

# 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

ばばなほこ  
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＝ゴロポイ＝リネツキィ（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

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回国際コンファランス「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 in a Low Interest Rate Environment）」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、桜井悠司、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（カナダ中央銀行）、リチャーズ（オーストラリア連邦準備銀行）をはじめ、多くのコンファラ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。ただし、本稿に示されている意見は、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りは、すべて筆者個人に属する。

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

## 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<sup>1</sup>。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場操作手段を用いてきた。したがって、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いっていよう。

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<sup>2</sup>。

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

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にも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<sup>3</sup>。

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<sup>4, 5</sup>。

---

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。

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。

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<sup>6</sup>。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。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。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。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。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

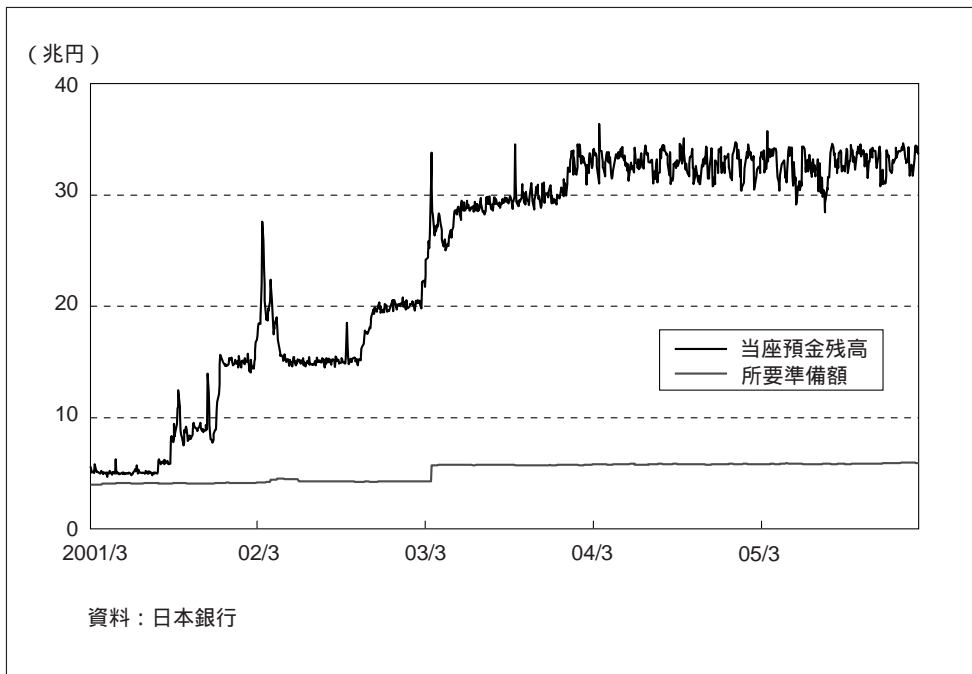
.....  
6 こうした批判については、Rogers [1995, 1996] 等を参照。

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<sup>7</sup>。

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

図表1 量的緩和政策下における当座預金残高



7 量的緩和政策の2本の柱である、(i)潤沢な流動性供給と(ii)流動性供給継続のコミットメントに、(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を加えた3つの構成要素は、Bernanke and Reinhart [2004] によって提唱された、現在の金利水準の引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。

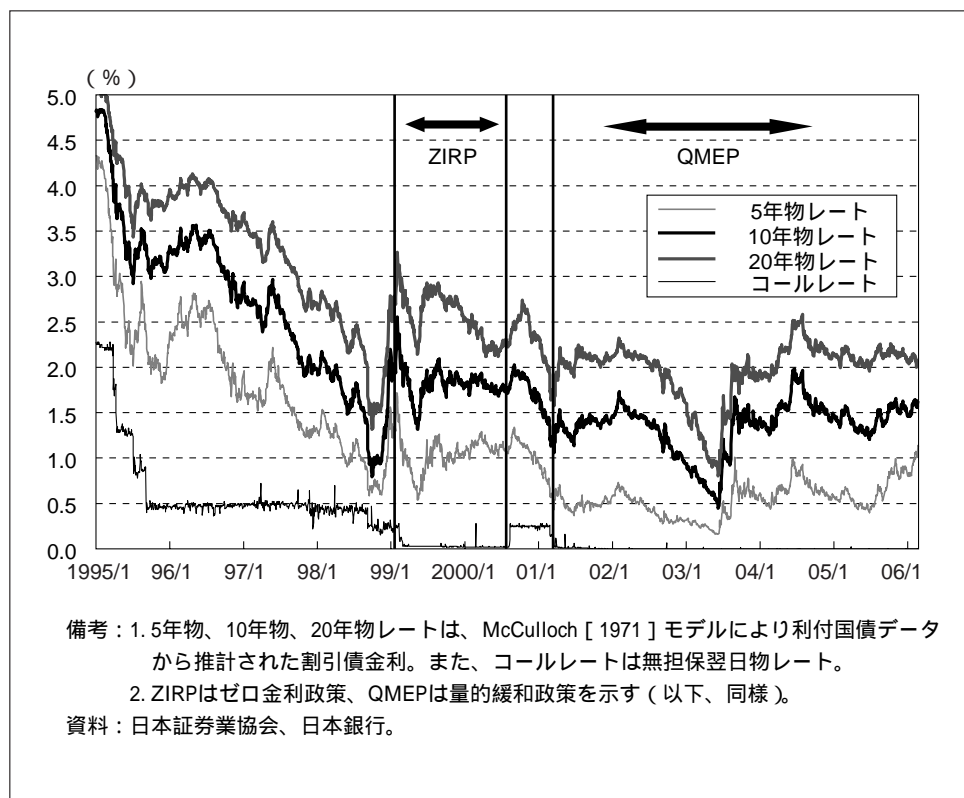


もまた大きく低下した。図表3に示されているように、わが国の金利は米国、ドイツといった他の国々と比較しても非常に低い水準にあった<sup>8</sup>。コアCPIインフレ率が2005年10月以降、安定的にゼロ%以上で推移していることを確認すると、日本銀行は2006年3月9日に量的緩和政策を解除し、ゼロ金利政策に戻った。

## (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<sup>9</sup>。実際、TIBORとLIBOR間のスプレッド(TLスプレッド)として一般

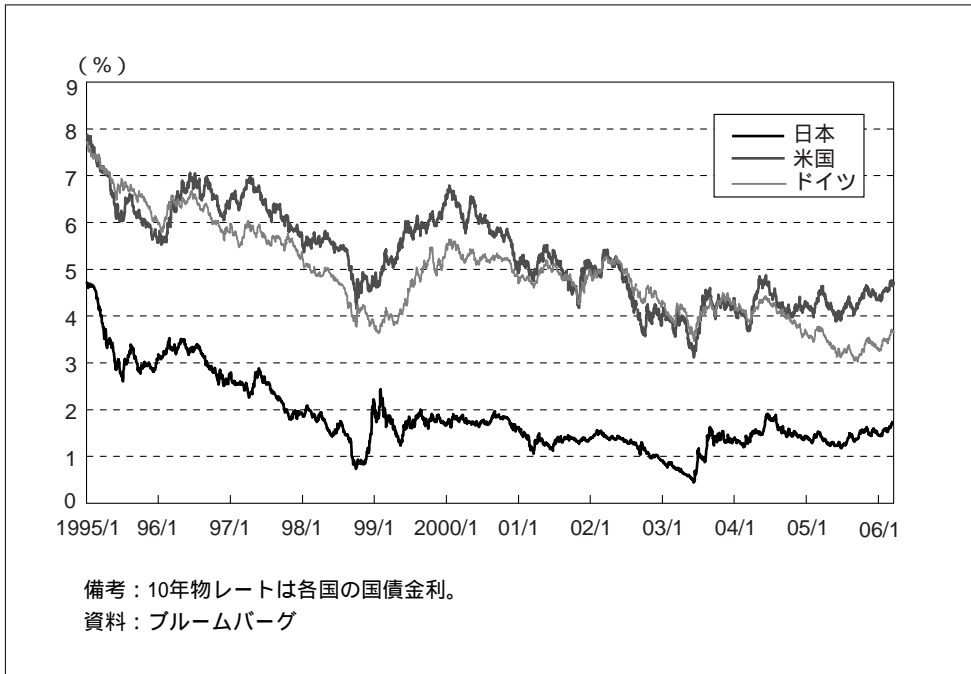
図表2 1990年代半以降のわが国における金利環境



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。

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。

図表3 10年物レートの国際比較



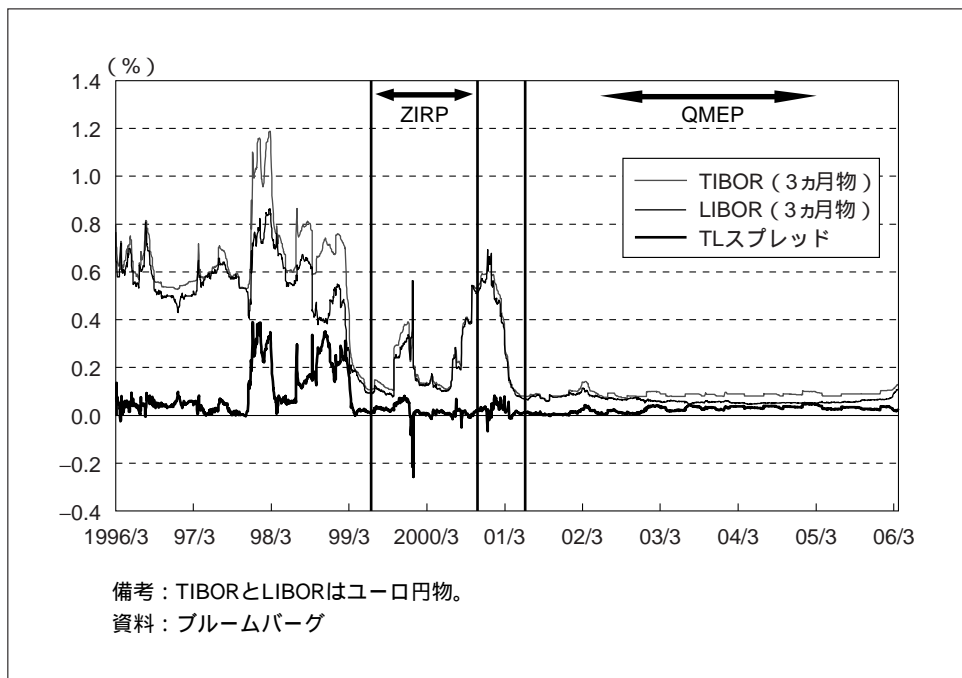
的に定義されるいわゆる「ジャパン・プレミアム」は、1997年から98年にかけてのわが国金融危機時には、米ドル建てで100ベース、円建てで40ベースに達した<sup>10</sup>。Ito and Harada [ 2004 ] が示唆しているように、ジャパン・プレミアムは、単なるクレジット・リスクの相対的な指標という位置付けを越えて、不透明なわが国の会計・銀行監督システムに対する外銀による懐疑的な見方をも反映していたと考えられていた。

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

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。

図表4 TIBOR/LIBORとTLスプレッド



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<sup>11</sup>。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

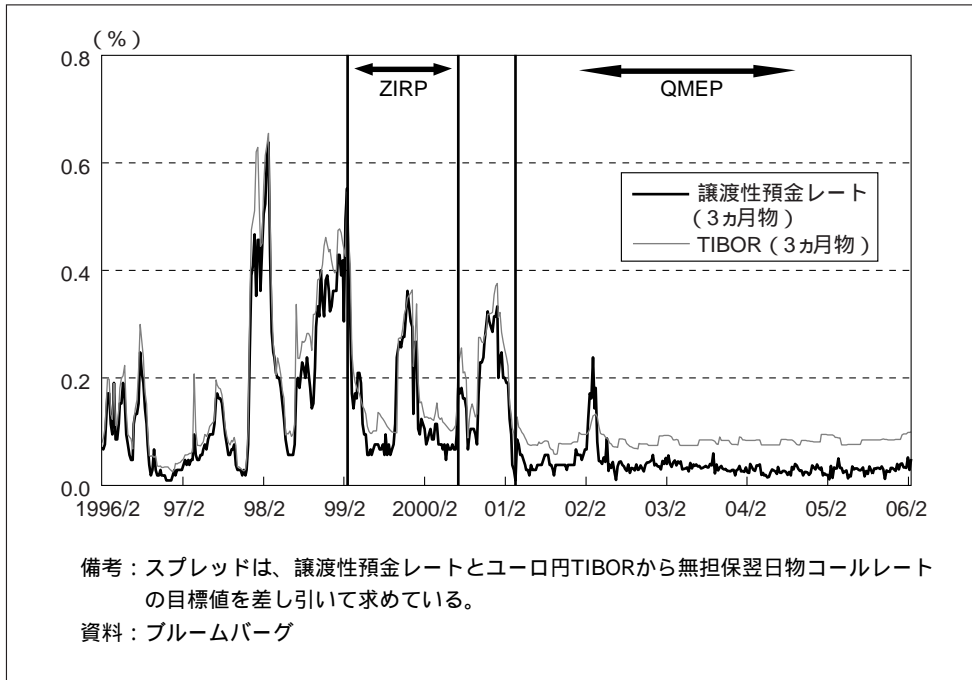
次に、長期のクレジット・スプレッドの動向に目を転じてみよう。図表6に示されているように、同じ満期を有するわが国国債利回り対比での一般事業法人のクレジット・スプレッドは、ゼロ金利政策導入以降、縮小している。図表6から、とりわけBBB格の社債において、クレジット・スプレッドが2度にわたり大きく上昇し

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。

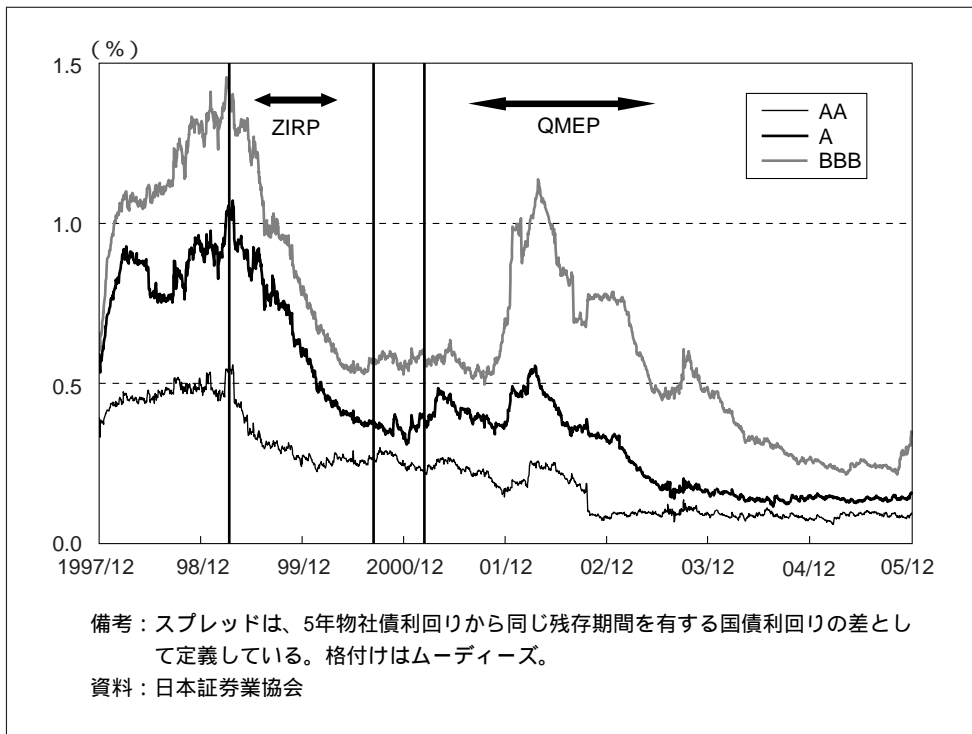
12 2002年9月のマイカル破綻も、クレジット市場全体のセンチメントを悪化させた。



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



図表6 一般事業法人のクレジット・スプレッド



ていることがわかる。最初の上昇は、図表4と図表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<sup>12</sup>。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。

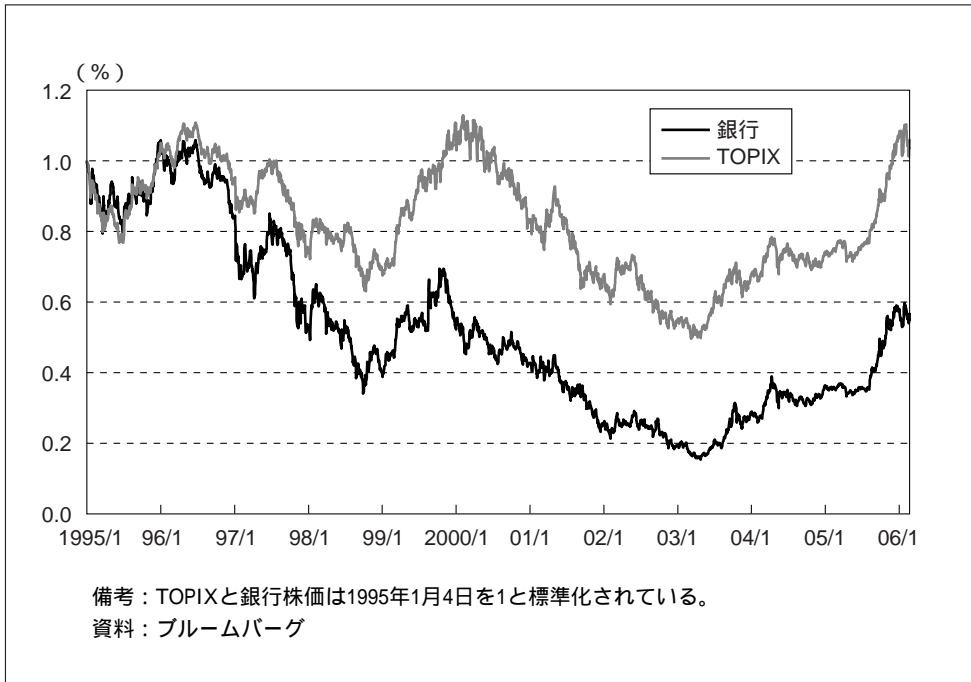
この間の短期金融市場、国債市場、社債市場の動向から、Baba *et al.* [ 2005 ] で主張されているように、以下のような投資家行動が観察できる。すなわち、短期金利の低下により、わが国投資家は、他の金融市場においてさまざまなリスクをとることにより、より高い利回りを求めることを余儀なくされた。彼らは、まずよりタームの長い国債に投資することにより、デュレーション・リスクをとりに向かった。しかし、長期国債利回りが低下するとともに、金利反転の際の大きな潜在的なキャピタル・ロスの可能性が危険視され始めた。このような状況に直面して、わが国投資家は、次に、比較的高格付けを有する社債をはじめとする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<sup>13</sup>。

#### (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年初頭から回復し始めた。TOPIXは2006年1月に1995年1月時点

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、こうした利回り追求行動の存在を支持している。

図表7 株価



とほぼ同程度の水準を回復したが、銀行株価の回復は、同時点对比で、1995年1月時点の約6割にとどまっている<sup>14</sup>。

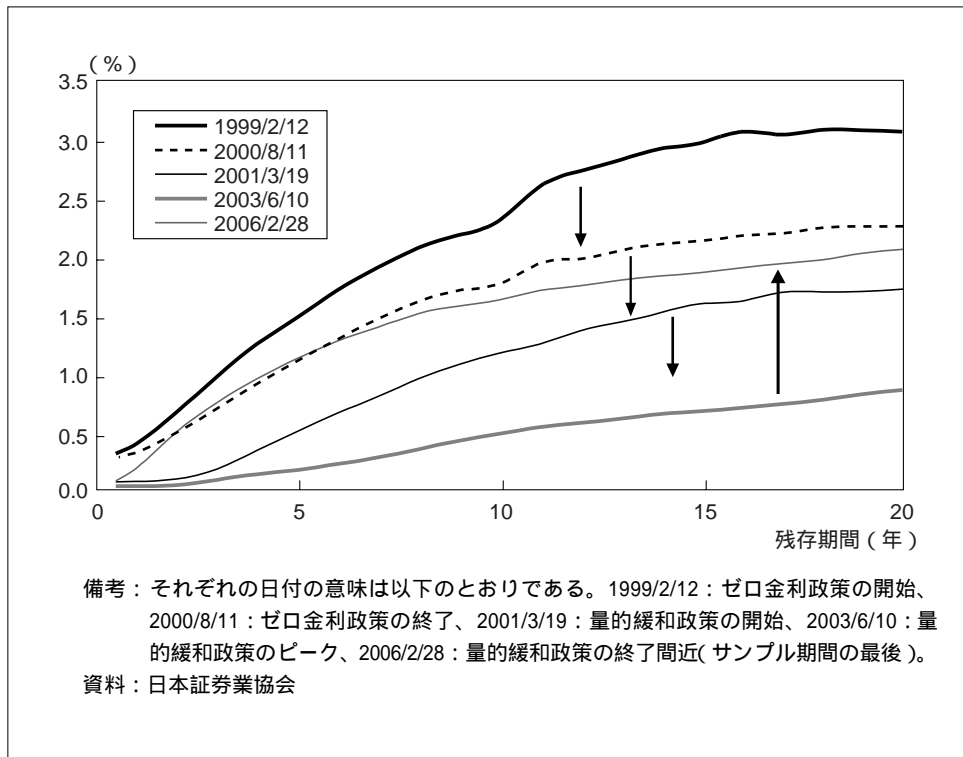
### 3．日本銀行の金融政策とJGBイールド・カーブ

#### (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。図表から明らかなように、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

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。

図表8 JGBイールド・カーブの推移



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<sup>15</sup>。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。

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。

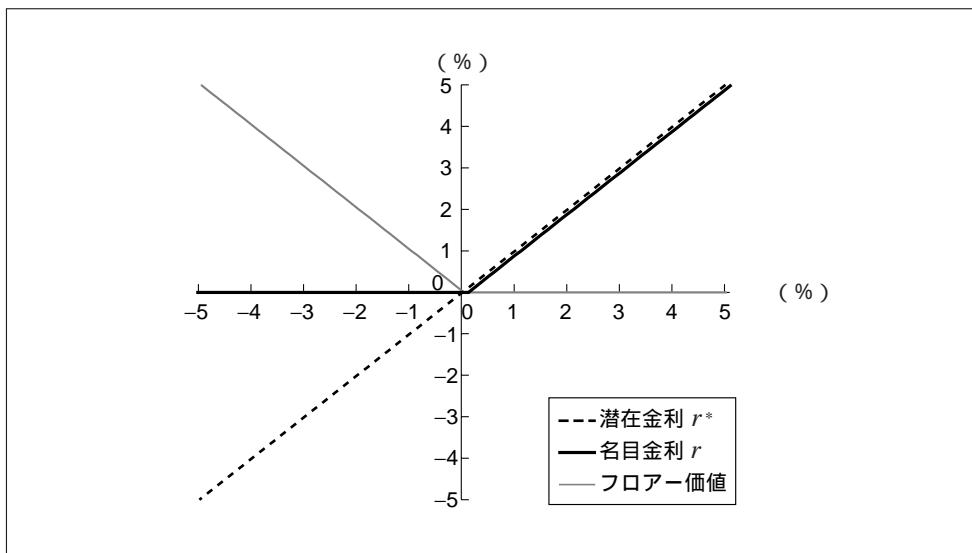
## (2) 金利をオプションとして捉えるブラック・モデル

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。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アー価値と呼ぶことにする。すなわち、このフローアーは、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。

図表9 潜在金利と名目金利



$r_t^*$  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ア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、フロア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、 $E_r[\cdot] \equiv E[\cdot | r_0^* = r]$  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、フロアー価値は、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])<sup>16</sup>。今、貯蓄・投資ギャップをクリア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「流動性の罨」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<sup>17</sup>。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。したがって、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])。

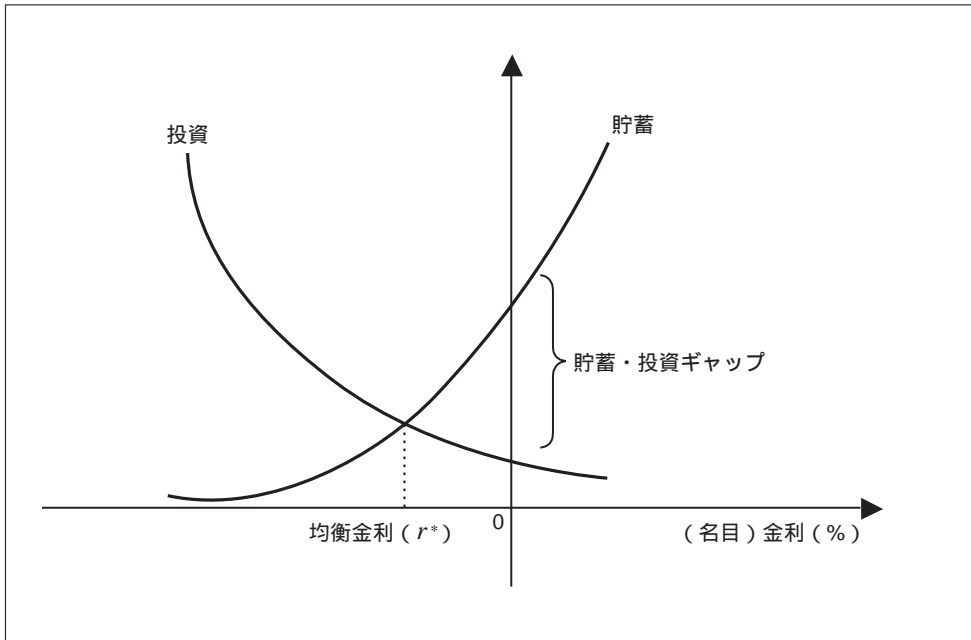
第2の解釈は、潜在金利は、現在それが負の値をとっている場合に、名目短期金利が再び正の値をとるまでの期間、すなわちゼロ金利が終了するまでの期間を定量

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

17 流動性の罨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。



図表10 貯蓄・投資ギャップと名目金利の非負制約



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市場参加者が、日本銀行はわが国経済が確かに流動性の罠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、解析的な扱い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<sup>18</sup>。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、

18 Black [ 1995 ] は、ゼロ金利水準を反射壁とすると、金利は（いったんゼロに達すると）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。

初到達時間に対する解析解をも導出している<sup>19</sup>。したがって、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。

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

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

ここで、 $\theta^P$ 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、 $\kappa^P$ はその長期水準に向かう平均回帰速度を、 $\sigma$ はボラティリティ・パラメータを示す。また、 $\lambda_t$ はリスクの市場価格を、そして $\delta_0$ と $\delta_1$ 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・ウーレンバック・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・フィルタにより推計している<sup>20</sup>。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<sup>21</sup>。

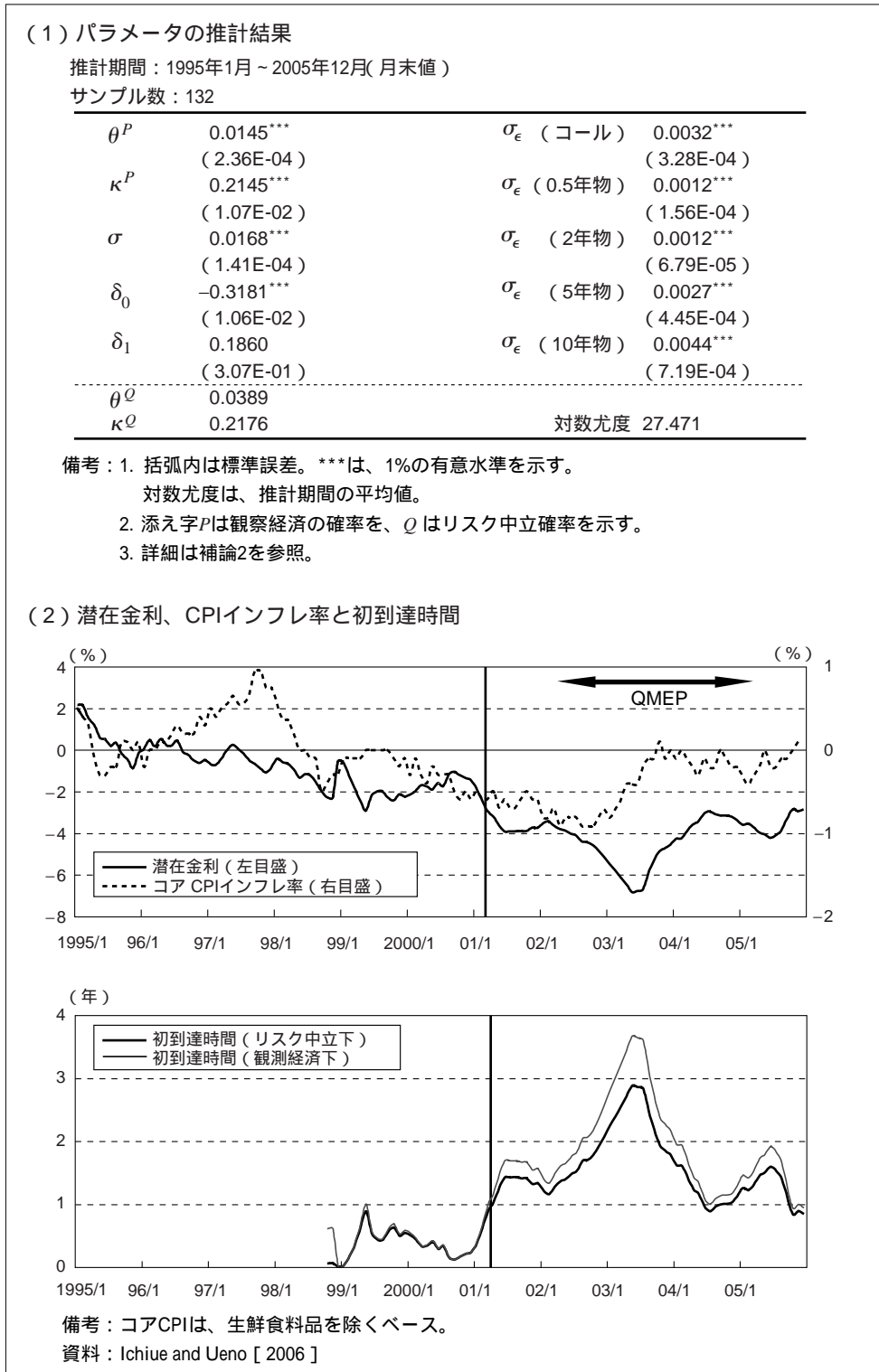
図表11(1)は、固定パラメータ・BGLモデルのパラメータの推計値を示している。すべてのパラメータは符号条件を満たし、 $\delta_1$ 以外は統計的にも高い有意性を示して

19 モデルの詳細は、補論1を参照のこと。

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年、10年、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。

図表11 固定パラメータBGLモデルの推計結果



いる。次に、図表11(2)は、コアCPIインフレ率と潜在金利、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にあったが、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、経済が流動性の罠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、数カ月のラグを持って、コアCPIインフレ率の動きをフォローしているように見える<sup>22</sup>。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ヵ月、リスク中立確率 $Q$ のもとで10ヵ月と推計されている<sup>23</sup>。したがって、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市場の状況にかんがみると、妥当なものといえるだろう。

#### 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<sup>24, 25</sup>。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 $\theta$ の時系列的な動きである。

22 CPIデータは、約2ヵ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、 $\theta$ 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。

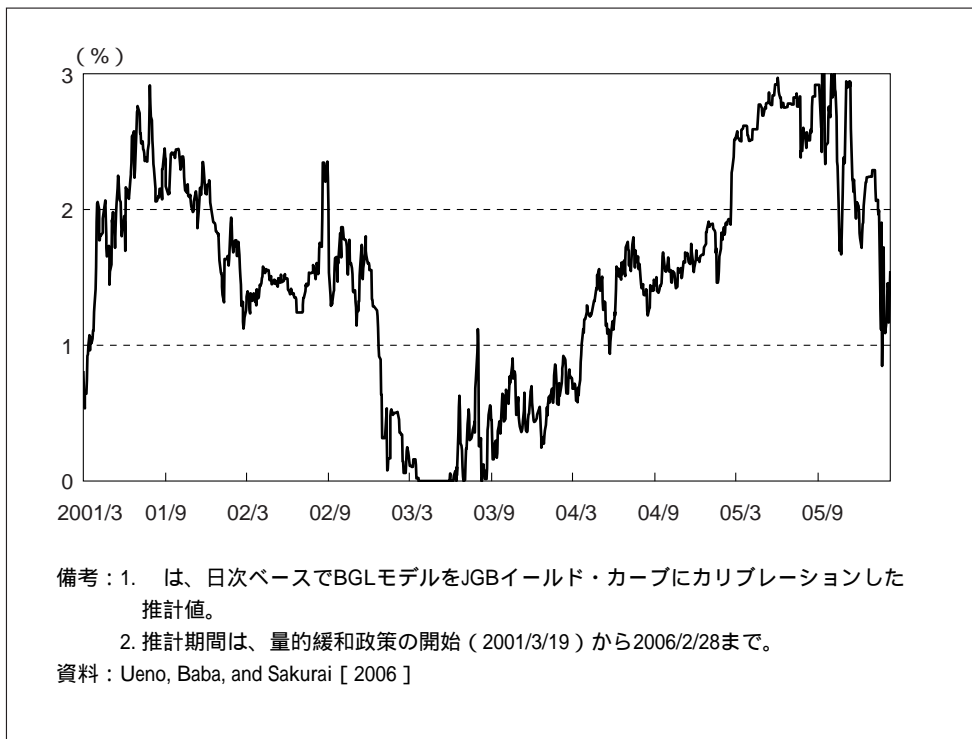
24 Ueno, Baba, and Sakurai [ 2006 ] が用いたJGBイールド・カーブの残存期間は、0.5年、1年、2年、3年、5年、7年、10年、15年、18年、20年である。よって、この点からも、日次ベースのカリブレーションによるBGLモデルのパラメータ推計値はより正確とみることができよう。

25 実際に、BGLモデルは(オリジナルの)パシチェック・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。

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 $\theta$ の推移を示している。 $\theta$ 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、 $\theta$ 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。 $\theta$ 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始めた<sup>26</sup>。

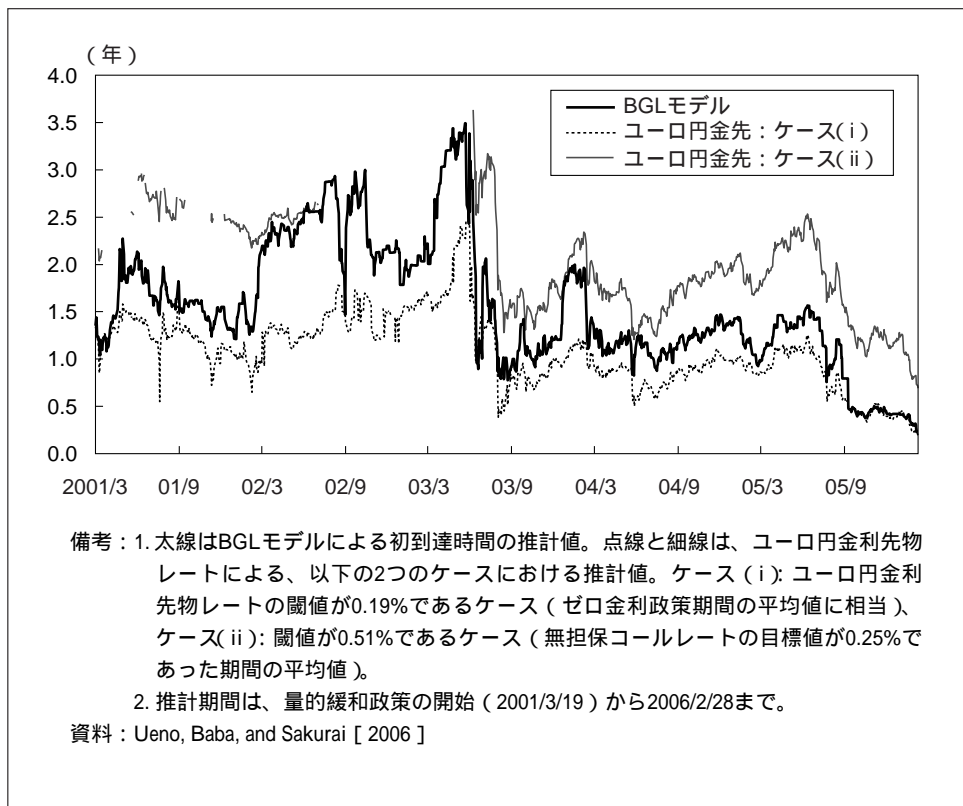
第2に、図表13と図表14は、BGLモデルの日次カリブレーションから推計された初到達時間とそれに対応するゼロ金利政策の予想終了時点をそれぞれ示している。比較のために、図表13では、ユーロ円先物金利からインプライされる初到達時間も同時に示している。ここでは、ゼロ金利政策の終了時点を示すユーロ円先物金利水準として、以下の2つの値を用いている。すなわち、(i)ユーロ円先物金利が0.19%を超えた時点(1999年2月から2000年8月にかけてのゼロ金利政策下における平均値)と、(ii)ユーロ円先物金利が0.51%を超えた時点(無担保コールレート目標が0.25%であったときの平均値)である。図表13に示されているように、BGLモデルによる初

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 $\theta$ の推計結果



26 JGB市場での実際の受け止められ方については、中山・馬場・栗原[2004]を参照。

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



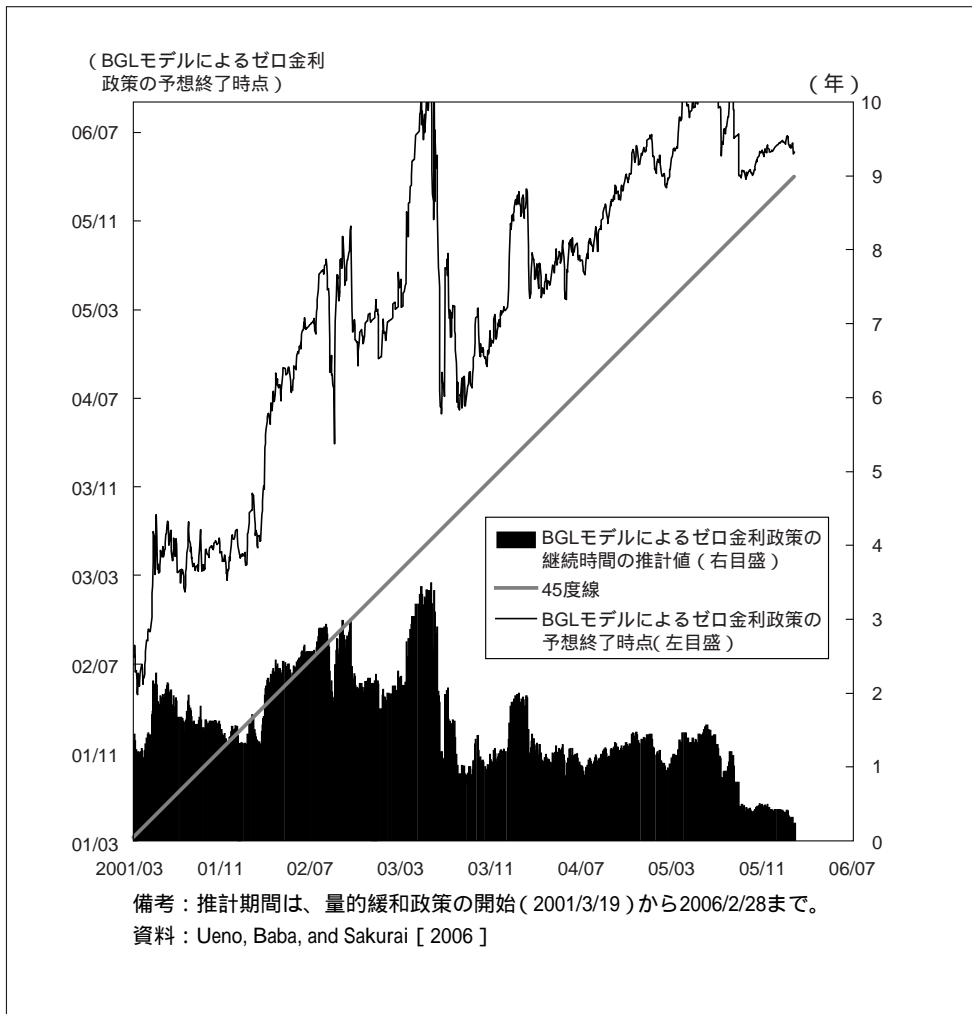
到達時間の推計値は、基本的に、ユーロ円先物金利からインプライされる初到達時間のバンド内で推移している<sup>27</sup>。この結果は、現実妥当性という意味において、日本銀行の金融政策に関する市場期待をモニタリングするツールとしてのBGLモデルの有用性を示しているといえるだろう。特に、2005年9月頃以降、BGLモデルによる初到達時間は、ユーロ円先物金利からインプライされる初到達時間の下限と水準・推移ともに極めて接近している。2006年2月末時点で、BGLモデルによる初到達時間の推計値は、リスク中立確率のもとで約3ヵ月となっている。これは、図表14に示されているように、JGB市場参加者が最も早く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<sup>28</sup>。

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。

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、早くも5月以降ということになる。



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



#### 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

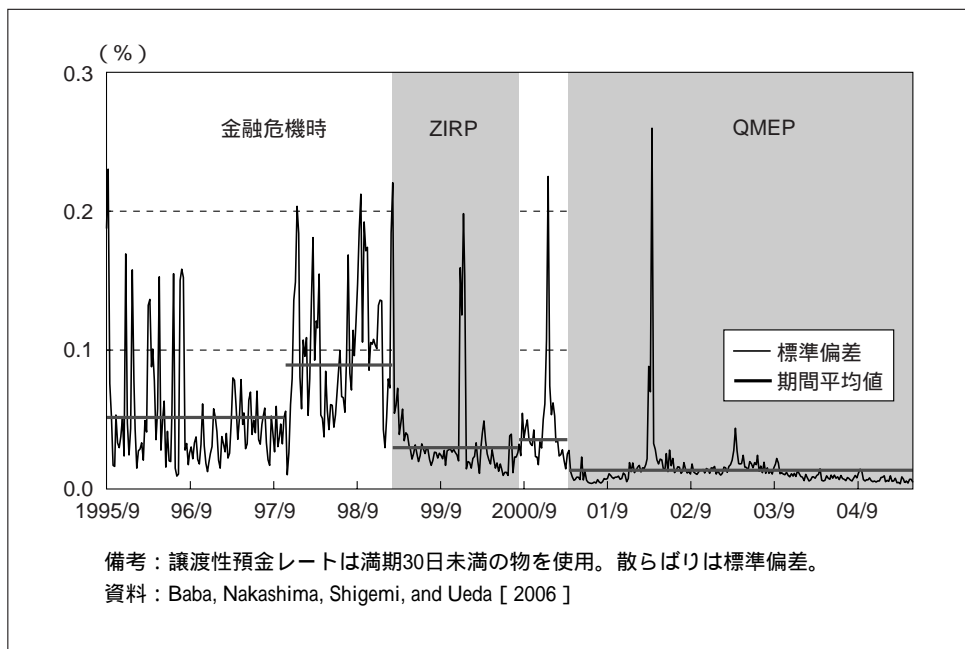
###### イ．譲渡性預金金利の発行銀行間での散らばり

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。したがって、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<sup>29</sup>。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<sup>30</sup>。

図表15 譲渡性預金レートの銀行間での散らばり



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。サンプルは、週次で譲渡性預金金利が入手可能な11の都市銀行と信託銀行である。

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。

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<sup>31</sup>。これをみると、クレジット・カーブは、1999年のゼロ金利政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年にはほぼ完全にフラットになったといえそうである。

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。したがって、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。

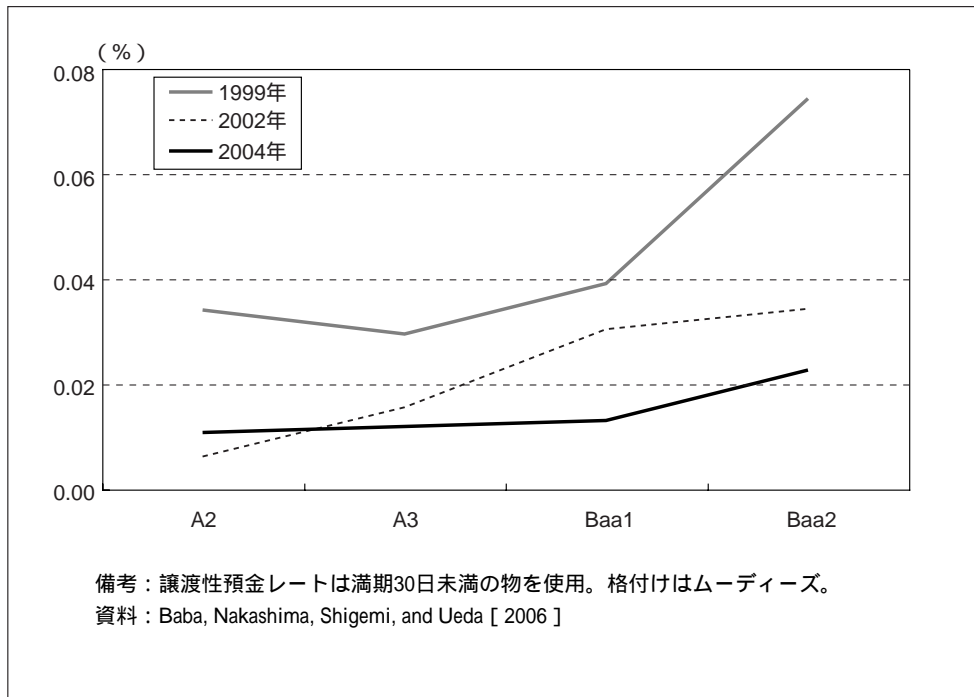
一方、図表17は、(非金融)一般事業法人にとっての代表的な短期資金調達手段として満期1か月のコマーシャル・ペーパー(CP)をとりあげ、その無担保オーバーナイト・コールレートとのスプレッドのクレジット・カーブを示したものである<sup>32</sup>。譲渡性預金スプレッドと同様に、a-1+とa-2間の格付けにおいては、CPクレジット・カーブは、時とともにフラット化が進展している。しかしながら、a-1格未満については、十分なスプレッドが残っているように見える<sup>33</sup>。また、a-2とa-1間のCPスプレッド格差の大きさは、譲渡性預金スプレッドで観察される最も大きな1ノッチでのスプレッド格差の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。

31 サンプル銀行は図表15と同様。

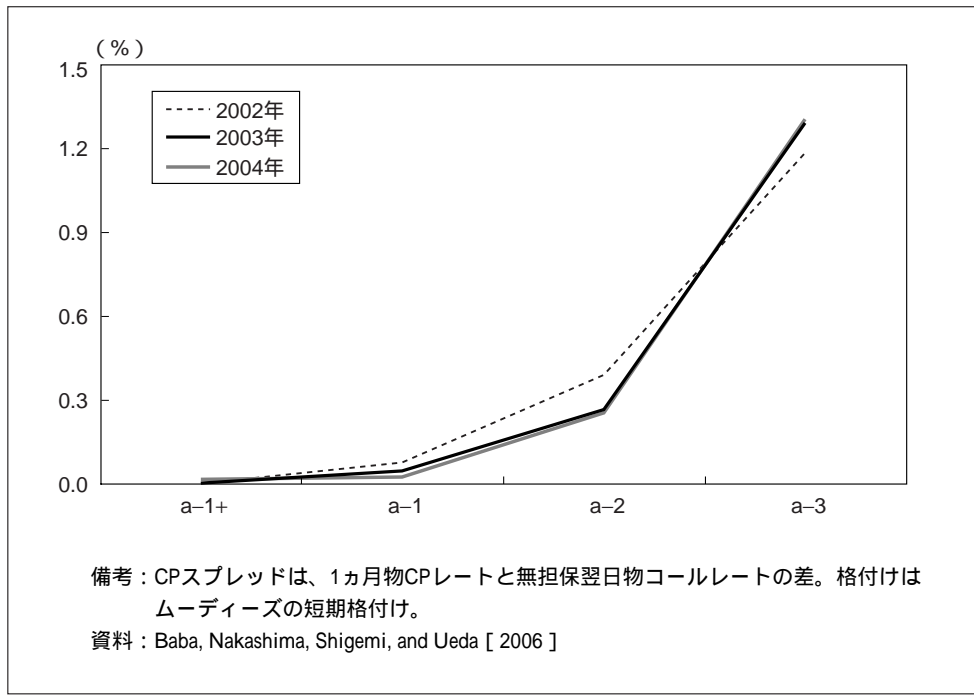
32 分析に用いたサンプル数は、2002年は2,327、2003年は1,975、2004年は2,006である。

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。

図表16 譲渡性預金スプレッドのクレジット・カーブ



図表17 CPスプレッドのクレジット・カーブ



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<sup>34</sup>。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にされた。

## (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。

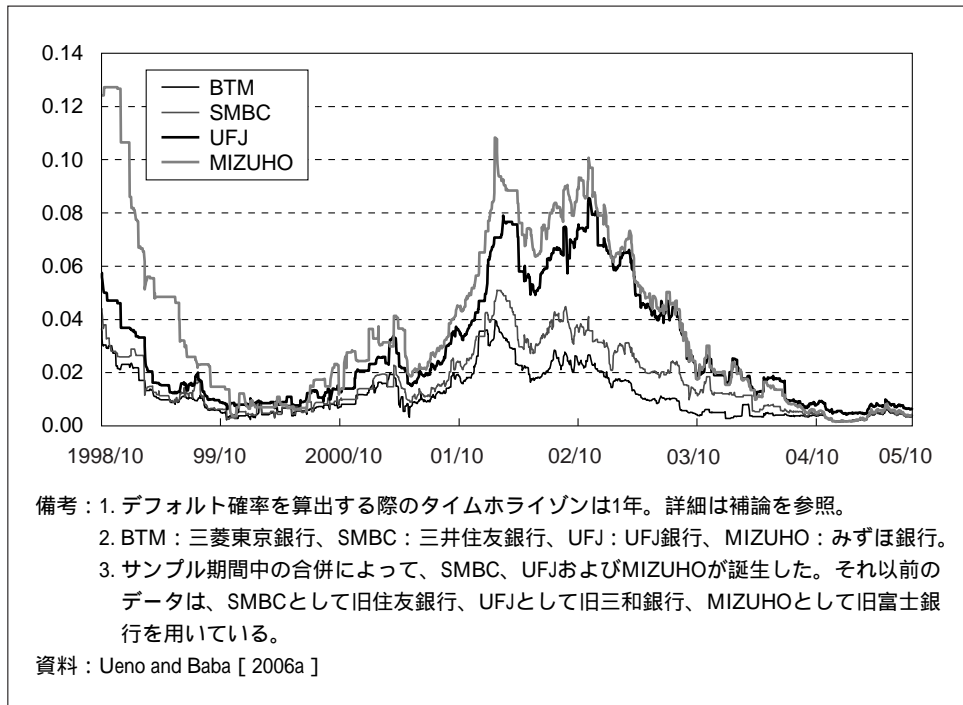
Ueno and Baba [ 2006a, b ] は、わが国の4大銀行、すなわち、三菱東京銀行 ( BTM )、三井住友銀行 ( SMBC )、UFJ銀行 ( UFJ )、みずほ銀行 ( MIZUHO ) それぞれについて、CDSスプレッドと株価から、先行き1年間のデフォルト確率を算出している<sup>35, 36</sup>。図表18と図表19は、それぞれの結果を示している。図表から明らか

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った。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。

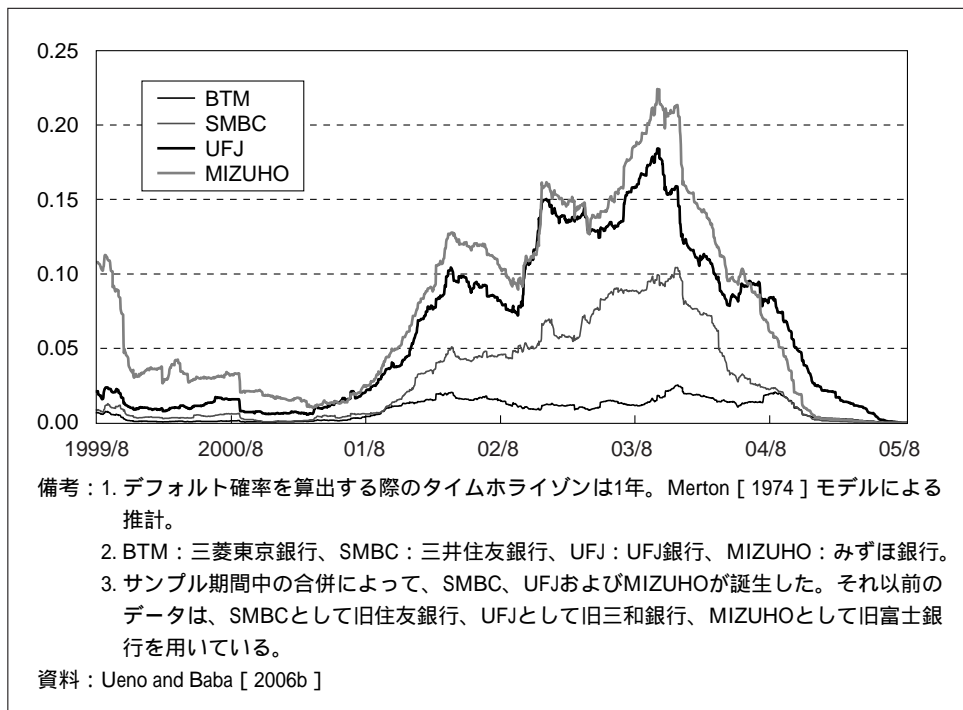
35 Ueno and Baba [ 2006b ] は、Merton [ 1974 ] の方法を用いて、株価からデフォルト確率を推計している。Ueno and Baba [ 2006a ] が、CDSスプレッドからデフォルト確率を推計するために用いている誘導型モデルについては、補論3を参照のこと。Ueno and Baba [ 2006a ] ではまた、デフォルト確率と同時に期待回収率をも推計している。

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。

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



図表19 株価にインプライされているデフォルト確率

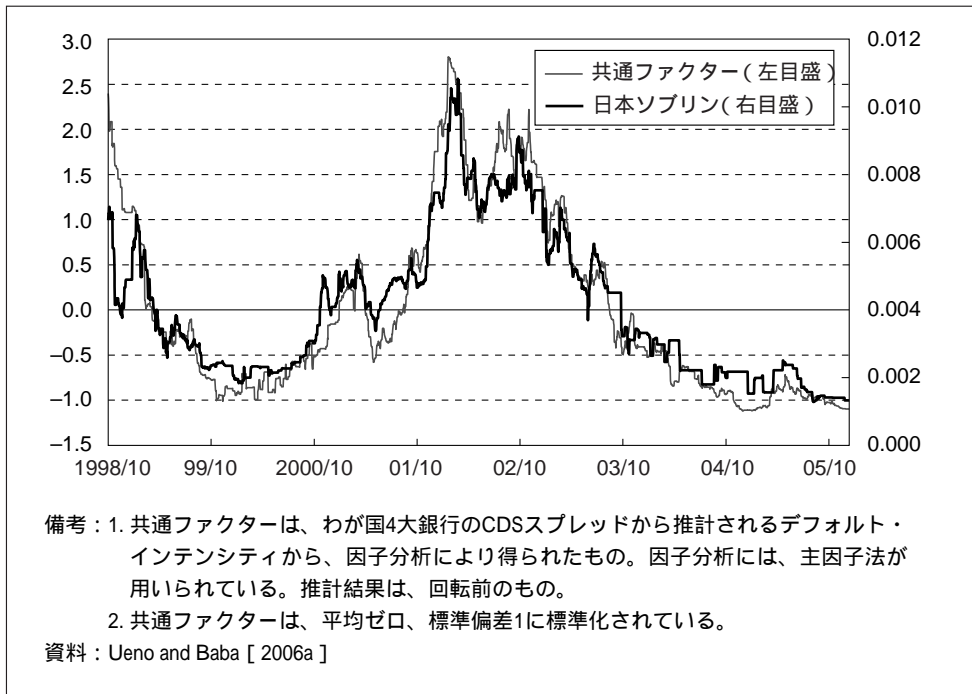




なように、双方の市場で、1998年に加えて、2001年終盤から2003年にかけても、長期にわたるデフォルト確率の大きな上昇が観察される。これは、図表4と図表5で示されたような譲渡性預金金利やTLスプレッドの動きとは好対照である。これらの結果を総合的に考えると、われわれは暫定的ながら、近年の短期金融市場では、長期クレジット市場や株式市場とは一線を画するクレジット・リスク評価が邦銀に対して行われてきた可能性が高いと結論付けることができるだろう。

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<sup>37</sup>。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<sup>38</sup>。分析結果は図表20に示されている。驚くべきことに、

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



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、長ら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。したがって、この第1因子を「システミック（共通）ファクター」といって差し支えないだろう。

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。

## 5 . 結びに代えて

本稿では、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ヵ月間(10ヵ月)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市場のような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」という問いであらう。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<sup>39</sup>。

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はたしてきた、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が

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、すで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。

ら支持されているように見える。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うえ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見える。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はたしてきた一方、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。

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すで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<sup>40</sup>。

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、 $\theta$ は潜在金利の長期水準、 $\kappa$ は長期水準への平均回帰速度、 $\sigma$ 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、 $E_r[\cdot] \equiv E[\cdot | r_0^* = r]$ 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、 $\{\varphi_n\}_{n=0}^{\infty}$  は以下のスツルム・リウビル ( 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 $\lambda_0$ 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 $\tau$ 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。

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

ここで、 $H_{\gamma}(\cdot)$  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、 $\lambda_t$ 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、 $\eta_t$ は、平均ゼロ、標準偏差 $\sigma_\eta$ の正規分布に従うと仮定している。標準偏差 $\sigma_\eta$ 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年、2年、5年、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。

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



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、 $e_{t+h}$  は測定誤差行列である。誤差は、平均ゼロ、標準偏差 $\sigma_\epsilon$ の正規分布に従うと仮定し、 $\sigma_\epsilon$  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。

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

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

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

ここで、 $\tilde{R}_{t+h}$  は、残存期間0.5年、2年、5年、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、 $\lambda_t^Q$  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 $\eta_t$ をこのように定式化することによって、 $\lambda_t^Q$ 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<sup>41</sup>。

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

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

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

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

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。

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<sup>42</sup>。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、 $e_{t+h}$  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、 $\sigma_\epsilon | Bid_{j,t} - Ask_{j,t} |$  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、 $\lambda_t^Q$  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。したがって、カルマン・フィルタを開始する際に、 $\lambda_t^Q$  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。

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

ここで、 $Z$  は、 $\theta^Q$  の周辺における  $z$  の近似を示す。

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

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。

$$CDS_0 = z(\theta^Q) - Z\theta^Q + Z\lambda_0^Q + e_0 . \quad (\text{A-32})$$

(A-32) 式は、 $\lambda_0^Q$  について、以下のように書き換えることができる。

$$\lambda_0^Q = \frac{Z'(CDS_0 - z(\theta^Q) + Z\theta^Q)}{Z'Z} - \frac{Z'e_0}{Z'Z} . \quad (\text{A-33})$$

これは、 $\lambda_0^Q$  の分布は、平均  $Z'(CDS_0 - z_0(\theta^Q) + Z\theta^Q)/(Z'Z)$ 、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：

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

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。

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

$$B(\lambda_t^Q) = \frac{z(\lambda_{t+h}^Q)}{\partial \lambda_{t+h}^Q} \Big|_{\lambda_{t+h}^Q = \mu + \Phi\lambda_t^Q}, \quad (\text{A-36})$$

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

初期条件：

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

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

予測値：

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

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

尤度寄与：

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

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

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

パラメータの更新：

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

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

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

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

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, Mithal, and Neis [ 2005 ] に従って導出している。

## 参考文献

- 中山貴司・馬場直彦・栗原遼司、「2003年の債券相場の特徴点」、マーケット・レビュー 2004-J-1、日本銀行金融市場局、2004年
- 西岡慎一・馬場直彦、「わが国投資家のクレジット・リスクティク：社債リターンの歪度と債券ポートフォリオ選択問題」、日本銀行ワーキングペーパー04-J-9、2004年
- Baba, N., M. Nakashima, Y. Shigemitsu, and K. Ueda, “The Bank of Japan’s Monetary Policy and Bank Risk Premiums in the Money Market,” *International Journal of Central Banking*, 2, 2006, pp. 105-135.
- , and S. Nishioka, “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,”* 2005.
- , N. Oda, M. Shirakawa, K. Ueda, and H. Ugai, “Japan’s Deflation, Problems in the Financial System, and Monetary Policy,” *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, Vol. 23, No. 1, 2005, pp. 47-111.
- Baz, J., D. Prieul, and M. Toscani, “The Liquidity Trap Revisited,” *Risk*, September, 1998, pp. 139-141.
- Bernanke, B., “Deflation: Making Sure ‘It’ doesn’t Happen Here,” Remarks before the National Economists Club, Washington, DC, November 21, 2002.
- , and V. Reinhart, “Conducting Monetary Policy at Very Low Short-term Interest Rates,” presented at the Meeting of the American Economic Association, San Diego, California, January 2004.
- , and B. Sack, “Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment,” *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, 2004, pp. 1-100.
- Black, F., “Interest Rates as Options,” *Journal of Finance*, 50, 1995, pp. 1371-1376.
- Bomfim, A., “Interest Rates as Options: Assessing the Markets’ View of the Liquidity Trap,” Working Paper, Federal Reserve Board, 2003.
- Cox, J., J. Ingersoll, and S. Ross, “A Theory of the Term Structure of Interest Rates,” *Econometrica*, 53, 1985, pp. 385-407.
- De Jong, F., “Time-Series and Cross-Section Information in Affine Term Structure Models,” *Journal of Economics and Business Statistics*, 18, 2000, pp. 300-318.
- Duffee, G., “Estimating the Price of Default Risk,” *Review of Financial Studies*, 12, 1999, pp. 197-226.
- Duffie, D., and K. Singleton, *Credit Risk*, Princeton, Princeton University Press, 2003.
- Gorovoi, V., and V. Linetsky, “Black’s Model of Interest Rates as Options, Eigenfunction Expansions and Japanese Interest Rate,” *Mathematical Finance*, 14, 2004, pp. 49-78.
- Hicks, J., “Mr Keynes and the Classics: A Suggested Interpretation,” *Econometrica*, 5, 1937, pp. 147-159.

- Ichiue, H., and Y. Ueno, "The Monetary Policy Effects under the Zero Interest Rate: A Macro-Finance Approach with Black Model of Interest Rates as Options," Bank of Japan Working Paper No. 06-E-16, 2006.
- Ito, T., and K. Harada, "Credit Derivatives Premium as a New Japan Premium," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36, 2004, pp. 965-968.
- , and                      , "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, 2006.
- Keynes, J., *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Macmillan, New York, 1936.
- Krugman, P., "Japan's Trap," 1998. (<http://www.mit.edu/krugman/www/japtrap.html>).
- Linetsky, V., "Computing Hitting Time Densities for OU and CIR processes: Applications to Mean-reverting Models," *Journal of Computational Finance*, 7, 2004, pp. 1-22.
- 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. 2149-2192.
- Merton, R., "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, 29, 1974, pp. 449-470.
- McCulloch, J., "Measuring the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Business*, 44, 1971, pp. 19-31.
- Oda, N., and K. Ueda, "The Effects of the Bank of Japan's Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A Marco-Finance Approach," CARF Discussion Paper No. CARF-F-013, University of Tokyo, 2005.
- Packer, F., and C. Suthiphongchai, "Sovereign Credit Default Swaps," *BIS Quarterly Review*, December, 2003, pp. 81-88.
- Pan, J. and K. Singleton, "Default and Recovery Implicit in the Term Structure of Sovereign CDS Spreads," Working Paper, Stanford University, 2005.
- Robertson, D., *Money*, Cambridge Economic Handbooks, 1948.
- Rogers, L., "Which Model for Term Structure of Interest Rates Should One Use?" *Proceedings of IMA Workshop on Mathematical Finance*, IMA, 65, 1995, pp. 93-116, New York: Springer.
- , "Gaussian Errors," *RISK*, 9, January, 1996, pp. 42-45.
- Ueda, K., "The Bank of Japan's Struggle with the Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates: Exercises in Expectations Management," *International Finance*, 8, 2005, pp. 329-350.
- Ueno, Y., and N. Baba, "Default Intensity and Expected Recovery of Japanese Banks and "Government": New Evidence from the CDS Market," Bank of Japan Working Paper No. 06-E-04, 2006a.
- , and                      , "Price Discovery for Financial Standing of Japanese Banks: A Comparison between the CDS and the Stock Markets," Bank of Japan, mimeo, 2006b.
- ,                      , and Y. Sakurai, "The Use of the Black Model of Interest Rates as Options for Monitoring the JGB Market Expectations," Bank of Japan Working Paper No. 06-E-15, 2006.
- Vasicek, O., "An Equilibrium Characterization of the Term Structure," *Journal of Financial Economics*, 5, 1977, pp. 177-188.