

# 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

しらつかしげのり ふじき ひろし  
白塚重典 / 藤木 裕

## 要 旨

本稿では、1999年2月から2000年8月にかけて行われたゼロ金利政策下の時間軸効果を、定量的に検証する。実証分析によれば、金融市場において観察された、将来の金融政策経路に関する期待チャネルを通じる時間軸効果は、脆弱な金融市場状態によって生じた流動性効果によって強力に補完されていた。この分析結果の政策含意は、ゼロ金利政策の効果が、金融市場やマクロ経済の環境に大きく依存していることである。

キーワード：ゼロ金利政策、時間軸効果、流動性制約、フォワード・レート

.....

本稿の作成に当たっては、ケネス・ウエスト、アタナシオ・オルファニデス、マーク・ガートラー、マービン・グッドフレンド、齊藤 誠、福田祐一、アントン・ブラウン、吉野直行、渡部敏明の各氏および米国連邦準備制度理事会、リッチモンド連邦準備銀行、東京大学、一橋大学におけるセミナー、慶應大・ミシガン大コンファランス、NBERジャパンプロジェクト・ミーティングおよび関西マクロ経済学研究会の参加者から有益なコメントを頂いた。なお、本稿に示された意見はすべて筆者個人に属し、日本銀行ならびに金融研究所、金融市場局の公式見解を示すものではない。

白塚重典 日本銀行金融研究所 (E-mail: shigenori.shiratsuka@boj.or.jp)

藤木 裕 日本銀行金融研究所兼金融市場局 (E-mail: hiroshi.fujiki@boj.or.jp)

## 1 . はじめに

日本銀行は、1999年2月、先行きデフレ圧力が高まる可能性に対処し、景気悪化への歯止めをより確実にするため<sup>1</sup>、「豊富で弾力的な資金供給を行い、無担保コール（オーバーナイト金利）を、できるだけ低めに推移するように促す」、いわゆる「ゼロ金利政策」を実施した。さらに、同年4月には、「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」ゼロ金利政策にコミットすることを公表した。これは、市場の期待形成に働き掛けオーバーナイト金利からターム物金利までを低位に安定させることを企図したものであったと考えられる<sup>2</sup>。こうした中で、日本銀行の直接の誘導目標である無担保コールレートは、1999年4月以降、実質ゼロ%の水準で安定的に推移した。2000年8月11日、日本銀行は、ゼロ金利政策を解除し、「無担保コールレート（オーバーナイト物）を、平均的にみて0.25%前後で推移するよう促す」ことを決定した。

翁・白塚・藤木 [2000] で議論されているように、政策運営の枠組みとしてのゼロ金利政策の構成要素としては、コールレートの実質ゼロへの誘導とゼロ金利政策への「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」のコミットメントの2つが重要な柱であった。これは、ゼロ金利政策の効果には、「量」と「時間軸」の2つの側面がともに重要であることを意味している。

ゼロ金利政策のこれら2つの要素について、日本銀行副総裁の山口 [2000] は、後者の重要性を以下のように指摘している。

1999年2月12日のゼロ金利決定に続き、4月13日には、速水総裁が、日本銀行は「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」ゼロ金利政策を継続することを明確にした。この表明は、ゼロ金利政策をかなりの期間継続する日本銀行の意思を示したものと金融市場に受け取られた。こうした市場の期待を反映して、ターム物金利が急速に低下し、イールド・カーブは著しくフラット化した。この時点に至って、われわれは、将来の政策運営に対するコミットメントを伴ったゼロ金利が、経済活動が鈍化したときに、強力かつ自動的な緩和効果を発揮することを確認した。（山口 [2000] p. 203）

1 1999年2月12日の発表文では、政策変更に踏み切った背景となる金融経済情勢について、「企業や消費者の心理は依然慎重なものにとどまっており、民間経済活動が停滞を続けている」こと、「長期金利が大幅に上昇し、為替相場も円高気味の展開が続いている」ことを指摘している。

2 速水日本銀行総裁は、1999年4月13日の定例記者会見において、「デフレ懸念の払拭ということが展望できるような情勢になるまでは、市場の機能に配慮しつつ、無担保コール・オーバーナイトレートを事実上ゼロ%で推移させ、そのために必要な流動性を供給していく現在の政策を続けていくことになると思っている」と述べている。

山口 [ 2000 ] はさらに、当時のわが国の脆弱な金融環境によって、ゼロ金利政策が大きな効果をもたらしたことを指摘している。

ゼロ金利の効果の大きさは、当時の金融システムと金融市場が極めて脆弱で、流動性が枯渇していたこととある程度関連している。不十分な自己資本しか有しない銀行は、深刻な流動性不足に直面していた。ゼロ金利政策は、その強力な流動性効果によって、公的資金を使った自己資本強化策を効果的に支援した。(山口 [ 2000 ], p. 203)

これら2つの指摘は、1999年2月から2000年8月におけるゼロ金利政策がなぜ有効であったのか、との点に関する政策当局者の見方を明確に示している。第1に、将来の政策運営に対するコミットメントを伴ったゼロ金利政策は、将来の金利経路に関する市場の期待形成に働き掛けることを通じて、長期金利を押し下げ、イールド・カーブをフラット化させた。第2に、ゼロ金利政策は、金融機関に対する公的資金投入とあいまって、脆弱な金融市場に対して強力な流動性効果をもたらした。

本稿の目的は、1999年2月から2000年8月のわが国の経験に基づき、「時間軸効果」について、インターバンク市場の機能回復に寄与した流動性効果を強調しつつ、その効果を定量的に検証する<sup>3</sup>。本稿での実証結果は、ゼロ金利政策が2つの波及経路を通じて緩和効果を発揮したことを示している。第1は、イールド・カーブの傾きとして捉えられる、将来の名目金利の期待を通じる効果である。第2は、ターム・スプレッドの大幅な縮小として観察された、脆弱な金融システムと金融市場における強力な流動性効果である。

これらの実証結果からは、ゼロ金利政策の有効性が、金融・マクロ経済環境に大きく依存している、との重要な政策含意が導かれる。政策手段に期待される効果やリスク・副作用は、その時点における経済環境に相当程度左右されるが、ゼロ金利政策もその例外ではない。したがって、1999年2月から2000年8月における、わが国のゼロ金利政策の経験から導かれる教訓を、過度に一般化すべきではない。ゼロ金利政策と他の政策手段との有効性の比較は、経済情勢によって変化する。また、ゼロ金利政策が適切な政策手段であると判断されたとしても、中央銀行のコミットメントの形態は異なり得る。

3 日本銀行は、2001年3月19日、「金融市場調節方式の変更と一段の金融緩和措置について」を決定した。その主要な特徴は、「金融市場調節に当たり、主たる操作目標を、これまでの無担保コールレート（オーバーナイト物）から、日本銀行当座預金残高に変更すること、および、「新しい金融市場調節方式は、消費者物価指数（全国、除く生鮮食品）の前年比上昇率が安定的にゼロ%以上となるまで、継続する」ことにある。さらに、日本銀行は、「当面、日本銀行当座預金残高を、5兆円程度に増額する（最近の残高4兆円強から1兆円程度積み増し）」ことを公表している。この結果、日本銀行は、形式上、ゼロ金利政策を復活させるのではなく、政策運営の枠組みを根本的に変更する決定を行っているが、この政策は、当面の間、実質的にはゼロ金利政策を復活させたことと同様の効果が期待できる。しかしながら、この政策変更についての明確な評価を行うことは現時点では時機尚早である。なお、政策変更の詳細については、日本銀行ホームページに掲載されている声明を参照のこと（<http://www.boj.or.jp/seisaku/01/seisaku.htm>）。

さらに、強力な流動性効果が、ゼロ金利政策と公的資金注入の組み合わせによって生じたことにも留意する必要がある。将来のゼロ金利政策は、中央銀行の権限外であるが密接な関係のある政策によって、補完されることになるかもしれないし、あるいは、わが国の経験よりも、もっと有効に機能するかもしれない。この場合、金融政策を名目金利の非負制約を克服するために十分有効なものとする、適切な構造政策について、より深い理解が必要となろう。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、金利の期間構造理論に基づいて、1999年2月から2000年8月における時間軸効果を定量的に示す。特に、瞬間フォワード・レートの推計を通じて、ゼロ金利政策と日本銀行の将来の名目金利経路に関するコミットメントの効果を把握する。3節では、ターム・スプレッドの変化を検証することにより、ゼロ金利政策によってわが国金融機関が直面していた流動性制約を緩和した効果を評価する。4節は、これらの実証結果の政策含意について議論する。5節では結論を述べる。補論では、2節で利用するNelson and Siegel [1987] を一般化したイールド・カーブ・モデルについて、パラメータの変化がもたらす影響について数値例を使って解説する。

## 2. インプライド・フォワード・レートとゼロ金利政策

本節では、イールド・カーブのフラット化に力点をおきつつ、1999年2月から2000年8月のゼロ金利政策の効果について検討する。

### (1) ゼロ金利政策の時間軸効果

「時間軸」効果は、本質的には、日本銀行が「今どれだけ潤沢に」資金を供給するかよりも、現在のような潤沢な資金供給を「いつまで」続けるのか、に依存している。

Clouse *et al.* [2000] の分類に従うと、短期政府証券を使った公開市場操作によるゼロ金利政策は、短期政府証券とマネタリー・ベースがほぼ完全代替的となるため、マネタリー・ベースを拡大させる有効な手段とは言えない。しかしながら、その場合にも、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や、クレジット・チャンネルが機能することが期待し得る。

期待経路を通じる効果を活用するためには、重要なマクロ経済変数、具体的にはインフレ率に対するコミットメントを強化することが考えられる。例えば、機械的に「中央銀行は、ある特定のマクロ経済変数の動向を基に、ある一定期間は短期金利を変更しない」と言うことは可能であろう。しかしながら、実際に、こうしたコミットメントへの信認を得ようとするれば、中央銀行には、リアル・タイムで入手可能な情報を大きく上回る知識が必要とされるかもしれない。経済情勢は刻々と変化するから、中央銀行は、経済や物価の動向と無関係に一定の期間にわたって絶対に

金利を変えない、と宣言することはできない。こうした観点から、日本銀行は、1999年4月13日に、具体的な期間ではなく、「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」というゼロ金利政策解除のための条件を明らかにする方法を採用していた、と考えられる<sup>4</sup>。

「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」というコミットメントを伴った日本銀行のゼロ金利政策は、短期金利の将来経路に関する市場期待を安定化させるうえで極めて有効であった。オーバーナイト金利を実質ゼロに誘導することが、金利裁定機能を通じて中・長期金利のアンカーとして機能した。この結果、イールド・カーブはフラット化すると同時に極めて低い水準で安定化した。

こうした「時間軸」効果のメカニズムは、金利の期間構造に関する「期待理論」と呼ばれる考え方に依拠している。最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>。例えば、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（不確実性に伴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。

期待理論は、ゼロ金利政策が、その緩和効果について自動安定化機能を有していることを示唆している。すなわち、景気が悪化すれば、ゼロ金利解除は先に延びると市場参加者が判断し、長期金利が低下すると同時に、イールド・カーブもフラット化し、緩和効果は強まる。逆に、景気が好転すればゼロ金利解除は早まると市場参加者が判断し、長期金利が上昇するとともに、イールド・カーブはスティープ化し、緩和効果にはブレーキが効きはじめる<sup>6</sup>。

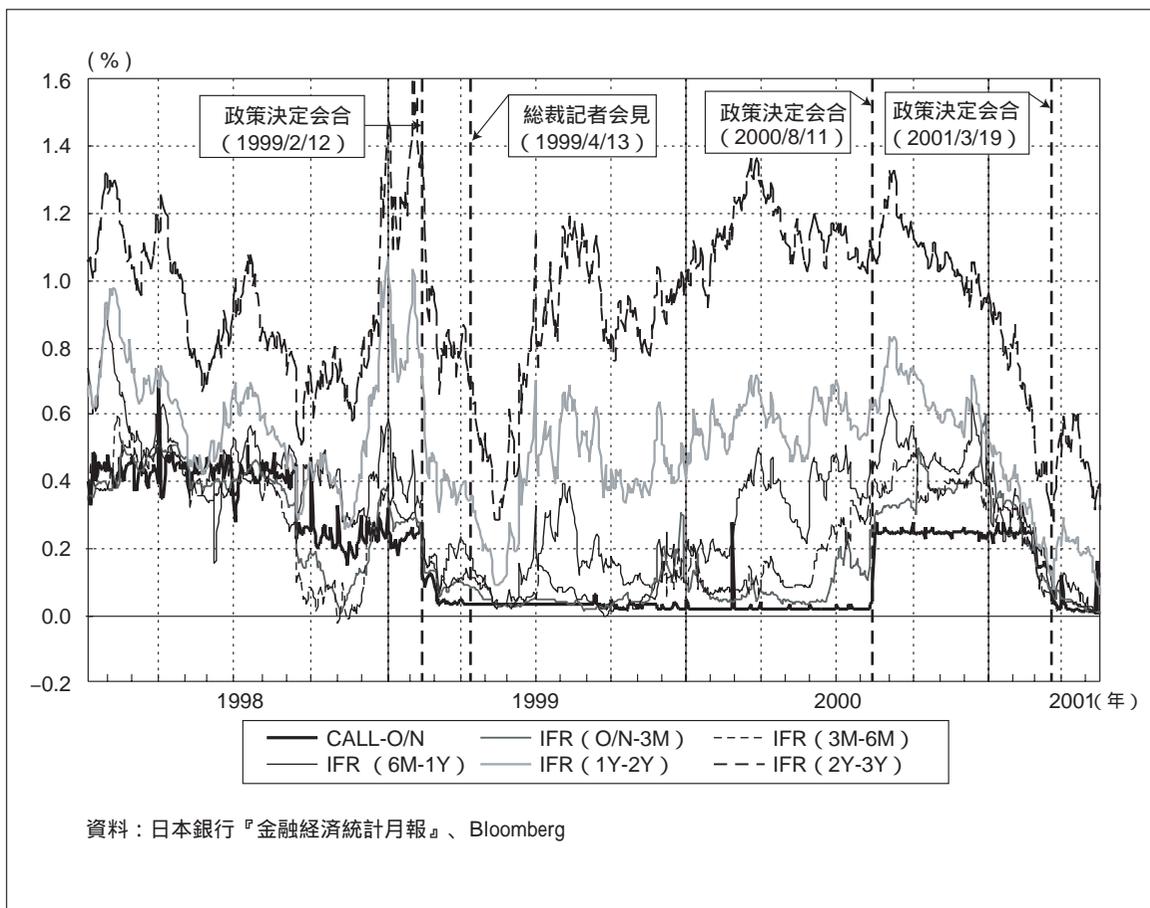
図1は、短期インターバンク金利および短期から長期の政府証券金利から計算したインプライド・フォワード・レート（IFR: implied forward rate）をプロットしている。この図から読み取れるIFRの動きは、上述した時間軸効果の議論を支持するものである。すなわち、1999年2月12日のゼロ金利政策実施直後、IFRは全般的に低下している。しかし、その後、3月半ば以降、1年から2年にかけてのIFRが下げ止まると同時に、6ヵ月から1年にかけてのIFRが反発している。これらのIFRは、

4 日本銀行が、2001年3月19日の政策変更でコミットしたのは、消費者物価指数（全国、除く生鮮食品）の前年比上昇率が安定的にゼロ%以上となるまで、準備預金残高をターゲットとする新しい金融調節方式を継続するということである。

5 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、極めて有用な議論を展開している。

6 Ueda [2000a, b] を参照。ただし、フォワードルッキングな金融政策運営と、過去の経験則に則る経済構造を前提にした予測を用いた機械的な政策運営とは、経済に起こる不断の構造変化を念頭におくと、必ずしも一致しない。

図1 インプライド・フォワード・レート



1999年4月13日のゼロ金利政策への「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」のコミットメント表明後、再び大きく低下している。その後、1999年6月に入ると、金融市場の落ち着き等もあって、特に、6ヵ月から1年、1年から2年にかけてのIFRが上昇へ転じた。その後、1年から2年にかけてのIFRは概ね横這い圏内で推移しているが、6ヵ月から1年のIFRは、1999年夏場の急激な円高を受けて低下し、その後、秋口からは0.5～1%程度で推移している。逆に、2000年6月から7月にかけては、3ヵ月から6ヵ月にかけてのIFRが、ゼロ金利政策解除の期待の高まりを反映して、順を追って上昇している。

図1は、イールド・カーブから抽出される情報が、将来の金融政策変更に関する市場の期待を捕捉するために有用であることを示している。以下では、より洗練された手法を使って瞬間フォワード・レート (instantaneous forward rate) を推計し、IFRを使うことで、ゼロ金利政策下における時間軸効果をよりの確に理解できるこ

とを示す。

## (2) 一般化Nelson and Siegel [1987] モデル

本稿では、瞬間フォワード・レート・カーブについて、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、Nelson and Siegel [1987] の提唱したモデルを部分的に修正した、3種類の代替的な定式化を採用する。

最も一般的な定式化は、Nelson and Siegel [1987] モデルを一般化したもので、決済時点  $m$  の瞬間フォワード・レートを  $r^{GNS}(m)$  と表記すると、次式のように表すことができる。

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

ただし、 $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\tau_1$  および  $\tau_2$  は、データから推計されるパラメータであり<sup>8</sup>、 $\beta_0$ 、 $\tau_1$  および  $\tau_2$  はプラスの符合条件が期待される。なお、(1)式の重要な特徴は、フォワード・レートとスポット・レートの決済時点がゼロおよび無限大となった場合の極限值が、それぞれ  $\beta_0 + \beta_1$  および  $\beta_0$  に等しくなることである<sup>9</sup>。

(1)式で示された瞬間フォワード・レートは、3つの要素から構成されている。第1の構成要素は、定数項  $\beta_0$  である。2つめの構成要素は、指数関数  $\beta_1 \cdot \exp(-m/\tau_1)$  であり、 $\beta_1$  は本稿の分析期間中は右上がりの形状を作り出すために、一般にマイナスの値をとる。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の構成要素は、 $\beta_2 \cdot (m/\tau_2) \cdot \exp(-m/\tau_2)$  であり、 $\beta_2$  がプラスの値のときこぶ型を示し、逆にマイナスの値のときU字型を示す。この場合、 $\tau_2$  は、第2の構成要素の中の  $\tau_1$  と同様、(1)式第3項の収束速度を調整している。

7 瞬間フォワード・レートは、投資期間が限界的にわずかだけ変化したときに、収益率がどれだけ限界的に変化するかを示している。直観的には、瞬間フォワード・レート・カーブは、金利の将来経路を示しているのに対し、イールド・カーブは、将来までの平均金利の期待を示している。これら2種類のカーブの相違についての詳細は、例えばSvensson [1995] を参照のこと。

8  $r^{GNS}(m)$  モデルは、Söderlind and Svensson [1997] で提案された拡張Nelson and Siegel [1987] モデルの特殊ケースと解釈することもできる。拡張ネルソン＝シゲル・モデル ( $r^{ENS}(m)$  と表記) は、次式で表され、2つのこぶ型/U字型の要素を含んでいる。

$$r^{ENS}(m) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) + \beta_3 \cdot \left(\frac{m}{\tau_1}\right) \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) + \beta_2 \cdot \left(\frac{m}{\tau_2}\right) \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right),$$

このため、 $\beta_3 = 0$  との制約を課すことで、(1)式を得る。

9 以下で説明するとおり、本稿では、オーバーナイト物から1年物までのインターバンク金利を使って推計を行うため、 $\beta_0$  で捉えられる期間を無限大にしたときの極限は、期日の極めて遠いフォワード・レートを必ずしも意味しているわけではなく、1年程度先のフォワード・レートの期待を示している。

第2の定式化は、 $r^{ONS}(m)$ と表記され、(1)式に $\tau_1 = \tau_2$ との制約条件を課したもので、次式のとおり、オリジナルなNelson and Siegel [ 1987 ] モデルに相当する。

$$r^{ONS}(m) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right) + \beta_2 \cdot \left(\frac{m}{\tau_1}\right) \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right). \quad (2)$$

このモデルは、右上がり / 右下がりの形状およびこぶ型 / U字型の形状の収束速度が均一であることを意味している。第3の定式化は、 $r^{EXP}(m)$ と表記され、さらに $\beta_2 = 0$ との制約を追加したもので、次式のように単純な指数関数曲線となる。

$$r^{EXP}(m) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right). \quad (3)$$

これら3種類の定式化の中から、最も適切な定式化を選択するために、尤度比検定による2つの仮説検定を行う。1つは、モデル $r^{GNS}(m)$ とモデル $r^{ONS}(m)$ を比較するための $\tau_1 = \tau_2$ との制約条件、もう1つは、モデル $r^{ONS}(m)$ とモデル $r^{EXP}(m)$ を比較するための $\beta_2 = 0$ との制約条件である。Nelson and Siegel [ 1987 ] は、モデル $r^{GNS}(m)$ が過剰パラメータ推計となる可能性を指摘しているが、本稿の推計においては、1999年から2000年にかけての年末や年度末といった流動性リスクが高まった局面で、イールド・カーブの期近部分が大きく変動した形状を捉えるうえで極めて有用である<sup>10</sup>。同時に、モデル $r^{EXP}(m)$ として表される単純な指数関数曲線も、イールド・カーブが比較的スムーズな右上がりとなり、(1)式および(2)式における第3の構成要素を無視し得る場合には、イールド・カーブを十分近似することができる。

それぞれの定式化におけるスポット・レート $R^i(m)$  (for  $i = GNS, ONS, \text{ or } EXP$ ) と表すとすると、(1)式、(2)式および(3)式をそれぞれゼロから $m$ まで積分し、 $m$ で除したものとなる。

$$R^i(m) = \frac{1}{m} \int_{s=0}^m r^i(s) ds \quad (\text{for } i = GNS, ONS, \text{ or } EXP),$$

したがって、推計に用いる関数形は次式のとおり特定化される。

$$R^{GNS}(m) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \left(\frac{\tau_1}{m}\right) \cdot \left(1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)\right) + \beta_2 \cdot \left[\left(\frac{\tau_2}{m}\right) \cdot \left(1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right)\right) - \exp\left(-\frac{m}{\tau_2}\right)\right], \quad (4)$$

10 2001年2月9日に導入された「ロンバート型」貸出によって、金利の大きな変動は回避されることになると考えられる。

$$R^{ONS}(m) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \left(\frac{\tau_1}{m}\right) \cdot \left(1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)\right) + \beta_2 \cdot \left[\left(\frac{\tau_1}{m}\right) \cdot \left(1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)\right) - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)\right], \quad (5)$$

$$R^{EXP}(m) = \beta_0 + \beta_1 \cdot \left(\frac{\tau_1}{m}\right) \cdot \left(1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_1}\right)\right). \quad (6)$$

### (3) 瞬間フォワード・レートの推計

本稿では、1998年12月1日から2000年12月29日まで期間における1ヵ月物から12ヵ月物までの日本円・東京銀行間取引金利(日本円TIBOR: Japanese yen Tokyo interbank offered rates)に注目する<sup>11</sup>。この時期の日本国債市場は、Y2K問題を含むさまざまな流動性阻害要因によって価格形成が歪められていたため、信用リスクを含んだ金利ではあるが、日本円TIBORを使った方が、より安定的な推計結果が得られると考えられる。

#### イ．推計結果とその解釈

日本円TIBORは、定義上、クーポン効果が存在しないため、(4)式、(5)式、および(6)式を直接適用し、推計を行った。その際、決済時点がゼロに近付いたときの下方向極限値に相当する $\beta_0 + \beta_1$ に、オーバーナイト・コール・レートが等しくなる、との制約条件をかけている。また、計算の収束速度を上げるため、 $\tau_1$ および $\tau_2$ の単位を365日が1に等しくなるように変換している。推計には、GAUSS 3.5において、CMLプロシジャーを使っている。

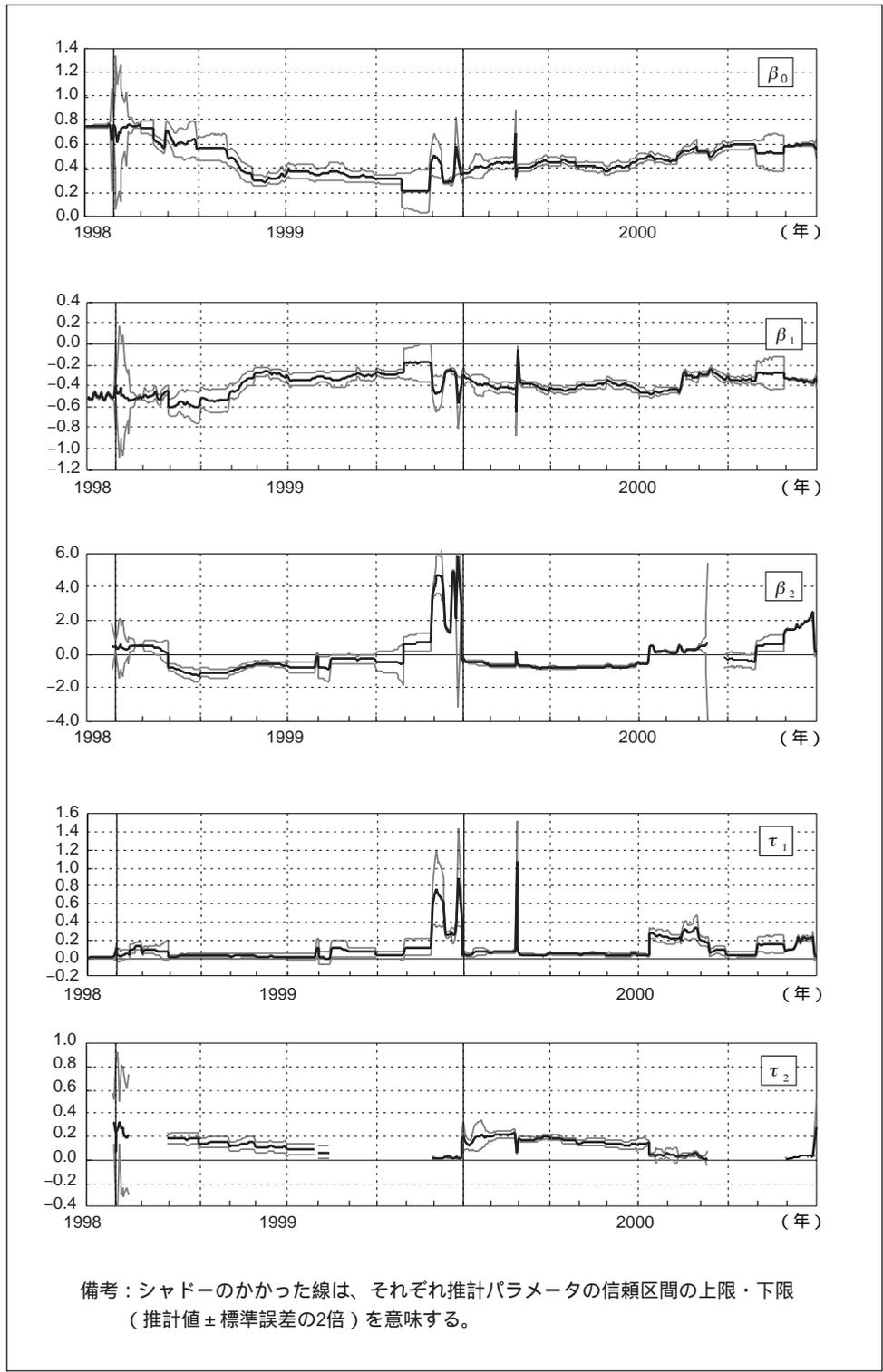
図2は、上段から下段に向かって、それぞれ $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\tau_1$ 、および $\tau_2$ の推計値をプロットしている。また、図中における実線は推計値を、また薄い線は、推計値に標準誤差の2倍を加算・除算することにより計算した推計値の上方・下方の信頼区間を示している。

尤度比検定の結果は、513営業日の中で337営業日について $r^{GNS}(m)$ モデルを支持している<sup>12</sup>。オリジナルのネルソン＝シーゲル・モデルに相当する $r^{ONS}(m)$ モデルは145営業日で選択され、1999年1月18日から2月24日、8月12日から11月26日、および2000年9月28日から11月28日の3つの期間に集中している。 $r^{EXP}(m)$ モデルは、1999年

11 日本円TIBORは、日本銀行協会から毎営業日正午に公表される。日本円TIBORは、指定された18行における円預金金利のうち、最高・最低それぞれ2行ずつのデータを除外した平均値となっている。

12 1998年12月1日から2000年12月29日までの期間には、514営業日が存在するが、1999年12月27日はいずれのモデルも収束しなかったため、観測値の合計は513となっている。

図2 推計されたパラメータ



12月1日から12月28日および2000年9月11日から9月27日の31営業日で選択されている。図2において、 $r^{GNS(m)}$ モデル、 $r^{ONS(m)}$ モデルおよび $r^{EXP(m)}$ モデルが選択されている期間は、それぞれ、すべての推計値が図に示されている期間、 $\tau_2$ を除くパラメータ推計値が図に示されている期間、および $\beta_2$ が示されていない期間に相当する。

推計値の大きさや符号条件は、理論的な予測とも整合的である。例えば、 $\beta_0$ は多くの場合、0.2から0.8程度の値をとっている。 $\beta_1$ は-0.7から-0.2程度の値をとっている。 $\beta_2$ は、特に、Y2K問題のリスクが高まった1999年11月12月にかけて、大きく上昇している。 $\tau_1$ および $\tau_2$ は常にプラスの値をとるが、 $\tau_2$ がゼロとなったときに、 $\tau_1$ は上昇する傾向がみられる。

推計結果のパフォーマンスは、金融市場の異常な状況やゼロ金利政策を経験したことを考慮すれば、本稿での議論のために十分なものである。表1は、各期間における $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\tau_1$ および $\tau_2$ の典型的な推計値をまとめたものである。

表1 各期間における代表的なパラメータの値

期間	パラメータ				
	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\tau_1$	$\tau_2$
1999年2月初め	0.75	-0.50	0.46	0.09	---
1999年3月初め	0.60	-0.57	-1.00	0.03	0.18
1999年4月初め	0.57	-0.54	-1.10	0.03	0.15
1999年6月	0.30	-0.27	-0.60	0.02	0.12
1999年7月	0.37	-0.34	-0.80	0.02	0.09
1999年9月	0.33	-0.30	-0.32	0.07	---
2000年2～3月	0.42	-0.40	-0.75	0.04	0.18
2000年5～6月	0.42	-0.40	-0.72	0.04	0.14
2000年7月後半	0.48	-0.46	0.15	0.22	0.05
2000年8月後半～9月	0.55	-0.30	0.25	0.33	0.06
2000年10月	0.59	-0.34	-0.38	0.04	---

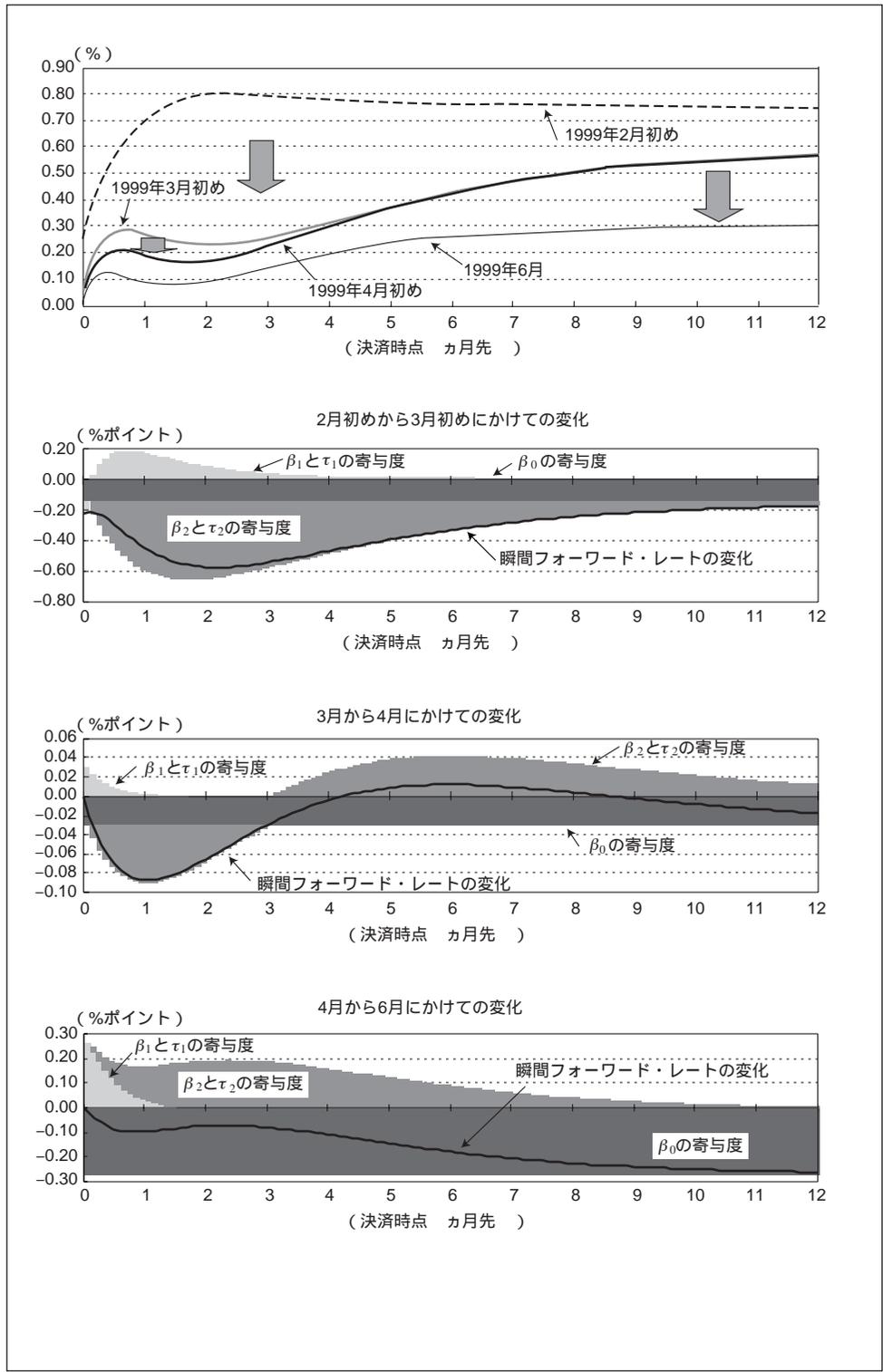
#### ロ．フォーワード・レート・カーブの変化

次に、表1に示されたパラメータ推計値を使って、政策変更前後における典型的なフォーワード・レート・カーブの形状を概念図化し、時間軸効果の政策含意を考察する。

#### (イ) ゼロ金利政策の開始：1992年2～6月

まず、1999年2月のゼロ金利政策開始前後の期間に注目する。図3上段は、ゼロ金利政策開始前後における典型的な瞬間フォーワード・レート・カーブの概念図である。なお、図の横軸は、フォーワード・レートの決済時点までの期間を月単位で、また、縦軸は瞬間フォーワード・レートの大きさをパーセント単位でそれぞれ表示

図3 フォワード・レート・カーブ : ゼロ金利政策の開始前後の時期



している。ゼロ金利政策開始後、瞬間フォワード・レート・カーブは、「1999年2月初め」とのラベルを付した線から「1999年3月初め」とのラベルを付した線まで下方へシフトしている。「1999年3月初め」とのラベルを付した瞬間フォワード・レート・カーブは、1998年度末での流動性確保に対する懸念からこぶ型を示しているが、全体としてみると、この政策変更によって、やや長めの金利に比べ短期の金利がより大幅に低下していることがわかる。

図3の上から2番目から最下段までの各パネルは、各期間の瞬間フォワード・レートの変化（「瞬間フォワード・レートの変化」とのラベルを付した実線）を  $\beta_0$ 、 $\beta_1 \cdot \exp(-m/\tau_1)$ 、および  $\beta_2 \cdot (m/\tau_2) \cdot \exp(-m/\tau_2)$  のパラメータ変化によって説明される部分に分解している<sup>13</sup>。

図3の上から2番目のパネルは、1999年2月のゼロ金利政策開始によるフォワード・レート・カーブの大幅な下方シフトが、 $\beta_0$ の0.75から0.6への低下による下方への平行シフト（「 $\beta_0$ の寄与度」というラベルを付した要素）および  $\beta_2$ の0.46から-1.00への低下によるU字型の形成（「 $\beta_2$ と $\tau_2$ の寄与度」）の2要素によって説明されることを示している。この間、 $\beta_1$ と $\tau_1$ の低下は、より速やかに減速するプラスの指数関数曲線を付加している（「 $\beta_1$ と $\tau_1$ の寄与度」）。この要素が、図3の上段のパネルにおいて、「1999年3月初め」とのラベルを付した瞬間フォワード・レート・カーブに表れた、1998年度末を越える流動性需要を反映したこぶ型を作り出している。

瞬間フォワード・レート・カーブのこぶ型は、年度末の流動性需要のはく落を反映して、4月初には観察されなくなっている（図3上段における「1999年4月初め」とのラベルを付した曲線）。図3の下から2番目のパネルからは、「 $\beta_1$ と $\tau_1$ の寄与度」とのラベルを付した第2の要素によるプラスの寄与度がほぼ消滅する一方、「 $\beta_2$ と $\tau_2$ の寄与度」とのラベルを付したU字型の寄与度がわずかに拡大していることがわかる。

1999年4月13日の速水日本銀行総裁の記者会見では、「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」ゼロ金利政策を継続するとのコミットメントが表明されたが、その後、瞬間フォワード・レート・カーブはさらに下方シフトし、特に6ヵ月から12ヵ月の期間の下方シフトが顕著である。図3最下段は、このアナウンスにより、30ベース・ポイントの下方平行シフトが生じたことを示している（「 $\beta_0$ の寄与度」とラベルを付した要素）。このパネルは、この下方シフトの影響が、「 $\beta_2$ と $\tau_2$ の寄与度」とのラベルを付した第3の要素によるU字型の圧縮によって、部分的に相殺されていることも示している。こうしたフォワード・レート・カーブのフラット化・安定化の効果は、時間軸効果と整合的である。

13 補論では、パラメータの変化が瞬間フォワード・レート・カーブの形状に与える影響を、数値例を使って解説している。

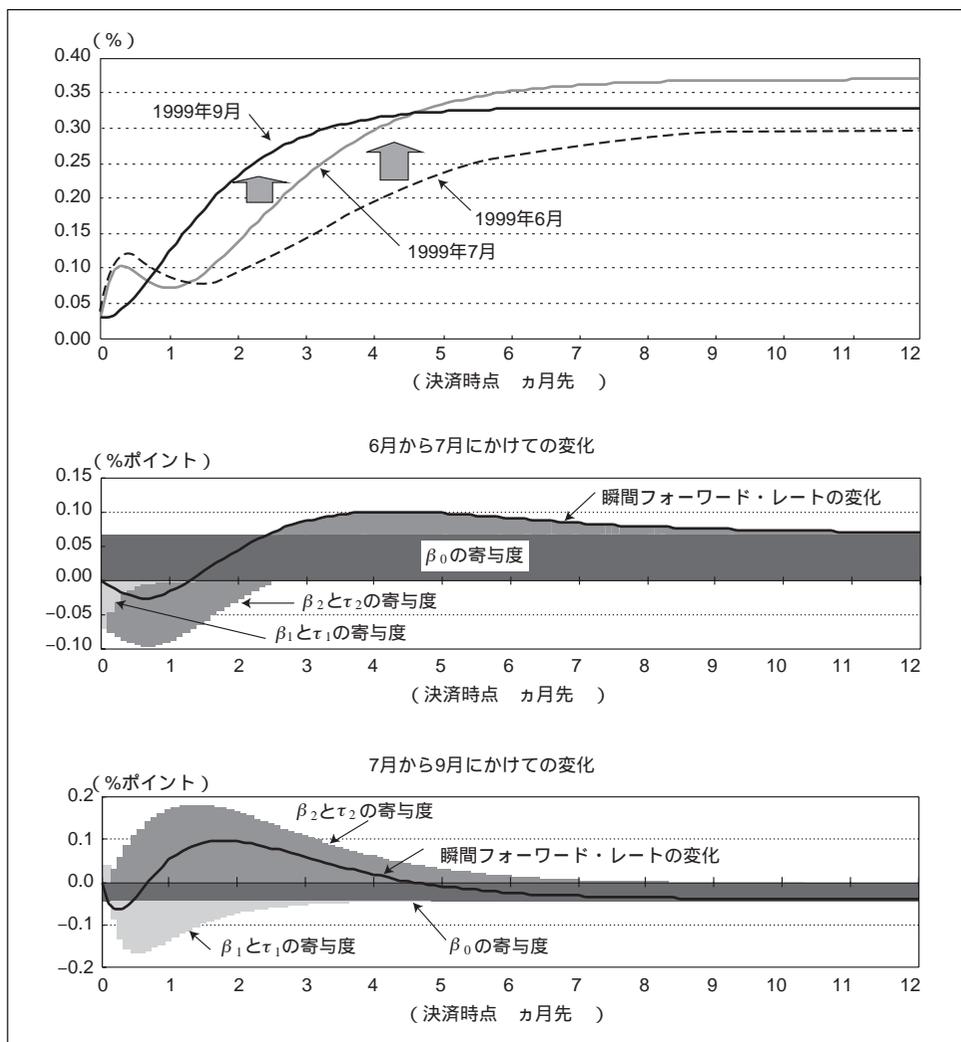
(ロ) ゼロ金利政策へのコミットメント効果の浸透：1999年6～9月

次に、図4上段に示された1999年6月から9月にかけての変化に注目する。

この期間、瞬間フォワード・レート・カーブは、特に6ヵ月を超える期先レートについては低位安定していたが、1ヵ月先から6ヵ月先については7月以降、上昇に転じている。この変化は、株価の上昇にみられる景況感の持ち直しに起因する部分もあるが、より大きな要因となったのは、Y2K問題への懸念の高まりによるイールド・カーブの上昇圧力である。

上述した解釈は、図4最下段において、「 $\beta_2$ と $\tau_2$ の寄与度」とのラベルで示された中期レンジのこぶ型が、「 $\beta_1$ と $\tau_1$ の寄与度」の短期的な要素によって押し下げられているとの結果とも整合的である。

図4 フォワード・レート・カーブ：  
ゼロ金利政策のコミットメント浸透後の時期



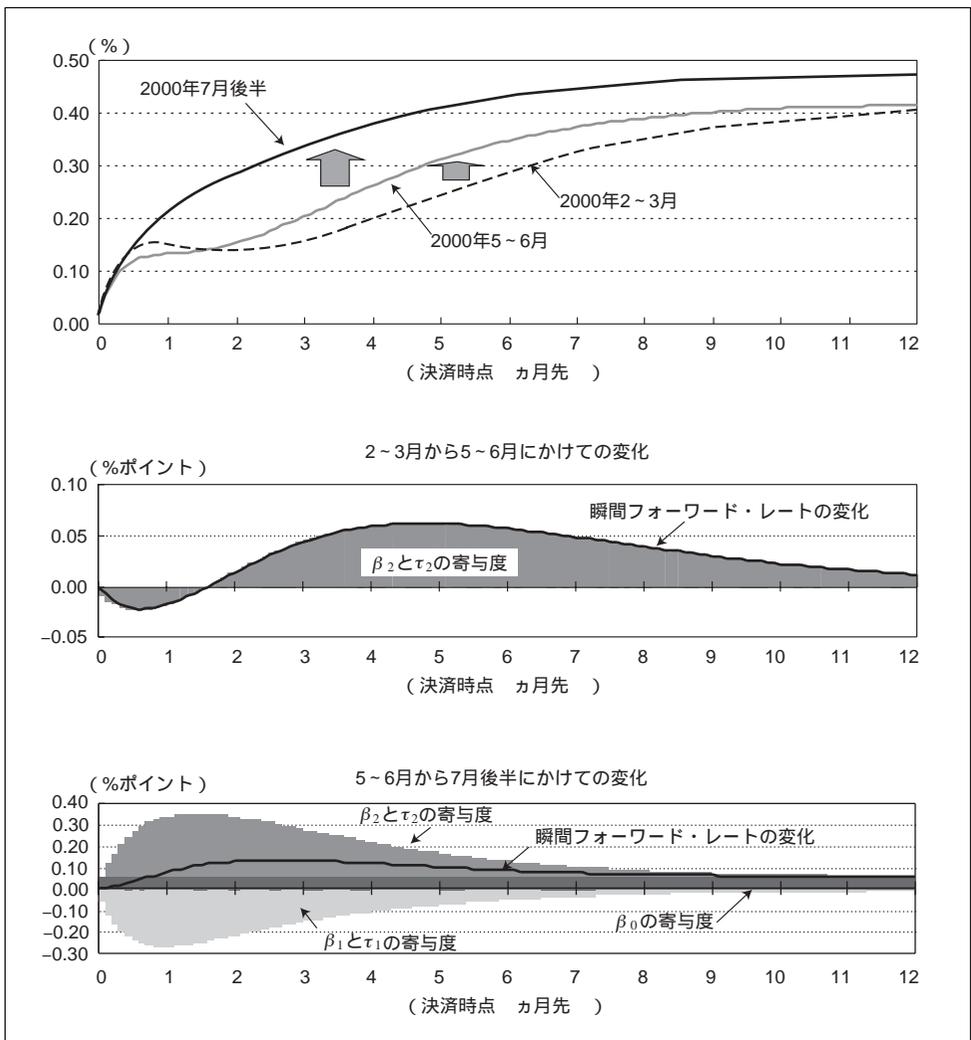
(八) ゼロ金利政策の解除予想の高まり：2000年2～7月

3番目の期間として、ゼロ金利政策解除の期待が高まった2000年2月から7月にかけての瞬間フォワード・レート・カーブの形状変化に目を転じる。

2000年2月から3月にかけて、金融市場は年末から年初におけるY2K問題による混乱から安定を取り戻している（図5上段の「2000年2～3月」）。しかしながら、ゼロ金利政策解除の期待が強まるに連れ、瞬間フォワード・レート・カーブは、徐々に上昇を始め（図5上段の「2000年5～6月」）、特に、3ヵ月先から1年先にかけてのレートが上昇している（図5の中段）。

瞬間フォワード・レート・カーブの上方シフトは、7月には、ゼロから3ヵ月先までの期近部分でより顕著となっている（図5上段の「2000年7月後半」）。ゼロ金利

図5 フォワード・レート・カーブ：  
ゼロ金利政策解除の期待が高まった時期



政策は、オーバーナイト金利をほぼゼロに押し止めていたが、イールド・カーブ全体の形状は右上がりとなり、最下段のパネルに示されたように、期近部分の瞬間フォワード・レート・カーブは上方に膨らむかたちとなっている。瞬間フォワード・レート・カーブの上昇シフト圧力が、まず期先部分から生じ、それが徐々に期近部分へと広がっていたとの観察事実は、予想されるゼロ金利政策解除前における時間軸効果とも整合的である。

## (二) ゼロ金利政策の解除：2000年7～10月

最後に、2000年7月から10月におけるパラメータの変化を検討することにより、2000年8月11日のゼロ金利政策解除の影響をみておく。

図6上段は、ゼロ金利政策解除前後における瞬間フォワード・レート・カーブの形状変化を概念図化している。ゼロ金利政策解除直後には、上方シフトは、フォワード・レート・カーブの最も期近部分において顕著であったが、10月には、2ヵ月先から3ヵ月先で一段の上方シフトがみられている。

図6中段は、瞬間フォワード・レート・カーブの形状に対するゼロ金利政策解除の影響が、初期の時点では、最も期近な部分に集中していることを示している。これは、主として、日本銀行のオーバーナイト金利の誘導水準が、実質ゼロから0.25%へ上昇したことから生じている。同時に、1年先を超える長めの金利も若干上昇しているようにみえる。

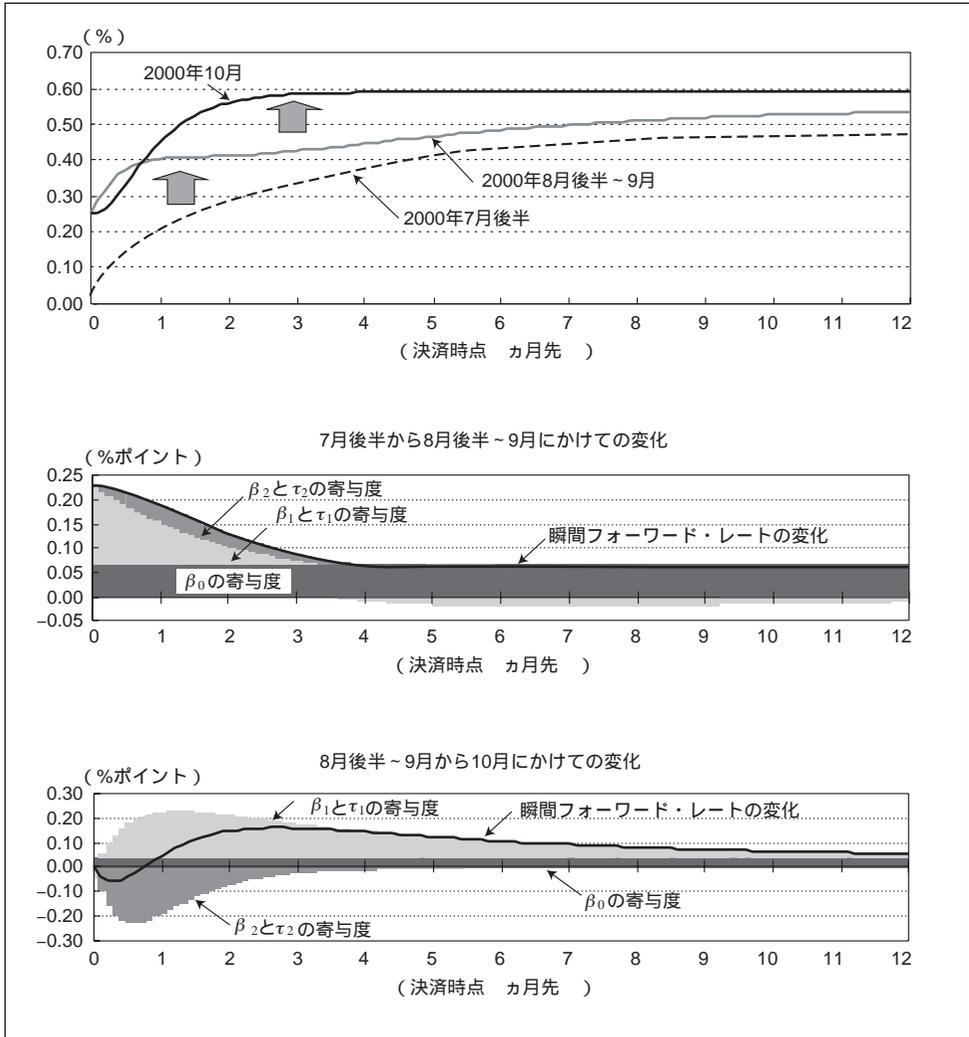
10月には、2001年の初めに予定されていた即時グロス決済システム（RTGS: real time gross settlement system）の導入を控え、瞬間フォワード・レート・カーブは、2ヵ月先から3ヵ月先のレンジでさらに上昇している。しかしながら、12ヵ月先程度の瞬間フォワード・レートがごくわずかしか上昇しておらず、大枠として低金利政策が続くとの期待は不変であったと考えられる。

## 八．フォワード・レート・カーブとターム・プレミアム

ここで、瞬間フォワード・レート・カーブに基づく時間軸効果の推論は、ターム・プレミアムが無視可能であるか、あるいは一定である、という仮定のもとで成立する、との点を再度強調しておきたい。したがって、「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」ゼロ金利を維持するとの、1999年4月13日の日本銀行のコミットメントが、当時、邦銀が直面していた流動性制約を緩和する効果をもたらしたとすれば、フォワード・レート・カーブの形状変化から観察された時間軸効果は、過大評価されていることになる。

もし邦銀の直面していた流動性制約がバインディングであったとすれば、ゼロ金利政策とその時間軸効果の有効性を考えるうえで、流動性制約の影響を検証しておく必要がある。実際、金融機関に対するクレジット・スプレッドとして、CDレートとTBレートの3ヵ月物スプレッドをみると、図7のとおり、1999年2月のゼロ金利政策開始直後に大きく低下しており、金融機関に対する外部資金調達プレミアムが顕著に縮小していることがわかる。この間、図8に示したとおり、日本円TIBORの

図6 フォワード・レート・カーブ：ゼロ金利政策の解除前後の時期



ターム物金利とそれに対応する期間の平均オーバーナイト金利の差として定義されるターム・スプレッドも、顕著に縮小している。

図7、8は、1999年2月のゼロ金利政策開始以前においては、わが国の金融機関全体が、深刻な資金制約に直面しており、連日、大きな流動性イベントが到来するという状況にあったことを示している。金融機関は、その投資活動を維持するために、継続的に資金調達を行う必要が生じるため、流動性制約はその金融市場取引のみならず、貸出行動にもマイナスの効果を及ぼす。次節では、この点について掘り下げ、実証的に検証する<sup>14</sup>。

14 この意味では、ターム・スプレッドの低下が、 $\beta_0$ の推計値を低下させた可能性も考えられる。

図7 クレジット・スプレッド

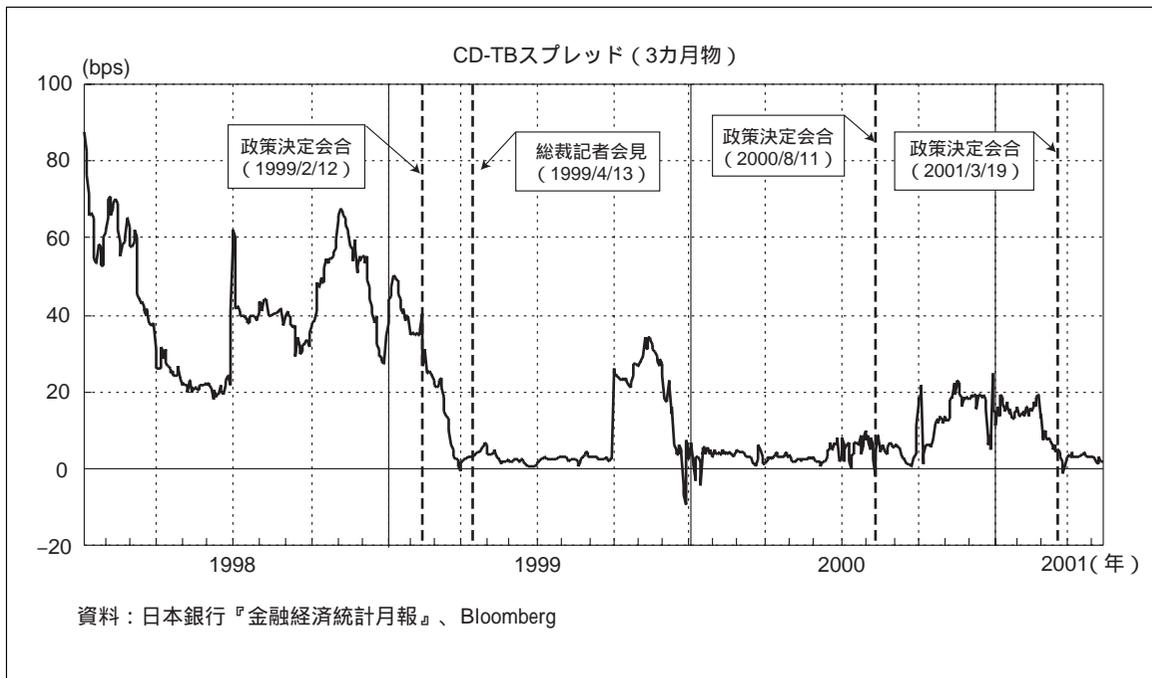
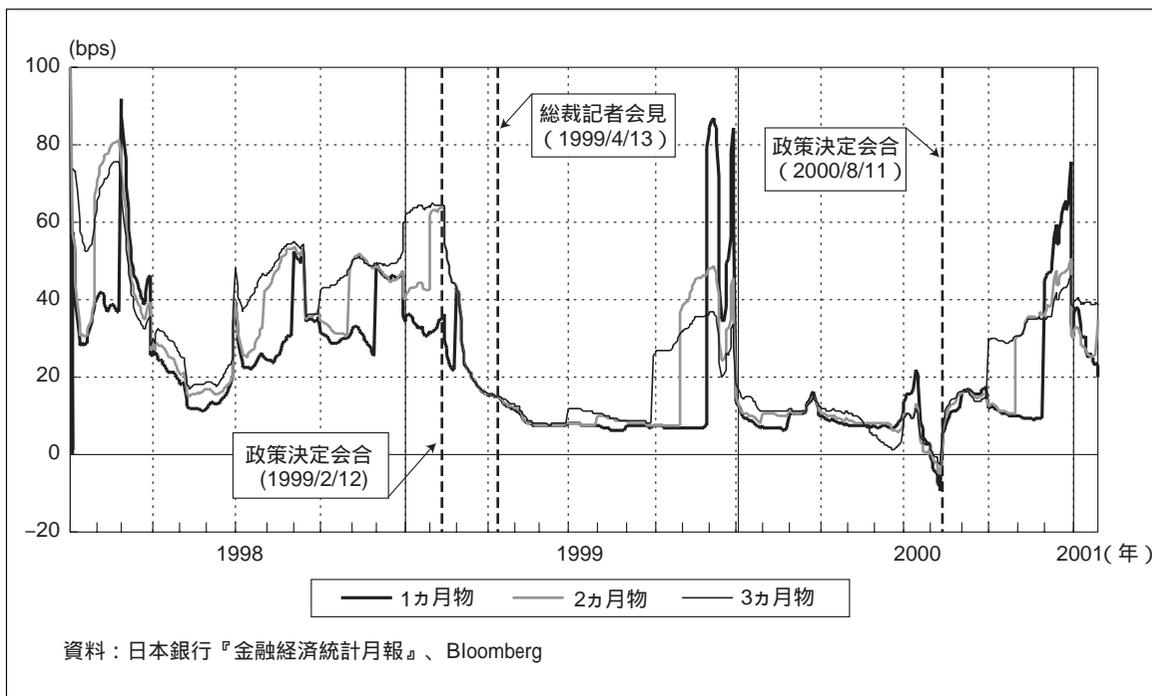


図8 ターム・スプレッド



### 3. 流動性制約とゼロ金利政策

本節では、金融機関の流動性制約に対する緩和効果に焦点をあてて、ゼロ金利政策下の時間軸効果について検討する。

#### (1) 流動性制約の緩和を通じた金融緩和効果

Saito and Shiratsuka [2001] が指摘しているように、将来金利の予測力は、金融機関に流動性制約がどの程度働いていたかを捉える有用な代理指標と考えられる。

具体的には、Holmström and Tirole [2001] が示したように、先行き流動性制約に直面する可能性がある場合、経済主体は、流動性需要に応じて、短期証券を保有しようとするインセンティブをより強く持つ。この結果、短期証券の価格は上昇し、短期の収益率は長期の収益率に比べ低いものとなる。言い換えると、流動性制約の可能性は、イールド・カーブの傾きを急なものとする。これは、経済主体がリスク中立的であったとしても、流動性需要が存在するもとは、標準的な金利の期間構造に関する期待仮説が成立しないことを意味する。数学的には、 $t$  期におけるターム・スプレッド ( $TS_t$ ) を(7)式のように定義すると、これが常にプラスの値をとることに相当する。

$$TS_t = Y_t(n) - CALL_t(n) > 0, \quad (7)$$

ただし、 $Y_t(n)$  は  $t$  期に観察された  $n$  期間物レート、 $CALL_t(n)$  は  $t$  期から  $t+n-1$  期までのオーバーナイト・コール・レートの平均値である。

(7)式は、 $t$  期から  $t+n-1$  期までの間の流動性が必要となる事態に備えるため、短期証券には強い流動性需要がみられ、現在のターム物レートが将来のオーバーナイト・レートを過大評価する傾向があることを示している。流動性制約に直面する可能性が高まるほど、将来金利をより過大評価することになる。流動性需要に対する効果を通じて、現時点の流動性制約のみならず、将来の流動性制約の可能性も、資産価格決定に重要な影響を及ぼすことになる<sup>15</sup>。

15 Holmström and Tirole [2001] における重要な仮定は、流動性イベント時点において顕著な流動性制約が存在していることである。この仮定は、多くの金融機関が同時に深刻な流動性制約に直面するような、金融システムの危機的状況に、最もよくあてはまる。こうした状況においては、将来の金融政策の経路と将来の流動性のアベイラビリティの両者に関する金融市場参加者の期待が、ターム・スプレッドに対して大きな影響を及ぼすと考えられる。これら2つの要因を分離することは難しい。また、本稿の分析結果は、可変的なリスク・プレミアムといった、純粋期待仮説を棄却する他の要因が影響している可能性を排除するものでもない。

以下では、2通りの方法により、ゼロ金利策がターム・スプレッドに及ぼした影響を検討する。第1に、1998年から2000年の期間について、ターム・スプレッドの変化に関するローリング推計を行う。第2に、ゼロ金利政策の開始（1999年2月）・解除（2000年8月）に注目したケース・スタディを行う。これらの分析において、ターム・スプレッドは、1、2、3ヵ月物日本円TIBORと対応する期間において事後的に実現したオーバーナイト・コール・レートの平均値の差として定義される。

## (2) ターム・スプレッドの変化 : ローリング推計による検証

まず、次の(8)式について、120営業日のサブサンプルによるローリング推計を行う<sup>16</sup>。

$$TS_t = \alpha + \varepsilon_t, \quad (8)$$

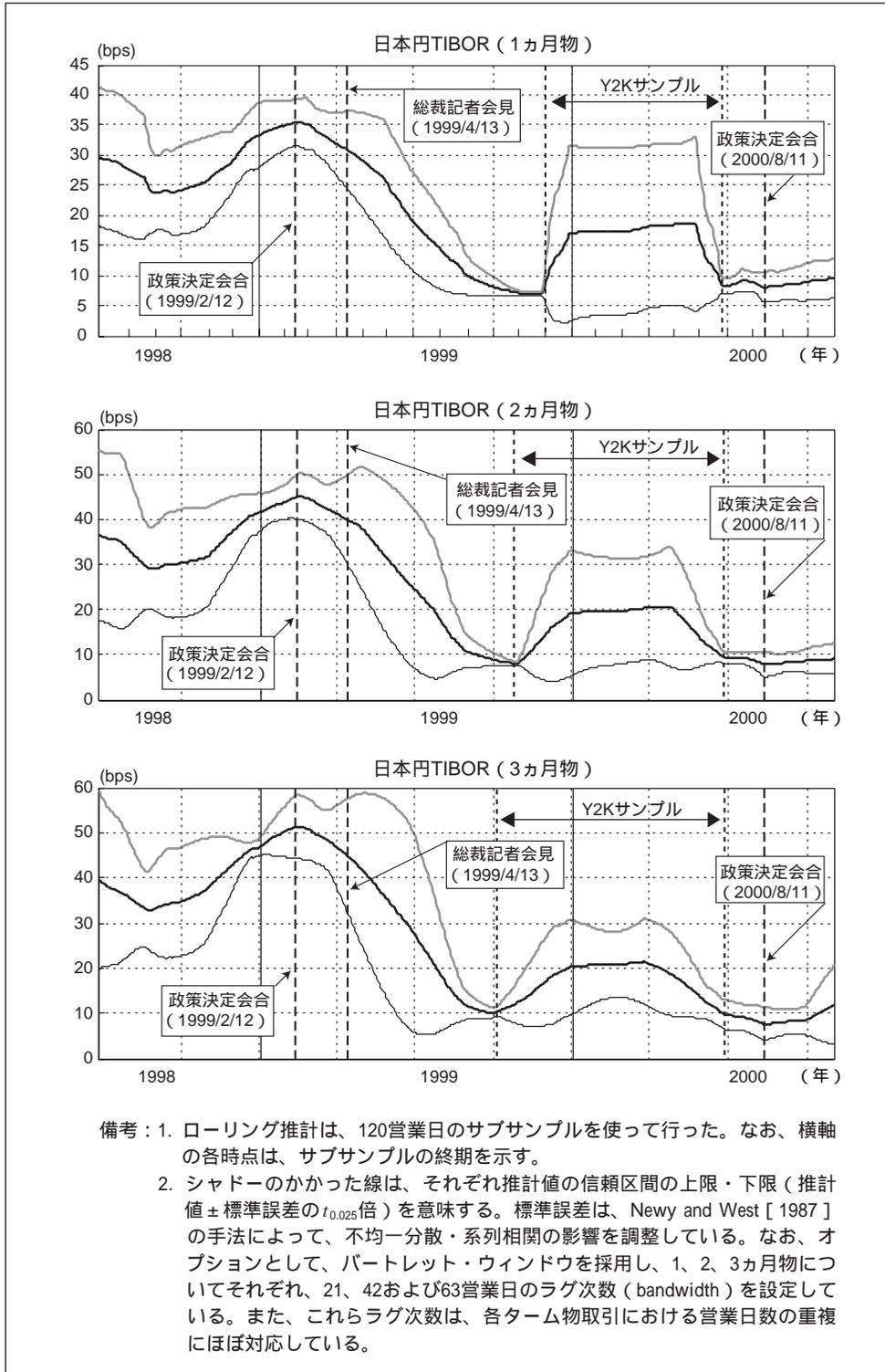
ただし、ここで、 $\alpha$  および  $\varepsilon_t$  はそれぞれ定数項および誤差項を表す。図9は、 $\alpha$  の推計値（実線）および  $\alpha$  の標準誤差を  $t_{0.025}$  倍した数値を加除することにより計算された95%信頼区間の上限・下限（薄い線）をプロットしている。横軸の各時点は、ローリング推計を行った各サブサンプル（120営業日）の最終営業日を示している。

この図からは、ゼロ金利開始後、特に1999年4月13日における速水総裁の「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」ゼロ金利政策を継続するとのコミットメント表明後、ターム・スプレッドが顕著に縮小していることがみてとれる。ターム・スプレッドは、Y2K問題の影響がみられた1999年12月を含むサブサンプルで、一時的に拡大しているが、2000年8月11日のゼロ金利政策解除後も総じて安定的に推移している。

上述した結果は、わが国の金融機関が直面していた流動性制約が、ゼロ金利政策によって大幅に緩和されたことを示している。さらに、ゼロ金利政策解除後においても、金融機関に流動性制約は観察されない。

16 Newy and West [1987] の手法を適用して誤差項の不均一分散・系列相関の影響を調整している。なお、オプションとして、パートレット・ウィンドウを採用し、1、2、3ヵ月物についてそれぞれ、21、42および63営業日のラグ次数（bandwidth）を設定している。これらラグ次数は、各ターム物取引における営業日の重複期間にほぼ対応している。

図9 ターム・スプレッドのローリング推計



### (3) ターム・スプレッドの変化 : 政策変更のケース・スタディ

次に、金融政策の変更がターム・スプレッドに及ぼした影響について、(8)式を使ってケース・スタディを行う。

#### イ．ゼロ金利政策の開始

まず、ゼロ金利政策開始前後の期間に注目し、1999年2月12日および4月13日の政策変更が、ターム・スプレッドに及ぼした影響を検証する。

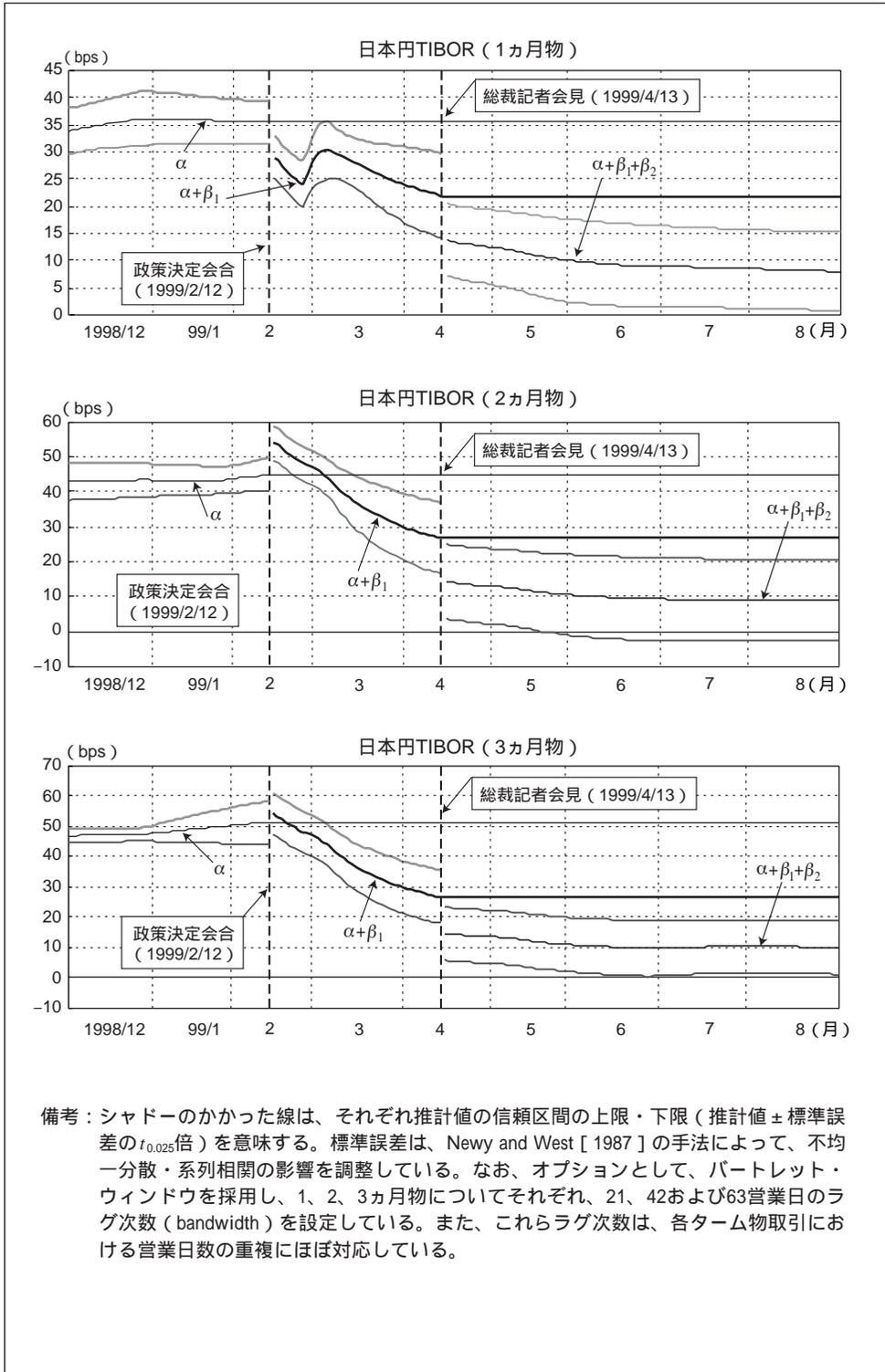
このため、次の(9)式について、サンプル期間を当初の1998年8月17日から12月1日までの期間から終期を1日ずつ延長し、終期が1999年7月31日になるまで、繰り返し推計を行った。

$$TS_t = \alpha + \beta_1 D1_t + \beta_2 D2_t + \varepsilon_t, \quad (9)$$

ここで、 $D1_t$  および  $D2_t$  はそれぞれ、ゼロ金利政策開始（1999年2月12日以前については  $D1_t = 0$ 、以後については  $D1_t = 1$ ）および速水総裁の「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」とのアナウンスメント（1999年4月13日以前は  $D2_t = 0$ 、以後については  $D2_t = 1$ ）に関するダミー変数である。図10には、1、2、3ヵ月物日本円TIBORに関する  $\alpha$ 、 $\beta_1$  および  $\beta_2$  の推計値およびその95%信頼区間を示している。

図10をみると、2ヵ月物および3ヵ月物に関するターム・スプレッドは、ゼロ金利政策開始直後から徐々に縮小している。しかしながら、1ヵ月物に関するターム・スプレッドは、1998年度末（1999年3月末）を越える流動性不足の懸念から3月初めに拡大している。さらに、速水総裁による日本銀行は「デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまで」ゼロ金利政策にコミットするとの声明以降、ターム・スプレッドは1～3ヵ月物すべてについて、一段と縮小している。この時期には、ターム・スプレッド推計値の信頼区間の下限は、1ヵ月物と3ヵ月物ではほぼゼロ、2ヵ月物ではゼロ以下となっており、金融機関の流動性制約がほぼ解消されていたことが示唆される。

図10 ターム・スプレッドのケース・スタディ：ゼロ金利政策の開始



## ロ．ゼロ金利政策の解除

次に、ゼロ金利政策解除の前後の期間に目を転じる。2000年8月11日およびそれ以前の期間について、サンプル期間を2000年2月1日から8月11日に固定し、ゼロ金利政策解除に関するダミー変数 ( $D3_t$ ) の設定期間を1日ずつ短縮させて、(10)式を推計した。

$$TS_t = \alpha + \beta_3 D3_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

同様に、2000年8月11日以降の期間について、サンプル期間を当初の2000年2月1日から8月12日までの期間から1日ずつ延長し、次の(11)式を推計した。

$$TS_t = \alpha + \beta_4 D4_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

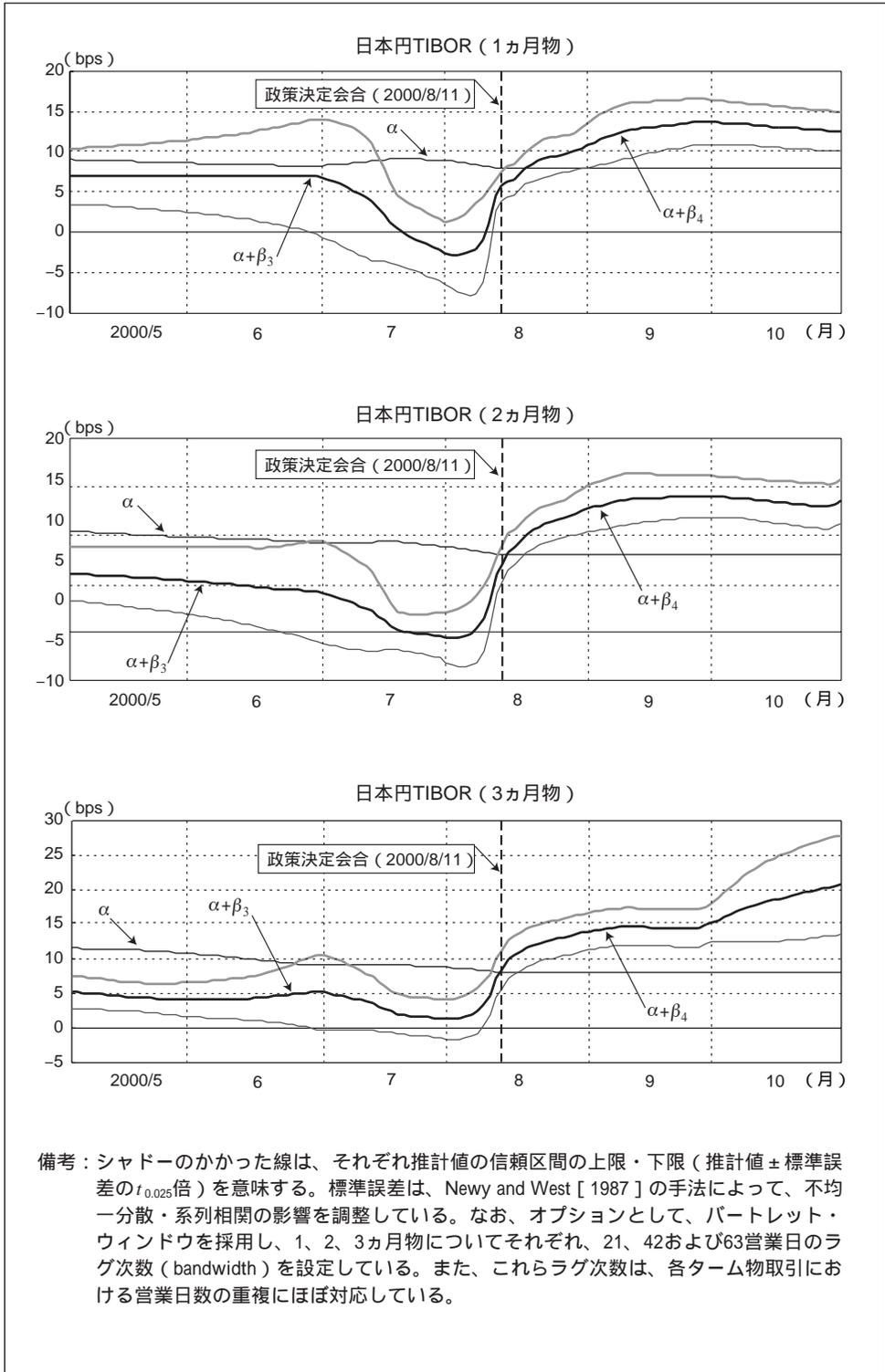
ただし、 $D4_t$ はゼロ金利政策解除に関するダミー変数(2000年8月11日以前は $D4_t = 0$ 、それ以降については $D4_t = 1$ )である。

図11は、図10と同様、推計パラメータとその95%信頼区間の上限・下限を示している。ターム・スプレッドは、ゼロ金利政策解除直後、わずかに拡大しているが、1999年2月以前の水準よりも大幅に低い水準で安定している。これは、ゼロ金利政策開始直前の脆弱な金融環境でみられたような深刻な流動性制約は働いていないことを示している。

この図において、2000年6月末以降、ターム・スプレッドがすべての取引期間について大幅に低下し、7月央から8月央にかけては、ゼロと有意に異ならなくなっている。これは、特に1ヵ月物において顕著であり、2000年7月19日から8月8日まで、ターム・スプレッドの推計値はマイナスの値となっている。こうした現象は、インターバンク市場参加者の多くが、2000年8月11日の日本銀行金融政策決定会合の直前まで、ゼロ金利政策が解除されると予想していなかった可能性を示唆している。今から振り返ってみると、2000年7月17日の金融政策決定会合以降における日本銀行の説明が、市場参加者に、ゼロ金利政策が当分の間は解除されない、との見方をとらせた可能性は否定し難い<sup>17</sup>。

17 この点は、無担保オーバーナイト物金利を変動金利の指標とするスワップ取引であるオーバーナイト・インデックス・スワップ(OIS: overnight index swap)から逆算される、予想オーバーナイト・レートの変化によっても確認される。すなわち、同レートは、7月の政策決定会合の前の時点で、8月までにはゼロ金利政策が解除されることを織り込んでいた。しかし、7月の決定会合でゼロ金利政策解除が見送られると、8月の政策決定会合時点の予想レートは急速に低下し、同会合開催の直前まで、ゼロ金利解除の可能性は、レートに織り込まれていない。

図11 ターム・スプレッドのケース・スタディ：ゼロ金利政策の解除



## 4 . 1999年から2000年にかけてのゼロ金利政策からの教訓

本節では、前節までに示された実証結果から導かれる政策含意について議論する。

### (1) 1999年から2000年にかけてのゼロ金利政策の解釈

テイラー [ 2000 ] が指摘しているように、1999年2月から2000年8月にかけてのゼロ金利政策は、2つの解釈が可能である。1つは、インフレ率が低下したり、GDPギャップが拡大したりするにあわせ金利を低下させる、通常の政策運営の延長線としての解釈である。この場合には、将来の金融政策の経路についての市場の期待に影響を及ぼし、イールド・カーブをフラット化させ、低水準で安定化させる、ゼロ金利へのコミットメントの役割が強調される。もう1つは、1997年以降の銀行部門の危機的状況に対する危機対応策との解釈である。この場合には、金融システムに対して潤沢な流動性が供給され、その結果、民間金融機関の流動性制約が緩和されたとの効果に力点がかけられる。

前節までに示された実証結果は、両者の効果が作用したことを示している。しかしながら、ゼロ金利政策による緩和効果が、金融機関の流動性制約を緩和するだけにとどまったことを考慮すると、後者の解釈とより整合的であると考えられる。特に、Holmström and Tirole [ 2001 ] に基づく後者のメカニズムは、わが国のゼロ金利政策が流動性クランチに対する有効な対処策となったとの経験に対して多くの洞察を与える<sup>18</sup>。ゼロ金利政策の期間における短期金融市場への法定所用水準を大きく超える準備供給は、銀行にとってHolmström and Tirole [ 2001 ] 流の担保として機能したと考えられる。この見方は、ターム・スプレッドの縮小やいわゆるジャパン・プレミアムの消滅といった観察事実とも整合的である<sup>19</sup>。

したがって、1999年から2000年にかけてのゼロ金利政策は、金融危機時における潤沢な流動性供給策と理解すべきである。その意味では、通常の金融政策運営の延長ではなく、むしろ、1997年から1998年の金融危機時に実施された「両建てオペ」の延長と言うべきであろう。しかしながら、こうした金融危機への対応策としての

18 Holmström and Tirole [ 2001 ] で強調された担保の役割の基本的な考え方は、マクロ的なショックによって経営危機に陥った企業や銀行を支援するために一般大衆に税を課することは非常に困難である、との点にある。このため、銀行や企業は自ら、経営危機に陥った場合に価値を持つ担保を事前に蓄積しようとする。わが国のインターバンク市場において、銀行は将来流動性制約に直面するとの懸念があるときには、銀行は流動性需要に対して短期証券を保有しようとするインセンティブを有する。こうした動機は、長期債券に比べ短期証券により大きな需要を創出する。言い換えると、将来の流動性制約の可能性は、イールド・カーブの傾きをむしろ急なものとし、ターム・スプレッドを拡大させることになる。

19 もっとも、ゼロ金利政策の導入は、日本銀行が流動性の配分に強い懸念を示した最初の事例ではない点には留意が必要であろう。例えば、日本銀行は、1997年から1998年にかけての金融システム危機時に「両建てオペ」を実施している。1997年から1998年にかけて日本銀行が行った「両建てオペ」の評価については、Saito and Shiratsuka [ 2001 ] を参照。

ゼロ金利政策の効力は、わが国の主要な金融機関に対する公的資金投入という補完的な政策を加味して、総合的な評価を行う必要がある<sup>20</sup>。この場合、銀行システムに対する潤沢な流動性供給のみでは、その健全性は回復させ得ない、という点に留意する必要がある。

## (2) ゼロ金利政策へのコミットの役割

前述した1999年2月から2000年8月わが国のゼロ金利政策の経験は、ゼロ金利へのコミットメントを違った角度からみる必要性を示唆している。

中央銀行は通常、日々の公開市場操作を通じて市場参加者の期待形成に影響を与え、短期金利をコントロールしているため、ゼロ金利政策も通常の金融政策運営の延長としてみることもできる。例えば、Reifschneider and Williams [2000] は、名目金利の非負制約を考慮し、テイラー・ルールよりも長い期間にわたってゼロ金利を続ける、とのテイラー・ルールに代替する政策ルールを提案している。この政策ルールは、将来の金融政策に対する期待を変えることによって、中央銀行は名目金利をゼロ以下に引き下げることができない、との制約を埋め合わせようとするものである。

しかしながら、ゼロ金利政策下における強力な緩和効果は流動性効果によってもたらされており、Reifschneider and Williams [2000] が想定している金利チャネルの重要性は、さほど大きくない。実際、20ベーシス・ポイントのオーバーナイト・コール・レートの低下そのものが重要な意味をもっていた訳ではない。むしろ、経済活動に対する主要な効果は、金融システム面からのデフレ圧力を食い止める量的緩和効果を増幅したことによってもたらされた。ゼロ金利は十分な超過準備を供給することなしには維持できないため、ゼロ金利政策は、事実上、将来にわたって潤沢に流動性を供給することにコミットすることを意味する。

さらに、理論的な議論における名目金利の非負制約は、1999年2月から2000年8月まで日本銀行が経験した現実の非負制約と同一のものであると理解するべきではない、との点も留意を要する。むしろ、Reifschneider and Williams [2000] の議論は、金融政策の運営スタンスを超緩和から中立へと転換させるタイミングは、景気回復のテンポに対してより慎重に判断すべきであることを示している。したがって、中央銀行は、ゼロ金利でない水準であっても、引締め方向に転じるまでの何らかのコミットメントを行う余地がある、と考えるべきであろう。

20 ゼロ金利政策そのものの効果と主要行に対する公的資金投入の効果を識別することは極めて難しい。ゼロ金利政策を開始する以前の1998年10月に、公的資金投入の枠組みを規定した法律が制定されており、経営危機に陥った日本長期信用銀行と日本債権信用銀行は、それぞれ1998年10月および12月に公的管理下におかれた。また、ゼロ金利政策開始後の1999年3月には、主要15行に対する7.5兆円の公的資金投入が承認されている。金融システム安定化を巡る政策の動きの詳細については、白塚・田口・森 [2000] を参照のこと。

### (3) マイナスのショックの性質

本稿での実証結果は、ゼロ金利政策が強力な効果を発揮するかどうかは、政策開始時における金融環境に大きく依存していることを示している。政策を開始する初期時点での経済環境は常に同じではないため、ゼロ金利政策の採用は、日本銀行の経験と同様の効力を発揮することを保証するものではない。

例えば、テイラー・ルールから計算されるターゲット・オーバーナイト・レートがマイナスになるような大きなマイナスのショックが生じた場合、中央銀行には何ができるであろうか。日本銀行がReifschneider and Williams [2000] の提言に従ったとすれば、経済環境の悪化に連れて、名目短期金利をゼロとする期間は長期化するであろう (Clouse *et al.* [2000] の議論を参照)。すなわち、非常に大きなマイナスのショックに対処するためには、中央銀行は例えば3年や4年といった長い期間にわたってゼロ金利政策にコミットしなければならないであろう<sup>21</sup>。

さらに、潜在成長率を低下させるような恒常的な供給ショックを考えてみよう。ゼロ金利政策は、一時的に総需要を刺激することにより、新しい定常状態への移行コストを抑制できるであろうが、それ単独では、元の定常状態まで経済を回復させることはできない。この場合、構造的な阻害要因に直接働き掛ける政策をとることが必要となる。しかしながら、Reifschneider and Williams [2000] の議論では、定常状態は不変であり、マイナスのショックが徐々に減衰していくと仮定されている。

要約すると、将来に対するコミットメントを組み合わせたゼロ金利政策の有効性は、マイナスのショックの性質やその時点における金融・経済情勢に依存して変わり得る。また、こうした政策は、経済のあらゆる問題を解決する万能薬と考えるべきではない。したがって、1999年2月から2000年8月にわたったわが国のゼロ金利政策の経験を、過度に一般化することは、必ずしも適当ではない。金融システム全体を揺るがすような危機が終息した段階では、例えば、2001年2月9日に導入が決定された、公定歩合での受動的貸出実行メカニズム (a standby lending facility) を活用することで、金融システムの局所的な流動性不足に対応できたかもしれない<sup>22</sup>。あるいは、銀行のリスク・テイク能力を高めるために、流動性供給のみでは十分でないとするれば、日本銀行自らが適切な構造政策を策定するよう働き掛けなければならないであろう<sup>23</sup>。

21 ショックの大きさとゼロ金利へのコミットメントの期間に関する分析については、Jung, Teranishi, and Watanabe [2001] および渡辺 [2000] を参照。

22 受動的貸出実行メカニズムの詳細については、「流動性供給方法の改善策および公定歩合の引き下げについて」(<http://www.boj.or.jp/seisaku/01/pb/k010209b.htm>) を参照のこと。

23 速水日本銀行総裁の日本経済の構造改革に関する2001年3月7日のスピーチ (<http://www.boj.or.jp/press/koen112.htm>) を参照のこと。

## 5 . 結び

本稿では、1999年2月から2000年8月におけるゼロ金利政策の効果について、「時間軸効果」を中心に検討した。

将来の政策運営に対するコミットメントを伴ったゼロ金利政策の強力な緩和効果は、2つの要素によって作り出されたことを示した。第1の要素は、将来の金利経路に関する市場の期待形成への影響と、それによってイールド・カーブを低位安定化させることである。第2の要素は、ターム・プレミアムの顕著な縮小に表れた、民間金融機関の流動性制約の緩和である。しかしながら、これらの緩和効果は、金融部門と非金融部門の間の波及メカニズムが機能しない状況の中では、金融部門の外部へは波及するに至っていない。

これらの実証結果は、ゼロ金利政策が、1997年以降における日本の金融システムと金融市場の危機的状況に対処するための措置であった、との解釈と整合的である。この解釈からは、インフレの低下やGDPギャップの拡大に対して金利を低下させる通常の政策運営の延長である、との標準的な解釈とは大きく異なる政策含意が導かれる。

翁・白塚・藤木 [ 2000 ] が議論しているように、わが国の経済情勢を考えると、ゼロ金利政策を超える強力な量的緩和策は、将来の財政負担を残すだけとなるかもしれない<sup>24</sup>。ゼロ金利政策を実行するにしても、それをより有効なものとするためには、日本経済が直面する構造問題について、より適切な理解が求められるし、ゼロ金利政策以外の政策手段によって対応しなければならない問題を、的確に指摘していく必要がある。

本稿で指摘したゼロ金利政策の有効性に関するいくつかの留保は、日本銀行がゼロ金利政策を超える、いかなる政策も行うべきではないことを意味する訳ではない。むしろ、名目金利の非負制約を克服可能とするよう金融政策の有効性を確保するためには、関係する政策当局者に対して必要な権限と責務を適切に割り当て、新たなテラー・メイド型の政策パッケージを検討していく必要がある。

24 追加的金融緩和策の効果とコストについては、翁 [ 1999 ] および翁・小田 [ 2000 ] も参照のこと。

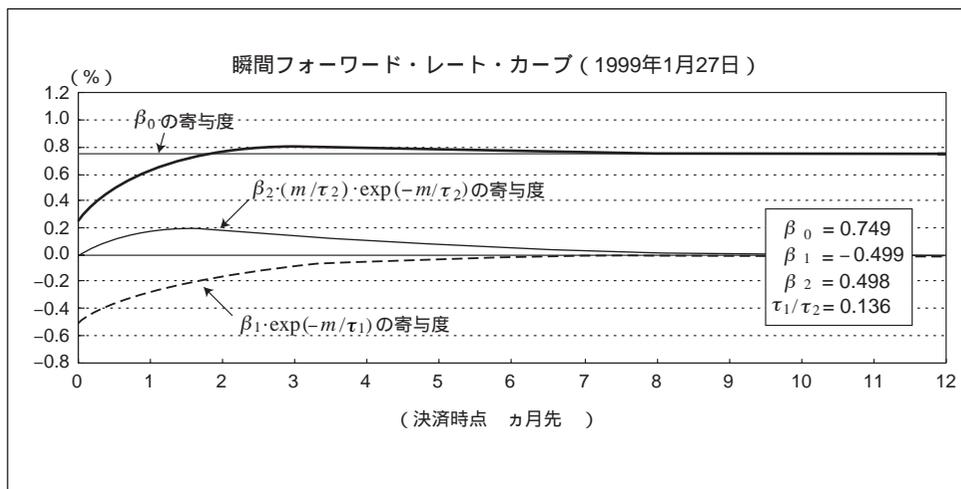
## 補論 . 一般化されたNelson and Siegel [ 1987 ] モデルにおけるパラメータ変化の影響

補論では、1999年1月27日のデータを使ったフォーワード・レート・カーブの推計結果を使って、パラメータの大きさの変化が、フォーワード・レート・カーブの形状に与える影響を直観的に解説する。なお、推計パラメータは、 $\beta_0 = 0.749$  (s.e. = 0.011)  $\beta_1 = -0.499$  (s.e. = 0.011)  $\beta_2 = 0.498$  (s.e. = 0.011) および  $\tau_1 = \tau_2 = 0.136$  (s.e. = 0.026) である。

図A-1では、瞬間フォーワード・レート・カーブを、 $\beta_0$ 、 $\beta_1 \cdot \exp(-m/\tau_1)$  および  $\beta_2 \cdot (m/\tau_2) \cdot \exp(-m/\tau_2)$  の3つの要素に分解している。第1の要素の $\beta_0$ は、すべての期間にわたって一定である。第2の要素である $\beta_1 \cdot \exp(-m/\tau_1)$  は、指数関数となる。 $\beta_1$ がマイナスの値をとるため、この要素は、 $m$ について単調増加となり、 $\tau_1$ が大きくなる(小さくなる)に連れ、その寄与度は徐々に(速やかに)減衰する。第3の要素 $\beta_2 \cdot (m/\tau_2) \cdot \exp(-m/\tau_2)$  は、瞬間フォーワード・レート・カーブにこぶ型あるいはU字型の形状をもたらす。この要素は、 $\beta_2$ がプラスのときこぶ型を、またマイナスのときU字型を作り出し、非単調的な増減を可能とする。 $\tau_2$ 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、瞬間フォーワード・レートは、長期水準により速やか(緩やか)に収束する。

$\tau_1$ と $\tau_2$ を不変に保ったまま、 $\beta_0$ 、 $\beta_1$ および $\beta_2$ の絶対値を変化させたフォーワード・レート・カーブを図A-2に示している。上段および下段はそれぞれ、 $\beta_0$ 、 $\beta_1$ および $\beta_2$ の絶対値を増加・減少させたものに対応している。上段の図をみると、 $\beta_0$ の絶対値上昇は、瞬間フォーワード・レート・カーブの上方平行移動、また、 $\beta_1$ および $\beta_2$ の絶対値上昇は、第2、第3の要素の寄与を増幅していることがわかる。

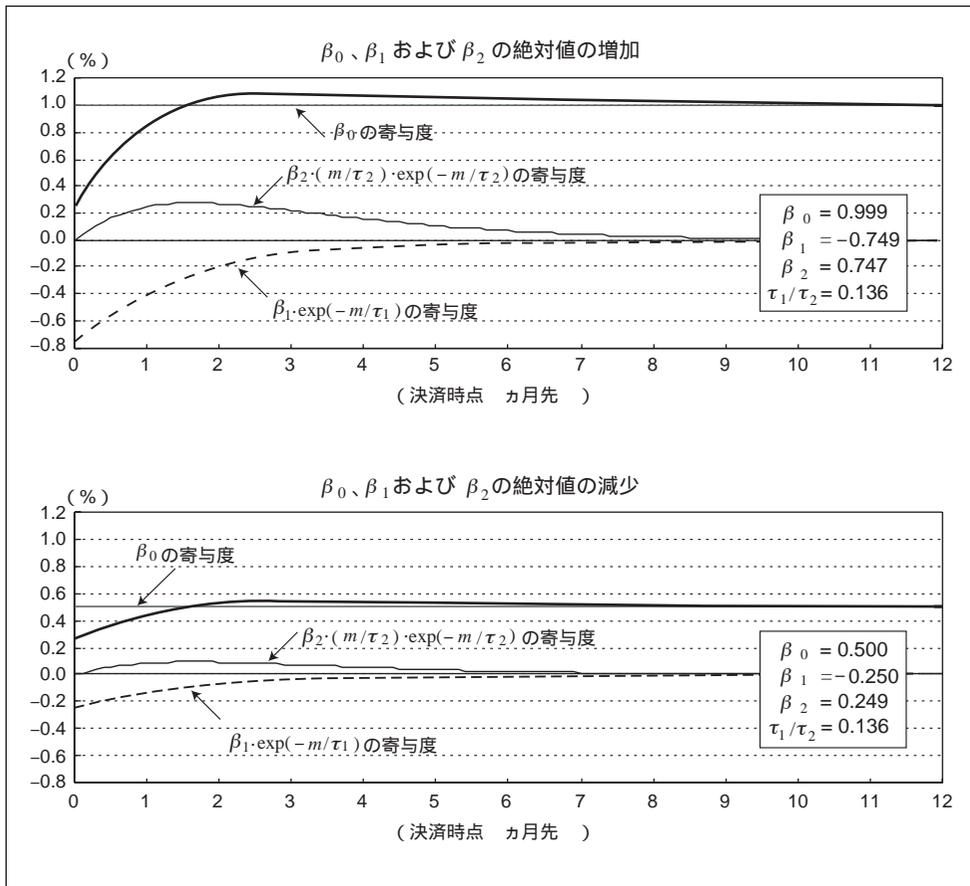
図A-1 フォーワード・レート・カーブの要因分解



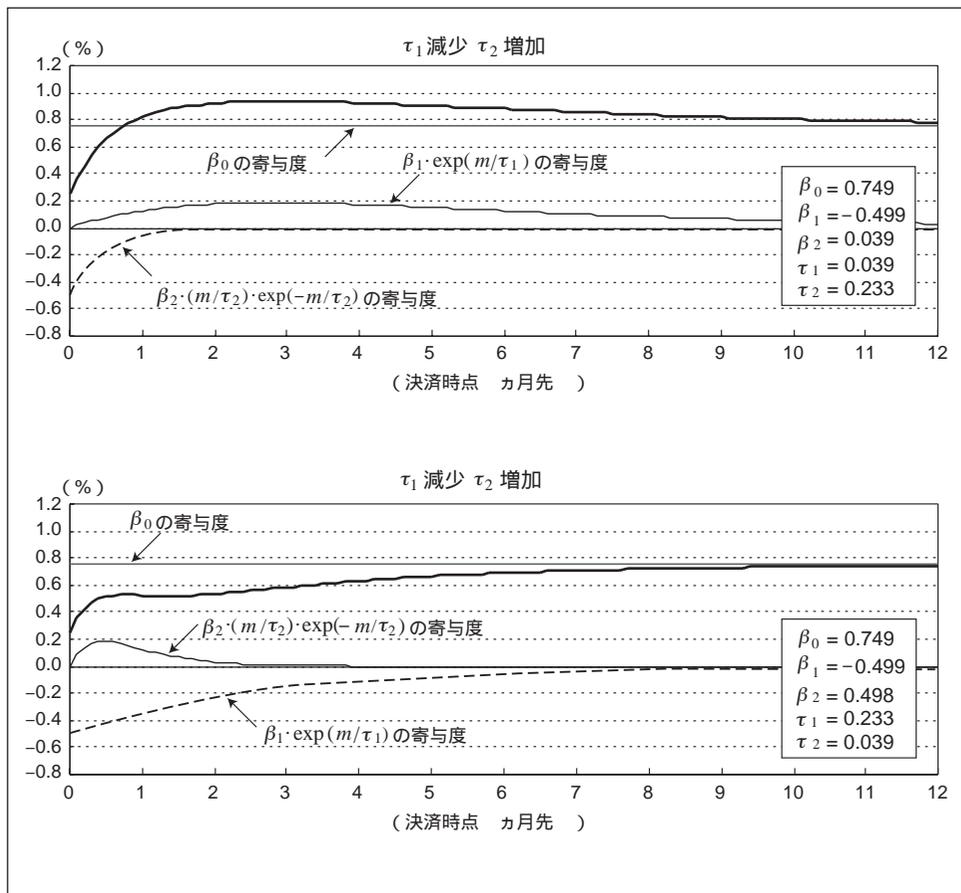
瞬間フォワード・レート・カーブは、これら3つの要素について線形の関数形となっているため、 $\beta_1$ および $\beta_2$ の符号条件が同一である限り、絶対値の減少は、増加の場合と対称的な影響をもたらす。

図A-3は、 $\beta_0$ 、 $\beta_1$ および $\beta_2$ を不変に保ったまま、 $\tau_1$ と $\tau_2$ を変化させた場合の影響を示している。一般化されたNelson and Siegel [ 1987 ] モデルが選択されたケースでは、 $\tau_1$ あるいは $\tau_2$ のいずれか一方が、0.2程度の大きな値をとり、もう一方が0.05程度の小さな値をとっている。図A-3の上段および下段はそれぞれ、 $\tau_1$ 減少(0.136 0.039)と $\tau_2$ 増加(0.136 0.233)の組み合わせおよび $\tau_1$ 増加・ $\tau_2$ 減少の組み合わせを図解している。これらの図は、 $\tau_1$ が増加(減少)すると右上がりの形状が緩やか(急)になる一方、 $\tau_2$ が増加(減少)すると、図に示したように $\beta_2$ がプラスであれば、こぶ型の収束が遅く(速く)なる。 $\beta_2$ がマイナスであれば、第3の要素はこぶ型でなくU字型を形成するが、 $\tau_2$ が増加(減少)すると同様に、こぶ型の収束が遅く(速く)なる。

図A-2 パラメータ変化の影響： $\beta_0$ 、 $\beta_1$ および $\beta_2$



図A-3 パラメータ変化の影響 :  $\tau_1$ および $\tau_2$



参考文献

- 翁 邦雄、「ゼロ・インフレ下の金融政策について 金融政策への疑問・批判にどう答えるか」<sub>1</sub>、『金融研究』第18巻第3号、日本銀行金融研究所、1999年、121～154頁
- ・小田信之、「金利非負制約下における追加的金融緩和策：日本の経験を踏まえた論点整理」<sub>1</sub>、『金融研究』第19巻第4号、日本銀行金融研究所、2000年、145～186頁
  - ・白塚重典・藤木 裕、「ゼロ金利政策：現状と将来展望 中央銀行エコノミストの視点」<sub>1</sub>、深尾光洋・吉川 洋（編）、『ゼロ金利と日本経済』第2章、日本経済新聞社、2000年、33～76頁
- 白塚重典・田口博雄・森 成城、「日本におけるバブル崩壊後の調整に対する政策対応：中間報告」<sub>1</sub>、『金融研究』第19巻第4号、日本銀行金融研究所、2000年、87～144頁
- テイラー、ジョン・B、「総括コメント」<sub>1</sub>、『金融研究』第19巻第4号、日本銀行金融研究所、2000年、211～216頁
- 山口 泰、「ゼロ金利下の金融政策：日本の経験」<sub>1</sub>、『金融研究』第19巻第4号、日本銀行金融研究所、2000年、201～207頁
- 渡辺 努、「流動性の罫と金融政策」<sub>1</sub>、『経済研究』第51巻第4号、一橋大学経済研究所、2000年、358～379頁
- 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 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,” *Economic Quarterly*, 84 (3), Federal Reserve Bank of Richmond, 1998, pp. 13-30.
- Holmström, Bengt, and Jean Tirole, “LAPM: A Liquidity-based Asset Pricing Model,” *Journal of Finance*, 56 (5), 2001, pp. 1837-1867.
- Jung, Taehum, Yuki Teranishi, and Tsutomu Watanabe, “Zero Interest Rate Policy as Optimal Central Bank Commitment,” mimeo, 2001.
- Nelson, Charles R., and Andrew F. Siegel, “Parsimonious Modeling of Yield Curves,” *Journal of Business*, 60 (4), 1987, pp. 473-489.
- Newy, Whitney K., and Kenneth D. West, “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, 55 (3), 1987, pp. 703-708.
- 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.
- Saito, Makoto, and Shigenori Shiratsuka, “Financial Crises as the Failure of Arbitrage: Implications for Monetary Policy,” *Monetary and Economic Studies*, 19 (S-1), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2001, pp. 239-270.
- Söderlind, Paul, and Lars E. O. Svensson “New Techniques to Extract Market Expectations from Financial Instruments,” *Journal of Monetary Economics*, 40 (2), 1997, pp.383-429.
- Svensson, Lars E. O., “Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson and Siegel Method,” *Sveriges Riksbank Quarterly Review* 1995 (3), pp. 13-26.

Ueda, Kazuo, "The Transmission Mechanism of Monetary Policy Near Zero Interest Rates: The Japanese Experience 1998-2000," Speech at a Conference Sponsored by the National Bureau of Economic Research, European Institute of Japanese Studies, Tokyo University Center for International Research on the Japanese Economy, and the Center for Economic Policy Research, held at the Swedish Embassy in Tokyo on September 22, 2000a.

, "Japan's Experience with Zero Interest Rate," *Journal of Money, Credit and Banking*, 32 (4), 2000b, pp. 1107-1109.