



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

日本におけるクレジット・スプレッドの変動要因

大山慎介*

shinsuke.ooyama@boj.or.jp

杉本卓哉*

takuya.sugimoto@boj.or.jp

No.07-J-1
2007年1月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 日本銀行金融市場局

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

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

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

日本におけるクレジット・スプレッドの変動要因[†]

2007年1月

日本銀行金融市場局

大山慎介[†] 杉本卓哉[‡]

【要 旨】

本稿では、日本における社債の流通利回りの対国債スプレッド（以下、クレジット・スプレッド）が、無リスク資産の金利や企業のファンダメンタルズ指標などどのような関係を持つかを実証的に分析した。その結果、金利が上昇すると、あるいは、企業の資産価値の代理とした財務ファンダメンタルズに関する指標が改善すると、日本のクレジット・スプレッドが統計的に有意に縮小することが明らかになった。これらは、米欧のクレジット・スプレッドに関する学術研究において広く用いられる構造型モデルの含意と整合的な結果である。また、米欧の先行研究と同様、日本のクレジット・スプレッドは、格付が低いほど、金利や企業の資産価値の変動により大きく反応することが分かった。さらに、金利のインプライド・ボラティリティはクレジット・スプレッドに対して統計的に有意な正の関係をもち、金利の先行き不透明感の高まりはスプレッドの拡大につながることを確認した。

[†] 本稿の作成に当たって、多くの市場参加者の方々、日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂戴した。特に、大橋英敏氏（モルガン・スタンレー証券）、香月康伸氏（みずほ証券）、後藤文人氏（UBS証券）、高橋公英氏（野村証券）、安田秩敏氏（JPモルガン証券）のほか、日本銀行の上野陽一氏、小田信之氏、河合祐子氏、河野圭志氏、長野哲平氏、久田祥史氏から、暫定稿に対する建設的なコメントを頂戴した。この場を借りて深く感謝の意を表したい。文中に有り得る誤りは、すべて筆者の責任である。また、本稿における意見などはすべて筆者の個人的な見解であり、日本銀行および金融市場局の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行金融市場局（E-mail: shinsuke.ooyama@boj.or.jp）

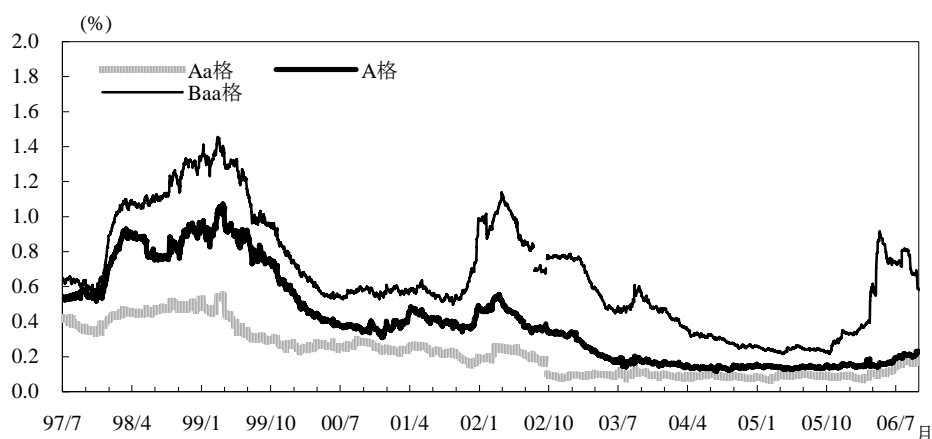
[‡] 日本銀行金融市場局（E-mail: takuya.sugimoto@boj.or.jp）

1. はじめに

1.1. 本稿の問題意識

日本の社債市場は、1990年代後半以降、適債基準の撤廃（1996年）や金融機関の与信能力の低下などをきっかけに成長・拡大した。その結果、社債の流通市場における取引の厚みが増して、流通利回りが1997年半ば以降から安定的に観察されるようになった（図表1）。社債の流通利回りの対国債スプレッド（以下、クレジット・スプレッド）の推移をみると、金融システム不安が広がった1990年代末、大企業の経営破綻が内外で相次いだ2002年前後に、それぞれピークをつけた後、2003～2005年にかけて概ね低位で安定していた。2006年に入ると、通信会社の大型LBOや消費者金融業界に対する規制強化の動きの影響でBaa格のスプレッドが大きく拡大したほか、日本銀行の量的緩和政策・ゼロ金利の解除を挟んで、A格以上のスプレッドも緩やかに拡大している¹。

（図表1）クレジット・スプレッドの推移



（注） 1. 利回りは「売買参考統計値」、ただし2002/8/4以前は「基準気配」。格付はMoody's。

2. 2002/9/20以前は5～6年の銘柄、2002/9/24以降は4～6年の銘柄の平均。

（資料） 日本証券業協会

一般に、社債のクレジット・スプレッドは、個々の発行体の信用力評価に加えて、クーポンの水準やコール条項の有無といった発行条件、銘柄ごとの発行量、債券市場全体の流動性、マクロ的な金融環境、課税・非課税の別といった多くの要素の影響を受けるといわれている。しかし、これらの要素がクレジット・スプレッドにどのような影響を及ぼすのかについて、日本では実証分析が

¹ 1990年代後半以降の日本のクレジット・スプレッドの推移と、その背景として指摘されてきた要因については、別紙1を参照。

必ずしも十分に蓄積されているわけではない²。そうしたこともあり、近年——特に 2003～2006 年——のクレジット・スプレッドの推移についても、幾つかの見解が示されているが³、コンセンサスを形成するには至っていない。そこで、本稿では、米欧の先行研究に倣って、日本のクレジット・スプレッドと金利、企業の財務ファンダメンタルズなどとの関係を表現する構造型モデルの妥当性を検証することを通じて、スプレッドの変動要因を整理するとともに、近年の動きの解釈を試みる。

1.2. 理論的枠組み

米欧の学術研究をみると、クレジット・スプレッドの変動を記述するモデルには、大きく分けて構造型と誘導型がある。そのうち、Merton (1974)や Longstaff and Schwartz (1995)に代表されるオプション価格の理論⁴を用いた構造型モデル（以下、「構造型モデル」）では、企業の資産価値はある確率過程に従って変動し、それが一定のレベル（例えば債務価値）を下回った時点をデフォルトと定義して、社債のプライシングを行う。一方、誘導型モデルでは、デフォルト発生のメカニズムそのものは観察不能とし、デフォルトの発生自体がある確率過程に従うと仮定してプライシングを行う⁵。通常、実務や学術研究では、目的に応じてそれぞれのモデルを使い分けている。本稿では、金利などのマクロ変数とクレジット・スプレッドの関係に焦点を当てることを目的としていることから、デフォルト・メカニズムの解釈ができる構造型モデルを用いる。

構造型モデルでは、オプション価格の理論に基づいて、企業の負債を、企業の資産価値を原資産とするプット・オプションのショート・ポジションと無リスク資産のロング・ポジションとの合成資産とみなす。この下では、クレジット・スプレッド、すなわち、社債（負債）利回りと無リスク資産の利回りとの乖離は、プット・オプションのプレミアム部分の価値変動に相当する。オプション価格を決定する諸要因——具体的には企業の資産価値、企業の資産価値のボラティリティ、無リスク資産の利回り——とクレジット・スプレッドとの関係を整理すると、以下の通りとなる。

² 大橋 (2006)や島 (2006)は、定性的ではあるが、日本のクレジット・スプレッドに関する鳥瞰的な分析を提供している。

³ 例えば、大岡・上野・一上 (2006)や大橋・牧田 (2006)など。

⁴ オプション価格理論の概説については別紙 2 を参照。

⁵ 誘導型モデルについての代表的な先行研究としては、Duffie and Singleton (1999)など。

(図表 2) 諸要因とクレジット・スプレッドとの関係

	プット価格	社債価格	スプレッド
企業の資産価値の上昇	低下	上昇	縮小
企業の資産価値のボラティリティの拡大	上昇	低下	拡大
無リスク資産の利回りの上昇	低下	上昇	縮小

やや厳密ではないものの、これらの変数とクレジット・スプレッドとの関係を直観的に説明すると、企業の資産価値の上昇は、プット・オプションでペイオフが発生する（この場合、資産価値が負債を下回る）可能性の低下につながり、クレジット・スプレッドが縮小する（社債価格が上昇する）。反対に、企業の資産価値のボラティリティ（将来価値のばらつき）が大きくなれば、ペイオフが発生する可能性が高まり、社債価格を低下（クレジット・スプレッドを拡大）させる。無リスク資産の利回りは、リスク中立過程において、企業の資産価値の平均的な成長率に相当するため、その上昇は、プット・オプションのペイオフが発生する可能性の低下、すなわちクレジット・スプレッドの縮小につながる。

1.3. 先行研究

米欧では、クレジット・スプレッドを対象として構造型モデルの実証分析を行った研究は少なくない。例えば、Longstaff and Schwartz (1995)は、米国の格付別・業種別のクレジット・スプレッド（前月差）と30年物国債利回り（無リスク資産の利回りの代理変数、前月差）および対象企業の株価（企業の資産価値<原資産>の代理変数、月次収益率）との関係を回帰分析して⁶、(1)両者にかかる係数が負である——金利が上昇すると、あるいは企業の資産価値が高まると、クレジット・スプレッドは縮小する——、(2)格付が低いほど、資産価値の変動に対してスプレッドが敏感に反応する⁷、といった点を明らかにした。これらは、ともに構造型モデルの含意と整合的な結果である。

同様に、Duffee (1998)や Collin-Dufresne, Goldstein, and Martin (2001)は、米国の

⁶ サンプル期間は、1977年4月～1992年12月。

⁷ オプション価格の理論によると、原資産の価格変動に対するオプション価格の感応度は、原資産の価格がオプションの行使価格に近い（企業の価値がデフォルトの閾値に近づいている）ほど、高くなる。

格付別・償還期間別のクレジット・スプレッドの変動が、国債の利回りとイールド・カーブの傾き（将来の無リスク資産利回りの代理変数）の変動に対して負の相関を持つ——無リスク資産の利回りの上昇は、クレジット・スプレッドの縮小をもたらす——ことを明らかにした⁸。また、後者は、企業におけるレバレッジや株価指数（S&P100、各企業の資産価値の代理変数）オプションのインプライド・ボラティリティとクレジット・スプレッドとの間に正の関係がある——企業の債務比率が高いほど、企業の資産価値の先行き不確実性が高いほど、クレジット・スプレッドが拡大する——ほか、格付が低いほど、株価収益率に対するクレジット・スプレッドの感応度が強くなることなどを明らかにした。これらの結果は、いずれも構造型モデルが含意するとおりにある。

Van Landschoot (2004)は、欧州の格付別・償還期間別クレジット・スプレッドを対象に実証分析を行った。その結果、3か月物ユーロ金利、イールド・カーブの傾き（3か月物ユーロ金利と10年物国債利回りとの差）、株価収益率にかかる係数が負、株価のボラティリティにかかる係数が正であることを示して、クレジット・スプレッドと金利、企業の資産価値との関係についての構造型モデルの妥当性を確認した。

このように、米欧の先行研究の多くは、クレジット・スプレッドの変動要因を説明する枠組みとして、構造型モデルが妥当であることを概ね支持する内容となっている。ただし、これらの先行研究は、いずれも構造型モデルの説明力が低く、クレジット・スプレッドの変動にモデルで捉えていない要素が強く影響している可能性を示唆している。例えば、Collin-Dufresne, Goldstein, and Martin (2001)は、残差項が共通の要素で説明できることを明らかにし、それが社債市場特有の流動性の低さや社債・株式市場における情報の不完全性といった要因に起因しているとの仮説を提示している。

日本のクレジット・スプレッドを対象に、構造型モデルの妥当性を検討した研究としては、Pynnönen, Hogan, and Batten (2006)がある⁹。彼らは、AAA格と

⁸ 国債金利は、前者が3か月物国債の流通利回り、後者が10年物国債の流通利回り、イールド・カーブの傾きは、前者が30年物国債と3か月物国債との利回り差、後者は10年物国債と2年物国債の利回り差を、それぞれ用いた。なお、サンプル期間は、前者が1985年2月～1995年3月、後者が1988年7月～1997年12月。

⁹ 家田・吉羽 (1999)は、Longstaff and Schwartz (1995)を日本の社債利回りに当てはめて、リスク中立過程下での期待デフォルト率を推計している。また、クレジット・スプレッドと諸変数との関係を時系列的に分析したものとしては、Hattori, Koyama, and Yonetani (2001)や

AA 格のユーロ円社債の償還期間別クレジット・スプレッド（前日差）と、20年物国債利回り、イールド・カーブの傾き（2年物国債と20年物国債の利回り差）、日経平均株価の収益率との関係を検証した。その結果、国債の利回りにかかる係数は、構造型モデルが含意するとおり、有意に負となったが、イールド・カーブの傾きと株価収益率については係数がともに正となり、構造型モデルと矛盾する結果となった。彼らは、その理由を、サンプル期間とした1995年1月2日～1998年10月21日が“an exceptional period in the Japanese economy”であったため、と暫定的に説明している。

1.4. 本稿の特徴と構成

これらの先行研究と比較すると、本稿の特徴は主に以下の3点に整理できる。第1に、1990年代後半以降、日本国内で形成されたクレジット・スプレッドのうち利用可能なサンプルをほぼ全て用いて、無リスク資産の金利や企業の資産価値、資産価値のボラティリティとの関係に関する構造型モデルの実証分析を行っている点である。日本の社債市場は、米欧の社債市場と比べると、(1)市場参加者が国内投資家に偏っているといわれているほか、(2)流通利回りの格付間のばらつきが狭い、といった特徴を持つ。しかし、後述する通り、本稿の分析によると、日本のクレジット・スプレッドは、幾つかの点で米欧の先行研究が示した性格を共有している。

第2に、構造型モデルに、金利のインプライド・ボラティリティやその他の社債市場の環境に関する指標を加味した分析を行っている点である。これは、米欧の先行研究が指摘した構造型モデルの弱点を勘案し、同モデルで説明しきれない変動を何がしか解明しようとする試みである。分析の結果によると、加味した変数は、クレジット・スプレッドに対して統計的に有意な関係を持っている。

第3に、日本では、企業の資産価値の代理変数として、株価指数の収益率が必ずしも妥当ではない可能性を勘案し、企業の財務ファンダメンタルズの代理変数を用いた分析を行い、構造型モデルの含意と整合的な結果を得ている点である。

本稿の以下の構成は、次のとおりである。第2～4節は、分析に用いるモデル

大岡・上野・一上 (2006)がある。

とデータ、回帰分析の結果を示している。具体的には、第 2 節では、構造型モデルに金利のボラティリティやその他の社債市場の環境に関わる変数を加味した線形モデルを提示し、それを日次ベースのデータで推計した結果を第 3 節でまとめる。第 4 節では、企業のファンダメンタルズ指標を企業の資産価値の代理変数とした月次ベースの分析を行う。第 5 節は、結びとして、分析結果を整理し、近年のクレジット・スプレッドの推移について解釈を試みるほか、本稿の分析の限界と今後の方向性を論じる。

2. 基本のモデルとデータ

構造型モデルでは、前述したとおり、クレジット・スプレッドの変動を企業の資産価値、企業の資産価値のボラティリティ、無リスク資産の利回りといった変数で説明する。これらの変数が与えられれば、クレジット・スプレッドは一意に決まるため、クレジット・スプレッドの変動もこれら各変数の変化の関数として表される。Longstaff and Schwartz (1995)などの先行研究では、こうしたクレジット・スプレッドと各変数の変化の関係を線形化したモデルで実証しており、本稿でもこれに倣って線形モデルを用いる。また、米欧の先行研究では、Merton (1974)や Longstaff and Schwartz (1995)といった構造型モデルを構成する変数以外の要素が、クレジット・スプレッドの変動に多分に影響していることを指摘している。これを踏まえて、本稿の線形モデルには、構造型モデルの変数以外の諸要因を捉える変数を加えている。具体的な定式は、以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \Delta CS_{i,j,t} &= c_{i,j} + \beta_{1,i,j} \Delta r_{j,t} + \beta_{2,i,j} \Delta \sigma_t^r + \beta_{3,i,j} \Delta \log(TPX_t) \\ &\quad + \beta_{4,i,j} \Delta \sigma_t^{NKY} + \beta_{5,i,j} \Delta TL_t + \beta_{6,i,j} \Delta onoff_t + \varepsilon_{i,j,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{i,j,t} \sim N(0, \sigma_{i,j,t}^2)$$

ただし、 CS は社債のクレジット・スプレッド、 c は定数項、 r は国債の流通利回り、 σ^r は金利のインプライド・ボラティリティ、 TPX は株価（東証株価指数 <TOPIX>）、 σ^{NKY} は株価（日経平均株価指数）のインプライド・ボラティリティ、 TL は LIBOR の対国債スプレッド、 $onoff$ は国債の新発債プレミアム、 ε は誤差項。なお、 i は格付、 j は残存期間、 t は時間、 Δ は前期差、 $\Delta \log$ は対数前期差を示す。

このうち、被説明変数であるクレジット・スプレッド $CS_{i,j,t}$ は、格付 i 、残存期間 j 年以上 $j+1$ 年未満のクレジット・スプレッドを平均したものである。具体的には、日本証券業協会が公表する格付別¹⁰・残存期間別の社債の流通利回りのうち、サンプル期間中に欠損値のないものから¹¹、同じ残存期間の国債の利回り（後述）を差し引いている。なお、 $CS_{i,j,t}$ は、格付別・残存期間別の平均であり、(1) 格付の変更や新発債の発行、残存年限の変化に伴う銘柄の変動、(2) 格付会社の格付方針の見直しなどの影響を免れない点には、留意する必要がある。

$r_{j,t}$ は、残存期間 j 年の国債の流通利回りである。これは、国債の流通利回りのイールド・カーブから各年限の利回りを推計したものである。前述のとおり、構造型モデルの枠組みでは、無リスク資産の金利上昇はクレジット・スプレッドの縮小につながる。このため、理論が含意する符号条件は負である¹²。

なお、モデル上、無リスク資産の金利と企業の資産価値の間に強い負の相関がないと仮定している点には注意が必要である。仮に金利と企業の資産価値の間に強い負の相関があるとすれば、金利の上昇により企業の資産価値が大きく下落し、結果としてクレジット・スプレッドが拡大する（金利にかかる符号は正になる）。他方で、一般に金利が上昇する局面では、実質成長率・インフレ率が上昇している。この場合には、金利の上昇と企業の資産価値の高まりが同時に発生し、金利とクレジット・スプレッドが負の相関を示すことになる。このように金利とスプレッドとの関係は、金利と企業の資産価値との相関を巡る仮定に依存している。また、金利とスプレッドが正の相関を示すために、金利と企業の資産価値の間にどの程度強い負の相関がなければならないのかは、企業の資産価値のボラティリティなど他の変数に依存している面があり、一意には定まらない¹³。このため、本稿では、実際の推計結果を踏まえて上記の仮定が妥当なものであるかを判断することとする。

¹⁰ Moody's ベース。Aaa、Aa、A、Baa、Ba 格の 5 区分。

¹¹ Aa 格では、1 年、2 年、3 年、5 年、7 年、9 年、A 格では、1 年、2 年、3 年、5 年、7 年、9 年、Baa 格では、1 年、2 年、3 年、5 年、の残存期間別のデータを用いた。

¹² 本稿では、金利の期間構造の主たる変動は概ねパラレル・シフトであると仮定しており、金利水準に関する説明変数は $r_{j,t}$ のみとした。ただし、金利の期間構造について複数のファクターを想定し、サンプル期間を通じて短期金利が政策的にゼロ近傍に誘導されたことを勘案すれば、 $r_{j,t}$ は、主として金利の期間構造のスロープ・ファクターを捉えていると解釈することも可能である。

¹³ 例えば、Longstaff and Schwartz (1995) は、簡単な数値例を用いて、相関係数が -0.25 と負であっても、金利の符号条件が負であるケースを示している。

金利のインプライド・ボラティリティ σ_r^i は、スワップション（10年物、行使期間1か月）のインプライド・ボラティリティである。これは、インプライド・フォワード・レートの1営業日あたりの変化幅に相当し、金利環境の先行き不透明感の代理変数となる。投資家がリスク回避的であれば¹⁴、金利環境の先行き不透明感の高まりは社債投資を消極化させて、クレジット・スプレッドの拡大をもたらす。つまり、含意される符号条件は正である¹⁵。

株価 TPX_t （東証株価指数<TOPIX>）と株価のインプライド・ボラティリティ σ_t^{NKY} （日経平均株価指数のインプライド・ボラティリティ）は、それぞれ日本における企業の資産価値とそのボラティリティの代理変数とする¹⁶。構造型モデルが含意する符号条件は、それぞれ負と正である。

LIBORの対国債スプレッド TL_t は、10年物のLIBORと国債流通利回りの差である。Collin-Dufresne, Goldstein, and Martin (2001)は、これを社債市場の流動性の代理変数とみなしている¹⁷。ただし、LIBORは、金融仲介機能を担う金融機関の信用力に対する評価によっても変動するため、特に企業の間接金融への依存度の高い日本の場合は TL_t の影響に関する解釈には注意が必要である。また、A格の一部や、Baa格の社債はLIBORベースでスプレッド・プライシングがなされる慣行があるため、国債の流通利回りを用いて定義された $CS_{i,j,t}$ は、LIBORスプレッドの変動も含みうる。いずれの解釈にせよ、含意される符号条件は正である。

新発国債のプレミアム $onoff_t$ は、債券市場全般の流動性を捕捉するものである。具体的には、20年物国債の新発債（on-the-run）と直近の既発債（off-the-run）との利回り格差である¹⁸。新発債は、満期の長い分、既発債と比べて利回りが高い

¹⁴ 前提として、投資家の投資・調達のリデュレーションが一致していない、あるいは、調達と投資が個別に評価されることを想定している。

¹⁵ Longstaff and Schwartz (1995)の構造型モデルでは、金利のボラティリティの変動とクレジット・スプレッドの関係が、金利と企業の資産価値の相関など他の変数に依存するため、符号条件は一意に定まらない。

¹⁶ 株価のインプライド・ボラティリティは、アット・ザ・マネーのコール・オプションとプット・オプションのインプライド・ボラティリティの平均。なお、東証株価指数（TOPIX）ベースを入手できなかったため、日経平均株価指数ベースを代替的に用いている。

¹⁷ 彼らは、LIBORの対国債スプレッドを社債市場の流動性（liquidity）の代理変数と考えた背景について、“If liquidity in the swap market “dries up,” it seems plausible that liquidity in the corporate bond market will dry up as well.”と述べている。

¹⁸ Collin-Dufresne, Goldstein, and Martin (2001)では、米国の30年物国債の新発債プレミアムを用いている。

ため、 $onoff_t$ は正となる傾向がある。しかし、新発債は、流通市場での取引量が既発債対比大きいいため、投資家が流動性をより選好する状況であれば、 $onoff_t$ は低下する。そうした状況では、国債と比べて流動性に劣る社債についても、投資家が流動性に対して要求するプレミアムが増大する筋合いにある。つまり、 $onoff_t$ に対するクレジット・スプレッドの反応は、負が想定される。

本稿の推計では、全ての変数の差分を用いる¹⁹。また、銘柄変動の影響などを考慮し、日次ベースの分析結果（第 3 節）を基礎に据えて、月次ベースの分析（第 4 節）を補完的に位置付ける。サンプル期間は、利用可能なデータをほぼ全て用いた 1998 年 12 月 1 日～2006 年 8 月 25 日である。推計方法は、いずれも最小二乗法（OLS）。

3. 日次ベースの推計結果

本節では、前節のモデルを日次データで推計した結果を整理する²⁰。

3.1. 国債の流通利回りに対する反応

国債の流通利回り（ $\Delta r_{j,t}$ ）にかかる係数 $\beta_{i,j}$ は、統計的にみて有意に負となるケースが多く、構造型モデルの含意に概ね沿った結果となっている^{21, 22}（図表 3）。すなわち、金利が上昇すると、クレジット・スプレッドが縮小する傾向がある。この結果は、同時に、企業資産価値と金利の間に強い負の相関がない可能性が高いことが示唆している。

¹⁹ これは、特に $CS_{i,j,t}$ 、 $r_{j,t}$ 、 TPX_t について単位根の存在が否定できないため、である。

²⁰ 結果の詳細は、別紙 3 を参照。

²¹ 例外的に、Aa 格の残存期間 2 年、3 年は符号条件を満たしていない。

²² 社債の利回りの変化に慣性がある（社債の流通市場の効率性が相対的に劣る）ために、 $CS_{i,j,t}$ に対して $r_{j,t}$ の係数が負となるという解釈も、考え得る。しかし、本稿では、単なる符号条件だけではなく、残存期間別・格付別の係数の大小がモデルの含意と一致するかも含めて、構造型モデルとの整合性を確認している。

(図表 3) 国債の流通利回りの係数： $\beta_{1,i,j}$

i	j					
	1	2	3	5	7	9
Aa	-0.1949 (-12.18)	0.0749 (7.30)	0.0215 (2.76)	-0.0228 (-4.24)	-0.0836 (-17.54)	-0.0782 (-15.88)
A	-0.2628 (-13.90)	-0.0226 (-1.68)	-0.0505 (-4.46)	-0.0921 (-11.98)	-0.1310 (-16.19)	-0.0975 (-13.71)
Baa	-0.3049 (-15.04)	-0.0347 (-2.35)	-0.0743 (-5.58)	-0.0959 (-8.79)		

(注) カッコ内はt値。シャドーは、5%水準で有意かつ符号条件を満たすことを示す。

結果を仔細にみると、まず、各格付とも残存期間 1 年の係数のマイナス幅が大きい。これは、 $cs_{i,t}$ が残存期間 1 年以上 2 年未満の社債スプレッドの平均値である一方、 $r_{i,t}$ が残存期間 1 年の国債の流通利回りであることに起因するとみられる。すなわち、サンプルとした 1990 年代末から 2006 年半ばには、短期金利がゼロ近傍に誘導される中、短い年限のイールド・カーブが比較的スティープであった。このため、 $cs_{i,t}$ は、社債と国債の残存期間を完全に一致させた場合と比べて過大に計測されており、その分、 $r_{i,t}$ の変動に対する反応が過大に検出された可能性が高い²³。

また、残存期間 2 年以上をみると、(1)各格付とも、残存期間が長くなるほど、係数が大きくなるほか、(2)残存期間が同じであれば、格付が低いほど、係数が大きくなる、という傾向がある。これらは、満期が長いほど、企業の信用力が低いほど、企業の資産価値の成長テンポがクレジット・スプレッドを左右する度合いが高まる、という点で直観的に理解しやすい結果であり、Longstaff and Schwartz (1995)や Duffee (1998)の指摘とも整合的である²⁴。

3.2. 金利のインプライド・ボラティリティに対する反応

スワップションのインプライド・ボラティリティ $\Delta\sigma_t^r$ の係数 $\beta_{2,i,j}$ は、各格付、

²³ 別の解釈としては、構造型モデルの限界を反映しているというものがある。具体的には、先行きの期間が短ければ短いほど、デフォルト状態にない企業がデフォルトする確率は、ゼロに近くなる。このため、構造型モデルの下では、満期の非常に短い社債のクレジット・スプレッドはゼロに近づくはずである。しかし、現実の市場で形成されるクレジット・スプレッドがゼロになることは、ほとんどない。なお、誘導型モデルでは、デフォルトは常に確率的に起こり得るとしているため、こうした問題は生じない。

²⁴ ただし、彼らは、同時に、「残存期間が一定以上長くなると、金利にかかる係数のマイナス幅は、拡大が頭打ちになり、逆に縮小に向かう」ことも指摘している。

各残存期間とも、概ね有意に正となっており、金利の先行き不透明感が高まると、クレジット・スプレッドが拡大する傾向があることが分かる（図表4）。

（図表4）スワップションのインプライド・ボラティリティの係数： $\beta_{2,i,j}$

<i>i</i>	<i>j</i>					
	1	2	3	5	7	9
Aa	0.00799 (11.13)	0.00539 (7.59)	0.00432 (5.88)	0.00217 (3.06)	0.00227 (3.04)	0.00104 (1.44)
A	0.00695 (8.19)	0.00542 (5.82)	0.00466 (4.36)	0.00412 (4.06)	0.00288 (2.28)	0.00163 (1.55)
Baa	0.00742 (8.15)	0.00683 (6.68)	0.00515 (4.10)	0.00334 (2.32)		

（注）カッコ内はt値。シャドーは、5%水準で有意かつ符号条件を満たすことを示す。

また、各格付とも、残存期間が長いほど、係数が小さくなる。こうした傾向を説明する仮説のひとつとしては、社債の主要投資家にとって、社債の満期が長いほど、調達・運用のデュレーション・ミスマッチが小さくなることが考えられる。そもそも、調達した資金と同じデュレーションのリスク性資産に投資する場合、無リスク金利の変動が投資家のネット損益に及ぼす影響はないはずである。しかし、調達・運用のデュレーションが一致していない場合、調達コストの変動は投資家の損益に中立ではなくなる。仮に社債の主要投資家にとって負債（調達）側のデュレーションが長い場合、投資対象である社債の残存期間が長いほど、デュレーションのミスマッチの程度が小さくなるため、金利のボラティリティ見通しの変動が影響する程度が小さくなると考えられる。例えば、生命保険会社や年金基金といった長期の負債を持つ機関投資家が、ALMの観点から満期の長い債券を選好し、金利動向如何に関わらず持ち切る傾向がある背景には、上記のメカニズムが存在しているとみられる。

別の仮説としては、残存期間が長くなるにつれて、金利の先行き不透明感は平準化される傾向を反映しているというものがある。これは、金利オプションのインプライド・ボラティリティが期先ほど小さくなるという事象に立脚している。具体的には、予見できない期先のショックを一定とすれば、予見される期近のショックの影響（1日当たりの変動）は、残存期間が延びるほど、平準化されることになる。こうした下では、クレジット・スプレッドを構成する金利の先行き不透明感に係るプレミアムも、残存期間が長いほど、低減する傾向を持つことになる。

3.3. 企業の資産価値に対する反応

東証株価指数の変動 $\Delta \log(TPX_t)$ にかかる係数 $\beta_{3,i,j}$ は、各格付とも、構造型モデルの含意する符号条件と反対に、統計的に有意に正となるケースが少ない (図表 5)。これは、日本のユーロ円社債を対象とした Pynnönen, Hogan, and Batten (2006) と同じ結果である。

(図表 5) 東証株価指数の変動の係数： $\beta_{3,i,j}$

<i>i</i>	<i>j</i>					
	1	2	3	5	7	9
Aa	0.0172 (1.25)	0.0335 (2.54)	0.0348 (2.60)	0.0276 (2.18)	0.0310 (2.36)	0.0112 (0.89)
A	0.0262 (1.61)	0.0473 (2.74)	0.0411 (2.11)	0.0439 (2.43)	0.0208 (0.93)	0.0224 (1.24)
Baa	0.0242 (1.39)	0.0431 (2.27)	0.0616 (2.69)	0.0684 (2.67)		

(注) カッコ内は t 値。シャドーは、5%水準で有意かつ符号条件を満たすことを示す。

また、日経平均株価指数のインプライド・ボラティリティ $\Delta \sigma_t^{NKY}$ の係数 $\beta_{4,i,j}$ は、各格付・残存期間とも有意ではない (図表 6)。

(図表 6) 日経平均株価指数のインプライド・ボラティリティの係数： $\beta_{4,i,j}$

<i>i</i>	<i>j</i>					
	1	2	3	5	7	9
Aa	0.000045 (0.53)	0.000092 (1.14)	0.000129 (1.57)	0.000039 (0.50)	0.000084 (1.04)	0.000097 (1.26)
A	0.000083 (0.82)	0.000150 (1.41)	0.000114 (0.95)	-0.000044 (-0.40)	-0.000072 (-0.52)	0.000179 (1.62)
Baa	0.000061 (0.56)	0.000025 (0.21)	0.000163 (1.16)	-0.000091 (-0.58)		

(注) カッコ内は t 値。シャドーは、5%水準で有意かつ符号条件を満たすことを示す。

このように株価指数を企業の資産価値の代理変数とした場合、水準、インプライド・ボラティリティとも、構造型モデルと整合的な結果とはならない。この理由としては、日本では、マクロベースでみた場合、株価指数が企業の資産価値の代理変数として必ずしも適当ではない可能性が考えられるほか、そもそも、株式市場と社債市場間での裁定関係が十分に機能していないことも想定さ

れる。そこで、第 4 節では、企業のファンダメンタルズ指標に注目し、企業の資産価値に関する代替的な指標の有用性を探ることとする。

3.4. その他の社債市場環境に関わる指標への反応

LIBOR の対国債スプレッド (ΔTL_t) にかかる係数 $\beta_{5,i,j}$ は、予想されたとおり、統計的に有意に正となるケースが多い (図表 7)。

(図表 7) LIBOR の対国債スプレッドの係数: $\beta_{5,i,j}$

<i>i</i>	<i>j</i>					
	1	2	3	5	7	9
Aa	-0.000113 (-1.36)	0.000057 (0.72)	0.000272 (3.37)	0.000270 (3.57)	0.000190 (2.41)	0.000368 (4.84)
A	-0.000151 (-1.54)	0.000190 (1.82)	0.000591 (5.03)	0.000760 (7.00)	0.000702 (5.24)	0.000852 (7.76)
Baa	-0.000223 (-2.12)	0.000234 (2.05)	0.000694 (5.02)	0.000677 (4.40)		

(注) カッコ内は t 値。シャドーは、5%水準で有意かつ符号条件を満たすことを示す。

仔細にみると、同じ残存期間であれば、Aa 格と比べて、A 格や Baa 格は係数が大きい²⁵。また、いずれの格付でも、均してみれば、残存期間が長いほど、係数が大きくなる。これは、LIBOR の対国債スプレッドを社債市場の流動性の代理変数とすれば、格付が相対的に低いほど、あるいは満期の長い社債ほど、社債市場の流動性の影響を受けやすいと解釈できる。別の解釈としては、LIBOR が金融機関の信用力評価によっても変動することを踏まえると、格付が相対的に低いほど、社債の満期が長いほど、大口の資金供与者としての金融機関の信用力にクレジット・スプレッドが左右される傾向が強いことを示唆していると考えられる。

次に、新発国債のプレミアム ($\Delta onoff_t$) にかかる係数 $\beta_{6,i,j}$ をみると、Aa 格では全ての残存期間で、A 格では 5 年と 9 年を除く残存期間で、予想されたとおり、係数が有意に負となる一方、Baa 格では残存期間 1 年以外では有意な結果は得られない (図表 8)。

²⁵ この結果は、後述する 2 つの解釈に加えて、Aa 格の利回りは国債の流通利回りがベースとなる一方、Baa 格では LIBOR ベースの利回り形成が一般的であることに起因しているともみられる。

(図表 8) 新発国債のプレミアムの係数： $\beta_{\delta,i,j}$

<i>i</i>	<i>j</i>					
	1	2	3	5	7	9
Aa	-0.1674 (-3.17)	-0.1161 (-2.30)	-0.1587 (-3.10)	-0.2439 (-5.09)	-0.2034 (-4.07)	-0.1003 (-2.10)
A	-0.2567 (-4.11)	-0.1585 (-2.40)	-0.1722 (-2.32)	-0.1236 (-1.80)	-0.1806 (-2.13)	-0.0869 (-1.26)
Baa	-0.2129 (-3.18)	-0.1357 (-1.87)	-0.1361 (-1.56)	-0.1302 (-1.34)		

(注) カッコ内はt値。シャドーは、5%水準で有意かつ符号条件を満たすことを示す。

この結果は、より高い格付の社債ほど、発行体の信用力以外の要素、例えば社債の流動性リスクなどがクレジット・スプレッドに影響を及ぼす程度が強い、という Churm and Panigirtzoglou (2005)の指摘と整合的である。この点は、高格付の社債はデフォルト・リスクが低く、国債との代替性が働くため、国債市場の流動性に対する感応度が高くなる、と解釈することができる。

3.5. 日次ベースでの推計結果のまとめ

上述してきた日次ベースの推計結果をまとめると、構造型モデルを構成する変数のうちモデルの含意する符号条件を満たしたのは、国債の流通利回り $\Delta r_{j,t}$ のみであり、株価 $\Delta \log(TPX_t)$ 、株価のインプライド・ボラティリティ $\Delta \sigma_t^{NKY}$ とも、符号条件を満たさなかった。一方、金利のインプライド・ボラティリティ $\Delta \sigma_t^r$ の係数は、概ね有意に正となり、金利の先行き不透明感の高まりがクレジット・スプレッドの拡大につながる事が分かった。また、 ΔTL_t や $\Delta onoff_t$ の係数も概ね予想された結果となり、これら変数がクレジット・スプレッドに一定の影響を及ぼしている可能性が示唆された。

なお、推計式の当てはまり方（調整済み決定係数）をみると、各格付・残存期間とも芳しくない（図表 9）。この点は、日次ベースの推計であることを勘案しても、米欧と同様、日本においても、クレジット・スプレッドの変動に上述の要素以外が強く影響している可能性を示唆するものである。

(図表 9) 調整済み決定係数と Durbin-Watson 統計量

i	j											
	1	2	3	5	7	9	1	2	3	5	7	9
	Adjusted-R ²						Durbin-Watson stat.					
Aa	0.11	0.09	0.04	0.03	0.16	0.17	2.38	2.25	2.16	2.15	2.31	2.35
A	0.11	0.02	0.03	0.11	0.16	0.16	2.09	2.20	2.18	2.17	2.21	2.23
Baa	0.12	0.03	0.04	0.06			2.00	1.97	2.00	1.92		

4. 企業のファンダメンタルズ指標を用いた分析

4.1. 月次ベースのモデルとデータ

前節では、構造型モデルに基づく基本的なモデルを日次ベースのデータで推計した。その結果、株価指数が企業の資産価値の代理変数として必ずしも適当ではない可能性が示唆された。そこで、ここでは、企業のファンダメンタルズ指標、具体的には、企業の収益見通しの修正状況、収益率、資金繰り状況を企業の資産価値の代理変数とする。ただし、これらの指標は日次ベースでは観察できないため、月次ベースで分析を行う。

まず、予備的な分析として前節で用いた式(1)を月次ベースで推計して、変数を絞り込む。その結果をみると²⁶、日次ベースの推計では有意に符号条件を満たしていた $\Delta r_{j,t}$ や ΔTL_t 、 $\Delta onoff_t$ の係数が有意にならない。これは、これらの変数がスプレッドに及ぼす影響は、月次程度の頻度では均されてしまうため、と考えられる。そこで、事前に予想された符号条件を有意に満たした $\Delta \sigma_t^r$ のみを、企業のファンダメンタルズ指標を加味した月次ベースのモデルに取り込むこととする。推計するモデルの定式は、次のとおり。

$$\begin{aligned}
 \Delta CS_{i,j,t} &= a_{i,j}^1 + \gamma_{i,j}^{11} \Delta \sigma_t^r + \gamma_{i,j}^{12} RI_{t-1} + u_{i,j,t} & u_{i,j,t} &\sim N(0, \sigma_{1,i,j,t}^2) \\
 \Delta CS_{i,j,t} &= a_{i,j}^2 + \gamma_{i,j}^{21} \Delta \sigma_t^r + \gamma_{i,j}^{22} \Delta ROA_{t-3} + v_{i,j,t} & v_{i,j,t} &\sim N(0, \sigma_{2,i,j,t}^2) \\
 \Delta CS_{i,j,t} &= a_{i,j}^3 + \gamma_{i,j}^{31} \Delta \sigma_t^r + \gamma_{i,j}^{32} \Delta DI_{t-1} + o_{i,j,t} & o_{i,j,t} &\sim N(0, \sigma_{3,i,j,t}^2)
 \end{aligned} \tag{2}$$

ただし、 CS は社債のクレジット・スプレッド、 σ^r は金利のインプライド・ボラティリティ、 RI は企業の収益見通しの修正状況、 ROA は企業の収益率、 DI は企

²⁶ 結果の詳細は、別紙 4 を参照。

業の資金繰り判断（なお、 i 、 j 、 t 、 Δ は式(1)と同じ）。

このうち RI_t は、東洋経済新報社が公表する上場企業に関する収益見通しを用いたリビジョン・インデックスである。具体的には、月次ベースで、

$$\frac{(\text{収益見通しの上方修正銘柄数} - \text{下方修正銘柄数})}{\text{全銘柄数}} \times 100 \quad (3)$$

として算出する。公表のタイミングを勘案し、1か月のラグを想定する。

ROA_t は、法人季報の全規模・全産業ベースの総資産営業利益率である。法人季報の公表頻度が四半期であるため、X11 で季節調整をした後、線形補完で月次のデータに変換している。ラグは、公表のタイミングを勘案して²⁷、3か月とする。なお、 RI_t と ROA_t は、資料の違いに加えて、 RI_t が先行きの収益見通しの修正状況である一方、 ROA_t が実績の変化である点が異なる。

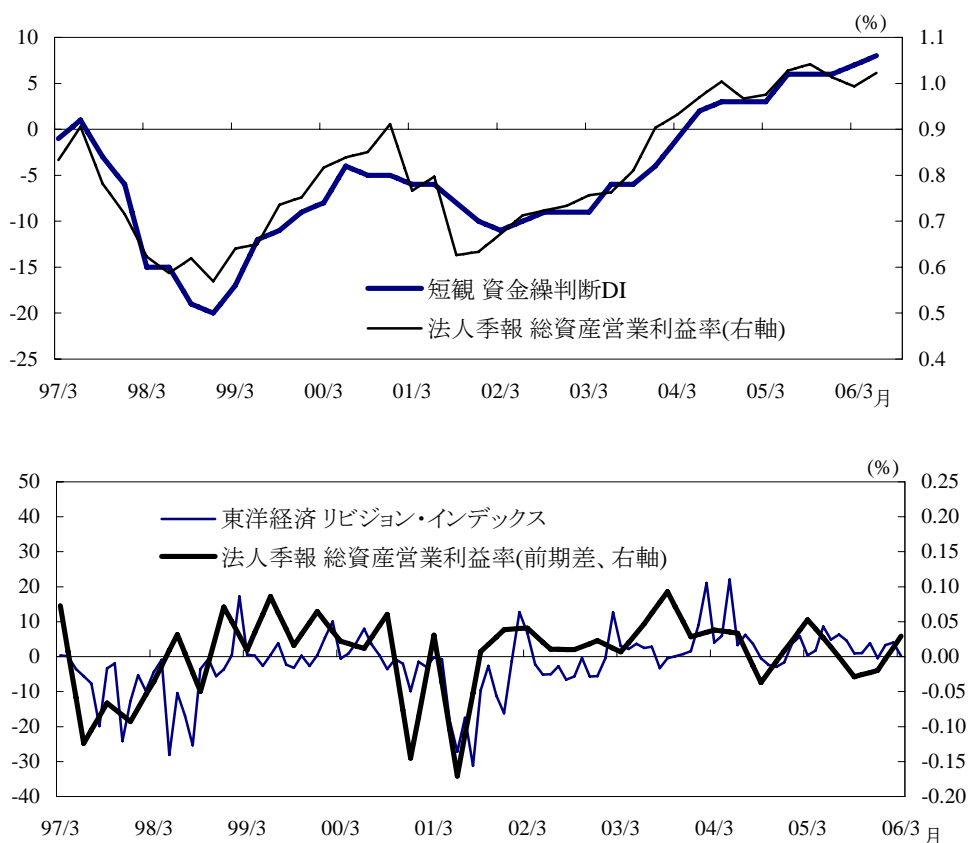
DI_t は、短観の全規模・全産業の資金繰り判断 DI である。企業の資金繰り判断は、企業の手元流動性の水準、金融機関の貸出態度、資金の回収・支払い条件などを総合した資金繰りに関する判断であり、企業の財務状況に対する自他の評価を反映していると考えられる。短観も四半期ベースの指標であるため、線形補完により月次のデータに変換したうえで、公表のタイミングを考慮し²⁸、1か月のラグを想定している。

これら3つのファンダメンタルズ指標の推移を比較すると、3つの指標の相関は高い（図表10）。上述したとおり、指標の属性は異なるものの、これらが共通して企業の資産価値の変動を捕捉しているとの仮定には大きな問題がないように窺われる。

²⁷ 例えば、4～6月期のデータは9月初旬に公表される。

²⁸ 例えば、4～6月期のデータは7月初旬に公表される。

(図表 10) ファンダメンタルズ指標の比較



(資料) 財務省、東洋経済新報社、日本銀行

なお、 $CS_{i,j,t}$ と σ_i^r の定義は、日次ベースと同じである。ただし、月次ベースの分析であるほか、法人季報と短観の公表日が公表月の初旬であることを勘案し、各月 10 日時点のデータを用いる²⁹。

4.2. 月次ベースの推計結果

これらのファンダメンタルズ指標を用いた推計結果をみると³⁰、ファンダメンタルズ指標の係数は、構造型モデルの含意するとおり、概ね負となる。また、共通して、ファンダメンタルズ指標の係数は、格付が低いほど、統計的に有意かつ負の値が大きくなる傾向がある (図表 11)。

²⁹ 10 日が営業日ではない場合には、その直前の営業日のデータを用いる。

³⁰ 結果の詳細は、別紙 5 を参照。

(図表 11-1) リビジョン・インデックスの係数： $\gamma_{i,j}^{12}$

<i>i</i>	<i>j</i>					
	1	2	3	5	7	9
Aa	-0.00035 (-1.27)	-0.00037 (-1.28)	-0.00031 (-1.02)	-0.00053 (-1.91)	-0.00045 (-1.38)	-0.00025 (-0.78)
A	-0.00093 (-1.73)	-0.00101 (-1.87)	-0.00135 (-2.42)	-0.00111 (-2.44)	-0.00124 (-2.42)	-0.00118 (-2.55)
Baa	-0.00225 (-3.69)	-0.00265 (-4.03)	-0.00249 (-3.50)	-0.00235 (-2.74)		

(注) カッコ内は t 値。シャドーは、5%水準で有意かつ符号条件を満たすことを示す。

(図表 11-2) 総資産営業利益率の係数： $\gamma_{i,j}^{22}$

<i>i</i>	<i>j</i>					
	1	2	3	5	7	9
Aa	-0.296 (-2.54)	-0.208 (-1.64)	-0.094 (-0.70)	-0.215 (-1.78)	-0.156 (-1.08)	-0.144 (-1.04)
A	-0.783 (-3.48)	-0.561 (-2.41)	-0.438 (-1.82)	-0.449 (-2.24)	-0.237 (-1.03)	-0.319 (-1.55)
Baa	-0.959 (-3.55)	-1.019 (-3.49)	-0.698 (-2.17)	-1.166 (-3.15)		

(注) カッコ内は t 値。シャドーは、5%水準で有意かつ符号条件を満たすことを示す。

(図表 11-3) 資金繰り判断 DI の係数： $\gamma_{i,j}^{32}$

<i>i</i>	<i>j</i>					
	1	2	3	5	7	9
Aa	-0.00301 (-1.06)	-0.00342 (-1.13)	-0.00271 (-0.84)	-0.00466 (-1.62)	-0.00702 (-2.07)	-0.00547 (-1.67)
A	-0.01002 (-1.79)	-0.01771 (-3.25)	-0.01688 (-3.01)	-0.01645 (-3.54)	-0.01498 (-2.81)	-0.01901 (-4.10)
Baa	-0.02879 (-4.67)	-0.03280 (-4.93)	-0.03088 (-4.28)	-0.02743 (-3.09)		

(注) カッコ内は t 値。シャドーは、5%水準で有意かつ符号条件を満たすことを示す。

構造型モデルでは、企業の格付が低いほど、すなわち市場参加者の認識において企業の資産価値がプット・オプションの行使価格に近いほど、企業の資産価値の変動に対するクレジット・スプレッドの感応度がより高くなることを含意している。上述した傾向は、モデルの含意と整合的である。

最後に、推計式の当てはまり方を調整済み決定係数でみると、特に Baa 格に

において、企業の資産価値の代理変数として株価指数を用いたケースと比較して説明力が改善しており、これら 3 つのファンダメンタルズ指標の妥当性を支持している（図表 12）。

（図表 12）調整済み決定係数と Durbin-Watson 統計量

リビジョン・インデックス												
<i>i</i>	<i>j</i>						<i>j</i>					
	1	2	3	5	7	9	1	2	3	5	7	9
	Adjusted-R ²						Durbin-Watson stat.					
Aa	0.12	0.11	0.08	0.14	0.02	0.02	1.87	2.14	2.39	2.08	2.10	1.66
A	0.02	0.02	0.04	0.09	0.04	0.07	2.09	1.74	1.84	1.87	1.70	1.67
Baa	0.14	0.14	0.11	0.07			1.37	1.75	1.82	1.98		

総資産営業利益率												
<i>i</i>	<i>j</i>						<i>j</i>					
	1	2	3	5	7	9	1	2	3	5	7	9
	Adjusted-R ²						Durbin-Watson stat.					
Aa	0.16	0.12	0.08	0.13	0.02	0.02	1.93	2.22	2.44	2.18	2.15	1.69
A	0.10	0.04	0.02	0.08	-0.00	0.04	2.23	1.78	1.89	1.89	1.67	1.69
Baa	0.13	0.11	0.05	0.09			1.28	1.72	1.77	2.05		

資金繰り判断 DI												
<i>i</i>	<i>j</i>						<i>j</i>					
	1	2	3	5	7	9	1	2	3	5	7	9
	Adjusted-R ²						Durbin-Watson stat.					
Aa	0.12	0.12	0.08	0.13	0.05	0.03	1.87	2.24	2.44	2.21	2.26	1.76
A	0.02	0.08	0.07	0.14	0.06	0.15	2.18	1.94	2.08	2.12	1.87	1.99
Baa	0.20	0.19	0.16	0.09			1.42	1.91	2.03	2.04		

5. 結び

5.1. 分析結果のまとめ

本稿では、日本のクレジット・スプレッド（社債の流通利回りの対国債スプレッド）

レッド) が、無リスク資産の金利や企業の財務ファンダメンタルズ指標などどのような関係を持つかを実証的に検証した。日次ベースの分析結果では、米欧の学術研究で広く用いられる構造型モデルを構成する諸変数のうち、無リスク資産の金利の変動は、クレジット・スプレッドに対して統計的に有意な負の関係を持つ——無リスク資産の金利が上昇すると、スプレッドが縮小する——というモデルの含意と整合的な結果を得た。また、企業の資産価値の代理変数としては、株価指数が必ずしも適切ではない可能性が示唆される一方、企業の財務ファンダメンタルズ指標——具体的には、企業の収益見通しの修正状況、総資産営業利益率、企業の資金繰り判断 DI——を代理変数とすると、構造型モデルが含意するとおり、企業の資産価値の改善がクレジット・スプレッドの縮小をもたらすことが明らかとなった。格付別にみると、米欧の先行研究と同じく、日本のクレジット・スプレッドは、格付が低いほど、金利や企業の資産価値の変動により大きく反応することが分かった。

構造型モデルで標準的に用いられる変数に加味した指標のうち、スワップションのインプライド・ボラティリティは、クレジット・スプレッドに統計的に有意な正の影響を及ぼしている。これは、金利の先行き不透明感が高まるほど、スプレッドが拡大する、という市場参加者の指摘と整合的である。その他の指標については、日次ベースでみると、クレジット・スプレッドに有意な関係を持ち、LIBOR の対国債スプレッドは格付が低いほど、新発国債のプレミアムは格付が高いほど、影響が顕著になる傾向がある。ただし、両者の影響は、月次ベースに均すと有意性が検出されなくなる程度のものである。

5.2. 近年のクレジット・スプレッド動向の解釈：量的緩和政策との関係

こうした分析結果に基づいて、近年のクレジット・スプレッドの推移を解釈すると、「量的緩和期における長期金利の低下が、2003～2005年のクレジット・スプレッドの低位安定をもたらした」——金利水準とクレジット・スプレッドとの間に正の関係がある——との主張は、構造型モデルの含意、実証分析の結果とも合致しない。一方で、「同時期における金利の先行き不透明感（インプライド・ボラティリティ）の低下が、クレジット・スプレッドの低位安定をもたらした」という主張は、モデルの含意や分析結果とも整合的である。視点を変えれば、2006年に入ってから量的緩和政策・ゼロ金利の解除を巡って金利の先行き不透明感が幾分高まったとすれば、それはスプレッドが拡大する方向で作

用したと考えられる。

また、企業の財務ファンダメンタルズが趨勢的に改善してきたことも、クレジット・スプレッドの縮小や低位安定に資するかたちで作用していた可能性が高い。ただし、量的緩和政策の総需要や物価に対する直接的な効果が限定的であるとの分析を踏まえれば³¹、量的緩和政策が企業の財務ファンダメンタルズの改善を促してクレジット・スプレッドの縮小をもたらしたという判断には慎重にならざるを得ない。

なお、量的緩和政策が、金融機関の資金繰り不安の解消を通じて企業の資金繰りをサポートし、結果的にクレジット・スプレッドの縮小・低位安定をもたらしたとの考え方も可能である。ただし、本稿で取り上げた企業の資金繰り判断 DI は、企業収益との連動性が高いうえ、金融機関に対する公的資金の注入など他の政策の効果も反映しているため、その改善を一義的に量的緩和政策の効果とみなすことはできない。

5.3. 今後の分析課題

本稿では、日本におけるクレジット・スプレッドの分析において、Merton (1974) や Longstaff and Schwartz (1995) に代表される構造型モデルが一定の説明力を持つことを示してきた。他方で、本稿の分析は、次の限界を内包する。

第 1 に、米欧市場を対象とした先行研究と同じく、モデルの説明力が総じて低い。これは、本稿で取り上げなかった要素がクレジット・スプレッドの変動に影響を及ぼすことを示唆している。例えば、日本では、社債を発行する企業であっても、その資金調達の大半は間接金融に依存している。そうした下では、金融システムの安定性に対する市場の評価や金融機関のリスク・アペタイトの変化がクレジット・スプレッドに影響を及ぼしている可能性が高い。特に 1990 年代後半から 2000 年代前半にかけて金融システムの不安定化とそれに続く公的なサポートの導入などを経験しているだけに、こうした金融市場を巡る変化がクレジット・スプレッドに強い影響を及ぼした可能性がある。

また、社債の発行の多寡が流通市場で形成されるスプレッドの水準に大きな

³¹ 量的緩和政策の効果に関する包括的なサーベイとしては、鶴飼 (2006) がある。また、Kimura and Small (2006) は、量的緩和政策のポートフォリオ・リバランス効果がクレジット・スプレッドに及ぼした影響を議論している。

影響を及ぼしている、との指摘も少なくない³²。同様に、社債の流通市場の参加者が十分に多様化していないため、イベントをきっかけにスプレッドが一時的に大きく振れることもあり得る。これらのいわゆる「需給要因」がクレジット・スプレッドにどのような影響を及ぼしたかは、目下のところ、定量化できていない。

第 2 に、本稿では、線形のモデルを推計したが、クレジット・スプレッドと諸変数との関係が非線形であることが考えられる。例えば、構造型モデルでは、金利変動に対するクレジット・スプレッドの反応の大きさは、企業の財務レバレッジ（総資産/株主資本）に依存する定式となっている。

第 3 に、本稿で分析の対象としたクレジット・スプレッドは、格付別・残存期間別の平均値であるため、銘柄変更や格付会社の格付方針の変更などの影響を免れていない。また、企業の資産価値の代理変数にマクロ的な指標を用いており、推計対象の社債発行企業の資産価値とは厳密には一致していない。これらを勘案すると、クレジット・スプレッドの対象銘柄を固定し、個別銘柄ごとに企業の資産価値の代理変数を用いた分析を行うことが望まれる。

最後に、日本の社債市場において構造変化の影響をどのように分析するかである。近年、社債の投資家構造の変化や CDS 市場の発達、社債の流通市場の動態に影響を及ぼしているとの指摘が聞かれている。

以上の点については、今後の分析課題としたい。

以 上

【参考文献】

- Blanco, Roberto, Simon Brennan, and Ian W. Marsh (2003), “An Empirical Analysis of the Dynamic Relationship between Investment-grade Bonds and Credit Default Swap.” *The Bank of England Working Paper* 211.
- Churm, Rohan and Nikolaos Panigirtzoglou (2005), “Decomposing Credit Spreads.” *The Bank of England Working Paper* 253.

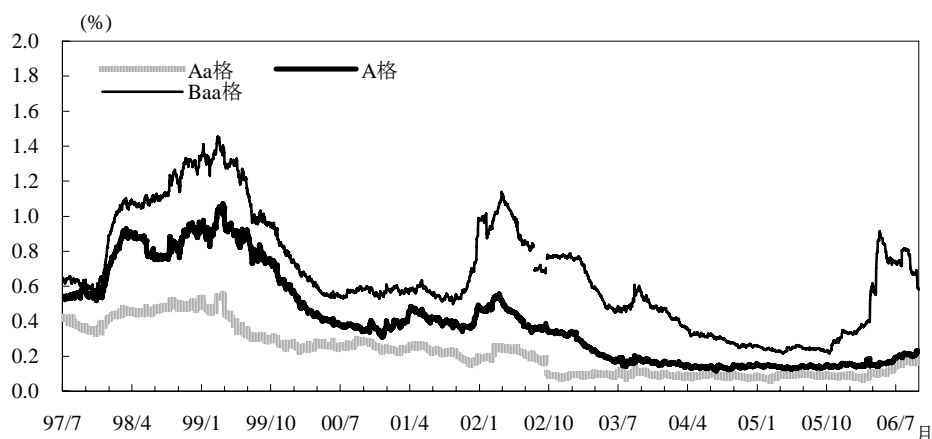
³² 例えば、個別銘柄の発行利回りと流通利回りの動きを比べると、起債時の発行利回りの変化が流通利回りの変動の引き金となるケースが多い、との指摘が聞かれる。

- Collin-Dufresne, Pierre, Robert S. Goldstein, and J. Spencer Martin (2001), "The Determinants of Credit Spread Changes." *Journal of Finance* 56, 2177-2208.
- Duffee, Gregory R. (1998), "The Relation between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads." *Journal of Finance* 53, 2225-2242.
- Duffie, Darrel and Kenneth J. Singleton (1999), "Modelling Term Structures of Defaultable Bonds." *Review of Financial Studies* 12, 687-720.
- Hattori, Masazumi, Koji Koyama, and Tatsuya Yonetani (2001), "Analysis of Credit Spreads in Japan's Corporate Bond Market." *BIS Papers* No. 5.
- Jonkhart, Marius J.L. (1979), "On the Term Structure of Interest Rates and the Risk of Default." *Journal of Banking and Finance* 3, 253-262.
- Kimura, Takeshi, and David Small (2006), "Quantitative Monetary Easing and Risk in Financial Asset Markets." *Topics in Macroeconomics* 6.
- Leake, Jeremy (2003), "Credit Spreads on Sterling Corporate Bonds and the Term Structure of UK Interest Rates." *The Bank of England Working Paper* 202.
- Longstaff, Francis A. and Eduardo S. Schwartz (1995), "A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt." *Journal of Finance* 50, 789-819.
- Merton, Robert C. (1974), "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates." *Journal of Finance* 29, 449-470.
- Pynnönen, Seppo, Warren P. Hogan, and Jonathan A. Batten (2006), "Dynamic Equilibrium Correction Modelling of Yen Eurobond Credit Spreads," *IHS Discussion Paper Series* 127.
- Van Landschoot, Astrid (2004), "Determinants of Euro Term Structure of Credit Spreads." *European Central Bank Working Paper Series* No.397.
- 家田明、吉羽要直 (1998)、「社債流通価格にインプライされている期待デフォルト確率の信用リスク・プライシング・モデルによる推定 (2) — ロングスタッフとシュワルツのモデルを用いて —」、*金融研究* 1999.9
- 鵜飼博史 (2006)、「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」、*日本銀行ワーキングペーパーシリーズ* 06-J-14
- 大岡英興、上野陽一、一上響 (2006)、「クレジット・スプレッドに影響を及ぼすマクロ要因」、*日銀レビュー・シリーズ* 06-J-06
- 大橋英敏 (2006)、『クレジット投資のすべて』、金融財政事情研究会
- 、牧田清隆 (2006)、「ウィークリー・クレジット・ストラテジーの視点 2006年1月30日」、モルガン・スタンレー証券会社 債券統括本部
- 河合祐子、湯川昌紀 (2005)、「国内公募普通社債市場におけるスプレッドの動向」、未公表資料
- 島義夫 (2006)、『日本のクレジット市場』、シグマベイスキャピタル
- 安田秩敏 (2002)、『一般債取引入門』、パンローリング

1990年代後半以降のクレジット・スプレッド¹

日本の社債の発行・取引規模は、1990年代後半以降、適債基準の撤廃（1996年1月）や金融機関の与信能力の低下などをきっかけに拡大した^{2,3}。それ以降、流通市場の流動性が高まり、社債の流通利回りが容易に観察されるようになった。データが入手できる1997年7月以降のクレジット・スプレッド（社債の流通利回り－国債の流通利回り）の推移をみると、1999年前後、2002年前後、2006年に拡大している。

(再掲図表 1) クレジット・スプレッドの推移



(注) 1. 利回りは「売買参考統計値」、ただし2002/8/4以前は「基準気配」。格付はMoody's。

2. 2002/9/20以前は5～6年の銘柄、2002/9/24以降は4～6年の銘柄の平均。

(資料) 日本証券業協会

¹ 本紙は、河合祐子氏（日本銀行金融市場局）、湯川昌紀氏（同）の分析（未公表資料）や島（2006）、安田（2002）などに基づく。

² 安田（2002）によると、1990年代前半は、多くの投資家が「バイ&ホールド」のスタンスであったため、流通市場での売買はごく低調であった。

³ 島（2006）によると、1997年に日本債券信用銀行の金融債の「パニック売り」（2～4月）、日産生命の破綻・一部保険契約の予定利回りの引き下げ（6月）、東海興業・多田建設など上場建設会社の倒産（7～8月）、ヤオハンの倒産（9月）、三洋証券の倒産（11月）、北海道拓殖銀行・山一証券の破綻（11月）が相次ぎ、同年を境に日本のクレジット市場が大きく変化した。具体的には、(1)1990年代前半までは銀行がクレジット・リスクを吸収してきたが、村本建設（1995年倒産）の私募債やヤオハン（1997年倒産）の公募転換社債を銀行が買い取らなかったことで、クレジット・リスクが金融市場で顕在化したほか、(2)銀行危機で、銀行の貸出機能が阻害されたことが、結果的に社債市場の量的拡大をもたらした、と述べている。

(1999 年前後の拡大局面)

1999 年前後の拡大局面では、(1)1997 年 11 月の北海道拓殖銀行・山一証券の経営破綻に端を発した金融危機の下、銀行セクターのスプレッドが顕著に拡大した。また、事業法人セクターでも、(2)厳しい経営環境や銀行貸出の縮減もあり、ヤオハン・日本国土開発のデフォルトが発生したほか⁴、(3)企業の格下げが相次いだことも、スプレッド拡大に拍車をかけた。

(1999 年半ばから 2001 年半ばにかけての縮小・安定局面)

1999 年半ばから 2001 年半ばにかけて、クレジット・スプレッドは、一旦縮小した後、振れを均してみれば、概ね安定していた。これは、1998 年後半の日本長期信用銀行・日本債券信用銀行の国有化、1999 年 3 月の銀行への公的資金の注入などにより金融危機に関する不安が一応沈静化したほか、景気の持ち直しもあって企業の格下げの動きが一旦落ち着いたことによるものである。

ただし、2000 年半ばから 2001 年初めにかけて、低格付債を中心にスプレッドが一時的に小幅の拡大を示した。これは、第百生命（2000 年 5 月）・千代田生命（2000 年 10 月）の経営破綻、ライフ（2000 年 5 月）・そごう（2000 年 7 月）の倒産などを背景に、財務内容に劣る企業のクレジット・リスクに対して警戒感が高まったことを反映している。

(2001 年後半から 2002 年前半の拡大局面)

2001 年後半から 2002 年前半には、2つのイベントがスプレッド拡大の主因となった。第 1 に、マイカルの公募普通社債のデフォルト（2001 年 9 月⁵）である。これは、(1)初めての大規模な公募普通社債のデフォルトであったほか⁶、(2)社債権者の数も多く、(3)経営破綻の引き金がメイン行からの支援打ち切りであったことなどから、投資家が日本企業のクレジット・リスク全般に警戒感を高めるきっかけとなった。

第 2 に、米国エンロンの経営破綻（破産手続き申請は 2001 年 12 月）である。これにより、日本でもエンロンの債券を組み込んだ MMF など一部の債券型投資

⁴ ヤオハンのデフォルトは 1997 年 9 月（転換社債 344 億円）、日本国土開発は 1998 年 12 月（普通社債 500 億円、転換社債 71 億円）。

⁵ 当初は、民事再生手続きの申し立てであったが、後に会社更生手続きに切り替わった。

⁶ 公募、私募合計で、3,000 億円超の残高があった。

信託の元本割れが発生し、投資信託の解約、それに伴う銀行劣後債の換金売りが相次ぎ、スプレッドの拡大に拍車をかけた。

なお、この時期には、上述の 2 要因に加えて、株価軟調に伴う銀行の含み益減少、米国の同時多発テロなども、クレジット・スプレッドを拡大する方向で作用したとの指摘もある。

(2002 年半ばから 2005 年後半にかけての縮小・安定局面)

2002 年半ばから 2005 年後半にかけては、スプレッドが、大きく縮小した後、低位で安定する展開となった。この背景としては、(1)銀行セクターでは、公的サポートにより銀行の債務が保護されるとの見方が定着する中⁷、不良債権処理が進捗していたほか、(2)事業法人セクターでは、景気が持ち直す中、収益環境・財務体質が改善していたことなどがある。また、2001 年 3 月に採用された量的緩和政策の下、金利の先行き不透明感が減退していたことも、クレジット・スプレッドを縮小させる方向で作用したとみられる。

(2005 年末からの 2006 年半ばにかけての局面)

2005 年末から 2006 年半ばにかけては、企業収益は堅調に推移していたが、(1)消費者金融業界への規制強化の動きや、(2)ソフトバンクによるボーダフォンの大型 LBO が、低格付債のスプレッド拡大のきっかけとなった。また、日本銀行による量的緩和政策・ゼロ金利の解除が視野に入る中⁸、金利の先行き不透明感が幾分高まったことも、クレジット・スプレッドを拡大させる方向で作用したとみられる。

⁷ 2003 年 4 月には、産業再生機構が設立されたほか、同年 5 月にはりそな銀行に公的資金が注入された。

⁸ ある市場参加者は、2006 年春頃に、主要な投資家が債券の評価損を実現化させる動きがみられたと指摘している。具体的には、金利が上昇する局面では、投資家が債券のポートフォリオに生じる評価損を解消するため、損切り取引を行う傾向があり、株高の下では、そうした取引が活発化しやすい。日本でも、過去、こうした現象がしばしば生じた模様である。2006 年春についても、そうした取引が一時的に活発化して、流通市場の市況が軟化(クレジット・スプレッドが拡大)する時期がみられたとされている。

オプション価格の理論

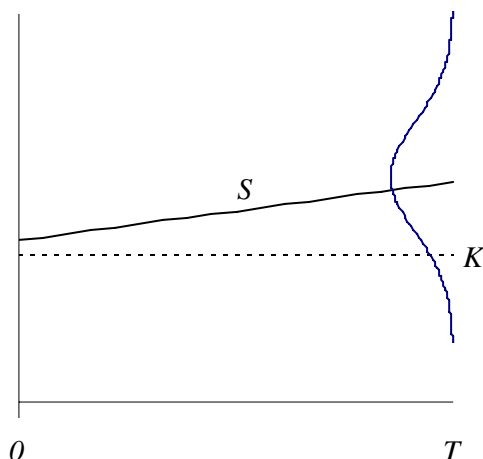
Black and Scholes (1973)および Merton (1973)は、一定の仮定の下で、原資産が株式であるヨーロッパ・オプションが、株式と無リスク資産のポートフォリオにより複製可能であることを明らかにし、オプションと複製ポートフォリオ間の無裁定関係に基づく偏微分方程式の解として、オプション価格に関する Black-Scholes-Merton 方程式を導出した。コール・オプション（以下、コール）の価格を C 、プット・オプション（以下、プット）の価格を P とすると、下記の定式となる。

$$\begin{aligned}
 C &= SN(d_2) - K \exp(-rT)N(d_1) \\
 P &= K \exp(-rT)N(-d_2) - SN(-d_1) \\
 \text{where} & \\
 d_1 &= \frac{\ln(S/K) + (r + \sigma^2/2)T}{\sigma\sqrt{T}} \\
 d_2 &= d_1 - \sigma\sqrt{T}
 \end{aligned} \tag{1}$$

ただし、 s は原資産価格、 K は行使価格、 σ は原資産価格のボラティリティ、 r は無リスク金利、 T は満期である。なお、 $N(\cdot)$ は累積標準正規分布関数である。

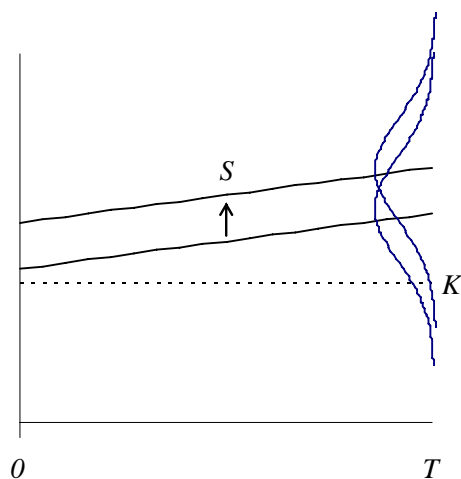
各変数に対するオプション価格の感応度は、Black-Scholes-Merton 方程式の各変数についての偏微分であり、一般に「グリークス」と呼ばれる。原資産価格のグリークスである「デルタ」は、コールが正、プットが負である。つまり、原資産価格の上昇は、コール価格の上昇、プット価格の低下をもたらす。また、原資産価格のボラティリティのグリークスである「ベガ」は、コール、プットとも正であり、ボラティリティの上昇はオプション価格を上昇させる。金利のグリークスである「ロー」は、コールに対して正、プットに対して負であり、金利の上昇は、コール価格の上昇、プット価格の低下をもたらす。

こうした各変数とオプション価格との関係については、無裁定条件から導出される株価のリスク中立過程とオプション価格との関係を以下のように図示すると、(若干厳密さを失うものの)直観的に理解しやすい。



上図の縦軸は s の価格、横軸は時間である。リスク中立過程では、 s は平均的には無リスク金利 r に等しい収益率で成長する（図では、 s の実線の傾きが r に相当する）。ただし、 s の変動は一定のボラティリティを伴うため、満期 T 時点の最終的な s の価格は、図中の釣鐘形状の分布となる。ヨーロピアン・コール・オプションでは、 T 時点における s の分布のうち、行使価格 K （図中の点線）を上回っている場合には、 $s-K$ のペイオフが支払われる一方、 K を下回っている場合には、ペイオフがゼロである。プット・オプションでは、その逆となる。

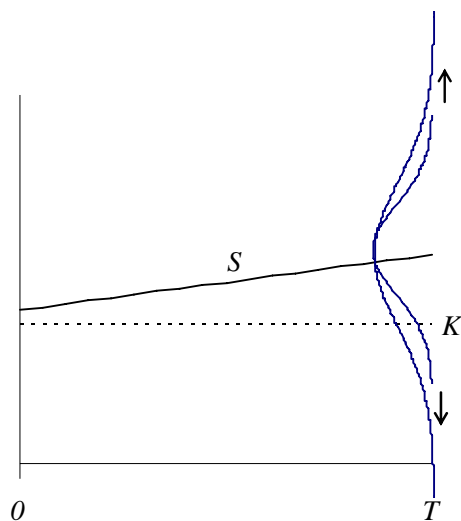
さて、ここで、原資産価格 s の変化とコール及びプット・オプションの価格との関係は以下のように図示される。



s の上昇は、 T 時点での s の分布が上方にシフトすることを意味する。これに伴って、分布のうちコール・オプションに正のペイオフが発生する累積確率、また、同確率で発生するペイオフが拡大する結果、コール・オプションの価格

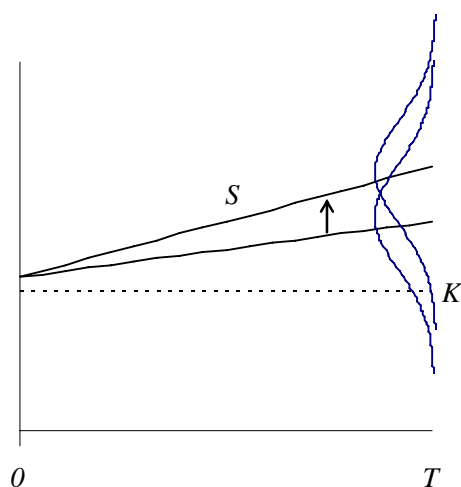
は上昇する。逆にプット・オプションの場合、価格が低下する。

次に、原資産価格のボラティリティ σ の上昇は、以下のように図示される。



s のボラティリティ σ が高まると、 T 時点の s の分布の裾野が広がる。コール・オプションでは、 K より下方の分布の拡大はペイオフがゼロであるため、オプション価格に影響しないが、上方の分布の広がりは、ペイオフのアップサイドの可能性を高めるため、コール・オプションの価格が上昇する。プット・オプションの場合は、逆に上方への広がりが影響しない一方、下方の広がりがペイオフのアップサイドの可能性を高めるため、 σ の上昇はプット・オプションの価格も上昇させる。

最後に、無リスク金利 r の上昇の効果は以下のように図示される。



図のように、 r の上昇は、 s の平均的な成長率を示した実線の傾きの上昇を意味

する。それに伴って、 T 時点の s の分布も、上方にシフトするため、 s の上昇のケース同様、コール・オプションのペイオフの期待値は高まり、コール・オプションの価格は上昇する。逆に、プット・オプションの価格は低下する。

式(1)の推計結果 (日次サンプル) 詳細

$$\begin{aligned} \Delta CS_{i,j,t} = & c_{i,j} + \beta_{1,i,j} \Delta r_{j,t} + \beta_{2,i,j} \Delta \sigma_t^r + \beta_{3,i,j} \Delta \log(eqp_t) \\ & + \beta_{4,i,j} \Delta \sigma_t^{eqp} + \beta_{5,i,j} \Delta TL_t + \beta_{6,i,j} \Delta onoff_t + \varepsilon_{i,j,t} \end{aligned} \quad (1) \text{再掲}$$

$$\varepsilon_{i,j,t} \sim N(0, \sigma_{i,j,t}^2)$$

<i>i</i>	<i>j</i>	<i>c</i>	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	Adj. R ²	D.W.
Aa	1	-0.00014 (-0.83)	-0.1949 (-12.18)	0.00799 (11.13)	0.0172 (1.25)	0.000045 (0.53)	-0.000113 (-1.36)	-0.1674 (-3.17)	0.11	2.38
	2	-0.00012 (-0.76)	0.0749 (7.30)	0.00539 (7.59)	0.0335 (2.54)	0.000092 (1.14)	0.000057 (0.72)	-0.1161 (-2.30)	0.09	2.25
	3	-0.00011 (-0.65)	0.0215 (2.76)	0.00432 (5.88)	0.0348 (2.60)	0.000129 (1.57)	0.000272 (3.37)	-0.1587 (-3.10)	0.04	2.16
	5	-0.00013 (-0.83)	-0.0228 (-4.24)	0.00217 (3.06)	0.0276 (2.18)	0.000039 (0.50)	0.000270 (3.57)	-0.2439 (-5.09)	0.03	2.15
	7	-0.00015 (-0.93)	-0.0836 (-17.54)	0.00227 (3.04)	0.0310 (2.36)	0.000084 (1.04)	0.000190 (2.41)	-0.2034 (-4.07)	0.16	2.31
9	-0.00015 (-0.99)	-0.0782 (-15.88)	0.00104 (1.44)	0.0112 (0.89)	0.000097 (1.26)	0.000368 (4.84)	-0.1003 (-2.10)	0.17	2.35	
A	1	-0.00028 (-1.42)	-0.2628 (-13.90)	0.00695 (8.19)	0.0262 (1.61)	0.000083 (0.82)	-0.000151 (-1.54)	-0.2567 (-4.11)	0.11	2.09
	2	-0.00029 (-1.37)	-0.0226 (-1.68)	0.00542 (5.83)	0.0473 (2.74)	0.000150 (1.41)	0.000190 (1.82)	-0.1585 (-2.40)	0.02	2.20
	3	-0.00028 (-1.20)	-0.0505 (-4.46)	0.00466 (4.36)	0.0411 (2.11)	0.000114 (0.95)	0.000591 (5.03)	-0.1722 (-2.32)	0.03	2.18
	5	-0.00032 (-1.47)	-0.0921 (-11.98)	0.00412 (4.06)	0.0439 (2.43)	-0.000044 (-0.40)	0.000760 (7.00)	-0.1236 (-1.80)	0.11	2.17
	7	-0.00035 (-1.32)	-0.1310 (-16.19)	0.00288 (2.28)	0.0208 (0.93)	-0.000072 (-0.52)	0.000702 (5.24)	-0.1806 (-2.13)	0.16	2.21
9	-0.00037 (-1.73)	-0.0975 (-13.71)	0.00163 (1.55)	0.0224 (1.24)	0.000179 (1.62)	0.000852 (7.76)	-0.0869 (-1.26)	0.16	2.23	
Baa	1	-0.00043 (-2.03)	-0.3049 (-15.04)	0.00742 (8.15)	0.0242 (1.39)	0.000061 (0.56)	-0.000223 (-2.12)	-0.2129 (-3.18)	0.12	2.00
	2	-0.00045 (-1.96)	-0.0347 (-2.35)	0.00683 (6.68)	0.0431 (2.27)	0.000025 (0.21)	0.000234 (2.05)	-0.1357 (-1.87)	0.03	1.97
	3	-0.00032 (-1.16)	-0.0743 (-5.58)	0.00515 (4.10)	0.0616 (2.69)	0.000163 (1.16)	0.000694 (5.02)	-0.1361 (-1.56)	0.04	2.00
	5	-0.00020 (-0.64)	-0.0959 (-8.79)	0.00334 (2.32)	0.0684 (2.67)	-0.000091 (-0.58)	0.000677 (4.40)	-0.1302 (-1.34)	0.06	1.92

(注) カッコ内はt値。

式(1)の推計結果 (月次サンプル) 詳細

$$\begin{aligned} \Delta CS_{i,j,t} = & c_{i,j} + \beta_{1,i,j} \Delta r_{j,t} + \beta_{2,i,j} \Delta \sigma_t^r + \beta_{3,i,j} \Delta \log(eqp_t) \\ & + \beta_{4,i,j} \Delta \sigma_t^{eqp} + \beta_{5,i,j} \Delta TL_t + \beta_{6,i,j} \Delta onoff_t + \varepsilon_{i,j,t} \end{aligned} \quad (1) \text{再掲}$$

$$\varepsilon_{i,j,t} \sim N(0, \sigma_{i,j,t}^2)$$

<i>i</i>	<i>j</i>	<i>c</i>	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	Adj. R ²	D.W.
Aa	1	-0.09545 (-1.97)	0.0098 (3.11)	0.10980 (1.75)	0.0010 (1.21)	0.000224 (0.41)	-0.243332 (-0.88)	-0.0038 (-1.34)	0.13	2.20
	2	0.05841 (1.84)	0.0101 (3.66)	0.10186 (1.92)	0.0016 (2.40)	-0.000209 (-0.46)	0.096167 (0.42)	-0.0019 (-0.78)	0.28	2.36
	3	0.01468 (0.53)	0.0083 (2.83)	0.06153 (1.12)	0.0019 (2.78)	-0.000022 (-0.05)	-0.004433 (-0.02)	-0.0020 (-0.82)	0.18	2.13
	5	-0.00622 (-0.28)	0.0081 (2.78)	0.08470 (1.67)	0.0010 (1.57)	0.000207 (0.48)	-0.466705 (-2.24)	-0.0025 (-1.14)	0.18	1.77
	7	-0.02979 (-1.53)	0.0103 (3.63)	0.00799 (0.17)	0.0005 (0.80)	0.000326 (0.80)	-0.442408 (-2.29)	-0.0019 (-0.93)	0.18	2.15
	9	-0.08489 (-3.54)	0.0103 (3.06)	0.04995 (0.89)	-0.0002 (-0.23)	-0.000227 (-0.46)	-0.053217 (-0.23)	-0.0021 (-0.87)	0.08	2.03
A	1	-0.09656 (-1.32)	0.0151 (3.17)	0.12378 (1.30)	0.0017 (1.39)	-0.001162 (-1.39)	-0.052155 (-0.12)	-0.0059 (-1.35)	0.12	2.41
	2	0.01473 (0.30)	0.0077 (1.79)	0.09791 (1.18)	0.0023 (2.23)	-0.001064 (-1.49)	-0.027326 (-0.08)	-0.0054 (-1.45)	0.09	2.04
	3	0.00480 (0.09)	0.0068 (1.26)	-0.05384 (-0.53)	0.0026 (2.08)	-0.000395 (-0.46)	-0.126947 (-0.30)	-0.0055 (-1.23)	0.04	2.40
	5	-0.01703 (-0.44)	0.0103 (2.07)	0.11806 (1.37)	0.0015 (1.39)	-0.000142 (-0.19)	-0.148384 (-0.42)	-0.0067 (-1.76)	0.04	1.93
	7	-0.00895 (-0.25)	0.0068 (1.29)	-0.12087 (-1.37)	0.0016 (1.52)	0.001169 (1.54)	0.005481 (0.02)	-0.0063 (-1.64)	0.05	1.56
	9	-0.01497 (-0.42)	0.0034 (0.68)	-0.05802 (-0.70)	0.0005 (0.53)	0.001381 (1.89)	0.262594 (0.77)	-0.0071 (-1.97)	0.00	1.88
Baa	1	-0.14575 (-1.49)	0.0120 (1.88)	0.10988 (0.86)	0.0020 (1.24)	-0.001025 (-0.92)	-0.671425 (-1.20)	-0.0097 (-1.67)	0.04	1.73
	2	-0.05905 (-0.73)	0.0223 (3.18)	0.06918 (0.51)	0.0009 (0.54)	-0.000505 (-0.43)	0.038239 (0.07)	-0.0081 (-1.34)	0.06	1.72
	3	0.00501 (0.06)	0.0105 (1.24)	0.00491 (0.03)	0.0028 (1.43)	0.000346 (0.26)	-0.294058 (-0.44)	-0.0063 (-0.90)	0.00	1.71
	5	0.04291 (0.47)	0.0064 (0.54)	0.07312 (0.36)	-0.0003 (-0.10)	-0.000203 (-0.12)	-0.298180 (-0.36)	-0.0046 (-0.51)	-0.05	2.08

(注) カッコ内はt値。

式 (2) の推計結果詳細

リビジョン・インデックス

$$\Delta CS_{i,j,t} = a_{i,j}^1 + \gamma_{i,j}^{11} \Delta \sigma_t^r + \gamma_{i,j}^{12} RI_{t-1} + u_{i,j,t} \quad u_{i,j,t} \sim N(0, \sigma_{1,i,j,t}^2) \quad (2) \text{再掲}$$

<i>i</i>	<i>j</i>	<i>a</i> ₁	γ_{11}	γ_{12}	Adj. R ²	D.W.
Aa	1	-0.00328 (-1.34)	0.01060 (4.05)	-0.00035 (-1.28)	0.12	1.87
	2	-0.00207 (-0.79)	0.01072 (3.82)	-0.00037 (-1.28)	0.11	2.14
	3	-0.00226 (-0.82)	0.00987 (3.34)	-0.00031 (-1.02)	0.08	2.39
	5	-0.00241 (-0.97)	0.01068 (4.04)	-0.00053 (-1.91)	0.14	2.08
	7	-0.00166 (-0.56)	0.00560 (1.77)	-0.00045 (-1.38)	0.02	2.10
	9	-0.00158 (-0.55)	-0.00520 (-1.70)	-0.00025 (-0.79)	0.02	1.66
A	1	-0.00550 (-1.14)	0.00665 (1.29)	-0.00093 (-1.74)	0.02	2.09
	2	-0.00440 (-0.91)	0.00260 (0.50)	-0.00101 (-1.88)	0.02	1.74
	3	-0.00502 (-1.03)	0.00643 (1.23)	-0.00131 (-2.42)	0.04	1.84
	5	-0.00420 (-1.03)	0.01179 (2.69)	-0.00111 (-2.44)	0.09	1.87
	7	-0.00400 (-0.87)	0.00471 (0.95)	-0.00124 (-2.42)	0.04	1.70
	9	-0.00340 (-0.82)	-0.00821 (-1.84)	-0.00118 (-2.55)	0.07	1.67
Baa	1	-0.00679 (-1.24)	0.01594 (2.72)	-0.00225 (-3.68)	0.14	1.37
	2	-0.00647 (-1.10)	0.01247 (1.97)	-0.00265 (-4.03)	0.14	1.75
	3	-0.00466 (-0.73)	0.01375 (2.01)	-0.00249 (-3.50)	0.11	1.82
	5	-0.00146 (-0.19)	0.01544 (1.87)	-0.00235 (-2.74)	0.07	1.98

(注) カッコ内はt値。

総資産営業利益率

$$\Delta CS_{i,j,t} = a_{i,j}^2 + \gamma_{i,j}^{21} \Delta \sigma_{r,t} + \gamma_{i,j}^{22} \Delta ROA_{t-3} + v_{i,j,t} \quad v_{i,j,t} \sim N(0, \sigma_{2,i,j,t}^2) \quad (2)\text{再掲}$$

<i>i</i>	<i>j</i>	<i>a</i> ₂	<i>γ</i> ₂₁	<i>γ</i> ₂₂	Adj. R ²	D.W.
Aa	1	-0.00228 (-0.97)	0.01019 (3.99)	-0.296 (-2.54)	0.16	1.93
	2	-0.00116 (-0.45)	0.01034 (3.72)	-0.208 (-1.64)	0.12	2.22
	3	-0.00160 (-0.59)	0.00960 (3.24)	-0.094 (-0.70)	0.08	2.44
	5	-0.00123 (-0.50)	0.01019 (3.85)	-0.215 (-1.78)	0.13	2.18
	7	-0.00068 (-0.23)	0.00519 (1.64)	-0.156 (-1.08)	0.02	2.15
	9	-0.00096 (-0.34)	-0.00545 (-1.79)	-0.144 (-1.04)	0.02	1.69
A	1	-0.00284 (-0.62)	0.00557 (1.13)	-0.783 (-3.48)	0.10	2.23
	2	-0.00192 (-0.41)	0.00159 (0.31)	-0.561 (-2.41)	0.04	1.78
	3	-0.00221 (-0.45)	0.00527 (1.00)	-0.438 (-1.82)	0.02	1.89
	5	-0.00171 (-0.42)	0.01077 (2.45)	-0.449 (-2.24)	0.08	1.89
	7	-0.00159 (-0.34)	0.00372 (0.74)	-0.237 (-1.03)	-0.00	1.67
9	-0.00098 (-0.23)	-0.00921 (-2.03)	-0.319 (-1.55)	0.04	1.69	
Baa	1	-0.00169 (-0.31)	0.01384 (2.36)	-0.951 (-3.55)	0.13	1.28
	2	-0.00060 (-0.10)	0.01006 (1.57)	-1.019 (-3.49)	0.11	1.72
	3	0.00048 (0.07)	0.01163 (1.65)	-0.698 (-2.17)	0.05	1.77
	5	0.00411 (0.55)	0.01315 (1.62)	-1.166 (-3.15)	0.09	2.05

(注) カッコ内はt値。

資金繰り判断 DI

$$\Delta CS_{i,j,t} = a_{i,j}^3 + \gamma_{i,j}^{31} \Delta \sigma_{r,t} + \gamma_{i,j}^{32} \Delta DI_{t-1} + o_{i,j,t} \quad o_{i,j,t} \sim N(0, \sigma_{3,i,j,t}^2) \quad (2) \text{再掲}$$

	<i>i</i>	<i>j</i>	<i>a</i> ₃	<i>γ</i> ₃₁	<i>γ</i> ₃₂	Adj. R ²	D.W.	
Aa		1	-0.00235 (-0.97)	0.01020 (3.88)	-0.00301 (-1.06)	0.12	1.87	
		2	-0.00159 (-0.62)	0.01074 (3.85)	-0.00342 (-1.13)	0.12	2.24	
		3	-0.00167 (-0.61)	0.00973 (3.27)	-0.00271 (-0.84)	0.08	2.44	
		5	-0.00147 (-0.60)	0.01049 (3.95)	-0.00466 (-1.62)	0.13	2.21	
		7	-0.00080 (-0.28)	0.00553 (1.77)	-0.00702 (-2.07)	0.05	2.26	
		9	-0.00112 (-0.40)	-0.00515 (-1.70)	-0.00547 (-1.67)	0.03	1.76	
	A		1	-0.00348 (-0.73)	0.00608 (1.18)	-0.01002 (-1.79)	0.02	2.18
			2	-0.00196 (-0.42)	0.00211 (0.42)	-0.01771 (-3.25)	0.08	1.94
			3	-0.00207 (-0.43)	0.00568 (1.10)	-0.01688 (-3.01)	0.07	2.08
		5	-0.00142 (-0.36)	0.01103 (2.58)	-0.01645 (-3.54)	0.14	2.12	
		7	-0.00127 (-0.28)	0.00402 (0.82)	-0.01498 (-2.81)	0.06	1.87	
Baa		9	-0.00034 (-0.08)	-0.00903 (-2.11)	-0.01901 (-4.10)	0.15	1.99	
		1	-0.00154 (-0.29)	0.01449 (2.55)	-0.02879 (-4.67)	0.20	1.42	
		2	-0.00024 (-0.04)	0.01068 (1.74)	-0.03280 (-4.93)	0.19	1.91	
		3	0.00066 (0.11)	0.01252 (1.89)	-0.03088 (-4.28)	0.16	2.03	
		5	0.00370 (0.49)	0.01407 (1.72)	-0.02743 (-3.09)	0.09	2.04	

(注) カッコ内はt値。