



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## 債券の市場流動性の把握と金融機関の リスク管理への応用

王京穂\*

ouk@kisc.meiji.ac.jp

No.11-J-2  
2011年3月

日本銀行  
〒103-8660 郵便事業（株）日本橋支店私書箱第30号

\* 明治大学 専門職大学院 グローバル・ビジネス研究科

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。

# 債券の市場流動性の把握と金融機関のリスク管理への応用<sup>†</sup>

王 京穂<sup>†</sup>

## 【要旨】

米国のサブプライム問題以降のグローバルな金融市場の混乱時には、市場流動性の低下や枯渇が証券価格を急落させ、投資家が想定外の損失を被る事態が発生した。一方で、金融市場動向の分析や金融機関のリスク管理についての理論的研究では、金融資産が高い流動性を維持していることが前提とされることが多く、その流動性の低下が価格等に与える影響は必ずしも十分には考慮されてきていない。とりわけ、日本の債券市場は、店頭市場であるうえ、個別銘柄の取引量が多くないため、取引価格、取引高、ビッド・アスク・スプレッド等のデータの入手が難しいなど、流動性の低下が価格等に与える影響の研究には難しい側面がある。

そこで、本稿では、日本証券業協会の公社債店頭売買参考統計値の最高値と最低値の差を流動性指標として利用し、日本の社債市場における流動性の計測、流動性と信用リスクを対価とするプライシング、およびリスク管理への応用を試みた。ヒストリカル・データを用いた実証分析の結果、流動性は社債価格に対して常に影響を与えていることが確認できた。また、モデルは比較的安定しており、分析結果も当時の金融経済事象と概ね整合的であり、社債スプレッドの流動性リスク対価と信用リスク対価への分解は、概念的なものにとどまらず、定量的にも可能であることが示された。また、当該流動性指標は、金融機関において、流動性が大きく変化した場合の社債価格への影響を考察するストレステストへ応用できる可能性があることも示された。

---

<sup>†</sup> 本稿は、日本銀行金融機構局からの委託研究論文である。本稿の作成においては、宮川大介氏（日本政策投資銀行）および日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂戴した。記して感謝の意を表したい。本稿の内容や意見は、筆者個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、あり得べき誤りは筆者個人に属する。

<sup>†</sup> 明治大学 専門職大学院 グローバル・ビジネス研究科 教授 (ouk@kisc.meiji.ac.jp)

## 1. はじめに

市場流動性（以下、流動性）とは、金融資産の取引が容易であるかどうかの度合いを表すものであり、「流動性が高い」ことは、金融資産が大きな価格変動を伴うことなく、短時間に低コストで大量の取引が出来ることを意味している。金融市場動向の分析や金融機関のリスク管理についての理論的研究では、金融資産の高い流動性が前提とされることが多く、流動性の低下が価格等に与える影響が必ずしも十分には考慮されていない。

一方、米国のサブプライム問題以降の金融市場の混乱時においては、一部の金融資産の流動性が急速に低下し、予期せざる低い価格でしか売却が成立しないことや、売却そのものが困難になるという問題が顕在化し、投資家が想定外の損失を被る事態が発生した。こうした金融危機の教訓を踏まえると、今後、流動性リスクの把握や計測は学術的研究およびリスク管理の実務面の双方において、益々重要な問題になってくると思われる。

日本の債券市場における流動性の研究は、マーケット・データの制約に直面している。とりわけ、社債市場は、店頭市場であるうえ、個別銘柄の取引量も多くないため、取引価格、取引高、ビッド・アスク・スプレッド（以下 **BASP**）等のデータ入手は難しい。そのため、データが入手し易い上場株式等の資産の流動性の研究と比べて、債券の流動性の研究には難しい側面がある。

このような問題意識のもと、本稿では、日本証券業協会の公社債店頭売買参考統計値<sup>1</sup>（以下、売買参考統計値）の最高値と最低値の差（以下、**HLG<sup>2</sup>**；**High-Low Gap**）を流動性指標として利用し、債券市場、とりわけ社債市場における流動性の計測、流動性を対価とするプライシング、およびリスク管理への応用を試みる。

本稿の構成は、以下の通りである。2節では、流動性指標と流動性プレミアムに関する既存研究をサーベイする。3節では、まず、**HLG**の詳細な説明と流動性指標としての有効性の検証を行う。そして、社債利回りの対国債スプレッド（以下、社債スプレッド）を流動性リスク対価と信用リスク対価に分解することによって、流動性が社債価格に与える影響を明らかにする。ここでは、誘導型モデルを用い、信用リスク、流動性リスクをそれぞれ格付、**HLG**で表現されるとし、ヒストリカル・データを用いて、社債スプレッドを流動性リスク対価と信用リスク対価に分解する。さらに、4節では、3節における分析を四半期ごとに適用し、流動性リスク対

<sup>1</sup> 公社債店頭売買参考統計値とは、指定報告協会員（証券会社21社）が、選定銘柄のうち自社が届出を行った銘柄の気配（売り気配と買い気配の仲値）について、日本証券業協会に報告したものを基に算出された値である。詳細は、補論1を参照。

<sup>2</sup> 当該指標の名称は研究によって異なっており、神楽岡 [2007]は「最小利回りと最大利回りの差」、Kagraoka [2010]は「Yield discrepancy」、Miyakawa and Watanabe [2011]は「GAP」と呼称している。

価と信用リスク対価への分解を通して市場状態をより精緻に把握、分析する。また、5 節では、リスク管理への応用の可能性について考察を行う。VaR (Value-at-Risk) モデルには、通常、流動性に関するリスクファクターが明示的に含まれていないため、データの観測期間に流動性が枯渇した期間が含まれない場合には、流動性が枯渇するような事象を、VaR だけでは十分にカバーできない。このため、市場 VaR を補完するストレステストの 1 つとして流動性ストレステストへの応用を検討する。最後に 6 節で、本稿のまとめを行う。

## 2. 債券の市場流動性の計測

### (1) 流動性指標と既存研究

取引高 (Volume) や売買回転率 (Turn Over) は、最もシンプルな流動性指標である。取引高が大きい場合には、頻繁な取引、短期間での大量取引も可能になる。売買回転率は対象証券の特定期間の取引高を発行残高で除した指標で、その逆数は資産の平均保有期間となる。売買回転率が大きいことは、証券の平均的な保有期間が短いことを意味しており、その証券が流動的であることを示唆する。

一方で、取引高や売買回転率が低いことは、必ずしも流動性が低いことを意味しない。特に、債券のようにリスクが比較的小さく、資産間の代替性が高い資産の場合、取引高が小さいからといって必ずしも売買が困難であるとは限らない。こうしたことから、資産の流動性をより正確に計測するために、取引高や売買回転率に代わる多くの流動性指標が開発されてきた。例えば、売買価格差が大きいと頻繁な取引が困難になるため、売買価格差も流動性を表す指標として使われている。とりわけ、ディーラーが提示する買値 (ビッド) と売値 (アスク) が取得できる国債の場合、その差である BASP が流動性指標として広く利用されている。ここでは、上記以外の流動性指標として、既存研究の中から、

- ①マーケット・インパクト指標
- ②時系列指標
- ③取引間隔指標

を取り上げ、解説する。

#### ① マーケット・インパクト指標

マーケット・インパクトとは、「取引執行に伴う価格変動の度合い」を指し、通常、価格変動と取引量の比で定義される。この指標が小さいほど、流動性は高い。マーケット・インパクトを表す代表的な指標として、Amihud [2002]の指標がある。

$$Amihud_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{k \in t} \frac{|r_{i,k}|}{v_{i,k}} \quad [2-1]$$

[2-1]式において、 $r_{i,k}$ は対象期間  $t$ に含まれる時刻  $k$ における資産  $i$ の日次価格変動率で、 $v_{i,k}$ はその取引高（日次）、 $D_{i,t}$ は対象期間中に取引が成立した日数を表す。Amihud [2002]の指標は、上場株式の流動性指標として広く使われているが、一般的に、社債のように取引が少なく、上場されていない資産に関しては、取引量も取引価格の仲値も観測できないため、計測は難しい<sup>3</sup>。

## ② 時系列指標

取引量などに依存せず、資産価格の時系列データの特徴を利用して流動性に関する情報を抽出するのが、時系列指標である。時系列指標には多くのものがある。例えば、流動性が十分ではない場合、資産価格が大きく変動した翌日には、反対の方向に価格が動き、ある程度、価格が修正されるといった、負の自己相関が観測されることがある。Pastor and Stambaugh [2003]は、株式資産について、超過リターン<sup>4</sup>の自己相関を利用して市場流動性を定義した<sup>5</sup>。

時系列指標の場合、価格情報のみを利用するため、詳細な価格情報が必要になる。もっとも、取引量が少なく、相対取引中心の債券の場合、十分な価格情報を入手することは一般的に難しい。特に、社債の流動性を時系列指標で計測するには多くの困難を伴うため、類似債券との利回りのボラティリティの違いを流動性指標として利用する方法や、複数銘柄を用いてイールドカーブの滑らかさを測定する方法なども提案されている。Chen, Lesmond and Wei [2007]は、価格の時系列データに対して最尤法を利用して債券のインプライド取引コストを推計する方法を提案し、そのコストを流動性指標とした。

## ③ 取引間隔指標

取引間隔も有効な流動性指標である。売買回転率の逆数を取ると取引間隔指標となる。多くの流動性指標は、頻繁に取引が行われることを前提にしているのに対して、取引間隔指標は取引の少ない資産にも適用できるため、応用範囲が広い。Liu [2006]は、売買回転率で調整した取引がない期間を流動性指標として定義した。

相対取引が中心の社債の場合、取引間隔の計測は困難である。Lesmond, Ogden and

<sup>3</sup> 米国では、金融取引業規制機構が運用する社債の価格情報システムTRACEを用いることにより、社債のマーケット・インパクト指標や時系列指標を計測する研究が進められている（Lin, Wang and Wu [2011]）。

<sup>4</sup> 個別株式のリターンからインデックスのリターンを引いた値。

<sup>5</sup> 自己相関が負であることは流動性が低いことを意味し、その絶対値が大きいほど流動性が低い。

Trzcinka [1999]は、米国の社債など流動性が必ずしも高くない市場では、取引がない場合、マーケット・メーカーが同じ価格を何日も続けて提示し日次収益率がゼロになる傾向があるとし、日次収益率ゼロの日数を取引間隔の代理指標として利用した。王・岡崎 [2009]は、取引間隔がマーケット・メーカーの提示価格に影響を与えるとし、売買参考統計値の最高値と最低値の差である HLG が取引間隔の代理指標となり得るとした<sup>6</sup>。

## (2) 流動性リスクプレミアムと既存研究

流動性が低い資産への投資は、（購入と売却）価格の不確実性、さらには売却そのものが困難になるといったリスクを負うことになる。ここでは、これらのリスクを総称して流動性リスクと呼ぶ。投資家は、この流動性リスクを負う見返りとして、その対価（超過リターン、リスクプレミアム）を要求する。株式の流動性と超過リターンに関する実証的研究として、イボットソン [2009]は、流動性ファクターは伝統的なサイズ、バリュウ・グロース、モメンタム等のファクター<sup>7</sup>とは独立したもので、超過リターンの源泉の 1 つであると結論づけた。竹原 [2009]は、異なる流動性指標とリターンの関係を分析し、流動性（指標）がリターンに影響を与えていることを確認した。

社債スプレッドを決定する重要な要素（リスクに対する対価）として、流動性リスク対価と信用リスク対価が考えられる。Collin-Dufresne and Goldstein [2001]は、構造型モデルを用いて、信用リスク対価は社債スプレッドの変動の約 25%しか説明できないと指摘し、信用リスク以外の対価の重要性を示した。米国債券市場に関する研究としては、Chen, Lesmond and Wei [2007]、Lesmond, Ogden and Trzcinka [1999] 等がある。これらの研究では、社債スプレッドの中で、流動性リスクは格付と同等もしくはそれ以上の説明力があるとの結果が得られた。また、Lin, Wang and Wu [2011]は、米国の TRACE<sup>8</sup>などから社債の取引データと取引価格を取得し、社債の

---

<sup>6</sup> 売買参考統計値の最高値と最低値の差を流動性指標として位置付けている実証研究では、別の解釈も示されている。神楽岡 [2007]、Kagraoka [2010]は、流動性の低い社債は流動性プレミアムの見積もりが難しく、証券会社間で気配値のばらつきが大きくなるため、同指標も大きくなるとした。また、Miyakawa and Watanabe [2011]は、同指標が異なる投資家の売買姿勢・意見の開きを反映し、流動性と負の相関を持つものであるとした。

<sup>7</sup> サイズは企業規模、バリュウは本来の価値からみた株価の割安性、グロースは成長性、モメンタムは株価の勢いや方向性を意味する。いずれも、株式投資の判断材料として伝統的に用いられてきている。

<sup>8</sup> TRACE (The Trade Reporting and Compliance Engine) はFINRA (Financial Industry Regulatory Association ; 金融取引業規制機構) が運用する米国の社債の価格情報システムである。FINRA の会員は、社債の流通市場で行われたTRACE 適格証券の取引情報（証券識別番号、取引高、取引価格、売買の別、取引執行時間、コミッション、利回り）をFINRA に報告し、報告された情報は投資家

Amihud [2002] 指標と Pastor and Stambaugh [2003]の指標を算出し、比較を行った。CDS (Credit Default Swap) は、社債よりも一般的に流動性が高く、その価格 (CDS スプレッド) は信用リスクを表す指標として実務・学界の双方において利用されている。Longstaff, Mithal and Neis [2005]は、CDS スプレッドにおける信用リスク対価の割合は、AAA/AA 格の場合は約 51%、A 格の場合は約 56%、BBB 格の場合は約 71%程度であり、CDS にも流動性リスク対価が内包されている可能性を指摘した。

日本の社債市場については、以下のような研究がある。中村 [2009]は、Chen, Lesmond and Wei [2007]と Lesmond, Ogden and Trzcinka [1999]の手法を用いて、社債スプレッドの変動に対する説明力は、信用リスクより流動性リスクの方が高いとした。また、売買参考統計値の最高値と最低値の差<sup>9</sup>を流動性指標に用いた研究として、神楽岡 [2007]は、社債発行額、発行後の経過年数、社債と国債の利回りの尖度比率、売買参考統計値の「最小利回りと最大利回りの差」、気配値報告証券会社数等を流動性指標として分析し、「最小利回りと最大利回りの差」が統計的に最も有意であるほか経済的にも最も影響が大きいとした。Kagraoka [2010]は、流動性指標として「Yield discrepancy」と社債発行額を利用し、社債スプレッドを信用リスク対価、流動性リスク対価に加えて、社債市場全体に共通するマクロ的なリスク対価 (システムティック・リスク対価) に分解した。Miyakawa and Watanabe [2011]は、株価、国債利回りカーブの傾き、国債と TIBOR のスプレッドなどを取り入れた社債価格のマルチファクター・モデルに「GAP」を流動性指標の1つとして追加し、社債の価格決定における「GAP」の有効性を確認した。王・岡崎 [2009]、王 [2010]は、HLG を流動性指標とした実証分析により、流動性リスク対価と信用リスク対価に分解し、流動性リスク対価のウェイトが相応に大きいとの結論を得た。

本稿は、王・岡崎 [2009]、王 [2010]を発展させた研究と位置付けられる。神楽岡 [2007]、Kagraoka [2010]および Miyakawa and Watanabe [2011]と比較すると、本稿は、実務的な観点から、シンプルなモデルでも HLG を用いて日本の社債市場の動向を分析でき、時間や市況の変動に対して当該モデルが頑健であることや、HLG がストレステストにも応用可能であることを示している点に特徴がある。

---

にリアル・タイムで提供される。TRACE 適格証券は、2009年12月末時点で30,378銘柄である。なお、社債市場の活性化に関する懇談会ワーキング・グループ事務局 [2010]によれば、その15~20%は毎日取引され、50%は毎月1回以上取引されている。

<sup>9</sup> 実証分析に利用するデータについては、神楽岡 [2007]、Kagraoka [2010]は四半期末値、Miyakawa and Watanabe [2011]は月末値、本稿は月間平均値を用いているという違いがある。

### (3)本稿の使用データ

本稿で実証分析に利用するデータセットは主に以下の4つである。主に利用したデータは、社債の対国債スプレッドの売買参考統計値であり、QUICK 経由で取得した。分析対象社債は、格付（R&I 社）BBB-以上のものとする。2010年8月時点における対象社債数は1,077銘柄である。なお、データセットCにおける社債スプレッドの中央値については、平均値であるQUICKの「対JGBスプレッド」をベースに、売買参考統計値の平均値と中央値の差額を加えることにより推計した。また、データセットC、データセットDの抽出条件に、国債先物などの影響を避けるために、残存年数の制限を加えた。

表 2-1. 使用データセット

データセットA		出所
データ内容	国債の平均日次HLG	QUICKより加工
	格付別社債の平均日次HLG	QUICKより加工
	国債の平均日次BASP	日本相互証券
期間	2007年1月～2008年3月	
データセットB		出所
データ内容	国債の平均月次HLG	QUICKより加工
	政府保証債、財投機関債の平均月次HLG	QUICKより加工
	格付別社債の平均月次HLG	QUICKより加工
	国債、政府保証債、財投機関債、社債の月次取引高	日本証券業協会
期間	2005年1月～2010年8月	
データセットC		出所
データ内容	個別社債の月次HLG	QUICKより加工
	社債スプレッド中央値	QUICKより加工
抽出条件	残存が2年以上7年以下	
期間	2005年1月～2010年8月	
データセットD		出所
データ内容	個別社債の月次HLG	QUICKより加工
	個別社債の月次ヒストリカル・ボラティリティ	QUICKより加工
	社債の月次取引高	日本証券業協会
抽出条件	残存が2年以上7年以下	
期間	2004年1月～2010年8月	

(注1) データセットA、Bの平均とは、銘柄間の平均を意味する。

(注2) 月次データは、日次データの月中平均値である。



### 3. 市場流動性とその対価

#### (1) 基本モデル

ここでは、王・岡崎 [2009]に基づき、以下のように、ディーラーの価格提示モデルを導入する。ディーラーは、時点  $t$  に価格を提示するが、そのときに利用される主な情報は、その前の取引時点  $t-$  での価格情報である (図 3-1)。  $t$  と  $t-$  間の間隔  $\Delta t$  は、提示される価格との間に次のような関係があると推測される。

$\Delta t$  が小さいほど、利用できる  $t-$  の情報は、時点  $t$  の市場実勢に近いと考えられ、時点  $t$  においてディーラーは  $t-$  の情報を用いて強い確信を持って価格提示できる。このとき、ディーラーが個別判断を行う余地は少なく、複数のディーラーが存在しても、提示価格間のばらつきは小さい。 $\Delta t$  が大きくなると、時点  $t-$  の情報はより過去のものになり、ディーラーは価格以外の情報に基づいた個別判断によって気配値を提示する。この場合、ディーラーごとの個別判断は通常一致せず、時点  $t$  における提示価格にばらつきが発生する。 $\Delta t$  が大きいほど、提示価格間のばらつきも大きいと考えられる。

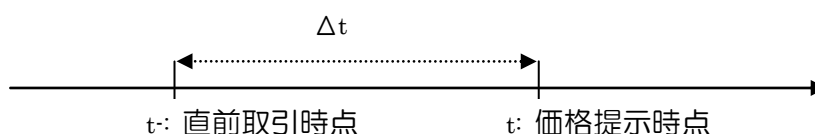


図 3-1 ディーラーの価格提示モデル

本稿において、この関係は重要である。債券市場において、 $\Delta t$  は直接観測することは出来ないが、時点  $t$  における提示価格のばらつきの度合いは計測できる。日本の債券市場に関しては、売買参考統計値の「最高値」と「最低値」の開き HLG (High-Low Gap) は、この提示価格のばらつきの度合いを表す指標となり得る。ここで、債券  $i$  の (利回りの) HLG を、以下のように定義する。

$$HLG_{i,t} = |H_{i,t} - L_{i,t}| \quad [3-1]$$

[3-1]式において、 $H_{i,t}$  と  $L_{i,t}$  は、債券  $i$  の取引日  $t$  における最高値と最低値である。すなわち、 $HLG_{i,t}$  は、債券  $i$  の価格に関する複数ディーラー (証券会社) の意見 (価格に対する見方) のばらつきである。この (価格、利回りに関する) 意見が正規分布や一様分布に従うとすれば、 $|H_{i,t} - L_{i,t}|$  と提示価格 (意見) の分布の標準偏差  $\sigma_{Op,i}$  との間に、

$$|H_{i,t} - L_{i,t}| \propto \sigma_{Op,i} \quad [3-2]$$

という関係が成立する<sup>10</sup>。

## (2)HLG と取引間隔

取引間隔  $\Delta t$  は取引高の影響を強く受ける。取引の平均ロットが変わらないと仮定すると、取引高  $V_*$  と債券  $i$  の  $\Delta t$  との間には、 $\Delta t_i \propto 1/V_*$  という関係が成立する。なお、ここでの  $V_*$  は、対象債券  $i$  の取引高だけではなく、債券  $i$  にとって、価格情報が参考となるような類似債券も含めた総取引高である。このため、HLG は類似資産の取引情報を含む概念である。

提示価格のばらつきの原因は、 $\Delta t$  間における不確実性であると仮定する。社債スプレッド  $y$  の変動をブラウン運動で近似し、

$$dy_i = b_i \cdot dt + \sigma_{y,i} \cdot dw(t) \quad [3-3]$$

と表現できるとする。ここで、 $\sigma_{y,i}$  はボラティリティで、 $b_i$  はドリフト項 (定数項)、 $w(t)$  はブラウン運動、 $dw(t)$  はその増分である。 $t$  からスタートし、 $\Delta t$  経過後、

$$y_i(t^- + \Delta t) = y_i(t^-) + b_i \cdot \Delta t + \sigma_{y,i} \cdot (w(t^- + \Delta t) - w(t^-)) \quad [3-4]$$

となる。この  $y_i(t^- + \Delta t)$  の標準偏差は、

$$STD[y_i(t^- + \Delta t)] = \sigma_{y,i} \sqrt{\Delta t} \quad [3-5]$$

である。ここで、ディーラーの提示価格 (意見) の分布の標準偏差  $\sigma_{Op,i}$  は  $\sigma_{y,i} \sqrt{\Delta t}$  に比例すると仮定すると、[3-2]式より HLG と間隔  $\Delta t$  との間に、

$$HLG_i \propto \sigma_{y,i} \sqrt{\Delta t} \quad [3-6]$$

という関係が成立する。HLG は、ボラティリティ  $\sigma_{y,i}$  と間隔  $\Delta t_i$  の平方根の積と比例する取引間隔指標の 1 種と解釈できる<sup>11</sup>。

## (3)数値検証

ここでは、HLG 指標の流動性指標としての有効性について、実際の過去データを用いて、①国債 HLG と国債 BASP との相関、②HLG と取引高との相関、③経験的序列との整合性という 3 つの観点から検証する。

<sup>10</sup> 売買参考統計値の最高値と最低値は加工されており、厳密には、[3-2]式の関係は価格を提示する証券会社数に依存するが、本稿ではその影響を考慮していない (詳細については、補論1を参照)。

<sup>11</sup> 流動性指標としての HLG の特徴に関しては、補論2を参照。

### ① 国債 HLG と国債 BASP との相関

国債の流動性指標として、BASP が広く利用されている。ここでは、国債 HLG と国債 BASP の間の関係を確認するために、相関分析を行う。データセット A を対象に計測した国債 HLG と国債 BASP の相関係数は、表 3-1 で示される。

表 3-1. 国債 HLG と国債 BASP との相関

線形相関係数				順位相関係数			
日次	5日平均	10日平均	20日平均	日次	5日平均	10日平均	20日平均
0.333	0.658	0.784	0.817	0.312	0.568	0.709	0.656

(注1) ここでの HLG、BASP は、国債全銘柄の HLG、BASP の平均値をそれぞれ用いている。

(注2) 順位相関係数には、スピアマンの順位相関係数を用いた。

(注3) 推計期間：2007年1月～2008年4月

上記結果から、国債 HLG と国債 BASP 間の相関係数は、日次の場合はそれほど大きくないが、10日平均、20日平均を用いて計測すると、相関係数は相応に大きくなる。この分析結果から、日次データよりは、10～20日程度の平均データを用いることにより、国債 HLG は、国債 BASP の代替として、すなわち、流動性指標として利用可能であることが示唆された。社債の場合は、BASP が入手できないため、同様の分析は出来ないが、社債でも HLG と BASP の間に類似した関係があることが推測される。

### ② HLG と債券取引高との相関

表 3-2 は、社債（全体・格付別）、国債、政府保証債、財投機関債の月次平均 HLG とそれらの債券の月次取引高との順位相関である（対象データはデータセット B）。表から、債券の種類に関係なく、平均 HLG と取引高との間に、負の相関が存在することが確認された<sup>12</sup>。この結果から、HLG 指標には、取引高の情報が含まれていることが示され、HLG の流動性指標としての有効性が示唆された。

<sup>12</sup> 表3-2の分析は、個別発行体・回号に絞った取引高ではなく、種類別の債券全体の取引高のデータを用いて分析を行っている点に留意が必要である。また、社債については、格付別の取引高データが入手できないことから、社債全体の取引高で代用している。このため、分析結果が、電力債を中心とする取引高の多い銘柄に影響されている可能性は排除できない。なお、月次の取引高において、2005年以降、電力債は8～33%のウェイトで推移しており、相応に大きなウェイトを占めている。

表3-2. 債券別の取引高と平均HLG間の順位相関

	社債全体	AAA債	AA債	A債	BBB債	国債	政保債	財投機関債
月次	-0.464	-0.561	-0.444	-0.539	-0.490	-0.592	-0.553	-0.439
3ヶ月平均	-0.492	-0.540	-0.422	-0.539	-0.487	-0.650	-0.632	-0.533

(注1) 格付別の社債の順位相関係数は、格付別の取引高が入手できないため、格付別のHLGと社債全体の取引高を用いて計算している。

(注2) ここでは、HLGと取引高との間に線形的関係の存在は想定できないため、順位相関係数のみで分析を行った。順位相関係数には、スピアマンの順位相関係数を用いた。

(注3) 推計期間：2005年1月～2010年8月

### ③ 経験的序列との整合性

日本の債券市場において、国債は最も流動性が高く、政府保証債、財投機関債はそれに次ぐと考えられる。このような流動性の序列をここでは経験的序列と呼ぶ。

図3-2は、国債、政府保証債、財投機関債のHLGの月次推移である。図から、国債のHLGが最も小さく、政府保証債、財投機関債の順でHLGが拡大し、HLGによる流動性序列と経験的序列とは時期に関係なく、ほぼ一致していることが確認できる。

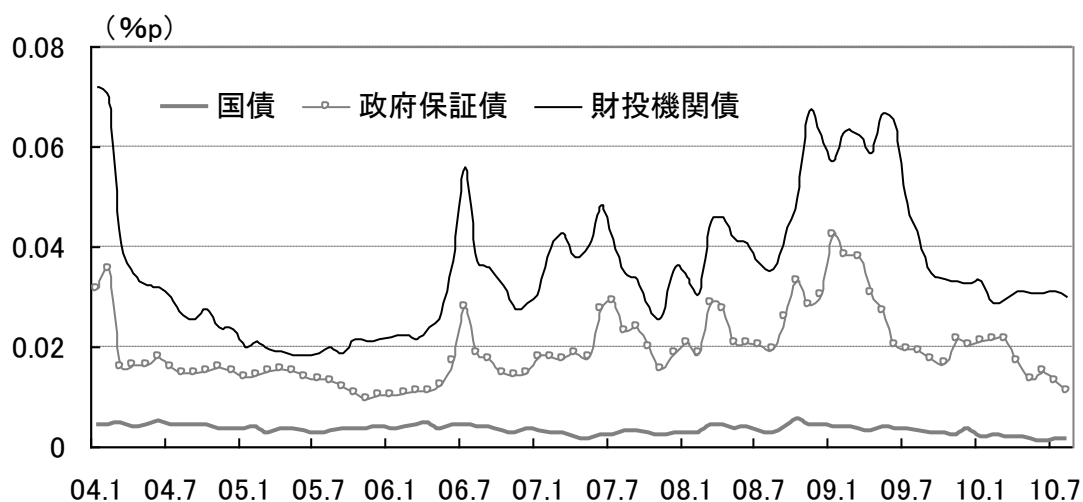


図3-2. 国債、政府保証債、財投機関債の平均HLGの月次推移

上記の3つの観点からの分析により、HLGは流動性指標の1つになり得ると推測される。

本稿では、以下の理由により、HLGとして月次平均HLGを利用する。

A) HLGは、証券会社の報告値から作成される売買参考統計値から算出される。売買参考統計値は、基準時点から短時間で報告・公表される<sup>13</sup>指標であるた

<sup>13</sup> 売買参考統計値は、当日の午後3時時点における売買の参考となる気配であるが、指定報告協会

め、取引が少なかった債券を中心に、市場の取引実勢が当日の指標には十分に反映されない可能性がある<sup>14</sup>。しかし、たとえ当日の価格の精度が低くても、市場参加者間のコミュニケーションは頻繁に行われるため時間が経てば価格は修正され精度の問題はある程度解消される。このため、HLGの月次平均を利用した方が、市場の取引実勢をより反映できると考えられる。

B) 証券会社の報告値から作成される売買参考統計値は、それぞれの証券会社の在庫状況などの諸事情の影響を受けると思われる。こうした短期的なノイズは、月次平均を取ることである程度相殺され、除去することができると考えられる。

また、上述のように、日次データよりも、10~20日程度の平均データを用いた方が、国債HLGと国債BASPの相関関係が高まったことから、月次平均HLGを利用することにより、流動性指標としての有効性は高まると考えられる。

なお、格付別社債平均HLGの推移は、図3-3で示される。詳細については、4節で分析するが、リーマン・ショックのあった2008年下期に、低格付社債を中心にHLGは拡大しており、流動性の低下を捉えられていることが示唆される。

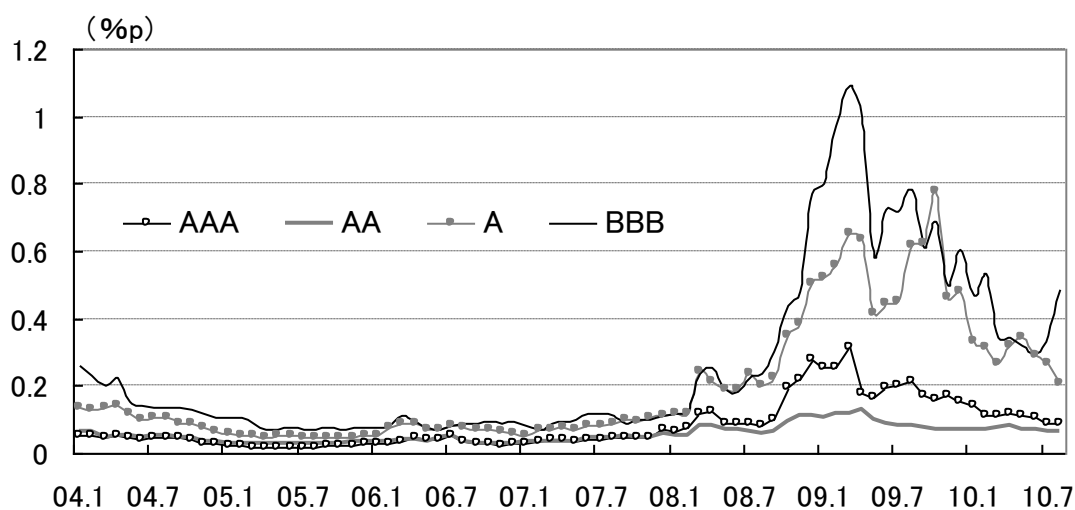


図3-3. 格付別社債平均HLGの月次推移

員から日本証券業協会への報告時限は午後4時30分であり、日本証券業協会からは午後5時30分に公表される。

<sup>14</sup> 例えば、橋本・古賀 [2010]は、「売買参考統計値については、①証券会社が、報告時限までに日々の市場動向を踏まえて、多数の銘柄（社債：約2,200銘柄）の気配値を見直すことの事務負担が大きいことや、②取引が少ない銘柄については、そもそも適正な気配値を把握し難いことなどから、流動性の低い銘柄を中心に、市場実勢から乖離しているとの指摘がある。（p.5）」としている。

#### (4)社債スプレッドのモデル構築

社債スプレッド<sup>15</sup>は、流動性リスク対価部分と信用リスク対価部分から構成されると考えられる。もっとも、個々の要素への分解は困難であるため、既存の社債評価モデルは、2つの対価をまとめて、社債スプレッドを「信用リスクスプレッド」としているものが多い。

一方で、多くの研究結果から、信用リスクは社債スプレッドの一部しか説明できないことが明らかになっている。表3-3は、各格付の平均社債スプレッドであり<sup>16</sup>、表3-4はR&I社が発表した実際のデフォルト率のデータである。実際のデフォルト率の格付間の格差（表3-4）に比べ、社債スプレッドの格付間の格差（表3-3）がかなり小さいことから、社債スプレッドには、信用リスク対価以外の成分、すなわち、流動性リスク対価が存在していると予想される。

表3-3. 格付と社債スプレッドの一例(売買参考統計値の2008年8月平均)

AAA	AA	A	BBB	BB
0.188	0.282	0.815	0.965	1.348

(注1) データの出所はQUICK。

(注2) 格付はR&I社の格付を用いた。

表3-4. 格付と平均累積格付別デフォルト率（単位%）

	累積デフォルト率							平均 デフォルト率/年
	1年後	2年後	3年後	4年後	5年後	6年後	7年後	
AAA	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.15	0.30	0.010
AA	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.11	0.16	0.007
A	0.05	0.14	0.26	0.42	0.57	0.73	0.99	0.098
BBB	0.07	0.28	0.48	0.72	1.05	1.38	1.68	0.176
BB	1.86	3.19	4.67	5.72	6.44	7.33	8.68	1.456

(注) データの出所はR&I社レポート。

そこで、本稿では、信用リスク対価は格付によって決まるという誘導型モデルをベースに展開する。流動性リスク対価（流動性リスクスプレッド）と信用リスク対価（信用リスクスプレッド）の分解が可能であるとし、社債スプレッドの構造を、

$$\text{社債スプレッド} = \text{流動性リスクスプレッド} + \text{信用リスクスプレッド}$$

$$\text{流動性リスクスプレッド} = \text{リスク単価} \times \text{流動性指標}$$

<sup>15</sup> 社債スプレッド＝社債利回り－国債利回り。

<sup>16</sup> 表の数字は当日成立取引の平均利回りから計算した対国債スプレッド。

と表現する<sup>17</sup>。ここでの流動性指標には、社債の HLG を採用する。また、信用リスクスプレッドは社債格付に対応すると考えられる。そうした場合、時刻  $t$ 、社債  $i$  の対国債スプレッドは、以下のように表現される<sup>18, 19</sup>。

$$sp_{i,t} = a \cdot HLG_{i,t} + \sum_k h_k \cdot d_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t} \quad [3-7]$$

[3-7]式において、時刻  $t$ 、社債  $i$  の対国債スプレッド  $sp_{i,t}$  は、流動性リスク対価を表す  $a \cdot HLG_{i,t}$  と、信用リスク対価を表す  $\sum_k h_k \cdot d_{i,t}(k)$  に分解される。係数  $a$  は、流動性リスクの単価を表すものである。 $HLG_{i,t}$  は、時刻  $t$ 、債券  $i$  の流動性指標 HLG である。 $h_k$  は格付  $k$  に対応する信用リスクプレミアムである。また、 $d_{i,t}(k)$  は債券格付を表すダミー変数であり、時刻  $t$ 、債券  $i$  の格付  $rating_{i,t}$  が  $k$  であるときに 1、それ以外の場合は 0 である。

$$d_{i,t}(k) = \begin{cases} 1 & \text{if } rating_{i,t} = k \\ 0 & \text{else} \end{cases} \quad [3-8]$$

## (5) 実証分析

[3-7]式のモデルに対して、データセット C を用いて<sup>20</sup>、パラメータ  $a, \{h_k\}$  を推定する<sup>21</sup>。格付のノッチを考慮した場合の推定結果は表 3-5、ノッチを考慮しない場

<sup>17</sup> 社債スプレッドを構成する要素として、信用リスク対価と流動性リスク対価を明示的に分離できるかどうかは議論の余地はあると思われる。実際には、信用リスク対価と流動性リスク対価が相関を持って変動することも考えられる。一方で、社債スプレッドを信用リスク対価と流動性リスク対価に分解する既存研究も多く存在しているため、本稿でも両者の分離が可能であるとの前提に立ち、議論を進めていく。

<sup>18</sup> 本稿は、社債スプレッドを信用リスク対価と流動性リスク対価へ分解することを主要な目的としているためモデルを単純化しており、多くの先行研究で考慮されているマクロ・ファクター、業種、満期などの説明変数を採用していない。また、ラグ項の効果なども考慮していない。そのため、以下の推定において missing variable の問題が生じている可能性は排除できない。この問題に関する議論は補論3を参照されたい。

<sup>19</sup> HLG と社債スプレッドの決定は相互依存の関係にあり、[3-7]式の定式化では、推定値に同時性バイアスが生じる可能性があるが、本推定では、同時性に関する調整は行っていない。

<sup>20</sup> サンプル全体には、対国債スプレッドが非常に大きいサンプルが含まれている。そうした外れ値を除外するために、推定においては、サンプル全体の99%を占める対国債スプレッドが5%未満のサンプルのみを分析対象とした。これにより、サンプル数は、59,891から59,425に減少した（補論4参照）。

<sup>21</sup> 推定では、①プーリング、②固定効果（時系列）、③ランダム効果（時系列）、④GLS（不均一分散、時系列SUR）の比較を実施した（サンプル数が少ない銘柄が多数含まれるため、クロスセクション方向の調整は行っていない）。まず、パネル・データの一般的な分析手法である①～③を比較すると、②固定効果（時系列）を支持する結果が得られたが、誤差項に系列相関がみられた。そ

合<sup>22</sup>の推定結果は表 3-6 である。

表 3-5. 回帰分析の結果(ノッチ考慮)

	重決定 R <sup>2</sup> 0.4442	修正 R <sup>2</sup> 0.4441	標準誤差 0.7981	
	D.W.比 1.1095	観測数 59,425		
	係数	標準誤差	t 値	p 値
<i>a</i>	1.355	0.011	123.6	0.000
<i>h</i> <sub>AAA</sub>	0.282	0.013	22.2	0.000
<i>h</i> <sub>AA+</sub>	0.118	0.006	21.0	0.000
<i>h</i> <sub>AA</sub>	0.177	0.010	17.5	0.000
<i>h</i> <sub>AA-</sub>	0.219	0.007	33.4	0.000
<i>h</i> <sub>A+</sub>	0.289	0.004	65.6	0.000
<i>h</i> <sub>A</sub>	0.315	0.004	72.3	0.000
<i>h</i> <sub>A-</sub>	0.356	0.005	76.3	0.000
<i>h</i> <sub>BBB+</sub>	0.408	0.006	70.2	0.000
<i>h</i> <sub>BBB</sub>	0.489	0.007	69.3	0.000
<i>h</i> <sub>BBB-</sub>	0.468	0.011	44.2	0.000

表 3-6. 回帰分析の結果(ノッチ不考慮)

	重決定 R <sup>2</sup> 0.4343	修正 R <sup>2</sup> 0.4343	標準誤差 0.6336	
	D.W.比 1.1158	観測数 59,425		
	係数	標準誤差	t 値	p 値
<i>a</i>	1.376	0.011	125.8	0.000
<i>h</i> <sub>AAA-AA</sub>	0.178	0.004	44.7	0.000
<i>h</i> <sub>A</sub>	0.311	0.004	85.8	0.000
<i>h</i> <sub>BBB</sub>	0.412	0.005	81.9	0.000

表 3-5、3-6 から、 $a, \{h_k\}$  はすべて統計的に有意<sup>23</sup>との結果が得られた。係数  $a$  は流動性リスクの単価であり、約 1.36~1.38 と推定された。これは、平均的にみて、HLG の約 1.4 倍の流動性リスクスプレッドが市場から要求されることを意味している。

また、各格付の信用リスクスプレッドは格付の低下に伴って上昇する傾向も確認された(ただし、ノッチ考慮の場合、AAA と AA+ ~ AA-、BBB と BBB-の間に逆転現象がみられる<sup>24</sup>)。

表 3-6 の結果を利用して、格付別の(平均)社債スプレッドを、流動性リスクスプレッドと信用リスクスプレッドに分解したのが表 3-7 である。両表から、流動性リスクスプレッドが占めるウェイトは無視できないことがわかる。AAA・AA 格、

---

ここで、系列相関の影響をある程度緩和できる④GLS(不均一分散、時系列SUR)の結果を採用した(補論5、6 参照)。

<sup>22</sup> AAAのサンプル数が非常に少ないため、AAAをAA格に含めて分析した(補論4 表A-6 参照)。

<sup>23</sup> 以下、推定値の有意性は有意水準5%で判断する。

<sup>24</sup> AAAとBBB-のサンプル数が少ないことが、背景にあるとみられる。



A 格、BBB 格において、流動性リスクスプレッドは社債スプレッド全体のそれぞれ、約 21%、43%、52%を占める。こうした結果は、社債市場における流動性リスクとその対価を把握することの重要性を改めて示している。

表 3-7. 流動性リスク対価と信用リスク対価の構成

格付	AAA・AA格	A格	BBB格
社債スプレッド	0.225	0.550	0.857
HLG	0.059	0.124	0.167
流動性リスク <sup>°</sup> レド <sup>°</sup>	0.047	0.239	0.445
信用リスク <sup>°</sup> レド <sup>°</sup>	0.178	0.311	0.412

(注) 2005年1月～2010年8月の社債スプレッド、HLGの平均値を用いて計算。

#### 4. 市場状態の把握と検知

3 節において推定された  $a, \{h_k\}$  は、対象期間中の流動性リスクと信用リスクへの対価の平均的な水準を表している。ここでは、パラメータ  $a, \{h_k\}$  を時間の変数とすることでモデルの頑健性を確認するとともに、パラメータの変化を分析することで何らかのマーケットの変化を察知することはできないかといった観点から検討を行う。

##### (1) 時間変数パラメータの導入

[3-7]式のパラメータを一定ではなく、時間  $q$  の変数とし、次のように拡張する。

$$sp_{i,t} = a(q) \cdot HLG_{i,t} + \sum_k h_k(q) \cdot d_{i,t}(k) + \varepsilon_{i,t} \quad [4-1]$$

[4-1]式において、社債スプレッドは、それぞれの時点  $t$  (月次) における債券の特性 (HLG、格付) と、市場参加者が流動性リスクと信用リスクに対して要求するプレミアムの単価  $a(q), \{h_k(q)\}$  によって決定される。

データセット C の四半期ごとのサブサンプルを用いて、 $a(q), \{h_k(q)\}$  を推定した結果 (格付のノッチを考慮しない) は、補論 7 の表 A-11 である<sup>25</sup>。この四半期分析の結果は、全般的に 3 節の結果と類似するが、推定値の信頼水準から、以下のような点が推測される。

- ①  $a(q)$  はすべての期間において有意かつプラスである。これは、社債市場は常に流動性リスクの対価を織り込んでいることを意味する。

<sup>25</sup> 前節と同様に、GLS (不均一分散、時系列SUR) で推定した。また、対国債スプレッドが5%未満のサンプルのみを分析対象としている。

- ②  $\{h_k(q)\}$ は、AAA・AA格の2010年3Qを除き、有意かつ符号がプラスとなっている。これは、社債スプレッドの形成において、市場は信用リスクの対価も織り込んでいることを意味する。

推定された流動性リスク単価 $a(q)$ の推移は図4-1の通りである。 $a(q)$ は対象期間において0.43から2.51の間で振れているが、概ね1と2の間の値をとっている。この流動性リスク単価 $a(q)$ は、投資家の流動性リスクに対するリスク・アペタイトを表わすと考えられる。図4-2は、格付別の流動性リスクへの対価 $a(q) \cdot HLG$ の推移である。これは投資家が要求する超過収益率を意味する<sup>26</sup>。

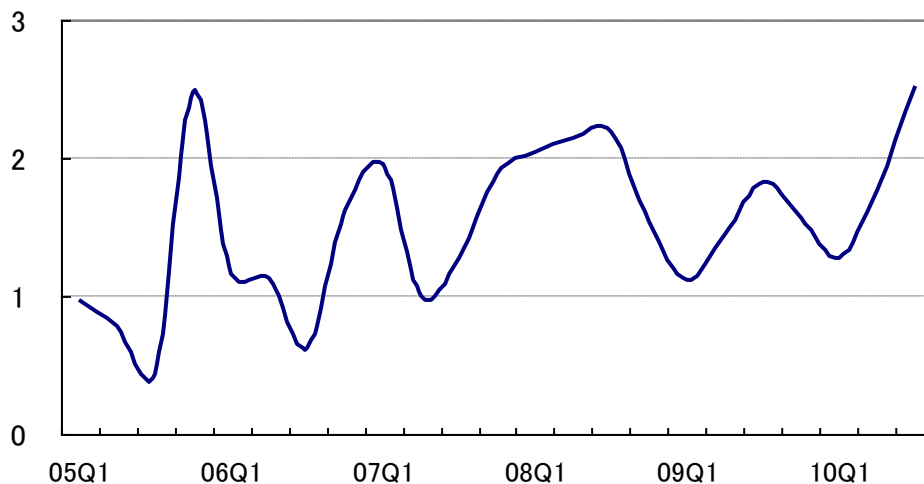


図4-1. 流動性リスク単価の推移（四半期）

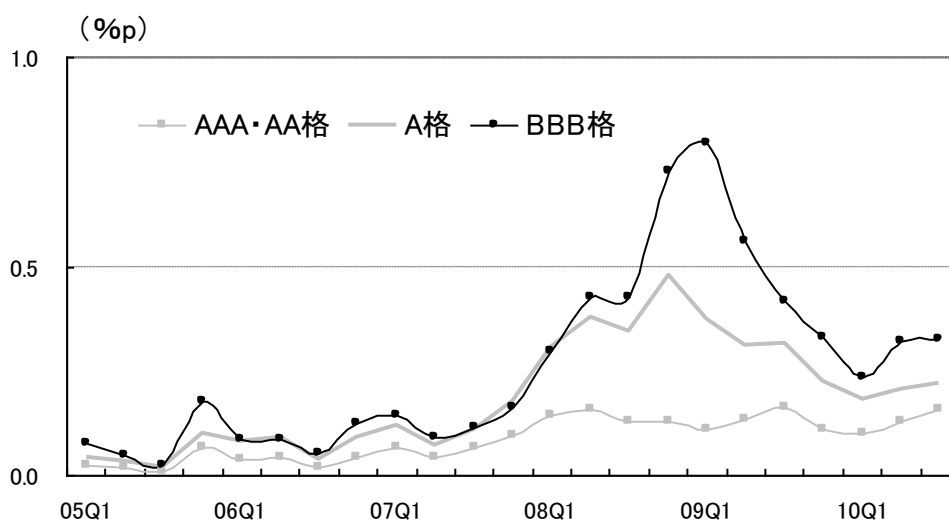


図4-2. 流動性リスク対価の推移（四半期）

<sup>26</sup> 図4-2および後掲図4-4では、月次データで推計した結果を、四半期に均して示している。

また、推定された格付ごとの信用リスク対価 $\{h_k(q)\}$ の推移は、図 4-3 の通りである<sup>27</sup>。リーマン・ショックが発生した 2008 年 3Q 以降、信用リスク対価が高まっていることが分かる。その後、信用リスク対価は、AAA・AA 格、A 格では 2009 年 1Q にピークアウトしているものの、相対的に低格付となる BBB 格のピークアウトは 2009 年 3Q となったほか、足許でもリーマン・ショック以前の水準よりも高くなっている。

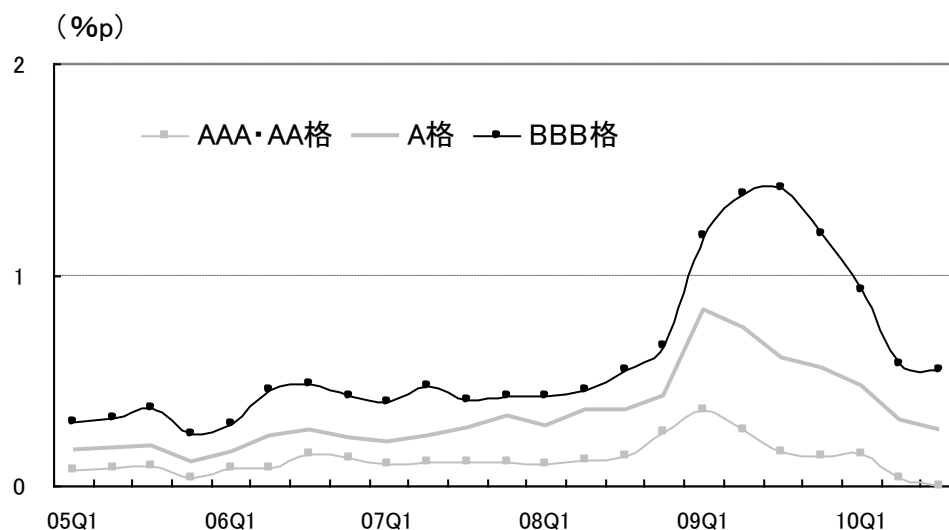


図 4-3. 信用リスク対価の推移（四半期）

### (3) 検証：市場状態検知の可能性

[4-2]式によって格付別に四半期ごとの平均社債スプレッドを流動性リスク対価、信用リスク対価に分解した推移は、図 4-4 の通りである。

<sup>27</sup> 図4-3および後掲図4-4では、信用リスク対価について、統計的に有意かつプラスのもののみを信用リスク対価相当とし、それ以外はすべて残差であると考えている。

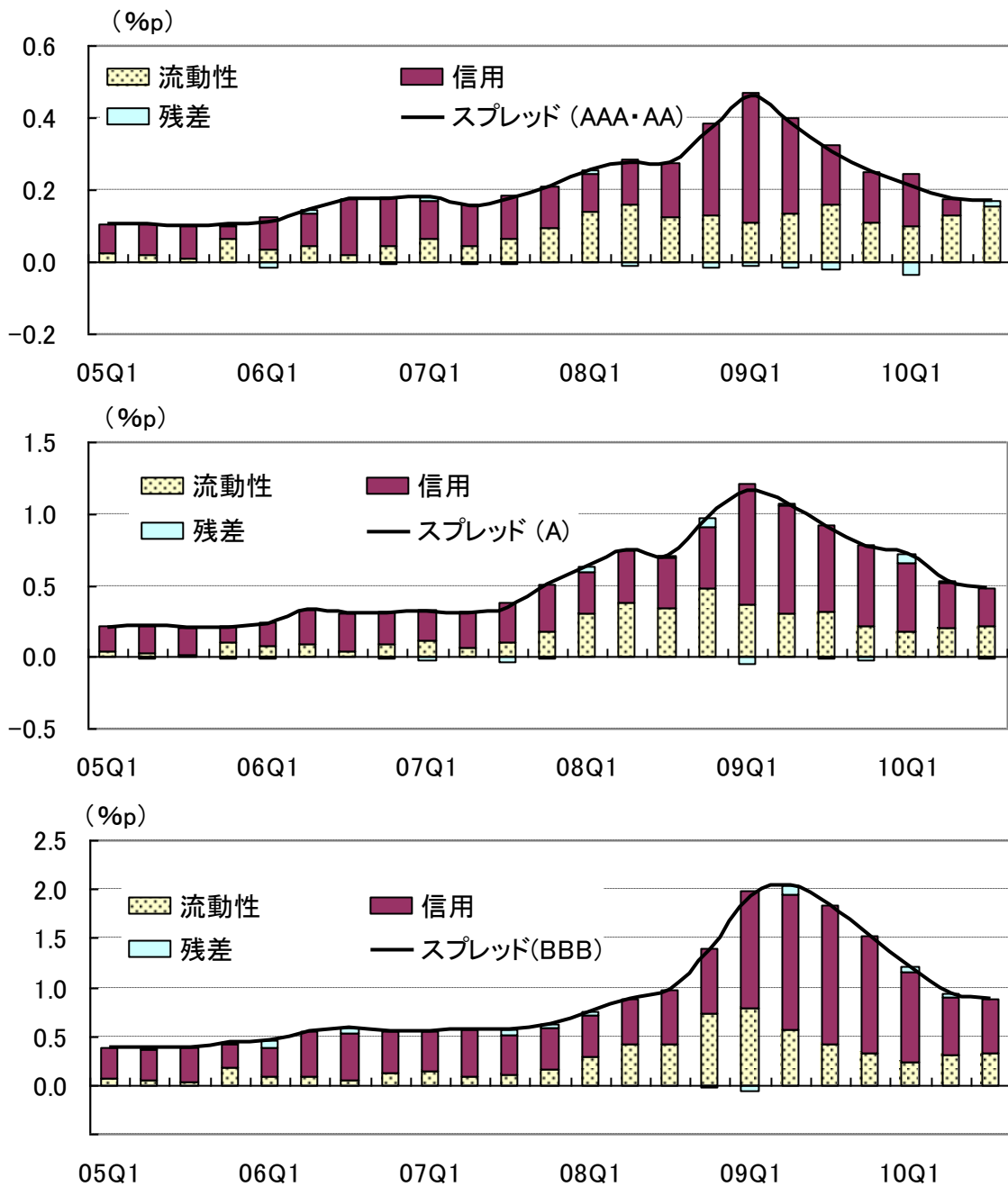


図 4-4. 四半期ごとの社債スプレッドと各リスク対価の推移  
(上から AAA・AA 格、A 格 BBB 格)

次に、HLG と分解されたリスク対価の情報が市場状態の把握に適用できないか、各年について分析を試みる。結果は以下の通りである。

① 2005 年において、社債スプレッドは低位かつ安定的に推移したが、こうした背景には、企業収益・財務内容の改善や金融市場の安定があった。

モデルで社債スプレッドを分解した結果、いずれの格付においても、社債スプレッドの大部分は信用リスク対価で構成されており、投資家には流動性リスクがあまり意識されていなかったことが示唆される。

② 2006 年において、社債スプレッドは穏やかに拡大した。図 3-3 と図 4-1 から、HLG の穏やかな拡大による流動性リスク対価の拡大が主な背景であったとみられる。この年の 4 月以降、市場では、長期金利の先高観から、債券投資家は積極的な取引を行わなかった。社債の取引高は前年を大きく下回り、流動性も低下した。

③ 2007 年入り後、米国のサブプライムローン問題や世界的な株安を契機に、投資家のリスク回避の動きがみられるようになった。夏以降は、米国では、クレジット資産売却の動きが加速し、流動性リスクが顕在化した。実証結果からは、日本の社債市場の年後半のスプレッドの拡大は、流動性リスク対価の拡大によるところが大きい。当時のサブプライムローン問題の日本市場への影響は限定的であったとされているが、日本市場でも流動性低下の影響がみてとれる。

④ 2008 年に入ると、リスク回避姿勢の強まりは、金融市場全体に広がり、リスク資産圧縮の動きが高まり、9 月のリーマン・ブラザーズの破綻後には社債スプレッドが急拡大した<sup>28</sup>。実証結果から、日本市場における社債スプレッドも一斉に急上昇し、その原因は流動性リスク対価の急拡大であることが示されている。流動性リスク対価拡大の原因は流動性の急激な悪化と流動性リスク単価上昇の両方であることがみてとれる（図 3-3、図 4-1）。なお、A 格と BBB 格に比べ、AA 格と AAA 格の HLG の上昇は幾分緩やかであった。これは、投資家の格付への選別が強まったことが背景と予想される。

⑤ 2009 年は、信用リスクが強く意識され、信用リスクスプレッドが高い 1 年であった。3 月頃からは、投資家のリスク・アペタイトは幾分回復し、リスク資産が徐々に買い戻されるようになった。日本市場でも、5 月に社債スプレッドがピークを打った後、低下傾向を辿った。ピークアウト後の変動は、AAA・AA 格では信用リスク対価の変動が中心であったのに対し、BBB 格では流動性リスク対価の変動が中心であった。低格付の資産ほど、信用リスクが引き続き意識される

---

<sup>28</sup> 発行市場では、高格付の債券でさえも発行が困難になった。BBB 格の新規発行が停止となったほか、10 月には、社債だけでなく、政府保証債、地方債、財投機関債などの起債も一部延期された。

一方で、金融危機により極端に高まった流動性リスクに対する懸念が徐々に和らいでいったとみられる。

⑥ 2010年に、ギリシャの財政問題と他国への波及懸念は、世界的にリスク資産の価格を不安定にしたが、こうした動きは、日本市場でも幾分観測された。実証結果からは、流動性リスク対価がやや拡大していることが示されている。また、2010年の市場（現状）について、以下のことが窺われる。

#### 1) 流動性リスク対価

流動性リスク対価は、ピーク時の2008年末や2009年初に比べれば低下しているものの、サブプライム問題の発生前に比べ、依然高い水準にある。

#### 2) 信用リスク対価

信用リスク対価も、サブプライム問題の発生前に比べ、依然高い水準にある。

上記検証の結果、本稿のモデルは過去の重要な局面変化をある程度捉えており、社債スプレッドを流動性リスクと信用リスクの観点から分析することには相応の意味がある。また、事後的に見ると、サブプライム問題が発生する前は、流動性リスク対価がスプレッドに十分に反映されなかったのに対し、金融危機以降、投資家は流動性に対するリスクを意識したスタンスに変わった可能性が推測される。

### 5. 流動性ストレステスト

ここまでは、流動性リスクに関する市場分析の観点から、社債スプレッドを信用リスク対価と流動性リスク対価に分解するモデルを展開してきた。本節では、個別金融機関における流動性リスク管理への応用という観点からの検討を行うこととする。

市場リスクに関するVaRは、通常、ヒストリカル・データに基づいて算出されるため、データの観測期間に流動性が枯渇するような時期が含まれない場合には、VaRのみでは、流動性が大きく低下した場合の影響について、十分にカバーするのは難しい。流動性の枯渇を一種のストレス事象として捉え、ストレステストに流動性低下の影響を織り込む取り組みは従来よりなされているが、こうした問題があるため、確立された手法は今のところ存在しないように思われる。ここでは、前節までに述べたモデルを拡張し、HLGを用いた流動性ストレステストへの応用を試みる<sup>29</sup>。

<sup>29</sup> ここでのストレステストは、流動性の低下や枯渇を背景とした有価証券価格の下落が、B/SやP/

### (1)HLGと取引高、ボラティリティとの関係

[3-6]式を再掲すると、

$$HLG_i \propto \sigma_{y,i} \sqrt{\Delta t_i} \quad [5-1]$$

となる。3節(2)で議論した通り、 $\Delta t \propto 1/V_*$ が成立すると仮定すると、

$$HLG_i \propto \left(\frac{\sigma_{y,i}^2}{V_{*i}}\right)^{0.5} \quad [5-2]$$

が成立する。すなわち、 $\sigma_{y,i}^2/V_{*i}$ が流動性の「状態」を表すとすれば、HLGはその関数となる。

[5-2]式は、取引の平均ロットが変わらないと仮定して導いた関係である。ここでは、市場で実際に観察される取引高が変動するデータにも同様の関係が成立するか、データセットDを利用して検証する。図5-1は、 $HLG_{i,t}$ を縦軸、 $\sigma_{y,i,t}^2/V_{*i,t}$ を横軸にした全債券の全期間における散布図である<sup>30</sup>(軸は対数目盛)。散布図の形状から、 $HLG_{i,t}$ と $\sigma_{y,i,t}^2/V_{*i,t}$ の間には平均的に、

$$HLG_{i,t} = K \cdot \left(\frac{\sigma_{y,i,t}^2}{V_{*i,t}}\right)^x \quad [5-3]$$

の関係が成立すると推測される。そこで、[5-3]式の両辺に対数を取って計測誤差 $\varepsilon_{i,t}$ を加えた、[5-4]式を用いて冪数 $x$ を推定する。

$$\ln HLG_{i,t} = \ln K + x \cdot \ln\left(\frac{\sigma_{y,i,t}^2}{V_{*i,t}}\right) + \varepsilon_{i,t} \quad [5-4]$$

---

L(その他包括利益を含む)に反映されることを想定している。すなわち、短期間のうちに流動性の低下や枯渇が解消し有価証券価格が急回復するようなケースは、想定していない。

<sup>30</sup> 社債の個別銘柄や発行体ごとの取引高を入手することには限界があるため、ここでは、 $V_{*i}$ に社債全体の取引高を用いている。こうしたデータ上の限界があることに留意は必要である。

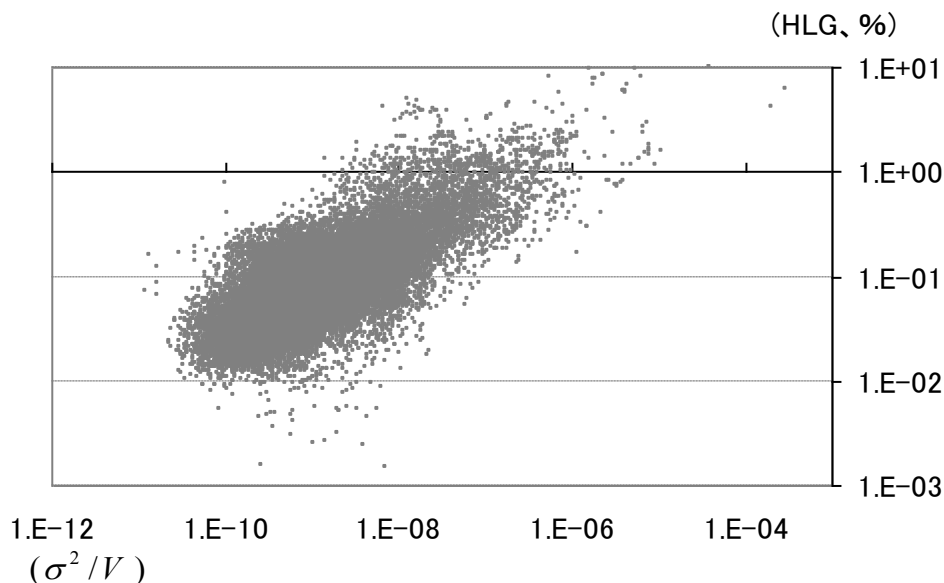


図 5-1.  $HLG_{i,t}$  と  $\sigma_{y,i,t}^2 / V_{*i,t}$  の散布図

データセット D を用いて、冪数  $x$  を実際に推定した結果が表 5-1 である。表では全期間（2004～10 年）のほか、最初の 3 年間（2004～06 年）、中間の 3 年間（2006～08 年）、最後の 3 年間（2008～10 年）のデータを用いた推定結果が示されている。冪数  $x$  はそれぞれ、0.378、0.411、0.407、0.405 と推定された<sup>31</sup>。

表 5-1. 冪数  $x$  の推定結果

	修正 $R^2$	標準誤差	観測数	$\ln(K)$	t値	P値	$x$	t値	P値
全期間	0.492	0.627	62614	<b>5.185</b>	160.8	0.00	<b>0.378</b>	246.5	0.00
2004-06	0.331	0.596	22201	<b>6.001</b>	68.6	0.00	<b>0.411</b>	104.9	0.00
2006-08	0.509	0.571	34338	<b>5.676</b>	126.3	0.00	<b>0.407</b>	188.6	0.00
2008-10	0.459	0.662	28321	<b>5.743</b>	110.0	0.00	<b>0.405</b>	155.2	0.00

また、個別発行体の社債のデータを用いて推定した結果が、表 5-2 である。ここでは、東京電力債 (AA)、NTT 債 (AA)、住友不動産社債 (A)、双日社債 (BBB) の 4 銘柄について分析を行った。この結果も、冪数  $x$  は 0.32~0.44 となり、全銘柄での分析とほぼ同じ結果が得られた<sup>32</sup>。

<sup>31</sup> 推定された冪数  $x$  は、[5-2]式で想定した 0.5 よりも小さい。その背景には、[5-2]式は取引ロットが変動しないかつ短期的な状況を想定しているのに対し、実証分析では取引ロットが変動するほか長期的な実際の市場データで分析していることや、データ入手の限界から  $V_{*i}$  に社債全体の取引高を用いていることがあると思われる。

<sup>32</sup> 前述のように、社債の個別銘柄や発行体ごとの取引高を入手することには限界がある。ここでも、



表 5-2. 個別発行体を用いた冪数  $x$  の推定結果

	修正 $R^2$	観測数	$\ln(K)$	t 値	P 値	$x$	t 値	P 値
NTT	0.400	555	<b>3.61</b>	10.0	0.00	<b>0.320</b>	19.2	0.00
東京電力	0.462	2,555	<b>5.21</b>	28.4	0.00	<b>0.396</b>	46.8	0.00
住友不動産	0.531	738	<b>6.36</b>	21.5	0.00	<b>0.436</b>	28.9	0.00
双日	0.446	342	<b>4.59</b>	11.6	0.00	<b>0.343</b>	16.6	0.00

上記の分析結果から、冪数  $x$  は[5-2]式で仮定した 0.5 より小さいものの、[5-3]式の関係は概ね成立すると予想される。また、HLG の変動の約半分が流動性の状態を表す  $\sigma_{y,i,t}^2 / V_{*i,t}$  によって説明される。

## (2) 流動性低下のストレステスト

一般的には、流動性の低下が資産価格に与える影響を、取引高等の流動性指標と直接的に結び付けて、ストレステストを行うことは容易ではない。もっとも、[5-3]式の関係を利用すれば、流動性の低下を、「取引高 ( $V$ ) が現状比、何分の 1 になるか」、あるいは「ボラティリティ ( $\sigma$ ) が現状比、何倍になるか」、といった具体的な数値尺度で置き換えることが可能になる。例えば、 $x=0.4$  なら、 $\sigma^2/V$  が 10 倍になれば、HLG が約 2.5 倍になるというような対応関係が得られ、この関係を利用して、流動性が低下した場合のストレステストを行うことができる<sup>33</sup>。

ここでは、東京電力 518 回債（満期 2015/08/12、クーポン 1.36%、格付 AA+）を例にストレステストの計算例を示す。

まず、当該債券の月ごとの社債スプレッドのヒストリカル・ボラティリティを計算し、（全）社債の取引高のデータを用いて、 $\sigma^2/V$  を算出する。この  $\sigma^2/V$  と月中平均 HLG との対応関係は、図 5-2 の白丸で表されている。図の中央下方の黒正方形 ( $\sigma^2/V=6.2E-10$ 、 $HLG=0.043$ ) は現時点（2010 年 8 月）の対応関係である。

図 5-2 において、過去の流動性のワーストケースは、最も右に位置する白丸 ( $\sigma^2/V=3.9E-09$ ) であり、このワーストケースと現状（黒正方形）の  $\sigma^2/V$  の比は 6.23 である。ここで、流動性のストレステストとして、現状と過去ワーストケースとの比（6.23）の約 2 倍のケース（12）を想定する<sup>34</sup>。このストレステストは、図 5-2 における黒三角形に該当する。

HLG と  $\sigma^2/V$  の関係式[5-2]から、ストレステストにおける  $HLG^{stress}$  は現状

---

$V_{*i}$  として、社債全体の取引高を用いた。

<sup>33</sup> 以下、冪数  $x$  が一定という仮定のもとでストレステストを行うが、冪数にもストレスを掛け、ストレステストでは冪数が大きくなると想定する方法も考えられる。

<sup>34</sup> これは、ボラティリティが変わらなければ、取引高が現在の 12分の 1、過去ワースト（6.23分の 1）のおよそ半分になるというストレス・シナリオを設定したことを意味する。

$HLG^{current}$  から以下のように推定される。

$$HLG^{stress} = HLG^{current} \cdot 12^{0.4} = 0.043 \cdot 12^{0.4} = 0.115 \quad [5-5]$$

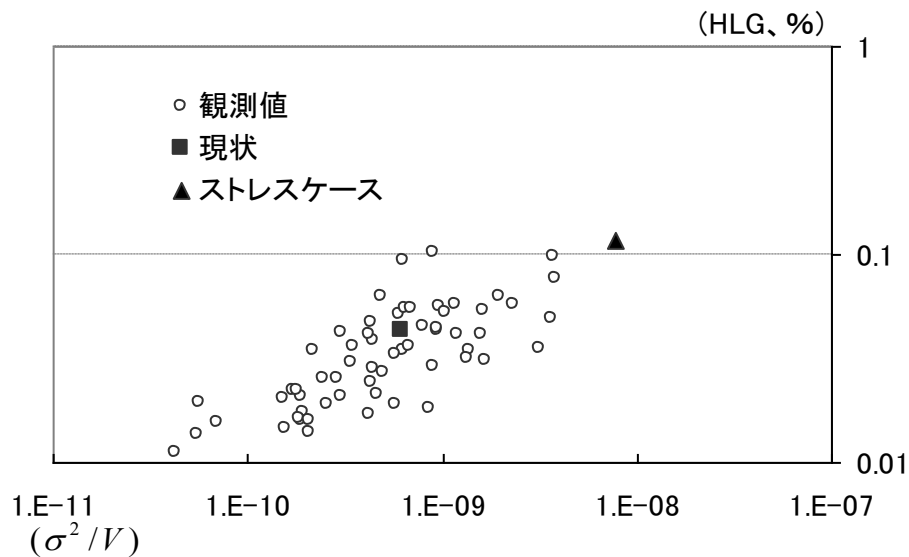


図 5-2. 東京電力債のストレステスト

図 4-1 から、現在の流動性リスク単価は約 2.5 である。流動性ストレスケースにおける流動性リスク単価を  $a_{stress}$  とすると、流動性低下による利回り変動  $\Delta Z_i$  は、

$$\Delta Z_i = (HLG^{stress} - HLG^{current})^+ \cdot a_{current} + (a_{stress} - a_{current})^+ \cdot HLG^{stress} \quad [5-6]$$

と計算される。ここでは、ストレス状況下の流動性リスク単価を  $a_{stress} = 4$  と仮定すると、

$$\Delta Z_i = (0.115 - 0.042) \cdot 2.5 + (4 - 2.5) \cdot 0.115 = 0.355 \quad [5-7]$$

と計算される。2010 年 8 月時点での東京電力 518 回債の価格は約 104 円、デュレーションは約 4.8 年であるため、 $\Delta Z_i$  による価値の変動は、

$$\Delta P_i = -Dur_i \cdot \Delta Z_i \cdot P_i = -4.8 \cdot 0.355\% \cdot 104 = -1.77 \text{円} \quad [5-8]$$

となる。これは、HLG が現状の 12 倍、流動性リスク単価が現状の 1.6 倍に悪化するというストレスケースにおいて債券価格が約 1.8 円下落（スプレッドが 0.355% 上昇）することを示している。図 4-3 の AAA 及び AA のスプレッドと比較すれば、リーマン・ショック直後を上回る水準となる。

これと同様に、債券ポートフォリオ全体に対するストレステストを行うと、想定される損失は、個別銘柄の合算として、

$$-\sum_i u_i \cdot Dur_i \cdot \Delta Z_i \cdot P_i \quad [5-9]$$

という形で算出できる<sup>35</sup>。この関係を用いれば、現在保有しているポジションや、あるいは今後構築しようとしているポジションを前提とし、流動性リスクが顕在化した場合にどの程度の損失を被る可能性があるかを把握することが可能となる。

## 6. おわりに

本稿では、債券の流動性を計測する指標として HLG を用い、その理論モデルの導出、および実証分析による指標の有効性の検証を行った。流動性指標としての HLG について、「ディーラーの価格提示モデル」をベースとした理論的な裏付けを示した。また、実際のデータを用いた、国債 BASP との相関、債券取引高との相関、経験的序列との整合性の 3 つの観点からの分析により、HLG が流動性指標として有効であることが確認された。HLG は、公表データである売買参考統計値のみから算出されるため、公表データが限定的である債券（とりわけ社債）の流動性の分析においても、応用範囲が広いと考えられる。さらに、本稿で提案するモデルは、シンプルであるため、その扱いも容易であると思われる。

社債利回りは信用リスクと流動性リスクを内包しており、その対価は対国債スプレッドとして決定される。本稿では、誘導型モデルをベースに、信用リスクは格付、流動性リスクは HLG で表現されるという設定のもとで、ヒストリカル・データを用いた推定により、対国債スプレッドを 2 つの対価へ分解することを試みた。全期間を通じた分析の結果から、流動性リスクは社債価格に対して影響を与えていることが確認できた。分析対象としたサンプル期間からは、平均的にみると、AAA・AA 格債のスプレッドの約 21%、A 格債のスプレッドの約 43%、BBB 格債のスプレッドの約 52%は流動性リスク対価で構成されていることも分かった。信用リスクについては、すべての格付において、社債価格に影響を与えていることが確認された。

さらに、上記のモデルの頑健性チェックおよび、モデルの応用を目的として、社債スプレッドの信用リスク対価、流動性リスク対価への分解を時系列で行った。その結果、時系列でも、モデルは比較的安定しており、分析結果も当時の金融経済事象と照らし合わせて概ね直観に適ったものであった。こうした結果によって、社債スプレッドの流動性リスク対価と信用リスク対価への分解は、概念的なものにとどまらず、定量的にも可能であることが示された。これは本稿の重要な結論の 1

<sup>35</sup> なお、ここでは、 $i$ は対象債券、 $u_i$ はその債券の持ち高、 $\Delta Z_i$ は[5-6]式などに従い、債券ごとに算出される流動性低下による利回り変動である。

つである。また、分析結果から、社債スプレッドに占める流動性リスク対価のウェイトは無視できない水準にあり、流動性リスクの評価およびリスク管理面での重要性を改めて示した。

流動性リスクを勘案したストレステストは、シナリオの作成を含めて、多くの金融機関が直面している課題の1つである。流動性リスクを何らかの方法で計量化する方法があれば、VaRにアドオンできる（ストレス）リスク指標の算出等にも有効であると思われる。本稿では、取引高等と結び付けた直観的にも理解し易い、流動性リスクに関するストレス・シナリオの設定方法とリスクの計測方法の一例を提示した。今後、実務、学界の双方において、流動性リスクの計量化に関する議論や研究が進展していくことが期待される。

残された研究課題および、拡張の可能性については、以下のようなものが考えられる。

#### ① マクロ・ファクター等の影響を考慮したモデルの構築

本稿における社債スプレッドの分解手法では、モデルを単純化しており、多くの先行研究で考慮されているマクロ・ファクターの影響、業種の違いによる影響、銘柄ごとに満期が異なることによる影響、ラグ項の効果などは考慮していない。補論3では、残存期間やマクロ・ファクターを追加したモデルについて検討を行い、マクロ・ファクターや満期を考慮していないことが、社債スプレッドを流動性リスク対価と信用リスク対価へ分解するうえで、深刻な問題ではないと思われるとの結論を得ている。もちろん、こうした結論は限定的なデータから導いているため、必ずしも普遍性があるとは限らない。今後、これらの変数を明示的に考慮したモデルを構築し、信用リスク対価と流動性リスク対価への分解に活用するなどの改善余地がある。

#### ② 流動性リスクと信用リスクの分離

本稿では社債スプレッドが、信用リスク対価と流動性リスク対価に明示的に分離可能という仮定のもとで分析を行った。もっとも、実際には信用リスクと流動性リスクは必ずしも独立しておらず、相互に関連している可能性もある<sup>36</sup>。こうした仮定の妥当性については、さらに理論的検討を進める必要がある。

---

<sup>36</sup> 例えば、マクロな金融・経済環境の変化が信用リスク、流動性リスクに同時に影響を及ぼす可能性も考えられる。また、HLGについても、流動性のみでなく信用リスク等の他の要因の影響も受ける可能性がある。

### ③ 市場機能が毀損された場合のスプレッドの説明

3、4 節の実証分析では、スプレッドが極端に大きいサンプルを含めると、スプレッドが大きい少数のサンプルにパラメータの推定値が大きく影響を受けるため、スプレッドが5%ポイント以上となるサンプルを除いている。現行のモデルでは、①、②のような背景もあって、スプレッドが大きいサンプルを十分には説明できていない。スプレッドの大きなサンプルの性質は、市場に極端なストレスがかかり、市場機能が毀損された場合の社債の評価を考えるうえで、重要なインプリケーションが得られる可能性がある。ストレステストを拡充していくうえでも、スプレッドの大きなサンプルに対しても頑健なモデルを構築することは、今後の有用な研究課題と考えられる。

### ④ Search for yield 期の流動性の特徴の把握

本稿で用いた日本のデータには、2005～06 年の米国のように、リーマン・ショック以前に投資家のリスクに対する見方が極端に楽観的になり、search for yield の姿勢を強めた時期のデータが十分には含まれていない。例えば、流動性リスク対価が極端に小さい状況が続くなど、search for yield 期の流動性リスク対価や信用リスク対価の特徴を HLG 分析で見出すことができれば、流動性が枯渇する前の非常に潤沢にみえる時期に、市場からの警戒信号を抽出することができる可能性がある。この観点からは、欧米のデータを用いて search for yield 期の流動性の計測や社債価格への影響を研究することも、今後の有用な研究課題である。

以 上

## 参考文献

- Amihud, Y., "Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects," *Journal of Financial Markets* 5, 2002, pp.31-56.
- Chen, L., D. Lesmond, and J. Wei, "Corporate Yield Spread and Bond Liquidity," *Journal of Finance* 112, 2007, pp.119-149.
- Collin-Dufresne P. and R. S. Goldstein, "Do Credit Spreads Reflect Stationary Leverage Ratios?" *Journal of Finance* 56, 2001, pp.1929-1957.
- Kagraoka, Y., "A Time-Varying Common Risk Factor Affecting Corporate Yield Spreads," *European Journal of Finance* 16, 2010, pp.527-539.
- Lesmond, D., A. J. Ogden, and C. Trzcinka, "A New Estimate of Transaction Costs," *Review of Financial Studies* 12, 1999, pp.1113-1141.
- Lin, H., J. Wang, and C. Wu, "Liquidity Risk and Expected Corporate Bond Returns," *Journal of Financial Economics* 99, 2011, pp.628-650.
- Liu, W., "A Liquidity Augmented Capital Asset Pricing Model," *Journal of Financial Economics* 82, 2006, pp.631-671.
- Longstaff, F. A., S. Mithal, and E. Neis, "Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market," *Journal of Finance* 60, 2005, pp.2213-2253.
- Miyakawa, D. and S. Watanabe, "Opinion Difference as a Measure of Illiquidity," submitted, 2011. (Miyakawa, D. and S. Watanabe, "Walking after Midnight: Measurements and Pricing Implications of Market Liquidity on Corporate Bonds," Development Bank of Japan Discussion Paper Series #1004, 2010.)
- Pastor, L. and R. Stambaugh, "Liquidity Risk and Expected Stock Returns," *Journal of Political Economy* 111, 2003, pp.642-685.
- イボットソン, ロジャー・G、「株式の流動性プレミアムを利用したアクティブ運用」、日本証券アナリスト協会セミナー資料(2009年11月)、2009年
- 王京穂、「債券の市場流動性：プライシングと VaR 計測」、『MBS Review』第6巻、明治大学専門職大学院グローバル・ビジネス研究科、2010年、21-31頁
- 王京穂、岡崎正樹、「日本の債券市場の流動性と流動性スプレッド」、『日本金融証券計量工学学会 2008年度冬季大会予稿集』、2009年、79-99頁
- 神楽岡優昌、「社債の流動性プレミアムの測定」、胥鵬 編、『社債市場の育成と発展－日本の経験とアジアの現状(比較経済研究所研究シリーズ 22)』、法政大学比較経済研究所、法政大学出版局、2007年、71-92頁
- 社債市場の活性化に関する懇談会ワーキング・グループ事務局、「社債市場の活性

化に関する海外調査報告」、日本証券業協会、2010年

竹原均、「日本株の流動性測定と株式リターンとの関係」、『証券アナリストジャーナル』第47巻第6号、2009年、5-18頁

中村俊行、「社債スプレッドと流動性リスクについて」、『証券アナリストジャーナル』第47巻第3号、2009年、92-103頁

橋本茂、古賀仁、「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2010-J-19、日本銀行、2010年

## (補論1) 売買参考統計値とHLGについて

売買参考統計値とは、指定報告協会員（証券会社 21 社）が、選定銘柄のうち自社が届出を行った銘柄について、当日の午後 3 時現在における売買の参考（額面 5 億円程度）となる気配（売り気配と買い気配の仲値）を、日本証券業協会に報告したものを基に算出された値である。売買参考統計値には「平均値」、「中央値」、「最高値」、「最低値」がある。それぞれ、集計データに対して、上下一定割合カット処理後に算出される算術平均値、中央値、最大値、最小値である<sup>37</sup>。

$n$  社が提示した価格を、大きい順に並べたものを  $\{y_n, y_{n-1}, \dots, y_1\}$  とする。この  $\{y_i\}$  に対して、次のように定義された  $R$  を範囲（Range）という。

$$R = y_n - y_1 \quad [A-1]$$

$\{y_i\}$  が正規分布に従う場合、範囲  $R$  はその標準偏差に比例する。一方、売買参考統計値は、対象データの上位値と下位値をそれぞれ  $k$  個カットして算出する。このカット数  $k$  は、対象データ数（価格提示社数） $n$  によって決まる（表 A-1）。

表 A-1. データ数  $n$  とカット数  $k(n)$

$n$	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
$k$	1	1	1	1	2	2	2	2	2	3	3	3	3	3	3	4
$2k/n$	0.34	0.28	0.26	0.22	0.40	0.36	0.34	0.30	0.28	0.40	0.38	0.38	0.34	0.32	0.30	0.38

（注）日本証券業協会HPより作成。

公表された最高値は  $y_{n-k}$ 、最低値は  $y_{1+k}$  で、そのとき  $HLG$  は、次のようになる。

$$HLG = y_{n-k} - y_{1+k} \quad [A-2]$$

$R$  も  $HLG$  も証券会社間の意見不一致の度合いを表す。 $R$  はデータ数  $n$  に影響されるのに対して、データ数  $n$  に応じて上位値と下位値をそれぞれ  $k$  個カットして算出される  $HLG$  は、データ数  $n$  にあまり左右されない構造を有す。表 A-1 の 3 行目は、全データのうち  $HLG$  の範囲外にカットされるデータの比率である。売買参考値の場合、 $n$  による違いは多少あるが、平均的に約 3 分の 1 のデータがカットされると概算できる。この  $HLG$  と対象データの標準偏差  $\sigma$  との比  $m = HLG/\sigma$  は分布の種類によって異なるが、 $y$  の分布が正規分布と一様分布の場合は表 A-2 のようになる。表から、公表の最高値と最低値から計算された  $HLG$  は、価格提示社数  $n$  には大きく依存せず、価格意見分布の標準偏差の約 2 倍となる。

<sup>37</sup> 価格と利回りの 2 種類の数字が発表される。



表 A-2.  $HLG = m \cdot \sigma$  の  $m$  とデータ数  $n$

$n$	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
$m_1$	1.93	2.14	2.30	2.44	1.68	1.82	1.93	2.04	2.14	1.68	1.77	1.86	1.93	2.01	2.07	1.75
$m_2$	2.31	2.47	2.60	2.69	2.08	2.20	2.31	2.40	2.47	2.08	2.17	2.24	2.31	2.37	2.42	2.14

(注)  $m_1$ は正規分布での係数、 $m_2$ は一様分布での係数。

もっとも、上記のような調整が行われているものの、上位値と下位値としてカットされるサンプル数  $k$  は整数値しか取りえないため、データ数  $n$  とカットされるサンプル数  $k$  の関係から公表値にバイアスが生じている可能性がある。本稿では、こうしたバイアスの調整は行わずに公表値を用いて分析している。

## (補論 2)流動性指標としての HLG

流動性指標としての HLG の意味を簡単に整理する。1999 年の BIS Committee on the Global Financial System 報告書では流動性を①Tightness、②Depth、③Resiliency の 3 つの軸から捉えることを提唱した。ここでは、これらの 3 つの軸から HLG の特徴を確認する。

### ① Tightness

Tightness は、取引価格が市場均衡価格からどの程度離れているかを示す。売買参考統計値は取引価格ではないので、HLG は Tightness の直接指標ではないが、市場の意見のばらつきが大きければ、今後成立する取引の価格の不確実性も大きいと予想できる。HLG が拡大した場合、将来の取引価格が市場均衡価格から乖離する可能性も高まる。この意味では、HLG は Tightness の間接的指標であると考えられる。

### ② Depth

Depth は、市場価格に影響を与えずに売買できる取引量を意味する。Depth の代表的な指標は、取引高、板の厚み、マーケット・インパクト、取引執行スピード、取引頻度などが考えられる、HLG は、取引高や取引頻度を直接表すものではないが、[3-6]式における HLG と  $\Delta t$  との関係、実証データから得られた HLG と取引高との関係性から、また HLG は Depth を表す間接指標であるといえる。

### ③ Resiliency

Resiliency は、売買に伴い変動した価格が元に戻るスピード、一時の需給不均衡を調整するスピードを示す。HLG には、この Resiliency を意味する情報はほとんど含まれないと思われる。

### (補論 3) 満期、マクロ・ファクター説明変数の追加について

[3-7]式のモデルに残存期間 (*ZANZON*) を説明変数として加えた推定結果は、表 A-3、A-4 の通りである。同表から、残存期間は説明変数として統計的に有効であることが確認された。一方、残存期間を追加しても  $a$  の推定値はほとんど影響されず、HLG は残存期間とまったく異なる情報を持つことが推測される。また、残存期間を追加しても、各  $\{h_k\}$  の符号は安定しており、推定値のレベルも追加前と比較的近い。

さらに、一般的なマルチファクター・モデルを基に分析を行っている Miyakawa and Watanabe [2011]に倣い、[3-7]式のモデルにマクロ信用指標 (①10年 JGB と 2年 JGB の利回りの差  $\langle JGBSLOPE \rangle$ 、②10年 JGB 利回り  $\langle JGB10Y \rangle$ 、③日経平均の収益率  $\langle NKY \rangle$ )、マクロ流動性指標 (④TIBOR と JGB のスプレッド  $\langle T\_JGBGAP \rangle$ ) を説明変数として加えた。興味深いことに、この 4 つの説明変数を追加しても、 $a$  については、ほぼ同じレベルの推定値が得られた。これは、HLG がこの 4 つのマクロ・ファクターに含まれない情報を有することを意味しており、その情報的価値が再確認された。Miyakawa and Watanabe [2011]も同様の結論を得ている。一方で、4 つのマクロ・ファクターを追加することによって、 $\{h_k\}$  の推定結果は大きく変動したものの、モデルの説明率 (修正  $R^2$ ) がほとんど向上していない。これは、社債スプレッドを説明するうえで、格付情報はマクロ・ファクターに含まれる情報を含んでいる一方で、マクロ・ファクターには、格付情報に対して追加的な情報がほとんど含まれていないことを示唆している。

こうしたことから、[3-7]式のモデルに残存期間やマクロ・ファクターを導入していないことは、社債スプレッドを流動性リスク対価と信用リスク対価へ分解することにおいて、深刻な問題とはならないと思われる。もちろん、こうした結論は 5 年間の限定的なデータから得られたものであるため、必ずしも普遍性があるとは限らない。これらの変数を明示的にモデルに導入して、社債スプレッドを流動性リスク対価と信用リスク対価へ分離することは今後の課題としたい。

表 A-3. 推定結果の比較（ノッチあり）

	基本モデル	残存期間	マクロ変数
<i>a</i>	1.36 (123.62)	1.35 (122.68)	1.25 (118.10)
<i>h</i> <sub>AAA</sub>	0.28 (22.22)	0.34 (23.35)	0.078 (4.38)
<i>h</i> <sub>AA+</sub>	0.12 (20.97)	0.18 (18.95)	-0.077 (-5.40)
<i>h</i> <sub>AA</sub>	0.18 (17.47)	0.23 (18.87)	-0.023 (-1.44)
<i>h</i> <sub>AA-</sub>	0.22 (33.39)	0.27 (28.84)	0.017 (1.15)
<i>h</i> <sub>A+</sub>	0.29 (65.58)	0.34 (42.09)	0.085 (6.33)
<i>h</i> <sub>A</sub>	0.32 (72.26)	0.37 (45.62)	0.109 (8.13)
<i>h</i> <sub>A-</sub>	0.36 (76.26)	0.41 (49.80)	0.151 (11.16)
<i>h</i> <sub>BBB+</sub>	0.41 (70.15)	0.46 (51.57)	0.209 (15.07)
<i>h</i> <sub>BBB</sub>	0.49 (69.26)	0.54 (55.26)	0.292 (20.32)
<i>h</i> <sub>BBB-</sub>	0.47 (44.22)	0.52 (41.21)	0.283 (17.61)
<i>ZANZON</i>		-0.01 (-7.94)	-0.001 (-0.38)
<i>JGBSLOPE</i>			-0.049 (-6.87)
<i>JGB10Y</i>			0.095 (16.80)
<i>NKY</i>			0.075 (9.14)
<i>T_JGBGAP</i>			0.607 (37.62)
修正 R <sup>2</sup>	0.4441	0.4448	0.4631
D.W.比	1.1095	1.1078	1.1259

（注）括弧内の数値はt値を表す。

表 A-4. 推定結果の比較（ノッチなし）

	基本モデル	残存期間	マクロ変数
$a$	1.38 (125.84)	1.37 (124.59)	1.27 (119.92)
$h_{AAA-AA}$	0.18 (44.73)	0.24 (29.70)	-0.01 (-0.79)
$h_A$	0.31 (85.77)	0.37 (48.15)	0.12 (9.09)
$h_{BBB}$	0.41 (81.86)	0.47 (55.68)	0.23 (16.75)
$ZANZON$		-0.01 (-8.99)	-0.00 (-1.91)
$JGBSLOPE$			-0.05 (-6.34)
$JGB10Y$			0.09 (16.11)
$NKY$			0.07 (8.90)
$T_{JGBGAP}$			0.59 (36.46)
修正 $R^2$	0.4343	0.4367	0.4522
D.W.比	1.1158	1.1135	1.1273

（注）括弧内の数値はt値を表す。

#### (補論 4) データセット C の概要

データセット C のサンプル全体には、社債スプレッドが非常に大きいサンプルが含まれている(表 A-5)。推定においては、そうした外れ値を除外するために、サンプル全体の 99%を占める社債スプレッドが 5%ポイント未満のサンプルのみを分析対象とした。

表 A-5. 社債スプレッドの分布

<i>sp</i>	累積		サンプル	
1	54,508	91.0%	54,508	91.0%
2	57,382	95.8%	2,874	4.8%
3	58,528	97.7%	1,146	1.9%
4	59,120	98.7%	592	1.0%
5	59,425	99.2%	305	0.5%
6	59,607	99.5%	182	0.3%
7	59,689	99.7%	82	0.1%
10	59,800	99.9%	37	0.1%
15	59,880	100.0%	80	0.1%
20	59,886	100.0%	6	0.0%
25	59,887	100.0%	1	0.0%
30	59,888	100.0%	1	0.0%
35	59,888	100.0%	0	0.0%
40	59,890	100.0%	2	0.0%
45	59,891	100.0%	1	0.0%
50	59,891	100.0%	0	0.0%

分析対象から除外した社債スプレッドが 5%ポイント以上のサンプルは、A 格、BBB 格に属し、リーマン・ショックが発生した 2008 年 3Q 以降に集中している(表 A-6)。格付別の総サンプル数が異なるため単純な比較はできないが、2008 年 3Q から 2009 年 2Q までは、除外されたサンプル数は、BBB 格ではなく A 格の方が上回っているのに対し、2009 年 3Q 以降は、BBB 格の方が上回っている。こうした変化は、個別銘柄に対する市場参加者の見方の変化と格付変更の間にラグがあったことを示している可能性がある。

表 A-6. 分析対象サンプル

	分析対象サンプル数				除外サンプル数	
	AAA	AA	A	BBB	A	BBB
2005.1-3	3	588	669	306	0	0
2005.4-6	3	650	744	328	0	0
2005.7-9	5	697	826	340	0	0
2005.10-12	9	750	909	353	0	0
2006.1-3	38	828	978	368	0	0
2006.4-6	102	915	1,028	406	0	0
2006.7-9	9	978	1,058	432	0	0
2006.10-12	9	1,053	1,162	436	0	0
2007.1-3	9	1,054	1,287	460	0	0
2007.4-6	9	1,077	1,316	464	0	0
2007.7-9	9	1,094	1,310	459	0	0
2007.10-12	9	1,106	1,376	459	0	0
2008.1-3	9	1,091	1,368	437	0	0
2008.4-6	9	1,167	1,385	423	0	0
2008.7-9	9	1,193	1,303	422	25	1
2008.10-12	6	1,247	1,156	382	43	9
2009.1-3	9	1,257	1,075	345	75	41
2009.4-6	13	1,278	1,110	333	68	42
2009.7-9	16	1,367	1,139	326	18	22
2009.10-12	18	1,358	1,188	325	15	35
2010.1-3	18	1,428	1,207	326	0	40
2010.4-6	18	1,503	1,259	340	2	20
2010.7-8	12	1,004	850	218	0	10

(補論 5) 推定結果の比較(ノッチあり)

推定においては、まず、パネル・データの一般的な分析手法であるプーリング、固定効果、ランダム効果の比較を実施した(表 A-7)。固定効果、ランダム効果の分析においては、分析対象データは、非バランス・パネル・データであり、サンプル数が少ない銘柄が多数含まれるため、クロスセクション方向の調整は行っていない。上記 3 手法を、F 検定、ハウスマン検定により比較すると、固定効果(時系列)を支持する結果が得られた(表 A-8)。もっとも、いずれの分析においてもダービン・ワトソン比が基準となる 2 を大幅に下回っており、誤差項に系列相関がみられた。そこで、系列相関の影響をある程度緩和できる GLS(不均一分散、時系列 SUR)の結果を採用した(表 A-7)。

表 A-7. 推定結果の比較(ノッチあり)

	GLS (時系列 SUR)	プーリング	固定効果 (時系列)	ランダム効果 (時系列)
<i>C</i>	0.28 (22.22)	0.06 (3.04)	0.27 (9.78)	0.08 (3.98)
<i>a</i>	1.36 (123.62)	2.50 (252.86)	1.80 (201.79)	2.34 (224.66)
<i>h</i> <sub>AAA+</sub>	-0.16 (-11.87)	-0.01 (-0.43)	-0.14 (-4.16)	-0.04 (-2.01)
<i>h</i> <sub>AA</sub>	-0.11 (-6.57)	0.05 (2.43)	-0.19 (-5.65)	0.02 (1.16)
<i>h</i> <sub>AA-</sub>	-0.06 (-4.57)	0.06 (2.78)	-0.16 (-5.41)	0.03 (1.71)
<i>h</i> <sub>A+</sub>	0.01 (0.57)	0.13 (6.18)	-0.02 (-0.90)	0.12 (5.88)
<i>h</i> <sub>A</sub>	0.03 (2.69)	0.19 (9.35)	0.05 (1.92)	0.18 (9.15)
<i>h</i> <sub>A-</sub>	0.07 (5.75)	0.23 (11.05)	0.19 (6.55)	0.22 (11.12)
<i>h</i> <sub>BBB+</sub>	0.13 (9.36)	0.30 (14.53)	0.22 (7.32)	0.31 (15.37)
<i>h</i> <sub>BBB</sub>	0.21 (14.64)	0.51 (24.27)	0.35 (11.32)	0.51 (24.90)
<i>h</i> <sub>BBB-</sub>	0.19 (11.41)	0.27 (11.28)	0.19 (5.45)	0.31 (13.60)
修正 R <sup>2</sup>	0.4441	0.5971	0.7738	0.5697
D.W.比	1.1095	0.2644	0.2800	0.2413

(注) 括弧内の数値はt値を表す。表3-5での表現とは異なり、AAAの信用リスク単価を定数項(*C*)としているため、表3-5の各*h*は、*C*と本表の各*h*の推定値の和に対応する。また、本表のt検定は、AAAの信用リスク単価からの乖離を検定していることになる。



表 A-8. 推定方法の検定結果

	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	統計量	自由度	P 値
F 検定	プーリング	固定効果	66.7	67, 59,347	0.000
ハウスマン検定	ランダム効果	固定効果	149.6	10	0.000

(補論 6) 推定結果の比較(ノッチなし)

補論 5 と同様に、推定においては、まず、パネル・データの一般的な分析手法であるプーリング、固定効果、ランダム効果の比較を実施した(表 A-9)。固定効果、ランダム効果の分析においては、分析対象データは、非バランス・パネル・データであり、サンプル数が少ない銘柄が多数含まれるため、クロスセクション方向の調整は行っていない。上記 3 手法を、F 検定、ハウスマン検定により比較すると、固定効果(時系列)を支持する結果が得られた(表 A-10)。もっとも、いずれの分析においてもダービン・ワトソン比が基準となる 2 を大幅に下回っており、誤差項に系列相関がみられた。そこで、系列相関の影響をある程度緩和できる GLS(不均一分散、時系列 SUR)の結果を採用した(表 A-9)。

表 A-9. 推定結果の比較(ノッチなし)

	GLS (時系列 SUR)	プーリング	固定効果 (時系列)	ランダム効果 (時系列)
<i>C</i>	0.18 (44.7)	0.08 (30.8)	0.08 (32.9)	0.07 (7.9)
<i>a</i>	1.38 (125.8)	2.52 (254.4)	2.35 (224.3)	2.36 (225.7)
<i>h<sub>A</sub></i>	0.13 (28.4)	0.16 (46.6)	0.18 (54.0)	0.18 (53.8)
<i>h<sub>BBB</sub></i>	0.23 (38.9)	0.36 (74.4)	0.40 (84.0)	0.40 (83.7)
修正 R <sup>2</sup>	0.4343	0.5893	0.6174	0.5608
D.W.比	1.1158	0.2645	0.2407	0.2415

(注) 括弧内の数値はt値を表す。表3-6での表現とは異なり、AAA・AA格の信用リスク単価を定数項(*C*)としているため、表3-6の各*h*は、*C*と本表の各*h*の推定値の和に対応する。また、本表のt検定は、AAA・AA格の信用リスク単価からの乖離を検定していることになる。

表 A-10. 推定方法の検定結果

	H <sub>0</sub>	H <sub>1</sub>	統計量	自由度	P 値
F 検定	プーリング	固定効果	66.2	67, 59,354	0.000
ハウスマン検定	ランダム効果	固定効果	90.5	3	0.000

## (補論 7) 四半期推定結果(付表)

表 A-11. 四半期推定の結果

	$a$	$h_{AAA-AA}$	$h_A$	$h_{BBB}$	修正 $R^2$	D.W.比
2005.1-3	0.97 (11.9)	0.08 (12.6)	0.17 (25.1)	0.30 (29.9)	0.4663	1.142
2005.4-6	0.79 (8.4)	0.09 (11.5)	0.18 (23.9)	0.32 (29.4)	0.3954	1.094
2005.7-9	0.43 (4.6)	0.09 (11.6)	0.19 (23.7)	0.37 (30.6)	0.3837	1.009
2005.10-12	2.48 (31.9)	0.04 (4.4)	0.11 (14.4)	0.25 (20.0)	0.5558	1.018
2006.1-3	1.16 (19.2)	0.09 (12.7)	0.16 (24.1)	0.29 (33.9)	0.3734	1.154
2006.4-6	1.13 (16.7)	0.09 (9.6)	0.23 (22.4)	0.46 (31.1)	0.3790	1.100
2006.7-9	0.62 (10.4)	0.15 (18.7)	0.27 (31.6)	0.49 (40.5)	0.3724	1.241
2006.10-12	1.63 (21.8)	0.13 (20.8)	0.22 (32.4)	0.42 (38.9)	0.4826	1.091
2007.1-3	1.96 (32.7)	0.10 (15.8)	0.21 (31.5)	0.40 (39.5)	0.5159	1.385
2007.4-6	1.00 (15.7)	0.12 (13.6)	0.24 (28.2)	0.48 (35.6)	0.3850	1.079
2007.7-9	1.28 (24.3)	0.12 (12.9)	0.27 (31.0)	0.41 (32.8)	0.3938	1.137
2007.10-12	1.88 (26.4)	0.12 (9.0)	0.33 (26.2)	0.43 (23.6)	0.3779	1.003
2008.1-3	2.04 (63.6)	0.10 (9.7)	0.29 (26.8)	0.43 (25.3)	0.6795	1.500
2008.4-6	2.14 (46.9)	0.13 (8.3)	0.36 (23.1)	0.45 (17.5)	0.5520	1.166
2008.7-9	2.19 (47.4)	0.15 (10.2)	0.36 (23.2)	0.55 (21.4)	0.5808	1.102
2008.10-12	1.54 (49.7)	0.25 (15.1)	0.43 (23.2)	0.67 (20.1)	0.5911	1.192
2009.1-3	1.12 (28.2)	0.36 (14.6)	0.84 (28.1)	1.19 (21.6)	0.4989	1.092
2009.4-6	1.44 (28.1)	0.26 (10.8)	0.75 (26.7)	1.39 (27.3)	0.4896	0.932
2009.7-9	1.83 (26.9)	0.16 (7.5)	0.60 (23.6)	1.42 (30.5)	0.4906	0.814
2009.10-12	1.56 (18.1)	0.14 (6.3)	0.56 (21.5)	1.19 (25.0)	0.3705	1.069
2010.1-3	1.27 (16.7)	0.15 (7.9)	0.47 (21.6)	0.93 (22.5)	0.3079	0.970
2010.4-6	1.77 (28.3)	0.04 (3.1)	0.31 (19.6)	0.58 (19.6)	0.4088	1.087
2010.7-8	2.51 (28.4)	0.01 (0.6)	0.26 (15.3)	0.55 (17.3)	0.4752	1.851

(注) 括弧内の数値はt値を表す。

## (補論 8) 東京電力債に関する分析の元データ(付表)

表 A-12. 東京電力債計算の元データ

	$\sigma$	取引高	$\sigma/V$	HLG		$\sigma$	取引高	$\sigma/V$	HLG
2005.08	0.0049	69216	3.5E-10	0.036	2008.03	0.0070	50303	9.6E-10	0.056
2005.09	0.0032	66738	1.5E-10	0.020	2008.04	0.0087	55732	1.4E-09	0.035
2005.10	0.0039	71494	2.1E-10	0.014	2008.05	0.0048	45929	4.9E-10	0.027
2005.11	0.0036	66368	1.9E-10	0.017	2008.06	0.0075	41199	1.4E-09	0.031
2005.12	0.0039	58699	2.6E-10	0.019	2008.07	0.0043	39450	4.6E-10	0.021
2006.01	0.0032	52924	1.9E-10	0.016	2008.08	0.0047	38011	5.7E-10	0.033
2006.02	0.0045	67284	3.0E-10	0.021	2008.09	0.0115	42263	3.1E-09	0.035
2006.03	0.0039	81383	1.9E-10	0.021	2008.10	0.0084	58943	1.2E-09	0.042
2006.04	0.0037	77288	1.7E-10	0.022	2008.11	0.0081	40842	1.6E-09	0.042
2006.05	0.0037	76969	1.8E-10	0.016	2008.12	0.0096	47050	1.9E-09	0.063
2006.06	0.0045	66511	3.0E-10	0.042	2009.01	0.0118	37310	3.8E-09	0.098
2006.07	0.0047	49915	4.4E-10	0.039	2009.02	0.0124	39837	3.9E-09	0.077
2006.08	0.0046	50511	4.2E-10	0.017	2009.03	0.0078	37642	1.6E-09	0.054
2006.09	0.0016	44909	5.6E-11	0.019	2009.04	0.0111	34141	3.6E-09	0.049
2006.10	0.0015	43350	5.4E-11	0.014	2009.05	0.0069	20206	2.3E-09	0.058
2006.11	0.0039	36308	4.3E-10	0.025	2009.06	0.0060	35335	1.0E-09	0.053
2006.12	0.0026	28375	2.5E-10	0.025	2009.07	0.0036	31431	4.2E-10	0.041
2007.01	0.0025	30525	2.1E-10	0.016	2009.08	0.0050	15167	1.7E-09	0.031
2007.02	0.0012	36380	4.3E-11	0.011	2009.09	0.0037	20168	6.7E-10	0.036
2007.03	0.0026	44083	1.6E-10	0.015	2009.10	0.0040	20035	7.9E-10	0.045
2007.04	0.0048	39307	5.7E-10	0.019	2009.11	0.0039	16291	9.5E-10	0.044
2007.05	0.0059	40266	8.6E-10	0.018	2009.12	0.0053	23765	1.2E-09	0.057
2007.06	0.0061	41337	9.1E-10	0.029	2010.01	0.0032	17641	5.9E-10	0.051
2007.07	0.0043	41530	4.4E-10	0.028	2010.02	0.0030	18750	4.8E-10	0.063
2007.08	0.0052	43525	6.2E-10	0.034	2010.03	0.0040	25417	6.3E-10	0.093
2007.09	0.0037	39380	3.4E-10	0.030	2010.04	0.0053	31289	8.9E-10	0.102
2007.10	0.0018	44634	6.9E-11	0.015	2010.05	0.0044	29903	6.5E-10	0.055
2007.11	0.0032	55832	1.8E-10	0.022	2010.06	0.0050	35552	7.0E-10	0.055
2007.12	0.0056	33060	9.4E-10	0.043	2010.07	0.0037	31348	4.3E-10	0.047
2008.01	0.0027	33942	2.2E-10	0.035	2010.08	0.0038	23255	6.2E-10	0.043
2008.02	0.0036	44211	2.9E-10	0.025					