

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

コミットメントが期待形成に与える効果：  
時間軸効果の実証的検討

おきな くにお しらつかしげのり  
翁 邦雄・白塚重典

Discussion Paper No. 2003-J-13

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>

**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、論文の内容や意見は、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。

## コミットメントが期待形成に与える効果： 時間軸効果の実証的検討

おきな くにお しらつかしげのり  
翁 邦雄\*・白塚重典\*\*

### 要旨

短期金利がほぼゼロにまで低下したとしても、中央銀行は、ゼロ金利を将来にわたって継続する、あるいは短期金利をゼロにまで低下させるよう潤沢な流動性を供給するとのコミットメントによって、さらなる緩和効果を生み出すことができる。この政策行動は、政策コミットメントを使って、将来の金融政策行動に関する期待に働き掛けることを通じ、金利をゼロ以下には引き下げられない制約を乗り越えようとするものである。近年のわが国の金融政策は、上記の、いわゆる時間軸効果に強く依存していることが、大きな特徴となっている。本稿では、イールド・カーブの動きを分析することを通じ、ゼロ金利下での政策コミットメントの有効性と限界を検証する。おもな結論は、時間軸効果は、短期金利の将来経路に関する金融市場の期待を安定化させるうえで、きわめて有効であり、長期金利を低位・安定化させることに寄与してきた。しかしながら、時間軸効果のみで、金融市場における低成長とデフレの持続期待を反転させるには至っていない。

キーワード：ゼロ金利政策、量的緩和、時間軸効果、政策コミットメント

JEL 分類コード：E31, E43, E52.

\* 日本銀行金融研究所長 (E-mail: kunio.okina@boj.or.jp)

\*\* 日本銀行金融研究所研究第1課調査役 (E-mail: shigenori.shiratsuka@boj.or.jp)

本稿は、クラレメント＝マッキナ・カレッジと *North American Journal of Economics and Finance* 誌が共催した「低インフレのマクロ経済学とグローバル・デフレの展望 (The Macroeconomics of Low Inflation and the Prospects for Global Deflation)」と題するワークショップ (2003年4月25、26日)への提出論文をもとに作成した日本語版である。本稿の作成に当たっては、ビル・ガビン、ケン・カッター、齊藤誠、渡辺 努の各氏、ニューヨーク連邦準備銀行でのセミナー参加者、平成15年度金融学会春季大会・中央銀行パネル参加者、ならびに日本銀行企画室、金融市場局、調査統計局、金融研究所の多くのスタッフから有益なコメントを頂いた。また、大井博之氏から支援を受けた。なお、本稿で示された見解はすべて筆者たち個人に属し、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。

## 1. はじめに

本稿では、イールド・カーブの動きを分析することを通じて、近年のデフレ環境下における金融政策上のコミットメントの有効性と限界を検証する。

1990年代以降のわが国金融・経済の動向を振り返ってみると、1990年代初の資産価格バブルの崩壊が、幾度かにわたる深刻な景気後退と緩やかかつ短命な景気回復に特徴づけられる長期経済低迷のはじまりとなった。こうした経済環境のもと、日本銀行は、1991年6月以降の約1年ほどの間に、公定歩合を6パーセントから3.25パーセントへと急速に引き下げた<sup>1</sup>。

日本銀行は、1994年には、1980年代後半に資産価格バブルが拡大した時期における公定歩合の最低水準となる2.5パーセントを目前にして、金利引き下げのテンポを緩めたが、それでも1995年時点では、日本銀行は短期金利を引き下げる余地をほとんど有していなかった。日本銀行は、1995年から1996年にかけて、実質GDPが年率3パーセントを超える成長を示している中で、無担保オーバーナイト・コール・レートを0.5パーセント程度に維持した。1997年秋には、東アジア経済危機と一連の金融機関破綻による金融システム不安の影響から、日本経済は急激な景気後退に陥った。この間、こうした金融システム不安は、バブル崩壊の悪影響を増幅した。

日本銀行は、1999年2月からオーバーナイト・コール・レートを0.02パーセントにまで徐々に引き下げ、さらに、4月には、速水総裁（当時）が「デフレ懸念が払拭されるまで」日本銀行がゼロ金利にコミットすることを表明した<sup>2</sup>。その後、2000年8月には、持続的な景気回復の兆候が観察されていたことから、日本銀行はゼロ金利政策をいったん解除し、オーバーナイト・コール・レートを0.25パーセントへ引き上げた。

しかしながら、2000年末には、世界的な情報通信技術関連投資と輸出の調整を受けて経済は再び減速した。日本銀行は、2001年2月中央にコール・レートを0.15パーセントに引き下げ、さらに、3月末には、いわゆる量的緩和を開始した。この枠組みの中で、日本銀行は、CPI上昇率が安定的にゼロ以上になるまで、日本銀行当座預金残高を操作目標とすることにコミットしている。この結果、オーバーナイト・コール・レートは、当初、ゼロ金利政策時の0.02パーセントを下回0.01パーセントにまで低下した。2001年9月には、コール市場に

---

<sup>1</sup> この時期の日本銀行の政策対応については、翁・白塚 [2002] を参照。

<sup>2</sup> 日本銀行による政策変更の概要については、表1を参照。

おける取引レートの刻みが 0.01 パーセント単位から 0.001 パーセント単位に変更されたことから、オーバーナイト・コール・レートはさらに 0.001 パーセントにまで低下した。

短期金利がほぼゼロにまで低下したとしても、中央銀行は政策コミットメントによって追加的な緩和効果を生み出すことができる<sup>3</sup>。中央銀行は、短期金利をほぼゼロに維持する期間について明示的にコミットすることで、市場の期待に働き掛けることができる。中央銀行がコミットメントの継続性に信認を獲得できれば、長期金利を低下させることができる。時間軸効果という言葉は、ひろく使われているが、本稿では、白塚・藤木 [2001]同様、こうしたメカニズムによる金融緩和効果を「時間軸効果」と呼ぶことにする。

近年の日本銀行の金融政策は、時間軸効果に強く依存していることが特徴である。上述したとおり、ゼロ金利政策下では、デフレ懸念が払拭されるまでゼロ金利を維持することにコミットした一方、量的緩和政策下では、CPI 上昇率が安定的にゼロ以上になるまで、操作目標を日本銀行当座預金にすることにコミットし、事実上、所要準備を大幅に上回る潤沢な流動性を供給してゼロ金利を維持することにもコミットしている。こうした政策行動は、政策コミットメントを使って、将来の金融政策行動に関する期待に働き掛けることを通じ、金利をゼロ以下には引き下げられないという制約を乗り越えようとするものである。

白塚・藤木 [2001]は、イールド・カーブの 1 年以下の短期ゾーンに注目し、1999 年 2 月から 2000 年 8 月までのゼロ金利政策時における時間軸効果を検証している。彼らの分析結果によると、ゼロ金利政策は、次の 2 つの経路を通じて強力な緩和効果を発揮した。第 1 に、ゼロ金利政策は、イールド・カーブの形状によって捕捉される将来の名目金利の経路に関する期待を通じて緩和効果を発揮した。第 2 に、ゼロ金利政策は、金融システムと金融市場の脆弱な環境の中で、ターム・スプレッドの顕著な縮小にみられたように、強力な流動性効果をもたらした。しかしながら、こうした緩和効果は、金融部門と非金融部門とをつなぐ波及経路が機能しない中、経済全体へは及んでいない。

Kimura *et al.* [2002]は、ベイジアン VAR 分析を使って、時間軸効果とポートフォリオ・リバランス効果の両者のメカニズムを通じ、マネタリー・ベースの

---

<sup>3</sup> 中央銀行が名目金利の非負制約に直面したときの政策コミットメントの効果については、Reifschneider and Williams [2000]、Jung, Teranishi, and Watanabe [2001]を参照。

拡大が経済に及ぼした効果を検討している。彼らの結論は、量的緩和を拡大していくに連れプラスの効果が増加し、経済主体のポートフォリオを変化させ、最終的に経済活動を刺激する、という理論的可能性を否定することは難しいとはいえ、そうした可能性はきわめて不確実であり、効果があっても非常に小さいだろう、としている。

本稿では、ゼロ金利政策および量的緩和のもとでのイールド・カーブの動きを分析することを通じ、長期金利の期待形成に与えた影響を検証する<sup>4</sup>。そうした分析を通じ、金融政策コミットメントの有効性と限界を検討する。上述のとおり、Kimura *et al.* [2002]によって、量的金融緩和によるポートフォリオ・リバランス効果が今までのところ限定的であったことが示されているため、本稿では、現行の量的緩和についても、イールド・カーブの動きの分析によって、時間軸効果に焦点をあてて検討する。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節は、イールド・カーブが包含する情報をもとに、時間軸効果を定量化し、評価するための分析枠組みを議論する。3 節は、データと推計結果を報告する。4 節は、時間軸効果の有効性について検討する。5 節では、本稿の結論をまとめる。結論を予め手短かに先取りすると、時間軸効果は、短期金利の将来経路に関する市場の期待を安定化させ、長期金利を低下させるうえで、きわめて有効であった。しかしながら、時間軸効果は、金融市場におけるデフレ期待を反転させるには至っていない。デフレ長期化の期待は、大きく低下した長期金利にもっともよく表れている。こうした長期金利の低下は、低成長下のデフレが速やかに解消されることはなく、むしろ数年間にわたって続くであろうと、金融市場で予想されていることを示している。

## 2. 分析の枠組み

本節では、時間軸効果を分析するための基本的な枠組みについて議論する。以下では、まず、時間軸効果を定義したうえで、こうした効果をどのように評価するかを検討する。また、拡張された Nelson and Siegel [1987]モデルによるイールド・カーブの形状の計測について説明する。

---

<sup>4</sup> 観察された市場金利から時間軸効果を評価する手法としては、(1)金利の動学過程に関する構造モデルに時間軸効果を直接取り込むアプローチと(2)イールド・カーブの形状を時系列的に分析するアプローチの2つの方向性が考えられる。本稿は後者のアプローチをと採用しており、丸茂ほか [2003]は前者のアプローチをとっている。

## (1)時間軸効果

時間軸効果は、現在の資金供給がどの程度潤沢であるかでなく、現在の潤沢な資金供給（量的緩和）が、どの程度長期にわたって継続されるかに依存している。

Clouse *et al.* (2000)の分類に基づけば、短期金融資産を対象とした公開市場操作によるゼロ金利政策は、短期金融資産とマネタリー・ベースがほぼ完全代替的となるため、マネタリー・ベースを効果的に拡大させる手段とは言えない。しかしながら、日本銀行によるコミットメント付きのゼロ金利政策は、名目金利やインフレ率、資産価格等の将来経路に関する期待を通じる効果が期待できる。また、クレジット・チャンネルが同時に機能することも期待し得る。

デフレ懸念が払拭されるまでというコミットメントを行ったゼロ金利政策や同様のコミットメントを行った量的緩和政策は、いずれも、短期金利の将来経路に関する市場の期待を安定化させるうえできわめて有効である。オーバーナイト金利を将来のある期間にわたってゼロに誘導するというコミットメントは、中・長期金利のアンカーとして機能している。この結果、イールド・カーブは、きわめて低い水準で安定的に推移している。

時間軸効果の上述したメカニズムは、金利の期間構造に関する期待仮説に立脚している。もっともシンプルな純粋期待理論では、期間の長い金利は、基本的には、将来の短期金利に関する市場の予想を合成したものに等しくなる<sup>5</sup>。たとえば、1年物金利であれば、現在から1年後までオーバーナイト金利がどう推移するか、ということに関する市場の予想から決まってくる。より現実を反映した一般的な定式化では、期間の長い金利は、対応する期間の短期金利の予想値に、ターム・プレミアム（不確実性にとまなうリスクへの対価や市場参加者の選好を反映したプレミアム）を加えたものとなる。この場合にも、こうしたプレミアムが一定であれば、ターム物金利は短期金利の期待動向を反映して変化することになる<sup>6</sup>。

---

<sup>5</sup> Goodfriend [1998] が、金利の期間構造をどのように金融政策運営のための分析に適用できるかとの点について、きわめて有用な議論を展開している。

<sup>6</sup> 可変リスク・プレミアムの可能性を考慮すると、推計値の時系列的な動きを解釈するうえで留意が必要である。

## (2) 拡張ネルソン = シーゲル・モデル

### イ. 定式化

本稿では、次式のような、Söderlind and Svensson [1997]が示した、拡張された Nelson and Siegel [1987]モデルを利用する<sup>7</sup>。

$$r(m) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) + \beta_2 \cdot \left(\frac{m}{\tau_1}\right) \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) + \beta_3 \cdot \left(\frac{m}{\tau_2}\right) \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right). \quad (1)$$

ただし、 $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\tau_1$  および  $\tau_2$  は、データから推計される推計値で、 $\beta_0$ 、 $\tau_1$  および  $\tau_2$  はプラスの符号条件が期待される。このモデルは、単純で簡便な関数形である一方、金融政策を分析するうえで必要な範囲でイールド・カーブの一般的な形状を柔軟に捕捉できる。

(1)式で示された瞬間フォワード・レート・カーブ (IFR カーブ : instantaneous forward rate curve) は、4つの項を含んでいる。第1項は、定数項  $\beta_0$  である。第2項は、 $\beta_1 \cdot \exp(-m/\tau_1)$  の指数関数である。本稿の分析対象期間においては、 $\beta_1$  は常にマイナスの値をとり、IFR カーブの右上がりの形状を作り出す。また、 $\tau_1$  が大きな (小さな) 値をとることは、指数関数的な効果が徐々に (速やかに) 減衰することを意味する。第3項は、 $\beta_2 \cdot (m/\tau_1) \cdot \exp(-m/\tau_1)$  で、 $\beta_2$  がマイナス (プラス) の値をとるとき、U字型 (こぶ型) を作り出す。 $\beta_2$  は、ゼロ金利および量的緩和の期間を通じて、多くの場合、ゼロと有意に異ならない<sup>8</sup>。しかしながら、 $\beta_2$  は、ゼロ金利政策の初期時点、あるいはオーバーナイト金利が一時的に跳ね上がった年度末、準備預金積み最終日といったイールド・カーブがやや複雑な形状を示す場合、ゼロよりも有意に小さい値をとる。第4項は  $\beta_3 \cdot (m/\tau_2) \cdot \exp(-m/\tau_2)$  で、本稿の分析対象期間中は常に  $\beta_3$  がマイナスの値となるため、U字型を作り出す ( $\beta_3$  がプラスのときこぶ型となる)。 $\tau_2$  は、第2項、第3項の  $\tau_1$  同様、第4項の収束速度をコントロールしている。

<sup>7</sup> (1)式に示された拡張ネルソン = シーゲル・モデルは、オリジナルなモデルに対して第3項を追加し、IFR カーブの中に2種類のこぶ型・U字型を許容するかたちになっている。

<sup>8</sup>  $\beta_2$  がゼロのとき、拡張ネルソン = シーゲル・モデルは、白塚・藤木 [2001]で使われた次の一般化ネルソン = シーゲル・モデルに一致する。

$$r(m) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) + \beta_3 \cdot \left(\frac{m}{\tau_2}\right) \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right).$$

しかしながら、2種類のモデルは対数尤度の値もきわめて近く、頑健な選択基準を見出すことが難しかったため、本稿では、拡張ネルソン = シーゲル・モデルをすべての観測期間を通じて適用している。推計値は、 $\beta_2$  がゼロに近いとき  $\tau_1$  の標準誤差が拡張ネルソン = シーゲル・モデルで若干大きくなる以外は、いずれのモデルによってもほぼ同一である。



スポット・レート  $R(m)$ に関する定式化は、(1)式をゼロから  $m$  まで積分し、 $m$  で除すことによって得られる。すなわち、

$$R(m) = \frac{1}{m} \int_{s=0}^m r(s) ds, \quad (2)$$

で、具体的な関数形は、次式のとおりとなる。

$$\begin{aligned} R(m) = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \left( \frac{\tau_1}{m} \right) \cdot \left( 1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right) \\ & + \beta_2 \cdot \left[ \left( \frac{\tau_1}{m} \right) \cdot \left( 1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right) - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) \right] \\ & + \beta_3 \cdot \left[ \left( \frac{\tau_2}{m} \right) \cdot \left( 1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right) \right) - \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right) \right]. \end{aligned} \quad (3)$$

(1)式および(3)式の重要な特徴として、フォワード・レートとスポット・レートの満期がゼロおよび無限大に近づくと、極限值がそれぞれ  $\beta_0 + \beta_1$  および  $\beta_0$  となることが指摘できる。推計に際しては、これらの特徴を活用し、オーバーナイト・レートが  $\beta_0 + \beta_1$  に一致するとの制約を課すことで、IFR カーブの左端部分がマイナスとなることを回避している。

#### ロ. 拡張ネルソン＝シーゲル・モデルにおけるパラメータ変化の影響

次に、拡張ネルソン＝シーゲル・モデルのパラメータの変化によって、フォワード・レート・カーブの形状がどのような影響を受けるか直観的に解説する。

図 1は、拡張ネルソン＝シーゲル・モデルによる仮想的な IFR カーブを以下のパラメータを使ってプロットしている（上段： $\beta_0 = 2.8$ 、 $\beta_1 = -2.8$ 、 $\beta_2 = 0.0$ 、 $\beta_3 = -6.0$ 、 $\tau_1 = 0.3$ 、 $\tau_2 = 1.0$ 、下段： $\beta_0 = 2.8$ 、 $\beta_1 = -2.3$ 、 $\beta_2 = -1.0$ 、 $\beta_3 = -6.0$ 、 $\tau_1 = 0.3$ 、 $\tau_2 = 1.0$ ）。パラメータは、 $\beta_1$  と  $\beta_2$  を除き共通であり、ゼロ金利政策および量的緩和のもとでの典型的な IFR カーブの形状を表している。上段は、もともと典型的な IFR カーブに相当し、下段は、年末、年度末、準備預金積み期間最終日等でオーバーナイト・レートが一時的に跳ね上がったケースに相当する<sup>9</sup>。

この図では、各項の寄与度をあわせて示しており、上段と下段では、 $\beta_1$  と  $\beta_2$

<sup>9</sup>  $r(0)$ は  $\beta_0 + \beta_1$  と一致し、上段パネルに示したとおり、ゼロ金利政策および量的緩和の期間はゼロになると仮定されている。しかしながら、下段パネルに示した  $r(0)$ は、やはり  $\beta_0 + \beta_1$  に一致するが、ゼロよりも有意に高い。 $\beta_0$  は、満期が無限大に近づくときのフォワード・レートおよびスポット・レートの極限值に等しいため、両者のパネルで共通の値となっている。このため、オーバーナイト金利が一時的に跳ね上がる際には、 $\beta_1$  の絶対値は  $\beta_0$  と異なる値をとる。

以外は共通のパラメータを使っているため、第 1 項および第 4 項の寄与度は同一である。第 1 項  $\beta_0$  は、すべての期間にわたって一定である。第 2 項  $\beta_1 \exp(-m/\tau_1)$  は、 $\beta_1$  がマイナスのとき、期近部分の上昇トレンドを作り出している。その寄与度は、 $\tau_1$  が大きくなる（小さくなる）に連れ、より緩やかに（速やかに）減衰する。下段における第 3 項  $\beta_2 (-m/\tau_1) \exp(-m/\tau_1)$  は、 $\beta_2$  がマイナスとなるため、短期ゾーンに U 字型を作り出す。

第 4 項  $\beta_3 (-m/\tau_2) \exp(-m/\tau_2)$  は、 $\beta_3$  がマイナスとなるため、やはり U 字型を付加する（プラスであればこぶ型）。 $\tau_2$  が  $\tau_1$  より大きいため、この項の U 字型は第 3 項の U 字型よりも緩やかに減衰し、IFR カーブの非単調的な上昇を生み出す。 $\tau_2$  が大きく（小さく）なると、この寄与度はより緩やか（速やか）に減衰し、IFR カーブは、長期水準により速やか（緩やか）に収束する。

第 4 項に注目すると、 $\beta_3$  がマイナスのため、この項は、 $\tau_2$  で最小値、 $2^* \tau_2$  で変曲点をもつ U 字型となっている。さらに、第 2 項および第 3 項は、 $2^* \tau_2$  でほぼゼロに収束しているため、 $2^* \tau_2$  は IFR カーブ全体の変曲点にほぼ相当する。このため、 $2^* \tau_2$  においてほぼ、 $r'(m)$  は極大値、 $r''(m)$  はゼロとなる。

### (3) 時間軸効果に関する指標

次に、拡張ネルソン＝シーゲル・モデルの推計値をもとに、政策コミットメントの時間的視野に関する市場の期待やイールド・カーブの低位安定化度を捕捉するための時間軸効果指標を構築する。

図 2 は、図 1 上段と同一のパラメータを使って、時間軸効果指標を図解している。この図において、上方および下方にある実線はそれぞれ、瞬間フォワード・レート（IFR）カーブ  $r(m)$ 、スポット・レート・カーブ  $R(m)$  を表している。 $r(m)$  は、満期ゼロの時点で金利ゼロから始まり、短期から中期ゾーン、そして長期フォワード・レート  $\beta_0$  に収束していく長期ゾーンで、2 段階の右上がりの傾向を示す。この図は、時間軸効果に関する次の 4 つの点を示している。

- (i)  $r(m)$  の 2 段階めの上昇が始まる直前までの平坦部分は、 $r(m)$  がどの程度将来までゼロ近傍にとどまるか、あるいは、日本銀行がどの程度長期にわたってゼロ金利にコミットし続けるかとの点に関する市場の期待を反映している。
- (ii)  $r(m)$  の 2 段階めの上昇が始まる直前までの水準は、 $r(m)$  がどの程度低水準で維持され続けるか、あるいは、日本銀行がどの程度強くゼロ金利

にコミットしているかとの点に関する市場の期待を示している<sup>10</sup>。

- (iii) 2 段階めの上昇局面での  $r(m)$  の傾きは、ゼロ金利状態からどの程度のスピードで離脱できるか、そして、 $r(m)$  が長期フォワード・レート  $\beta_0$  にどの程度速やかに収束するかとの点に関する市場の期待を表している。
- (iv)  $\beta_0$  は、長期フォワード・レートであり、期待インフレ率と期待成長率の期待値の合計、あるいは、名目成長率の代理変数と考えられる。この指標は、経済の将来経路に関する市場の期待を反映していると考えられる<sup>11</sup>。

上述した観察事実を踏まえ、時間軸効果に関する 4 種類の指標を定義する。第 1 に、時間軸  $PD$  を、 $r(m)$  の 2 段階目の上昇が顕著となる  $\tau_2$  までの時間距離と定義する。図 2 ではこの点は、おおむね 1 年程度である。上述のとおり、(1) 式の右辺第 4 項は、 $\tau_2$  で最小値をとり、かつ、 $\tau_2$  は常に  $\tau_1$  よりも大きいため、すべての低下要因がこの点で出尽くすことになる。この図において、 $PD$  はもっとも左にある縦点線で、1 年となっている<sup>12</sup>。

第 2 に、 $PD$  におけるスポット・レートの推計値  $R(PD)$  を、日本銀行のゼロ金利へのコミットメントに対する市場の確信度を示す指標と考える。(2) 式に示されるように、 $R(PD)$  は IFR カーブのゼロから  $PD$  までの下方の面積に相当する。すなわち、

$$R(PD) = \frac{1}{PD} \int_{s=0}^{PD} r(s) ds. \quad (4)$$

言い換えると、 $R(PD)$  は、ゼロから  $PD$  までの IFR の平均値となる。このため、 $R(PD)$  が小さくなると、市場参加者がより低い短期金利の将来経路を予想し、したがって、日本銀行のゼロ金利へのコミットメントをより強く確信していることを意味している。図において、 $R(PD)$  は横軸に近い横破線で、約 0.4 パーセ

---

<sup>10</sup> 白塚・藤木 [2001]によって示されたように、 $r(m)$  は、特に Y2K 問題や RTGS 導入のような大規模な流動性イベント時には、金融機関の流動性不安によっても影響される。

<sup>11</sup> 長期フォワード・レートの時系列的な変動には、長期金融市場における需要・供給要因が影響している可能性に注意する必要がある。

<sup>12</sup>  $PD$  については、2 段階目の上昇の直前における平坦部分の終点をどう定義するかによって、様々な定義が考えられる。たとえば、代替的な定義として、 $r(m)$  の 2 次微分、つまり  $r(m)$  の加速度が極大値をとる点が考えられる。本稿で採用している定義は、上記の代替的な定義よりも若干大きな値をとるが、両者の相関係数は 0.96 であり、時系列的な動きは非常に似通っている。さらに、本稿で採用した定義は、 $R(PD)$  の解析解が得られるため、デルタ法を使って標準誤差を容易に計算できるとの利点もある。

ントである。また、これは、影をかけた部分の面積あるいは IFR カーブのゼロから  $PD$  までの積分値を  $PD$  で除した値に等しい。

第 3 に、 $r(m)$  の変曲点における傾きを IFR カーブの中期ゾーンの平坦さ度合いを示す代理指標として利用する。変曲点の定義により、これが 2 段階めの上昇局面における最大の傾きとなり、この点を過ぎると、 $r(m)$  は、 $\beta_0$  によって与えられる長期フォワード・レートに徐々に収束していく。ここで、この傾きを  $SL$  と呼ぶことにすると、変曲点はほぼ  $2^* \tau_2$  に一致することから、次式のように書くことができる。

$$SL = \arctan(r'(2^* \tau_2)). \quad (5)$$

図 2 において、 $2^* \tau_2$  は、左から 2 本目の縦破線で、2 年である。また、 $SL$  は、約 39.5 度である。

第 4 に、長期フォワード・レートに相当する  $\beta_0$  を LFR と表し、期待インフレ率と期待成長率の和、あるいは期待名目成長率の代理指標とみることにする。より厳密には、定常状態における名目金利  $i^*$  は、フィッシャー方程式より、定常状態における実質金利  $r^*$  と定常状態におけるインフレ率  $\pi^*$  の和と考えることができ、LFR はこれにリスク・プレミアムが加わったものである。

$$LFR = i^* + \rho = r^* + \pi^* + \rho. \quad (6)$$

ただし、 $\rho$  はリスク・プレミアムである。LFR は、リスク・プレミアムが一定の場合、定常状態における実質金利と平行に動くから、経済の長期的なパフォーマンスに関する市場の予想を反映している代理変数と考えられる。

なお、これら 4 種類の時間軸効果指標のうち、最初の 2 つは、ゼロ金利へのコミットメントによるイールド・カーブの短期ゾーンへの影響を示している一方、残りの 2 つは、こうした影響が中・長期的にもたらす効果に関する市場の評価を反映している点には注意が必要である。

#### (4) 時間軸効果の検証に関する考え方

本稿では、IFR カーブの推計結果をもとに、時間軸効果を検証する。このため、上述した時間軸効果指標を使い、短期ゾーンにおける IFR カーブの平坦さと、IFR カーブの中期ゾーンの傾きや長期フォワード・レートの水準の関係について検討する。

これに関連して、政策イベント前後における  $PD$  と  $R(PD)$  の変化を予期されていなかった政策の効果と考える。これは、短期ゾーンの IFR カーブの平坦さは、

政策コミットメントの頑健さに対する市場の評価を反映していると考えられるためである。言い換えると、政策イベント直前における IFR カーブの短期ゾーンの形状は、政策イベント時の政策変更によって生じ得る効果をも反映している。

同様に、 $SL$  と  $LFR$  の変化は、短期金利の将来経路に関する市場の予測の影響を受ける。中期ゾーンでの IFR カーブの傾きは、経済がゼロ金利からどの程度速やかに脱却できるかに依存している。また、長期フォワード・レートは、期待インフレ率と対成長率との和、あるいは予測名目成長率の代理指標となっている。

時間軸効果が、わが国経済の動向に関する市場の期待を、上向きに変えることができるくらい十分に強ければ、中期ゾーンにおける IFR カーブの傾きや長期フォワード・レートは上昇すると予想される。さらに、こうした前向きな期待は、ゼロ金利もしくは量的緩和への政策コミットメントの予想期間を短期化させる。逆に、時間軸効果が十分効果的でなく、デフレと低成長の期待が持続すれば、中期ゾーンにおける IFR カーブの傾きや長期フォワード・レートは上昇する可能性は低い。

### 3. データおよび推計結果

本節では、IFR カーブの推計に使うデータ、IFR カーブの推計結果を示す。さらに、政策イベント前後における IFR カーブの形状を図解し、時間軸効果の政策含意を考察する。

#### (1) データ

本稿で推計に使うデータは、短期金利として 1 ヶ月物から 12 ヶ月物までの本邦オフショア市場におけるレファレンス・レート（ユーロ円 TIBOR）を、また、中・長期金利として 2 年物から 12 年物までの円スワップ・レートを利用する。また、前述のとおり、オーバーナイト金利が  $\beta_0 + \beta_1$  と等しいという制約をかけるため、オーバーナイト無担コール・レートを利用する。サンプル期間は、1998 年 3 月 2 日から 2003 年 2 月 28 日までの全営業日である。

重見ほか[2000]、福田・齊藤・高木[2002]が指摘しているように、わが国国債の金利形成は、発行量、クーポン・レート等の銘柄ごとの特性や市場流動性といった要因を反映したコンビーニアン스에強い影響を受けている。特に、1998 年から 2000 年にかけての国債金利は、Y2K 問題を含むさまざまな市場流動性

を巡る問題の影響を反映して、歪みが生じていた。ユーロ円 TIBOR や円スワップ・レートにも、信用リスクに対するプレミアムやマクロ・ヘッジ会計等の攪乱要因があることを考慮しても、日本国債の市場金利からベンチマークとなるイールド・カーブを抽出することは難しいと考えられる。

## (2) 拡張ネルソン＝シーゲル・モデルの推計結果

図 3は、上段から下段に向かって、 $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\tau_1$  および  $\tau_2$  の推計値をプロットしている<sup>13</sup>。図中における実線は推計値を、また薄い線は、推計値に標準誤差の2倍を加除することにより計算した推計値の上方・下方の信頼区間を示している。

推計値の大きさや符号条件は、1998年以降の IFR カーブの典型的な形状に関する想定と整合的である。たとえば、 $\beta_0$  と  $\beta_1$  は、1998年秋の国債市場のブーム時や 2003年1月を除き、それぞれおおむね 2~3、-3~-2 の範囲の値をとっている。 $\beta_2$  は、ゼロ金利政策の開始直後、オーバーナイト金利が一時的に跳ね上がった年度末や準備預金積み期間最終日等、IFR カーブが複雑な形状を示す期間以外については、ゼロと有意に異ならない。 $\beta_3$  は、1999年後半に-7.0以下となる時期がみられるほかは、-6.0~-3.5 のレンジで安定的に推移している。 $\tau_1$  および  $\tau_2$  は常にプラスとなっており、2000年頃まで安定的に推移した後、2001年初から緩やかに上昇している。

## (3) フォワード・レート・カーブの趨勢的な変化

次に、上述した推計結果をもとに、IFR カーブの形状変化を図解し、その時間軸効果に関する含意を考察する。

### イ．ゼロ金利政策期

図 4は、1999年2月から 2000年8月までのゼロ金利政策期における典型的な IFR カーブの形状を図解している（上段はゼロ金利政策開始前後、下段はゼロ金利政策解除前後）。図中で、横軸はフォワード・レートの決済時点までの期間を年単位で、また、縦軸は瞬間フォワード・レートの大きさをパーセント単位でそれぞれ表示している。

図 4上段をみると、ゼロ金利政策開始直後に IFR カーブの 1年以下の短期

<sup>13</sup> 推計は GAUSS 3.5 で CML プロシジャーを使って行った。

ゾーンが低下している（薄い実線：1999年1月 太い破線：1999年3月）。こうした変化は、ゼロ金利政策と主要金融機関に対する公的資金投入によって、金融システム不安に対する懸念が鎮静化したことを反映している。さらに、速水総裁（当時）が1999年4月13日の記者会見で、デフレ懸念が払拭されるまでゼロ金利にコミットすることを表明した後、IFRカーブは1年を超える中・長期ゾーンを中心に一段と低下した（太い破線：1999年3月 細い破線：1999年5月）。

その後、1999年5月から7月にかけて、株価の上昇にみられる景況感の回復もあって、IFRカーブは1年以上の中・長期ゾーンで反転・上昇している（細い破線：1999年5月 太い実線：1999年7月）。こうしたIFRカーブの動きは、時間軸効果が市場の景況感を改善させ、長期フォワード・レートを押し上げたという解釈と整合的である。

下段をみると、2000年4月から7月初にかけて、IFRカーブは1年を超える中・長期ゾーンがほぼ不変の中で、短期ゾーンが持ち上がっており、ゼロ金利政策解除の予想が強まっていることが示される（薄い実線：2000年4月 太い破線：2000年7月初）。ゼロ金利政策解除後、IFRカーブはもっとも期近な部分でさらに上方シフトしている（太い破線：2000年7月初 細い破線：2000年9月）。こうした動きは、2001年初の即時グロス決済（RTGS: real time gross settlement）システム導入に向けての流動性需要の増大に起因しているところもあるが、長期フォワード・レートの上昇は、市場参加者の間の景気回復に対する見方の強まりを示している。

上述した観察事実を踏まえると、ゼロ金利政策の解除は、当時の市場の景況感とは整合的でなかったとは必ずしも言えない。さらに、ゼロ金利政策の解除自体が経済回復の期待を阻害し、景気後退の引き金となったということは難しい。そうした見方が正しければ、ゼロ金利政策の解除に対して、IFRカーブの長期ゾーンが下方シフトしていたはずである。

## ロ．量的緩和期

図5は、量的緩和開始後の典型的なIFRカーブを図解している（上段：量的緩和開始前後、中段：日本銀行当座預金残高の目標水準を5兆円から10～15兆円へと引き上げた時期、下段：目標水準をさらに15～20兆円に引き上げた時期）。

上段をみると、IFRカーブは、量的緩和開始に先立って、2001年の1月から

3月初にかけて低下し始めている（薄い実線：2001年1月 太い破線：2001年3月初）。この下方シフトは、次の2つの要因によって生じている。第1に、1年以下の短期ゾーンにおける下方シフトは、2月9日の公定歩合引き下げ、さらには2月28日の公定歩合およびオーバーナイト・コール・レートの誘導水準の引き下げという緩和方向への政策変更を反映している。第2に、中・長期ゾーンの下落は、経済成長見通しの下方修正を反映している。

2001年3月19日の量的緩和開始後、IFRカーブは、短期ゾーンが低下、2～7年にかけてのゾーンが急勾配化し、さらに長期フォワード・レートが上昇するかたちで、ねじれが生じている（太い破線：2001年3月初 薄い破線：2001年4月末）。こうしたIFRカーブの変化は、量的緩和の時間軸効果が初期時点では、金融市場の落ち込んでいた景況感の反転に寄与した可能性を示している。

中段をみると、2001年12月19日における日本銀行当座預金の目標値の6兆円から10～15兆円への引き上げは、IFRカーブにほとんど影響を及ぼしていないことがわかる。これは、量的緩和の強化は、この時点では、金融市場の落ち込んだ景況感を緩和し、経済活動に影響を与えるのに十分な刺激効果がないと認識されていたことを示している。

さらに、下段をみると、当座預金残高の目標値が引き上げられるに連れて、IFRカーブが下方にシフトし続けていることが明確にみてとれる。長期フォワード・レートの低下は、量的緩和のもとでも、デフレは早期に解消されることはなく、むしろ先行き数年間は続くと市場参加者がみているとことを示している。このため、これまでの量的緩和は、デフレの長期化期待を今のところ反転させるには至っていないことは否定し難い。

#### 4. 時間軸効果の検証

本節では、前節でのIFRカーブの推計結果をもとに、時間軸効果指標を算出し、ゼロ金利政策および量的緩和のもとでの時間軸効果について評価を試みる。そのために、各種の時間軸効果指標について趨勢的な動きを検討するほか、政策変更が時間軸効果指標に及ぼした短期的な影響を、ケース・スタディを通じて考察する。

##### (1) 時間軸効果指標の推移

図6は、4種類の時間軸効果指標の計算結果をプロットしている（上段：時



間軸  $PD = \tau_2$ 、2 段目： $PD$  におけるスポット・レート( $R(PD)$ )、3 段目：変曲点における IFR カーブの傾き  $SL = \arctan(r'(2 * \tau_2))$ 、下段：長期フォワード・レート  $LFR = \beta_0$ 。また、図中の薄い線は、推計値に標準誤差の2倍を加除することにより計算した各指標の信頼区間を示している<sup>14</sup>。

上段をみると、 $PD$  には 3 回の上昇局面がみられる。最初の局面は、ゼロ金利政策開始直後で、 $PD$  は 1999 年 2 月初の 1 年前後から 4 月央には約 1.4 年まで上昇している。しかしながら、4 月 13 日の速水総裁（当時）の政策コミットメントに関する記者会見以降、 $PD$  の上昇は一服し、その後、1999 年末に向けて緩やかに低下している。

2 回目の局面は、2001 年初からで、金融緩和方向への政策転換の予想が強まる中で  $PD$  は再び緩やかに上昇を始めている。量的緩和が始まったとき、 $PD$  はすでにゼロ金利政策開始直後のピーク時とほぼ同水準にまで上昇していた。その後、6 月末までさらに上昇を続け、2.03 年のピークに達した。

3 回目の局面は、2002 年 4 月以降である。 $PD$  は、それまでの 2 回の上昇局面よりもやや緩やかなテンポながら、再び上昇を続けている。この期間には、金融市場参加者は、デフレが早期に解消されることはなく、数年程度は続く予想を強めていたと考えられる。

2 段目のパネルは、 $R(PD)$  をプロットしており、1999 年 2~3 月と 2001 年初の 2 回の大きな下落がみられる。最初の下落は、ゼロ金利政策の開始直後に生じている。 $R(PD)$  は、2 月 10 日の 0.700 パーセントから 3 月 17 日の 0.313 パーセントまで、1 ヶ月で約 40 ベーシス・ポイント下落した。3 月央から 4 月にかけて下げ止まった後、ゼロ金利政策のコミットメント効果が金融市場に浸透するに連れて、5 月末には 0.180 パーセントまでさらに下落した。しかし、夏場には、3 月央の水準にまで戻った。2000 年の春から夏にかけて、景気情勢の回復を受け、ゼロ金利政策の早期解除予想が高まったことを反映し、 $R(PD)$  は着実に上昇した。

2001 年入り後、量的緩和の開始前の段階で、2 回目の下落が生じている。この下落は、金融緩和方向への政策転換を市場が事前に織り込み始めており、量的緩和を開始した時点では、コミットメントによって市場の期待を変える効果はほぼ顕現化していたことを示している。

3 段目のパネルは、IFR カーブの中期から長期ゾーンにかけての傾きを示す

---

<sup>14</sup>  $R(PD)$  および  $SL$  の標準誤差の計算にはデルタ法を利用した。

$SL$  あるいは  $\arctan(r'(2*\tau_2))$  をプロットしている。 $SL$  は、 $PD$  の 3 回の上昇局面に対応するかたちで、3 回にわたって大きく下落している。しかしながら、1 回目の局面と 2 回目、3 回目の局面に大きな違いがみられる点に留意しておく必要がある。ゼロ金利政策開始直後の最初の下落は、その後、景況感の回復を受けて、特に 2000 年春以降、反発している。これに対し、2 回目の下落局面の後には明確な反発局面がみられず、さらに、3 回目の下落局面は、サンプル期間の終期となっている 2003 年 2 月現在、下落が続いている。

下段には、期待インフレ率と期待成長率の和の代理指標となる  $LFR$  あるいは  $\beta_0$  をプロットしている。 $LFR$  は、2000 年以降、循環的な上下の変動をともしつつ、下落傾向をたどっている。特に、時間の経過とともに、循環的な反発が弱まる一方、下落のテンポが加速している。さらに、2003 年の年明け後、金融市場におけるデフレ予想の長期化を反映して、大幅な下落が生じている。

以上の検討結果を総括すると、グラフからは、 $PD$  が時間を通じて上昇している一方、他の 3 つの指標  $R(PD)$ 、 $SL$  および  $LFR$  は下落している。 $PD$  の上昇と  $R(PD)$  の下落は、IFR カーブの短期ゾーンがよりフラット化していることを示しており、また、 $SL$  と  $LFR$  の低下は、IFR カーブの長期ゾーンもやはりフラット化していることを示している。こうした IFR カーブの変化は、量的緩和が時間軸効果を強化しているにもかかわらず、デフレと低成長が当面続くという市場の予想は容易に反転させられないであろうことを示している。

## (2) 時間軸効果指標の短期的な変化

次に、金融政策の変更が短期的に及ぼした効果について、ケース・スタディを通じて検証する。このため、7 回の主要な金融政策の変更に加え、1999 年以降における 2 回の政府の政策行動と大規模な外生的ショックを取り上げる（表 1 における政策変更 A ~ G およびそれ以外のイベント R1 ~ R3）。

図 7 は、 $PD$ 、 $R(PD)$ 、 $SL$  および  $LFR$  の 4 種類の指標について、政策イベント前 20 営業日、イベント後 40 営業日のデータをプロットしている。図中の実線は推計値を、また薄い線は、推計値に標準誤差の 2 倍を加除することにより計算した推計値の上方・下方の信頼区間を示している。水平な実線は、イベント時点での推計値の水準を示している。

### イ. ゼロ金利政策期

まず、ゼロ金利政策期に含まれるパネル A ~ C をみってみる。1999 年 2 月 19

日のゼロ金利政策開始時に関するパネル A をみると、最大の影響は  $R(PD)$  の急激な下落にみられる。さらに、 $PD$  が着実に上昇する一方、 $SL$  と  $LFR$  は上下に変動しつつも、明確な上昇・下落傾向は示していない。この時点では、IFR カーブの短期ゾーンに政策変更の影響が即座に表れているものの、IFR カーブの中・長期ゾーンにみられるように、市場の期待を変えるには至っていない。

4月13日の速水総裁（当時）の記者会見時に関するパネル B では、 $R(PD)$  が15日後に大きく下落している。これは、日本銀行が「デフレ懸念が払拭されるまで」ゼロ金利にコミットするという政策声明が市場で消化されるまでに時間を要したことを示唆している。この間、 $PD$  はほぼ横這いで推移し、 $SL$  および  $LFR$  は若干低下しているが、直後に反発している。

ゼロ金利政策解除に関するパネル C をみると、 $R(PD)$  が解除直前に大きく跳ね上がっているほか、 $LFR$  も続いて上方シフトしている。このため、ゼロ金利政策解除は、先行きの経済の見方に対して、プラスの効果を及ぼしていたと考えられる。

## ロ．量的緩和期

ここで、量的緩和期を含むパネル D～G に目を転じる。量的緩和開始時のパネル D をみると、 $PD$  の上昇はわずかに有意であるが、 $R(PD)$  の低下は有意ではない。これは、イールド・カーブは、金融緩和に関する市場の予想の強まりを反映して、量的緩和開始に先立ってフラット化が進んでいたことによる。このため、 $LFR$  もわずかな上昇にとどまり、当初から刺激効果が限定的であったことが示唆される。

2001年8月および12月の当座預金残高目標値の引き上げに対応するパネル E および F をみると、IFR カーブの短期ゾーン、中・長期ゾーンいずれへの影響も、パネル F の  $PD$  と  $SL$  を除き有意でない。パネル F において、 $PD$  の低下と  $SL$  の上昇は、多少のプラスの効果が短期的にはみられたことを示している。

2002年10月の当座預金残高目標値のさらなる引き上げ時に関するパネル G をみると、IFR カーブの形状に関するもっとも顕著な変化が中・長期ゾーンに生じている。つまり、それ以前のパネルと対照的に、 $SL$  および  $LFR$  が政策変更後に低下している。さらに、 $R(PD)$  がわずかではあるが（数ベシ・ポイント）統計的に有意に上昇している一方、 $PD$  はほぼ横這いで推移している。これは、量的緩和の拡大は、この時点では、経済情勢の悪化を押しとどめるうえで十分有効であるともはや考えられておらず、金融市場のデフレ期待を反転

させることはできなかったことを示している。

## 八. わが国政府の政策行動および外生的ショックへの反応

次に、日本政府の政策行動と大規模な外生的ショックに対する IFR カーブの反応を少し検討しておく。以下では、(1)マクロ経済の運営と構造改革に関する「骨太の方針」公表(2001年6月26日)、(2)米国での9・11ショック(2001年9月11日)、および(3)「金融再生プログラム」公表(2002年10月30日)の3つのイベントを取り上げる。

これら3つのイベントの中で、最初の「骨太の方針」のみが、先行きの経済情勢に関する市場の見方に対してプラスの影響をもたらしていたと考えられる。*LFR* は、パネル R1 では有意に上昇している一方、パネル R2 および R3 ではわずかに下落している。また、*R(PD)* はパネル R2 でほぼ横這いで推移しており、9・11 ショックにもかかわらず、金融システムの安定性はある程度維持されたと考えられる。

## 5. 結び

本稿では、ゼロ金利という特殊な環境下でのわが国の金融政策を巡って、政策コミットメント効果あるいは時間軸効果に焦点をあてて検討した。

時間軸効果は、短期金利の将来経路に関する金融市場の期待を安定化させるうえではきわめて有効であり、このため、長期金利を低下させ、イールド・カーブをフラット化させることにつながった。実際、こうした政策は、金融システムを安定化させることなどを通じ、日本経済を下支えする役割を果たした。

しかしながら、金融部門と非金融部門をつなぐ波及経路が機能していないため、こうした緩和効果は、金融システムの外へは及ばなかった。この結果、金融政策単独では、低成長下でのデフレを解消することができず、金融市場におけるデフレ期待を反転させるには至らなかった。これまでの分析から示されたように、デフレ長期化の期待は、長期金利の低下にもっとも典型的に観察されており、金融市場は、デフレが速やかに解消されることはなく、少なくとも数年は続くであろうと予想していることを示している。

なお、量的緩和は、金融機関が金利リスクを的確に管理しようとする誘因を低下させる結果となっている。ゼロ金利長期化の予想が強まるに連れて、金融機関は金利リスクと潜在的なキャピタル・ロスのリスクに対する懸念を後退さ

せ、国債購入拡大に傾注している。実際、国債の大量購入にともなう金利リスクは十分ヘッジされていない。この結果、円スワップ金利は、1999 年央から大きく低下しており、円スワップ金利と長期国債金利の差として定義される円スワップ・スプレッドは、2001 年末からゼロ以下に低下している（図 8）。これは、インターバンク市場は、短期取引のみならず、長期取引においても、リスク・シェアリングの機能が低下し、金利リスクに対して非感応的となっている可能性が懸念される。

## 参考文献

- 翁 邦雄・白塚重典、「資産価格バブル、物価の安定と金融政策：日本の経験」、『金融研究』第 21 巻第 1 号、日本銀行金融研究所、2002 年、71～115 頁
- 重見庸典・加藤壮太郎・副島 豊・清水季子、「本邦国債市場における市場参加者行動と価格決定メカニズム - 1998 年末から 1999 年中の市場の動きを理解するために - 」、『金融研究』第 19 巻別冊第 2 号、日本銀行金融研究所、2000 年、145～184 頁
- 白塚重典・藤木 裕、「ゼロ金利政策下における時間軸効果：1999～2000 年の短期金融市場データによる検証」、『金融研究』第 20 巻第 4 号、日本銀行金融研究所、2001 年、137～170 頁
- 福田祐一・齊藤 誠・高木真吾、「国債の価格形成とコンビーニエンス：1990 年代後半の日本国債のケース」、齊藤 誠・柳川範之編著、『流動性の経済学：金融市場への新たな視点』、東洋経済新報社、2002 年、209～224 頁
- 丸茂幸平・中山貴司・西岡慎一・吉田敏弘、「ゼロ金利政策下における金利の期間構造モデル」、金融市場局ワーキングペーパーシリーズ No. 2003-J-1、日本銀行金融市場局、2003 年
- Clouse, James, Dale Henderson, Athanasios Orphanides, David Small and Peter Tinsley, “Monetary Policy When the Nominal Short-Term Interest Rate is Zero.” Finance and Economics Discussion Paper Series, No. 2000-51, The Board of Governors of the Federal Reserve System, 2000.
- Goodfriend, Marvin, “Using the Term Structure of Interest rates for Monetary Policy,” Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Quarterly*, 84 (3), pp. 13-30, 1998.

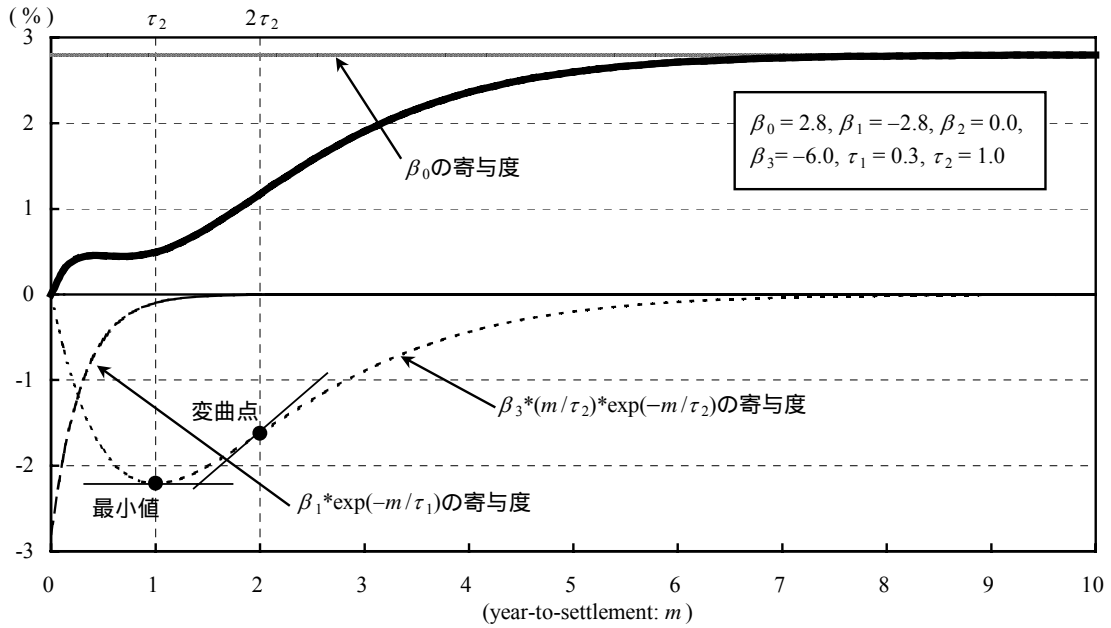
- Jung, Taehum, Yuki Teranishi, and Tsutomu Watanabe, "Zero Interest Rate Policy as Optimal Central Bank Commitment," mimeo, 2001.
- Kimura, Takeshi, Hiroshi Kobayashi, Jun Muranaga, and Hiroshi Ugai, "The Effect of the Increase in Monetary Base on Japan's Economy at Zero Interest Rates : An Empirical Analysis," IMES Discussion Paper, No. 2002-E-22, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2002.
- Nelson, Charles R., and Andrew F. Siegel, "Parsimonious Modeling of Yield Curves," *Journal of Business*, 60 (4), 1987, pp. 473-489.
- Reifschneider, David, and John C. Williams, "Three Lessons for Monetary Policy in a Low-Inflation Era," *Journal of Money, Credit and Banking*, 32 (4), 2000, pp. 936-966.
- Söderlind, Paul, and Lars E. O. Svensson "New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments," *Journal of Monetary Economics* 1997 (40), pp.383-429.

表1 政策イベント

項番	日付	政策運営の変更等
	1998年9月9日	O/N誘導金利引き下げ(0.5 0.25%)
	1998年11月13日	「最近の企業金融を踏まえたオペ・貸出面の措置」を決定
A	1999年2月12日	ゼロ金利政策開始
B	1999年4月13日	速水総裁記者会見、「デフレ懸念が払拭されるまで」ゼロ金利を継続することを表明
	1999年10月13日	「金融市場調節手段の機能強化」を決定
C	2000年8月11日	ゼロ金利政策解除
	2001年2月9日	公定歩合引き下げ(0.5 0.375%)、「流動性供給方法の改善策」を決定
	2001年2月28日	O/N誘導金利引き下げ(0.25 0.125%)および公定歩合引き下げ(0.375 0.25%)
D	2001年3月19日	いわゆる量的緩和開始
R1	(2001年6月26日)	(いわゆる「骨太の方針」公表)
E	2001年8月14日	日銀当預目標値引き上げ(5 6兆円)
R2	(2001年9月11日)	9・11ショック
	2001年9月18日	日銀当預目標値引き上げ(6兆円 6兆円超)
F	2001年12月19日	日銀当預目標値引き上げ(6円超 10~15兆円)
	2002年9月18日	金融機関保有の株式買入決定
R3	(2002年10月30日)	(「金融再生プログラム」公表)
G	2002年10月30日	日銀当預目標値引き上げ(10~15→15~20兆円)

図1 瞬間フォワード・レート・カーブ：概念図

[A] ゼロ金利政策および量的緩和の期間における典型的な形状



[B] 流動性イベント時の複雑な形状

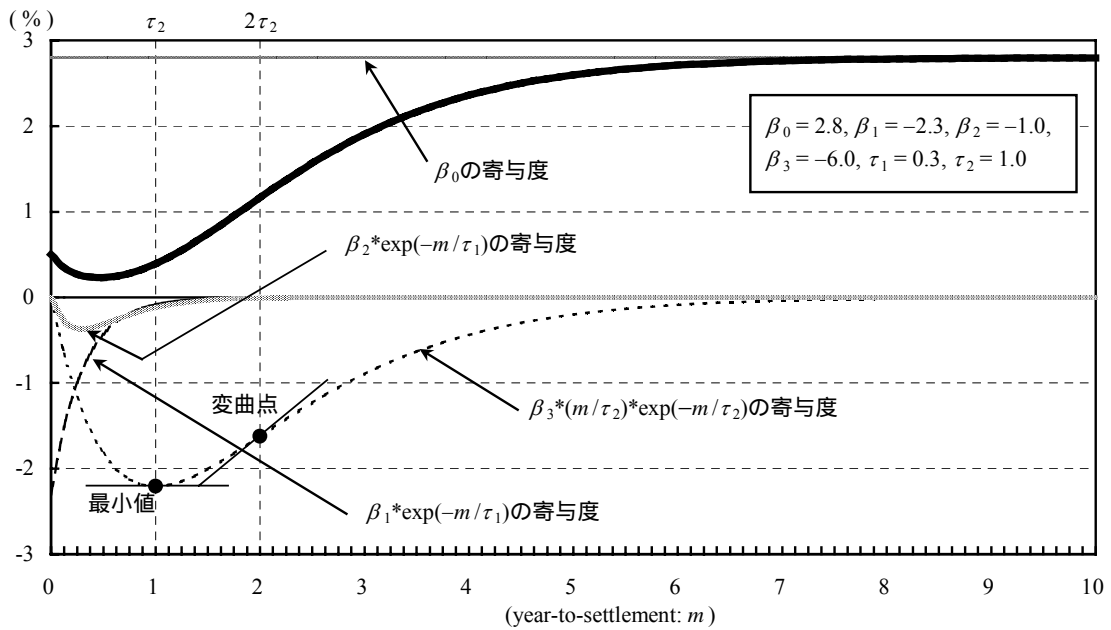




図2 時間軸効果指標：概念図

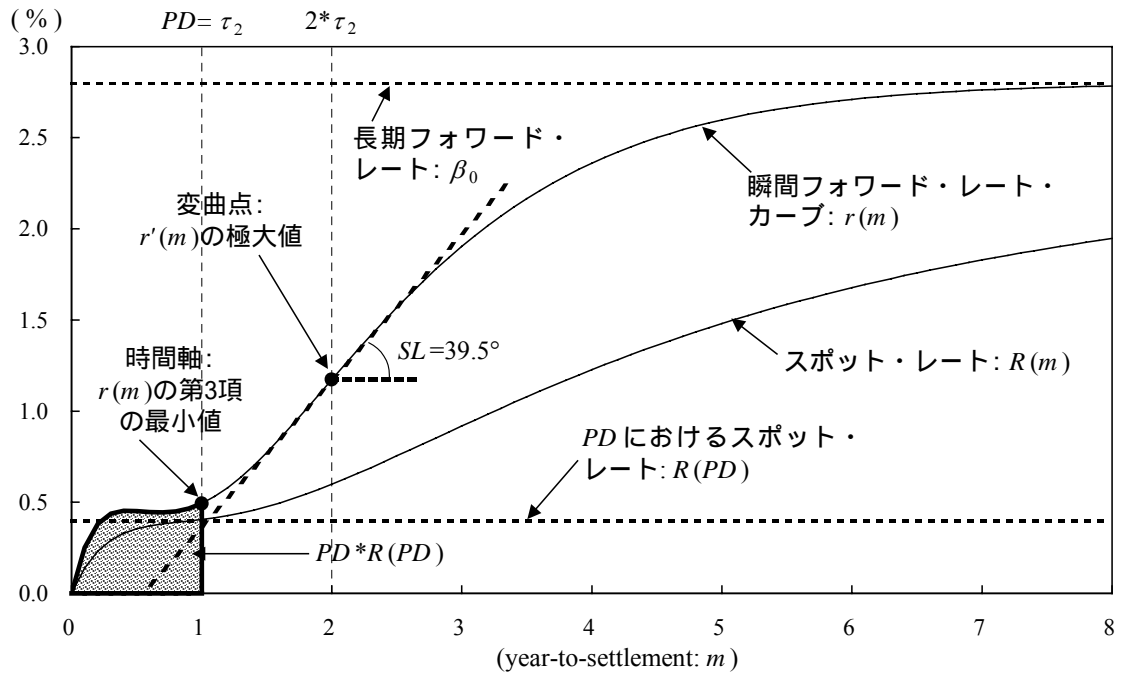
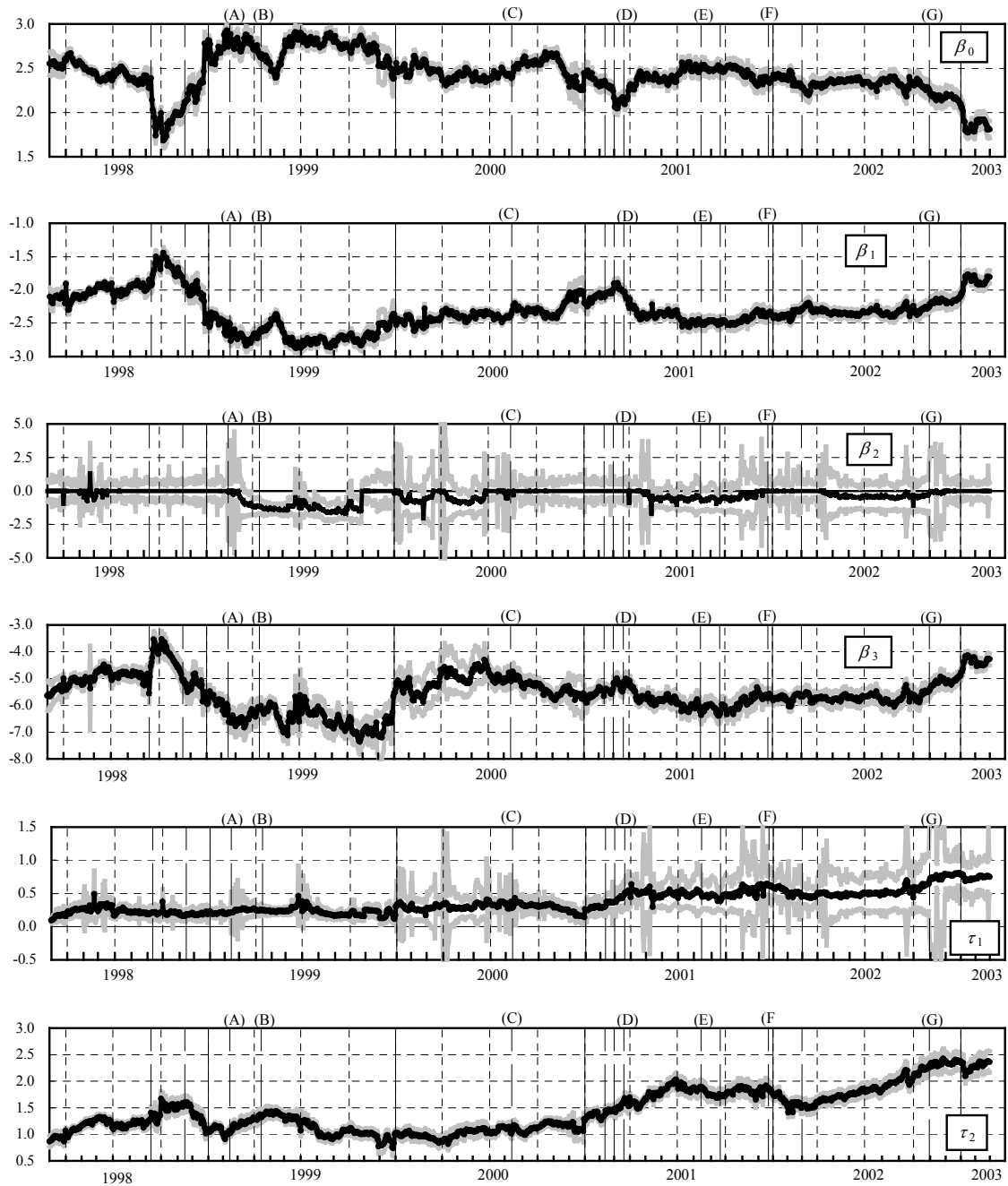


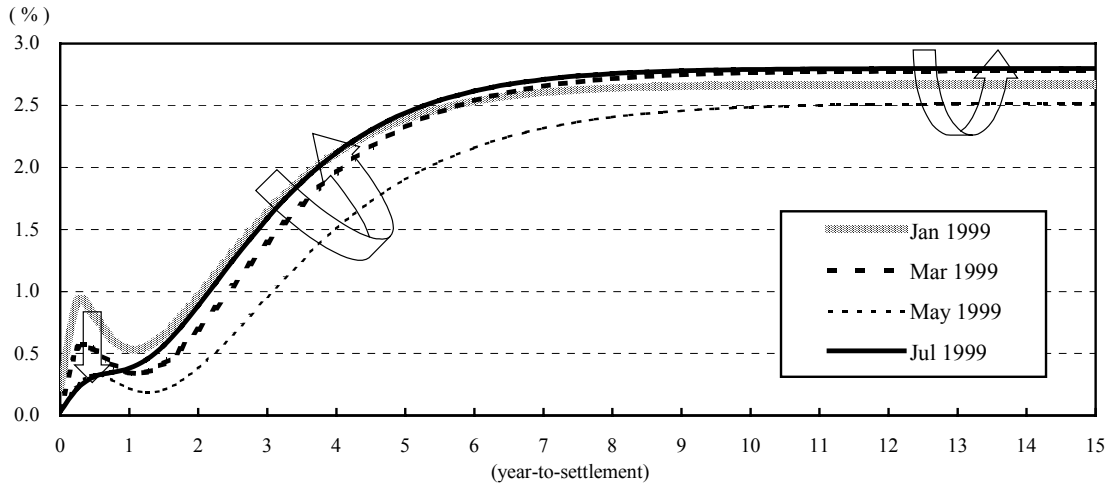
図3 拡張ネルソン＝シーゲル・モデルの推計結果



- 備考：1. 太線は推計値、薄い実線は信頼区間（推計値 $\pm 2$ 標準誤差）を示す。  
 2. 縦実線および縦点線はそれぞれ年末および四半期末を示す。  
 3. 縦破線は表 1に示された政策イベントを示す。(A)から(G)までのラベルのついた破線は、同表に示された主要な政策変更を示す。

図4 瞬間フォワード・レート・カーブ(1):  
ゼロ金利政策期 (1999年2月~2000年8月)

[A] ゼロ金利政策開始



[B] ゼロ金利政策解除

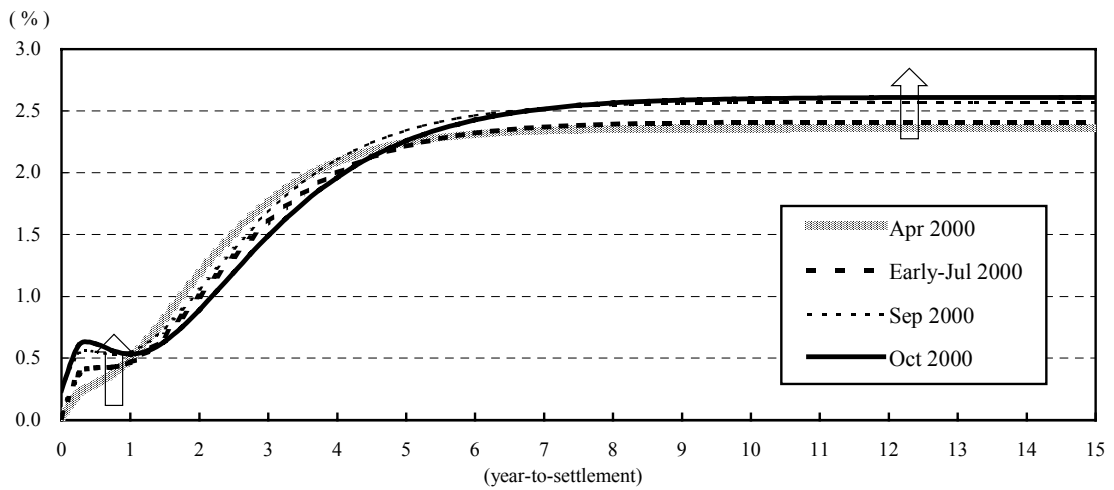
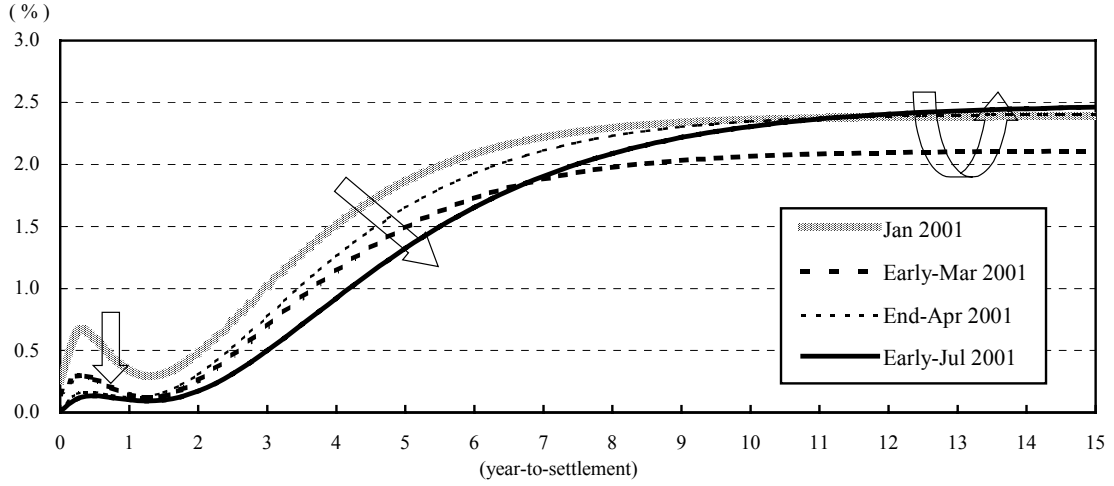
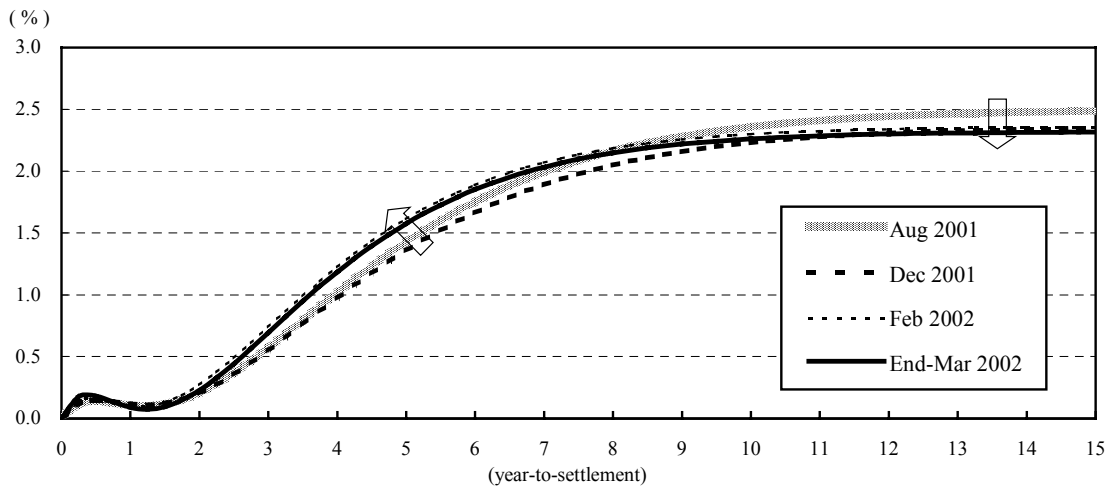


図5 瞬間フォワード・レート・カーブ(2):  
量的緩和期 (2001年3月～)

[A] 量的緩和開始



[B] 準備預金残高目標値引き上げの初期段階



[C] 2002年春以降

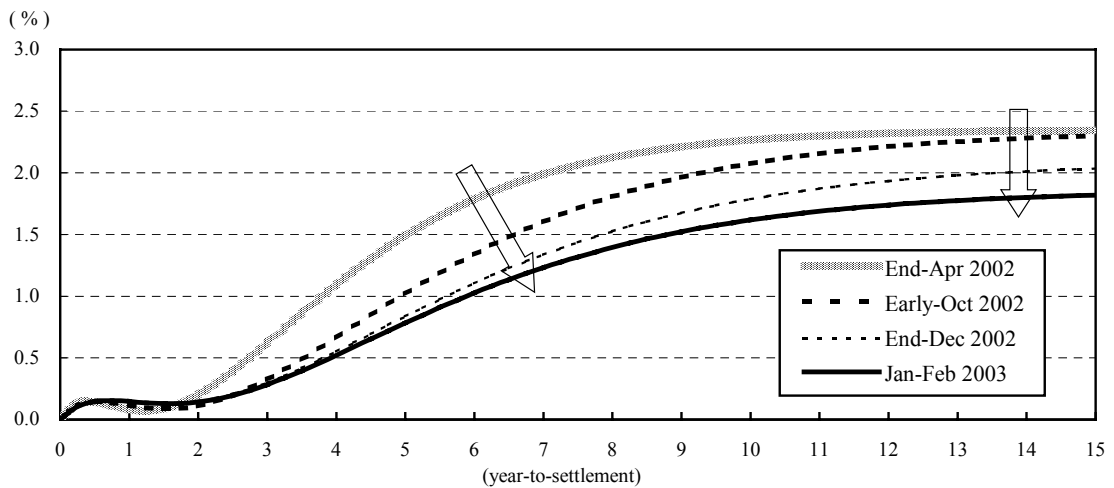
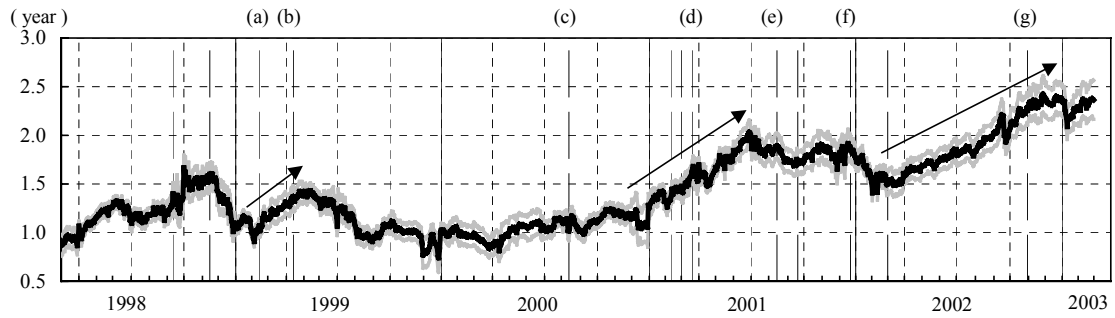
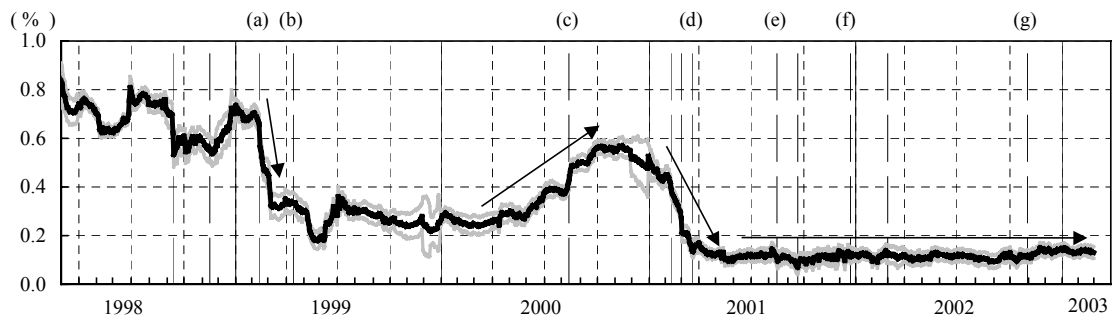


図6 時間軸効果指標

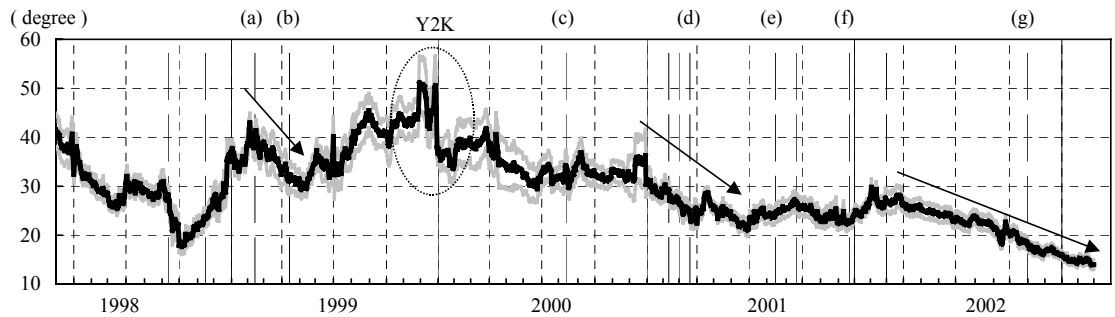
[1] 時間軸：  $PD$



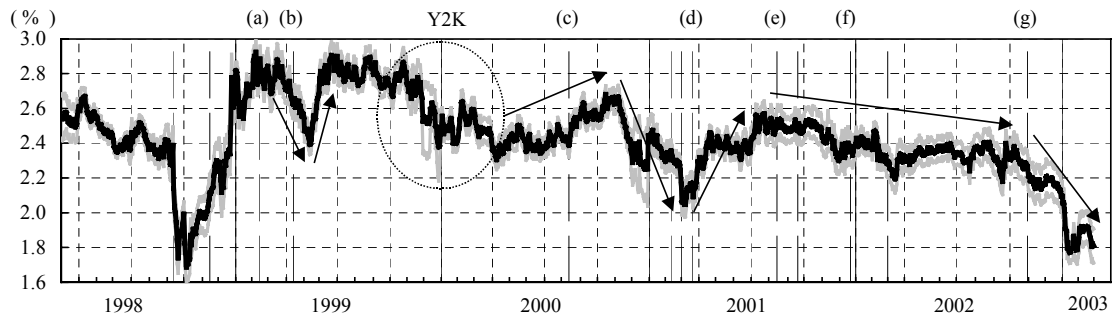
[2] 時間軸におけるスポット・レート：  $R(PD)$



[3] 変曲点における IFR カーブの傾き：  $SL$



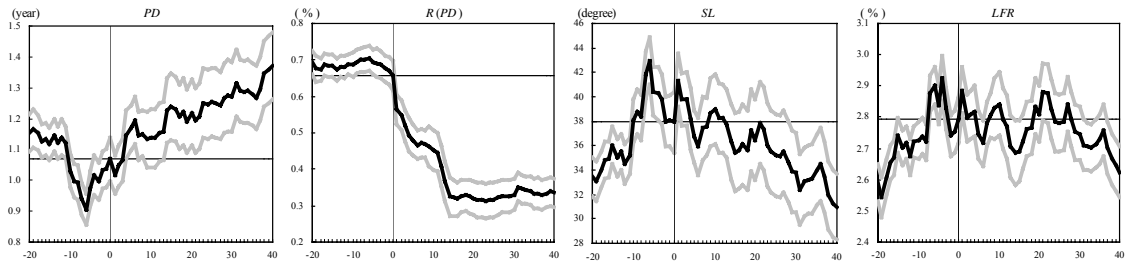
[4] 長期フォワード・レート：  $LFR$



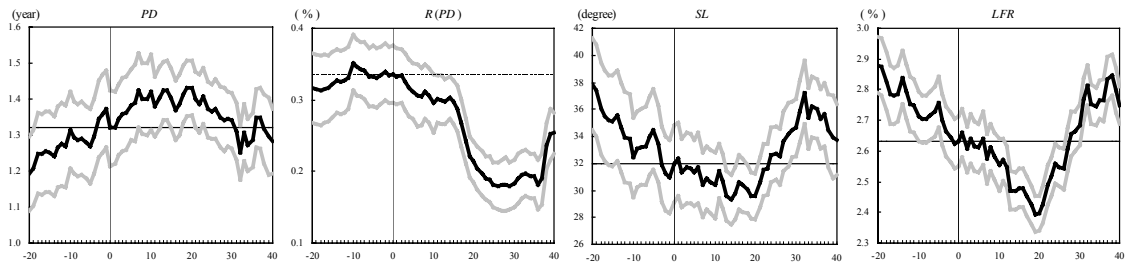
備考：1. 縦実線および縦点線はそれぞれ年末および四半期末を示す。  
 2. 縦破線は表 1に示された政策イベントを示す。(A)から(G)までのラベルのついた破線は、同表に示された主要な政策変更を示す。

図7 政策変更に対するイールド・カーブの反応

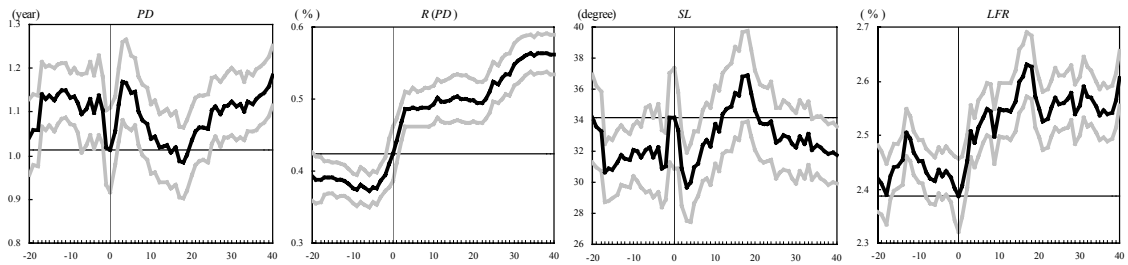
[A] 政策イベント A：1999年2月12日



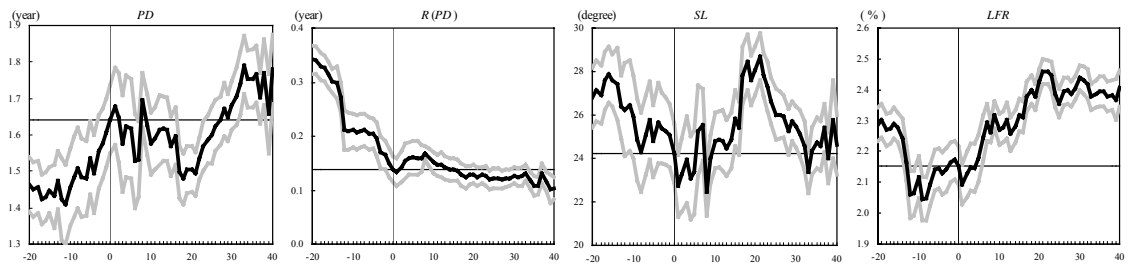
[B] 政策イベント B：1999年4月13日



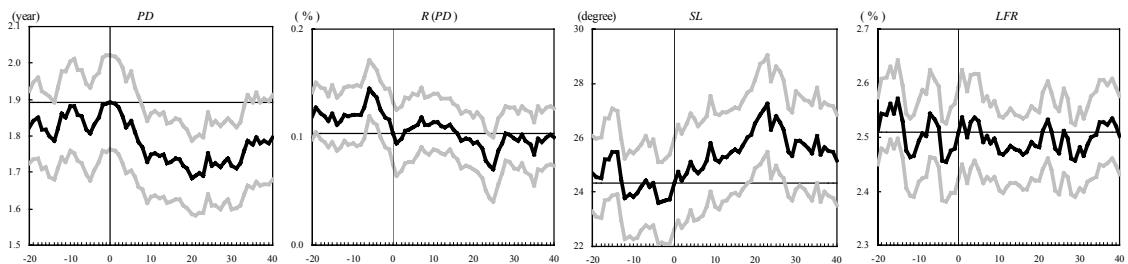
[C] 政策イベント C：2000年8月11日



[D] 政策イベント D：2001年3月19日



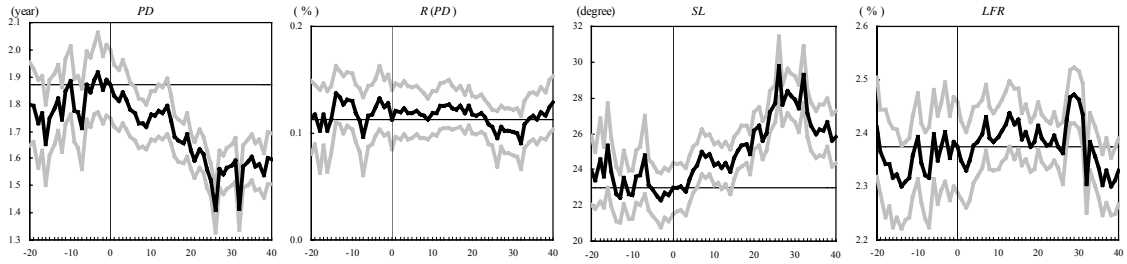
[E] 政策イベント E：2001年8月14日



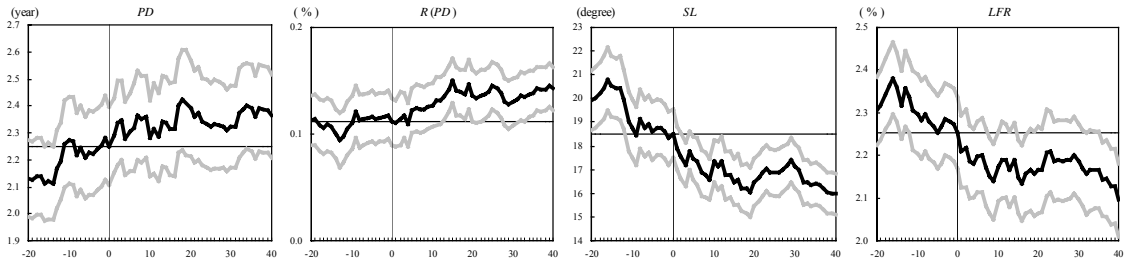
備考：縦線は横軸ゼロに対応する政策イベントの時点を示す。水平線は政策イベントの20日前から前日までの平均値を示す。薄い実線は、信頼区間（推計値 $\pm 2$ 標準誤差）を示す。

図7(続き)

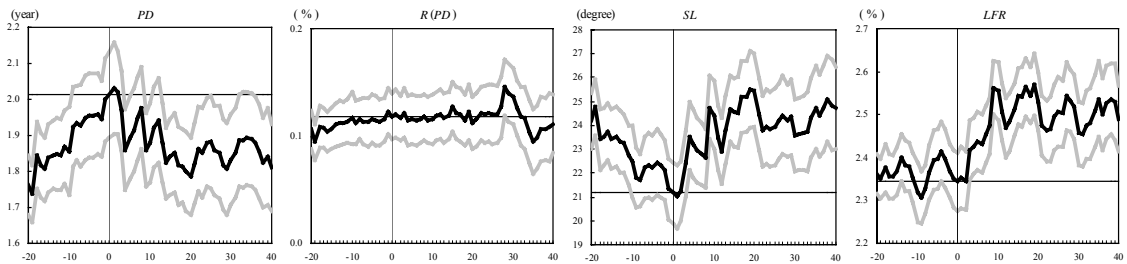
[F] 政策イベントF: 2001年12月19日



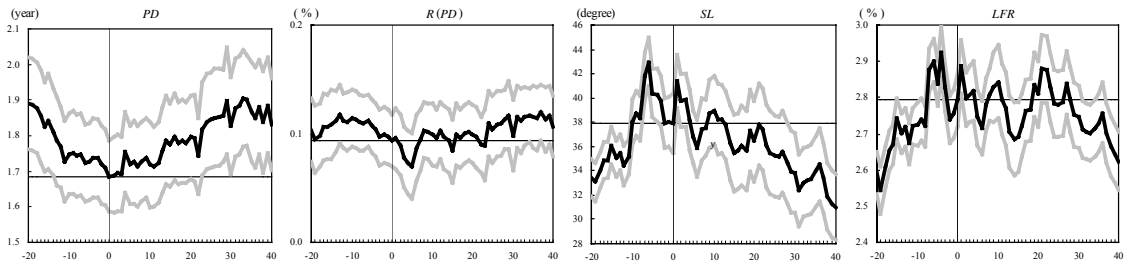
[G] 政策イベントG: 2002年10月30日



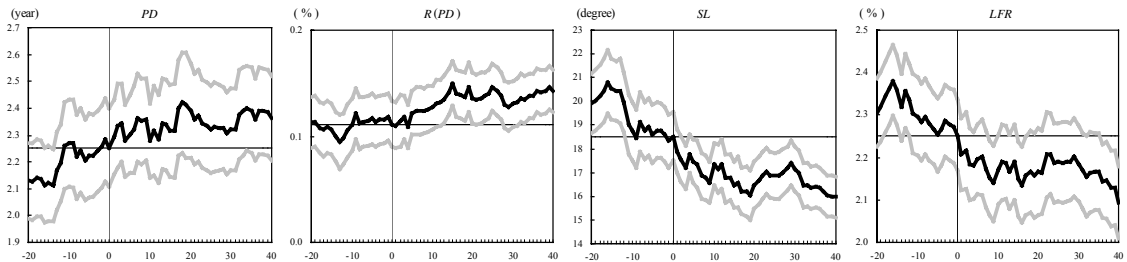
[R1] 「骨太の方針」公表: 2001年6月26日



[R2] 9・11ショック: 2001年9月11日

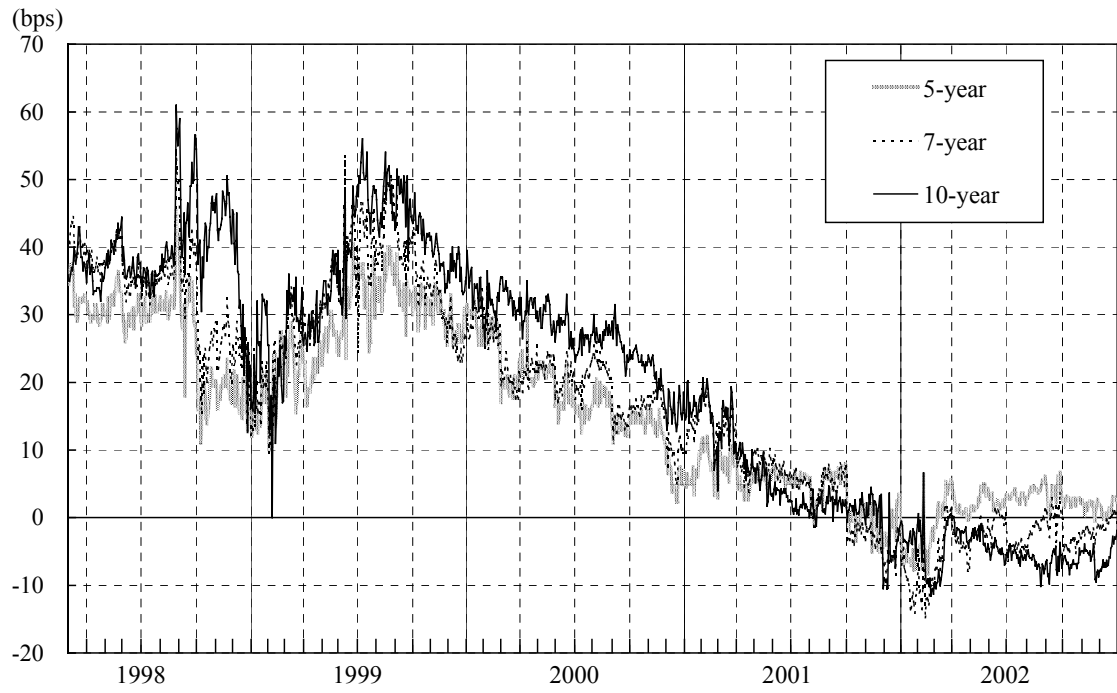


[R3] 「金融再生プログラム」公表: 2002年10月30日



備考: 縦線は横軸ゼロに対応する政策イベントの時点を示す。水平線は政策イベントの20日前から前日までの平均値を示す。薄い実線は、信頼区間(推計値 $\pm 2$ 標準誤差)を示す。

図8 円スワップ・スプレッド



資料：Bloomberg.