

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

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

Discussion Paper No. 2001-J-20

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

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。

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

本論文では、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

JEL 分類番号: E43, E44, E52, E58.

* 日本銀行金融研究所 (E-Mail: shigenori.shiratsuka@boj.or.jp)

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

本稿の作成にあたっては、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、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、東京大学におけるセミナー参加者、慶應大・ミシガン大コンファランス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。

目 次

1 . はじめに	1
2 . インプライド・フォワード・レートとゼロ金利政策	3
(1) ゼロ金利政策の時間軸効果	4
(2) 一般化 Nelson and Siegel (1987)モデル	6
(3) 瞬間フォワード・レートの推計	9
イ . 推計結果とその解釈	9
ロ . フォワード・レート・カーブの変化	12
ハ . フォワード・レート・カーブとターム・プレミアム	18
3 . 流動性制約とゼロ金利政策	20
(1) 流動性約の緩和を通じた金融緩和効果	20
(2) ターム・スプレッドの変化(1) : ローリング推計による検証	21
(3) ターム・スプレッドの変化(2) : 政策変更イベント分析による検証... ..	23
イ . ゼロ金利政策の開始	23
ロ . ゼロ金利政策の解除	25
4 . 1999 ~ 2000 年にかけてのゼロ金利政策からの教訓	27
(1) 1999 ~ 2000 年にかけてのゼロ金利政策の解釈	27
(2) ゼロ金利政策へのコミットの役割	28
(3) マイナスのショックの性質	29
5 . 結び	30
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	31
参考文献	34

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¹、「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²。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

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が続いている」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。

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)

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。

本論文の目的は、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³。本論文での実証結果は、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、

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>）。

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。

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。

本論文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。たとえば、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⁴。

「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。最もシンプルな純粹期待理論では、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

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・パーセント以上となるまで、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。

ものに等しくなる⁵。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。

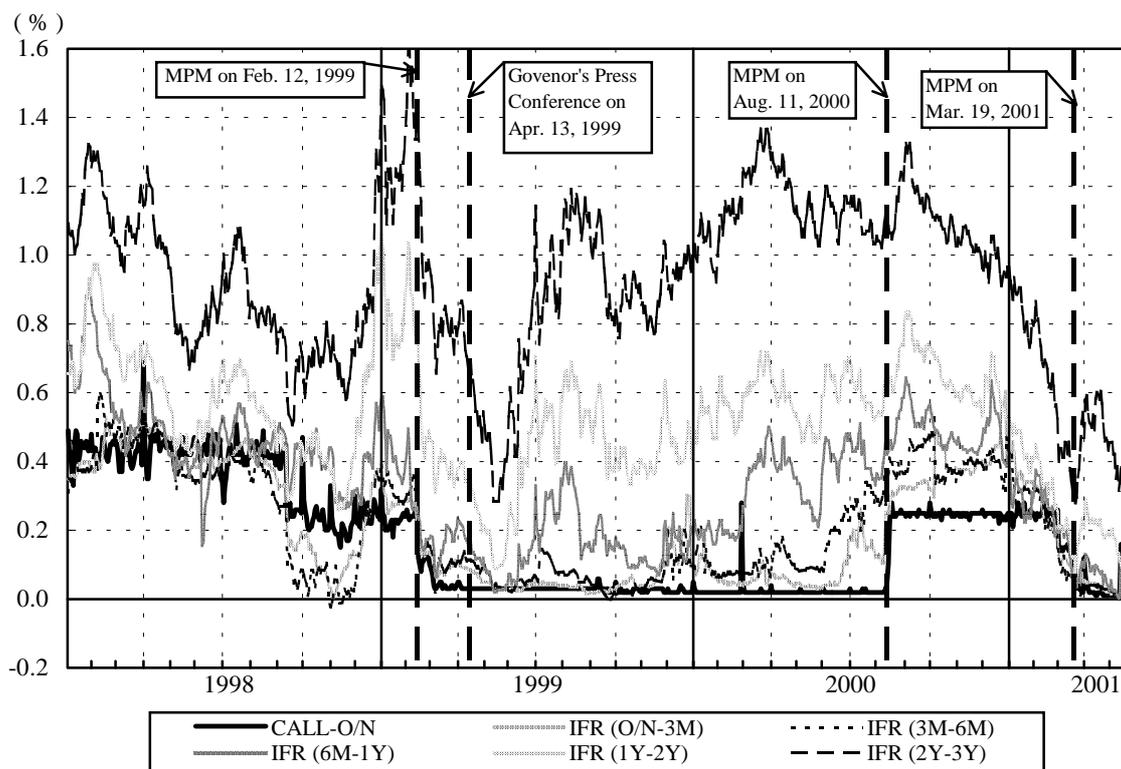
期待理論は、ゼロ金利政策が、その緩和効果について自動安定化機能を有していることを示唆している。すなわち、景気が悪化すれば、ゼロ金利解除は先に延びると市場参加者が判断し、長期金利が低下すると同時に、イールド・カーブもフラット化し、緩和効果は強まる。逆に、景気が好転すればゼロ金利解除は早まると市場参加者が判断し、長期金利が上昇するとともに、イールド・カーブはスティープ化し、緩和効果にはブレーキが効きはじめる⁶。

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年半ば以降、1年から2年にかけてのIFRが下げ止まると同時に、6ヶ月から1年にかけてのIFRが反発している。これらのIFRは、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ヶ月から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ヶ月から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ヶ月から6ヶ月にかけての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。

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、きわ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



資料： 日本銀行『金融経済統計月報』、Bloomberg

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、インプライド・フォワード・レートを使うことで、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⁷。

(2) 一般化 Nelson and Siegel (1987)モデル

本論文では、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モデルである 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。

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時に、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、たとえば Svensson [1995]を参照のこと。

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、満期 m の瞬間フォワード・レートを $r^{GNS}(m)$ と表記すると、次式のようにあらわすことができる。

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

ただし、 β_0 、 β_1 、 β_2 、 τ_1 および τ_2 は、データから推計されるパラメータであり⁸、 β_0 、 τ_1 および τ_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・レートの満期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 β_0 に等しくなることである⁹。

(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 β_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、 β_1 は本論文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、 τ_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、 β_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、 τ_2 は、第2の構成要素の中の τ_1 と同様、(1)式第3項の収束速度を調整している。

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

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=シーゲル・モデル ($r^{ENS}(m)$ と表記)は、次式であらわされ、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、本論文では、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、 β_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訳ではなく、1年程度先のフォワード・レートの期待を示している。

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、本論文の推計においては、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¹⁰。同時に、モデル $r^{EXP}(m)$ としてあらわ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・レートを $R^i(m)$ (for $i = GNS, ONS, \text{ or } EXP$)とあらわすとすると、(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。

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

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

本論文では、1998年12月1日から2000年12月29日まで期間における1ヶ月から12ヶ月物までの日本円・東京銀行間取引金利(TIBOR: Japanese yen Tokyo interbank offered rates)に注目する¹¹。この時期の日本国債市場は、Y2K問題を含む様々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。

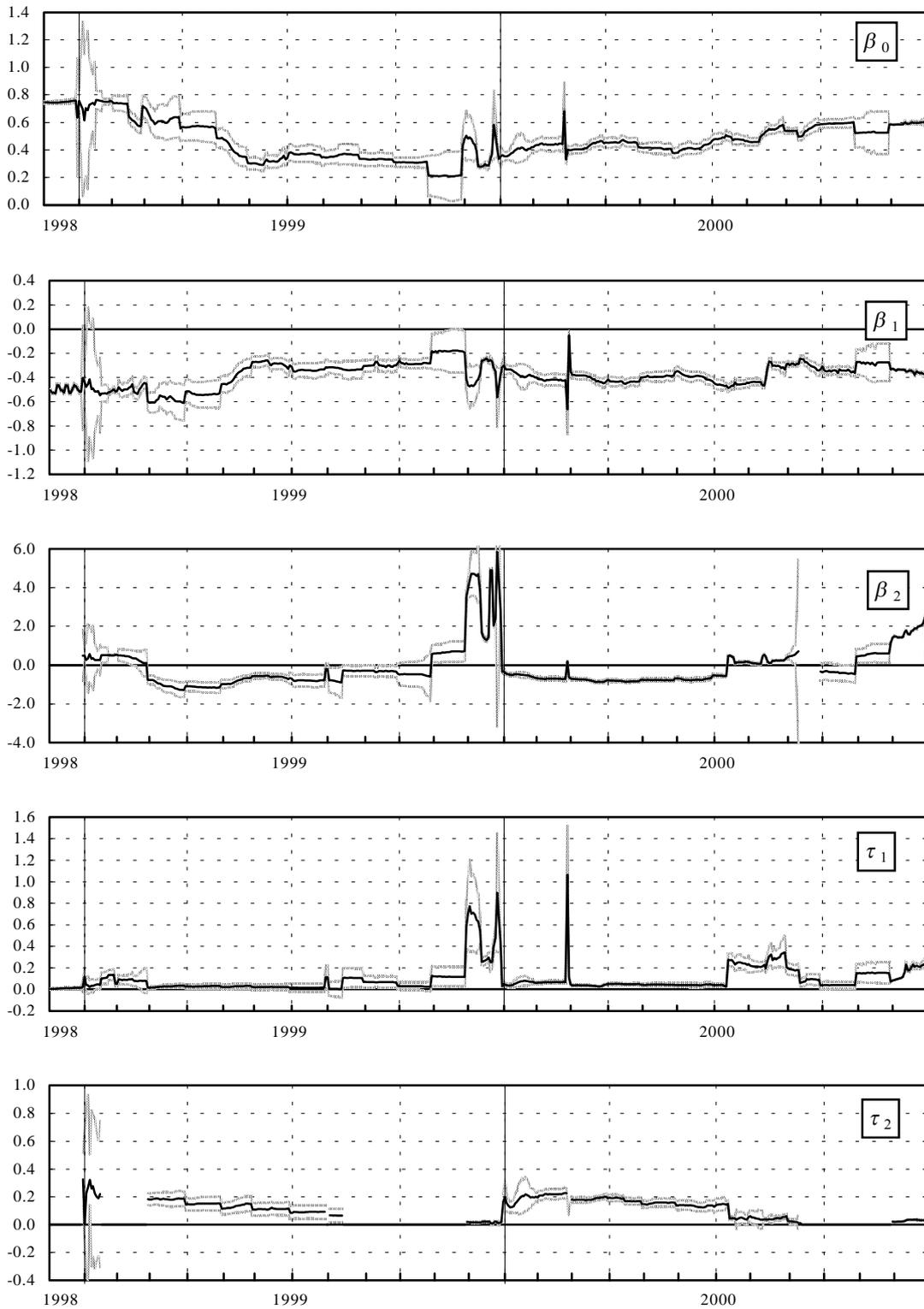
イ．推計結果とその解釈

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、満期がゼロに近付いたとき下方極限值に相当する $\beta_0 + \beta_1$ 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、 τ_1 および τ_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 β_0 、 β_1 、 β_2 、 τ_1 および τ_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。

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。

図2 推計されたパラメータ



備考： シャドーのかかった線は、それぞれ推計パラメータの信頼区間の上限・下限（推計値±標準誤差の2倍）を意味する。

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¹²。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 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、 τ_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 β_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。たとえば、 β_0 は多くの場合、0.2 から 0.8 程度の値をとっている。 β_1 は-0.7 から-0.2 程度の値をとっている。 β_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。 τ_1 および τ_2 は常にプラスの値をとるが、 τ_2 がゼロとなったときに、 τ_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、本論文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 β_0 、 β_1 、 β_2 、 τ_1 および τ_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				
	β_0	β_1	β_2	τ_1	τ_2
1999 年 2 月初	0.75	-0.50	0.46	0.09	---
1999 年 3 月初	0.60	-0.57	-1.00	0.03	0.18
1999 年 4 月初	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	---

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。

ロ．フォワード・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。

（ゼロ金利政策の開始：1992 年 2～6 月）

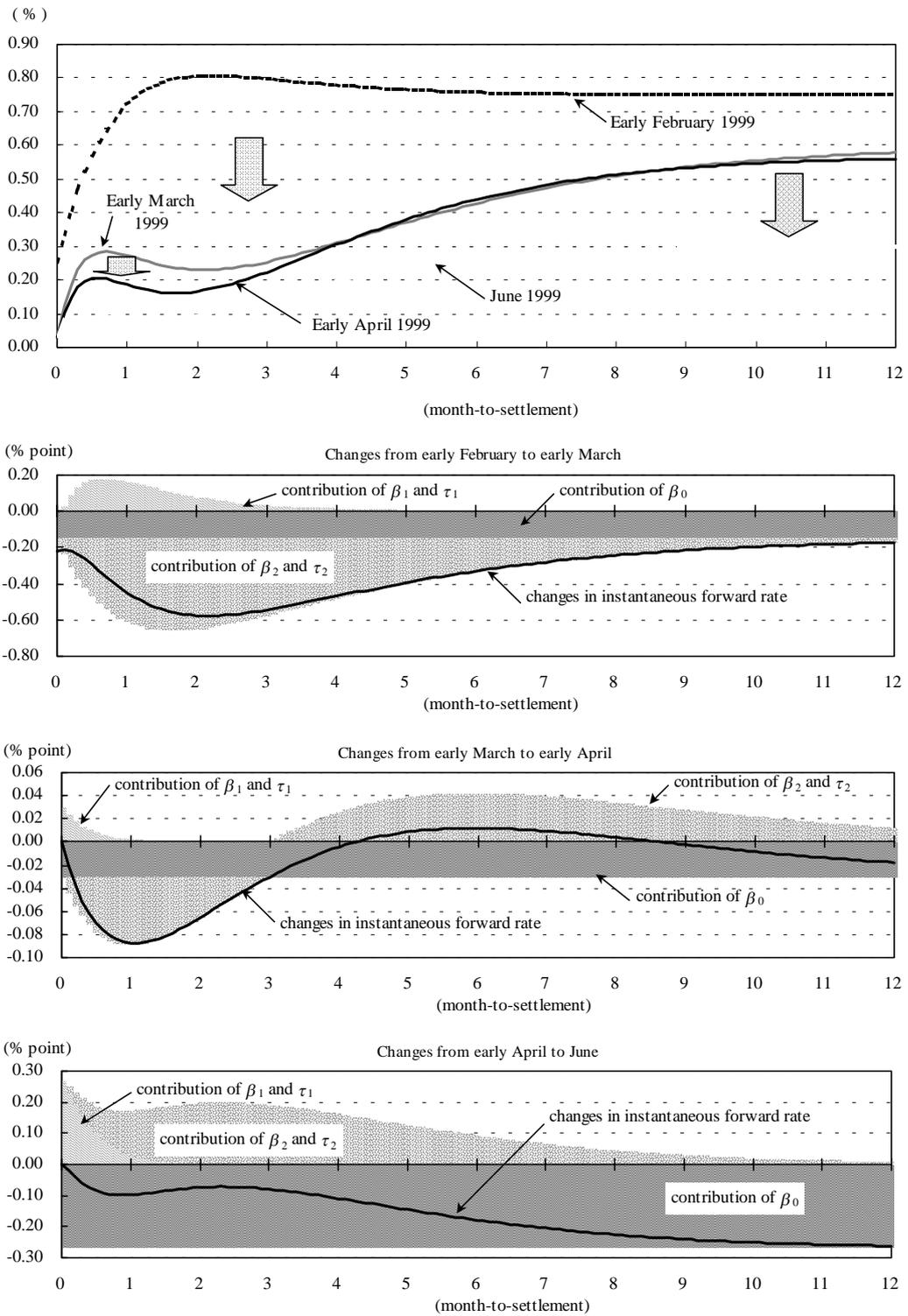
まず、1999 年 2 月のゼロ金利政策開始前後の期間に注目する。図 3 上段は、ゼロ金利政策開始前後における典型的な瞬間フォワード・レート・カーブの概念図である。なお、図の横軸は、フォワード・レートの決済時点までの期間を月単位で、また、縦軸は瞬間フォワード・レートの大きさをパーセント単位でそれぞれ表示している。ゼロ金利政策開始後、瞬間フォワード・レート・カーブは、「Early February 1999」とのラベルを付した線から「Early March 1999」とのラベルを付した線まで下方へシフトしている。「Early March 1999」との瞬間フォワード・レート・カーブは、1999 年 3 月に 1998 年度末における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（「Changes in instantaneous forward rate」とのラベルを付した実線）を β_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¹³。

図 3 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、 β_0 の 0.75 から 0.6 への低下による下方への平行シフト（「contribution of β_0 」というラベルを付した要素）および β_2 の 0.46 から -1.00 への低下による U 字型の形成（「contribution of β_2 and τ_2 」）の 2 要素によって説明されることを示している。この間、 β_1 と τ_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（「contribution of β_1 and τ_1 」）。この要素が、図 3 の上段のパネルにおいて、「Early March 1999」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 年度末を超える流動性需要を反映したこぶ型を作り出している。

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。

図3 フォワード・レート・カーブ(1):
ゼロ金利政策の開始前後の時期



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「Early April 1999」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、「contribution of β_1 and τ_1 」とのラベルが付された第2の要素によるプラスの寄与度がほぼ消滅する一方、「contribution of β_2 and τ_2 」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」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ヶ月から12ヶ月の期間において顕著である。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（「contribution of β_0 」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、「contribution of β_2 and τ_2 」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。

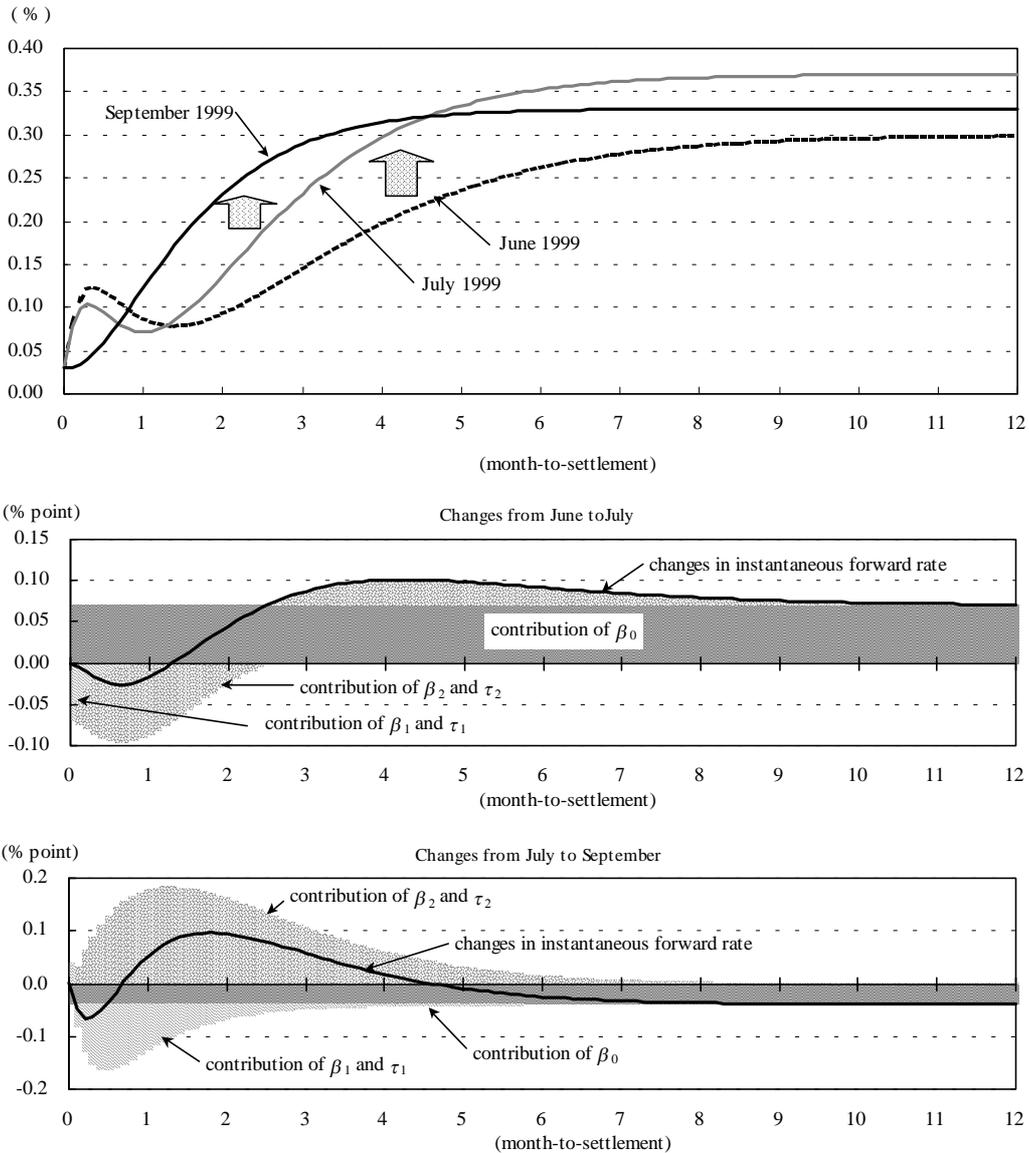
（ゼロ金利政策へのコミットメント効果の浸透：1999年6～9月）

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ヶ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ヶ月先から6ヶ月先については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、「contribution of β_2 and τ_2 」とのラベルで示された中期レンジのこぶ型が、「contribution of β_1 and τ_1 」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(2)：
ゼロ金利政策のコミットメント浸透後の時期

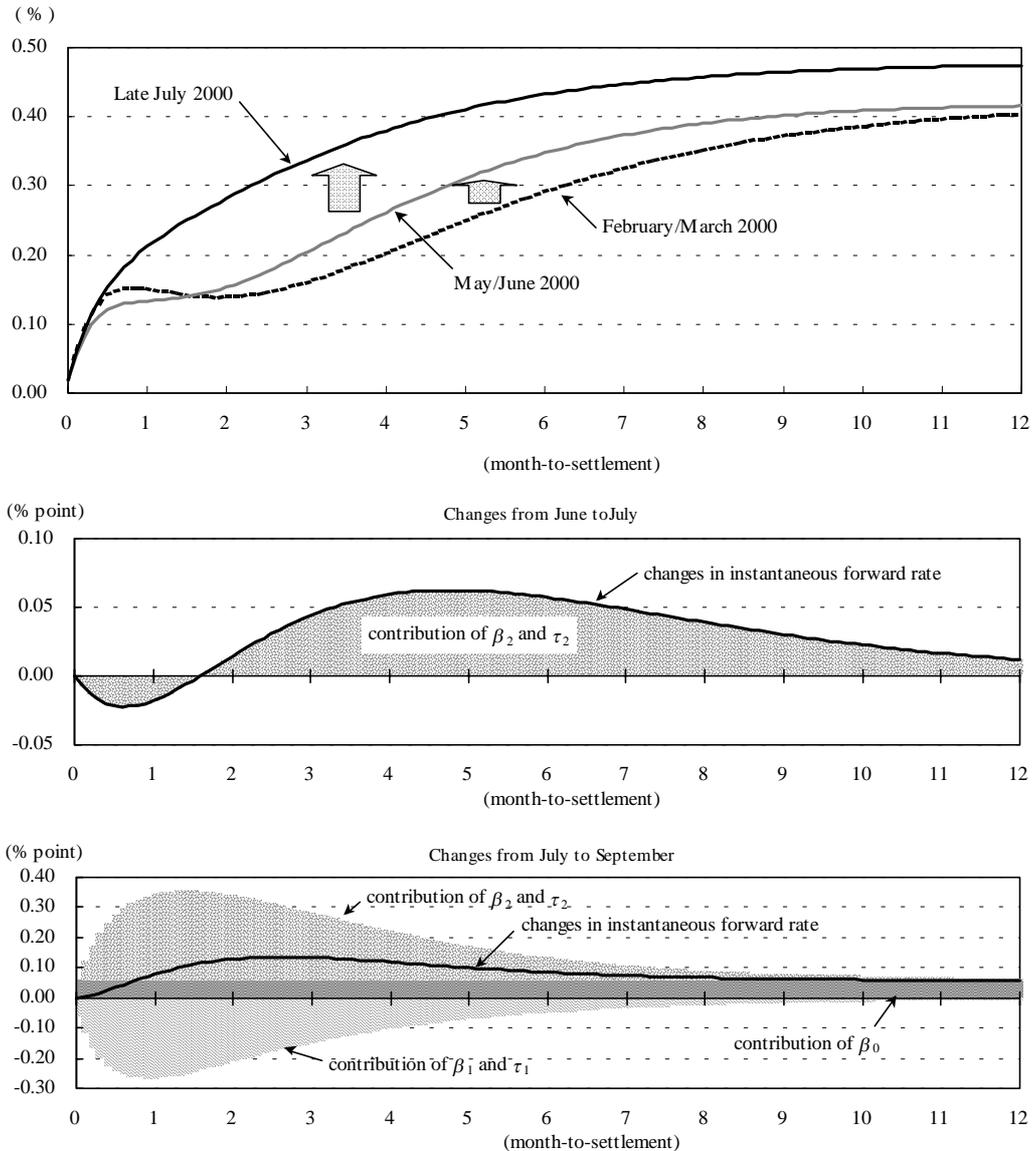


(ゼロ金利政策の解除予想の高まり：2000年2～7月)

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問題混乱から安定を取り戻している(図5上段の「February/March 2000」)。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「May/June 2000」)、特に、3ヶ月先から1年先にかけてのレートが上昇している(図5の中段)。

図5 フォワード・レート・カーブ(3)：
ゼロ金利政策解除の期待が高まった時期



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ヶ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「Late July 2000」）。ゼロ金利政策は、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。

(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してみる。

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ヶ月先から3ヶ月先で一段の上方シフトがみられている。

**図6 フォワード・レート・カーブ(4)：
ゼロ金利政策の解除前後の時期**

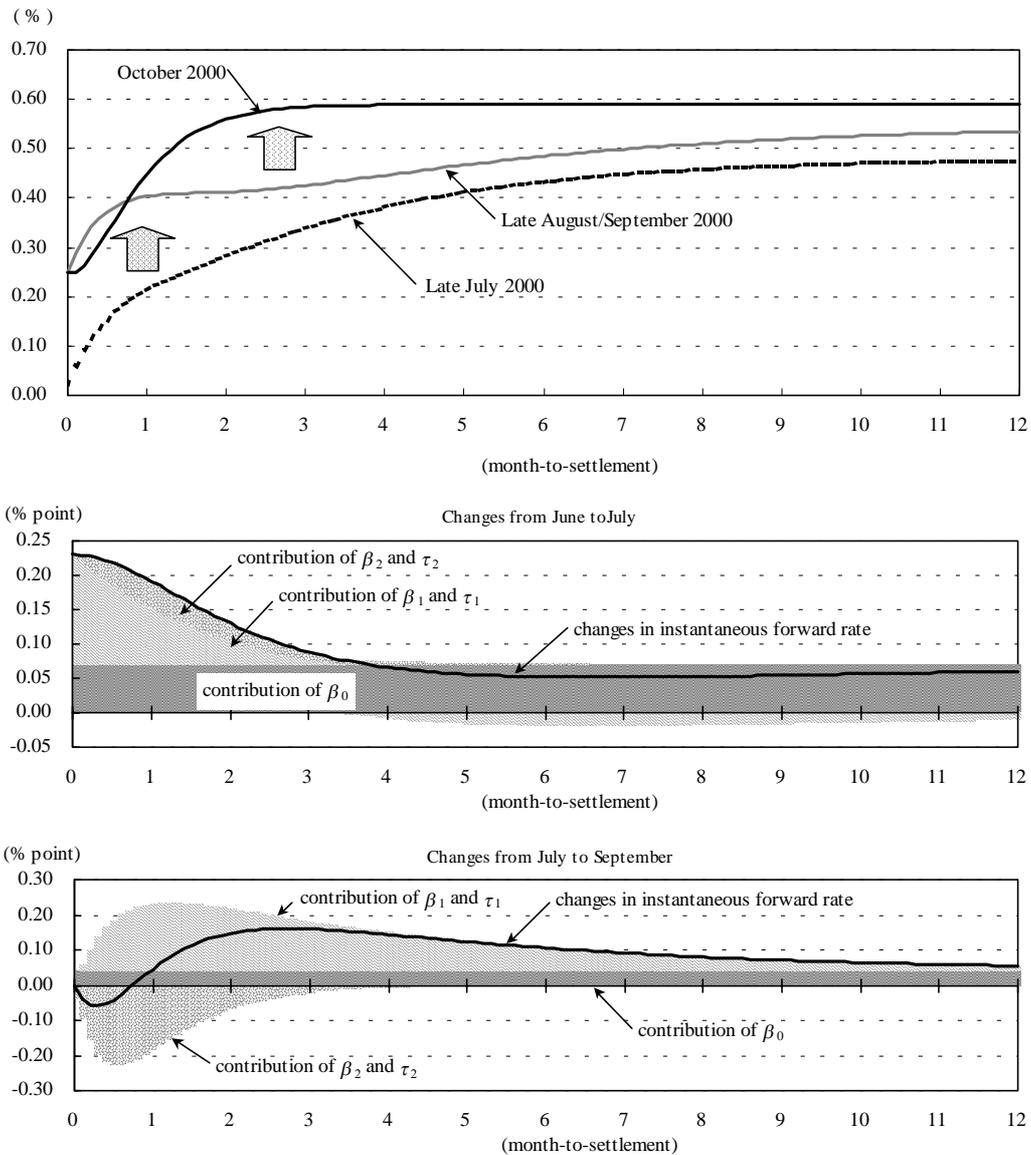


図 6中段は、瞬間フォワード・レート・カーブの形状に対するゼロ金利政策解除影響が、初期の時点では、最も期近な部分に集中していることを示している。これは、主として、日本銀行のオーバーナイト金利の誘導水準が、実質ゼロから 0.25 パーセントへ上昇したことから生じている。同時に、1 年先を超える長めの金利も若干上昇しているようにみえる。

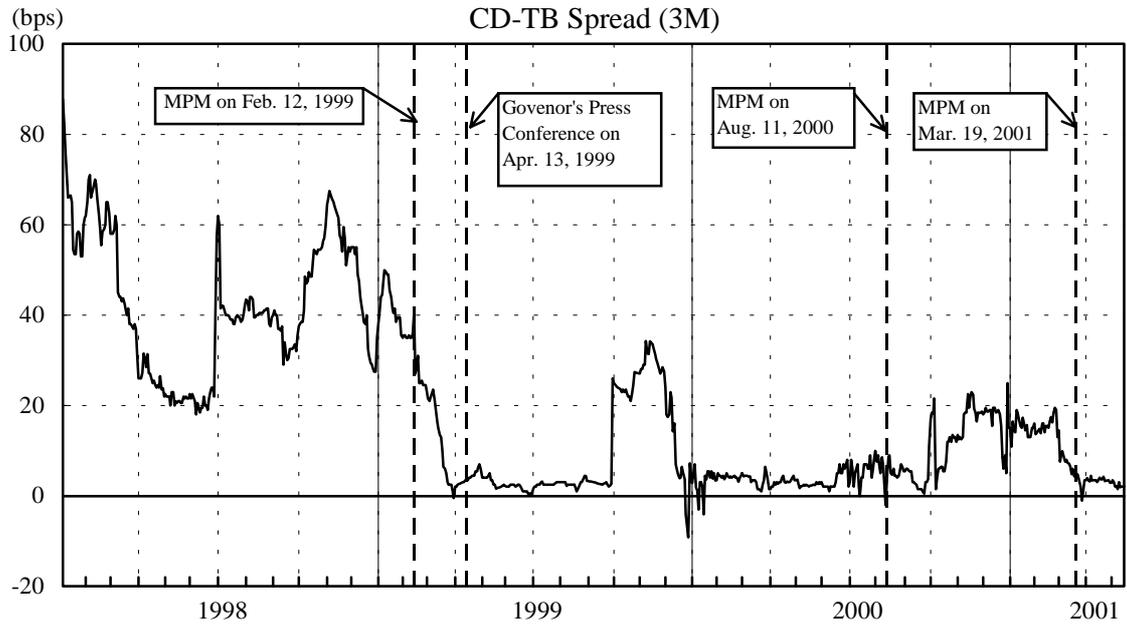
10 月には、2001 年初に予定されていた即時グロス決済システム (RTGS: real time gross settlement system) の導入を控え、瞬間フォワード・レート・カーブは、2 ヶ月先から 3 ヶ月先のレンジでさらに上昇している。しかしながら、12 ヶ月先程度の瞬間フォワード・レートがごくわずかしか上昇しておらず、大枠として低金利政策が続くとの期待は不変であったと考えられる。

ハ．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。

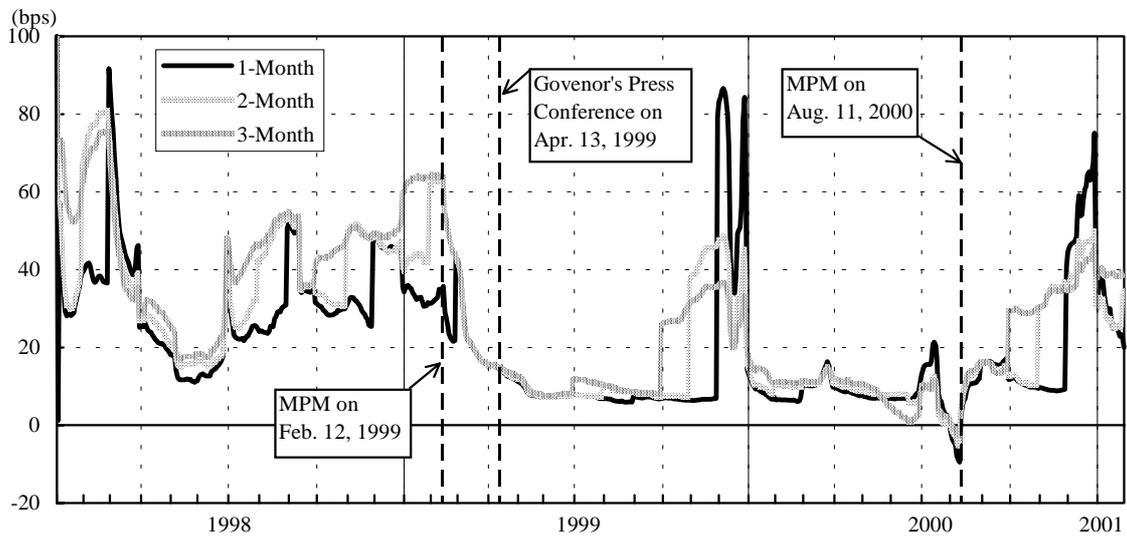
もし邦銀の直面していた流動性制約がバインディングであったすれば、ゼロ金利政策とその時間軸効果の有効性を考えるうえで、流動性制約の影響を検証しておく必要がある。実際、金融機関に対するクレジット・スプレッドとして、CD レートと TB レートの 3 ヶ月物スプレッドをみると、図 7のとおり、1999 年 2 月のゼロ金利政策開始直後に大きく低下しており、金融機関に対する外部資金調達プレミアムが顕著に縮小していることがわかる。この間、図 8に示したとおり、日本円 TIBOR のターム物金利とそれに対応する期間の平均オーバーナイト金利の差として定義されるターム・スプレッドも、顕著に縮小している。

図7 クレジット・スプレッド



資料： 日本銀行『金融経済統計月報』、Bloomberg

図8 ターム・スプレッド



資料： 日本銀行『金融経済統計月報』、Bloomberg

上述した図は、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¹⁴。

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]で指摘されたように、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 [1998]が指摘しているように、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では、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

¹⁴ この意味では、ターム・スプレッドの低下が、 β_0 の推計値を低下させた可能性も考えられる。

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¹⁵。

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）に注目したイベント分析を行う。これらの分析において、ターム・スプレッドは、1、2、3ヶ月物日本円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(1)：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¹⁶。

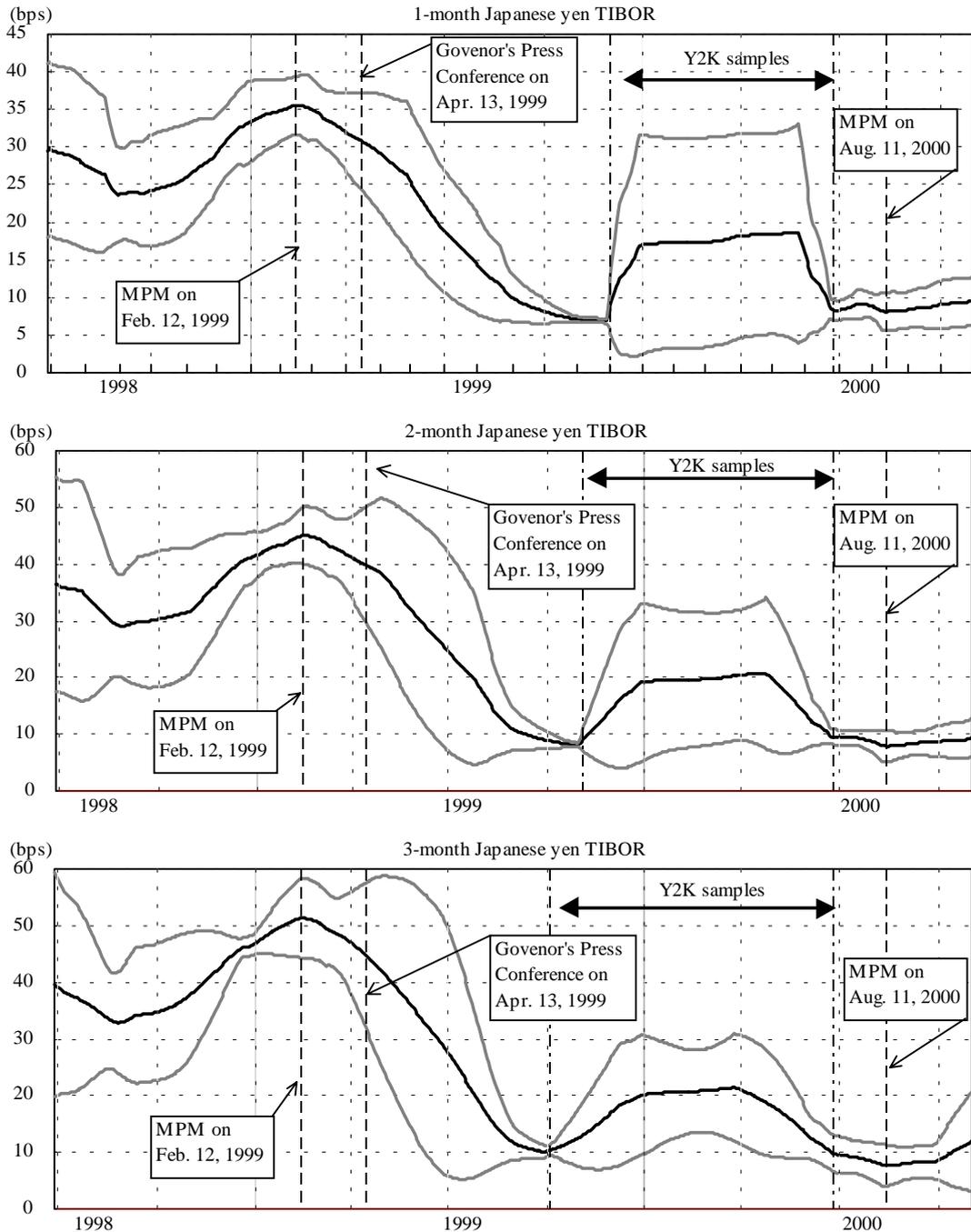
$$TS_t = \alpha + \varepsilon_t, \quad (8)$$

ただし、ここで、 α および ε_t はそれぞれ定数項および誤差項をあらわす。図9は、 α の推計値（実線）および α 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パーセント信頼区間の上限・下限（うすい線）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。

¹⁵ Holmström and Tirole (1998)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、もっともよくあてはまる。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、純粹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。

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、パーティレット・ウィンドウを採用し、1、2、3ヶ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



備考： 1. ローリング推計は、120 営業日のサブサンプルを使って行った。なお、横軸の各時点は、サブサンプルの終期を示す。
 2. シャドーのかかった線は、それぞれ推計値の信頼区間の上限・下限（推計値±標準誤差の $t_{0.025}$ 倍）を意味する。標準誤差は、Newy and West [1987]の手法によって、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 ヶ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。また、これらラグ次数は、各ターム物取引における営業日数の重複にほぼ対応している。

この図からは、ゼロ金利開始後、とくに 1999 年 4 月 12 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。

(3) ターム・スプレッドの変化(2)：政策変更イベント分析による検証

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)式を使ったイベント分析により検討する。

イ．ゼロ金利政策の開始

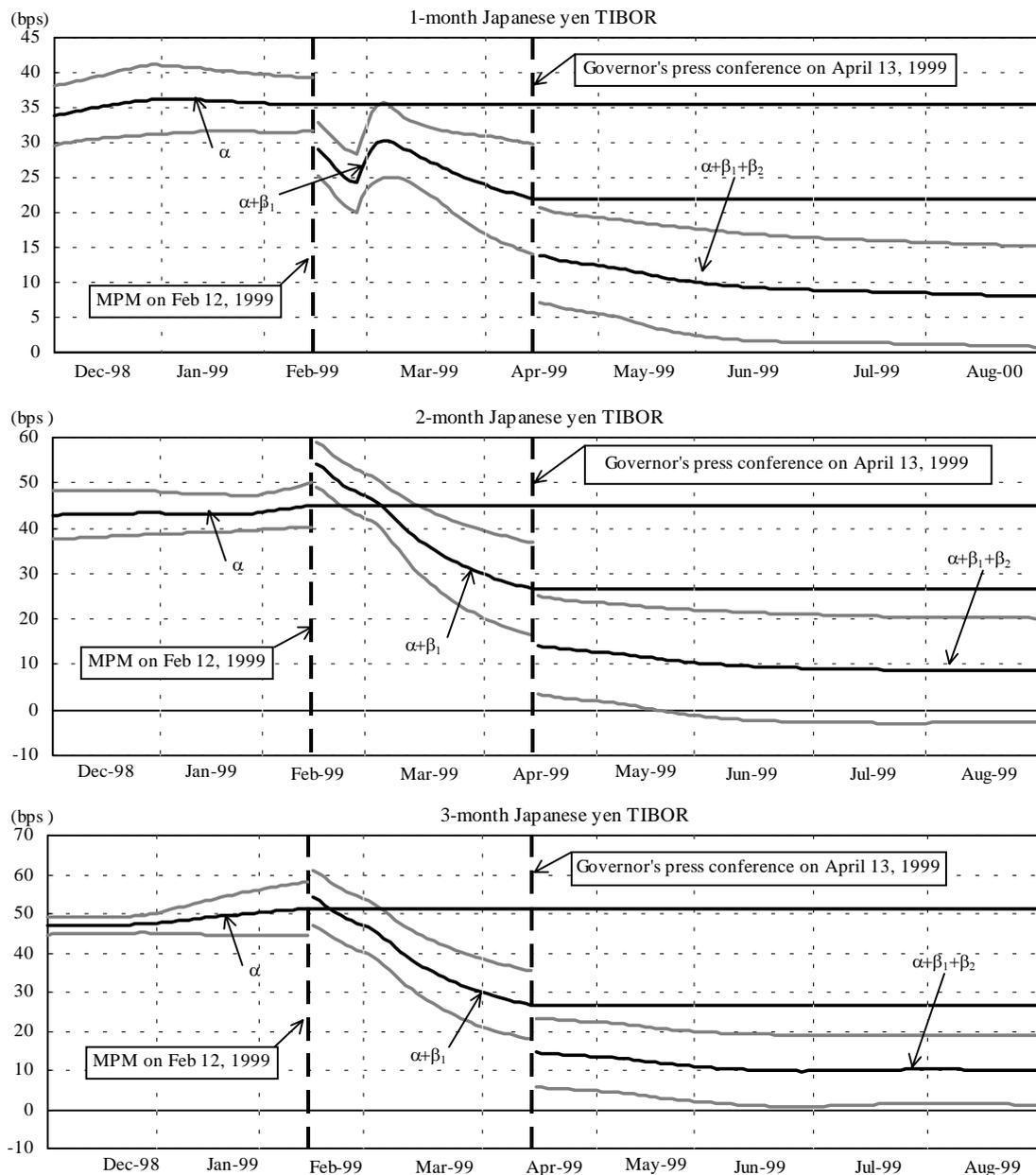
まず、ゼロ金利政策開始前後の期間に注目し、1999 年 2 月 12 日および 4 月 13 日の政策変更が、ターム・スプレッドにおよぼした影響を検証する。

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 ヶ月物日本円 TIBOR に関する α 、 β_1 および β_2 の推計値およびその 95 パーセント信頼区間を示している。

図10 ターム・スプレッドのイベント分析(1)：ゼロ金利政策の開始



備考：シャドーのかかった線は、それぞれ推計値の信頼区間の上限・下限（推計値±標準誤差の $t_{0.025}$ 倍）を意味する。標準誤差は、Newy and West [1987]の手法によって、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、バートレット・ウィンドウを採用し、1、2、3ヶ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。また、これらラグ次数は、各ターム物取引における営業日数の重複にほぼ対応している。

図10をみると、2ヶ月物および3ヶ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ヶ月物に関する

るターム・スプレッドは、1998年度末（1999年3月末）を超える流動性不足の懸念から3月始めに拡大している。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ヶ月物すべてについて、さらに縮小している。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ヶ月物と3ヶ月物ではほぼゼロ、2ヶ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。

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。

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

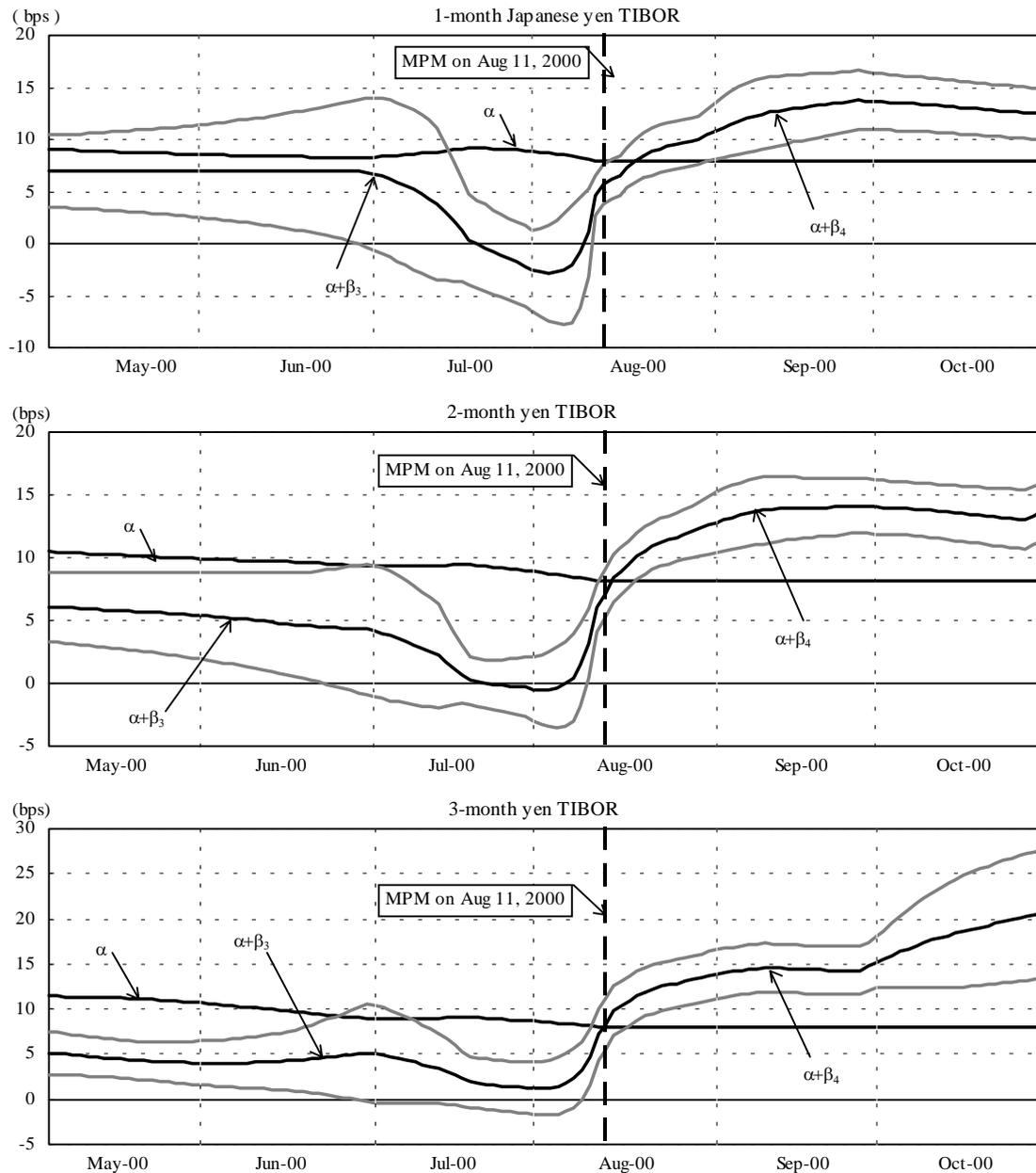
同様に、2000年8月11日以降の期間について、サンプル期間を当初の2000年2月1日から8月12日までの期間から1日ずつ延長し、次の(11)式を推計した。

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

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パーセント信頼区間の上限・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にみられたような脆弱な金融環境での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。

図11 ターム・スプレッドのイベント分析(2)：ゼロ金利政策の解除



備考：シャドーのかかった線は、それぞれ推計値の信頼区間の上限・下限（推計値±標準誤差の $t_{0.025}$ 倍）を意味する。標準誤差は、Newy and West [1987]の手法によって、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、バートレット・ウィンドウを採用し、1、2、3ヶ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。また、これらラグ次数は、各ターム物取引における営業日数の重複にほぼ対応している。

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ヶ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。

4 . 1999 ~ 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 ~ 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の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おかれる。

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 [1998]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ッシュ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¹⁷。ゼロ金利政策の期間における短期金融市場へ

¹⁷ Holmström and Tirole [1998]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

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 [1998]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¹⁸。

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¹⁹。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。たとえば、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

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。

¹⁸ 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。

¹⁹ 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きわめて難しい。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。

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ための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、引き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。

(3) マイナスのショックの性質

本論文での実証結果は、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。

たとえば、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²⁰。

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、必ずしも適切ではない。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、たとえば、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²¹。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²²。

5 . 結び

本論文では、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

²⁰ 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。

²¹ 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。

²² 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/koen066.htm>)を参照のこと。

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あらわれた、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間の波及メカニズムが機能しない状況の中で、金融システム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との、通常の政策運営の延長であるとの標準的な解釈から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²³。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。

本論文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。

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

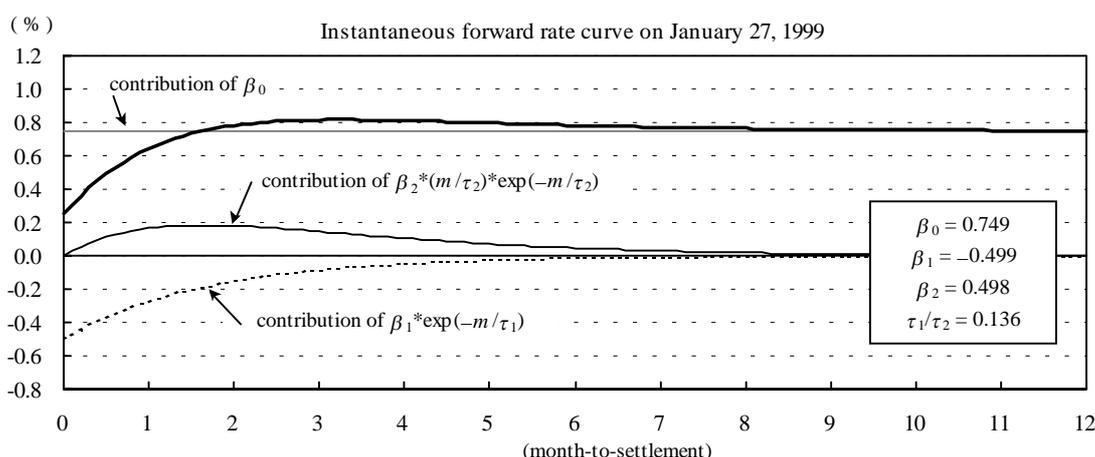
補論では、1999 年 1 月 27 日のデータを使ったフォワード・レート・カーブの推計結果を使って、パラメータの大きさの変化が、フォワード・レート・カーブの形状にどのような影響を直観的に解説する。なお、推計パラメータは、 $\beta_0 = 0.749$ (s.e. = 0.011)、 $\beta_1 = -0.499$ (s.e. = 0.011)、 $\beta_2 = 0.498$ (s.e. = 0.011) および $\tau_1 = \tau_2 = 0.136$ (s.e. = 0.026) である。

図 A-1では、瞬間フォワード・レート・カーブを、 β_0 、 $\beta_1 \cdot \exp(-m/\tau_1)$ および

²³ 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。

$\beta_2 * (-m/\tau_2) * \exp(-m/\tau_2)$ の3つの要素に分解している。第1の要素の β_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 $\beta_1 * \exp(-m/\tau_1)$ は、指数関数となる。 β_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、 τ_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 $\beta_2 * (-m/\tau_2) * \exp(-m/\tau_2)$ は、瞬間フォワード・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、 β_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。 τ_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。

図 A-1 フォワード・レート・カーブの要因分解



τ_1 と τ_2 を不変に保ったまま、 β_0 、 β_1 および β_2 の絶対値を変化させたフォワード・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、 β_0 、 β_1 および β_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、 β_0 の絶対値上昇は、瞬間フォワード・レート・カーブの上方平行移動、また、 β_1 および β_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。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、 β_1 および β_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-2 パラメータ変化の影響 (1): β_0 、 β_1 および β_2

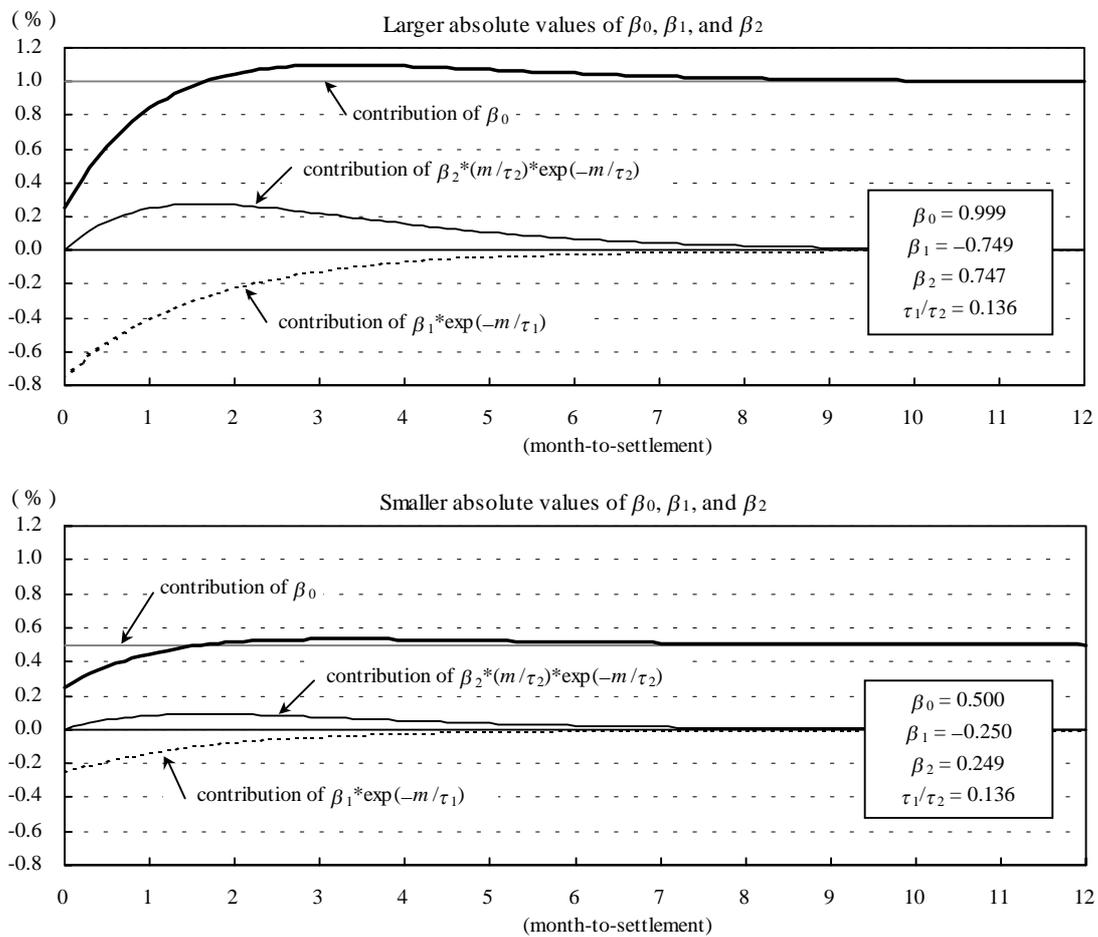
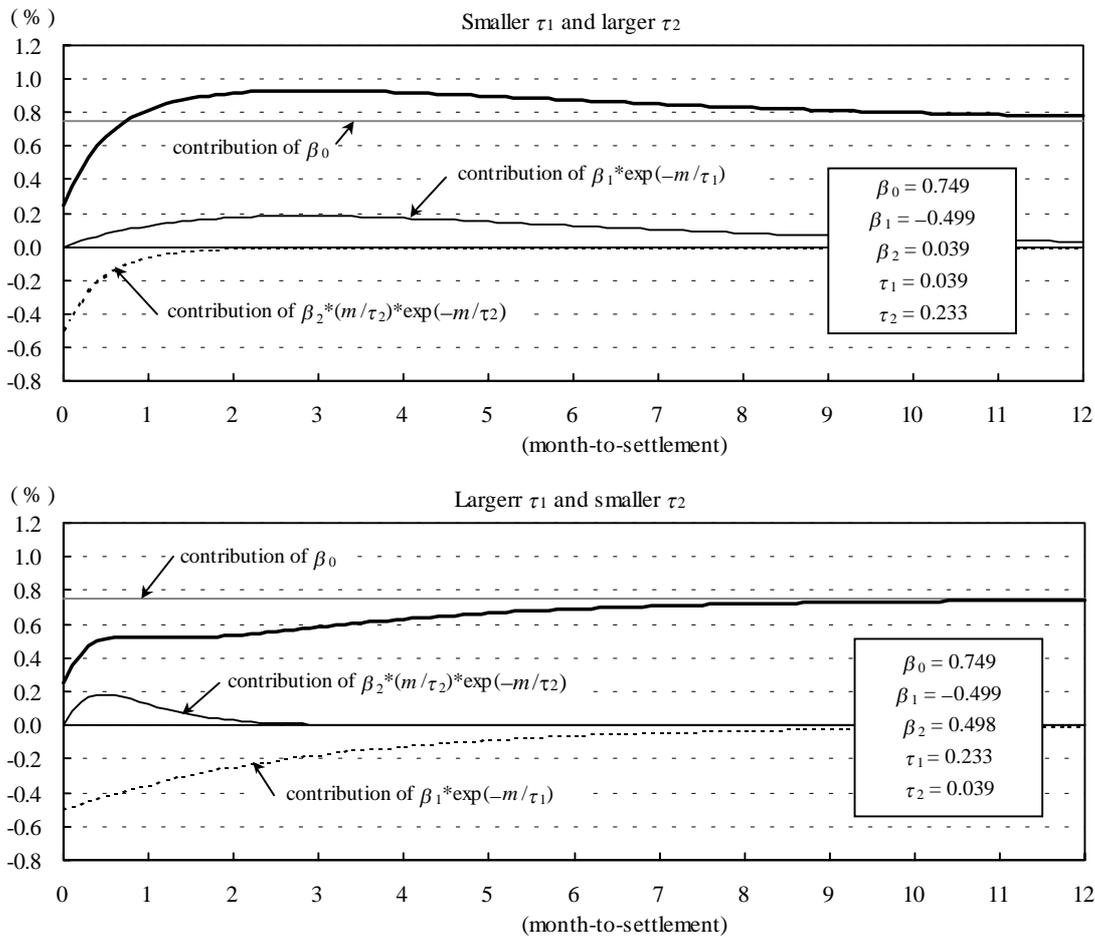


図 A-3は、 β_0 、 β_1 および β_2 を不変に保ったまま、 τ_1 と τ_2 を変化させた場合の影響を示している。一般化された Nelson and Siegel [1987]モデルが選択されたケースでは、 τ_1 あるいは τ_2 のいずれか一方が、0.2 程度の大きな値をとり、もう一方が 0.05 程度の小さな値をとっている。図 A-3の上段および下段はそれぞれ、 τ_1 減少 (0.136 \rightarrow 0.039) と τ_2 増加 (0.136 \rightarrow 0.233) の組み合わせおよび τ_1 増加・ τ_2 減少の組み合わせを図解している。これらの図は、 τ_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、 τ_2 が増加 (減少) すると、図に示したように β_2 がプラスであれば、こぶ型の収束が遅く (速く) なる。 β_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、 τ_2 が増加 (減少) すると同様に、こぶ型のの収束が遅く (速く) なる。

図 A-3 パラメータ変化の影響 (2) : τ_1 および τ_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」、『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」、『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」、『ゼロ金利と日本経済』第 2 章、日本経済新聞社、2000 年、33～76 頁

_____・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」、『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」、『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」、『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」、『経済研究』第 51 巻第 4 号、一橋大学経済研究所、2000 年、358～379 頁

Campbell, John Y., Andrew W. Lo and Craig A. MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, 1997.

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.

Dahlquist, Magnus, and Lars E. O. Svensson, “Estimating the Term Structure of Interest Rates for Monetary Policy Analysis,” *Scandinavian Journal of Economics*, 98 (2), 1996, pp. 163-183.

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, Holmström, Bengt, and Jean Tirole, “LAPM: A Liquidity-based Asset Pricing Model,” NBER Working Paper Series 6673, 1998.

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.

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.

Shiller, Robert J., “The Term Structure of Interest Rates,” Chapter 13 in B. M. Friedman

and F. H. Hahn eds., *Handbook of Monetary Economics*, vol. I, Elsevier Science Publishers B. V., 1990, pp. 627-722.

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.

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.