ÷ 2007年3月期末総資産である。なお、全ての変数は上下1%でウインソライズを施している。また、1統計量は企業クラスターと半期クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Peterson 2009)。***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示している。

パネルB: 条件付保守主義, 資金調達, 投資行動の関係

	DEBT _{it,k}		CAPEX _{it,k}		EMP _{it,k}							
	LDEBT _{it,k} > Median		LDEBT _{it,k} ≤ Median		LDEBT _{it,k} > Median		LDEBT _{it,k} ≤ Median					
	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]	Coeff.	[t-Stat]				
CRISIS _k	0.762	[1.384]	0.337	[1.775]	-0.127	[-0.793]	-0.094	[-0.555]	-3.242	[-2.102]**	-2.859	[-2.173]**
CRISIS _k × STCC _i	-0.709	[-1.511]	0.028	[0.155]	-0.068	[-0.388]	0.018	[0.183]	-0.116	[-0.160]	0.515	[0.543]
CASH _{it,k-1}	-10.278	[-3.773]**	-3.192	[-2.426]**	2.330	[2.591]**	1.119	[2.146]**	10.484	[2.085]**	6.098	[1.499]
TOBINQ _{it,k-1}	-0.794	[-1.729]*	-0.372	[-1.368]	0.139	[0.578]	0.339	[2.728]**	1.446	[0.603]	0.157	[0.084]
LEV _{it,k-1}	-7.877	[-3.653]**	-2.764	[-4.167]**	-3.205	[-2.524]**	-0.857	[-1.430]	-17.523	[-2.373]**	-10.390	[-2.486]**
SIZE _{it,k-1}	-1.479	[-1.997]**	-0.255	[-0.509]	-0.294	[-0.573]	1.014	[2.224]**	-2.144	[-0.707]	-4.150	[-1.933]*
VOL _{it,k-1}	0.545	[0.123]	-0.575	[-0.315]	0.188	[0.107]	0.870	[0.613]	-1.520	[-0.257]	-0.309	[-0.065]
ZSCORE _{it,k-1}	2.400	[2.756]**	1.456	[3.534]**	0.482	[1.762]*	0.385	[1.172]	2.599	[1.040]	2.759	[1.136]
PPE _{it,k-1}	-0.581	[-0.297]	0.789	[0.622]	-5.035	[-2.518]**	-0.510	[-0.168]	-1.715	[-0.274]	-9.161	[-1.666]*
BSIZE _{it-1}	0.007	[0.048]	-0.152	[-0.601]	-0.163	[-0.547]	0.379	[2.830]**	-0.802	[-0.967]	-1.523	[-2.228]**
IND _{it-1}	-0.077	[-0.045]	0.570	[0.489]	-0.551	[-0.604]	-0.491	[-0.890]	5.215	[1.404]	3.580	[1.148]
MANAGE _{it-1}	-2.374	[-0.771]	3.499	[1.842]*	-0.766	[-0.385]	-1.080	[-0.895]	9.545	[1.030]	-6.364	[-0.761]
FOREIGN _{it-1}	0.778	[0.305]	0.161	[0.082]	1.722	[1.764]*	1.922	[1.065]	-4.188	[-1.143]	-1.998	[-0.529]
BANK _{it,k-1}	-3.152	[-1.850]*	-2.662	[-1.581]	-5.024	[-9.296]**	-3.806	[-7.546]**	1.551	[0.695]	0.522	[0.197]
Firm	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included	included
R ²	0.231		0.215		0.578		0.590		0.287		0.253	
Adj-R ²	0.075		0.055		0.492		0.506		0.141		0.101	
N	5,586		5,586		5,586		5,586		5,586		5,586	

DEBT_{it,k}はk半期長期負債による純収入 ÷ k-1半期末総資産 × 100, CAPEX_{it,k}はk半期固定資産への純投資額 ÷ k-1半期末総資産 × 100, EMP_{it,k}はk半期従業員数 ÷ k-1半期従業員数) ÷ k-1半期従業員数 × 100, CRISIS_kは金融危機後期間であれば1それ以外は0を取るダミー変数, STCC_{k-1}は2007年3月期基準化済条件付保守主義, CASH_{it,k-1}はk-1半期末現金・預金 ÷ k-1半期末総資産, TOBINQ_{it,k-1}は(k-1半期末時価総額 ÷ k-1半期末負債) ÷ k-1半期末総資産, LEV_{it,k-1}はk-1半期末負債 ÷ k-1半期末総資産, SIZE_{it,k-1}はk-1半期末総資産の自然対数, VOL_{it,k-1}はk-3半期からk-1半期までのOCF_{it,k}の標準偏差, OCF_{it,k}はk半期営業キャッシュ・フロー ÷ k半期末総資産, ZSCORE_{it,k-1}はk-1半期におけるAltman (1968)が考案した倒産可能性, PPE_{it,k-1}はk-1半期有形固定資産 ÷ k-1半期末総資産, BSIZE_{it-1}はt-1期末取締役人数の自然対数, IND_{it-1}はt-1期末社外取締役人数 ÷ t-1期末取締役人数, MANAGE_{it-1}はt-1期末役員持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, FOREIGN_{it-1}はt-1期末外国人持株数 ÷ t-1期末発行済株式総数, BANK_{it,k-1}はk-1半期末借入金総額 ÷ k-1半期末負債, LDEBT_{it}は(2007年3月期3年以内償還予定社債 + 2007年3月2年超3年以内返済予定長期借入金) ÷ 2007年3月期末総資産である。なお, 全ての変数は上下1%でウィンライズを施している。また, t統計量は企業クラスターと半期クラスターによる補正を施した標準偏差を用いている (Petersen 2009)。***は1%水準, **は5%水準, *は10%水準で有意であることを示している。

ないといえる。

第7節 本章のまとめ

本章では、第5章と第6章で得られた検証結果の頑健性を、内生性の観点から追加的に検討した。第5章と第6章ではそれぞれ、「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の負債調達を円滑にするか」と「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の投資行動を効率的にするか」という2つの課題を検証した。第5章では、無条件保守主義は負債調達を円滑にするのに対して、条件付保守主義と負債調達との間には統計的に有意な関係がないことがわかった。第6章からは、無条件保守主義は投資の効率性を改善する一方で、条件付保守主義にはそうした効果がないことが観察された。これら2つの検証結果はいくつかの頑健性分析をおこなってもなお変わらないが、それでもなお内生性の問題が残されていた。

上記の問題を緩和するために、ここでは金融危機に焦点を当て先の2つの課題の分析をおこなった。これは金融危機のような外生的なショックを分析対象とすることによって、内生性の問題を緩和できるためである (Atanasov and Black 2016)。2007年4月から2010年3月までの11,172企業・半期をサンプルとして、保守主義が金融危機後の負債調達や投資行動にどのような影響を及ぼしたのかを検証したところ、次のことが明らかとなった。第1に、無条件保守主義の程度が高い企業ほど金融危機後により多くの負債調達を行っている。第2に、無条件保守主義の程度が高い企業ほど金融危機後の投資水準の低下が緩和されている。第3に、条件付保守主義の程度が高くとも金融危機後の負債による資金調達額は増えない。第4に、条件付保守主義と金融危機による投資水準の減少との間には統計的に有意な関係がない。これらの検証結果は保守主義の代替的な尺度を用いた場合にも、また金融危機期間に関する感応度分析を行っても頑健であった。

本章では以上の分析に加えて、無条件保守主義と条件付保守主義の効果が金融危機時に返済が予定されている債務額の大きさによって変化するかを検証した。返済予定の債務額が大きい企業はその分追加的な資金が必要となるが、金融危機によって資金調達環境が著しく悪化しているために、追加的な資金調達を行うのは困難であると考えられる。一方で、保守主義が負債調達を後押しするのであれば、そのような資金需要が高い企業に関して保守主義の効果はより顕著に現れるであろう。検証の結果、返済予定額が多い企業ほど、無条件保守主義は金融危機後の負債調達を円滑にし、投資の減少を緩和することが確認された。他方、返済予定額の大小に関わらず、条件付保守主義は負債調達や投資行動に何ら影響を与えないことが示されている。

これら一連の分析結果は内生性の問題を考慮してもなお、無条件保守主義は負債調達を円滑にし効率的な投資を促すのに対して、条件付保守主義にはそのような効果がないことを示している。またこれらの発見事項は、基準設定機関による保守主義の排除、つまり無条

件保守主義の排除は日本企業の企業活動に大きな影響を及ぼし、社会的な厚生を歪めかねないことを示唆している。

第8章 結論と課題

第1節 はじめに

保守主義とは、経済的利益と経済的損失を非対称に認識することによる会計利益に対する下方バイアスである。保守主義は古くから会計実務に根差してきたが (Watts 2003)、近年では投資家の意思決定を歪めるとの理由で、基準設定機関からその存在意義に関して疑問が投げかけられている。たとえば、1980年にFASBが公表した「概念書」の第2号では、「測定において生じる可能性のある誤謬が純利益および純資産の過大表示よりもむしろ過小表示の方向に作用するといった選好は、財務報告にバイアスをもたらすことになる。そのため、保守主義は表現の忠実性、中立性および比較可能性といった重要な質的特性と矛盾する傾向にある」(FASB 1980, para. 92)と述べられており、保守主義と意思決定に有用な会計情報の特性との矛盾が指摘されている。さらに、2010年にFASBから公表された「概念書」の第8号においては、保守主義に関する記述が削除されている。

また、会計基準の国際的な収斂化に伴って、こうした動きは欧州や日本にも伝播している。欧州の基準設定を担っているIASBはこれまで保守主義の存在を容認してきた (IASB 1989)。しかし、2004年にFASBと共同で概念フレームワークの改訂に取り組むことが合意されて以来、その姿勢は一変している。2010年に新たに公表された概念フレームワークでは、FASBが公表したものと同じく保守主義の記述が削除され、保守主義を排除する姿勢を露わにしたのである (IASB 2010)。日本では、「企業会計原則」の一般原則の1つとして保守主義の重要性が語られてきたが、1990年代後半から国際的な会計基準への収斂化が推し進められるようになると、米国や欧州と同様に保守主義に関して否定的な意見が出るようになる。特に、2006年に企業会計基準委員会から日本版の概念フレームワークとして公表された「討議資料」においては、保守主義についての記述は削除され、その存在が否定されるに至っている。

ただし、ここで重要なのは基準設定機関が排除の対象としているのは一部の保守主義の形態であって、その全てではないということである。近年の研究からは、基準設定機関が排除の対象としているのは経済的損失の発生の有無とは無関係に費用認識を行う形態の保守主義、つまり無条件保守主義であることが指摘されている (金森 2009)。他方、経済的損失が発生した時点で当該損失の費用化を行う条件付保守主義はその存在が容認されている (Basu 1997)。これは、投資家の意思決定有用性と矛盾するのは無条件保守主義のみであり、条件付保守主義はかえってそれを改善させる可能性があるためである (LaFond and Watts 2008; Wittenbery-Moerman 2008; García Lara et al. 2014)。無条件保守主義の下では経済的損失の発生の有無とは無関係に費用認識がなされるため、その結果として算定された会計数値は企業の経済的実態を忠実に反映しているとは言い難い。他方、条件付保守主義の下では経

済的損失が生じた時点でその費用認識が行われるために、この結果得られた会計数値は企業の経済的実態を忠実に反映し、投資家の意思決定を改善しうる。

こうした動向を受け、本論文は保守主義の役割を分析することを通じて、基準設定機関による保守主義の排除、つまり無条件保守主義の排除がもたらす経済的影響の検討を試みている。とりわけ、負債契約に焦点を当て、保守主義が担う役割とその経済的な効果を検証している。負債契約に着目するには2つの理由があった。ひとつは、日本における負債市場のプレゼンスの大きさである。日本は諸外国と比べて、負債市場に大きく依存している。仮に保守主義が負債契約の効率性を改善するのであれば、保守主義の排除が日本の経済社会に及ぼす影響は相当程度に大きいと予想される。もうひとつは、日本の負債契約の特殊性である。負債契約の観点から保守主義の経済合理性を論じた研究はこれまでも存在するが、これらの研究は米国企業を対象としたものである。他方、日本と米国では負債契約に利用されている会計数値は異なるために（猪熊 2009; 中村・河内山 2015）、米国の検証結果をもって保守主義の排除が日本の経済社会に及ぼす影響を論じることは必ずしも適切ではない。ゆえに、日本の負債契約の契約内容を考慮した上で、保守主義の役割を検討する必要がある。

本論文では、次の3つの視点から負債契約における保守主義の役割を実証的に分析している。第1の視点は配当行動である。株主は債権者が許容できないほどの配当を求めることがあるために、債権者はこうした過剰な配当を抑制する目的で契約を結び、会計数値にもとづいて当該契約を監視する。ただし、株主によって会計数値が操作されることで、より多くの配当が支払われてしまう可能性がある。本論文ではまず、保守主義がこうした過剰な配当の支払いを抑制するかを検証している。第2と第3の視点は負債調達と投資行動である。株主による機会主義的行動が横行するようになると、債権者は資金提供時に利率を高め設定する、あるいは資金供給量を減少させることによって、リスクをヘッジするであろう。この結果、企業は負債で資金調達を行うことが困難となり、有望な投資案件への投資も阻まれてしまう。本論文ではまた、保守主義が企業の負債調達や投資行動に及ぼす影響を分析している。

結びとなる本章では、各章から得られた知見を踏まえて、本論文の結論および今後の研究の展望について述べる。本章の構成は以下の通りである。第2節では、各章のまとめを行う。第3節では、各章で得られた知見を踏まえて結論を提示する。第4章では、今後の研究について述べ、本論文の結びとする。

第2節 各章のまとめ

2-1 第2章のまとめ

第2章では、負債契約がなぜ結ばれるのか、負債契約において無条件保守主義と条件付保守主義がどのような役割を担いうるのかについて論じ、本論文の検証課題を導出している。

負債契約とは債権者が資金供給を行う際に交わす取り決めである。特に、株主は債権者が許容できないほどの配当の支払いを要求する場合があるために、債権者は資金供給時に過度な配当の支払いを禁止するための取り決めを結ぶ (Jensen and Meckling 1974; Dhillon and Johnson 1994)。ただし、そのような契約を債権者と株主が結んだとしても、契約が履行されているかを契約当事者が確認できなければ、経営者の行動を制限するものとして十分に機能しない可能性がある。そこで、債権者は会計数値にもとづいて契約が適切に履行されているかを監視する (Watts and Zimmerman 1986)。このような契約によって、債権者と株主の利害対立は一定程度緩和されると考えられる。

しかし、会計数値にもとづく契約は必ずしも完全なものではない。これは、債権者と株主との間には契約締結後の互いの行動に関して情報の非対称性が存在するためである。債権者は契約締結後の株主の行動の全てを知ることができないため、株主には会計数値を機会主義的に操作する機会が残される (Daniel et al. 2008; 河内山 2012)。仮にこのような行為が行われれば、過度な配当が支払われることになり、債権者は資金回収を行うことができなくなってしまう恐れがある。さらに、株主によるモラル・ハザードの問題は債権者だけでなく、企業、ひいては経済社会全体に影響を及ぼす可能性がある (Watts and Zimmerman 1986; 須田 2000)。債権者が合理的であるならば、資金供給を行う際に株主が機会主義的に行動する可能性を察知し、利子率を高める、あるいは資金供給量を減少させるなどしてリスク・ヘッジを試みるであろう。この結果、企業は負債での資金調達が困難となり、有望な投資案件に充てるための資金を確保できなくなってしまう (Myers 1984; Myers and Majluf 1984; Hubbard 1998)。

他方、保守主義には株主によるモラル・ハザードを抑制することを通じて、上記の問題を改善する可能性がある (Watts 2003)。保守主義は会計数値を過小評価することで、株主による意図的なバイアスを相殺し、モラル・ハザードの問題を緩和しうる。ただし、無条件保守主義と条件付保守主義が配当制限に用いられている会計数値に及ぼす影響には、そのタイミングと大きさに差異があるために (Beaver and Ryan 2005; Chen et al. 2014)、2つの保守主義が等しく負債契約の効率性を高めるかに関しては議論の余地が残されている。特に、日本のように純資産を基礎として配当制限が行なわれている場合には、純資産を早期にそして大きく過小評価する無条件保守主義が株主の機会主義的行動の抑制に寄与すると考えられる。しかし、これらの点を検証した研究は極わずかであり、またそれらの分析対象は一部に限定されている (大橋 2015a, b)。そこで、第2章では以下の3つの検証課題を設定し、負債契約における無条件保守主義と条件付保守主義の経済的な効果の検討を行うこととした。

検証課題1：無条件保守主義と条件付保守主義は過度な配当を抑制するか。

検証課題2：無条件保守主義と条件付保守主義は負債調達を円滑にするか。

検証課題3：無条件保守主義と条件付保守主義は投資行動を効率的にするか。

2-2 第3章のまとめ

第3章では、第4章から第7章までの実証分析に備えて、本論文で用いる保守主義の代理変数を設定し、これらの変数の妥当性を検証している。計量経済学的手法にもとづく実証的なアプローチを採用する上での問題の1つは変数の測定誤差に関するものである。すなわち、これまでに考案されてきた保守主義の変数がその概念を適切に定量化できていなければ、保守主義がもたらす経済的な効果を正確に把握することは困難となる。このような懸念に対処するために、先行研究で開発されてきた保守主義の代理変数を整理し、本論文が用いる保守主義の変数がそれを表す会計処理方法とどのような関係を有しているのかについて分析している。

先行研究では主に、保守主義の代理変数として次の5つが用いられている。すなわち、Basu (1997), Ball and Shibakumar (2005), Beaver and Ryan (2000), Givoly and Hayn (2000), Penman and Zhang (2002)である。これらのうち、Basu (1997)と Ball and Shibakumar (2005)の尺度は経済的損失が生じた時点で会計利益がどの程度適時的に当該損失を織り込んでいるかに着目しているため、条件付保守主義を捉えていると考えられる。これに対して、Beaver and Ryan (2000), Givoly and Hayn (2000), Penman and Zhang (2002)それぞれの尺度は経済的損失の発生の有無とは無関係に、会計利益がどれだけ過小に評価されているかを定量化している。その意味で、これらの尺度は無条件保守主義の代理変数だといえる。とりわけ、条件付保守主義と無条件保守主義を明確に区別して、検証を行っているいくつかの研究においても、上記と同様の区分が行われている (Pae 2007; Ahmed and Duellman 2013; Francis et al. 2013; Chen et al. 2014; 大橋 2015a, b)。

本論文では特に無条件保守主義の変数として Beaver and Ryan (2000)の尺度、条件付保守主義の変数には Basu (1997)の尺度を用いることとした。そこで、これらの変数がそれぞれ無条件あるいは条件付保守主義を表す代表的な会計処理方法とどのような関係にあるのかを検証している。具体的には、研究開発費、広告宣伝費、期待外貸倒引当金繰入率、期待外減価償却率、減損損失との関係を調査したところ、Beaver and Ryan (2000)の尺度は研究開発費、広告宣伝費、期待外貸倒引当金繰入率、期待外減価償却率と正の関係がある一方で、減損損失とは負の関係があることが確認された。他方、Basu (1997)の尺度は研究開発費、広告宣伝費、期待外貸倒引当金繰入率、期待外減価償却率と負の関係があるのに対して、減損損失とは正の関係があった。これらの検証結果は本論文で採用する変数が無条件保守主義あるいは条件付保守主義を適切に捉えていることを示唆している。

2-3 第4章のまとめ

第4章では、第2章で導出した1つ目の課題「無条件保守主義と条件付保守主義は過度な配当を抑制するか」の検証を行っている。株主は時に債権者が許容できないほどの配当を求めることがあるために、債権者は過度な配当を制限する契約を結び、会計数値にもとづいて当該契約の監視を行う (Watts and Zimmerman 1986)。ただし、債権者と株主の間には契約

締結後の互いの行動に関して情報の非対称性が存在するために、この種の契約は失敗に終わる可能性がある(須田 2000)。たとえば、株主は会計数値を自身の都合の良いように操作して、より多くの配当を得ようとするかもしれない(Daniel et al. 2008; 河内山 2012)。仮に株主によるモラル・ハザードが横行すれば、債権者の富は大きく毀損されることになる。他方、保守主義は配当財源の計算の基礎となる純利益や純資産を過小評価することで、会計数値にかけられた意図的なバイアスを相殺し、過度な配当の支払いを抑制するかもしれない(過剰配当抑制効果)。

2004年から2014年までの22,126企業・年をサンプルとして、保守主義と配当行動との関係を分析したところ、次の2つの点が明らかとなっている。ひとつには、無条件保守主義の程度が高い企業ほど配当が抑制されていることが確認されている。いまひとつには、条件付保守主義と配当行動の間には統計的に有意な関係がないことが明らかとなっている。なお、これらの検証結果は自社株買いを含めて配当行動の変数を算出した場合、1株あたり配当金をもとに配当行動の変数を作成した場合、配当水準を配当行動の変数に用いた場合のいずれについても頑健であった。また、無条件保守主義の変数に Givoly and Hayn (2000)、条件付保守主義の変数として Ball and Shibakumar (2005)を用いた場合にも、分析結果に相違はなかった。

この他に、追加分析として3つの検証を行っている。第1に、配当を増加させた企業と減少させた企業にサンプルを分割した上で、再度分析を行った、分析の結果、配当を増加させた企業に関して無条件保守主義の効力は強く現れていることが確認されている。これに対して、配当の増加の有無とは無関係に、条件付保守主義は企業の配当行動に影響を及ぼさないことがわかった。第2に、倒産リスクによって、保守主義と配当行動との関係が異なるかを検証している。倒産リスクが高い場合、無条件保守主義は企業の配当行動を抑制する一方で、条件付保守主義にはそうした効果がないことが明らかとなっている。第3に、保守主義と企業の保有現金水準との関係を分析している。分析の結果、無条件保守主義は企業の保有現金水準を高めるが、条件付保守主義と保有現金水準の間には統計的に有意な関係は確認されなかった。

2-4 第5章のまとめ

第5章では、第2章で提示した2つ目の課題「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の負債調達を円滑にするか」の分析を行っている。負債契約におけるモラル・ハザードの問題は、債権者に費用負担を強いるだけでなく、企業活動にも影響を及ぼす可能性がある(Watts and Zimmerman 1986; 須田 2000)。債権者が合理的であるならば、資金供給を行う際に株主によるモラル・ハザードが起こる可能性を認識し、利子率を高める、あるいは資金供給量を減少させることによって、リスク・ヘッジを行うと考えられる。この結果、負債調達を行うには大きな費用がかかるようになり、企業は外部からの資金調達が困難になってしまう(Bagnai et al. 1994; Ortiz-Molina 2006; Shuto and Kitagawa 2011)。一方で、保守主義は株主に

よる機会主義的行動を抑制することで、負債調達を円滑にする可能性がある（負債調達円滑化効果）。

上記の検証課題を検討するにあたっては、資金不足が生じている企業を特定し、保守主義が当該企業の負債調達を促すかを分析している。2005年から2014年までの20,384企業・年をサンプルとして、保守主義と負債調達額との関係を検証したところ、次の2つのことが明らかとなっている。ひとつには、資金不足が生じている場合、無条件保守主義の程度が高い企業ほど負債によってより多くの資金調達を行っていることが確認されている。もうひとつは、条件付保守主義と負債調達額の間には統計的に有意な関係は観察されていない。これらの分析結果は、借入と社債を区分して検証を行った場合や、資金不足の変数に対する感応度分析を行った場合にも頑健であった。また、無条件保守主義の変数に Givoly and Hayn (2000)、条件付保守主義の変数として Ball and Shibakumar (2005)を用いた場合にも、主たる分析結果に相違はなかった。

上記の分析に加えて、第5章では倒産リスクを考慮した検証も行っている。倒産リスクが高まると、株主は投資資金の早期回収を図るために、会計数値を機会主義的に嵩上げし、企業からより多くの配当を引き出そうとする（河内山 2012）。そのため、倒産リスクが高くなるほど債権者による過剰なリスク・ヘッジが行われるようになり、負債調達が妨げられる可能性が高くなる。他方、保守主義が株主によるモラル・ハザードの問題を緩和し負債調達を円滑にするのであれば、負債調達がより困難な状況、すなわち倒産リスクが高い場合に保守主義の効力は高まると予想される。分析の結果、倒産リスクが高い場合、無条件保守主義が負債調達に及ぼす影響は大きくなることが確認されている。他方、倒産リスクの高低に関わらず、条件付保守主義と負債調達額の間には統計的に有意な関係は観察されていない。

2-5 第6章のまとめ

第6章では、第2章で導出した3つ目の課題「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の投資行動を効率的にするか」の検証を行っている。負債契約に伴うモラル・ハザードの問題は、企業の投資行動にも影響を及ぼしうる（Hoshi et al. 1991）。株主が機会主義的に行動する可能性がある場合、債権者はこうした可能性を利子率や資金供給量に織り込み、リスク・ヘッジを行おうとする。この結果、企業は十分な資金を調達できなくなってしまい、有望な投資案件に資金を充てられなくなる可能性がある（Myers 1984; Myers and Majluf 1984; Hubbard 1998）。つまり、株主によるモラル・ハザードの問題が横行するようになると、企業は過小投資に陥ってしまう恐れがある。これに対して、保守主義は株主による機会主義的行動を抑制することで、債権者の過剰なリスク・ヘッジを緩和し、過小投資の問題を改善しうる（投資行動効率化効果）。

先に述べた検証課題を分析するにあたって、ここでは内部資金に対する投資の感応度に注目している。内部資金に対する投資の感応度とは、企業の投資水準がどれだけ内部資金に依存しているかを示すものであり、投資の効率性の尺度の1つとされている（Biddle and

Hilary 2006). 2005年から2014年までの20,384企業・年をサンプルとして、保守主義と内部資金に対する感応度との関係を検証した結果、次の2つのことが明らかとなっている。ひとつには、無条件保守主義の程度が高い企業ほど内部資金に対する投資の感応度は低いことが確認されている。いまひとつは、条件付保守主義は内部資金に対する投資の感応度を高めることがわかった。なお、前者の分析結果に関しては、投資水準に研究開発投資を含めた場合、内部資金として短期性の有価証券を加えた場合、また代替的な検証モデルを用いた場合にも頑健であった。さらに、無条件保守主義の変数に Givoly and Hayn (2000)を用いた場合にも、検証結果は一貫していた。他方、後者の結果についてはいくつかの頑健性分析に関して有意な結果が得られていない。

第6章ではこの他に、倒産リスクを加味した分析を行っている。具体的には、倒産リスクの高低によって、保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係が異なるかを検証している。株主によるモラル・ハザードの問題は企業の倒産リスクが高まるにつれて顕在化するため、倒産リスクが高い企業ほど債権者による過度なリスク・ヘッジが行われ、企業の投資は過小になってしまう。これに対して、保守主義が株主の機会主義的行動を抑制することで投資の効率性を改善するのであれば、倒産リスクが高い場合に保守主義の効力は高まると予想される。分析の結果、倒産リスクが高い企業について、無条件保守主義は内部資金に対する投資の感応度をより大きく緩和することが明らかとなっている。その一方で、倒産リスクが高い場合には、条件付保守主義と内部資金に対する投資の感応度との関係は正に大きくなることが確認されている。

2-6 第7章のまとめ

第5章および第6章では、第2章で提示した2つ目の課題「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の負債調達を円滑にするか」と3つ目の課題「無条件保守主義と条件付保守主義は企業の投資行動を効率的にするか」の検証を試みた。第5章からは、無条件保守主義は負債調達を円滑にするのに対して、条件付保守主義と負債調達額との間には有意な関係がないことが確認されている。また第6章では、無条件保守主義は過小投資を緩和する一方で、条件付保守主義には少なくともそのような効果がないことが明らかになっている。これらの検証結果はいくつかの追加的な分析を行った場合にも頑健であるが、それでもまだ内生性の問題が残されている。すなわち、保守主義の程度によって負債調達や投資行動に差をもたらされたのか、あるいは投資機会の差が保守主義の程度に差をもたらしたのかは必ずしも定かではない。

第7章では上記の問題に対処するために、世界金融危機に焦点を当てて先の2つの課題の分析を再度行っている。これは金融危機のような外生的なショックを分析対象とすることによって、内生性の問題を緩和できるためである (Atanasov and Black 2016)。2007年4月から2010年3月までの11,172企業・半期をサンプルとして、保守主義が金融危機後の負債調達と投資行動に及ぼす影響を分析したところ、次の4つのことが明らかとなっている。第

1に、無条件保守主義の程度が高い企業ほど金融危機後に負債でより多くの資金調達を行っている。第2に、無条件保守主義の程度が高い企業ほど金融危機後の投資水準の低下幅が小さい。第3に、条件付保守主義の程度が高くとも金融危機後に負債によって多くの資金調達が行えているわけではない。第4に、条件付保守主義の程度が高くとも金融危機による投資の減少が抑えられるわけではない。なお、これらの分析結果は無条件保守主義の変数に Givoly and Hayn (2000)、条件付保守主義の変数として Ball and Shibakumar (2005)を用いた場合にも頑健であった。また、金融危機期間に関して感応度分析を行っても主たる分析結果は変わらなかった。

上記の分析に加えて、ここでは金融危機時に返済が予定されている債務額の大きさによって、無条件保守主義と条件付保守主義の効果が変化するかを検証している。返済予定の債務が大きい場合、企業はその分追加的な資金が必要となる。しかし、金融危機によって資金調達環境が大きく悪化しているために、追加的な資金調達を行うのは非常に困難であると考えられる。これに対して、保守主義が企業の負債調達を後押しするのであれば、そのような資金需要が高い状況において、保守主義の効力はより顕著に現れると予想される。検証の結果、債務の返済予定額が多い企業に関して、無条件保守主義は金融危機後の負債調達を円滑にし、投資の抑制を緩和させていることが確認されている。その一方で、債務の返済予定額が多い場合にも、条件付保守主義と負債調達あるいは投資行動との間には統計的に有意な関係がないことが観察されている。

第3節 結論と示唆

3-1 本論文の結論

保守主義は会計実務に古くから大きな影響を及ぼしてきたと言われているが、近年になって保守主義が投資家の意思決定有用性を低下させる可能性があるとの懸念から、基準設定機関を中心として保守主義の排除が進められている。しかし、会計は基準設定機関が意図しているような情報としての役割だけでなく契約としての役割も担っており、またこれまでの研究では保守主義が契約における会計の役割を支援していることが指摘されている (Watts 2003)。ゆえに、投資家の意思決定を歪めるとの理由だけで保守主義の排除を決定と、社会的な厚生が歪められてしまう恐れがある。本論文では負債契約における保守主義の役割と経済的な効果を分析することを通じて、基準設定機関による保守主義の排除、すなわち無条件保守主義の排除が日本の経済社会に及ぼす影響の検討を試みた。分析の結果からは、日本の負債契約の下では無条件保守主義には次の3つの効果があることが確認されている。

第1に、過剰配当抑制効果である。株主は時に会計数値を機会主義的に嵩上げすることで、債権者が許容できないほどの配当を得ようとする。他方、保守主義による下方バイアスは会

計数値にかけられた意図的な上方バイアスを相殺し、過度な配当を抑制しうる。保守主義と配当行動との関係を分析した結果、無条件保守主義は過度な配当の支払いを抑制することが確認されている（第4章）。第2と第3の効果はそれぞれ、負債調達円滑化効果と投資行動効率化効果である。株主によるモラル・ハザードが横行するようになると、債権者は資金供給を行うにあたって、利子率を高め設定する、あるいは資金供給量を減少させることでリスクをヘッジしようとする。この結果、企業は負債での資金調達が困難になり、有望な投資案件を取り逃がしてしまうことになる。一方で、保守主義は株主の機会主義的行動を抑制することを通じて、負債調達と投資行動を効率的にしうる。保守主義と負債調達との関係を検証したところ、無条件保守主義は負債調達を円滑にすることが確認されている（第5章・第7章）。また、その結果として、過小投資を緩和し投資の効率性を高めることが明らかとなっている（第6章・第7章）。

本論文の分析結果は、基準設定機関による保守主義の排除は次の2つの点で日本の経済社会にコストとなることを示している。ひとつは、債権者の保護である。債権者は株主による富の搾取から自身の身を守るために、配当を制限するための契約を結び、会計数値にもとづいて当該契約の監視を行う。とりわけ日本の負債契約の下では、無条件保守主義は株主によるモラル・ハザードの問題を軽減することで、会計による債権者保護の機能を後押ししていると言える。しかし、仮に基準設定機関による保守主義の排除が進めば、会計による債権者保護の効力は薄れてしまい、債権者の富は大きく毀損されてしまう可能性がある。もうひとつは、企業の経営活動である。先に述べた通り、株主によるモラル・ハザードの問題は企業の負債調達の妨げとなり、その結果として投資行動をも非効率的にしかねない。他方、日本においては、無条件保守主義は株主の機会主義的行動を抑制することで、資金調達と投資の側面から企業の経営活動を支援していると言える。裏を返せば、これは保守主義の排除が日本企業の経営活動を歪めうることを意味している。特に、日本が負債市場に大きく依存していることをもってすれば、これら2つのコストは決して無視できるものではないと言える。

3-2 本論文の示唆

本論文の検証結果は次の3つの点で示唆を有していると考えられる。第1に、日本の制度設計である。日本ではこれまで、「企業会計原則」の一般原則として保守主義が掲げられていたが、会計基準の国際的収斂化が進み情報としての会計の役割が強調されるようになると、保守主義に関して否定的な見解が示されるようになった。ただし、会計は契約としての役割も担っているために、会計制度の設計には基準設定機関が意図していないような帰結がもたらされることがあり、またこうした帰結を無視すると社会的な厚生が歪みかねない（Watts and Zimmerman 1986; Kothari et al. 2010; 伊藤 1996）。ゆえに、会計制度の設計に至っては、概念フレームワークのように望ましい会計情報の特性を追求するアプローチだけでなく、経済的影響も考慮する必要があると言える（Rappaport 1977）。仮にこのような見解

に立脚するのであれば、日本において保守主義を排除するという意思決定は慎重になるべきであろう。なぜなら、本論文の分析からは、保守主義の排除は会計による債権者保護の機能を形骸化させ、ひいては企業の経営活動の妨げとなることが示唆されており、また日本の負債市場への依存度の高さを加味すれば、その影響は相当程度に大きいと予想されるためである。

第2に、諸外国の制度設計である。本論文の検証からは、日本のように純資産にもとづいて配当制限が行われている場合、保守主義の排除は会計による債権者保護の効力を弱め、企業の経営活動を歪めてしまう可能性があることが示されている。ただし、ここでの議論は日本だけでなく、日本と同じような制度環境を有する国々にも適用可能だと言える。たとえば、ドイツの分配規制を司る普通ドイツ商法典（Handelsgesetzbuch: HGB）では、配当可能財源は①資本準備金の額、②その他利益準備金の額、③繰越利益剰余金の額、④当期純利益の額を合計したものから、⑤法定利益準備金繰入額と⑥配当制限額の合計額を控除することで算定される（HGB §268）。つまり、HGBでは日本と同じように、留保利益基準が採用されていると言える（猪熊 2009）。この意味で、本論文の分析結果は基準設定機関による保守主義の排除がドイツにおいてもコストをもたらすことを示している。このように、会計基準の国際的収斂化と相まって保守主義の排除が世界的に推し進められている昨今においては、本論文の結論は日本だけでなく諸外国の会計制度設計に対しても一定程度の示唆を有していると言える。

第3に、会計研究への知見である。負債契約の観点から保守主義の経済的合理性を検証した研究はこれまでも存在する（Qiang 2007; Zhang 2008; García Lara et al. 2009, 2016; Nikolaev 2010; Balakrishnan et al. 2015）。これらの研究からは、無条件保守主義には負債契約の効率性を改善するような効果がないとの見解が示されている。ただし、ここで得られた検証結果は米国企業を対象としてものものであるために、それを日本に一般化できるかについては議論の余地があると言える。とりわけ、米国では純利益にもとづいて配当財源が計算されているのに対して、日本では純資産を基礎として配当財源が算出されている（猪熊 2009; 中村・河内山 2015）。また、無条件保守主義が純利益に及ぼす影響は限定的であるの一方で、純資産には早期にかつ大きな下方バイアスをもたらす（Beaver and Ryan 2005）。このため、日本の負債契約の下では、無条件保守主義は株主によるモラル・ハザードの問題を緩和し、契約の効率性を高める可能性がある。本論文の検証結果はこれらの見解を支持するものであり、ある種の会計制度がもたらす経済的影響を分析する際には、それを取り巻く制度環境を考慮する必要があることを示している。

第4節 今後の展望

本論文は、負債契約において保守主義が担う役割とその経済的な効果を実証的に分析する

ことによって、基準設定機関による保守主義の排除が日本の経済社会に及ぼす影響を明らかにした。これらの分析結果は日本を含む各国の会計制度の設計に対して示唆を有しているだけでなく、会計研究に対しても新たな知見を提示している点で、政策と研究の両面で一定の貢献があると考えられる。今後は、以下に述べる4つの方向性のもと本論文を拡張することで、より豊かな知見が得られると考えられる。本節ではこれらの点について言及し、本論文の結びとする。

第1に、情動的観点からの保守主義の検討である。基準設定機関は情報としての会計の役割の妨げになるとの懸念から、保守主義の排除を推し進めてきた (FASB 2005)。ただし、保守主義、とりわけ無条件保守主義が投資家の意思決定有用性を低下させるかに関しては、これまで統一的な証拠は得られていない。たとえば、Mensah et al. (2004)は無条件保守主義の高い企業ほどアナリストの予想誤差および予想のバラツキが大きくなることを報告している。これに対して、Balachandran and Mohanram (2011)は無条件保守主義と会計情報の価値関連性の関係を時系列的に分析したところ、無条件保守主義の程度が高まっている時期に価値関連性が低下しているといった証拠を発見できていない。仮に保守主義が投資家の意思決定を歪めないのであれば、保守主義の排除は何らベネフィットを有さないことになる。今後は、この点に関する研究の蓄積を図ることで、会計制度の設計に関してより有益な示唆を与えることができよう。

第2に、異なる利害対立を考慮した検証である。本論文では、債権者と株主の利害対立を検討するにあたって配当政策に着目した。しかし、債権者と株主は配当政策だけでなく、投資政策に関する利害が一致しないことがこれまでの研究から指摘されている (Jensen and Meckling 1976)。たとえば、株主は債権者よりもリスク選好的になる場合があるために、株主は債権者の許容できないほどリスクの高い投資を行うことがある。いわゆる、資産代替の問題である。これまでの研究からは、債権者はこうした投資政策を抑制するために契約を結び、会計数値にもとづいてその監視に努めることが報告されている (Watts and Zimmerman 1986)。ゆえに、こうした資産代替の問題に対しても保守主義が一定の役割を果たす可能性がある。この点に関する検証を行うことによって、保守主義の排除がもたらす影響に関して多角的な議論が行えるようになるであろう。

第3に、複数の制度環境を考慮した分析である。日本と米国では、負債契約における無条件保守主義と条件付保守主義の効果に関して異なる検証結果が得られている (Zhang 2008; García Lara et al. 2016; Balakrishnan et al. 2015; 大橋 2015a, b)。本論文では、こうした相反する分析結果について負債契約の契約形態から説明を試みた。しかし、日米で異なるのは負債契約の契約内容だけではない。たとえば、日本では企業の主たる債権者は主要取引銀行であり、彼らは企業に関して様々な情報を有している (Hoshi et al. 1991)。このような制度はメインバンク・システムとよばれ、日本の企業金融システムの特徴の1つと位置付けられている (Aoki 1990)。ゆえに、日米の検証結果の違いは、本論文で検討した負債契約の契約形態だけでなく、メインバンク・システムのような制度環境にも起因している可能性がある。今

後は、こうした複数の制度環境の違いを考慮に入れることで、これまでの研究に対してより豊かな知見を提示できると考えられる。

第4に、会計基準に対する保守主義の適用である。本論文は無条件保守主義には負債契約において一定の経済合理性があることを示している。この分析結果をもってすれば、負債契約の視点からは会計基準を設定する際に保守主義の考え方を組み込むことが望ましいと言える。ただし、実際の基準設定において保守主義を適用することにはいくつもの問題が付きまとう。たとえば、のれんの償却処理である。本論文の検証からは、負債契約においてはのれんを償却する必要があると考えられるが、償却期間をどの程度にするのかに関しては必ずしも明確な答えがあるわけではない。また、償却期間として特定の年数を設定するのが好ましいのか、ある程度の幅を持たせた方が良いのかについても議論の余地がある。そのため、会計基準を設定する際に保守主義の概念を組み込む場合には、個々の基準ごとに望ましい保守主義のあり方を検討する必要があると言える。

これらの点は今後の展望であり、残された課題としたい。

参考文献

- Accounting Principles Board. 1970. Statement of the Accounting Principles Board No. 4: Basic Concepts and Accounting Principles Underlying Financial Statements of Business Enterprises.
- Ahmed, A. S., Billings, B. K., Morton, R. M., and Stanford-Harris, M. 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, A. S., and Duellman, S. 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 Duellman, S. 2011. Evidence on the Role of Accounting Conservatism in Monitoring Managers' Investment Decisions. *Accounting & Finance* 51 (3): 609–633.
- Ahmed, A. S., and Duellman, S. 2013. Managerial Overconfidence and Accounting Conservatism. *Journal of Accounting Research* 51 (1): 1–30.
- Altman, E. I. 1968. Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *The Journal of Finance* 23 (4): 589–609.
- American Accounting Association. 1966. A Statement of Basic Accounting Theory.
- American Institute of Certified Public Accounts. 1973. Objectives of Financial Statements.
- Aoki, M. 1990. Toward an Economic Model of the Japanese Firm. *Journal of Economic Literature* 28 (1): 1–27.
- Atanasov, V., and Black, B. 2016. Shock-Based Causal Inference in Corporate Finance and Accounting Research. *Critical Finance Review* forthcoming.
- Bagnani, E. S., Milonas, N. T., Saunders, A., and Travlos, N. G. 1994. Managers, Owners, and the Pricing of Risky Debt: An Empirical Analysis. *The Journal of Finance* 49 (2): 453–477.
- Balachandran, S., and Mohanram, P. 2011. Is the Decline in the Value Relevance of Accounting Driven by Increased Conservatism? *Review of Accounting Studies* 16 (2): 272–301.
- Balakrishnan, K., Watts, R., and Zuo, L. 2015. The Effect of Accounting Conservatism on Corporate Investment during the Global Financial Crisis. Working Paper, Massachusetts Institute of Technology.
- Ball, R., Kothari, S. P., and Robin, A. 2000. The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 29 (1): 1–51.
- Ball, R., and Shivakumar, L. 2005. Earnings Quality in UK Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1): 83–128.
- 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): 1333–1339.
- Bates, T., Kahle, K., and Stulz, R. 2009. Why Do U.S. Firms Hold so Much than They Used to? *The Journal of Finance* 64 (5): 1985–2021.
- Beatty, A., Weber, J., and Yu, J. J. 2008. Conservatism and Debt. *Journal of Accounting and Economics* 45 (2-3): 154–174.
- Beaver, W. H. 1998. *Financial Reporting: An Accounting Revolution*. Prentice Hall.
- Beaver, W. H., and Demski, J. S. 1979. The Nature of Income Measurement. *The Accounting Review* 54 (1): 38–46.
- Beaver, W. H., and Ryan, S. G. 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 Ryan, S. G. 2005. Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling. *Review of Accounting Studies* 10 (2-3): 269–309.
- Biddle, G. C., and Hilary, G. 2006. Accounting Quality and Firm-Level Investment Capital. *The Accounting Review* 81 (5): 963–982.
- Biddle, G. C., Hilary, G., and Verdi, R. S. 2009. How Does Financial Reporting Quality Relate to Investment Efficiency? *Journal of Accounting and Economics* 48 (2-3): 112–131.
- Bliss, J. H. 1924. *Management through Accounts*. Ronald Press Company.
- Brown, J. R., and Petersen, B. C. 2011. Cash Holdings and R&D Smoothing. *Journal of Corporate Finance* 17 (3): 694–709.
- Brown, W. D., He, H., and Teitel, K. 2006. Conditional Conservatism and the Value Relevance of Accounting Earnings: An International Study. *European Accounting Review* 15 (4): 605–626.
- Burgstahler, D., and Dichev, I. 1997. Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses. *Journal of Accounting and Economics* 24 (1): 99–126.
- Campello, M., Graham, J. R., and Harvey, C. R. 2010. The Real Effects of Financial Constraints: Evidence from a Financial Crisis. *Journal of Financial Economics* 97 (3) 470–487.
- Chang, X., Dasgupta, S., and Hilary, G. 2006. Analyst Coverage and Financing Decisions. *The Journal of Finance* 61 (6): 3009–3048.
- Chang, X., Dasgupta, S., and Hikiry, G. 2009. The Effect of Auditor Quality on Financing Decisions. *The Accounting Review* 84 (4): 1085–1117.
- Chen, L. H., Folsom, D. M., Paek, W., and Sami, H. 2014. Accounting Conservatism, Earnings Persistence, and Pricing Multiples on Earnings. *Accounting Horizons* 28 (2): 233–260.
- Daniel, N. D., Denis, D. J., and Naveen, L. 2008. Do Firms Manage Earnings to Meet Dividend Thresholds? *Journal of Accounting and Economics* 45 (1): 2–26.
- DeAngelo, H., DeAngelo, L., and Skinner, D. J. 2004. Are Dividends Disappearing? Dividend

参考文献

- Concentration and the Consolidation of Earnings. *Journal of Financial Economics* 72 (3): 425–456.
- Dechow, P., Ge, W., and Schrand, C. 2010. Understanding Earnings Quality: A Review of the Proxies, Their Determinants and Their Consequences. *Journal of Accounting and Economics* 50 (2-3): 344–401.
- Dechow, P. M. 1994. Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18 (1): 3–42.
- Dechow, P. M., Kothari, S. P., and L. Watts, R. 1998. The Relation between Earnings and Cash Flows. *Journal of Accounting and Economics* 25 (2): 133–168.
- DeFond, M. L., and Jiambalvo, J. 1994. Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 (1-2): 145–176.
- Demerjian, P. R., and Owens, E. L. 2016. Measuring the Probability of Financial Covenant Violation in Private Debt Contracts. *Journal of Accounting and Economics* forthcoming.
- Denis, D. J., and Osobov, I. 2008. Why Do Firms Pay Dividends? International Evidence on the Determinants of Dividend Policy. *Journal of Financial Economics* 89 (1): 62–82.
- Dhillon, U. S., and Johnson, H. 1994. The Effect of Dividend Changes on Stock and Bond Prices. *The Journal of Finance* 49 (1): 281–289.
- Dichev, I. D., and Skinner, D. J. 2002. Large-Sample Evidence on the Debt Covenant Hypothesis. *Journal of Accounting Research* 40 (4): 1091–1123.
- Duchin, R., Ozbas, O., and Sensoy, B. A. 2010. Costly External Finance, Corporate Investment, and the Subprime Mortgage Credit Crisis. *Journal of Financial Economics* 97 (3): 418–435.
- Edwards, J. R. 1989. *A History of Financial Accounting*. Routledge.
- Fama, E. F., and French, K. R. 2001. Disappearing Dividends: Changing Firm Characteristics or Lower Propensity to Pay. *Journal of Financial Economics* 60 (1): 3–43.
- Fama, E. F., and MacBeth, J. D. 1973. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy* 81 (3): 607–636.
- Fazzari, S. M., Hubbard, R. G., Petersen, B. C., Blinder, A. S., and James, M. 1988. Financing Corporate Constraints Investment. *Brookings Papers on Economic Activity* 1 (1): 141–206.
- Fenn, G. W., and Liang, N. 2001. Corporate Payout Policy and Managerial Stock Incentives. *Journal of Financial Economics* 60 (1): 45–72.
- Financial Accounting Standards Board. 1980. Statement of Financial Accounting Concepts No. 2: Qualitative Characteristics of Accounting Information.
- Financial Accounting Standards Board. 2005. Joint Conceptual Framework Project: Attachment F.
- Financial Accounting Standards Board. 2010. Statement of Financial Accounting Concepts No. 8: Chapter 1, the Objective of General Purpose Financial Reporting, and Chapter 3, Qualitative Characteristics of Useful Financial Information.

- Francis, B., Hasan, I., and Wu, Q. 2013. The Benefits of Conservative Accounting to Shareholders: Evidence from the Financial Crisis. *Accounting Horizons* 27 (2): 319–346.
- Fukuda, A., and Hirota, S. 1996. Main Bank Relationships and Capital Structure in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 10 (3): 250–261.
- García Lara, J. M., García Osma, B., and Penalva, F. 2009. The Economic Determinants of Conditional Conservatism. *Journal of Business Finance and Accounting* 36 (3-4): 336–372.
- García Lara, J. M., García Osma, B., and Penalva, F. 2014. Information Consequences of Accounting Conservatism. *European Accounting Review* 23 (2): 173–198.
- García Lara, J. M., García Osma, B., and Penalva, F. 2016. Accounting Conservatism and Firm Investment Efficiency. *Journal of Accounting and Economics* forthcoming.
- Givoly, D., and Hayn, C. 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.
- Graham, J. R., and Harvey, C. R. 2001. The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field. *Journal of Financial Economics* 60 (2-3): 187–243.
- Hachiya, T., and Luo, Q. 2005. Investment-Cash Flow Sensitivity and Ownership Structure in Japan. *Japan Journal of Finance* 24 (1): 49–67.
- Harford, J., Mansi, S. A., and Maxwell, W. F. 2008. Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the US. *Journal of Financial Economics* 87 (3): 535–555.
- Hendriksen, E. S. 1977. *Accounting Theory*. Richard D. Irwin.
- Hirota, S. 1999. Are Corporate Financing Decisions Different in Japan? An Empirical Study on Capital Structure. *Journal of the Japanese and International Economies* 13 (3): 201–229.
- Hoshi, T., Kashyap, A., and Scharfstein, D. 1991. Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups. *The Quarterly Journal of Economics* 106 (1): 33–60.
- Hubbard, R. G. 1998. Capital-Market Imperfections and Investment. *Journal of Economic Literature* 36 (1): 193–225.
- International Accounting Standard Board. 2010. Conceptual Framework for Financial Reporting 2010.
- International Accounting Standard Board. 2015. Conceptual Framework for Financial Reporting.
- 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, Hitotsubashi University.
- Ivashina, V., and Scharfstein, D. 2010. Bank Lending During the Financial Crisis of 2008. *Journal of Financial Economics* 97 (3): 319–338.
- Iwasaki, T., Otomasa, S., Shiiba, A., and Shuto, A. 2015. The Role of Accounting Conservatism in

- Executive Compensation Contracts. Working Paper, University of Tokyo.
- Jagannathan, M., Stephens, C. P., and Weisbach, M. S. 2000. Financial Flexibility and the Choice between Dividends and Stock Repurchases. *Journal of Financial Economics* 57 (3): 355–384.
- Jensen, M. C., and Meckling, W. H. 1976. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4): 305–360.
- Jun, S., Jung, M., and Walkling, R. A. 2009. Share Repurchase, Executive Options and Wealth Changes to Stockholders and Bondholders. *Journal of Corporate Finance* 15 (2): 212–229.
- Khan, M., and Watts, R. L. 2009. Estimation and Empirical Properties of a Firm-Year Measure of Accounting Conservatism. *Journal of Accounting and Economics* 48 (2-3): 132–150.
- Kieso, D. E., Weygandt, J. J., and Warfield, T. D. 2013. *Intermediate Accounting 15th Edition*. Wiley Global Education.
- Kothari, S. P., Ramanna, K., and Skinner, D. J. 2010. Implications for GAAP from an Analysis of Positive Research in Accounting. *Journal of Accounting and Economics* 50 (2–3): 246–286.
- Kraus, A., and Litztenberger, R. H. 1973. A State-Preference Model of Optimal Financial Leverage. *The Journal of Finance* 28 (4): 911–922.
- LaFond, R., and Roychowdhury, S. 2008. Managerial Ownership and Accounting Conservatism. *Journal of Accounting Research* 46 (1): 101–135.
- LaFond, R., and Watts, R. L. 2008. The Information Role of Conservatism. *The Accounting Review* 83 (2): 447–478.
- LaPorta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A., and Vishny, R. W. 1997. Legal Determinants of External Finance. *The Journal of Finance* 52 (3): 1131–1150.
- Mathur, I., Singh, M., Nejadmalayeri, A., and Jiraporn, P. 2013. How Do Bond Investors Perceive Dividend Payouts? *Research in International Business and Finance* 27 (1): 92–105.
- Mattessich, R. 2000. *The Beginnings of Accounting and Accounting Thought: Accounting Practice in the Middle East (8000 B.C. to 2000 B.C.) and Accounting Thought in India (300 B.C. and the Middle Ages)*. Routledge.
- Maxwell, W. F., and Stephens, C. P. 2003. The Wealth Effects of Repurchases on Bondholders. *The Journal of Finance* 58 (2): 895–919.
- Mensah, Y. M., Song, X., and Ho, S. S. M. 2004. The Effect of Conservation on Analysts' Annual Earnings Forecast Accuracy and Dispersion. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 19 (2): 159–183.
- Milgrom, P. R., and Roberts, J. 1992. *Economics, Organization and Management*. Prentice-Hall.
- Modigliani, F., and Miller, M. 1958. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *American Economic Review* 48 (3): 261–297.
- Modigliani, F., and Miller, M. H. 1963. Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction. *American Economic Review* 53 (3): 433–443.

- Myers, S. C. 1984. The Capital Structure Puzzle. *The Journal of Finance* 39 (3): 574–592.
- Myers, S. C., and Majluf, N. S. 1984. Corporate Financing and Investment Decisions when Firms Have Information that Investors Do Not Have. *Journal of Financial Economics* 13 (2): 187–221.
- Nikolaev, V. V. 2010. Debt Covenants and Accounting Conservatism. *Journal of Accounting Research* 48 (1): 137–175.
- Nini, G., Smith, D. C., and Sufi, A. 2012. Creditor Control Rights, Corporate Governance, and Firm Value. *Review of Financial Studies* 25 (6): 1713–1761.
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., and Williamson, R. 1999. The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings. *Journal of Financial Economics* 52 (1): 3–46.
- Ortiz-Molina, H. 2006. Top Management Incentives and the Pricing of Corporate Public Debt. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 41 (2): 317–340.
- Pae, J. 2007. Unexpected Accruals and Conditional Accounting Conservatism. *Journal of Business Finance & Accounting* 34 (5-6): 681–704.
- Penman, S. H., and Zhang, X. J. 2002. Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns. *The Accounting Review* 77 (2): 237–264.
- Petersen, M. 2009. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1): 435–480.
- Press, E. G., and Weintrop, J. B. 1990. Accounting-Based Constraints in Public and Private Debt Agreements: Their Association with Leverage and Impact on Accounting Choice. *Journal of Accounting and Economics* 12 (1-3): 65–95.
- 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.
- Rajan, R. G., and Zingales, L. 1995. What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data. *The Journal of Finance* 50 (5): 1421–1460.
- Rappaport, A. 1977. Economic Impact of Accounting Standards: Implications for the FASB. *Journal of Accountancy* 143 (5): 89–98.
- Ruch, G. W., and Taylor, G. 2015. Accounting Conservatism: A Review of the Literature. *Journal of Accounting Literature* (34): 17–38.
- Ryan, S. G. 1995. A Model of Accrual Measurement with Implications for the Evolution of the Book-to-Market Ratio. *Journal of Accounting Research* 33 (1): 95–112.
- Ryan, S. G. 2006. Identifying Conditional Conservatism. *European Accounting Review* 15 (4): 511–525.
- Sakai, K. 2010. Financing Behavior of Japanese Firms. *Japanese Economy* 36 (4): 3–30.
- Sanders, T. H., Hatfield, H. R., and Moore, W. U. 1938. *A Statement of Accounting Principles*.

- American Accounting Association.
- Short, H., Zhang, H., and Keasey, K. 2002. The Link between Dividend Policy and Institutional Ownership. *Journal of Corporate Finance* 8 (2): 105–122.
- Shuto, A., and Kitagawa, N. 2011. The Effect of Managerial Ownership on the Cost of Debt: Evidence from Japan. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 26 (3): 590–620.
- Shuto, A., and Takada, T. 2010. Managerial Ownership and Accounting Conservatism in Japan: A Test of Management Entrenchment Effect. *Journal of Business Finance & Accounting* 37 (7-8): 815–840.
- Shyam-Sunder, L., and Myers, S. C. 1999. Testing Static Tradeoff against Pecking Order Models of Capital Structure. *Journal of Financial Economics* 51 (2): 219–244.
- Sterling, R. R. 1970. *Theory of the Measurement of Enterprise Income*. University Press of Kansas.
- Sweeney, A. P. 1994. Debt-Covenant Violations and Managers' Accounting Responses. *Journal of Accounting and Economics* 17 (3): 281–308.
- Takasu, Y., and Nakano, M. 2012. What Do Smoothed Earnings Tell Us About the Future? *The Japanese Accounting Review* (2): 1–32.
- Titman, S., and Wessels, R. 1988. The Determinants of Capital Structure Choice. *The Journal of Finance* 43 (1): 1–19.
- Truong, T., and Heaney, R. 2007. Largest Shareholder and Dividend Policy around the World. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 47 (5): 667–687.
- Wang, R. Z., Hogartaigh, C., and Ziji, T. 2009. Measure of Accounting Conservatism: A Construct Validity Perspective. *Journal of Accounting Literature* (28): 165–203.
- Watts, R. L. 1977. Corporate Financial Statements: A Product of the Market and Political Processes. *Australian Journal of Management* 2 (1): 53-75.
- Watts, R. L. 1993. A Proposal for Research on Conservatism. Working Paper, Massachusetts Institute of Technology.
- Watts, R. L. 2003. Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications. *Accounting Horizons* 17 (3): 207–221.
- Watts, R. L., and Zimmerman, J. L. 1986. *Positive Accounting Theory*. Prentice-Hall.
- 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.
- Yamey, B. 1977. Some Topics in the History of Financial Accounting in England, 1500-1900 (W. T. Baxter and S. Davidson (Eds.)). *Studies in Accounting*. Routledge).
- Zhang, J. 2008. The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and Borrowers.

- Journal of Accounting and Economics* 45 (1): 27–54.
- 青木茂男. 1994. 「米国企業における後入先出法差額」『會計』145 (6): 834–847.
- 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』5 (4): 153–171.
- 石川博行. 2007. 『配当政策の実証分析』中央経済社.
- 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』9 (2): 33–47.
- 石田惣平. 2015a. 「会計保守主義と企業の現金保有」『一橋商学論叢』10 (1): 46–63.
- 石田惣平. 2015b. 「世界金融危機下における会計保守主義と資金調達制約」『會計プロGRESS』(16): 1–16.
- 石田惣平. 2015c. 「会計保守主義と内部資金に対する投資の観感応度」『経営財務研究』近刊.
- 伊藤邦雄. 1996. 『会計制度のダイナミズム』岩波書店.
- 猪熊浩子. 2009. 「会計基準の国際化と配当可能利益の動向」『国際会計研究学会年報』(2009): 99–109.
- 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.
- 大橋良生. 2015a. 「会計上の保守主義と社債契約」『商學討究』66 (1): 207–243.
- 大橋良生. 2015b. 「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』20 (2) 3–15.
- 岡東務. 2008. 「財務制限条項の研究」『阪南論集社会科学編』44 (1): 123–149.
- 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』47 (5): 177–192.
- 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」.
- 企業会計基準委員会. 2008. 「棚卸資産の評価に関する会計基準」.
- 企業会計基準委員会・国際会計基準審議会. 2007. 「会計基準のコンバージェンスの加速化に向けた取り組みへの合意」.
- 企業会計審議会. 2002. 「固定資産の減損に係る会計基準の設定に関する意見書」.
- 経済安定本部企業制度対策調査会. 1949. 「企業会計原則」.
- 河内山拓磨. 2012. 「倒産直前期における企業の配当行動と利益調整行動」『日本企業研究のフロンティア』(8): 117–129.
- 河内山拓磨. 2014. 「財務制限条項の分配抑制機能に関する実証分析」『一橋商学論叢』9 (1): 36–48.
- 佐々木寿記. 2010. 「ペイアウト政策と機関投資家持分比率の相互関係」『証券アナリストジャーナル』48 (12): 102–112.
- 佐々木寿記・花枝英樹. 2010. 「わが国企業の配当行動のマクロ分析」『経営財務研究』29 (1–2): 2–31.
- 首藤昭信. 2000. 「日本企業の利益調整行動」『産業経理』60 (1): 128–139.

参考文献

- 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. 2013. 「利益調整研究の体系と新動向」『証券アナリストジャーナル』 51 (5): 6–19.
- 須田一幸. 2000. 『財務会計の機能: 理論と実証』 白桃書房.
- 高田知美. 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.
- 中嶋幹・米澤康博. 2010. 「わが国企業の現金保有とペイアウト政策」『現代ファイナンス』 (27): 25–40.
- 中野誠・高須悠介. 2013. 「日本企業の現金保有決定要因分析: 所有構造と取締役会特性の視点から」『日本企業研究のフロンティア』 (9): 55–67.
- 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」『会計』 179 (4): 567–579.
- 中村亮介. 2015. 「保守主義に関する実証研究の動向」(佐々木隆志・石原裕也・溝上達也編著. 『財務会計論究』 森山書店) .
- 中村亮介・河内山拓磨. 2013. 「日本企業における財務制限条項の実態と役割」『会計』 184 (5): 657–669.
- 中村亮介・河内山拓磨. 2015. 「日米比較からみる財務制限条項の現状と課題」『企業会計』 67 (6): 829–835.
- 日本証券業協会. 2013. 「我が国経済の活性化と公募増資等の在り方分科会報告書: 公募増資等のあり方に関する論点整理」 .
- 花枝英樹・芹田敏夫. 2008. 「日本企業の配当政策・自社株買い: サーベイ・データによる検証」『現代ファイナンス』 (24): 129–160.
- 広田真一. 2011. 「日本の大企業の資金調達: 企業の存続確率最大化の観点から」(宮島英昭編著. 『日本の企業統治: その再設計と競争力の回復に向けて』 東洋経済新報社) .
- 堀敬一・安藤浩一・齊藤誠. 2010. 「日本企業の流動性資産保有に関する実証研究: 上場企業の財務データを用いたパネル分析」『現代ファイナンス』 (27): 3–24.
- 八重倉孝. 2007. 「概念フレームワークと実証会計」(齊藤静樹編著. 『討議資料「財務会計の概念フレームワーク」』 中央経済社) .