



ID	JJF00291
----	----------

論文名	会計利益属性が社債スプレッドに与える影響
	The effect of accounting earnings attributes on bond spread
著者名	高須悠介
	Yusuke Takasu
ページ	55-76

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	第32巻第1.2合併号
	Vol.32 / No. 1.2.
発行年月	2012年2月
	Feb. 2012
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

会計利益属性が社債スプレッドに与える影響*

高須 悠介
(一橋大学大学院)

要 旨

本稿では、社債スプレッドと 2 つの利益属性（会計発生高の質、利益平準化の程度）の関係について分析を行った。その結果、①会計発生高の質が高い企業ほど社債スプレッドが低いこと、②利益平準化の程度が高いほど社債スプレッドが低いこと、③金融危機以降に利益属性と社債スプレッドのつながりが強くなっていることを発見した。

キーワード：社債スプレッド、会計発生高の質、利益平準化、金融危機

1 はじめに

本稿では、社債スプレッドに焦点をあわせ、2 つの利益属性（会計発生高の質、利益平準化の程度）が社債スプレッドに対して及ぼす影響についての分析を行う。

国際会計基準 (IAS)、国際財務報告基準 (IFRS) に関する議論を含め、利益属性に対する関心が世界中で高まると同時に、利益属性に関する実証研究も進みつつある (Francis et al. 2004 ; Barth et al. 2008 ; 野間 2005 ; 加賀谷 2012)。例えば、Francis et al. (2004) は、以下の 7 つの概念・尺度を提示している。会計発生高の質、利益持続性、利益予測可能性、利益平準化の程度、価値関連性、適時性、保守主義の程度である。

本稿では Francis et al. (2004) が提示したこれら 7 つの利益属性の中でも、会計発生高の質と利益平準化の程度に焦点を当てて分析を進める。この 2 つの利益属性に焦点を当てて分析を行う背景には次の問題意識がある。それは従来の会計基準によってもたらされてきたと考えられる会計利益の質的特性が、どのような経済的役割を担ってきたのかに関する経験的証拠の蓄積が重要であり、昨今の頻繁な会計基準の改定に関する議論に資すると考えられるためである。Dichev and Tang (2008) は、過去 40 年

* 本稿は、石井記念証券研究振興財団から、研究活動支援経費の支給を受けて進められた研究成果の一部である。同財団からの経済的な支援にこの場を借りて感謝したい。また、本稿の執筆にあたり、中野誠氏(一橋大学)、さらに本誌の翟林瑜編集委員長および 2 名のレフェリーの方から有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げる。

の間に米国企業の費用収益対応度が低下してきたことを発見している¹。会計発生高がこのような費用と収益を対応させる役割を担っているのであれば、費用と収益の対応度の変化は、会計発生高の経済的効果もまた変化していることを意味するかもしれない。この考えと整合するように、加賀谷(2012)は世界的に見て、90年代後半から2000年代後半にかけて会計発生高の質と利益平準化の程度が低下していることを発見している。このように会計発生高の質や利益平準化の程度が低下している状況下で、これら2つの利益属性がどのような役割を果たしてきたのかについて、経験的証拠を蓄積することは今後の会計基準のありかたを議論する上での材料となりうる。具体的には、これら利益属性が果たしている経済的役割(社債スプレッドへの影響)を特定化し、利益属性が変化した場合にもたらされうる潜在的なコスト²を明らかにすることは有益であると考えられる³。

本稿ではこれら2つの利益属性と投資家の要求収益率の関係に注目する。本稿では特に、投資家の要求収益率の中でも、社債スプレッドに注目する。このように社債スプレッドに注目するには2つの理由がある。第1に、要求収益率のなかでも先行研究で盛んに分析が行われてきた株主資本コストと比較した場合、社債スプレッドには計測上の利点がある。一般に、経営者が情報を開示することの最終的な目的の1つとして、経営者と投資家間の情報の非対称性の低減を通じて、要求収益率を低下させることが考えられる。そのため、多くの先行研究がある情報と要求収益率の関係性を、とりわけ株主資本コストに焦点を当てて分析を行ってきた。しかしながら、株主資本コストは計測上の重大な問題を包含している。その問題点を簡潔に指摘するならば、株主資本コストは計測が難しく、しばしば株主資本コストが正しく計測されているか否か、その株主資本コストとある変数の間に有意な関係が観察されるかという結合仮説に帰着するという点である。一方で、社債の場合には満期と時価があり、ある時点での最終利回りはその時点での社債投資家の要求収益率を捕捉していると考えられる。このように要求収益率が観察可能である点は社債スプレッドを用いることの計測上の利点である。

第2に、社債スプレッドと利益属性の関係を扱った研究蓄積の薄さが挙げられる。利益属性と要求収益率の関係性について分析を行っている海外の先行研究の多くは、株主資本コストに焦点を当てており、社債スプレッドに焦点を当てている先行研究は世界的に見ても少ないように思われる。しかしながら、企業会計基準委員会(2006)は財務報告を提供する対象としての投資家を、「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」(企業会計基準委員会 2006, 第1章 para.7)と定義しており、財務報告の目的として株式投資家のみならず社債投資家への情報提供も視野に入れている⁴。ここからも、利益属性と社債スプレッドの関係性についての理解を深めることは有益であると考えられる。

本稿の主たる発見事項は次の通りである。第1に、会計発生高の質が高いほど、つまり会計発生高がより過去、現在、および将来のキャッシュ・フローを十分に反映しているほど、企業の財務特性や市

-
- 1 同様に、日本企業についても若干ながら費用収益の対応度が低下傾向にあることを加賀谷(2011)は発見している。
 - 2 たとえば、利益平準化の程度と社債スプレッドが結びついているのであれば、利益平準化程度の悪化は資本コストの上昇をもたらすかもしれない。
 - 3 本稿では特に、加賀谷(2012)が長期的なキャッシュ・フローのトレンドを会計利益に写像しているかどうかという点に注目するために取り上げ、近年、低下傾向にあることが報告された会計発生高の質と利益平準化の程度に焦点を当てて分析を行う。
 - 4 同様の内容を指す記述は米国財務会計基準審議会(以下、FASB)(2010)においても見られる。

場環境をコントロールした上でも、社債スプレッドが低くなることが観察される。第 2 に、会計利益が会計発生高を通して、平準化されているほど、企業の財務特性や市場環境をコントロールした上でも、社債スプレッドが低くなるという結果が析出される。

本稿における分析は次の 3 点から意義のあるものであると考えられる。第 1 に、2 つの利益属性（会計発生高の質と利益平準化の程度）と社債投資家の要求する収益率の関係を明らかにした点である。特に利益平準化の程度に関して、従来の研究は格付機関の公表する信用格付に基づく分析が主流であり、流通している社債の最終利回りという観点から、直接的に社債投資家の要求収益率を捉えている研究はほとんどない。第 2 に基準設定に対して、社債権者の立場からの示唆を与えている点である。Holthausen and Watts (2001) が指摘しているように従来の価値関連性研究はその分析の焦点を株式投資家に合わせた研究が多く、それら先行研究から得られる示唆も、会計基準が株式投資家にとって価値関連的な情報を提供しているか否かというものであった。本稿の分析は、社債投資家にとって会計発生高の質や利益平準化の程度といった会計発生高によってもたらされる情報が有用であるか否かについて検討している。第 3 に、IFRS への統合化・収斂化を含めた近年の会計基準の変化が、企業の資金調達力に負の影響を与える可能性を本稿の分析結果は示唆している。先行研究から、近年、会計発生高の質や利益平準化の程度が低下していることが明らかにされており、このような利益属性の変化は企業の社債コストを増加させ、資金調達力の悪化という形で企業活動の現場に現出するかもしれない⁵。

本稿の構成は次の通りである。第 2 節では先行研究の整理を行い、本稿で検証する仮説を提示する。第 3 節ではリサーチ・デザインを説明する。第 4 節でサンプルの抽出を行い、第 5 節で主分析の結果を報告し、加えて追加検証および、分析のロバストネス・チェックを行う。第 6 節では結論と本稿の限界、今後の研究課題について述べる。

2 先行研究の整理と仮説構築

利益属性と要求収益率の関係性に関する先行研究としては、Francis et al. (2004) が 7 つの利益属性を特定し、それら利益属性と株主資本コストの関係性について分析を行っている。彼女らはインプライド株主資本コストを従属変数とし、7 つの各利益属性尺度が及ぼす影響について分析を行っている。その結果、複数の利益属性尺度が株主資本コストと統計的に有意に結びついていることを発見している。特に、本稿で注目する会計発生高の質と利益平準化の程度に関しては、会計発生高の質が低いほど、また利益が会計発生高を通して平準化されていないほど、株主資本コストが高くなる傾向にあることを報告している⁶。彼女らはこれら利益属性が株主資本コストに影響を与える要因として、情報リスクに言及している。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情報優位にある投資家による搾取から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、ディスクロージャーによって、私的情報が公的情報へと変換さ

-
- 5 ただし、本稿は従来の会計発生高が果たしてきた役割に注目しており、新しい会計基準がもたらすベネフィットについては考慮していない。これは本稿の限界であり、第 6 節で触れる。
 - 6 会計発生高の質と株主資本コストの関係性については、日本においても野間(2005)が会計発生高の質が高いほど株主資本コストが低下する傾向にあることを報告している。

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。ここから、利益属性が私的情報を公的情報へと変換するメカニズムに影響を及ぼしているのであれば、利益属性と要求収益率との間に有意な結びつきが存在することになると予想される。

このような情報優位な投資家と情報劣位にある投資家の間の情報の非対称性から生じる情報リスクに対して、利益属性がどのような影響を与えているかに関しては、各利益属性の大小関係と将来業績の予測可能性との関係について分析を行っている先行研究が示唆を与えている。たとえば、Dechow and Dichev (2002) は過去の会計発生高の質が高い企業ほど、当期から次期にかけての利益持続性が高くなり、当期利益の将来利益に対する説明力が向上することを報告している。利益平準化の程度に関しては、中野・高須 (2012) が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。これら 2 つの研究はいずれも会計発生高の質が高いほど、もしくは利益平準化の程度が高いほど、将来利益の予想可能性が向上しうると示唆している。つまり、元々は将来業績に関する私的情報として存在していた情報が利益属性を介して、公的情報へと変換されていると解釈することが可能である。このような場合には、利益属性が要求収益率へと影響を及ぼすことになりうる。

Francis et al. (2004) が提示した 7 つの利益属性に含まれてはいないが、須田・竹原 (2008) は会計発生高と社債スプレッドの関係について分析を行っている。彼らはその分析から、会計発生高が多い企業ほど、社債スプレッドが大きくなる傾向にあることを発見している。この結果について彼らは、会計発生高の多寡が利益の質と関連しており、会計発生高が多いほど利益の質が低いと見なし、利益の質が低いほど社債スプレッドが高くなるのではないかと解釈している。しかしながら、Sloan (1996) が明らかにしているように、会計発生高それ自体も将来会計利益に対する説明力を有しており、会計発生高の多寡と利益の質が単純な線形関係にあるとは限らないように思われる。また、Nam et al. (2012) はキャッシュ・フローの変動性が高い場合には、将来キャッシュ・フローを予測する上で当期の会計発生高の有用性が増加する可能性を指摘している。そのため本稿では、会計発生高の多寡ではなく会計発生高の質や利益平準化の程度といった、会計発生高の特性や効果に注目して、社債スプレッドとの関係性について分析を行う。

投資家の要求収益率のなかでも負債コストに注目すると、Francis et al. (2005) が会計発生高の質が高いほど、借入金利利率が低下する傾向にあることを報告している。負債コストのなかでも社債スプレッドに注目している研究としては、Lu et al. (2010) が挙げられる。Lu et al. (2010) は、2001 年から 2006 年までの米国市場のデータを用い、情報の不確実性と社債スプレッドの関係性について分析を行っている。その分析の中で Lu et al. (2010) は会計発生高の質が情報の不確実性を反映していると見なし、会計発生高の質が低いほど社債スプレッドが高くなるという証拠を得ている。

ここまでの議論を踏まえ、本稿でも Lu et al. (2010) に倣い⁷、会計発生高の質と社債スプレッドの

7 ただし、分析モデルに関して本稿と Lu et al. (2010) との間にはいくつかの違いがある。たとえば、Lu et al. (2010) は各債券を観測値として用いているが、観測値を債券単位で捉えた場合、同一企業の発行する債券間に相関が生じてしまうこと、多くの債券を発行している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可能性が指摘されている (Bessembinder et al. 2009)。

関係について、次の仮説 1 を検証する。

仮説 1：他の要因を制御した状況で、会計発生高の質が高い企業は、会計発生高の質が低い企業よりも、平均的に社債スプレッドが低い。

利益平準化の程度と要求収益率の関係については、先行研究では一貫した結論に至っていない (Francis et al. 2004; Chen 2009; McInnis 2010)。Francis et al. (2004) と Chen (2009) は利益平準化によって株主資本コストが低下しうることを報告しているが、McInnis (2010) は利益平準化の程度と株主資本コストの関係性について分析する上で、インプライド株主資本コストを用いることの問題点を指摘している⁸。McInnis (2010) はこのような問題点を踏まえ、アセット・プライシング・テストを用いて分析を行った場合には、利益平準化と株主資本コストの間に有意な関係性が発見されないことを報告している。しかしながら、アセット・プライシング・テストにもまた多くの問題点が存在していることが知られている⁹。このような株主資本コストの推定上の問題により、利益平準化の程度と要求収益率の関係性を株主資本コストの観点から分析することは難しいといえる。本稿ではこの問題を回避するために、社債スプレッドを用いて、利益平準化の程度と要求収益率の関係について分析を行う。

社債コストと利益平準化の程度の間接的な関係性を扱っている先行研究としては、Gu and Zhao (2006) や Jung et al. (2012) が挙げられる。Gu and Zhao (2006) と Jung et al. (2012) はいずれも発行体格付けと利益平準化の関係について分析している。Gu and Zhao (2006) と Jung et al. (2012) は Francis et al. (2004) が用いた利益平準化の代理変数を用い、会計発生高によって利益が平準化されているほど、企業は高い発行体格付けを取得していることを報告している。

しかしながら、社債格付けは社債コストの間接的な代理変数であると考えられ、実際の投資家の要求収益率に対して、会計発生高の利益平準化効果が影響を及ぼしているかは自明ではない。特に、実際の社債スプレッドには信用リスク・プレミアムに加え、流動性リスク・プレミアムが含まれていることを先行研究 (Houweling et al. 2005; Chen et al. 2007) は指摘しており、企業の直面する社債コストは信用格付けと等しいわけではない。本稿では社債格付けではなく実際の社債の流通利回りを用いて、会計発生高の利益平準化効果が社債スプレッドに対して及ぼす影響について分析を行う。

社債投資家の投資判断プロセスにおいて、会計発生高は事業リスクを評価する上で有用な情報を社債投資家にもたらしめていると考えられる。キャッシュ・フローは企業の投資など一時的要因の影響を強く受けてしまうため、企業の本来の事業リスクを十分に反映できないかもしれない (キャッシュ・フローの対応問題)。会計発生高にはこの対応問題の緩和が期待されており (FASB 1978)、キャッシュ・フローに会計発生高を加えた会計利益こそが企業のファンダメンタルの安定性を代理する可能性がある。この

8 インプライド株主資本コストを推定するためにはアナリスト予想利益が必要となる。しかしながら、アナリストは利益の減少を過小評価し、利益の増加を過大評価する楽観的な予想を公表する傾向があることを Easterwood and Nutt (1999) は指摘している。過去の利益ボラティリティが高い企業ほど増益・減益を繰り返している可能性が高く、そのためアナリスト予想はより楽観的になる可能性がある。McInnis (2010) は指摘している。その結果、McInnis (2010) は利益平準化の程度が低い企業ほどアナリストの楽観的予想に基づいてインプライド株主資本コストが推定されることになり、当該企業のインプライド株主資本コストが高くなるとしている。

9 たとえば、Fama and French (1997) や Elton (1999) を参照。

点に関して、Takasu and Nakano (2012) は会計発生高によって会計利益が平準化されている場合、当期の会計利益に将来キャッシュ・フロー情報がより多く含まれている可能性を示唆している。また中島 (2008) や新美 (2009) は会計利益が会計発生高によって平準化されている場合、当該企業の将来キャッシュ・フローの変動性が低いことを報告している。これは平準化によってもたらされた会計利益の安定性が将来キャッシュ・フローの安定性と正の相関を有していることを意味しており、これら先行研究はこの観点と整合的である。

また社債投資家は事業リスクと財務リスクの評価とは別に推定リスク¹⁰を負わなければならない。推定リスクとは事業リスクや財務リスクを評価する際に、自身の評価するリスクが真のリスクと乖離してしまうリスクである。会計発生高は社債投資家の将来キャッシュ・フローの予測能力を向上させ、この推定リスクを低下させる。会計発生高の情報提供効果に関する先行研究 (Barth et al. 2001; Nam et al. 2012) は将来キャッシュ・フローを説明する上で、当期のキャッシュ・フローに加え、当期の会計発生高が説明力を有していることを報告している。さらに Nam et al. (2012) は追加検証において、会計発生高によって利益が平準化されているほど、会計発生高の将来キャッシュ・フロー予測能力が向上することを明らかにしており、会計発生高の利益平準化効果がこの情報有用性の源泉となっている可能性を指摘している。このことから、会計発生高の利益平準化効果によって、利益が平準化されるほど社債投資家の予測能力が向上し、推定リスクが減少すると考えられる。

ここまでの議論から、会計発生高の利益平準化効果によって利益が平準化されるほど、社債投資家は将来の事業の安定性を予測でき、さらに予測能力の向上に伴い推定リスクが減少すると考えられる。このことから仮説 2 を導出する。

仮説 2：他の要因を制御した状況で、会計発生高を通して会計利益が平準化されている企業ほど、平均的に社債スプレッドが低い。

3 リサーチ・デザイン

(1) 会計発生高の質

発生主義会計の下では、会計発生高は会計利益がより良い企業業績尺度になるように、キャッシュ・フローの認識タイミングをずらし、調整する役割を担っている (Dechow and Dichev 2002)。一方で、会計発生高は将来生じるであろうキャッシュ・フローを推定し、計上する必要があるため、推定上の誤差が生じることになる。Dechow and Dichev (2002) はこのような会計発生高の推定誤差が大きくなるほど、会計発生高や利益の質が低下すると考え、このような推定誤差を捉えるモデル (1 式) を提示している。

$$TCA_{i,t} = \varphi_{0,t} + \varphi_{1,t} CFO_{i,t-1} + \varphi_{2,t} CFO_{i,t} + \varphi_{3,t} CFO_{i,t+1} + e_{i,t} \quad (1)$$

10 本稿でいう推定リスクは上述した情報の非対称性から生じる情報リスクをより広義に捉えたりリスクである。たとえ投資家間に情報の非対称性がない場合でも、利用可能な情報から推定する将来業績にはその推定が外れてしまうリスクが存在していると考えられる。

$TCA_{i,t}$: 企業 i の t 年度の短期会計発生高 ($\Delta CA_{i,t} - \Delta CL_{i,t} - \Delta CASH_{i,t} + \Delta STDEBT_{i,t}$) $\div t$ 期首総資産 $\Delta CA_{i,t}$
 $: t-1$ 年度末から t 年度末にかけての企業 i の流動資産変動額 $\Delta CL_{i,t}$: $t-1$ 年度末から t 年度末にかけて
 の企業 i の流動負債変動額 $\Delta CASH_{i,t}$: $t-1$ 年度末から t 年度末にかけての企業 i の現金及び現金同等物
 変動額 $\Delta STDEBT_{i,t}$: $t-1$ 年度末から t 年度末にかけての企業 i の資金調達変動額¹¹ $CFO_{i,t}$: (税引後経
 常利益 i,t - 会計発生高 i,t ¹²) $\div t$ 期首総資産 税引後経常利益 i,t : 当期純利益 i,t \pm 少数株主損益 i,t - 特別
 利益 i,t + 特別損失 i,t

本稿では Francis et al. (2004) を踏襲し、企業ごとに過去 10 年間のデータを用いて、(1) 式を推定し、その推定から得られる 10 個の残差 ($\hat{\epsilon}_{i,t}$) の標準偏差 ($\sigma(\hat{\epsilon}_{i,t})$) を会計発生高の質 ($AQ_{i,t}$ と表記) とみなす。 $AQ_{i,t}$ が小さいほど、会計発生高は過去・現在・将来の営業キャッシュ・フローを反映しており、会計発生高の質が高いとみなす。

(2) 利益平準化の程度

本稿では、利益平準化の程度を捉える代理変数として、Francis et al. (2004) や McInnis (2010)、加賀谷 (2012) で採用されている、会計利益ボラティリティと営業キャッシュ・フロー・ボラティリティの比を用いる。キャッシュ・フローは当該期間における現金の流出入を表しており、当期の企業活動に強く依存することになる。例えば、当期に多額の設備投資を行った企業の当期キャッシュ・フローは恒常的なキャッシュ・フロー水準から下方に大きく乖離することになると考えられる。費用と収益の対応は、このような将来の収益に貢献する現在の支出の繰り延べを求めることになる。他方、現在の収益に貢献する将来の支出に関しては見越計上することが求められる。これらの対応を会計発生高が担うことになり、このような対応は会計発生高に利益平準化効果を内包させることになると考えられる。このような会計発生高の利益平準化効果の結果、会計利益ボラティリティと営業キャッシュ・フロー・ボラティリティの間には差異が生じることになる。とくに、この会計利益ボラティリティと営業キャッシュ・フロー・ボラティリティの比が小さい企業ほど、会計発生高を通して、キャッシュ・フローに比べ、会計利益が平準化されていることを意味する。

具体的な代理変数の算出にあたっては、以下の (2) 式を用いる。(2) 式の $SMTH_{i,t}$ が小さいほど、利益平準化の程度が高いと本稿ではみなす。

11 資金調達変動額 i,t = 短期借入金変動額 + コマーシャル・ペーパー変動額 + 1 年以内返済の長期借入金変動額 + 1 年内返済の社債および転換社債(首藤 2010)

12 会計発生高を求める際には、キャッシュ・フロー計算書の営業キャッシュ・フローを用いて、会計利益との差額から会計発生高を定義する手法と、貸借対照表から会計発生高の構成項目を用いて会計発生高を算定する手法がある。後者の手法は Hribar and Collins(2002) が M&A 等に伴う測定エラーを指摘しているが、本稿では利益属性変数の算定に 10 年間の時系列データを必要とするため、後者の手法を用いてサンプル・サイズを確保している。算定手法は首藤(2010)に倣い、以下の算定式を用いる。
 会計発生高 i,t = 短期会計発生高 i,t - (長期性引当金変動額 i,t + 減価償却費 i,t)
 長期性引当金変動額 i,t = 売上債権以外の貸倒引当金変動額 + 退職給与引当金変動額
 + 役員退職慰労引当金変動額 + その他の長期引当金変動額

$$SMTH_{i,t} = \frac{VNIBE_{i,t}}{VCFO_{i,t}} \quad (2)$$

$VNIBE_{i,t}$: 税引後経常利益 ÷ 期首総資産 ($NIBE$) の過去 10 年時系列標準偏差

$VCFO_{i,t}$: CFO の過去 10 年時系列標準偏差

(3) 社債スプレッドの算定

ここでは本稿で用いる社債コストの代理変数について説明する。本稿では社債スプレッド ($YS_{i,j,t,m}$) として、 t 年 m 月末に報告された企業 i の債券 j の最終利回り平均値から、同時点同満期の国債の最終利回り平均値を控除した値を用いる。本稿では日本証券業協会の公社債店頭売買参考統計値を用いている。

(4) 流動性の推定

Collin-Dufresne et al. (2001) は社債スプレッドの決定要因として、信用スプレッドのみでは説明力が限定的であることを指摘しており、信用リスクと異なる別のファクターがさらなる説明力を有することを示唆している。Chen et al. (2007) は先行研究を受け、信用リスクに加え、社債の流動性が社債スプレッドを決定する上で追加的な説明力を有することを示している。そのため本稿でも社債の流動性をコントロールする。

一方で、王 (2011) が指摘するように社債市場は店頭市場であり、個別銘柄の取引量も多くない。そのため、取引高やビッド・アスク・スプレッドといった株式市場研究で用いられる流動性の代理変数を用いることは困難である。神楽岡 (2007) は複数の流動性尺度について分析を行い、売買参考統計値の最小利回りと最大利回りの差が、社債スプレッドを説明する上で統計的にもっとも有意で経済的にも大きいことを発見している。この代理変数は王 (2011) や Miyakawa and Watanabe (2011) においても用いられている。本稿でもこれら先行研究に倣い、各社債の最高利回りと最低利回りの差を流動性の代理変数 ($GAP_{i,j,t,m}$) として用いる。具体的には t 年 m 月末における企業 i の債券 j の最終利回りの最高値と最低値の差の絶対値を算出する。

(5) 推定モデル

本稿では各月末時点での社債スプレッドを投資家の要求するリスク・プレミアムと見なし、2つの利益属性とリスク・プレミアムとの関係を、重回帰分析を通して検証する。

先行研究では債券単位で分析を行っている研究も多いが (Yu 2005; Bharath et al. 2008; Lu et al. 2010)、各時点において 1 企業当たりの流通社債本数が複数本ある場合、個々の社債を観測値とみなすと、分析上の問題が生じる恐れがある。Bessembinder et al. (2009) は観測値を債券単位で捉えた場合、同一企業の発行する債券間に相関が生じてしまうこと、多くの債券を発行している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可能性を指摘している。そのため、本稿では債券単位の観測値を用いた分析に加え、各債券の変数を企業単位で各債券の発行金額に基づき加重平均することによって、企業単位の観測値を作成した分析も行う。

仮説を検証するため、社債スプレッド ($YS_{i,j,t,m}$) を従属変数として、説明変数 (利益属性: $Attribute_{i,t}$)

および各コントロール変数に回帰する。説明変数としては会計発生高の質 ($AQ_{i,t}$) もしくは利益平準化の程度 ($SMTH_{i,t}$) を用い、コントロール変数には先行研究において社債コストおよび借入コストの決定要因として説明力を有しているとされる、企業の収益性 ($EBITDA_{i,t}$)、事業のボラティリティ ($VCFO_{i,t}$)、成長性 ($LnPBR_{i,t}$)、安全性 ($LnD/E_{i,t}$, $ZSCORE_{i,t}$)、企業規模 ($SIZE_{i,t}$)、残存期間 ($LnMAT_{i,j,t,m}$)¹³、最小利回りと最大利回りの差 ($GAP_{i,j,t,m}$)、および債券市場環境の代理変数となる期間スプレッド ($RFSP_{t,m}$)、信用スプレッド ($BSP_{t,m}$)¹⁴ を用いる (Gu and Zhao 2006; 神楽岡 2007; Chen et al. 2007; Graham et al. 2008; Jung et al. 2012)¹⁵。

本稿で用いるコントロール変数は表 1 の様に定義される。

表 1 コントロール変数の定義

変数名	定義
$EBITDA_{i,t}$	(t 年度営業利益 + t 年度減価償却費) + t 年度首総資産
$VCFO_{i,t}$	$t-9$ 年度から t 年度までの CFO の標準偏差
$LnPBR_{i,t}$	(t 年度末株式時価総額 ÷ t 年度末自己資本簿価) の自然対数値
$LnD/E_{i,t}$	(t 年度末総負債簿価 ÷ t 年度末自己資本簿価) の自然対数値
$ZSCORE_{i,t}$	($1.2 \times$ 運転資本 (t 年度末売掛金 + t 年度末棚卸資産 - t 年度末買掛金) + $1.4 \times t$ 年度末利益剰余金 + $3.3 \times t$ 年度営業利益 + $0.6 \times t$ 年度末時価総額 ÷ t 年度末総負債 + $0.999 \times t$ 年度売上高) ÷ t 年度末総資産
$SIZE_{i,t}$	t 年度末総資産の自然対数値
$LnMAT_{i,j,t,m}$	t 年 m 月末における、企業 i の社債 j の残存期間 (月数) の自然対数値
$RFSP_{t,m}$	t 年 m 月末における 10 年国債利回りと 2 年国債利回りの差
$BSP_{t,m}$	t 年 m 月末における残存年数 3 年以上 4 年未満の AAA 格付社債の平均最終利回りと BBB 格付社債の平均最終利回りの差の絶対値
$GAP_{i,j,t,m}$	t 年 m 月末における企業 i の債券 j の最終利回りの最高値と最低値の差の絶対値

- 13 金利の期間構造は線形ではなく、非線形である可能性もある。Yu (2005) はそのような非線形な金利の期間構造を考慮した分析を行っている。図表にはまとめていないが、本稿でも Yu (2005) に倣い、非線形な金利の期間構造を考慮した分析を行ったが、主たる分析結果は概ね整合的であった。
- 14 $BSP_{t,m}$ で残存年数 3 年以上 4 年未満の社債に限定しているのは、残存年数が社債利回りの与える影響をコントロールするためである。同様に 1 年以上 2 年未満の社債、2 年以上 3 年未満の社債を用いて $BSP_{t,m}$ を算出した場合でも分析結果に差異は見られなかった。4 年以上の社債については、AAA 格付社債や BBB 格付社債の利回りデータが欠損しているために $BSP_{t,m}$ の算出が不可能な年が見られたため、本稿では用いていない。
- 15 他にも須田他 (2004) や Bharath et al. (2008) は、インタレスト・カバレッジ・レシオや債券の規模 (調達額) が社債スプレッドに対して影響を及ぼしていることを発見しているが、本稿ではそれら変数と負債比率 ($LnD/E_{i,t}$) や企業規模 ($SIZE_{i,t}$) との間での多重共線性が疑われたため、コントロール変数として採用していない。

ここで $ZSCORE_{i,t}$ は Altman (1968) が提唱した Z スコア¹⁶ であるが、この変数はその算出方法からもわかるように、 $EBITDA_{i,t}$ や $LnPBR_{i,t}$ 、 $LnD/E_{i,t}$ と強い相関を有していると考えられる。そこで本稿ではこれらの変数を同時にモデルに加え、別々のモデルとして分析を行っている（つまり、下記 (3) 式と (3) 式から $EBITDA_{i,t}$ や $LnPBR_{i,t}$ 、 $LnD/E_{i,t}$ を除き $ZSCORE_{i,t}$ を加えたモデル；以下、(3') 式と表記)¹⁷。

これらの変数を用い、仮説を検証するために (3) 式（および (3') 式）を推定する。また推定に当たっては産業効果をコントロールするために日経業種中分類に基づき産業ダミーをモデルに加えている。

$$\begin{aligned}
 YS_{i,j,t,m} = & \alpha_0 + \beta_1 Attribute_{i,t} + \beta_2 EBITDA_{i,t} + \beta_3 VCFO_{i,t} + \beta_4 LnPBR_{i,t} + \beta_5 LnD/E_{i,t} + \beta_6 SIZE_{i,t} + \beta_7 LnMAT_{i,j,t,m} \\
 & + \beta_8 GAP_{i,j,t,m} + \beta_9 RFSP_{t,m} + \beta_{10} BSP_{t,m} + \sum Industry + \varepsilon_{i,j,t,m}
 \end{aligned} \tag{3}$$

ただし、 $Attribute_{i,t} \in \{AQ_{i,t}, SMTH_{i,t}\}$

(3) 式（および (3') 式）では、 t 年 6 月末から $t+1$ 年 5 月末までの各 $YS_{i,j,t,m}$ を説明するために、会計数値は t 年 3 月期の決算データ、株式時価総額は t 年 3 月末時点のデータ、債券関連の説明変数 ($LnMAT_{i,j,t,m}$ 、 $GAP_{i,j,t,m}$ 、 $RFSP_{t,m}$ 、 $BSP_{t,m}$) は $YS_{i,j,t,m}$ と同時点のデータを用いる。 t 年 3 月期の決算データを t 年 6 月末から $t+1$ 年 5 月末までの各 $YS_{i,j,t,m}$ の説明に用いる理由は、会計情報が 6 月末までに市場に広く伝達されると仮定しているためである。

(3) 式（および (3') 式）を推定する上で、クロスセクション回帰を各時点について行い、その推定された各係数の分布を用いる Fama and MacBeth (1973) 型の回帰分析を行う¹⁸。この手法は社債スプレッドや負債コストを扱った先行研究でも用いられている (Yu 2005; Francis et al. 2005; Lu et al. 2010)。ただし、サンプル内の誤差項のクロスセクションの相関 (cross-sectional dependence) や時系列の相関 (time-series dependence) を考慮し、Petersen (2009) や Gow et al. (2010) に倣い、年・月次クラスターおよび企業クラスター（各債券を観測値とみなす場合には債券クラスター）による二段階補

16 本稿では Graham et al. (2008) に倣い、Z スコアを用いている（ただし、彼らは株式時価総額と負債簿価の比を算定式から除外している）。しかしながら、会計制度や経済環境が大きく変わった約 50 年後の現在において、かつ日本においてそのまま適用できるかには議論の余地がある。ただし、後述の分析結果では Z スコアの符号は予測と整合的であり、一定の検出力は果たしていると考えられる。また、Z スコアの代わりに日本企業を対象に比較的新しいデータを用いた、白田 (2003) の提唱する SAF2002 モデルを用いた場合でも主たる分析結果に差異は見られなかった。

17 社債スプレッドを説明する際にはコントロール変数として信用格付けを用いている研究も多い。しかしながら本稿では次の 2 つの理由から信用格付けをモデルに含めていない。第 1 に、信用格付けの長期的なデータの入手が困難であることである。第 2 に、格付けは収益性や安全性、成長性など本稿で用いられている他のコントロール変数と強く相関していると考えられるためである。また、Gu and Zhao (2006) によると、利益平準化の程度は信用格付けに影響を与えている可能性がある。このことから、たとえ信用格付けと社債スプレッドの間に有意な関係が観察された場合でも、そのような関係性は利益平準化の程度に起因している可能性が考えられる。ただし、追加検証において信用格付けを考慮した分析を行っている。

18 なお、Fama and MacBeth 型の推定を行った場合、時点ごとにクロスセクション回帰を行っているため、期間スプレッド ($RFSP_{t,m}$) と信用スプレッド ($BSP_{t,m}$) は多重共線性を引き起こすことになるため、モデルから取り除かれている。

正を施した標準誤差を用いた OLS 推定もまた合わせて行う¹⁹。

4 サンプルの抽出とデータ・ソース

(1) サンプルの抽出

本稿の分析のために、1992 年から 2011 年までの 20 年間でデータ収集期間とし、国内事業会社を対象に以下の基準を満たすサンプルを抽出する。①3 月決算企業であり、②日本基準による財務報告を行っている企業であること、③分析に用いる株価情報、連結財務情報が入手可能である企業であり、④社債情報、および社債最終利回りと満期までの残存月数が等しい国債の最終利回りが入手可能な普通社債を発行していること、そして、⑤各年において分析に用いる変数 ($RFSP_{i,t,m}$, $BSP_{i,t,m}$ を除く) の上下 1% に含まれていない企業・年・月であること、という条件である。

①、②の条件は分析においてサンプル間の条件を同一にするためである。 $YS_{i,j,t,m}$ を算出するために償還までの残存月数が等しい国債の最終利回りが必要となるため、④の条件を課している。

この条件を満たすサンプルは観測値を債券単位で捉えた場合で、2002 年 8 月から 2011 年 5 月までの 208 社、1,912 債券からなる 56,832 債券・年・月である。観測値を企業単位で捉えた場合には、12,866 企業・年・月となる。サンプルに含まれる観測値が 2002 年 8 月以降に限定されている理由は、 $BSP_{i,t,m}$ の算出に用いる日本証券業協会の公表している格付マトリクスのデータが 2002 年 8 月以降に限られるためである。

本研究で用いるデータは企業の財務情報・株価情報に関しては日経 NEEDS Financial QUEST 2.0 より、社債情報に関しては日本証券業協会の公社債店頭売買参考統計値から入手している。 $BSP_{i,t,m}$ の算出については、日本証券業協会の格付マトリクスから日本格付研究所 (JCR) が公表している格付けに基づいて算出している。

(2) 記述統計量

表 2 パネル A、パネル B はそれぞれ観測値に債券単位を用いた場合の記述統計量と相関マトリックスを提示している (紙幅の都合上、企業単位を用いた場合の記述統計量と相関マトリックスは省略)。

パネル B から、 $YS_{i,j,t,m}$ と $SMTH_{i,t}$ の間でピアソンの相関係数が負となっている。これは仮説 2 と整合的ではない。しかしながら、社債は残存期間や流動性といった他の要因からも強く影響を受けると考えられ、他の要因をコントロールせずに、一概に 2 変数間の相関関係をもって、仮説の正否を決定することはできない。また、スピアマンの相関係数で捉えた場合には、係数は負であるものの、統計的に有意ではなかった。加えて、表にはしていないが、観測値に企業単位を用いた場合には、両変数の間に (ピアソンの相関係数、スピアマンの相関係数ともに) 正の相関が観察されている。

19 加えて、 t 年 6 月末から $t+1$ 年 5 月末まで重複した会計変数を用いることによって生じる問題を考慮して、各年 6 月末時点の観測値のみを用いて同様の分析を行ったが分析結果は概ね整合的であった。ただし、会計発生高の質に関しては、一部の分析において係数がプラスではあるものの有意ではなかった。

表2 サンプル・データ

[パネルA] 記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値	観測数
$YS_{i,j,t,m}$	0.352	0.411	0.042	0.148	0.233	0.395	5.162	56,832
$AQ_{i,t}$	0.010	0.006	0.002	0.005	0.009	0.013	0.040	56,832
$SMTH_{i,t}$	0.395	0.211	0.064	0.233	0.352	0.498	1.313	56,832
$EBITDA_{i,t}$	0.086	0.034	0.006	0.060	0.085	0.110	0.268	56,832
$VCFO_{i,t}$	0.032	0.018	0.007	0.022	0.029	0.040	0.124	56,832
$LnPBR_{i,t}$	0.312	0.423	-0.922	0.045	0.276	0.569	1.531	56,832
$LnD/E_{i,t}$	1.000	0.606	-0.650	0.610	1.027	1.361	2.726	56,832
$ZSCORE_{i,t}$	1.789	0.810	0.601	1.166	1.529	2.261	5.690	56,832
$SIZE_{i,t}$	14.13	0.976	11.25	13.46	14.27	14.77	16.14	56,832
$LnMAT_{i,j,t,m}$	3.450	1.024	0.693	2.773	3.526	4.234	5.468	56,832
$GAP_{i,j,t,m}$	0.107	0.115	0.004	0.043	0.071	0.127	1.522	56,832
$RFSP_{t,m}$	1.028	0.218	0.498	0.848	1.028	1.185	1.649	56,832
$BSP_{t,m}$	1.448	1.313	0.114	0.528	0.786	2.307	5.210	56,832

[パネルB] 相関マトリックス

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬
① $YS_{i,j,t,m}$		0.29	0.00	-0.39	0.39	0.01	0.17	0.10	-0.26	-0.08	0.59	-0.21	0.42
② $AQ_{i,t}$	0.12		0.29	-0.08	0.51	0.12	-0.28	0.51	-0.19	-0.18	0.21	0.01	-0.01
③ $SMTH_{i,t}$	-0.05	0.35		0.24	-0.36	0.12	-0.21	0.27	0.18	0.05	-0.02	-0.08	0.00
④ $EBITDA_{i,t}$	-0.29	0.02	0.27		-0.21	0.16	-0.35	0.31	0.00	0.12	-0.25	-0.08	0.01
⑤ $VCFO_{i,t}$	0.22	0.37	-0.35	-0.12		0.01	-0.11	0.30	-0.29	-0.25	0.25	0.07	0.00
⑥ $LnPBR_{i,t}$	-0.13	0.09	0.10	0.17	-0.03		0.20	0.09	0.14	0.00	-0.10	-0.13	-0.09
⑦ $LnD/E_{i,t}$	0.24	-0.22	-0.18	-0.38	-0.08	0.26		-0.73	0.26	-0.06	0.09	0.12	-0.05
⑧ $ZSCORE_{i,t}$	-0.07	0.49	0.24	0.41	0.25	0.13	-0.71		-0.36	-0.08	0.07	-0.11	0.04
⑨ $SIZE_{i,t}$	-0.13	-0.17	0.20	0.01	-0.24	0.19	0.28	-0.34		0.23	-0.24	-0.08	0.06
⑩ $LnMAT_{i,j,t,m}$	-0.07	-0.16	0.06	0.10	-0.20	0.00	-0.07	-0.08	0.21		-0.31	-0.04	0.04
⑪ $GAP_{i,j,t,m}$	0.69	0.12	-0.05	-0.21	0.20	-0.14	0.15	-0.01	-0.18	-0.25		-0.13	0.35
⑫ $RFSP_{t,m}$	-0.13	-0.01	-0.09	-0.07	0.05	-0.10	0.11	-0.10	-0.07	-0.04	-0.14		-0.43
⑬ $BSP_{t,m}$	0.38	-0.01	0.02	0.01	-0.01	-0.11	-0.04	0.01	0.06	0.04	0.33	-0.29	

(注) 左下三角行列はピアソンの相関係数、右上三角行列はスピアマンの相関係数を表している。変数の定義は以下の通りである。
 YS : 社債スプレッド, AQ : 会計発生高の質, $SMTH$: 利益平準化の程度, $EBITDA$: 償却前営業利益, $VCFO$: 営業キャッシュ・フローのボラティリティ, $LnPBR$: 株価純資産倍率の自然対数値, LnD/E : 負債純資産比率の自然対数値, $ZSCORE$: Altman (1968) のZスコア, $SIZE$: 総資産の自然対数値, $LnMAT$: 満期までの残存期間 (月数) の自然対数値, GAP : 報告された最終利回りの最高値と最低値の差の絶対値, $RFSP$: 期間スプレッド, BSP : 信用スプレッド。

また、パネル B から、 $ZSCORE_{i,t}$ と $LnD/E_{i,t}$ が強く相関していることがわかる。これは、本稿において $ZSCORE_{i,t}$ と $LnD/E_{i,t}$ を同時に推定に用いていることで、多重共線性が懸念されるという予測と整合的である。

5 分析結果

(1) 主分析

表 3 のパネル A、パネル B はそれぞれ観測値に債券単位、企業単位を用いた場合の(3)式と(3')式の推定結果をそれぞれ示している。各パネルの左側は二段階クラスター補正を施した標準誤差を用いた OLS 推定の結果を示しており、右側は各年月(合計 106 ヶ月)について行った Fama and MacBeth 型回帰の推定結果を示している。また紙幅の都合上、産業ダミー(Industry)に関する結果は省略している。

まず会計発生高の質($AQ_{i,t}$)について注目すると、パネル A、パネル B に示された 8 つの推定結果のいずれにおいても、その係数値はプラスの値を示している。さらに、その係数は統計的に有意な水準にある。ここから、会計発生高の質が低いほど、つまり当期の短期会計発生高に過去・現在・将来の営業キャッシュ・フローが十分に反映されていないほど、社債スプレッドが上昇する傾向にあることが示唆される。すなわち、他の企業特性や債券特性、市場環境を制御した場合には、仮説 1 が支持する結果が得られたことになる。

次に、利益平準化の程度($SMTH_{i,t}$)に関して見てみると、パネル A、パネル B に示されたいずれの推定結果に関しても、その係数値はプラスの値を示しており、それらはすべて統計的に 1% 水準で有意となっている。これらの結果は、利益平準化の程度が低いほど、つまり会計発生高を通じた会計利益の平準化効果が小さいほど、社債スプレッドが上昇する傾向にあることを示唆している。このような推定結果は、他の要因を制御した場合には、会計発生高によって会計利益が平準化されるほど、社債スプレッドが低下するという仮説 2 を支持する結果であるといえる。

つづいて、コントロール変数に目を向けると、各コントロール変数の係数は予測と整合的であり、各係数は概ね統計的に有意であることがわかる。具体的には、利益水準が高い企業ほど($EBITDA_{i,t}$)、将来への成長見込みが高いほど($LnPBR_{i,t}$)、企業規模が大きいほど($SIZE_{i,t}$)、社債の流動性が高いほど($GAP_{i,j,t,m}$)、社債スプレッドが低下する傾向にあることが示唆される。一方で、事業の変動性が高いほど($VCFO_{i,t}$)、負債比率が高いほど($LnD/E_{i,t}$)、倒産確率が高いほど($ZSCORE_{i,t}$)、社債の満期が遠いほど($LnMAT_{i,j,t,m}$)、社債スプレッドは高い傾向にあるといえる。

(2) 追加検証およびロバストネス・チェック

① 金融危機の影響

周知の通り、2000 年代後半に生じた世界的な金融危機は我が国の金融市場に対しても甚大な影響を及ぼした。この影響は株式市場に留まらず、社債市場にまで及んでいる。内閣府(2009)によると、リーマンショック後には AA 格付け社債の対国債スプレッドが拡大し、BBB 格以下の社債発行がほとんどみられなくなった。内閣府(2009)ではこの背景として、(1)株価の大幅下落等によって投資家のリスク許容度が低下している、(2)投資家が社債リスクをより厳しく評価するようになった、という 2 点を指摘している。

表 3 利益属性が社債スプレッドに与える影響

[パネルA] 観測値に債券・年・月を用いた分析

観測値：債券・年・月

Model	two-way clustering (Bond & Time)				Fama & MacBeth型回帰			
	(3)	(3)	(3')	(3')	(3)	(3)	(3')	(3')
予想される符号								
Cons	? 0.365 [3.49]***	0.425 [3.93]***	0.641 [6.36]***	0.705 [6.50]***	0.680 [16.74]***	0.722 [14.80]***	0.939 [17.77]***	1.029 [16.91]***
$AQ_{i,t}$	+ 2.119 [2.23]**		2.654 [2.62]***		2.172 [4.74]***		2.929 [6.34]***	
$SMTH_{i,t}$	+ 0.151 [5.07]***			0.103 [3.27]***		0.266 [12.17]***		0.217 [9.35]***
$EBITDA_{i,t}$	- -0.529 [-3.91]***	-0.669 [-4.80]***			-0.521 [-8.78]***	-0.919 [-12.15]***		
$VCFO_{i,t}$	+ 1.043 [3.42]***	1.977 [5.22]***	1.511 [4.51]***	2.209 [5.10]***	1.445 [9.83]***	3.405 [12.36]***	2.129 [10.73]***	3.945 [10.79]***
$LnPBR_{i,t}$	- -0.075 [-4.93]***	-0.068 [-4.72]***			-0.063 [-6.52]***	-0.060 [-7.42]***		
$LnD/E_{i,t}$	+ 0.190 [11.46]***	0.199 [11.75]***			0.221 [12.76]***	0.226 [13.15]***		
$SIZE_{i,t}$	- -0.034 [-5.95]***	-0.043 [-6.72]***	-0.033 [-5.70]***	-0.040 [-5.79]***	-0.052 [-17.56]***	-0.063 [-17.36]***	-0.043 [-16.24]***	-0.053 [-14.83]***
$ZSCORE_{i,t}$	-		-0.110 [-10.27]***	-0.113 [-10.57]***			-0.131 [-14.67]***	-0.149 [-15.16]***
$LnMAT_{i,j,t,m}$	+ 0.059 [9.81]***	0.059 [9.95]***	0.053 [9.10]***	0.053 [9.02]***	0.042 [10.43]***	0.045 [11.27]***	0.039 [9.46]***	0.041 [10.07]***
$GAP_{i,j,t,m}$	+ 1.785 [19.53]***	1.772 [19.28]***	1.925 [19.89]***	1.917 [19.68]***	0.911 [19.52]***	0.869 [19.56]***	1.083 [19.14]***	1.050 [19.20]***
$RFSP_{t,m}$? -0.107 [-3.09]***	-0.102 [-3.03]***	-0.068 [-2.40]**	-0.066 [-2.35]**				
$BSP_{t,m}$? 0.065 [9.81]***	0.066 [10.02]***	0.063 [10.22]***	0.063 [10.29]***				
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
(Ave) Adj R ²	0.628	0.630	0.603	0.603	0.740	0.757	0.684	0.699
N	56,832	56,832	56,832	56,832	56,832	56,832	56,832	56,832

[パネルB] 観測値に企業・年・月を用いた分析

観測値：企業・年・月

Model	two-way clustering (Firm & Time)				Fama & MacBeth型回帰			
	(3)	(3)	(3')	(3')	(3)	(3)	(3')	(3')
予想される符号								
Cons	? 0.470 [2.48]**	0.337 [1.97]**	0.568 [2.82]***	0.456 [2.48]**	0.972 [10.12]***	0.854 [9.77]***	1.041 [10.08]***	0.956 [10.03]***
$AQ_{i,t}$	+ 6.445 [2.72]***		5.906 [2.29]**		3.246 [5.61]***		3.629 [5.89]**	
$SMTH_{i,t}$	+ 0.367 [4.17]***			0.355 [3.86]***		0.276 [10.03]***		0.293 [10.64]***
$EBITDA_{i,t}$	- -0.832 [-2.08]**	-0.941 [-2.47]**			-1.222 [-7.35]***	-1.330 [-8.68]***		
$VCFO_{i,t}$	+ 0.217 [0.27]	2.676 [3.01]***	0.239 [0.26]	2.611 [2.51]**	1.614 [8.07]***	3.397 [11.30]***	1.865 [7.98]***	3.787 [10.38]***
$LnPBR_{i,t}$	- -0.067 [-2.29]**	-0.068 [-2.45]**			-0.033 [-5.66]***	-0.040 [-7.97]***		
$LnD/E_{i,t}$	+ 0.175 [6.73]***	0.182 [7.18]***			0.175 [14.97]***	0.185 [15.40]***		
$SIZE_{i,t}$	- -0.055 [-3.97]***	-0.056 [-4.35]***	-0.042 [-2.88]***	-0.042 [-3.06]***	-0.080 [-11.86]***	-0.080 [-12.10]***	-0.061 [-9.64]***	-0.062 [-10.08]***
$ZSCORE_{i,t}$	-		-0.091 [-5.38]***	-0.100 [-5.85]***			-0.110 [-12.92]***	-0.123 [-13.94]***
$LnMAT_{i,j,t,m}$	+ 0.067 [5.35]***	0.070 [5.75]***	0.058 [4.43]***	0.060 [4.77]***	0.068 [8.95]***	0.074 [9.41]***	0.054 [7.24]***	0.061 [7.95]***
$GAP_{i,j,t,m}$	+ 1.750 [14.23]***	1.716 [14.06]***	1.858 [14.35]***	1.825 [14.14]***	1.268 [18.86]***	1.178 [17.71]***	1.405 [18.58]***	1.320 [17.79]***
$RFSP_{t,m}$? 0.004 [0.08]	0.019 [0.39]	0.031 [0.63]	0.045 [0.94]				
$BSP_{t,m}$? 0.090 [7.37]***	0.091 [7.67]***	0.088 [7.43]***	0.088 [7.70]***				
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
(Ave) Adj R ²	0.605	0.617	0.582	0.593	0.652	0.674	0.582	0.605
N	12,866	12,866	12,866	12,866	12,866	12,866	12,866	12,866

(注) 従属変数は社債スプレッドであり、変数の定義は以下の通りである。 AQ ：会計発生高の質、 $SMTH$ ：利益平準化の程度、 $EBITDA$ ：償却前営業利益、 $VCFO$ ：営業キャッシュ・フローのボラティリティ、 $LnPBR$ ：株価純資産倍率の自然対数値、 LnD/E ：負債純資産比率の自然対数値、 $ZSCORE$ ：Altman (1968)のZスコア、 $SIZE$ ：総資産の自然対数値、 $LnMAT$ ：満期までの残存期間（月数）の自然対数値、 GAP ：報告された最終利回りの最高値と最低値の差の絶対値、 $RFSP$ ：期間スプレッド、 BSP ：信用スプレッド。括弧内はt値。***：1%水準で有意、**：5%水準で有意。

それではこの金融危機の前後で、利益属性と社債スプレッドの関係には変化が生じているのであろうか。もし、金融危機後に内閣府 (2009) が指摘するように社債リスクに対する投資家のリスク認識が高まっているのであれば、利益属性と社債スプレッドの関係は金融危機以前よりも金融危機以後に強まっているかもしれない。なぜならば、表 3 で示されたように会計発生高の質と利益平準化の程度は確かに投資家の社債リスク評価 (社債に対する要求収益率) に影響を与えているためである。社債リスクに対して投資家が厳しい目を持つようになったのであれば、これまでのリスク・ファクターの社債スプレッドに対する感応度が上昇する可能性がある。

表 4 のパネル A (two-way cluster-robust standard errors を用いた OLS 回帰)、パネル B (Fama and MacBeth 型回帰) は各サブサンプル²⁰を用いて、(3)式、(3')式を再度推定した結果を示している。紙幅制限のため、観測値に債券単位を用いた分析の結果のみを提示しているが、観測値に企業単位を用いた場合であっても分析結果に差異は見られなかった。

パネル A からわかるように、会計発生高の質 ($AQ_{i,t}$) の係数は金融危機以前のサブサンプルを用いた場合には、プラスの係数であるものの統計的に有意な水準にはない。一方で金融危機以後のサブサンプルを用いた場合には、その係数はプラスでかつ統計的に有意な水準にあることがわかる。このことはとりわけ金融危機以後において、会計発生高の質がリスク・ファクターとして社債リスク評価に用いられている可能性を示唆している。一方で利益平準化の程度に関してみると、金融危機の以前、以後に関わらず、利益平準化程度 ($SMTH_{i,t}$) の係数は統計的に有意なプラスの値を示している。

表 4 のパネル B について見てみると、会計発生高の質は(3)式を用いて推定した場合にのみ、金融危機以前の係数が有意ではない。一方で(3')式を用いた場合にはその係数は統計的に有意であり、証拠が混在している。利益平準化程度に関しては、パネル A と同様に金融危機の以前以後を問わず、その係数は統計的に有意な水準にある。パネル B では、月ごとにクロスセクション回帰を行っているため、金融危機以前のサブサンプルでは各説明変数について 73 個 (2002 年 8 月から 2008 年 8 月までの 73 ヶ月) の係数値が得られている。同様に金融危機以後では 33 個 (2008 年 9 月から 2011 年 5 月までの 33 ヶ月) の係数値が得られている。そのため、サブサンプル間での係数の大小関係を検定することが可能である。パネル B に提示された、それぞれの金融危機前後の係数値 ($AQ_{i,t}$ に関しては 0.456 vs. 5.966, 1.504 vs. 6.079, $SMTH_{i,t}$ に関しては 0.196 vs. 0.421, 0.141 vs. 0.386) について平均値の差の検定を行ったところ、いずれの係数についても金融危機以後の係数の方が金融危機以前の係数よりも有意に大きいことが確認された。このことは金融危機の前後を比較すると、会計発生高の質 ($AQ_{i,t}$) や利益平準化の程度 ($SMTH_{i,t}$) が 1 単位変化したときの社債スプレッドの変化が、金融危機後に有意に大きいことを意味する。

まとめると表 4 は、金融危機後 (リーマンショック後) において、会計発生高の質と社債スプレッドの関係、利益平準化程度と社債スプレッドの関係がそれぞれ強まっていることを示唆している。これは、金融危機以降に投資家が社債リスクをより厳しく見るようになったという内閣府 (2009) の指摘と整合的である。

② 格付けの影響

社債スプレッドを説明する上で、格付け機関が提供する信用格付けは非常に重要な役割を果たしてい

20 ここではリーマン・ブラザーズが破綻した 2008 年 9 月以降を金融危機後とみなしている。

表 4 金融危機前後における利益属性と社債スプレッドの関係

[パネルA] プーリング回帰推定結果

観測値：債券・年・月

Model		(3)	(3)	(3)	(3)	(3')	(3')	(3')	(3')
金融危機		以前	以降	以前	以降	以前	以降	以前	以降
予想される符号		two-way clustering (Bond & Time)							
Cons	?	0.285 [2.55]**	0.585 [3.49]***	0.273 [2.41]**	0.738 [4.07]***	0.410 [3.64]***	0.894 [5.38]***	0.428 [3.72]***	1.061 [5.80]***
$AQ_{i,t}$	+	0.609 [0.68]	3.595 [1.98]**			1.246 [1.24]	3.854 [2.08]**		
$SMTH_{i,t}$	+			0.156 [5.10]***	0.250 [4.68]***			0.103 [3.12]***	0.241 [4.56]***
$EBITDA_{i,t}$	-	-0.532 [-3.14]***	-0.327 [-1.41]	-0.719 [-4.22]***	-0.548 [-2.24]**				
$VCFO_{i,t}$	+	1.182 [3.64]***	2.036 [2.99]***	1.942 [4.80]***	4.249 [5.55]***	1.372 [3.79]***	3.258 [4.35]***	1.885 [4.30]***	5.637 [5.93]***
$LnPBR_{i,t}$	-	-0.034 [-2.00]**	-0.098 [-4.38]***	-0.039 [-2.36]**	-0.080 [-3.68]***				
$LnD/E_{i,t}$	+	0.162 [9.75]***	0.279 [6.58]***	0.169 [10.04]***	0.283 [6.66]***				
$SIZE_{i,t}$	-	-0.026 [-4.49]***	-0.059 [-5.79]***	-0.029 [-5.00]***	-0.080 [-6.30]***	-0.018 [-2.88]***	-0.058 [-6.00]***	-0.021 [-3.16]***	-0.079 [-6.34]***
$ZSCORE_{i,t}$	-					-0.088 [-9.05]***	-0.131 [-6.18]***	-0.094 [-9.77]***	-0.142 [-6.18]***
$LnMAT_{i,j,t,m}$	+	0.072 [8.65]***	0.036 [6.74]***	0.072 [8.60]***	0.040 [7.66]***	0.070 [8.48]***	0.028 [5.13]***	0.069 [8.39]***	0.031 [5.92]***
$GAP_{i,j,t,m}$	+	1.819 [11.09]***	1.595 [16.87]***	1.802 [10.95]***	1.565 [16.38]***	1.958 [11.62]***	1.724 [17.91]***	1.951 [11.52]***	1.695 [17.64]***
$RFSP_{t,m}$?	-0.148 [-3.94]***	0.046 [0.74]	-0.142 [-3.87]***	0.047 [0.75]	-0.115 [-3.67]***	0.106 [1.76]*	-0.112 [-3.62]***	0.099 [1.62]
$BSP_{t,m}$?	0.039 [3.45]***	0.066 [11.09]***	0.041 [3.63]***	0.069 [10.94]***	0.039 [3.70]***	0.065 [11.61]***	0.040 [3.79]***	0.068 [11.46]***
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj R ²		0.641	0.690	0.643	0.696	0.617	0.663	0.618	0.669
N		36,336	20,496	36,336	20,496	36,336	20,496	36,336	20,496

[パネルB] Fama and MacBeth型回帰推定結果

観測値：債券・年・月

Model	(3)	(3)	(3)	(3)	(3')	(3')	(3')	(3')
金融危機	以前	以降	以前	以降	以前	以降	以前	以降
	予想される符号				Fama & MacBeth 型回帰			
Cons	? 0.536 [19.14]***	0.999 [10.60]***	0.509 [18.29]***	1.193 [11.30]***	0.714 [24.51]***	1.435 [12.12]***	0.750 [25.06]***	1.645 [12.50]***
$AQ_{i,t}$	+ 0.456 [1.01]	5.966 [8.12]***			1.504 [3.07]***	6.079 [7.85]***		
$SMTH_{i,t}$	+ 0.196 [15.92]***	0.421 [7.44]***					0.141 [7.76]***	0.386 [7.34]***
$EBITDA_{i,t}$	- -0.462 [-7.34]***	-0.653 [-5.06]***	-0.682 [-10.28]***	-1.444 [-8.97]***				
$VCFO_{i,t}$	+ 1.528 [10.59]***	1.262 [3.60]***	2.708 [12.36]***	4.945 [7.34]***	1.642 [10.19]***	3.206 [6.64]***	2.583 [10.25]***	6.958 [8.44]***
$LnPBR_{i,t}$	- -0.027 [-4.60]***	-0.141 [-6.20]***	-0.037 [-6.50]***	-0.110 [-5.43]***				
$LnD/E_{i,t}$	+ 0.169 [11.64]***	0.334 [8.58]***	0.177 [11.88]***	0.334 [8.68]***				
$SIZE_{i,t}$	- -0.045 [-17.70]***	-0.066 [-9.42]***	-0.049 [-21.59]***	-0.093 [-11.04]***	-0.032 [-20.99]***	-0.067 [-11.15]***	-0.036 [-20.29]***	-0.091 [-12.14]***
$ZSCORE_{i,t}$	-				-0.111 [-11.86]***	-0.176 [-9.88]***	-0.123 [-13.81]***	-0.206 [-9.47]***
$LnMAT_{i,j,t,m}$	+ 0.049 [8.72]***	0.027 [12.04]***	0.050 [8.90]***	0.033 [15.61]***	0.047 [8.21]***	0.022 [9.16]***	0.047 [8.29]***	0.027 [12.05]***
$GAP_{i,j,t,m}$	+ 0.843 [14.04]***	1.060 [16.86]***	0.816 [14.06]***	0.985 [16.84]***	0.975 [13.59]***	1.323 [17.76]***	0.955 [13.56]***	1.260 [18.17]***
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Ave adj R ²	0.739	0.744	0.756	0.758	0.680	0.693	0.695	0.706
N	36,336	20,496	36,336	20,496	36,336	20,496	36,336	20,496

(注) ここで金融危機以前とは2008年8月末までの観測値を指し、金融危機以降とは2008年9月末以降を指す。観測値は債券・年・月である。従属変数は社債スプレッドであり、変数の定義は以下の通りである。AQ：会計発生高の質、SMTH：利益平準化の程度、EBITDA：償却前営業利益、VCFO：営業キャッシュ・フローのボラティリティ、LnPBR：株価純資産倍率の自然対数値、LnD/E：負債純資産比率の自然対数値、ZSCORE：Altman (1968)のZスコア、SIZE：総資産の自然対数値、LnMAT：満期までの残存期間（月数）の自然対数値、GAP：報告された最終利回りの最高値と最低値の差の絶対値、RFSP：期間スプレッド、BSP：信用スプレッド。括弧内はt値。***：1%水準で有意、**：5%水準で有意、*：10%水準で有意。

ると考えられる。主分析では、格付けの長期的なデータの入手が困難な点と、本稿で用いた複数のコントロール変数や利益平準化の程度の代理変数などと高い相関を持つことが予想される点から、信用格付けを分析に含めてこなかった。ここでは社債スプレッドと信用格付けの強固な結びつきを鑑み、信用格付けをコントロールした分析を行う。

日本証券業協会のホームページでは平成 18 年度以降に発行された社債銘柄の一覧が提供されており、そのデータのなかには発行時点における発行企業の信用格付けが記載されている。本稿ではこの格付けデータを用い、信用格付けが社債スプレッドに及ぼす影響をコントロールする。信用格付けの収集可能な期間が平成 18 年度以降に限定されるため、本分析に用いられるサンプルは 2006 年 4 月以降に限定されている。

具体的な分析としては信用格付けを定量化し、(3)式に組み込むことによって、本稿では信用格付けの影響を考慮する²¹。その推定結果は紙幅制限のため、表にはまとめていないが次のようになっている。会計発生高の質 ($AQ_{i,t}$) に関して見てみると、その係数は非常に不安定であった。観測値として企業単位を用いた場合には、係数はプラスであるものの有意水準は 10% と低くなっていた。加えて、観測値として債券単位を用いた場合には、統計的に有意ではないものマイナスの値になっていた。このことは、企業の信用格付けを考慮した場合には、会計発生高の質が社債スプレッドに対して及ぼす影響が小さくなる、もしくは消える可能性があることを示唆している。このような結果を解釈する上での 1 つの可能性は、信用格付けに会計発生高の質が捉える要素が反映されているというものである。会計発生高は短期会計発生高がいかに営業キャッシュ・フローをきちんと反映しているかを示しており、会計利益がキャッシュ・フローに裏付けられているかという点で格付けを行う上での評価対象となっているのかもしれない。

一方で、利益平準化程度 ($SMTH_{i,t}$) について注目してみると、信用格付けをコントロールした場合であっても、 $SMTH_{i,t}$ の係数は 1% 水準で有意なプラスの値を示していた。このことは、信用格付けを考慮した場合であっても、会計発生高を通して利益が平準化されているほど、社債スプレッドが低下することを示唆している。一方で、利益平準化と信用格付けの関係について扱った先行研究 (たとえば、Gu and Zhao 2006) では、信用格付けに利益平準化が影響を与えることを指摘している。このような先行研究の発見と本稿での発見を踏まえると、信用格付けには利益平準化の程度が部分的には影響を与えているものの、十分には信用格付けに反映されておらず、その結果、信用格付けを所与とした場合で

21 信用格付けのデータは次のように定量化した。信用格付けはおもに日本格付研究所 (JCR)、格付投資情報センター (R&I)、スタンダード & プアーズ (S&P)、ムーディーズ (Moody's)、フィッチ (Fitch) の 5 社から提供されており、社債によっては複数の格付け機関から格付けが付与されている場合もある。各社の格付け方針には差異が存在していると予想されるため、本稿では JCR が提供している格付けを優先的に採用し、次いで R&I、Moody's、S&P、Fitch の順に格付けデータとして採用する。このようにして収集されたデータは、AAA 格から BBB- 格までを含んでいる。次にこれら格付けを高い方から順位付けし、この順位付けによって付された数字を格付けの代理変数 ($RATE_{i,t,m}$) とする (つまり、AAA 格に 1、AA+ 格に 2、AA 格に 3、…、BBB- 格に 10 を割り当てる)。格付け付与後、新しく社債を発行する際に公表された格付けが変更されている場合、 $RATE_{i,t,m}$ は最新の格付けに基づいて算定される。このような処理を行うのは、社債を発行した場合にのみ、本稿では信用格付けを収集できるためである。そのため、平成 18 年度以降に社債を 1 度のみしか発行していない企業の信用格付けは、発行当時の格付けのまま据え置かれてしまうことになる。これは本稿の限界の 1 つである。

あっても、利益平準化程度が社債スプレッドに追加的に影響を与えていると考えられる。

6 おわりに

本稿では、投資家の要求収益率のなかでも社債スプレッドに焦点をあわせ、2つの利益属性（会計発生高の質と利益平準化程度）が社債スプレッドに対して及ぼす影響について分析を行った。これまでの先行研究では利益属性と株主資本コストの関係性に注目した研究が多いが、本稿では利益属性と社債スプレッドの関係性に注目して分析を行い、会計発生高の質が高い企業、もしくは利益平準化程度が高い企業ほど、社債スプレッドが低下する傾向にあることを発見した。とくに利益平準化程度と要求収益率の関係性に関しては、株主資本コストを用いた先行研究では発見が一貫しておらず（Francis et al. 2004 vs. McInnis 2010）、社債スプレッドに注目して、利益が会計発生高を通して平準化されるほど、社債スプレッドが低下しうることを発見したことは本稿の貢献の1つであるといえる。

また追加分析では、金融危機前後での利益属性と社債スプレッドの関係の変化について分析を行った。分析の結果、金融危機以前に比べ、金融危機以降では利益属性と社債スプレッドの関係性が強まっており、利益属性の変化に対して、社債スプレッドがより大きく変動している可能性が示唆された。このことは、会計発生高の質や利益平準化程度といった従来からの費用と収益の対応原則によってもたらされている可能性の高い利益属性が近年、より積極的に社債評価に織り込まれるようになってきた可能性を示唆している。このように、金融危機の前後で利益属性と社債スプレッドの関係性が変化したことを示した研究は、筆者の知るところ存在せず、本稿の貢献であるといえる。

しかしながら、本稿の検証結果には留意すべき点も存在する。例えば、本稿では、利益平準化程度については主分析、追加検証、ロバストネス・チェックを通し、一貫して利益平準化程度と社債スプレッドの関係が観察された。一方で、会計発生高の質に関しては、一部分分析において、（統計的に有意ではないという意味で）仮説と整合的ではなく、会計発生高の質と社債スプレッドが実際に結びついているのかについては、限定的な証拠しか得られていない。また、利益属性として本稿では会計発生高の質と利益平準化程度の2つに焦点を合わせて分析を行ってきたが、他の利益属性と社債スプレッドの関係に関して分析を行う余地が残されている。たとえば、近年、会計基準設定機関の間で重視されている適時性（timeliness）は社債スプレッドにどのような影響を及ぼすのであろうか。これら本稿で扱いきれなかった課題を今後研究していく必要があるだろう。

【参考文献】

- [1] Altman, E.I. (1968), "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy," *The Journal of Finance*, Vol.23, No.4, pp. 589-609.
- [2] Barth, M.E., D.P. Cram, and K.K. Nelson (2001), "Accruals and the Prediction of Future Cash Flows," *The Accounting Review*, Vol.76, No.1, pp. 27-58.
- [3] —, W.R. Landsman, and M.H. Lang (2008), "International Accounting Standards and Accounting Quality," *Journal of Accounting Research*, Vol.46, No.3, pp. 467-498.
- [4] Bessembinder, H., K. M. Kahle, W. F. Maxwell, and D. Xu. (2009), "Measuring Abnormal Bond Performance," *Review of Financial Studies*, Vol.22, No.10, pp. 4219-4258.
- [5] Bharath, S.T., J. Sunder, and S.V. Sunder (2008), "Accounting Quality and Debt Contracting," *The*

- Accounting Review*, Vol.83, No.1, pp. 1-28.
- [6] Chen, L., D.A. Lesmond, and J. Wei (2007), "Corporate Yield Spreads and Bond Liquidity," *The Journal of Finance*, Vol.62, No.1, pp. 119-149.
- [7] Chen, L.H. (2009), "Income Smoothing, Information Uncertainty, Stock Returns, and Cost of Equity," Ph.D Dissertation, The University of Arizona.
- [8] Collin-Dufresne, P., R.S. Goldstein, and J.S. Martin (2001), "The Determinants of Credit Spread Changes," *The Journal of Finance*, Vol.56, No.6, pp. 2177-2207.
- [9] Dechow, P.M. and I.D. Dichev (2002), "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors," *The Accounting Review*, Vol.77, Supplement, pp. 35-59.
- [10] Dichev, I. and V.W. 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.
- [11] Easley, D. and M. O'Hara (2004), "Information and the Cost of Capital," *The Journal of Finance*, Vol.59, No.4, pp. 1553-1583.
- [12] Easterwood, J. C., and S. R. Nutt. (1999), "Inefficiency in Analysts' Earnings Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism?" *The Journal of Finance*, Vol.54, No.5, pp. 1777-1797.
- [13] Elton, E. J. (1999), "Expected Return, Realized Return, and Asset Pricing Tests," *The Journal of Finance*, Vol. 54, No.4, pp. 1199-1220.
- [14] Fama, E. F., and K. R. French. (1997), "Industry costs of equity," *Journal of Financial Economics*, Vol.43, No.2, pp. 153-193.
- [15] ——— and J. MacBeth (1973), "Risk, return, and equilibrium: Empirical tests," *Journal of Political Economy*, Vol.81, No.3, pp. 607-636.
- [16] Financial Accounting Standards Board (1978), *Statement of Financial Accounting Concept No.1: Objectives of Financial Reporting by Business Enterprises*.
- [17] Financial Accounting Standards Board (2010), *Statement of Financial Accounting Concepts No. 8: Conceptual Framework for Financial Reporting*.
- [18] 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.
- [19] ———, ———, ———, and ———. (2004), "Costs of Equity and Earnings Attributes," *The Accounting Review*, Vol.79, No.4, pp. 967-1010.
- [20] Gow, I.D., G. Ormazabal, and D.J. Taylor (2010), "Correcting for Cross-Sectional and Time-Series Dependence in Accounting Research," *The Accounting Review*, Vol.85, No.2, pp. 483-512.
- [21] Graham, J.R., S. Li, and J. Qiu (2008), "Corporate misreporting and bank loan contracting," *Journal of Financial Economics*, Vol.89, No.1, pp. 44-61.
- [22] Gu, Z. and Y. Zhao (2006), "Accruals, Income Smoothing and Bond Ratings," Working Paper.
- [23] Holthausen, R.W. and R.L. 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.
- [24] Houweling, P., A. Mentink, and T. Vorst (2005), "Comparing possible proxies of corporate bond liquidity," *Journal of Banking & Finance*, Vol.29, No.6, pp. 1331-1358.
- [25] Hriber, P. and D.W. Collins (2002), "Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research," *Journal of Accounting Research*, Vol.40, No.1, pp. 105-134.

- [26] Jung, B., N. Soderstrom, and S. Yang (2012), "Earnings Smoothing Activities of Firms to Manage Credit Ratings," *Contemporary Accounting Research*, forthcoming.
- [27] Lu, C.W., T.K. Chen, and H.-H. Liao (2010), "Information uncertainty, information asymmetry and corporate bond yield spreads," *Journal of Banking & Finance*, Vol.34, No.9, pp. 2265-2279.
- [28] McInnis, J. (2010), "Earnings Smoothness, Average Returns, and Implied Cost of Equity Capital," *The Accounting Review*, Vol.85, No.1, pp. 315-341.
- [29] Miyakawa, D. and S. Watanabe (2011), "Opinion Difference as a Measure of Illiquidity," *Working Paper*, Development Bank of Japan.
- [30] Nam, S., F. Brochet, and J. Ronen (2012), "The Predictive Value of Accruals and Consequences for Market Anomalies," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol.27, No.2, pp. 151-176.
- [31] Petersen, M.A. (2009), "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches," *Review of Financial Studies*, Vol.22, No.1, pp. 435-480.
- [32] Sloan, R.G. (1996), "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?" *The Accounting Review*, Vol.71, No.3, pp. 289-315.
- [33] Takasu, Y. and M. Nakano (2012), "What Do Smoothed Earnings Tell Us about the Future?" *The Japanese Accounting Review*, Vol.2, pp.1-32.
- [34] Yu, F. (2005), "Accounting transparency and the term structure of credit spreads," *Journal of Financial Economics*, Vol.75, No.1, pp. 53-84.
- [35] 王京穗 (2011),「債券の市場流動性の把握と金融機関のリスク管理への応用」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』11-J-2, 日本銀行。
- [36] 加賀谷哲之 (2011),「日本企業の費用収益対応度の特徴と機能」『会計』, Vol. 179, No. 1, 68-84 頁。
- [37] —— (2012),「会計基準の国際的統合化・収斂化が投資行動に与える影響」『一橋ビジネスレビュー』, Vol. 60, No. 1, 38-56 頁。
- [38] 神楽岡優昌 (2007)「社債の流動性プレミアムの測定」胥鵬 (編)『社債市場の育成と発展—日本の経験とアジアの現状 (比較経済研究所研究シリーズ 22)』, 法政大学出版局, 71-92 頁。
- [39] 企業会計基準委員会 (2006),『討議資料『財務会計の概念フレームワーク』』, 東京。
- [40] 首藤昭信 (2010),『日本企業の利益調整』, 中央経済社。
- [41] 白田佳子 (2003),『企業倒産予知モデル』, 中央経済社。
- [42] 須田一幸・首藤昭信・太田浩司 (2004)「ディスクロージャーが負債コストに及ぼす影響」須田一幸 (編)『ディスクロージャーの戦略と効果』, 森山書店, 45-68 頁。
- [43] ——・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』, Vol. 8, 25-41 頁。
- [44] 中島真澄 (2008),「会計発生高の役割としての利益平準化の情報提供の有用性—SEC 基準わが国企業に基づく実証研究」『会計』, Vol. 174, No. 6, 851-864 頁。
- [45] 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』, Vol.31, No.4, 175-214 頁。
- [46] 内閣府 (2009),『年次経済財政報告—危機の克服と持続的回復への展望—』内閣府。
- [47] 新美一正 (2009),「利益平準化」は企業業績のシグナルを伝達するか—将来キャッシュフロー予測に関する実証分析—『Business & Economic Review』, Vol. 19, No. 4, 118-139 頁。
- [48] 野間幹晴 (2005),「会計発生高の質に対する資本市場の評価」『会計』, Vol. 168, No. 1, 15-28 頁。