

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

金融市場の価格機能と金融政策
— ゼロ金利下における日本の経験 —

ばばなおひこ
馬場直彦

Discussion Paper No. 2006-J-20

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

日本銀行金融研究所が刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<http://www.imes.boj.or.jp>

無断での転載・複製はご遠慮下さい

備考：日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、ディスカッション・ペーパーの内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

金融市場の価格機能と金融政策

ゼロ金利下における日本の経験

ばば なおひこ
馬場直彦*

要 旨

本稿では、日本銀行によるゼロ金利・量的緩和政策のもとでの、わが国金融市場の価格機能についての評価を試みている。はじめにさまざまな金融市場での価格動向を観察した後、日本銀行の金融政策がわが国国債（JGB）市場での期待形成と邦銀のリスク・プレミアムに与えた影響を詳細に分析している。主たる結果は以下のとおりである。第1に、負の潜在金利の存在を許容するブラック・ゴロボイ・リネツキ（BGL）モデルを用いた JGB イールドカーブの分析結果によると、（1）1990年代後半以来負の値をとっていた潜在金利は、2003年に上昇に転じ、その後上昇トレンドにあることに加え、（2）リスク中立下における、負の潜在金利が再びゼロに達するまでの時間（初到達時間）は、2006年2月末現在で約3ヵ月間と推計される。初到達時間は、近似的に JGB 市場参加者が期待するゼロ金利政策の終了時期に対応すると考えられる。第2に、量的緩和政策のもとでは、譲渡性預金市場のような短期金融市場において、邦銀に対するリスク・プレミアムがほぼ消滅した一方、クレジット・デフォルト・スワップ市場のような長期クレジット市場や株式市場では残存し続けた。この結果は、量的緩和政策のもとでの日本銀行による潤沢な流動性供給が、流動性不足に起因する邦銀の短期的なデフォルトの発生可能性を抑える効果を有していたとの金融市場参加者の評価を反映したものと捉えることができるだろう。

キーワード: 日本銀行、金利の期間構造、名目金利の非負制約、ゼロ金利政策、量的緩和政策、銀行のリスク・プレミアム

JEL classification: E43, E44, E52, G12

* 日本銀行金融研究所兼金融市場局企画役（E-mail: naohiko.baba@boj.or.jp）

本稿は、2006年6月1-2日に日本銀行金融研究所が開催した第13回国際コンファレンス「低金利環境下における金融市場と実体経済（Financial Markets and the Real Economy）」において馬場が報告した、“Financial Market Functioning and Monetary Policy: Japan's Experience”に対応する日本語版である。本稿の作成に当たっては、上野陽一、桜井裕司、坂井真美の各氏の協力を得たほか、多くの日本銀行スタッフから有益な示唆を受けた。また、指定討論者のロングワース（カナダ中銀）、リチャーズ（オーストラリア中銀）をはじめ、多くのコンファレンス参加者からも有益なコメントを頂戴した。記して感謝したい。ありうべき誤りは、すべて著者個人に属する。ただし、本稿に示されている意見は、筆者個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。

1. はじめに

本稿の目的は、近年の日本銀行によるゼロ金利政策と量的緩和政策のもとでのわが国金融市場の価格機能を評価することにある。具体的には、本稿では特に、(i) 日本銀行の金融政策の継続に関するコミットメントに対する期待が、わが国国債（JGB）イールドカーブにどのように反映されていたのかという点と、(ii) 日本銀行の金融政策が、短期金融市場、長期のクレジット市場であるクレジット・デフォルト・スワップ（CDS）市場や株式市場を含む幅広い金融市場における邦銀のリスク・プレミアムにどのような影響を与えてきたのかという2点の評価を試みている。

わが国は、1990年代はじめのバブル崩壊以降、長く経済不振に陥ってきた。株価（TOPIX）はピーク時から2003年のボトムまで約70%下落した。資産価格の下落は金融システム、とりわけ銀行セクターに大きな打撃を与えた。不良債権問題に対処すべく主要銀行に公的資金の注入が行われたにもかかわらず、銀行セクターが完全な回復に至ったのは、ごく最近であった。企業セクターの設備投資も、1980年代後半の過剰状態からの調整と金融システム問題の影響を強く受けて伸び悩んだ。

こうしたデフレ状態に対処するため、日本銀行は、(i) 無担保コール・レートを1995年終盤に0.5%に、そして、(ii) 1999年以降は実質的にゼロ%まで低下させた（ゼロ金利政策）。さらには、(iii) 2001年3月には、量的緩和政策を導入した。Baba *et al.*[2005] や Ueda [2005]で論じられているように、ゼロ金利政策と量的緩和政策は、現在の政策金利ではなく、将来の金融政策の期待に働きかける試みとして捉えることができる。この意味で、ゼロ金利政策と量的緩和政策は、市場期待をコントロールする試みといわれることがある。

量的緩和政策は2つの柱から成り立っていた。すなわち、(i) 金融機関が日本銀行に保有する当座預金残高を政策目標とした潤沢な流動性の供給と、(ii) コアCPIの前年比上昇率（以下、コアCPIインフレ率）が安定的に正の値をとるまで、ゼロ金利を維持す

るというコミットメントである¹。そのため、日本銀行は長期国債の買い切りオペレーションを含むさまざまな種類の公開市操作手段を用いてきた。従って、量的緩和政策は、より強力な量による緩和効果と市場期待のコントロールという両面で、ゼロ金利政策を強化するものと言ってよいだろう。

わが国経済は 2002 年 1 月から回復を始め、コア CPI インフレ率は 2005 年 10 月にゼロ%に浮上し、翌月から正の値に移行した。こうした状況にかんがみて、日本銀行は 2006 年 3 月に量的緩和政策を解除し、ゼロ金利政策に戻った²。

ゼロ金利政策と量的緩和政策の上記のような特徴を踏まえて、日本銀行による市場期待のコントロールを、JGB イールドカーブの形状から評価しようとする試みが行われてきた。そして、Bernanke, Reinhart, and Sack [2004] や Oda and Ueda [2005] を含む多くの分析で、マクロ・ファイナンス・モデルが用いられてきた。マクロ・ファイナンス・モデルのもとでは、JGB イールドカーブ・モデルにある特定のマクロ経済構造の制約を課す。このモデルはある特定のマクロ・ファクターが、JGB イールドカーブ全体もしくは部分的にいかん影響を及ぼすかといった点を直接評価できるという意味で有益である。しかし一方では、マクロ・ファイナンス・モデルは、分析者が仮定する特定のマクロ経済構造に依拠しているという意味でアド・ホックな感もある。また、マクロ・ファイナンス・モデルでは、量的緩和政策下におけるイールドカーブの特異な形状を忠実にフォローすることは難しい³。

¹ コア CPI は、生鮮食料品を除くものとして定義されている。

² 2006 年 3 月 9 日の金融政策決定会合後に公表された日本銀行による公式見解は以下のとおりである。「日本銀行は、本日、政策委員会・金融政策決定会合において、金融市場調節の操作目標を日本銀行当座預金残高から無担保コールレート（オーバーナイト物）に変更したうえで、次回金融政策決定会合までの金融市場調節方針を、以下のとおりとすることを決定した。無担保コールレート（オーバーナイト物）を、概ねゼロ%で推移するように促す。」

³ 例えば、Bernanke, Reinhart, and Sack [2004] によると、モデルにより推計されるわが国国債のイールドカーブは、1999 年以降実際のイールドカーブの上方に位置し、その乖離は、2000 年 11 月に縮小した後、量的緩和政策の導入後の 2001 年 6 月に再び拡大している。この結果は、マクロ・ファイナンス・モデルでは、この間の JGB イールドカーブを厳密に再現できない可能性が高いことを示している。

以上のような問題意識のもとで、本稿では、マクロ・ファイナンス・モデルとは大きく一線を画する、金利をオプションとして捉えるブラック・モデルを用いて、日本銀行による市場期待のコントロールがイールドカーブに与えた影響を評価することを試みる。Black [1995]は、名目短期金利を、ゼロ%を行使価格とする「均衡」もしくは「潜在」金利のうえに書かれたコール・オプションとして解釈している。言い換えると、Black [1995]によると、もし名目短期金利が負の値をとると、投資家は通貨保有を選択できるという意味で通貨はオプションとして機能するため、名目短期金利は負の値をとり得ない。この考え方を用いることによって、われわれは負の値を取り得る潜在金利プロセスを用い、その負の値をすべてゼロと置き換えることによって、名目短期金利を記述することができる。

マクロ・ファイナンス・モデルとの対比で、ブラック・モデルを用いることの利点は以下のとおりである。第1に、アド・ホックなマクロ経済構造を仮定することなく、実際のイールドカーブに対するフィットが著しく向上する可能性がある。第2に、名目短期金利の非負制約の概念をスムーズに織り込むことができる。第3に、長期的な潜在金利水準に関する市場期待とともに、ゼロ金利政策の継続時間を、負の潜在金利が再びゼロに到達するまでに要する時間（初到達時間）として、直接的に評価できる^{4, 5}。

ブラック・モデルの基本概念は頑健でありかつ、名目短期金利が実際にゼロ%の水準にあったわが国の状況に対するフィットにはとても有益であると考えられる一方、ブラック・モデルには、解析解が存在しないという問題点があった⁶。しかしながら、近年、Gorovoi and Linetsky [2004] は、潜在金利プロセスに関する複数の定式化のもとで、固有関数展開の手法を用いて、解析解を導出することに成功した。本稿では、実際にブラッ

⁴ さらに、Linetsky [2004]の手法を用いることにより、特定の分布形を仮定することなく、政策変更タイミングの市場期待を抽出することができる。

⁵ Black [1995]は、元来ブラック・モデルを、1930年代の米国大恐慌下の低金利状況を説明するために用いることを展望していた。一方、Gorovoi and Linetsky [2004]や Baz, Prioul, and Toscani [1998]は、ブラック・モデルは近年のわが国の低金利状況を説明するうえで有益とした。

⁶ こうした批判については、Rogers [1995, 96]等を参照。

ク・モデルを解く際にこの Gorovoi and Linetsky [2004]による解析解を用いている。

量的緩和政策下における日本銀行の金融政策のもうひとつの課題は、金融セクター問題に対する懸念を緩和することにあった。Baba *et al.* [2005]に述べられているように、日本銀行による公開市場操作の多くは、潤沢な流動性を供給するという役割とともに、金融セクター問題に対処するという役割をも有していた。その過程では、日本銀行は自ら相応のクレジット・リスクをとってきた。本稿では、短期金融市場から CDS や株式市場に至るさまざまな金融市場における価格動向を観察することによって、日本銀行の金融政策が担ったこうした側面についての市場の見方についても評価を試みる。ここでの主たる目的は、邦銀のクレジット・リスクに対する市場の見方を鎮静化する効果が、どのタイム・ホライズンまで及んでいたかという点を分析する点にある。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、日本銀行による近年の緩和政策のもとでのわが国金融市場動向を概観する。第3節では、日本銀行の金融政策スタンスに関する市場期待とともに、それがイールドカーブに与えた影響を評価する。第4節は、日本銀行の金融政策が短期金融市場をはじめ、CDS 市場、株式市場における邦銀のリスク・プレミアムに与えた影響を分析する。第5節は、実証分析結果から得られる政策的インプリケーションを議論する。

2. 近年のわが国金融市場の動向

(1) 日本銀行の金融政策と金利環境

はじめに、1990年代以降の日本銀行による金融政策を概観する。日本銀行は、1991年に金融緩和をはじめ、1995年には無担保オーバーナイト・コールレートを0.5%以下に低下させた。しかしながら、この緩和措置だけではデフレ圧力に対抗するには十分ではなかった。日本銀行はその後1998年には、コールレートをさらに0.25%に低下させ、そして1999年2月には概ねゼロ%まで低下させた。これがゼロ金利政策の開始である。

そして、日本銀行は、1999年4月には、「デフレ懸念が払拭されるまで」ゼロ金利を継続するとの約束（コミットメント）を行った。その後、わが国経済は回復し、1999年第3四半期と2000年第3四半期間では3.3%成長した。これを受けて、日本銀行は2000年8月にゼロ金利政策を解除した。しかしながら、わが国経済は、ITバブル崩壊後、他の先進諸国とともに再び深刻な景気後退に陥った。

こうしたデフレ圧力に対処するため、日本銀行は2001年3月に量的緩和政策を導入した。量的緩和政策は、(i) 金融機関が日本銀行に保有する当座預金残高を政策目標として用い、潤沢な流動性を供給することと、(ii) コアCPIインフレ率が安定的にゼロ%以上となるまで潤沢な流動性供給を継続するというコミットメントという2本の柱から構成されていた。当座預金残高目標は数次にわたり引き上げられ、2004年1月には、所要準備の5倍以上に相当する30-35兆円に達した。その結果、図表1に示されているように、実際の当座預金残高は量的緩和政策のもとで大きく上昇した。当座預金目標を達成するために、日本銀行は手形、短期・長期国債に加え、手形、CPなどさまざまな種類の買入れオペレーションを実行した⁷。

コールレートは、ゼロ金利政策のもとで0.01%に、量的緩和政策のもとではさらに0.001%にまで低下した。図表2に示されているように、中期・長期ゾーンの金利もまた大きく低下した。図表3に示されているように、わが国の金利は米国、ドイツといった他の国々と比較しても非常に低い水準にあった⁸。コアCPIインフレ率が2005年10月以降、安定的にゼロ%以上で推移していることを確認すると、日本銀行は2006年3月9日に量的緩和政策を解除し、ゼロ金利政策に戻った。

⁷ 量的緩和政策の3つの構成要素である、(i) 潤沢な流動性供給、(ii) 流動性供給継続のコミットメント、(iii) 長期国債買入れをはじめとするさまざまな種類の公開市場操作は、Bernanke and Reinhart [2004]によって提唱された、現在の金利水準の引き下げを伴うことなく経済を刺激するための3つの手段に概ね対応している。

⁸ Baba *et al.* [2005]で示されているように、近年のわが国の長期国債金利は、1930年代における米国長期国債金利より低い。

(2) 短期金融市場金利

次に、短期金融市場における金利動向をみよう。まず、TIBOR と LIBOR をみる。TIBOR と LIBOR のレファレンス銀行の多くはそれぞれ、邦銀、外銀であることから、TIBOR、LIBOR には、それぞれ邦銀、外銀のクレジット・リスクが反映されているはずである⁹。実際、TIBOR と LIBOR 間のスプレッド (TL スプレッド) として一般的に定義されるいわゆる「ジャパン・プレミアム」は、1997 年から 98 年にかけてのわが国金融危機時には、米ドル建てで 100 ベーシス、円建てで 40 ベーシスに達した¹⁰。Ito and Harada [2004] が示唆しているように、ジャパン・プレミアムは、単なるクレジット・リスクの相対的な指標という位置付けを越えて、不透明なわが国の会計・銀行監督システムに対する外銀による懐疑的な見方をも反映していたと考えられていた。

図表 4 に示されているように、1999 年 4 月のゼロ金利政策導入以降、この TL スプレッドはゼロ近辺で変動している。ここでは以下の点に注目すべきであろう。2001 年から 2002 年にかけて、低い収益性と新たに発生した不良債権を主たる理由として、邦銀の不安定性に対する懸念が再び大きく注目された。しかしながら、この期間では、TL スプレッドは全く拡大しなかった。Ito and Harada [2004] によると、TL スプレッドは邦銀の脆弱性に関する市場の見方を示す指標としての役割を失ったという。この点については、4 節、5 節で再び取り上げることとする。

短期金融市場における邦銀のクレジット・リスクに関するもうひとつの重要な指標は、譲渡性預金金利である。譲渡性預金は、わが国では、都銀、地銀、信託、外銀により発行されている、自由金利が付されたわが国はじめての金融商品であり、かつ預金保険に

⁹ TIBOR と LIBOR は、それぞれ、Tokyo Interbank Offered Rate と London Interbank Offered Rate の略である。レート特性等の詳細については、Baba and Nishioka [2005] と Ito and Harada [2004] を参照のこと。

¹⁰ 1997 年に破綻した主要金融機関は以下のとおりである。三洋証券 (11 月 3 日)、北海道拓殖銀行 (11 月 17 日)、山一証券 (11 月 24 日)、徳陽シティ銀行 (11 月 26 日)。金融危機は日本長期信用銀行 (1998 年 10 月 23 日) と日本債券信用銀行 (1998 年 12 月 12 日) が国有化されるまで続いた。

よりカバーされないため、その金利は発行銀行それぞれのクレジット・リスクを反映すべきものと考えられている¹¹。図表 5 は、譲渡性預金金利と TIBOR それぞれと日本銀行のコールレート誘導水準との間のスプレッドを示している。ここで、量的緩和政策の導入以降、譲渡性預金・TIBOR スプレッドともに、2001 年から 2002 年にかけての金融不安再燃にもかかわらず、2001 年度末にかけての一時的な上昇を除いて、非常に低位で安定して推移していることがわかる。

(3) 長期のクレジット・スプレッド

次に、長期のクレジット・スプレッドの動向に目を転じてみよう。図表 6 に示されているように、同じ満期を有するわが国債利回り対比での一般事業法人のクレジット・スプレッドは、ゼロ金利政策導入以降、縮小している。図表 6 から、とりわけ BBB 格の社債において、クレジット・スプレッドが 2 度にわたり大きく上昇していることがわかる。最初の上昇は、図表 4 と 5 で示されている TL スプレッドと NCD スプレッドと同様に、1997 年終盤から 1999 年にかけて観察される。2 度目の上昇は、2002 年頃に生じている。この時期もまた、上述のように、金融不安の時期に対応している¹²。もっとも 2003 年頃より、クレジット・スプレッドは大きく縮小し、縮小は BBB 格の社債にまで及んだ。Baba *et al.* [2005]によると、この時期では、BBB 格のクレジット・スプレッドは、かろうじて事後的なデフォルト率をカバーしているに過ぎない状態にあった。このように、発行企業にとっては有利な状況であったにもかかわらず、社債の発行額はさほど増加しなかったのも、この時期の特徴のひとつである。

この間の短期金融市場、国債市場、社債市場の動向から、Baba *et al.* [2005]で主張されているように、以下のような投資家行動が観察できる。すなわち、短期金利の低下によ

¹¹ わが国譲渡性預金市場についての詳細については、Baba *et al.* [2006]を参照のこと。

¹² 2002 年 9 月のマイカル破綻も、クレジット市場全体のセンチメントを悪化させた。

り、わが国投資家は、他の金融市場においてさまざまなリスクをとることにより、より高い利回りを求めることを余儀なくされた。彼らは、まずよりタームの長い国債に投資することにより、デュレーション・リスクをとりに向かった。しかし、長期国債利回りが低下するとともに、金利反転の際の大きな潜在的なキャピタル・ロスの可能性が危険視され始めた。このような状況に直面して、わが国投資家は、次に、比較的高格付けを有する社債をはじめとするクレジット商品に向かった。こうしたクレジット商品に対する彼らの積極的な投資はやがてより低位の格付けを有する社債スプレッドをも大きく縮小させた¹³。

(4) 株価

一方、図表 7 は、TOPIX と銀行セクターの株式指数（銀行指数）を示している。これらの指標は、1995 年以降、同様の動きを示しているが、銀行指数の方が 1990 年代後半の金融危機時や 2001 年から 2002 年にかけての金融不安時には、ずっと大きな落ち込みを示していることがわかる。同様の動きを示している主な理由は、まず時価総額対比で銀行株式が TOPIX の大きな割合を占めていることにあるが、以下の点も見落とすべきではないだろう。すなわち、TOPIX の大きな下落、具体的には、2001 年 9 月に TOPIX が 1,000 を割り込んだことそのものが金融不安のトリガーとなったということである。当然のように、大きな株式ポートフォリオを有する銀行の株価がこの時期大きく下落した。その後、不良債権処理が徐々に進展してくるにつれて、銀行株価は 2003 年初頭から回復しはじめた。TOPIX は 2006 年 1 月に 1995 年 1 月時点とほぼ同程度の水準を回復

¹³ こうした投資行動は、時として、「利回り追求 (search for yields)」行動と呼ばれる。これは、合理的な経済主体によって正当化できないくらい利回りが低下してしまった金融資産への投資行動と捉えることができる。Nishioka and Baba [2004] は、最適ポートフォリオ選択を、利回りの平均、分散、歪度の 3 つのファクターで評価する 3 ファクター CAPM を用いて、社債を含むわが国債券市場リターンを分析した結果、こうした利回り追及行動の存在を支持している。

したが、銀行株価の回復は、同時点对比で、1995年1月時点の約6割に止まっている¹⁴。

3. 日本銀行の金融政策とJGBイールドカーブ

(1) JGBイールドカーブ

本節では、日本銀行による金融政策の継続コミットメントに対するJGB市場における期待形成を定量的に捉えるという点に特に注意を払いつつ、日本銀行の金融政策がJGBイールドカーブに与えてきた影響をレビューする。図表8は、1999年2月にゼロ金利政策が導入されて以降の、JGBイールドカーブの変遷を示している。図表から明らかのように、ゼロ金利・量的緩和政策下において、2003年半ばまでは、イールドカーブの全体的な下方シフトに加えて、フラット化が著しく進展した。その結果、バシチェックやCIR (Cox, Ingersoll, and Ross) といった通常のイールドカーブ・モデルでは、JGBイールドカーブの形状をフォローすることが困難になった¹⁵。著しく低位にある短期・中期ゾーンのイールドは、量的緩和政策下において、コアCPIインフレ率をガイドラインとして明示的にコミットされている、ゼロ金利政策の継続期間に対する期待を反映していると考えられる。実際、Baba *et al.*[2005] や Ueda [2005]で論じられているように、ゼロ金利政策と量的緩和政策の主眼は、「市場期待のコントロール」にある。そこで以下では、JGBイールドカーブに、金利をオプションとして捉えるブラック・モデルを適用した結果をレビューする。結果を先取りすると、ブラック・モデルは、モデルにアド・ホックなマクロ経済構造を何ら追加することなく、著しくフラット化したJGBイールドカーブを比較的忠実に記述し、さらにJGB市場におけるゼロ金利政策の継続期間の期待形成を定量的に捉える際に、とても有益なフレームワークを提供している。

¹⁴ Ito and Harada [2006] は、1990年代後半からわが国銀行株価動向に関する詳細なサーベイを提供している。

¹⁵ バシチェック・モデルについては Vasicek [1977] を、CIRモデルについては Cox, Ingersoll, and Ross [1985] を参照のこと。

(2) 金利をオプションとして捉えるブラック・モデル

Black [1995]では、負の値をとり得る瞬間的な潜在金利があり、観察される名目金利はその潜在金利の正の部分であると仮定されている。この仮定の根拠は以下のとおり、明解なものである。すなわち、投資家が金利ゼロの通貨を保有するオプションを有する限りにおいて、他の金融商品の金利は、裁定機会を除外するためには、非負でなければならない。具体的には、観察される名目金利 r_t は以下のように書くことができる。

$$r_t = \max[0, r_t^*] = r_t^* + \max[0, -r_t^*] \quad r_0^* = r. \quad (1)$$

ここで、 r_t^* は潜在金利である。 r_t と r_t^* の関係は、図表9に描かれている。言い換えると、(1) 式は、観察される名目金利は、ゼロ%を行使価格とする潜在金利のうえに書かれたコール・オプションとみなすことができることを示している。また、(1) 式の2つめの等式によると、観察される名目金利は、潜在金利と、潜在金利が負の値をとるときに、名目金利に非負制約をもたらすオプション価値の和として表現することができる。本稿では、Bomfim [2003]に従って、このオプション価値をフロー価値と呼ぶ。すなわち、このフローは、潜在金利 r_t^* がゼロ未満に低下するとき、投資家の債券投資資金を通貨にスイッチするオプションを内包していることになる。

r_t^* が十分にゼロより大きい通常の状態においては、(1) 式で示されているフロー価値は無視できるものである。しかし、短期名目金利がゼロもしくはゼロ近くまで低下すると、フロー価値は無視できなくなり、その結果、長期金利は通常以上に大きくターム・プレミアム、すなわち短期金利の将来の動向に関する期待を織り込むことになる。

満期を T とするイールドカーブの傾き $R(r, T) - r_0$ は、満期までのイールドである $R(r, T)$ が、瞬間的なフォワード・レート $f(r, s)$ の平均値であることから、オプション・ポートフォリオ価値として解釈できる。ここで、 $s = 0, \dots, T$ とすると、イールドカーブの傾きは、

$$R(r, T) - r_0 = \frac{1}{T} \int_{s=0}^T f(r, s) ds - \max[0, r], \quad (2)$$

と表現することができる。さらに、 $f(r, s)$ は、 $E_r[\bullet] \equiv E[\bullet | r_0^* = r]$ のもとで、

$$f(r, s) = E_r[r_s] + \text{forward premium} + \text{floor value}, \quad (3)$$

とみなすことができる。割引債価格はフォワード・レートから算出されるため、フロア一価値は、イールドカーブ全体に織り込まれて、通貨が存在しない仮定のもとでのイールドカーブよりも、その傾きは急なものとなる。

それでは、ブラック・モデルにける潜在金利はどう解釈すべきであろうか。まずはじめに、ブラック自身の解釈を提示する (Black [1995])¹⁶。今、貯蓄・投資ギャップをクリヤーする均衡名目金利が負である状況を想定する。図表 10 は、一定の期待インフレ率のもとでのこうした状況を描いている。この状況は、デフレ圧力のもとで、金利がとても低位にあるため、人々は通貨を貯蔵させるインセンティブを持つ、いわゆる「流動性の罅」ととても近い関係にある。経済がこの状況にあると、完全雇用を回復しようとする金融政策の試みは効力を発揮しなくなってしまう¹⁷。図表 10 では、貯蓄と投資、すなわち資本の供給と需要が負の金利水準 r^* において均衡している。しかし、通貨が存在するために、観察される名目金利は(下限の)ゼロにある。従って、貯蓄・投資ギャップは解消されずそのまま残されることになる。こうした状況が実際に生じた例としては、1930年代の大恐慌下における米国 (Black [1995]、Bernanke [2002])、または1990年代以降の日本があげられることが多い(Krugman [1998])。

第2の解釈は、潜在金利は、現在それが負の値をとっている場合に、名目短期金利が再び正の値をとるまでの期間、すなわちゼロ金利が終了するまでの期間を定量的に捉える際のヒントを与えてくれるというものである。この意味では、負の潜在金利が再び正の値をとるまでの予想期間(初到達期間)は、日本銀行によるゼロ金利政策の継続期間に関するJGB市場参加者の予想とみなすことができるだろう。もし、JGB市場参加者

¹⁶ 実際、Bomfim [2003]とBaz, Prieul, and Toscani [1998]はこの解釈に従っている。

¹⁷ 流動性の罅に関する古典的な議論については、Keynes [1936]、Hicks [1937]、Robertson [1948]などを参照。近年の日本のケースについては、Krugman [1998]やBaz, Prieul, and Toscani [1998]を参照。

が、日本銀行はわが国経済が確かに流動性の罅から脱したと判断されるまでは、ゼロ金利政策を継続すると考えているとすれば、第1と第2双方の解釈は一致する可能性がある。日本銀行の「デフレ圧力が払拭されるまで（ゼロ金利政策を継続する）」という公式見解と、金融政策運営における日本銀行の慎重さにかんがみるに、JGB市場参加者が実際にそう考えている可能性も高いと思われる。

一方で、金利をオプションとして捉えるブラック・モデルには、解析的に扱いことが困難であるという大きな弱点があった。実際、Rogers [1995, 1996]はこの理由から、ブラック・モデルは実用に供さないと批判し、経済学的な根拠が薄弱という批判にもかかわらず、ゼロ金利水準における（金利の）反射壁条件（reflecting boundary）を仮定する代替的なイールドカーブ・モデルを選好した¹⁸。しかし、Gorovoi and Linetsky [2004]は、ブラック・モデルは、こうした反射壁条件モデルと同様に、解析的な解が存在することを示し、実際にいくつかの潜在金利プロセスについて、割引債価格の解析解の導出に成功した。さらに、Linetsky [2004]は、初到達時間に対する解析解をも導出している¹⁹。従って、本稿では Gorovoi and Linetsky [2004]の解法に基づくブラック・モデルを BGL モデルと呼び、以下で、BGL モデルを用いた JGB イールドカーブの分析結果についてレビューする。

(3) BGL モデルの推計結果

イ. 固定パラメータ・BGL モデルの推計結果

第1に、Ichiue and Ueno [2006]は、1995年1月から2005年12月までの月末時点での JGB イールドカーブ・データを用いて、以下のような固定パラメータ・BGL モデルを推計している。今、観測経済の確率速度 P のもとで、 r_t^* は以下のプロセスに従うと仮定する。

¹⁸ Black [1995]は、ゼロ金利水準を反射壁とすると、金利は（一旦ゼロに達すると）ゼロから跳ね上がることになるが、それは実際の経済プロセスとしては奇妙（odd）であると述べている。

¹⁹ モデルの詳細は、補論1を参照のこと。

$$dr_t^* = \kappa^P (\theta^P - r_t^*) dt + \sigma dB_t^P \quad (4)$$

$$\lambda_t = \delta_0 + \delta_1 r_t^*, \quad (5)$$

ここで、 θ^P は実体経済の将来の成長率に関する市場参加者の見方を反映すると考えられる潜在金利の長期水準を、 κ^P はその長期水準に向かう平均回帰速度を、 σ はボラティリティ・パラメータを示す。また、 λ_t はリスクの市場価格を、そして δ_0 と δ_1 は推計されるパラメータを示している。リスクの市場価格をこのように定式化することによって、観測経済での確率 P 、リスク中立確率 Q 双方のもとで、 r_t^* はオルンシュタイン・ウーレンベック・プロセスに従う。具体的には、リスク中立確率 Q のもとでは、

$$dr_t^* = \kappa^Q (\theta^Q - r_t^*) dt + \sigma dB_t^Q, \quad (6)$$

に従うことになる。ここで、 $\kappa^Q = \kappa^P + \delta_1 \sigma$ と $\kappa^Q \theta^Q = \kappa^P \theta^P - \delta_0 \sigma$ が成立している。Ichiue and Ueno [2006] では、モデルを線形化した後にカルマン・フィルターにより推計している²⁰。実際には、推計の際には、有担保コールレートと 0.5 年、2 年、5 年、10 年の各年限の国債利回りを用いている²¹。

図表 11 (1) は、固定パラメータ・BGL モデルのパラメータの推計値を示している。すべてのパラメータは符号条件を満たし、 δ_1 以外は統計的にも高い有意性を有している。次に、図表 11 (2) は、コア CPI インフレーションと潜在金利、さらに対応する初到達時間の推計値を示している。ここで注目すべき点は以下のとおりである。第 1 に、潜在金利は 1995 年終盤にはじめてゼロ%に到達し、1997 年までゼロ%近傍で変動していた。その後、潜在金利は 2003 年央まで低下トレンドが、その後反転し、最近まで一貫して上昇トレンドにある。もし、Black [1995] 自身の解釈が正しいとすれば、潜在金利の負の値が大きければ大きいほど、市場参加者は、経済が流動性の罌に陥っている度合いが高いとみていることになる。第 2 に、潜在金利は 2001 年初頭以降、数ヶ月のラグを持って、

²⁰ より詳細については、補論 2 を参照のこと。本稿を通じて、国債イールドの使用データは 5、10、20 年利付国債価格から McCulloch [1971] によって推計された割引債価格である。データの資料は、日本証券業協会である。

²¹ 有担保コールレートは、潜在金利が正の値をとるときには、潜在金利を誘導するように定式化されている。詳細は、補論 2 を参照のこと。

コア CPI インフレ率の動きをフォローしているようにみえる²²。2001 年 3 月に、日本銀行は、コア CPI インフレ率が安定的にゼロ以上で推移するまでは量的緩和政策を継続するという明示的なコミットメントを導入した。2001 年初頭以降の潜在金利とコア CPI インフレ率のラグとの間の一見したところ高い相関関係は、JGB 市場関係者によって受け止められていたコミットメントの強さを示している可能性がある。第 3 に、2005 年 12 月末時点において、初到達時間は観測経済の確率速度 P のもとで約 11 ヶ月、リスク中立確率 Q のもとで 10 ヶ月と推計されている²³。従って、どちらの確率速度のもとでも、固定パラメータ・BGL モデルの推計結果は、ゼロ金利政策は 2006 年中には解除されることを示唆している。これは、最近の JGB 市場の状況に鑑みると、妥当なものと言えるだろう。

ロ. 日次ベースでのカリブレーション結果

次に、Ueno, Baba, and Sakurai [2006] は、2001 年 3 月の量的緩和政策の導入時から 2006 年 2 月末までの期間で、BGL モデルを JGB イールドカーブに日次ベースでカリブレーションした結果を報告している。この日次カリブレーションの目的は、BGL モデルのパラメータの可変性を考慮したうえで、初到達時間に関するより正確な推計値を得ることにある²⁴ ²⁵。とりわけ関心が高いのは、日本銀行にとってのコールレートの長期的な

²² CPI データは、約 2 ヶ月遅れで公表される。

²³ リスクの市場価格の推計値は、サンプル期間中を通じて負であるため、観測経済の確率速度のもとでの初到達時間は、リスク中立確率のもとでの初到達時間よりも長くなる。これは、前者の方が、 θ が小さく推計されることに依存している。リスクの市場価格は一般に、イールドカーブ・モデルでは負の値をとることが多い。

²⁴ Ueno, Baba, and Sakurai [2006] が用いた JGB イールドの残存期間は、0.5 年、1 年、2 年、3 年、5 年、7 年、10 年、15 年、18 年、20 年である。よって、この点からも、日次ベースのカリブレーションによる BGL モデルのパラメータ推計値はより正確とみることができよう。

²⁵ 実際に、BGL モデルは（オリジナルの）バンチェック・モデルよりもずっと予測誤差が小さく、良好なパフォーマンスを示している。興味深いのは、これらのモデルの実証パフォーマンスの乖離は、BGL モデルによる初到達時間の推計値が 1 年未満になった期間に著しく縮小している点にある。2003 年央から終盤にかけての期間と 2005 年央以降の期間がこれに当たる。詳細は、Ueno, Baba, and Sakurai [2006] を参照のこと。

誘導目標とともに、長期的な実体経済の成長率に関する JGB 市場参加者の見方を反映していると考えられる潜在金利の長期水準 θ の時系列的な動きである。

第 1 に、図表 12 は、BGL モデルにより JGB イールドカーブから推計されるリスク中立確率 Q のもとでの潜在金利の長期水準 θ の推移を示している。 θ の時系列的推移をみると、中心回帰的な動きを示しているように見える。2001 年 9 月以降、 θ は低下し、2003 年央にはほぼゼロ%に達している。その後、反転して 2005 年央には 3%まで回復している。 θ の全体的な動きは、この間の JGB 市場での実際の受け止められ方と概ね整合的である。すなわち、2003 年央にかけて JGB 市場参加者は経済成長率の低下を深く懸念していたが、それ以降、経済の回復を織り込みはじめた²⁶。

第 2 に、図表 13 と 14 は、BGL モデルの日次カリブレーションから推計された初到達時間とそれに対応するゼロ金利政策の予想終了時点をそれぞれ示している。比較のために、図表 13 では、ユーロ円先物金利からインプライされる初到達時間も同時に示している。ここでは、ゼロ金利政策の終了時点を示すユーロ円先物金利水準として、以下の 2 つの値を用いている。すなわち、(i) ユーロ円先物金利が 0.19%を超えた時点（1999 年 2 月から 2000 年 8 月にかけてのゼロ金利政策下における平均値）と、(ii) ユーロ円先物金利が 0.51%を超えた時点（無担コールレート目標が 0.25%であったときの平均値）である。図表 13 に示されているように、BGL モデルによる初到達時間の推計値は、基本的に、ユーロ円先物金利からインプライされる初到達時間のバンド内で推移している²⁷。この結果は、現実妥当性という意味において、日本銀行の金融政策に関する市場期待をモニタリングするツールとしての BGL モデルの有用性を示していると言えるだろう。特に、2005 年 9 月頃以降、BGL モデルによる初到達時間は、ユーロ円先物金利からインプライされる初到達時間の下限と水準・推移ともに極めて接近している。2006

²⁶ JGB 市場での実際の受け止められ方については、Nakayama, Baba, and Kurihara [2004]を参照。

²⁷ 2003 年度以前のユーロ円先物金利データの欠損は、当該取引が生じなかったことによるもの。

年2月末時点で、BGLモデルによる初到達時間の推計値は、リスク中立確率のもとで約3ヵ月となっている。これは、図表14に示されているように、JGB市場参加者が最も早くて2006年4月中にゼロ金利政策が解除されるとみていることを示している²⁸。

4. 日本銀行の金融政策と邦銀のリスク・プレミアム

本節では、日本銀行の金融政策が、短期金融市場および長期クレジット市場であるCDS市場、株式市場といった幅広い金融市場における邦銀のリスク・プレミアムに与えた影響について考察を試みる。

(1) 譲渡性預金金利

イ. 譲渡性預金金利の発行銀行間での散らばり

まずはじめに、日本銀行の金融政策が譲渡性預金金利に与えた影響について検証を行ったBaba *et al.* [2006]の結果をレビューする。近年、主要邦銀は、譲渡性預金の発行により市場性資金の約30%を調達している。従って、譲渡性預金は流動性需要を満たすための主要なツールのひとつと考えることができるだろう。

譲渡性預金金利は、これまで自由金利の代表的な指標とされてきたが、1979年5月にはじめて発行されて以来、しばらくは銀行間で横並びで推移していた。つまり、この間譲渡性預金金利は、銀行間のクレジット・リスクの格差を反映していなかった。しかし1990年代以降、譲渡性預金金利は、わが国金融システムに対する懸念の拡大を主因として、個々の発行銀行のクレジット・リスクを反映し始めた。こうした金融システムに対する懸念は、1997年終盤から1998年にかけて特に強まった。これは、図表15に示され

²⁸ 前述のように、リスクの市場価格が負の場合には、リスク中立確率のもとにおける初到達時間は、観察経済下における初到達時間よりも短くなる点に留意が必要である。したがって、2006年2月末時点でのJGB市場における実際のゼロ金利解除予想は、早くて5月以降ということになる。

ているように、週次の譲渡性預金金利の銀行間における標準偏差として計測されている散らばりが、1997年11月に急激に上昇していることによって確認できる²⁹。しかしながら、1999年2月にゼロ金利政策が導入されると、標準偏差は大きく低下し、さらに2001年3月の量的緩和政策の導入とともに大きく低下した³⁰。

ロ. 譲渡性預金スプレッドのクレジット・カーブ

次に、譲渡性預金スプレッドのクレジット・カーブをみてみよう。ここで、譲渡性預金スプレッドは、当該銀行によって発行された、満期が30日未満の譲渡性預金金利と無担保オーバーナイト物コールレートの差として定義されている。使用データは上述の散らばりと同様、週次である。Baba *et al.* [2006]では、プールされた譲渡性預金のクレジット・スプレッドを、サンプル銀行の格付けに対応したダミーを用いて、以下の3年間について回帰分析を行っている。(i) ゼロ金利政策が導入された1999年、(ii) 量的緩和政策の導入後1年経った2002年、そして、(iii) サンプル期間の直近年である2004年。回帰分析は、季節的な資金需給の振れをコントロールするため、年度末(3月)、半期末(9月)、年末(12月)の各ダミーを含んでいる。回帰分析で得られた定数項と各格付けダミーの係数から算出されるクレジット・スプレッドにより、各年ごとのクレジット・カーブが描かれる。

図表16は、推計されたクレジット・カーブの傾きが、時とともに緩やかになっていった様子を示している³¹。これをみると、クレジット・カーブは、1999年のゼロ金利政

²⁹ 図表15は、30日未満の満期を有する譲渡性預金金利の標準偏差を示している。わが国の譲渡性預金では、この満期ゾーンの流動性が最も高い。Baba *et al.* [2006]はさらに、60日未満と90日未満の満期を有する譲渡性預金金利についても、同様の結果を報告している。サンプル銀行は、週次で譲渡性預金金利が入手可能な11の都銀と信託銀行である。

³⁰ 標準偏差の平均値を算出する際には、以下のサンプルを制度的な変さらによるイベント日として除外している。(i) 1999年末(2000年問題)、(ii) 2000年末(RTGS [Real Time Gross Settlement] 導入の準備期間)、(iii) 2001年度末(ペイオフの部分解禁)。これらのイベント日には、標準偏差は大きく上昇している。

³¹ サンプル銀行は図表15と同様。

策の導入後フラット化し、2002年の量的緩和政策の導入後、フラット化はさらに進展し、2004年には完全にフラットになったと言えそうである。

これらの推計結果から、主要邦銀間のクレジット・リスク・プレミアムは最近ではゼロに近く、格付け格差は譲渡性預金市場のような短期金融市場においては、ほとんど反映されていないことがわかる。従って、図表 15 で示された譲渡性預金での資金調達コストの散らばりの低下は、主要銀行間の格付けの散らばりの低下の結果ではなく、短期金融市場でのリスク・プレミアムの一律的な低下がもたらしたものである可能性が高い。

一方、図表 17 は、(非金融)一般事業法人にとっての代表的な短期資金調達手段として満期 1 ヶ月のコマーシャル・ペーパー (CP) をとりあげ、その無担保オーバーナイト・コールレートとのスプレッドのクレジット・カーブを示したものである³²。譲渡性預金スプレッドと同様に、a-1+と a-2 間の格付けにおいては、CP クレジット・カーブは、時とともにフラット化が進展している。しかしながら、a-1 格未満については、十分なスプレッドが残っているように見える³³。また、a-2 と a-1 間の CP スプレッド格差の大きさは、譲渡性預金スプレッドで観察される最も大きな 1 ノッチでのスプレッド格差の 10 倍以上もあることに留意すべきである。この結果は、どんなに強力な緩和政策を行ったとしても、金融政策だけでは、企業金融面では、短期資金調達市場といえども、銀行の資金調達環境とは異なり、完全に近い緩和環境を作り出すことはできないことを示唆している。

日本銀行の金融政策がどの程度、譲渡性預金のクレジット・カーブのフラット化に寄与してきたのかを、数量的に明らかにすることは大変困難な問題であるが、Baba *et al.* [2006]では、前述のプールされたスプレッド・データを基に、クレジット・カーブの傾

³² 分析に用いたサンプル数は、2002 年は 2,327、2003 年は 1,975、2004 年は 2,006 である。

³³ もうひとつ興味深い点は、CP スプレッドが a-1+格と a-1 格間で非常にタイトになっている点である。これは、主として、日本銀行による資金供給オペレーションにおいて適格とされている CP の大部分が、非公表ながら a-1 格以上の格付けを有しているはずという市場での見方を反映しているものと考えられる。

きを日本銀行の金融政策に関連する変数に結びつけることによって、この問題に接近を図っている。

分析結果を要約すると以下のとおりである。分析を行った金融政策関連の変数は、ゼロ金利政策、量的緩和政策それぞれの期間を示すダミー変数、当座預金残高、日本銀行による手形買入れオペレーションの平均残存期間である³⁴。推計は、長期債スプレッドが入手可能は7つの銀行を対象に行われている。推計結果によると、長期債スプレッドに反映されたクレジット格差の効果をコントロールしたうえでも、ゼロ金利政策・量的緩和政策それぞれのダミー変数や日本銀行による手形買入れオペレーションの平均残存期間は、譲渡性預金市場におけるクレジット・カーブのフラット化とともに、リスク・プレミアムの低下に統計的に有意に寄与していることが明らかされた。

(2) CDS・株式市場で観察されるリスク・プレミアム

最後に、長期的な銀行のクレジット・リスクを評価する市場としての CDS 市場と株式市場に目を転じてみよう。以前から、株価から企業のデフォルト確率を抽出しようとする試みは、Merton [1974]をはじめとする構造モデル (Structural Model) を用いて、広く行われてきた。加えて、Ito and Harada [2004]が論じているように、近年の邦銀を参照法人とする CDS トレーディングの拡大に伴って、CDS スプレッドは、今や社債スプレッドやジャパン・プレミアム (TL スプレッド) よりも敏感に銀行のクレジット・リスクを反映するものと考えられている。日本企業を参照法人とする CDS 契約の典型的な満期は5年である。われわれは、いわゆる誘導型モデル (Reduced-form Model) を用いて、CDS スプレッドからデフォルト確率を抽出することができる。

Ueno and Baba [2006a, b]は、わが国の4大銀行、すなわち、三菱東京銀行 (BTM)、三

³⁴ 日本銀行による手形買入れオペレーションの平均残存期間を説明変数に含めている根拠は以下のとおりである。金融機関による流動性需要が低いときには、日本銀行は当座預金残高目標を達成するために、より長期のオペレーションをオファーする必要がある。この意味で、この変数は、短期金融市場における事前的な「流動性の超過供給」の代理変数とみなすことができる。

井住友銀行（SMBC）、UFJ 銀行（UFJ）、みずほ銀行（MIZUHO）それぞれについて、CDS スプレッドと株価から、先行き 1 年間のデフォルト確率を算出している³⁵ ³⁶。図表 18 と 19 は、それぞれの結果を示している。図表から明らかなように、双方の市場で、1998 年に加えて、2001 年終盤から 2003 年にかけても、長期にわたるデフォルト確率の大きな上昇が観察される。これは、図表 4 と 5 で示されたような譲渡性預金金利や TL スプレッドの動きとは好対照である。これらの結果を総合的に考えると、われわれは暫定的ながら、近年の短期金融市場では、長期クレジット市場や株式市場とは一線を画するクレジット・リスク評価が邦銀に対して行われてきた可能性が高いと結論付けることができるだろう。

Ueno and Baba [2006a]は、さらに邦銀のクレジット・リスクのシステミックな性質と政府との関係についても分析を行っている³⁷。具体的には、因子分析により 4 つの銀行のデフォルト・インテンシティから潜在的な共通ファクター（common factor）を抽出し、その共通ファクターと日本政府のデフォルト・インテンシティを比較するという手順をとっている³⁸。分析結果は図表 20 に示されている。驚くべきことに、これらの 2 つのデフォルト指標はほぼ完全な相関関係にある（相関係数は 0.95 以上）。これらの分析結果から得られるインプリケーションについては、5 節で議論する。

³⁵ Ueno and Baba [2006b] は、Merton [1974]の方法を用いて、株価からデフォルト確率を推計している。Ueno and Baba [2006a] が、CDS スプレッドからデフォルト確率を推計するために用いている誘導型モデルについては、補論 3 を参照のこと。Ueno and Baba [2006a]ではまた、デフォルト確率と同時に期待回収率をも推計している。

³⁶ 三菱東京銀行は、2006 年 4 月に UFJ 銀行と合併した。われわれのサンプル期間は 2006 年 3 月末までであるため、両行を別の銀行として扱っている。

³⁷ わが国法人を参照する CDS 契約の注目すべき特徴は、日本ソブリン債を参照する契約がとても活発に取引されてきたことである。Packer and Suthiphongchai [2003]が示しているように、2000 年から 2003 年にかけて、日本ソブリン債を参照する CDS の取引数は 2,313 もあり、これはブラジルとメキシコに次ぐ第 3 位の取引数に相当する。この事実は、日本ソブリン債の連続的な格下げと相まって、1990 年代はじめ以来、長引くデフレーションと脆弱な金融システムなどの構造的な問題に直面している日本政府の財務状況に関する海外投資家の深い懸念を示している。

³⁸ 因子分析の推計結果によると、4 つの銀行のデフォルト・インテンシティにほぼ均一な因子負荷量を持つ第 1 因子は、全分散の 90%以上の説明力を有する。従って、この第 1 因子を「システミック（共通）ファクター」と言って差し支えないだろう。

5. 結びに代えて

本稿は、日本銀行によるゼロ金利政策とそれに続く量的緩和政策のもとでの、わが国金融市場の価格機能についてレビューを行った。その際に特に、日本銀行の金融政策の継続コミットメントに関する JGB 市場における見方と、とりわけ量的緩和政策が邦銀のリスク・プレミアムに及ぼした影響について重点的に考察を行った。主たる結果は以下のとおりである。

第 1 に、BGL モデルを用いた JGB イールドカーブの分析結果によると、(i) 1990 年代後半以来負の値をとっている潜在金利は、2003 年に上昇に転じ、その後上昇トレンドにあることに加え、(ii) リスク中立確率下における、負の潜在金利が再びゼロに達する初到達時間は、日次のカリブレーション（固定パラメータ・モデル）によると、2006 年 2 月末（2005 年 12 月末）時点で約 3 ヶ月間（10 ヶ月）と推計される。初到達時間は、近似的に JGB 市場参加者が予想するゼロ金利政策の終了時期に対応すると考えられる。

第 2 に、ゼロ金利政策と量的緩和政策のもとでは、邦銀のリスク・プレミアムは譲渡性預金市場のような短期金融市場ではほぼ消滅してしまったが、CDS 市場のように長期のクレジット市場や株式市場では、金融不安が懸念された時期には依然として存在していたことが明らかになった。

ここで、われわれが次に検討すべきは、「なぜ、量的緩和政策下の金融不安期においても、短期金融市場では、CDS 市場や株価市場とは異なって、リスク・プレミアムが上昇しなかったのであろうか？」という問いであろう。以下では、この問に対する 2 つの仮説を提示し、おのおのについて簡潔にコメントすることによって、本稿の結びに代えたい³⁹。

³⁹ この点に関して、Ito and Harada [2004]は以下の 2 つの仮説を提示している。第 1 の仮説は、「邦銀は 2000 年から 2001 年にかけて以降、短期金融市場で米ドルを調達する際に、現金担保を積む

第1の仮説は、Baba *et al.* [2006]によって提示されたものである。すなわち、「わが国の短期金融市場参加者は、量的緩和政策のもとでの日本銀行による潤沢な流動性供給が果たしてきた、流動性不足により引き起こされる銀行の短期的なデフォルトを封じ込める役割をポジティブに捉えてきた」というものである。この仮説は、本稿でレビューした譲渡性預金のクレジット・カーブに関する実証結果から支持されているようにみえる。この点については、さらに以下のように考えることができる。

日本銀行の金融政策が銀行のリスク・プレミアムに影響を与える経路は2つある。第1の経路は、金融緩和政策は資産価格を上昇させ、リスク・プレミアムを低下させるという極めて一般的なものである。第2の経路は、日本銀行による量的緩和政策に固有のものである。すなわち、量的緩和政策のもとでの一連の政策、すなわち、潤沢な流動性供給とゼロ金利維持の強いコミットメントが、銀行が短期的な債務支払いを遂行できなくなるリスクを封じ込め、それが短期的なデフォルト確率を小さくしているというものである。

ここで注意すべき点は、量的緩和政策のもとであっても、金融不安期には、CDS スプレッドや株価から推計されたデフォルト確率は大きく上昇しているという点である。われわれはさらに、わが国4大銀行のデフォルト・インテンシティから抽出された共通ファクターは、日本政府のデフォルト・インテンシティとほぼ完全な相関関係にあることも明らかにしている。この実証結果は、2001年から2003年にかけての金融不安に対処する上での日本政府と日本銀行の間の役割の相違を示唆しているようにみえる。すなわち、政府は、わが国の金融機関の長期的な財務状況（ソルベンシー）に対処する点で主導的な役割を果たしてきた一方、日本銀行は、短期的な流動性不足に対処する役割を担ってきたということである。

ことを義務付けられた」というものである。第2の仮説は、「脆弱な銀行は、既に国際的な短期金融市場から撤退している」というものである。これらの仮説はともに正しいかもしれないが、必ずしも立証されていない。例えば、もし第2の仮説が正しいならば、なぜCDS市場や株式市場はごく最近まで主要邦銀の高いデフォルト確率を織り込んでいたのだろうか。

第2の（幾分ネガティブな）仮説は、日本銀行の量的緩和政策は、短期金融市場の価格機能を単に麻痺させてしまっただけではないかというものである。より具体的には、日本銀行が当座預金残高目標を達成すべくあまりに潤沢に流動性を供給し過ぎたために、銀行が市場から資金を調達する必要性を著しく低下させてしまった結果、カウンターパーティのリスクを適切に評価する必要性も低下させてしまったというものである。この仮説は検証が困難である。しかし、Baba *et al.* [2005]は、「金融機関が日本銀行による資金供給オペレーションに対する依存を強めるにつれて、ゼロ金利政策のもとで既に低下してしまっていたコール市場の規模は、量的緩和政策のもとでさらに縮小してしまった」と述べて、この仮説も間接的・部分的ながら妥当する可能性が高いことを示唆している⁴⁰。

⁴⁰ 量的緩和政策の導入前には、無担保コール市場の月間取引高は約7.4兆円であった。量的緩和政策の導入後は、取引高は徐々に低下し、2004年4月には1.3兆円にまで達した。市場残高も同期間に、17.9兆円から5.0兆円まで減少した。

補論 1: ブラック・モデルの解析解

補論 1 では、Gorovoi and Linetsky [2004]による金利をオプションとして捉えるブラック・モデルの解析解と、Linetsky [2004]による負の潜在金利がゼロにはじめて到達するまでの初到達時間の確率分布関数を導出するフレームワークについて説明する。

(1) ブラック・モデルに対する解析解

リスク中立確率のもとでの潜在金利について、以下のようなバシチェック・モデルを仮定する。

$$dr_t^* = \kappa(\theta - r_t^*)dt + \sigma dB_t \quad r_0^* = r. \quad (\text{A-1})$$

ここで、 θ は潜在金利の長期水準、 κ は長期水準への平均回帰速度、 σ はボラティリティ・パラメータである。

割引債価格は以下のように与えられる。

$$P(r, T) = E_r \left[\exp \left\{ - \int_{s=0}^T r_s ds \right\} \right] = E_r \left[\exp \left\{ - \int_{s=0}^T \max[0, r_s^*] ds \right\} \right], \quad (\text{A-2})$$

ここで、 $E_r[\bullet] \equiv E[\bullet | r_0^* = r]$ は期待値演算子、 T は残存期間である。今、潜在金利で表示した時間 t までの名目金利の非負部分での面積をラプラス変換形として、以下のように表示する。

$$A_t \equiv \int_0^t \max[0, r_s^*] ds \quad t \geq 0. \quad (\text{A-3})$$

(A-3) 式を用いると、割引債価格は、以下のように与えられる。

$$P(r, T) = E_r [\exp(-A_T)]. \quad (\text{A-4})$$

(A-4) 式で示された割引債価格を算出するために、スペクトル展開を用いる。残存期間 T の関数としての割引債価格 $P(r, T)$ と、潜在金利の初期値 r は、初期条件 $P(r, 0) = 1$ のもとで、以下の偏微分方程式を満たす。

$$\frac{1}{2} \sigma^2 P_{rr} + \kappa(\theta - r)P_r - \max[0, r^*]P = P_T. \quad (\text{A-5})$$

(A-5) 式の解は、以下の固有関数展開を有する。

$$P(r, T) = E_r [\exp(-A_T)] = \sum_{n=0}^{\infty} c_n \exp(-\lambda_n T) \varphi_n(r) \quad (\text{A-6})$$

$$c_n = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi(r) \frac{2}{\sigma^2} \exp\left(-\frac{\kappa(\theta-r)}{\sigma^2}\right) dr. \quad (\text{A-7})$$

$\{\lambda_n\}_{n=0}^{\infty}$ は、 $0 < \lambda_0 < \lambda_1 < \dots, \lim_{n \rightarrow \infty} \lambda_n = \infty$ の性質を満たす固有値であり、 $\{\varphi_n\}_{n=0}^{\infty}$ は以下の Sturm-Liouville (Sturm-Liouville) スペクトル問題の固有関数を示す。

$$-\frac{1}{2}\sigma^2 u''(r) - \kappa(\theta-r)u'(r) + \max[0, r^*]u(r) = \lambda u(r). \quad (\text{A-8})$$

ここで、残存期間が大きな値をとる場合、漸近的に以下の性質を有する。

$$\lim_{T \rightarrow \infty} R(r, T) = \lim_{T \rightarrow \infty} \left(-\frac{1}{T} \ln P(r, T) \right) = \lambda_0 > 0. \quad (\text{A-9})$$

すなわち、残存期間が長くなるにつれて、イールド・カーブはフラット化し、第一固有値 λ_0 に漸近的に接近する。第一固有値は、厳密に非負であることが保証されている。

(2) 初到達時間の確率分布関数

初到達時間は以下のように定義される。

$$\tau_0 \equiv \min[t \geq 0; r_t^* = 0]. \quad (\text{A-10})$$

Linetsky [2004] は、潜在金利がバシチェック・モデルに従う場合の初到達時間の確率分布関数を固有関数展開を用いて導出した。なお本稿では、初到達時間 τ の代表的な市場予想値として、推計された確率分布関数の最頻値を用いている。

今、 $r_0^* = r < 0$ と $t > 0$ のもとでは、初到達時間の確率分布関数は、以下のように書くことができる。

$$f_{\tau_0}(t) = \sum_{n=1}^{\infty} d_n \gamma_n \exp(-\gamma_n t), \quad t \geq 0. \quad (\text{A-11})$$

$\{\gamma_n\}_{n=0}^{\infty}$ は、 $0 < \gamma_0 < \gamma_1 < \dots < \lim_{n \rightarrow \infty} \gamma_n = \infty$ の性質を満たす固有値である。ここで、 $\{d_n\}_{n=0}^{\infty}$ は以下のように与えられる。

$$d_n = -\frac{H_{\frac{\gamma_n}{n}}(\sqrt{\kappa}(\theta-r)/\sigma)}{\frac{\gamma_n}{n} \frac{\partial}{\partial \gamma} \left[H_{\gamma}(\sqrt{\kappa}\theta/\sigma) \right] \Big|_{\gamma=\frac{\gamma_n}{n}}}. \quad (\text{A-12})$$

ここで、 $H_{\gamma}(\bullet)$ はエルミート関数 (Hermite function) である。

補論 2: 固定パラメータ BGL モデル

補論 2 では、Ichiue and Ueno [2006] で用いられている固定パラメータ BGL モデルのフレームワークについて説明する。観測経済の確率速度 P のもとで、 r_t^* は以下の過程に従う。

$$dr_t^* = \kappa^P (\theta^P - r_t^*) dt + \sigma dB_t^P \quad (\text{A-13})$$

$$\lambda_t = \delta_0 + \delta_1 r_t^*. \quad (\text{A-14})$$

ここで、 λ_t はリスクの市場価格 (market price of risk) である。リスクの市場価格をこのように定義することによって、 r_t^* は、観測経済の確率速度 P 、リスク中立確率 Q の双方のもとで、ウルンシュタイン・ウーレンバック過程に従う。具体的には、リスク中立確率 Q のもとでは、

$$dr_t^* = \kappa^Q (\theta^Q - r_t^*) dt + \sigma dB_t^Q, \quad (\text{A-15})$$

と表現することができる。ここで、 $\kappa^Q = \kappa^P + \delta_1 \sigma$ 、 $\kappa^Q \theta^Q = \kappa^P \theta^P - \delta_0 \sigma$ の成立を仮定している。今、(A-13) 式を離散化すると以下のような遷移方程式を得ることができる。

$$r_{t+h}^* = \mu + \Phi r_t^* + \eta_{t+h} \quad (\text{A-16})$$

$$\mu = \theta^P (1 - \exp(-\kappa^P h)) \quad (\text{A-17})$$

$$\Phi = \exp(-\kappa^P h) \quad (\text{A-18})$$

ここで、 η_t は、平均ゼロ、標準偏差 σ_η の正規分布に従うと仮定している。標準偏差 σ_η は、以下のように与えられる。

$$\sigma_\eta = \sigma \sqrt{\frac{1 - \exp(-2\kappa^P h)}{2\kappa^P}}. \quad (\text{A-19})$$

今、 R_t を時間 t において観察される 5 つの金利ベクトルとする。Ichiue and Ueno [2006] では、 R_t の構成要素として、有担保翌日物コールレートに加え、残存期間が 0.5、2、5、10 年の国債金利を用いている。

R_t の観測方程式は、以下のように与えられる。

$$R_{t+h} = z(r_{t+h}^*) + \varepsilon_{t+h}, \quad \text{Var}_t(\varepsilon_{t+h}) = H_t. \quad (\text{A-20})$$

ここで、 $z(r_{t+h}^*)$ は、潜在金利と観察される金利を関係付ける関数であり、 ε_{t+h} は測定誤

差行列である。誤差は、平均ゼロ、標準偏差 σ_ε の正規分布に従うと仮定し、 σ_ε はそれぞれの残存期間の金利それぞれに関して、定数項として推計される。関数 $z(r_{t+h}^*)$ は、BGLモデルの性質上、非線形となる。

Duffee [1999]と同様に、モデルを線形化するために、以下のように、 r_{t+h}^* の一期先の予測値の周りでテイラー展開する。

$$R_{t+h}^{ON} = \alpha_{t+h} r_{t+h}^* + \varepsilon_{t+h}^{ON} \quad (\text{A-21})$$

$$\alpha_{t+h} = \begin{cases} 1, & \text{if } \mu + \Phi r_t^* \geq 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (\text{A-22})$$

$$\tilde{R}_{t+h} = (z(\mu + \Phi r_t^*) - \mu - \Phi r_t^*) + z'(\mu + \Phi r_t^*) r_{t+h}^* + \tilde{\varepsilon}_{t+h} \quad (\text{A-23})$$

ここで、 \tilde{R}_{t+h} は、残存期間 0.5、2、5、10 年の国債金利ベクトルである。尤度関数は、De Jong [2000]に従って定式化されている。

補論 3: CDS スプレッドからデフォルト・インテンシティを推計する方法

補論 3 では、Ueno and Baba [2006a]において用いられている、CDS スプレッドからデフォルト・インテンシティを推計する方法を簡単に説明する。基本的なモデル構造は、Pan and Singleton [2005]に依拠している。今、観測経済の確率速度 P のもとで、 λ_t^Q は、以下の仮定に従うと仮定する。

$$d\lambda_t^Q = \kappa^P (\theta^P - \lambda_t^Q) dt + \sigma^Q \sqrt{\lambda_t^Q} dB_t^P \quad (\text{A-24})$$

$$\eta_t = \frac{\delta_0}{\sqrt{\lambda_t^Q}} + \delta_1 \sqrt{\lambda_t^Q}. \quad (\text{A-25})$$

リスクの市場価格 η_t をこのように定式化することによって、 λ_t^Q は P 、 Q 双方の確率速度のもとで、平方拡散過程 (square diffusion process) に従う。具体的には、確率速度 Q のもとでは、

$$d\lambda_t^Q = \kappa^Q (\theta^Q - \lambda_t^Q) dt + \sigma^Q \sqrt{\lambda_t^Q} dB_t^Q, \quad (\text{A-26})$$

となる。ここで、 $\kappa^Q = \kappa^P + \delta_1 \sigma^Q$ と $\kappa^Q \theta^Q = \kappa^P \theta^P - \delta_0 \sigma^Q$ の成立を仮定している。CDS の

価格決定式を離散化して、以下の遷移方程式を得る⁴¹。

$$\lambda_{t+h}^Q = \mu + \Phi \lambda_t^Q + \psi_{t+h}. \quad (\text{A-27})$$

ここで、 $\mu = \theta^P (1 - \exp(-\kappa^P h))$ 、 $\Phi = \exp(-\kappa^P h)$ である。 ψ_t は、平均ゼロ、標準偏差 σ_ψ の正規分布に従うと仮定している。標準偏差 σ_ψ は、

$$\sigma_\psi = \sigma^Q \sqrt{\left(\frac{1 - \exp(-\kappa^P h)}{\kappa^P} \right) \left(\frac{\theta^P (1 - \exp(-\kappa^P h))}{2} + \lambda_t^Q \exp(-\kappa^Q h) \right)}, \quad (\text{A-28})$$

として与えられる。今、 CDS_t を時間 t において観察される N_t (N はCDS契約の残存期間)個のCDSスプレッドからなるベクトルとすると、 CDS_t の観測方程式は以下のよう
に与えられる。

$$CDS_{t+h} = z(\lambda_{t+h}^Q) + \varepsilon_{t+h}, \quad \text{Var}_t(\varepsilon_{t+h}) = H_t. \quad (\text{A-29})$$

ここで、 $z(\lambda_{t+h}^Q)$ は、デフォルト・インテンシティとCDSスプレッドを関連付ける関数である。Ueno and Baba [2006a]では、この関数の中で、CDS契約に固有の「額面当たりの回収率 (fractional recovery of face value)」の性質に基づいて、デフォルト・インテンシティと期待回収率の識別を図っている⁴²。Ueno and Baba [2006a]ではさらに、優先CDS契約と劣後CDS契約の間の期待回収率間に比例関係を仮定することによって、両者の識別をも図っている。また、関数 $z(\lambda_{t+h}^Q)$ は非線形であり、 ε_{t+h} は測定誤差ベクトルを示している。 H_t は、 $N_t \times N_t$ の対角行列であり、その j 番目の対角要素は、 $\sigma_\varepsilon |Bid_{j,t} - Ask_{j,t}|$ として定式化されている。

Duffee [1999]と同様に、モデルを線形化するために、 λ_t^Q の一期先の予測値の周りでテイラー展開を行う。また、デフォルト・インテンシティの定常性を仮定しない。従って、カルマン・フィルターを開始する際に、 λ_t^Q の無条件分布 (unconditional distribution) を用いることはできない。その代わりに、われわれは、最初に観察されるCDSスプレッドから初期分布を抽出するために、最小二乗アプローチを用いる。最初の日付を0とすると、 $z(\lambda_0^Q)$ は以下のように近似できる。

$$z(\lambda_0^Q) \approx z(\lambda_0^Q) - Z\theta^Q + Z\lambda_0^Q. \quad (\text{A-30})$$

⁴¹ CDSの価格決定式は、CDSプロテクションの買い手が每期支払うプレミアムの割引現在価値と、プロテクションの売り手が、クレジット・イベントが生じた際に支払う額の割引現在価値を均衡させる関係式を示す。

⁴² 額面当たりの回収率についての詳細は、Duffie and Singleton [2003] を参照。

ここで、 Z は、 θ^ϱ の周辺における z の近似を示す。

$$Z = \left. \frac{\partial z(\lambda_0^\varrho)}{\partial \lambda_0^\varrho} \right|_{\lambda_0^\varrho = \theta^\varrho}. \quad (\text{A-31})$$

この線形化に基づいて、ゼロ時点における CDS スプレッドの観測方程式を以下のよう
に書くことができる。

$$CDS_0 = z(\theta^\varrho) - Z\theta^\varrho + Z\lambda_0^\varrho + \varepsilon_0. \quad (\text{A-32})$$

(A-32) 式は、 λ_0^ϱ について、以下のように書き換えることができる。

$$\lambda_0^\varrho = \frac{Z'(CDS_0 - z(\theta^\varrho) + Z\theta^\varrho)}{Z'Z} - \frac{Z'\varepsilon_0}{Z'Z}. \quad (\text{A-33})$$

これは、 λ_0^ϱ の分布は、平均 $Z'(CDS_0 - z_0(\theta^\varrho) + Z\theta^\varrho)/(Z'Z)$ 、分散 $H_0/(Z'Z)$ を有すると仮
定していることを意味している。De Jong [2000]に従うと、この観察できないデフォル
ト・インテンシティの初期分布を所与として、カルマン・フィルターの繰り返し過程を
以下のように記述することができる。

モデル：

$$CDS_{t+h} = A(\lambda_t^\varrho) + B(\lambda_t^\varrho)\lambda_{t+h}^\varrho + \varepsilon_{t+h}, \quad \text{Var}(\varepsilon_{t+h}) = H_t, \quad (\text{A-34})$$

$$A(\lambda_t^\varrho) = z(\mu + \Phi\lambda_t^\varrho) - B(\lambda_t^\varrho)(\mu + \Phi\lambda_t^\varrho) \quad (\text{A-35})$$

$$B(\lambda_t^\varrho) = \left. \frac{\partial z(\lambda_{t+h}^\varrho)}{\partial \lambda_{t+h}^\varrho} \right|_{\lambda_{t+h}^\varrho = \mu + \Phi\lambda_t^\varrho} \quad (\text{A-36})$$

$$\lambda_{t+h}^\varrho = \mu + \Phi\lambda_t^\varrho + \psi_{t+h}. \quad (\text{A-37})$$

初期条件：

$$\hat{\lambda}_0^\varrho = Z'(CDS_0 - z(\theta^\varrho) + Z\theta^\varrho)/(Z'Z), \quad (\text{A-38})$$

$$\hat{q}_0 = H_0/(Z'Z). \quad (\text{A-39})$$

予測値：

$$\lambda_{t|t-h}^\varrho = \mu + \Phi\hat{\lambda}_{t-h}^\varrho, \quad (\text{A-40})$$

$$q_{t|t-h} = \Phi^2\hat{q}_{t-h} + \sigma_\psi^2. \quad (\text{A-41})$$

尤度寄与：

$$u_t = CDS_t - A(\hat{\lambda}_{t-h}^\varrho) - B(\hat{\lambda}_{t-h}^\varrho)\lambda_{t|t-h}^\varrho, \quad (\text{A-42})$$

$$V_t = B(\hat{\lambda}_{t|t-h}^Q) q_{t|t-h} B(\hat{\lambda}_{t-h}^Q) + H_t, \quad (\text{A-43})$$

$$-2\ln L_t = \ln|V_t| + u_t' V_t^{-1} u_t. \quad (\text{A-44})$$

パラメータの更新：

$$K_t = q_{t|t-h} B(\hat{\lambda}_{t-h}^Q)' V_t^{-1}, \quad (\text{A-45})$$

$$L_t = I - K_t B(\hat{\lambda}_{t-h}^Q) \quad (\text{A-46})$$

$$\hat{\lambda}_t^Q = \lambda_{t|t-h} + K_t u_t, \quad (\text{A-47})$$

$$\hat{q}_t = L_t q_{t|t-h}. \quad (\text{A-48})$$

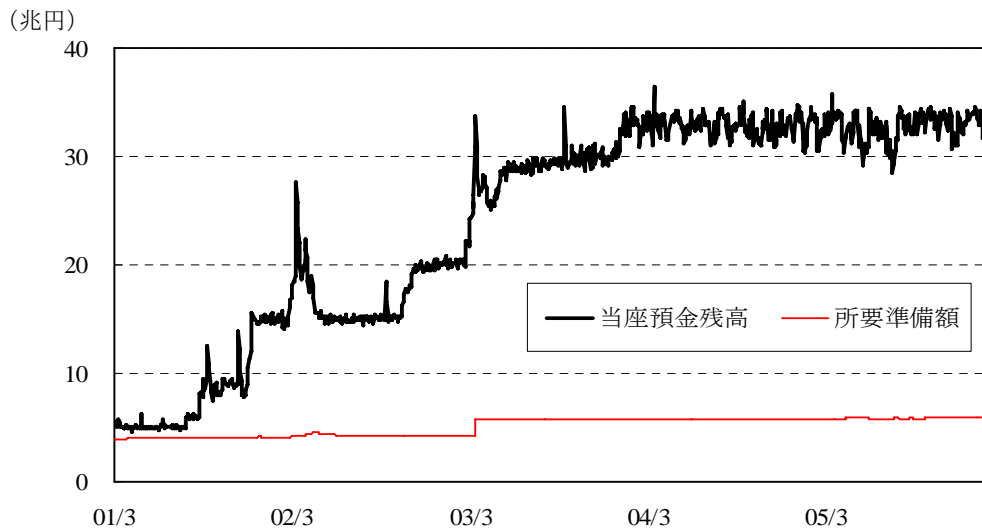
また、デフォルト確率は、上記の方法により推計されたデフォルト・インテンシティをもとに、Longstaff, Mital, and Neis [2005]に従って導出している。

参考文献

- Baba, N., M. Nakashima, Y. Shigemi, and K. Ueda [2006], "The Bank of Japan's Monetary Policy and Bank Risk Premiums in the Money Market," *International Journal of Central Banking*, 2, pp.105-135.
- Baba, N., and S. Nishioka [2005], "Bank Credit Risk, Common Factors, and Interdependence of Credit Fundamentals Credit Risk in Money Markets: Observed vs. Fundamental Prices of Bank Credit Risk," forthcoming in the *proceedings of the Fourth Joint Central Bank Conference "Risk Measurement and Systemic Risk."*
- Baba, N., S. Nishioka, N. Oda, M. Shirakawa, K. Ueda, and H. Ugai [2005], "Japan's Deflation, Problems in the Financial System, and Monetary Policy," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, 23, pp.47-111.
- Baz, J., D. Prieul, and M. Toscani [1998], "The Liquidity Trap Revisited," *Risk*, September, pp. 139-141.
- Bernanke, B. [2002], "Deflation: Making Sure 'It' doesn't Happen Here," Remarks before the National Economists Club, Washington, DC, November 21.
- Bernanke, B., and V. Reinhart [2004], "Conducting Monetary Policy at Very Low Short-term Interest Rates," presented at the Meeting of the American Economic Association, San Diego, California, January 2004.
- Bernanke, B., V. Reinhart, and B. Sack [2004], "Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment," *Brookings Papers on Economic Activity*, No.2, pp. 1-100.
- Black, F. [1995], "Interest Rates as Options," *Journal of Finance*, 50, pp.1371-1376.
- Bomfim, A. [2003], "Interest Rates as Options: Assessing the Markets' View of the Liquidity Trap," Working Paper, Federal Reserve Board.
- Cox, J., J. Ingeosoll, and S. Ross [1985], "A Theory of the Term Structure of Interest Rates," *Econometrica*, 53, pp.385-407.
- De Jong, F. [2000], "Time-Series and Cross-Section Information in Affine Term Structure Models," *Journal of Economics and Business Statistics*, 18, pp.300-318.
- Duffee, G. [1999], "Estimating the Price of Default Risk," *Review of Financial Studies*, 12, pp.197-226.
- Duffie, D., and K. Singleton [2003], *Credit Risk*, Princeton, Princeton University Press.
- Gorovoi, V., and V. Linetsky [2004], "Black's Model of Interest Rates as Options, Eigenfunction Expansions and Japanese Interest Rate," *Mathematical Finance*, 14, pp.49-78.
- Ito, T., and K. Harada [2004], "Credit Derivatives Premium as a New Japan Premium," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36, pp.965-968.
- Ito, T., and K. Harada [2006], "Bank Fragility in Japan: 1995-2003," in *Japan's Great Stagnation: Financial and Monetary Policy Lessons for Advanced Economies* edited by Michael Hutchison and Frank Westermann, MIT Press.
- Hicks, J. [1937], "Mr Keynes and the Classics: A Suggested Interpretation," *Econometrica*, 5, pp.147-159.
- Keynes, J. [1936], *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Macmillan, New York.
- Krugman, P. [1998], "Japan's Trap," <http://www.mit.edu/krugman/www/japtrap.html>.
- Linetsky, V. [2004], "Computing Hitting Time Densities for OU and CIR processes: Applications to Mean-reverting Models," *Journal of Computational Finance*, 7, pp.1-22.
- Longstaff, F. A., S. Mithal, and E. Neis [2005], "Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit-Default Swap Market," *Journal of Finance*, 60, pp.2149-2192.

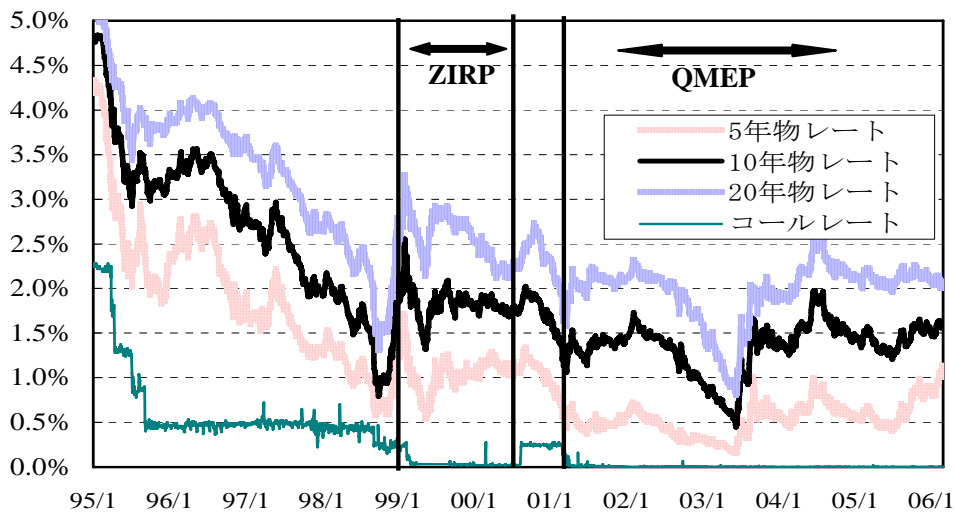
- Merton, R. [1974], "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, 29, pp.449-470.
- McCulloch, J. [1971], "Measuring the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Business*, 44, pp.19-31.
- Nakayama, T., N. Baba, and T. Kurihara [2004], "Price Developments of Japanese Government Bonds in 2003," *Market Review*, 2004-E-2, Financial Markets Department, Bank of Japan.
- Nishioka, S., and N. Baba [2004], "Credit Risk Taking by Japanese Investors: Is Skewness Risk Priced in Japanese Corporate Bond Market?," BOJ Working Paper Series, No.04-E-7, Bank of Japan.
- Oda, N., and K. Ueda [2005], "The Effects of the Bank of Japan's Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A Macro-Finance Approach," CARF Discussion Paper No. CARF-F-013, University of Tokyo.
- Packer, F., and C. Suthiphongchai [2003], "Sovereign Credit Default Swaps," *BIS Quarterly Review*, December, pp.81-88.
- Pan, J. and K. Singleton [2005], "Default and Recovery Implicit in the Term Structure of Sovereign CDS Spreads," Working Paper., Stanford University.
- Robertson, D. [1948], *Money*, Cambridge Economic Handbooks.
- Rogers, L. [1995], "Which Model for Term Structure of Interest Rates Should One Use?" *Proceedings of IMA Workshop on Mathematical Finance*, IMA, 65, pp.93-116, New York: Springer.
- Rogers, L. [1996], "Gaussian Errors," *RISK*, 9, January, pp.42-45.
- Ueda, K. [2005], "The Bank of Japan's Struggle with the Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates: Exercises in Expectations Management," *International Finance*, 8, pp.329-350.
- Ueno, Y., and N. Baba [2006a], "Default Intensity and Expected Recovery of Japanese Banks and "Government": New Evidence from the CDS Market," Bank of Japan Working Paper Series, No. 06-E-04.
- Ueno, Y., and N. Baba [2006b], "Price Discovery for Financial Standing of Japanese Banks: A Comparison between the CDS and the Stock Markets," Bank of Japan, mimeo.
- Ueno, Y., and H. Ichiue [2006], "The Monetary Policy Effects under the Zero Interest Rate: A Macro-Finance Approach with Black Model of Interest Rates as Options," mimeo.
- Ueno, Y., N. Baba, and Y. Sakurai [2006], "The Use of the Black Model of Interest Rates as Options for Monitoring the JGB Market Expectations," presented at the workshop on "Modelling Bond Market Risk Premia: Implementation and Usefulness for Monetary Policy Purposes," held on April 27, at the European Central Bank, Frankfurt, Germany.
- Vasicek, O. [1977], "An Equilibrium Characterization of the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, 5, pp.177-188.

図表1: 量的緩和政策下における当座預金残高



(資料) 日本銀行

図表2: 1990年代半以降のわが国における金利環境

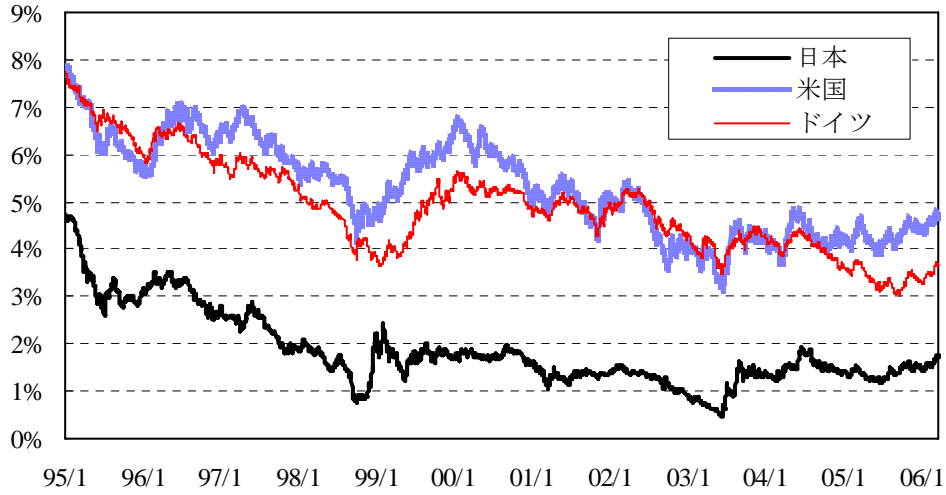


(備考) 1. 5年物、10年物、20年物レートは、McCulloch [1971]モデルにより利付国債データから推計された割引債金利。また、コールレートは無担保翌日物レート。

2. ZIRP はゼロ金利政策、QMEP は量的緩和政策を示す (以下、同様)。

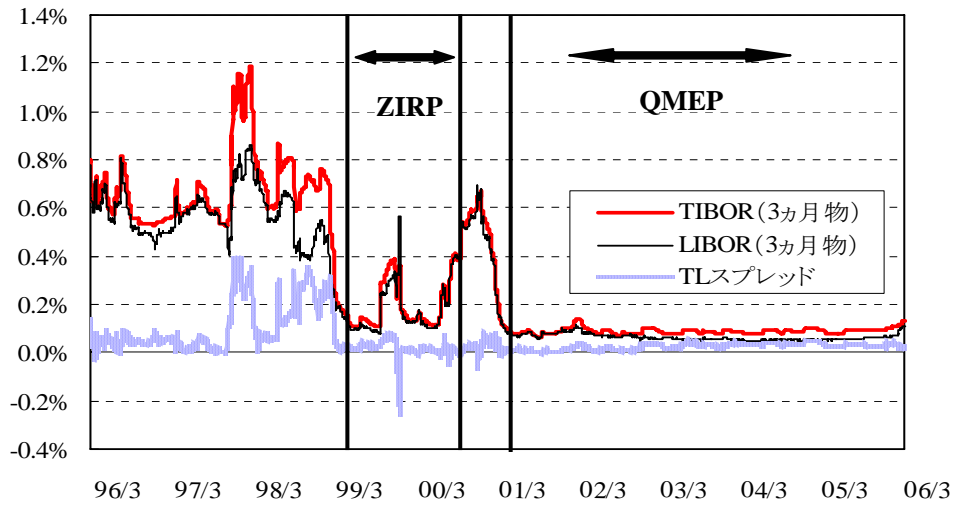
(資料) 日本証券業協会、日本銀行。

図表3:10年物レートの国際比較



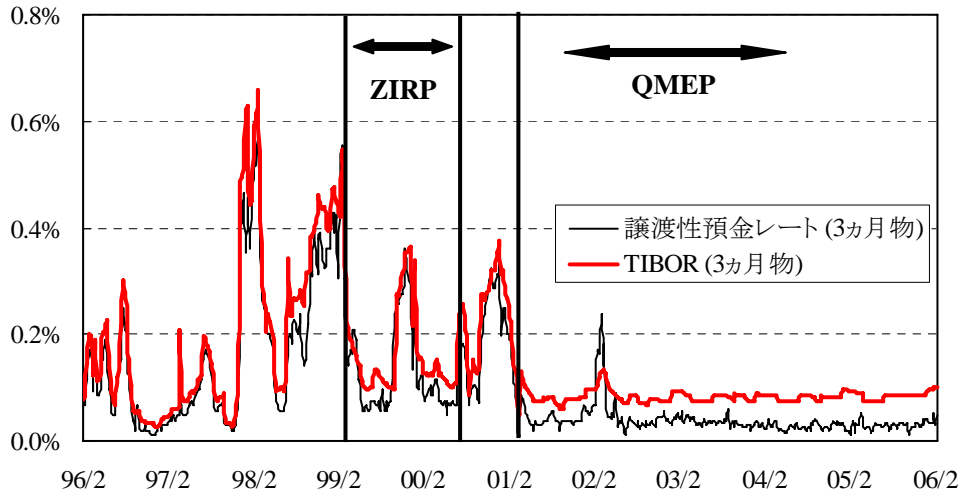
(備考) 10年物レートは各国の国債金利。
 (資料) ブルンバーク

図表4:TIBOR/LIBORとTLスプレッド



(備考) TIBORとLIBORはユーロ円物。
 (資料) ブルンバーク

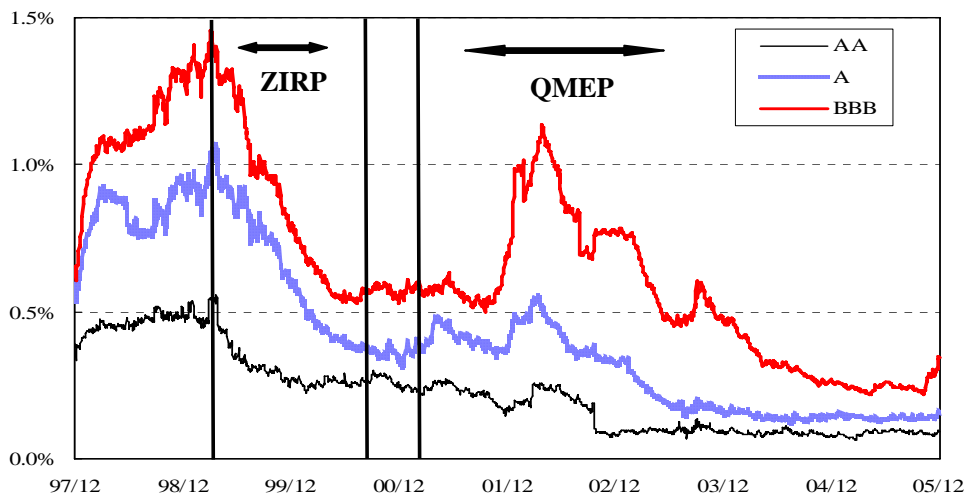
図表 5: コールレート目標値に対する譲渡性預金と TIBOR スプレッド



(備考) スプレッドは、譲渡性預金レートとユーロ円 TIBOR から無担保翌日物コールレートの目標値を差し引いて求めている。

(資料) ブルーンバーク

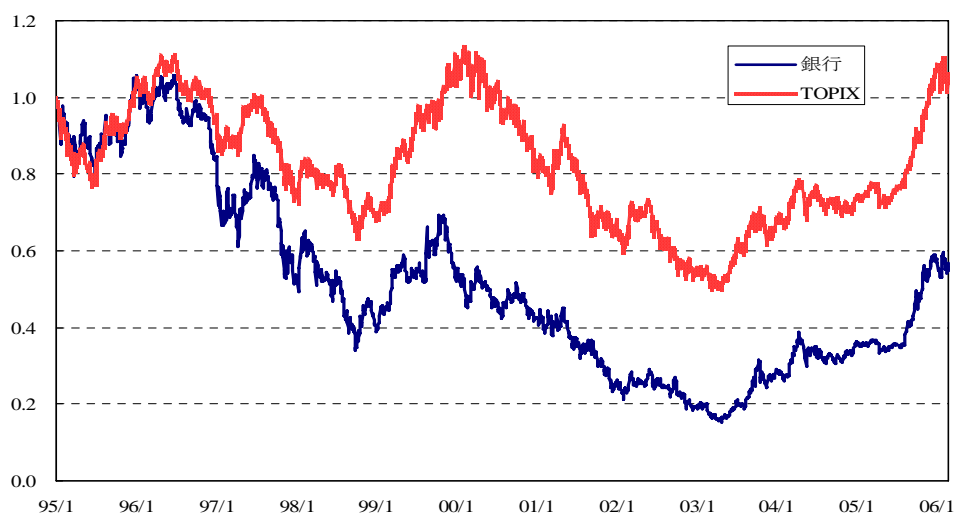
図表 6: 一般事業法人のクレジット・スプレッド



(備考) スプレッドは、5年物社債利回りから同じ残存期間を有する国債利回りの差として定義している。格付けはムーディーズ。

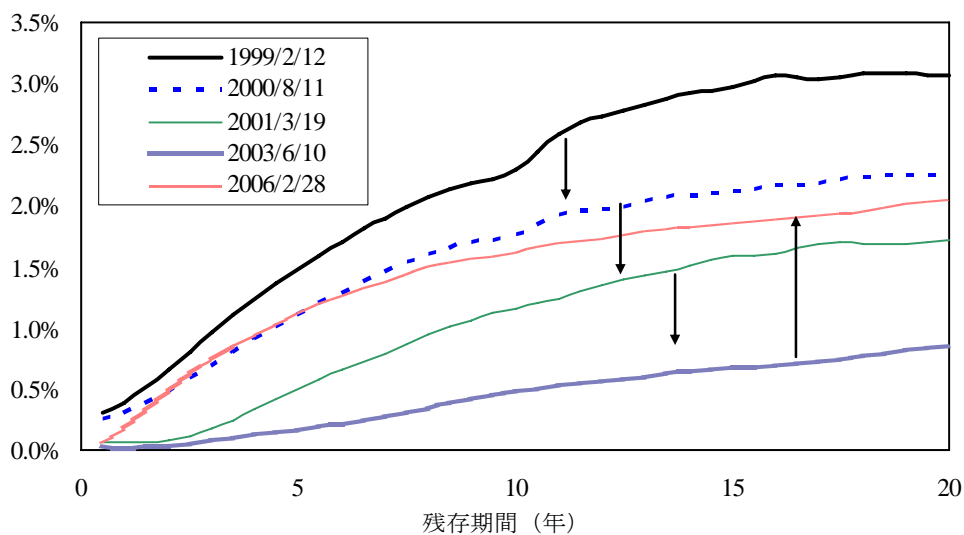
(資料) 日本証券業協会

図表7: 株価



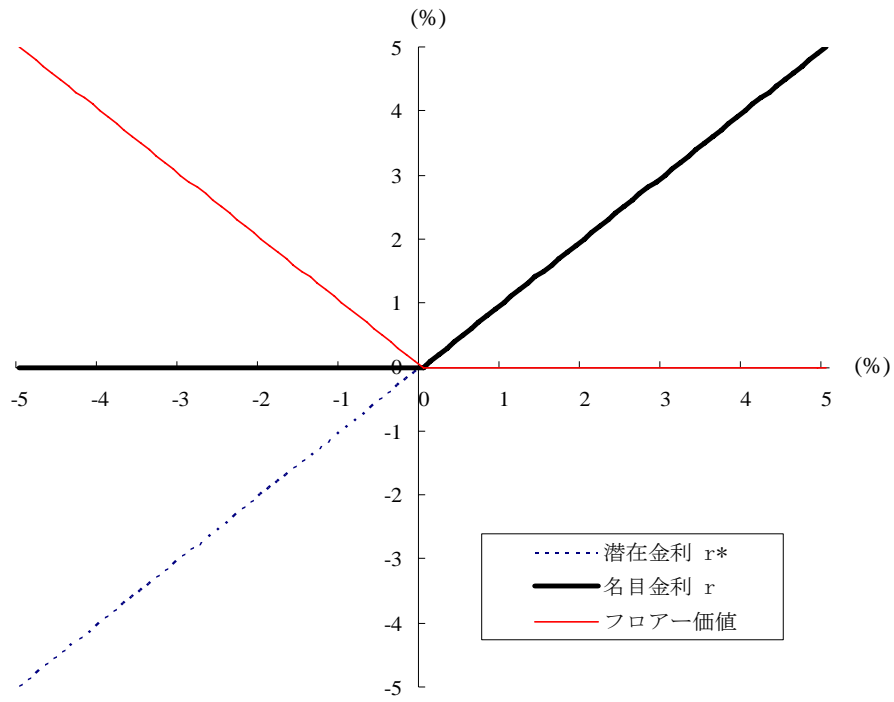
(備考) TOPIX と銀行株価は 1995 年 1 月 4 日を 1 と標準化されている。
 (資料) ブルンバーク

図表8: JGB イールドカーブの推移

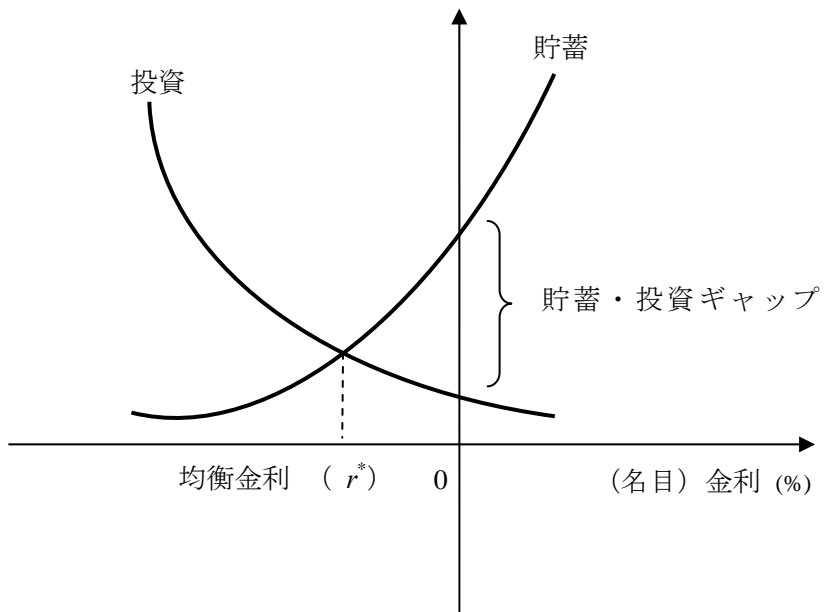


(備考) それぞれの日付の意味は以下のとおりである。1999/2/12: ゼロ金利政策の開始、
 2000/8/11: ゼロ金利政策の終了、2001/3/19: 量的緩和政策の開始、2003/6/10: 量的緩和政策のピーク、
 2006/2/28: 量的緩和政策の終了間近 (サンプル期間の最後)
 (資料) 日本証券業協会

図表9: 潜在金利と名目金利



図表10: 貯蓄・投資ギャップと名目金利の非負制約



図表11：固定パラメータBGLモデルの推計結果

(1) パラメータの推計結果

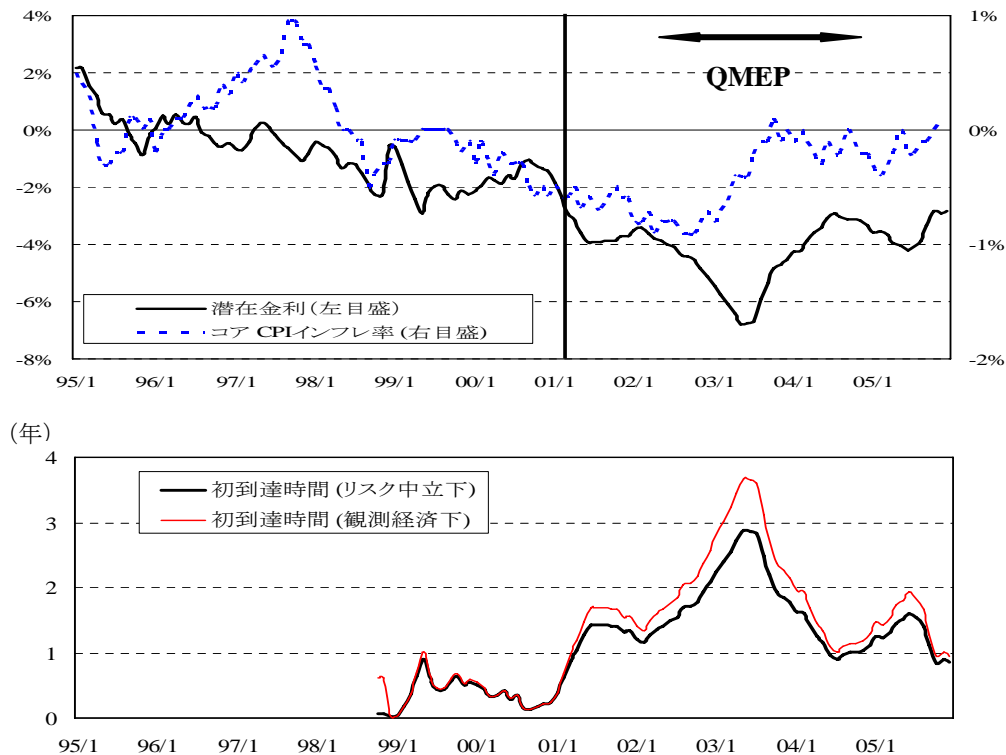
推計期間：：1995年1月～2005年12月（月末値）
 サンプル数：132

θ^P	0.0145*** [2.36E-04]	σ_ε (コール)	0.0032*** [3.28E-04]
κ^P	0.2145*** [1.07E-02]	σ_ε (0.5年物)	0.0012*** [1.56E-04]
σ	0.0168*** [1.41E-04]	σ_ε (2年物)	0.0012*** [6.79E-05]
δ_0	-0.3181*** [1.06E-02]	σ_ε (5年物)	0.0027*** [4.45E-04]
δ_1	0.1860 [3.07E-01]	σ_ε (10年物)	0.0044*** [7.19E-04]

θ^Q	0.0389		
κ^Q	0.2176	対数尤度	27.471

- (備考) 1. ()内は標準誤差。***、**、*は、それぞれ1%、5%、10%の有意水準を示す。対数尤度は、推計期間の平均値。
 2. 添え字 P は観察経済の確率を、 Q はリスク中立確率を示す。
 3. 詳細は補論2を参照。

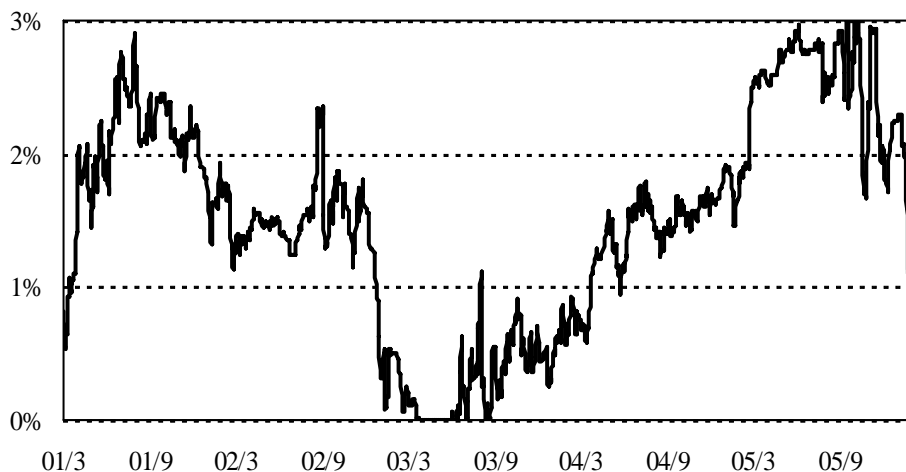
(2) 潜在金利、CPIインフレ率と初到達時間



(備考) コア CPI は、生鮮食料品を除くベース。

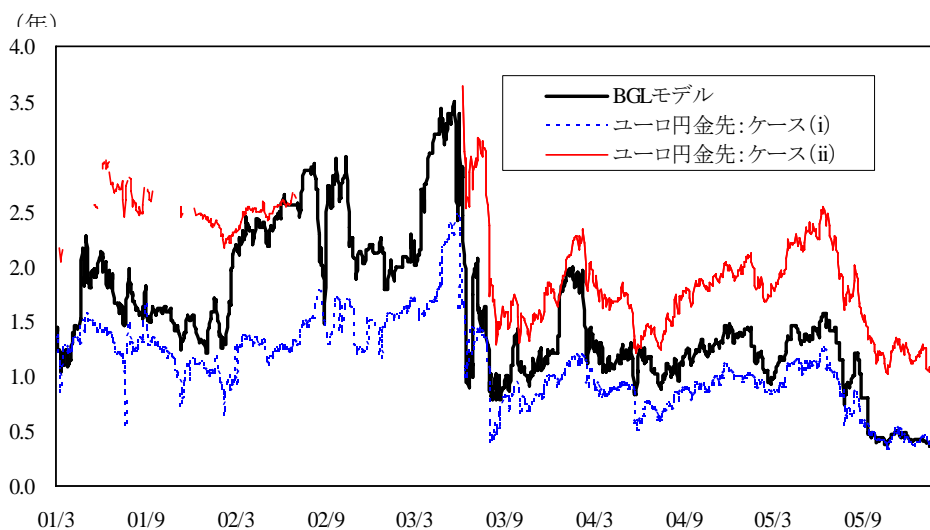
(資料) Ichiue and Ueno [2006]

図表12: BGLモデルの日次ベースでのカリブレーションによる
長期水準 θ の推計結果



(備考) 1. θ は、日次ベースで BGL モデルを JGB イールドカーブにカリブレーションした推計値。
2. 推計期間は、量的緩和政策の開始 (2001/3/19) から 2006/2/28 まで。
(資料) Ueno, Baba, and Sakurai [2006]

図表13: BGL モデルの日次ベースでのカリブレーションと
ユーロ円金先レートから推計される初到達時間



(備考) 1. 太線は BGL モデルによる初到達時間の推計値。点線と細線は、ユーロ円金利先物レートによる、以下の 2 つのケースにおける推計値。ケース (i) : ユーロ円金利先物レートの閾値が 0.19% であるケース (ゼロ金利政策期間の毛平均値に相当)、ケース (ii) : 閾値が 0.51% であるケース (無担保コールレートの目標値が 0.25% であった期間の平均値)。
2. 推計期間は、量的緩和政策の開始 (2001/3/19) から 2006/2/28 まで。
(資料) Ueno, Baba, and Sakurai [2006]

図表14: BGL モデルの日次ベースのカリブレーションによる
ゼロ金利政策の予想終了時点

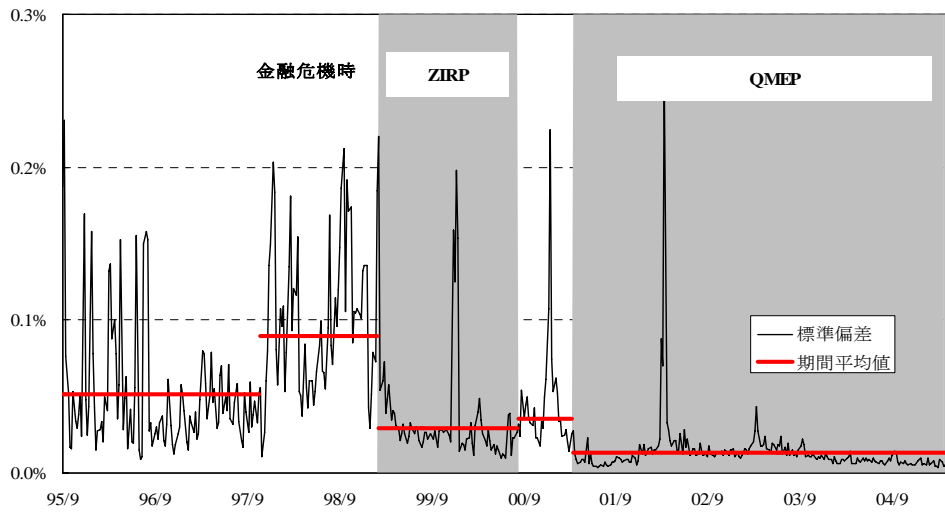
(BGL モデルによるゼロ金利政策の予想終了時点)



(備考) 推計期間は、量的緩和政策の開始 (2001/3/19) から 2006/2/28 まで。

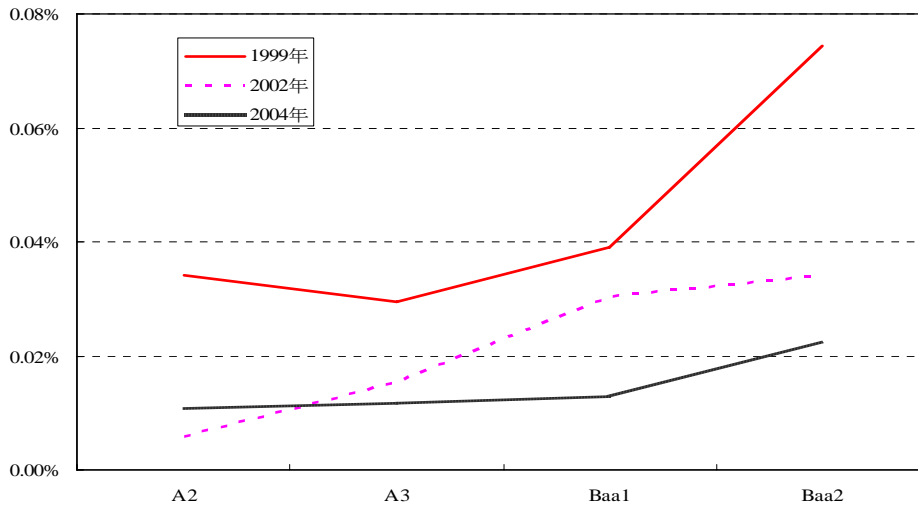
(資料) Ueno, Baba, and Sakurai [2006]

図表 15: 譲渡性預金レートの銀行間での散らばり



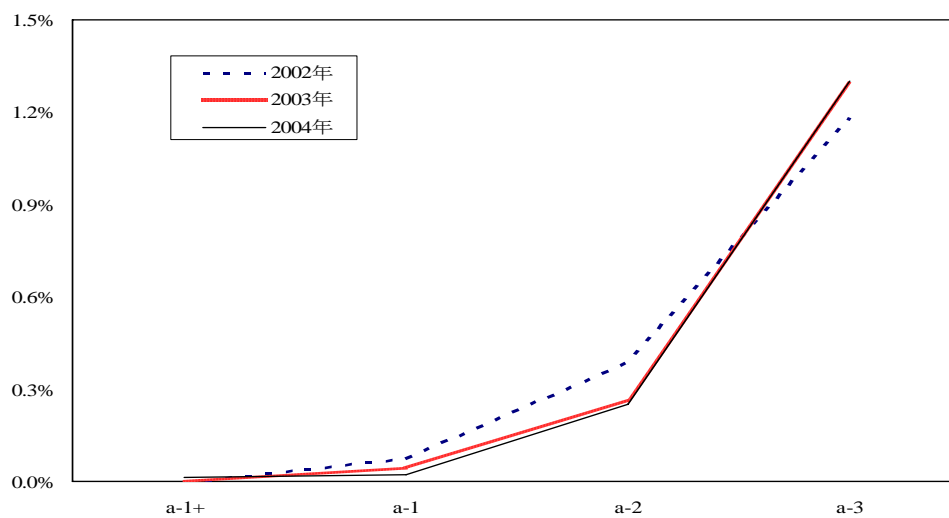
(備考) 譲渡性預金レートは満期 30 日未満の物を使用。散らばりは標準偏差。
 (資料) Baba, Nakashima, Shigemi, and Ueda [2006]

図表 16: 譲渡性預金スプレッドのクレジット・カーブ



(備考) 譲渡性預金レートは満期 30 日未満の物を使用。格付けはムーディーズ。
 (資料) Baba, Nakashima, Shigemi, and Ueda [2006]

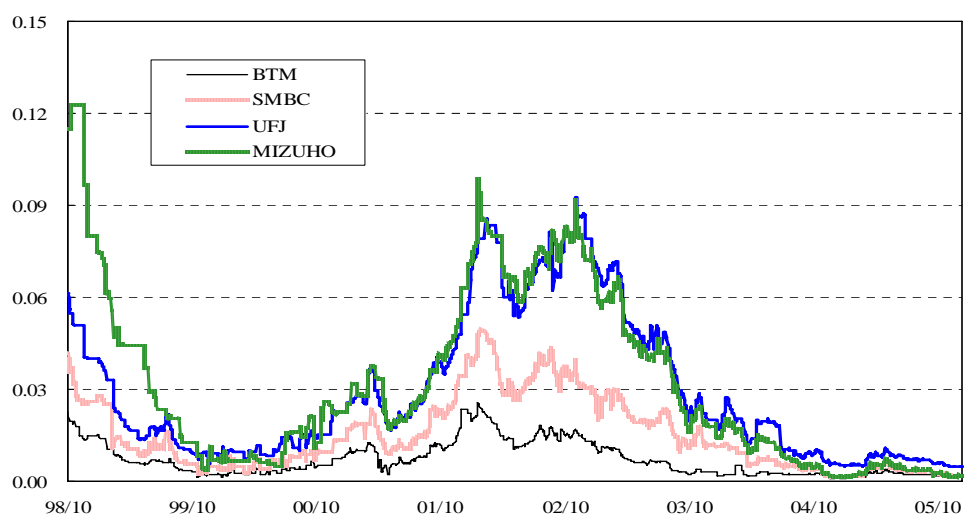
図表 17: CP スプレッドのクレジット・カーブ



(備考) CP スプレッドは、1 ヶ月物 CP レートと無担保翌日物コールレートの差。格付けはムーディーズの短期格付け。

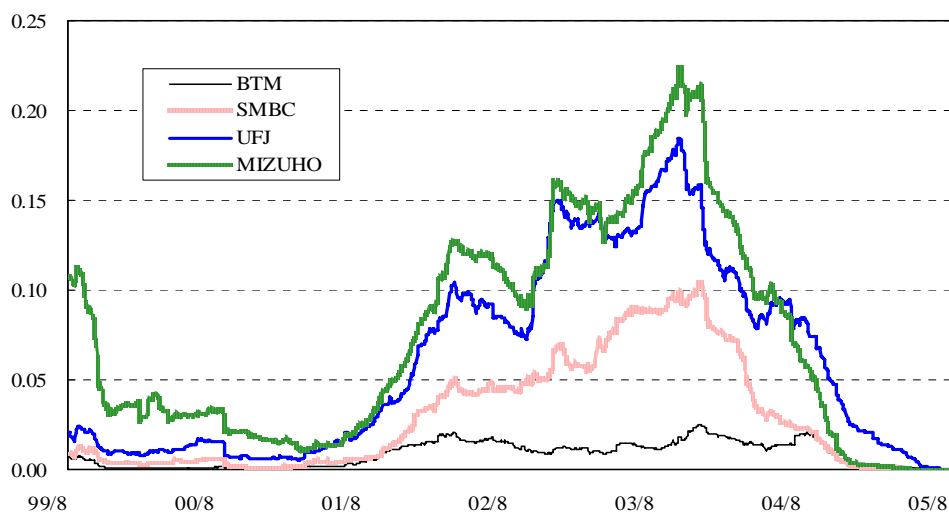
(資料) Baba, Nakashima, Shigemi, and Ueda [2006]

図表 18: CDS スプレッドにインプライされているデフォルト確率



(備考) 1. デフォルト確率を算出する際のタイムホライズンは1年。詳細は補論を参照。
 2. BTM：三菱東京銀行、SMBC：三井住友銀行、UFJ：UFJ銀行、MIZUHO：みずほ銀行
 (資料) Ueno and Baba [2006a]

図表 19: 株価にインプライされているデフォルト確率



(備考) 1. デフォルト確率を算出する際のタイムホライズンは1年。Merton[1974]モデルによる推計。
 2. BTM：三菱東京銀行、SMBC：三井住友銀行、UFJ：UFJ銀行、MIZUHO：みずほ銀行
 (資料) Ueno and Baba [2006b]

図表 20: 日本ソブリン債のデフォルト・インテンシティと
わが国4大銀行の共通ファクター



- (備考) 1. 共通ファクターは、わが国 4 大銀行の CDS スプレッドから推計されるデフォルト・インテンシティから、因子分析により得られたもの。因子分析には、主因子法が用いられている。推計結果は、回転前のもの。
2. 共通ファクターは、平均ゼロ、標準偏差 1 に標準化されている。
(資料) Ueno and Baba [2006a]