



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

Broad  
Perspective 多角的レビューシリーズ  
Review

## 社債市場の機能度指標

落香織\*

kaori.ochi@boj.or.jp

長田充弘\*

mitsuhiro.osada@boj.or.jp

No.24-J-5  
2024年5月

日本銀行  
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱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 (post.prd8@boj.or.jp) 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。

# 社債市場の機能度指標\*

落 香織<sup>†</sup> ・長田 充弘<sup>‡</sup>

2024年5月

## 【 要 旨 】

本稿では、わが国社債市場における機能度を示す指標を作成した。具体的には、Boyarchenko et al. [2022b]の手法を参考にしつつ、わが国の社債発行市場と流通市場の双方について、取引価格・取引量・取引環境に関する様々な指標を集め、それらを集計することにより包括的な合成指数（「社債市場機能度指数」）を作成した。作成された指数をみると、第一に、2008～2009年の世界金融危機時や2022年から2023年にかけての世界的な金利上昇局面など、債券市場の機能度が悪化したと言われている局面で大きく低下している。この期間の社債市場の機能度悪化の背景を分析すると、国内要因だけでなく、海外の金融環境の引き締めりが、投資家のリスクセンチメント悪化などを通じて影響を及ぼしていたことが確認された。第二に、社債市場機能度指数の動きが比較的落ち着いていた2013年以降の局面では、発行市場と流通市場でやや異なる動きがみられた。こうした動きには、日本銀行による社債等買入れを含む大規模緩和が、発行市場を中心に機能度改善をもたらしたことも影響した可能性がある。第三に、社債市場の機能度改善は、設備投資の増加を通じて実体経済にプラスの影響をもたらしているとみられる。実証分析からは、とくに、企業の資金調達環境に直結する発行市場の機能度が、実体経済への波及経路として重要であることが示唆される。本稿で算出した「社債市場機能度指数」は、金融政策の波及経路の1つとしての社債市場の機能を、タイムリーかつ包括的に評価するうえで、有用な指標と考えられる。

JEL 分類番号：G12、E44、E58

キーワード：社債市場、市場機能度、企業金融、設備投資、資産買入れ

---

\* 本稿の作成にあたっては、池田大輔氏、上野陽一氏、開発壮平氏、清水誠一氏、長江真一郎氏、中島上智氏、長野哲平氏、福永一郎氏、前橋昂平氏、丸尾優士氏、吉澤謙人氏らから有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。ただし、残された誤りは筆者らに帰する。なお、本稿の内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

<sup>†</sup> 日本銀行企画局 (kaori.ochi@boj.or.jp)

<sup>‡</sup> 日本銀行企画局 (mitsuhiro.osada@boj.or.jp)

## 1. はじめに

わが国の社債市場は、大企業を中心に、企業にとって重要な資金調達チャネルの1つとなっている。社債市場の機能度が良好であれば、企業は、必要に応じて、まとまった金額の資金をより長い年限で調達することができる。調達された資金は、設備投資やM&Aなどを通じて、実体経済にプラスの影響を与えていくと考えられる。社債市場は、金融政策にとっても、金融環境の変化を通じて実体経済に影響を与えていく経路の1つとして、その機能が円滑に発揮されていることがきわめて重要である。こうしたことから、中央銀行では、金融環境分析の一環として、定例的に社債市場のモニタリングが行われている<sup>1</sup>。

本稿では、米国社債市場の機能度についての合成指数を算出した Boyarchenko et al. [2022b]の手法を参考にしつつ、わが国の社債市場についての機能度指標を作成した。具体的には、社債発行市場と流通市場の双方について、取引価格・取引量・取引環境に関する様々な指標を集め、それらを集計することによって包括的な合成指数を作成した。同指数を用いた実証分析によれば、社債市場の機能度は設備投資に対して有意な影響を与えており、金融環境の改善や社債買入れ政策が社債市場を通じてもたらすプラスの効果が確認された。こうした結果を踏まえると、同指数は、金融政策の波及経路としての社債市場の機能を、タイムリーかつ包括的に評価するうえで、有用な指標となっていることが示唆される。

社債市場の機能度の重要性は、多くの先行研究において指摘されている。例えば、Bernanke and Gertler [1995]は、クレジット市場における不完全情報や不完備契約といった摩擦的要因が、市場機能の円滑な発揮を阻害することを通じて外部資金プレミアムをもたらすことを指摘し、金融政策が同プレミアムを通じて実体経済に影響を及ぼす経路(クレジット・チャネル)の重要性を論じた。また、実証面では、Gilchrist and Zakrajšek [2012]が、米国の社債市場データを用いて「社債超過プレミアム (Excess Bond Premium)」を推計したうえで、同指標が実体経済に有意な影響を与えることを報告している。

わが国においては、1990年代のバブル崩壊以降の景気低迷の要因の1つとして、クレジット・チャネルの機能不全が指摘されており、資産価格の下落とそれ

---

<sup>1</sup> 多くの中央銀行では、金融政策を決定する定例会合において、社債市場の動向について報告・議論がなされているほか(各中央銀行の議事要旨や議事録を参照)、定期的に公表する金融安定に関する報告書(FSR)において、定例的にモニタリングされている。

に伴う企業・銀行のバランスシート棄損が、企業の設備投資の低迷をもたらし、景気悪化を増幅させた可能性が高いとされている（植田[2005]、福永[2006]等）。当時の本邦社債市場は、厳格な発行規制の影響が残るもとで優良企業のみが起債できる状況だったことからマクロ的なインパクトは大きくなかったと考えられるが、永幡・関根[2002]や福田ほか[2005]は、社債市場での起債経験のない大企業やそもそも直接金融へのアクセスを持たない中小企業で、メインバンクの財務状況が悪化した企業ほど設備投資を減少させたと報告しており、社債市場の潜在的な重要性が示唆される。また、本邦社債市場において観測される信用スプレッドや社債超過プレミアムといった指標については、その決定要因を分析することを通じて社債市場の動向把握に活用されているほか（白須・米澤[2007]、Nakashima and Saito [2009]、大山・本郷[2010]、落・長田[2023]）、先行きの経済活動を予測するうえで有用な情報を持つと報告されている（Okimoto and Takaoka [2022]等）。

近年では、各国中央銀行が世界金融危機への対応やその後の低インフレ傾向のもとでの追加緩和策として社債買入れを採用する事例が増えたほか、2020年の新型コロナウイルス感染症の拡大期にも社債買入れが活用された。そうしたもとで、社債買入れ政策が社債市場の機能度に及ぼす影響や、その実体経済に影響を及ぼすメカニズムについて、高粒度データを用いた分析や流通市場と発行市場の関係に着目した分析など、様々な観点からの実証分析が増えてきている<sup>2</sup>。ただし、わが国における日本銀行の社債等買入れの効果についての実証分析は、筆者らの知りうる限り、Suganuma and Ueno [2018]と落・長田[2023]に限られる。

本稿の以降の構成は、次の通りである。第2節では、社債市場の機能度について概念整理を行った後、本分析で用いたデータや集計手法について述べる。第3節では、算出された「社債市場機能度指数」について、局面ごとの動きの特徴点を整理する。第4節は、社債市場機能度指数を用いた実証分析として、①社債市場の機能度の決定要因と、②社債市場の機能度が実体経済に及ぼす影響の2点を確認することにより、同指数が、金融政策の波及経路としての機能を評価するうえで、有用な指標となっているかについて論じる。第5節は、結論である。

---

<sup>2</sup> 例えば、Bernanke [2020]、Gilchrist et al. [2021]、Boyarchenko et al. [2022a]、Zaghini [2020]、D'Amico and Kaminska [2019]、Catalan and Hoffmaister [2023]などを参照。

## 2. 社債市場の機能度指数の作成方法

### 2-1. 社債市場の機能度を捉える様々な指標

一般に、機能度の高い金融市場では、効率的な取引や円滑な価格形成が行われる。BIS [2019]は、その条件として、流動性（liquidity）と弾力性（resiliency: 何らかのショックを受けた場合でも、速やかに不均衡が解消される）が高いことを挙げ、価格面と数量面の指標を組み合わせながら市場の機能度を把握することを提案している。

わが国の国債市場については、日本銀行が大規模緩和を開始して以降、その市場機能度への影響を定量的に把握するための研究が増えている。まず、長期国債先物について、出来高や取引サイズ、ビッド・アスク・スプレッド、値幅・出来高比率、「板」の厚み、価格インパクトといった指標を利用した定量的な分析が行われているほか（土川ほか[2013]、黒崎ほか[2015]）、現物国債市場については、ディーラー間取引に関する高粒度データを用いて様々な指標を作成する試みがある（崎山・小林[2018]）。また、日本銀行が四半期に1度実施している「債券市場サーベイ」では、長期国債の流通市場の機能度について、総合評価および7つの各論（①ビッド・アスク・スプレッド、②注文量、③取引頻度、④取引した相手の数、⑤取引ロット、⑥意図した価格で取引できているか、⑦意図した取引ロットで取引できているか）について、市場参加者の見方を聴取し集計しており、定性的な情報を合わせみていくことが可能となっている。

社債市場について、米国では、2000年代初頭から、OTC市場におけるすべての社債取引情報が報告され公開される仕組み（TRACE: Trade Reporting and Compliance Engine）が構築されており、市場の透明性向上が図られている。Boyarchenko et al. [2022b]は、流通市場の機能度について、TRACEから取得した高粒度データを用いて、4種類の取引量指標、4種類の流動性指標、3種類の満期調整スプレッド、6種類の信用力調整スプレッドを作成しており、発行市場の機能度についても、銘柄別の高粒度データを用いて、2種類の取引量指標と2種類のスプレッド指標を作成するなど、豊富なデータに基づいた分析を行っている。

わが国の社債市場については、よく指摘されるように、米国と比べると市場規模が圧倒的に小さく、活用できるデータはそもそも限られている。社債市場の活性化に向けて、近年、流通市場における取引情報の報告制度や価格情報インフラ

の拡充が進められ、公表されるデータは増えているものの、上述の本邦国債市場や米国社債市場と比べると、利用可能なデータはかなり少ない<sup>3</sup>。本稿では、こうしたデータ制約のもとでの的確に機能度を把握するため、限られたデータを用いて代替指標を作成するなどの工夫を行うこととする。

## 2-2. 機能度指数の作成に用いるデータ

本稿では、図表1にあるように、社債市場の機能度に関する様々な指標を、発行市場（primary market）と流通市場（secondary market）、取引価格・取引量・取引環境という2つの観点から、6つのカテゴリに分類したうえで、それぞれのカテゴリについて、合成指数作成に用いる指標を選定する。

図表1. 社債市場の機能度を示す様々な指標とカテゴリ分類



指標の選定にあたっては、前述のように、データの利用可能性が制約となる。本稿では、集計指標を用いて世界金融危機時の動向も確認できるよう、2005年以降継続的に入手することができるデータについて検討した。以下では、各カテゴリで採用した指標を、機能度との関係も踏まえながら、具体的に説明する。

<sup>3</sup> わが国社債市場の活性化に向けた取り組みについては、日本証券業協会 [2023]、金融庁 [2023] が詳しい。

### （取引価格に関する指標）

社債市場の取引価格に関する指標としては、多くの先行研究と同様に、取引利回りの安全資産である国債利回りに対するスプレッド（社債発行スプレッド、社債流通スプレッド）を用いる。ただし、社債スプレッドには、投資家のリスクセンチメントなどの市場環境だけでなく、個別の発行体の信用力の変動の影響も反映されることに留意が必要である。とくに発行市場においては、毎月の発行体が異なり、その数も限られることから、信用力を調整したスプレッドを用いることによって、集計対象の変化に起因する影響を取り除くことが有用と考えられる。

具体的には、発行市場（P1: 発行スプレッド）については、「社債発行利回りの対国債スプレッド」と「信用力調整済みの発行スプレッド」の2つを用いる。前者は、各月に起債された普通社債について、銘柄別の対国債スプレッドを格付別に単純平均したうえで格付別発行金額を用いて加重平均したものであり、格付内の信用力のばらつきについて対処している<sup>4</sup>。後者は、Gilchrist and Zakrajšek [2012]の手法に基づき、発行銘柄ごとの高粒度パネルデータを用いた統計的な手法によって、個別銘柄の信用力を調整したスプレッドである<sup>5</sup>。次に、流通市場（S1: 流通スプレッド）については、「社債流通利回りの対国債スプレッド」を、流通量の多いAA格とA格について、格付別に集計したものを用いている。具体的には、日本証券業協会が公表している「売買参考統計値<sup>6</sup>」において格付別・残存年数別に集計された平均値のうち、残存年数10年未満のものについて、格付ごとに単純平均した値を用いている<sup>7</sup>。

### （取引量に関する指標）

社債市場の取引量に関する指標としては、発行市場における社債発行額と、

---

<sup>4</sup> 加えて、銘柄の個別性が強い劣後債や個人向け・年限15年以上の銘柄を集計対象から除いている。

<sup>5</sup> 具体的な推計方法は補論1を参照。また、「信用力調整済みの発行スプレッド」の最近の動向については、落・長田[2023]を参照（同論考では、「銘柄共通要因」と呼んでいる）。

<sup>6</sup> 社債等の債券について、日本証券業協会の会員である証券会社が、売買の参考となる気配値をそれぞれ提出し、それを集計したものが公表されている。

<sup>7</sup> 流通市場については、Suganuma and Ueno [2018]が「信用力調整済みスプレッド」を推計しているが、足もとまでのデータが入手できないことから、本稿の分析では用いていない。

流通市場における社債取引額を用いる。市場における不透明感が高まり、投資家のリスクセンチメントが悪化するなど、社債の市場機能が低下する局面では、前述のспレッドが高まりやすくなるとともに、発行や取引が生じにくくなると考えられる。

具体的には、発行市場（P2: 発行額）については、「グロスでみた発行額」と「ネットでみた発行額」の2つを用いる。前者は、各月に起債された普通社債の発行額を合計したものをを用いる<sup>8</sup>。後者は、各月の社債発行残高の前月比を用いることにより、償還時のリファイナンスの影響を除いた追加的な資金調達需要・資金供給を捉えることができる。次に、流通市場（S2: 取引額）については、日本証券業協会の会員である証券会社が店頭で取り扱った社債の売買高の集計値（店頭売買高）を用いる<sup>9</sup>。

#### （取引環境に関する指標）

米国についての先行研究である Boyarchenko et al. [2022b]では、社債市場の取引環境に関するデータとして、市場流動性を示す指標として標準的なビッド・アスク・спレッドや価格インパクト等を、ディーラー間取引についての高粒度データから算出して用いている。他方、わが国ではこうした社債市場における高粒度データが利用可能ではないことから、代替的に取引環境を示しうるデータを検討した。

まず、発行市場の取引環境については、発行年限のデータを用いる（P3: 発行年限）。通常、金利が低く、金融環境が良好な局面では、調達資金の年限は長期化しやすいと考えられる。一方で、先行きの不確実性が高い局面では、投資家が長めのリスクテイクをしにくくなると考えられることから、発行年限も短期化しやすいと考えられる。実際、2022 年半ば以降に投資家のリスクセンチメントが悪化した局面では、発行спレッドの上昇や起債見送りに伴う発行額の減少

---

<sup>8</sup> 月次の発行額にみられる季節性やトレンド的な動きを除去するため、各月の過去3年平均値対比の比率を用いている（後述の流通市場取引額も同様）。また、集計対象は、前述の発行спレッドとは異なり、劣後債や年限15年以上の銘柄、個人向け社債も含めることとしている。これは、発行額の集計においては、銘柄間の異質性による振れを勘案する必要がないためである。

<sup>9</sup> 流通市場における取引量を示す指標としては、社債取引件数のデータも存在するが、同指標は2015年11月以降のデータしか取得可能でないため、今回の分析には用いていない。なお、Boyarchenko et al. [2022b]は、取引量に関する指標の1つとして「平均取引サイズ」を採用し、ストレス時には投資家が大きなリスクを避けるようになることから取引1件当たりの金額が減少する傾向があると指摘している。

とともに、当初発行年限の短期化が生じたとの声が聞かれていた。具体的には、各月に起債された普通社債について、銘柄別の当初発行年限を格付別に単純平均し、それを格付別発行金額で加重平均して算出している。

次に、流通市場の取引環境については、取引時の金利目線のばらつきに着目した指標を作成した（S3: 金利目線のばらつき）。金利が大きく変動している局面では、投資家ごとに金利目線がばらつき、取引しにくくなることから、市場における流動性が低下する。こうした状況を捉える指標として、先行研究では、ビッド・アスク・スプレッド等の指標が用いられることが多いが、わが国では相対取引が中心となっているため、同指標を作成することができない。そこで、今回の分析では、「年限間の利回りの歪み」や、「同一銘柄に対する投資家間の価格観の違い」についての指標を作成し、流通市場の取引環境を把握する指標として用いることとした<sup>10</sup>。具体的に、前者としては、様々な年限の社債を発行している発行体について、年限間の裁定が円滑に行われる場合の滑らかな利回り曲線を推計し、実績値との乖離度合いを計算することによって、「利回り曲線の歪み」指標を算出した。後者については、個別銘柄について証券会社による提示レートの最大値と最小値の差の大きさを「提示レートのばらつき」にみたてて集計することとした。

#### （カテゴリ別の機能度指数）

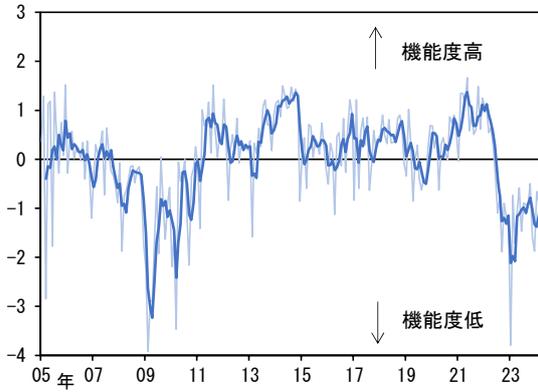
図表2には、以上でみてきたデータをカテゴリごとに集計した値（カテゴリ別の機能度指数）を示している。具体的には、各カテゴリに含まれる指標について、プラスの値が大きいほど機能度が改善していることを示すように標準化したうえで、複数の指標が含まれる場合には単純平均することにより、カテゴリ別指数を作成している。データ始期は2005年1月であり、データ頻度は月次としている。

---

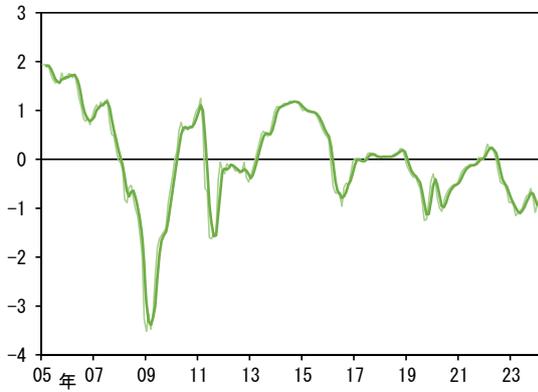
<sup>10</sup> 取引時の金利目線のばらつき指標について、具体的な算出手法は補論2を参照。関連する先行研究として、Goldberg and Nozawa [2021] は、発行体ごとの「利回り曲線の歪み」指標を算出し、その変動を流動性需要要因と流動性供給要因に分解する手法を提案している。また、Miyakawa and Watanabe [2010]は、「提示レートのばらつき」指標を算出し、社債スプレッドに含まれる流動性プレミアムと関係していることを報告している。

図表2. カテゴリ別の機能度指数

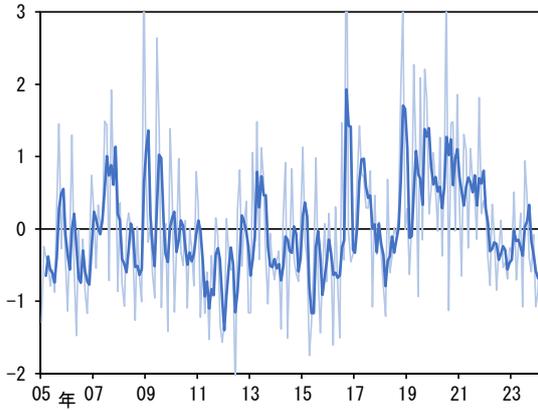
P1 発行スプレッド



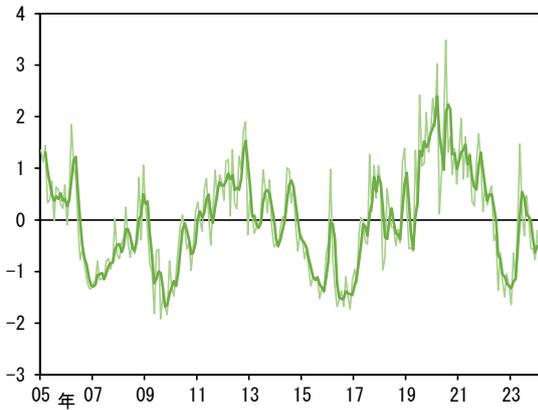
S1 流通スプレッド



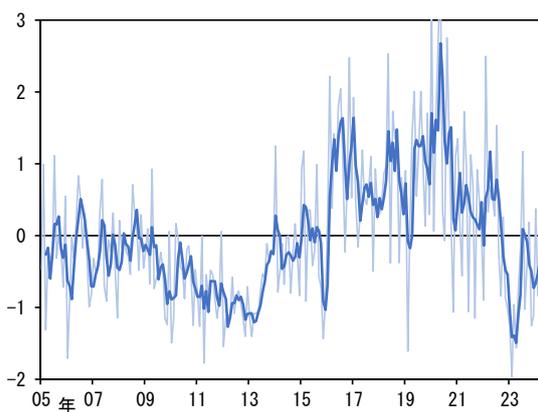
P2 発行額



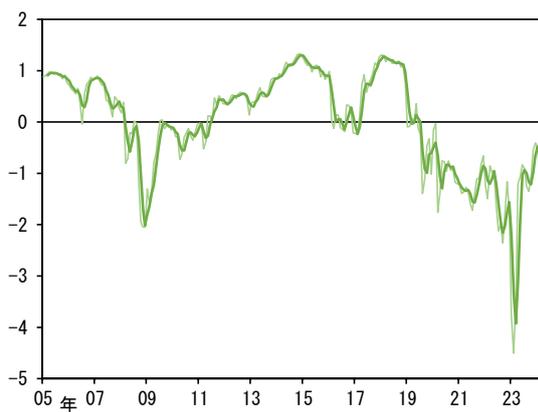
S2 取引額



P3 発行年限



S3 金利目線のばらつき



(注) 太線は細線（月次値）の後方3か月移動平均値。直近は、2024年3月。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会

### 2-3. 機能度指数の集計方法

次に、以上のカテゴリごとの機能度指数を集計することによって、社債市場全体の機能度を示す指標を作成する。その集計にあたっては、単純平均や主成分分析など、様々な方法が考えられるが、ここでは、先行研究である Boyarchenko et al. [2022b]と同様に、時変相関係数をウェイトとした集計方法を用いる<sup>11</sup>。具体的なウェイト算出手順は以下のとおりである。

まず、平均 0、分散 1 に標準化されたカテゴリ  $i$  と  $j$  の機能度指数  $(y_i, y_j)$  について、以下のように時点  $t$  における時変共分散 ( $\sigma_{ij,t}$ : 共分散の指数平滑移動平均値) を計算する。

$$\sigma_{ij,t} = \begin{cases} \frac{1}{T} \sum_{s=1}^T (y_{i,s} - \bar{y}_i)(y_{j,s} - \bar{y}_j) , & \text{if } t = 0, \\ \lambda \sigma_{ij,t-1} + (1 - \lambda)(y_{i,t} - \bar{y}_i)(y_{j,t} - \bar{y}_j) , & \text{otherwise.} \end{cases} \quad (1)$$

ここで、 $T$  はデータ数、 $\bar{y}_i$  は  $y_i$  の全期間の平均値 (事前に標準化しているので 0)、 $\lambda$  は指数平滑移動平均の減衰率を表すパラメータであり、先行研究に倣って 0.90 としている<sup>12</sup>。  $i=j$  の場合は、時変分散 ( $\sigma_{ii,t}$ ) となる。

時変相関係数 ( $\rho_{ij,t}$ ) は、時変共分散と時変分散を用いて、以下のように定義される。

$$\rho_{ij,t} = \frac{\sigma_{ij,t}}{\sqrt{\sigma_{ii,t}\sigma_{jj,t}}} \quad (2)$$

最後に、時変相関係数を用いて、以下のように、時点  $t$  におけるカテゴリ  $i$  の機能度指数 ( $y_i$ ) のウェイト ( $\omega_{i,t}$ ) を算出する。

---

<sup>11</sup> Boyarchenko et al. [2022b]は、欧州におけるシステムック・リスク指標や金融循環指標についての先行研究である Holló et al. [2012]や Schüler et al. [2015]における集計方法を参考にしている。また、日本銀行の金融システムレポートにおける「金融ギャップ」の集計においても同手法が用いられている (日本銀行[2019])。Chavleishvili and Kremer [2023]は、様々な集計方法を用いてシステムックリスク指標を算出したうえで、それらの経済成長率に対する分位点回帰の当てはまりを比較したところ、時変相関係数をウェイトとした指標は、とくにテール事象に対する予測力が、他の指標と比べて高かったと報告している。

<sup>12</sup> 例えば、Boyarchenko et al. [2022b]では  $\lambda = 0.90$ 、Holló et al. [2012]では  $\lambda = 0.93$ 、Schüler et al. [2015]では  $\lambda = 0.89$  としている。 $\lambda = 0.90$  の場合、月次データでは、足もとのウェイトに対して過去 2 年間の情報が 9 割超の部分をおとすこととなる。

$$\omega_{i,t} = \frac{\sum_{j=1}^k \rho_{ij,t}}{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \rho_{ij,t}} \quad (3)$$

このように算出されたウエイトは、カテゴリ間の相関が高いほど重要な指標とみなし、大きいウエイトを付すようになるという特徴をもつ。また、カテゴリ間の相関係数は、最新の値が入手されるとともにアップデートされることから、重要な指標は局面によって変化することになる<sup>13</sup>。なお、カテゴリごとの指数は、プラスの時に機能度が高くなるように基準化されているため、ウエイトが負になる状況は望ましくない。このため、Schüler et al. [2020]や Metiu [2022]に倣って、ウエイト算出に用いる時変相関係数が負となる場合には、0に置き換える処理をしている。

図表3で、全期間にわたって計算したカテゴリ間の相関行列をみると、第一に、発行市場のスプレッドは、発行額を除く多くのカテゴリと相関していること、第二に、流通市場の取引額は、発行市場の指標と相関していること、第三に、発行スプレッド、流通スプレッド、金利目線のばらつきの3カテゴリが強く相関していること、が見て取れる。算出されたカテゴリごとのウエイトをみると（図表4）、局面ごとの上下動がみられるが、総じてみると発行スプレッドのウエイトが高めとなっている一方、発行額のウエイトは低めとなっている。

図表3. カテゴリ別の機能度指数間の相関

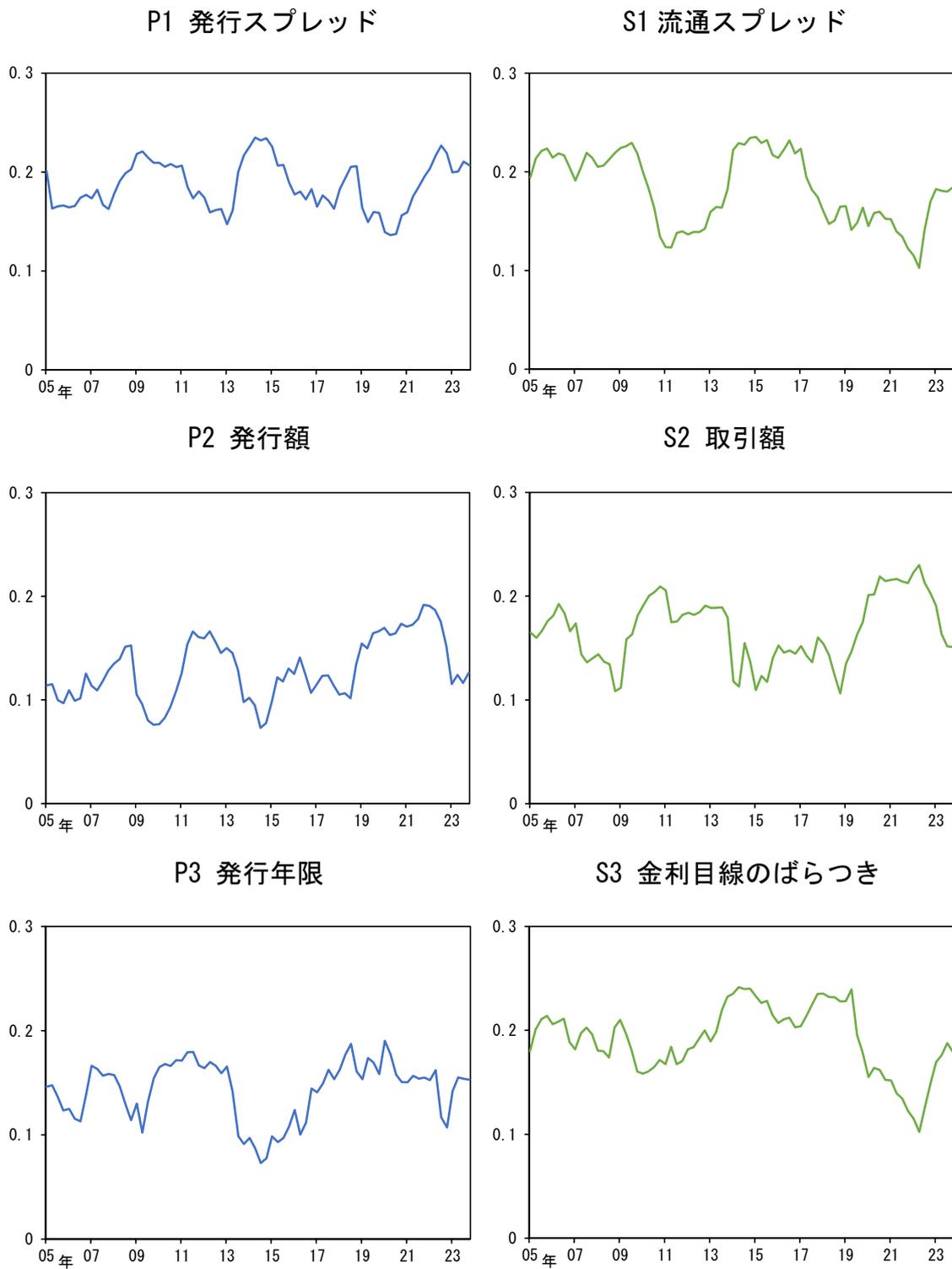
	P1 発行スプレッド	P2 発行額	P3 発行年限	S1 流通スプレッド	S2 取引額	S3 金利目線のばらつき
P1 発行スプレッド	-	-0.03	0.21 ***	0.42 ***	0.29 ***	0.37 ***
P2 発行額	-0.03	-	0.12 *	-0.13 **	0.25 ***	-0.12 *
P3 発行年限	0.21 ***	0.12 *	-	-0.07	0.12 *	-0.03
S1 流通スプレッド	0.42 ***	-0.13 **	-0.07	-	0.02	0.58 ***
S2 取引額	0.29 ***	0.25 ***	0.12 *	0.02	-	-0.06
S3 金利目線のばらつき	0.37 ***	-0.12 *	-0.03	0.58 ***	-0.06	-

(注) \*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%で有意であることを表す。算出期間は2005年1月から2023年12月。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会

<sup>13</sup> ただし、過去の値はアップデートされないという特徴を持つ。データの蓄積によって過去の評価が変わらないことは、政策判断に資するモニタリングをリアルタイムに実施していくうえで有用である。

図表4. 時変相関係数を用いて算出した各カテゴリーの時変ウエイト



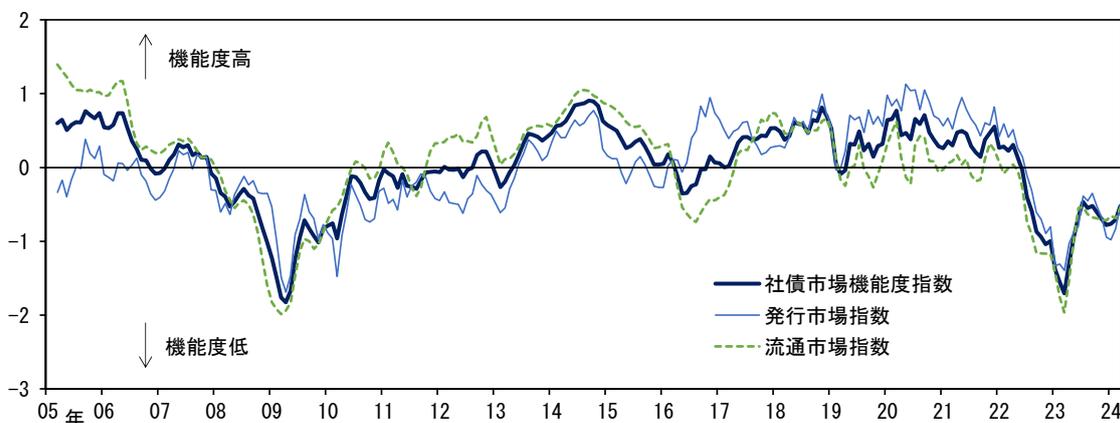
(注) 月次の値を単純平均により四半期化したもの。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会

### 3. 社債市場機能度指数の推移と局面ごとにみた特徴

図表5は、第2節で説明した手法に基づいて作成した「社債市場機能度指数」である。同指数は、過去平均的な機能度の水準が0となるように基準化しており、指数の値が大きいほど機能度が高い状態を示す。また、「発行市場指数」および「流通市場指数」を、それぞれの市場に係する3つのカテゴリの指数を加重平均することにより算出している。以下では、機能度指数の動きを、4つの局面に分けて確認する。

図表5. 社債市場機能度指数



(注)「社債市場機能度指数」は、わが国の社債発行市場と流通市場の双方について、取引価格・取引量・取引環境に関する様々な指標を集め、それらを6つのカテゴリに分けたうえで時変相関係数をウェイトとして加重平均したもの。後方3か月移動平均。直近は、2024年3月。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会

第一は、2000年代後半の世界金融危機前後の局面である。この時期の前半は、内外景気が改善を続けるなかで、長期金利が上昇するなど金融環境は引き締まる方向にあり、社債市場でも、低格付債を中心に信用スプレッドの上昇や起債額の減少がみられていた（日本銀行金融市場局[2006]等）。こうした状況を反映して、この間の社債市場機能度指数は、高めの水準から緩やかに低下する動きを示していた。その後は、2008年後半のリーマン・ショックを受けて内外の金融市場に大きなストレスがかかるもとの機能度指数も大きく低下したあと、各国中央銀行の市場安定化策の効果などもあって、機能度が改善に転じたことがみてとれる。日本銀行も、2009年3月に社債等買入れを開始しており、機能度指数がボトムを付けた時期と一致している。

第二は、金融危機からの回復局面である。機能度指数は、2009年半ばから2010年にかけて大きく改善した後、2011年～2012年は概ね横ばいで推移した。ただし、発行市場と流通市場を比較すると、発行市場指数は2011年以降相対的に低位で推移した。その背景としては、2011年3月に生じた東日本大震災の影響が指摘できる。震災直後にみられた流通市場の混乱は一時的なものにとどまったが、発行市場では、発行額の2割程度のウエイトを占めていたエネルギー関連企業の信用力が大きく棄損し、その先行きが懸念されたことから、起債が困難化するとともに、平均発行年限が大きく低下するなどといった影響がみられた。この間、日本銀行は、震災による企業マインドの悪化や金融市場におけるリスク回避姿勢の高まりが金融環境の引き締めを通じて実体経済に悪影響を与えることを防止する観点から、社債を含むリスク性資産の買入れ額を増額するなどの措置を講じている（社債については、「資産買入等の基金」において、2011年3月に+1.5兆円、同8月に+0.9兆円、2012年10月に+0.3兆円増額した）。

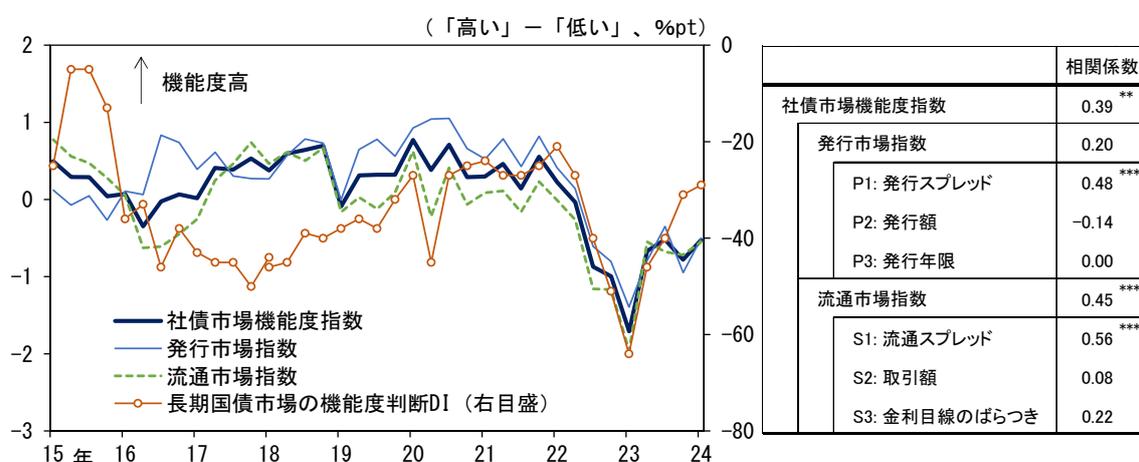
第三は、2013年以降の日本銀行による大規模金融緩和が実施された時期である。2013年から2021年にかけての機能度指数は、総じてプラスの領域で推移していた。日本銀行の「量的・質的金融緩和」は、長期国債の買入れによって、イールドカーブ全体に押し下げ圧力を加えることなど実質金利を押し下げることを通じて、金融環境を改善し、経済・物価に好影響を与えていくことを企図して実施された。社債市場に対しては、長期国債買入れが投資家のリスクテイク余力を高めたり、国債よりも高いリターンの見込めるリスク性資産への選好を強める効果（いわゆる「ポートフォリオ・リバランス効果」）に加え、2020年初の感染症拡大時には、社債等買入れ額を大幅に増額しており、機能度指数を押し上げる方向に寄与してきた可能性がある。実際に、社債市場では超長期債の起債が大きく増えており、平均発行年限も大規模緩和以前は7.5年程度だったところ、直近ピークの2020年頃には10年超にまで長期化している。

他方で、日本銀行の大規模緩和が、債券市場の機能度を低下させてきた可能性も指摘される。例えば、日本銀行による債券市場参加者へのサーベイ調査（2023年11月実施の特別調査）の結果をみると、長期国債市場の機能度判断DIは大規模緩和後に低下しており、とくにマイナス金利やイールドカーブ・コントロールの導入後に低下したとの声が多い<sup>14</sup>。図表6で、「債券市場サーベイ」

<sup>14</sup> 日本銀行は、国債市場の流動性について、様々なデータを用いて流動性指標を作成し、四半期

が開始された 2015 年以降について、長期国債市場の機能度判断DI と本稿の社債市場機能度指数の相関をとると、全体として正の相関がみられており、とくに流通市場指数と相関が高くなっている。実際、流通市場指数は、発行市場指数と異なり、2016 年のマイナス金利導入時や 2020 年の感染症拡大期に大きめの低下がみられた点でも、長期国債市場の機能度と似た動きを示している。流通市場では、発行市場と比べて大規模緩和の好影響が及びにくいことや、他の金融市場の機能度悪化の影響を受けやすいことを示唆している可能性がある。

図表 6. 長期国債市場の機能度と社債市場の機能度



(注) 「長期国債市場の機能度判断DI」は、日本銀行「債券市場サーベイ」の現状の長期国債の流通市場における機能度判断に基づく。右表で、\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%で有意であることを表す。相関係数の算出期間は、2015年第1四半期から2023年第4四半期。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会、日本銀行

第四は、2022 年半ばから 2023 年入り後にかけての社債市場の機能度悪化局面である。この期間の社債市場の動向については、落・長田[2023]が詳しく分析しているように、国内要因に加えて、海外における金融環境の引き締まりの影響が、本邦社債市場にも波及していたとみられる<sup>15</sup>。コロナ禍後の高インフレのも

に1度の頻度でデータを公表している。これらを見ると、大規模緩和後の各局面で大きく悪化した指標がある一方で、そうした悪化は一時的なものだった場合もあり、流動性に関する評価は、その評価軸によって区々となりうることに留意が必要である。国債市場の流動性に関する各種指標の見方や評価については、土川ほか[2013]、黒崎ほか[2015]、崎山・小林[2018]等を参照。

<sup>15</sup> 落・長田[2023]は、2022 年半ばから 2023 年入り後にかけての社債発行スプレッド拡大の背景について、①資源価格上昇に伴う運転資金需要の高まりや、②海外中央銀行の金融引締めに伴う

とで、各国中央銀行の金融引き締めが行われ、その政策スタンスに対する思惑等から、金利目線が合いにくくなったと言われており、実際に社債市場における取引環境指標が悪化するとともに、社債発行額や流通市場取引額は大きく減少した。本稿の社債市場機能度指数は、このような価格面だけでは把握しにくい機能度の変化も、適切に捉えることができていると考えられる。

以上を踏まえて、社債市場機能度指数の動きについて、全体を通しての特徴を整理すると、まず、2008～2009年の世界金融危機時や2022～2023年の世界的な金利上昇局面など、金融環境要因から内外債券市場の機能度が大きく悪化した局面では、発行市場、流通市場ともに機能度指数が大幅に低下していたことが確認される。他方、社債市場機能度指数の動きが比較的落ち着いていた2013年以降の局面では、発行市場と流通市場のそれぞれで異なる要因により機能度指数が変動するようになり、各指数の動きはやや異なってみえるという特徴がある。

#### 4. 社債市場機能度指数を用いた実証分析

本節では、第3節で作成した社債市場機能度指数を用いた実証分析を行う。具体的には、①社債市場の機能度の決定要因と、②社債市場の機能度が実体経済に及ぼす影響の2点について定量的に分析することにより、同指数が、金融政策の波及経路としての機能を評価する上で有用な指標となっているかを確認する。

##### 4-1. 社債市場の機能度の決定要因

第3節でみたように、社債市場の機能度には、内外の金融環境の影響が、直接・間接に及んでいると考えられる<sup>16</sup>。以下では、回帰モデルやVARモデルを用いて、社債市場機能度指数の決定要因について計量分析を行う。

---

海外の金融環境の引き締まりの波及といった要因が寄与したと考えられるほか、③2022年後半から2023年初にかけては、本邦国債市場における機能度低下も影響した可能性が高いと整理している。

<sup>16</sup> 金融環境の引き締まりが国際的に波及していくメカニズムとしては、輸出入など実体経済を通じた影響だけでなく、金融面の経路の存在——例えば、海外で長期金利が上昇すると、①グローバルに活動する投資家のポートフォリオのリバランスを通じて、国内の金融資産価格が影響を受ける可能性や、②グローバルに活動する金融機関のリスクテイク余力の変化やデレバレッジを通じて、国内の金融環境に影響が及ぶ可能性——が考えられる。具体的には、Caldara et al. [2022]、Akinci et al. [2022]、Kearns et al. [2023]、Bruno and Shin [2015]、He and Krishnamurthy [2013]、Adrian and Shin [2011]などの先行研究を参照。

## （回帰モデルによる要因分析）

まず、前節で算出した「社債市場機能度指数 ( $CBMFI_t$ )」を被説明変数とし、海外の金融環境要因 ( $ForeignFC_t$ )、国内の金融環境要因 ( $DomesticFC_t$ )、社債市場固有の要因 ( $CBspecific_t$ ) についての様々な指標を含む、以下の回帰モデルを推計する。

$$CBMFI_t = \alpha + \beta \cdot ForeignFC_t + \gamma \cdot DomesticFC_t + \delta \cdot CBspecific_t + \epsilon_t \quad (4)$$

具体的には、海外の金融環境変数 ( $ForeignFC_t$ ) として、①米国金利ボラティリティ (米国債金利のボラティリティを示す MOVE 指数: ICE BofAML U.S. Bond Market Option Volatility Estimate Index) と、②Boyarchenko et al. [2022b]の作成した「米国社債市場機能度指数 (Corporate-bond Market Distress Index)」を用いる<sup>17</sup>。日本における金融環境変数 ( $DomesticFC_t$ ) として、③日本金利ボラティリティ (長期国債の先物価格から算出される S&P/JPX 日本国債 VIX 指数)、④中長期金利市場における裁定取引の円滑さを示す「スワップ-国債金利スプレッド (5年物の TONA スワップ金利<sup>18</sup>と5年国債金利の差)」、⑤国債の年限間の裁定取引の円滑さを示す「日本国債利回り曲線の歪み (Bloomberg 社算出の、イールドカーブの推計値と各銘柄の金利との乖離度合いを集計した指標)」を用いる (データの詳細は補論4を参照)<sup>19</sup>。

社債市場固有の要因 ( $CBspecific_t$ ) としては、日本銀行の社債等買入れオペによる毎月の買入れ額や、結果として保有している社債の残高 (いずれも社債発行残高に占める割合) を明示的に勘案する。先行研究では、中央銀行による社債買入れには、①市場の流動性が著しく低下している局面において、中央銀行による実際の買入れやその姿勢を示すことが投資家を安心させること等を通じて、リスクプレミアムの低下や流動性の回復をもたらす効果 (フロー効果) があると考えられるほか、②平時においては、中央銀行による国債買入れと同様に、市中

<sup>17</sup> 代わりに、米国社債超過プレミアム (Favara et al. [2016]が Gilchrist and Zakrajšek [2012]の手法を用いて算出した値) を用いた場合でも、以降の分析結果はほぼ同様である。

<sup>18</sup> 2021年12月以前は LIBOR スワップ金利を用いている。

<sup>19</sup> 推計において、「日本国債利回り曲線の歪み」と「スワップ-国債金利スプレッド」は、日米の金融環境変数を説明変数として回帰した残差を用いている。これにより、日米の金融環境が及ぼす影響は、本邦国債市場の機能度を通じて及ぼす間接的な効果を含めて捕捉されることとなる。

社債の供給量減少が、買入れ対象と代替性の高い債券の利回りを押し下げたり、投資家の債券投資余力やリスクテイク余力を高めることを通じて利回り全体を押し下げる可能性（ストック効果）があると指摘されている。また、最近では、③社債の発行体が新規発行やリファイナンスをしやすくなり、発行市場における取引が活発化するなど、企業の資金調達環境改善を通じて好影響が波及するメカニズムを指摘する研究もみられている<sup>20</sup>。わが国についても、Suganuma and Ueno [2018]や落・長田[2023]は、日本銀行による社債等買入れが社債スプレッドを有意に押し下げる効果を持つと報告している。こうした社債市場への好影響は、価格面だけでなく、取引量や取引環境にも及んでいる可能性が考えられる。

図表7は推計結果である。社債市場全体の機能度指数を被説明変数としたモデル1の結果をみると、まず、日本の国債市場について、金利ボラティリティの上昇のほか、「国債利回り曲線の歪み」や「スワップ-国債金利スプレッド」といった本邦国債市場の機能度を示す指標が悪化（上昇）すると、社債市場にも影響が及び、その機能度が低下する傾向がみられる。海外発の要因についても同様に、米国の金利ボラティリティの上昇や社債市場の機能度低下など、米国の金融環境が引き締まると、本邦社債市場の機能度は低下する傾向がみられる。この結果は、発行市場と流通市場のいずれにおいても同様である（モデル4、7）。

図表8で、社債市場機能度指数の変動要因をみると、2008～2009年の世界金融危機前後の局面や2022年から2023年にかけての世界的な金利上昇局面において、内外の金融環境の引き締まりの影響を強く受けていたことが示唆される。米国金利ボラティリティの大きな下押し寄与がいずれの局面でもみられるほか、日本については、「日本金利ボラティリティ」と「国債利回り曲線の歪み」による下押しがみられる。こうした傾向は、発行市場や流通市場でも同様である。

---

<sup>20</sup> 海外中央銀行でも社債買入れを政策手段として用いるケースが増えていることから、その効果についての実証研究も徐々に増えている。例えば、米国における、新型コロナウイルス感染症の流行直後にFRBが導入したSMCCF（Secondary Market Corporate Credit Facility）やPMCCF（Primary Market Corporate Credit Facility）について、Gilchrist et al. [2021]は、そのアナウンスメントが買入れ対象となりうる債券の流通スプレッドを押し下げる効果をもったことを実証的に示したほか、Boyarchenko et al. [2022a]は、リファイナンスを予定していた発行体の資金調達に対して好影響を与えたと報告し、その背景として、発行市場と流通市場を橋渡しするディーラーの裏書き余力の改善が重要な役割を持つと論じている。欧州について、Zaghini [2020]は、ECBが金融緩和の一環として実施したCSPP（Corporate Sector Purchase Programme）における社債買入れは、適格債券の流通スプレッドを有意に押し下げたと分析している。また、英国について、D'Amico and Kaminska [2019]は、BOEが2016年に開始したCBPS（Corporate Bond Purchase Scheme）は、直接的に社債市場に働きかけることができる結果、信用スプレッドの低下や社債発行の増加を迅速にもたらすなどの点で、国債買入れを単独で実施するよりも効果的と論じている。

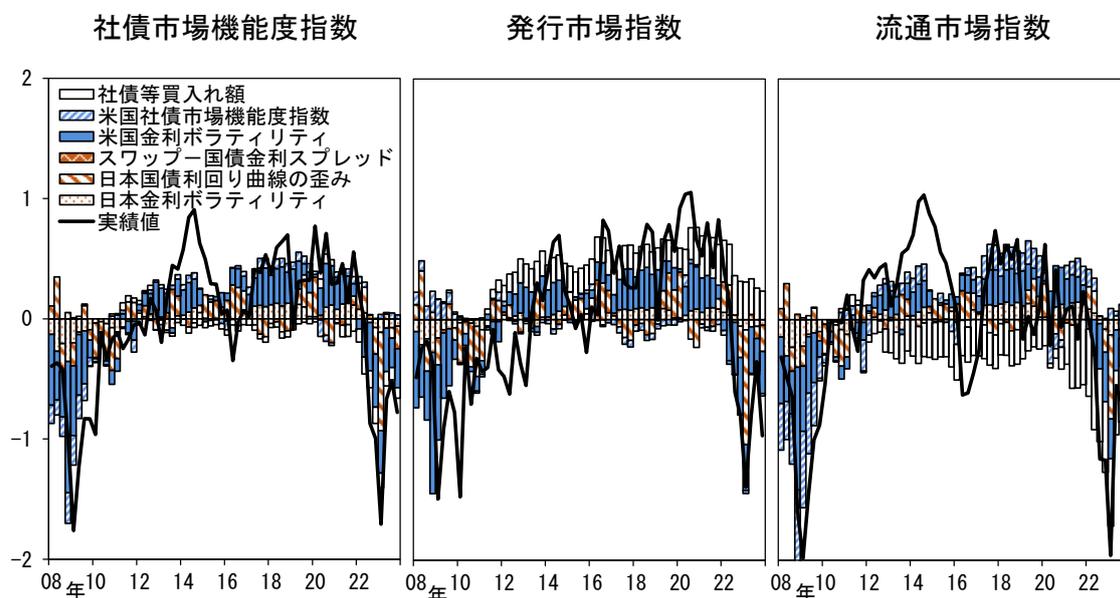
図表 7. 推計結果：社債市場機能度指数の決定要因

	社債市場機能度指数			発行市場指数			流通市場指数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
日本金利 ボラティリティ	-0.09* (0.05)	-0.11** (0.05)	-0.11** (0.05)	-0.14** (0.07)	-0.08 (0.07)	-0.08 (0.07)	-0.04 (0.06)	-0.12** (0.06)	-0.12* (0.06)
日本国債利回り曲線の歪み	-0.32*** (0.04)	-0.32*** (0.04)	-0.32*** (0.04)	-0.38*** (0.06)	-0.37*** (0.06)	-0.37*** (0.06)	-0.26*** (0.05)	-0.28*** (0.05)	-0.27*** (0.05)
スワップ-国債金利 スプレッド	-0.07* (0.04)	-0.08** (0.04)	-0.06 (0.04)	-0.11** (0.05)	-0.09 (0.05)	-0.09 (0.06)	-0.03 (0.05)	-0.07 (0.05)	-0.04 (0.05)
米国金利 ボラティリティ	-0.34*** (0.05)	-0.33*** (0.05)	-0.30*** (0.06)	-0.29*** (0.07)	-0.33*** (0.07)	-0.32*** (0.08)	-0.40*** (0.06)	-0.34*** (0.06)	-0.28*** (0.07)
米国社債市場 機能度指数	-0.04 (0.04)	-0.05 (0.04)	-0.08 (0.05)	0.01 (0.06)	0.06 (0.06)	0.06 (0.07)	-0.08 (0.05)	-0.16*** (0.05)	-0.21*** (0.06)
社債等買入れ額（ストック）		-0.01 (0.01)	-0.02 (0.02)		0.04** (0.02)	0.04* (0.02)		-0.06*** (0.02)	-0.07*** (0.02)
社債等買入れ額（フロー）			0.31 (0.31)			0.06 (0.44)			0.62* (0.37)
修正決定係数	0.618	0.618	0.618	0.427	0.436	0.433	0.531	0.563	0.567
サンプル・サイズ	192	192	192	192	192	192	192	192	192

(注) 「社債等買入れ額」以外の説明変数は標準化している。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%で有意であることを表す。カッコ内は標準誤差。推計期間は、2008年1月から2023年12月。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会、FRB NY、LSEG、ICE Data Indices、日本銀行

図表 8. 社債市場機能度指数の変動要因



(注) 図表 7 のモデル 3、6、9 を用いた要因分解。「社債等買入れ額」は、ストックとフローの寄与の合計。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会、FRB NY、LSEG、ICE Data Indices、日本銀行

次に、日本銀行による社債等買入れの影響について、図表7におけるモデル3の結果をみると、2つの変数（ストックとフロー）にかかる係数は、いずれもゼロと有意に異なる結果となっており、社債市場全体に対して有意な影響をもたらしているとは言えない。もっとも、発行市場指数と流通市場指数に分けてみると、結果は大きく異なっている（モデル6、9）。すなわち、①毎月の実際の社債買入れ（フロー）の影響は、流通市場を中心に有意なプラスの効果をもっており、世界金融危機、東日本大震災、コロナ禍といったストレス局面における買入れ額の増額は、相応の効果を発揮したとみられる。他方、②社債買入れによる保有額増加（ストック）の影響は、発行市場に対しては機能度指数を有意に上昇させる一方、流通市場指数に対しては機能度を有意に低下させる、との結果が得られている。図表8で過去10年程度の社債等買入れの影響をみても、発行市場の機能度には総じてプラスとなっている一方で、流通市場の機能度には総じて押し下げ方向の寄与がみられる。この結果は、社債等買入れが、発行市場には企業の資金調達環境改善を受けた発行活発化などの好影響をもたらす一方で、流通市場にはそうした影響が及びにくいことを示唆している。わが国では、発行された社債が持ち切られるケースが多く、そもそも流通市場における取引が少ないと言われている。こうした状況下では、社債買入れの結果としての大規模保有が、流通市場における取引可能な社債を直接的に減少させること等を通じて、その機能度を低下させる面が大きい可能性がある<sup>21</sup>。

#### （VARモデルによる連関性分析）

以上では比較的シンプルな回帰モデルを用いた分析の結果を示したが、変数間の影響波及におけるラグ構造や影響を与える方向、直接的な影響と間接的な影響の区別等を勘案するうえでは、VARモデルによる分析が有用である。以下では、Diebold and Yilmaz [2012, 2014]によって提案されている連関性分析の手法を用いることで、内外の金融環境の変化が、本邦社債市場にどのように波及しているかを確認する。

具体的に、Diebold and Yilmaz [2012, 2014]の分析枠組みでは、ネットワークを構成する  $n$  変数についてVARモデルを推計したうえで、ある変数  $i$  の  $H$  期先予測の誤差について、別の変数  $j$  の固有のショックがどの程度寄与しているかを

---

<sup>21</sup> こうした発行市場と流通市場でみられる影響の違いには、ストック効果による金利押し下げ効果が、発行体にとっては発行スプレッドの低下をもたらす一方で、流通市場で取引を行う投資家にとっては投資リターンの低下を意味することも関係していると考えられる。

分散分解 ( $d_{ij}^H$ ) によって算出し、これを変数  $i$  が変数  $j$  から受ける影響度合い ( $j$  から  $i$  への連関性:  $C_{i \leftarrow j}^H$ ) と定義する。

$$C_{i \leftarrow j}^H = d_{ij}^H \quad (5)$$

これを用いることにより、変数  $i, j$  間でどちらがより強い影響を及ぼしているかについてのネットの連関性 (net pairwise directional connectedness:  $NC_{j \leftarrow i}^H$ ) や変数  $i$  がネットワーク全体から受ける影響度合い (total directional connectedness:  $TC_{i \leftarrow \cdot}^H$ ) といった指標を、以下のように作成する<sup>22</sup>。

$$NC_{j \leftarrow i}^H = C_{j \leftarrow i}^H - C_{i \leftarrow j}^H \quad (6)$$

$$TC_{i \leftarrow \cdot}^H = \sum_{j \neq i} C_{i \leftarrow j}^H \quad (7)$$

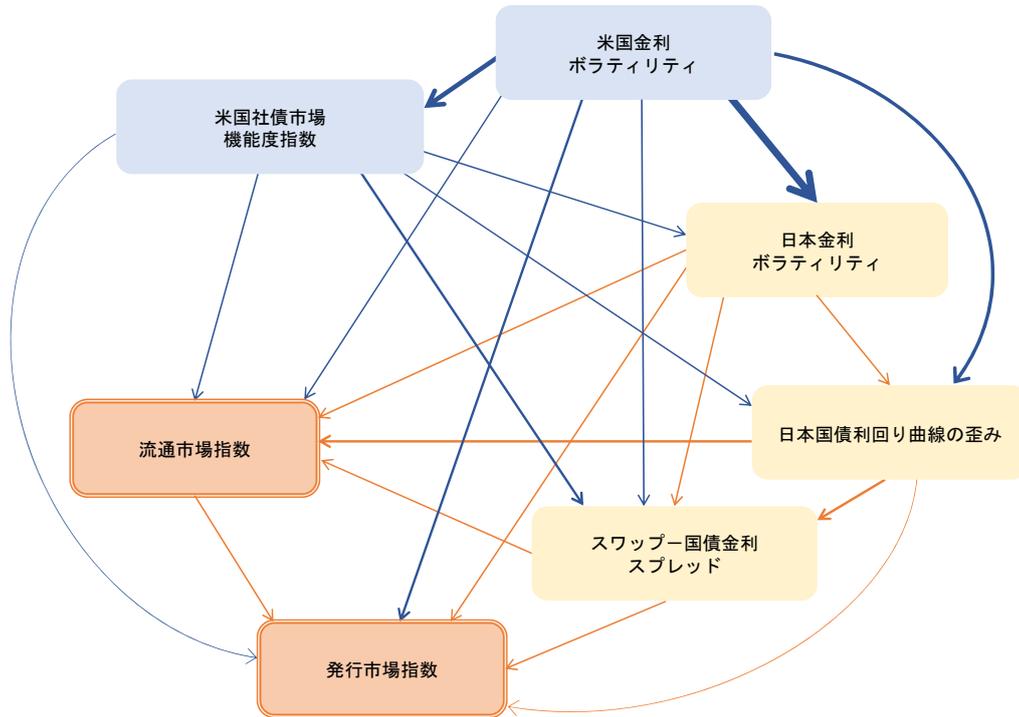
図表 9 は、Diebold and Yilmaz [2014]と同様に、VAR モデルの結果をもとに計算したネット連関性 ( $NC_{j \leftarrow i}^H$ ) を用いて、変数間のネットワーク図を作成したものである。ここでは、信用スプレッドの国際間波及について分析した先行研究である Ando et al. [2022]に倣い、分位点 VAR を用いることで、比較的大きなショック (75 パーセンタイル) が波及した場合の影響度合いを算出している<sup>23</sup>。図表中の矢印の向き及び太さは、ネット連関性の値に基づいており、変数  $i$  から変数  $j$  へのネット連関性が正の場合は、変数  $i$  から変数  $j$  に向けた矢印となる。また、絶対値でみた値が大きいほど太い線で描画している。

ネットワーク図をみると、第一に、米国の金融環境変数は、わが国の金融市場に対して強い影響力を持っていることが確認される。本邦社債市場に対しては、直接的な影響に加え、国債市場を通じた間接的な影響が及んでいることもみてとれる。第二に、本邦社債市場について、流通市場も発行市場も、内外の金融変数からの影響を受ける点に変わりはないが、流通市場から発行市場に向けた矢印がみられている。すなわち、流通市場固有のショックは、相対的にみると、発行市場に影響が波及しやすいことが示唆される。

<sup>22</sup> Diebold and Yilmaz [2014]は、米国の金融機関間におけるショックの波及について、個別の金融機関間の連関性を分析すると同時に、ネットワーク全体の連関性指標 ( $TC^H = \frac{1}{n} \sum TC_{i \leftarrow \cdot}^H$ ) を作成し、金融機関間の相互依存度の高まりが、ネットワークにおけるシステムリスクの高さと関係していることを示している。

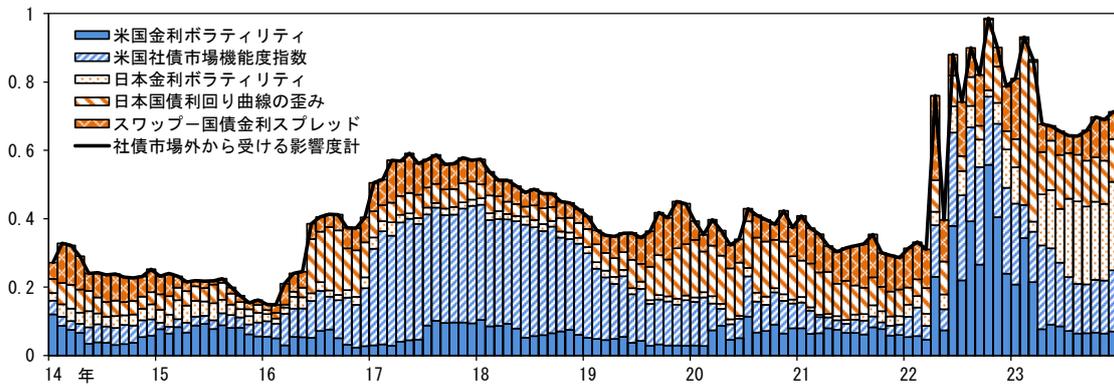
<sup>23</sup> Ando et al. [2022]や、同様の手法を為替レート of 国際間波及の分析に用いた Chatziantoniou et al. [2021]は、中央値近くのショックが生じた場合よりも、上下に大きなショックが生じた場合の方が波及が大きく、その影響をより明確に捕捉することができると報告している。ラグは 2 期、推計期間は 2005 年 1 月から 2023 年 12 月、分散分解は 30 期先の値とした。

図表 9. 内外の金融市場と本邦社債市場の連関



(注) Diebold and Yilmaz [2012, 2014]の枠組みを用いた連関性分析の結果。

図表 10. 社債市場の機能度が内外金融環境から受ける影響度合いの変化



(注) 流通市場指数と発行市場指数に与える影響度合いの平均値。5年（60 か月）をウィンドウとするローリング推計の結果を基に算出。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会、FRB NY、LSEG、ICE Data Indices、日本銀行

次に、図表 10 は、本邦社債市場が内外の金融市場から受ける影響度合い ( $TC_{i,t}^H$ ) について、時間を通じた変化を示したものである。ここでは、上述のモデルについて5年（60 か月）をウィンドウとするローリング推計の結果を基

に算出しており、流通市場指数と発行市場指数に与える影響度合いの平均値を示している。結果をみると、全体として、本邦社債市場が米国金融市場からの影響を受けやすい点を改めて確認できる。「米国金利ボラティリティ」は、米国における 2017～2019 年および 2022～2023 年の早いペースでの利上げ局面で影響度合いを高めており、2022 年中ごろから 2023 年初にかけての影響度合いは顕著である。「米国社債市場機能度指数」も、同様に、米国の利上げ局面における寄与が大きくなっている。

日本の国債市場からの影響については、2022～2023 年の局面において、「国債利回り曲線の歪み」や「日本金利ボラティリティ」の影響度合いが高まっている点も顕著である。これには、海外中央銀行の利上げや、わが国の物価上昇率の高まりを受けて、本邦長期金利に上昇圧力が加わったことのほか、日本銀行が、金利上昇を抑制するために、毎営業日の連続指値オペによる厳格なイールドカーブ・コントロールを実施したことも影響しているとみられる。結果として、長期金利の上昇は抑制された一方、国債金利のイールドカーブは残存期間 10 年未満の部分を中心に歪みがみられ、先物や金利スワップ等との連関性が低下するなど、国債市場の機能度は低下した面がある。社債市場でも、国債と同様、イールドカーブに歪みが生じるもとの、市場参加者からは、投資家と発行体とで発行金利の目線が合いにくくなり、起債環境の悪化につながったと指摘されている。

#### 4-2. 社債市場の機能度の変化が实体经济に及ぼす影響

社債市場の機能度が高い場合、企業が設備投資やM&A向けの資金を円滑に調達できることから、实体经济にプラスの影響を及ぼしていると考えられる。以下では、この点を確認するために計量分析を行う。

##### (分析枠組み)

社債市場の状況が設備投資に与える影響を分析した先行研究をみると、例えば、Gilchrist and Zakrajšek [2012]は、米国経済について、「米国社債超過プレミアム」を含む7つのマクロ変数を用いた標準的なVARモデルを推計し、米国社債超過プレミアムへのショックが生産や設備投資を有意に押し下げるとの結果を得ている。Boyarchenko et al. [2022b]も、作成した「米国社債市場機能度指数」が、実質金利やタームスプレッド等をコントロールしたうえでも、将来の設備投資の変化について、有意な予測力をもつことを報告している。ただし、4-1節の機能度指数の変動要因分析でもみたように、社債市場の状況には、内外の金融環

境全般、すなわち幅広い市場における投資家のリスクセンチメント等が強く反映されていると考えられることには留意が必要である。すなわち、社債市場の機能度指標と設備投資との間に強い相関が観察された場合には、金融市場がもつ様々な情報が反映されている可能性と、社債市場における「企業の資金調達環境」としての機能が重要な役割をもつ可能性の2つが考えられる<sup>24</sup>。

こうした点も踏まえつつ、本稿では、以下の設備投資関数について、様々な変数をコントロールしつつ推計することにより、社債市場機能度指数の役割を評価する。

$$IK_t = \alpha + \beta \cdot CBMFI_{t-1} + \gamma \cdot Controls_t + \epsilon_t \quad (8)$$

ここで、 $IK_t$ は設備投資・資本ストック比率（I/K比率）であり、内閣府が算出する実質民間企業設備を、同じく内閣府が算出する固定資本ストック速報で公表される実質民間企業設備の値で除し、季節調整を施したものを用いている。 $CBMFI_{t-1}$ は前節で算出した「社債市場機能度指数」である。その他のコントロール変数について、ベースラインの定式化では、標準的なトービンのq理論に基づき、①実質金利（国債金利から短観における物価全般の見通しを差し引くことにより算出<sup>25</sup>）、②期待成長率（日本銀行調査統計局算出の潜在成長率）、③稼働率（調査統計局算出の需給ギャップ）といった資本の限界生産性と資本コストに関する変数を含めるほか、これらに加えて、④企業のキャッシュフロー（法人企業統計における経常利益と減価償却費の和の過去4四半期平均値を総資産額で割ることにより算出）、⑤政策不確実性指数（Baker et al. [2016]の手法に倣って作成された日本指数<sup>26</sup>）といった設備投資の短期的な動きを説明するうえで有力とされる変数も含める<sup>27</sup>。推計期間は、社債市場機能度指数を算出している2005年

<sup>24</sup> 一般的に、金融市場では、市場参加者の将来についての見方を反映して価格形成が行われるため、市場から得られる情報は実体経済の予測に有用であることが多い（Stock and Watson [2003]）。

<sup>25</sup> 具体的には3年物国債金利と短観における3年後の物価全般の見通しを用いた（物価全般の見通しの2013年12月以前の計数は、Nakajima [2023]の推計値を用いている）。

<sup>26</sup> 日本の政策不確実性指数は、全国紙4紙（朝日新聞、日本経済新聞、毎日新聞、読売新聞）について、「経済」、「政策」、「不確実性」の3つのカテゴリに属する用語をそれぞれ1つ以上含む記事を抽出し、その件数を総記事数で割り込むことによって算出されている（詳細は Arbatli et al. [2022]を参照）。政策不確実性指数が、設備投資に対して有意な影響を持つことは、Baker et al. [2016]、Arbatli et al. [2022]、篠原ほか[2020]など、多くの研究で報告されている。

<sup>27</sup> 設備投資関数の理論・実証面の発展については、宮川・田中[2009]などを参照。トービンのqに、流動性制約や不確実性の影響を踏まえた定式化とされることが多い。なお、マクロレベルのトービンのqを用いた定式化による頑健性の確認については、補論3を参照。

第1四半期から2023年第4四半期とする（データの詳細は補論4を参照）。

#### （推計結果）

図表11は推計結果である。まず、コントロール変数のみを用いて推計したモデル1の結果をみると、いずれの説明変数も符号条件を満たしており、関数の当てはまりも自由度調整済み決定係数（ $R^2$ ）でみて0.8程度となっている。具体的に、実質金利の低下や需給ギャップの改善、キャッシュフローの増加は有意に設備投資を押し上げるほか、期待成長率の高まりは、統計的に有意ではないものの設備投資を押し上げる傾向がある。また、経済の不確実性の高まりも、先行研究と同様に設備投資を押し下げる傾向がみられる。モデル2で、これらの要因をコントロールしたうえで、社債市場機能度指数のもつ役割をみると、社債市場の機能度が改善するほど設備投資が増える、との関係が有意にみられた。

発行市場・流通市場それぞれについての役割をみると、発行市場指数を説明変数としたモデル3では、発行市場指数にかかる係数が有意で、発行市場の機能度改善が設備投資を押し上げる効果がみられる一方で、流通市場指数を説明変数としたモデル4では、流通市場指数にかかる係数が有意ではなく、流通市場の機能改善が設備投資を有意に押し上げる傾向はみられない。両方の変数を含むモデル5をみると、発行市場指数の効果が同様にみられる一方、流通市場指数はむしろマイナスの影響がみられるようになっている。もっとも、この結果には、発行市場指数と流通市場指数がともに似た動きをしていることから、多重共線性が生じていることが疑われる。この点、主成分分析によって、流通市場指数と発行市場指数を直交する2つの成分に分けた系列を説明変数として用いたモデル6の結果をみると、いずれの系列も、設備投資に対してプラスの影響を持つことが確認される。発行市場指数と流通市場指数について共通する変動要因を示す第一主成分は、4-1節でみた内外の金融市場から波及してきたショックの影響を受けていると考えられ、金融環境が緩和的なほど設備投資が押し上げられることを示している（図表12）<sup>28</sup>。また、発行市場の相対的な機能度の高さを示すと考えられる第二主成分が有意な影響をもつことは、発行市場における企業の資金調達環境の改善を通じた経路も重要であることを示唆している。

<sup>28</sup> これらの主成分と、内外の金融変数との相関については、補論3（図表A3-4）も参照。

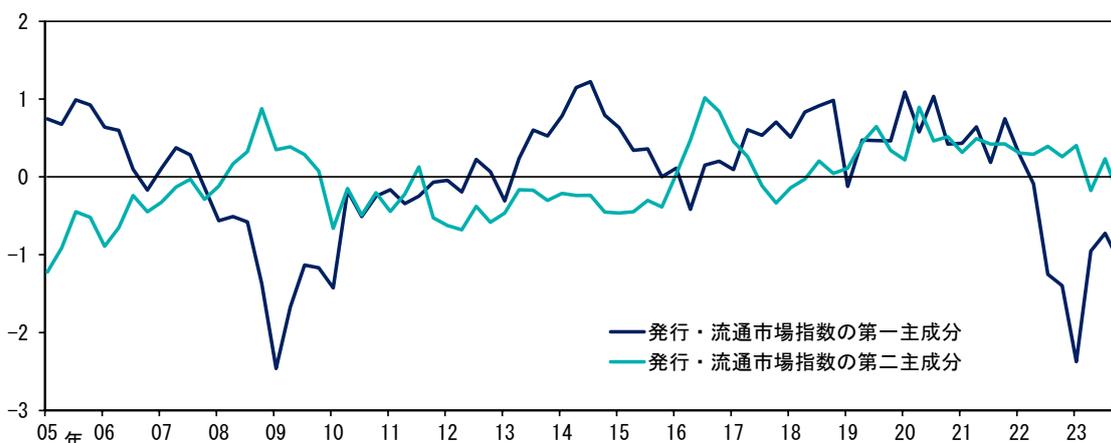
図表 11. 推計結果（ベースライン）：社債市場機能度指数の設備投資への影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
実質金利	-0.114*** (0.014)	-0.114*** (0.014)	-0.100*** (0.013)	-0.116*** (0.014)	-0.088*** (0.014)	-0.088*** (0.014)
潜在成長率	0.006 (0.034)	-0.011 (0.034)	0.016 (0.031)	0.000 (0.038)	0.059* (0.036)	0.059* (0.036)
需給ギャップ	0.025** (0.011)	0.021** (0.011)	0.025*** (0.010)	0.024** (0.011)	0.033*** (0.010)	0.033*** (0.010)
キャッシュフロー対総資産比率	0.603*** (0.107)	0.591*** (0.105)	0.524*** (0.100)	0.607*** (0.109)	0.464*** (0.101)	0.464*** (0.101)
政策不確実性指数	-0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)
社債市場の機能度指数		0.043** (0.020)				
うち発行市場指数			0.065*** (0.017)		0.091*** (0.020)	
うち流通市場指数				0.007 (0.019)	-0.046** (0.020)	
発行・流通市場指数の第一主成分						0.032** (0.013)
発行・流通市場指数の第二主成分						0.097*** (0.026)
修正決定係数	0.790	0.800	0.825	0.787	0.835	0.835
サンプル・サイズ	75	75	75	75	75	75

(注) 被説明変数は「設備投資・資本ストック比率」。「キャッシュフロー対総資産比率」、「社債市場機能度指数（発行市場指数、流通市場指数）」、「発行・流通市場指数の第一主成分・第二主成分」はすべて1四半期ラグ。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%で有意であることを表す。カッコ内は標準誤差。推計期間は、2005年第1四半期から2023年第4四半期。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会、RIETI、財務省、内閣府、日本銀行

図表 12. 発行市場・流通市場指数の主成分分析による分解



(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会

図表 13. 推計結果（含む金融変数）：社債市場機能度指数の設備投資への影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
実質金利	-0.219*** (0.026)	-0.178*** (0.030)	-0.178*** (0.030)	-0.081** (0.041)	-0.078* (0.041)	-0.078* (0.041)
潜在成長率	-0.120*** (0.037)	-0.047 (0.044)	-0.047 (0.044)	-0.096*** (0.032)	-0.074* (0.041)	-0.074* (0.041)
需給ギャップ	0.029** (0.014)	0.037*** (0.013)	0.037*** (0.013)	0.045*** (0.012)	0.048*** (0.013)	0.048*** (0.013)
キャッシュフロー対総資産比率	0.663*** (0.129)	0.540*** (0.141)	0.539*** (0.141)	0.513*** (0.119)	0.454*** (0.140)	0.454*** (0.140)
政策不確実性指数	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
日本金利 ボラティリティ	0.005 (0.020)	-0.005 (0.021)	-0.005 (0.021)	0.025 (0.018)	0.023 (0.020)	0.023 (0.020)
日本国債利回り曲線の歪み	-0.028* (0.016)	-0.016 (0.017)	-0.016 (0.017)	-0.023* (0.013)	-0.016 (0.016)	-0.016 (0.016)
スワップ-国債金利 スプレッド	-0.006 (0.018)	-0.002 (0.017)	-0.002 (0.017)	0.015 (0.016)	0.015 (0.016)	0.015 (0.016)
米国金利 ボラティリティ	-0.092*** (0.021)	-0.071*** (0.023)	-0.071*** (0.023)	-0.062*** (0.020)	-0.055** (0.022)	-0.055** (0.022)
米国社債市場機能度指数	0.090*** (0.024)	0.067*** (0.025)	0.067*** (0.025)	0.026 (0.024)	0.023 (0.025)	0.023 (0.025)
米国社債超過 プレミアム	0.019 (0.021)	0.021 (0.021)	0.021 (0.021)	0.051*** (0.019)	0.050** (0.020)	0.050** (0.020)
社債等買入れ額（ストック）				0.032*** (0.009)	0.030*** (0.010)	0.030*** (0.010)
社債等買入れ額（フロー）				0.150 (0.103)	0.119 (0.110)	0.119 (0.110)
発行市場指数		0.054** (0.025)			0.025 (0.024)	
流通市場指数		-0.048** (0.024)			-0.009 (0.024)	
発行・流通市場指数の第一主成分			0.004 (0.022)			0.011 (0.021)
発行・流通市場指数の第二主成分			0.072*** (0.027)			0.024 (0.027)
修正決定係数	0.885	0.896	0.896	0.920	0.919	0.919
サンプル・サイズ	63	63	63	63	63	63

(注) 被説明変数は「設備投資・資本ストック比率」。「キャッシュフロー対総資産比率」、「発行市場指数」、「流通市場指数」、「発行・流通市場指数の第一主成分・第二主成分」はすべて1四半期ラグ。「日本金利ボラティリティ」、「日本国債利回り曲線の歪み」、「スワップ-国債金利スプレッド」、「米国金利ボラティリティ」、「米国社債市場機能度指数」、「米国社債超過プレミアム」は標準化している。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%で有意であることを表す。カッコ内は標準誤差。推計期間は、2008年第1四半期から2023年第4四半期。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会、FRB NY、FRB、LSEG、ICE Data Indices、RIETI、財務省、内閣府、日本銀行

これらの結果は、図表 13 に示しているように、コントロール変数に内外の金融変数を含めた場合（モデル3）において、第一主成分の説明力が低下する一方

で第二主成分の有意な影響は引き続き観察されることとも整合的である<sup>29</sup>。内外の金融市場変数は、前述のとおり社債市場の機能度に影響を与えているほか、経済の先行きに関する様々な情報も持っていると考えられるが、この結果は、社債市場機能度指数（の第二主成分）は、それらとは異なる情報を追加的に有していることを示唆している。この点は、先行研究である Boyarchenko et al. [2022b]における分析結果とも同様である。

さらに、社債等買入れ額を含めた場合（モデル6）については、社債等買入れ額（ストック）が有意に設備投資を押し上げる効果が検出される一方で、第二主成分の説明力は低下する。これは、いずれの指標も、発行市場における資金調達環境の改善を通じて、設備投資を押し上げる効果があることを示唆している。なお、統計的に有意な結果ではないものの、いずれの主成分にかかる係数も引き続きプラスとなっており、追加した金融市場変数や社債等買入れ額では説明されない社債市場の機能度改善要因が設備投資を押し上げる傾向も確認される。

## 5. まとめ

本稿では、わが国の社債市場について、発行市場と流通市場における取引価格・取引量・取引環境に関する様々な情報を集約することにより、社債市場の機能度を包括的に評価する指標を作成した。

作成された機能度指標をみると、第一に、2008～2009年の世界金融危機時や2022年から2023年にかけての世界的な金利上昇局面など、債券市場の機能度が悪化したと言われている局面で大きく低下している。この期間の機能度悪化の背景を分析すると、国内要因だけでなく、海外の金融環境の引き締めりが、投資家のリスクセンチメント悪化などを通じて影響を及ぼしていることが確認された。第二に、機能度指数の動きが比較的落ち着いていた2013年以降の局面では、発行市場と流通市場でやや異なる動きがみられた。こうした動きには、日本銀行による社債等買入れを含む大規模緩和が、発行市場を中心に機能度改善をもたらしたことも影響していた可能性がある。第三に、社債市場の機能度改善は、設備投資の増加を通じて実体経済にプラスの影響をもたらしているとみられる。実証分析からは、とくに、企業の資金調達環境に直結する発行市場の機能度が、実体経済への波及経路として重要であることが示唆される。経済の先行きに関

---

<sup>29</sup> 補論3では、ここで論じた以外の様々な定式化を試すことにより、得られた結果の頑健性を確認している。

する情報を持つと考えられる様々な金融市場変数をコントロールしてもなお、統計的に有意な影響が観察される点は、先行研究である Boyarchenko et al. [2022b]とも同様である。

本稿の分析からは、日本銀行の大規模緩和の効果と副作用の面についても示唆が得られた。すなわち、効果の面では、社債買入れを含む大規模緩和の持つポートフォリオ・リバランス効果（社債利回りの低下）によって、発行市場における企業の資金調達環境が改善し、設備投資の増加など実体経済に好影響をもたらしていたと考えられる。他方、社債流通市場では、社債買入れの直接的なプラス効果（フロー効果）はみられるものの、社債保有によるストック効果の影響は総じてマイナスとなっている。特にマイナス金利導入以降は、国債市場についても大規模緩和の影響により機能度が低下したと指摘されており（日本銀行金融市場局[2023]等）、社債流通市場においても、取引において金利目線が合いにくくなるなどの影響が及び、市場流動性が低下するといった副作用が生じた可能性が高い。本稿の分析では、流通市場でみられる副作用が、設備投資を押し下げるなど直接的に実体経済にマイナスの影響を与える経路は確認されなかったが、連関性分析において流通市場へのショックが発行市場に波及しやすいとの結果が得られたことにも表されるように、流通市場と発行市場は密接に関係しており、双方の機能度が高いことが重要であると考えられる<sup>30</sup>。流通市場の機能度は、米国を対象にした最近の研究（Boyarchenko et al. [2022a]）でも、発行市場における新規の社債発行やリファイナンスを支えるうえで重要な役割をもつと報告されており、わが国についてもさらなる研究の蓄積が必要であると考えられる<sup>31</sup>。

以上のように、本稿の「社債市場機能度指数」は、発行市場と流通市場、取引価格・取引量・取引環境といった様々な観点をもちつつ、金融政策の波及経路としての社債市場の機能度を包括的に評価していくうえで有用な指標となっていると考えられる。今回作成した集計指標は、比較的長い期間の分析に用いることができるほか、日次や月次で公表される情報に基づいており、最新のデータをタ

---

<sup>30</sup> 日本証券業協会[2010]は、発行市場と流通市場の流動性について、「鶏と卵」の関係にあると描写している。

<sup>31</sup> また、銀行部門の機能度や銀行借入との代替関係を勘案することも重要と考えられる。社債市場の機能度が大きく悪化したとしても、銀行貸出がこれを代替することができれば、実体経済への悪影響の波及はある程度抑えられる可能性がある一方で、新たな銀行危機の火種となる可能性も考えられる。関連する研究として、Adrian et al. [2013]、Catalan and Hoffmaister [2023]、永幡・関根[2002]、内野[2011]などを参照。

イムリーに反映しつつ、モニタリングに活用していくことができることも利点である。ただし、わが国においては、社債市場におけるデータの利用可能性が乏しいことから、限られたデータを用いて指数を作成していることには留意が必要である。このため、社債市場のモニタリングに当たっては、本稿で提案したような定量的な側面に加えて、定性的な情報を含めた多面的なアプローチを用いていくことが頑健であると考えられる。また、やや長い目では、わが国社債市場の活性化に対する取り組みが進捗し、発行体や投資家の裾野が拡大していくことにより、わが国社債市場の重要性が増すとともにデータ整備が一段と進んでいくことを期待したい。

## 参考文献

- 植田和男 [2005]、『ゼロ金利との闘い』、日本経済新聞社.
- 内野泰助 [2011]、「日本の上場企業における銀行依存度と設備投資の資金制約：日本の社債市場麻痺に注目した実証分析」、『RIETI Discussion Paper Series』、No.11-J-071.
- 大山慎介・本郷保範 [2010]、「日本の社債発行スプレッドの変動要因」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.10-J-10.
- 落香織・長田充弘 [2023]、「わが国における社債発行スプレッドの動向」、『日銀レビュー』、No.23-J-11.
- 金融庁 [2023]、「社債市場について」、第 24 回 金融審議会市場制度ワーキング・グループ.
- 黒崎哲夫・熊野雄介・岡部恒多・長野哲平 [2015]、「国債市場の流動性：取引データによる検証」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No. 15-J-2.
- 崎山登志之・小林俊 [2018]、「現物国債市場の流動性：高粒度データによる検証」、『日本銀行調査論文』.
- 篠原武史・奥田達志・中島上智 [2020]、「マクロ経済に関する不確実性指標の特性について」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.20-J-7.
- 白須洋子・米澤康博 [2007]、「社債流通市場における社債スプレッド変動要因の実証分析」、『金融庁金融研究研修センターディスカッションペーパー』、No. 2007-2.
- 土川顕・西崎健司・八木智之 [2013]、「国債市場の流動性に関連する諸指標」、『日銀レビュー』、No.13-J-6.
- 永幡崇・関根敏隆 [2002]、「設備投資、金融政策、資産価格—個別企業データを用いた実証分析—」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.02-3.
- 日本銀行金融市場局 [2006]、『金融市場レポート—2006 年前半の動き—』.
- 日本銀行金融市場局 [2023]、「過去 25 年間の本邦金融市場の振り返り—金融政策が市場機能度に与えた影響を中心に—」、『「金融政策の多角的レビュー」に関するワークショップ：第 1 回「非伝統的金融政策の効果と副作用」』における資料、2023 年 12 月 4 日.
- 日本銀行 [2019]、『金融システムレポート (2019 年 10 月号)』.
- 日本証券業協会 [2010]、「社債市場の活性化に向けて」、社債市場の活性化に関する懇談会.
- 日本証券業協会 [2023]、「社債市場の活性化に向けた今後の検討について」.
- 福田慎一・粕谷宗久・中島上智 [2005]、「非上場企業の設備投資の決定要因：金

- 融機関の健全性および過剰債務問題の影響』、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.05-J-2.
- 福永一郎 [2006]、「資本市場の不完全性下の金融政策」、『日銀レビュー』、No.06-J-13.
- 宮川努・田中賢治 [2009]、「設備投資分析の潮流と日本経済—過剰投資か過少投資か」、『ESRI Discussion Paper Series』、No. 218.
- Adrian, T., and H. S. Shin [2011], "Financial Intermediary Balance Sheet Management," Staff Reports 532, Federal Reserve Bank of New York.
- Adrian, T., P. Colla, and H. S. Shin [2013], "Which Financial Frictions? Parsing the Evidence from the Financial Crisis of 2007 to 2009," *NBER Macroeconomics Annual*, vol.27, No.1, pages 159-214.
- Akinci, O., S. Kalemli-Ozcan, and A. Queralto [2022], "Uncertainty Shocks, Capital Flows, and International Risk Spillovers," Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No.1016.
- Ando, T., M. Greenwood-Nimmo, and Y. Shin [2022], "Quantile Connectedness: Modeling Tail Behavior in the Topology of Financial Networks," *Management Science*, INFORMS, vol.68, No.4, pages 2401-2431.
- Arbatli, E. C., S. J. Davis, A. Ito, and N. Miake [2022], "Policy Uncertainty in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Elsevier, vol.64.
- Baker, S., N. Bloom, and S. J. Davis [2016], "Measuring Economic Policy Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, vol.131, No.4, pages 1593–1636.
- Bank for International Settlements [2019], "Large Central Bank Balance Sheets and Market Functioning," Markets Committee Papers, No.11.
- Bernanke, B. S. [2020], "The New Tools of Monetary Policy," *American Economic Review*, American Economic Association, vol.110, No.4, pages 943-983.
- Bernanke, B. S., and M. Gertler [1995], "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission," *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, vol.9, No.4, pages 27-48.
- Board of Governors of the Federal Reserve System [2023], *Financial Stability Report*, May 2023.
- Boyarchenko, N., R. K. Crump, A. Kovner, and O. Shachar [2021], "Measuring the Forest through the Trees: The Corporate Bond Market Distress Index," Federal Reserve Bank of New York Liberty Street Economics, February 22, 2021.
- Boyarchenko, N., A. Kovner, and O. Shachar [2022a], "It's What You Say and What You Buy: A Holistic Evaluation of the Corporate Credit Facilities," *Journal of Financial Economics*, Elsevier, vol.144, No.3, pages 695-731.

- Boyarchenko, N., R. K. Crump, A. Kovner, and O. Shachar [2022b], "Measuring Corporate Bond Market Dislocations," Federal Reserve Bank of New York Staff Reports 957.
- Bruno, V., and H. S. Shin [2015], "Capital Flows and the Risk-Taking Channel of Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, vol.71, pages 119-132.
- Caldara, D., F. Ferrante, and A. Queralto [2022], "International Spillovers of Tighter Monetary Policy," FEDS Notes, Board of Governors of the Federal Reserve System, December 22, 2022.
- Catalan, M., and A. W. Hoffmaister [2023], "Do Corporate Bond Shocks Affect Commercial Bank Lending?" IMF Working Papers, 2023/156, International Monetary Fund.
- Chatziantoniou, I., D. Gabauer and A. Stenfors [2021], "Interest Rate Swaps and the Transmission Mechanism of Monetary Policy: A Quantile Connectedness Approach," *Economics Letters*, vol.204.
- Chavleishvili, S., and M. Kremer [2023], "Measuring Systemic Financial Stress and Its Risks for Growth," Working Paper Series 2842, European Central Bank.
- D'Amico, S., and I. Kaminska [2019], "Credit Easing versus Quantitative Easing: Evidence from Corporate and Government Bond Purchase Programs," Bank of England working papers 825, Bank of England.
- Diebold, F. X., and K. Yilmaz [2012], "Better to Give Than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers," *International Journal of Forecasting*, vol.28, issue 1, pages 57-66.
- Diebold, F. X., and K. Yilmaz [2014], "On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connectedness of Financial Firms," *Journal of Econometrics*, vol.182, issue 1, pages 119-134.
- Favara, G., S. Gilchrist, K. F. Lewis, and E. Zakrajšek [2016], "Updating the Recession Risk and the Excess Bond Premium," FEDS Notes, Board of Governors of the Federal Reserve System, October 6, 2016.
- Gilchrist, S., and B. Wei, and V. Z. Yue, and E. Zakrajšek [2021], "The Fed Takes on Corporate Credit Risk: an Analysis of the Efficacy of the SMCCF," BIS Working Papers 963, Bank for International Settlements.
- Gilchrist, S., and E. Zakrajšek [2012], "Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations," *American Economic Review*, vol.102, No.4, pages 1692-1720.
- Goldberg, J., and Y. Nozawa [2021], "Liquidity Supply in the Corporate Bond Market," *Journal of Finance*, vol.76, No.2, pages 755-796.
- He, Z., and A. Krishnamurthy [2013], "Intermediary Asset Pricing," *American Economic Review*, vol.103, No.2, pages 732-770.

- Holló, D., M. Kremer, and M. L. Duca [2012], "CISS - A Composite Indicator of Systemic Stress in the Financial System," ECB Working Paper Series 1426.
- Kearns, J., A. Schrimpf, and F. D. Xia [2023], "Explaining Monetary Spillovers: The Matrix Reloaded," *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.55, issue 6, pages 1535-1568.
- Metiu, N. [2022], "A Composite Indicator of Financial Conditions for Germany," Deutsche Bundesbank Technical Paper, 03/2022.
- Miyakawa, D., and S. Watanabe [2010], "Walking After Midnight: Measurements and Pricing Implications of Market Liquidity on Corporate Bonds," DBJ Discussion Paper Series, No.1004.
- Nakajima, J. [2023], "Estimation of Firms' Inflation Expectations Using the Survey DI," Discussion Paper Series A.749, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- Nakashima, K., and M. Saito [2009], "Credit Spreads on Corporate Bonds and the Macroeconomy in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Elsevier, vol.23, No.3, pages 309-331.
- Okimoto, T, and S. Takaoka [2022], "The Credit Spread Curve Distribution and Economic Fluctuations in Japan," *Journal of International Money and Finance*, vol.122.
- Schüler, Y. S., P. Hiebert, and T. A. Peltonen [2015], "Characterising the Financial Cycle: a Multivariate and Time-Varying Approach," ECB Working Paper Series 1846.
- Schüler, Y. S., P. Hiebert, and T. A. Peltonen [2020], "Financial Cycles: Characterisation and Real-Time Measurement," *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, vol.100.
- Stock, J. H. and M. W. Watson [2003], "Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices," *Journal of Economic Literature*, vol.41, No.3, pages 788–829.
- Suganuma, K., and Y. Ueno [2018], "The Effects of the Bank of Japan's Corporate and Government Bond Purchases on Credit Spreads," IMES Discussion Paper Series, No. 2018-E-4, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.
- Zaghini, A. [2020], "How ECB Purchases of Corporate Bonds Helped Reduce Firms' Borrowing Costs," Research Bulletin, European Central Bank, vol.66.

## 補論 1 : 「信用力調整済みの発行スプレッド」の推計方法

### A 1-1. 信用力調整済みの発行スプレッドとは

本稿で用いた「信用力調整済みの発行スプレッド」は、個別銘柄の社債発行スプレッドから、発行体の信用力や銘柄に固有の要因で説明される部分を取り除くことにより、その残差として、市場環境等に左右される部分を抽出したものである（Gilchrist and Zakrajšek [2012]は、この残差部分を「社債超過プレミアム（Excess Bond Premium）」と呼んでいる）。本補論では、この「信用力調整済みの発行スプレッド」の推計方法と推計に用いたデータ、推計結果について確認する。

### A 1-2. データと推計方法

まず、時点 $t$ に発行された銘柄 $i$ の社債発行スプレッド ( $Spread_{i,t}$ ) として、キャピタル・アイ社が提供する銘柄別の起債データから入手した、「発行利回りと国債利回りの差」を用いる<sup>32</sup>。対象銘柄は、データベースで入手可能な 2005 年 1 月から 2023 年 12 月の間に起債された公募債のうち、上場事業法人の発行分に限っている。これは、後述する推計モデルで説明変数として用いている財務情報の入手可能性からである。ただし、信用力の評価方法が通常の事業会社とは異なる金融業<sup>33</sup>や、銘柄ごとの独自性が強い劣後特約付社債、年限が 15 年以上の債券や個人向け社債も除くこととする<sup>34</sup>。

「信用力調整済みの発行スプレッド」は、(A1-1)式に示しているように、個別銘柄のスプレッド ( $Spread_{i,t}$ ) を被説明変数とする固定効果モデルにおける、時間ダミー ( $RiskAdjustedSpread_t$ ) として推計する。

---

<sup>32</sup> 銘柄の中には、LIBOR 対比や絶対利回りで条件決定されているものも含まれるが、それらについても国債対比でスプレッドを計算している。また、同一企業が同一月に、複数の社債を起債した場合には、スプレッドの単純平均値をとっている。

<sup>33</sup> 具体的には、国内法人のうち銀行及びその他金融業を除く。ただし、自動車販売金融業者については、自動車メーカーを含むグループ企業の資金調達を担っているケースもあるため、分析対象に含めている。

<sup>34</sup> 劣後特約付社債は、劣後特約で定められた劣後事由（破産や会社更生手続き開始等）の発生時における残余財産の弁済順位に関して、最も優先される普通社債と、最も低い株式との中間に位置づけられており、価格形成が普通社債と異なると考えられる。また、社債発行のボリュームゾーンが年限 10 年以下のもので、極端に年限が長い債券は、銘柄ごとの独自性が強い。最低購入単位を 100 万円程度に小口化して発行した「個人向け社債」についても、スプレッドの変動要因が機関投資家向けとは異なると考えられる（橋本・古賀[2010]は、社債管理者の設置を省略できないこと等から発行手数料が嵩みやすい点も指摘している）。

$$\begin{aligned} \text{Spread}_{i,t} = & \alpha \cdot \text{CreditRiskFactors}_{i,t} + \beta \cdot \text{BondSpecificFactors}_{i,t} \\ & + \gamma \cdot \text{OtherFactors}_{i,t} + \text{RiskAdjustedSpread}_t + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (\text{A1-1})$$

説明変数としては、①発行体の信用力 ( $\text{CreditRiskFactors}_{i,t}$ )、②銘柄特有の要因 ( $\text{BondSpecificFactors}_{i,t}$ )、③そのほかの、わが国発行市場で特定の時期にみられたテクニカルな要因等 ( $\text{OtherFactors}_{i,t}$ ) を勘案することとする。こうした分析枠組みは、先行研究 (Gilchrist and Zakrajsek [2012]、大山・本郷[2010]、Suganuma and Ueno [2018]等) とも同様である<sup>35</sup>。

具体的に、先行研究では、①発行体の信用力を捉える変数として、企業価値、負債簿価、企業価値のボラティリティや、それらから計算されるデフォルト距離<sup>36</sup>が用いられている。また、②銘柄特有の要因を捉える変数としては、年限、残高、クーポンレート、発行年からの経過年数、コーラブル債ダミーのほか、業種・格付ごとの違いを考慮するためにそれぞれのダミー変数が含まれることが多い。本稿の分析においては、こうした先行研究を踏まえつつ、データの利用可能性を勘案して変数を選定した。実際に用いたデータの詳細は以下のとおりである。

#### ① 発行体の信用力に関する変数 ( $\text{CreditRiskFactors}_{i,t}$ )

- $ROA_{i,t}$  : 純利益を平均総資産で除した値を直近 12 ヶ月で平均したもの。収益性が高いほど、企業価値が高く、スプレッドは小さくなると考えられる (符号条件は負)。基本的に四半期データであるため、個別企業ごとに線形補間で月次データに変換しているほか、直近値は最新決算月から横ばいとしている。
- $DERatio_{i,t}$  : DE レシオ。長短債務残高を株式時価総額で除したもの。DE レシオが高いほど、自己資本に対する負債の比率が大きく、企業の信用リス

<sup>35</sup> ただし、Gilchrist and Zakrajsek [2012]では、固定効果を含めないモデルを推計したうえで、実績値の推計値からの乖離を集計することにより、社債超過プレミアムを算出している。わが国のデータについては、後述するように、時間ダミーを用いた推計の方が望ましい結果が得られている。

<sup>36</sup> 企業の信用リスクがスプレッドに反映されるとの考え方は、Merton [1974]に基づいている。同論文ではオプション価格モデルを社債に適用し、企業の資産、負債、株式と無裁定条件を用いて社債スプレッドの理論価格を算出した。社債を発行する企業の財務状況が悪く、資産変動のボラティリティが大きいほど、社債スプレッドが上昇することとなる。

クが高いことを表す(符号条件は正)。基本的に四半期データであるため、個別企業ごとに線形補間で月次データに変換しているほか、直近値は最新決算月から横ばいとしている。

- $vol_{i,t}$  : 企業*i*の株式時価総額のヒストリカルボラティリティ (算出期間は30日)。同程度の企業価値であっても、時価総額のボラティリティが低く、企業価値が安定している場合には、時価総額が負債総額を下回る(純資産がマイナスとなる)可能性は相対的に低くなることから、信用リスクも低いと考えられる(符号条件は正)。
- $\omega_i$  : 企業に関する固定効果。期間を通じて変わらない企業固有の要因(業種や規模など)が捕捉される。

### ② 銘柄特有の要因に関する変数 ( $BondSpecificFactors_{i,t}$ )

- $rating_{i,t}$  : 発行時の銘柄に付される格付 (AAA 格、AA 格、A 格、BBB 格・無格付を示すダミー変数)。日本格付研究所により付された格付を利用<sup>37</sup>。
- $maturity_{i,t}$  : 発行時の年限。満期までの年限が長いほど高い流動性プレミアムを要求されるため、スプレッドも高くなりやすい(符号条件は正)。

### ③ その他のテクニカルな要因等 ( $OtherFactors_{i,t}$ )

- $negative_t$  : 年限5年の国債利回りが負値のときその値を、0%以上の時は0を取る変数。これは、社債の発行レートの基準(ベースレート)である国債利回りがマイナスとなる期間において、国債利回りとのスプレッドではなく絶対利回りを意識した価格形成が行われていたことを勘案したものである。国債利回りのマイナス幅が深まっても、社債発行利回りについては0%の下限が意識され、結果として計測される社債スプレッドはテクニカルに拡大していた。また、こうした影響は、相対的に低利回りの高格付債で強くみられたことから、格付との交差項を説明変数として用いる。
- $power\_dummy_{i,t}$  : 発行体が「電気・ガス業」かつ東日本大震災が生じた2011年3月以降に発行された債券で1、それ以外に0をとるダミー変数。東日本大震災以降、スプレッドが上方にレベルシフトした効果を捉えるものである。

---

<sup>37</sup> ただし、発行体格付の同一等級内での相対的位置や格付の見通しの違いは考慮していない。例えば、「A+／ポジティブ」の債券も、「A-／安定的」の債券も、同じA格とみなしている。

図表 A1-1 及び図表 A1-2 では、推計に用いた変数の記述統計量と相関行列を示している。社債スプレッドと各種の説明変数との相関について、年限との関係を見ると、相関係数は負となっており、前述の符号条件を満たしていないことがわかる。これには、信用力が高い企業ほど年限が長い債券の起債が可能であるという関係や、スプレッドが高くなりやすい金融危機時には投資家が要求するタームプレミアムが上昇し、年限の長い債券への投資需要が減少するため、年限の短い債券が多く起債されるという関係などが捉えられている可能性が考えられる。もっとも、推計において、①発行体の信用力をコントロールするとともに、②時間ダミーなどを用いてストレス局面で銘柄横断的にみられる影響をコントロールすることで、解釈可能な結果を得ることができると考えられる。

図表 A1-1. 記述統計量

	N	平均値	標準偏差	中央値	最小値	最大値	歪度	尖度
社債スプレッド (bps)	3,539	39.54	28.32	33.80	5.00	434.50	3.51	24.28
ROA (%)	3,539	2.30	2.71	2.26	-22.40	19.16	-0.35	7.40
DEレシオ (倍)	3,539	1.68	1.92	1.04	0.02	16.47	3.01	12.30
時価総額ボラティリティ (pt)	3,539	29.18	12.75	26.81	0.88	130.88	1.56	4.49
年限 (年)	3,539	7.22	2.35	7.00	2.00	14.00	-0.05	-1.20

(注) 算出期間は、2005年1月から2023年12月。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報

図表 A1-2. 相関行列

	社債 スプレッド	ROA	DEレシオ	時価総額 ボラティリティ	年限
社債スプレッド (bps)	-	-0.06 ***	0.12 ***	0.19 ***	-0.24 ***
ROA (%)	-0.06 ***	-	-0.40 ***	-0.08 ***	-0.03
DEレシオ (倍)	0.12 ***	-0.40 ***	-	0.02	0.08 ***
時価総額ボラティリティ (pt)	0.19 ***	-0.08 ***	0.02	-	-0.19 ***
年限 (年)	-0.24 ***	-0.03	0.08 ***	-0.19 ***	-

(注) 算出期間は、2005年1月から2023年12月。サンプル・サイズは3,539。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%で有意であることを表す。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報

### A1-3. 推計結果

図表 A1-3 は、発行スプレッドに関する回帰モデルについて、6つの定式化のもとでの推計結果を示している。信用力調整済みの発行スプレッドの算出には、時間ダミーを含むモデル5（ベースラインモデル）を用いている。また、モデル6は頑健性を確認する観点から、推計対象に個人向けおよび年限15年以上の債券も含めたサンプルを用いた場合の推計結果である。

図表 A1-3. 推計結果：社債スプレッドモデル

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ROA (%)	-0.25 (0.16)	-1.21*** (0.15)	-1.30*** (0.15)	-1.30*** (0.15)	-1.19*** (0.14)	-1.19*** (0.15)
DEレシオ (倍)	1.61*** (0.23)	2.50*** (0.32)	2.43*** (0.31)	2.44*** (0.33)	2.08*** (0.33)	1.76*** (0.32)
時価総額ボラティリティ (pt)	0.25*** (0.03)	0.27*** (0.03)	0.28*** (0.03)	0.28*** (0.03)	0.25*** (0.04)	0.25*** (0.04)
格付：AA格	13.62*** (1.99)	12.84*** (2.00)	11.28*** (2.06)	11.40*** (2.29)	13.68*** (2.11)	11.44*** (2.01)
格付：A格	22.13*** (2.00)	25.43*** (2.47)	23.78*** (2.51)	23.90*** (2.70)	28.41*** (2.51)	27.66*** (2.48)
格付：BBB格・無格付	55.10*** (2.35)	45.84*** (3.23)	45.63*** (3.23)	45.75*** (3.38)	52.45*** (3.18)	51.65*** (3.12)
年限 (年)	-0.78*** (0.19)	-0.10 (0.18)	-0.22 (0.18)	-0.22 (0.18)	0.44*** (0.17)	0.38*** (0.08)
5年国債利回り負値×格付：AAA格 (bps)			-0.78 (0.48)	-0.79 (0.48)	-1.89*** (0.47)	-1.31*** (0.41)
5年国債利回り負値×格付：AA格 (bps)			-0.28*** (0.07)	-0.28*** (0.07)	-0.94*** (0.17)	-0.91*** (0.17)
5年国債利回り負値×格付：A格 (bps)			-0.25*** (0.06)	-0.25*** (0.06)	-0.86*** (0.17)	-0.82*** (0.17)
震災以降電力業ダミー				-0.26 (2.10)	9.66*** (2.05)	8.15*** (2.01)
企業固定効果		✓	✓	✓	✓	✓
時間固定効果					✓	✓
修正決定係数	0.275	0.054	0.064	0.064	0.278	0.252
サンプル・サイズ	3,539	3,539	3,539	3,539	3,539	4,033
個人向け						✓
年限15年以上						✓

(注) 被説明変数は社債発行スプレッド (bps)。モデル6は、個人向け、年限15年以上の債券を含む。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%で有意であることを表す。カッコ内は標準誤差。推計期間は2005年1月から2023年12月。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報

第一に、いずれの定式化においても、企業の信用リスクが高いほどスプレッドが拡大するという関係が統計的に有意にみられる。すなわち、ROA が低いほど、また、DE レシオや時価総額ボラティリティが高いほど、その企業が発行する社債スプレッドは高くなる。また、格付と社債スプレッドの関係も安定的にみられており、格付が高い債券、すなわちデフォルト率の低い債券ほど、社債スプレッドは低くなる<sup>38</sup>。

第二に、年限に係るパラメータをみると、モデル1 では、有意だが符号条件を満たしておらず、モデル2、3、4 では有意な関係はみられない一方で、モデル5、6 では符号条件（年限が長いほどスプレッドが高い）を満たし、かつ有意である。モデル1～4 では、時間固定効果を勘案していないが、その場合、例えば金融危機時のような社債スプレッドが拡大しやすかった時期に、企業が発行年限を通常よりも短期化して起債する、という関係が捕捉されていると考えられる。時間固定効果を勘案することで、企業が一律にストレスにさらされている際の市場環境要因をコントロールすることができるため、年限と社債スプレッドとの関係を的確に評価できるようになったと解釈できる。

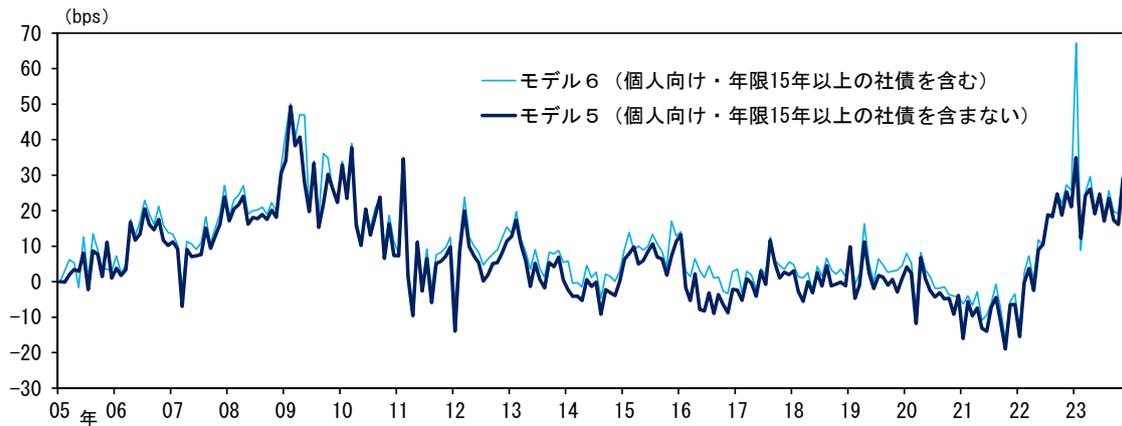
第三に、モデル6 で、個人向けおよび年限15年以上の債券を含めても、モデル5 でみられた変数間の関係は損なわれない。そのうえで、モデル5 およびモデル6 の結果を用いて信用力調整済みの発行スプレッドを算出し比較すると（図表 A1-4）、期間を通じた傾向はおおむね変わらないが、モデル6 では、例えば2023 年初などに大きな振れが観察されている。この振れには、一部企業が（推計では捉えられないほど）高利回りの個人向け社債を発行したことが影響しているが、とくに2022 年半ばから2023 年にかけて、海外の金融環境の引き締めりやわが国債市場の機能度低下の影響も受けて、発行体と投資家の金利目線が定まりにくくなるもとの、年始に案件が少なかったことも重なって、個社の影響が、平均的に計算されるスプレッド全体を大きく上昇させた<sup>39</sup>。

---

<sup>38</sup> 図表 A1-3 の「格付 (AA 格)」、「格付 (A 格)」、「格付 (BBB 格)・無格付」に係るパラメータはすべて「格付 (AAA 格)」対比、5 年国債利回り負値との交差項にかかるパラメータはすべて「格付 (BBB 格)・無格付」対比。

<sup>39</sup> わが国における近年の「信用力調整済みの発行スプレッド」変動の背景に関しては、落・長田 [2023] を参照（同論考では、「銘柄共通要因」と呼んでいる）。

図表 A1-4. 信用力調整済み発行スプレッド



(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報

## 参考文献

大山慎介・本郷保範 [2010]、「日本の社債発行スプレッドの変動要因」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.10-J-10.

落香織・長田充弘 [2023]、「わが国における社債発行スプレッドの動向」、『日銀レビュー』、No.23-J-11.

橋本茂・古賀仁 [2010]、「わが国における社債市場の活性化に向けて」、『日銀レビュー』、No.10-J-19.

Gilchrist, S., and E. Zakrajšek [2012], "Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations," *American Economic Review*, vol.102, No.4, pages 1692-1720.

Merton, R. C. [1974], "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, American Finance Association, vol. 29, No.2, pages 449-470, May.

Suganuma, K., and Y. Ueno [2018], "The Effects of the Bank of Japan's Corporate and Government Bond Purchases on Credit Spreads," IMES Discussion Paper Series, No. 2018-E-4, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.

## 補論 2：流通市場における「金利目線のばらつき」指標の算出手法

本稿では、流通市場における取引時の金利目線のばらつきに着目した指標として、①年限間の裁定が円滑に働いているかをみるための「社債利回り曲線の歪み指標」と、②同一銘柄に対する投資家間の価格観がどの程度ばらついているかを示す「提示レートのばらつき」指標を用いている。

### A 2-1. 社債利回り曲線の歪み

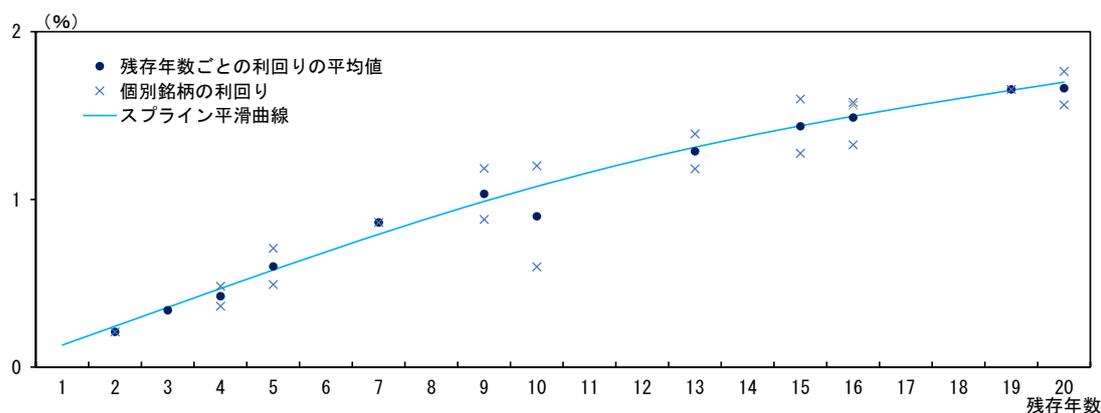
利回り曲線（イールドカーブ）の歪み指標は、国債市場の流動性や機能度を計測する手法として、よく使われているものである（種村ほか[2003]、Hattori [2023]等）。例えば、本稿の分析においても、国債市場の機能度を示す指標の1つとして、**Bloomberg** 社算出の歪み指標を用いているほか、日本銀行金融市場局 [2023]は、日本銀行による大規模緩和が国債市場の機能度に与えた影響を分析するため、銘柄別の歪み指標を用いたパネル推計を行っている。

社債市場における利回り曲線の歪み指標については、**Goldberg and Nozawa [2021]**における適用例も参考に、国債市場の歪み指標と同様の考え方のもとで作成している。具体的には、実際のイールドカーブのデータに対して、スプライン関数を用いて（滑らかな）イールドカーブを推計し、実績値からの乖離度合いを集計することによって、歪み指標を作成する<sup>40</sup>。もっとも、社債市場では、同じ年限でも発行体によって利回りが大きく異なることから、発行体ごとの社債利回りについて歪み指標を作成したうえで、それらを集計することにより社債市場全体の歪み指標を算出することとした。ただし、発行体によっては得られるデータポイントが極めて少なく、適切に歪みを計測できない場合も多いため、集計対象を「各時点において、10銘柄以上が市中に残存している発行体」とした。また、新規発行や償還などによって集計対象の入れ替わりが生じても、集計値に段差が生じにくくなるように、集計にあたっては中央値をとることとした。

---

<sup>40</sup> イールドカーブの推計にあたっては、実務的にはスプライン関数が用いられることが多いが、学術研究においては、ネルソンシーゲル・モデルなどの金利の期間構造を仮定した構造モデルが用いられることも多い（**Goldberg and Nozawa [2021]**、三宅・服部[2016]など）。後者では、歪みの生じる要因が、モデル上の仮定に依存するようになることから、本稿では用いていない。

図表 A2-1. 歪み指標の算出に関する概念図



具体的には、以下の手順で算出している。

まず、時点 $t$ における、発行体 $i$ の社債利回り曲線について、残存年数 $p$ 年の社債利回り $y_{i,p,t}$ とスプライン関数による推計値 $\hat{y}_{i,p,t}$ との乖離度合い $\epsilon_{p,t}$ は、

$$\epsilon_{i,p,t} = y_{i,p,t} - \hat{y}_{i,p,t} \quad (\text{A2-1})$$

と表すことができ、企業 $i$ の社債流通利回り曲線の歪み $D_{i,t}$ は、次式で集計する。

$$D_{i,t} = \sqrt{\frac{\sum_p \epsilon_{i,p,t}^2}{n_{i,t}}} \quad (\text{A2-2})$$

ここで、各発行体は、必ずしもすべての年限で社債を発行しているわけではないため、銘柄が存在する年限についてのみ乖離度合いを集計することとなり、 $n_{i,t}$ はその集計対象年限の数である。また、逆に、ある年限に複数銘柄が存在する場合には、乖離度合いの平均値をとったうえで集計している。

時点 $t$ における「社債流通市場全体の利回り曲線の歪み指標 ( $D_t$ )」は、 $D_{i,t}$ の中央値により定義する。前述のように、歪み指標の算出に当たっては、十分なサンプル・サイズを確保し安定した推計値を得るために、10銘柄以上で利回り情報が入手可能な企業、かつ、10年未満・10年以上の銘柄の両方が含まれている発行体のみを集計対象とした。また、歪み指標の算出に用いる残存年数は2年から20年とした ( $2 \leq p \leq 20$ )。

歪み指標 ( $D_t$ ) は、日本証券業協会が毎営業日公表している公社債店頭売買参考統計値における情報を用いて日次で算出し、単純平均により月次化してい

る。なお、2023年12月29日公表分で集計対象となった企業（上記の条件を満たす発行体）は64社（2002年8月以降のデータでは合計142社）。

## A2-2. 提示レートのばらつき

流動性の高い市場では、投資家間の価格観が収斂しやすいと考えられることから、そのばらつきを示すデータも、機能度指標として有用であると考えられる。投資家の価格観のばらつきを示す指標としては、実際に観察される売り手の提示額と買い手の提示額の乖離度合いであるビッド・アスク・スプレッドが用いられることが多いが、わが国社債流通市場については、日本証券業協会が公表している公社債店頭売買参考統計値における情報から、類似の指標を作成することができる。

具体的に、同統計では、市中に流通する銘柄について、会員である証券会社が気配値を報告したものを、日次ベースで集計して公表している。この情報を活用し、個別銘柄ごとの気配値の「最高値と最低値の差」について、全銘柄の中央値をとることによって「提示レートのばらつき指標」を作成した<sup>41</sup>。なお、年限によって発行利回りには水準差があると考えられることから、残存年数が5年以上10年未満の銘柄のみを集計対象とした。

## 参考文献

種村知樹・稲村保成・西岡慎一・平田英明・清水季子 [2003]、「国債市場の流動性に関する考察—一日中ビッドアスク・スプレッド分析を中心に—」、『マーケット・レビュー』、日本銀行。

藤原慎也 [2022]、「IOSCO による社債市場のディスカッションペーパーの概要—コロナ拡大当初の混乱を踏まえ、市場流動性の改善案を議論—」、『金融財政事情』。

日本銀行金融市場局 [2023]、「過去25年間の本邦金融市場の振り返り—金融政策が市場機能度に与えた影響を中心に—」、『「金融政策の多角的レビュー」

---

<sup>41</sup> 同指標は、わが国を対象とした先行研究である Miyakawa and Watanabe [2010]でも用いられている。そのほか、流動性指標として実効スプレッド（約定直前の最良気配値の仲値と約定価格の差を投資家が合意した取引コストとみる指標）のアプローチに基づき、約定単価と公社債店頭売買参考統計値の差異を取引コストの代理指標とするものもある（藤原[2022]）。もっとも、約定単価のデータは2015年11月以降しか入手可能でないため、本稿では用いていない。

に関するワークショップ：第1回「非伝統的金融政策の効果と副作用」』における資料、2023年12月4日。

三宅裕樹・服部孝洋 [2016]、「イールド・カーブ推定の動向 —日本における国債・準ソブリン債を中心に—」、『シリーズ日本経済を考える』、財務総合政策研究所。

Goldberg, J., and Y. Nozawa [2021], "Liquidity Supply in the Corporate Bond Market," *Journal of Finance*, vol. 76, issue 2, pages 755-796.

Hattori, T. [2023], "The Premium and Settlement of CCPs during the Financial Crisis: Evidence from the JGB Market," *Journal of International Money and Finance*, vol.132.

Miyakawa, D., and S. Watanabe [2010], "Walking After Midnight: Measurements and Pricing Implications of Market Liquidity on Corporate Bonds," DBJ Discussion Paper Series, No. 1004.

## 補論 3 : 社債市場機能度指数を用いた実証分析の頑健性の確認

### A 3-1. 設備投資関数の定式化

本稿の設備投資関数の推計においては、トービンの  $q$  に関する変数（資本の限界生産性や資本コストを示す実質金利、期待成長率、稼働率）を説明変数としているが、マクロ指標を用いてトービンの  $q$  を作成し、これを含めて推計することも考えられる。トービンの  $q$  は、企業の市場評価価値を企業資産の再評価価値で除したものと定義されることから（Tobin [1969]、Hayashi [1982]）、マクロベースでは、株式時価総額と負債総額の和（在庫を調整し実質化したもの）を固定資本ストックで割ることにより算出できる（Hirakata et al. [2019]）<sup>42</sup>。

図表 A3-1 は、本文の図表 11 で示したベースラインモデルに、マクロベースのトービンの  $q$  を加えた結果である。推計結果をみると、本文で確認した関係は概ね維持されている。すなわち、コントロール変数のみを用いて推計したモデル 1 では、説明変数によっては推計された係数の大きさに変化がみられるものの、政策不確実性以外の変数では符号条件を満たしている。また、これらの要因をコントロールしたうえで社債市場機能度指数の持つ役割をみると、発行市場指数についてのモデル 3 では、設備投資を有意に押し上げる効果がみられ、流通市場指数についてのモデル 4 では、設備投資を有意に押し上げる傾向がみられない点で、結果は維持されている。

発行・流通市場指数を主成分に分けたモデル 6 の推計結果についてみると、第一主成分はプラスだが有意ではなくなる。これには、トービンの  $q$  の算出に用いている株価には、社債発行市場・流通市場に共通する市場環境に関する情報も含まれていることが影響していると考えられる。一方、発行市場における企業の資金調達環境を表すと考えられる第二主成分の係数は、引き続きプラスで有意である。発行市場における企業の資金調達環境の改善を通じた経路の重要性が改めて確認できる。

---

<sup>42</sup> 設備投資に関する実証研究ではトービンの  $q$  を用いた検証が盛んに行われてきた（福田ほか [2005]）。米国では Fazzari et al. [1988] が、日本では浅子ほか [1989] や Hayashi and Inoue [1991] が、ミクロレベルの推計によって、トービンの  $q$  が資本の成長率と正の関係にあることを確認している。マクロレベルでは、一般的に、トービンの  $q$  の当てはまりは悪いと指摘されているが（宮川・田中 [2009]）、日本銀行のマクロ経済モデル（Q-JEM: Hirakata et al. [2019] を参照）では、トービンの  $q$  を用いた定式化が用いられているほか、本補論の分析でも有意な結果が得られている。

図表 A3-1. 推計結果：トービンの q を含めた設備投資関数の定式化

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
トービンの q	0.396*** (0.053)	0.382*** (0.054)	0.352*** (0.055)	0.396*** (0.054)	0.335*** (0.057)	0.335*** (0.057)
実質金利	-0.015 (0.017)	-0.018 (0.017)	-0.019 (0.017)	-0.016 (0.017)	-0.017 (0.017)	-0.017 (0.017)
潜在成長率	0.113*** (0.029)	0.101*** (0.030)	0.106*** (0.028)	0.108*** (0.032)	0.120*** (0.031)	0.120*** (0.031)
需給ギャップ	0.028*** (0.008)	0.027*** (0.008)	0.028*** (0.008)	0.027*** (0.008)	0.031*** (0.008)	0.031*** (0.008)
キャッシュフロー対総資産比率	0.348*** (0.087)	0.351*** (0.087)	0.337*** (0.085)	0.352*** (0.088)	0.320*** (0.086)	0.320*** (0.086)
政策不確実性指数	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001* (0.000)	0.001** (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)
社債市場の機能度指数		0.021 (0.016)				
うち発行市場指数			0.033** (0.014)		0.045** (0.018)	
うち流通市場指数				0.007 (0.014)	-0.020 (0.017)	
発行・流通市場指数の第一主成分						0.018 (0.011)
発行・流通市場指数の第二主成分						0.046** (0.023)
修正決定係数	0.883	0.884	0.889	0.881	0.890	0.890
サンプル・サイズ	75	75	75	75	75	75

(注) 被説明変数は「設備投資・資本ストック比率」。「トービンの q」は、株式時価総額と負債総額の和をデフレーターで実質化したものから実質民間在庫を差し引き、それを固定資本ストックで除して算出。「キャッシュフロー対総資産比率」、「社債市場機能度指数（発行市場指数、流通市場指数）」、「発行・流通市場指数の第一主成分・第二主成分」はすべて1四半期ラグ。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%で有意であることを表す。カッコ内は標準誤差。推計期間は、2005年第1四半期から2023年第4四半期。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会、日本取引所グループ、RIETI、財務省、内閣府、日本銀行

### A3-2. 様々な機能度指標を用いた頑健性の確認

本稿の設備投資関数の推計においては、集計した社債市場機能度指数を説明変数としているが、集計値でなく、元となるカテゴリ別の機能度指数そのものを用いるということも考えられる。

図表 A3-2 は、カテゴリ別の6つの機能度指数をそれぞれ説明変数とし、コントロール変数も含めて設備投資・資本ストック比率に回帰した結果である。各カテゴリ別指数にかかる係数をみると、発行額、発行年限といった発行市場のカテゴリ別指数にかかる係数が有意で、設備投資を押し上げる効果がみられる一方、流通市場のカテゴリ別指数についてはそうした効果がみられない。発行市場に

ついでの結果は、様々な金融市場変数を含めて推計すると有意でなくなる点も含め、これらの結果は、本文の図表 11 と図表 13 で発行市場指数・流通市場指数で分けた場合の結果と整合的である。

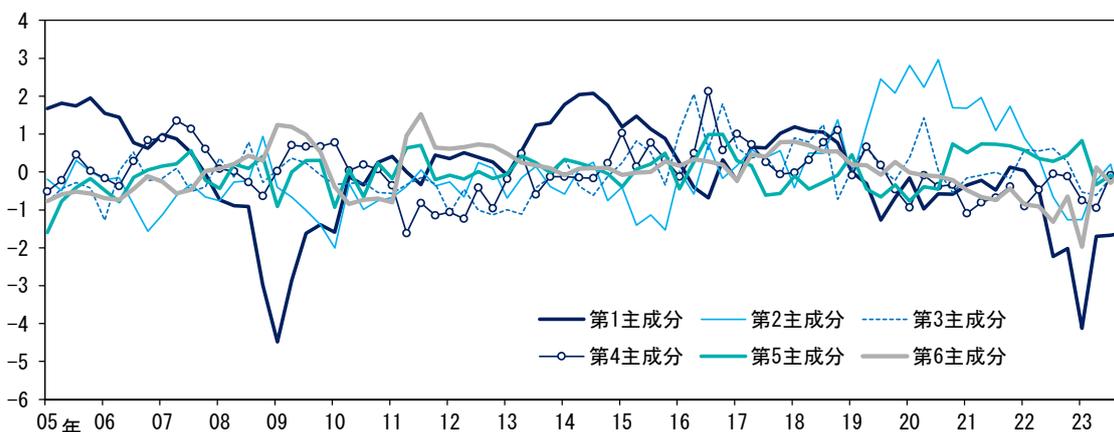
図表 A3-2. 推計結果：カテゴリ別の機能度指数の設備投資への影響

	社債市場の機能度指数	発行・流通市場指数		カテゴリ別の機能度指数					
		発行市場指数	流通市場指数	P1 発行スプレッド	P2 発行額	P3 発行年限	S1 流通スプレッド	S2 取引額	S3 金利目線のばらつき
ベースライン	0.04 ** (0.02)	0.07 *** (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.01)	0.04 ** (0.02)	0.07 *** (0.01)	-0.03 * (0.02)	0.01 (0.01)	0.00 (0.01)
含む金融変数	0.01 (0.03)	0.02 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.01)	0.03 (0.02)	0.00 (0.02)	-0.02 ** (0.01)	0.04 ** (0.02)

(注) 被説明変数は「設備投資・資本ストック比率」。図表中に表示している変数のほか、コントロール変数（ベースラインでは、「実質金利」、「潜在成長率」、「需給ギャップ」、「キャッシュフロー対総資産比率」、「政策不確実性指数」。含む金融変数では、加えて「日本金利ボラティリティ」、「日本国債利回り曲線の歪み」、「スワップ国債金利スプレッド」、「米国金利ボラティリティ」、「米国社債市場機能度指数」、「米国社債超過プレミアム」、「社債等買入れ額（ストック）」、「社債等買入れ額（フロー）」を含めている。\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%で有意であることを表す。カッコ内は標準誤差。推計期間は、2005 年第 1 四半期から 2023 年第 4 四半期。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会、FRB NY、FRB、LSEG、ICE Data Indices、RIETI、財務省、内閣府、日本銀行

図表 A3-3. カテゴリ別の機能度指数の主成分



(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会

次に、本文の図表 11 と図表 13 では、発行市場指数と流通市場指数についての第一主成分と第二主成分を用いた推計の結果も示したが、すべてのカテゴリ別指数を用いて 6 つの主成分を算出し、それらを推計に用いることも可能であ

る。図表 A3-3 は、算出した主成分を示している。

図表 A3-4 で、発行・流通市場指数の主成分と他の変数との相関関係をみると、本文における解釈と整合的に、第一主成分はすべての金融変数と高い相関を示しており、発行・流通市場に共通する金融要因を捉えていると考えられる。一方、第二主成分は、すべての金融変数について有意な相関関係がみられないが、代わりに発行額や発行年限との相関が高くなっており、企業の資金調達環境など、発行市場に特有の機能度を捉えていると考えられる。次に、6つのカテゴリ別指数の主成分について相関係数をみると、第一主成分は主に米国の金融環境に関する変数、第二主成分は主に日本の金融環境に関する変数、第三主成分と第四主成分は、発行年限や金利目線のばらつきといったスプレッド以外の変数との相関がみられる。

図表 A3-4. 機能度指数の主成分の内外の金融変数との相関

	社債市場の機能度指数	発行・流通市場指数		カテゴリ別の機能度指数					
		発行・流通市場指数の第一主成分	発行・流通市場指数の第二主成分	第一主成分	第二主成分	第三主成分	第四主成分	第五主成分	第六主成分
P1 発行スプレッド	0.87 ***	0.88 ***	-0.06	0.82 ***	0.42 ***	0.04	-0.19	0.37 ***	0.10
P2 発行額	0.21 *	0.24 *	0.60 ***	-0.20	0.70 ***	-0.09	0.38 ***	0.05	-0.07
P3 発行年限	0.45 ***	0.48 ***	0.62 ***	0.10	0.65 ***	0.77 ***	0.32 **	-0.17	-0.04
S1 流通スプレッド	0.66 ***	0.64 ***	-0.53 ***	0.84 ***	-0.13	-0.09	0.11	0.04	-0.36 ***
S2 取引額	0.52 ***	0.52 ***	0.02	0.18	0.80 ***	-0.35 ***	-0.59 ***	-0.25 **	0.06
S3 金利目線のばらつき	0.59 ***	0.58 ***	-0.56 ***	0.82 ***	-0.20	0.03	0.33 ***	-0.24 *	0.58 ***
日本金利ボラティリティ	-0.71 ***	-0.70 ***	0.07	-0.57 ***	-0.40 ***	-0.10	-0.04	0.00	0.04
日本国債利回り曲線の歪み	-0.80 ***	-0.81 ***	0.01	-0.67 ***	-0.46 ***	-0.23 *	-0.12	0.02	-0.30 **
スワップ-国債金利スプレッド	-0.52 ***	-0.53 ***	-0.10	-0.34 ***	-0.51 ***	0.00	0.21 *	-0.14	-0.10
米国金利ボラティリティ	-0.77 ***	-0.78 ***	0.15	-0.68 ***	-0.36 ***	-0.03	-0.11	0.01	-0.08
米国社債市場機能度指数	-0.56 ***	-0.56 ***	0.17	-0.54 ***	-0.18	0.05	-0.02	-0.13	0.27 **
社債等買入れ額 (ストック)	0.33 ***	0.33 ***	0.23 *	0.15	0.33 ***	0.12	-0.14	0.32 **	-0.44 ***
社債等買入れ額 (フロー)	0.48 ***	0.49 ***	0.10	0.26 **	0.54 ***	-0.06	-0.30 **	0.12	0.08
寄与率		72.0	28.0	32.6	24.1	15.5	13.1	7.9	6.8

(注) 算出期間は、2008年1月から2023年12月。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%で有意であることを表す。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会、FRB NY、LSEG、ICE Data Indices、日本銀行

図表 A3-5 で、6つのカテゴリ別機能度指数の主成分を用いた推計の結果をみると、まず、第一主成分には有意な影響がみられない点が特徴的である。海外の金融環境が直接的にわが国の設備投資に影響を与えないことを表していると考えられる。一方で、国内の金融環境要因との相関の高い第二主成分については、

設備投資への有意な影響が確認できる<sup>43</sup>。ただし、実際に、第二主成分の動きは概ね金融変数の動きで捉えられており、様々な金融市場変数もコントロール変数として含んだ推計ではプラスの効果がみられなくなる。

次に、第三主成分や第四主成分は、様々な金融市場変数をコントロールした推計でも有意な影響が観察される点も特徴的である。これらの主成分と相関の高い、発行年限や金利目線のばらつきは、価格や数量からは捉えられない社債市場特有の環境を示すものであり、設備投資への影響という観点からも、社債市場の機能度を捉えるうえで、これらの指標を勘案することが有用であることを示していると考えられる。

図表 A3-5. 推計結果：機能度指数の主成分の設備投資への影響

	社債市場の機能度指数	発行・流通市場指数		カテゴリ別の機能度指数					
		発行・流通市場指数の第一主成分	発行・流通市場指数の第二主成分	第一主成分	第二主成分	第三主成分	第四主成分	第五主成分	第六主成分
ベースライン	0.04 ** (0.02)	0.03 ** (0.01)	0.10 *** (0.03)	0.00 (0.01)	0.04 *** (0.01)	0.06 *** (0.02)	0.02 (0.02)	0.00 (0.02)	0.02 (0.02)
含む金融変数	0.01 (0.03)	0.01 (0.02)	0.02 (0.03)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.03 ** (0.01)	0.04 *** (0.01)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)

(注) 被説明変数は「設備投資・資本ストック比率」。図表中に表示している変数のほか、コントロール変数（ベースラインでは、「実質金利」、「潜在成長率」、「需給ギャップ」、「キャッシュフロー対総資産比率」、「政策不確実性指数」。含む金融変数では、加えて「日本金利ボラティリティ」、「日本国債利回り曲線の歪み」、「スワップ国債金利スプレッド」、「米国金利ボラティリティ」、「米国社債市場機能度指数」、「米国社債超過プレミアム」、「社債等買入れ額（ストック）」、「社債等買入れ額（フロー）」を含めている。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%で有意であることを表す。カッコ内は標準誤差。推計期間は、2005年第1四半期から2023年第4四半期。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会、FRB NY、FRB、LSEG、ICE Data Indices、RIETI、財務省、内閣府、日本銀行

### A3-3. 機能度指数と信用力調整済みの発行スプレッド

本稿が参考にした Boyarchenko et al. [2022b]では、算出した米国社債市場機能度指数が有用な情報を持っているかを確認するため、回帰分析によって实体经济の先行きについての予測力を確かめることに加え、一般的に有用性が高いとされている社債超過プレミアムも含めた推計を行うことで、追加的な情報を有

<sup>43</sup> 第二主成分には、海外の金融環境が国内の金融環境を通じて影響した部分も含まれているとみられる点には留意。

しているかを検証している。以下では、本文の図表 11 の推計に「信用力調整済みの発行スプレッド」を含めることで同様の検証を行う。

図表 A3-6 で推計結果をみると、まず、「信用力調整済みの発行スプレッド」にかかる係数は、社債市場の機能度指数を含まない推計でも含む推計でも、概ね有意に負となっているほか、その係数の大きさも安定しており、同指標の有用性が確認される。次に、機能度指標に関する結果について図表 11 と比較すると、モデル 2 において社債市場全体の機能度指数が設備投資にもたらす影響がみられなくなるほか、モデル 4 の流通市場指数にかかる係数が負となり、モデル 6 の第一主成分も有意ではなくなる。これは、信用力調整済みの発行スプレッドは、流通市場指数や第一主成分と同様に、国内外の金融環境との連動性が高いことから、概ね似た動きをしているためと考えられる。一方、モデル 3 と 5 の発行市場指数やモデル 6 の「発行・流通市場指数の第二主成分」にかかる係数が引き続きプラスで有意となっている点は、信用力調整済みの発行スプレッドを推計に含めても維持されている。社債市場の機能度指数には、第二主成分で抽出されているような発行市場特有の環境要因が含まれており、それは設備投資への影響という観点で追加的な情報となっていることから、社債市場機能度指数の有用性が確認される。

図表 A3-6. 推計結果：信用力調整済みの発行スプレッドを含めた定式化

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
信用力調整済みの発行スプレッド	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
社債市場の機能度指数		-0.029 (0.033)				
うち発行市場指数			0.056* (0.033)		0.066** (0.032)	
うち流通市場指数				-0.047** (0.022)	-0.052** (0.021)	
発行・流通市場指数の第一主成分						0.009 (0.025)
発行・流通市場指数の第二主成分						0.084*** (0.029)
修正決定係数	0.818	0.817	0.823	0.827	0.835	0.835
サンプル・サイズ	75	75	75	75	75	75

(注) 被説明変数は「設備投資・資本ストック比率」。図表中に表示している変数のほか、コントロール変数（「実質金利」、「潜在成長率」、「需給ギャップ」、「キャッシュフロー対総資産比率」、「政策不確実性指数」）を含めている。\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10% で有意であることを表す。カッコ内は標準誤差。推計期間は、2005 年第 1 四半期から 2023 年第 4 四半期。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構、日本証券業協会、RIETI、財務省、内閣府、日本銀行

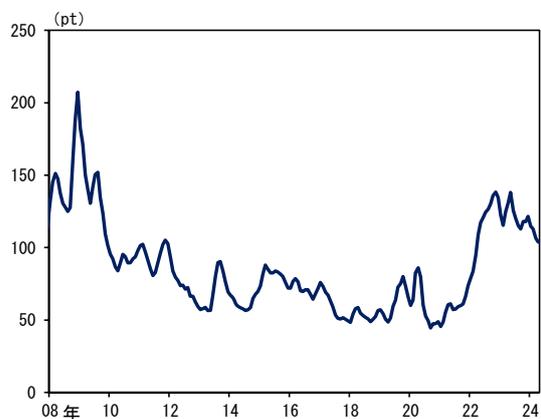
## 参考文献

- 浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰 [1989], 「土地評価とトービンの  $q$  / Multiple  $q$  の計測」、『経済経営研究』(日本開発銀行)、vol.10-3.
- 福田慎一・粕谷宗久・中島上智 [2005], 「非上場企業の設備投資の決定要因：金融機関の健全性および過剰債務問題の影響」、『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』、No.05-J-2.
- 宮川努・田中賢治 [2009], 「設備投資分析の潮流と日本経済—過剰投資か過少投資か—」、『ESRI Discussion Paper Series』, No. 218.
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen [1988], "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.1998, No.1, pages 141-195.
- Hirakata, N., K. Kan, A. Kanafuji, Y. Kido, Y. Kishaba, T. Murakoshi, and T. Shinohara [2019], "The Quarterly Japanese Economic Model (Q-JEM): 2019 version," Bank of Japan Working Paper Series, No. 19-E-7.
- Hayashi, F. [1982], "Tobin's Marginal  $q$  and Average  $q$ : A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, vol.50, No.1, pages 213-224.
- Hayashi, F., and T. Inoue [1991], "The Relation between Firm Growth and  $Q$  with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms," *Econometrica*, vol.59, No.3, pages 731-753.
- Tobin, J. [1969], "A general equilibrium approach to monetary theory," *Journal of Monetary, Credit, and Banking*, vol.1, No.1, pages 15-29.

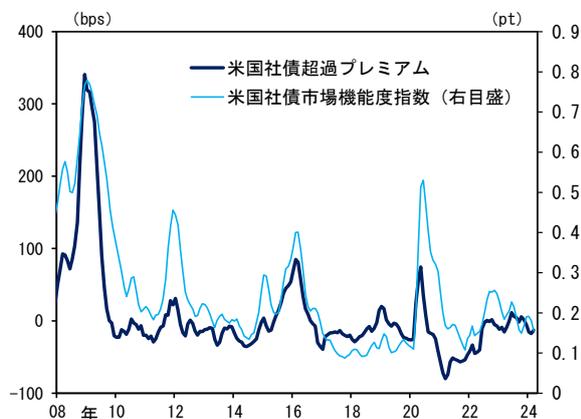
## 補論 4 : 本稿の計量分析に用いたデータ

図表 A4-1. 社債市場の機能度を規定する要因

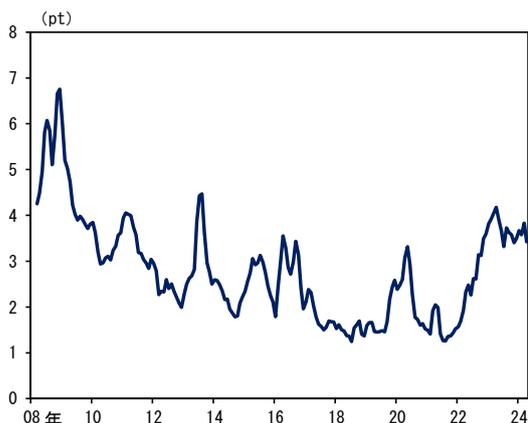
(1) 米国金利ボラティリティ



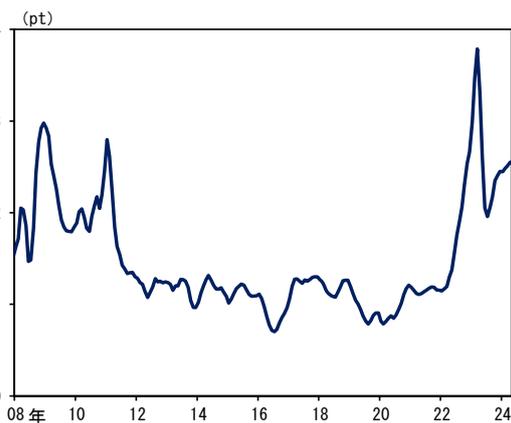
(2) 米国社債市場機能度指数



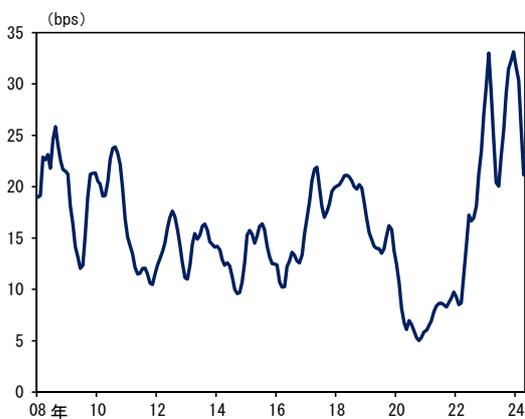
(3) 日本金利ボラティリティ



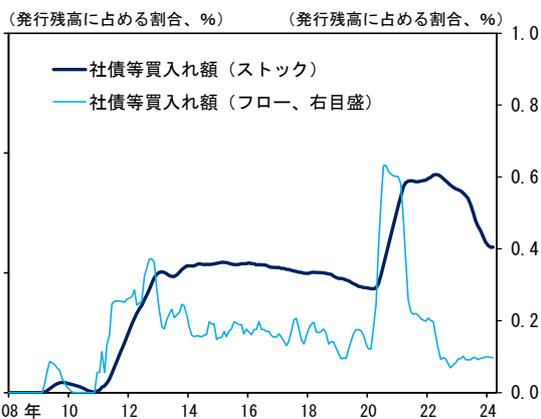
(4) 日本国債利回り曲線の歪み



(5) スワップ-国債金利スプレッド



(6) 社債等買入れ額



(出所) Bloomberg、証券保管振替機構、日本証券業協会、日本取引所グループ、FRB NY、FRB、LSEG、ICE Data Indices、日本銀行

図表 A4-2. 設備投資関数の推計に用いた変数

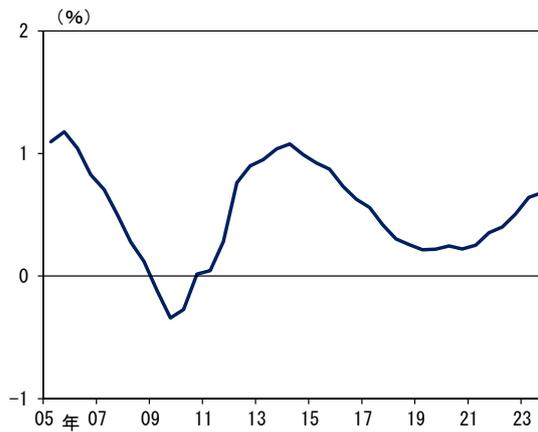
(1) 設備投資・資本ストック比率



(2) 実質金利 (3年)



(3) 潜在成長率



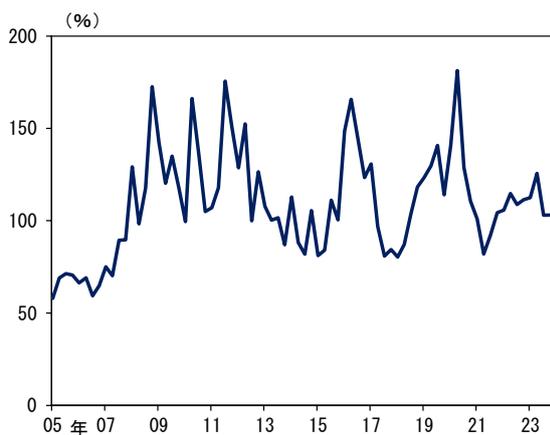
(4) 需給ギャップ



(5) キャッシュフロー対総資産比率



(6) 政策不確実性指数



(出所) Bloomberg、RIETI、財務省、内閣府、日本銀行

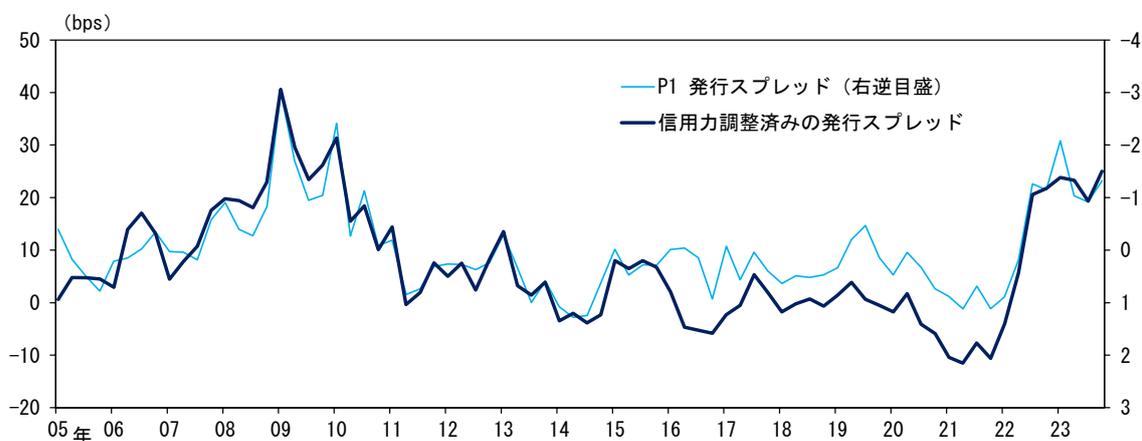
図表 A4-3. 記述統計量

	N	平均値	標準偏差	中央値	最小値	最大値	歪度	尖度
日本金利ボラティリティ	64	2.80	1.14	2.62	1.36	6.75	1.00	1.16
日本国債利回り曲線の歪み	65	1.47	0.60	1.23	0.71	3.79	1.45	2.06
スワップ-国債金利スプレッド	76	15.49	5.75	15.06	5.32	33.12	0.57	0.21
米国金利ボラティリティ	76	83.89	30.65	74.60	44.56	207.33	1.35	2.04
米国社債市場機能度指数	76	0.27	0.15	0.23	0.09	0.77	1.39	1.59
米国社債超過プレミアム	76	1.29	65.94	-14.04	-79.88	340.63	3.19	12.22
社債等買入れ額（ストック）	76	3.81	3.04	4.90	0.00	9.10	0.01	-1.26
社債等買入れ額（フロー）	76	0.14	0.14	0.15	0.00	0.62	1.43	2.75
設備投資・資本ストック比率	76	2.92	0.18	2.96	2.46	3.18	-0.96	0.01
実質金利	76	-0.84	0.75	-0.99	-2.31	0.44	0.01	-0.95
潜在成長率	76	0.52	0.40	0.51	-0.38	1.22	-0.19	-0.87
需給ギャップ	76	-0.42	1.52	-0.31	-5.32	1.85	-1.10	1.61
キャッシュフロー対総資産比率	76	1.65	0.16	1.68	1.16	1.93	-0.87	0.55
政策不確実性指数	76	109.37	28.47	106.42	58.02	181.20	0.42	-0.26

(注) 算出期間は、2005年1月から2023年12月。

(出所) Bloomberg、証券保管振替機構、日本証券業協会、日本取引所グループ、FRB NY、FRB、LSEG、ICE Data Indices、RIETI、財務省、内閣府、日本銀行

図表 A4-4. 信用力調整済み発行スプレッド



(注) 月次の値を単純平均により四半期化したもの。

(出所) キャピタル・アイ、アイ・エヌ情報センター、QUICK、Bloomberg、各社決算情報、証券保管振替機構