

2020年3月，関西大学審査学位論文

2020年3月 関西大学審査学位論文

# 社債市場における利益情報の役割

17D4002

向 真央

関西大学大学院商学研究科 商学専攻

## 論文要旨

本論文は、社債市場における利益情報の役割について、財務会計の意思決定支援機能の側面から実証的に明らかにしている。分析を通じて、社債投資家は企業が公表した利益情報を活用し、投資意思決定を行っているということが明らかとなった。また、企業が公表する利益の質が高い場合、企業は負債コストの低下というベネフィットを享受できるということが判明した。

本論文は全7章で構成されている。第1章では、債務契約において起こり得るエージェンシー問題について確認する。その後、債務契約の締結前後における財務会計の機能の説明を通じて、本論文で取り扱う研究範囲が債務契約締結前における会計情報の役割であることを明確にする。

第2章の「先行研究のサーベイ」では、債務契約における利益情報の有用性に関する先行研究のサーベイを行う。また、利益の質を(1)利益の予測可能性および利益平準化、(2)アクルーアルズの質、および(3)保守主義および利益マネジメントに分類した上で、負債コストとの関係について検証している先行研究をサーベイする。

サーベイの結果、社債市場における利益情報の有用性について、イベント・スタディ型の研究からは、利益情報の公表に社債市場が反応している証拠が、価値関連性型の研究からは、利益情報が社債の価値と強い関連性を有している証拠が提示された。

また、(1)利益の予測可能性および利益平準化では、利益の予測可能性および利益平準化と負債コストの間にマイナスの関係があることが明らかにされた。また、(2)アクルーアルズの質では、アクルーアルズの質が負債コストとマイナスに関係することが示された。さらに、(3)保守主義および利益マネジメントでは、保守主義および利益マネジメントと負債コストの関係について提供された実証結果は一貫していないが示された。すなわち、保守主義および利益マネジメントと負債コストの間にプラスの関係があると主張する研究結果と、両者の間にマイナスの関係があると主張する研究結果が混在していた。

第3章から第6章までは実証分析を行う。まず、第3章の「社債市場における利益情報の価値関連性」では、わが国の社債市場において、社債投資家が投資意思決定のために会計情報を活用

しているかどうか、つまり、社債市場において利益情報の価値関連性が存在するかどうかを実証的に検討している。さらに、固定的な請求権が毀損しそうな場合に、利益情報が社債投資家の意思決定にどのような影響を与えるかを考察する。固定的な請求権とは、社債発行から償還までの期間において、確定した利息と元本が得られる社債投資家の権利である。

実証分析の結果、社債リターンを適切に評価するために会計情報、特に会計上の利益情報が社債投資家にとって役立つものであった。また、社債リターンと利益情報の関係は固定的な請求権の毀損可能性によるデフォルト・リスクの程度に依存してより強くなっていることが明らかにされた。公表された利益情報はデフォルト・リスクに応じて価値関連的になると考えられる。さらに、将来キャッシュ・フローの見通しの悪化を招く損失情報は社債市場において有益な情報であった。社債投資家の将来的な期待ペイオフが下方に落ち込んだ場合に、その企業が公表する利益情報は社債市場においてより有用であり、投資意思決定にその情報が反映されている可能性が高い。

これらの統計的証拠は、社債投資家にとって、利益数値が投資意思決定のための有用な情報内容を包含していることを示唆している。つまり、株式市場と同様に、社債市場において会計情報は価値関連的であることが裏付けられた。

次に、第4章の「債務超過企業の財務プロファイルと市場の評価」では、第3章の実証分析から得た社債市場における利益情報の価値関連性がデフォルト・リスクの程度に依存しているという知見に焦点をあてる。社債を発行している企業の中には、経済環境の悪化や会計不正などによって、著しく業績が悪化した企業もある。そのような企業が実際にデフォルトを起こしたような場合には、社債投資家の固定的な請求権が棄損されてしまうことになる。

ここでは、一般的にデフォルト・リスクが高いといわれる債務超過企業を取り上げ、債務超過企業の財務的な特性と株式市場での評価を明らかにしている。さらに、社債を発行している企業が債務超過に陥った際の負債コストを観察する。債務超過企業がデフォルトすることなく、利息や元本が滞りなく支払われるかどうか、また負債コストがどのように変化するかを観察することは社債投資家にとって大いに役立つと思われる。

実証分析の結果、債務超過企業の株式価値を会計利益や自己資本のような伝統的な評価指標で測定することは難しいことがわかった。ただし、自己資本がマイナスであっても、研究開発投資の多寡が株式価値の評価において価値関連性の高い指標になっていた。また、社債を発行している企業が債務超過に陥った場合、格付機関や社債投資家はその企業に対して要求する負債コストを上昇させていることが観察された。

さらに、第5章の「実体的利益マネジメントが社債の負債コストへ及ぼす影響」では、経営者の恣意性によって調整された利益数値が社債市場においてどのような評価を受けているのかを明らかにするために、信用格付けと利回りスプレッドに対する実体的利益マネジメントの影響について検証している。利益マネジメントとは、経営者がある特定の目的を達成するために利益数値を調整する裁量行動のことを指す(乙政, 2004)。経営者の利益マネジメントは、利益の質の低下を招く要因であると考えられる。

実証分析で得られた知見は、実体的利益マネジメントと信用格付けの間にマイナスの関係があることを確認している。これは利益増加(減少)型の実体的利益マネジメントが行われることによって、企業の信用格付けはランクダウン(ランクアップ)する傾向にあることを示唆している。また、実体的利益マネジメントと利回りスプレッド間におけるプラスの関係についても明らかにしている。利益増加(減少)型の実体的利益マネジメントが行われることで、利回りスプレッドは上昇(低下)する傾向にある。これらの結果から、わが国の社債市場において、実体的利益マネジメントと負債コストの間にはプラスの関係があると言える。

そして、第6章の「利益の予測可能性、持続性およびボラティリティと社債の負債コストの関係」では、公表された利益情報が将来の利益を予測できる程度で表される指標が社債の負債コストにどのような影響を及ぼしているのかを検証する。一般に、持続性が高く、ボラティリティが低いほど、利益の予測可能性が高いことがいわれる。したがって、利益の予測可能性や持続性が高くなるほど、またボラティリティが低くなるほど、利益の質は向上すると思われる。

検証の結果、利益の予測可能性や持続性が高くなるにつれて、あるいは、利益のボラティリティが小さくなるにつれて、信用格付けはより上位になる傾向にあることが示された。また、利益

のボラティリティが小さくなるにつれて、利回りスプレッドはより低下する傾向にあるという証拠が提供された。

最終章である第7章「総括と展望」では、本論文のすべての分析を踏まえて、財務会計の意思決定支援機能の側面から、社債市場における利益情報の役割について総括する。また、残された研究課題について述べる。

## 目次

第1章 本論文の目的と構成.....	1
第1節 本論文の目的.....	1
第2節 本論文の構成.....	3
第3節 債務契約における財務会計の機能.....	4
第1項 債務契約におけるエージェンシー問題.....	5
第2項 債務契約における意思決定支援機能と利害調整機能.....	6
第2章 先行研究のサーベイ .....	9
第1節 本章の目的と構成 .....	9
第2節 債務契約における利益情報の有用性 .....	10
第1項 イベント・スタディ型の研究.....	11
第2項 価値関連性型の研究.....	13
第3節 利益の質と負債コストの関係 .....	15
第1項 利益の予測可能性および利益平準化と負債コストの関係.....	17
第2項 アクルーアルズの質と負債コストの関係 .....	21
第3項 保守主義および利益マネジメントと負債コストの関係 .....	27
第4節 結果の要約と今後の課題 .....	40
第3章 社債市場における利益情報の価値関連性.....	42
第1節 本章の目的と構成 .....	42
第2節 仮説の構築 .....	44
第3節 リサーチ・デザイン.....	48
第4節 サンプル選択と基本統計量.....	51
第1項 サンプル選択 .....	52
第2項 基本統計量.....	55
第5節 実証分析の結果.....	58
第6節 追加的検証 .....	60
第1項 デフォルト・リスクの代替的指標 .....	60
第2項 5月末時点での分析.....	63
第3項 代替的リサーチ・デザイン .....	64
第7節 結果の要約と今後の課題 .....	67

第4章 債務超過企業の財務プロフィールと市場の評価.....	71
第1節 本章の目的と構成 .....	71
第2節 債務超過企業の財務プロフィール.....	73
第1項 債務超過企業の定義とサンプル選択.....	73
第2項 債務超過企業の上場維持率 .....	77
第3項 債務超過企業の財務特性.....	79
第4項 自己資本, 研究開発費, および株式時価総額に関するポートフォリオ分析...83	
第3節 実証的分析 .....	85
第1項 当期利益と自己資本が債務超過企業の株式時価総額に与える影響 .....	85
第2項 研究開発費が債務超過企業の株式時価総額に与える影響.....	86
第4節 追加的テスト.....	88
第5節 債務超過企業における社債の負債コスト—事例研究— .....	90
第1項 東芝のケース .....	92
第2項 シャープのケース.....	95
第3項 パシフィック HD のケース .....	99
第6節 おわりに.....	103
第5章 実体的利益マネジメントが社債の負債コストに及ぼす影響 .....	105
第1節 本章の目的と構成 .....	105
第2節 仮説の構築 .....	107
第3節 リサーチ・デザイン.....	111
第1項 実体的利益マネジメントの推定モデル.....	111
第2項 実証分析の推定モデル .....	113
第4節 サンプル選択と基本統計量.....	116
第1項 サンプル選択 .....	116
第2項 基本統計量.....	119
第5節 推定結果.....	120
第6節 頑健性テスト.....	125
第1項 順序ロジットモデル .....	125
第2項 観測値に社債・年を用いた分析.....	125
第7節 まとめと今後の課題.....	128
第6章 利益の予測可能性, 持続性, およびボラティリティと社債の負債コストの関係.130	
第1節 本章の目的と構成 .....	130
第2節 仮説の構築 .....	131
第3節 リサーチ・デザイン.....	134

第1項 利益の予測可能性および持続性の推定モデル .....	134
第2項 利益のボラティリティの推定 .....	135
第3項 実証分析の推定モデル .....	135
第4節 サンプル選択と基本統計量 .....	139
第1項 サンプルの選択 .....	139
第2項 記述統計量と相関係数 .....	142
第5節 推定結果 .....	145
第1項 信用格付けを用いた推定結果 .....	145
第2項 利回りスプレッドを用いた推定結果 .....	149
第6節 頑健性テスト .....	152
第7節 まとめと今後の課題 .....	155
第7章 総括と展望 .....	158
第1節 本論文の総括 .....	158
第2節 本論文の貢献 .....	161
第3節 今後の展望 .....	162
参考文献 .....	164



## 1. 本論文の目的と構成

### 1.1. 本論文の目的

本論文の目的は、社債市場における利益情報の役割に関して実証的に分析することである。企業会計基準委員会が公表する討議資料『財務会計の概念フレームワーク』によると (斎藤, 2007), 財務報告の目的は「投資家による企業成果の予測と企業価値の評価に役立つような企業の財務状況の開示である」(序文) とされている。このフレームワークによると、「投資家とは、証券市場で取引される株式や社債などに投資する者をいい、これらを現に保有する者だけでなく、これらを保有する可能性のある者を含んでいる」(7 項) と記述されている。財務報告の目的が果たされているかどうかは、株式投資家だけでなく社債投資家に対しても、会計情報が有用な情報内容を包含しているかどうか依存する。

これまで株式市場における会計情報の役割に関する実証的証拠は、豊富に積み上げられてきている (Ball and Brown, 1968 ; Beaver, 1968 ; 桜井, 1991 ; 大日方, 2010 ; 薄井, 2015)。それに比べると、社債市場において会計情報がどれほど重要な役割を果たしているのかについての証拠はそれほど多くはない (Holthausen and Watts, 2001 ; 首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)。特に、日本では高利回りの債券であるハイ・イールド債の市場が事実上機能していないことが実証分析を遅らせている可能性がある (首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)<sup>1</sup>。

ただし、わが国の社債発行規模は 2016 年と 2017 年に 10 兆円超えを果たし、個人向け社債の発行額も 1.4 兆円前後を維持している。また、近年において、世界の中央銀行の金融緩和によって金利への低下圧力が一層強まるという背景があるが、低コストで資金を調達しようと多くの企業が起債を急いでいる。そのため、世界中において社債の発行額が膨らんできている (日本経済

---

<sup>1</sup> Tsai (2014) によると、一般に公開取引で透明性を保つ株式と異なり、社債はプライベートな相対取引で行われることもその原因である。

新聞朝刊, 2019年9月19日付, 1頁)。

さらに、日本は、2019年1~9月累計で、10.5兆円と、銀行貸し渋りの影響で社債発行が極端に膨らんだ1998年(10.9兆円)に迫っており、年間では98年の13.7兆円を超え、21年ぶりに最高を更新する可能性がある(日本経済新聞朝刊, 2019年9月19日付, 1頁)。以上のように、わが国企業の社債発行による資金調達活動は活発に行われている(佐藤, 2018)。社債市場における会計情報の役割を分析する意義は高まっているといえよう。

本論文では、財務会計の意思決定支援機能の側面から、社債市場における利益情報の役割について検討する。投資家が社債への投資意思決定を行う際、提供した資金の利息と元本が滞りなく支払われることを期待するため、社債投資家は企業のデフォルト・リスクに関心を寄せていると考えられる(岡部, 1994)。利益情報は、企業の将来キャッシュ・フローを予測するための優れた指標であることから(Dechow, 1994 ; Finger, 1994)、デフォルト・リスクを推定する際に役立つことが知られる(Altman, 1968 ; Ohlson, 1980 ; Zmijewski, 1984)<sup>2</sup>。

社債市場において財務会計の意思決定支援機能が備わっている場合、社債投資家は公表された会計情報(利益情報)について分析することで、企業のデフォルト・リスクを推定するであろう。さらに、社債投資家は推定されたデフォルト・リスクに依拠して、投資のリスクとリターンを見積もり、債権の評価を行うと考えられる(首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)。

本論文では、社債市場における利益情報の有用性に関する先行研究、ならびに利益の質が負債コストに及ぼす影響に関する先行研究をサーベイし、それらの研究動向を体系的に理解する。さらに、サーベイから得た知見をもとに、社債市場における利益情報の価値関連性(value relevance)と利益の質が負債コストに及ぼす影響についての実証研究を行う。その結果、社債投資家は企業が公表した利益情報を活用し、投資意思決定を行っているということが明らかとなった。また、企業が公表する利益の質が高い場合、企業は負債コストの低下というベネフィットを享受できる

---

<sup>2</sup> 実際に会計とファイナンスの初期の実証研究において、利益が信用に関する情報を含むという多くの実証的証拠が提供されており、利益が企業の倒産を予測するということを報告している(Altman, 1968 ; Ohlson, 1980 ; Zmijewski, 1984)。さらに、利益情報に関する信用リスクは、会計情報が信用市場証券(credit market instrument)をプライシングするのにどれほど役立っているかを明らかにしたDuffie and Lando (2001)による理論モデルによっても支持されている。

ということが判明した。

## 1.2. 本論文の構成

本論文は全7章で構成されている。本章の残りでは、債務契約において起こり得るエージェンシー問題について確認する。その後、債務契約の締結前後における財務会計の機能の説明を通じて、本論文で取り扱う研究範囲が債務契約締結前における会計情報の役割であることを明確にする。

第2章では、債務契約における利益情報の有用性に関する先行研究のサーベイを行う。また、利益の質を「利益の予測可能性および利益平準化」、「アクルーアルズ (accruals) の質」、および「保守主義および利益マネジメント」に分類した上で、それらが負債コストにどのような影響を与えるのかについて検証した先行研究をサーベイする。

第3章から第6章までは実証分析を行う。まず、第3章の「社債市場における利益情報の価値関連性」では、わが国の社債市場において、社債投資家が投資意思決定のために会計情報を活用しているかどうか、つまり、社債市場において利益情報の価値関連性が存在するかどうかを実証的に検討している。さらに、固定的な請求権 (fixed claim) が毀損しそうな場合に、利益情報が社債投資家の意思決定にどのような影響を与えるかを考察する。固定的な請求権とは、社債発行から償還までの期間において、確定した利息と元本が得られる社債投資家の権利である。

次に、第4章の「債務超過企業の財務プロファイルと市場の評価」では、第3章の実証分析から得た社債市場における利益情報の価値関連性がデフォルト・リスクの程度に依存しているという知見に焦点をあてる。社債を発行している企業の中には、経済環境の悪化や会計不正などによって、著しく業績が悪化した企業もある。そのような企業が実際にデフォルトを起こしたような場合には、社債投資家の固定的な請求権が棄損されてしまうことになる。

ここでは、一般的にデフォルト・リスクが高いといわれる債務超過企業を取り上げ、債務超過企業の財務プロファイルと株式市場での評価を明らかにしている。さらに、社債を発行している企業が債務超過となった際に、負債コストがどのように変化するかを観察する。債務超過企業

がデフォルトすることなく、利息や元本が滞りなく支払われるかどうか、また負債コストがどのように変化するかを観察することは、社債投資家にとって大いに役立つと思われる。

さらに、第5章の「実体的利益マネジメントが社債の負債コストへ及ぼす影響」では、経営者の恣意性によって調整された利益数値が、社債市場においてどのような評価を受けているのかを明らかにするために、信用格付けと利回りスプレッドに対する実体的利益マネジメントの影響について検証する。利益マネジメントとは、経営者がある特定の目的を達成するために利益数値を調整する裁量行動のことを指す(乙政, 2004)。経営者の利益マネジメントは、利益の質の低下を招く要因であると考えられる。したがって、利益マネジメントの程度が高くなるにつれて、負債コストは上昇すると予測される。

そして、第6章の「利益の予測可能性、持続性およびボラティリティと社債の負債コストの関係」では、公表された利益情報が将来の利益を予測できる程度が、社債の負債コストに与える影響について明らかにすることを目的としている。利益の予測可能性とは、利益情報が将来の利益をどの程度予測できるかで表される指標であり、その程度が高いほど、利益の質は優れていることがいわれる(音川・北川, 2007; 加賀谷, 2009)。

さらに、持続性が高くなるほど、ボラティリティが低くなるほど、利益の予測可能性は高くなることが知られる(若林, 2007; 海老原, 2010)。そのため、利益の持続性が高くなるほど、もしくは、利益のボラティリティが低くなるほど、利益の質は向上すると思われる。したがって、利益の予測可能性や持続性が高くなるにつれて、負債コストは低下すると予測される。また、利益のボラティリティが低くなるにつれて、負債コストは低下すると予測される。

最終章である第7章「総括と展望」では、本論文のすべての分析を踏まえて、財務会計の意思決定支援機能の側面から、社債市場における利益情報の役割について総括する。また、残された研究課題について述べる。

### 1.3. 債務契約における財務会計の機能

### 1.3.1. 債務契約におけるエージェンシー問題

経営者と債権者の間で債務契約が締結されることによって、さまざまな利害対立問題が発生することになる。その原因を説明するのに用いられるのが、経済学におけるエージェンシー理論 (agency theory) である。エージェンシー理論とは、(1) 契約関係を本人 (principal) と代理人 (agent) の関係 (エージェンシー関係) としてとらえ、(2) 代理人の行動が本人の利害と一致しないときに発生する問題の構造を明らかにし、(3) その問題に対処する方法を考察するものである (Jensen and Meckling, 1976 ; Watts and Zimmerman, 1986 ; 須田, 2000 )。

エージェンシー関係にある両者の間には委託関係が存在し、財産の委託者が本人で、財産の受託者が代理人となる。所有と経営の分離した株式会社の場合、資金提供者である株主や債権者が財産の委託者である本人で、経営者が財産の運用決定を行う代理人となる (乙政, 2004) 。

けれども、このエージェンシー理論の前提は、すべての個人が自分の利己心 (self interest) に基づき、自分の期待効用を最大化するような行動を選択するとういうことである。そのために、人と人との間には常に何らかの利害の衝突が存在することになる。「利害の対立」という概念を明示的に取り上げることがエージェンシー理論の中心の特徴である。代理人はいつも本人にとって最適になるような行動をとるとは限らない。代理人と本人の利害の食い違いはエージェンシー問題 (agency problem) を引き起こす (乙政, 2004)。

さらに代理人と本人の間には情報の非対称性 (information asymmetry) が存在し、本人は代理人の実際の行動を完全には観察することができない (稲村, 2007)。この情報の非対称性がエージェンシー問題をさらに深刻化させている。なぜなら、この情報の非対称性が原因で、本人は代理人がとった行動について正確に把握できなくなる場合があり、代理人が契約に違反しない限りで、機会主義的行動 (opportunism) をとる見込みは高まるからである (Jensen and Meckling, 1976; Watts and Zimmerman, 1986; 乙政, 2004)。

債務契約にこのエージェンシー関係を当てはめた場合、資金の委託者である債権者が本人に相当し、資金の受託者である経営者が代理人に相当する。債務契約締結後において、経営者の行動

によって、企業のデフォルト・リスクが上昇した場合、債権者は提供した資金の利息と元本を回収できなくなる恐れが生じてしまう。そのため、債権者は、自らの利益を脅かすような経営者の行動を危惧している。

それにも関わらず、経営者の目標は、債権者の目標と必ずしも一致していないことから、意識的に、あるいは無意識のうちに、経営者は債権者の望まない行動をとることが予想される (岡部, 1994)。たとえば、経営者は、リスクの高い新規事業に手を着けたり、次々に借入れを増やしたりするかもしれない (岡部, 1994)<sup>3</sup>。債務契約において、財務報告に期待される役割は、上記のような経営者と債権者間の権限委託関係から生じるエージェンシー問題を、会計情報の利用を通じて緩和することである。

### 1.3.2. 債務契約における意思決定支援機能と利害調整機能

実証会計理論 (positive accounting theory) のフレームワークに基づいて、債務契約における財務会計の機能を検討する場合、債務契約の締結前と締結後に分けて考察する必要がある (須田, 2000; 首藤, 2008)。

契約締結前における機能は意思決定支援機能と呼ばれ、投資家が資金提供に関する意思決定をする際に、不確実な環境を予測するために会計情報を必要とする状況に関連する (乙政, 2004)。投資家が証券投資の意思決定を行う際、証券の品質を最もよく理解しているのは発行企業であり、投資家はその品質について懐疑的である。したがって、発行企業に情報が偏在する場合、結果として低品質の証券だけが市場に出回り、買い手がつかないおそれがある (須田, 2000)。このエージェンシー問題を逆選択 (adverse selection) といい、取引される財とサービスの品質について、売り手と買い手の間に情報の非対称性がある場合に生じる問題である (Akerlof, 1970)。

債務契約の場合、契約締結前において債権者が投資意思決定を行う際、債権者は、提供した資

---

<sup>3</sup> また、首藤・伊藤・二重作・本馬 (2018) では、経営者、特にオーナー経営者は、債権者よりも株主のために行動するインセンティブを有するため、債権者と株主の間には利害対立が生じることになると述べられている。

金の利息と元本が滞りなく支払われることを期待する。したがって、債権者は債務者である企業のデフォルト・リスクを推定し、その債券を評価していると考えられる (岡部, 1994; 首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)<sup>4</sup>。そこでなされた債券の評価は、たとえば、社債発行や貸出における利率設定や、社債流通市場における価格形成といった意思決定に反映されることが期待される (首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)。

ただし、証券等の発行体の経営者と債権者の間には情報の非対称性が存在しており、その情報の非対称性が大きい場合、債権者は企業のデフォルト・リスクを合理的に推定することが難しいケースもある。

債務契約締結前において財務報告に期待される役割とは、債権者が会計情報を活用して、企業のデフォルト・リスクを適切に推定し、契約条件に反映させることで、逆選択の問題を緩和することである (首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)。債務契約における財務会計の意思決定支援機能は、債権者の資金提供に関する意思決定支援を情報的に援助することを狙いに行っている (岡部, 1994)。具体的には、経営者は信頼性の高い会計情報を強制的あるいは自発的に開示 (investor relations: IR) することで、経営者と債権者間における情報の非対称性を軽減させ、逆選択の問題を防ごうとする。

一方で、契約締結後における機能は利害調整機能と呼ばれ、投資家が経営者の行動を評価 (あるいはコントロール) するために会計情報を必要とする状況に関連する (乙政, 2004)。株主は経営参加権をもっており、株主総会という機関を通じて、企業の経営に携わることで、利害を調整することができるのに対して、債権者は経営参加権をもたない<sup>5</sup>。したがって、経営者が契約締結後に自らの利益を害するような機会主義的な行動を起こしたとしても、債権者は経営者に口出しすることや契約条件などを変更することができず、結果として損失を被るおそれがある (星野,

---

<sup>4</sup> 岡部 (1994) は、返済が確実で、回収が順調にすすむ取引相手を選別するためのスクリーニング (screening) が重要であり、そのスクリーニングに会計情報が利用されていることを述べている。

<sup>5</sup> 企業が倒産した際などにおいては、債権者集会が開催され、その時点での利害調整が行われるが、債権者集会は常設的な機関ではない (星野, 2004)。

2004)<sup>6</sup>。このエージェンシー問題をモラル・ハザードといい、取引相手の行動に関する情報の非対称性によって生じる問題である (須田, 2000)<sup>7</sup>。

債務契約におけるモラル・ハザードの具体例として、経営者は過大投資 (overinvestment)や過少投資 (underinvestment)、資産代替 (asset substitution)、債券の希薄化 (claim dilution) につながる追加借入、過大配当等の機会主義的な行動をとることが挙げられる (稲村, 2009)。

これらのモラル・ハザードを緩和するために期待されるのが財務会計の利害調整機能である。これは、契約締結後における経営者の行動をコントロールすることを狙いにしている (岡部, 1994)。具体的には、債権者は自らの資金を提供する際に、経営者の行動を制限するような会計情報ベースの財務制限条項を設定することで、モラル・ハザードを防ごうとする<sup>89</sup>。

本論文で対象とするのは前者の意思決定支援機能についてである。上述したように、債務契約における財務会計の意思決定支援機能とは、債務契約締結前に企業のデフォルト・リスクを適切に評価し、契約条件に反映させることで、逆選択の問題を防止することである (首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)。すなわち、債権者は会計情報を分析することで、投資のリスクとリターンを見積もり、債権の評価を行うことが期待される (首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)。

---

<sup>6</sup> その他にも、経営者の負債に対する返済の意思は、契約締結前にはいかに強くとも、締結後には弱くなる問題がある (岡部, 1994)。

<sup>7</sup> モラル・ハザードはホールドアップ問題 (hold-up problem) に発展する可能性もある。ホールドアップ問題とは、借りた資金を人質 (hostage) にして、利息の支払い期限に遅れたりするなどして、債権者の回収コストを高くする問題である (岡部, 1995)。

<sup>8</sup> たとえば、稲村 (2012) では 2004 年から 2008 年までの有価証券報告書で条項の内容を開示している企業 501 社をサンプルとして、わが国における財務制限条項の実態調査を行っている。その結果、純資産維持条項と利益維持条項が最も利用されている財務制限条項であるということを明らかにしている。

<sup>9</sup> 中村・河内山 (2018) は、2004 年から 2013 年までをサンプル期間に、わが国企業 1,870 観測値をサンプルとして、財務制限条項の設定に関する決定要因について調査している。その結果、収益性、企業規模、企業年齢および倒産可能性が財務制限条項の設定と有意に関係することを示唆する証拠を得た。



## 2. 先行研究のサーベイ

### 2.1. 本章の目的と構成

企業の主要な資金調達手段として、社債と銀行借入があげられる (胥, 1999)。債権者は自らの資金を企業に提供する際に、その投資に見合った最低限の収益率を要求する。これは負債コストと呼ばれる<sup>10</sup>。

負債コストは、経営者と債権者の間に存在する情報の非対称性が大きくなるにつれて増加する<sup>11</sup>。企業と債権者間の情報の非対称性が大きい場合、債権者は公表された会計情報に対して懐疑的であり、合理的なリスクとリターンの推定を行うことができないからである。したがって、情報の非対称性の軽減に伴って、会計情報が負債コストを低下させているのかどうかは重要な問題となってくる。

本章の目的は、利益の質と負債コストの関係に焦点を当て、実証研究のサーベイを行うことである。利益の質が負債コストに与える影響を検証した先行研究は必ずしも多いわけではない (Defond, 2010 ; Dechow, Ge, and Schrand, 2010)。これまで明らかにされてきた利益の質と負債コストの関係についての研究結果を確認するとともに、わが国における負債コストに関する研究の現状を明らかにしたい。

具体的には、利益の質と負債コストの関係について検証した先行研究を、利益の質の特性に基づいて分類および整理する。その上で、利益の質が債権者の投資意思決定の判断に影響を与え、負債コストと関係しているということ、さらにわが国における負債コストに関する研究の証拠が豊富には積み上げられていないことを指摘する。

ここでは、Dechow, Ge, and Schrand (2010) に基づいて、利益の質を (1) 利益の予測可能性およ

---

<sup>10</sup> 株式発行による資金調達の場合、投資家によって要求される収益率は株主資本コストと呼ばれる。

<sup>11</sup> 情報の非対称性とは取引者の全員に必要な情報が行き渡らず、ごく一部の当事者だけに情報が偏在する現象のことである。つまり、株式および債券の品質について最も理解しているのは発行企業であり、投資家は企業よりも情報劣位の状況に置かれている (須田, 2000)。

び利益平準化, (2) アクルーアルズの質, (3) 保守主義および利益マネジメントの3つに大別する。利益の質を表すそれぞれの特性が、負債コストにどのような影響を及ぼしているのか明らかにすることで、利益の質と負債コストの関係についての理解をより深めることができると思われる。

会計情報と負債コストの関係について、首藤 (2008) と首藤・伊藤・二重作・本馬 (2018) のサーベイ論文が公表されている。首藤 (2008) は、ディスクロージャーされた会計情報と負債コストの関係を整理している。首藤・伊藤・二重作・本馬 (2018) は、債務契約の締結前後で分類し、会計情報の事前的役割と事後的役割について明らかにしている先行研究のサーベイを行っている。

本章がもたらす貢献は、利益の質を上記の3つの点に分類することで、その特性と負債コストの関係を明らかにしている点があげられる。(1) 利益の予測可能性および利益平準化では、利益の予測可能性および利益平準化と負債コストの間にマイナスの関係があることが明らかにされた。また、(2) アクルーアルズの質では、アクルーアルズの質が負債コストとマイナスに関係することが示された。さらに、(3) 保守主義および利益マネジメントでは、保守主義および利益マネジメントと負債コストの関係について提供された実証結果は一貫していないが示された。すなわち、保守主義および利益マネジメントと負債コストの間にプラスの関係があると主張する研究結果と、両者の間にマイナスの関係があると主張する研究結果が混在していた。

本章の構成は、以下のとおりである。第2節は、予備的な議論として債務契約における利益情報の有用性について検討する。第3節では、利益の質について、(1) 利益の予測可能性および利益平準化, (2) アクルーアルズの質, (3) 保守主義および利益マネジメントに分類し、それぞれが負債コストとどのように関係しているのか検討する。最後に第4節では、本章におけるまとめについて述べる。

## 2.2. 債務契約における利益情報の有用性

利益の質と負債コストの関係を検討する上での予備的な議論として、債務契約における利益情

報の有用性を確認する。株式市場における利益情報の有用性に関しては、先行研究によって、多くの実証結果が蓄積されてきた (Ball and Brown, 1968 ; Beaver, 1968 ; 桜井, 1991 ; 大日方, 2010 ; 薄井, 2015)。しかしながら、社債市場における利益情報の有用性に関しては、欧米、日本においてあまり活発にされてきていない (Holthausen and Watts, 2001 ; 首藤, 2008)<sup>12</sup>。債務契約における利益情報の有用性が確認されない場合、利益の質と負債コストの関係を考察しても有意義な議論とはならないと考えられる (首藤, 2008)。

本節では、資本市場における研究に基づいて、社債市場における利益情報の有用性を検証している実証研究を、イベント・スタディ (event study) 型の研究と、価値関連性 (value relevance) 型の研究に分類し、サーベイを行う。社債市場において利益情報が有用な情報内容を包含しているかどうかを確認することで、債務契約における利益情報の有用性について検討する。

### 2.2.1. イベント・スタディ型の研究

資本市場における会計情報の有用性を検証する研究には、会計情報の公表が株価にどのようなインパクトを与えているのかについて検証するイベント・スタディ型の研究と、会計情報と株価にはどのような関係があるのかについて検証する価値関連性型の研究が存在する (太田, 2006 ; 大日方, 2013)。

イベント・スタディ型の研究は、企業による会計情報の公表というイベントの発生に対して、その市場の反応を、イベント発生前後の比較的短い期間において調査することによって、その情報の有用性を検証するという手法を用いる。企業が公表する会計情報に対して、社債市場が反応している場合に、社債投資家はその情報を利用して投資意思決定を行っているとして、その情報には有用な情報内容が存在していると結論づける (Beaver, 1998 ; Kothari, 2001 ; 太田, 2006)。

Bessembinder, Kahel, Maxwell, and Xu (2009) は、社債市場においてイベント・スタディ型の研究

---

<sup>12</sup> この原因について Tsai (2014) は、一般に公開取引で透明性を保つ株式と異なり、社債は個々の取引相手とのプライベートな取引であるため、一般に公表されていなかったことを挙げている。

を用いている研究はわずか 20 編ほどしかないと述べている。その 20 編の研究のうち、利益公表に対する社債市場の反応を検証しているのは、Datta and Dhillon (1993) および Hotchkiss and Ronen (2002) のわずか 2 編である (Bessembinder, Kahel, Maxwell, and Xu, 2009)。Defond and Zhang (2014) は、利益公表に対する社債市場の反応を検証した近年の研究として、Bessembinder, Kahel, Maxwell, and Xu (2009) が取り上げた 2 編の研究に加えて、Easton, Monahan, and Vasvari (2009) および Defond and Zhang (2014) があると述べている。

Datta and Dhillon (1993) は、利益サプライズ (earnings surprise) に対する社債価格の反応を検証した。利益サプライズは、アナリスト予想利益に対する公表された利益の期待外部分である。分析の結果、プラス (マイナス) の利益サプライズに対して、社債価格はプラス (マイナス) に反応していることが明らかになった。Hotchkiss and Ronen (2002) は、利益サプライズに対する社債価格と株価の反応を比較検証し、社債市場における利益情報の有用性に加えて、社債市場が株式市場と同等に効率的であることも明らかにしている<sup>13</sup>。

社債市場における利益情報の有用性は、社債投資家のもつ企業に対する固定的請求権 (fixed claim) が原因で、発行企業のデフォルト・リスクによる影響を受けることが考えられる<sup>14</sup>。固定的請求権とは、企業の業績に関わらず、元本と利息の一定のペイオフ (payoff) を受けるという契約に基づいた請求権である (Plummer and Tse, 1999)。つまり、企業価値上昇に伴う社債投資家の値上がり期待は限定的である。他方、企業価値が低下している際には、元本や利息に対する請求権が棄損する可能性がある。自らに対するペイオフの上限はある一定で持続するにも関わらず、下限はゼロまで落ちることから、社債投資家は非線形なペイオフ関数 (nonlinear payoff function) のもとにいるとされる。

このような非線形なペイオフ関数から、社債投資家は社債がデフォルトになることなく、利息と元本が滞りなく支払われることを期待しており、企業のデフォルト・リスクに関心を寄せてい

---

<sup>13</sup> Hotchkiss and Ronen (2002) は、両者の市場の効率性を比較するために、日中と日次の社債価格が入手可能な 55 のハイ・イールド債 (high-yield bonds) をサンプルとして検証を行った。

<sup>14</sup> 株主は残余請求権 (residual claim) をもつ。残余請求者として、株主の値上がり期待 (upside potential) は無制限でありながら、株主がもつ有限責任によって、株主の下振れリスク (downside risk) は、投資に対して限定的であるとされる (Plummer and Tse, 1999)。

ると考えられる。

以上のような背景から Easton, Monahan, and Vasvari (2009) は、利益サプライズと利益変化の符号によって、それを Good news と Bad news に識別し、社債価格は Good news と比べて、Bad news により大きく反応することを明らかにした<sup>15</sup>。さらに、信用格付けが投資不適格かどうかによって、デフォルト・リスクの高い企業と低い企業に識別し、デフォルト・リスクの高い企業が公表する利益情報の方が、低い企業が公表する利益情報よりも有用性が高いことを示唆する結果も得ている。

Defond and Zhang (2014) は、利益サプライズの符号によって Good news と Bad news に識別し、社債価格の反応における適時性 (timeliness) について検証した。その結果、株式市場は利益公表の後に Bad news の大部分を織り込んでいるのに対して、社債市場は利益公表の前に Bad news の大部分を織り込んでいることを示唆する証拠を得た。これは、Bad news に対する社債価格の反応が株価の反応よりも適時的であることを意味する。さらに、Bad news に対する社債価格の反応が、Good news に対する反応よりも適時的であることを示唆する証拠も得ている。

## 2.2.2. 価値関連性型の研究

会計情報の公表に対する市場の反応を調査するイベント・スタディ型の研究とは異なるアプローチで、会計情報の有用性を調査する手法として価値関連性型の研究がある。価値関連性の定義は必ずしも明瞭ではなく、研究者によって幾分異なっているが、現在における共通理解としては、調査対象の会計数値と何らかの市場価値の測定値との間の統計的に有意な関係であると考えられる (Barth, 2000 ; Lo and Lys, 2000 ; Holthausen and Watts, 2001 ; 太田, 2006)。価値関連性型の研究とは、企業評価における様々な会計数値の有用性を検証する目的で、市場価値 (またはその価値の変化) とそれらの数値との間の実証的関連を調査する研究のことである (太田, 2006 ; 大日方,

---

<sup>15</sup> Easton, Monahan, and Vasvari (2009) は、利益公表日の前後における社債の取引量についても検証しており、利益公表日の前と比べて、利益公表日の後で社債の取引量は増加していることを明らかにした。

2010)。

Ziebart and Reiter (1992) は、新行債をサンプルにして、財務情報と信用格付けと利回りの関係について分析している。その結果、社債発行の直前に公表された利益情報 (純利益/総資産) は信用格付けを通じて間接的に利回りに影響を与えていることが明らかにされた。

Plummer and Tse (1999) は、利益情報の有用性が株式市場と社債市場で異なるかを明らかにするために、年次ベースの利益変化に対する株価と社債価格の長期的な関係について検証した。その結果、以下の2点を明らかにしている。第1に、信用格付けが下位になるにつれて、利益情報と社債の価値関連性は強まる一方で、利益情報と株式の価値関連性は、弱まるということである。

第2に、利益情報と社債の価値関連性は、利益を報告した企業よりも損失を報告した企業に対して、より強まるということ、またそれとは反対に、利益情報と株式の価値関連性については、損失よりも利益を報告した企業に対して、より強まるということである。

さらに前出の Easton, Monahan, and Vasvari (2009) は、年次ベースの利益サプライズと利益変化に対する社債価格の長期的な関係についても検証を行っている。その結果、利益サプライズと利益変化は社債価格と有意に関係しており、社債の価値関連性を示唆する証拠を得ている。また、その価値関連性は Bad news に対して、あるいはデフォルト・リスクの高い企業に対して、より強くなるということも明らかにしている。

Baik, Kim, Kim, and Lee (2015) は、2007年から2012年の調査期間において、社債を発行している韓国企業を対象に、社債市場における利益情報の価値関連性が確認されるのか、また近年の金融危機の期間において、その利益情報の価値関連性は高まるのかという2点について検証した。

検証の結果、韓国の社債市場においても、利益情報の価値関連性が存在していることを示唆する証拠を得ている。加えて、金融危機の期間において、その価値関連性は、より強くなることを明らかにしている。

最後に Givoly, Hayn, and Katz (2017) は、社債を発行している米国企業を対象に、社債市場における会計情報の価値関連性の動向について調査した。具体的には、社債リターンと利回りスプレッドを被説明変数に挿入し、利益情報 (利益変化) を含む会計情報を説明変数に挿入した2つの

モデルを構築し、それらモデルの年度ごとの決定係数の推移を確認している。その結果、近年に向かつて、社債市場における会計情報の価値関連性は有意に上昇傾向にあることを明らかにした<sup>16</sup>。

### 2.3. 利益の質と負債コストの関係

本節では、利益の質が負債コストに与える影響について検討する。負債コストの代理変数として用いられる指標については、各々の研究によって幾分異なっており、統一された指標はない。しかしながら、サーベイを行った結果、以下の5つが主な指標として用いられていることがわかった。すなわち (1) 金利, (2) 支払利息, (3) 信用格付け, (4) 金利スプレッド, (5) 利回りスプレッドである。

Dechow, Ge, and Schrand (2010) は、利益の質を、利益の特性 (properties of earnings), 利益に対する投資家の反応度 (investor responsiveness to earnings)<sup>17</sup>, および、利益の虚偽記載に関する外部指標 (external indicators of earnings misstatements) の3つに大きく分類する。その上で、利益の特性にまつわる利益の質として、利益の持続性 (earnings persistence), 利益平準化 (earnings smoothness), 異常アクルールズ (abnormal accruals), 非対称な適時性と損失認識の適時性 (asymmetric timeliness and timely loss recognition), ベンチマークの達成 (target beating) の5つを取りあげている。

利益の持続性では、持続性の程度が大きい利益ほど、株式評価モデル (equity valuation model) に対して、より優れた情報 (inputs) をもたらすため、利益の質も高くなることが言われる (Dechow, Ge, and Schrand, 2010)。また、Dichev and Tang (2008) や海老原 (2010) では、利益の持続性が高くなるほど、利益の予測可能性も高くなるということ、また、利益のボラティリティが小さいほど、利益の持続性は高いことが明らかにされている。

---

<sup>16</sup> Givoly, Hayn, and Katz (2017) は、株式市場における価値関連性は有意に低下傾向にあることも明らかにしている。

<sup>17</sup> たとえば、利益反応係数 (ERC) などが挙げられる。

利益平準化は、一般に、何らかの方法によって、企業が正常であると考えている（あるいは期待している）利益の水準に近くなるように、その変動を抑制することであるといわれる（善積，2016）。また，中野・高須（2012）は過去に会計発生高を通して会計利益が平準化されているほど，将来利益に対するアナリストの利益予想誤差が小さくなることを示している。これは，利益平準化の程度が高いほど，利益の予測可能性が高くなりうることを示唆している。

異常アクルーアルズは，経営者の利益マネジメントや会計制度の適用によって引き起こされた歪み（distortions）を捉えるものであるとされる（Dechow, Ge, and Schrand, 2010）。多くの研究では，アクルーアルズを正常アクルーアルズ（normal accruals）と異常アクルーアルズ（abnormal accruals）に分解し，異常アクルーアルズの程度が高くなるほど，利益の質は低くなると評価している（Dechow, Ge, and Schrand, 2010）。

非対称な適時性と損失認識の適時性は，マイナスの株式リターンがプラスの株式リターンよりも適時に会計利益に反映されるという意味での保守主義の存在を表しており（Dechow, Ge, and Schrand, 2010），条件付保守主義（conditional conservatism）とも呼ばれている（金森, 2009；大橋, 2015a）。

ベンチマークの達成は，損失回避，減益回避，アナリスト予想利益を満たすといった特定の利益ベンチマークを目標とする利益マネジメントを表す。利益ベンチマークに関する利益マネジメントの分析では，利益分布アプローチ（earnings distribution approach）と呼ばれる分析手法を用いる。利益分布アプローチとは，報告利益をヒストグラムの形で示すことによって，利益マネジメントの有無を判断する方法である。

損失回避の検証であれば報告利益の水準を，減益回避の検証であれば当期と前期の報告利益の差額を分布させ，分布のゼロ付近の不規則性を視覚的に確認する。具体的には，分布におけるゼロの左側の観測値を極端に少なく，右側の観測値が異常に多ければ，利益マネジメントが行われたと判断される（Burgstahler and Dichev, 1997；首藤, 2010)<sup>18</sup>。

---

<sup>18</sup> しかしながら，Dechow, Ge, and Schrand (2010) は，ベンチマークの達成を利益マネジメントの一般的な代理変数として利用することについて，根拠のない主張であると述べている。



以上の特性を踏まえて、本章では、利益の質を (1) 利益の予測可能性および利益平準化, (2) アクルーアルズの質, (3) 保守主義および利益マネジメントの 3 つに大別し、負債コストとの関係について検証した研究を取り上げる。

### 2.3.1. 利益の予測可能性および利益平準化と負債コストの関係

利益の予測可能性とは、公表された利益情報が将来の利益を予測できる程度で表される指標である。わが国の企業会計基準委員会が公表する討議資料『財務会計の概念フレームワーク』によると (斎藤, 2007), 財務報告の目的は「投資家による企業成果の予測と企業価値の評価に役立つような企業の財務状況の開示である」(序文) とされている。このような規定に鑑みれば、予測可能性は利益が備えるべき重要な特性であり、予測可能性の高い利益は高品質であるといえる (音川・北川, 2007)。

また、一般的に、利益平準化の程度が高くなる (利益のボラティリティが低くなる) ほど、利益の予測可能性も高くなることがいわれる。したがって、利益平準化の程度が高くなる (利益のボラティリティが低くなる) につれて、利益の質も向上すると考えられる。ここでは、利益の予測可能性および利益平準化と負債コストの関係について検討する。

Crabtree and Maher (2005) は、利益の予測可能性が高く (低く) なるにつれて、社債投資家が利息と元本を受け取る可能性は高くなるため、企業に課される負債コスト (利回りスプレッド・信用格付け) は低下 (上昇) すると予測する。この予測を検証するために、新発債を発行する米国企業を対象に、利益の予測可能性と利回りスプレッドの関係、ならびに利益の予測可能性と信用格付けの関係を観察している。

利益の予測可能性には、利益サプライズの絶対値に対する 5 年間の平均値が用いられる。この値が小さくなるほど、利益の予測可能性は高くなると仮定される。検証の結果、利益の予測可能性が高く (低く) なるにつれて、負債コストは低下 (上昇) することを示す証拠を得た。

Gassen and Fülbier (2015) は、欧州 24 カ国の非上場企業をサンプルに、利益平準化の程度と負

債コスト（実行金利）の関係について検証している<sup>19</sup>。利益平準化の程度が大きくなるほど、利益のボラティリティは低くなり、財務諸表の信頼性は高くなるということが知られる（Khan and Bradbury, 2014）。これは結果として情報の非対称性の軽減につながるため、利益平準化の程度が大きいかほど、企業はより低い負債コストを享受できると思われる。

Gassen and Fülbier (2015) は、利益平準化の程度を測定するために、まず Leuz, Nanda, and Wysocki (2003) や Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2004) に基づいて、利益のボラティリティとキャッシュ・フローのボラティリティの比率を用いて、一般的な利益平準化の程度を表す測定値を求める。次に、一般的な利益平準化の程度を表す測定値に含まれる企業の営業環境と経営者インセンティブの効果を除くために、それら効果を代理する変数と先ほど求めた利益平準化の程度を表す測定値を直交させ、そこから得た残差を利益平準化の程度の代理変数として利用している。検証を行った結果、利益平準化の程度は負債コストと有意にマイナスに関係しており、予測を支持する証拠を得ている。

Persakis and Iatridis (2015) は 18 カ国を対象に、137,091 企業・年の観測値をサンプルとして利用した上で、利益平準化の程度と負債コスト（支払利息）の関係を検証した<sup>20</sup>。

具体的には、2008 年に生じた金融危機および投資家保護の水準を基に、Leuz (2010) で用いられた 3 つのクラスターに分類している<sup>22</sup>。クラスター1 には債権者保護と法的施行が強い国、クラスター2 には法的施行が強い国、クラスター3 には法的施行が弱い国が含まれている。

検証の結果、金融危機前のクラスター1 とクラスター3 においては、利益平準化の程度が高く（低く）なるにつれて、負債コストが低下（上昇）することを示唆するマイナスの関係が観察されたが、金融危機に直面した場合、両者の間に有意な関係は見受けられなくなった。また、金融危

---

<sup>19</sup> 実行金利は、支払利息を長期有利子負債（long-term debt）の合計と銀行ローン（bank loans）の合計の平均で除して求める。

<sup>20</sup> Persakis and Iatridis (2015) は利益平準化の他に、保守主義、アクルーアルズの質、利益の持続性、利益の予測能力など計 9 つの利益の質に対しても同様の検証を行っている。

<sup>21</sup> Persakis and Iatridis (2015) は、利益平準化の程度を表す代理変数として、Leuz, Nanda, and Wysocki (2003) と Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2004) で採用されている、利益ボラティリティとキャッシュ・フローのボラティリティの比率を用いている。

<sup>22</sup> 例えば、クラスター1 には豪州や英国など、クラスター2 には仏国や独国など、クラスター3 には伊国や葡国などがある。

機前のクラスター2 において、利益平準化の程度と負債コストの間に有意な関係は観察されなかったが、金融危機に直面した場合には、両者の間にマイナスの関係が観察された。

さらに Huq (2016) はスウェーデン企業を対象に、利益のボラティリティと負債コスト (金利) の関係を検証した。Huq (2016) は利益のボラティリティの代理変数として、EBITDA (excluding interest, tax, depreciation and amortization) の2年間の標準偏差を利用している。その結果、利益のボラティリティと負債コストの関係は有意にプラスであり、これは利益のボラティリティが高く (低く) なるにつれて、負債コストが上昇 (低下) することを示唆している。

高須 (2012) は、社債を発行しているわが国企業を対象に、流通利回りを利用し、利益平準化の程度が負債コスト (利回りスプレッド) にどのような影響を与えているのかを検証している。その結果、利益平準化の程度と社債の負債コストの間に有意にマイナスの関係が存在することが確認された。これは、わが国企業を対象とした場合でも、利益平準化の程度が高く (低く) なるほど、負債コストは低下 (上昇) する傾向にあることを示している<sup>23</sup>。

---

<sup>23</sup> 高須 (2012) も Leuz, Nanda, and Wysocki (2003) と Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2004) で採用された方法で、利益平準化の程度を測定している。

表 2-1. 利益の予測可能性および利益平準化と負債コストの関係についての先行研究

論文	サンプルと調査期間	負債コストの代理変数	利益の質の代理変数	主な調査結果
Crabtree and Maher (2005)	1990-2000 年を調査期間とし、Moody's からデータ所得可能な 1,768 観測値をサンプルとする。	利回りスプレッド 信用格付け	利益の予測可能性	利益の予測可能性が高く (低く) なるにつれて、利回りスプレッドはより低下 (上昇) すること、また信用格付けはより上位 (下位) になることを明らかにした。
高須 (2012)	1992-2001 年を調査期間とし、日本企業を対象に、56,832 観測値をサンプルとする。	利回りスプレッド	利益平準化	利益平準化の程度が高く (低く) なるにつれて、利回りスプレッドはより低下 (上昇) することを明らかにした。
Gassen and Fülbier (2015)	1998-2007 年を調査期間とし、欧州 24 カ国の非上場企業を対象に、708,990 観測値をサンプルとする。	実行金利	利益平準化	利益平準化の程度が高く (低く) なるにつれて、実行金利はより低下 (上昇) することを明らかにした。
Persakis and Iatridis (2015)	2005-2012 年を調査期間とし、18 カ国の企業を対象に、137,091 観測値をサンプルとする。	支払利息	利益平準化	利益平準化の程度が高く (低く) なるにつれて、支払利息がより低下 (上昇) することを明らかにした。さらに、その関係は国の債権者保護と法的施行の程度、そして金融危機の影響を受けることを明らかにした。
Huq (2016)	2006-2013 年を調査期間とし、スウェーデン企業を対象に、677,000 観測値をサンプルとする。	金利	利益のボラティリティ	利益のボラティリティが高く (低く) なるにつれて、金利はより上昇 (低下) することを明らかにした。

### 2.3.2. アクルーアルズの質と負債コストの関係

次に、アクルーアルズの質と負債コストの関係について検討する。アクルーアルズとは、発生主義会計に基づいて計上された会計利益と、現金主義会計によって計上されたキャッシュ・フローの差額概念である。

アクルーアルズの質は、会計の質や財務報告の質などの代理変数として利用されている。さらに、アクルーアルズは経営者に恣意性の入り込む余地を与えることから、利益マネジメントや保守主義の代理変数としても多く利用されている (首藤, 2010)。利益マネジメントと保守主義については、後述の「2.3.3. 保守主義および利益マネジメントと負債コストの関係」で取り扱う。ここでは、アクルーアルズそのものを利益の質の代理変数の1つとして捉えている研究をサーベイし、アクルーアルズの質と負債コストの関係について検討する。

利益の質における一般的な解釈では、キャッシュ・フローとの乖離が小さい利益の方が望ましいと考えられる (Dechow, Ge, and Schrand, 2010)。Dechow and Dichev (2002) は、当期のアクルーアルズを被説明変数に、前期キャッシュ・フロー、当期キャッシュ・フロー、次期キャッシュ・フローを説明変数に挿入した回帰モデルを推定し、そこから得た残差の5年間の標準偏差をアクルーアルズの質としている。この値が大きくなるにつれて、利益の質は低くなると捉えられる。

Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2005) は、アクルーアルズの質が将来キャッシュ・フローの不確実性を意味する情報リスクと関係することを述べている。ここで情報リスクとは、投資意思決定のために必要な情報の質が低いために生じるリスクを指す (首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)。情報リスクの高い企業に対して、投資家はより高いリスク・プレミアムを要求すると考えられるため、当該企業に課される負債コストは上昇すると予測される。

Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2005) は、米国企業を対象に、情報リスクの代理変数として、Dechow and Dichev (2002) に基づいて測定したアクルーアルズの質を利用し、負債コスト (支払利息) との関係を検証した。その結果、予測と整合的に、両者の間に有意にマイナスの関係があることを明らかにし、アクルーアルズの質が低くなるにつれて、負債コストは上昇することを

示している。

さらに、Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2005) は、Dechow and Dichev (2002) に基づいてアクルーアルズの質を生来的 (innate) 部分と裁量的 (discretionary) 部分に分けた場合の検証も行っている<sup>24</sup>。その結果、それぞれのアクルーアルズの質と負債コストは有意に関係しているが、裁量的アクルーアルズの質と比べて、生来的アクルーアルズの質の方が負債コストと強く関係することを明らかにした。

Lu, Chen, and Liao (2010) は、米国における社債の債務契約を対象に、アクルーアルズの質と負債コスト (利回りスプレッド) の関係を検証し、アクルーアルズの質と利回りスプレッドの間に有意にマイナスの関係があることを明らかにした。この結果は、社債の債務契約においても、アクルーアルズの質が低く (高く) なるにつれて、負債コストが上昇 (低下) することを意味している。

Gray, Koh, and Tong (2008) は、社債の債務契約が少なく、銀行ローンの債務契約が多い豪州を対象にして、Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2005) と同様の研究を行っている。Gray, Koh, and Tong (2008) は、債権者のタイプを銀行などの機関投資家と公的な社債投資家に区別している。銀行などの私的債権者 (private lenders) は、公的な社債投資家である公的債権者 (public lenders) よりも財務情報および事業情報に精通していることから、銀行ローンの債務契約における情報の非対称性は、社債の債務契約の場合よりも、小さいと考えられる。さらに私的債権者は公的債権者よりも優れたモニタリングの役割を果たすことから、社債の債務契約と比べて、銀行ローンの債務契約では、財務報告における経営者の機会主義的な行動が、より制限されると考えられる (Gray, Koh, and Tong, 2008)。

検証の結果、銀行ローンの債務契約において、アクルーアルズの質および裁量的アクルーアルズの質と負債コスト (支払利息) の間に有意な関係を確認することはできなかった。一方で、生来的アクルーアルズの質が低く (高く) なるにつれて、負債コストが上昇 (低下) することを示唆

---

<sup>24</sup> 具体的には、アクルーアルズの質を被説明変数に、規模、営業キャッシュ・フローの標準偏差、売上高の標準偏差、営業サイクルの期間、損失の実現を説明変数に挿入したモデルを推定する。そこから得た予測値をアクルーアルズの質における生来的部分とし、残差をアクルーアルズの質の裁量的部分とし代理している。

する証拠を得た。これは銀行ローンの債務契約が多いという豪州の特徴によって、情報リスクが緩和されることを示唆している。

Bharath, Sunder, and Sunder (2008) は、情報の入手可能性、モニタリング能力、契約上の条項設定に対する柔軟性、そして契約の再交渉コストに関して、私的債権者は公的債権者よりも優位な立場にあると述べる。私的債権者は、それら優位性を活かして、会計情報の質を価格項目（例えば、金利）と価格以外の項目（例えば、満期や担保）の両方に反映させると予測される。その一方で、そのような優位性をもたない公的債権者は価格項目に依存することから、公的債権者は私的債権者よりも価格項目により大きく反映させると予測される。

Bharath, Sunder, and Sunder (2008) は、銀行ローンの債務契約におけるサンプルと社債の債務契約におけるサンプルで、アクルーアルズの質が契約条件（金利スプレッド、満期、担保）に及ぼす影響について調査した<sup>25</sup>。

その結果、以下の3点を明らかにしている。第1に、私的債権者と公的債権者は両者とも、金利スプレッドにアクルーアルズの質を反映させているということである。第2に、満期と担保に対して、私的債権者はアクルーアルズの質を反映させているが（アクルーアルズの質が高くなるにつれて、満期は長く設定され、担保は設定されない傾向にある）、公的債権者は反映させていないということである。第3に、アクルーアルズの質と社債の金利スプレッドの関係は、銀行ローンとの関係と比べて強いということである。これらの結果は私的債権者と公的債権者の性格の違いが、債務契約における会計情報の利用に影響を与えていることを示唆するものであり、予測と整合的である。

Spiceland, Yang, and Zhang (2016) は、先行研究においてアクルーアルズの質と負債コストの関係が検証される際、債務契約における情報の非対称性を緩和させるための重要なメカニズムである財務制限条項の役割については無視されてきたことを指摘する（Arena, 2011）。

そこで、Spiceland, Yang, and Zhang (2016) は、これらの関係に財務制限条項の影響を考慮にい

---

<sup>25</sup> Bharath, Sunder, and Sunder (2008) は、Dechow and Dichev (2002), Teoh, Welch, and Wong (1998) および Dechow, Sloan, and Sweeney (1995) に基づいて、裁量的アクルーアルズを測定し、それら3つの裁量的アクルーアルズの測定値を合成することで、会計情報の質の代理変数として利用する。

れ、それら3つの関係について検討した<sup>26</sup>。その結果、以下の3点について明らかにしている。

第1に、アクルーアルズの質が低くなるにつれて、財務制限条項が設定される数は増加する傾向にあるということである。第2に、財務制限条項が設定されることによって、アクルーアルズの質が低い企業に課される負債コスト（金利スプレッド）は低下する傾向にあるということである。そして第3に、財務制限条項の設定は、情報リスクを低減させ、負債コストの低下を招くが、財務制限条項を設定するよりも、アクルーアルズの質を向上させる方が、負債コストを低下させることができるということである。

わが国企業を対象に、アクルーアルズの質と負債コストの関係を検証した研究に、高須（2012）と Shuto, Kitagawa, and Futaesaku (2017) がある<sup>27</sup>。高須（2012）は、社債の流通利回りを利用して、また、Shuto, Kitagawa, and Futaesaku (2017) は、新発債の発行利回りを利用して、アクルーアルズの質と社債の利回りスプレッドとの関係を検証した<sup>28</sup>。検証の結果、アクルーアルズの質と利回りスプレッドの間に有意にマイナスの関係があることを明らかにした。この結果は、アクルーアルズの質が高く（低く）なるにつれて、社債の負債コストは低下（上昇）する傾向にあることを示唆しており、Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2005) とも整合的である。

さらに、Shuto, Kitagawa, and Futaesaku (2017) では、わが国特有のメインバンク制を考慮にいれている。メインバンクをもつ企業が高いデフォルト・リスクに晒されている場合、アクルーアルズの質と負債コスト間の関係は観察されなくなることを明らかにしている。

---

<sup>26</sup> Spiceland, Yang, and Zhang (2016) は Dechow and Dichev (2002) に基づいて、アクルーアルズの質を測定している。

<sup>27</sup> 須田・竹原（2008）は、アクルーアルズの質ではないが、アクルーアルズが社債の利回りスプレッドに影響を及ぼすのかについて検証しており、両者の間に有意にプラスの関係があることを明らかにした。

<sup>28</sup> 高須（2012）は Dechow and Dichev (2002) に基づいて、Shuto, Kitagawa, and Futaesaku (2017) はそれを発展させた McNichols (2002) に基づいて、アクルーアルズの質を測定する。



表 2-2. アクルーアルズの質と負債コストの関係についての先行研究

論文	サンプルと調査期間	負債コストの代理変数	主な調査結果
Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2005)	1970-2001 年を調査期間とし、Compustat からデータを所得可能な 91,280 観測値をサンプルとする。	支払利息	アクルーアルズの質が高く (低く) なるにつれて、支払利息がより低下 (上昇) することを明らかにした。さらに、裁量的アクルーアルズの質と比べて、生来的アクルーアルズの質の方が支払利息と強く関係することを明らかにした。
須田・竹原 (2008)	1997-2004 年を調査期間とし、日本企業を対象に、1,880 観測値をサンプルにする。	利回りスプレッド	アクルーアルズの程度が高く (低く) なるにつれて、利回りスプレッドがより上昇 (低下) することを明らかにした。
Gray, Koh, and Tong (2008)	1998-2005 年を調査期間とし、米国企業を対象に、2,057 観測値をサンプルとする。	支払利息	アクルーアルズの質および裁量的アクルーアルズの質と支払利息の間に有意な関係を確認することはできなかった。一方で、生来的アクルーアルズの質が高く (低く) なるにつれて、支払利息がより減少 (増加) することを明らかにした。
Bharath, Sunder, and Sunder (2008)	1988-2003 年を調査期間とし、米国企業を対象に、12,676 観測値をサンプルとする。	金利スプレッド	アクルーアルズの質が高く (低く) なるにつれて、金利スプレッドはより低下 (上昇) することを明らかにした。また社債の債務契約での金利スプレッドに対する関係は、銀行ローンの債務契約と比べて、強いことを明らかにした。
Lu, Chen, and Liao (2010)	2001-2006 年を調査期間とし、Compustat からデータを所得可能な 5,594 観測値をサンプルとする。	利回りスプレッド	アクルーアルズの質が高く (低く) なるにつれて、利回りスプレッドはより低下 (上昇) することを明らかにした。
高須 (2012)	2002-2011 年を調査期間とし、日本企業を対象に、12,866 観測値をサンプルにする。	利回りスプレッド	アクルーアルズの質が高く (低く) なるにつれて、利回りスプレッドはより低下 (上昇) することを明らかにした。
Spiceland, Yang, and Zhang (2016)	1994-2012 年を調査期間とし、米国企業を対象に、10,196 観測値をサンプルにする。	金利スプレッド	財務制限条項を設定することによって、アクルーアルズの質が低い企業に課される金利スプレッドは低下する傾向にあることを明らかにした。また、財務制限条項の設定は金利スプレッドを低下させるが、財務制限条項の設定よりもアクルーアルズの質の方が金利スプレッドと強く関係することを明らかにした。

Shuto, Kitagawa, and Futaesaku (2017)	2001-2015 年を調査期間とし、日本企業を対象に、1,386 観測値をサンプルにする。	利回りスプレッド	アクルーアルズの質が高く (低く) なるにつれて、利回りスプレッドがより低下 (上昇) することを明らかにした。また、メインバンクをもつ企業が高いデフォルト・リスクに晒されている場合、その関係は観察されなくなることを明らかにした。
---------------------------------------	--	----------	---

### 2.3.3. 保守主義および利益マネジメントと負債コストの関係

利益の質と負債コストの関係を検証した研究の3つ目の系譜として、保守主義および利益マネジメントに注目するものが挙げられる。経営者は、企業の会計戦略の一環として、経営成績を恣意的に操作できる。経営者の意図によって操作された会計数値は、企業の負債コストにどのような影響を与えるのであろうか。ここでは、保守主義と利益マネジメントを取り上げ、負債コストとの関係を検討する。

#### (1) 保守主義との関係

会計上の保守主義は、「予想の損失は計上しなければならないが、予想の利益を計上してはならない」の格言で表現される(桜井, 2018)。日本の企業会計原則では、「企業の財政に不利な影響を及ぼす可能性がある場合には、これに備えて適当に健全な会計処理をしなければならない」(一般原則六)と規定されている(大橋, 2015a)。

一般的に、会計上の保守主義は、(a) より低い資産評価 (b) より高い負債評価、(c) より遅い収益認識、および (d) より高い費用認識のいずれかをもたらす会計手続きであるとされる(大橋, 2015a)。

この保守主義を適用することによって、利益は控えめに計上され、また純資産簿価は低くなる。利益は配当の原資であることから、控えめに計上された利益は資産の流出を回避することにつながる。また低い純資産簿価は、純資産が帳簿金額よりも充実されることで、将来の不確実性(リスク)に備えることにつながる(大橋, 2015a)。すなわち、元本や利息に対する固定的請求権のみを有し、株主への富の移転を警戒する債権者にとって、保守主義は経営者との利害対立を削減する。したがって、保守主義の程度と負債コストは、マイナスに関係すると考えられる。

Ahmed, Billings, Morton, and Stanford-Harris (2002) は、保守主義の程度と負債コスト(信用格付け)の関係を検証した。具体的には、保守主義の程度を Beaver and Ryan (2000) で採用されたモデ

ルと Givoly and Hayn (2000) で採用されたモデルから測定している<sup>29</sup>。検証の結果、経営者と債権者間の配当政策をめぐる利害対立が深刻な場合、経営者は会計上の保守主義をより適用する傾向にあることを明らかにした。さらに、保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、負債コストは低下 (上昇) する傾向にあることを示した。

Zhang (2008) は、Ahmed, Billings, Morton, and Stanford-Harris (2002) をさらに発展させ、銀行ローンの債務契約における会計上の保守主義がもたらすベネフィットについて、金利を利用して調査した。具体的には、Basu (1997) に基づいたモデルと、Givoly and Hayn (2000) に基づいたモデルによって保守主義の程度を測定し、それと負債コスト (金利スプレッド) の関係を検証している<sup>30</sup>。

その結果、保守主義の程度は金利スプレッドと有意にマイナスに関係しており、保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、負債コストは低下 (上昇) する傾向にあることを明らかにした。これは、保守主義が借手側に対するベネフィット (より低い金利) と貸手側に対するベネフィット (デフォルト・リスクの適時的なシグナル) を提供するということを示唆している。

上記 2 つの先行研究が米国企業を対象にしているのに対して、Chen and Zhu (2013) は投資家保護の弱い新興市場である中国における社債と銀行ローンの債務契約を対象にしている。さらに Chen and Zhu (2013) は、保守主義と負債コスト (社債の金利と銀行ローンの金利) の関係と、その関係に与える満期の影響についても検証した。

検証の結果、保守主義の程度は、満期までの期間が短い (満期が 1 年未満) 社債に設定された金利、ならびに、満期までの期間が短い銀行ローンに設定された金利と有意な関係を有さないが、満期までの期間が長い (満期が 1 年以上) 社債に設定された金利、ならびに、満期までの期間が長い銀行ローンに設定された金利とは、有意にマイナスの関係を有することが明らかにされた。

Ball and Shivakumar (2005) は、債務契約における 2 つのタイプの保守主義の機能を考察し、保

---

<sup>29</sup> Beaver and Ryan (2000) で採用されたモデルは、時価簿価比率と株式リターンの関係から保守主義の程度を測定している。Givoly and Hayn (2000) で採用されたモデルは、アクルーアルズの平均値で、保守主義の程度を測定している。

<sup>30</sup> Basu (1997) では、収益認識に対する適時性の非対称性を表すため、利益感応度を利用して保守主義の程度を測定している。

守主義を無条件保守主義と条件付保守主義に分類する。無条件保守主義とは、経済的ニュースとは独立的に事前的に保守的な会計を行うことを意味しており、純資産簿価が過少に表示される会計方法の選好と説明される (大橋, 2015a)<sup>31</sup>。一方、条件付保守主義とは経済的ニュースに依存して事後的に保守的な会計を行うことを意味しており、不利な状況下では純資産簿価の引き下げが行われるが、好ましい状況下での引き上げは行われないと説明される (大橋, 2015a)<sup>32</sup>。

Bauwhede (2007) は、米国企業を対象に無条件保守主義ならびに、条件付保守主義と負債コスト (信用格付け) の関係について検証した。Ball and Shivakumar (2005) と Ball, Robin, and Sadka (2006) は、条件付保守主義は債務契約の効率性を高める一方で、無条件保守主義はせいぜい中立的であるということを議論している。

この議論に基づき、Bauwhede (2007) は、条件付保守主義の程度が負債コストとマイナスに関係する一方で、無条件保守主義の程度と負債コストはプラスに関係するということを予測する。具体的には、条件付保守主義の程度を Basu (1997) に基づいて測定し、無条件保守主義の程度を Ball, Robin, and Sadka (2006) に基づいて測定している。

その結果、条件付保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、信用格付けは、より上位 (下位) になる傾向にあるという証拠が得られた。これは条件付保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、負債コストは低下 (上昇) することを意味する。反対に、無条件保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、信用格付けはより下位 (上位) になる傾向にあるという証拠が得られた。これは無条件保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、負債コストは上昇 (低下) することを示唆する。

Šodan (2012) は、米国や英国のような慣習法国家 (common law countries) に属する企業だけでなく、中東欧諸国のような成文法国家 (code law countries) に属する企業においても、債務契約に対する条件付保守主義のベネフィットは観察されるのかについて検証した<sup>33</sup>。検証の結果、中東欧

---

<sup>31</sup> この具体例として、研究開発費などの無形資産の即時費用計上や、有形固定資産にかかる経済的価値の減価以上の減価償却 (加速償却) があげられる (大橋, 2015a)。

<sup>32</sup> この具体例として、棚卸資産の低価法や固定資産の減損処理があげられる (大橋, 2015a)。

<sup>33</sup> Šodan (2013) は、Basu (1997) に基づいて条件付保守主義の程度を測定する。

諸国企業を対象とした場合でも、条件付保守主義の程度が高く（低く）なるにつれて、負債コスト（支払利息）は低下（上昇）することを示唆する証拠が得られた。

Chan and Hsu (2013) では、台湾企業をサンプルに、企業の親子関係の階層 (layer) と条件付保守主義の程度が負債コスト（支払利息）に及ぼす影響について検証した。企業の親子関係の階層が厚くなるにつれて、下層の子会社から親会社へ情報を伝える過程が複雑になるため、債権者がその企業の投資に関するリスクを評価し、監視することはより難しくなると考えられる (Manconi and Massa, 2009)。

さらに、厚い階層を構築することは、下層の子会社の支配を親会社に与える。例えば、親会社は資金調達の担保として、子会社の資産を利用することができ、その資金をその他子会社へ流すこともできる (Lamont, 1997)。したがって、親会社と子会社間の階層が厚くなるほど、経営者と債権者間の情報の非対称性は増大するため、企業に課される負債コストは上昇することが予測される。

Chan and Hsu (2013) は、条件付保守主義の程度を Khan and Watts (2009) で採用された 1 企業ごとの C スコアを測定し、負債コストとの関係を検証した。C スコアとは、マイナスの株式リターンという経済的損失が発生した場合、プラスの株式リターンという経済的利益に比べ、利益が経済的損失を増分的に織り込む適時性を捉えている (大橋, 2015a)。

1 企業ごとの C スコアの測定手順は以下の通りである。まず Basu (1997) に基づいて推定された C スコアを被説明変数に、規模、時価簿価比率、レバレッジを説明変数に挿入した Khan and Watts (2009) のモデルを利用する。次にそのモデルを推定し、それぞれの係数を求め、それら係数を利用して 1 企業ごとの C スコアを算出する<sup>34</sup>。

検証の結果、企業の親子関係の階層が厚くなるにつれて、企業に課される負債コストは上昇するということが明らかとなった。また、そのように階層が厚い企業 (higher-layered firms) の経営者は、条件付保守主義の程度をより高めることで、負債コストを低下させることができるという

---

<sup>34</sup> Basu (1997) では、係数が条件付保守主義の尺度となっているため、企業・年の条件付保守主義の程度を測定するには、長期的なデータが必要になる制約がある。その点、Khan and Watts (2009) では企業・年の条件付保守主義の程度を測定することができる。

証拠も提供されている。

上記でサーベイを行った先行研究は、条件付保守主義の程度と負債コストの間にマイナスの関係が存在することを明らかにしている。しかしながら、これらの結果とは対照的に、社債の債務契約において条件付保守主義の程度と負債コストがプラスに関係することを明らかにした研究として、Liu and Magnan (2016) がある<sup>35</sup>。Liu and Magnan (2016) は、債権者が私的債権者であるのか、あるいは、公的債権者であるのかに着目し、両者がもつ異なる性格を 2 つ挙げている。

第 1 に、私的債権者と比べて、公的債権者は価格以外の条件 (財務制限条項など) に着目していないと思われる。したがって、条件付保守主義に対する公的債権者の需要は、私的債権者よりも低くなるため、公的債権者は条件付保守主義を効率的な債務契約のメカニズムとして評価しないであろう。

第 2 に、公的債権者に対する債務契約の再交渉コストは、私的債権者よりも高くなると考えられる。財務制限条項に違反した後の債務契約の再交渉のほぼ全ては、私的債権者によって行われており、結果として、私的債権者よりも公的債権者に対する再交渉コストの方が高くなる (Garleanu and Zwiebel, 2009)<sup>36</sup>。以上 2 点から、Liu and Magnan (2016) は、社債の債務契約において、財務制限条項の抵触を早期化させる条件付保守主義は、公的債権者である社債投資家によってネガティブに評価されると予測する。

Liu and Magnan (2016) は、負債コストの代理変数として利回りスプレッドを利用し、この予測を検証している。検証の結果、条件付保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、利回りスプレッドは上昇 (低下) することを明らかにしており、条件付保守主義の程度は負債コストとプラスに関係していることを示す。さらに、企業が取得している信用格付けが投資不適格水準である場合に、この関係がより強くなることも明かにしている。

一方、わが国企業を対象とした先行研究として、大橋 (2015a) ならびに大橋 (2015b) が挙げら

---

<sup>35</sup> Liu and Magnan (2016) は、条件付保守主義の程度を Khan and Watts (2009) で採用された C スコアで代理している。

<sup>36</sup> さらに、Li (2013) は理論的モデルを通じて、社債投資家に対する条件付保守主義は債務契約の効率性を減少させることを述べる。

れる。大橋 (2015a) は、社債の債務契約において、条件付保守主義および無条件保守主義の程度と負債コスト (利回りスプレッドと信用格付け) の関係を検証している<sup>37</sup>。

その結果、無条件保守主義の程度が高くなるにつれて、利回りスプレッドは低下する傾向にあり、信用格付けは上位になる傾向にあることが明らかとなった。しかしながら、条件付保守主義の程度と負債コストの間に、有意な関係を示す証拠は観察されなかった。この結果から無条件保守主義が社債の債務契約の効率性の向上に寄与していることが確認された。これは Liu and Magnan (2016) で提示された、社債投資家は財務制限条項の抵触を早期化する機能をもつ条件付保守主義をネガティブに評価する一方で、予防的に保守的な会計報告を行う無条件保守主義をポジティブに評価するという予測と整合的である。

大橋 (2015b) は、わが国企業を対象に、銀行ローンの債務契約において、条件付保守主義の程度と負債コスト (金利スプレッド) の関係を検証している。その結果、条件付保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、金利スプレッドは低下 (上昇) する傾向にあることを明らかにした。これは条件付保守主義が銀行ローンの債務契約の効率を高めていることを示唆している。

以上の先行研究では、借手側における保守主義の程度と負債コストの関係について検証を行っている。Lim, Lee, Kausar, and Walker (2014) では、貸手側である銀行の会計政策に焦点をあて、貸手側の条件付保守主義の程度に対する負債コスト (金利スプレッド) の影響を検証する<sup>38</sup>。

条件付保守主義の程度が高い銀行は、その他の銀行よりも多額な貸倒引当金を計上するため、期待貸倒損失もより多額になると考えられる。貸倒引当金は、経営者パフォーマンスの重要な指標である当期純利益や自己資本比率にネガティブな影響を与える。

したがって、銀行経営者はこれらの指標に対してポジティブな影響を及ぼす手段をとるインセンティブをもつ (Lim, Lee, Kausar, and Walker, 2014)。その手段の1つとして、金利を高く設定することが考えられることから、条件付保守主義の程度の高い銀行は、企業に対してより高い金利を課すことが予測される (Ball, 2001)。検証の結果、Lim, Lee, Kausar, and Walker (2014) は、適時

---

<sup>37</sup> 大橋 (2015a) は Khan and Watts (2009) に基づいて条件付保守主義の程度を測定し、さらに Beaver and Ryan (2000) に基づいて無条件保守主義の程度を測定する。

<sup>38</sup> Lim, Lee, Kausar, and Walker (2014) は条件付保守主義の代理変数として、Cスコアを利用している。



的な損失の認識を行う銀行は、借手側の相手企業に対して、より高い金利を課すことを示唆する証拠を得た。

## (2) 利益マネジメントとの関係

利益マネジメントは、経営者がある特定の目的を達成するために行う裁量行動のことである(首藤, 2010)。Graham, Harvey, and Rajgopal (2005) は、経営者がリスク・プレミアムを低めるために、利益マネジメントのインセンティブをもつことを報告する。

Jiang (2008) は、米国企業をサンプルに、3 つの「利益ベンチマーク」(損失回避、減益回避、アナリストの予想値) の達成が負債コスト(信用格付け・利回りスプレッド) と関係するかについて検証した。利益ベンチマークを達成した企業の分布は、損失を回避するため利益マネジメントに従事した企業の分布と類似している(Burgstahler and Dichev, 1997)。したがって、これらの企業も利益マネジメントに従事している可能性が高いと考えられる(Jiang, 2008)。

検証の結果、ベンチマークの達成が負債コストの低下と有意に関係することを示唆する証拠を得た。これは、利益マネジメントが負債コストの低下と関係している可能性を示している<sup>39</sup>。

一般的に利益マネジメントの手法として、裁量的アクルールズを利用した会計的利益マネジメントと、取引のタイミングなど実際の行動を利用した実体的利益マネジメントに分類することができる。ここでは、それぞれの利益マネジメントの手法に着目しながら、負債コストとの関係を検討する。

Liu, Ning, and Davidson (2010) は、会計的利益マネジメントと負債コスト(利回りスプレッド) の関係について検証した。具体的には、会計的利益マネジメントを Jones (1991) の修正モデルに基づいた裁量的アクルールズで代理している。その結果、社債の発行前において、経営者は裁量的アクルールズを利用し、利益を増加させることで、発行時における利回りスプレッドを低

---

<sup>39</sup> ベンチマークを達成した企業の中には、利益マネジメントに従事することなく達成している企業も存在する点について留意が必要である。

下させることに成功していることが明らかとなった。

Jung, Soderstrom, and Yang (2013) は、裁量的アクルーアルズを利用した利益平準化と負債コスト (信用格付け) の関係を検証した<sup>40</sup>。Jung, Soderstrom, and Yang (2013) はサンプルを信用格付けと信用格付けに付されたプラス、ミドル、マイナスの添え字で分類し、それらに対する利益平準化の効果について観察する。

検証の結果、プラスの添え字が付された信用格付け (例えば、BBB+) をもつ企業は、ミドルの添え字が付された信用格付け (例えば、BBB) をもつ企業よりも裁量的アクルーアルズを利用し利益を平準化させているということ、また、その傾向は投資不適格水準である企業に集中していることが明らかにされた。さらに、利益を平準化させることによって、プラスの添え字が付された格付けが上位になる可能性は高まることが明らかにされている。

同様に、Alissa, Bonsall, Koharki, and Penn (2013) は、企業の「期待」信用格付けを予測するためのモデルを構築し、現在の信用格付けから期待信用格付けへ移動させるために、経営者が実体的利益マネジメントと会計的利益マネジメントを行っているのか、またその効果について検証した<sup>41</sup>。具体的には裁量的アクルーアルズを Jones (1991) の修正モデルに基づいて推定し、実体的マネジメントについては、売上操作、過剰生産、裁量的費用の3つを代理変数として利用している。それぞれの実体的利益マネジメントと、企業に対するその影響については以下の通りである。

第1に、売上操作は、値下げなどによって一時的な売上の増加を試みることである。売上操作による多額の値引きと掛売条件の緩和は、当期の利益を促進するが、将来の利益と売り上げに対するキャッシュ・フローを低める。

第2に、過剰生産は、期待需要に適合するよりも過剰に生産することである。過剰生産は1単位あたりの固定費をより低くすることで、営業収益率を高め、利益をより高く計上できる。しかしながら、過剰に残った在庫は陳腐化していくため、将来的な損失が発生すると考えられる。

---

<sup>40</sup> Jung, Soderstrom, and Yang (2013) は Kothari, Leone, and Wasley (2005) に基づいて裁量的アクルーアルズを測定する。

<sup>41</sup> Alissa, Bonsall, Koharki, and Penn (2013) は期待格付けを予測するために、企業のファンダメンタルズに基づいたモデルを構築している。

第3に、裁量的費用の削減は、研究開発費、販売費及び一般管理費そして広告費のような裁量的費用を削減することである。裁量的費用の削減によって当期の利益は増加するが、将来キャッシュ・フローの期待値は低くなると考えられる。

検証の結果、現在の信用格付けが期待格付けより下位（上位）である場合、経営者は利益増加（減少）型の利益マネジメントを行うことを示唆する証拠を得た。さらに、経営者が利益マネジメントを行うことで、信用格付けは、期待格付けに向かって、上位あるいは下位に変動することを示す証拠も得ている。

Mellado-Cid, Jory, and Ngo (2017) は、新発債を発行する企業の経営者は、優れた利益の質のシグナルを投資家に伝えるために、実体的利益マネジメントを利用しているという仮説をたてる。具体的には、過剰生産と裁量的費用の2つの総合的な値を実体的利益マネジメントの代理変数とし、利回りスプレッドとの関係を検証している。その結果、社債発行前において、経営者は利益増加型の実体的利益マネジメントを行うことで、新発債に課される負債コストを低下させることに成功していることが明らかにされた。

以上の先行研究は、経営者が利益増加型の利益マネジメントを行うことで、負債コストはより低下する傾向にあることを示唆している。しかしながら、利益増加型の利益マネジメントは、当期の利益を増加させる一方で、将来の利益およびキャッシュ・フローを減少させることが知られる。将来の利益およびキャッシュ・フローの減少は、債権者の固定的請求権が棄損される可能性を高めると考えられる。したがって、経営者によって利益増加型の利益マネジメントが行われるほど、その企業に課される負債コストは上昇していくと予測し、検証を行っている研究も多数存在している。

Shen and Huang (2013) は、世界85カ国の銀行を対象に、貸倒引当金の計上額を基に測定した実体的利益マネジメントと負債コスト（信用格付け）との関係を検証した。その結果、実体的利益マネジメントの程度が高くなるにつれて、信用格付けは、より下位になる傾向にあることを明らかにしている。

Crabtree, Maher, and Wan (2014) は、新発債を発行する企業を対象に、会計的利益マネジメント

と実体的利益マネジメントが負債コスト（信用格付け・利回りスプレッド）に与える影響について調査した。Crabtree, Maher, and Wan (2014) は、会計的利益マネジメントを Kothari, Leone, and Wasley (2005) で採用されたモデルで推定した裁量的アクルーアルズで代理し、実体的利益マネジメントを Alissa, Bonsall, Koharki, and Penn (2013) と同様の 3 つの変数（売上操作，過剰生産，裁量的費用）で代理している。

その結果，会計的利益マネジメントと実体的利益マネジメントの代理変数は，信用格付けと有意にマイナスに関係すること，また利回りスプレッドと有意にプラスに関係することを明らかにした。これは，会計的利益マネジメントおよび実体的利益マネジメントの程度が高くなるほど，負債コストは上昇する傾向にあることを示唆している。

さらに，Ge and Kim (2014) もまた実体的利益マネジメントと負債コスト（信用格付け・利回りスプレッド）の関係について検証している。Ge and Kim (2014) は，Alissa, Bonsall, Koharki, and Penn (2013) や Crabtree, Maher, and Wan (2014) で利用された 3 つの実体的利益マネジメントの代理変数に加えて，複数の実体的利益マネジメントの包括的な利用を代理する変数として，これら 3 つを合算した変数を作成する。

検証の結果，過剰生産ならびに複数の実体的利益マネジメントの包括的な利用が信用格付けと有意にマイナスに関係するということが，また売上操作と過剰生産が利回りスプレッドとプラスに関係するということが明らかとなった。これは，実体的利益マネジメントの程度が高くなるにつれて，信用格付けはより下位になる傾向にあるということ，また利回りスプレッドはより上昇する傾向にあることを示唆している。

格付機関や社債投資家は，利益増加型の実体的利益マネジメントによって将来的に生じるネガティブな効果を考慮に入れて債券を評価するため，経営者が利益増加型の実体的利益マネジメントを行った場合，その企業に課される負債コストは上昇していくと考えられる。

表 2-3. 保守主義および利益マネジメントと負債コストの関係についての先行研究

パネル A: 保守主義と負債コストの関係についての先行研究				
論文	サンプルと調査期間	負債コストの代理変数	利益の質の代理変数	主な調査結果
Ahmed, Billings, Morton, and Stanford-Harris (2002)	1993-1998 年を調査期間として、米国企業を対象に、704 観測値をサンプルとする。	信用格付け	保守主義	経営者と債権者間の配当政策をめぐる利害対立が深刻な場合、経営者は会計上の保守主義をより適用する傾向にあることを明らかにした。さらに、保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、信用格付けは、より上位 (下位) になることを明らかにした。
Bauwhede (2007)	1999-2003 年を調査期間として、米国企業を対象に、71,371 観測値をサンプルとする。	信用格付け	無条件保守主義 条件付保守主義	条件付保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、信用格付けは、より上位 (下位) になるということを明らかにした。また反対に、無条件保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、信用格付けは、下位 (上位) になることを明らかにした。
Zhang (2008)	1999-2000 年を調査期間として、米国企業を対象に、327 観測値をサンプルとする。	金利スプレッド	保守主義	保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、金利スプレッドは低下 (上昇) する傾向にあることを明らかにした。
Šodan (2012)	2003-2010 年を調査期間として、17 の中東欧諸国企業を対象に、37,637 観測値をサンプルとする。	支払利息	条件付保守主義	条件付保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、支払利息がより低下 (上昇) することを明らかにした。
Chen and Zhu (2013)	2005-2007 年を調査期間として、中国企業を対象に、646 観測値をサンプルとする。	金利	保守主義	保守主義の程度は、満期までの期間が短い (満期が 1 年未満) 社債に設定された金利、ならびに、満期までの期間が短い銀行ローンに設定された金利と有意な関係を有さないことを明らかにした。その一方で、保守主義の程度は、満期までの期間が長い (満期が 1 年以上) 社債に設定された金利、ならびに、満期までの期間が長い銀行ローンに設定された金利とは、有意にマイナスの関係を有することを明らかにした。

Chan and Hsu (2013)	2001-2008 年を調査期間として、台湾企業を対象に、3,009 観測値をサンプルとする。	支払利息	条件付保守主義	企業の親子関係の階層が厚くなるにつれて、支払利息は増加する傾向にあることを明らかにした。また、それら階層が厚い企業において、条件付保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、支払利息が低下 (上昇) することを明らかにした。
Lim, Lee, Kausar, and Walker (2014)	2005-2008 年を調査期間として、16 カ国の銀行を対象に、3,327 観測値をサンプルとする。	金利スプレッド	条件付保守主義	貸手側である銀行の適用する保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、借手側に課される金利スプレッドは上昇 (低下) する傾向にあることを明らかにした。
大橋 (2015a)	2006-2012 年を調査期間とし、日本企業を対象に、580 の観測値をサンプルとする。	信用格付け 利回りスプレッド	条件付保守主義 無条件保守主義	無条件保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、利回りスプレッドは、低下 (上昇) する傾向にあること、また、信用格付けは、上位 (下位) になる傾向にあることを明らかにした。しかしながら、条件付保守主義の程度と利回りスプレッドおよび信用格付けの間に、有意な関係を示す証拠は得ることができなかった。
大橋 (2015b)	2001-2012 年を調査期間として、日本企業を対象に、23,644 観測値をサンプルとする。	金利スプレッド	条件付保守主義	条件付保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、金利スプレッドは低下 (上昇) することを明らかにした。
Liu and Magnan (2016)	1990-2009 年を調査期間として、米国企業を対象に、4,600 の観測値をサンプルとする。	利回りスプレッド	条件付保守主義	条件付保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、利回りスプレッドは上昇 (低下) する傾向にあることを明らかにした。また、この関係は、信用格付けが投資不適格水準である場合に、より顕著であることも明らかにした。
<b>パネル B: 利益マネジメントと負債コストの関係についての先行研究</b>				
<b>論文</b>	<b>サンプルと調査期間</b>	<b>負債コストの代理変数</b>	<b>利益の質の代理変数</b>	<b>主な調査結果</b>
Jiang (2008)	1983-2002 年を調査期間とし、米国企業を対象に、信用格付けサンプルとして、8,878 の観測値を、利回りスプレッドサンプルとして、1,798 観測値をサンプルとする。	信用格付け 利回りスプレッド	利益マネジメント	ベンチマークの達成 (未達) によって、利回りスプレッドは低下 (上昇) すること、また、信用格付けは上位 (下位) になることを明らかにした。

Liu, Ning, and Davidson (2010)	1970-2004 年を調査期間とし、米国企業を対象に、4,999 観測値をサンプルにする。	利回りスプレッド	会計的利益マネジメント	利益増加型の会計的利益マネジメントの程度が高く(低く)なるにつれて、利回りスプレッドは低下(上昇)する傾向にあることを明らかにした。
Jung, Soderstrom, and Yang (2013)	1990-2008 年を調査期間とし、米国企業を対象に、11,943 観測値をサンプルとする。	信用格付け	会計的利益マネジメント	会計的利益マネジメントによる利益平準化の程度が高く(低く)なるにつれて、プラスのノッチが付された信用格付けはより上位(下位)になる傾向にあることを明らかにした。
Alissa, Bonsall, Koharki, and Penn (2013)	1985-2010 年を調査期間とし、Compustat からデータを得る可能な 23,909 観測値をサンプルとする。	信用格付け	実体的利益マネジメント 会計的利益マネジメント	現在の信用格付けが期待格付けより下位(上位)である場合、経営者は利益増加(減少)型の利益マネジメントを行う傾向にあることを示唆する証拠を得た。また、経営者が利益マネジメントを行うことで、信用格付けは、期待信用格付けに向かって、上位や下位に変動することを明らかにした。
Shen and Huang (2013)	2002-2008 年を調査期間とし、85 カ国の企業を対象に、3,473 観測値をサンプルとする。	信用格付け	実体的利益マネジメント	利益増加型の実体的利益マネジメントの程度が高く(低く)なるにつれて、信用格付けがより上位(下位)になるということを明らかにした。
Crabtree, Maher, and Wan (2014)	1990-2007 年を調査期間とし、Moody's からデータを得る可能な 2,583 観測値をサンプルとする。	信用格付け 利回りスプレッド	会計的利益マネジメント 実体的利益マネジメント	利益増加型の会計的利益マネジメントと実体的利益マネジメントの程度が高く(低く)なるにつれて、信用格付けはより下位(上位)になるということ、さらに、利回りスプレッドはより上昇(低下)するということを明らかにした。
Ge and Kim (2014)	1993-2009 年を調査期間とし、米国企業を対象に、1,934 観測値をサンプルとする。	信用格付け 利回りスプレッド	実体的利益マネジメント	利益増加型の実体的利益マネジメントの程度が高く(低く)なるにつれて、信用格付けはより下位(上位)になるということ、さらに、利回りスプレッドは上昇(低下)するということを明らかにした。
Mellado-Cid, Jory, and Ngo (2017)	1980-2012 年を調査期間とし、米国企業を対象に、5,608 観測値をサンプルとする。	利回りスプレッド	実体的利益マネジメント	利益増加型の実体的利益マネジメントの程度が高く(低く)なるにつれて、利回りスプレッドは低下(上昇)することを明らかにした。

## 2.4. 結果の要約と今後の課題

本章は、利益の質と負債コストの関係に関する先行研究のサーベイを行い、わが国における研究の今後の課題を明らかにしている。まず、予備的な議論として、「債務契約における利益情報の有用性」に関する先行研究をサーベイする。債務契約における利益情報の有用性が確認されない場合、利益の質と負債コストの関係を考察しても有意義な議論とはならないと考えられる。

次に、利益の質をその特性に基づいて、利益の予測可能性および利益平準化、アクルーアルズの質、および保守主義および利益マネジメントの3つに分類し、利益の質と負債コストの関係について検討を行っている。その結果、以下の4点について明らかになった。

第1に、「債務契約における利益情報の有用性」については、イベント・スタディ型の研究からは、利益情報の公表に社債市場が反応している証拠が、価値関連性型の研究からは、利益情報が社債の価値と関連性を有している証拠が提示された。これらの研究の大部分が米国企業を対象としており、今後わが国を対象とした検証も必要になってくると考えられる。

第2に、「利益の予測可能性および利益平準化と負債コストの関係」に関する研究では、利益の予測可能性や利益平準化の程度が高く（低く）なるにつれて、負債コストは低下（上昇）する傾向にあるということが明らかになった。わが国においても、高須 (2012) が利益平準化の程度と負債コストの関係について検証しており、先行研究と同様な結果を得ている。

第3に、「アクルーアルズの質と負債コストの関係」に関する研究では、アクルーアルズの質と負債コストがマイナスに関係するということが明らかになった。すなわち、アクルーアルズの質が高く（低く）なるにつれて、負債コストは低下（上昇）することが示唆された。さらに、わが国企業を対象に検証を行った高須 (2012) と Shuto, Kitagawa, and Futaesaku (2017) でも同様の証拠が得られている。

第4に、「保守主義および利益マネジメントと負債コストの関係」に関する研究では、経営者が行った保守主義と利益マネジメントの程度が負債コストとプラスに関係するということを示した研究結果と、それらがマイナスに関係することを示した研究結果が混在している。わが国企業



を対象に検証を行っている大橋 (2015a) と大橋 (2015b) では、保守主義の程度が高く (低く) なるにつれて、負債コストはより低下 (上昇) する傾向にあることが明らかにされている。

以上、利益の質と負債コストの関係については、先行研究によって多くの証拠が提供されていることがわかった。しかしながら、わが国企業を対象に利益の質と負債コストの関係について検証している研究は、さほど多くは蓄積されていない。わが国で検証を行う際には、わが国特有のメインバンク制や、公的債権者と私的債権者の性格の違いについて考慮する必要があると考えられる。これらの特徴によって、米国と異なる実証結果が提供される可能性がある。今後はわが国における債務契約を対象に、実証的な研究結果を蓄積していくことが課題であると考えられる。

### 3. 社債市場における利益情報の価値関連性

#### 3.1. 本章の目的と構成

本章の目的は、わが国の社債市場において、社債投資家が投資意思決定のために会計情報を活用しているかどうか、つまり、利益情報の価値関連性 (value relevance) が存在するかどうかを実証的に検討することである。価値関連性とは、利益情報が企業価値 (の変動) に関連した情報を含んでいる、あるいは投資家は利益情報を予想して行動しているという意味で主張される (大日方, 2010)。企業の将来キャッシュ・フローについての不確実な期待を形成するために会計情報、特に会計上の利益情報が社債投資家にとって役立つ場合、そのことは社債市場において会計情報が価値関連的であることを示す (Givoly, Hayn, and Katz, 2017 ; 大日方, 2010)。

社債市場において利益情報の価値関連性が確認された上で、社債投資家の固定的な請求権が毀損しそうな場合に、利益情報が社債投資家の意思決定にどのような影響を与えるかを把握することは重要になると考えられる。固定的な請求権とは、社債発行から償還までの期間において、確定した利息と元本が得られる社債投資家の権利である。社債投資家に対する利益情報の有用性が、固定的な請求権の毀損の程度に応じて変化することは先行研究でも明らかにされている (Easton, Monahan, and Vasvari, 2009 ; Cassar, Ittner, and Cavalluzzo, 2015)<sup>42</sup>。

企業会計基準委員会が公表する討議資料『財務会計の概念フレームワーク』によると (斎藤, 2007), 財務報告の目的は「投資家による企業成果の予測と企業価値の評価に役立つような企業の財務状況の開示である」(序文) とされている。このフレームワークによると、「投資家とは、証券市場で取引される株式や社債などに投資する者をいい、これらを現に保有する者だけでなく、これらを保有する可能性のある者を含んでいる」(7項) と記述されている。

---

<sup>42</sup> ここでの議論は債務契約締結前の会計情報の役割についてである。債務契約の締結後における経営者の機会主義的行動を抑制するための会計情報の役割については Armstrong, Guay, and Weber (2010) や中村・河内山 (2018) を参照されたい。

財務報告の目的が果たされているかどうかは、株式投資家だけでなく社債投資家に対しても、会計情報が有用な情報内容を包含しているかどうかに依存する。これまで株式市場における会計情報の価値関連性の実証的証拠は豊富に積み上げられてきている (Ball and Brown, 1968 ; Beaver, 1968 ; 桜井, 1991 ; 大日方, 2010 ; 薄井, 2015)。

それに比べると、社債市場において会計情報がどれほど有用な情報を提供しているかに関しての証拠はそれほど多くはない (Holthausen and Watts, 2001 ; 首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)。特に、日本では高利回りの債券であるハイ・イールド債の市場が事実上機能していないことが実証分析を遅らせている可能性がある (首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)<sup>43</sup>。ただし、社債発行規模は2016年と2017年に10兆円超えを持続し、個人向け社債の発行額も1.4兆円前後を維持している。企業の社債発行による資金調達活動は活発に行われており (佐藤, 2018), 社債市場における会計情報の役割を分析する意義は高いといえる。

社債投資は長期保有による値上がりを前提としたバイ・アンド・ホールド目的で取引されることが一般的であるので (Easton, Monahan, and Vasvari, 2009), 本章では、利益情報がバイ・アンド・ホールドリターンにどのような影響を与えているかを検証する。実証結果として、利益の変化はバイ・アンド・ホールドリターンに対してプラスに有意に関係していることが明らかになった。この結果は社債市場において利益情報に対する社債リターンの反応が存在することを示唆するものである。このような証拠は、従来日本では十分に明らかにされてこなかったものであり、企業会計の基礎となる財務報告の目的に整合する結果が得られたと考えられる。

また、本章では、社債市場に対する利益情報の価値関連性が固定的な請求権の毀損可能性が示される場合により強くなっていることを示す。具体的には、企業のデフォルト・リスクが高いと考えられる場合に、ならびに企業が公表した会計情報の内容がバッドニュース (bad news) として捉えられる場合により強くなることを鮮明にしている。社債投資家は会計情報の利用においてデフォルト・リスクを適切に評価することによって、社債契約の効率性を損なう可能性を回避さ

---

<sup>43</sup> Tsai (2014) によると、一般に公開取引で透明性を保つ株式と異なり、社債はプライベートな相対取引で行われることもその原因である。

せていることが観察される。さらに、将来キャッシュ・フローの見通しの悪化を招く損失情報は社債市場において有用な情報であることもわかった。

本章の構成は、以下の通りである。第2節では、社債市場における利益情報の価値関連性に関する先行研究を整理し、仮説の展開を行う。第3節でリサーチ・デザインを提示し、第4節でサンプル選択のあとに基本統計量を示す。第5節では、社債市場において会計情報が有用な情報内容を包含しているかどうかを実証的に調査し、その結果を示す。第6節では、追加的な検証を行い、最後に本章のまとめと今後の課題を述べる。

### 3.2. 仮説の構築

利益情報の価値関連性に関する議論は、Ball and Brown (1968) や Beaver (1968) の株式市場研究を起点として多岐にわたって行われている (Francis and Schipper, 1999; Kothari, 2001; 薄井, 2015)。それとは逆に、社債市場における利益情報の価値関連性に関する実証分析は、データベースの未整備の部分もあり、日本だけではなく欧米でもあまり活発に行われてこなかったとの指摘がある (Holthausen and Watts, 2001; 首藤, 2008; Defond and Zhang, 2014)。財務報告の目的を満たすためには、株主だけでなく社債投資家に対しても、利益情報に意思決定有用性の機能が備わっているかどうかを確認する必要がある (Givoly, Hayn, and Katz, 2017)。この点は、将来の会計基準の開発に指針を与える企業会計基準委員会による概念フレームワークの考えとも一致する。

社債投資家は約束の期日に元本を取り戻し、その間に生ずるすべての利息を確実に回収する必要があるため、取引企業の返済能力に強い関心を寄せるであろう (岡部, 1994)。証券等の発行体の経営者と投資家の間には情報の非対称性が生まれることがあり、社債のリスクとリターンを合理的に推定することが難しいケースもある。ただし、財務報告の機能として、「投資家の意思決定に有用な会計情報を提供し、もって証券市場における効率的な取引を促進する」(須田, 2000) 意思決定支援機能が備わっている場合、情報の非対称性の問題は軽減され、社債投資家にとって会計情報は重要な役割を果たすはずである。

債券の価格決定モデル (bond pricing model) では、債券価値 (bond value) は企業の市場価値合計 (total firm market value) とプラスに関係すると考えられている (Merton, 1974)。企業の市場価値合計は、将来キャッシュ・フローの割引現在価値の関数で示されることを意味する (Brealey and Myers, 2003)。利益情報は将来キャッシュ・フローを予測するための優れた指標の 1 つであり (Dechow, 1994 ; Finger, 1994), この点において、企業の市場価値合計と関係する債券価値は企業が公表した利益情報に対してプラスに関係すると予測される。

Datta and Dhillon (1993) は、利益サプライズ (earnings surprise) に対する社債価格の反応を検証している。利益サプライズとは、アナリスト予想利益に対する公表された会計利益の期待外の部分であり、実現した会計利益とアナリスト予想利益の差額である (太田, 2007)。分析の結果、プラス (マイナス) の利益サプライズに対して、社債価格はプラス (マイナス) に反応していることが明らかにされている。Hotchkiss and Ronen (2002) は、利益サプライズに対する社債価格と株価の反応を比較検証し、社債市場における利益情報の価値関連性に加えて、社債市場が株式市場と同等に効率的であることを証拠付けている。

Plummer and Tse (1999) は、年次ベースの利益変化と社債リターンがプラスに関係するという証拠を提示している。Easton, Monahan, and Vasvari (2009) では、利益情報として利益サプライズおよび利益変化が利用され、利益情報と社債リターンの関係について検証を行っている。その結果、利益サプライズならびに利益変化は社債リターンと有意にプラスに関係しており、社債市場において利益情報の価値関連性が存在する証拠が得られている<sup>44</sup>。

これらの先行研究を踏まえて、社債市場における利益情報の価値関連性について検証するため、本章では以下の仮説 1 を導出する。

仮説 1 : 社債市場において利益情報は社債リターンとプラスに関係する。

---

<sup>44</sup> Easton, Monahan, and Vasvari (2009) は、利益公表日の前後における社債の取引量についても検証しており、利益公表日前と比べて、利益公表日後で社債の取引量は増加していることを明らかにしている。

次に、社債市場における利益情報の価値関連性について、社債投資家の保有する固定的な請求権 (fixed claim) がどのような影響を及ぼすのかについて考察しておこう。前述したように、社債の契約締結において、将来の支払いに対する請求権をもつ社債投資家は社債発行後一定の期間内に確定した元本と利息を受け取ることができる (Plummer and Tse, 1999 ; Higgins, 2012)。

このような固定的な請求権の性質によって、企業価値上昇に伴う社債投資家の値上がり期待は限定的となろう<sup>45</sup>。そのため、企業価値が上昇したとしても、社債投資家によって期待されるペイオフの上限は一定で確定的である。他方、企業価値が下降している場合には、期待ペイオフも低下していき、元本や利息に対する請求権が棄損する可能性は高まるであろう。最悪の場合、企業が債務不履行に陥り、期待ペイオフの下限はゼロまで落ち込むことがあり得る<sup>46</sup>。

したがって、社債投資家が得る元本と利息のペイオフの構造 (payoff structure) は非線形 (nonlinear) となる。非線形なペイオフ構造を所与とすれば、社債投資家は約定期日に元本を取り戻し、その間に生ずるすべての利息を滞りなく確実に回収することを期待するはずである。債務不履行などによって、自らの固定的な請求権が棄損されることのないよう、社債投資家は自己の利害を防衛するインセンティブを強くもつであろう (岡部, 1994)。

以上の議論から、社債投資家が債務不履行に陥る可能性 (デフォルト・リスク) が高いと思われる債券に対して投資意思決定を行う場合、企業の将来キャッシュ・フローをより慎重に予測しようとするであろう。Plummer and Tse (1999) や Easton, Monahan, and Vasvari (2009) は、信用格付けが下位に落ちるにつれて、社債市場における利益情報の価値関連性は強くなると結論づけている

<sup>47</sup>。債券に対する不確実性を緩和させるために、デフォルト・リスクが高い債券と判断される場

---

<sup>45</sup> 普通株式には残余財産分配請求権 (residual claim) がある。普通株式の株主は、企業の解散時に、有利子負債の利息を含むすべての債務が弁済されたあとになお財産が余る場合に持ち株数に応じて財産の分配を受け取る権利をもつ。ただし、受取配当や株価の値上がりによって株主が受け取る投資のリターンは、企業価値上昇に伴って上昇していく (Higgins, 2012)。

<sup>46</sup> 企業が倒産した場合などでは、固定的な請求権が毀損されてしまう状況が生じる。不動産会社のゼファーは2008年に民事再生法の適用を申請し、債務不履行に陥っている。その際、ゼファー社債を保有していた社債投資家はそれ以降の利息や元本を受け取ることができていない。

<sup>47</sup> Plummer and Tse (1999) では、利益情報と株式の価値関連性は、信用格付けが下位になるにつれて弱まるといことが報告されている。また、Jiang (2008) によれば、利益ベンチマーク (ゼロ利益、前期利益、アナリスト予想値) の達成によって格付けのランクアップが期待されることを指摘する。逆に言えば、利益ベンチマークの未達成は格付けのランクダウンにつながるといえる。

合に、社債投資家にとって利益情報の有用性が一層高くなると推測される。したがって、われわれは次のように仮説 2a を展開する。

仮説 2a：社債市場における利益情報と社債リターンの間のプラスの関係は、デフォルト・リスクの高い場合により強くなる。

さらに、社債投資家はデフォルト・リスクの高低だけでなく、公表された利益情報の内容に対しても関心を払っていると考える。具体的には、利益を報告した企業よりも損失を報告した企業に対して、社債に対する利益情報の価値関連性は強まるという証拠が得られている (Plummer and Tse, 1999 ; Easton, Monahan, and Vasvari, 2009)。上述のように、社債に付随する固定的な請求権の性質により、社債投資家が獲得することのできるペイオフには上限がある。

それゆえに、利益情報が将来キャッシュ・フローに関するグッドニュース (good news) の内容を含んでいたとしても、社債リターンと期待外のグッドニュースの関係は弱い、あるいは観察されないかもしれない (Easton, Monahan, and Vasvari, 2009)。

これとは反対に、企業価値の下落は固定的な請求権の毀損を招くおそれがある。利益情報が将来キャッシュ・フローに関するバッドニュース (bad news) の内容を含む場合、社債投資家は将来のペイオフに関する期待を下方に引き下げるであろう。社債リターンの低下と期待外のバッドニュースの内容を含む利益情報の関係はプラスであると予測される。

Plummer and Tse (1999) は、株式市場での利益情報の価値関連性が損失よりも利益を報告する場合に強くなるのに対して、社債市場での利益情報の価値関連性は利益よりも損失を報告した場合に強くなることを指摘する。社債市場において損失情報は将来キャッシュ・フローに関するバッドニュースとしてとらえることができる。社債投資家は損失情報をより有用なものとして、投資意思決定に反映させるであろう。したがって、われわれは次の仮説 2b を設定する。

仮説 2b：社債市場における利益情報と社債リターンの間のプラスの関係は、損失情報を公表する

場合により強くなる。

なお、Defond and Zhang (2014) は、利益サプライズの符号によって、それをグッドニュースとバッドニュースに識別し、社債価格の反応における適時性 (timeliness) について検証している。その結果、バッドニュースに対する社債価格の反応が、グッドニュースに対する反応よりも適時的であることを示唆する証拠が示されている<sup>48</sup>。社債投資家は株式投資家よりも保守的であり、グッドニュースよりもバッドニュースに感応的になることを暗示する (Kothari, Ramanna, and Skinner, 2010)。

### 3.3. リサーチ・デザイン

仮説 1 を検証するために、以下の (1) 式のリターンモデル (bond return model) によって係数が推定される (Easton, Monahan, and Vasvari, 2009; Givoly, Hayn, and Katz, 2017)

$$\begin{aligned} ExcessReturn_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta Earn_{it} + \alpha_2 \Delta CFlow_{it} \\ & + \alpha_3 \ln (MVF_{it}) + \alpha_4 Lever_{it} + e_1 \end{aligned} \quad (1)$$

社債に対する利益情報の価値関連性を分析するにあたって、被説明変数には社債超過リターン ( $ExcessReturn_{it}$ ) が利用される (Easton, Monahan, and Vasvari, 2009 ; Givoly, Hayn, and Katz, 2017) 。社債超過リターンを求めるために、まずバイ・アンド・ホールド投資による年次ベースの社債リターン ( $BR_{ijt}$ ) を以下のように計算する。

---

<sup>48</sup> Defond and Zhang (2014) では、株式市場が利益公表後にバッドニュースの大部分を織り込んでいるのに対して、社債市場は利益公表前にバッドニュースの大部分を織り込んでいることを示唆する。つまり、(-1,+1) の3日間利益公表ウィンドウから(-20,+1) の22日間ウィンドウに拡張した場合、バッドニュースに対する係数は大きくなっていった。



$$BR_{ijt} = \frac{BP_{ijt} + C_{ijt} - BP_{ijt-1}}{BP_{ijt-1}}$$

$BP_{ijt}$ は企業*i*によって発行された社債*j*の*t*期末3カ月後における社債価格である<sup>49</sup>。 $C_{ijt}$ は企業*i*によって発行された社債*j*の*t*期中に社債投資家に対して支払う利息の合計である。 $BR_{ijt}$ は社債価格に対する売却益とインカムゲインの割合が示される。この社債リターンからそれぞれの社債と同時点・同残存月数である国債の国債リターンを控除して、社債超過リターンが計算される<sup>50</sup>。これは企業の社債リターンがベンチマークとなる国債リターンをどれくらい上回った(下回った)かを示す。社債価格ならびに国債価格は、日本証券業協会のウェブサイト(<http://market.jsda.or.jp/html/saiken/kehai/downloadInput.php>)から公社債店頭売買参考統計値をダウンロードすることができる<sup>51</sup>。

説明変数の $\Delta Earn_{it}$ であるが、これは税金等調整前当期純利益(以下、当期純利益)と前期純利益の差であり、 $MVF_{it-1}$ で除している。利益の時系列がランダムウォーク・モデル(random walk model)に従うならば、前期の実績値がそのまま当期の期待値とみなされる。 $\Delta Earn_{it}$ がプラス(マイナス)の場合、当期純利益は期待利益を上回って(下回って)いることを示す。社債市場において当期純利益の変化が価値関連性を有する場合、 $\alpha_1$ の係数はプラスになると期待される。

その他に、Easton, Monahan, and Vasvari (2009)と同様に、 $\Delta CFlow_{it}$ 、 $\ln(MVF_{it})$ 、および $Lever_{it}$ をコントロール変数としてモデルに組み入れている。利益の算出には、合理的な期間損益計算を行うための会計ルール適用によって経営者の恣意性が入り込む余地がある。一方で、キャッシュ・フローの算出はキャッシュの流出入という事実に基づくので、キャッシュ・フロー情報は経営状況を捉えるための高い客観性を有していると考えられる<sup>52</sup>。利益変化に伴うキャッシュの裏

<sup>49</sup> Easton, Monahan, and Vasvari (2009)では、実勢価格を利用するため、社債価格の取得日付に幅を設けている。この幅を考慮し、公表された社債価格に未収利息(accrued interest)を加えたインボイス価格を社債価格としている。本章では社債価格の取得日付を*t*期末3カ月後の日付と限定していることから、これを加えない。

<sup>50</sup> 年次ベースの国債リターンは社債リターンと同様な方法で求めている。

<sup>51</sup> わが国において利益の質と利回りスプレッドの関係を明らかにした高須(2012)でも日本証券業協会の公社債店頭売買参考統計値が利用されている。

<sup>52</sup> 経営者報酬契約において、Banker, Huang, and Natarajan (2009)では、会計利益とキャッシュ・フローという複数の業績指標が用いられている状況での業績指標の役割が考察されている。

付けをコントロールするため、 $\Delta CFlow_{it}$  を追加している。 $\Delta CFlow_{it}$  は営業活動によるキャッシュ・フローの変化を  $MVF_{it-1}$  で除したものである。

また、企業の規模をコントロールするために  $\ln(MVF_{it})$  をモデルに挿入する。 $\ln(MVF_{it})$  は  $MVF_{it}$  の自然対数であり、 $MVF_{it}$  は株式時価総額 ( $t$  期末 3 カ月後の株価×発行済株式数) に借入金と社債・転換社債の合計額を加えたものである。 $Lever_{it}$  は負債合計額を資産合計額で除したもので負債比率を示す。すべての財務データは  $t$  期末時点におけるものが利用される。

次に、仮説 2a を検証するため、デフォルト・リスクの高低を示す代表指標として信用格付けを利用する (Plummer and Tse, 1999; Easton, Monahan, and Vasvari, 2009)。ここでは格付機関が社債発行体に付与する「投資不適格格付け」を目安とする。投資不適格格付けは投機的格付け (speculative-grade) といわれ、信用力が低く、元本の償還や利息の支払いが不確実と判断される債券を指す。通例、投資不適格格付けは格付機関から BB/Ba 以下の格付けが付与されるものがそれに相当する<sup>53</sup>。企業  $i$  が  $t$  期において、格付機関が信用力の低い債券と判断する投資不適格格付け (BB/Ba2 以下) が付与されるならば 1、それ以外ならば 0 を割り当てるダミー変数 ( $Speculative_{it}$ )、およびそれと年次ベースの利益変化との交差項 ( $\Delta Earn_{it} \times Speculative_{it}$ ) を (1) 式に組み入れ、以下の (2) 式のリターンモデルで係数を推定する。

$$ExcessReturn_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Earn_{it} + \beta_2 Speculative_{it} + \beta_3 \Delta Earn_{it} \times Speculative_{it} + \beta_4 \Delta CFlow_{it} + \beta_5 \ln(MVF_{it}) + \beta_6 Lever_{it} + e_2 \quad (2)$$

仮説 2a の通り、社債に対する利益情報の価値関連性は、投資不適格格付けである場合に強くなることが予測される。したがって、 $\beta_3$  の期待係数はプラスである。

最後に、仮説 2b を検証するため、利益情報の内容をグッドニュースあるいはバッドニュースに

<sup>53</sup> 信用格付けは、S&P レーティング・ジャパン、ムーディーズ・ジャパン、日本格付研究所、格付投資情報センターによるものを利用する。通常、企業は、社債発行時において複数の信用格付けを取得している。それゆえに、それぞれの信用格付けをスコアに変換し、その平均スコアを計算する必要がある。具体的な信用格付けの変換については Appendix A を参照されたい。

区別するダミー変数 ( $Loss_{it}$ ) を活用する。 $Loss_{it}$  には、企業  $i$  が  $t$  期において損失を計上しているならば 1、それ以外ならば 0 が割り当てられる。利益計上サンプルと損失計上サンプルの係数の相違を測定するために利益変化とその交差項 ( $\Delta Earn_{it} \times Loss_{it}$ ) を (1) 式に追加し、以下の (3) 式のリターンモデルを設定する。

$$ExcessReturn_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta Earn_{it} + \gamma_2 Loss_{it} + \gamma_3 \Delta Earn_{it} \times Loss_{it} + \gamma_4 \Delta CFlow_{it} + \gamma_5 \ln(MVF_{it}) + \gamma_6 Lever_{it} + e_3 \quad (3)$$

仮説 2b が支持される場合、社債に対する利益情報の価値関連性はバッドニュースの内容を含んでいる損失情報を公表する企業でより強くなるはずである。それゆえに、 $\gamma_3$  の係数はプラスになると期待される。

補足的な分析として (4) 式のモデルを設定している。デフォルト・リスクに関する代理変数と利益情報の内容に関する代理変数の両者をモデルに含めることによって、それぞれの場合の社債超過リターンに対する増分的効果を考察する。

$$ExcessReturn_{it} = \mu_0 + \mu_1 \Delta Earn_{it} + \mu_2 Speculative_{it} + \mu_3 \Delta Earn_{it} \times Speculative_{it} + \mu_4 Loss_{it} + \mu_5 \Delta Earn_{it} \times Loss_{it} + \mu_6 \Delta CFlow_{it} + \mu_7 \ln(MVF_{it}) + \mu_8 Lever_{it} + e_4 \quad (4)$$

なお、(1) 式から (4) 式のリターンモデルにおいて、産業ダミーと年度ダミーを追加している。また、係数の検定にあたっては、残差の相関関係を考慮し、企業を単位としてクラスタリングした標準誤差を利用している (Petersen, 2009)。

#### 3.4. サンプル選択と基本統計量

### 3.4.1. サンプル選択

表 3-1 パネル A にサンプル選択のプロセスが示されている。社債サンプルは「公社債店頭売買参考統計値」より 2004 年から 2017 年までの毎年 3 月末のデータを取得している。そのうち日本証券業協会によって銘柄種別が「40」（社債）と指定されているものを選出している。その数が 35,015 件である。調査対象期間は 2004 年 3 月期から 2017 年 3 月期で、決算月数が 12 カ月揃う 3 月決算企業を対象としている。

35,015 件のうち、財務データを取得するために利用する「Nikkei Financial Quest」（日経メディアマーケティング）に未収録の企業が発行する社債（東京交通債、東京地下鉄債、放送債など）は研究の対象外とする（4,042 件）。サンプルはわが国の証券取引所のいずれかに上場する企業に限定しているが、銀行・証券・保険・その他金融業は除いている（4,873 件）。

社債に関するデータの欠損（456 件）や国債に関するデータの欠損（15,793 件）があるものはサンプルから取り除かれる。国債に関するデータの欠損については、社債と国債のマッチにおいて、同時点・同残存月数ならびに同発行時点・同満期月数の国債をマッチさせる場合に、マッチしない社債が存在することによってサンプルから除かれる。

同一企業が同一会計期間において複数の社債を発行している場合がある。Bessembinder, Kahle, Maxwell, and Xu (2009) は観測値を債券単位で捉えた場合、債券間に相関が生じることを指摘している。したがって、市場に流通させている債券が多い企業ほど観測値が増加するため、分析結果にバイアスが生じてしまうかもしれない (Givoly, Hayn, and Katz, 2017)。本章では同一会計期間で企業が複数の社債を発行している場合、平均社債超過リターンを計算することで、1 観測の値に修正している。その処置によって観測値が 7,490 件減少する。

信用格付けに関するデータの欠損（100 件）、社債に関する変数の計算に必要なデータの欠損（170 件）、および財務変数に関するデータの欠損（480 件）があるものもサンプルに含まれない。最終的に 1,979 の観測値が得られている。

表 3-1 パネル B には社債発行サンプルの 2004 年から 2017 年までの年度別分布を示す。2005 年

が 169 件 (8.54%) で最も多く、2017 年が 141 件 (7.12%) で最も少なくなっている。だが、社債発行サンプルはこの間に同数程度あり、年度間に大きな差は観察されていない。

表 3-1 パネル C は業種分布を示す。業種分類は日経中分類に基づく。企業数は実質の社数であり、企業・年はのべ社数である。サンプルは 30 業種から構成されており、社債を発行する企業の業種は多様であるが、電気機器、化学工業、機械の社債発行社数は多い。社債を発行する企業のうち、約 30% (29.29%) の企業が電気機器、化学工業、あるいは機械のいずれかの業種に属していることがわかる。また、鉄道・バス、電力、ガスなどの公益性の高い業種では、設備投資に多額の資金が必要であり、のべ社数も多いことが観察される。

表 3-1. サンプル選択と年度別分布

パネル A: サンプル選択					
2004年から2017年において発行されている普通社債					35,015
マイナス:					
Nikkei Financial Quest に未収録の企業が発行している社債					(4,042)
銀行・証券・保険・その他金融業に属する企業					(4,673)
社債に関するデータの欠損					(456)
国債に関するデータの欠損					(15,793)
同年度に複数の社債が流通している企業に対する処置					(7,490)
信用格付けに関するデータの欠損					(100)
社債に関する変数の計算に必要なデータの欠損					(170)
財務変数に関するデータの欠損					(482)
最終サンプルサイズ					1,979
パネル B: 年度別分布					
年度	企業数	割合 (%)	年度	企業数	割合 (%)
2005	169	8.54	2012	165	8.34
2006	151	7.63	2013	164	8.29
2007	162	8.19	2014	156	7.88
2008	143	7.23	2015	157	7.93
2009	134	6.77	2016	147	7.43
2010	138	6.97	2017	141	7.12
2011	152	7.68	Total	1,979	100.0
パネル C: 業種					
業種	企業数 (企業・年)	割合 (%)	業種	企業数 (企業・年)	割合 (%)
電気機器	36 (141)	12.12 (7.12)	鉄鉱業	8 (71)	2.69 (3.23)
化学工業	26 (135)	8.75 (6.82)	精密機器	8 (51)	2.69 (2.58)
機械	25 (135)	8.42 (6.82)	パルプ・紙	7 (49)	2.36 (2.48)
鉄道・バス	18 (199)	6.06 (10.06)	小売業	7 (18)	2.36 (0.91)
食料品	16 (97)	5.39 (4.90)	陸運	7 (31)	2.36 (1.57)
自動車・自動車部	13 (72)	4.38 (3.64)	ガス	6 (70)	2.02 (3.54)
建設	12 (69)	4.04 (3.49)	医薬品	5 (20)	1.68 (1.01)
商社	11 (97)	3.70 (4.90)	倉庫・運輸関連	4 (23)	1.35 (1.16)
不動産	11 (87)	3.70 (4.40)	繊維	3 (24)	1.01 (1.21)
電力	11 (141)	3.70 (7.12)	ゴム	3 (12)	1.01 (0.61)
窯業	10 (49)	3.37 (2.48)	海運	3 (28)	1.01 (1.41)
非金属及び金属製	10 (64)	3.37 (3.23)	石油	2 (12)	0.67 (0.61)
その他製造業	10 (41)	3.37 (2.07)	造船	2 (19)	0.67 (0.96)
サービス業	10 (41)	3.37 (2.07)	空運	2 (28)	0.67 (1.41)
通信	10 (94)	3.37 (4.75)	その他輸送用機器	1 (4)	0.34 (0.20)
			Total	297 (1,979)	100.0%

### 3.4.2. 基本統計量

表 3-2 パネル A には、サンプルの記述統計量が示されている。実証分析における外れ値 (outliers) の影響を除去するために、ダミー変数を除くすべての変数に対して 1 パーセンタイル以下と 99 パーセンタイル以上でウィンザライズ (winsorized) を施している。

社債リターン (*BondReturn*) の平均値 (中央値) は 0.0131% (0.0103%) であり、社債超過リターン (*ExcessReturn*) の平均値 (中央値) は 0.0031% (0.0023%) である。Easton, Monahan, and Vasvari (2009) では社債リターンと社債超過リターンの平均値 (中央値) がそれぞれ 0.069% (0.067%) と 0.016% (0.015%) であり、平均値で約 5 倍程度の差がある。それぞれの変数の標準偏差も Easton, Monahan, and Vasvari (2009) と比べて小さいことから、日本の社債市場は米国と比べてローリスク・ローリターンであるといえる。また、首藤・伊藤・二重作・本間 (2018) が指摘するように、市場の流動性が乏しく、日本ではハイ・イールド債の市場が事実上機能していないことが影響していると考えられる<sup>54</sup>。

表 3-2 パネル B には、実証分析で用いられる変数間の相関係数が示されている。社債超過リターン (*ExcessReturn*) と利益変化 ( $\Delta Earn_{it}$ ) の相関係数は 0.293 でプラスに有意である。説明変数間の相関係数はどれもさほど高くはなく、多重共線性の問題は発生しないと考えられる<sup>55</sup>。

本章で用いる財務データおよび株価データは『Nikkei Financial Quest』(日経メディアマーケティング) から取得している。信用格付けは『会社四季報』(東洋経済新報社) と『日経会社情報』(日本経済新聞出版社) のそれぞれの各年度の夏号から手入力している<sup>56</sup>。社債に関するデータに

---

<sup>54</sup> 社債発行後に信用格付けが投資不適格になる場合がある。たとえば、東芝の信用格付けは、2016 年度に投資適格から投資不適格になっている。東芝は 2016 年度に債務超過の状況に陥っており、それが 1 つの原因であるとも考えられる。債務超過などの特殊なケースにおいて、投資家が企業をどのように評価するのかについては、また別の分析が必要である。

<sup>55</sup> VIF 値を計算したところ、VIF 値が 10 以上を示す変数はなかった。この回帰モデルにおける多重共線性の問題は深刻でないと考えられる。

<sup>56</sup> 3 月決算企業の期末財務情報と信用格付けに関するデータを用いるために毎年 6 月中旬に発行される夏号からデータを収集している。

については、『公社債店頭売買参考統計値』(日本証券業協会) から社債価格等のデータを、『公社債便覧』(日本証券業協会) から利回りや社債発行額等のデータを取得している。国債データについては、『公社債店頭売買参考統計値』から国債価格等のデータを、『国債金利情報』(財務省) から利回り等のデータを入手している。



表 3-2. 基本統計量

パネル A: 記述統計量							
変数		観測値数	平均値	標準偏差	第1四分位数	中央値	第3四分位数
<i>BondReturn</i>	(%)	1,979	0.0131	0.0240	0.0034	0.0103	0.0204
<i>ExcessReturn</i>	(%)	1,979	0.0031	0.0108	0.0004	0.0023	0.0054
<i>YSpread</i>	(%)	1,979	0.4097	0.2902	0.2204	0.3399	0.4995
$\Delta YSpread$	(%)	1,979	-0.0016	0.0041	-0.0032	-0.0016	-0.0004
<i>Earn</i>		1,979	0.0461	0.0439	0.0257	0.0468	0.0707
$\Delta Earn$		1,979	0.0005	0.0431	-0.0130	0.0010	0.0148
<i>CFlow</i>		1,979	0.0828	0.0485	0.0539	0.0790	0.1080
$\Delta CFlow$		1,979	0.0009	0.0516	-0.0233	0.0005	0.0240
$\ln(MVF)$		1,979	13.6718	1.2243	12.7657	13.7126	14.4962
<i>Lever</i>		1,979	0.6298	0.1520	0.5200	0.6577	0.7483
<i>Speculative</i>		1,979	0.0056	0.0744	0.0000	0.0000	0.0000
<i>Loss</i>		1,979	0.0910	0.2876	0.0000	0.0000	0.0000

パネル B: 相関係数												
変数	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫
① <i>BondReturn</i>	1.000											
② <i>ExcessReturn</i>	<b>0.475</b>	1.000										
③ <i>YSpread</i>	-0.011	<b>0.231</b>	1.000									
④ $\Delta YSpread$	<b>-0.732</b>	<b>-0.528</b>	<b>-0.061</b>	1.000								
⑤ <i>Earn</i>	-0.032	0.025	-0.041	0.008	1.000							
⑥ $\Delta Earn$	<b>0.157</b>	<b>0.293</b>	<b>0.057</b>	<b>-0.181</b>	<b>0.477</b>	1.000						
⑦ <i>CFlow</i>	<b>0.131</b>	<b>0.055</b>	<b>-0.129</b>	<b>-0.173</b>	<b>0.295</b>	<b>0.127</b>	1.000					
⑧ $\Delta CFlow$	<b>0.138</b>	<b>0.103</b>	0.041	<b>-0.209</b>	0.020	<b>0.139</b>	<b>0.518</b>	1.000				
⑨ $\ln(MVF)$	<b>0.045</b>	<b>-0.094</b>	<b>-0.284</b>	0.031	0.044	0.015	0.028	-0.029	1.000			
⑩ <i>Lever</i>	<b>0.093</b>	<b>0.082</b>	<b>0.225</b>	<b>-0.056</b>	<b>-0.419</b>	-0.007	<b>-0.256</b>	0.008	<b>0.211</b>	1.000		
⑪ <i>Speculative</i>	-0.035	-0.020	<b>0.090</b>	<b>0.097</b>	<b>-0.176</b>	0.007	<b>-0.071</b>	0.003	0.042	<b>0.129</b>	1.000	
⑫ <i>Loss</i>	-0.041	<b>-0.050</b>	0.042	0.043	<b>-0.655</b>	<b>-0.398</b>	<b>-0.148</b>	<b>-0.045</b>	0.012	<b>0.187</b>	<b>0.141</b>	1.000

(注) 5%水準で有意な相関係数については太字で示されている。また、各変数の定義は以下の通りである。

*BondReturn* = 社債リターン (( $t$  期末 3 カ月後社債価格 +  $t-1$  期から  $t$  期間の支払利息 -  $t-1$  期末 3 カ月社債価格) /  $t-1$  期末 3 カ月後社債価格)

*ExcessReturn* = 社債超過リターン (社債リターン - 国債リターン)

*YSpread* = 利回りスプレッド (社債利回り - 国債利回り)

$\Delta YSpread$  = 利回りスプレッドの変化 (当期利回りスプレッド - 前期利回りスプレッド)

*Earn* = 税金等調整前当期純利益 <sub>$t$</sub>  / *MVF* <sub>$t-1$</sub>

$\Delta Earn$  = (税金等調整前当期純利益 <sub>$t$</sub>  - 税金等調整前当期純利益 <sub>$t-1$</sub> ) / *MVF* <sub>$t-1$</sub>

*CFlow* = 営業キャッシュ・フロー / *MVF* <sub>$t-1$</sub>

$\Delta CFlow$  = (営業キャッシュ・フロー <sub>$t$</sub>  - 営業キャッシュ・フロー <sub>$t-1$</sub> ) / *MVF* <sub>$t-1$</sub>

*MVF* = 株式時価総額 + 借入金 + 社債 + 転換社債

$\ln(MVF)$  = *MVF* の自然対数

*Lever* = 負債合計 / 資産合計

*Speculative* = 投資不適格格付け (BB/Ba) 以下の場合に 1, それ以外に 0 を割り当てるダミー変数

*Loss* = 損失を報告した場合に 1, それ以外の場合に 0 を割り当てるダミー変数

### 3.5. 実証分析の結果

表 3-3 には利益情報と社債超過リターンの関係について、(1) 式から(4) 式のリターンモデルの推定結果を示している。なお、年度ダミーと産業ダミーの結果は、便宜上、表から割愛している。

表 3-3 の コラム (1) の結果であるが、利益変化 ( $\Delta Earn$ ) の係数は 0.045 で期待通りプラスである。 $t$  値は 3.91 と高く、1%水準で統計的に有意である。表 3-2 で示すように、社債超過リターンの動きは小さいが、Plummer and Tse (1999) や Easton, Monahan, and Vasvari (2009) の結果と一致し、当期純利益が前期純利益を上回るほど、社債超過リターンは増加する傾向にあることが判明した。このことは仮説 1 を支持する結果であり、利益情報は社債投資家の投資意思決定において有用であることを示唆する。

$\Delta CFlow$  の係数は 5%水準で統計的に有意であり、キャッシュ・フロー情報は利益情報の補完的な役割を果たしているかもしれない。 $\ln(MVF)$  は統計的にマイナスに有意であり、企業規模が大きいほど、社債超過リターンは低下する傾向がある。 $Lever$  は統計的にプラスに有意であり、負債比率は社債超過リターンにプラスの影響を与える。

表 3-3 の コラム (2) の結果をみてみよう。(1) 式の利益変化 ( $\Delta Earn$ ) の係数と矛盾することなく、 $\beta_1$  は 0.038 であり、1%水準で統計的に有意にプラスである。利益変化と投資不適格格付けかどうかを示すダミー変数との交差項 ( $\Delta Earn \times Speculative$ ) の係数は 0.121 で有意にプラスであり、期待される符号と一致する。この結果は、投資不適格格付けを付与される場合、利益情報に対する係数 ( $0.038 + 0.121 = 0.159$ ) が投資不適格格付けでない場合の利益情報に対する係数 (0.038) よりも有意に大きいことを示す。社債市場における利益情報と社債リターンとのプラスの関連性は、デフォルト・リスクの高さが示される場合により強くなるという仮説 2a が支持される。

表 3-3 のコラム (3) では、損失情報と社債超過リターンの関係を観察している。利益変化と損失の計上があるかどうかを示すダミー変数の交差項 ( $\Delta Earn \times Loss$ ) の係数に注目する。この交差項の係数は 0.042 であり、10%水準で統計的に有意である。社債投資家は損失情報をバッドニュ

ースとしてとらえていて、それは社債超過リターンの感応度に大きな影響を与えている。この証拠は仮説 2b と整合的であり、社債市場において将来キャッシュ・フローに対する懸念を引き起こす損失情報の有用性は高いことを明らかにしている。

最後に、補足的な分析結果を示している表 3-3 コラム (4) を観察する。ここでは利益変化 ( $\Delta Earn$ ) と利益変化と投資不適格格付けかどうかを示すダミー変数との交差項 ( $\Delta Earn \times Speculative$ )、および利益変化と損失の計上があるかどうかを示すダミー変数との交差項 ( $\Delta Earn \times Loss$ ) を同時に入れたモデル (4) 式の推定結果が示されている。 $\Delta Earn$  の係数ならびに  $\Delta Earn \times Speculative$  の係数はそれぞれ 0.029 と 0.116 であり、それぞれ 1%水準と 5%水準で統計的に有意となっている。しかしながら、 $\Delta Earn \times Loss$  の係数は 0.035 で期待符号通りプラスではあるが、統計的に有意ではない。社債投資家にとっては、バッドニュースであるかグッドニュースであるかよりも、投資不適格格付け企業の不確実性に直面する場合に、利益情報が投資意思決定においてより有用な情報であると捉えていると考えられる。

表 3-3. リターンモデルの推定結果

変数	期待 符号	(1)	(2)	(3)	(4)
定数項		0.007*	0.006*	0.021***	0.020***
		(1.83)	(1.65)	(5.87)	(5.66)
$\Delta Earn$	(+)	0.045***	0.038***	0.033***	0.029***
		(3.91)	(4.46)	(3.26)	(3.31)
<i>Speculative</i>			-0.007		-0.007
			(-0.82)		(-0.77)
$\Delta Earn$ $\times Speculative$	(+)		0.121**		0.116**
			(2.26)		(2.17)
<i>Loss</i>				0.001	0.001
				(0.81)	(0.85)
$\Delta Earn \times Loss$	(+)			0.042*	0.035
				(1.83)	(1.64)
$\Delta CFlow$		0.013**	0.011*	0.012*	0.010*
		(2.09)	(1.80)	(2.02)	(1.73)
$\ln(MVF)$		-0.001***	-0.001***	-0.001***	-0.001***
		(-6.24)	(-6.23)	(-6.27)	(-6.24)
<i>Lever</i>		0.011***	0.012***	0.012***	0.012***
		(4.77)	(5.59)	(4.93)	(5.49)
<i>Year</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R <sup>2</sup>		0.338	0.352	0.342	0.354
観測値数		1,979	1,979	1,979	1,979

(注) 各変数の定義は表 3-2 の注を参照。下段は  $t$  値を示す。 $t$  値の算出にあたっては、企業を単位としてクラスターリングした標準誤差を用いている。

\*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

### 3.6. 追加的検証

#### 3.6.1. デフォルト・リスクの代替的指標

本章では、仮説 2a を検証するにあたって、先行研究 (Plummer and Tse.1999 ; Easton, Monahan, and Vasvari, 2009) に基づきデフォルト・リスクの代理変数として信用格付けを利用している。追

加的検証では、デフォルト・リスクの代理変数として、2つの代替的指標を用いて仮説2aの検証を再度行う。

S&Pレーティング・ジャパンやムーディーズ・ジャパンといった国際的な格付機関は日本格付研究所や格付投資情報センターなどのローカルな格付機関より厳しい場合がある(太田・張替・森本, 2006; 黒澤, 2007)。社債の格付けは複数機関から取得することが多く、国際的な格付機関から取得した信用格付けが投資不適格格付けであるとしても、ローカルな格付機関から取得した信用格付けが投資適格格付けであるケースがある。その場合、スコアの平均値を計算すると、計算上は投資適格格付けになってしまうケースが生まれる<sup>57</sup>。社債投資家がこのような企業を投資適格な企業として判断するかどうかは懐疑的である。

そこで、1つ目の代替的指標として、投資不適格格付けの基準をより厳しくした変数に作り直す。格付機関から1つでもBB/Ba以下の信用格付けを取得している場合には1を、それ以外の場合には0を設定するダミー変数(*Speculative2*)をモデル(2)式に挿入し、再推定してみる。

また、2つ目の代替的指標として、企業倒産予知モデルであるSAF2002モデルから推定された値(以下、SAF2002値)を基に作成したダミー変数を利用する(大橋, 2015a; 細野・滝澤・内本・蜂須加, 2013)。SAF2002モデルとは、わが国で1986年から1996年の期間に倒産した企業の財務データを用いて開発された白田(2003)が提示するモデルである。具体的には、SAF2002値が大きいかほど倒産確率は低いとされる。また倒産判別点は、0.68とされている(白田, 2003)。SAF2002値は以下の式で計算される。

$$\text{SAF2002} = 0.01036 \times X1 + 0.02682 \times X2 - 0.06610 \times X3 - 0.02368 \times X4 + 0.70773$$

X1からX4は次のように定義される。

X1: 総資本留保利益率 (期中平均利益剰余金/期中平均資産合計)

---

<sup>57</sup> たとえば、2006年の阪急阪神ホールディングスがS&Pレーティング・ジャパンから取得している信用格付はBBであるが、他3つの格付機関から取得している信用格付けはBBB/Baaであるため、平均スコアが4.75で、投資適格格付けとして扱われる。

X2：総資本税金等調整前当期純利益率 (期中平均当期純利益/期中平均資産合計)

X3：棚卸資産回転期間 (期中平均棚卸資産/売上高)

X4：売上高金利負担率 (支払利息等/売上高)

SAF2002 値が相対的に低い企業をハイライトするため、SAF2002 値の 10 分位中、企業  $i$  が  $t$  期において最下位に属しているならば 1、それ以外ならば 0 を設定するダミー変数 ( $LowSAF$ ) を作成し、同じくモデル (2) 式を再推定する<sup>58</sup>。

それぞれの結果については表 3-4 で示している。2 つの代替的指標を用いた場合においても、表 3-3 の分析と同様の結果を得ていることがわかる。利益変化とデフォルト・リスクの代替的指標の交差項 ( $\Delta Earn \times Speculative2$  または、 $\Delta Earn \times LowSAF$ ) の係数は期待符号通りプラスであり、さらに統計的にも 1%水準で有意である。これはデフォルト・リスクの代替的指標を利用してモデル (2) 式を推定した場合においても、仮説 2a を支持する結果が得られたことを意味する。

---

<sup>58</sup> サンプルで倒産判別点 0.68 を下回る企業は 183 企業・年であり、サンプルの 9.2%である。

表 3-4. デフォルト・リスクの代替的指標を用いた分析結果

変数	期待符号	(2-1)	(2-2)
定数項		0.005** (2.13)	0.004 (1.38)
$\Delta Earn$	(+)	0.025*** (3.20)	0.018*** (2.20)
<i>Speculative2</i>		0.002 (0.94)	
$\Delta Earn \times Speculative2$	(+)	0.103*** (4.46)	
<i>LowSAF</i>			0.000 (0.18)
$\Delta Earn \times LowSAF$	(+)		0.076*** (2.95)
$\Delta CFlow$		0.009 (1.64)	0.012** (2.11)
$\ln(MVF)$		-0.001*** (-6.50)	-0.001*** (-6.30)
<i>Lever</i>		0.009*** (5.03)	0.011*** (4.49)
<i>Year</i>		Yes	Yes
<i>Industry</i>		Yes	Yes
Adjusted R <sup>2</sup>		0.372	0.366
観測値数		1,979	1,979

(注) 各変数の定義は表 3-2 の注を参照。下段は  $t$  値を示す。 $t$  値の算出にあたっては、企業を単位としてクラスタリングした標準誤差を用いている。  
\*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

### 3.6.2. 5月末時点での分析

わが国では、証券取引所が上場企業に対して適時開示を要請している。これは取引所の自主ルールであり、法的な強制力はないが、上場企業は上場要件として、こうした自主ルールを遵守す

ることに合意している。通例、決算期末後 1 ヶ月後ごろから決算短信が公表されることが多い (薄井, 2013)。

決算短信で公表された利益情報の価値関連性について、佐藤 (1979) と大塚 (1981) は、Ball and Brown (1968) と Beaver (1968) のアプローチに基づいて、わが国を対象に検証を行っている。その結果、株式市場における利益情報の価値関連性が存在する証拠が得られている。この結果は、有価証券報告書の公表前において、株式市場では利益情報が織り込まれていることを示唆する。

ここでは決算短信の影響を考慮し、社債市場における利益情報の価値関連性を検証するために、5 月末時点の社債価格および利回りを用いて仮説 1 を再推定する。その結果、5 月末時点の社債価格および利回りを利用した場合も、社債市場における利益情報の価値関連性が確認された (表は省略)。

### 3.6.3. 代替的リサーチ・デザイン

Defond and Zhang (2014) は、被説明変数に社債超過リターンを用いたリサーチモデルによって、利益情報に対する社債市場の反応がバッドニュースの公表時において強まることを指摘している。その上で、Defond and Zhang (2014) は、Collin-Dufresne, Goldstein, and Martin (2001) が示すモデルに基づき、社債超過リターンを利回りスプレッドの変化に置き換えたモデルで頑健性テストを行っている<sup>59</sup>。同様に、(1) 式から (4) 式の被説明変数を利回りスプレッドの変化に置き換えて分析を行う。

利回りスプレッドの変化 ( $\Delta YSpread_{it}$ ) については、まず  $t$  期末 3 カ月後における企業  $i$  によって発行された社債  $j$  の最終利回りから、同発行時点・同満期月数である国債の最終利回りを控除して、 $t$  期の利回りスプレッドを計算する。また、企業が複数の社債を発行している場合には、先行研究に基づいて社債発行額に依拠した加重平均利回りスプレッド (weighted average yield

---

<sup>59</sup> 利回りスプレッドは債権評価モデル (bond valuation model) で用いられる指標である (Givoly, Hayn, and Katz, 2017)。なお、利回りスプレッドの変化を利用し、社債市場における利益情報の有用性を明らかにするものには Baik, Kim, Kim, and Lee (2015) もある。



spread) を用いている (Anderson, Mansi, and Reeb, 2004 ; Mansi, Maxwell, and Miller, 2004)。  $t$  期の (加重平均) 利回りスプレッドから  $t-1$  期の (加重平均) 利回りスプレッドを控除した値が社債の利回りスプレッドの変化として利用される<sup>60</sup>。

一般的に、企業価値が上昇すると、その企業の社債価格は上昇する (新発社債の金利は低く設定される) ので、社債の最終利回りは低下する傾向にある。この場合、国債の最終利回りを所与とすれば、社債の最終利回りと国債の最終利回りの差は縮小するので、利益情報の上昇は利回りスプレッド変化の低下と関係すると予測される。それゆえに、利益変化の係数の期待符号はマイナスとなる。

推定結果は表 3-5 にある。表 3-5 の (1)'から(4)' は表 3-3 の (1) から (4) の被説明変数を利回りスプレッドに変更したものであることを示す。表 3-5 のコラム (1)' の結果であるが、利益変化 ( $\Delta Earn$ ) の係数は期待符号通りマイナスであり、1%水準で統計的に有意となっている。これは Baik, Kim, Kim, and Lee (2015) で示された実証結果とも整合的であり、当期純利益が前期純利益を上回るほど、社債の利回りスプレッドの変化は低下する傾向にあることを示している。仮説 1 と同様に、社債市場において利益情報の価値関連性が確かめられた。

次に、表 3-5 のコラム (2)' の結果である。コラム (1)' で示された利益変化 ( $\Delta Earn$ ) の係数と矛盾することなく、マイナスであり 1%水準で有意となっている。コラム (2)' で示される利益変化と投資不適格格付けかどうかを示すダミー変数との交差項 ( $\Delta Earn \times Speculative$ ) の係数は -0.046 であり、期待通りマイナスである。 $t$  値も高く、統計的にも 1%水準で有意である。これは社債市場における利益情報の価値関連性が、デフォルト・リスクの高い場合により強くなるという証拠を示す。

コラム (3)' では、損失情報と利回りスプレッド変化の関係を観察している。利益変化と損失の

---

<sup>60</sup> 社債の利回りスプレッドは、① 社債価格、② 契約上のキャッシュ・フロー (contractual cash flows)、③ リスクフリー・レートによって決定される (Collin-Dufresne, Goldstein, and Martin, 2001)。契約上のキャッシュ・フローとは、ある特定日に支払われる元本および元本残高に対する金利から生じるキャッシュ・フローのことである (IFRS 第 9 号)。リスクフリー・レートには、一般的に国債の利回りが利用される。社債超過リターンとは異なり、社債の利回りスプレッドは契約上のキャッシュ・フローが決定要因に含まれていることが特徴的である。これによって、流通市場における社債価格だけでなく、発行市場において扱われる新発債の金利も考慮に入れて、債券価値を測定することができる。

計上の有無を示すダミー変数の交差項 ( $\Delta Earn \times Loss$ ) の係数は-0.018 であり、期待符号通りマイナスで、5%水準で統計的に有意である。社債投資家にとって損失情報は重要であり、バッドニュースを含む利益情報は投資意思決定の判断において有用性がある。

最後に、補足的な分析である表 3-5 のコラム (4)' の結果についてみていく。表 3-5 のコラム (4) で報告された結果と整合的に、 $\Delta Earn$  ならびに  $\Delta Earn \times Speculative$  の係数は期待符号通りにマイナスであり、統計的にも 1%水準で有意であることが示されている。さらに、表 3-5 のコラム (4) では有意性が確認されなかった  $\Delta Earn \times Loss$  の係数は-0.014 であり、期待符号通りマイナスで、統計的にも 5%水準で有意となっている。

このように、社債市場において、利益情報は社債リターンを評価するだけでなく、利回りスプレッドの変化を評価することにも役立つことが判明した。

表 3-5. 利回りスプレッドを用いた推定結果

変数	期待 符号	(1)'	(2)'	(3)'	(4)'
定数項		-0.002** (-2.23)	-0.001* (-1.89)	0.001 (0.92)	0.000 (0.84)
$\Delta Earn$	(-)	-0.014*** (-4.24)	-0.011*** (-4.67)	-0.007*** (-3.12)	-0.006*** (-2.97)
<i>Speculative</i>			0.005*** (3.24)		0.005*** (3.07)
$\Delta Earn$ $\times Speculative$	(-)		-0.046*** (-3.70)		-0.044*** (-3.49)
<i>Loss</i>				-0.000 (-0.03)	-0.000 (-0.08)
$\Delta Earn \times Loss$	(-)			-0.018** (-2.44)	-0.014** (-2.25)
$\Delta CFlow$		-0.005*** (-2.70)	-0.005** (-2.34)	-0.005*** (-2.61)	-0.004** (-2.24)
$\ln(MVF)$		0.000 (0.20)	0.000 (0.24)	0.000 (0.50)	0.000 (0.49)
<i>Lever</i>		0.000 (0.49)	-0.000 (-0.60)	-0.000 (-0.25)	-0.001 (-1.23)
<i>Year</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R <sup>2</sup>		0.562	0.588	0.571	0.593
観測値数		1,979	1,979	1,979	1,979

(注) 各変数の定義は表 3-2 の注を参照。下段は  $t$  値を示す。 $t$  値の算出にあたっては、企業を単位としてクラスタリングした標準誤差を用いている。なお、(1)' から (4)' は表 3-3 の (1) から (4) の被説明変数を利回りスプレッドに入れ替えたものであることを示す。

\*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

### 3.7. 結果の要約と今後の課題

本章では、社債投資家にとって利益情報が有用な情報内容を含んでいるかどうかを明らかにするために、社債市場において利益情報の価値関連性があるかどうかを検証した。その結果、年次ベースの利益変化は社債超過リターンとプラスに関係していた。社債投資家は当期純利益が前

期純利益を上回っているのか、あるいは下回っているのかを投資意思決定の重要な判断材料としている。この証拠は社債市場において利益情報が価値関連性を有していることを示唆する。

また、信用格付けが投資不適格格付けである場合に、利益変化は社債超過リターンとより強くプラスに関係していた。この結果は、社債市場における利益情報の価値関連性はデフォルトの可能性が高い場合により強くなることを示唆する。社債投資家がデフォルト・リスクの高い企業に対して投資意思決定を行う場合、その企業の将来的な不確実性に直面するために、公表された利益情報はグッドニュースであってもバッドニュースであってもより価値関連的になると考えられる。社債投資家に対する利益情報の意思決定有用性は、デフォルト・リスクに依拠して、より強くなるといえる。

さらに言えば、損失が報告される場合、利益変化は社債超過リターンとプラスに強く関係するという仮説が支持された。利益情報が将来キャッシュ・フローに関するバッドニュースの内容を含む場合、社債に対する利益情報の価値関連性は強くなることがわかった。社債投資家の将来的な期待ペイオフが下方に落ち込んだ場合、その企業が公表する利益情報は社債市場においてより有用であり、投資意思決定にその情報が反映されている可能性がある。

株式市場における利益情報の有用性の実証研究はこれまで多数あるが、本章では、社債市場においても利益情報が重要な役割を果たしていることを明らかにする。ただし、利益情報の有用性は社債市場と株式市場で異なるかもしれない。投資意思決定のための有用な情報源として利益情報が社債市場と株式市場でどのように利用されているかを検証することは今後の課題として残る。

また、本分析では、前期利益をベンチマークとして当期利益がそれを超過するかどうかという利益変化が社債超過リターンとどのように関係しているかを検証している。先行研究 (Easton, Monahan, and Vasvari, 2009; Defond and Zhang, 2014) では、前期利益ではなくアナリストの予想利益をベンチマークとして利用することがある。アナリストの予想値は大企業に集中する可能性がありサンプルを減少させてしまうかもしれないが、わが国では、企業の将来業績に関する予想利益として経営者自らが公表する経営者予想が存在する。経営者予想に関しては、証券取引所の要

請に基づく事実上の制度開示であるので、わが国のほとんどすべての上場企業が公表している。経営者予想のような利益ベンチマークを超過する当期利益と利益変化のケースを比較することによって、社債投資家にとって有用な情報内容に優劣があるかどうかを検証することも重要であろう。

さらに、本章では年次ベースの利益変化と社債超過リターン間の関連性を検証している。米国を対象とした先行研究 (Datta and Dhillon, 1993 ; Easton, Monahan, and Vasvari, 2009) では、イベント・スタディ型の研究に基づいた分析を行っており、利益公表周辺での社債超過リターンの短期的な反応についても明らかにしている。このような短期的な検証からも、利益情報が社債投資家の意思決定に有用な情報内容を包含していることを明らかにできるかどうかについても今後の分析対象としていきたい。ただし、わが国の社債市場で同様のイベント・スタディ型の研究を行う場合には、記述統計量で示したように社債リターンならびに社債超過リターンの標準偏差が米国と比べて小さいことに留意する必要がある。本サンプルには含まれていない劣後債なども今後の分析対象に含めていきたい。

## Appendix A. 社債の格付けとスコア

信用格付けは金融庁に登録されている民間の格付会社4社の調査による。4社には、S&P レーティング・ジャパン、ムーディーズ・ジャパン、日本格付研究所、格付投資情報センターが含まれる。本研究では各格付機関の信用格付けに応じて以下のようにスコアを付けている。上位格に近いものにプラス、下位格に近いものにマイナスの表示がなされることがあるが、その点は考慮していない。複数の格付けを取得している場合、スコアを平均し、その値が4以下の場合に投資不適格格付けに振り分けている。

たとえば、2015年度においてオリックスはS&P レーティング・ジャパンからA、ムーディーズ・ジャパンからBaa、日本格付研究所からA、さらに格付投資情報センターからAの信用格付けを取得しているため、信用格付けの平均スコアは5.75となっている。また、2017年度のシャープはS&P レーティング・ジャパンからB、日本格付研究所からBB、格付投資情報センターからBの信用格付けを取得しており、信用格付けの平均スコアは3.33と4以下であるので、投資不適格格付けのグループに分類される。なお、日本では社債発行時に投資不適格と分類されるケースはない。

信用格付け換算表

スコア	S&P	M	JCR	RI
8	AAA	Aaa	AAA	AAA
7	AA	Aa	AA	AA
6	A	A	A	A
5	BBB	Baa	BBB	BBB
4	BB	Ba	BB	BB
3	B	B	B	B
2	CCC	Caa	CCC	CCC
1	CC	Ca	CC	CC

(注) S&P は S&P レーティング・ジャパン、M はムーディーズ・ジャパン、JCR は日本格付研究所、RI は格付投資情報センターを示す。

## 4. 債務超過企業の財務プロフィールと市場の評価

### 4.1. 本章の目的と構成

本章では、債務超過企業 (negative book value firms) にはどのような財務特性があるのか、また株式市場でどのような会計情報が価値評価に役立っているかを調査する。債務超過とは、総資産が総負債を下回った状態であり、純資産の額がマイナスになっている状態である (新日本有限責任監査法人, 2014, p.8)。

最近の例で言うと、東芝 (米国会計基準に準拠) がそれに当てはまる。2017年3月期に株主に帰属する当期純損失が9,656億円 (前期は4,600億円の損失) に陥り、総負債 (4兆5,452億円) が総資産 (4兆2,695億円) を上回る債務超過の状態になっている。純資産 (東芝では資本合計と表記) は△2,757億円であるが、純資産のうち株主資本合計は5,529億円のマイナスになっている (非支配持分は2,772億円のプラス)。2018年3月期には原発子会社に対する債権の売却益などで株主資本はプラスになり債務超過は解消されている。結果として、上場廃止の基準である2期連続の債務超過を免れて、東芝は上場を維持している<sup>61</sup>。

Jan and Ou (2012) は、1976年から2005年の30年間に、アメリカで損失計上が増加傾向にあり、それにとまって自己資本がマイナスになる程度も増加していることに注目し、債務超過企業がいかに生き残っているかを調べている。債務超過企業は財務的に困窮 (financially distressed)

---

<sup>61</sup> 日本の場合、東京証券取引所 (一部と二部) の上場廃止基準の1つとして、債務超過の状態となった場合において、1年以内に債務超過の状態でなくならなかったとき (原則として連結貸借対照表による) に上場廃止基準に抵触することになる。上場廃止に係る猶予期間に入った企業は、猶予期間を超えてなお上場廃止基準に該当する場合に上場廃止となる。

有価証券上場規程 (東京証券取引所) 第601条 (5) によると次のように記述されている。「上場会社はその事業年度の末日に債務超過の状態である場合において、1年以内に債務超過の状態でなくならなかったとき。ただし、当該上場会社が法律の規定に基づく再生手続若しくは更生手続、産競法第2条第16項に規定する特定認証紛争解決手続に基づく事業再生 (当該手続が実施された場合における産競法第52条に規定する特例の適用を受ける特定調停手続による場合も含む。) 又は私的整理に関するガイドライン研究会による「私的整理に関するガイドライン」に基づく整理を行うことにより、当該1年を経過した日から起算して1年以内に債務超過の状態でなくなることを計画している場合 (当取引所が適当と認める場合に限る。) には、2年以内に債務超過の状態でなくならなかったとき。」

なお、2002年までは、上場会社が最近3年間に終了する各連結会計年度及び事業年度の末日において債務超過の状態にある場合となっている。

マザーズやJASDAQにおいても債務超過について同様の上場廃止基準が設定されている。マザーズでは、上場後3年間に終了する事業年度において債務超過となった場合にはこの基準は適用されない。

していて、将来にわたって経営を継続していくことが不可能であると考えられがちである。ところが、日本のケースとは異なり、アメリカでは債務超過に陥った企業がその後も債務超過のままビジネスを継続させていることがある (たとえば、週刊東洋経済 臨時増刊 (2014) によると、世界最大のたばこ会社である Philip Morris International, Inc)。

債務超過に陥る理由は多岐にわたるが、一般的には連続した純損失の計上によって純資産が食いつぶされることによる。しかしながら、2000年代初頭の Amazon.com のように、債務超過状態であっても、製品開発段階におけるスタートアップ時には将来的な成長性が見込まれることがある。債務超過企業のように、マイナスの利益とマイナスの自己資本であっても市場ではゼロ以下の価値評価はなされない (Jan and Ou, 2012)。また、石川 (2019) は、利益剰余金がマイナスである企業が増配予想を行っても、市場でプラスに評価されないことを示している<sup>62</sup>。

その原因の1つは知的情報のような無形資産に比重を置く企業が増えてきたことが考えられる。債務超過は赤字体質が解消されないために起こりそうであるが、Jan and Ou (2012) は企業の研究開発活動に焦点を合わせ、研究開発投資の求められる産業において債務超過企業が集中していることを明らかにする。結果的に、債務超過企業では、隠された価値として研究開発費が売上高や総資産のような企業属性よりも株式時価総額の説明力が高いことを示す。

Joos and Plesko (2005) は、損失反転モデル (loss-reversal model) を通じて損失を持続的損失と一時的損失に分類し、持続的な損失は株式リターンと高く関係することを示す。特に、研究開発にかかわる持続的損失に市場は強く反応することを明らかにしている。Darrough and Ye (2007) は知識集約型経済 (knowledge-based economy) において、研究開発の費用化は損失計上企業を増やす要因になっていることをあげる。その上で、損失計上企業の株式価値の評価において会計利益の価値関連性の低下を研究開発支出が抑制していることを実証している。日本の場合、純資産がマイナスであるサンプルを除いているが、研究開発投資の経済的効果は即時には市場に反映されず、徐々に市場で評価されることが指摘されている (野間, 2006)。

---

<sup>62</sup> 本章のサンプルでは9企業 (延べ11企業・年) が配当を実施している。



利益の符号に焦点を合わせる場合、マイナスの利益（損失）がプラスの利益と同じ情報内容をもつのではなく、非反復的で継続性のない損失は一時的な要素として評価されると考えられる。利益ベースの株式価値評価モデルにおいて、損失計上がある場合に、会計利益に代わって自己資本が重要な役割を果たすことが明らかにされている (Barth, Beaver, and Landsman, 1998 ; Barth, Elliott, and Finn, 1999 ; Collins, Pincus, and Xie, 1999 )。ただし、理論的なモデルにおいて、マイナスの利益とマイナスの自己資本簿価から構成される債務超過企業において適切な価値を導き出すことは難しい (Ohlson, 1995)<sup>63</sup>。債務超過企業では、自己資本の帳簿価額は株価のアンカーになっておらず、自己資本簿価が株価の下限として機能しない<sup>64</sup>。

債務超過企業の価値評価を理論的に説明することは難しいが、本章では、Joos and Plesko (2005) のように将来に成果を生むような技術革新のための支出（研究開発）を中心に、どのような情報が株式時価総額の評価に役立っているかを調査する。結果的に、会計利益に対して株式時価総額はマイナスに関係しているが、研究開発費に対して株式時価総額はプラスに関係している。

以下、第2節では、債務超過企業の定義のあとに、サンプルを特定し、その財務特性を概観する。第3節では、日本の債務超過企業が株式市場でどのように評価されているかを検証する。第4節では、追加的テストを行い、最後の第5節では、本章のまとめと今後の課題について述べる。

## 4.2. 債務超過企業の財務プロフィール

### 4.2.1. 債務超過企業の定義とサンプル選択

---

<sup>63</sup> これらの一連の研究において、マイナスの純資産簿価をサンプルから除外しておくこともなされている (たとえば、Lee, Myers, and Swaminathan, 1999; Collins, Pincus and Xie, 1999; 石川, 2007 (第4章); 薄井, 2015 (第6章))。上場廃止とPBRの関係を探る桜井 (2014) でも、マイナスのPBRは、プラスのPBRとの理解の仕方が異なるので、債務超過企業を分析の対象から除いている。

<sup>64</sup> 利益情報の価値関連性 (value relevance) をめぐる研究において、利益情報の価値関連性が時間の経過とともに低下しているのではないかという問題が提起されている (Collins, Maydew, and Weiss, 1997; Ely and Waymire, 1999; Francis and Schipper, 1999; Lev and Zarowin, 1999)。Collins, Maydew, and Weiss (1997) は、利益情報の関連性が低下する代わりに、自己資本簿価の価値関連性が年々上昇していることを指摘する。

債務超過とは、図 4-1 のように、総資産が総負債を下回った状態であり、純資産の額がマイナスになっている状態である (新日本有限責任監査法人, 2014, p.8)。本章では、総資産から総負債と非支配株主持分 (かつては少数株主持分) を控除したものを自己資本と定義し、これがマイナスになっている企業を債務超過企業と定義する<sup>65</sup>。2000 年 3 月期から 2018 年 3 月期までに、わが国の証券取引所のいずれかに上場し、決算月数が 12 カ月揃う企業を対象とする場合、「Nikkei Financial Quest」(日経メディアマーケティング) で債務超過の状態に陥っている (つまり、マイナスの自己資本) 企業は 548 件存在する。

ここから銀行・証券・保険業・その他金融業に属す企業 (19 件)、株価データに欠損があるもの (238 件) を取り除くと 291 件の観測値が残る。なお、米国会計基準と国際会計基準といった日本の会計基準以外を適用している企業は 2 件あるが、これはサンプルに含めている<sup>66</sup>。本章で用いる財務データと株価データはすべて『Nikkei Financial Quest』(日経メディアマーケティング) から取得している。

図 4-1. 債務超過企業の貸借対照表イメージ

資産 110	負債 120
	自己資本 Δ 20

<sup>65</sup> 白田 (2017) は、債務超過企業において、デュポン分析による ROE の 3 分解や固定比率の算出に意味がなくなることを指摘する。

<sup>66</sup> 以後の分析において、このサンプルを含めても含めなくても結果に大きな差異はない。

表 4-1 パネル A には、2000 年から 2018 年までにおける債務超過企業の年度別分布を示している。2002 年が 30 件 (10.31%) で最も多く、次いで 2009 年と 2010 年が 26 件 (8.93%) となっている。IT バブルの崩壊やリーマンショックの影響を受け、債務超過に陥った可能性がある。2017 年と 2018 年はそれぞれ 4 件 (1.37%) と 2 件 (0.69%) で少なく、経済状況の好転によって債務超過に陥る企業数は減少する傾向にある<sup>67</sup>。

表 4-1 パネル B には業種別分布を示す。業種分類は日経中分類に基づく。サンプルは 19 業種から構成されており、債務超過企業の業種は多様であるが、サービス業は 75 件でサンプルの 25.77%と突出している。続いて、商社、建設、電気機器、小売、不動産の業種順で債務超過企業の件数が多く、サンプルの 51.97%の企業がこれらの 5 業種のいずれかに属する。

表 4-1 パネル B のカッコ内の数値は、研究開発費を計上している企業にサンプルを限定した場合の業種別分布である。債務超過企業のうち研究開発費計上企業は 291 件中 123 件で 42.3%になる。倉庫・運輸関連と通信の 2 業種で研究開発費の計上はないが、研究開発費計上企業の中では、サービス、電気機器、建設の業種で研究開発費を計上する割合が高い。

上場市場別の分布は表 4-1 パネル C に表示している。債務超過企業の上場市場については、JASDAQ 上場の企業が最も多く 93 件でサンプルの 31.97%を占める。次いで、東証 2 部が 72 件 (24.74%) と多くなっている。債務超過企業の過半数がこの 2 つの上場市場に集中している。JASDAQ はベンチャー向けの企業の市場であり、成長中の中小型株を中心とした株式市場である。東証 2 部は東証 1 部に比べると審査の基準が若干緩められているが、株式時価総額が小さく、相対的に流通性が乏しい中小型株を中心とする株式市場である。一般的に、上場の審査基準が厳しいほど上場廃止基準に抵触する可能性は低くなると推察される。

---

<sup>67</sup> 2018 年 3 月末決算期までの企業に限定されていることに留意されたい。

表 4-1. サンプル分布

パネル A: 年度別分布					
年度	企業・年	割合 (%)	年度	企業・年	割合 (%)
2000	25	8.59	2010	26	8.93
2001	21	7.22	2011	18	6.19
2002	30	10.31	2012	15	5.15
2003	23	7.80	2013	12	4.12
2004	16	5.50	2014	7	2.41
2005	17	5.84	2015	9	3.09
2006	10	3.44	2016	9	3.09
2007	7	2.41	2017	4	1.37
2008	14	4.81	2018	2	0.69
2009	26	8.93	合計	291	100.0

パネル B: 業種別分布 (カッコ内は研究開発費計上企業の業種別分布)					
業種	企業・年	割合 (%)	業種	企業・年	割合 (%)
サービス業	75 (25)	25.77(20.33)	精密機器	7 (1)	2.41(0.81)
商社	35 (10)	12.03(8.13)	倉庫・運輸関連	6 (0)	2.06(0.0)
建設	32 (17)	13.82(13.82)	鋳業	5 (3)	1.72(2.4)
電気機器	28 (24)	9.62(19.51)	化学工業	3 (3)	1.03(2.44)
小売業	24 (2)	8.25(1.63)	鉄鋳業	3 (3)	1.03(2.44)
不動産	24 (3)	8.25(2.44)	医薬品	2 (2)	0.69(1.63)
繊維	15 (6)	5.15(4.88)	食品	1 (1)	0.34(0.81)
機械	11 (8)	3.78(6.50)	窯業	1 (1)	0.34(0.81)
その他製造業	10 (6)	3.44(4.88)	通信	1 (0)	0.34(0.0)
非金属及び金属製品	8 (8)	2.75(6.50)	合計	291 (123)	100.0%

パネル C: 上場市場別分布					
上場市場	企業・年	割合 (%)	上場市場	企業・年	割合 (%)
JASDAQ	93	31.97	大証 2 部	15	5.15
東証 2 部	72	24.74	福証	6	2.06
東証 1 部	61	20.96	札証	4	1.37
マザーズ	19	6.53	大証 1 部	3	1.03
名証 2 部	18	6.19	合計	291	100.0%

(注) ヘラクレスならびにヘラクレス・グロースの上場企業は JASDAQ に分類している。

#### 4.2.2. 債務超過企業の上場維持率

債務超過の状態というのは企業が財務的に困窮していることを表しており、将来にわたって経営を継続していく可能性が低くなると考えられる (Jan and Ou, 2012)<sup>68</sup>。日本では債務超過の状態となった場合、上場廃止の猶予期間に入る。1年以内に債務超過の状態を解消しなければ上場廃止基準に抵触してしまうが、この期間中に、債務超過の状態が解消されたことが確認されたならば、債務超過に係る猶予期間から解除される。

ここでは、債務超過の状態に陥った後、どの程度の企業が上場を維持し続けているのかを調査する。具体的には、企業が債務超過の状態に陥った後に何年間上場し続けているかを観察する。この上場維持率 (survival probability) を測定するために、本章では該当する企業の株価データが『Nikkei Financial Quest』(日経メディアマーケティング)で未収録になった場合、その会計年度に当該企業が上場廃止になったと判定している<sup>69</sup>。

表 4-2 では、債務超過の状態に陥った会計年度を初年度として、企業がその後何期間にわたって上場し続けているかの割合を示している。債務超過の状態となった翌年度(1期後)における上場維持率は 64.3%である。ある会計年度で債務超過となったとしても、1年以内に債務超過の状態を解消されるならば上場は維持される<sup>70</sup>。なお、2002年までは、上場会社が「2年以内」に債務超過の状態にある場合に上場廃止となっている<sup>71</sup>。

---

<sup>68</sup> 実証会計研究において、財務的困窮企業は倒産企業と定義されることがある (Evans, Luo, and Nagarajan, 2014)。

<sup>69</sup> 上場廃止が決定した銘柄は「整理銘柄」に指定される。整理銘柄に指定されてから約1カ月(整理銘柄指定期間)後に上場廃止になる。

<sup>70</sup> 債務超過が解消されるケースは、一般的に、新株予約権の行使、第三者割当増資の実施、私的整理の一種である事業再生ADR(裁判以外の紛争解決)の利用、債務と株式を交換するデット・エクイティ・スワップ(debt equity swap)の利用、金融機関等に対する債務免除の要請による。なお、上場廃止にはなっているが、経営の立て直しのために民事再生手続きの申し立てが行われるケースがある。

<sup>71</sup> 当初債務超過と判別されていなかったが、粉飾の発覚や訂正財務諸表の提出により債務超過と判定される場

債務超過に陥った後、1年以内に約40%の企業が上場廃止に陥っているが、アメリカの上場企業を対象とした Jan and Ou (2012) では、マイナスの自己資本を計上した企業の13.3%が1期後にサンプルから落ちている。ここでの結果は、それと比較して倍以上の差が見受けられる。債務超過への転落は一時的な苦境の状態にあるだけではなく将来的に立ち直る見込みも薄いことを意味する。債務超過企業の上場維持率は初年度から2年間で大きく減少しており、2期後において上場を維持する企業は約半分(51.2%)にまで減少していることがわかる。

しかしながら、3期後以降、その減少傾向は緩やかなものになっており、10(15)期後においても30.2%(28.2%)の企業がなお上場を継続している。この上場維持率は Jan and Ou (2012) で示された31.5%(22.4%)と同等程度であり、長期的な視点で見れば日本の債務超過企業のうち業績を回復させるケースがある。

一方、非債務超過(プラスの自己資本)企業の上場維持率は初年度からなだらかに低下しており、15年後においては72.6%の企業が上場を維持している。Jan and Ou (2012) では、非債務超過企業の15年後の上場維持率が30.8%であり、それと比較すれば十分に高い。

---

合があり、2年連続あるいは3年連続債務超過企業となっているものがある。また、2017年や2018年の債務超過企業は経過年数が短く、その後は上場維持しているとみなしている。

表 4-2. 債務超過企業と非債務超過企業の上場維持率

債務超過報告後の経過年数	債務超過企業数	(%)	非債務超過企業数	(%)
初年度	291	100%	59,833	100%
1期後	187	64.3%	57,085	95.4%
2期後	149	51.2%	54,526	91.1%
3期後	135	46.4%	52,202	87.2%
4期後	115	39.5%	50,113	83.8%
5期後	104	35.7%	48,225	80.6%
10期後	88	30.2%	44,753	74.8%
15期後	82	28.2%	43,444	72.6%

(注) 非債務超過企業数の初年度には、2000 年度に債務超過に陥っていない企業に加えて、2001 年以降に上場した企業や 2001 年以降に債務超過を解消した企業などが含まれる。

#### 4.2.3. 債務超過企業の財務特性

債務超過企業の財務特性を明らかにしておこう。表 4-3 には、株式時価総額 (*MVE*)、当期利益 (*Earnings*)、自己資本 (*BookValue*)、売上高 (*Sales*)、企業規模 (*Assets*)、研究開発費 (*RD*)、研究開発費累計額 (*CumulatedRD*)、負債比率 (*Lev*)、および損失ダミー (*Loss*) の記述統計量を示している。対比のために、非債務超過企業 (債務超過企業以外の上場企業) についても同様の指標を表示している (各変数の定義は Appendix B を参照)<sup>72</sup>。負債比率と損失ダミーを除き各変数は不均一分散を緩和するために、前期の株式時価総額によってデフレートされている。なお、外れ値 (*outliers*) の影響を除去するために、ダミー変数を除くすべての変数に対して 1 パーセント以下と 99 パーセント以上でウィンザライズ (*winsorized*) を施している。

債務超過企業における各変数の記述統計量は表 4-3 のパネル A にある。株式時価総額 (*MVE*) の平均値 (中央値) は 0.934 (0.636) である。自己資本 (*BookValue*) の平均値 (中央値) は -1.446 (-0.468) であり、定義の通りすべての企業でマイナスになっている。自己資本 (*BookValue*) の平

<sup>72</sup> Jan and Ou (2012) は利益のグロス要素として売上高を利用している。

均値と中央値は大きく乖離しているため、債務超過企業の中には自己資本が著しくマイナスに大きい企業が存在する。当期利益 (*Earnings*) の平均値 (中央値) は-1.682 (-0.739) であり、損失を示すダミー変数 (*Loss*) に着目すると、債務超過企業の 93.1%が損失 (赤字) を報告している。

残りの 6.9%の黒字計上であるが、サンプルに 2 年連続の債務超過企業が含まれており、2 年目に黒字にもかかわらず債務超過の状態にあるケースがある。また、日本の会計基準以外では利益の表記が異なり、継続事業からの当期純利益はプラスであるが、非継続事業からの当期純利益が大きくマイナスになっていることがある。

負債比率 (*LEV*) の平均値 (中央値) は 1.553 (1.178) であり、平均的には総負債が総資産の 1.5 倍を上回っている<sup>73</sup>。研究開発費 (*RD*) の平均値 (中央値) は 0.033 (0.000) である。表 4-1 パネル B で述べたように、過半数の債務超過企業は研究開発投資を行っていない。

表 4-3 のパネル B は、非債務超過企業における記述統計量である。株式時価総額 (*MVE*) の平均値 (中央値) は 1.175 (1.042) であり、自己資本 (*BookValue*) の平均値 (中央値) は 1.285 (1.094) である。株式時価総額の平均値は債務超過企業のほうが小さく、その平均値には統計的に有意な差がみられる。当期利益 (*Earnings*) の平均値 (中央値) は 0.076 (0.091) でプラスである。負債比率 (*LEV*) の平均値 (中央値) は 0.510 (0.515) であり、非債務超過企業のほうが財務の健全性は高く、平均的には総資産に占める負債残高半分程度である。

非債務超過企業の研究開発費 (*RD*) の平均値 (中央値) と研究開発費累計額 (*CumulatedRD*) の平均値 (中央値) はそれぞれ 0.024 (0.007) と 0.071 (0.022) であり、平均値では債務超過企業より低い。平均差の検定では、債務超過企業と非債務超過企業の間で研究開発費に差はないが、債務超過企業の研究開発費の標準偏差は非債務超過企業と比べて大きいことに注意が必要である<sup>74</sup>。研究開発費累計額の平均値に関しては、非債務超過企業よりも債務超過企業の方が高い。

---

<sup>73</sup> Luo, Liu, and Tripathy (2019) は米国を対象に、債務超過企業における平均的な負債比率が 130%であることを明らかにしている。

<sup>74</sup> 総資産を超える研究開発費を計上する債務超過企業が 4 社存在し、そのうち 3 社は 2 倍を超えている。



表 4-4 には各変数間の相関係数を示している。株式評価モデルでは、当期利益や自己資本といった評価指標が株式時価総額とプラスに関係することが予測される (Penman, 1992 ; Ohlson, 1995)。表 4-4 パネル A は債務超過企業について、*MVE* と *Earnings* の相関係数は-0.184 であり、*MVE* と *BookValue* の相関係数も-0.108 でマイナスである。予測とは異なるが、Jan and Ou (2012) で示された結果とは整合的である。表 4-4 パネル B の非債務超過企業では、*MVE* と *Earnings*、ならびに *MVE* と *BookValue* の相関係数は、それぞれ 0.239 と 0.240 でプラスである。なお、債務超過企業の *BookValue* と *Earnings* の相関係数は非債務超過企業に比べてはるかに高い。損失の計上が自己資本のマイナスに深く関係しているからであろう。

債務超過企業の *MVE* と *Assets* の相関係数は 0.260 である。Jan and Ou (2012) では、債務超過企業の評価において、総資産を自己資本の代替として用いられ、両者の間にプラスの関係があることが述べられている。それと整合的な結果となっている。債務超過企業において、規模の大きい企業ほど株式市場での評価は高く、この点は非債務超過企業と同じである。債務超過企業の売上高が利益の代替的な役割を果たすと予測する Jan and Ou (2012) と同様に、*MVE* と *Sales* の相関係数は 0.165 とプラスに有意である。

債務超過企業の *MVE* と *RD* ならびに *MVE* と *CumulatedRD* の相関係数はそれぞれ 0.185 と 0.145 でプラスに有意となっている。この相関係数の符号結果は Jan and Ou (2012) と首尾一貫している。債務超過企業の評価をする場合に、研究開発への投資や累積的な研究開発投資が 1 つの重要な指標となりうることが考えられる。非債務超過企業においては、*MVE* と *RD* の相関係数が 0.084 であり、*MVE* と *CumulatedRD* の相関係数が 0.087 である。

表 4-3. 記述統計量

パネル A: 債務超過企業						
変数	観測値数	平均値	標準偏差	第1四分位数	中央値	第3四分位数
<i>MVE</i>	291	0.934	1.264	0.314	0.636	1.042
<i>Earnings</i>	291	-1.682	3.408	-1.636	-0.739	-0.264
<i>BookValue</i>	291	-1.446	3.134	-1.262	-0.468	-0.160
<i>Sales</i>	291	7.214	9.047	1.271	3.612	9.265
<i>Assets</i>	291	7.467	11.717	0.972	3.140	8.083
<i>RD</i>	291	0.033	0.104	0.000	0.000	0.024
<i>CumulatedRD</i>	291	0.118	0.385	0.000	0.003	0.076
<i>Lev</i>	291	1.553	1.370	1.065	1.178	1.439
<i>Loss</i>	291	0.931	0.253	1.000	1.000	1.000
パネル B: 非債務超過企業						
変数	観測値数	平均値	標準偏差	第1四分位数	中央値	第3四分位数
<i>MVE</i>	59,833	1.175	0.628	0.832	1.042	1.324
<i>Earnings</i>	59,833	0.076	0.181	0.034	0.091	0.153
<i>BookValue</i>	59,833	1.285	0.872	0.657	1.094	1.686
<i>Sales</i>	59,833	3.911	4.321	1.297	2.507	4.805
<i>Assets</i>	59,833	3.349	2.955	1.445	2.529	4.225
<i>RD</i>	59,833	0.024	0.034	0.000	0.007	0.037
<i>CumulatedRD</i>	59,833	0.071	0.098	0.000	0.022	0.108
<i>Lev</i>	59,833	0.510	0.212	0.345	0.515	0.673
<i>Loss</i>	59,833	0.165	0.371	0.000	0.000	0.000

(注) 各変数の定義は Appendix B を参照。

表 4-4. 相関係数

パネル A: 債務超過企業							
変数	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦
① <i>MVE</i>	1.000						
② <i>Earnings</i>	<b>-0.184</b>	1.000					
③ <i>BookValue</i>	-0.108	<b>0.827</b>	1.000				
④ <i>Sales</i>	<b>0.165</b>	<b>-0.373</b>	<b>-0.443</b>	1.000			
⑤ <i>Assets</i>	<b>0.260</b>	<b>-0.420</b>	<b>-0.438</b>	<b>0.807</b>	1.000		
⑥ <i>RD</i>	<b>0.185</b>	0.024	-0.010	0.071	0.044	1.000	
⑦ <i>CumulatedRD</i>	<b>0.145</b>	-0.050	-0.049	0.074	0.075	<b>0.896</b>	1.000
パネル B: 非債務超過企業							
変数	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦
① <i>MVE</i>	1.000						
② <i>Earnings</i>	<b>0.239</b>	1.000					
③ <i>BookValue</i>	<b>0.240</b>	<b>0.163</b>	1.000				
④ <i>Sales</i>	<b>0.200</b>	<b>0.101</b>	<b>0.467</b>	1.000			
⑤ <i>Assets</i>	<b>0.240</b>	<b>0.029</b>	<b>0.635</b>	<b>0.800</b>	1.000		
⑥ <i>RD</i>	<b>0.084</b>	<b>-0.050</b>	<b>0.132</b>	<b>-0.202</b>	<b>0.099</b>	1.000	
⑦ <i>CumulatedRD</i>	<b>0.087</b>	<b>-0.058</b>	<b>0.141</b>	<b>-0.018</b>	<b>0.108</b>	<b>0.980</b>	1.000

(注) 5%水準で有意な相関係数については太字で示されている。  
また、各変数の定義は Appendix B を参照。

#### 4.2.4. 自己資本，研究開発費，および株式時価総額に関するポートフォリオ分析

債務超過企業において，研究開発費が自己資本と株式時価総額にどの程度の相関を有しているかを調査するために，*BookValue* と *RD* および *MVE* 間のスピアマンの順位相関係数を求める。その結果を表 4-5 に示す。

具体的には，債務超過企業と非債務超過企業のそれぞれに対して，*BookValue* の大きさに基づいて企業を昇順でランク付けし，10 のポートフォリオを組成する。債務超過企業のサンプルにおいて，ポートフォリオ 1 (10) には *BookValue* が下位 (上位) 10% に属する企業が含まれている。債務超過企業の場合，最もマイナスの大きい企業がポートフォリオ 1 に，最もマイナスの小さい企業がポートフォリオ 10 に属する。各ポートフォリオの *BookValue*，*RD*，および *MVE* の平均値を求め，それらをランク付けし，*BookValue* と *RD* および *MVE* 間の順位相関係数が算定される。

表 4-5 パネル A では債務超過企業について，表 4-5 パネル B では比較のため非債務超過企業について，組成した 10 のポートフォリオに基づき，ポートフォリオごとの *BookValue*，*RD*，および *MVE* の平均値を掲示している。債務超過企業において *BookValue* と *RD* 間の順位相関係数は -0.512 である。このことは，自己資本がマイナスに大きい債務超過企業ほど，研究開発費の計上額が大きいことを意味する。非債務超過企業については，*BookValue* と *RD* の間の順位相関係数は 0.976 であり，債務超過企業とは逆に，プラスの相関が認められる。

債務超過企業において，*BookValue* と *MVE* 間の順位相関係数は -0.916 である。自己資本がマイナスに大きいほど，債務超過企業の株式時価総額は逆に高い<sup>75</sup>。その一方で，非債務超過企業では，*BookValue* と *MVE* の間の順位相関係数は 1.00 で，データの順位がすべて一致している。つまり，自己資本が大きい企業ほど市場での評価は高くなっている。

順位相関係数の結果から，自己資本 (*BookValue*) に依拠した場合，債務超過企業と非債務超過企業では研究開発費の計上や株式市場での価値評価に違いがある。債務超過企業においては，自

---

<sup>75</sup> Jan and Ou (1995) と Burgstaher and Dichev (1997) では，ROE と時価簿価比率が損失計上企業ではマイナスに関係し，利益計上企業に対してはプラスに関係していることが述べられている。

自己資本がマイナスに大きい企業ほど研究開発に対する投資が多く行われており、また、そのような企業は市場で高く評価されている。債務超過企業の場合、研究開発投資の額が重要な価値ドライバーとして判断されているかもしれない。財務的に困窮している段階でも資産計上には直結しない研究開発費をカットしないケースがあると考えられる。

表 4-5. 自己資本、研究開発費、および株式時価総額に関する順位相関

<b>パネル A: 債務超過企業</b>				
<i>BookValue</i> に基づく ポートフォリオ	観測値数	平均値 : <i>BookValue</i>	平均値 : <i>RD</i>	平均値 : <i>MVE</i>
1	30	-8.390	0.026	1.347
2	29	-2.288	0.065	1.248
3	29	-1.253	0.032	0.940
4	29	-0.813	0.044	1.102
5	29	-0.548	0.044	1.071
6	29	-0.389	0.021	0.784
7	29	-0.252	0.025	0.801
8	29	-0.159	0.013	0.804
9	29	-0.090	0.035	0.653
10	29	-0.037	0.025	0.578
<i>BookValue</i> との順位相関係数		1.000***	-0.512***	-0.916***
<b>パネル B: 非債務超過企業</b>				
<i>BookValue</i> に基づく ポートフォリオ	観測値数	平均値 : <i>BookValue</i>	平均値 : <i>RD</i>	平均値 : <i>MVE</i>
1	5,984	0.240	0.011	0.968
2	5,983	0.477	0.017	1.064
3	5,983	0.657	0.022	1.096
4	5,984	0.827	0.025	1.115
5	5,983	1.003	0.027	1.150
6	5,983	1.192	0.027	1.176
7	5,984	1.411	0.028	1.197
8	5,983	1.693	0.028	1.220
9	5,983	2.122	0.028	1.261
10	5,983	3.229	0.030	1.500
<i>BookValue</i> との順位相関係数		1.000***	0.976***	1.000***

(注) \*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

### 4.3. 実証的分析

#### 4.3.1. 当期利益と自己資本が債務超過企業の株式時価総額に与える影響

本節では、債務超過企業において、どのような評価指標 (value indicator) が株式市場で有用であるのかを実証的に明らかにする。

まず、Jan and Ou (2002) と同様に、当期利益や自己資本といった評価指標が債務超過企業において十分に機能しているかどうかを確認する。具体的には、当期利益 (*Earnings*) と自己資本 (*BookValue*) を説明変数に、株式時価総額 (*MVE*) を被説明変数に組み入れた回帰モデルを推定する<sup>76</sup>。当期利益や自己資本が重要な評価指標となっているならば、これらは株式時価総額とプラスに関係するはずである。それゆえに、*Earnings* と *BookValue* のそれぞれの係数の符号はプラスになると期待される。ただし、Jan and Ou (2012) で得られた結果でいえば、債務超過企業の当期利益や自己資本が株式時価総額を説明する有益な評価指標とならない可能性がある。

表 4-6 には、自己資本と当期利益を説明変数に組み入れた回帰モデルの結果を示している。表 4-6 のコラム (1) では、*Earnings* の係数は-0.077 で期待される符号とは逆にマイナスであり、統計的に 1%水準で有意となっている。また、コラム (2) の *BookValue* の係数も期待される符号とは一致せず、-0.048 と 5%水準で統計的に有意にマイナスである。*Earnings* と *BookValue* の両方をモデルに組み入れた場合、コラム (3) の *Earnings* の係数は、依然としてマイナスのままであるが、10%水準で有意となっている。*BookValue* の係数の符号はコラム (2) で得られたものと逆にプラスである。表 4-6 で示すように、*BookValue* と *Earnings* の相関が非常に高いことが影響していると推察される。

アメリカの株式市場における債務超過企業を対象とした Jan and Ou (2012) では、当期利益と自

---

<sup>76</sup> 回帰分析における係数の検定にあたっては、残差の相関関係を考慮し、企業を単位としたクラスタリングした標準誤差を利用している (Petersen, 2009)。年度ダミー (*Year*) と産業ダミー (*Industry*) も含めるが、その結果は、便宜上、表から割愛している。

己資本に関する係数は期待符号とは逆にマイナスであり、統計的にも 1%水準で有意であることが明らかにされている。したがって、本章で得られた結果は Jan and Ou (2012) で示された結果と整合的である。当期利益や自己資本といった伝統的な評価指標は、債務超過企業の株式時価総額の評価において十分な役割を果たしているとは考えにくい。

表 4-6. 当期利益と自己資本に対する株式時価総額の回帰分析の結果

		(1)	(2)	(3)
<i>Constant</i>		1.552***	1.524***	0.728
		(6.15)	(5.81)	(2.64)
<i>Earnings</i>	(+)	-0.077***		-0.113*
		(-2.73)		(-1.94)
<i>BookValue</i>	(+)		-0.048**	0.051
			(-2.19)	(0.97)
<i>Year</i>		Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>		Yes	Yes	Yes
adjusted R <sup>2</sup>		0.159	0.134	0.161
観測値数		291	291	291

(注) 各変数の定義は Appendix B を参照。下段は *t* 値を示す。*t* 値の算出にあたっては、企業を単位としてクラスタリングした標準誤差を用いている。  
\*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

#### 4.3.2. 研究開発費が債務超過企業の株式時価総額に与える影響

次に、債務超過企業の株式時価総額の評価において研究開発費がどのような影響を及ぼしているかを表 4-7 で検討する。Jan and Ou (2012) では、研究開発費に関する変数、ならびに債務超過企業の価値を評価する場合に利用しうるその他の変数 (売上高と企業規模) を説明変数に加えたモデルを推定する。

研究開発費に関する変数には、研究開発への投資額を代理する当期の研究開発費 (*RD*) と研究開発費累計額 (*CumulatedRD*) を利用する<sup>77</sup>。研究開発費累計額は直近 3 年間の研究開発費の累計

<sup>77</sup> *RD* と *CumulatedRD* を同時にモデルに組み入れた場合、両者の相関係数が 0.896 と異常に高いという点、また *CumulatedRD* の VIF 値が 5.0 を超えているという点から多重共線性の問題が深刻であると考えられる。し

額で、無形資産を代理する研究開発資本 (R&D capital) の簡易版である<sup>78</sup>。研究開発への投資額が大きい企業ほど、市場で高く評価されている場合、*RD* の係数はプラスになることが予測される。また、債務超過企業の研究開発費累計額が大きいほど、市場での評価が高い場合には、*CumulatedRD* の係数はプラスになるであろう。

さらに、Jan and Ou (2012) は当期利益や自己資本がマイナス自己資本企業 (negative book value firm) 、つまり債務超過企業の株式時価総額を評価する場合に十分な役割を果たしていないことを理由に、その代用として、自己資本に対するグロス要素である総資産と当期利益に対するグロス要素である売上高を取り上げている。しかし両者の相関係数は高いので、本章では売上高 (*Sales*) だけをモデルに追加する。なお、表 4-4 パネル A で示すように、*RD* と *CumulatedRD*、*Earnings* と *BookValue* の間の相関係数もかなり高いので、多重共線性の問題を避けるために、コラム (4) からコラム (7) まで、互いの変数が回帰モデルに組み入れられないようにしている。

*RD* を組み入れたモデルの推定結果がコラム (4) とコラム (6) に報告されている。*RD* の係数はそれぞれ 3.144 と 3.058 であり、期待符号通りにプラスである。さらに *t* 値はいずれも 4.29 と非常に高く、1%水準で統計的に有意になっている。このことは、債務超過企業において、研究開発に優先的に資金を振り向ける企業が、市場からより高い評価を受けていることを示唆する<sup>79</sup>。債務超過企業について、Darrough and Ye (2007) が示すように、研究開発費が株式時価総額と会計利益のマイナスの関連性を減少させることに役立つ。

コラム (5) とコラム (7) であるが、*CumulatedRD* を挿入したモデルの推定結果が示されている。コラム (6) における *CumulatedRD* の係数は 0.662 でプラスであるが、*t* 値は 1.65 と低い。また、コラム (8) においても *CumulatedRD* の係数は 0.666 でプラスになっているが、有意となっていない。研究開発投資の累計額が大きいことが債務超過企業の株式時価総額とプラスに関係している

---

たがって、コラム (8) 以外、両者を共にモデルに組み入れて推定することは行っていない。

<sup>78</sup> より厳密には研究開発投資の償却額やその有効年数を考慮する必要がある (Lev and Sougiannis, 1996 ; Chan, Lakonishok, and Sougiannis, 2000)。

<sup>79</sup> この結果は Jan and Ou (2012) で提示されたものと一致し、研究開発費を評価モデルから控除することは避けるほうがよい (Jan and Ou, 2012)。

とは統計的にはいえない<sup>80</sup>。

最後にコラム (8) では、すべての変数を組み入れた回帰モデルを推定した結果が報告される。ここでも *RD* の係数は 5.184 であり、期待符号通りにプラスで統計的にも 1%水準で有意となっている。また、*CumulatedRD* の係数はコラム (5) とコラム (7) と同様にプラスであるが、統計的に有意ではない。

表 4-7. 研究開発費に対する株式時価総額の回帰分析の結果

		(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Constant</i>		0.561**	0.566**	0.558**	0.562**	0.605**
		(2.23)	(2.30)	(2.27)	(2.33)	(2.35)
<i>Earnings</i>	(+)	-0.051	-0.045			-0.099
		(-1.51)	(-1.28)			(-1.42)
<i>BookValue</i>	(+)			-0.017	-0.016	0.066
				(-0.83)	(-0.76)	(0.99)
<i>Sales</i>	(+)	-0.031	-0.027	-0.030	-0.027	-0.027
		(-1.15)	(-0.99)	(-1.14)	(-1.00)	(-0.97)
<i>RD</i>	(+)	3.144***		3.058***		5.184***
		(4.29)		(4.29)		(4.36)
<i>CumulatedRD</i>	(+)		0.662		0.666	-0.650
			(1.65)		(1.66)	(-1.64)
<i>Year</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adjusted R <sup>2</sup>		0.248	0.227	0.236	0.217	0.254
観測値数		291	291	291	291	291

(注) 各変数の定義は Appendix B を参照。下段は *t* 値を示す。*t* 値の算出にあたっては、企業を単位としてクラスターリングした標準誤差を用いている。

\*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

#### 4.4. 追加的テスト

債務超過とは、総負債が総資産を上回っている状態で、本章では純資産から非支配株主持分を

<sup>80</sup> 研究開発費計上企業のサンプルで回帰モデルを推定した場合、コラム (5) からコラム (8) の *RD* と *CumulatedRD* はプラスの符号で、1%水準で有意になっている。



控除した自己資本がマイナスとなっている企業がサンプルとして選ばれている。自己資本がマイナスであることから、通常、株主資本はマイナスになっている。ところが、純資産には株主資本以外にその他の包括利益累計額（評価・換算差額等）も含まれており、その他の包括利益累計額が大きくプラスであるために債務超過に転落していないケースが存在する<sup>81</sup>。総資産が総負債を上回るために、株主資本がマイナスであるにも関わらず、純資産がプラスになることがある。このケースの貸借対照表は図 4-2 のように表示することができる。

図 4-2. 実質的債務超過企業の貸借対照表イメージ

資産 110	負債 105
	その他包括利益累計額等 15
	株主資本 △10

上記のような株主資本がマイナスになっているケースを実質的債務超過企業としてサンプルに追加して調査を行うことにする。サンプルサイズは 291 件から 483 件に増加している。表 4-7 コラム (4) から (8) で示す推定モデルを利用した結果が表 4-8 のコラム (4)'から(8)'に表示されている。係数に関する符号および有意水準についてみていくと、表 4-7 のコラム (4) と (6) で得られた結果と同様に、表 4-8 のコラム (4)' と (6)' で報告される研究開発費の係数は統計的に有意にプラスになっている。株主資本がマイナスである実質的債務超過企業をサンプルに含めた場

<sup>81</sup> 事業用土地の帳簿価額を改定するために計上された土地再評価差額金がマイナスの株主資本を上回るケースがほとんどである。

合でも、実質的なものを含む債務超過企業の研究開発投資は株式時価総額にプラスに関係する。

また、表 4-8 のコラム (5)' と (7)' では *CumulatedRD* の係数はそれぞれ 1.149 と 1.098 であり、1%水準で統計的に有意にプラスである。(実質的) 債務超過企業に対する株式評価において、研究開発費累計額は重要な評価指標の 1 つとなっていると考えられる。この結果は Jan and Ou (2002) で得られたものと整合的である。

表 4-8. 実質的債務超過企業を観測値に含めた回帰分析の結果

		(4)'	(5)'	(6)'	(7)'	(8)'
<i>Constant</i>		1.207** (2.39)	1.187** (2.32)	1.493** (2.66)	1.516*** (2.66)	1.386** (2.20)
<i>Earnings</i>	(+)	0.017 (0.43)	0.023 (0.56)			-0.028 (-0.41)
<i>BookValue</i>	(+)			0.048* (1.76)	0.052* (1.86)	0.070** (1.18)
<i>Sales</i>	(+)	0.003 (0.13)	0.006 (0.26)	0.007 (0.30)	0.011 (0.44)	0.009 (0.35)
<i>RD</i>	(+)	3.909*** (2.95)		3.735*** (2.90)		3.056*** (2.85)
<i>CumulatedRD</i>	(+)		1.149*** (2.69)		1.098*** (2.66)	0.264 (0.40)
<i>Year</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adjusted R <sup>2</sup>		0.288	0.283	0.293	0.289	0.292
観測値数		483	483	483	483	483

(注) 各変数の定義は Appendix B を参照。下段は *t* 値を示す。*t* 値の算出にあたっては、企業を単位としてクラスタリングした標準誤差を用いている。

\*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

#### 4.5. 債務超過企業における社債の負債コスト—事例研究—

本節では、第 3 章の実証分析から得た社債市場における利益情報の価値関連性がデフォルト・リスクの程度に依存しているという知見に焦点をあてる。社債を発行している企業の中には、経

済環境の悪化や会計不正などによって、著しく業績が悪化した企業もある。そのような企業が実際にデフォルトした場合には、社債投資家の固定的な請求権が棄損されてしまうことになる。

ここでは、一般的にデフォルト・リスクが高いといわれる債務超過企業を取り上げ、企業が債務超過に陥った場合、社債の負債コストがどのように変化するのかを明らかにする。

債務超過企業がデフォルトすることなく、利息や元本が滞りなく支払われるかどうか、また社債の負債コストがどのように変化するかを観察することは、社債投資家にとって大いに役立つと思われる。

調査期間である 2000 年から 2018 年において、債務超過に陥った企業の中で、社債を発行している企業は東芝、シャープ、およびパシフィック HD の 3 社である。ここでは、これら 3 社を取り上げ、債務超過となった前後の期間において、その企業に課される負債コストの推移について、事例研究を行っていく。

債務超過に陥った年度を  $t$  期として、その前後を含めた 4 期間 ( $t-2$  期,  $t-1$  期,  $t$  期,  $t+1$  期) にわたる負債コストの推移を観察する。ここでは負債コストを、企業に付されている信用格付け、ならびに社債の流通利回りで計算された利回りスプレッドで代理する。図 4-3 と図 4-4 には、それぞれ信用格付けと利回りスプレッドの推移について表示している。ただし、パシフィック HD については、利回りに関するデータが入手できなかったことから、負債コストの代理変数として信用格付けのみを利用する。

信用格付けは決算期末 3 カ月後において、企業に付されているものを利用する。通常、企業は社債を発行する際、複数の格付機関から信用格付けを取得する。しかしながら、同一の企業に付された信用格付けであっても、格付機関によって異なっている場合がある。さらに、外資系格付機関によって付与された信用格付けの方が、日系格付機関によって付与されたものよりも厳しく査定されていることが知られる (黒澤, 2007)。そのため、異なる格付機関から取得した信用格付けを単純に比較することはできない。この問題に対処するため、ここでは、3 社すべてが取得している格付投資情報センター (RI) の信用格付けを利用する。

利回りスプレッドは、決算期末 3 カ月後における社債の利回りとデュレーションが近似してい

る国債の利回りの差として計算される。一般的に国債はリスクフリー・レートとして扱われるため、利回りスプレッドは企業が社債投資家に対するペイオフにどれほどのリスク・プレミアムを上乗せしているのかを表している (Sengupta, 1998 ; Shi, 2003)。

この上乗せ分のリスク・プレミアムは、社債投資家によって要求される追加的なコストとして捉えることができ、負債コストの代理変数として広く利用されている。なお、複数の社債銘柄が発行されている場合には、社債銘柄の発行額に依拠した加重平均利回りを利用している。

本研究で用いる信用格付けについては『会社四季報』(東洋経済新報社)から手入力している<sup>82</sup>。社債に関するデータについては、『公社債店頭売買参考統計値』(日本証券業協会)から利回り等のデータを、『公社債便覧』(日本証券業協会)から社債発行額等のデータを取得している。国債の利回りについては、『国債金利情報』(財務省)からデータを入手している。

#### 4.5.1. 東芝のケース

##### (1) 東芝の債務超過

東芝は、2006年に米原子力大手ウエスチングハウス(以下、WH)を買収し、原子力事業の中核と位置付けていた<sup>83</sup>。しかしながら、2011年の東日本大震災によって生じた東京電力福島第1原子力発電所の事故によって、原発需要が低迷したこと、さらに2015年に会計不祥事が発覚したことで、東芝の業績は悪化した<sup>84</sup>。

東芝は、業績を回復させるために、WHなどの原子力事業を再建の柱として、世界で新規受注を目指していた。しかし、WHは、原子炉の新設の工期が規制強化などを背景に遅れたことや、

---

<sup>82</sup> 信用格付けについて、東芝とシャープは決算期が3月であるために毎年6月中旬に発行される夏号からデータを収集している。また、パシフィックHDの決算期は11月であるため、毎年3月中旬に発行される春号から信用格付けのデータを収集している。

<sup>83</sup> 東芝は2006年に約4,900億円(当時の為替レート)で、WHの株式を77%取得している。さらに、東芝はのちに、その比率を87%まで上げている。

<sup>84</sup> 東芝は、会計基準として米国会計基準を適用している。

原子力サービスの買収などで巨額な損失を抱えており、親会社である東芝の経営危機の主因となっていた（日本経済新聞夕刊，2017年3月29日付，1頁）。

こうした状況の中、WHは、人件費や材料費など想定外の費用が膨らみ事業継続が困難となり、2017年3月に米連邦破産法11条（日本の民事再生法相当）の適用を申請した。東芝はそれを受け、WHの申請方針を事前承認し、WHを早期に連結対象から外すことで、来期以降の損失を縮小させるなどの対策を講じた。しかしながら、東芝はWHに約6,500億円の債務保証を抱えており<sup>85</sup>、この債務保証の履行などが原因で、2017年3月期の有価証券報告書において製造業では過去最高となる9,656億円程度の連結最終赤字を計上し<sup>86</sup>、5,529億円の債務超過に陥っている<sup>87</sup>（日本経済新聞夕刊，2017年3月29日付，1頁）。

## （2）東芝の債務超過の解消

東芝は、2期連続の債務超過による上場廃止を回避するため、収益の柱であるメモリー事業を分社して、新会社の株式を企業や投資ファンドに売却することを計画していた。実際に、2017年9月末に半導体メモリー事業を日米韓連合へ売却することで合意していたが、各国の独占禁止法審査の進捗次第で、売却が2018年3月以降にずれ込む懸念が出てきた<sup>88</sup>。

そこで東芝は、債務超過解消へ向けた資本増強策として、2017年12月に当時の時価総額の約

---

<sup>85</sup> 具体的には、原発建設が滞った場合に、約8,000億円までの債務を保証するといった内容の契約であった（日本経済新聞朝刊，2017年3月30日付，1頁）。

<sup>86</sup> それ以前における製造業での最大の赤字計上額はリーマンショック後に日立製作所が計上した7,873億円となっている。

<sup>87</sup> 東芝は2017年3月期の有価証券報告書について、「限定付き適正」の意見を監査法人から受領し、法的期限から1カ月余り遅れて提出した。その原因として、東芝と東芝の会計監査を担当するPwCあらた監査法人との間で、米原子力事業の損失の認識時期で見解が分かれたことが1つ挙げられる。

有価証券報告書の内容が正しくないことを示す「不適切」だった場合、東京証券取引所は「市場の秩序を維持できるか」という観点から上場に関する審査を始める。その当時、東芝は既に内部管理に不備のある特設注意市場銘柄に指定されており、「不適切」なら審査中の解除判断に影響を及ぼし、上場が廃止されかねないとみられていた。したがって、「限定付き適正」を受けたことによって、この件による株式の上場廃止の懸念はひとまず後退されたとみられていた（日本経済新聞夕刊，2017年8月10日付，1頁）。

<sup>88</sup> 東芝は、2018年6月に、分社した半導体メモリー子会社「東芝メモリ」を米投資ファンドのベインキャピタルが率いる「日米韓連合」に約2兆円で売却している（日本経済新聞朝刊，2018年6月2日付，3頁）。

5割に相当する6,000億円の第三者割当増資を行っている<sup>89</sup>。この増資によって調達した資金を破綻したWHに関わる債務返済に充てることで、メモリー事業売却ができなくとも債務超過解消を確実なものとした<sup>90</sup>。東芝は、株式価値の希薄化よりも、既存株主にとっての上場廃止の不安を払拭させることを優先させたものと考えられる。その結果、2018年3月期において、東芝の自己資本は約7,831億円にまで回復している。

### (3) 東芝発行社債の負債コストの推移

ここでは、東芝が債務超過に陥った際に、社債の負債コストがどのように変化したのかについて観察する。債務超過に陥る $t-2$ 期(2015年)において、東芝の信用格付けは、RIからA-の信用格付けを取得している<sup>91</sup>。また、東芝社債の利回りは、国債の利回りを約0.5%上回っているにすぎない。これはRIや社債投資家が、東芝に対するデフォルト・リスクをそれほど高く見積もっていないことを意味する。

次に、 $t-1$ 期における東芝の信用格付けは、 $t-2$ 期のA-からBBB-にランクダウンしている<sup>92</sup>。さらに、利回りスプレッドについても、 $t-2$ 期時点における利回りスプレッドの約4倍の2.0%まで上昇している。この原因の1つとしては、2015年に発覚した会計不祥事が考えられる。会計不祥事が発覚し、以前までの業績が水増しされていたことが明るみになった上に、2016年3月期における業績も著しく悪化している。

具体的には、2015年3月期における東芝の当期純利益は、会計不祥事が発覚する前において、約600億円の純利益が計上されていたが、発覚した後は、遡及適用がなされ、約370億円の純

---

<sup>89</sup> 増資は海外約60社の投資家に引き受けられた。具体的には、エフィシモ・キャピタル・マネージメントや米キング・ストリート・キャピタル・マネージメントなどに割り当てている。なお、1株当たりの発行価格は262円80銭であり、増資決議が発表された時点での株価(2017年11月17日の終値)を10%下回って、発行されている。

<sup>90</sup> 東芝は、WHが負った米電力会社2社への債務返済を「親会社保証」として肩代わりして支払った分の約6,500億円を含む約9,100億円の債権を米資産運用会社バウポスト・グループが率いる企業連合に約2,400億円で売却した(日本経済新聞夕刊, 2018年1月18日付, 3頁)。

<sup>91</sup> 東芝はRIからだけでなく、S&Pレーティング・ジャパン(S&P)とムーディーズ・ジャパン(M)からもそれぞれBBBとBaa2の信用格付けを取得している。

<sup>92</sup> S&PとMから取得している信用格付けは、それぞれBとB3にまでランクダウンしている。

損失に修正されている。さらに、2016年3月期において、約4,600億円の純損失が計上されている。

このように、会計不祥事は企業の財務状態を一気に悪化させるだけでなく、その企業が公表した会計情報に対する信用力を損なわせるため、格付機関や社債投資家は、会計不祥事を起こした企業に対して追加的な負債コストを要求するであろう。

ただし、東芝の信用格付けはBBB-にランクダウンしているものの、BB以下からが信用格付けの投資不適格水準であることを考慮すれば、東芝は依然として投資適格水準を維持していることになる。また、RIが公表しているデフォルト確率から考えても、RIは東芝のデフォルト確率をそこまで高く見積もっていないことがうかがえる<sup>93</sup>。

しかし、実際に債務超過に陥った $t$ 期において、東芝の信用格付けは一気に2ランクダウンし、Bになっていることがわかる<sup>94</sup>。RIによってBB以下の信用格付けを付与された企業のデフォルト確率が40%であることから、RIは東芝の債務返済能力が低いと査定していることがわかる(格付投資情報センター,2019)。また、利回りスプレッドについても、 $t-1$ 期( $t-2$ 期)から見ると、約4(15)倍の8.0%まで急激に上昇している。

これらの結果から、RIや社債投資家は、東芝が債務超過に陥ったことを理由に、東芝のデフォルト・リスクが上昇したと評価していると思われる。その証拠に、東芝が東証の管理銘柄から外され、債務超過の解消が確実となった $t+1$ 期には、利回りスプレッドは再び1.5%まで低下している。ただし、「会社四季報 2018年夏号」に信用格付けのデータが掲載されていないことから、2018年度における東芝の信用格付けについては、観察することができていない。

#### 4.5.2. シャープのケース

##### (1) シャープの債務超過

---

<sup>93</sup> RIが公表するデフォルト率では、2008年から2018年の間で、BBBの信用格付けを取得した企業171社のうち、デフォルトとなった企業は1.80%であることが示されている(格付投資情報センター,2019)。

<sup>94</sup> S&PとMから取得している信用格付けは、それぞれCCC-とCaa1にまでランクダウンしている。

2008年に生じたリーマンショック、2011年の東日本大震災の影響などを受け、日本の電機メーカー3社（パナソニック・シャープ・ソニー）は、2012年にそろって、過去最大規模の最終赤字を計上している（日本経済新聞朝刊、2012年8月3日付、3頁）。

その内の1社であるシャープは、国内テレビ市場の急激な縮小や単価下落による堺工場の稼働率低迷が主な原因となって（日本経済新聞朝刊、2012年7月24日付、13頁）、2012年3月期に過去最大の3,700億円の最終赤字を計上している。

シャープは、国内テレビ事業や液晶パネル事業を立て直すため、2012年3月末に鴻海精密工業グループ（以下、鴻海グループ）から約670億円（出資比率は約9.9%）の出資を受けた<sup>95</sup>。さらに、2012年7月には、収益回復に向けた大規模なリストラも実施している<sup>96</sup>。

しかし、液晶パネル事業の生産設備の減損処理や、カルテルを巡る和解金の支払いに備えた引当金など追加の特別損失の計上などが発生したため、シャープは2013年3月期にも約5,500億円の純損失を計上した。この2期連続の多額の赤字計上によって、2011年3月期において約6,500億円あった利益剰余金は約△2,900億円にまで減少し、また有利子負債も1兆円を超えている。

シャープは資本を增強するために、公募増資などで約1,191億円と、第三者割当増資でマキタ、LIXILグループ、デンソーから合計約173億円を調達し、債務超過を回避している<sup>97</sup>（日本経済新聞朝刊、2013年11月18日付、11頁）。

その後2014年3月期には黒字化を果たすが、2015年3月期には、太陽電池などの不採算事業で生産設備の減損処理などが響き、再び約2,200億円の純損失を計上している。これによって、シャープ単体では債務超過に陥っている。

また、2015年3月時点において、2016年3月期もリストラ費用の発生で最終赤字が1,000億円

---

<sup>95</sup> 出資比率が10%以上になると、会社の解散を裁判に請求できる権利が生じるなど、経営への影響力が強まるとされる（日本経済新聞朝刊、2012年8月18日付、3頁）。

<sup>96</sup> 具体的なリストラ策としては、約2万1000人いる社員を早期退職などで大幅削減、堺工場の土地や東京支社のビルなど固定資産の売却、商品別に分かれている国内の販売会社を集約、価格下落が激しい「薄膜系」太陽電池の生産を大幅縮小などである。

<sup>97</sup> なお、この大型増資によって増資前の自己資本比率は6.4%から12%程度に回復している



を超える見通しであり、連結でも債務超過に陥りかねない状態となった。そこでシャープは、みずほ銀行と三菱東京UFJ銀行の主力2行からデット・エクイティ・スワップ (DES) で、2,000億円の資本支援を受けることで、2016年3月期の債務超過を回避する目論みであった (日本経済新聞朝刊, 2015年3月3日付, 1頁)<sup>98</sup>。

これらの資本増強策を講じたシャープであったが、主力の液晶パネル事業の低迷に加え、製品の在庫評価損など特別損失が膨らんだことで、2016年3月期の連結最終損益は、約2,500億円の純損失となった。上述したように、シャープは2015年に単体で債務超過となっていたが、2期連続の多額の赤字によって、シャープはついに連結でも債務超過に陥っている (日本経済新聞朝刊, 2016年5月3日付, 11頁)。

## (2) シャープの債務超過の解消

債務超過に陥ったシャープであるが、それ以前から債務超過になる公算が大きかったことから、2016年4月に鴻海グループがシャープを買収して3,888億円を出資する契約を締結していた (日本経済新聞朝刊, 2016年5月3日付, 11頁)。シャープは2016年6月に開かれた株主総会で、この買収案と取締役案の承認を得ている。取締役案には、出資完了後に鴻海グループによる新体制に移行することなどが盛り込まれた。

その後2016年8月に、シャープは鴻海グループから計3,888億円の出資を完了し、債務超過を解消している。また、新体制ではシャープの取締役9人のうち6人が鴻海グループの指名した人材で占められた。債務超過の解消を受け、RIはシャープの信用格付けをCCC+からBに2段階引き上げている (日本経済新聞朝刊, 2016年8月16日付, 11頁)。

## (3) シャープ発行社債の負債コストの推移

---

<sup>98</sup> DESとは一部の債務を優先株などの資本に振り替える手法であり、今回の場合、シャープは両行から6,000億円以上の融資を受けており、このうち2,000億円を優先株に振り替え資本を増強している (日本経済新聞朝刊, 2015年4月17日付, 1頁)。

シャープが発行している社債の負債コストの推移についてみると、 $t-2$  期である 2014 年 3 月期における信用格付けは、投資不適格水準である B+ であり、利回りスプレッドは 2.6% となっている<sup>99</sup>。債務超過に陥る 2 期前における負債コストは、他の 2 企業（東芝とパシフィック HD）と比べて高いことがわかる。

シャープは 2014 年 3 月期において約 115 億円の純利益を計上しているが、上述したように、その前々期である 2012 年 3 月期と前期である 2013 年 3 月期において、それぞれ約 3,700 億円と約 5,500 億円の純損失を計上している<sup>100</sup>。

2014 年 3 月期に黒字化を果たしているが、前期と前々期の 2 期連続で計上された多額の純損失によって、企業の財務的な安全性を測る指標である自己資本比率は約 8.9% となっている。自己資本比率は、調達された総資本のうち自己資本と負債がどのような関係になっているのかを分析する指標であり、自己資本を自己資本と負債を足し合わせたもので除して計算される。自己資本比率が高まるほど、負債の返済がより確実になるので、企業の安全性は高いと評価される。自己資本比率が 50% 以上であれば、自己資本が負債を上回っており、逆に、自己資本比率が 50% より低くなるほど、過剰債務の状況にあると判定される。

$t-2$  期時点におけるシャープの自己資本比率が約 8.9% であるのに対して、東芝とパシフィック HD の自己資本比率がそれぞれ約 20.4% であることから、シャープの財務状況は、他 2 企業と比べ、脆弱であることがわかる。

続いて、 $t-1$  期におけるシャープの信用格付け、B- となっており、付随するノッチがプラスからマイナスへ引き下げられており、CCC にランクダウンする一歩手前の状態となっている<sup>101</sup>。また、利回りスプレッドについても 2 倍以上の 6.5% にまで増加している。

シャープは、2015 年 3 月期に再び赤字に転落し、約 2,200 億円の純損失を計上している。また、

---

<sup>99</sup> シャープは RI からだけでなく、S&P と日本格付研究所 (JCR) からそれぞれ B+ と BBB- の信用格付けを取得している。

<sup>100</sup> さらに、シャープは 2012 年 3 月期における多額の損失計上を受け、継続前提に重要事象があることを公表している。

<sup>101</sup> なお、 $t-1$  期において S&P は CCC- を、JCR は CC をつけている。

この純損失を計上したことによって、企業が獲得してきた利益の蓄積分である利益剰余金も約870億円となっている<sup>102</sup>。利益剰余金がマイナスになったことなどを理由に、RIや社債投資家は、シャープが来期以降に債務超過に陥る可能性が高まったと評価し、負債コストを増加させたのであろう。なお、2015年3月期における自己資本比率は、前期の約8.9%から更に悪化し、約1.5%にまで低下している。

債務超過に陥った*t*期におけるシャープの信用格付けは、CCC+までにランクダウンし、利回りスプレッドも7.3%まで増加していることがわかる<sup>103</sup>。上述したように、債務超過に陥る理由は多岐にわたるが、一般的には連続した純損失の計上によって純資産が食いつぶされることによる。シャープはその典型例に値すると思われる。その場合の負債コストの推移は、債務超過に陥る期に向けて、徐々に増加していく傾向にあることが観察された。

鴻海グループによって買収され、債務超過の解消が確実となった*t+1*期において、信用格付けはB+に回復しており、利回りスプレッドも2.4%に低下している<sup>104</sup>。債務超過を解消したことで、デフォルト・リスクが低下したと評価されたのかもしれない。しかしながら、シャープは依然として継続前提に重要事象があることを公表しており、財政状態が盤石になったとはいえない。

#### 4.5.3. パシフィック HD のケース

##### (1). パシフィック HD の債務超過

パシフィックホールディングス（以下、パシフィック HD）は1995年に創業し、不動産コンサルティングやデューデリジェンス業務を皮切りに、2000年には不動産投資ファンド事業へ進出した。2003年に東証第2部に上場し、2004年には東証第1部に指定替えとなっている。REIT（不

---

<sup>102</sup> また、2015年3月期において、シャープ単体では債務超過に陥っている。

<sup>103</sup> シャープは*t*期において、S&PからCCC+の信用格付けを、またJCRからB+の信用格付けを取得している。

<sup>104</sup> 債務超過を解消した*t+1*期において、シャープがS&Pから取得している信用格付けはB-に、またJCRから取得している信用格付けはBBにランクアップしている。

不動産投資信託)も組成し、2004年に日本レジデンシャル投資法人、2006年に日本コマーシャル投資法人を相次いで上場させ、企業規模を拡大させた。

しかしながら、サブプライムローン問題による金融市場の信用収縮や、不動産市況の急速な悪化の影響を受け、パシフィック HD はファンドなどへの転売を前提にしたオフィスビルや商業施設、ゴルフ場などを対象に減損処理を行い、2008年11月決算期において574億円の特別損失を計上した。また、保有する不動産投資信託の投資口の評価損も計上し、最終赤字は730億円に達し(前期は120億円の黒字)、53億円の債務超過に陥った(日本経済新聞朝刊、2009年1月28日付、16頁)<sup>105</sup>。

## (2) 会社更生法の適用と債務不履行

パシフィック HD は債務超過になる以前に、中国企業の中柏(ちゅうはく)と投資契約を締結しており、社債発行などで480億円の資金を調達する予定であった。しかしながら、2008年11月決算期において債務超過に陥ったことが原因で、その契約は白紙となり、資金調達をすることが困難となった。

それによって、パシフィック HD は資金繰りに行き詰まり、3月末日に返済期日が訪れる約840億円も含めた今後の借入金返済のめどが立たないことから、2009年3月10日に会社更生法の適用を申請している<sup>106</sup>。なお、パシフィック HD が発行していた370億円の公募普通社債についてもデフォルトとなっている(日本経済新聞朝刊、2009年3月11日付、4頁)。

## (3) パシフィック HD 発行社債の負債コストの推移

ここでは、パシフィック HD が発行している社債の負債コストの推移についてみていくことに

---

<sup>105</sup> 監査を担当する監査法人トーマツは、将来の資本構成が不透明な状況になったことなどを理由に、監査意見を表明しなかった(日本経済新聞朝刊、2009年1月28日付、16頁)。

<sup>106</sup> 2008年4月11日付で上場廃止となっている。

する。 $t-2$  期に相当する 2006 年 11 月期において、パシフィック HD が取得している信用格付けは BBB- である<sup>107</sup>。また、その翌期の 2007 年 11 月期においても、パシフィック HD は前期と変化なく BBB- の信用格付けを取得しており、瀬戸際ではあるが、投資適格水準を維持している<sup>108</sup>。

パシフィック HD の当期純利益は、2003 年 11 月期の約 6 億円から  $t-1$  期に相当する 2007 年 11 月期の約 120 億円まで右肩上がりに増加しており、わずか 4 年間で 20 倍近くになっている。このような急速な成長を成し遂げている一方で、2007 年 11 月期における有利子負債比率は約 3.3 倍になっている。

有利子負債比率とは、自己資本のうち有利子負債が占める割合を表す指標であり、返済義務のある他人資本が、どれだけ返済義務のない自己資本でカバーされているかを示す。有利子負債比率が小さくなるほど、財務が安定しているとされるが、パシフィック HD の負債比率は、3.0 倍を超過しており、財務的に健全であるとはいえない<sup>109</sup>。また、自己資本比率も約 19.6% であり、過剰債務の状況にある。これら財務の安全性を示す指標が、BBB- という信用格付けの低さを説明する 1 つの要因になっているかもしれない<sup>110</sup>。

パシフィック HD の信用格付けは  $t-2$  期と  $t-1$  期で BBB- と変化なく推移してきいたが、債務超過に陥った  $t$  期において、CCC+ にまでランクダウンしている<sup>111</sup>。資金の大部分を負債で賅っているパシフィック HD が債務超過に陥ったことを受け、RI はパシフィック HD が約 2,400 億円にまで膨れ上がった有利子負債の利息と元本を滞りことなく支払うことができるかどうか懸念を示したと考えられる。実際、上述したように、パシフィック HD は、債務超過に陥った翌期に上場廃止となった上、発行していた 370 億円の普通社債についてもデフォルトとなっている<sup>112</sup>。

---

<sup>107</sup> 2006 年において、パシフィック HD は RI からだけでなく、JCR から BBB の信用格付けを取得している。

<sup>108</sup> 2007 年においても、パシフィック HD が JCR から取得している信用格付けは、前期と変化なく、BBB となっている。

<sup>109</sup> 2007 年におけるパシフィック HD の有利子負債は約 2,200 億円で、自己資本は約 670 億円となっている。

<sup>110</sup> なお、同期におけるパシフィック HD の流動比率は約 160% である。流動比率とは、流動負債に占める流動資産の割合を表しており、200% 以上が理想的であるとされている。

<sup>111</sup>  $t$  期において、パシフィック HD が JCR から取得している信用格付けは、CCC にランクダウンしている。

<sup>112</sup> 格付機関は非上場企業に対しても格付けを付ける場合もある。たとえば、1998 年において、非上場企業であった出光興産は、M より投資不適格水準である B2 の信用格付けをつけられている。本研究では、信用格付けを会社四季報から手入力しているが、会社四季報には非上場企業のデータが記載されていない。したがって、上場廃止以降におけるパシフィック HD の信用格付けについては、入手できていない。

図 4-3. 信用格付けの推移

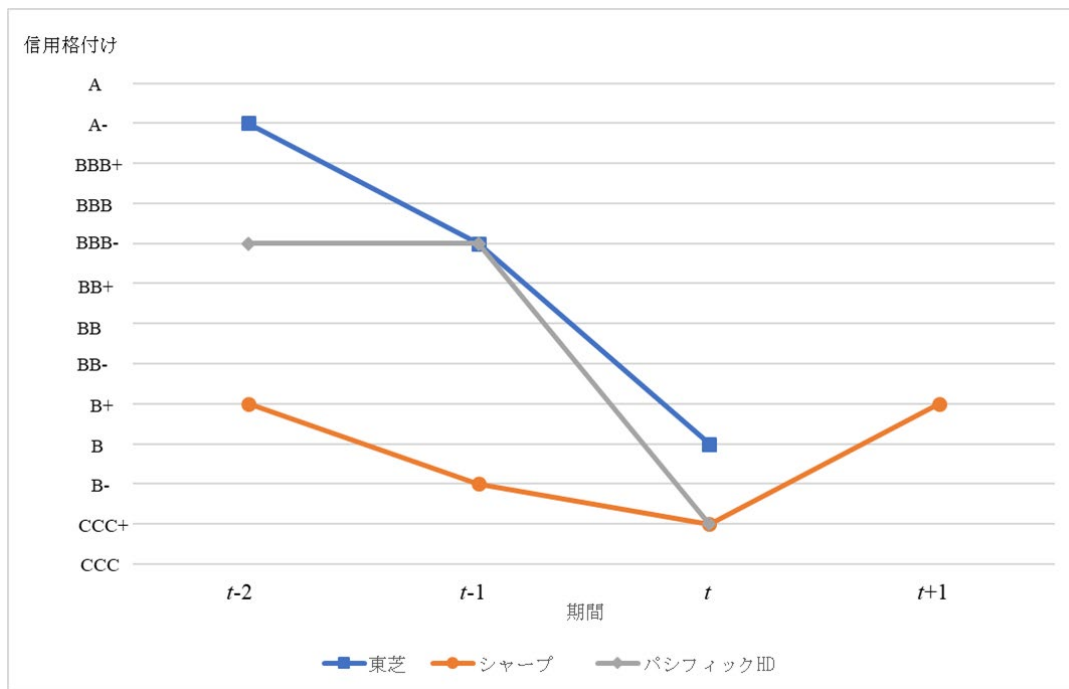
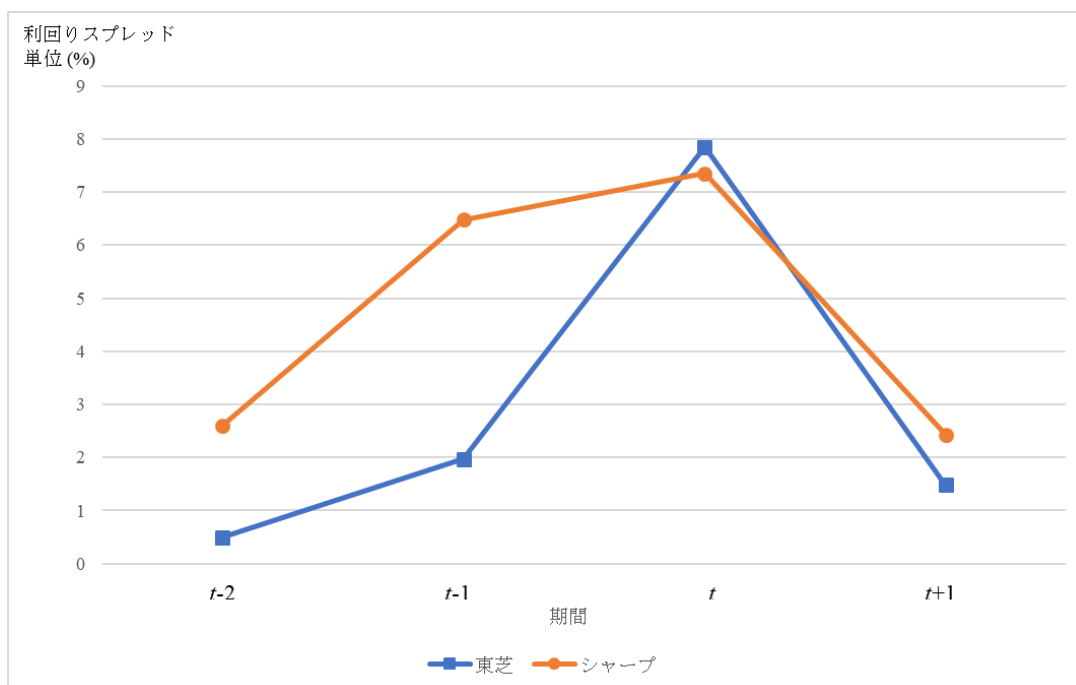


図 4-3. 利回りスプレッドの推移



#### 4.6. 結果の要約と今後の課題

本章では、Jan and Ou (2012) の所説を中心に、日本における債務超過企業の財務プロフィールと市場での評価について調査を行った。債務超過に陥る企業の件数は景気の動向に左右され、景気の悪化時に債務超過企業は増える傾向がある。また、サービス業、商社、ならびに建設業といった業種で債務超過企業が多く、JASDAQ 上場企業で債務超過に陥る件数は多くなっている。さらに、債務超過企業の半数以上が3期後には上場廃止になっていることがわかった。

債務超過になることが即時に経営破綻を招くわけではないが、連続赤字によってその懸念は高まる。その場合、利益数値と自己資本から株式時価総額を評価することは難しい。適正な株価を測ることは困難であり、自己資本がマイナスである時点では株式時価総額はゼロであってもおかしくはないと考えられる。分析の結果、会計利益や自己資本のような伝統的な評価指標で株式時価総額を説明することは難しいことがわかった。ただし、自己資本がマイナスであっても、研究開発投資の多寡が株式時価総額の評価において価値関連性の高い指標になっていた。資産計上には直結しない研究開発活動であるが、その成果の将来性は市場にプラスの影響を及ぼしている可能性がある。

また、債務超過企業のサンプルの中で、社債を発行している企業（東芝、シャープ、パシフィック HD）に着目し、社債の負債コストの推移について観察した。その結果、連続した純損失の計上によって債務超過となった東芝やシャープの場合、債務超過を報告した決算期に向かって、信用格付けは徐々にランクダウンしていき、利回りスプレッドは徐々に上昇していくことが明らかとなった。それに加えて、債務超過の解消が確実となったことをもって、信用格付けはランクアップし、利回りスプレッドは低下することも観察された。

さらに、2008年に生じたリーマンショックの影響によって、急激に業績が悪化し、債務超過となったパシフィック HD の場合、債務超過に陥った決算期において信用格付けが一気に3ランクダウンしていた。これらの結果は、企業が債務超過に陥った場合、その企業に課される負債コストは上昇することを示している。格付機関や社債投資家は、債務超過企業のデフォルト・リスク

を高く見積もっていると思われる。

なお、サンプルにはベンチャー企業が比較的多く含まれており、流動性の低い企業の価格形成にゆがみが生じ、ミスプライシングが起こっているかもしれない。また、研究開発費以外に、債務超過企業において株式時価総額がゼロにならないその他の要因が存在するかもしれない。さらに、債務超過が解消されないまま上場廃止になる企業とそうではない上場維持企業の間でも価値評価に違いがあるであろう。債務超過企業にかかわっては経営体制・ガバナンスや情報開示の水準について今後も詳細な調査を進める必要性がある。

## Appendix B. 変数の定義

変 数	定 義
<i>MVE</i>	株式時価総額 (=期末3カ月後の株価×発行済株式数) / $MVE_{t-1}$
<i>Earnings</i>	当期利益 (=税金等調整前当期純利益 / $MVE_{t-1}$ )
<i>BookValue</i>	自己資本 (=総資産-総負債-非支配株主持分) / $MVE_{t-1}$
<i>Sales</i>	売上高 (=売上高 / $MVE_{t-1}$ )
<i>Asset</i>	企業規模 (=総資産 / $MVE_{t-1}$ )
<i>RD</i>	研究開発費 (=研究開発費 / $MVE_{t-1}$ )
<i>CumulatedRD</i>	研究開発累計額 (=直近3年間の研究開発費の累計額 / $MVE_{t-1}$ )
<i>Lev</i>	負債比率 (=総負債 / 総資産)
<i>Loss</i>	損失ダミー (=企業が当期純損失を計上する場合に1,それ以外ならば0を設定するダミー変数)



## 5. 実体的利益マネジメントが社債の負債コストに及ぼす影響

### 5.1. 本章の目的と構成

本章では、わが国の社債市場を対象に、利益マネジメントの影響によって負債コストがどのように変化するかを検証する。利益マネジメントとは、経営者がある特定の目的を達成するために利益数値を調整する裁量行動のことを指す (乙政, 2004 ; 首藤, 2010 ; 中村・河内山, 2018)。利益マネジメントの手法として、裁量的アクルールズを利用した会計的利益マネジメントと、取引のタイミングなど実際の行動を利用した実体的利益マネジメントがあるが、本章では、実体的利益マネジメントによって企業の利益数値が歪められている場合、格付機関や社債投資家がそれに対して市場でどのような評価をするかを明らかにする<sup>113</sup>。

具体的には、実体的利益マネジメントと信用格付けの関係、および実体的利益マネジメントと利回りスプレッドの関係について検証する。実証結果として、利益増加 (減少) 型の実体的利益マネジメントが行われた企業に対して、格付機関は信用格付けをランクダウン (アップ) させる傾向にあること、また社債投資家はより高い (低い) 利回りを要求する傾向にある証拠が得られている。

投資家の意思決定に有用な会計情報が提供され、もって証券市場における効率的な取引が促進される場合に、財務報告の機能として意思決定支援機能が備わっているといえる (須田, 2000)。社債投資家は企業の財務状態や信頼性を評価するために、利益情報やその他の会計情報を活用し、投資意思決定を行っているはずである (Watts and Zimmerman, 1986 ; Khurana and Raman, 2003 ; 須田, 2000 ; 首藤, 2008 ; 首藤・伊藤・二重作・本馬, 2018)。

先行研究では、公表された利益情報に対して、社債価格および利回りが有意に反応していることが明らかにされている (Easton, Monahan, and Vasvari, 2009 ; Defond and Zhang, 2014 ; Baik, Kim,

---

<sup>113</sup> ここでいう債権者には、債券への投資を考えている潜在的な債権者も含めている。

Kim, and Lee, 2015)。これらの結果は、社債投資家の投資意思決定において、利益情報が有用な情報内容を包含していることを意味する。

しかしながら、経営者は GAAP に違反しない範囲で、利益数値を調整するかもしれない。Bhojraj, Hribar, Picconi, and McInns (2009) は、資金調達時において、経営者がリスク・プレミアムを低下させるために、利益増加型の利益マネジメントを行っていることを示唆している。利害関係者の判断をミスリードさせることを意図した利益マネジメントは、結局、利益数値の信頼性を低下させることにつながる (Francis, Lafond, Olsson, and Schipper, 2005)。

従来の実証研究では、利益増加型の会計的利益マネジメントを行うことで、格付機関や債権者から要求される負債コストは上昇することが示されている (Bharath, Sunder, and Sunder, 2008 ; Prevost, Rao, and Skousen, 2008 ; Lu, Chen, and Liao, 2010)。わが国においては、高須 (2012) や Shuto, Kitagawa, and Futaesaku (2017) によるアクルーアルズの質を利用した研究があるが、アクルーアルズの質が低く (高く) なるにつれて、負債コストは上昇 (低下) する傾向にある。

一方で、実体的利益マネジメントが負債コストに与える影響については、一貫した実証結果が得られていない。すなわち、実体的利益マネジメントと負債コストの間にプラスの関係があるという結果と、マイナスの関係があるという結果が混在している。

たとえば、Ge and Kim (2014) では、経営者が利益増加 (減少) 型の実体的利益マネジメントを行うことで、負債コストは上昇 (低下) するというプラスの関係が示されているのに対して、Alissa, Bonsall, Koharki, and Penn (2013) では、負債コストは低下 (上昇) するというマイナスの関係が主張されている。社債市場が実体的利益マネジメントをどのように評価しているのかについては、未だに不明確な点が多い。

本章で得られた知見は、以下の2点についてである。第1に、実体的利益マネジメントと信用格付けの間にマイナスの関係があることを確認している。これは利益増加 (減少) 型の実体的利益マネジメントが行われることによって、企業の信用格付けはランクダウン (ランクアップ) する傾向にあることを示唆している。第2に、実体的利益マネジメントと利回りスプレッド間におけるプラスの関係について明らかにしている。利益増加 (減少) 型の実体的利益マネジメントが

行われることで、利回りスプレッドは上昇(低下)する傾向にある。これらの結果から、わが国の社債市場において、実体的利益マネジメントと負債コストの間にはプラスの関係があるといえる。

以下第2節では、実体的利益マネジメントと負債コストの関係に関する先行研究について述べ、仮説を構築する。第3節でリサーチ・デザインを説明し、第4節でサンプルの選択および、基本統計量を示す。第5節では実証分析の結果を提示する。第6節では頑健性テストの結果を示し、最後に、まとめと今後の課題を述べる。

## 5.2. 仮説の構築

利益マネジメントは企業業績に関して利害関係者の判断をミスリードさせる (Healy and Wahlen, 1999 ; Ge and Kim, 2014)。したがって、利益マネジメントされた数値は、業績測定としての信頼性、および投資家の意思決定に関する利益情報の質も低下させると考えられる (Francis, Lafond, Olsson, and Schipper, 2005)。その意味で、経営者と投資家間の情報の非対称性 (information asymmetry) は、利益マネジメントによって、より一層増加するであろう (Ge and Kim, 2014)。

実体的利益マネジメントは、調整されていない当期の経済的業績 (economic performance) を歪め、企業の長期的な競争優位性を損なわせる (Cohen and Zarowin, 2010 ; Zang, 2012)。さらに先行研究では、実体的利益マネジメントが将来キャッシュ・フローにマイナスの影響を及ぼすことも明らかにされている (Roychowdhury, 2006)。

たとえば、Graham, Harvey, and Raigopal (2005) では、経営者は利益目標 (earnings targets) を達成するために、経済的価値 (economic value) を犠牲に本来のキャッシュ・フローを増加させていることが示されている。また、Kim and Sohn (2013) は、実体的利益マネジメントが利益情報に含まれる誤差やノイズを形成するため、投資家の期待将来キャッシュ・フローの水準を低めるといふ証拠を提供している。

債券の価格決定モデル (bond pricing model) では、債券価値 (bond value) は企業の市場価値合計 (total firm market value) とプラスに関係すると考えられている (Merton, 1974)。企業の市場価

値合計は、将来キャッシュ・フローの割引現在価値の関数で示されることを意味する (Brealey and Myers, 2003)。実体的利益マネジメントが将来キャッシュ・フローに対して、マイナスの影響を与えるとすれば、格付機関ならびに社債投資家は、利益増加 (減少) 型の実体的利益マネジメントが行われた企業に対して、より高い (低い) 負債コストを要求するであろう。その場合、実体的利益マネジメントによって負債コストは上昇するというプラスの関係が、観察されるであろう。

この予測を検証するために、Shen and Huang (2013) は貸倒引当金の計上額で測定した実体的利益マネジメントと信用格付けの関係について分析を行っている。その結果、実体的利益マネジメントが増加 (減少) するにつれて、企業の信用格付けはよりランクダウン (アップ) する傾向にあり、実体的利益マネジメントと負債コストの間にプラスの関係が存在することを明らかにしている。

Crabtree, Maher, and Wan (2014) と Ge and Kim (2014) は、実体的利益マネジメントの代理変数として、Roychowdhury (2006) のモデルから推定された営業キャッシュ・フロー、製造原価、および裁量的費用に対する異常水準 (abnormal level) の値を利用し、実体的利益マネジメントと信用格付けおよび、利回りスプレッドとの関係について検証している。Crabtree, Maher, and Wan (2014) では、3 つすべての変数が信用格付けと有意にマイナスに関係するということが、また利回りスプレッドとは有意にプラスに関係するということが明らかにしている。Ge and Kim (2014) では過剰生産の変数のみが信用格付けと有意にマイナスに関係するということが、また売上操作と過剰生産の2つの変数が利回りスプレッドとプラスに関係することを示している。このように、利益増加 (減少) 型の実体的利益マネジメントによって、負債コストはより上昇 (低下) しており、両者の間にプラスの関係が観察されている。

しかしながら、経営者が利益増加 (減少) 型の実体的利益マネジメントを行うことで、負債コストはより低下 (上昇) することを明らかにし、両者の間にマイナスの関係があることを主張する先行研究も存在する。Zang (2012) は、実体的利益マネジメントと負債コストの間にマイナスの関係が生じる原因の1つとして、外部の投資家では実体的利益マネジメントを識別することが困難であることを挙げている。

Graham, Harvey, and Raigopal (2005) は、実体的利益マネジメントが利害関係者による識別可能性の低い利益マネジメント手法であることを報告している。Graham, Harvey, and Raigopal (2005) を裏付けるように、Cohen, Dey, and Lys (2008) では、SOX 法の可決以降、経営者は利益を調整する手法として、会計的利益マネジメントから実体的利益マネジメントへと移行させていることが観察される。投資家が実体的利益マネジメントを見抜けなかった場合、経営者によって恣意的に調整された利益数値を判断材料に投資意思決定を行うことになる。したがって、投資家は実体的利益マネジメントが行われた企業を正確に評価できなくなることが予測される。

この予測を支持するのが Cohen and Zarowin (2010) や Mizik and Jacobson (2008) である。彼らは、公募増資において利益増加型の利益マネジメントが行われている企業を、株式市場がプラスに評価しているということ、またその評価は会計的利益マネジメントよりも実体的利益マネジメントと強く関係していることを示唆している<sup>114</sup>。

同様に、新発債の発行時において社債投資家が経営者の機会主義的行動を見抜けない場合、実体的利益マネジメントを望ましい活動として捉えている可能性がある。たとえば、社債投資家は異常な割引販売を効率的な販売促進戦略として捉えているかもしれない。また、過剰生産を事業成長のシグナリングとして受け取る可能性もある<sup>115</sup>。

さらに、社債投資家が裁量的費用の異常な削減を効率的なコストカット戦略としてみなしていることも考えられる。このような場合に、社債投資家は実体的利益マネジメントを望ましい活動として捉え、利益増加 (減少) 型の実体的利益マネジメントが行われた企業に対して要求する負債コストを低下 (上昇) させると思われる。すなわち、実体的利益マネジメントと負債コストの間にマイナスの関係が示されると予測される。

Alissa, Bonsall, Koharki, and Penn (2013) は、企業の期待信用格付けを予測するためのモデルを構築し、現在の信用格付けから期待信用格付けへ移動させることを目的に、経営者が実体的利益

---

<sup>114</sup> Cohen and Zarowin (2010) は Roychowdhury (2006) のモデルで推定した営業キャッシュ・フロー、製造原価、および裁量的費用に対する異常水準値を実体的利益マネジメントの代理変数として利用している。Mizik and Jacobson (2008) は研究開発費の変化を実体的利益マネジメントの代理変数として用いている。

<sup>115</sup> ここでいうシグナリングとは、企業が将来的な売上増加の需要を満たすために、過剰生産を行っていることと利害関係者へ伝えることである。

マネジメントを行っているかどうか、またその効果について検証を行っている<sup>116</sup>。その結果、現在の信用格付けが期待格付けよりも下位（上位）である場合、経営者は利益増加（減少）型の実体的利益マネジメントを行っていることを明らかにしている。さらに、利益増加（減少）型の実体的利益マネジメントを行うことで、期待信用格付けに向かって信用格付けをランクアップ（ダウン）させることに成功していることを示唆する証拠も得ている<sup>117</sup>。

Kim, Kim, and Song (2013) もまた利益マネジメントと信用格付けの関係について検証を行っている。Kim, Kim, and Song (2013) は信用格付けがランクアップ（ダウン）された企業では、経営者が利益増加（減少）型の実体的利益マネジメントを行っている傾向にあることを示している<sup>118</sup>。

また、Mellado-Cid, Jory, and Ngo (2017) は実体的利益マネジメントと利回りスプレッドの関係を検証している<sup>119</sup>。その結果、利益増加（減少）型の実体的利益マネジメントによって、利回りスプレッドが低下（上昇）することを明らかにしており、マイナスの関係が存在することを主張している。

以上の先行研究から、実体的利益マネジメントと負債コストの関係について、対立的な結果が提供されていることがわかる。本章では、わが国の社債市場における実体的利益マネジメントと負債コストの関係を明らかにするため、以下のように帰無仮説の形で仮説を示す。

仮説： 実体的利益マネジメントと負債コストの間には関係がみられない。

この帰無仮説が棄却される時、実体的利益マネジメントと負債コストの間にプラスあるいはマイナスの関係があるという対立仮説が採択されることになる。実体的利益マネジメントと負債コ

---

<sup>116</sup> Alissa, Bonsall, Koharki, and Penn (2013) もまた実体的利益マネジメントの代理変数として、Roychowdhury (2006) のモデルから推定された売上操作、過剰生産、および裁量的費用の3つの変数を利用している。

<sup>117</sup> Alissa, Bonsall, Koharki, and Penn (2013) はアクルーアルズを利用した会計的利益マネジメントを行った場合の検証も行っており、同様な結果を得ている。

<sup>118</sup> Kim, Kim, and Song (2013) は、信用格付けがランクアップされた企業では、会計的利益マネジメントの代理変数である裁量的アクルーアルズが減少していることも明らかにしている。格付機関は会計的利益マネジメントを経営者の機会主義的行動として見抜いているが、実体的利益マネジメントについては見抜けていない可能性がある。

<sup>119</sup> Mellado-Cid, Jory, and Ngo (2017) は Roychowdhury (2006) のモデルから推定された過剰生産と裁量的費用の総合的な値を実体的利益マネジメントの代理変数として利用している。

ストの間にプラスの関係が観察される場合、格付機関ならびに社債投資家は実体的利益マネジメントを見抜いており、利益増加(減少)型の実体的利益マネジメントが行われた企業に対して、より高い(低い)負債コストを要求していると考えられる。反対に、マイナスの関係が観察される場合、格付機関ならびに社債投資家は利益増加(減少)型の実体的利益マネジメントを見抜けておらず、要求する負債コストを低下(上昇)させていると思われる。

### 5.3. リサーチ・デザイン

#### 5.3.1. 実体的利益マネジメントの推定モデル

本章では、先行研究と同様に、実体的利益マネジメントの代理変数を推定するために、Roychowdhury (2006) で適用されたモデルを用いる (Cohen and Zarowin, 2010 ; Zang, 2012 ; Ge and Kim, 2014 ; 岩崎, 2009 ; 山口, 2009)<sup>120</sup>。Roychowdhury (2006) は企業の標準的な事業活動水準を推定するために、営業キャッシュ・フロー、製造原価、および裁量的費用に対するモデルを採用する。Roychowdhury (2006) はこれらのモデルから推定された残差を、それぞれの実体的利益マネジメントの代理変数として利用している。

経営者は販売活動の操作によって利益を調整することができる。たとえば、一時的な値引販売や信用条件の緩和を通じた売上操作によって、利益を増加させることが可能である (山口, 2011)。一時的な値引販売や信用条件の緩和による売上操作を行うと、売上高を所与とした場合に、営業キャッシュ・フローが異常に低くなり、製造原価が異常に高くなると考えられる (Roychowdhury, 2006)。モデル (1) 式では営業キャッシュ・フローの標準的な水準を推定する。この営業キャッシュ・フローの異常水準 ( $Ab\_CFO$ ) が低いほど、売上操作が実行されたと捉える。

---

<sup>120</sup> Roychowdhury (2006) で採用されたモデルの導出については、山口 (2011) を参照されたい。

$$\frac{CFO_t}{Assets_{t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{Assets_{t-1}} + \alpha_1 \frac{Sales_t}{Assets_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta Sales_t}{Assets_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、 $t$ は年度、 $CFO$ は営業キャッシュ・フロー、 $Assets$ は総資産、 $Sales$ は売上高、 $\Delta Sales$ は売上高の変化を表している。

また、製造原価の標準的な水準を測定するためにモデル (2) 式の推定を行う。この製造原価の異常水準 ( $Ab\_Prod$ ) が高いほど、売上操作が実行されたと捉えることができる。

$$\frac{Prod_t}{Assets_{t-1}} = \alpha_0 \frac{Sales_t}{Assets_{t-1}} + \alpha_1 \frac{Sales_t}{Assets_{t-1}} + \alpha_2 \frac{\Delta Sales_t}{Assets_{t-1}} + \alpha_3 \frac{\Delta Sales_{t-1}}{Assets_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (2)$$

ここで、 $Prod$ は製造原価である。製造原価は、売上原価と期末棚卸資産を足し合わせた後、そこから期首棚卸資産を差し引いて求める<sup>121</sup>。

さらに、経営者は研究開発費や広告宣伝費といった裁量的費用を操作することで、利益を調整することができる。たとえば、研究開発費や広告宣伝費を削減することで、利益を増加させることが可能である。裁量的費用を包括的に推定するため、モデル (3) 式では裁量的費用の標準的な水準を推定する。この裁量的費用の異常水準 ( $Ab\_Dexp$ ) が低いほど、裁量的費用が削減されたと捉える。

$$\frac{DisExp_t}{Assets_{t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{Assets_{t-1}} + \alpha_1 \frac{Sales_{t-1}}{Assets_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ここで、 $DisExp$ は裁量的費用である。裁量的費用は研究開発費と広告宣伝費、販売費及び一般管理費を足し合わせて求める<sup>122</sup>。

上記のモデルを同産業・同年度に属する企業群ごとに推定し、それぞれのモデルから得た残差

<sup>121</sup> この製造原価の定義は文字通りの製造原価ではなく、非製造業においても代理変数としての製造原価が利用される (山口, 2011)。

<sup>122</sup> 本章では、山口 (2009) に倣って、研究開発費、広告宣伝費、販促費・その他販売費、役員報酬・賞与、および人件費・福利厚生費の合計として定義する。



を実体的利益マネジメントの代理変数として利用する。なお、モデル (1) 式と (3) 式の推定から得た残差に対しては、-1 を掛けることで、その変数がより大きい値をとるほど、より利益増加型の実体的利益マネジメントを行っていることを表すような処理を施す (Cohen and Zarowin, 2010 ; Zang, 2012)。最後に、経営者はこれら実体的利益マネジメントを包括的に利用することで、利益数値を調整していることも考えられる。したがって、総合的な実体的利益マネジメントの効果を測定するため、*Ab\_CFO*、*Ab\_Prod*、および *Ab\_Dexp* を合計した変数 (*RealEM*) を 4 つ目の代理変数として作成する。

### 5.3.2. 実証分析の推定モデル

Jiang (2008) と Ge and Kim (2014) の研究を基礎に、負債コストの代理変数として、新発債の発行時に付された信用格付け (*credit rating*) と利回りスプレッド (*yield spread*) を利用する。まず、信用格付けに対する実体的利益マネジメントの効果を検証するために、次のモデル (4) 式を設定する。

$$\begin{aligned}
 LnRating_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 REM_{i,t-1} + \beta_2 Size_{i,t-1} + \beta_3 MB_{i,t-1} + \beta_4 Lev_{i,t-1} \\
 & + \beta_5 Cov_{i,t-1} + \beta_6 Prof_{i,t-1} + \beta_7 IssueSize_{i,t} + \beta_8 Maturity_{i,t} \\
 & + YearDum + IndutryDum + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{4}$$

ここで、信用格付け (*LnRating*) は、新発債の発行時に企業が取得している平均信用格付けの自然対数である。信用格付けは、S&P レーティング・ジャパン、ムーディーズ・ジャパン、日本格付研究所、および格付投資情報センターによるものを利用する。平均信用格付けは、数値化された信用格付けの平均値である<sup>123</sup>。先行研究 (Jiang, 2008 ; Ge and Kim, 2014) では信用格付けを企

<sup>123</sup> 信用格付けは以下の定義にしたがって数値化している。AAA と Aaa には 19 を、AA+ と Aa1 には 18 を、AA と Aa2 には 17 を、AA- と Aa3 には 16 を、A+ と A1 には 15 を、A と A2 には 14 を、A- と A3 には 13 を、BBB+ と Baa1 には 12 を、BBB と Baa2 には 11 を、BBB- と Baa3 には 10 を、BB+ と Ba1 には 9 を、BB と Ba2

業の債務返済能力の指標として捉えることで、負債コストの代理変数として利用している。この値が小さいほど、デフォルト・リスクが高いことを意味していることから、負債コストは増加すると捉えられる。

次に、利回りスプレッドに対する実体的利益マネジメントの効果を検証するために、モデル (5) 式を推定する。

$$\begin{aligned}
 YSpread_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 REM_{i,t-1} + \beta_2 Size_{i,t-1} + \beta_3 MB_{i,t-1} + \beta_4 Lev_{i,t-1} \\
 & + \beta_5 Cov_{i,t-1} + \beta_6 Prof_{i,t-1} + \beta_7 rRating_{i,t} + \beta_8 IssueSize_{i,t} \quad (5) \\
 & + \beta_9 Maturity_{i,t} + YearDum + IndutryDum + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

被説明変数である利回りスプレッド (*YSpread*) は、社債の利回りとデュレーションが近似している国債の利回りの差として計算される。一般的に国債はリスクフリー・レートとして扱われるため、利回りスプレッドは企業が社債投資家に対する支払い (*payoff*) にどれほどのリスク・プレミアムを上乗せしているのかを表している (Sengupta, 1998 ; Shi, 2003)。この上乗せ分のリスク・プレミアムは、社債投資家によって要求される追加的なコストとして捉えることができ、負債コストの代理変数として広く利用されている。

ここで、全ての変数は Appendix C で定義する。検定する変数は、実体的利益マネジメントを代理する 4 つの *REM* 変数 (*Ab\_CFO*, *Ab\_Prod*, *Ab\_Dexp*, および *RealEM*) である。帰無仮説が棄却され、実体的利益マネジメントと負債コストの間にプラスの関係が観察される場合、モデル (4) 式 (モデル (5) 式) では *REM* 変数の係数が有意にマイナス (プラス) になることが予測される。その一方で、実体的利益マネジメントと負債コストの間にマイナスの関係が観察される場合、モ

---

には 8 を、BB-と Ba3 には 7 を、B+と B1 には 6 を、B と B2 には 5 を、B-と B3 には 4 を、CCC と Caa には 3 を、CC と Ca には 2 を、C には 1 を割り当てる。例えば、S&P レーティング・ジャパンから A-、日本格付研究所から A+の信用格付けが付されている場合、平均信用格付けは 14 となる。

デル (4) 式 (モデル (5) 式) では、*REM* 変数の係数が有意にプラス (マイナス) になることが予測される。

先行研究 (Bharath, Sunder, and Sunder, 2008 ; Jiang, 2008 ; Sengupta, 1998) で負債コストの決定要因として採用された変数に基づいて、コントロール変数をモデル (4) 式とモデル (5) 式に組み入れている。規模の大きい企業のリスクは規模の小さい企業のリスクと比べ、小さいと考えられるので、*Size* の係数はモデル (4) 式 (モデル (5) 式) ではプラス (マイナス) になると予測される。企業の潜在的な成長性をコントロールするために、時価簿価比率 (market-to-book ratio) をモデルに組み入れる。先行研究では時価簿価比率がリスクを代理することも示されており、*MB* の係数に関する予測符号は不透明である。より高い負債比率はより高いデフォルト・リスクを意味するので、*Lev* の係数はモデル (4) 式 (モデル (5) 式) ではマイナス (プラス) になると予測される。より高いインタレスト・カバレッジ・レシオと収益率は、より低いデフォルト・リスクと関係すると考えられるので、*Cov* と *Prof* の係数はモデル (4) 式 (モデル (5) 式) ではプラス (マイナス) になると予測される。

社債に関するコントロール変数は、*rRating*、*IssueSize*、および *Maturity* である。信用格付けはデフォルト・リスクの優れた代理変数である。信用格付けをそのままモデルに組み入れた場合、信用格付けはすでに実体的利益マネジメントの影響を織り込んでいる可能性が考えられる。この問題を緩和するために、まずモデル (4) 式を推定する。そこから得られた残差 (以下、*rRating*) は、実体的利益マネジメントの影響を除いた信用格付けの情報を捉えていると考えられる。本章では、*rRating* をモデル (5) 式の信用格付けの変数として利用する (Anderson, Mansai and Reeb, 2004)。信用格付けをデフォルト・リスクの代理変数として捉えた場合、信用格付けが上位 (下位) になるほど利回りスプレッドは低下 (上昇) すると考えられるため、その予測符号はマイナスである。

また、より大きい社債の発行規模は市場の利用可能性の高さを表す一方で、企業の負担ともなり得る。したがって、*IssueSize* の係数に関する符号は予測できない。最後に、社債の満期年数は長くなるほど、支払利息は増加すると考えられるため、満期年数の自然対数 (*Maturity*) の係数は、モデル (4) 式 (モデル (5) 式) ではマイナス (プラス) になると予測される。

モデル (4) 式とモデル (5) 式において、会計情報に関する変数は、社債発行の直近会計期間 ( $t$  期) の決算日におけるものが採用されている。 $t$  期末以降に発行された社債についての分析を行うため、社債と信用格付けに関する変数は  $t+1$  期におけるものが採用されている。すなわち、社債投資家は  $t$  期の会計情報を利用して  $t+1$  期に投資意思決定を行っているとは仮定した分析を行っている (Ge and Kim, 2014 ; Shuto, Kitagawa, and Futaesaku, 2017 ; 大橋, 2015a)。

#### 5.4. サンプル選択と基本統計量

##### 5.4.1. サンプル選択

表 5-1 パネル A にサンプル選択のプロセスが示されている。社債サンプルは『公社債発行銘柄一覧』より 2006 年 4 月から 2018 年 3 月までに発行された普通社債に関するデータを取得している。その数が 4,780 件である。調査対象期間は 2006 年 3 月期から 2018 年 3 月期で、決算月数が 12 カ月揃う企業を対象としている。

4,780 件のうち、財務データを取得するために利用する『Nikkei Financial Quest』(日経メディアマーケティング) に未収録の企業が発行する社債(東京交通債, 東京地下鉄債, 放送債など)は研究の対象外とする(675 件)。サンプルはわが国の証券取引所のいずれかに上場する企業に限定しているが、米国会計基準や国際会計基準といった日本会計基準以外を適用している企業は含めていない(756 件)。また、銀行・証券・保険・その他金融業に属している企業もサンプルから除いている(317 件)。利回りなどの社債に関するデータの欠損(272 件)があるものについてもサンプルから取り除かれる。

同一企業が同一会計期間において複数の社債を発行している場合がある。Bessembinder, Kahle, Maxwell, and Xu (2009) は観測値を債券単位で捉えた場合、債券間に相関が生じることを指摘している。したがって、市場に流通させている債券が多い企業ほど観測値が増加するため、分析結果にバイアスが生じてしまうかもしれない (Givoly, Hayn, and Katz, 2017)。本章では同一会計期間で

企業が複数の社債を発行している場合、先行研究 (Anderson, Mansi, and Reeb, 2004 ; Mansi, Maxwell, and Miller, 2004) に基づいて社債発行額に依拠した加重平均利回りスプレッド (weighted average yield spread) を用いることで、1 観測の値に修正している。その処置によって観測値が 1,477 件減少する。財務変数に関するデータの欠損 (18 件) があるものもサンプルに含まれない。最終的に 1,265 の観測値が得られている。

表 5-1 パネル B にはサンプルの 2006 年から 2018 年までの年度別分布を示す。企業・年はのべ社数であり、社債・年は社債の発行数である。企業・年についてみていくと、2012 年が 126 件 (9.96%) で最も多くなっていることがわかる。2018 年は発行された普通社債に関するデータが 3 月までしか取得されていないことから、18 件 (1.42%) で最も少なくなっている。サンプルは 2007 年から 2017 年の間に同数程度あり、年度間にそれほど大きな差は観察されていない<sup>124</sup>。

社債・年では、2017 年が 271 件 (9.94%) と最も多く、次いで 2016 年が 255 件 (9.36%) となっている。近年における低金利の影響を受け、企業は、社債発行による資金調達を活発に利用していることが考えられる。

表 5-1 パネル C は業種別分布を示す。業種別分類は日経中分類に基づいている。サンプルは 30 業種から構成されており、社債を発行する企業の業種は多様であるが、鉄道・バス、電力、不動産に属する企業数は多い。社債を発行する企業のうち、約 30% (30.83%) の企業がこれらの業種のいずれかに属していることがわかる。

また、鉄道・バスや電力などの公益性の高い業種では、設備投資に多額の資金が必要であり、社債の発行数も多いことがわかる。鉄道・バスあるいは電力の業種に属している企業において、社債発行数の割合は全体の約 40% (37.58%) を占めていることが観察される。

---

<sup>124</sup> 2006 年に関しても、データが 4 月から 12 月までの 9 カ月分しか取得されていないことから、77 件 (6.09%) と少なくなっている。

表 5-1. サンプル選択と年度・業種別分布

パネル A: サンプル選択					
2006年4月から2018年3月までに発行された普通社債					4,780
マイナス:					
Nikkei Financial Quest に未収録の企業が発行している社債					(675)
米国会計基準あるいは国際会計基準を適用している企業					(756)
銀行・証券・保険・その他金融業に属する企業					(317)
社債に関するデータの欠損					(272)
同年度に複数の社債を発行している企業に対する処置					(1,477)
財務変数に関するデータの欠損					(18)
最終サンプルサイズ					1,265
パネル B: 年度別分布					
年度	企業・年 (社債・年)	割合 (%)	年度	企業・年 (社債・年)	割合 (%)
2006	77 (152)	6.09 (5.58)	2013	111 (234)	8.77 (8.59)
2007	110 (247)	8.70 (9.06)	2014	111 (217)	8.77 (7.96)
2008	81 (222)	6.40 (8.15)	2015	91 (183)	7.19 (6.72)
2009	104 (223)	8.22 (8.18)	2016	107 (255)	8.46 (9.36)
2010	109 (239)	8.62 (8.77)	2017	105 (271)	8.30 (9.94)
2011	115 (207)	9.09 (7.60)	2018	18 (51)	1.42 (1.87)
2012	126 (224)	9.96 (8.22)	Total	1,265 (2,725)	100.0
パネル C: 業種別分布					
業種	企業・年(社債・年)	割合 (%)	業種	企業・年(社債・年)	割合(%)
鉄道・バス	170 (457)	13.44 (16.77)	商社	29 (53)	2.29 (1.94)
電力	113 (567)	8.93 (20.81)	サービス業	25 (33)	1.98 (1.21)
不動産	107 (276)	8.46 (10.13)	ゴム	22 (36)	1.74 (1.32)
化学工業	100 (150)	7.91 (5.50)	その他製造業	22 (25)	1.74 (0.92)
機械	76 (113)	6.01 (4.15)	陸運	19 (27)	1.50 (0.99)
食品	70 (113)	5.53 (4.15)	造船	18 (35)	1.42 (1.28)
建設	57 (96)	4.51 (3.52)	通信	18 (42)	1.42 (1.54)
電気機器	55 (85)	4.35 (3.12)	精密機器	16 (29)	1.26 (1.06)
非金属及び金属製品	49 (69)	3.87 (2.53)	倉庫・運輸関連	16 (30)	1.26 (1.10)
鉄鉱業	46 (103)	3.64 (3.78)	海運	15 (31)	1.19 (1.14)
小売業	43 (76)	3.40 (2.79)	石油	12 (25)	0.95 (0.92)
ガス	43 (61)	3.40 (2.24)	空輸	10 (13)	0.79 (0.48)
自動車・自動車部品	32 (52)	2.54 (1.91)	繊維	9 (15)	0.71 (0.55)
パルプ・紙	31 (48)	2.45 (1.76)	医薬品	8 (19)	0.63 (0.70)
窯業	29 (38)	2.29 (1.39)	その他輸送用機器	5 (8)	0.40 (0.29)
				Total	1,265 (2,725) 100.0%

#### 5.4.2. 基本統計量

表 5-2 パネル A には、サンプルの記述統計量が示されている。実証分析における外れ値 (outliers) の影響を除去するために、すべての財務変数に対して 1 パーセント以下と 99 パーセント以上でウィンザライズ (winsorized) を施している。

はじめに、信用格付けと利回りスプレッドについてみると、信用格付け (*Rating*) の平均値 (中央値) は約 14.20 (14.00) である。利回りスプレッド (*YSpread*) の平均値 (中央値) は約 0.39 (0.32) であることがわかる。次に、実体的利益マネジメントを代理する 4 つの *REM* 変数についてみると、それぞれの平均値 (中央値) は *Ab\_Dexp* が 0.069 (0.054), *Ab\_CFO* が 0.021 (0.020), *Ab\_Prod* が -0.193 (-0.197), *RealEM* が -0.104 (-0.105) となっている。

表 5-2 パネル B には、実証分析で用いられる変数間の相関係数が示されている。被説明変数と *REM* 変数との相関関係をみてみると、*LnRating* と *Ab\_CFO*, および *RealEM* の相関係数は統計的に有意にマイナスとなっている。さらに、*YSpread* と *Ab\_CFO*, および *RealEM* の相関係数はプラスで統計的にも有意な水準となっている。これは、実体的利益マネジメントと負債コストの間にプラスの関係がある可能性を示唆している。ただし、*LnRating* と *Ab\_Prod* の相関係数は、上記で示された関係とは逆のプラスになっており、さらに統計的にも有意となっていることに留意が必要である。説明変数間の相関係数はどれもさほど高くはなく、多重共線性の問題は発生しないと考えられる<sup>125</sup>。

本章で用いる財務データは『Nikkei Financial Quest』(日経メディアマーケティング) から取得している。利回りや社債発行額等の社債に関するデータならびに信用格付けについては、『公社債発行銘柄一覧』(日本証券業協会) からデータを取得している。利回り等の国債データについては『国債金利情報』(財務省) からデータを入手している。

---

<sup>125</sup> VIF 値を計算したところ、VIF 値が 5 以上を示す変数はなかった。この回帰モデルにおける多重共線性の問題は深刻でないと考えられる。

表 5-2. 基本統計量

パネル A: 記述統計量													
変数	観測値数	平均値	標準偏差	第1四分位数	中央値	第3四分位数							
<i>Rating</i>	1,265	14.202	1.845	13.000	14.000	15.500							
<i>LnRating</i>	1,265	2.645	0.130	2.565	2.639	2.740							
<i>YSpread</i>	1,265	0.387	0.303	0.214	0.320	0.463							
<i>Ab_Dexp</i>	1,265	0.069	0.057	0.277	0.054	0.072							
<i>Ab_CFO</i>	1,265	0.021	0.038	-0.000	0.020	0.041							
<i>Ab_Prod</i>	1,265	-0.193	0.114	-0.246	-0.197	-0.145							
<i>RealEM</i>	1,265	-0.104	0.0645	-0.142	-0.105	-0.073							
<i>Size</i>	1,265	13.701	1.104	12.878	13.715	14.501							
<i>MB</i>	1,265	1.091	0.228	0.947	1.039	1.181							
<i>Lev</i>	1,265	0.642	0.140	0.550	0.667	0.750							
<i>Cov</i>	1,265	17.140	31.806	4.238	8.171	17.045							
<i>Prof</i>	1,265	0.041	0.029	0.023	0.036	0.057							
<i>IssueSize</i>	1,265	4.828	0.538	4.605	4.605	5.165							
<i>Maturity</i>	1,265	1.913	0.426	1.613	1.875	2.200							

パネル B: 相関係数													
変数	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬
① <i>LnRating</i>	1.000												
② <i>YSpread</i>	<b>-0.576</b>	1.000											
③ <i>Ab_Dexp</i>	-0.028	0.037	1.000										
④ <i>Ab_CFO</i>	<b>-0.309</b>	<b>0.221</b>	<b>0.148</b>	1.000									
⑤ <i>Ab_Prod</i>	<b>0.075</b>	-0.039	<b>-0.794</b>	<b>-0.404</b>	1.000								
⑥ <i>RealEM</i>	<b>-0.089</b>	<b>0.104</b>	<b>-0.426</b>	0.035	<b>0.762</b>	1.000							
⑦ <i>Size</i>	<b>0.466</b>	<b>-0.233</b>	<b>0.089</b>	-0.004	<b>-0.125</b>	<b>-0.145</b>	1.000						
⑧ <i>MB</i>	<b>0.107</b>	-0.040	<b>-0.248</b>	<b>-0.180</b>	<b>0.230</b>	<b>0.084</b>	0.037	1.000					
⑨ <i>Lev</i>	<b>-0.204</b>	<b>0.197</b>	<b>0.230</b>	<b>0.319</b>	<b>-0.309</b>	<b>-0.131</b>	<b>0.387</b>	-0.050	1.000				
⑩ <i>Cov</i>	<b>0.094</b>	<b>-0.114</b>	<b>-0.087</b>	<b>-0.230</b>	<b>0.119</b>	-0.017	<b>-0.171</b>	<b>0.304</b>	<b>-0.506</b>	1.000			
⑪ <i>Prof</i>	<b>0.119</b>	<b>-0.121</b>	<b>-0.126</b>	<b>-0.398</b>	<b>0.220</b>	0.038	<b>-0.157</b>	<b>0.473</b>	<b>-0.496</b>	<b>0.542</b>	1.000		
⑫ <i>IssueSize</i>	<b>0.401</b>	<b>-0.134</b>	<b>-0.107</b>	<b>-0.106</b>	<b>0.073</b>	-0.038	<b>0.594</b>	<b>0.171</b>	<b>0.057</b>	0.021	0.008	1.000	
⑬ <i>Maturity</i>	<b>0.487</b>	<b>-0.352</b>	0.043	<b>-0.145</b>	0.015	-0.023	<b>0.377</b>	0.010	<b>0.063</b>	<b>-0.072</b>	-0.017	<b>0.070</b>	1.000

(注) 5%水準で有意な相関係数については太字で示されている。また、各変数の定義は Appendix C を参照。

## 5.5. 推定結果

本章では、モデル (4) 式とモデル (5) 式の推定を、一段階クラスター補正を施した標準誤差を用いた OLS 推定で行っている。また紙幅の都合上、年度ダミー (*Year*) と産業ダミー (*Industry*) に関する結果は省略している。



表 5-3 および表 5-4 のコラム (1) からコラム (3) はそれぞれ、*Ab\_Dexp*、*Ab\_CFO*、および *Ab\_Prod* を個別に組み入れたモデルの推定結果である。コラム (4) は上記 3 つの *REM* 変数を同時に組み入れたモデルの推定結果を示す。また、コラム (5) はこれら 3 つの実体的利益マネジメントの包括的な利用を代理する *RealEM* を組み入れたモデルの推定結果である。

表 5-3 ではモデル (4) 式の推定結果について報告している。その結果、*REM* 変数を個別に組み入れたモデルでは、コラム (2) の *Ab\_CFO* とコラム (5) の *RealEM* が信用格付けと有意にマイナスに関係していることが示されている。また、*Ab\_Dexp*、*Ab\_CFO*、および *Ab\_Prod* を同時に組み入れたモデルの推定結果を報告するコラム (4) についてみると、*Ab\_CFO* と *Ab\_Prod* が信用格付けと有意にマイナスに関係している。

これらの結果は格付機関が一時的な値引販売や信用条件の緩和を通じた売上操作、ならびに複数の実体的利益マネジメントの包括的な利用を見抜いており、利益増加 (減少) 型の実体的利益マネジメントが行われた企業の信用格付けをランクダウン (アップ) させる傾向にあることを示唆する。したがって、実体的利益マネジメントと負債コストの間に、プラスの関係があることが明らかとなった。

モデル (4) 式のコントロール変数に関する推定結果は以下の通りである。*Size*、*MB*、*Prof*、*IssueSize*、および *Maturity* は、信用格付けとプラスに関係しており、さらに統計的に有意な水準にある。これは企業規模が大きい企業、潜在的な成長性が高い企業、収益性の高い企業、社債発行規模が大きい企業、または発行している社債の満期が長い企業がより上位の信用格付けを取得している傾向にあることを示唆している。*Maturity* に関する符号は予測と逆になっている<sup>126</sup>。反対に、*Lev* は信用格付けと有意にマイナスに関係している。これは企業の負債比率が大きい企業がより下位の信用格付けを取得していることを示唆している。

表 5-4 では、モデル (5) 式の推定結果について報告している。*REM* 変数を個別に組み入れたモデルを推定した場合、コラム (2) とコラム (5) で示されるように、*Ab\_CFO* と *RealEM* が利

---

<sup>126</sup> この結果は、大橋 (2015a) でも示されており、格付機関や社債投資家の満期に対する取り扱いが日米で異なる可能性を示唆している。

回りスプレッドと有意にプラスに関係している。これはモデル (4) 式を推定して得られた結果とも整合的であり、社債投資家が売上操作や実体的利益マネジメントの包括的な利用を経営者による裁量行動として認識していることを意味している。

利益増加 (減少) 型の実体的利益マネジメントが行われた企業に対して、社債投資家はより高い (低い) リスク・プレミアムを要求しているといえる。利回りスプレッドを用いた分析からも、実体的利益マネジメントと負債コストの間にプラスの関係があることを示す証拠を得た。

この結果についての経済的有意性 (economic significance) を確認するために、表 5-4 のコラム (2) における  $Ab\_CFO$  の係数 (0.591) と記述統計量に注目する。 $Ab\_CFO$  が中央値 (0.020) から 75 パーセンタイル (0.041) まで増加した場合、利回りスプレッドは 0.0124 パーセント ( $0.591 \times 0.021 = 0.0124$ ) 増加すると予想される。

モデル (5) 式のコントロール変数に関する推定結果は以下の通りである。 $Size$ ,  $MB$ ,  $Maturity$ , および  $rRating$  は、利回りスプレッドとマイナスに関係しており、さらに統計的に有意な水準にある。反対に、 $Lev$  は利回りスプレッドと有意にプラスに関係していることがわかる。特に、 $rRating$  の係数値と  $t$  値はその他の変数と比べ、非常に高いことがわかる。これは社債投資家が投資意思決定をする際に、信用格付けを重要な指標として利用していることを示唆している。

以上の分析から、格付機関ならびに社債投資家、一時的な値引販売や信用条件の緩和を通じた売上操作、ならびに複数の実体的利益マネジメントの包括的な利用を経営者の裁量行動として認識していることが明らかとなった。具体的には、格付機関ならびに社債投資家は利益増加 (減少) 型の実体的利益マネジメントが行われた企業に対して、より高い (低い) 負債コストを要求していることが示された。したがって、帰無仮説は棄却され、実体的利益マネジメントと負債コストの間にプラスの関係が観察されたといえる。

表 5-3. 信用格付けを用いた回帰分析結果

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Constant</i>		1.873*** (32.54)	1.892*** (32.76)	1.864*** (32.39)	1.876*** (32.72)	1.865*** (33.02)
<i>Ab_Dexp</i>	(?)	0.056 (0.73)			-0.127 (-1.24)	
<i>Ab_CFO</i>	(?)		-0.208*** (-2.63)		-0.289*** (-3.39)	
<i>Ab_Prod</i>	(?)			-0.061 (-1.31)	-0.135** (-2.11)	
<i>RealEM</i>	(?)					-0.202*** (-3.18)
<i>Size</i>	(+)	0.047*** (7.59)	0.046*** (7.55)	0.047*** (7.67)	0.046*** (7.68)	0.047*** (7.74)
<i>MB</i>	(?)	0.071*** (3.60)	0.068*** (3.49)	0.072*** (3.68)	0.070*** (3.59)	0.071*** (3.71)
<i>Lev</i>	(-)	-0.499*** (-12.67)	-0.487*** (-12.22)	-0.503*** (-12.76)	-0.491*** (-12.41)	-0.498*** (-12.95)
<i>Cov</i>	(+)	-0.000 (-1.56)	-0.000 (-1.49)	-0.000 (-1.65)	-0.000 (-1.64)	-0.000* (-1.80)
<i>Prof</i>	(+)	0.243** (1.99)	0.141 (1.13)	0.266** (2.13)	0.149 (1.19)	0.227* (1.84)
<i>IssueSize</i>	(?)	0.014* (1.85)	0.013* (1.78)	0.014* (1.87)	0.014* (1.82)	0.014* (1.89)
<i>Maturity</i>	(-)	0.089*** (5.18)	0.088*** (5.17)	0.089*** (5.16)	0.087*** (5.11)	0.087 (5.07)
<i>Year</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R <sup>2</sup>		0.690	0.692	0.691	0.694	0.695
観測値数		1,265	1,265	1,265	1,265	1,265

(注) 各変数の定義は Appendix C を参照。下段は *t* 値を示す。*t* 値の算出にあたっては、企業を単位としてクラスタリングした標準誤差を用いている。

\*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

表 5-4. 利回りスプレッドを用いた回帰分析結果

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Constant</i>		1.276*** (9.35)	1.268*** (9.41)	1.308*** (9.25)	1.263*** (9.48)	1.334*** (9.57)
<i>Ab_Dexp</i>	(?)	0.127 (0.74)			0.567 (1.46)	
<i>Ab_CFO</i>	(?)		0.591** (2.10)		0.790** (2.27)	
<i>Ab_Prod</i>	(?)			0.040 (0.27)	0.325 (1.19)	
<i>RealEM</i>	(?)					0.464** (2.04)
<i>Size</i>	(-)	-0.068*** (-5.59)	-0.066*** (-5.52)	-0.068*** (-5.70)	-0.067*** (-5.70)	-0.068*** (-5.68)
<i>MB</i>	(?)	-0.113** (-2.51)	-0.113** (-2.53)	-0.119*** (-2.61)	-0.111** (-2.43)	-0.123*** (-2.74)
<i>Lev</i>	(+)	0.804*** (7.48)	0.779*** (6.90)	0.811*** (7.54)	0.780*** (6.95)	0.809*** (7.55)
<i>Cov</i>	(-)	-0.000 (-1.26)	-0.000 (-1.28)	-0.000 (-1.21)	-0.000 (-1.23)	-0.000 (-1.08)
<i>Prof</i>	(-)	-0.047 (-0.14)	0.279 (0.87)	-0.041 (-0.12)	0.230 (0.71)	0.021 (0.06)
<i>IssueSize</i>	(?)	-0.001 (-0.06)	-0.001 (-0.06)	-0.002 (-0.11)	-0.000 (-0.01)	-0.003 (-0.15)
<i>Maturity</i>	(+)	-0.166*** (-5.09)	-0.163*** (-5.06)	-0.165*** (-5.09)	-0.160*** (-5.07)	-0.160*** (-5.03)
<i>rRating</i>	(-)	-1.524*** (-8.81)	-1.511*** (-8.71)	-1.524*** (-8.89)	-1.507*** (-8.87)	-1.507*** (-9.06)
<i>Year</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R <sup>2</sup>		0.531	0.531	0.531	0.532	0.531
観測値数		1,265	1,265	1,265	1,265	1,265

(注) 各変数の定義は Appendix C を参照。下段は *t* 値を示す。*t* 値の算出にあたっては、企業を単位としてクラスタリングした標準誤差を用いている。

\*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

## 5.6. 頑健性テスト

### 5.6.1. 順序ロジットモデル

本章の分析では、信用格付けを 1 から 19 までの数値に変換している。ここでは頑健性テストとして、Ashbaugh-Skaife, Collins, and Lafond (2006) に基づいて、信用格付けを 1 から 7 までの数値にスコア化し、被説明変数に組み入れた順序ロジットモデルを推定する。具体的には、信用格付けを以下のようにスコア化している。AAA と Aaa には 7 を、AA+ と Aa1, AA と Aa2, および AA- と Aa3 には 6 を、A+ と A1, A と A2, および A- と A3 には 5 を、BBB+ と Baa1, BBB と Baa2, および BBB- と Baa3 には 4 を、BB+ と Ba1, BB と Ba2, および BB- と Ba3 には 3 を、B+ と B1, B と B2, および B- と B3 には 2 を、CCC と Caa, CC と Ca, および C には 1 を割り当てる。

また平均信用格付けが小数点を取る値の場合、整数の値になるように、小数点第 1 位を四捨五入する<sup>127</sup>。この信用格付けを被説明変数に組み入れ、モデル (4) 式で採用された説明変数を組み入れた順序ロジットモデルを推定する。その結果、REM 変数に関する係数の符号ならびに有意性は、表 5-3 のコラム (2) で示された *Ab\_CFO* の係数の有意性が 1% 水準から 5% 水準に落ちている点を除き、表 5-3 で示されたものと一致していた (表は省略)。

### 5.6.2. 観測値に社債・年を用いた分析

本章では、同一会計期間において複数の社債を発行している企業に対して、加重平均利回りスプレッド (weighted average yield spread) を計算することで、観測値が企業・年になるような

---

<sup>127</sup> 平均信用格付けの小数点第 1 位を切り捨てた場合でも、順序ロジットモデルの推定結果に、ほぼ相違はなかった。

処置を施している。これは相互相関問題を緩和すると考えられる一方で、社債に関する詳細な情報が失われてしまう (Ge and Kim, 2014)。

先行研究 (Ge and Kim, 2014 ; 高須, 2012) には、同一会計期間において企業が複数の社債を発行している場合、社債銘柄ごとに観測値として、観測値に社債・年を用いた分析もある。この手続きに倣い、ここでは社債銘柄ごとに利回りスプレッドを計算し、観測値に社債・年を用いてモデル (5) 式を再度推定する。

表 5-5 ではその結果を示している。まず、この手続きによってサンプルサイズは 2,725 まで増加していることがわかる。次に、表 5-4 のコラム (4) で示された *REM* 変数の係数は、*Ab\_CFO* のみが統計的に有意な水準に達しているのに対して、表 5-5 のコラム (4) では全ての *REM* 変数が利回りスプレッドと有意にプラスに関係していることがわかる。

また、複数の実体的利益マネジメントの包括的な利用を表した *RealEM* の係数における有意性は表 5-4 のコラム (5) では 5%水準であったが、表 5-5 のコラム (5) では 1%水準にまで達していることが示された。その他の *REM* 変数に関する係数の符号ならびに有意水準は、表 5-4 で報告されたものと一致している。

表 5-5. 観測値に社債・年を用いた回帰分析結果

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Constant</i>		1.092*** (6.90)	1.090*** (6.84)	1.167*** (7.10)	1.113*** (7.14)	1.208*** (7.39)
<i>Ab_Dexp</i>	(?)	0.211 (1.07)			0.927** (2.16)	
<i>Ab_CFO</i>	(?)		0.614** (1.97)		0.956** (2.45)	
<i>Ab_Prod</i>	(?)			0.133 (0.75)	0.576* (1.80)	
<i>RealEM</i>	(?)					0.738*** (2.60)
<i>Size</i>	(-)	-0.089*** (-6.92)	-0.088*** (-6.84)	-0.090*** (-7.16)	-0.088*** (-7.01)	-0.090*** (-7.09)
<i>MB</i>	(?)	-0.138*** (-2.91)	-0.139*** (-3.01)	-0.148*** (-3.05)	-0.132*** (-2.79)	-0.147*** (-3.12)
<i>Lev</i>	(+)	1.021*** (8.07)	0.996*** (7.72)	1.037*** (8.20)	0.992*** (7.73)	1.018*** (8.28)
<i>Cov</i>	(-)	-0.000 (-0.24)	-0.000 (-0.35)	-0.000 (-0.16)	-0.000 (-0.21)	-0.000 (-0.00)
<i>Prof</i>	(-)	-0.085 (-0.21)	0.309 (0.79)	-0.123 (-0.30)	0.180 (0.45)	-0.031 (-0.07)
<i>IssueSize</i>	(?)	0.015 (0.97)	0.015 (0.97)	0.014 (0.86)	0.014 (0.93)	0.011 (0.75)
<i>Maturity</i>	(+)	-0.014 (-0.75)	-0.013 (-0.69)	-0.013 (-0.74)	-0.010 (-0.60)	-0.010 (-0.56)
<i>rRating</i>	(-)	-0.092*** (-7.49)	-0.091*** (-7.48)	-0.092*** (-7.60)	-0.090*** (-7.68)	-0.090*** (-7.86)
<i>Year</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R <sup>2</sup>		0.472	0.472	0.472	0.474	0.475
観測値数		2,725	2,725	2,725	2,725	2,725

(注) 各変数の定義は Appendix C を参照。下段は *t* 値を示す。*t* 値の算出にあたっては、企業を単位としてクラスタリングした標準誤差を用いている。

\*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

## 5.7. 結果の要約と今後の課題

本章では、経営者の恣意性によって調整された利益数値が社債市場においてどのような評価を受けているのかを明らかにするために、信用格付けと利回りスプレッドに対する実体的利益マネジメントの影響について検証を行った。その結果、以下の2点について明らかにしている。

第1に、一時的な値引販売や信用条件の緩和を通じた売上操作の代理変数、ならびに複数の実体的利益マネジメントの包括的な利用を代理する変数は、信用格付けと有意にマイナスに関係していた。これは格付機関が利益増加(減少)型の実体的利益マネジメントが行われた企業の信用格付けをランクダウン(アップ)させる傾向にあることを示唆している。

第2に、一時的な値引販売や信用条件の緩和を通じた売上操作の代理変数、ならびに複数の実体的利益マネジメントの包括的な利用を代理する変数が、利回りスプレッドと有意にプラスに関係していた。社債投資家は利益増加(減少)型の実体的利益マネジメントが行われた企業に対して、より高い(低い)リスク・プレミアムを要求していると考えられる。

以上の分析結果から、格付機関ならびに社債投資家は、経営者による一時的な値引販売や信用条件の緩和を通じた売上操作、ならびに複数の実体的利益マネジメントの包括的な利用を見抜いており、利益増加(減少)型の実体的利益マネジメントが行われた企業に対して、より高い(低い)負債コストを要求していることが示された。すなわち、実体的利益マネジメントと負債コストの間にプラスの関係が確認されたといえる。

頑健性テストでは、実体的利益マネジメントと信用格付けの関係について順序ロジットモデルを利用した検証と、実体的利益マネジメントと利回りスプレッドの関係について観測値に社債・年を用いた検証を行っている。検証の結果、実証分析を支持する結果が得られている。

本章は、社債の発行を行っている企業にサンプルを限定しており、私募債や銀行借入で負債を調達している企業を考慮していない。したがって、そのような企業の負債コストに実体的利益マネジメントがどのような影響を及ぼすのかについては明らかにしていない。また、経営者は実体的利益マネジメントと会計的利益マネジメントを同時に利用し、利益を調整している可



能性も考えられる。本章では会計的利益マネジメントと負債コストの関係については考慮できていない。これら扱いきれなかった課題を今後研究していく必要がある。

## Appendix C. 変数の定義

変数	定義
<i>Rating</i>	信用格付け (=AAA/AaaからCまでの格付けに対して、19から1までの数値を割り当てた変数)
<i>LnRating</i>	<i>Rating</i> の自然対数
<i>YSpread</i>	社債発行時における利回りスプレッド (=社債利回り-デュレーションが近似した国債の利回り)
<i>Ab_CFO</i>	異常営業キャッシュ・フロー (=モデル (1) 式から得た残差に-1を掛けた値)
<i>Ab_Prod</i>	異常製造原価 (=モデル (2) 式から得た残差の値)
<i>Ab_Dexp</i>	異常裁量的費用 (=モデル (3) 式から得た残差に-1を掛けた値)
<i>RealEM</i>	実体的利益マネジメントの総合値 (= <i>Ab_Dexp</i> , <i>Ab_CFO</i> , および <i>Ab_Prod</i> の合計した値)
<i>Size</i>	規模 (=総資産の自然対数)
<i>MB</i>	時価簿価比率 (= (負債合計+株式時価総額)/資産合計)
<i>Lev</i>	レバレッジ (=負債合計/資産合計)
<i>Cov</i>	インタレスト・カバレッジ・レシオ (=業務利益/支払利息) 業務利益=営業利益+受取利息・有価証券利息+受取配当金±持分法による投資損益
<i>Prof</i>	収益性 (=経常利益/資産合計)
<i>IssueSize</i>	社債発行規模 (=社債発行額 (億円) の自然対数)
<i>Maturity</i>	満期 (=満期月数の自然対数)

## 6. 利益の予測可能性、持続性、およびボラティリティと社債の負債コストの関係

### 6.1. 本章の目的と構成

本章では、利益の質を表す指標として、利益の予測可能性、持続性、およびボラティリティを取り上げる。企業会計基準委員会が公表する討議資料『財務会計の概念フレームワーク』によると(斎藤, 2007), 財務報告の目的は「投資家による企業成果の予測と企業価値の評価に役立つような企業の財務状況の開示である」(序文)とされている。このような規定に鑑みれば、予測可能性は利益が備えるべき重要な特性であり、予測可能性の高い利益は高品質であるといえる(音川・北川, 2007)。

また、一般に、持続性が高く、ボラティリティが低いほど、利益の予測可能性が高いことがいわれる(Dichev and Tang, 2008; 若林, 2007; 海老原, 2010)<sup>128</sup>。したがって、ここでは利益の予測可能性、持続性、およびボラティリティと社債の負債コストの関係について実証分析を行う。信用格付けと利回りスプレッドを負債コストの代理変数として利用し、利益の予測可能性、持続性およびボラティリティと負債コストの関係について検証する。

得られた主な結果は以下の3点についてである。第1に、利益の予測可能性と信用格付けの間にプラスの関係が存在することを明らかにした。これは、企業が公表した利益の予測可能性が高くなるにつれて、信用格付けはより上位になることを示唆している。

第2に、利益の持続性が信用格付けとプラスに関係していることが示された。持続性が高い利益は、信用格付けをより上位にする可能性がある。しかしながら、予測可能性と利回りスプレッド、ならびに、持続性と利回りスプレッドの間に有意な関係を見出すことはできなかった。利益の予測可能性や持続性は、信用格付けを通じて、利回りスプレッドに影響を及ぼしている可能性がある。

---

<sup>128</sup> Dichev and Tang (2008) は、利益の予測可能性、持続性、およびボラティリティとの直感的な関係を定式化し、実証研究に対するフレームワークを与えている。

第3に、利益のボラティリティが信用格付けとはマイナスに、また、利回りスプレッドとはプラスに関係していることが判明した。ボラティリティが高いほど、信用格付けは低下する傾向にあり、利回りスプレッドは上昇する傾向にあるといえる。以上の結果から、利益の予測可能性、持続性、およびボラティリティが負債コストと有意に関係していることを示唆する証拠が提供された。

## 6.2. 仮説の構築

上述したように、固定的請求権を有する債権者は、自ら提供した資金の利息と元本が企業によって滞りなく支払われるかどうかに関心を寄せている。そこで、債権者は企業が公表した利益情報を活用しながら、企業のデフォルト・リスクを推定し、それに応じてその企業に課す負債コストを決定している。

Easley and O'Hara (2004) によると、均衡状態において、情報劣位にある投資家は自身を保護するために、私的情報が多く存在する企業に対して高い収益率を要求することになる。そのため、会計情報のディスクロージャーなどによって、私的情報が公的情報へと変換されるほど、企業に課される要求収益率は減少することになると期待される (高須, 2012)。

また、Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2004) は、利益の質を代理する7つの指標 (アクルールズの質、持続性、予測可能性、平準化、目的適合性、適時性、保守主義) が企業の株主資本コストに及ぼす影響について調査しており、予測可能性と保守主義を除く、5つの指標と株主資本コストとの間に有意な関係があることを明らかにしている<sup>129</sup>。

したがって、質の高い利益情報は、企業の将来キャッシュ・フローやデフォルト・リスクの予測に関する情報を適切に伝えることを通じて、情報の非対称性を緩和し、もって負債コストを低下させると予想される。

---

<sup>129</sup> Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2004) は、7つの指標の中でも、特にアクルールズの質が株主資本コストと強く関係していることを示している。

まず、利益の予測可能性とは、利益自体が将来利益を予測する能力のことをいう (Lipe, 1990 ; Penman and Zhang, 2002 ; 音川・北川, 2007 ; 加賀谷, 2009)。将来の利益をより正確に予測できる程度で表す利益の予測可能性が高いほど、優れた利益の質を意味している。

Lipe (1990) は、利益の予測可能性が高いほど、将来利益の予測にとって有用な情報を含んでいるため、ERC も高いことを報告している。すなわち、予測可能性が高い利益ほど、将来利益の予測にとって有用な情報を含んでいるため、期待外利益 1 単位に対する株価の反応は大きくなることを示唆する<sup>130</sup> (若林, 2007)。

Affleck-Graves, Callahan, and Chipalkatti (2002) は、予測可能性の低い利益を公表した企業は、その他の企業と比べ、より高い株主資本コストが要求されているという証拠を提供している。また、Crabtree and Maher (2005) や Persakis and Iatridis (2015) は利益の予測可能性が高いほど、負債コストが低下することを明らかにしている。

以上の先行研究から、企業が公表した利益の予測可能性が高い場合、要求される負債コストは低下すると思われる。そこで以下の仮説 1 を設定する。

仮説 1 : 企業が公表した利益の予測可能性と社債の負債コストはマイナスに関係する。

次に、利益の持続性については、先行研究では、過去の利益水準のうち、どれほどの割合が現在の利益水準に結びついているかで測定されている (Penman and Zhang, 2002 ; 加賀谷, 2009)<sup>131</sup>。言い換えれば、当期の利益が将来利益に対して持つインプリケーションを意味している (海老原, 2010)。

財務会計の意思決定支援機能の観点から、利益の持続性は、将来利益を予測する上で当期利益がどの程度有用であるかを意味するものとして用いられ、基本的に利益の持続性が高いとき

---

<sup>130</sup> また、Lipe (1990) は、利益の予測可能性が低ければ、株価のボラティリティが高くなることを確認している。

<sup>131</sup> 先行研究では、利益の持続性と利益の予測可能性は、必ずしも明確に区別されているわけではない (若林, 2007)。

に、利益の質も高いと考えられる (海老原, 2010)。

Lipe (1990) は、利益の持続性が高ければ、ERC も高いことを明らかにしている。これは、利益の持続性が高い場合、期待外利益は事前に織り込まれていなかったニュースのショックとして、将来の長い期間にわたる利益予測の修正に強く影響を及ぼすことを示す (若林, 2007)。

Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2004) では、持続性の高い利益を報告した企業は、持続性の低い利益を報告した企業と比べて、約 110 ベーシスポイント低い株主資本コストを享受していることが報告されている。

したがって、企業が公表した利益の持続性が高い場合、要求される負債コストは低下することが予測される。そこで以下の仮説 2 を設定する。

仮説 2：企業が公表した利益の持続性と社債の負債コストはマイナスに関係する。

最後に、利益のボラティリティとは、利益の標準偏差ないしは分散であり、時系列でみた利益のばらつき具合、すなわち変動性を表す尺度である。ボラティリティの高い利益は予測が難しく、利益自体の持続性も低下すると考えられる (Petrovic, Manson, and Coakley, 2009)。したがって、ボラティリティの高い利益は、一般的に質が低いと認知され、意思決定有用性が損なわれると考えられる (Chaney and Lewis, 1998 ; Tucker and Zarowin, 2006)。

Dichev and Tang (2007) では、利益のボラティリティが将来の 5 年先までかなりの予測能力をもっており、長期間の予測において有効なベンチマークを提供すること、ボラティリティの低い利益は予測期間全体を通じて、かなり高い持続性と決定係数を維持することが示されている。それに対して、ボラティリティの高い利益は素早く平均回帰し、信頼しうる予測可能性を示さないことが明らかにされている (若林, 2007)。

資本コストとの関係についてみていくと、Francis, Lafond, Olsson, and Schipper (2004) は、利益が平準化されることによって、企業に要求される株主資本コストは低くなっていることを明らかにしている。また、Huq (2016) では、利益のボラティリティが高いほど、債権者に要求さ

れる負債コストは増加することが示されている。

これらの先行研究を鑑みれば、企業が公表した利益のボラティリティが高い場合、要求される負債コストは上昇することが予測される。そこで以下の仮説3を設定する。

仮説3：企業が公表した利益のボラティリティと社債の負債コストはプラスに関係する。

### 6.3. リサーチ・デザイン

#### 6.3.1. 利益の予測可能性および持続性の推定モデル

本章では、利益の予測可能性 (*Earn\_Predict*) および、持続性 (*Earn\_Persist*) の代理変数を推定するために、Lipe (1990) や音川・北川 (2007) で採用された以下のモデル (1) 式を用いる。

具体的には、モデル (1) 式のような 1 階の自己回帰モデル (first order autoregressive model: AR1) を設定する。まず、利益の予測可能性 (*Earn\_Predict*) については、モデル (1) 式から推定される自由度調整済み決定係数 (*adj.R<sup>2</sup>*) によって測定している<sup>132</sup>。*adj.R<sup>2</sup>* が大きいほど予測可能性は高く、利益の質は高いことを意味する。

次に、利益の持続性 (*Earn\_Persist*) を表す指標は、モデル (1) 式から推定される説明変数の係数 ( $\alpha_{1,i}$ ) をとして定義する (Lev, 1983 ; Francis, Lafond, Olsson, and Schipper, 2004)。理論的には、利益の持続性が高いほど、係数  $\alpha_{1,i}$  は 1 に近くなり、逆に持続性が低いほど 0 に近くなる。したがって、 $\alpha_{1,i}$  が大きいほど持続性が高く、利益の質は高いことを意味する。

$$E_{i,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i}E_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

---

<sup>132</sup> 先行研究 (Lipe, 1990 ; 加賀谷, 2009) には、モデル (1) 式から推定される誤差項の分散を予測可能性の代理変数として利用している研究もある。

ここで、 $t$ は年度、 $i$ は企業である。また、 $E$ は当期純利益から特別利益の金額を控除し、特別損失の金額を加え戻した税引後経常利益を表しており、発行済株式総数の期中平均で基準化している<sup>133</sup>。本章では、音川・北川(2007)と同様に、当期を含めた過去10年間の時系列データによって、 $\text{adj.R}^2$ 、および $\alpha_{1,i}$ の推定を行っている。したがって、推定に用いる $E_{i,t}$ に関して、過去10年間の時系列データが取得できない場合、それらの企業をサンプルから取り除いている。

### 6.3.2. 利益のボラティリティの推定

利益のボラティリティ ( $\text{Earn\_Std}$ ) は、Dichev and Tang (2008) や海老原 (2010) にしたがって、企業ごとに、 $t-5$ 期から $t$ 期までの5年間における税引後経常利益の標準偏差を計算する。なお、税引後経常利益については、総資産の期中平均で基準化している。

$\text{Earn\_Std}$ の値が大きいほど、利益のボラティリティが大きいことを示しており、利益の質が低いことを意味している。

### 6.3.3. 実証分析の推定モデル

Jiang (2008) と Ge and Kim (2014) の研究を基礎に、負債コストの代理変数として、新発債の発行時に付された信用格付けと利回りスプレッドを利用する。まず、利益の予測可能性 ( $\text{Earn\_Predict}$ )、持続性 ( $\text{Earn\_Persist}$ )、およびボラティリティ ( $\text{Earn\_Std}$ ) が信用格付けに与える影響について検証するために、次のモデル (2) 式を設定する。

$$\text{LnRating}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{EQ}_{i,t-1} + \beta_2 \text{Lev}_{i,t-1} + \beta_3 \text{Size}_{i,t-1} + \beta_4 \text{Profitability}_{i,t-1}$$

---

<sup>133</sup> 音川・北川 (2007) でも同様に、税引後経常利益を発行済株式総数の期中平均で基準化したものを利用している。

$$\begin{aligned}
& + \beta_5 CFO_{i,t-1} + \beta_6 IntCov_{i,t-1} + \beta_7 Profit_{i,t-1} + \beta_8 Incr_{i,t-1} \\
& + \beta_9 IssueSize_{i,t} + \beta_{10} Maturity_{i,t} + YearDummy + IndustryDummy + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{2}$$

ここで、信用格付け (*LnRating*) は、社債発行時に企業が取得している平均信用格付けの自然対数である。信用格付けは、S&P レーティング・ジャパン、ムーディーズ・ジャパン、日本格付研究所、および格付投資情報センターによるものを利用する。平均信用格付けは、数値化された信用格付けの平均値である<sup>134</sup>。先行研究 (Jiang, 2008 ; Ge and Kim, 2014) では信用格付けを企業の債務返済能力の指標として捉えることで、負債コストの代理変数として利用している。この値が小さいほど、デフォルト・リスクが高いことを意味していることから、負債コストは上昇すると捉えられる。

次に、利回りスプレッドに対する予測可能性、持続性、およびボラティリティの効果を検証するために、モデル (3) 式を推定する。

$$\begin{aligned}
YSpread_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 EQ_{i,t-1} + \beta_2 Lev_{i,t-1} + \beta_3 Size_{i,t-1} + \beta_4 Profitability_{i,t-1} \\
& + \beta_5 CFO_{i,t-1} + \beta_6 IntCov_{i,t-1} + \beta_7 Profit_{i,t-1} + \beta_8 Incr_{i,t-1} \\
& + \beta_9 IssueSize_{i,t} + \beta_{10} Maturity_{i,t} + \beta_{11} rRating_{i,t-1} \\
& + YearDummy + IndustryDummy + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{3}$$

被説明変数である利回りスプレッド (*YSpread*) は、社債の利回りとデュレーションが近似している国債の利回りの差として計算される。一般的に国債はリスクフリー・レートとして扱われるため、利回りスプレッドは企業が社債投資家に対する支払い (*payoff*) にどれほどのリス

---

<sup>134</sup> 信用格付けは以下の定義にしたがって数値化している。AAA と Aaa には 19 を、AA+ と Aa1 には 18 を、AA と Aa2 には 17 を、AA- と Aa3 には 16 を、A+ と A1 には 15 を、A と A2 には 14 を、A- と A3 には 13 を、BBB+ と Baa1 には 12 を、BBB と Baa2 には 11 を、BBB- と Baa3 には 10 を、BB+ と Ba1 には 9 を、BB と Ba2 には 8 を、BB- と Ba3 には 7 を、B+ と B1 には 6 を、B と B2 には 5 を、B- と B3 には 4 を、CCC と Caa には 3 を、CC と Ca には 2 を、C には 1 を割り当てる。例えば、S&P レーティング・ジャパンから A-、日本格付研究所から A+ の信用格付けが付されている場合、平均信用格付けは 14 となる。



ク・プレミアムを上乗せしているのかを表している (Sengupta, 1998 ; Shi, 2003)。この上乗せ分のリスク・プレミアムは、社債投資家によって要求される追加的なコストとして捉えることができ、負債コストの代理変数として広く利用されている。

ここで、全ての変数は Appendix D で定義する。検定する変数は、利益の予測可能性、持続性、およびボラティリティを代理する 3 つの *EQ* 変数 (*Earn\_Predict*, *Earn\_Persist*, および *Earn\_Std*) である。

帰無仮説が棄却され、利益の予測可能性と負債コストの間にマイナスの関係が観察される場合、モデル (2) 式 (モデル (3) 式) では *Earn\_Predict* 変数の係数が有意にプラス (マイナス) になることが予測される。また、利益の持続性と負債コストの間にマイナスの関係がある場合には、モデル (2) 式 (モデル (3) 式) で推定される *Earn\_Persist* 変数の係数は有意にプラス (マイナス) になることが予測される。さらに、利益のボラティリティと負債コストの間にプラスの関係が見受けられる場合、モデル (2) 式 (モデル (3) 式) で推定される *Earn\_Std* 変数の係数は、有意にマイナス (プラス) になることが予測される。

先行研究 (Bharath, Sunder, and Sunder, 2008 ; Persakis and Iatridis, 2015) で負債コストの決定要因として採用された変数に基づいて、コントロール変数をモデル (2) 式とモデル (3) 式に組み入れている。規模の大きい企業のリスクは規模の小さい企業のリスクと比べ、小さいと考えられるので、*Size* の係数はモデル (2) 式 (モデル (3) 式) ではプラス (マイナス) になると予測される。

より高い負債比率はより高いデフォルト・リスクを意味するので、*Lev* の係数はモデル (2) 式 (モデル (3) 式) ではマイナス (プラス) になると予測される。より高い収益率とインタレスト・カバレッジ・レシオは、より低いデフォルト・リスクと関係すると考えられるので、*Profitability* と *Int\_Cov* の係数はモデル (2) 式 (モデル (3) 式) ではプラス (マイナス) になると予測される。

企業のキャッシュ・フローを獲得する能力をコントロールするために、営業キャッシュ・フローをモデルに組み入れる。*CFO* の係数の予測符号は、モデル (2) 式 (モデル (3) 式) でプラ

ス (マイナス) になる。さらに, Jiang (2008) では, 利益のベンチマークの達成が負債コストを低下させることが示されている。したがって, *Profit* ならびに *Incr* の係数に関する期待符号は, モデル (2) 式 (モデル (3) 式) でプラス (マイナス) になるはずである。

社債に関するコントロール変数は, *rRating*, *IssueSize*, および *Maturity* である。信用格付けはデフォルト・リスクの優れた代理変数である。しかし, 信用格付けをそのままモデルに組み入れた場合, 信用格付けは, すでに予測可能性, 持続性, およびボラティリティの影響を織り込んでいる可能性が考えられる。

この問題を緩和するために, まずモデル (2) 式を推定する。そこから得られた残差 (以下, *rRating*) は, それらの影響を除いた信用格付けの情報を捉えていると考えられる。本章では, *rRating* をモデル (3) 式の信用格付けの変数として利用する (Anderson, Mansai and Reeb, 2004)。信用格付けをデフォルト・リスクの代理変数として捉えた場合, 信用格付けが上位 (下位) になるほど利回りスプレッドは低下 (上昇) すると考えられるため, その予測符号はマイナスである。

また, より大きい社債の発行規模は市場の利用可能性の高さを表す一方で, 企業の負担ともなり得る。したがって, *IssueSize* の係数に関する符号は予測できない。最後に, 社債の満期年数は長くなるほど, 支払利息は増加すると考えられるため, 満期年数の自然対数 (*Maturity*) の係数は, モデル (2) 式 (モデル (3) 式) ではマイナス (プラス) になると予測される。

モデル (2) 式とモデル (3) 式において, 会計情報に関する変数は, 社債発行の直近会計期間 ( $t$  期) の決算日におけるものが採用されている。 $t$  期末以降に発行された社債についての分析を行うため, 社債と信用格付けに関する変数は  $t+1$  期におけるものが採用されている。すなわち, 社債投資家は  $t$  期の会計情報を利用して  $t+1$  期に投資意思決定を行っているとは仮定した分析を行っている (Ge and Kim, 2014 ; Shuto, Kitagawa, and Futaesaku, 2017 ; 大橋, 2015a)。

## 6.4. サンプル選択と基本統計量

### 6.4.1. サンプルの選択

本章の実証分析でも、第5章とほぼ同じサンプルを使用する。表6-1 パネルAにサンプル選択のプロセスが示されている。社債サンプルは『公社債発行銘柄一覧』（日本証券業協会）より2006年4月から2018年3月までに発行された普通社債に関するデータを取得している。その数が4,780件である。調査対象期間は2006年3月期から2018年3月期で、決算月数が12カ月揃う企業を対象としている。

4,780件のうち、財務データを取得するために利用する『Nikkei Financial Quest』（日経メディアマーケティング）に未収録の企業が発行する社債（東京交通債、東京地下鉄債、放送債など）は研究の対象外とする（675件）。サンプルはわが国の証券取引所のいずれかに上場する企業に限定しているが、米国会計基準や国際会計基準といった日本会計基準以外を適用している企業は含めていない（756件）。また、銀行・証券・保険・その他金融業に属している企業もサンプルから除いている（317件）。利回りなどの社債に関するデータの欠損（272件）があるものについてもサンプルから取り除かれる。

また、第5章と同様に、同一企業が同一会計期間において複数の社債を発行している場合、社債発行額に依拠した加重平均利回りスプレッド（weighted average yield spread）を用いることで、1観測の値に修正している。その処置によって観測値が1,477件減少する。財務変数に関するデータの欠損（19件）があるものもサンプルに含まれない。最終的に1,264の観測値が得られている。

分析に利用するデータについても第5章と同様である。財務データは『Nikkei Financial Quest』（日経メディアマーケティング）から取得している。利回りや社債発行額等の社債に関するデータならびに信用格付けについては、『公社債発行銘柄一覧』（日本証券業協会）からデータを取得している。国債の利回りデータについては『国債金利情報』（財務省）からデータを入手している。

図表 6-1 パネル B には、サンプルの年度別分布について示されている。企業・年はのべ社数であり、社債・年は社債の発行数である。普通社債を発行している企業数は 2013 年が 116 件 (9.18%) で最も多くなっていることがわかる。第 5 章と同じく、2018 年は新規発行された普通社債に関するデータが 3 月までしか取得されていないことから、19 件 (1.87%) で最も少なくなっている<sup>135</sup>。2018 年を除いた場合、2008 年が 77 件 (6.09%) で次いで少なくなっている。企業は、リーマンショックによる経済的環境の急激な悪化の影響を受け、社債を発行することに対して躊躇したのかもしれない。社債発行数で観察した場合、サンプルは 2007 年から 2017 年の間に同数程度あり、年度間にそれほど大きな差は観察されていない。

図表 6-1 パネル C では、サンプルの業種別分布について明らかにしている。業種別分類は日経中分類に基づいており、サンプルは 30 業種から構成されている。第 5 章と同様に、社債を発行する企業の業種は多様であるが、鉄道・バス、電力、不動産に属する企業数は多い。社債を発行する企業のうち、30%以上の企業がこれらの業種のいずれかに属していることがわかる。また、社債・年で観察した場合には、電力が 567 件 (20.94%) で最も多い。電力会社は、設備投資に多額の資金が必要であるため、社債の発行数も多くなるのであろう。電力会社は、1 企業あたり平均で、4 銘柄以上の社債を発行していることが観察される。

---

<sup>135</sup> また、2006 年についても、データが 4 月から 12 月までの 9 カ月間しか取得されていないことから、97 件 (7.67%) と少なくなっている。

表 6-1. サンプル選択と年度・業種別分布

パネル A: サンプル選択					
2006年4月から2018年3月までに発行された普通社債					4,780
マイナス:					
Nikkei Financial Quest に未収録の企業が発行している社債					(675)
米国会計基準あるいは国際会計基準を適用している企業					(756)
銀行・証券・保険・その他金融業に属する企業					(317)
社債に関するデータの欠損					(272)
同年度に複数の社債を発行している企業に対する処置					(1,477)
財務変数に関するデータの欠損					(19)
最終サンプルサイズ					1,264
パネル B: 年度別分布					
年度	企業・年 (社債・年)	割合 (%)	年度	企業・年 (社債・年)	割合 (%)
2006	97 (150)	7.67 (5.58)	2013	116 (231)	9.18 (8.59)
2007	104 (246)	8.23 (9.06)	2014	111 (217)	8.78 (7.96)
2008	77 (222)	6.09 (8.15)	2015	93 (181)	7.36 (6.72)
2009	110 (229)	8.70 (8.18)	2016	106 (245)	8.39 (9.36)
2010	110 (244)	8.70 (8.77)	2017	99 (264)	7.83 (9.94)
2011	110 (207)	8.70 (7.60)	2018	19 (53)	1.50 (1.87)
2012	112 (219)	8.86 (8.22)	Total	1,264 (2,708)	100.0
パネル C: 業種別分布					
業種	企業・年(社債・年)	割合 (%)	業種	企業・年(社債・年)	割合 (%)
鉄道・バス	170 (457)	13.45 (16.88)	商社	28 (47)	2.22 (1.7)
電力	125 (567)	9.89 (20.94)	サービス業	25 (31)	1.98 (1.1)
不動産	105 (266)	8.31 (9.82)	通信	25 (55)	1.98 (2.0)
化学工業	99 (157)	7.83 (5.80)	その他製造業	22 (25)	1.74 (0.9)
機械	75 (114)	5.93 (4.21)	ゴム	22 (34)	1.74 (1.2)
食品	65 (104)	5.14 (3.84)	陸運	19 (27)	1.50 (1.0)
建設	59 (96)	4.67 (3.55)	倉庫・運輸関連	17 (30)	1.34 (1.1)
電気機器	53 (86)	4.19 (3.18)	造船	17 (35)	1.34 (1.2)
非金属及び金属製	48 (69)	3.80 (2.55)	精密機器	16 (29)	1.11 (1.0)
鉄鉱業	45 (105)	3.56 (3.88)	海運	14 (31)	1.11 (1.1)
ガス	42 (61)	3.32 (2.25)	石油	11 (20)	0.87 (0.7)
小売業	41 (73)	3.24 (2.70)	繊維	9 (15)	0.71 (0.5)
パルプ・紙	32 (47)	2.53 (1.74)	医薬品	8 (17)	0.63 (0.6)
自動車・自動車部	30 (52)	2.37 (1.92)	空輸	8 (13)	0.63 (0.4)
窯業	29 (37)	2.29 (1.37)	その他輸送用機	5 (8)	0.40 (0.3)
				Total	1,264 (2,708) 100.0%

#### 6.4.2. 記述統計量と相関係数

表 6-2 パネル A には、サンプルの記述統計量が示されている。実証分析における外れ値 (outliers) の影響を除去するために、すべての財務変数に対して 1 パーセント以下と 99 パーセント以上でウィンザライズ (winsorized) を施している。

はじめに、信用格付けと利回りスプレッドについてみてみると、信用格付け (*Rating*) の平均値 (中央値) は約 14.22 (14.00) である。利回りスプレッド (*YSpread*) の平均値 (中央値) は約 0.39 (0.31) であることがわかる。次に、利益の質を代理する 3 つの *EQ* 変数についてみてみると、それぞれの平均値 (中央値) は *Earn\_Predict* が 0.128 (0.130), *Earn\_Persist* が 0.352 (0.367), *Earn\_Std* が 0.012 (0.008) となっている。これら *EQ* 変数の標準偏差と合わせてみても、平均値と中央値に大きな乖離はないといえる。

表 6-2 パネル B には、実証分析で用いられる変数間の相関係数が示されている。まず、被説明変数である *LnRating* と *EQ* 変数との相関関係をみていくと、*LnRating* と *Earn\_Predict*, および *Earn\_Persist* の相関係数は統計的に有意にプラスとなっている。

さらに、*LnRating* と *Earn\_Std* の相関係数はマイナスで統計的に有意な水準となっている。これらの相関係数は、予測可能性と持続性が高くなるほど、信用格付けはより上位になること、また、利益のボラティリティが高くなるほど、信用格付けはより下位になることを示唆している。

次に、もう一方の被説明変数である *YSpread* と *EQ* 変数との相関関係をみていく。*YSpread* と *Earn\_Predict*, および *Earn\_Persist* の相関係数は、それぞれ -0.061 と -0.085 である。信用格付けとの相関係数に比べて、相関係数の絶対値は小さくなっているが、統計的に有意な水準を満たしている。予測可能性と持続性が高くなるほど、利回りスプレッドはより低下する傾向にあることを示唆している。また、その関係は、信用格付けとの関係と比べると、弱いかもしれない。

利益のボラティリティを代理する *Earn\_Std* と *YSpread* の相関係数については、0.178 で統計的に有意となっている。これは、利益のボラティリティが高くなるほど、利回りスプレッドが

より上昇する傾向にあることを示唆している。

最後に、説明変数間の相関係数についてであるが、*Size* と *IssueSize* の相関係数、および *Lev* と *Int\_Cov* の相関係数は、それぞれ 0.607 と -0.525 となっており、比較的強い相関関係にあることがわかる。これらの強い相関関係は、重回帰分析において、多重共線性の問題を発生させる恐れがあるため、それぞれの回帰モデルを推定した後に VIF 値を計算したところ、VIF 値が 5 以上を示す変数はなかった。したがって、推定する回帰モデルにおける多重共線性の問題は深刻でないと考えられる。

表 6-2. 記述統計量と相関係数

パネルA: 記述統計量						
変数	観測値数	平均値	標準偏差	第1四分位数	中央値	第3四分位数
<i>Rating</i>	1,264	14.224	1.863	13.000	14.000	15.500
<i>LnRating</i>	1,264	2.646	0.130	2.564	2.639	2.740
<i>YSpread</i>	1,264	0.386	0.311	0.213	0.317	0.463
<i>Earn_Predict</i>	1,264	0.128	0.245	-0.067	0.033	0.275
<i>Earn_Persist</i>	1,264	0.352	0.348	0.054	0.367	0.600
<i>Earn_Std</i>	1,264	0.012	0.012	0.005	0.008	0.016
<i>Lev</i>	1,264	0.644	0.141	0.551	0.668	0.754
<i>Size</i>	1,264	13.699	1.117	12.845	13.728	14.510
<i>Profitability</i>	1,264	0.022	0.022	0.010	0.019	0.032
<i>CFO</i>	1,264	0.063	0.037	0.041	0.062	0.083
<i>Int_Cov</i>	1,264	17.206	32.093	4.179	8.049	17.385
<i>Profit</i>	1,264	0.940	0.236	1.000	1.000	1.000
<i>Incr</i>	1,264	0.598	0.490	0.000	1.000	1.000
<i>IssueSize</i>	1,264	4.828	0.525	4.605	4.605	5.164
<i>Maturity</i>	1,264	1.912	0.408	1.103	1.877	2.202

パネルB: 相関係数														
変数	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭
<i>LnRating</i>	1.000													
<i>YSpread</i>	<b>-0.563</b>	1.000												
<i>Earn_Predict</i>	<b>0.190</b>	<b>-0.061</b>	1.000											
<i>Earn_Persist</i>	<b>0.188</b>	<b>-0.085</b>	<b>0.830</b>	1.000										
<i>Earn_Std</i>	<b>-0.165</b>	<b>0.178</b>	<b>-0.112</b>	-0.019	1.000									
<i>Lev</i>	<b>-0.177</b>	<b>0.177</b>	-0.041	-0.038	<b>-0.157</b>	1.000								
<i>Size</i>	<b>0.470</b>	<b>-0.221</b>	<b>0.075</b>	<b>0.086</b>	<b>-0.080</b>	<b>0.392</b>	1.000							
<i>Profitability</i>	<b>0.085</b>	<b>-0.077</b>	<b>0.197</b>	<b>0.146</b>	0.038	<b>-0.435</b>	<b>-0.135</b>	1.000						
<i>CFO</i>	<b>0.302</b>	<b>-0.216</b>	<b>0.146</b>	<b>0.142</b>	<b>0.068</b>	<b>-0.358</b>	-0.001	0.440	1.000					
<i>Int_Cov</i>	<b>0.085</b>	<b>-0.100</b>	<b>0.068</b>	0.045	0.041	<b>-0.525</b>	<b>-0.176</b>	<b>0.491</b>	<b>0.273</b>	1.000				
<i>Profit</i>	-0.014	-0.045	0.042	-0.044	<b>-0.275</b>	<b>-0.128</b>	<b>-0.131</b>	<b>0.479</b>	<b>0.179</b>	<b>0.140</b>	1.000			
<i>Incr</i>	<b>-0.061</b>	-0.005	0.022	0.045	-0.025	-0.031	<b>-0.057</b>	<b>0.245</b>	<b>0.149</b>	<b>0.113</b>	<b>0.204</b>	1.000		
<i>IssueSize</i>	<b>0.404</b>	<b>-0.123</b>	<b>0.109</b>	<b>0.084</b>	0.025	<b>0.063</b>	<b>0.607</b>	-0.024	<b>0.112</b>	0.025	<b>-0.153</b>	<b>-0.089</b>	1.000	
<i>Maturity</i>	<b>0.481</b>	<b>-0.345</b>	<b>0.139</b>	<b>0.139</b>	<b>-0.263</b>	<b>0.080</b>	<b>0.383</b>	-0.002	<b>0.107</b>	<b>-0.090</b>	<b>0.070</b>	<b>0.036</b>	<b>0.090</b>	1.000

(注) 5%水準で有意な相関係数については太字で示されている。また、各変数の定義は Appendix D を参照。



## 6.5. 推定結果

本章では、モデル (2) 式とモデル (3) 式の推定を、一段階クラスター補正を施した標準誤差を用いた OLS 推定で行っている。また紙幅の都合上、年度ダミー (*Year*) と産業ダミー (*Industry*) に関する結果は省略している。

表 6-3 ならびに表 6-4 のコラム (1) からコラム (3) には、それぞれ、*Earn\_Predict*, *Earn\_Persist*, および *Earn\_Std* を個別に組み入れたモデルの推定結果が示されている。また、コラム (4) には、補足的な分析として、上記 3 つの *EQ* 変数を同時に組み入れたモデルの推定結果が示される。

### 6.5.1. 信用格付けを用いた推定結果

表 6-3 では、モデル (2) 式の推定結果、すなわち、信用格付けと利益の予測可能性、持続性、およびボラティリティの関係について報告している。

まず、*EQ* 変数を個別に組み入れたモデルの推定結果が報告されているコラム (1) からコラム (3) についてみていく。表 6-3 のコラム (1) の結果であるが、*Earn\_Predict* の係数は 0.037 で期待符号通りにプラスである。*t* 値も 2.62 と高く、1%水準で統計的に有意となっていることがわかる。表 6-2 の相関係数で示された結果と一致して、利益の予測可能性が高くなるほど、信用格付けはより上位になることが判明した。これは仮説 1 を支持する結果であり、利益の予測可能性と負債コストがマイナスに関係していることを示唆する。

表 6-3 のコラム (2) では、利益の持続性と信用格付けの関係について観察している。そこでは、利益の持続性を代理する *Earn\_Persist* の係数が、0.028 で期待符号通りにプラスであり、さらに、統計的にも 1%水準で有意となっていることが示される。持続性が高い利益は、格付機関から付される信用格付けをより上位にする傾向にある。これは、利益の持続性が高くなるほど、負債コストは低下していくことを示唆しており、仮説 2 を支持する結果となっている。

続いて、利益のボラティリティと信用格付けの関係についての結果が示される表 6-3 のコラム (3) についてみていくと、*Earn\_Std* の係数は、期待符号通りにマイナスで、-1.149 であることがわかる。その上、*t* 値も-3.33 と非常に高く、1%水準で有意となっている。利益のボラティリティが高い場合、信用格付けはより下位になることが明らかにされた。この結果は、仮説 3 を支持するものであり、利益のボラティリティと負債コストの間にマイナスの関係があることを示唆している。

次に、*Earn\_Predict*、*Earn\_Persist*、および *Earn\_Std* を同時に組み入れたモデルの推定結果を報告する表 6-3 のコラム (4) についていく。コラム (1) では期待符号通りにプラスで、統計的にも 1%水準で有意となっていた *Earn\_Predict* の係数は、期待符号通りにプラスではあるが、有意でなくなっている。

*Earn\_Persist* については、期待符号通りにプラスで、10%水準で有意となっている。表 6-2 で示されるように、*Earn\_Predict* と *Earn\_Persist* の相関係数は 0.830 と非常に高いことから、多重共線性の影響によって、*Earn\_Predict* の係数が有意な水準を満たさなくなっているのかもしれない。

また、*Earn\_Std* の係数は、コラム (3) で示された結果と大きな変化はなく、期待符号通りにマイナスで、統計的にも 1%水準で有意となっていることがわかる。以上の分析から得られた結果を鑑みると、格付機関は企業の信用力を推定する際の決定要因の 1 つとして、予測可能性、持続性、およびボラティリティを利用していることが示唆された。具体的には、格付機関は利益の予測可能性と持続性が高い (低い) 企業に対して、信用格付けをランクアップ (ダウン) させる傾向にあり、また、利益のボラティリティが高い (低い) 企業に対して、信用格付けをランクダウン (アップ) させる傾向にある。

最後に、モデル (2) 式のコントロール変数に関する推定結果は以下の通りである。*Size*、*CFO*、*IssueSize*、および *Maturity* は、信用格付けとプラスに関係しており、さらに統計的にも有意な水準にある。これは企業規模が大きい企業、収益性の高い企業、社債発行規模が大きい企業、または満期が長い社債を発行している企業がより上位の信用格付けを取得する傾向にあることを

示唆している。*Maturity* に関する符号は予測と逆になっている<sup>136</sup>。反対に、*Lev* は信用格付けと有意にマイナスに関係している。これは、負債比率が大きい企業がより下位の信用格付けを取得している傾向にあることを示す。

---

<sup>136</sup> この結果は、大橋 (2015a) でも示されており、格付機関の満期に対する取り扱いが日米で異なる可能性を示唆している。

表 6-3. 信用格付けを用いた回帰分析結果

		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Constant</i>		1.879*** (33.35)	1.871*** (32.96)	1.926*** (34.11)	1.910*** (34.04)
<i>Earn_Predict</i>	(+)	0.037*** (2.62)			0.003 (0.16)
<i>Earn_Persist</i>	(+)		0.028*** (3.19)		0.025* (1.79)
<i>Earn_Std</i>	(-)			-1.149*** (-3.33)	-1.121*** (-3.23)
<i>Lev</i>	(-)	-0.475*** (-11.58)	-0.473*** (-11.49)	-0.477*** (-11.81)	-0.475*** (-11.64)
<i>Size</i>	(+)	0.045*** (7.44)	0.045*** (7.44)	0.044*** (7.22)	0.045*** (7.42)
<i>Profitability</i>	(+)	-0.133 (-0.84)	-0.126 (-0.80)	0.040 (0.29)	-0.035 (-0.25)
<i>CFO</i>	(+)	0.335*** (3.72)	0.331*** (3.71)	0.359*** (4.15)	0.336*** (3.85)
<i>Int_Cov</i>	(+)	0.000 (0.70)	0.000 (0.78)	0.000 (0.33)	0.000 (0.46)
<i>Profit</i>	(+)	0.023** (2.14)	0.026** (2.40)	0.004 (0.40)	0.010 (0.98)
<i>Incr</i>	(+)	-0.004 (-1.22)	-0.005 (-1.42)	-0.004 (-1.24)	-0.005 (-1.45)
<i>IssueSize</i>	(?)	0.015* (1.76)	0.016* (1.81)	0.016* (1.89)	0.015* (1.74)
<i>Maturity</i>	(-)	0.088*** (4.76)	0.088*** (4.78)	0.086*** (4.76)	0.085*** (4.70)
<i>Year</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R <sup>2</sup>		0.686	0.687	0.689	0.693
観測値数		1,264	1,264	1,264	1,264

(注) 各変数の定義は Appendix D を参照。  
 \*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

### 6.5.2. 利回りスプレッドを用いた推定結果

表 6-4 では、モデル (3) 式の推定結果について報告している。まず、*EQ* 変数を個別に組み入れたモデルを推定した場合についてみていく。表 6-4 のコラム (1) とコラム (2) で示されるように、*Earn\_Predict* と *Earn\_Persist* は統計的に有意な水準を満たしておらず、利回りスプレッドとの間に有意な関係は見受けられない。

表 6-4 のコラム (3) では、利益のボラティリティと利回りスプレッドの関係について検証した結果を報告している。*Earn\_Std* の係数は、5.149 であり、期待符号通りにプラスである。さらに、*t* 値も 3.18 と非常に高く、1%水準で有意となっている。利益のボラティリティが高い場合、利回りスプレッドは増加する傾向にある。この結果は、信用格付けで得られた結果とも整合であり、利益のボラティリティと負債コストの間にプラスの関係があるという仮説 3 を支持するものである。

次に、*Earn\_Predict*、*Earn\_Persist*、および *Earn\_Std* を同時に組み入れたモデルの推定結果を報告する表 6-4 のコラム (4) についていく。表 6-4 のコラム (2) では有意となっていなかった *Earn\_Persist* の係数は期待符号通りにマイナスで、10%水準で有意となっている。さらに、コラム (3) で得られた結果と同様に、*Earn\_sd* の係数は、期待符号通りであり、1%水準で有意になっている。

最後に、モデル (3) 式のコントロール変数に関する推定結果は以下の通りである。*rRating*、*Size*、*CFO*、*Int\_Cov*、および *Maturity* は、利回りスプレッドとマイナスに関係しており、さらに統計的に有意な水準にある。反対に、*Lev* は利回りスプレッドと有意にプラスに関係していることがわかる。これらの変数の係数は、*Maturity* を除いて、期待符号通りである。なお、*Maturity* に関しては、表 6-3 で得られた結果と同様に、期待符号とは逆になっている。

また、表 6-4 のコラム (1) からコラム (4) で示されるように、*rRating* の係数値や *t* 値は、他の変数のものと比べ、高くなっていることがわかる。これは社債投資家が投資意思決定をする際に、信用格付けを特に重要な指標として利用していることを示唆している。

以上の分析結果から、社債投資家は利益のボラティリティが高い企業に対して、より高い負債コストを要求していることが明らかとなった。その一方で、利益の予測可能性や持続性が、社債投資家の要求する負債コストに影響を及ぼしているという証拠は得ることができなかった。利益の予測可能性や持続性は、信用格付けを通じて、新発債の利回りの設定に影響を及ぼしている可能性がある。

表 6-4. 利回りスプレッドを用いた回帰分析結果

		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Constant</i>		1.202*** (8.95)	1.200*** (9.05)	1.231*** (8.89)	1.190*** (9.09)
<i>Earn_Predict</i>	(-)	-0.011 (-0.30)			0.078 (1.46)
<i>Earn_Persist</i>	(-)		-0.020 (-0.87)		-0.062* (-1.92)
<i>Earn_Std</i>	(+)			5.149*** (3.18)	5.231*** (3.26)
<i>rRating</i>	(-)	-1.482*** (-8.28)	-1.478*** (-8.20)	-1.392*** (-8.54)	-1.405*** (-8.78)
<i>Lev</i>	(+)	0.773*** (6.92)	0.771*** (6.91)	0.781*** (7.07)	0.778*** (7.07)
<i>Size</i>	(-)	-0.065*** (-5.65)	-0.066*** (-5.63)	-0.062*** (-5.21)	-0.062*** (-5.26)
<i>Profitability</i>	(-)	0.698 (1.60)	0.726* (1.68)	0.253 (0.59)	0.237 (0.55)
<i>CFO</i>	(-)	-0.994** (-2.29)	-0.982** (-2.25)	-1.018** (-2.31)	-1.008** (-2.34)
<i>Int_Cov</i>	(-)	-0.000** (-2.13)	-0.000** (-2.15)	-0.000* (-1.66)	-0.000* (-1.71)
<i>Profit</i>	(-)	-0.057** (-2.22)	-0.060** (-2.29)	0.017 (0.45)	0.011 (0.30)
<i>Incr</i>	(-)	0.015 (0.83)	0.016 (0.85)	0.016 (0.86)	0.017 (0.95)
<i>IssueSize</i>	(?)	-0.004 (-0.21)	-0.004 (-0.19)	-0.001 (-0.06)	-0.002 (-0.09)
<i>Maturity</i>	(+)	-0.173*** (-5.39)	-0.172*** (-5.34)	-0.160*** (-5.52)	-0.160*** (-5.58)
<i>Year</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R <sup>2</sup>		0.499	0.499	0.511	0.512
観測値数		1,264	1,264	1,264	1,264

(注) 各変数の定義は Appendix D を参照。  
 \*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

## 6.6. 頑健性テスト

本章では、2つの追加的分析を実施する。本章で行った分析では、信用格付けの平均値を計算し、その自然対数を被説明変数としてモデル (2) 式、ならびにモデル (3) 式を推定している。しかしながら、第4章で述べたように、信用格付けは、格付機関によって異なるということ、また S&P レーティング・ジャパンやムーディーズ・ジャパンのような外資系格付機関の方が、日本格付研究所や格付投資情報センターのような日系格付機関よりも厳しく査定していることが知られる。

首藤 (2008) や Shuto, Kitagawa, and Futaesaku (2017) では、サンプル企業が信用格付けを格付投資情報センター (RI) から最も取得していることを理由に、RI からの信用格付けを取得している企業を観測値としている。そこで第1に、観測値に RI から信用格付けを取得している企業・年を用いて、モデル (2) 式、ならびにモデル (3) 式を推定する。

第2に、第5章の追加的分析と同様に、社債銘柄ごとに利回りスプレッドを計算し、観測値に社債・年を用いて、モデル (2) 式とモデル (3) 式を再度推定する。本章では、同一会計期間において複数の社債を発行している企業に対して、加重平均利回りスプレッドを計算することで、観測値に企業・年を用いた分析を行っている。上述したように、観測値に企業・年を用いた場合、相互相関問題が緩和すると考えられる一方で、社債に関する詳細な情報は失われてしまうことがいわれる (Ge and Kim, 2014)。

まず、観測値に RI から信用格付けを取得している企業・年を用いた分析の結果についてみていく。サンプルを RI から信用格付けを取得している企業に限定することで、観測値は 877 に減少する。信用格付けを被説明変数に挿入しているモデル (2) 式を再度推定した場合、 $EQ$  変数に関する係数の符号ならびに有意水準は、表 6-3 で報告された結果と大きな差異はなかった (表は省略)。

利回りスプレッドを被説明変数としたモデル (3) 式を再度推定した結果は、表 6-5 に示している。表 6-4 のコラム (4) では、 $Earn\_Predict$  の係数は有意となっていないが、表 6-5 のコラム



(4) で報告された *Earn\_Predict* の係数はプラスで、さらに 5%水準で有意となっている。その他の *EQ* 変数に関する係数の符号ならびに有意水準は、表 6-4 で報告された結果とおおよそ一致している。

ただし、この *Earn\_Predict* の係数は、期待符号とは逆のプラスで有意となっている点に留意が必要である。*Earn\_Predict* と *Earn\_Persist* の相関係数は、0.825 と非常に高くなっており、*Earn\_Predict* の VIF 値も 5 を超えている。したがって、この 2 変数間に多重共線性の問題が生じている可能性がある。この多重共線性が、*Earn\_Predict* の係数符号が期待符号と逆になっていることの原因になっているのかもしれない。

次に、観測値に社債・年を用いて、モデル (2) 式とモデル (3) 式を再度推定した結果について述べる。観測値に社債・年を用いることで、観測値は 2,708 に増加している。表 6-3 のコラム (4) では、*Earn\_Persist* の係数がプラスであり、さらに 10%水準で有意となっていたが、観測値に社債・年を用いてモデル (3) 式を再度推定した場合、*Earn\_Persist* の係数はプラスで、5%水準で有意となっていた。その他の *EQ* 変数に関する係数の符号ならびに有意水準は、表 6-3 および表 6-4 で得られた結果とおおよそ一致していた (表は省略)。

以上 2 つの頑健性テストからも、予測可能性や持続性が高くなるほど、信用格付けはランクアップする傾向にあること、また、ボラティリティが高くなるほど、信用格付けはランクダウンし、利回りスプレッドは上昇する傾向にあることが示唆された。

表 6-5. 観測値に RI から信用格付けを取得している企業・年を用いた回帰分析結果

		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Constant</i>		1.365*** (8.39)	1.355*** (8.37)	1.142*** (7.91)	1.166*** (7.86)
<i>Earn_Predict</i>	(-)	0.017 (0.65)			0.108** (2.14)
<i>Earn_Persist</i>	(-)		-0.007 (-0.36)		-0.070* (-1.87)
<i>Earn_Std</i>	(+)			5.008*** (3.02)	5.135*** (3.06)
<i>rRating</i>	(-)	-1.049*** (-6.61)	-1.033*** (-6.53)	-0.937*** (-6.41)	-0.957*** (-6.63)
<i>Lev</i>	(+)	0.674*** (6.86)	0.674*** (6.81)	0.715*** (7.44)	0.710*** (7.45)
<i>Size</i>	(-)	-0.054*** (-5.14)	-0.053*** (-5.08)	-0.047*** (-4.31)	-0.047*** (-4.29)
<i>Profitability</i>	(-)	0.228 (0.42)	0.287 (0.53)	0.041 (0.08)	-0.054 (-0.10)
<i>CFO</i>	(-)	-0.473* (-1.89)	-0.460* (-1.86)	-0.564** (-2.28)	-0.548** (-2.21)
<i>Int_Cov</i>	(-)	-0.000 (-0.86)	-0.000 (-0.87)	-0.000 (-0.34)	-0.000 (-0.39)
<i>Profit</i>	(-)	-0.043 (-1.55)	-0.046 (-1.56)	0.017 (0.47)	0.013 (0.36)
<i>Incr</i>	(-)	0.003 (0.28)	0.004 (0.32)	0.005 (0.40)	0.007 (0.57)
<i>IssueSize</i>	(?)	-0.026 (-1.27)	-0.024 (-1.20)	-0.026 (-1.31)	-0.029 (-1.44)
<i>Maturity</i>	(+)	-0.127*** (-3.83)	-0.127*** (-3.85)	-0.111*** (-4.12)	-0.111*** (-4.06)
<i>Year</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
Adjusted R <sup>2</sup>		0.481	0.478	0.494	0.499
観測値数		877	877	877	877

(注) 各変数の定義は Appendix D を参照。  
 \*\*\*1%水準で有意, \*\*5%水準で有意, \*10%水準で有意。

## 6.7. 結果の要約と今後の課題

本章では、利益の予測可能性、持続性およびボラティリティが、負債コストに与える影響を実証的に分析した。主要な調査結果は、以下のようなになる。第1に、予測可能性および持続性が信用格付けと有意にプラスに関係していることが明らかとなった。第2に、利益のボラティリティが信用格付けとはマイナスに、また、利回りスプレッドとはプラスに関係していることが判明した。

さらに、頑健性テストでは、観測値にRIから信用格付けを取得している企業・年を用いた検証と観測値に社債・年を用いた検証を行い、同様な結果を得ている。サンプルを変更した場合でも、利益の予測可能性、持続性およびボラティリティが、信用格付けや利回りスプレッドに影響を及ぼしていることが示された。

これらの結果から、格付機関は企業の信用力を推定する際の決定要因の1つとして、利益の予測可能性、持続性、およびボラティリティを利用していることが示唆された。具体的には、格付機関は利益の予測可能性と持続性が高い(低い)企業に対して、信用格付けをランクアップ(ダウン)させる傾向にあり、また、利益のボラティリティが高い(低い)企業に対して、信用格付けをランクダウン(アップ)させる傾向にある。

また、社債投資家は利益のボラティリティが高い企業に対して、より高い負債コストを要求していることが明らかとなった。その一方で、利益の予測可能性や持続性が、社債投資家の要求する負債コストに影響を及ぼしているという証拠を得ることはできなかった。予測可能性や持続性は、信用格付けを通じて、新規社債発行時における利回りの設定に影響を及ぼしている可能性がある。

最後に、今後の研究課題を指摘したい。本章で行った実証分析では、負債コストの代理変数として、社債発行時に付されている信用格付けと、社債発行時に設定された発行利回りを用いている。しかし、社債は毎年定期的に発行されるわけではないので、利益の予測可能性、持続性およびボラティリティと負債コストの間の因果関係を調査することは困難である。今後は、

企業が期中や期末時点に取得している信用格付けや流通利回りを用いて、実証分析を行うことで、分析結果の一般化を検討する必要がある。

また、本章で扱ったサンプルは、社債の発行を行っている企業に限定しており、私募債や銀行借入で負債を調達している企業を考慮していない。わが国では、メインバンク制の影響などもあることから、負債金融で資金調達を行う場合、銀行借入で調達することが最も一般的であろう。したがって、社債の負債コストのみならず、銀行借入の負債コストに与える影響を実証的に検証する余地が残されている。

## Appendix D. 変数の定義

変数	定義
<i>Rating</i>	信用格付け (=AAA/AaaからCまでの格付けに対して、19から1までの数値を割り当てた変数)
<i>LnRating</i>	<i>Rating</i> の自然対数
<i>YSpread</i>	社債発行時における利回りスプレッド (=社債利回り-デュレーションが近似した国債の利回り)
<i>E</i>	1株当たり税引後経常利益 (=税引後経常利益/期中平均発行済み株式総数) 税引後経常利益=当期純利益-特別利益+特別損失
<i>Earn_Predict</i>	予測可能性 (=モデル (1) 式から得た自由度調整済み決定係数の値)
<i>Earn_Persist</i>	持続性 (=モデル (1) 式から得た説明変数の係数の値)
<i>Earn_sd</i>	ボラティリティ (=利益の直近5年間の標準偏差) 利益=税引後経常利益/期中平均総資産
<i>Lev</i>	レバレッジ (=負債合計/資産合計)
<i>Size</i>	規模 (=資産合計の自然対数)
<i>Profitability</i>	収益性 (=当期純利益/資産合計)
<i>CFO</i>	営業キャッシュ・フロー (=営業キャッシュ・フロー/資産合計)
<i>Int_Cov</i>	インタレスト・カバレッジ・レシオ (=業務利益/支払利息) 業務利益=営業利益+受取利息・有価証券利息+受取配当金±持分法による投資損益
<i>Profit</i>	黒字ダミー変数 (=税引後経常利益が0以上の場合に1, それ以外の場合には0を割り当てるダミー変数)
<i>Incr</i>	増益ダミー変数 (=税引後経常利益の変化が0以上の場合に1, それ以外の場合には0を
<i>IssueSize</i>	社債発行規模 (=社債発行額 (億円) の自然対数)
<i>Maturity</i>	満期 (=満期月数の自然対数)

## 7. 総括と展望

### 7.1. 本論文の総括

実証会計理論 (positive accounting theory) のフレームワークに基づいて、債務契約における財務会計の機能を検討する場合、債務契約の締結前と締結後に分けて考察する必要がある (須田, 2000; 首藤, 2008)。

契約締結前における機能は意思決定支援機能と呼ばれ、投資家が資金提供に関する意思決定をする際に、不確実な環境を予測するために会計情報を必要とする状況に関連する (乙政, 2004)。一方で、契約締結後における機能は利害調整機能と呼ばれ、投資家が経営者の行動を評価 (あるいはコントロール) するために会計情報を必要とする状況に関連する (乙政, 2004)。

本論文では、前者の意思決定支援機能に注目し、先行研究をサーベイした後、社債市場における利益情報の価値関連性、ならびに利益の質が社債の負債コストにどのような影響を与えるのかについて実証的に分析した。すなわち、社債投資家が利益情報を投資意思決定の判断に活用しているのかどうか、また、格付機関が企業の債務支払い能力 (信用力) を評価する際の決定要因の1つとして、利益情報を利用しているのかどうかを調査した。

投資家が社債への投資意思決定を行う場合、提供した資金の利息と元本が滞りなく支払われることを期待するため、社債投資家は企業のデフォルト・リスクを推定し、その債券を評価していると考えられる。ただし、証券等の発行体の経営者と社債投資家の間には情報の非対称性が存在しており、その情報の非対称性が大きい場合、社債投資家は投資のリスクとリターンを合理的に推定することが難しいケースもある。社債契約の締結前において財務報告に期待される役割とは、社債投資家が会計情報を分析して、企業のデフォルト・リスクを適切に推定し、逆選択の問題を緩和することである。

本論文では、会計情報の中でも利益情報に着目する。利益情報は、企業の将来キャッシュ・フローを予測するための優れた指標であることから、デフォルト・リスクを推定する際にも役

立つことが知られる。社債市場において財務会計の意思決定支援機能が備わっている場合、社債投資家は公表された利益情報や利益の質について分析することで、投資のリスクとリターンを推定し、債権の評価を行うであろう。そこでなされた債券の評価は、たとえば、社債発行の利率設定や、社債流通市場における価格形成といった意思決定に反映されることが期待される。

本論文では合計4つの実証分析を実施している。まず、第3章では、社債市場における利益情報の有用性については、わが国の社債市場において、社債投資家 (bondholders) が投資意思決定のために会計情報を活用しているかどうか、つまり、社債市場において利益情報の価値関連性 (value relevance) が存在するかどうかを実証的に検討している。さらに、固定的な請求権 (fixed claim) が毀損しそうな場合に、利益情報が社債投資家の意思決定にどのような影響を与えるかを考察する。固定的な請求権とは、社債発行から償還までの期間において、確定した利息と元本が得られる社債投資家の権利である。

実証分析の結果、社債リターンを適切に評価するために会計情報、特に会計上の利益情報が社債投資家にとって役立つものであった。また、社債リターンと利益情報の関連性は固定的な請求権の毀損可能性によるデフォルト・リスクの程度に依存してより強くなっていることが明らかにされた。公表された利益情報はデフォルト・リスクに応じて価値関連的になると考えられる。さらに、将来キャッシュ・フローの見通しの悪化を招く損失情報は社債市場において有益な情報であった。社債投資家の将来的な期待ペイオフが下方に落ち込んだ場合に、その企業が公表する利益情報は社債市場においてより有用であり、投資意思決定にその情報が反映されている可能性が高い。

これらの統計的証拠は、社債投資家にとって、利益数値が投資意思決定のための有用な情報内容を包含していることを示唆している。つまり、株式市場と同様に、社債市場において会計情報は価値関連的であることが裏付けられた。

次に、第4章では、債務超過企業の財務プロファイルと市場の評価については、第3章の実証分析から得た社債市場における利益情報の価値関連性がデフォルト・リスクの程度に依存しているという知見に焦点をあてる。市場に社債を流通させている企業の中には、経済環境の悪

化や会計不正などによって、著しく業績が悪化した企業もある。そのような企業が社債を発行しており、実際にデフォルトを起こしたような場合には、社債投資家の固定的な請求権が棄損されてしまうことになる。

ここでは、一般的にデフォルト・リスクが高いといわれる債務超過企業を取り上げ、債務超過企業の財務的な特性と株式市場での評価を明らかにしている。さらに、社債を発行している企業が債務超過に陥った際の負債コストを観察する。債務超過企業がデフォルトすることなく、利息や元本が滞りなく支払われるかどうか、また負債コストがどのように変化するかを観察することは社債投資家にとって大いに役立つと思われる。

実証分析の結果、債務超過企業の株式価値を会計利益や自己資本のような伝統的な評価指標で測定することは難しいことがわかった。ただし、自己資本がマイナスであっても、研究開発投資の多寡が株式価値の評価において価値関連性の高い指標になっていた。また、流通市場に社債を発行している企業が債務超過に陥った場合、格付機関はその企業に付与する信用格付けをランクダウンさせていること、ならびに社債投資家はその企業に対して要求する利回りを上昇させていることが観察された。

さらに、第5章では、実体的利益マネジメントが社債の負債コストへ及ぼす影響については、経営者の恣意性によって調整された利益数値が社債市場においてどのような評価を受けているのかを明らかにするために、信用格付けと利回りスプレッドに対する実体的利益マネジメントの影響について検証を行った。利益マネジメントとは、経営者がある特定の目的を達成するために利益数値を調整する裁量行動のことを指す(乙政, 2004)。

実証分析で得られた知見は、実体的利益マネジメントと信用格付けの間にマイナスの関連があることを確認している。これは利益増加(減少)型の実体的利益マネジメントが行われることによって、企業の信用格付けはランクダウン(ランクアップ)する傾向にあることを示唆している。また、実体的利益マネジメントと利回りスプレッド間におけるプラスの関連についても明らかにしている。利益増加(減少)型の実体的利益マネジメントが行われることで、利回りスプレッドは上昇(低下)する傾向にある。これらの結果から、わが国の社債市場において、



実体的利益マネジメントと負債コストの間にはプラスの関連があると言える。

そして、第6章では、利益の予測可能性、持続性およびボラティリティが社債の負債コストへ及ぼす影響について実証分析を行っている。利益の予測可能性については、過去の利益水準で、現在の利益水準をどれほど予測できるかで測定される。一般的に利益の予測可能性や持続性が高くなるほど、またボラティリティが低くなるほど、利益の質は向上するといわれる。したがって、利益の予測可能性や持続性が高くなるほど、負債コストは低下することが予測される。また、利益のボラティリティが高くなるほど、負債コストは上昇することが予測される。

検証の結果、利益の予測可能性や持続性が高くなるにつれて、信用格付けはより上位になる傾向にあることが明らかにされた。一方で、利益のボラティリティについては、ボラティリティが高くなるにつれて、信用格付けはより上位になる傾向にあり、利回りスプレッドはより低下する傾向にあることが示された。

## 7.2. 本論文の貢献

本論文の主な貢献は、以下の2点についてである。第1に、本論文の題目でもある社債市場における利益情報の役割について、財務会計の意思決定支援機能の側面から明らかにした点である。

企業会計基準委員会が公表する討議資料『財務会計の概念フレームワーク』を鑑みた場合、財務報告の目的が果たされているかどうかは、株式投資家だけでなく社債投資家に対しても、会計情報が有用な情報内容を包含しているかどうか依存する。

これまで株式市場における会計情報の価値関連性に関する実証的証拠は先行研究によって豊富に積み上げられてきている。それに比べると、社債市場において会計情報がどれほど有用な情報を提供しているかについての証拠はそれほど多く蓄積されてきていない。

本論文では、わが国の社債市場において利益情報の価値関連性が存在しているということ、また、利益の質が社債の負債コストに影響を及ぼしているということを実証的に明らかにして

いる。具体的には、年次ベースの利益変化が社債の超過リターンとプラスに関連していることが示された。また、利益の質が高く（低く）なるにつれて、社債の負債コストは低下（上昇）することを示す証拠が提供された。本論文で行われた実証分析から得られた結果は、社債投資家が利益情報を投資意思決定の判断に活用していることを示唆している。これは財務報告の目的が果たされるために、会計情報が重要な役割を担っていることを裏付ける証拠となることが期待される。

第2に、会計情報に対する格付機関の反応について明らかにした点である。格付機関は、企業の債務支払い能力を評価し、その程度に依拠して信用格付けを付与している。したがって、企業の債務支払い能力が高い（低い）と考えられるほど、その企業に付される信用格付けは上位（下位）になる。社債投資家は企業の債務支払い能力に大きな関心を寄せているため、信用格付けが上位になるほど、負債コストは低下すると考えられる。

複数の実証的証拠から、格付機関は企業の債務支払い能力（信用力）を評価する際の決定要因の1つとして、利益の質に着目し、活用していることが示された。格付機関は、質の高い（低い）利益を公表した企業に対して、より上位（下位）の信用格付けを付与する傾向にあった。また、社債が発行される際に設定される利回りに、信用格付けが非常に大きな影響を及ぼしていることも明らかとなった。これらの証拠は、信用格付けに関する先行研究に対して貢献することが期待される。

### 7.3. 今後の展望

本節では、将来の研究課題として3点の課題を指摘し、今後の研究の展望について述べる。第1に、本論文で扱っているサンプルは、社債を発行している企業に限定しており、私募債や銀行借入で負債を調達している企業を考慮していない。わが国特有のメインバンク制の影響もあり、企業が負債金融で資金調達を行う場合、銀行借入で調達することが一般的であろう。

したがって、社債の負債コストのみならず、銀行借入の負債コストに与える影響を実証的に

検証する余地が残されている。銀行借入の負債コストについては、借入金の金利それ自体や、借入金利とプライムレートの差分である金利スプレッドなどを利用して測定することが可能であろう。

第2に、本論文で行っている実証研究では、国債の利回りをリスクフリー・レートとして扱っているが、近年におけるわが国の国債はマイナス金利で発行されることもある。そのようなマイナス金利で発行されている国債をどのように解釈し、分析で扱うかについては本論文の対象としない。マイナス金利を分析にうまく取り入れる文献はまだないが、日本ではこの問題が大きくなる可能性がある。この取扱いについては今後の課題としたい。

第3に、本論文において、利益の質と負債コストの関連について検証した実証分析では、利益の質が新発債の発行時に設定された発行利回りに与える影響を調査している。しかし、社債は毎年定期的に発行されるわけではないので、利益の質と負債コストの間の因果関係を調査することは困難である。そこで今後は、社債流通市場を対象に、流通利回りをを用いた実証分析も併せて実施することで、利益の質と負債コスト間の因果関係をより明確にすることができると考えられる。

流通利回りは、発行されている社債が満期を迎えない限り、日次や月次の利回りデータを入力することができる。流通利回りは、日本証券業協会で公表されている『公社債売買参考統計値』から計算することが可能である。ただし、『公社債売買参考統計値』には、同一銘柄のデータを日次や月次の頻度で継続的に観察できるという利点がある一方で、取引の裏付けのない気配値であることから市場実勢を必ずしも的確に反映していないという批判もあることに留意が必要である。

## 参考文献

- 石川博行 (2007) 『配当政策と実証分析』, 中央経済社.
- 石川博行 (2019) 「資本剰余金配当とマイナス連結剰余金配当に対する市場の評価」『会計』, 第 195 巻第 3 号, 50-62 頁.
- 稲村由美 (2007) 「負債契約に関する利益数値制御の視点」『六甲台論集』, 第 54 巻第 1 号, 83-99 頁.
- 稲村由美 (2009) 「負債契約における担保ベース条項と負債コストの代替的關係」『六甲台論集』, 第 56 巻第 1 号, 1-15 頁.
- 稲村由美 (2012) 「銀行ローン契約における財務制限条項の具体的内容」『新潟大学経済論集』, 第 92 号, 309-334 頁.
- 岩崎拓也 (2009) 「監査役会と取締役会の特徴が利益調整に与える影響」『六甲台論集—経営学編—』第 56 巻第 1 号, 77-105 頁.
- 薄井彰 (2013) 「決算短信の情報有用性は過去 25 年間で低下していたか」『早稲田商学』, 第 434 号, 725-741 頁.
- 薄井彰 (2015) 『会計制度の経済分析』, 中央経済社.
- 海老原崇 (2010) 「利益の持続性とボラティリティ」『武蔵大学論集』, 第 57 巻第 3・4 号, 553-596 頁.
- 太田浩司 (2006) 「経営者予想に関する日米の研究: 文献サーベイ」『武蔵大学論集』, 第 54 巻第 1 号, 53-94 頁.
- 太田浩司 (2007) 「業績予想における経営者予想とアナリスト予想の役割」『証券アナリストジャーナル』, 第 45 巻第 8 号, 54-66 頁.
- 太田洋子・張替一影・森本訓之 (2006) 『企業価値向上の財務戦略—コーポレート・ファイナンシャル・エンジニアリングの理論と実践』, ダイヤモンド社.
- 大塚宗春 (1981) 「資本市場における会計情報の有効性-決算報告の情報効果について」『企業会計』, 第 33 巻第 1 号, 164-178 頁.
- 大橋良生 (2015a) 「会計上の保守主義と社債契約」『商學討究』, 第 66 巻第 1 号, 207-243 頁.
- 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』, 第 20 巻第 2 号, 3-15 頁.
- 岡部孝好 (1994) 『会計報告の理論』, 森山書店.
- 岡部孝好 (1995) 「債権者保護のための会計を考える」『関西大学商学論集』, 第 40 巻第 2 号, 1-25 頁.
- 音川和久・北川教央 (2007) 「株式持合と会計利益の質の実証的関連性」『神戸大学大学院経営学研究科ディスカッション・ペーパー』, 2007-38, 1-30 頁.
- 乙政正太 (2004) 『利益調整メカニズムと会計情報』, 森山書店.
- 大日方隆 (2010) 「利益情報の有用性と市場の効率性 (1)」『経済学論集』, 第 76 巻第 1 号, 2-

55 頁.

大日方隆 (2013) 「利益情報の有用性」伊藤邦雄・桜井久勝編著『会計情報の有用性』, 中央経済社, 69-121 頁.

加賀谷哲之 (2009) 「退職給付会計の費用表示と利益属性」『會計』, 第 176 巻第 4 号, 545-560 頁.

格付投資情報センター (2019) 『<データ集>日本企業のデフォルト率・格付推移行列 (1978 年度~2018 年度)』, 格付け投資情報センター.

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』, 第 47 号第 5 巻, 177-192 頁.

黒澤義孝 (2007) 『格付け講義』, 文眞堂.

胥鵬 (1999) 「入門コーポレート・ガバナンス (9) 負債構造」『経済セミナー』, 第 539 号, 84-88 頁.

斎藤静樹 (2007) 『詳解 討議資料 財務会計の概念フレームワーク (第 2 版)』, 中央経済社.

桜井久勝 (1991) 『会計利益情報の有用性』, 千倉書房.

桜井久勝 (2018) 『財務会計講義 (第 19 版)』, 中央経済社.

桜井貴憲 (2014) 「破綻型上場廃止率と実現リターン : PBR を利用した株式投資の視点から」『同志社商学』, 第 65 巻第 6 号, 1018-1063 頁.

佐藤淳 (2018) 「活性化の余地を残す社債発行市場 -2017 年の市場動向-」『野村資本クォーターリー』, Vol.21-4 (ウェブサイト版掲載論文), 1-14 頁.

佐藤紘光 (1979) 「会計報告と株式市場-決算内容の情報効果をめぐって」『企業会計』, 第 31 巻第 10 号, 1492-1511 頁.

首藤昭信 (2008) 「社債市場とディスクロージャー」柴健次・須田一幸・薄井彰編著『現代のディスクロージャー』, 中央経済社, 425-444 頁.

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・伊藤広大・二重作直毅・本馬朝子 (2018) 「債務契約における会計情報の役割 (1) : 会計情報の事前的役割」『金融研究』, 第 37 巻第 2 号, 23-60 頁.

白田佳子 (2003) 『企業倒産予知モデル』, 中央経済社.

白田佳子 (2017) 「ROE の長期観察によるわが国企業の財務体質の実態解明」『イノベーション・マネジメント』, 第 14 巻, 1-14 頁.

新日本有限責任監査法人 (2014) 「ケース別債務超過の会計実務」, 中央経済社.

週刊東洋経済 臨時増刊 (2014) 『米国会社四季報 2014 年版 (U.S. Company Handbook 2014)』, 東洋経済新報社.

須田一幸 (2000) 『財務会計の機能—理論と実証』, 白桃書房.

須田一幸・竹原均 (2008) 「社債市場における会計発生高と債務不履行リスクの評価」『現代ディスクロージャー研究』, 第 8 号, 25-41 頁.

高須悠介 (2012) 「会計利益属性が社債スプレッドに与える影響」『経営財務研究』, 第 32 巻第

1・2 合併号, 55-76 頁.

中野誠・高須悠介 (2012) 「利益平準化行動がアナリスト予想と固有株式リターン・ボラティリティに及ぼす影響」『金融研究』, 第 31 号 4 巻, 175-214 頁.

中村亮介・河内山拓磨 (2018) 『財務制限条項の実態・影響・役割—債務契約における会計情報の活用—』, 中央経済社.

野間幹晴 (2006) 「研究開発投資に対する株式市場の評価」伊藤邦雄編『無形資産の会計』, 中央経済社.

星野一郎 (2004) 「企業と債権者の利害調整における企業会計の役割—金融機関による債権放棄をめぐる—」『会計』, 第 165 巻第 4 号, 502-517 頁.

細野薫・滝澤美帆・内本憲児・蜂須加圭史 (2013) 「資本市場を通じた資金調達と企業行動-IPO,SEO,および社債発行の意思決定とその後の投資・研究開発-」『フィナンシャル・レビュー』, 第 112 号, 80-121 頁.

山口朋泰 (2009) 「利益ベンチマークの達成と実体的裁量行動」『研究年報経済学』, 第 69 巻第 4 号, 133-154 頁.

山口朋泰 (2011) 「実体的裁量行動に関する実証研究のレビュー—補足方法の観点から—」『東北学院大学経営学論集』, 第 1 巻, 73-111 頁.

善積康夫 (2016) 「財務報告における利益平準化の意味」『千葉大学 経済研究』, 第 31 巻第 1 号, 77-159 頁.

若林公美 (2007) 「業績指標の諸特性」『甲南経営研究』, 第 48 巻第 1・2 号, 103-123 頁.

Affleck-Graves, J., C. Callahan, and N. Chipalkatti (2002) “Earnings Predictability, Information Asymmetry, and Market Liquidity,” *Journal of Accounting Research* Vol. 40, No.3, pp.561-583.

Ahmed, A., B. Billings, R. Morton, and M. Stanford-Harris (2002) “The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs,” *The Accounting Review* Vol. 77, No.4, pp.867-890.

Akerlof, G., (1970) “The market for lemon : Quality uncertainly and the market mechanism,” *Quarterly Journal of Economics* Vol. 84, No.3, pp.488-500.

Altman, E., (1968) “Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy,” *Journal of Finance* Vol.23, No.4, pp.589-609.

Alissa, W., S. Bonsall IV, K. Koharki, and M. Penn Jr, (2013) “Firms’ use of accounting discretion to influence their credit ratings,” *Journal of Accounting and Economics* Vol.55, No.2-3, pp.129-147.

Anderson, R., S. Mansi, and D. Reeb, (2004) “Board characteristics, accounting report integrity and the cost of debt,” *Journal of Accounting and Economics* Vol. 68, No.1, pp.315-342.

Arena, M., (2011) “The corporate choice between public debt, bank loans, traditional private debt placements, and 144A debt issues,” *Review of Quantitative Finance and Accounting* Vol. 36, No.3, pp.391-416.

Armstrong, C., W. Guay, and J. Weber, (2010) “The Role of information and financial reporting in

- corporate governance and debt contracting,” *Journal of Accounting and Economics* Vol. 50, No.2–3, pp.179–234.
- Ashbaugh-Skaife, H., D. Collins, and R. Lafond, (2006) “The effects of corporate governance on firm’s credit rating,” *Journal of Accounting and Economics* Vol.42, No.1-2, pp.203-243.
- Baik, B., Y. Kim, J. Kim, and S. Lee, (2015) “Usefulness of earnings in credit markets: Korean evidence,” *Pacific-Basin Finance Journal* Vol.33, pp.93–113.
- Barth, M., W. Beaver, and W. Landsman, (1998) “Relative valuation roles of equity book value and net income as function of financial health,” *Journal of Accounting and Economics* Vol.25 No.1, pp.1-34.
- Barth, E., J. Elliott, and M. Finn, (1999) “Market rewards associated with patterns of increasing earnings,” *Journal of Accounting Research* Vol.37 No.2, pp.387- 413.
- Barth, M., (2000) “Valuation-based accounting research: Implications for financial reporting and opportunities for future research,” *Accounting and Finance* Vol.40 No.1, pp.7-31.
- Ball, R., (2001) “Infrastructure requirements for an economically efficient system of public financial reporting and disclosure,” *Brookings-Wharton Papers on Financial Services 2001*, pp.127-182.
- Ball, R. and P. Brown, (1968) “An empirical evaluation of accounting income numbers,” *Journal of Accounting Research* Vol.6 No.2, pp.159–178.
- Ball, R. and L. Shivakmar, (2005) “Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness,” *Journal of Accounting and Economics* Vol.39 No.1, pp.83-128.
- Ball, R., A. Robin, and G. Sadka, (2006) “Is accounting conservatism due to debt or share markets? A test of “contracting” versus “value relevance” theories of accounting,” Working paper.
- Banker, D., R. Huang, and R. Natarajan, (2009) “Incentive contracting and value relevance of earnings and cash flows,” *Journal of Accounting Research* Vol.47 No.3, pp.647-678.
- Basu, S., (1997) “The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings,” *Journal of Accounting and Economics* Vol.24 No.1, pp.3-37.
- Bauwhede, H., (2007) “The impact of conservatism on the cost of debt: Conditional versus unconditional conservatism,” Working paper.
- Beaver, W., (1968) “The information content of annual earnings announcements,” *Journal of Accounting Research* Vol.6 (Empirical Research in Accounting), pp.67-92.
- Beaver, W., (1998) “Financial reporting: an accounting revolution 3rd ed,” Prentice Hall.
- Beaver, W. and S. Ryan, (2000) “Biases and lags in book value and their effects on the ability of the book-to-markets ratio to predict book return on equity,” *Journal of Accounting Research* Vol.38 No.1, pp.127-148.
- Bessembinder, H., K. Kahel, W. Maxwell, and D. Xu, (2009) “Measuring abnormal bond performance,” *Review of Financial Studies* Vol.22 No.10, pp.4219–4258.
- Bharath, S., J. Sunder, and S. Sunder, (2008) “Accounting quality and debt contracting,” *The Accounting*

- Review* Vol.83 No.1, pp.1-28.
- Bhojraj, S., P. Hribar, M. Picconi, and J. McInnis, (2009) "Making sense of cents: An examination of firms that marginally miss or beat analyst forecast," *Journal of Finance* Vol.64 No.5, pp.2360-2388.
- Brealey, R. and S. Myers., (2003) "Capital investment and valuation," *New York: McGraw-Hill*.
- Burgstahler, D. and I. Dichev, (1997) "Earnings management to avoid earnings decreases and losses," *Journal of Accounting Economics* Vol.24 No.1, pp.99-126.
- Cassar, G., C. D. Ittner, and K. S. Cavalluzzo, (2015) "Alternative information sources and information asymmetry reduction: Evidence from small business debt," *Journal of Accounting and Economics* Vol. 59 No.1, pp.242-263.
- Chan, L., J. Lakonishok, and T. Sougiannis, (2001) "The stock market valuation of research and development expenditures," *The Journal of Finance* Vol.56 No.6, pp.2431-2456.
- Chan, A. and A. Hsu, (2013) "Corporate pyramids, conservatism and cost of debt: Evidence from Taiwan," *The International Journal of Accounting* Vol.48 No.3, pp.390-413.
- Chaney, P. and C. Lewis, (1998) "Income smoothing and underperformance in initial public offerings," *Journal of Corporate Finance* Vol.4 No.1, pp.1-29.
- Chen, C. and S. Zhu, (2013) "Financial reporting quality, debt maturity, and the cost of debt: Evidence from China," *Emerging Markets Finance and Trade* Vol.49 (sup4), pp.236-253.
- Cohen, R., A. Dey, and T. Lys, (2008) "Real and accrual-based earnings management activities around seasoned equity offerings," *Journal of Business Research* Vol.58 No.6, pp.766-776.
- Cohen, D. and P. Zarowin, (2010) "Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offering," *Journal of Accounting and Economics* Vol.50 No.1, pp.2-19.
- Collins, D., E. Maydew, and I. Weiss, (1997) "Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years," *Journal of Accounting and Economics* Vol.24 No.1, pp.39-67.
- Collins, D., M. Pincus, and H. Xie, (1999) "Equity valuation and negative earnings: The role of book value of equity," *The Accounting Review* Vol.74 No.1, pp.29-61.
- Collin-Dufresne, P., R. Goldstein, and J. Martin, (2001) "The determinants of credit spread Changes," *The Journal of Finance* Vol.56 No.6, pp.2177-207.
- Crabtree, A. and J. Maher, (2005) "Earnings predictability, bond ratings, and bond yields," *Review of Quantitative Finance and Accounting* Vol.25 No.3, pp.233-253.
- Crabtree, A., J. Maher, and H. Wan, (2014) "New debt issues and earnings management," *Advances in Accounting* Vol.30 No.1, pp.116-127.
- Datta, S. and U. Dhillon, (1993) "Bond and stock market response to unexpected earnings announcements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol.28 No.4, pp.565-577.
- Darrough, M. and J. Ye, (2007) "Valuation of loss firms in a knowledge-based economy," *Review of Accounting Studies* Vol.12 No.1, pp.61-92.
- Dechow, P., (1994) "Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of



- accounting accruals,” *Journal of Accounting and Economics* Vol.18 No.1, pp.3–42.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney, (1995) “Detecting earnings management,” *The Accounting Review* Vol.70 No.2, pp.193-225.
- Dechow, P. and I. Dichev, (2002) “The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors,” *The Accounting Review* Vol.77 (sup2002), pp.35-59.
- Dechow, P., W. Ge, and C. Schrand, (2010) “Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences,” *Journal of Accounting and Economics* Vol.50 No.2-3, pp.344-401.
- Defond, M., (2010) “Earning’s quality research: Advances, challenges and future research,” *Journal of Accounting and Economics* Vol.50 No.2-3, pp.402-409.
- Defond, M. and J. Zhang, (2014) “The timeliness of the bond market reaction to bad earnings news,” *Contemporary Accounting Research* Vol.31 No.3, pp.911–936.
- Dichev, I. and V. Tang, (2008) “Matching and the changing properties of accounting earnings over the last 40 years,” *The Accounting Review* Vol.83 No.6, pp.1425-1460.
- Duffie, D. and D. Lando, (2001) “Term structures of credit spreads with incomplete accounting information,” *Econometrica* Vol.69 No.3, pp.633–664.
- Easley, D. and M. O’Hara, (2004) “Information and the cost of capital,” *The Journal of Finance* Vol.59 No.4, pp.1553-1583.
- Easton, P., S. Monahan, and F. Vasvari, (2009) “Initial evidence on the role of accounting earnings in the bond market,” *Journal of Accounting Research* Vol.47 No.3, pp.721–766.
- Ely, K. and G. Waymire, (1999) “Accounting standard-setting organizations and earnings relevance: Longitudinal evidence from NYSE common stocks, 1927-93,” *Journal of Accounting Research* Vol.37 No.2, pp.293-317.
- Evans III, J., S. Luo, and N. J. Nagarajan, (2014) “CEO turnover, financial distress, and contractual innovations,” *The Accounting Review* Vol.89 No.3, pp.959-990.
- Finger, C., (1994) “The ability of earnings to predict future earnings and cash flow,” *Journal of Accounting Research* Vol.32 No.2, pp.210–223.
- Francis, J. and K. Schipper, (1999) “Have financial statements lost their relevance?,” *Journal of Accounting Research* Vol.37 No.2, pp.319-352.
- Francis, J., R. Lafond, P. Olsson, and K. Schipper, (2004) “Costs of equity and earnings attributes,” *The Accounting Review* Vol.79 No.4, pp.967-1010.
- Francis, J., R. Lafond, P. Olsson, and K. Schipper, (2005) “The market pricing of accruals quality,” *Journal of Accounting and Economics* Vol.39 No.2, pp.295-327.
- Garleanu, N. and J. Zwiebel, (2009) “Design and renegotiation of debt covenants,” *The Review of Financial Studies* Vol.22 No.2, pp.749-781.
- Gassen, J. and R. Fülbier, (2015) “Do creditors prefer smooth earnings? Evidence from European private

- firms,” *Journal of International Accounting Research* Vol.14 No.2, pp.151-180.
- Ge, W. and J. Kim, (2014) “Real earnings management and the cost of new corporate bonds,” *Journal of Business Research* Vol.67 No.4, pp.641-647.
- Givoly, D. and C. Hayn, (2000) “The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative?,” *Journal of accounting and economics* Vol.29 No.3, pp.287-320.
- Givoly, D., C. Hayn, and S. Katz, (2017) “The changing relevance of accounting information to debt holders over time,” *Review of Accounting Studies* Vol.22 No.1, pp.64-108.
- Graham, J., C. Harvey, and S. Rajgopal, (2005) “The economic implications of corporate financial reporting,” *Journal of Accounting and Economics* Vol.40 No.1-3, pp.3-73.
- Gray, P., P. Koh, and Y. Tong, (2008) “Accrual quality, information risk and cost of capital: Evidence from Australia,” *Journal of Business Finance and Accounting* Vol.36 No.1-2, pp.51-72.
- Healy, P. and J. Wahlen, (1999) “A review of the earnings management literature and its implications for standard setting,” *Accounting Horizons* Vol.13 No.4, pp.365-383.
- Higgins, C., (2012) “Analysis for Financial Management 10e McGraw-Hill Education,” (グロービス経営大学院訳 (2015) 『ファイナンシャル・マネジメント 改訂3版 –企業財務の理論と実践–』, ダイヤモンド社).
- Holthausen, R. and R. Watts, (2001) “The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting,” *Journal of Accounting and Economics* Vol.31 No.1-3, pp.3-75.
- Hotchkiss, E. and T. Ronen, (2002) “The informational efficiency of the corporate bond market: An intraday analysis,” *The Review of Financial Studies* Vol.15 No.5, pp.1325-1354.
- Huq, A., (2016) “Effect of earnings volatility on cost of debt: The case of Swedish limited companies,” Working paper.
- Jan, C. and J. A. Ou, (2012) “Negative-book-value firms and their valuation,” *Accounting Horizon* Vol.26 No.1, pp.91-110.
- Jensen, M. and W. Meckling, (1976) “Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure,” *Journal of Financial Economics* Vol.3 No.4, pp.305-360.
- Jiang, J., (2008) “Beating earnings benchmarks and the cost of debt,” *The Accounting Review* Vol.83 No.2, pp.377-416.
- Jones, J., (1991) “Earnings management during impact relief investigations,” *Journal of Accounting Research* Vol.29 No.2, pp.193-228.
- Joos, P. and G. A. Plesko. (2005) “Valuing loss firms,” *The Accounting Review* Vol.80 No.3, pp.847-870.
- Jung, B., N. Soderstrom, and Y. Yang, (2013) “Earnings smoothing activities of firms to manage credit ratings,” *Contemporary Accounting Research* Vol.30 No.2, pp.645-676.
- Khan, S. and M. Bradbury, (2014) “Volatility and risk relevance of comprehensive income,” *Journal of International Accounting and Economics* Vol.10 No.1, pp.76-85.

- Khan, M. and R. Watts, (2009) "Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism," *Journal of Accounting and Economics* Vol.48 No.2-3, pp.132-150.
- Khurana, L. and K. Raman, (2003) "Are fundamentals priced in the bond market?," *Contemporary Accounting Research* Vol.20 No.3, pp.465-494.
- Kim, Y., Y. Kim, and K. Song, (2013) "Credit rating changes and earnings management," *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* Vol.42 No.1, pp.109-140.
- Kim, J. and B. Sohn, (2013) "Real earnings management and cost of capital," *Journal of Accounting Review* Vol.32 No.6, pp.518-543.
- Kothari, S., (2001) "Capital markets research in accounting," *Journal of Accounting and Economics* Vol.31 No.1-3, pp.105-231.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley, (2005) "Performance matched discretionary accrual measures," *Journal of Accounting and Economics* Vol.39 No.1, pp.163-197.
- Kothari, P., K. Ramanna, and D. J. Skinner, (2010) "Implications for GAAP from an analysis of positive research in accounting," *Journal of Accounting and Economics* Vol.50 No.1, pp.246-286.
- Lamont, O., (1997) "Cash flow and investment: Evidence from internal capital markets," *Journal of Finance* Vol.52 No.1, pp.83-109.
- Lee, C., J. Myers, and B. Swaminathan, (1999) "What is the intrinsic value of the Dow?," *The Journal of Finance* Vol.54 No.5, pp.1693-1741.
- Leuz, C., D. Nanda, and P. Wysocki, (2003) "Earnings management and investor protection: an international comparison," *Journal of Financial Economics* Vol.69 No.3, pp.505-527.
- Leuz, C., (2010) "Different approaches to corporate reporting regulation: how jurisdictions differ and why," *Accounting and Business Research* Vol.40 No.3, pp.229-256.
- Lev, B., (1983) "Some economic determinants of time-series properties of earnings," *Journal of Accounting and Economics* Vol.5, pp.31-48.
- Lev, B, and T. Sougiannis, (1996) "The capitalization, amortization, and value-relevance of R&D," *Journal of Accounting and Economics* Vol.21 No.1, pp.107-138.
- Lev, B. and P. Zarowin, (1999) "The boundaries of financial reporting and how to extend them," *Journal of Accounting Research* Vol.37 No.2, pp.353-385.
- Li, J., (2013) "Accounting conservatism and debt contracts: efficient liquidation and covenant renegotiation," *Contemporary Accounting Research* Vol.30 No.3, pp.1082-1098.
- Lim, C., E. Lee, A. Kausar, and M. Walker, (2014) "Bank accounting conservatism and bank loan pricing," *Journal of Accounting and Public Policy* Vol.33 No.3, pp.260-278.
- Lipe, R., (1990) "The Relation Between Stock Returns and Accounting Earnings Given Alternative Information," *The Accounting Review* Vol.65 No.1, pp.49-71.
- Liu, M. and M. Magnan, (2016) "Conditional conservatism and the yield spread of corporate bond issues," *Review of Quantitative Finance and Accounting* Vol.46 No.4, pp.847-879.

- Liu, Y., Y. Ning, and W. Davidson III, (2010) "Earnings management surrounding new debt issues," *The Financial Review* Vol.45 No.3, pp.659-681.
- Lo, K. and T. Lys, (2000) "Bridging the gap between value relevance and information content," Working paper.
- Lu, C., T. Chen, and H. Liao, (2010) "Information uncertainty, information asymmetry and corporate bond yield spreads," *Journal of Banking and Finance* Vol.34 No.9, pp.2265-2279.
- Luo, H., I. Liu, and N. Tripathy, (2019) "A study on firms with negative book value of equity," *International Review of Finance* Forthcoming.
- Manconi, A. and M. Massa, (2009) "Modigliani and miller meet Chandler: Organizational complexity, capital structure, and firm value," Working paper.
- Mansi, S., W. Maxwell, and D. Miller, (2004) "Does auditor quality and tenure matter to investors? Evidence from the bond market," *Journal of Accounting Research* Vol.42 No.4, pp.755-793.
- McNichols, M., (2002) "The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors: discussion," *The Accounting Review* Vol.77 (Supplement), pp.61-69.
- Mellado-Cid, C., S. Jory, and T. Ngo, (2017) "Real earnings management activities prior to bond issuance," *BRQ Business Research Quarterly* Vol.20 No.3, pp.164-177.
- Merton, R. (1974), "On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates," *Journal of Finance* Vol.29 No.1, pp.449-470.
- Mizik, N. and R. Jacobson, (2008) "Earnings inflation through accruals and real activity manipulation: Its prevalence at the time of an SEO and the financial market consequences," *Marketing Science Institute electronic research report* No.08-202, pp.8-202.
- Ohlson, J., (1980) "Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy," *Journal of Accounting Research* Vol.18 No.1, pp.109-131.
- Ohlson, J., (1995) "Earnings, book values, and dividends in equity valuation," *Contemporary Accounting Research* Vol.11 No.2, pp.661-687.
- Penman, S., (1992) "Return to fundamentals. Journal of Accounting," *Auditing and Finance* Vol.7 No.4, pp. 465-483.
- Penman, S. and X. Zhang, (2002) "Accounting conservatism, the quality of earnings, and stock returns," *The Accounting Review* Vol.77 No.2, pp.237-264.
- Persakis, A. and G. Iatridis, (2015) "Cost of capital, audit and earnings quality under financial crisis: A global empirical investigation," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* Vol. 38, pp.3-24.
- Petersen, A. M. (2009), "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing Approaches," *The Review of Financial Studies* Vol.22 No.1, pp.435-480.
- Petrovic, N., S. Manson, and J. Coakley, (2009) "Does volatility improve UK earnings forecasts?," *Journal of Business Finance & Accounting* Vol.36 No.9-10, pp.1148-1179.

- Plummer, C. and S. Tse, (1999) "The effect of limited liability on the informativeness of earnings evidence from the stock and bond markets," *Contemporary Accounting Research* Vol.16 No.3, pp.541-574.
- Prevost, A., R. Rao, and C. Skousen, (2008) "Earnings management and the cost of debt," Working paper.
- Roychowdhury, S., (2006) "Earnings management through real activities manipulation," *Journal of Accounting and Economics* Vol.42 No.3, pp.335-370.
- Sengupta, P., (1998) "Corporate disclosure quality and the cost of debt," *The Accounting Review* Vol.73 No.4, pp.459-474.
- Shen, C. and Y. Huang, (2013) "Effects of earnings management on bank cost of debt," *Accounting and Finance* Vol.53 No.1, pp.265-300.
- Shi, C., (2003) "On the trade-off between the future benefits and riskiness of R&D: A bondholders' perspective," *Journal of Accounting and Economics* Vol.35 No.2, pp.227-254.
- Shuto, A., N. Kitagawa, and N. Futaesaku, (2017) "The effect of bank monitoring on the demand for earnings quality in bond contracts," *IMES Discussion Paper Series 2017-E-12*.
- Šodan, S., (2012) "Conditional conservatism and the cost of debt: Evidence from central and eastern Europe," *Croatian Operational Research Review* Vol.3 No.1, pp.245-255.
- Spiceland, C., L. Yang, and J. Zhang, (2016) "Accounting quality, debt covenant design, and the cost of debt," *Review of Quantitative Finance and Accounting* Vol.47 No.4, pp.1271-1302.
- Teoh, S., I. Welch, and T. Wong, (1998) "Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings," *Journal of Financial Economics* Vol.50 No.1, pp.63-99.
- Tsai, H., (2014) "The informational efficiency of bonds and stocks: The role of institutional sized bond trades," *International Review of Economics and Finance* Vol.31 (May), pp.34-45.
- Tucker, J. and P. Zarowin, (2006) "Does income smoothing improve earnings informativeness?," *The Accounting Review* Vol.81 No.1, pp.251-270.
- Watts, R. and J. Zimmerman, (1986) "Positive accounting theory," *Prentice Hall* (須田一幸訳 (1991) 『実証理論としての会計学』白桃書房).
- Zang, A., (2012) "Evidence on the tradeoff between real activities manipulation and accrual-based earnings management," *The Accounting Review* Vol.87 No.2, pp.675-703.
- Zhang, J., (2008) "The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers," *Journal of Accounting and Economics* Vol.45 No.1, pp.27-54.
- Ziebart, D. and S. Reiter, (1992) "Bond ratings, bond yields and financial information," *Contemporary Accounting Research* Vol.9 No.1, pp.252-282.
- Zmijewski, M., (1984) "Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models," *Journal of Accounting Research* Vol.29 No.3, pp.211-23.