

社債市場における利益情報の価値関連性

著者	乙政 正太, 向 真央
雑誌名	関西大学商學論集
巻	64
号	1
ページ	1-23
発行年	2019-06-25
その他のタイトル	Value Relevance of Earnings in Japanese Bond Market
URL	http://hdl.handle.net/10112/00017089

社債市場における利益情報の価値関連性

乙 政 正 太
向 真 央

要約

本研究の目的は、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することである。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、次の3点が明らかになった。第1に、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。第2に、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。第3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含んで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。

1. はじめに

本研究の目的は、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、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きている (Easton, Monahan, and Vasvari, 2009; Cassar, Ittner, and Cavalluzzo, 2015)¹⁾。

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。ここでいう投資家とは、「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。

したがって、財務報告の目的が果たされているかどうかは、会計情報が株式投資家だけでなく、社債投資家に対しても有用な情報内容を包含していることが求められる。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ついての証拠はそれほど多くはない (Holthausen and Watts, 2001; 首藤・伊東・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・伊東・二重作・本馬, 2018)²⁾。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), 本研究では、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連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、本研究では、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

1) 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。

2) 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。

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。

本研究の構成は、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、最後に本研究のまとめと今後の課題を述べる。

2. 先行研究と仮説の展開

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)³⁾。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, p.21) 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) とプラスに関連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

3) この原因について、Tsai (2014) は、公的に取引されている株式とは異なり、社債は個々の取引相手とのプライベートな相対取引で行われることが一般的であり、取引の透明性が高いとはいえないことを挙げている。

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連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連すると予測される。

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連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連性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連しており, 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⁴⁾。

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, 本研究では以下の仮説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連する。

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⁵⁾。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⁶⁾。

4) 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。

5) 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)。

6) 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権者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。

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、社債投資家は約束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⁷⁾。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連性は、
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連性は弱い、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

7) 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う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。

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連性は、
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⁸⁾。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. 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、従属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。

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

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⁹⁾。 C_{ijt}

8) 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。

9) 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取利息 (accrued interest) を加えたインボイス価格を社債価格としている。本研究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。

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¹⁰⁾。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¹¹⁾。

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、 α_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の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¹²⁾。利益変化に伴うキャッシュの裏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

10) 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。

11) わが国において利益の質と利回りスプレッドの関連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。

12) 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。

与されるものがそれに相当する¹³⁾。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 2 a 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, β_3 の期待係数はプラスである。

最後に, 仮説 2 b 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 2 b 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, γ_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・リスクに関連する代理変数と利益情報の内容に関連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)。

13) 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。企業は通常, 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。具体的なスコアの変換についてはAppendix Aを参照されたい。

4. サンプル選択と基本統計量

4.1. サンプル選択

表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「NEEDS 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)。本研究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

表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・自動車部品	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)
非金属及び金属製品	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%

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。

4.2. 基本統計量

表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。

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・伊東・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¹⁴⁾。

表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($\Delta Earn$)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¹⁵⁾。

本研究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¹⁶⁾。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。

14) 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。

15) 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結論づけられる。

16) 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。

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

$\Delta Earn$ = (税金等調整前当期純利益 - 税金等調整前当期純利益) / MVF_{t-1}

CFlow = 営業キャッシュ・フロー / MVF_{t-1}

$\Delta CFlow$ = (営業キャッシュ・フロー - 営業キャッシュ・フロー) / MVF_{t-1}

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

5. 実証分析の結果

表3には利益情報と社債超過リターンの関連性について、(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、 β_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 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* (1.83)	0.006* (1.65)	0.021*** (5.87)	0.020*** (5.66)
$\Delta Earn$	(+)	0.045*** (3.91)	0.038*** (4.46)	0.033*** (3.26)	0.029*** (3.31)
<i>Speculative</i>			-0.007 (-0.82)		-0.007 (-0.77)
$\Delta Earn$ * <i>Speculative</i>	(+)		0.121** (2.26)		0.116** (2.17)
<i>Loss</i>				0.001 (0.81)	0.001 (0.85)
$\Delta Earn$ * <i>Loss</i>	(+)			0.042* (1.83)	0.035 (1.64)
$\Delta CFlow$		0.013** (2.09)	0.011* (1.80)	0.012* (2.02)	0.010* (1.73)
$\ln(MVF)$		-0.001*** (-6.24)	-0.001*** (-6.23)	-0.001*** (-6.27)	-0.001*** (-6.24)
<i>Lever</i>		0.011*** (4.77)	0.012*** (5.59)	0.012*** (4.93)	0.012*** (5.49)
<i>Year</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>		Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Adjusted R</i> ²		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。

6. 追加的検証

6.1. デフォルト・リスクの代替的指標

本研究では、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¹⁷⁾。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値と略す）を基に作成したダミー変数を利用する（大橋，2015；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。

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

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）

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（支払利息割引料／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¹⁸⁾。

それぞれの結果については表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 ($\Delta \text{Earn} * \text{Speculative2}$, $\Delta \text{Earn} * \text{LowSAF}$) 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。

17) たとえば，2006年の阪急阪神ホールディングスのS&P格付けはBBであるが，他3つの格付機関による格付けは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。

18) 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)	
$\Delta Earn$ * <i>Speculative2</i>	(+)	0.103*** (4.46)	
<i>LowSAF</i>			0.000 (0.18)
$\Delta Earn$ * <i>LowSAF</i>	(+)		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
<i>Adjusted R²</i>		0.372	0.366
観測値数		1,979	1,979

(注) 各変数の定義は表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。

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）。

6.3. 代替的リサーチ・デザイン

Defond and Zhang (2014) は、従属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¹⁹⁾。同様に、(1) 式から (4) 式の従属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 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²⁰⁾。

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 (新発社債の利率は低く設定される) 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連すると予測される。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5にある。表5の (1)' から (4)' は表3の (1) から (4) の従属変数を利回

19) 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。

20) 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社債の利率も考慮に入れて、債券価値を測定することができる。

表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)
$\Delta Earn$ * <i>Speculative</i>	(-)		-0.046*** (-3.70)		-0.044*** (-3.49)
<i>Loss</i>				-0.000 (-0.03)	-0.000 (-0.08)
$\Delta Earn$ * <i>Loss</i>	(-)			-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
<i>Adjusted R</i> ²		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の(1)から(4)の従属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。

りスプレッドに変更したものであることを示す。表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 5 のコラム (4)' の結果についてみていく。表 3 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 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はなく、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。

7. おわりに

本研究では、社債投資家にとっ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連していた。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連していた。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連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、本研究では、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連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、本研究では年次ベースの利益変化と社債超過リターンの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、レーティングを平均し、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。

・レーティング換算表

スコア	S&P	M	JCR	R&I
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、R&Iは格付投資情報センターを示す。

参考文献

- 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。
- 薄井彰 (2015), 『会計制度の経済分析』中央経済社。
- 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。
- 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。
- 大橋良生 (2015), 「会計上の保守主義と社債契約」『商学討究』第66巻第1号, 207-243。
- 岡部孝好 (1994), 『会計報告の理論』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。
- 黒澤義孝 (2007), 『格付け講義』文眞堂。
- 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。
- 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』Vol.21-4 (ウェブサイト版掲載論文), 1-14。
- 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。
- 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。

- 首藤昭信・伊東広大・二重作直毅・本間朝子 (2018), 「債務契約における会計情報の役割 (3): わが国の債務契約と会計情報」『金融研究』第37巻第2号, 91-118。
- 白田佳子 (2003), 『企業倒産予知モデル』中央経済社。
- 須田一幸 (2000), 『財務会計の機能—理論と実証—』白桃書房。
- 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第1-2号, 55-76。
- 中村亮介・河内山拓磨 (2018), 『財務制限条項の実態・影響・役割』中央経済社。
- 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。
- Anderson, R., S. Mansi, and D. Reeb. (2004), "Board characteristics, accounting report integrity and the cost of debt," *Journal of Accounting and Economics* 68 (1): 315-342.
- Armstrong S. Christopher, Wayne R. Guay, and Joseph P. Weber. (2010), "The Role of information and financial reporting in corporate governance and debt contracting," *Journal of Accounting and Economics* 50 (2-3): 179-234.
- Baik, B., Y. Kim, J. Kim, and S. Lee. (2015), "Usefulness of earnings in credit markets: Korean evidence," *Pacific-Basin Finance Journal* 33 (1): 93-113.
- Ball, R. and P. Brown. (1968), "An empirical evaluation of accounting income numbers," *Journal of Accounting Research* 6 (2): 159-178.
- Banker, R. D., R. Huang, and R. Natarajan. (2009), "Incentive contracting and value relevance of earnings and cash flows," *Journal of Accounting Research* 47 (3): 647-678.
- Beaver, W. (1968), "The information content of annual earnings announcements," *Journal of Accounting Research* 6 (1): 67-92.
- Bessembinder, H., K. M. Kahle, W. F. Maxwell, and D. Xu. (2009), "Measuring Abnormal Bond Performance," *Review of Financial Studies* 22 (10): 4219-4258.
- Brealey, R. and S. Myers. (2003), "Capital investment and valuation," *New York: McGraw-Hill*.
- 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* 59 (1): 242-263.
- Collin-Dufresne, P., R. S. Goldstein, and J. S. Martin. (2001), "The determinants of credit spread Changes," *The Journal of Finance* 56 (6): 2177-207.
- Datta, S. and U. Dhillon. (1993), "Bond and stock market response to unexpected earnings announcements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28 (4): 565-577.
- Dechow, P. (1994), "Accounting earnings and cash flows as measure of firms performance: the role of accounting accruals," *Journal of Accounting and Economics* 18 (1): 3-42.
- Defond, M. and J. Zhang. (2014), "The Timeliness of the bond market reaction to bad earnings news," *Contemporary Accounting Research* 31 (3): 911-936.
- Easton, P., S. Monahan, and F. Vasvari. (2009), "Initial evidence on the role of accounting earnings in the bond market," *Journal of Accounting Research* 47 (3): 721-766.
- Finger, C. (1994), "The ability of earnings to predict future earnings and cash flow," *Journal of Accounting Research* 32 (2): 210-223.
- Francis, J. and K. Schipper. (1999), "Have financial statements lost their relevance?," *Journal of Accounting Research* 37 (2): 319-352.
- Givoly, D., C. Hayn, and S. Katz. (2017), "The changing relevance of accounting information to debt holders over time," *Review of Accounting Studies* 22 (1): 64-108.
- Higgins, R. C. (2012), *Analysis for Financial Management 10e McGraw-Hill Education*. グロービス経営大学院 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* 31 (1-3): 3-75.
- Hotchkiss, E. and T. Ronen. (2002), "The informational efficiency of the corporate bond market: an intraday analysis," *The Review of Financial Studies* 15 (5): 1325-1354.
- Jiang, John X. (2008), "Beating Earnings Benchmarks and the Cost of Debt," *The Accounting Review* 83 (2): 377-416.
- Kothari, S. P. (2001), "Capital market research in accounting", *Journal of Accounting and Economics* 31 (1-3): 105-231.
- Kothari, S. P., K. Ramanna, and D. J. Skinner. (2010), "Implications for GAAP from an analysis of positive research in accounting," *Journal of Accounting and Economics* 50 (1): 246-286.
- 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*, 42 (4): 755-793.
- Merton, R. (1974), "On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates," *Journal of Finance* 29 (1): 449-470.
- Peterson, A. M. (2009), "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches," *The Review of Financial Studies*, 22 (1): 435-480.
- 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* 16 (3): 541-574.
- Tsai, H. (2014), "The informational efficiency of bonds and stocks: the role of institutional sized bond trades," *International Review of Economics and Finance* 31 (1): 34-45.

（付記）本研究は、JPS科研費JP18H00913による助成の成果の一部である。