



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## 金融政策が投資家行動に及ぼす影響： 社債の発行条件形成における検証

大山 慎介\*  
shinsuke.ooyama@boj.or.jp  
本郷 保範\*  
yasunori.hongou@boj.or.jp

No.10-J-11  
2010年5月

日本銀行  
〒103-8660 郵便事業（株）日本橋支店私書箱第30号

\* 企画局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

# 金融政策が投資家行動に及ぼす影響： 社債の発行条件形成における検証\*

大山 慎介<sup>†</sup>・本郷 保範<sup>‡</sup>

2010年5月

## 【要旨】

本稿では、日本の社債発行市場における発行スプレッド（発行利回りのベースレートからの乖離）の形成プロセスを注目し、金融政策が投資家行動を通じて発行スプレッドに及ぼす影響を識別する。2007年4月から2009年8月に条件決定したAAA格からA格の非金融法人の普通社債について発行スプレッドの形成プロセスを分析した結果、政策金利が低いほど、発行スプレッドがより縮小する傾向があり、その傾向がAAA格やAA格と比べてA格で顕著であることが分かった。この結果は、金融政策の波及経路のひとつであるクレジット・チャンネルが日本の社債発行市場において作用している可能性を示唆するものである。

キーワード：社債、企業金融、クレジット・チャンネル、金融政策

JEL 分類番号：E50, E52, G10, G32

---

\* 本稿の作成に当たり、大橋英敏氏（モルガン・スタンレー証券）、香月康伸氏（みずほ証券）、徳島勝幸氏（ニッセイ基礎研究所）ならびに日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂いた。記して感謝の意を表したい。ただし、あり得べき誤りは筆者個人に属する。本稿の内容や意見は、筆者個人に属するものであり、日本銀行および同企画局の公式見解を示すものではない。

<sup>†</sup> 日本銀行企画局（E-mail: shinsuke.ooyama@boj.or.jp）

<sup>‡</sup> 日本銀行企画局（E-mail: yasunori.hongou@boj.or.jp）

## 1. はじめに

金融政策は、さまざまな経路を通じて金融市場や実体経済に影響を及ぼす。金融政策の波及経路のうち、クレジット・チャンネル (Bernanke and Gertler, 1995) は、不完全情報、不完備契約のもとで、金融政策が銀行や投資家行動を通じて——金利チャンネルによる効果を増幅するかたちで——実体経済に影響を及ぼすことを指摘している<sup>1</sup>。例えば、クレジット・チャンネルのうちバランスシート・チャンネルによると、金融政策が緩和的になると、銀行からみて借り手の資産価値が改善するため、与信が増加するとともに、貸出金利に含まれるリスク・プレミアムが縮小する。

クレジット・チャンネルの存在を実証するためには、金融政策が銀行や投資家といった資金供給主体の行動、延いてはリスク性資産の価格・利回りに及ぼした影響を識別する必要がある。本稿では、日本の社債発行市場における条件形成プロセスに注目し、金融政策が投資家行動を通じて社債の発行スプレッド（発行利回りのベースレートからの乖離）に及ぼす影響を識別する。

日本の社債市場では、社債の発行条件が決定される前に、発行体の代理人である主幹事証券会社（以下、主幹事）が発行条件の着地を探るプロセス（以下、マーケティング）がある<sup>2</sup>。マーケティングに際し、主幹事は、過去の起債案件や予め入手した一部の主要投資家の感触などを踏まえて、発行利回りの着地見通しをレンジ（例えば、「同年限の国債利回り+10~20bps」）で提示する<sup>3</sup>。このレンジを「マーケティング・レンジ」という。

主幹事は、マーケティング・レンジを提示した後、投資家がレンジのどこであれば当該社債の入札に応じるかを探る。そして、発行額を満たすのに十分な応札額を確保できる発行スプレッドを見極めると、発行条件を決定する。マーケティング・レンジの提示から発行条件の決定までの期間は、平均で4営業日であり、マーケティングの期間中に、発行体の属性に関する評価や金融・経済環境が大きく変化することは考えにくい<sup>4</sup>。このため、一定の仮定のもとでは、マーケティング期間中に生じた

---

<sup>1</sup> クレジット・チャンネルに関する理論や実証研究については、Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1996, 1999) や Walsh (2003) などを参照。

<sup>2</sup> プライストーク、プレヒアリングといった呼び方もあるが、本稿では、投資家の反応をみながら発行条件の着地を見極めていく主幹事の行動を「マーケティング」と総称する。

<sup>3</sup> 本稿では、情報ベンダーや専門情報誌に「主幹事が新発社債のマーケティングを開始した」との報道が出た時点をも「マーケティングの開始時点」とみなしている。すなわち、本稿では、情報ベンダーや専門情報誌にマーケティング情報が載った時点から条件決定までの変動を分析対象としている。

<sup>4</sup> 仮にマーケティング期間中に金融市場やマクロ経済の状況、発行体の属性が大きく変化した場合には、起債自体が見送られることが多いため、分析対象から除外されることになる。

発行スプレッドの変動——具体的にはマーケティング・レンジの仲値と決定された発行スプレッドとの差——は、主幹事が想定した投資家の社債に対する需要と実際に顕現化した需要との乖離——換言すれば、投資家の要求する発行スプレッドに関する主幹事の想定と実現値の乖離——を反映していることになる。

社債の発行スプレッドは、標準的な資産価格理論にしたがうと、当該社債のリスク量、投資家のリスク回避度、投資家を取り巻く金融・経済環境の不確実性という3要素に分解できる<sup>5</sup>。本稿では、3つの要素のうち、投資家のリスク回避度と金融・経済環境の不確実性に関する認識は、主幹事と投資家の間で共有されていると仮定する。これは、日本の社債市場では投資家の太宗が固定していることに加えて、投資家を取り巻く金融・経済環境は観察可能であるほか、主幹事はマーケティングに先立って一部の主要な投資家から需要見通しを聴取する慣行があることを勘案した仮定である。

一方、社債のリスク量については、主幹事と投資家との間で認識が異なり得る。これは、主幹事は、理屈のうえでは、発行体の代理人として社債の真のリスク量を把握していると考えられる一方、不完全情報のもとでは、投資家は、社債のリスク量を完全には把握できない可能性があるためである。金融政策の波及経路のうち、クレジット・チャンネル（正確にはバランスシート・チャンネル）は、金融政策が緩和的であると、投資家からみて発行体の資産価値が上昇し、社債のリスク量が低下することを示唆している。その結果、投資家が要求する発行スプレッドが、真のリスク量に基づいて主幹事が想定した着地見込みを下回ることが考えられる。

このように整理すると、主幹事がマーケティング時に想定した社債の発行スプレッドの着地見通しと実際に条件決定された発行スプレッドとの乖離は、他の条件を一定とすれば、金融政策が投資家行動、具体的には社債のリスク量の認識に及ぼした影響を反映していることになる。そこで、本稿では、マーケティングから条件決定にかけての発行スプレッドの変化と金融政策との関係を検証していく。

以下の構成は、次のとおりである。第2節では、社債の発行条件の形成プロセスについて説明し、分析上の仮定や検証すべき仮説を整理する。第3節では、本稿の分析で用いるモデルとデータを説明する。第4節では、第3節で説明したモデルを用いて行った回帰分析の結果について説明する。第5節が結語である。

---

<sup>5</sup> 本稿では、金融政策の波及経路のうち、クレジット・チャンネルに焦点を当てて分析を進めていくが、本稿の分析は、金融政策がそれ以外の経路——例えば、リスクテイキング・チャンネル——を通じて投資家行動、延いては社債の発行スプレッドの形成に影響を及ぼしている可能性を排除するものではない。この点については、後述する。

## 2. 社債の発行条件の形成プロセス

本節では、日本の社債市場における発行手続きを踏まえて、発行条件の形成プロセスを描写する。

### (社債の発行手続き)

日本の企業（発行体）が普通社債を発行する場合、まず、代理人である主幹事を指名する。主幹事は、発行体の希望と過去の起債実績、予め入手した主要投資家の感觸などをつき合わせて、発行する社債の年限や発行額を設定するとともに、発行利回りの着地見通しを形成し、それをベンチマークとなる国債利回りや Libor（スワップ・レート）からの金利上乘せ幅のレンジ（マーケティング・レンジ）として提示する。

主幹事は、マーケティング・レンジを提示した後、投資家がレンジのどこであれば新発社債の入札に応じるか、発行額を満たすだけの応札額を確保できるかを探る。平均で4営業日——最短で1営業日、大方の事例では6営業日以内——で<sup>6</sup>、十分な応札額を確保できる発行スプレッドの水準を確認し、発行条件が決定される。その条件で起債された社債を引受シ団の証券会社が投資家に販売し、社債の発行手続きが終了する。

### (主幹事のマーケティング行動に関する仮定)

主幹事は、マーケティング・レンジを設定するに当たって、属性（例えば業種や格付け）が類似した発行体による直近の起債事例や、同一発行体の過去の起債事例、既発債の流通利回り、マーケティングに先立って聴取した一部の主要投資家の需要見通しなどを参考にし、起債予定の銘柄に対する投資家の需要、延いては発行スプレッドの着地見通しを想定する。

本稿では、前述したとおり、主幹事について、(1)起債予定の銘柄の真のリスク量を把握している、(2)投資家のリスク回避度を知っている、(3)マクロ的な金融・経済環境が投資家行動に及ぼす影響を正しく——投資家と同様に——認識している、という3点を仮定する。また、マーケティング・レンジの仲値を、主幹事が想定した発行スプレッドの着地見通し——発行体の資金需要曲線と主幹事が想定した投資家の資金供給曲線との交点——に等しい、と仮定する。これらの結果、マーケティング・レンジの仲値は、社債の真のリスク量、投資家のリスク回避度、金融・経済

<sup>6</sup> マーケティング情報の開示から条件決定されるまでの期間。本稿のサンプルに基づく。

環境によって規定されていることになる。

なお、実際の事例をみると、発行スプレッドがマーケティング・レンジの仲値を下回る事例が少なくない。これは、主幹事が発行スプレッドの着地見通しに対して上下非対称に——着地見通しからレンジの上限までの幅を大きく、下限までの幅を小さめに——マーケティング・レンジを設定している可能性を示唆している。また、実際には、銘柄ごとにマーケティングの期間やレンジの大きさは区々である。一般的には、主幹事が発行条件の見極め、すなわち社債の需給均衡点の想定に自信を持っているほど、マーケティングの期間が短く、レンジの幅が狭くなるといわれている<sup>7</sup>。実証分析にあたっては、これらの影響も考慮に入れる。

### （発行体の資金需要曲線に関する仮定）

社債の発行体は、理論的には、発行スプレッドが小さいほど社債による資金調達を増やす、と考えられる。このため、縦軸に発行スプレッド、横軸に発行額をとって社債発行市場を図示すれば、資金需要曲線は右肩下がりになるはずである。

もっとも、実際の起債事例をみると、マーケティング開始から発行額が変化するケースは必ずしも多くはない<sup>8</sup>。この背景としては、企業は、有利子負債比率や負債の直間比率などを勘案し、社債発行を通じた資金調達額を外生的に決定する傾向があるほか、マーケティングに先立って主幹事が投資家の消化可能な起債規模を把握し、それに合わせて発行額を決める傾向があることが指摘されている。また、仮に発行額がマーケティング期間中に変更されたケースであっても、その変化は連続的ではなく、離散的に——例えば、発行予定額が当初 100 億円であった場合、それが 150 億円や 200 億円に増加するといった具合で——変化するという市場慣行もある。

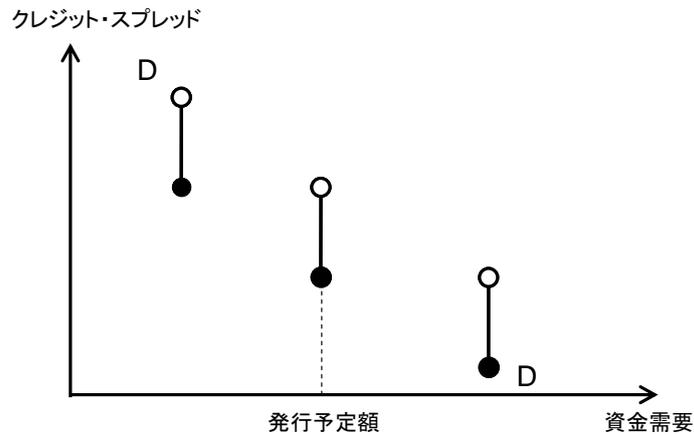
そこで、本稿では、社債発行市場における発行体の資金需要曲線は、大局的には右肩下がりであるが、局所的には当初の発行予定額前後で離散的な形状をしていると仮定する（図表 1）。換言すれば、発行スプレッドが一定の範囲にある場合には、発行体の資金需要は一定——資金需要曲線が局所的に垂直——であり、その範囲を超えてスプレッドが変動すると、資金需要、すなわち発行額がジャンプすると仮定する。

---

<sup>7</sup> 一般的には、高格付けで起債頻度が高い発行体ほど、発行条件の見極めが容易であるため、マーケティング期間が短くなる傾向がある。一方、低格付けや初めての起債、発行額が非常に大きい案件であると、発行条件の見極めが難しい分、主幹事は、マーケティングの期間を長くし、マーケティング・レンジを広めかつ高めに設定する傾向がある。

<sup>8</sup> 本稿のサンプルのうち、社債の発行額がマーケティング時の発行予定額から変更になったのは、全体の 25%に過ぎない。

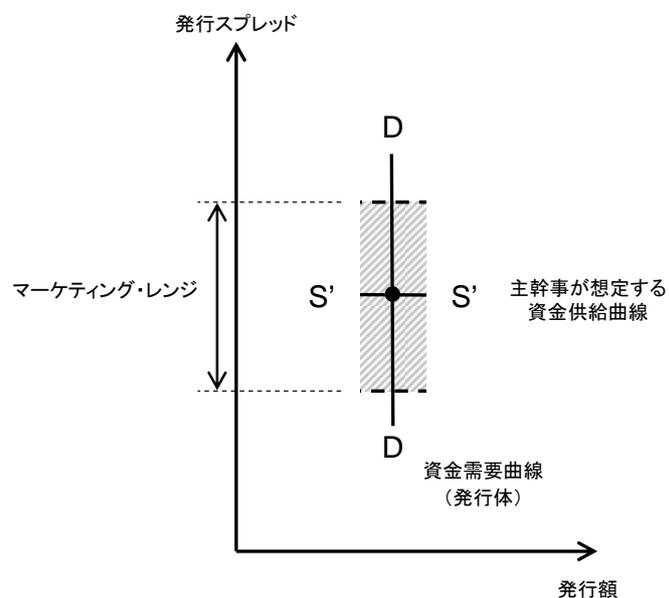
(図表 1) 発行体の資金需要曲線



(マーケティング時の社債発行市場)

図表 2 は、マーケティング時の社債発行市場を描写している。発行体の資金需要曲線は、前述したとおり、大局的には右肩下がりであるが、局所的には垂直であることを仮定している<sup>9</sup>。

(図表 2) マーケティング時の社債発行市場



一方、主幹事が想定する資金供給曲線が、 $S'S'$ である。 $S'S'$ 曲線と資金需要曲線との交点が主幹事の想定する社債発行市場の需給均衡点であり、対応する発行スプレッド

<sup>9</sup> 図表 2 では、マーケティング・レンジの範囲内の発行スプレッドであれば、資金需要がジャンプしないと仮定している。

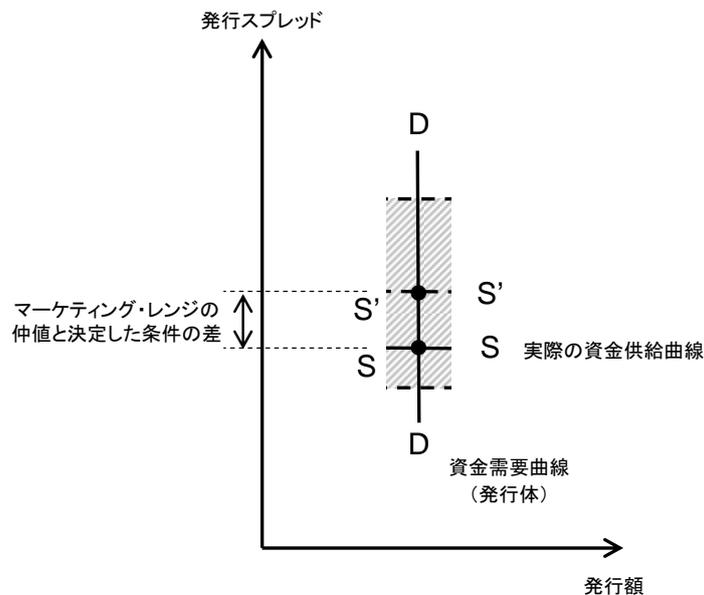
レドがマーケティング・レンジの仲値である。マーケティング・レンジの上限は、投資家の需要が最も少ないと見込まれる場合の資金供給曲線に、下限は投資家の需要が最も旺盛であると見込まれる場合の資金供給曲線に、それぞれ対応している。標準的な資産価格理論に基づくと、投資家の資金供給は発行額に依存しない。このため、ここでは、マーケティングから条件決定にかけての資金供給曲線を横軸に対して平行に描写する。

**(条件決定時の社債発行市場)**

次に、実現した資金供給曲線  $SS$  を加えて、条件決定時の社債発行市場の状況を描写してみよう。図表 3 では、投資家の社債に対する需要が主幹事の想定と比べて旺盛であったケースであり、実現した資金供給曲線  $SS$  は、主幹事の想定した  $S'S'$  の下方に位置し、発行スプレッドがマーケティング・レンジの仲値から縮小する。

図表 3 で注目すべきは、マーケティング開始から条件決定にかけて生じた変化が資金供給曲線のシフトに起因していることである。換言すれば、マーケティング・レンジの仲値と実現した発行スプレッドとの差は、主幹事が想定した資金供給曲線  $S'S'$  と実際の資金供給曲線  $SS$  との乖離、すなわち、主幹事が想定した投資家行動と実際の投資家行動との違いを反映している。

(図表 3) 条件決定時の社債発行市場



### (検証すべき仮説)

ここで、社債の発行スプレッドがどのような要因で規定されているかを、標準的な資産価格理論にしたがって整理してみよう<sup>10</sup>。

標準的な資産価格理論に基づくと、時点 $t$ において起債される社債の価格 $p_t$ は、将来の受取額の割引現在価値の期待値と等しくなる。

$$p_t = E_t(m_{t+1}x_{t+1}) \quad (1)$$

ただし、 $x_{t+1}$ は受取額、 $m_{t+1}$ は確率的割引率である。なお、 $E_t$ は期待値を示す。

社債 $i$ について、(1)式の両辺を $p_t^i$ で除し、利回り ( $R_{t+1}^i$ ) ベースに書き換える。

$$1 = E_t(m_{t+1}R_{t+1}^i) \quad (2)$$

次に、(2)式を、共分散の公式 $\text{cov}(x, y) = E(xy) - E(x)E(y)$ を用いて(3)式の形に変形する。

$$1 = E_t(m_{t+1})E_t(R_{t+1}^i) + \text{cov}_t(m_{t+1}, R_{t+1}^i) \quad (3)$$

無リスク資産の利回り $R_{t+1}^f$ が $R_t^f = 1/E_t(m_{t+1})$ であることを勘案すると、(3)式から(4)式を得る。

$$E_t(R_{t+1}^i) - R_{t+1}^f = \underbrace{\left( \frac{\text{cov}_t(R_{t+1}^i, m_{t+1})}{\text{var}(m_{t+1})} \right)}_{\beta_t^i} \underbrace{\left( -\frac{\text{var}(m_{t+1})}{E_t(m_{t+1})} \right)}_{\lambda_m} \quad (4)$$

(4)式の左辺 $E_t(R_{t+1}^i) - R_{t+1}^f$ は、社債 $i$ のクレジット・スプレッドである。一方、(4)式の右辺のうち、 $\beta_t^i$ は社債のリスク量、 $\lambda_m$ はリスクの単価である。消費者の効用関数 $u(c_t)$ を $u(c_t) = [1/(1-\gamma)]c_t^{1-\gamma}$ とすると、(4)式の近似形として(5)式を得る。

$$\text{spread}_t^i = \beta_t^i \gamma \sigma_c^2 \quad (5)$$

ただし、 $\text{spread}_t^i$ は社債のクレジット・スプレッド $\text{spread}_t^i = E_t(R_{t+1}^i) - R_{t+1}^f$ である。

<sup>10</sup> 以下の説明は Cochrane (2005)、Gai and Vause (2006) に基づく。

また、 $\gamma$ は投資家（正確には投資家が代理する消費者）のリスク回避度、 $\sigma_c^2$ は消費を巡る不確実性 $\sigma_c^2 = \text{var}(c_{t+1}/c_t)$ である。

(5)式によると、社債 $i$ のリスク量 $\beta^i$ が大きいほど、リスクの単価 $\lambda_m$ が高いほど、つまり、消費者の代理人である投資家のリスク回避度 $\gamma$ が高いほど、投資家を取り巻く不確実性 $\sigma_c^2$ が高いほど、社債 $i$ のクレジット・スプレッドは拡大する。

本稿では、主幹事、投資家とも、(5)式に基づいて社債の発行スプレッドを決めていることと、投資家の $\gamma$ と $\sigma_c^2$ の値が同じであることを仮定する。このうち $\gamma$ については、日本の社債発行市場では、投資家の太宗が生命保険、年金基金、地方銀行、信用金庫など固定的であることを、 $\sigma_c^2$ については、投資家を取り巻く金融・経済環境は主幹事からも観察できるほか、主幹事はマーケティングの前に一部主要な投資家から需要見通しを聴取する慣行があることを、それぞれ勘案している。

社債 $i$ のリスク量 $\beta^i$ については、主幹事は発行体の代理人として真のリスク量 $\beta^{i*}$ を知っていると仮定する。その結果、主幹事の想定する社債 $i$ の発行スプレッドの着地見通しは、(6)式となる。

$$spread^{i-mkt} = \beta^{i*} \gamma \sigma_c^2 \quad (6)$$

一方、投資家は、不完全情報のもとで、社債 $i$ の真のリスク量 $\beta^{i*}$ が分からない。そのため、入札に向けてリスク量 $\hat{\beta}^i$ を想定するが、それが $\beta^{i*}$ と一致するとは限らない。その結果、投資家が想定したリスク量が反映された実際の発行スプレッドは、(7)式となる。

$$spread^{i-issue} = \hat{\beta}^i \gamma \sigma_c^2 \quad (7)$$

(6)式と(7)式から明らかなおとおり、主幹事の想定する発行スプレッドの着地見通しと実際の発行スプレッドとの差（ $dsread^i = spread^{i-issue} - spread^{i-mkt}$ ）は、(8)式のおとおり、 $\hat{\beta}^i$ と $\beta^{i*}$ との差に規定される。

$$dsread^i = (\hat{\beta}^i - \beta^{i*}) \gamma \sigma_c^2 \quad (8)$$

金融政策の波及経路のうちクレジット・チャンネル（正確にはバランスシート・チャンネル）は、金融政策が緩和的であると、投資家からみた企業の資産価値が改善する

結果、投資家の企業債務への需要が増加し、リスク・プレミアムが縮小することを指摘している。これを本稿の枠組みに即すと、金融政策が緩和的な（引き締めの）局面では、 $\hat{\beta}^i$  が  $\beta^{i*}$  と比べて小さく（大きく）なり、実際の資金供給曲線  $SS$  が、主幹事の想定した資金供給曲線  $S'S'$  と比べて下（上）に位置する結果、実現した発行スプレッド  $spread^{i-issue}$  がマーケット・レンジの仲値  $spread^{i-mkt}$  と比べて縮小（拡大）し、 $dspread^i$  が負（正）になる。つまり、金融政策が投資家行動、具体的には投資家による社債  $i$  のリスク量の認識を通じて社債の発行スプレッドに影響を及ぼしているかは、金融政策の代理変数が  $dspread^i$  に統計的に有意な影響を及ぼしているかを検証すればよいことになる。

なお、前述したとおり、日本の社債発行市場では、投資家の太宗が固定しており、主幹事が想定した投資家と実際の投資家が異なるとは考えにくい。また、マーケティングの期間は平均4営業日であり、その間に発行体の属性や投資家を取り巻く金融・経済環境が大きく変化するとも考えにくい。これらを勘案すると、本稿の分析の枠組みでは、 $S'S'$  と  $SS$  以外の条件は一定と仮定して問題はないと考えられる。

### 3. モデルとデータ

#### （モデル）

本稿では、金融政策が投資家の社債への需要、延いては社債の発行スプレッドに影響を及ぼしているか否かを検証するために、次の式を最小二乗法（OLS）で推計する。

$$dspread^i = a + \alpha(on^i) + \delta(day^i) + \omega(cap^i) + \theta(dr^i) + \sum_j \psi^j (sy^{i,j}) + \varepsilon^i \quad (9)$$

ただし、 $a$  は定数項、 $i$  は社債の銘柄を示す。

モデルを構成する変数は、以下のとおりである。まず、被説明変数である  $dspread^i$  は、銘柄  $i$  の実現した発行スプレッドとマーケティング・レンジの仲値との乖離である。

説明変数のうち  $on^i$  は、金融政策の代理変数である無担保コールレート（オーバーナイト物）である。マーケティング期間に対応した金融政策の影響を捉えるため、条件決定日の5営業日前から前営業日までの平均値を用いる<sup>11</sup>。クレジット・チャ

<sup>11</sup> 平均値を算出する期間は、平均的なマーケティング期間の日数に合わせた。

ネルは、政策金利が低いほど、投資家からみた企業の資産価値が改善し、発行スプレッドが縮小することを含意しているため、想定される符号条件は正である。

残りの説明変数は、他の要因の影響を調整するための変数である。 $day^i$ は、マーケティングの開始時点から条件決定日までの営業日数である。前述したとおり、主幹事が社債の需給均衡点の想定に自信を持っているほど、マーケティング期間が短くなる。逆に、発行条件の見極めが難しい起債の場合は、マーケティング期間を長く、そしてマーケティング・レンジの上限をより高く設定する——発行スプレッドの縮小幅が大きくなる——傾向がある。こうした傾向を踏まえると、想定される符号条件は負である。

$cap^i$ は、発行体の株価変動である。銘柄 $i$ の発行体の時価総額を東証1部の時価総額で除したものの、条件決定の5営業日前から前営業日にかけての変化幅を採用する。発行体の時価総額が株式市場全体をアウトパフォームするようなショックが生じた場合には、多くの場合社債の発行スプレッドが縮小すると考えられるため<sup>12</sup>、想定される符号条件は負である。

$dr^i$ は、ベースレートの変動である。銘柄ごとのベースレートに応じて同年限の国債利回り（ブルームバーグのジェネリック物）<sup>13</sup>、または円 Libor を用いる。データとしては、マーケティング開始から条件決定の前営業日にかけての変化幅のうち、大きな変動が生じたケースのみに実測値を入れ<sup>14</sup>、それ以外のケースは0とした。投資判断のベンチマークが社債スプレッドではなく、利回りの絶対値である投資家が存在する場合<sup>15</sup>、ベースレートが大幅に上昇すると、発行スプレッドの縮小を許容する傾向があるとされている。仮にこうした傾向があるとすれば、 $dr^i$ にかかる係数は負になる。

$sy^{i,j}$ は、主幹事証券会社に関するダミー変数である。証券会社 $j$ が銘柄 $i$ の主幹事をしている場合には1、していない場合には0をとる。証券会社のうち、主幹事の

---

<sup>12</sup> 例外的には、公的資本の注入や増資が行われた場合、株価が希薄化によって下落する一方、社債のクレジット・スプレッドが資本のバッファの増加によって縮小することもあり得る。

<sup>13</sup> 結果の掲載は省略するが、国債の利回りとして、財務省が公表する主要年限ごとの国債金利情報を用いても、後述する分析結果や含意に変化は生じない。

<sup>14</sup> 当該変数の分布を正規分布と仮定し、両端5%の変動を示したケースのみに、当該変数の値を入れた。

<sup>15</sup> こうした投資家は、一般的には「絶対金利水準インベスター」（現代社債投資研究会、2008）と呼ばれる。かれらは、一定水準の名目利回りを確保することを目的としているため、ベースレートが大幅に上昇すると、当初目標としていた名目利回りがより小さい発行スプレッドでも確保できるため、発行スプレッドの縮小を許容することがあると指摘されている。

実績と有意性という2つの条件を満たした4社について<sup>16</sup>、ダミー変数を設定した。これは、マーケティング方法に関して特定の傾向がある主幹事の影響を調整するための変数であり、特定の符号条件は想定されない。

なお、定数項  $a$  には、さまざまな要素が影響を及ぼす。例えば、(1)主幹事が想定した——社債の真のリスク量を反映した——発行スプレッドの着地見通しや、(2)投資家の想定した社債のリスク量と政策金利との関係に加えて<sup>17</sup>、(3)主幹事がマーケティング・レンジを発行スプレッドの着地見通しに対して上下非対称に設定している場合にも、定数項は影響を受ける。このため、定数項については、特定の符号条件は想定されない。

### (データ)

本稿で分析対象とするのは、(1)AAA 格から A 格の発行体格付けを有する<sup>18</sup>、(2)非金融法人が起債した普通社債のうち、(3)2007 年 4 月から 2009 年 8 月までの間に条件決定した銘柄における発行スプレッドの形成プロセスである。

発行体格付けを AAA 格から A 格とし BBB 格以下を除外したのは、A 格以上と BBB 格以下では投資家が分断しているという指摘があるほか、BBB 格以下は発行体の属性のばらつきが大きいことを勘案したため。また、分析対象から金融法人(銀行、証券・商品先物取引、保険、その他金融)を外したのは、金融政策が銀行や投資家の行動を通じて非金融部門にどのように波及するかを分析するため。

サンプルを抽出する期間を 2007 年 4 月以降としているのは、情報ベンダー(キャピタル・アイ)の制約上、2007 年 3 月以前の起債銘柄についてマーケティング情報が仔細に入手できないことによる。

なお、決定した発行条件についてはアイ・エヌ情報センター、金融変数についてはブルームバーグに基づく。

---

<sup>16</sup> 具体的には、サンプルを構成する新発債の主幹事のうち、(1)10 銘柄以上の実績があること、(2) $ds\text{pread}^i$  を定数項と  $sy^{i,j}$  で回帰した結果、 $sy^{i,j}$  にかかる係数が統計的に有意になったこと、の 2 つの条件を満たす先を抽出した。

<sup>17</sup> これらの点については、 $\hat{\beta}^i = \alpha(on^i) + c$  という線形関係に近似した場合、他の要素の影響がないとすれば、定数項  $a$  は、 $a = (c - \beta^{i*})\gamma\sigma_c^2$  となることから明らかである。

<sup>18</sup> 本稿の分析では、同一格付けのプラス、フラット、マイナスを区別していない。また、格付けを複数機関から取得している場合は、最も高い格付けを用いる。

## 4. 推計結果と解釈

### (ベースラインの推計結果)

図表4は、全サンプルと格付け別で(9)式を回帰した結果である。まず、金融政策の代理変数である  $on^i$  にかかる係数は、統計的に有意に正である。つまり、政策金利が相対的に低いほど、実際の発行スプレッドがマーケティング・レンジの仲値と比べてより小さく決定される傾向がある。

(図表4) (9)式の推計結果：ベースライン

	全体	AAA	AA	A
無担コールO/N	2.984*** (7.27)	3.010*** (2.85)	2.450*** (4.47)	3.744*** (5.11)
マーケティング開始から条件決定までの営業日数	-0.176*** (-3.67)	0.125 (1.02)	-0.237*** (-3.77)	0.0666 (0.49)
発行体の株価変動	0.429 (1.43)	0.733* (1.73)	-0.609 (-1.33)	1.406 (1.00)
ベースレートの変動	-3.909* (-1.67)	-	-3.255 (-0.90)	-3.957 (-1.31)
主幹事ダミー				
証券会社A	-0.287* (-1.93)	-0.00638 (-0.02)	-0.0109 (-0.05)	-0.940*** (-3.41)
証券会社B	-0.0333 (-0.22)	-0.263 (-0.70)	-0.216 (-1.02)	0.334 (1.29)
証券会社C	0.274 (0.56)	0.186 (0.31)	0.671 (0.57)	-
証券会社D	-0.673* (-1.92)	0.442 (0.59)	-1.565*** (-3.65)	1.261 (1.29)
定数項	-1.222*** (-4.52)	-1.798*** (-2.82)	-0.752** (-2.19)	-2.688*** (-4.01)
サンプル数	581	102	273	206

注) ( )内はt値。\*\*\*は1%有意、\*\*は5%有意、\*は10%有意であることを示す。

本稿の枠組みでは、発行スプレッドと仲値との乖離は、主幹事が想定した資金供給曲線と実際の資金供給曲線との乖離に起因する。上記の結果は、政策金利が低い局面ほど、投資家の社債への需要が主幹事の想定と比べて旺盛であり、発行スプレッドがより低く決定されることを意味する。換言すれば、金融政策が投資家行動を通じて発行スプレッドに影響を及ぼしていることを示唆しており、クレジット・チャンネルの含意と整合的な結果である。

マーケティング期間にかかる係数は、統計的に有意に負になっている。この結果を踏まえると、マーケティング期間の長さは、主幹事にとっての発行条件の見極めの難しさを反映している可能性がある。

発行体の株価変動については、統計的に有意ではない。つまり、マーケティング

の期間中に発行体の時価総額を押し上げるようなショックが生じても、発行スプレッドが有意に低下するわけではない。

ベースレートの変動にかかる係数については、10%水準で有意に負となっている。これは、投資判断のベンチマークが利回りの絶対値である投資家の存在と整合的な結果である。

#### (格付け別の推計結果)

次に、図表4の格付け別の結果をみてみよう。まず、金融政策の代理変数である  $on^i$  にかかる係数をみると、いずれの格付けにおいても統計的に有意に正であり、前述と同じ結果となっている。

また、A格では、 $on^i$  にかかる係数の値がAAA格、AA格と比べて大きい。この結果は、クレジット・チャネルの含意と整合的である。すなわち、A格の社債は、AAA格、A格の社債と比べて財務内容の健全性が相対的に見劣りする。そうした社債の発行体は相対的に債務比率が高いとすれば、政策金利の水準によって投資家からみた資産価値が改善する程度が大きくなる。その結果、金融政策が社債の発行スプレッドに及ぼす影響がより大きくなる筋合いにある。

なお、他の変数にかかる係数については、前述した全体の推計結果と大きな違いはない。

#### (頑健性の確認：変数の変更)

最後に、推計結果の頑健性を確認しよう。まず、金融政策の代理変数を政策金利（無担保コールレート・オーバーナイト物）からOIS（1か月物）や国債利回り1年物に変更する。図表5をみると、これらの変数にかかる係数は、いずれも統計的に有意に正であるほか<sup>19</sup>、他の変数にかかる係数についてもベースラインと概ね同じ結果となる。

---

<sup>19</sup> OIS（1か月物）と国債利回り1年物は、政策金利の先行き見通しを反映していることを勘案すると、この結果は、将来的に政策金利の低下（上昇）が見込まれる場合には、投資家の社債に対する需要がより旺盛になり（減少し）、結果として社債スプレッドが縮小（拡大）する傾向があることを示唆していると解釈することも可能である。

(図表 5) 頑健性の確認：変数の変更

	無担コール O/N	OIS 1ヶ月物	国債 1年物利回り
無担コールO/N	2.984*** (7.27)		
OIS1ヶ月物		2.915*** (7.13)	
国債1年物利回り			2.417*** (6.74)
マーケティング開始から条件決定までの営業日数	-0.176*** (-3.67)	-0.177*** (-3.70)	-0.179*** (-3.71)
発行体の株価変動	0.429 (1.43)	0.445 (1.48)	0.439 (1.45)
ベースレートの変動	-3.909* (-1.67)	-3.934* (-1.67)	-3.308 (-1.40)
主幹事ダミー			
証券会社A	-0.287* (-1.93)	-0.282* (-1.89)	-0.270* (-1.81)
証券会社B	-0.0333 (-0.22)	-0.0373 (-0.25)	-0.0841 (-0.57)
証券会社C	0.274 (0.56)	0.299 (0.61)	0.413 (0.84)
証券会社D	-0.673* (-1.92)	-0.654* (-1.87)	-0.663* (-1.89)
定数項	-1.222*** (-4.52)	-1.199*** (-4.43)	-1.288*** (-4.49)
サンプル数	581	581	581

注) ()内はt値。\*\*\*は1%有意、\*\*は5%有意、\*は10%有意であることを示す。

### (頑健性の確認：拡大したサンプルでの推計)

次に、サンプルを拡大して(9)式を推計する。ここでは、分析対象を抽出する期間を2006年3月から2009年8月に拡大する<sup>20</sup>。

2006年3月から2007年3月に条件決定した銘柄のマーケティング情報については、前述した情報ベンダー（キャピタル・アイ）ではなく、専門情報誌（日経公社債情報）およびブルームバーグに基づく。このため、得られたマーケティング情報の精度や性質等に相違がある可能性がある。

この点に留意しながら、2006年3月から2009年8月までに条件決定した銘柄で構成するサンプルで(9)式を推計すると（図表6）、やはり、金融政策の代理変数にかかる係数は統計的に有意に正となる。また、格付け別にみると、A格の係数がAAA格、AA格と比べて大きいといった傾向には変わりがない。

<sup>20</sup> 拡張したサンプルの始期を2006年3月としているのは、それ以降、金融政策の誘導目標が無担保コールレート（オーバーナイト物）であることを勘案したため。

(図表 6) 頑健性の確認：拡大したサンプル

		AAA	AA	A
無担コールO/N	2.702*** (6.95)	2.938*** (3.03)	2.233*** (4.23)	3.110*** (4.49)
マーケティング開始から条件決定までの営業日数	-0.170*** (-3.54)	0.145 (1.25)	-0.233*** (-3.74)	0.0768 (0.54)
発行体の株価変動	0.461 (1.55)	0.712* (1.74)	-0.421 (-0.95)	1.894 (1.28)
ベースレートの変動	-2.154 (-1.02)	- -	-1.188 (-0.40)	-3.306 (-1.10)
主幹事ダミー				
証券会社E	-0.0889 (-0.63)	-0.247 (-0.71)	-0.249 (-1.25)	0.265 (1.05)
証券会社F	0.266 (0.54)	0.182 (0.31)	0.697 (0.60)	- -
証券会社G	-0.759** (-2.25)	0.420 (0.58)	-1.653*** (-4.16)	1.153 (1.12)
定数項	-1.203*** (-4.79)	-1.795*** (-3.19)	-0.669** (-2.09)	-2.657*** (-3.99)
サンプル数	630	108	292	230

注) ()内はt値。\*\*\*は1%有意、\*\*は5%有意、\*は10%有意であることを示す。

### (推計結果のまとめ)

以上でみてきたとおり、金融政策の代理変数である  $on^i$  が発行スプレッドとマーケティング・レンジの仲値との乖離に及ぼす影響は、全サンプルでみても、格付け別にみても、統計的に有意に正である。また、A格は、AAA格とAA格と比べて  $on^i$  にかかる係数の値が大きい。これらの結果は、金融政策が、社債発行市場において投資家の行動を通じて発行スプレッドの形成に影響を及ぼすことを示唆しており、クレジット・チャネルの含意と整合的である。

## 5. むすびに

本稿では、日本の社債発行市場における発行条件の形成プロセスに注目し、金融政策が投資家の行動を通じて社債のリスク・プレミアムに及ぼす影響を分析した。その結果、金融政策が緩和的であると、発行スプレッドが主幹事の設定したマーケティング・レンジの仲値からより縮小する傾向があること、そして、そうした傾向は、A格でより顕著であることを示した。本稿の枠組みに基づくと、これらの結果は、金融政策の波及経路のうちクレジット・チャネルの含意と整合的であると解釈できる。

本稿の特徴は、社債の発行条件の形成プロセスをモデル化し、個々の起債案件の

データを用いることによって、金融政策が投資家行動を通じて社債のリスク・プレミアムに及ぼす影響を識別している点である。筆者の知る限り、本稿と同じ枠組みを用いて、クレジット・チャネルの存在を分析したものはない。

他方で、本稿の分析に留意すべき点があることも事実である。第1の留意点は、本稿の分析では、金融政策が、クレジット・チャネルの含意する方向で社債の発行スプレッドに影響を及ぼしていることを確認できても、金融政策が投資家行動に及ぼす影響を全て明らかにしたわけではない点である。前述したとおり、主幹事は、マーケティングに先立って起債予定の銘柄に対する需要を一部の主要投資家から聴取し、そこで得た感触をマーケティングで提示する発行スプレッドの着地見通しに織り込む。もっとも、その過程は外部から観察できないため、本稿では、観察可能なマーケティングから条件決定までの変化に注目した。本来であれば、主幹事による発行スプレッドの着地見通しの形成過程を含めて、金融政策が投資家行動、延いては社債の発行スプレッドに及ぼす影響を分析することが望ましい。

第2に、本稿の分析結果は、クレジット・チャネルの含意と整合的なものであるが、金融政策がクレジット・チャネル以外の経路を通じて、投資家行動、延いては社債の発行スプレッドの形成に影響を及ぼしている可能性を排除していない点である。例えば、Borio and Zhu (2008) が指摘するリスクテイキング・チャネルでは、金融政策が緩和的になると、銀行や投資家のリスク・アペタイトが高まり、リスク・プレミアムが縮小すると考える<sup>21</sup>。つまり、金融政策の代理変数と  $dspread^i$ （実現した発行スプレッドとマーケティング・レンジの仲値の乖離）が正の相関を持つという本稿の結果は、クレジット・チャネルと同時に、リスクテイキング・チャネルの含意とも整合的である。このため、検出された相関がクレジット・チャネル以外の経路に起因する可能性は排除できない。

第3に、本稿の分析結果が前提となる仮定に強く依存している点である。特に主幹事の想定に関する仮定は、市場参加者の実務を踏まえたものではあるが、本稿の分析結果を解釈するうえで決定的に重要なものである。

第4に、起債案件によって、マーケティングの情報が情報ベンダーや専門情報紙に開示されるタイミングや、開示される内容が、区々である点である。このため、

---

<sup>21</sup> Borio and Zhu (2008) は、金融政策が銀行や投資家のリスク・アペタイトに影響を及ぼすメカニズムとして、(1)借り手の資産価値やキャッシュフローに関する貸し手の期待の変化を通じたもの、(2)銀行や投資家の運用目標が名目値で設定されていることに起因するもの (Rajan, 2006)、(3)金融政策の透明性向上やコミットメントが金利や資金調達に関する不確実性を低下させることを通じたもの、を指摘している。

本稿で分析対象としたデータには、発行体や主幹事の開示方法に起因するノイズが含まれている可能性がある。

最後に、本稿で分析対象としたサンプルを抽出する期間が、ベースラインの分析では2007年4月から2009年8月、頑健性の分析でも2006年3月から2009年8月と、比較的短い点である。この点は、データ制約の観点から止むを得ないが、本来であれば、より長い期間からサンプルを抽出することが望ましい。

これらの限界を克服するのは、将来の課題としたい。

以 上

#### 【参考文献】

- [1] Bernanke, B. S., and M. Gertler, “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission,” *Journal of Economic Perspectives* 9, 27-48, 1995.
- [2] Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist, “The Financial Accelerator and the Flight to Quality,” *Review of Economics and Statistics* 78, 1-15, 1996.
- [3] Bernanke, B. S., M. Gertler, and S. Gilchrist, “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework,” in J. Taylor and M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, Amsterdam, 1341-1393, 1999.
- [4] Borio, C., and H. Zhu, “Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?,” *BIS Working Papers* No.268, 2008.
- [5] Cochrane, J. H., *Asset Pricing, Revised 2nd ed*, Princeton University Press, 2005.
- [6] Gai, P., and N. Vause, “Measuring Investors’ Risk Appetite,” *International Journal of Central Banking* Vol.2, No.1, 2006.
- [7] Rajan, R. G., “Has Finance Made the World Riskier?” *European Financial Management* 12, 499-533, 2006.
- [8] Walsh, C. E., *Monetary Theory and Policy, 2nd ed*, The MIT Press, 2003.
- [9] 現代社債投資研究会、*現代社債投資の実務*、財経詳報社、2008.