

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、1998年3月から2003年2月までの月次データを使ってイールド・カーブの動きを分析し、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。しかしながら分析対象期間内において時間軸効果のみでは、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らなかったというものである。

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、瞬間フォワード・レート・カーブ、拡張ネルソン＝シーゲル・モデル

本稿はOkina and Shiratsuka [2003a, b] の2つの英文論文を統合し、日本語化したものである。本稿の作成に当たっては、ウィリアム・ガビン、ケネス・カットナー、齊藤 誠、ピエール・シクロス、マイケル・ハチソン、渡辺 努の各氏、国際通貨基金、米国連邦準備制度理事会、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、クラレモン＝マッキナ・カレッジ・ワークショップ参加者、CESifoベニス・サマー・インスティテュート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、稲田将一氏から、データ処理について支援を受けた。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。

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

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

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¹。

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なかで、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（1998年以降の日本銀行による政策変更の概要については、表1を参照）。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月中央にオーバーナイト・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、消費者物価指数（CPI：consumer price index）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パーセントを下回る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。

1 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。

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誘導金利引下げ (0.25 0.125%) および公定歩合引下げ (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	当座預金残高目標値引上げ (5 6兆円)
R2	(2001年 9月11日)	9・11ショック
	2001年 9月18日	当座預金残高目標値引上げ (6兆円 6兆円超)
F	2001年 12月19日	当座預金残高目標値引上げ (6兆円超 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	当座預金残高目標値引上げ (10~15 5~20兆円)

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²。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、広く使われているが、本稿では、翁・白塚・藤木 [2000]、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。

2 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。

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なかで、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、彼らは、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なか、経済全体へは及んでいない、としている。

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いうものである。

こうしたわが国の金融政策に関する実証結果を踏まえ、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・カーブ全体の動きを分析することを通じ、時間軸効果に焦点を当てる。そのために、具体的には次のような2段階のアプローチをとる³。第1段階として、同一営業日における異なる満期のスポット・レートに対して円滑化手法を適用し、フォワード・レート・カーブを推計する。また、その推計結果を使って、時間軸効果に関する指標を構築する。さらに第2段階として、イールド・カーブの形状や時間軸効果に関する指標の時間を通じた変化を分析し、時間軸効果の影響を検証する。

こうした分析においては、実体経済活動と政策行動の相互作用について、フォワード・ルッキングな視点から、検討していくことが重要である。景気が悪化すれば、コミットメントの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、景気が好転すればコミットメントの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・カーブはスティーブ化し、緩和効果にはブレーキが効きはじめる。こうした視点からみると、日本銀行は、将来の金融政策の経路に関する市場参加者の期待を、スムーズに形成するよう努めていくことがきわめて重要である。

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、

3 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採用している。他方、前者のアプローチをとっている例としては、丸茂ほか [2003] がある。

データとイールド・カーブおよび時間軸効果指標の推計結果を報告する。4節は、3節での推計結果をもとに、イールド・カーブの形状変化の分析を通じて、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。

結論を予め手短に先取りすると、本稿で分析対象とした期間（1998年3月～2003年2月）については、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、低成長下において、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。この期間におけるデフレ長期化の期待は、大きく低下した長期金利に最もよく表れている。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、金融市場が予想していたことを示している。

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。そのうえで、イールド・カーブ・モデルの推計結果をもとに、時間軸効果を捕捉する指標をどのように構築するかを検討する。

(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いえない。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った。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きた。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きた。

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。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⁴。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（不確実性にとも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⁵。

(2) 拡張ネルソン = シーゲル・モデル

イ．定式化

本稿では、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⁶。

このモデルは、単純かつ簡便、スムーズ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という利点を持つ。無論、裁定の意思決定のためのファイナンスの手法による分析のように、他の目的のためには、特定時点におけるより高い精度が求められることもある。ただし、こうしたファイナンス分析における高い精度の要求は、やや長いタイムスパンでは推計結果の不安定化につながりやすい。他方、推計結果を時系列的に比較するといった金融政策分析上の要求からは、推計結果の頑健性がきわめて重要である。単純な関数形は精度を多少低下させるかもしれないが、より頑健な推計結果をもたらしてくれると期待される。

いま、 m 時点において決済時点を迎える瞬間フォワード・レート・カーブ（IFRカーブ：instantaneous forward rate curve）を $r(m)$ とすると、その定式化は、次式のとおりである。

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

ただし、 β_0 、 β_1 、 β_2 、 β_3 、 τ_1 および τ_2 は、データから推計される推計値で、 β_0 、 τ_1 および τ_2 はプラスの符号条件が期待される。

(1)式で示されたIFRカーブは、4つの項を含んでいる。第1項は、定数項 β_0 である。第2項は、 $\beta_1 \cdot \exp(-m/\tau_1)$ の指数関数である。 β_1 がマイナス（プラス）の値をとるとき、IFRカーブの短期ゾーンは右上がり（右下がり）の形状を作り出す。また、

4 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。

5 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。

6 (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4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。

τ_1 が大きな（小さな）値をとると、指数関数的な効果が徐々に（速やかに）減衰する。第3項は、 $\beta_2 \cdot (m/\tau_1) \cdot \exp(-m/\tau_1)$ で、 β_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。第4項は $\beta_3 \cdot (-m/\tau_2) \cdot \exp(-m/\tau_2)$ で、 β_3 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。 τ_2 は、第2項、第3項の τ_1 同様、第4項の収束速度をコントロールしている。

満期 m のスポット・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き、極限值がそれぞれ $\beta_0 + \beta_1$ および β_0 となることが指摘できる。推計に際しては、フォワード・レートとスポット・レートの満期がゼロに近づくとき、極限值が $\beta_0 + \beta_1$ となることを活用し、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。次節でみるように、この制約条件によって、名目金利の非負制約が推計結果に影響を及ぼす事態は回避されている。また、フォワード・レートとスポット・レートの満期が無限大に近づくとき、極限值が β_0 という一定値をとるという特性は、時間軸指標の1つを構築するのに用いる。

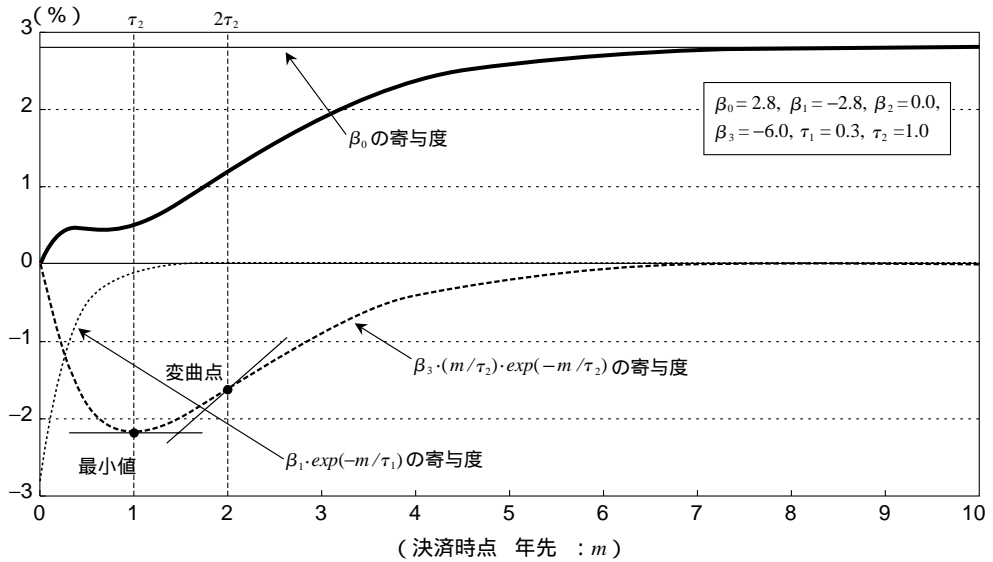
ロ．拡張ネルソン＝シーゲル・モデルにおけるパラメータ変化の影響

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。

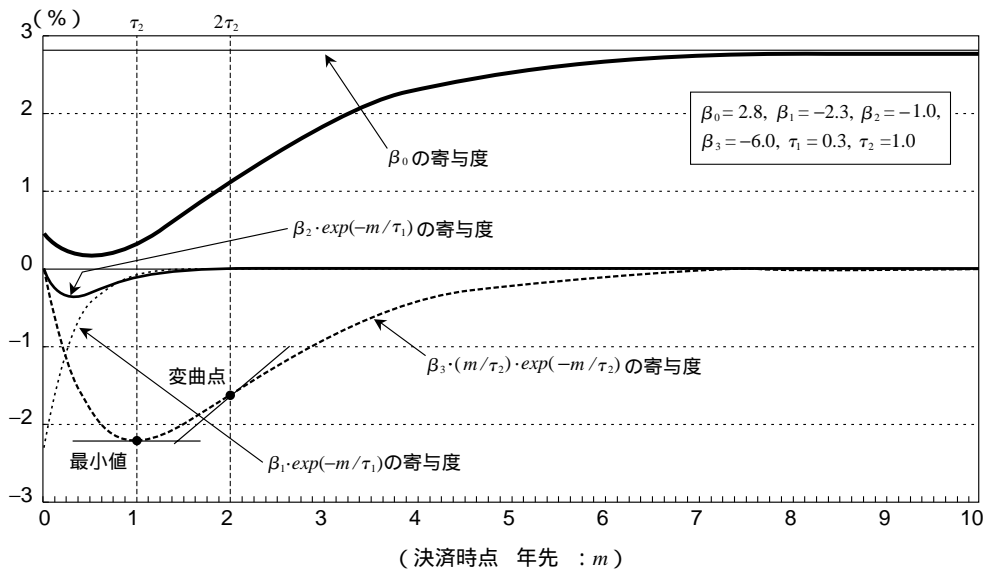
図1は、拡張ネルソン＝シーゲル・モデルによる仮想的なIFRカーブを以下のパラメータを使ってプロットしている（上段： $\beta_0 = 2.8$ 、 $\beta_1 = -2.8$ 、 $\beta_2 = 0.0$ 、 $\beta_3 = -6.0$ 、 $\tau_1 = 0.3$ 、 $\tau_2 = 1.0$ 、下段： $\beta_0 = 2.8$ 、 $\beta_1 = -2.3$ 、 $\beta_2 = -1.0$ 、 $\beta_3 = -6.0$ 、 $\tau_1 = 0.3$ 、 $\tau_2 = 1.0$ ）。パラメータは、 β_1 と β_2 を除き共通であり、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、最も典型的な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

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



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⁷。

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、 β_1 と β_2 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 β_0 は、すべての期間にわたって一定である。第2項 $\beta_1 \cdot \exp(-m/\tau_1)$ は、 β_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、 τ_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 $\beta_2 \cdot (-m/\tau_1) \cdot \exp(-m/\tau_1)$ は、 β_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 $\beta_3 \cdot (-m/\tau_2) \cdot \exp(-m/\tau_2)$ は、 β_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）。 τ_2 が τ_1 より大きいと、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カーブの非単調な上昇を生み出す。 τ_2 が大きくなる（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、 β_3 がマイナスのため、この項は、 τ_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

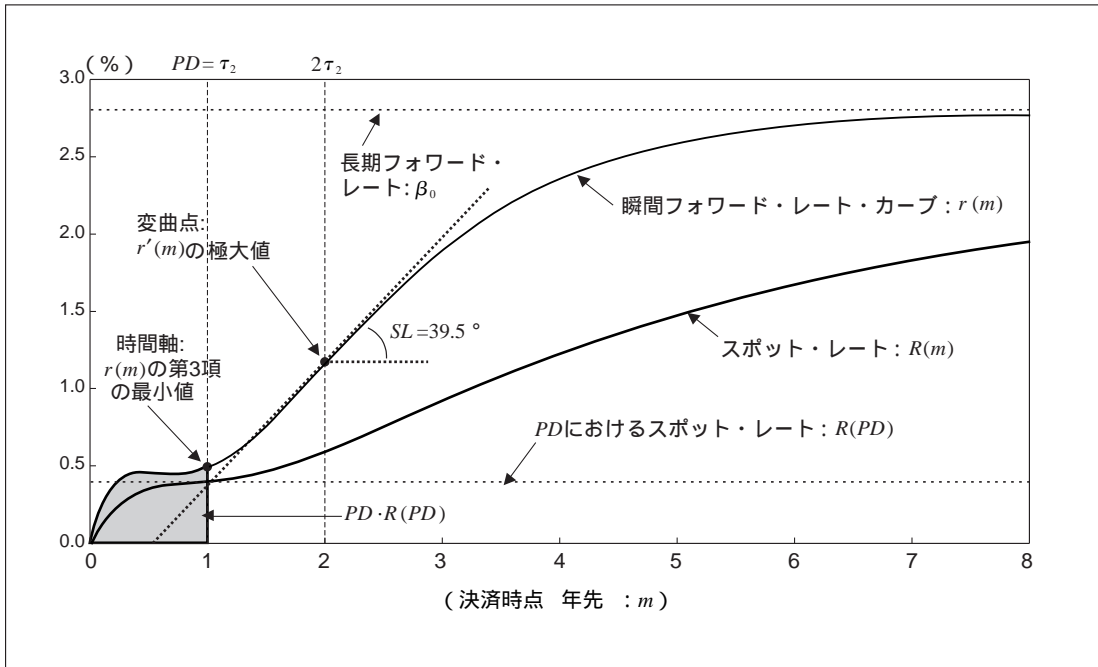
次に、拡張ネルソン＝シーゲル・モデルの推計値をもとに、政策コミットメントの時間的視野に関する市場の期待やイールド・カーブの低位安定化度を捕捉するための時間軸効果指標を構築する。

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 β_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段階目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。

7 $r(0)$ 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。 β_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、 β_1 の絶対値は β_0 と異なる値をとる。

図2 時間軸効果指標：概念図



- (ii) $r(m)$ の2段階目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⁸。
- (iii) 2段階目の上昇局面での $r(m)$ 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 β_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) β_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⁹。

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 τ_2 までの時間距離と定義する。図2では、この点は、概ね1年程度である。上述のとおり、(1)式の右辺第4項は、 τ_2 で最小値をとり、かつ、 τ_2 は常に τ_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 は最も左にある縦点線で、1年となって

8 白塚・藤木 [2001] によって示されたように、短期ゾーンの $r(m)$ 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。

9 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。

いる¹⁰。

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段階目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、 β_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 β_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 π^* 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、 ρ 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。

10 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、さまざまな定義が考えられる。例えば、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。

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。

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。また、IFRカーブの推計結果をもとに、時間軸効果指標を算出する。

(1) データ

本稿で推計に使うデータは、短期金利として1ヵ月物から12ヵ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、無担保オーバーナイト・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¹¹。

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ベニアン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。

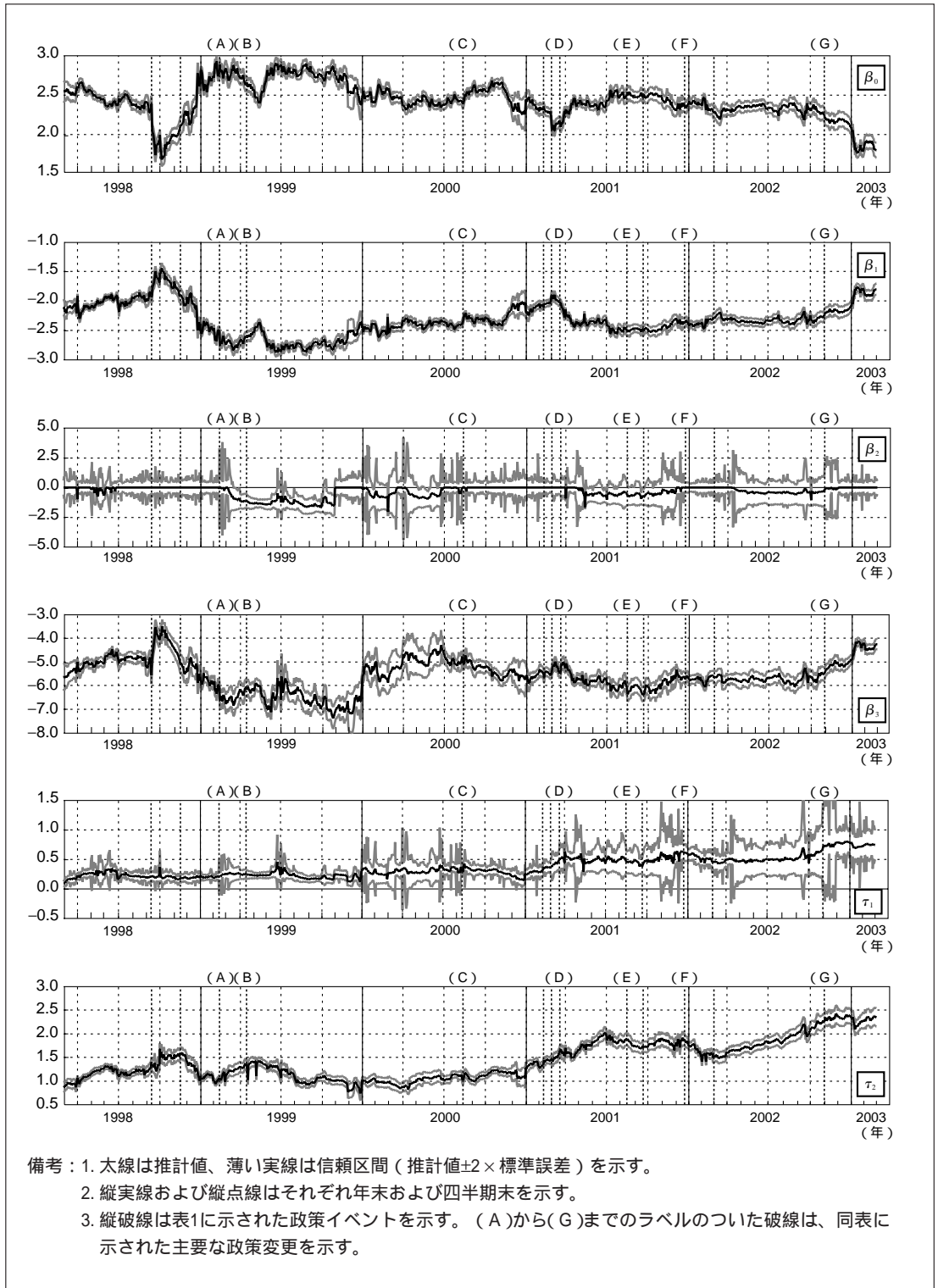
(2) 拡張ネルソン＝シーゲル・モデルの推計結果

図3は、上段から下段に向かって、 β_0 、 β_1 、 β_2 、 β_3 、 τ_1 および τ_2 の推計値をプロットしている¹²。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。

11 本稿でのサンプル期間は、概ね速水総裁の在任期間（1998年3月20日～2003年3月19日）に重なっている。ただし、データの制約から松下総裁時代にまで遡ることはできず、ゼロ金利政策開始の1年程度以前からとなっている。このため、ゼロ金利政策や量的緩和策がとられている期間のイールド・カーブの動きを、短期金利が有意にゼロ以上となっている平常時の動きと比較することはできない。

12 推計はGAUSS 3.5でCMLプロシジャーを使って行った。

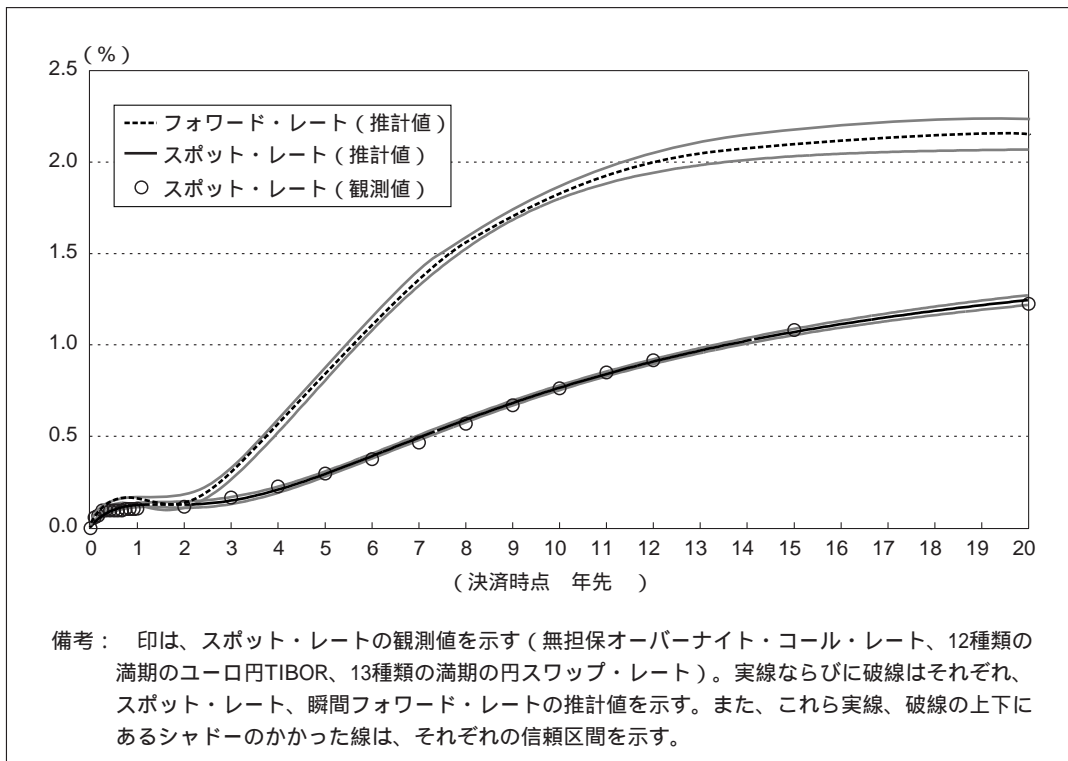
図3 拡張ネルソン＝シーゲル・モデルの推計結果



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。例えば、 β_0 と β_1 は、1998年秋の国債市場のブーム時や2003年1月を除き、それぞれ概ね2~3、-3~-2の範囲の値をとっている。 β_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。 β_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。 τ_1 および τ_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。

次に、名目金利のゼロ制約に対する推計結果の頑健性について、サンプル期間内で $\beta_0(=LFR)$ が最小値をとった2003年1月29日の推計結果を使って検証しておく。図4は、スポット・レートの観測値、およびスポット・レート、瞬間フォワード・レートの推計値をプロットしている。この図において、丸印はオーバーナイト金利、1ヵ月物から12ヵ月物までの12種類の満期のユーロ円TIBOR、2年物から20年物までの13種類の満期の円スワップ・レートを示している。実線、破線はそれぞれ、スポット・レートおよび瞬間フォワード・レートの推計値を示している。これら実線、破線の実線の上下にあるシャドーのかかった線は、それぞれの推計値の信頼区間について、デルタ法により計算した結果を示している。

図4 イールド・カーブの推計結果（2003年1月29日）



この図をみると、拡張ネルソン＝シーゲル・モデルの推計パラメータは非常に高い精度で推計されており、スポット・レートおよび瞬間フォワード・レートの推計値の信頼区間は、きわめて狭いレンジにとどまっている。この図からは、サンプル期間内で最もイールド・カーブが低水準でフラット化していた局面においてもなお、イールド・カーブの出発点が無担保オーバーナイト・コール・レートと一致するとの制約を課すことで、名目金利の非負制約の影響を回避できていることが確認される。

(3) 時間軸効果指標の推移

次に、上述した推計結果を使って、4種類の時間軸効果指標を算出する。図5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¹³。

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年にまで上昇している。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なかで 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ヵ月で約40ベース・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。

13 $R(PD)$ および SL の標準誤差の計算にはデルタ法を利用した。

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。

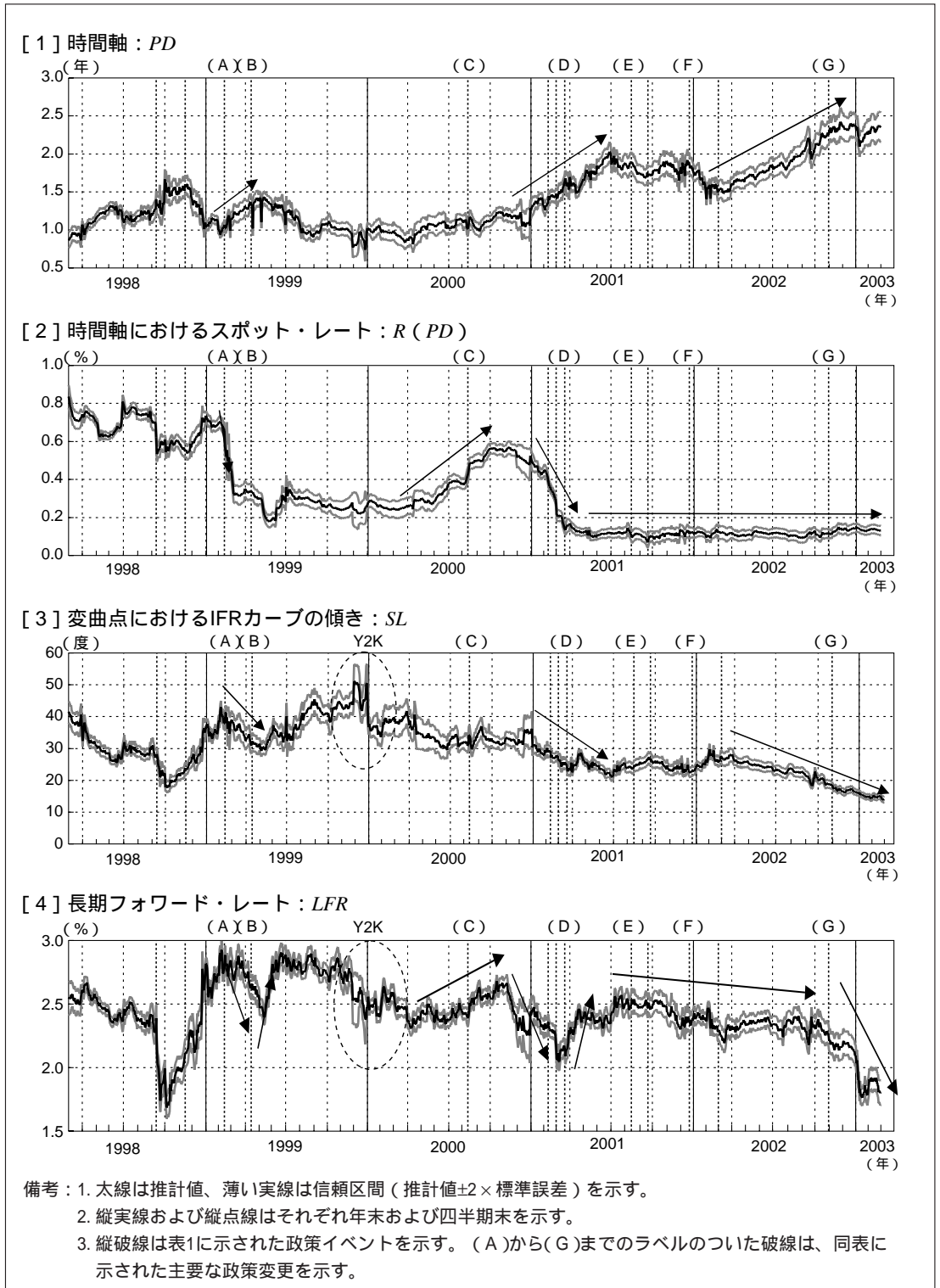
3段目のパネルは、IFRカーブの中期から長期ゾーンにかけての傾きを示す SL あるいは $\arctan(r'(2\tau_2))$ をプロットしている。 SL は、 PD の3回の上昇局面に対応するかたちで、3回にわたって大きく下落している。しかしながら、1回目の局面と2回目、3回目の局面に大きな違いがみられる点に留意しておく必要がある。ゼロ金利政策開始直後の最初下落は、その後、景況感の回復を受けて、特に2000年春以降、反発している。これに対し、2回目の下落局面の後には明確な反発局面がみられず、さらに、3回目の下落局面は、サンプル期間の終期となっている2003年2月現在、下落が続いている。

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 β_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、本稿での分析対象期間において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反転させられなかったことを示している。

次節では、上述したイールド・カーブの形状の変化や時間軸指標の動きについて、さらに掘り下げて検討する。

図5 時間軸効果指標



4 . 時間軸効果の検証

本節では、前節での推計結果をもとに、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。

(1) 時間軸効果の検証に関する考え方

時間軸効果の効果をみるため、以下では、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を検証していく¹⁴。

本稿では、イールド・カーブの短期ゾーンの動きを、当面の政策金利の経路に関する市場の期待を理解するために注目し、短期的な日本銀行の政策意図を、金融市場がどう解釈しているか評価するために利用している。また、イールド・カーブの中期から長期ゾーンについて、将来のインフレと実質金利に関する市場の期待を抽出し、それによって、政策効果に関する市場の見方を確認している。

以下では、ゼロ金利政策および量的緩和策下における時間軸効果を、典型的なイールド・カーブの形状変化の検討、ウェーブレット分解を使った時間軸指標の時系列的変動の特性変化に関するチェック、主要な政策イベントの前後における時間軸指標の短期的な変化についてのケース・スタディの3つの方法により検証する。

最初の分析では、イールド・カーブの形状が時間を通じてどのように変化するかをみることで、時間軸効果を確認する。時間軸効果が、デフレに関する市場の期待を反転させるぐ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、時間軸効果がそこまで強力ではなく、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・レートが上昇する可能性は低い。

2番目の分析においては、ウェーブレット解析 (wavelet analysis) を使って、4種類の時間軸効果指標について、時系列変動の特性がどのように変化したかを検討する。ウェーブレット解析の概要は、補論に譲るが、時系列データの変動を、周波数と時間の両者について同時に分解する手法である。このため、時系列データが不規則な変動を示し、時間の経過とともに周波数特性が変化していくようなデータの分析に威力を発揮する。時間軸効果指標は、金融政策運営の枠組みの変更をとともなう、さまざまな政策イベントを経ており、そうしたデータの時系列変動の特性を分析するうえで、ウェーブレット解析の有効性が高いと考えられる。

14 観察される短期金利と長期金利の関係は、金融政策の運営のされ方に加え、中央銀行と金融市場のコミュニケーションのあり方にも大きな影響を受ける点には留意が必要である。

3番目の分析においては、政策イベント前後におけるIFRカーブの形状変化を、予期されていなかった政策の効果と考える。言い換えると、政策イベント直前におけるIFRカーブの形状は、政策イベント時の政策変更によって生じ得る効果をも、それがあがる程度予見され、期待値として織り込まれている限りにおいて反映していると考えられる。

(2) フォワード・レート・カーブの趨勢的な変化

次に、前節での推計結果をもとに、期間ごとに典型的な拡張ネルソン＝シーゲル・モデルのパラメータを設定し、IFRカーブの形状変化を図解することで、その時間軸効果に関する含意を考察する（パラメータの値については表2）。

表2 各期間別の典型的な推計パラメータ

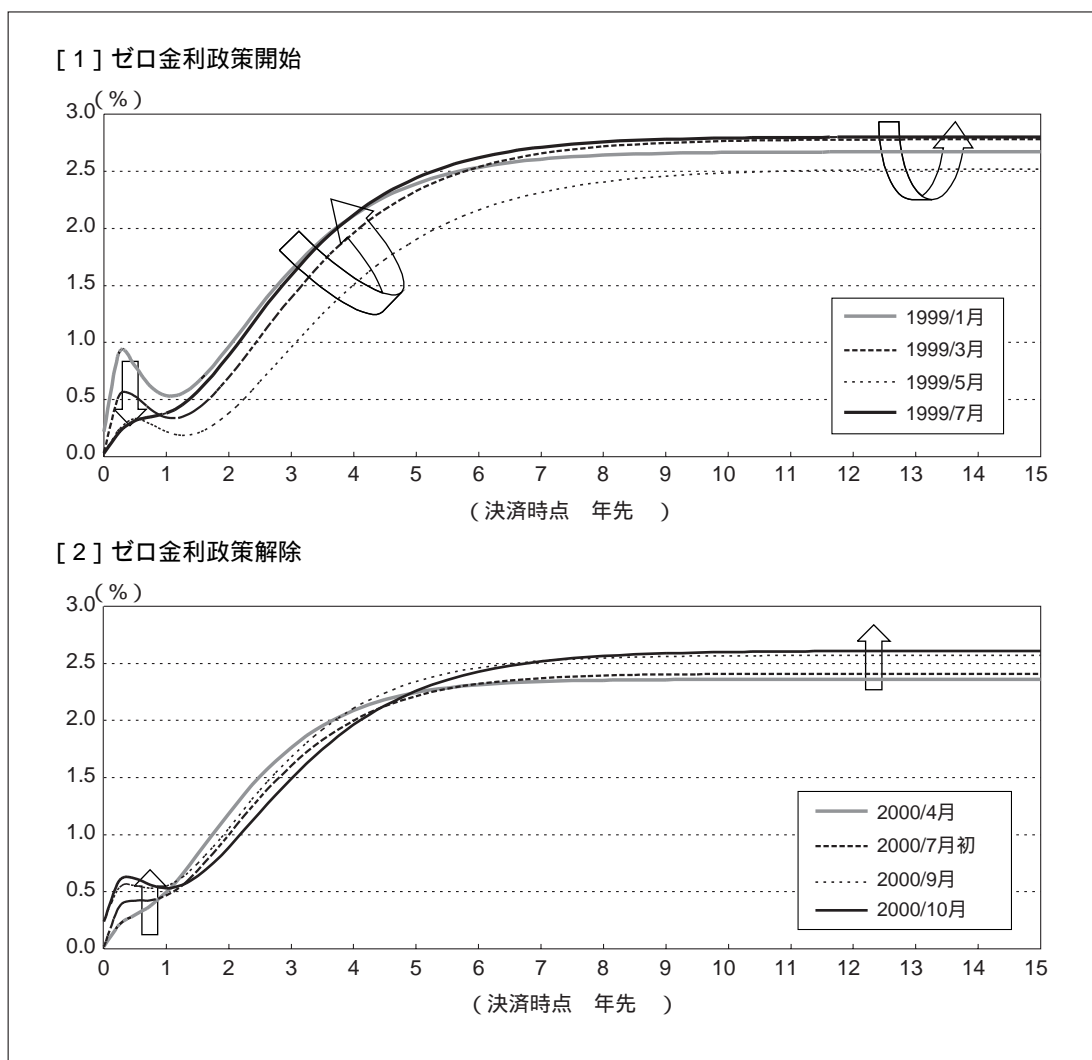
	β_0	β_1	β_2	β_3	τ_1	τ_2
ゼロ金利政策の開始						
1999年1月	2.67	-2.45	-5.79	0.00	0.20	1.10
1999年3月	2.78	-2.74	-6.51	0.00	0.29	1.23
1999年5月	2.52	-2.49	-6.26	-1.35	0.23	1.39
1999年7月	2.80	-2.77	-6.21	-1.21	0.26	1.16
ゼロ金利政策の解除						
2000年4月	2.36	-2.34	-4.65	0.00	0.37	0.93
2000年7月初	2.41	-2.39	-5.00	0.00	0.32	1.04
2000年9月	2.57	-2.32	-5.23	0.00	0.32	1.07
2000年10月	2.61	-2.37	-5.45	0.00	0.32	1.20
量的緩和の開始						
2001年1月	2.39	-2.14	-5.65	0.00	0.28	1.36
2001年3月初	2.11	-1.96	-5.22	0.00	0.42	1.50
2001年4月初	2.41	-2.39	-5.76	0.00	0.52	1.57
2001年7月初	2.48	-2.47	-5.95	0.00	0.66	1.93
当座預金残高目標値の引上げ						
2001年8月	2.50	-2.49	-5.97	0.00	0.63	1.84
2001年12月	2.36	-2.36	-5.64	0.00	0.61	1.83
2002年2月	2.36	-2.36	-5.75	0.00	0.50	1.56
2002年3月初	2.32	-2.32	-5.81	0.00	0.46	1.55
当座預金残高目標値のさらなる引上げ						
2002年4月末	2.35	-2.35	-5.80	0.00	0.53	1.66
2002年10月初	2.34	-2.34	-5.70	0.00	0.71	2.18
2002年12月末	2.09	-2.09	-4.89	0.00	0.79	2.37
2003年1～2月	1.86	-1.86	-4.37	0.00	0.74	2.29

イ．ゼロ金利政策期

図6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6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

図6 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）



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なかで、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カーブは最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）。短期ゾーンの持ち上がりは、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よる一時的なものであるが、長期フォワード・レートの上昇は、市場参加者間の景気回復に対する見方の強まりを示していると考えられる。

上述した観察事実を踏まえると、ゼロ金利政策の解除は、好転していた景況感を反転させたとはいえない。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と考えられる。

ロ．量的緩和期

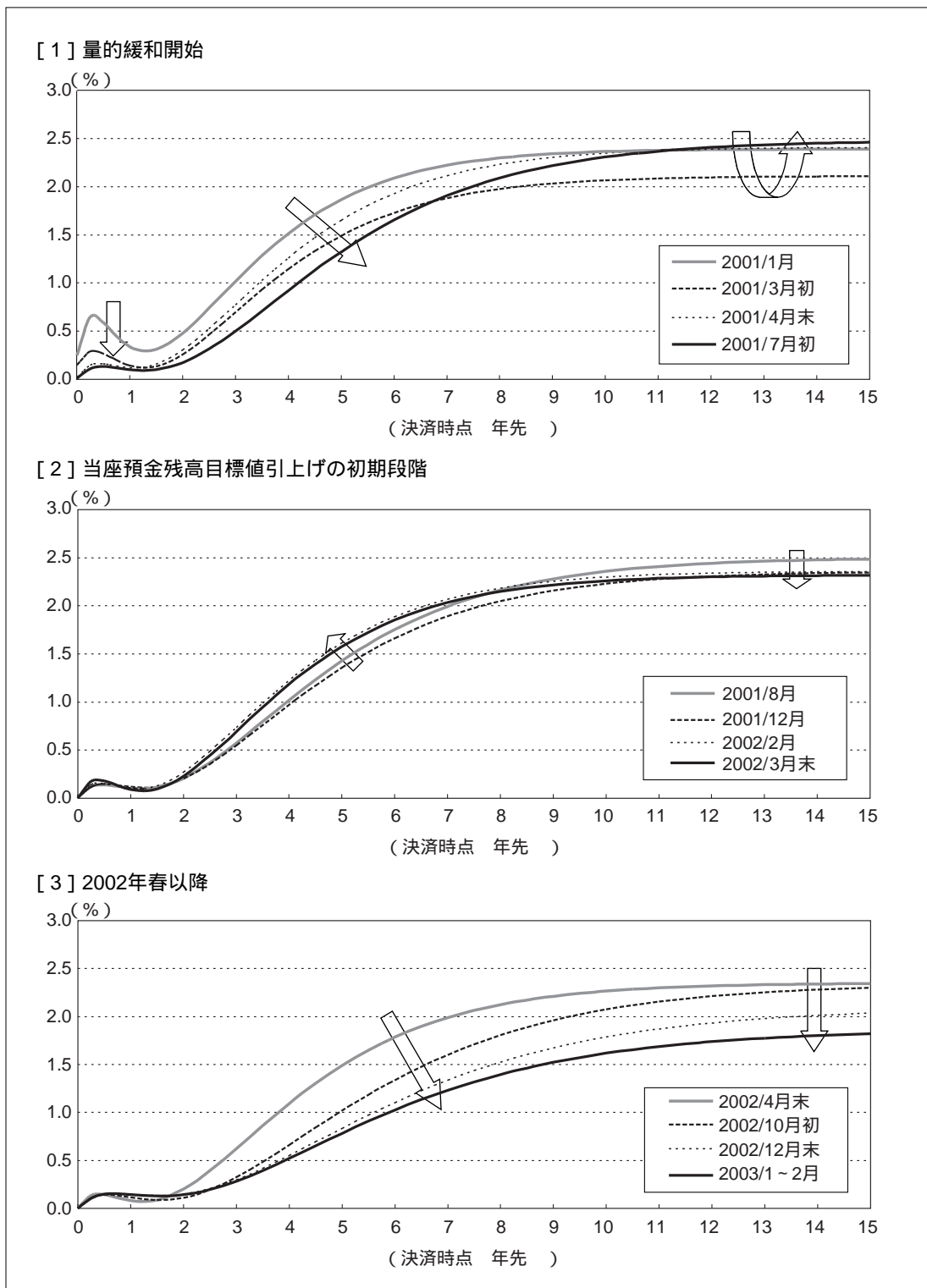
図7は、量的緩和開始後の典型的なIFRカーブを図解している（上段：量的緩和開始前後、中段：日本銀行当座預金残高の目標水準を5兆円から10～15兆円へと引き上げた時期、下段：目標水準をさらに15～20兆円に引き上げた時期）。

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、成長率とインフレ率の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

図7 瞬間フォワード・レート・カーブ(2): 量的緩和期(2001年3月~)

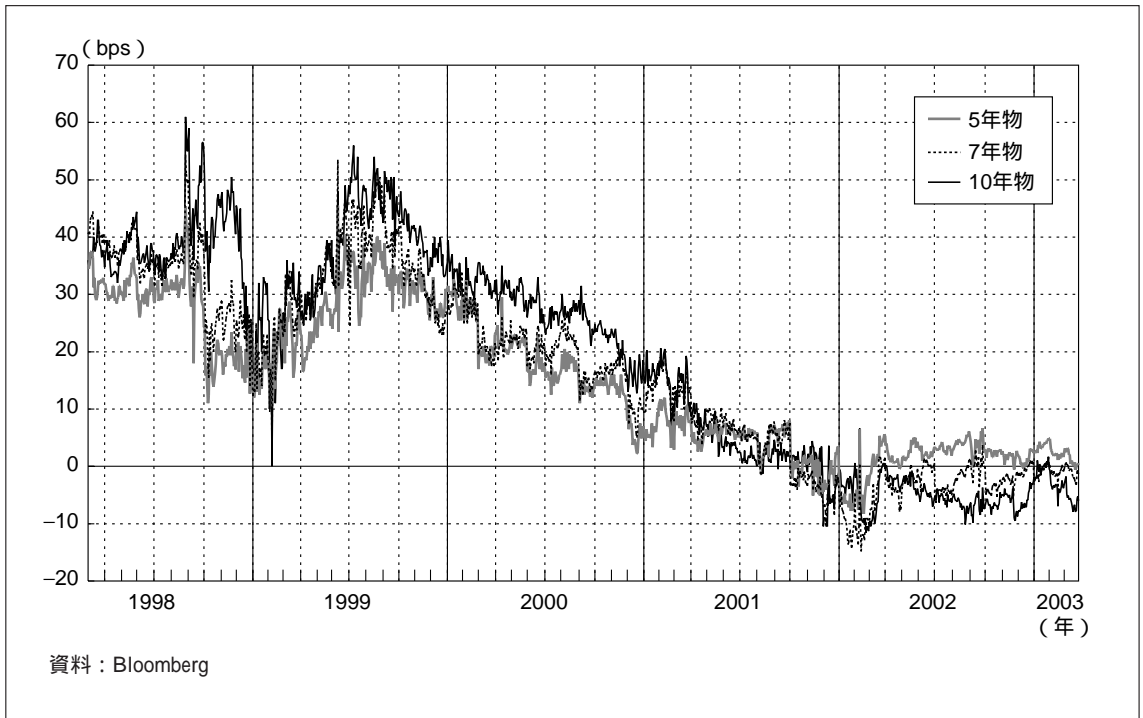


る。これは、量的緩和の強化は、この時点では、金融市場の落ち込んだ景況感を緩和し、低成長下でのデフレを解消させるのに十分な刺激効果がないと認識されていたことを示している。

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市場参加者がみていたことを示している。このため、この時期までの量的緩和は、デフレの長期化期待を反転させるには至らなかったとみられる。

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。

図8 円スワップ・スプレッド



(3) 時間軸効果指標の趨勢的な変動

次に、4種類の時間軸指標について、ウェーブレット変換を試みた(図9)¹⁵。図に示したレベル*i*のディテール、スムーズとは、それぞれ、 2^i 程度の周期の循環的変動成分、 2^i 程度までの循環的変動成分を除去した趨勢的変動成分を示している。したがって、最上段のレベル5のスムーズとは、1ヵ月半程度の周期までの循環的変動成分を除去した趨勢的変動成分に相当し、それ以下のレベル1から5までのディテールは、それぞれ、2、4、8、16、32営業日程度の周期の循環的変動成分を示している。

なお、サンプル期間については、レベル5までの分解を試みるため、 $2^5 = 32$ の倍数とする必要がある。このため、分解に利用したデータは、終期をIFRカーブの推計に使ったデータの終期である2003年2月28日に揃え、始期はそこから溯って使うことのできる最長期間となる1998年3月24日からとした。

まず、PDについてみると(図9[1])、3回の上昇局面のうち、1999年前半のゼロ金利政策開始直後、2000年前半の量的緩和開始前後においては、レベル1~3程度の周期の短い変動(2~8営業日程度)の振幅が高まっているのに対して、3回目の上昇局面である2002年中は、短い周期の変動の振幅が低位安定したままである。この観察事実、3回目の上昇局面において、時間軸の長期化に関する市場の期待形成がきわめてスムーズに進展した可能性を示している。

次に、 $R(PD)$ については(図9[2])、ゼロ金利政策開始以降、レベル1~5までの周期の変動が縮小し、特に、2001年後半から2003年初にかけての縮小が顕著である。1ヵ月半程度の周期を超える趨勢的な変動をとらえているレベル5のスムーズの低下とあわせると、量的緩和以降、ゼロ金利へのコミットメントに対する市場の信認が高まり、かつ、そうした高い信認が安定的に推移したと推測される。

SLについては(図9[3])、特に、2002年以降、各周期の変動成分が総じて安定化していることが特徴的である。上述した2002年中におけるPDの3回目の上昇局面では、イールド・カーブの中期ゾーンのフラット化がきわめてスムーズに進んだことを示している。言い換えると、時間軸効果は、中期ゾーンのアンカーとしても機能していたと解釈できる。

最後に、LFRについては、レベル5のディテール(約1ヵ月半程度の周期の循環的変動成分)の変動が量的緩和以降、小幅化し、デフレ期待の固定化が進んだ可能性を示唆しているように思われる。また、2002年中は、各レベルの変動成分が押し並べて安定化してきており、この時期は、長期金利についても安定的に期待が形成されていたと考えられる。

15 ここでは、時間軸効果指標の趨勢的な変動を抽出するため、ある程度サポートの長いウェーブレット・フィルタを比較検討し、ドビッシー・ウエーブレット $D(10)$ を選択している。ドビッシー・ウエーブレット $D(10)$ の意味については、補論参照。

図9 時間軸指標のウェーブレット分解

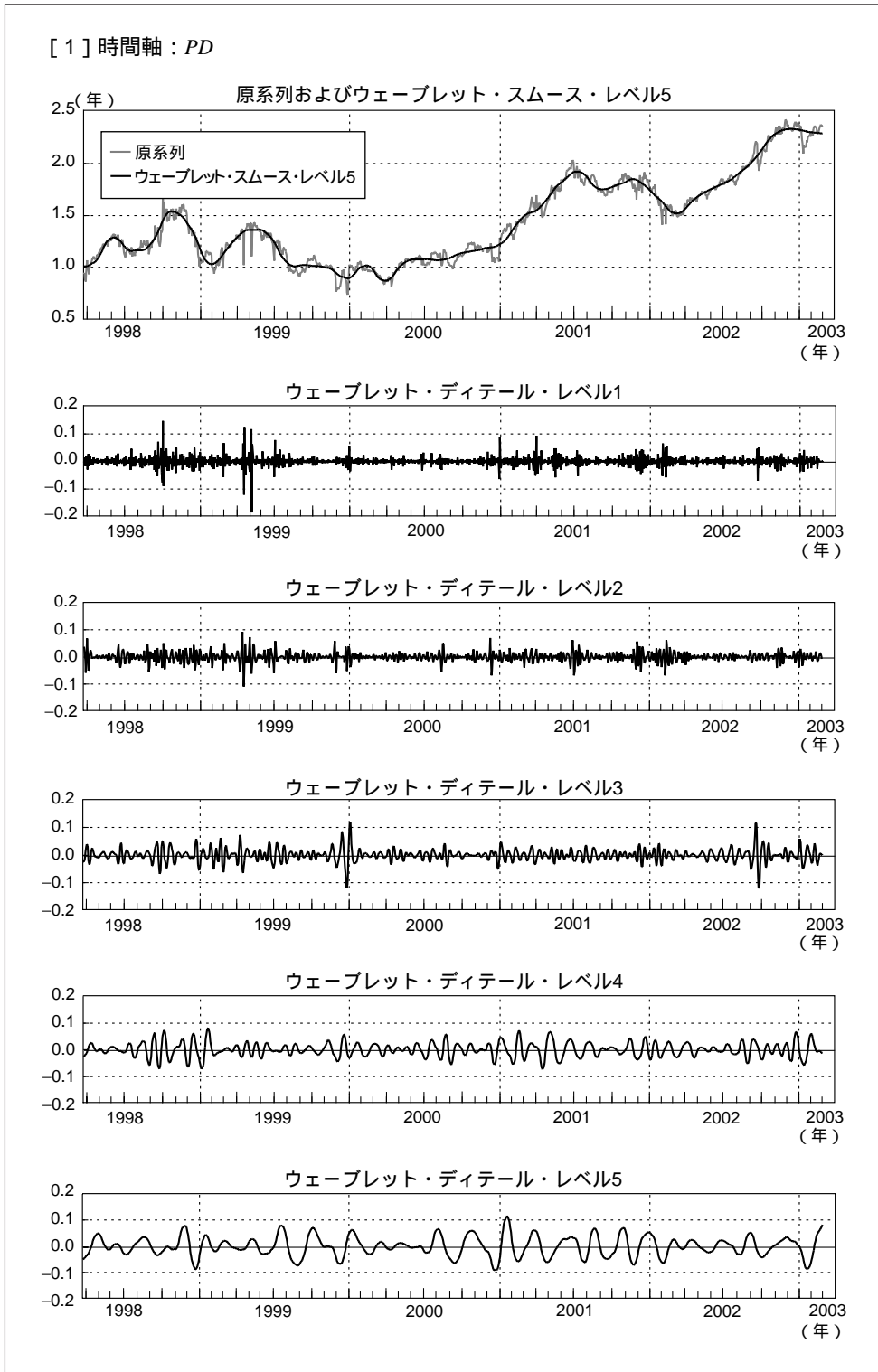


図9 (続き)

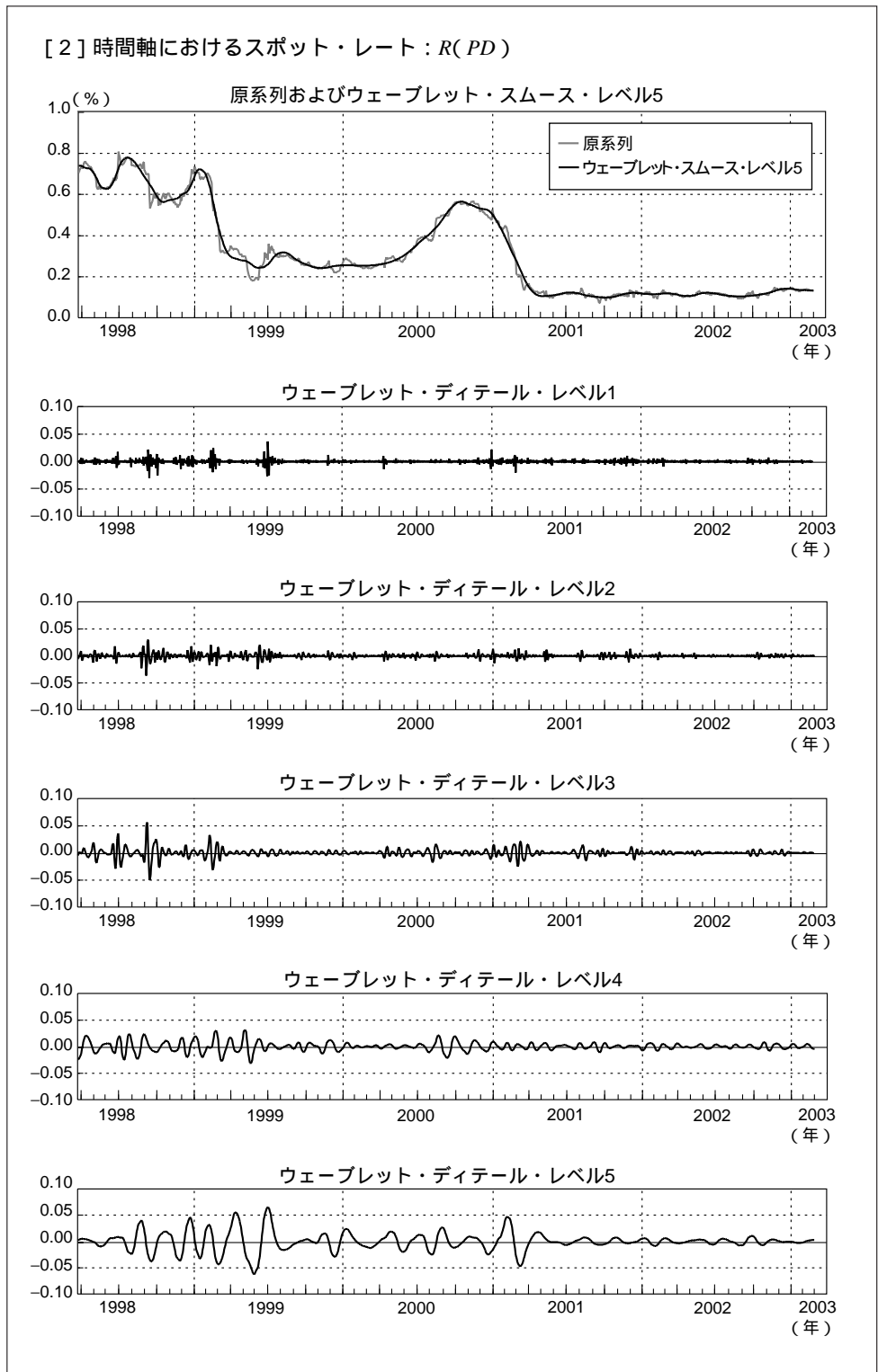


図9 (続き)

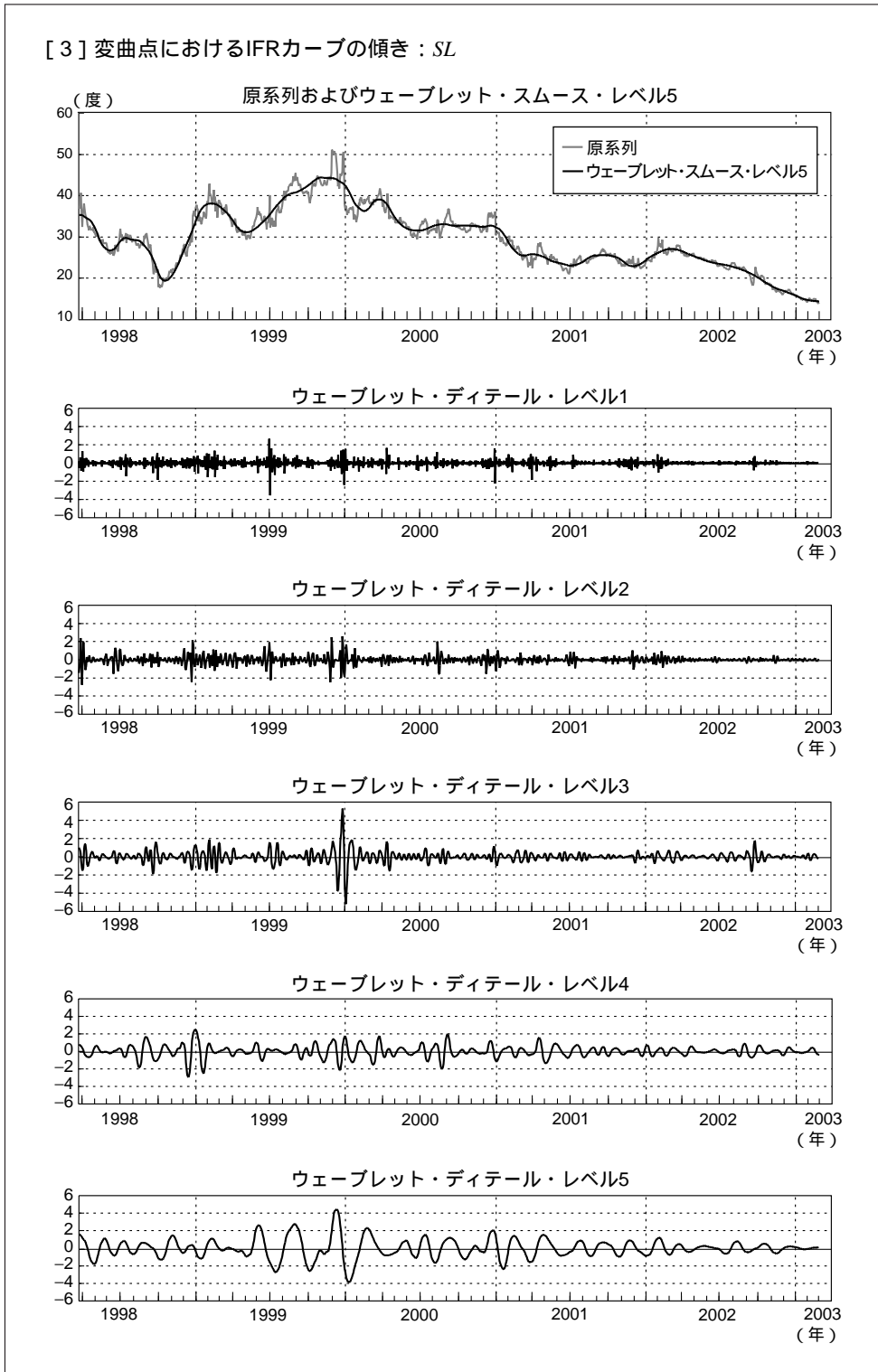
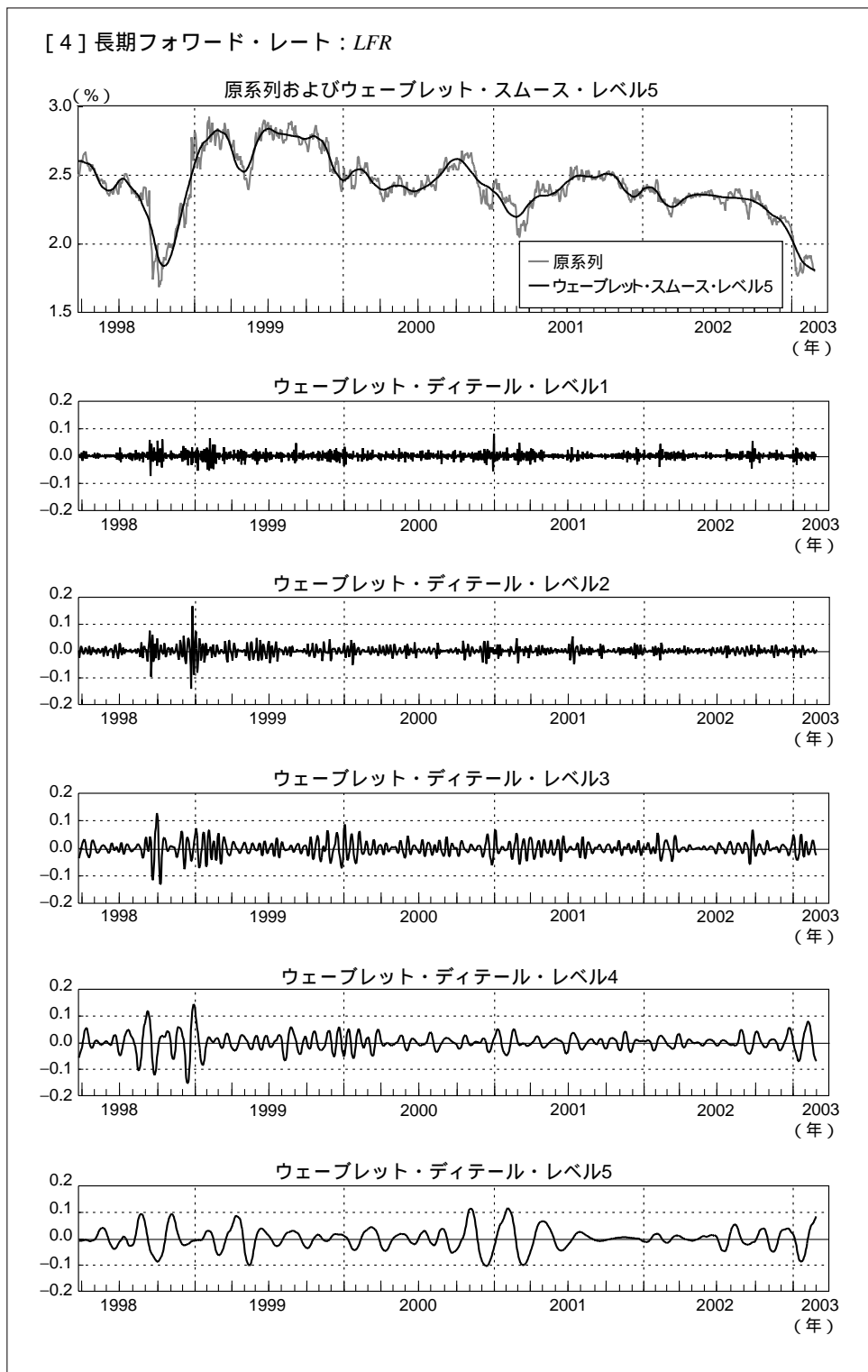


図9 (続き)



(4) 時間軸効果指標の短期的な変動

最後に、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10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をみでみる。1999年2月12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。

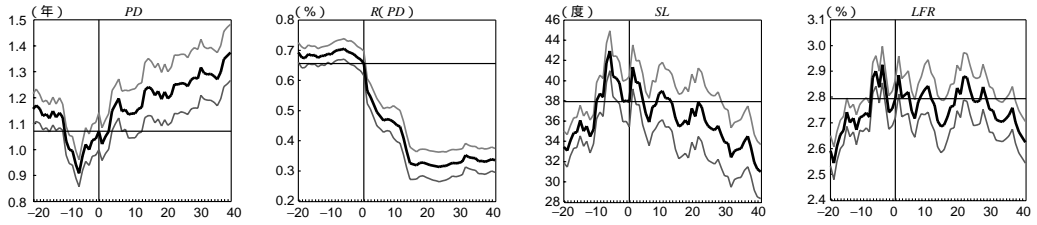
ロ．量的緩和期

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。

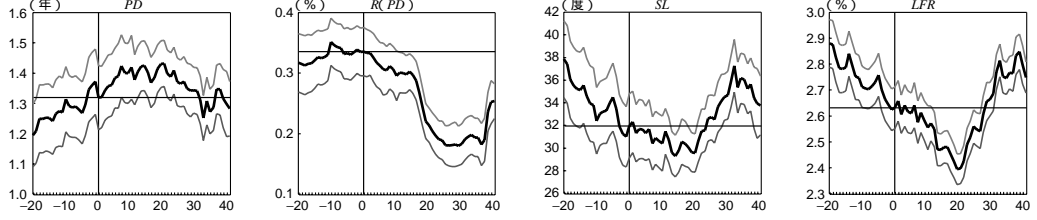
2001年8月および12月の当座預金残高目標値の引上げに対応するパネルEおよびFをみると、IFRカーブの短期ゾーン、中・長期ゾーンいずれへの影響も、パネルFの PD と SL を除き有意でない。パネルFにおいて、 PD の低下と SL の上昇は、多少のプラスの効果が短期的にはみられたことを示している。

図10 政策変更に対するイールド・カーブの反応

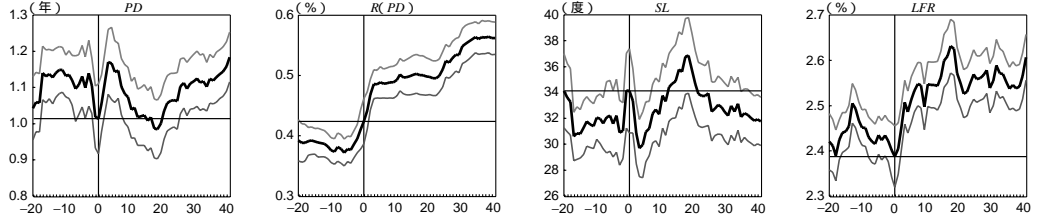
[A] 政策イベントA : 1999年2月12日



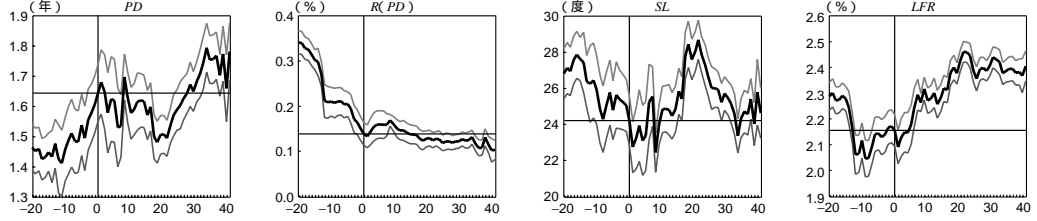
[B] 政策イベントB : 1999年4月13日



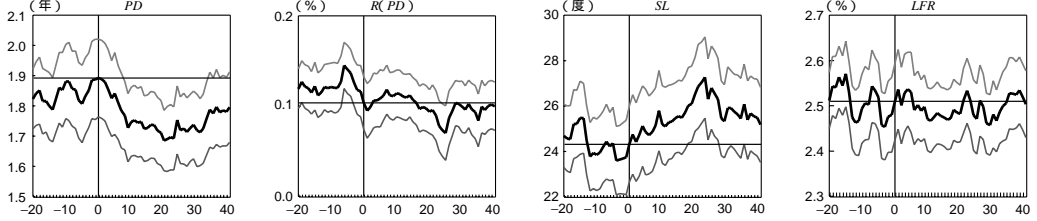
[C] 政策イベントC : 2000年8月11日



[D] 政策イベントD : 2001年3月19日



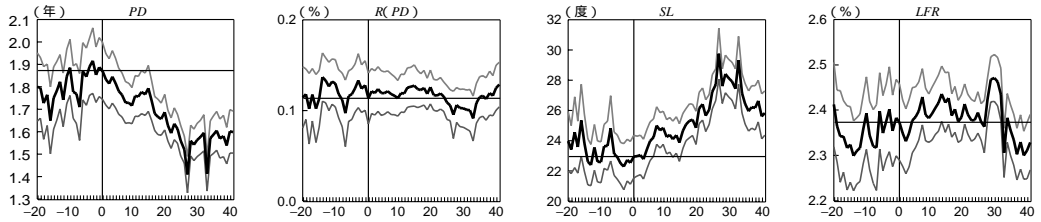
[E] 政策イベントE : 2001年8月14日



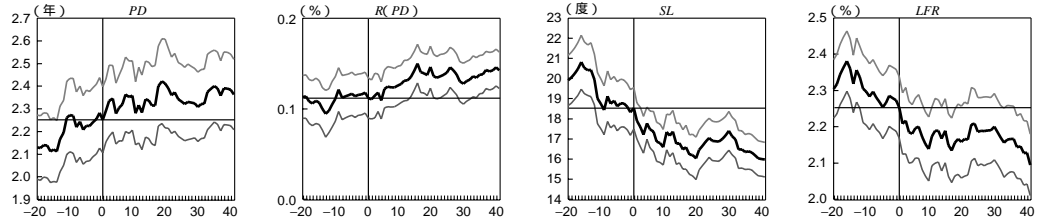
備考：縦線は横軸ゼロに対応する政策イベントの時点を示す。水平線は政策イベントの20日前から前日までの平均値を示す。薄い実線は、信頼区間（推計値 ± 2 ×標準誤差）を示す。

図10 (続き)

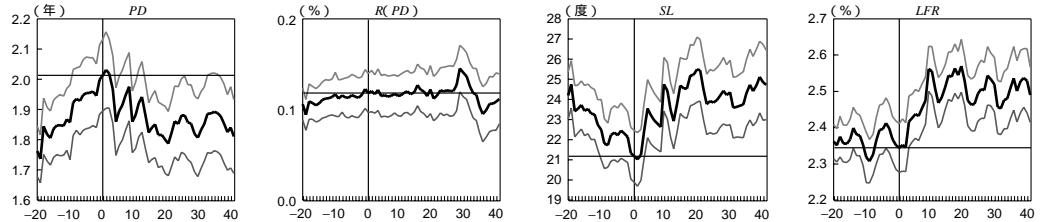
[F] 政策イベントF : 2001年12月19日



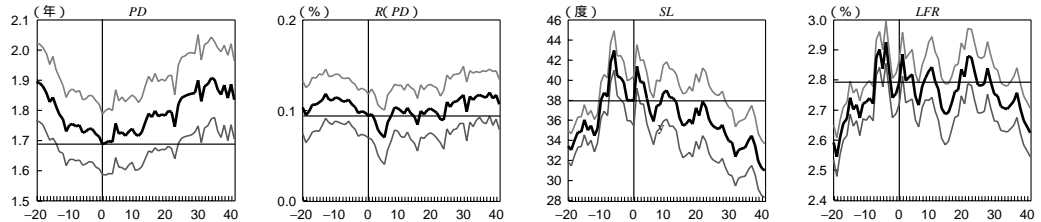
[G] 政策イベントG : 2002年10月30日



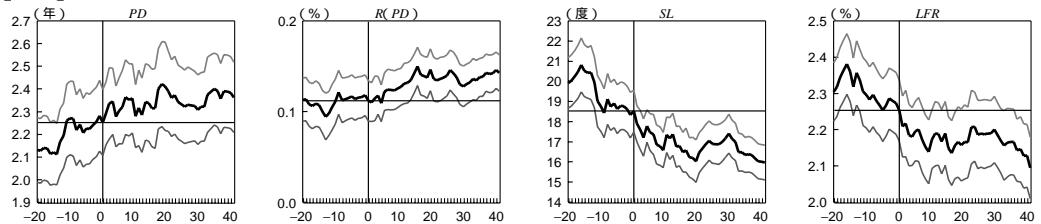
[R1] 「骨太の方針」公表 : 2001年6月26日



[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 $\pm 2 \times$ 標準誤差)を示す。

2002年10月の当座預金残高目標値のさらなる引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最も顕著な変化が中・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（数ベース・ポイント）統計的に有意に上昇しているものの、 PD はほぼ横這いで推移している。これらの結果を総合してみると、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と考えられる。

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当てて検討した。

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、長期金利の低下に最も典型的に観察されており、サンプル期間内において金融市場は、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たことを示している。

補論．ウェーブレット解析について

補論では、4節で利用したウェーブレット解析について、本稿で利用する離散ウェーブレット変換 (discrete wavelet transform) の枠組みに絞って、簡単な解説を加える。なお、ウェーブレット解析を経済分析へ応用した解説として、鎌田・稲田 [2003]、田中 [2003]、Schleicher [2002] 等がある。

(1) ウェーブレット解析の特徴

時系列データの周波数特性を分析する手法として、フーリエ解析が広く使われてきた。フーリエ解析では、時系列データを周波数の異なる複数の恒久的な波 (三角関数) の和に分解する。しかしながら、フーリエ解析を行うと時間に関する情報が失われてしまうため、時間の経過とともに周波数特性が変化する場合には、そうした変化をとらえられないという限界がある。

これに対して、ウェーブレットは、「さざなみ」と訳されることからわかるように、時系列データを一時的な波の和として表現し、時系列データの変動を、周波数と時間の両者について同時に分解することができる。このため、時系列データが不規則な変動を示し、時間の経過とともに周波数特性が変化していくようなデータの分析に威力を発揮する。

(2) ウェーブレット・フィルタ

ウェーブレット解析は、ある種の線形フィルタリングと解釈でき、以下のような条件を満たすフィルタ h が、ウェーブレット・フィルタと呼ばれる。

$$\sum_{k=1}^L h_k = 0, \quad \sum_{k=1}^L h_k^2 = 1, \quad \sum_{k=1}^L h_k h_{k+2n} = 0. \quad (n \text{ はゼロ以外の整数}) \quad (\text{A-1})$$

ただし、 L はフィルタの長さ (「サポート」と呼ぶ) である。最初の条件は、フィルタが振動的な変動をとらえ、高周波数成分を抽出する高域通過フィルタ (high-pass filter) であることを示す。また、2つ目の条件は、規準化条件である。最後の3つ目の条件は、直交条件で、偶数倍のシフトに対してデータが直交することを意味している。

ウェーブレット変換を行った場合、ウェーブレット・フィルタと対をなすスケーリング・フィルタ g が定義される。両者は、次の直交鏡像関係 (quadrature mirror relationship) で関係付けられる。

$$g_i = (-1)^i h_{L-i+1} \Leftrightarrow h_i = (-1)^{i-1} g_{L-i+1} \quad (i=1, 2, \dots, L). \quad (\text{A-2})$$

このとき、スケーリング・フィルタは次の関係を満たすことが示される。

$$\sum_{k=1}^L g_k = \sqrt{2}, \quad \sum_{k=1}^L g_k^2 = 1, \quad \sum_{k=1}^L g_k g_{k+2n} = 0. \quad (n \text{ はゼロ以外の整数}) \quad (\text{A-3})$$

ここで、最初の条件は、低周波成分を抽出する低域通過フィルタ (low-pass filter) であることを示す。また、2番目、3番目の条件は、ウェーブレット・フィルタと同様に、それぞれ、規準化条件、直交化条件を示す。さらに、ウェーブレット・フィルタとスケーリング・フィルタの間には、

$$\sum_{k=1}^L g_k h_{k+2n} = 0, \quad (n \text{ はゼロ以外の整数}) \quad (\text{A-4})$$

という関係が成立している。すなわち、ウェーブレット・フィルタとスケーリング・フィルタは、偶数倍のシフトに対してお互いに直交関係にあることがわかる。

なお、頻繁に用いられるウェーブレット・フィルタの1つとして、ドビッシー・ウェーブレットがある。サポート L (L は偶数) のドビッシー・ウェーブレットを $D(L)$ と表記すると、 $D(L)$ は、(A-1)式に加えて、次の $L/2-1$ 個の方程式を同時に満たすように決められる。

$$\sum_{k=1}^L (k-1)^i h_k = 0. \quad (i=1, 2, \dots, L/2-1) \quad (\text{A-5})$$

例えば、本稿で用いているサポート10のドビッシー・ウェーブレット $D(10)$ は、(A-5)式で $i=4$ とした場合の方程式を満たす。

(3) ウェーブレット変換

上記のような性質をもつウェーブレット・フィルタを使って、原系列を時間・周波数の両方向に分解していく過程をウェーブレット変換 (wavelet transform) により得られる結果をウェーブレット係数・スケーリング係数という。また、逆に、ウェーブレット係数・スケーリング係数を原系列に再構成する過程をウェーブレット逆変換 (inverse wavelet transform) という。

いま原系列を x とし、その時系列の長さを N とする。また、レベル i のウェーブレット係数、スケーリング係数をそれぞれ w_i 、 v_i とする。また、レベル0のスケーリング係数と原系列が同一である、すなわち $v_0 = x$ と定義する。ここでレベル $i-1$ のスケーリング係数 v_{i-1} に対して、サポート L のウェーブレット・フィルタ h を適用すると、レベル i のウェーブレット係数 w_i が次式より得られる。

$$w_{i,t} = \sum_{k=1}^L h_k v_{i-1, \{(2t-k) \bmod N/2^{i-1}\}+1} \quad (\text{A-6})$$

ここで、 $A \bmod B$ は、 A の B についての剰余を意味する演算子で、 $0 \sim B-1$ までの整数となる。また、同様に、レベル $i-1$ のスケーリング係数 v_{i-1} に対して、サポート L のスケーリング・フィルタ g を適用すると、レベル i のスケーリング係数 v_i が次式より得られる。

$$v_{i,t} = \sum_{k=1}^L g_k v_{i-1, \{(2t-k) \bmod N/2^{i-1}\}+1} \quad (\text{A-7})$$

ここで注意すべき点は、フィルタを適用する際にデータが2個ずつ進んでいくことである。これは、ダウン・サンプリングと呼ばれる操作で、ウェーブレット変換の重要な特徴である。この結果、ウェーブレット係数とスケーリング係数の長さは、フィルタリングを行うたびに半減していく。もっとも、両者を合算すると、フィルタリングを行う前と同数のアウトプットが得られており、情報量は失われない。

ウェーブレット変換によっても、原系列のもつ情報はすべて保存されるため、逆に、変換によって得られたウェーブレット係数とスケーリング係数から原系列を復元することもできる。この操作は、ウェーブレット逆変換と呼ばれる。

具体的に、レベル $i+1$ のウェーブレット係数 w_{i+1} およびスケーリング係数 v_{i+1} から、レベル i のスケーリング係数 v_i を再構成するプロセスは以下のとおりである。

まず、ダウン・サンプリングによって減少したレベル $i+1$ のデータ数をレベル i のデータ数に揃えるため、データとデータの間 0 を挿入するアップ・サンプリングと呼ばれる操作を行う。具体的に、アップ・サンプリングされたウェーブレット係数とスケーリング係数として、それぞれ、 $w_{i+1}^0 = (0, w_{i+1,1}, 0, w_{i+1,2}, \dots, 0, w_{i+1, N/2^{i+1}})$ 、 $v_{i+1}^0 = (0, v_{i+1,1}, 0, v_{i+1,2}, \dots, 0, v_{i+1, N/2^{i+1}})$ を作成する。

次に、アップ・サンプリングされたウェーブレット係数とスケーリング係数に、それぞれ、ウェーブレット・フィルタとスケーリング・フィルタを適用し、両者を合算するとレベル i のスケーリング係数 v_i が得られる。

$$v_{i,t} = \sum_{k=1}^L h_k w_{i+1, \{(t+k-2) \bmod N/2^i\}+1}^0 + \sum_{k=1}^L g_k v_{i+1, \{(t+k-2) \bmod N/2^i\}+1}^0 \quad (\text{A-8})$$

(4) 多重解像度解析

最後に、本文の分析で利用している多重解像度解析 (multiresolution analysis) について整理する。ここで基本となる概念は、ウェーブレット・ディテールとウェーブレット・スムースの2つである。レベル i のディテール、スムースとは、それぞれ、 2^i 程度の周期の循環的変動成分、 2^i 程度までの循環的変動成分を除去した趨勢的変動成分に相当する。

いま、原系列をウェーブレット変換し、複数レベルのウェーブレット係数 w_i 、スケーリング係数 v_i が得られたとする。このとき、 w_i 以外のすべてのウェーブレット係数、スケーリング係数をゼロと置き換えて、ウェーブレット逆変換を行う。この結果として、原系列と同じ長さの、レベル i のウェーブレット・ディテール d_i が得られる。 v_i についても同様のかたちでウェーブレット逆変換を行うと、レベル i のウェーブレット・スムース s_i が得られる。

なお、ここでは、 $s_0 = x$ とすると、一般に次式の関係が成立している。

$$s_{i-1} = d_i + s_i . \quad (\text{A-9})$$

また、ウェーブレット・ラフを $r_i = \sum_{k=1}^i d_k$ と定義すると、次式の関係が成り立っている。

$$x = r_i + s_i . \quad (\text{A-10})$$

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
- ・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」、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
- 鎌田康一郎・稲田将一、「ウェブレットによる経済分析」、調査統計局ワーキング・ペーパー 03-02、日本銀行調査統計局、2003年
- 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
- 田中勝人、「ウェブレット解析」、刈屋武昭・矢島美寛・田中勝人・竹内 啓著、『経済時系列の統計：その数理的基礎』、岩波書店、2003年、281～311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, 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.
- Okina, Kunio and Shigenori Shiratsuka, “Policy Commitment and Expectation Formation : Japan’s Experience Under Zero Interest Rates,” IMES Discussion Paper, No. 2003-E-5, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2003a. (改訂稿が*North American Journal of Economics and Finance* に近刊の予定)
- ・ and , “Policy Duration Effect under Zero Interest Rates : An Application of Wavelet Analysis,” mimeo, 2003b.

- 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.
- Schleicher, Christoph, "An Introduction to Wavelets for Economists," Working Paper 2002-3, Bank of Canada, 2002.
- 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.