

# 金融政策コミットメントの効果： わが国の経験

しらつかしげのり    てらにしゆうき    なかじまじょうち  
白塚重典／寺西勇生／中島上智

## 要旨

本稿では、日本銀行が行ったゼロ金利のもとでの政策コミットメントの効果を、実体経済の動学的な変化、および民間経済主体の将来期待の変化という観点から再検討する。具体的には、まず、イールドカーブの動きを通じて観察される先行き経済への期待形成の変化を、拡張ネルソン＝シーゲル・モデルを用いて分析する。次に、確率的変動ボラティリティ付き可変パラメータ多変数自己回帰（TVP-VAR）モデルを適用し、将来期待変数を含めた、マクロ変数間の関係の変化を分析する。これら2つの異なるアプローチからはともに、(1) 日本銀行による短期金利の将来経路に関するコミットメントは、金融市場、家計、企業の将来期待を変化させることに成功した、(2) しかし、こうしたコミットメントは、物価や生産といった実体経済の動学関係を変えるには至らなかったとの結論を得た。

キーワード：コミットメント政策、時間軸効果、ゼロ金利政策、  
ネルソン＝シーゲル・モデル、可変パラメータモデル

本稿の作成に際しては、青木浩介、植田和男、ピエール・シクロス、渡辺努の各氏、ならびに日本銀行スタッフとの議論が有益であった。記して感謝したい。ただし、本稿に示されている意見は、筆者たち個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りは、すべて筆者たち個人に属する。

白塚重典 日本銀行金融研究所参事役 (E-mail: shigenori.shiratsuka@boj.or.jp)  
寺西勇生 日本銀行金融研究所企画役補佐 (E-mail: yuuki.teranishi@boj.or.jp)  
中島上智 日本銀行金融研究所 (現 総務人事局 〈デューク大学留学中〉、  
E-mail: jouchi.nakajima@stat.duke.edu)

## 1. はじめに

本稿では、日本銀行が行ったゼロ金利のもとでの政策コミットメントの効果を、実体経済の動き、および民間経済主体の将来期待の変化の観点から再検討する。具体的には、まず、イールドカーブの動きを通じて観察される将来の経済情勢に関する期待形成の変化を、拡張ネルソン＝シーゲル・モデル（extended Nelson and Siegel's [1987] model）を用いて分析する。次に、確率的変動ボラティリティ付き可変パラメータ多変数自己回帰モデル（time-varying parameter vector autoregression model with stochastic volatility; 以下、確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルと表記）を使い、民間部門の将来期待変数を含めたマクロ経済変数間の動学的な相互依存関係の変化を分析する。

中央銀行は、短期金利の将来経路に対する期待を含め、民間部門における先行きの経済情勢に関する期待を誘導することを通じ、経済活動に影響を与えている。このため中央銀行は、金融政策の戦略を策定する際に、民間部門の期待をより効果的に制御することを考えていく必要がある。特に、金利水準が極めて低い状況では、期待制御をより一段と有効に活用していく必要がある。例えば、金利がゼロ近傍にある状況のもとで、さらなる金融緩和を行う方法の1つとして、低金利を将来にわたって継続していくことを、人々に対して説明していくことが考えられる<sup>1</sup>。中央銀行は、短期金利がどれだけの期間ゼロ近傍に据え置かれるかを明確にコミットすることで、市場の期待に影響を与えることができる。このコミットメントについて信認が得られれば、長期金利は低下し、それにより経済活動を刺激できる。こうしたメカニズムは、翁・白塚・藤木 [2000] にあるように、「時間軸効果」と呼ばれる。

日本銀行は、ゼロ金利のもとで2度の政策コミットメントを経験している（表1）<sup>2</sup>。1度目は、1999年2月12日から2000年8月11日にかけてのゼロ金利政策であり、2度目は、2001年3月19日から2006年3月9日にかけての量的緩和政策である<sup>3</sup>。ゼロ金利政策のもとで、日本銀行は当初、1999年2月にオーバーナイト金利を0.15パーセントにまで低下させ、その後、金融市場の情勢を見極めつつ、さら

1 例えば、Reifschneider and Williams [2000]、Jung, Teranishi, and Watanabe [2005]、Eggertsson and Woodford [2003] は、中央銀行が名目金利の非負制約に直面した場合のコミットメント政策の効果を議論している。

2 こうした金融政策コミットメントは、必ずしもわが国に限られるわけではない。例えば、米連邦準備制度（Fed）は、2003年夏に、「金融政策緩和は当面の間、継続されうる」との、「フォワードルッキングな表現」（“forward-looking language”）により、解除条件付きでない政策コミットメントを行った。なお、Levin, Lopez-Salido, Nelson, and Yun [2009] は、こうした政策運営の手法を「将来に関する誘導」（“forward guidance”）と呼んでいる。

3 この間、日本銀行では、2000年10月より、実質成長率、物価上昇率（CGPI 総平均およびコア CPI）の年度平均値に関する政策委員見通しの公表を開始している。見通し期間は、当初、当該年度のみであったが、徐々に見通し期間は延ばされ、2001年10月より10月分については当該年度に加え翌年度、2005年4月より4月分についても当該年度、翌年度の見通しを公表するようになった。また、2008年4月には、リスク・バランス・チャートとして、見通しの分布に関する情報の公表を開始した。さらに、2008年7月には、1月および7月の中間評価時点でも見通し計数を公表することとしたほか、同年10月公表分より見通し期間をさらに1年度延長し、翌々年度の見通しも公表することとした。

表 1 政策イベント

日付	政策運営の変更等
1995年9月8日	O/N 誘導金利引下げ (1.0 → 0.5%)
1999年2月12日	ゼロ金利政策開始
1999年4月13日	速水日本銀行総裁記者会見、「デフレ懸念が払拭されるまで」ゼロ金利を継続するとの政策コミットメント
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%)
2001年3月19日	量的緩和政策開始、「消費者物価指数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」量的緩和政策を継続するとの政策コミットメント
2003年10月10日	量的緩和継続のコミットメントの明確化
2006年3月9日	量的緩和政策解除
2006年7月14日	ゼロ金利の解除

に0.02パーセントにまで低下させた。加えて、同年4月に速水優日本銀行総裁（当時）は、「デフレ懸念が払拭されるまで」日本銀行がゼロ金利を継続することを表明した。また、2001年3月に量的緩和政策を開始した際に、日本銀行は、「消費者物価指数（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」、日本銀行当座預金残高を操作目標とするとの政策コミットメントを行った<sup>4</sup>。

この間、上述したような政策コミットメントあるいは時間軸効果の効果に関する実証的な検証作業も進展している。この点、鶴飼 [2006] は、量的緩和政策の効果に関する研究の包括的なサーベイにおいて、マネタリーベースの拡大と日本銀行のバランスシート構成の変化によってもたらされた効果は、もしあったとしても、政策コミットメントによってもたらされた効果よりも小さなものでしかなかったと結論付けた。

例えば、Kimura *et al.* [2003] は、ベイジアン VAR 分析を使い、量的緩和政策による時間軸効果、ポートフォリオ・リバランス効果など、マネタリーベース拡大の景気刺激効果を検証している。結論として、量的緩和政策がポートフォリオ・リバランス効果をもたらし、結果として経済活動を刺激した可能性を否定することは困難であるとしながらも、その可能性は極めて不確実なものであり、かつあったとしても効果は非常に小さいとした。Oda and Ueda [2005] は、マクロ・ファイナンス・アプローチを用いて、1999年からの日本銀行の金融政策は、主にゼロ金利へのコミットメントによって中長期金利が低下することを通じて機能したとした。また彼らは、

4 日本銀行は、量的緩和政策のもとで、2003年10月に、量的緩和の継続について、(1) コア CPI 前年比上昇率が基調的な動きとしてゼロ・パーセント以上であると判断できること、(2) コア CPI 前年比上昇率が先行き再びマイナスとなると見込まれないこととの解除のための必要条件を示し、コミットメントを明確化させた。

有意なポートフォリオ・リバランス効果を見出すことはできなかったとした。

また、わが国の金融政策コミットメントの効果を検証するため、白塚・藤木 [2001]、翁・白塚 [2003] は、イールドカーブの反応に着目した。彼らは、時間軸効果について、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極めて効果的であったが、金融政策のみでは低成長を伴うデフレを完全に解消できなかったため、金融市場のデフレ期待を反転させるには至らなかったと結論付けた。金融部門から非金融部門への波及経路が機能しないなか、こうした緩和効果は、わが国経済全体にまでは波及しなかったとした。

本稿では、まず、翁・白塚 [2003] での計測期間を延長した追加的な分析を行うことで、将来の短期金利と経済活動の先行きに関する市場期待の変遷を検証する。次に、確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルを適用し、マクロ変数と期待変数の関係に関する構造変化を分析する。これら 2 つの異なるアプローチのいずれからでも、次のような頑健な 2 つの結果が得られた。第 1 に、日本銀行の将来の短期金利に関する政策コミットメントは、政策金利のごく小幅な変更だけを伴ったものであったが、金融市場における期待のみならず、家計、企業における期待をも変化させることに成功した。第 2 に、こうした政策コミットメントでは、物価や生産活動を以前のトレンドに押し戻すことができなかった。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では、翁・白塚 [2003] の手法を援用し、時間軸効果指標を分析することで、日本銀行の政策コミットメントによる金融市場への効果を検証する。3 節では、政策コミットメントの実体経済変数への影響を、確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルを用いて分析する。4 節では、日本銀行の政策コミットメントについて、理論と実践という視点から議論する。5 節は、本稿の結びである。このほか、補論 1 は時間軸効果に関する指標の概要を、補論 2 は確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルの概要を解説する。

## 2. コミットメントが金融市場の期待に与えた影響

本節では、政策コミットメントがイールドカーブと短期金利の将来経路に関する市場の期待に与えた影響を検証する。わが国金融市場におけるイールドカーブの動きを分析するため、Söderlind and Svensson [1997] によって提案された、拡張された Nelson and Siegel [1987] モデルを推計する<sup>5</sup>。そのうえで、翁・白塚 [2003] に従って、拡張ネルソン＝シーゲル・モデルの推計結果から時間軸効果指標を算出し、政策コミットメントによる時間軸効果が市場期待を変化させ、イールドカーブをフラット化させたことを示す<sup>6</sup>。

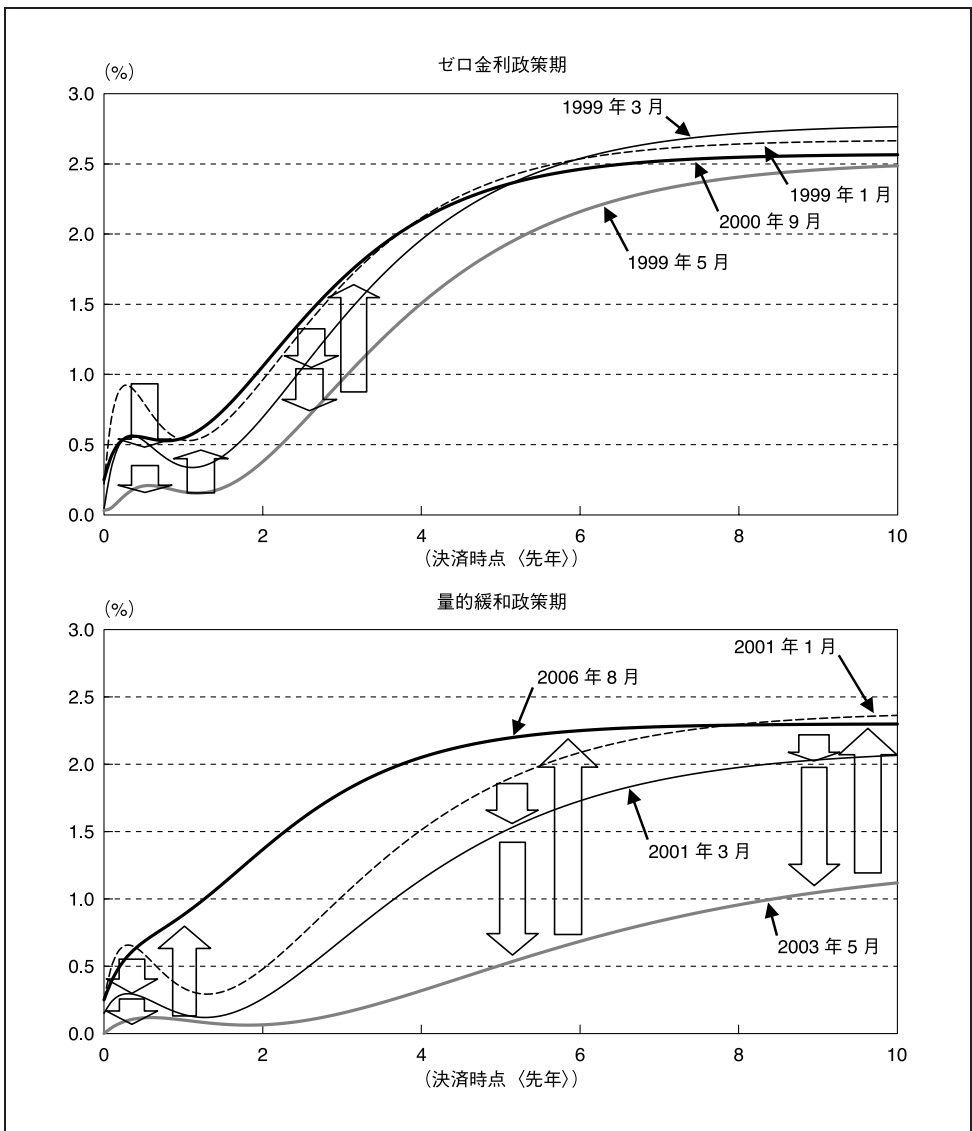
5 拡張ネルソン＝シーゲル・モデルを使ったイールドカーブ分析については、利用するデータも含めて、補論 1 を参照のこと。

6 翁・白塚 [2003] では、速水日本銀行総裁（当時）の在任期間に概ね相当する 2003 年初期までのイールドカーブの分析について、詳細な分析を行っている。

(1) イールドカーブの変化

まず、拡張ネルソン＝シーゲル・モデルの典型的なパラメータ推計値を用いて、瞬間フォワードレート・カーブ (instantaneous forward rate curve; IFR カーブ) の形状変化を、時間を通じて示し、時間軸効果との関係を考察する。図1はIFRカーブの日本銀行の政策コミットメントに対する反応を示している。この図において、横軸は満期までの期間、縦軸はIFRカーブの水準をパーセントで表示している。この図から、ゼロ金利政策、量的緩和政策における政策コミットメントの導入と終了に対

図1 瞬間フォワードレート・カーブ



して、イールドカーブが明確に反応していることがわかる。

ゼロ金利政策期に関する図1上段のパネルからは、1999年2月12日のゼロ金利政策導入直後に、IFRカーブの1年未満に当たる短期部分が低下したことがわかる。これは、ゼロ金利政策と主要銀行への資本注入によって、金融市場の不安定化に対する懸念が和らいだことを反映している。1999年4月13日の記者会見において、速水日本銀行総裁（当時）がゼロ金利政策をデフレ懸念の払拭が展望されるまで継続すると表明したことを受け、IFRカーブは一段と低下し、特に1年よりも長期の部分において顕著な低下がみられた。このことは、時間軸効果によって短期金利の将来経路に関する市場の期待が押し下げられたことを示している。こうした2段階にわたる低下の後、市場のゼロ金利政策解除の期待の高まりや、経済情勢好転の見通しを反映して、2000年8月11日のゼロ金利政策解除に向けてIFRカーブは上昇し始めた。ただし、IFRカーブの短中期部分の大きな変動と比べ、長期部分の変動は相対的に小さくなっている点は注目される。

量的緩和政策期に関する図1下段のパネルをみると、2001年から2006年にかけての量的緩和政策期には、IFRカーブの形状がより大幅に変化したことがわかる。2001年3月19日の量的緩和政策の開始後、IFRカーブは全ての期間で低下した。さらに、2003年5月にかけてIFRカーブは一段と低下し、ゼロ金利政策期と比べ、長期部分の低下がより顕著である。実際、2001年3月から2003年5月にかけて、10年後スタートのフォワードレートは、約1パーセント低下している。こうした長期フォワードレートの低下は、量的緩和政策の実施によってもなお、市場参加者がデフレは早期に解消されず、当面の間継続すると予想していたことを示している。しかしながら、IFRカーブは、量的緩和政策の解除に向けて最終的に上昇し、短期ゾーンから5～6年の期間にかけて右上がりとなった後、長期水準に収斂するという、元来の形状へと戻っている。特に、10年先スタートのフォワードレートは、1パーセントから2.5パーセントへ上昇しており、2006年3月の量的緩和政策解除後、同年7月のゼロ金利解除の頃までには、金融市場のデフレ期待がある程度まで反転していたことを示している。

## (2) 時間軸効果指標

次に、前述のイールドカーブの推計結果を用いて、時間軸効果指標を計算する。本稿では、翁・白塚 [2003] で用いられた指標を修正した3つの指標、すなわち (1) 時間軸 ( $PD$ )、(2)  $PD$  におけるタームスプレッド ( $TS$ )、(3) 長期フォワードレート ( $LFR$ ) を利用する<sup>7</sup>。

図1に示されているように、IFRカーブは、短期金利が超低水準にあるもとでは、短期から中期にかけて1度上昇した後、さらに長期フォワードレートに収斂するという、典型的な2段階の上昇トレンドを描く。 $PD$  は、フォワードレート曲線が最

7 時間軸効果指標の詳細については、補論1を参照のこと。

初の水平部分に達するまでの期間の長さに対応し、日本銀行が現行の金利水準を継続する期間に対する市場期待を表している。*TS* は、*PD* におけるスポットレートとオーバーナイト金利の誘導目標からの乖離として定義され、短期金融市場における流動性リスクの大きさを捉えている。*LFR* は、*IFR* カーブが長期的に収斂する水準を示し、長期的な経済成長期待の代理変数とみなすことができる<sup>8</sup>。

図2は、2007年12月28日までの、推計された時間軸効果指標を描写している。図の上段は推計された*PD*を示しており、いくつかの上昇トレンド局面を描いている。1つ目の上昇局面は、1999年2月のゼロ金利政策導入直後から始まり、同年4月の速水日本銀行総裁（当時）の政策コミットメントに関する記者会見での声明の後、*PD*の上昇は一服し、その後、1999年末にかけて徐々に低下していった。2つ目の上昇局面は、2001年初頭頃に始まっており、金融緩和方向への政策転換の予想は、量的緩和政策が実施された2001年3月以前の段階からすでに高まっていたことが確認できる。その後も、*PD*は6月の終わりにかけて上昇を続けた。3つ目の上昇局面は、2002年早春から年末にかけての時期で、この時期には、デフレが数年にわたって継続するとの期待が金融市場で醸成されていったとみられる。ただし、*PD*は2003年5月に2.8年のピークを打った後、経済成長率が回復するのではという市場期待によって、急激に低下した<sup>9</sup>。4つ目の上昇局面は、2003年10月に日本銀行が量的緩和継続のコミットメントを明確化した前後から始まっている。*PD*は2005年中央にかけて、2004年初頭の調整局面をはさみつつ、緩やかに上昇していった。その後、2005年夏から、コアベースの消費者物価（CPI）がプラスになるとの期待が膨らみ、*PD*は低下し始めている。

この間、日本銀行の政策委員によるコアCPI上昇率の見通しをみると（図3）、2003年に入り、コアCPI上昇率のマイナス幅が縮小し、ゼロ近傍に近づくなかで、2003年度、2004年度には、若干のマイナスが継続するとの見通しを示している。また、2005年後半からは、2005年度のゼロ近傍から、2006年度には若干のプラスに転じるとの見通しを示している。こうした動きは、上述した*PD*の動きとも整合的であるよううかがわれる。

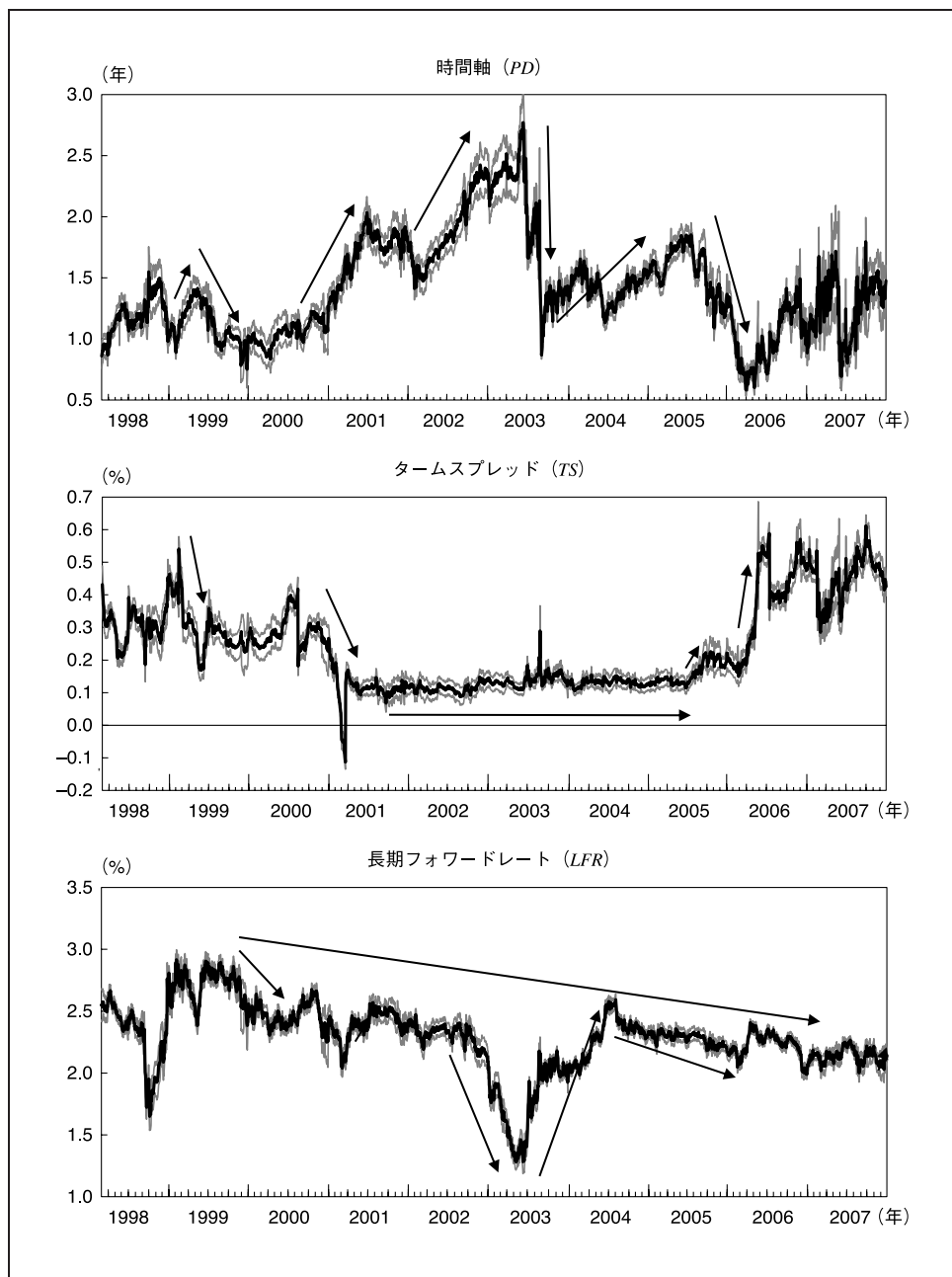
次に、図2中段のパネルは*TS*を示しており、1999年と2001年に大きく2回低下している<sup>10</sup>。1つ目の大幅な低下は1999年2月のゼロ金利政策導入後、2つ目は、2001年3月の量的緩和政策導入の直前に該当する。その後、*TS*は0.1パーセント近傍で安定的に推移しており、コミットメントによって短期金融市場での流動性リス

8 定常状態における名目金利は、フィッシャー方程式より、定常状態における実質金利と定常状態におけるインフレ率の和となるため、*LFR*はこれにリスクプレミアムを加えたものとなる。したがって、リスクプレミアムが一定の場合、*LFR*は、定常状態における実質金利とパラレルに動くことになるため、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。

9 この間の、長期金利の変動については、グローバルにやや行き過ぎた長期金利の上昇が調整されたという要因も影響していると考えられる。すなわち、2003年前半までは、米国におけるデフレ懸念や経済の先行きに対する悲観的な見方が強まったことなどから、グローバルに長期金利が低下した。その後、こうした過度に悲観的な見方が修正されるなかで、2006年6月に入り、長期金利は上昇に転じた。

10 図2からは、金融市場が日本銀行の政策行動を事前に織り込むことで生じるスパイクがいくつかみられる。

図2 時間軸効果指標

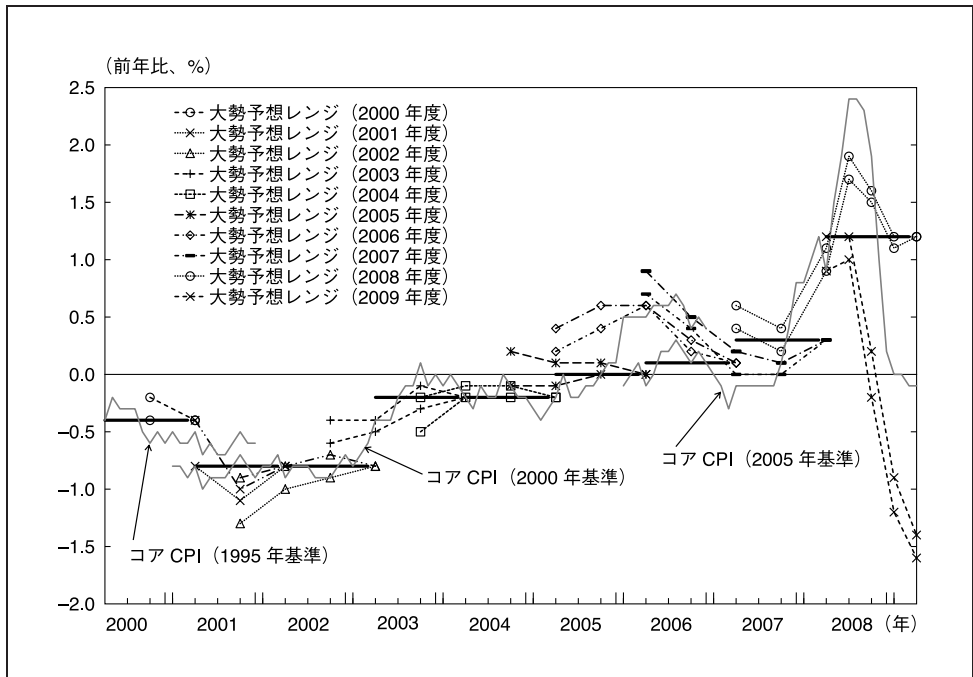


備考：太線は推計値、薄い実線は信頼区間（推計値 ± 2 標準誤差）を示す。

クに対する懸念が効果的に抑制されていたことを示している。2005年夏には、量的緩和政策の早期解除を予想して、*TS* が0.1パーセントから0.2パーセントに上昇しており、これは同時期の*PD*の低下と整合的な動きである。2006年春には、金融市



図3 日本銀行政策委員の物価予想



備考：薄実線は、各年度のコア CPI 前年比。

資料：『経済・物価情勢の展望』（日本銀行）

場が、量的緩和政策終了後のゼロ金利の解除を織り込み始めたことから、*TS* はさらに上昇した。

図2下段のパネルは *LFR* を示しており、上下の循環的な動きを伴いつつ、2000年から継続的に低下している。特に、時間の経過とともに、循環的な反発が弱まる一方、下落テンポが加速している。この間、2003年からの大幅な低下は、金融市場における、長期間デフレが継続するとの期待を反映したものである。2003年央からは、行き過ぎた低下が調整され、2004年には *LFR* は低下以前の水準に戻っている。これらのことは、2004年の時点では、金融市場のデフレ懸念は幾分緩和したものの、完全に払拭されるには至らなかったことを示している。つまり、金融市場のデフレ懸念を完全に反転させるには、金融政策だけでは不十分であったことが示唆される。また、*LFR* が長期的な経済成長の代理変数となることを考えると、金融政策コミットメントは経済の構造やトレンド的な動きを変えることができなかつたといえる。

これまでの議論をまとめると、3つの時間軸効果指標は、日本銀行の政策コミットメントが短期金利の将来経路に関する市場期待を制御することには成功したが、金融市場のデフレ懸念を完全に払拭することはできなかつたことを示している。ゼロ金利のもとでの政策コミットメントによって、中央銀行は外的ショックの影響を、時

間を通じて平準化させたが、ショックの影響そのものを取り除くことはできなかった。また、金融政策コミットメントは経済の構造やトレンド的な動きを変えることができなかったといえる。

### 3. コミットメントのわが国経済への効果

本節では、政策コミットメントの効果を分析する。Primiceri [2005]、Nakajima [2009] に従い、確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルを用いて、期待変数を含めたマクロ変数間の動学的な相互依存関係がどう変化したかを分析する<sup>11</sup>。

具体的には、3種類の確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルについて推計を行う<sup>12</sup>。最初の2つの定式化は、インフレ率、産出量、オーバーナイト金利、将来の経済情勢に関する民間経済主体の期待の4変数からなる。このうち1つ目の定式化では、インフレ率としてコア消費者物価指数の伸び率（以下、CPI インフレ率）、産出量としてGDP、将来の経済情勢に関する経済主体の期待として消費動向調査の総世帯平均・暮らし向き（以下、家計の暮らし向きに関する期待）を用いる。また、2つ目の定式化では、国内企業物価指数・総平均の伸び率（以下、CGPI インフレ率）、設備投資、短観・全産業の先行き業況判断DI（以下、企業の業況に関する期待）をそれぞれ用いる。3つ目の定式化は、消費動向調査の暮らし向きと物価の見通し（共に総世帯平均、物価の見通しについては、以下、家計のインフレに関する期待）、5年物国債金利（以下、長期金利）の3変数からなる。

なお、データのサンプル期間については、最初の2つの推計では、1977年第1四半期から2007年第4四半期まで、3つ目の推計では、1977年第1四半期から2004年第4四半期までの四半期データを用いる<sup>13</sup>。

11 確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルの概要および推計に利用するデータの詳細については、補論2を参照のこと。なお、VAR モデルについて、パラメータとボラティリティ両者の可変性を取り込むことで、マクロ変数間の動学的な相互依存関係の変化に加え、ゼロ金利制約に服している状況のもとで、短期金利の変動が極めて小さくなっていることを織り込み、モデル全体としての推計精度を高めることができることを期待される。

12 Bianchi, Mumtaz, and Surico [2009] では、本稿の前半部分での分析と同様にしてネルソン＝シーゲル・モデルを用いて金融市場の期待を抽出した後に、抽出された期待変数とマクロ変数を用いて可変パラメータ要素拡張 VAR (factor augmented VAR) モデルを推計して英国経済の構造が過去どのように変化したかを分析している。本稿では、こうした手順は用いずに、マクロ変数データに焦点を当てた分析を行う。

13 インフレ率は、物価指数の対数前年同期差を100倍したものを利用する。民間部門設備投資、オーバーナイト金利、長期金利、将来期待変数は、対数変換後のHPフィルタからの乖離分を100倍したものとして定義した。GDPについては、伊藤ほか [2006] に従って、潜在産出量からの乖離（いわゆるGDPギャップ）を100倍したものとして定義した。したがって、全ての変数はパーセントでの伸び率、もしくは乖離率となる。

## (1) 家計の期待を取り入れた分析

図4は、家計の将来期待指標を使った第1の定式化による推計結果から得られた時間を通じて変化するインパルス応答（以下、可変インパルス応答）およびショックを描いたものである<sup>14</sup>。

まず、図4[2]のショックからみると、オーバーナイト金利ショック（3列目）が1990年代後半以降、変動幅を顕著に縮小させている。これは、金利水準が0.5パーセント程度以下で推移し、実質的にゼロ金利制約に服していたため、短期金利の変動が極めて小さくなっていったことを的確に捉えている。

次に、図4[1]の可変インパルス応答に目を転じる。確率的変動ボラティリティ付きTVP-VARモデルでは、各時点における可変インパルス応答が得られることから、時間を通じた変数間の関係の構造的な変化を分析できる。このため、図4[1]では、各時点における1、2、3年先の可変インパルス応答の大きさを時系列方向にプロットしている。グラフの並び順は、列方向に、上から、CPIインフレ率、GDP、オーバーナイト金利、家計の暮らし向きに関する期待ショックに対する各変数の反応を示している。行方向には、左から、CPIインフレ率、GDP、オーバーナイト金利、家計の暮らし向きに関する期待のそれぞれの列のショックへの反応を示している。

可変インパルス応答の時間を通じた変化について、以下の点を指摘できる。第1に、CPIインフレ率のGDPショックに対する可変インパルス応答（2行1列目）は、オーバーナイト金利が0.5パーセントに引き下げられた1990年代後半から低下している。特に、1999年のゼロ金利政策開始以降、可変インパルス応答がほぼゼロとなっている。同様に、GDPのCPIインフレ率ショックに対する可変インパルス応答（1行2列目）が1999年から低下し始め、最近ではほぼゼロとなっている。

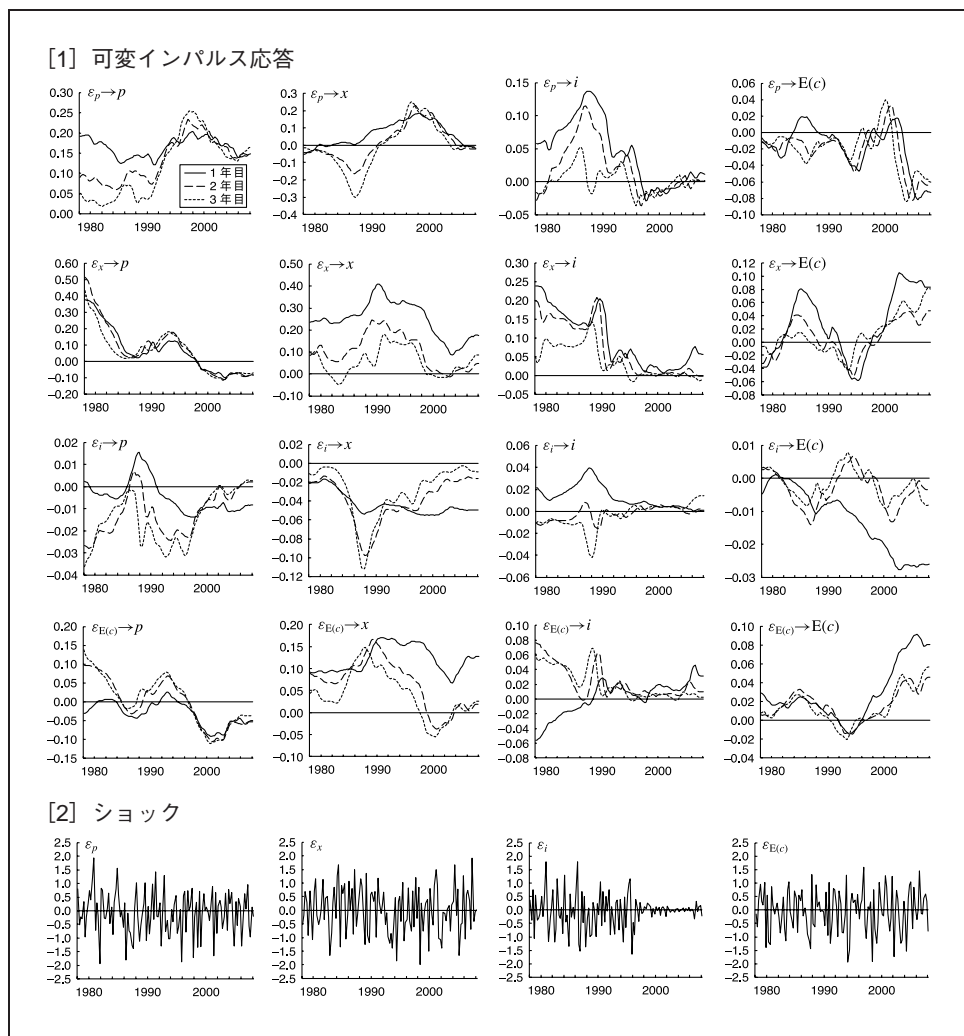
第2に、オーバーナイト金利のCPIインフレ率、GDPショックに対する可変インパルス応答（1、2行3列目）は、1999年以降にほぼゼロとなっている。これは、短期名目金利の非負制約によって、政策金利をそれ以上引き下げることができなかったことを反映したものである。

第3に、CPIインフレ率、GDPのオーバーナイト金利ショックに対する可変インパルス応答（3行1、2列目）は、特に2、3年の長期的な応答が1999年以降低下している<sup>15</sup>。これは、ゼロ金利のもとで、金利変更が価格や生産活動に、長期的に影響を及ぼし難くなっていたことを示している。

14 確率的変動ボラティリティ付きTVP-VARモデルの推計において、ラグ次数は全ての変数について2期を仮定する。また、変数の識別の順番は、CPIインフレ率、GDP、オーバーナイト金利、家計の暮らし向きに関する期待とした。以降、可変インパルス応答を描くに当たっては、推計期間の確率的変動ボラティリティの平均をとり、その1標準偏差分のショックを与えた。

15 ここで想定されるオーバーナイト金利ショックのなかには、特に1999年以降ではコミットメント政策の効果が含まれていると考えられる。つまり、通常の金利変更と、将来の金融緩和に関するコミットメントの効果の両者が各時点におけるインパルス応答を作り出しているといえる。

図4 家計部門の将来期待を含んだ推計



備考：1)  $p$ : CPI インフレ率、 $x$ : GDP、 $i$ : オーバーナイト金利、 $E(c)$ : 家計の暮らし向きに関する期待を示す。

2)  $\varepsilon_a \rightarrow b$  は、 $a$  ショックに対する  $b$  変数の可変インパルス応答を示す。

3) 可変インパルス応答では、推計期間の確率の変動ボラティリティの平均をとり、その1標準偏差分のショックを与えた。ショックの大きさは、それぞれ  $\varepsilon_p = 0.23$ 、 $\varepsilon_x = 0.36$ 、 $\varepsilon_i = 0.18$ 、 $\varepsilon_{E(c)} = 0.4$  である。

第4に、上記のようなマクロ経済変数間の分析結果と対照的に、家計の暮らし向きに関する期待ショックに対する可変インパルス応答は、1999年以降明確となっている。家計の暮らし向きに関する期待のCPIインフレ率、GDPショックに対する可変インパルス応答(1, 2行4列目)は、それぞれ負、正の方向に増大している。また、家計の暮らし向きに関する期待のオーバーナイト金利ショックに対する可変インパルス応答(3行4列目)は、1年目には大きなマイナスとなっているが、その他はゼロ

近傍にとどまっている。この間、家計の暮らし向きに関する期待の自らのショックに対する可変インパルス応答は、1999年以降に急速に大きくなっている（4行4列目）。こうした観察事実は、家計部門の期待形成を通じ、ショックが増幅される方向に作用した可能性を示唆している。

## (2) 企業の期待を取り入れた分析

次に、企業部門の将来期待指標を用いて、先と同様の分析を行う。図5は、CGPIインフレ率、設備投資、オーバーナイト金利、企業の業況に関する期待からなる第2の定式化による推計結果から得られた可変インパルス応答を描いたものである<sup>16</sup>。ここでの分析では、特に企業部門の設備投資行動に焦点を当てている。設備投資は、滑らかに変動する消費と異なり、経済状況に非常に感応的であり、わが国の景気循環において主要な役割を有している。このため、金融政策の効果をより敏感に反映している。

図5 [1] をみると、第1の定式化による推計結果と同様の結果が得られていることがわかる。超低金利のもとで、設備投資とCGPIインフレ率の相互作用が弱まっている（1行2列目および2行1列目）。オーバーナイト金利のCGPIインフレ率、設備投資ショックに対する可変インパルス応答（1、2行3列目）は、1999年以降にほぼゼロとなっている。同様に、設備投資、CGPIインフレ率のオーバーナイト金利ショックに対する可変インパルス応答（3行1、2列目）は、1999年以降に低下している。その一方で、政策コミットメントは、企業の業況に関する期待のオーバーナイト金利ショックに対する可変インパルス応答（3行4列目）を拡大させている。同時に、企業の業況に関する期待の自らのショックに対する可変インパルス応答（4行4列目）も、1999年以降増大しており、期待形成に対する動学的なインパクトが増幅されていることがわかる。

## (3) 将来期待の相互作用に関する分析

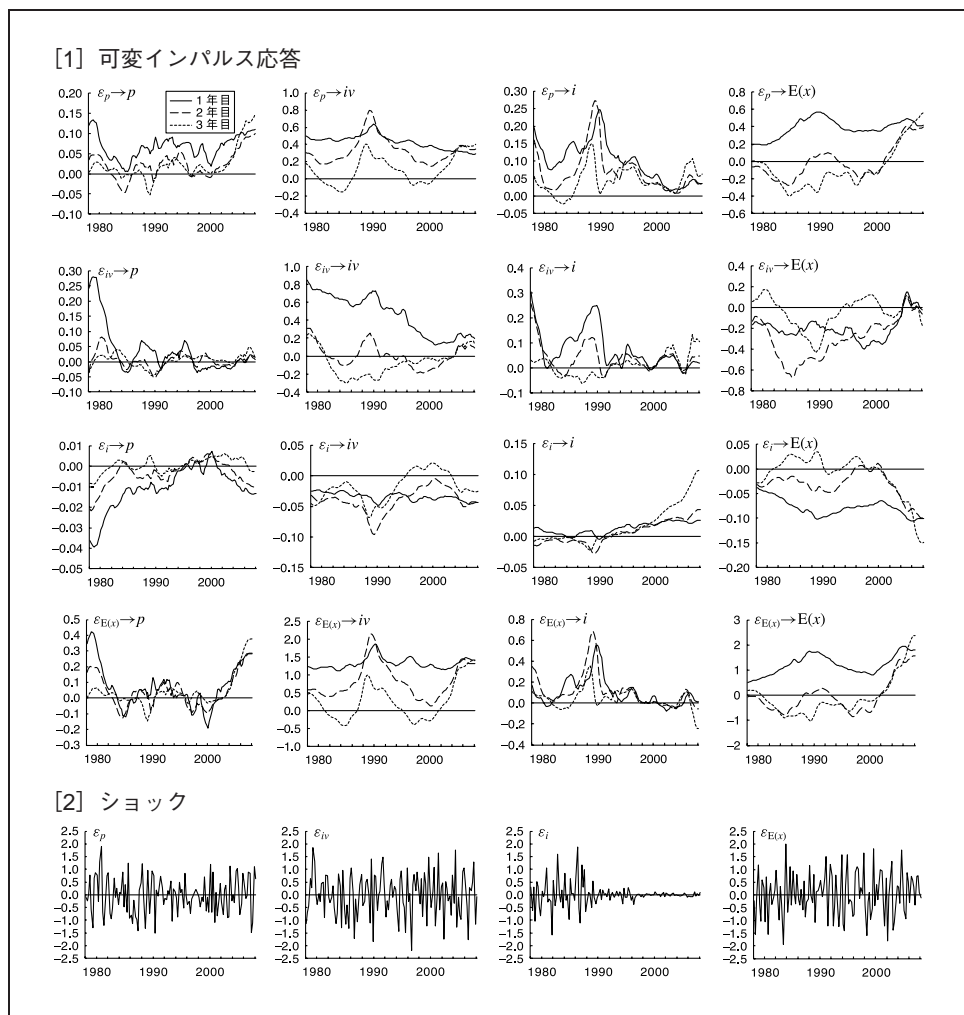
政策コミットメントの民間部門の期待形成に対する効果を確認するため、ここでは、消費動向調査における家計の物価および暮らし向きに関する見通し、5年物国債金利の3変数からなる第3の定式化による推計を行う<sup>17</sup>。

図6は、可変インパルス応答の推計結果を示している。推計結果から次の2点が注目される。第1に、家計のインフレに関する期待の暮らし向きに関する期待ショック

16 確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルの推計において、ラグ次数は全ての変数について2期を仮定する。また、変数識別の順番は、CGPIインフレ率、設備投資、オーバーナイト金利、企業の業況に関する期待とした。

17 確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルの推計において、ラグ次数はここでも全ての変数について2期を仮定する。また、変数識別の順番は、家計のインフレに関する期待、家計の暮らし向きに関する期待、長期金利とした。

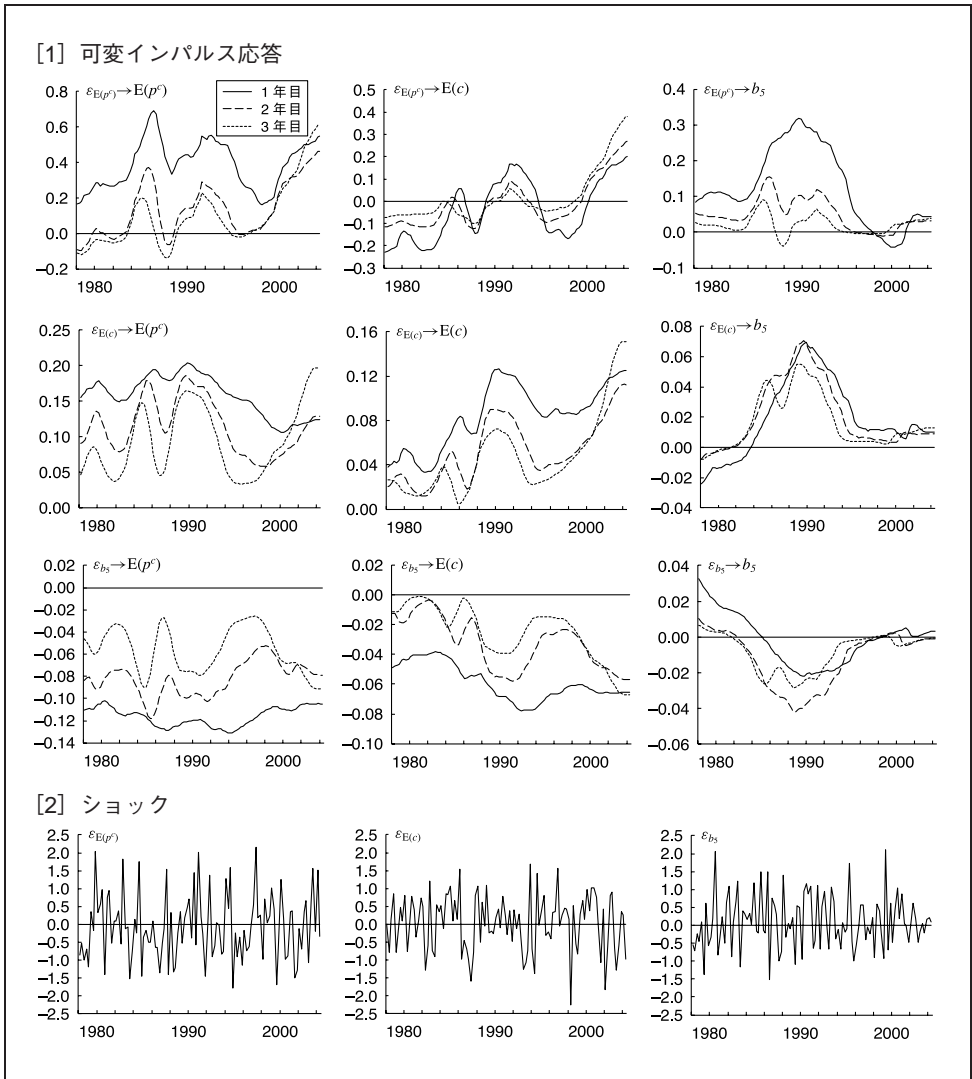
図5 企業の将来期待を含んだ推計



備考：1)  $p$ : CGPI インフレ率、 $iv$ : 設備投資、 $i$ : オーバーナイト金利、 $E(x)$ : 企業の業況に関する期待を示す。  
 2)  $\varepsilon_a \rightarrow b$  は、 $a$  ショックに対する  $b$  変数の可変インパルス応答を示す。  
 3) 可変インパルス応答では、推計期間の確率の変動ボラティリティの平均をとり、その1標準偏差分のショックを与えた。ショックの大きさは、それぞれ  $\varepsilon_p = 0.44$ 、 $\varepsilon_{iv} = 1.5$ 、 $\varepsilon_i = 0.077$ 、 $\varepsilon_{E(x)} = 2.1$  である。

クに対する可変インパルス応答（2行1列目）は、特に2、3年の応答について、日本銀行が政策コミットメントを行った1999年以降拡大している。また、家計の暮らし向きに関する期待のインフレに関する期待ショックに対する可変インパルス応答（1行2列目）も、1999年以降大きくなっている。この間、1999年以降、家計の暮らし向きに関する期待とインフレに関する期待両者の、自らのショックに対する可変インパルス応答（それぞれ1行1列目、2行2列目）も拡大している。こうした

図6 期待変数間の相互作用に関する分析



備考：1)  $E(p^e)$ : 家計のインフレに関する期待、 $E(c)$ : 家計の暮らし向きに関する期待、 $b_5$ : 長期金利を示す。

2)  $\varepsilon_a \rightarrow b$  は、 $a$  ショックに対する  $b$  変数の可変インパルス応答を示す。

3) 可変インパルス応答では、推計期間の確率的変動ボラティリティの平均をとり、その1標準偏差分のショックを与えた。ショックの大きさは、それぞれ  $\varepsilon_{E(p^e)} = 1.4$ 、 $\varepsilon_{E(c)} = 0.33$ 、 $\varepsilon_{b_5} = 0.36$  である。

観察事実からは、政策コミットメントによって、家計の暮らし向きに関する期待とインフレに関する期待の間に正の相互関係が作り出された可能性が示唆される。

第2に、家計の暮らし向きに関する期待の長期金利ショックに対する可変インパルス応答（3行2列目）が1999年以降、マイナス方向に拡大している。家計のインフ

レに関する期待の長期金利ショックに対する可変インパルス応答（3行1列目）も、幾分弱めではあるが、同様にマイナス方向に拡大している。こうした長期金利に対する期待変数の反応は、政策コミットメントによって、将来の金利経路に関する予想形成に影響を及ぼすとの政策波及メカニズムが強まっていた可能性を示唆している。

以上の分析結果からは、日本銀行が2度にわたって行った政策コミットメントは、1995年以降から続く超低金利の環境のもとでも、産出量、投資、物価、金利といった実体経済変数の間の関係を変えることはなかったと結論付けられる。しかしながらその一方で、政策コミットメントは、民間部門における期待を刺激した可能性を示唆する実証結果も得られた。ただし、こうした期待の変化は結果として実際の経済活動にまでは波及せず、デフレ期待が完全に反転されるには至らなかった点には留意を要する。

#### 4. 政策コミットメントを巡る理論と現実

本稿ではここまで、先行き経済への期待形成変化のイールドカーブの動きを通じた分析、将来期待変数を含めたマクロ変数間の動学的な相互依存関係に関する確率的変動ポラテリリティ付き TVP-VAR モデルを用いた分析の2つのアプローチによって金融政策コミットメントの効果を検証してきた。これら2つのアプローチからは、異なる分析手法を使ったにもかかわらず、次の2つの頑健な結果を得た。第1は、金融政策コミットメントは、民間部門におけるわが国経済の将来期待を、金利、一般物価、産出量といった広範な分野で変えることに成功した。これは、政策コミットメントが有効であった側面といえる。第2は、金融政策コミットメントは、一方で、産出量、物価をそれ以前のトレンド経路にまで押し戻すことができなかった。このことは、金融政策コミットメントは、円滑な経済資源の再配分を構造的に阻害してきた要因を取り除く万能薬とはならないことを示している。

日本銀行のゼロ金利政策期、量的緩和政策期における金融政策は、足許の政策金利水準の変更よりも、将来の金融政策への期待を制御することに大きく依存している点によって特徴付けられる。しかしながら、日本銀行は、こうした政策措置を、外部からの政策提言に直接的な形で従って採用したわけではなく、その当時の政策対応過程の延長線上で自然な拡張として行われたものである。この過程では、日本銀行の外部において、学者なども含めて、日本銀行の政策措置に関する誤った理解が広がった<sup>18</sup>。この結果、日本銀行がゼロ金利政策や量的緩和政策のもとで遂行した政策措置が、名目金利の非負制約のもとでの経済理論上の望ましい政策運営と共通した要素を有していたにもかかわらず、こうした誤解によって、デフレ経済状況を克服するために、さらに極端な政策手段をとるべきという議論につながってしまったように思われる。

18 この点についての詳しい議論としては、植田 [2005] を参照のこと。



本節では、日本銀行によるゼロ金利政策や量的緩和政策を評価していくうえで、ゼロ金利制約下における金融政策運営を巡る理論的な研究成果をどう理解していくかという点について、若干の考察を加える。

## (1) 歴史依存政策についての理解

Eggertsson and Woodford [2003]、Jung, Teranishi, and Watanabe [2005]などは、名目金利がゼロ制約に服しているもとでは、テイラールールが正の金利設定を示した後も暫くの間、ゼロ金利を継続する歴史依存性のある政策が望ましいと主張している<sup>19</sup>。このため、ゼロ金利下での政策コミットメントについての議論では、ゼロ金利を解除するタイミングが最大の論点となっている。しかしながら、こうした理論的な考察の現実の政策運営に対する含意を考えるうえで、経済が定常状態に回帰するまでの短期金利の経路全体に注目していくことがより重要である。

この点について、日本銀行の政策コミットメントでは、ゼロ金利継続期間だけでなく、ゼロ金利解除後の金利水準の調整ペースについても明らかにしている。実際、日本銀行は量的緩和政策期に2つの声明を公表している。第1は、2001年3月の量的緩和政策の開始時における量的緩和政策を「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、継続することとする」というものである。第2は、2006年3月の量的緩和政策の解除時における「先行きの金融政策運営としては、無担保コールレートを概ねゼロ%とする期間を経た後、経済・物価情勢の変化に応じて、徐々に調整を行うことになる。（中略）経済がバランスのとれた持続的な成長過程をたどる中にあって、物価の上昇圧力が抑制された状況が続いていくと判断されるのであれば、極めて低い金利水準による緩和的な金融環境が当面維持される可能性が高いと考えている。」というものである<sup>20</sup>。日本銀行が行った政策コミットメントを評価するに当たっては、これら2つのステートメントを踏まえ、政策金利の将来経路全体に対する期待への働きかけを考慮して

19 ただし、歴史依存的政策は時間不整合性の問題を有している。つまり、中央銀行は、流動性の罍のもとで将来の金融緩和継続を約束して経済を刺激する動機を持つが、流動性の罍から脱却した後には、中央銀行は約束した金融緩和を遵守する動機を失ってしまう。この点について、Bernanke [2003]は、物価水準ターゲットを採用することで、時間不整合性の問題に捕われることなく、中央銀行にデフレを相殺するよう、インフレ率の一時的なオーバーシュートを許容させることができると主張している。彼は、期待制御を行ううえで物価水準ターゲットが有効であることを強調している。つまり、物価水準ギャップ（ターゲットとなる物価水準と実際の物価水準との乖離）が大きくなれば、中央銀行は物価水準ターゲットを実現するべく積極的に政策運営を行うことになり、これがデフレからインフレへの期待の変化を生み出すことになるとの議論を展開している。

20 量的緩和政策の解除に向けて、日本銀行はゼロ金利解除後も金利変更が緩やかに行われていくことに繰り返し注意を喚起している。例えば、2005年10月の日本銀行展望レポートでは、量的緩和政策後の金融政策経路について、「今回の展望レポートの経済・物価見通しが実現することを前提とすると、現在の金融政策の枠組みを変更する可能性は、2006年度にかけて高まっていくとみられる。（一部省略）枠組み変更後のプロセスを概念的に整理すると、極めて低い短期金利の水準を経て、次第に経済・物価情勢に見合った金利水準に調整していくという順序をたどることになると考えられる。」との政策運営の考え方を示している。

いく必要がある。

また、政策コミットメントの評価に当たっては、経済構造も加味していくことが重要である。例えば、Sugo and Teranishi [2008] は、ゼロ金利に対する政策コミットメントの入口・出口戦略は、経済主体のフォワードルッキングさの度合い、慣性的な動きの強さおよびショックの大きさや減衰スピードなどによって大きく異なることを示している。特に、彼らは、より大きな負のショックに対しては、より長期間にわたるゼロ金利の継続が必要になる一方で、インフレに慣性的な動きが強い場合には、ゼロ金利を若干早く終了する必要があることを示している。加えて、インフレに慣性的な動きが強い場合には、政策金利を定常状態水準に向けて徐々に調整する必要がある。これは、インフレに慣性的な動きがある場合には、インフレの変動を抑えることが望ましいことによる。

## (2) ショックの性質と経済構造

これまでのいくつかの研究は、政策コミットメントの効果が経済の慣性的な動きの強さ、総需要の金利弾力性の大きさ、ショックの性質に応じて変わることを示している。Sugo and Teranishi [2008] は、経済の慣性的な動きが強く、想定される負のショックが大きな場合には、金融政策コミットメントでは深刻なデフレを食い止められないことを示している。Levin, Lopez-Salido, Nelson, and Yun [2009] は、金融政策コミットメントは規模と持続性が小さい自然利子率ショックに対しては有効であるが、規模と持続性が大きなショックに対しては、十分な景気刺激効果をもたらさないことを示している。

これらの論文は、大幅かつ持続的な景気後退に対して、中央銀行が将来の金融政策の経路について適切なコミットメントを行ったとしても、それだけでは経済活動を十分に刺激できない可能性を示唆している。言い換えると、金融政策コミットメントは、ショックの影響を時間を通じて平準化することはできるが、ショックの規模と持続性が大きい場合には、こうしたショックの平準化だけでは、十分に経済パフォーマンスを改善させることができず、必ずしも万能な政策処方箋とはならないと考えられる。

量的緩和政策のもとで、日本銀行は5年以上にわたりゼロ金利を継続した。わが国の経験は、ショックの規模が極めて大きいだけでなく、ショックが非常に持続的であったため、経済が長期停滞に陥ってしまったことを示していると考えられる。

## (3) 構造問題と経済の定常状態の下方シフト

追加的な論点として留意しておく必要があるのは、ゼロ金利のもとの最適金融政策についての理論的分析では、負のショックが徐々に減衰していくと仮定されていることである。これは、経済が将来のある時点で流動性の罫から抜け出せると仮

定していることを意味する。仮に、流動性の罫から抜け出す確率がゼロだとすれば、これまでのコミットメント政策についての理論的な分析は役に立たなくなる。

今、恒久的な供給ショックが潜在成長率を低下させるケースを考える。このとき、ゼロ金利制約に服したとしても、政策コミットメントを行うことによって、金融政策は新たな定常状態への遷移に伴うコストを緩和させることができる。しかしながら、この場合でも、金融政策単独では、元の定常状態に経済を回帰させることはできず、経済構造上の阻害要因に直接働きかける構造政策を実行する必要がある<sup>21</sup>。その場合、構造的な問題を取り除く政策を実行すると、短期的には大きなネガティブなショックが生じる可能性があるが、中長期的に潜在成長が回復し、それにより金融政策の有効性が回復する見込みがあれば、前例のない思い切った政策コミットメントを行うことができるかもしれない。

かんがみると、わが国経済は、1990年代初めの資産価格バブルの崩壊によって生じた漸進的な構造調整によって、大規模かつ持続的な負のショックにさらされてきた。言い換えれば、日本銀行がゼロ金利政策、量的緩和政策を通じて直面した政策運営課題は、安定した成長トレンド経路の周りでの標準的な経済安定化政策ではなく、経済の持続的成長の基盤が損なわれたもとの手探りの政策運営であった。もっとも、現実には、限られた経済構造についての知見のもとで、ショックの規模や持続性をリアルタイムで的確に見極めていくことは、極めて難しい課題である。

#### (4) 非正統的政策手段

翁・白塚 [2003] が指摘するように、量的緩和政策では、金融部門と非金融部門をつなぐ波及経路が分断されていたため、経済全体へと緩和効果が広がることはなかった。量的緩和政策は、短期金融市場や国債市場におけるリスクプレミアムを低下させることには成功したが、こうしたリスクプレミアムの低下は、その他の金融市場を含む経済全体におけるリスクテイク行動を誘発するには至らなかった。

また、白塚 [2010] は、今回の金融経済危機で各国中央銀行が大規模かつ広範な金融資産購入を行っていることを指摘したうえで、中央銀行は、バランスシートの規模と構成という2つの要素を積極的に変化させる非正統的政策手段を実施していることに言及している。こうした中央銀行の行動は、標準的なニューケインジアン・マクロモデルでは説明されていない経済構造が現実経済で重要な役割を担っていることを示唆している。

こうした議論は、標準的なニューケインジアン・マクロモデルにはない波及メカニズムを取り込み、ゼロ金利のもとでの政策分析を拡張することの重要性を示すものである。

21 Reifschneider and Williams [2000] は、経済が極端に悪化した場合には、通常の金融政策のみでは経済を元の安定した状態に回帰させることができないことを示している。これは、財政政策を含めた、供給サイドの政策手段が流動性の罫から抜け出るうえで必要になることを示している。

## 5. 結び

---

本稿では、日本銀行のゼロ金利のもとでの政策コミットメントの効果を、金融市場、実体経済活動の両者に対して、2つの実証分析によって検証した。分析結果は、日本銀行による短期金利の将来経路に関する政策コミットメントは、政策金利のごく小幅な変更だけを伴ったものであったが、民間部門の期待を、金融市場だけでなく家計、企業部門においても、前向きな方向に変えたことを示している。しかしながら、この政策コミットメントの効果は、流動性の罍のもとで、実体経済活動にまで及ぶことはなかった。

この点、Woodford [2005] は、最も明確なコミュニケーション政策として、金融政策ルールを宣言することで、中央銀行は流動性の罍のもとでも経済主体の将来期待のみならず実体経済変数を制御できると主張している。しかしながら、本稿での分析結果を踏まえると、経済理論的な視点からの考察だけでは政策コミットメントを巡る分析は十全なものとはなりえず、データに基づいた政策効果の検証を注意深く行っていく必要があると考えられる。

今次金融危機に直面して、各国中央銀行は、迅速かつ果敢に行動し、大規模な負のショックに対処してきた。この過程で、Fed、イングランド銀行、欧州中央銀行、日本銀行といった主要国の中央銀行は、通常の金利政策を通じた金融緩和の余地をほぼ使い尽くしている。このため、各国中央銀行は、政策コミットメント、流動性供給なども含めた非正統的政策手段を導入するに至っている。こうした政策の組合せは、決して目新しいものではなく、日本銀行が過去に経験した状況と極めて似通ったものである。前述のとおり、これらの非正統的政策手段は、純粋な金融政策をゼロ金利のもとで自然に拡張したものとしてではなく、金融システムを救済するための緊急処置として理解されるべきである。この点、こうした非正統的政策手段の性格は、不良債権の償却や自己資本の再構築によって金融機関のバランスシート調整が進展するまでの、時間稼ぎである点に留意する必要がある。

## 参考文献

- 伊藤 智・猪又祐輔・川本卓司・黒住卓司・高川 泉・原 尚子・平形尚久・峯岸 誠、「GDP ギャップと潜在成長率の新推計」、日銀レビュー No. 2006-J-8、2006 年  
 鶴飼博史、「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」、『金融研究』第 25 巻第 3 号、  
 日本銀行金融研究所、2006 年、1～45 頁
- 植田和男、『ゼロ金利との闘い』、日本経済新聞社、2005 年
- 翁 邦雄・白塚重典、「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」、『金融研究』第 22 巻第 4 号、日本銀行金融研究所、2003 年、255～292 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
- 白塚重典、「わが国の量的緩和政策の経験—中央銀行バランスシートの規模と構成を  
 巡る再検証—」、『フィナンシャル・レビュー』、財務省財務総合政策研究所、2010 年  
 (近刊)
- ・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、日本銀行研究所、2001 年、  
 137～170 頁
- Bianchi, Francesco, Haroon Mumtaz, and Paolo Surico, “The Great Moderation of  
 the Term Structure of UK Interest Rate,” *Journal of Monetary Economics*, 56, 2009,  
 pp. 856–871.
- Bernanke, Ben S., “Some Thought on Monetary Policy in Japan,” Speech given at  
 the 60th Anniversary Meeting of the Japan Society of Monetary Economics, Tokyo,  
 May 31, 2003.
- Eggertsson, Gauti, and Michael Woodford, “The Zero Bound on Interest Rates  
 and Optimal Monetary Policy,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 2003,  
 pp. 139–211.
- Jung, Taebun, Yuki Teranishi, and Tsutomu Watanabe, “Optimal Monetary Policy at  
 the Zero-Interest-Rate Bound,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 37 (5), 2005,  
 pp. 813–835.
- Kimura, Takeshi, Hiroshi Kobayashi, Jun Muranaga, and Hiroshi Ugai, “The Effects  
 of the Increase in the Monetary Base of Japan’s Economy at Zero Interest Rates:  
 An Empirical Analysis,” in *Monetary Policy in a Changing Environment, Bank for  
 International Settlement Conference Series*, 19, 2003, pp. 276–312.
- Levin, Andrew, David Lopez-Salido, Edward Nelson, and Tack Yun, “Limitations on  
 the Effectiveness of Forward Guidance at the Zero Lower Bound,” Mimeo, 2009.
- Nakajima, Jouchi, “Time-Varying Parameter Structural Vector Autoregression: A  
 Survey of Methodology and Empirical Analyses,” Mimeo, 2009.

- Nelson, Charles R., and Andrew F. Siegel, "Parsimonious Modeling of Yield Curves," *Journal of Business*, 60, 1987, pp. 473–489.
- Oda, Nobuyuki, and Kazuo Ueda, "The Effects of the Bank of Japan's Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A Macro-Finance Approach," *Japanese Economic Review*, 58 (3), 2005, pp. 303–328.
- Primiceri, E. Giorgio, "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy," *Review of Economic Studies*, 72, 2005, pp. 821–852.
- Reifschneider, David, and John C. Williams, "Three Lessons for Monetary Policy in a Low-Inflation Era," *Journal of Money, Credit and Banking*, 32 (4), 2000, pp. 936–966.
- Söderlind, Paul, and Lars E. O. Svensson, "New Techniques to Extract Market Expectation from Financial Instruments," *Journal of Monetary Economics*, 40 (2), 1997, pp. 383–429.
- Sugo, Tomohiro, and Yuki Teranishi, "The Zero Interest Rate Policy," IMES Discussion Paper No. 2008-E-20, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2008.
- Woodford, Michael, "Central-Bank Communication and Policy Effectiveness," in *Inflation Targeting: Implementation, Communication and Effectiveness*, Sveriges Riksbank, 2005.

## 補論 1. イールドカーブ分析の枠組み

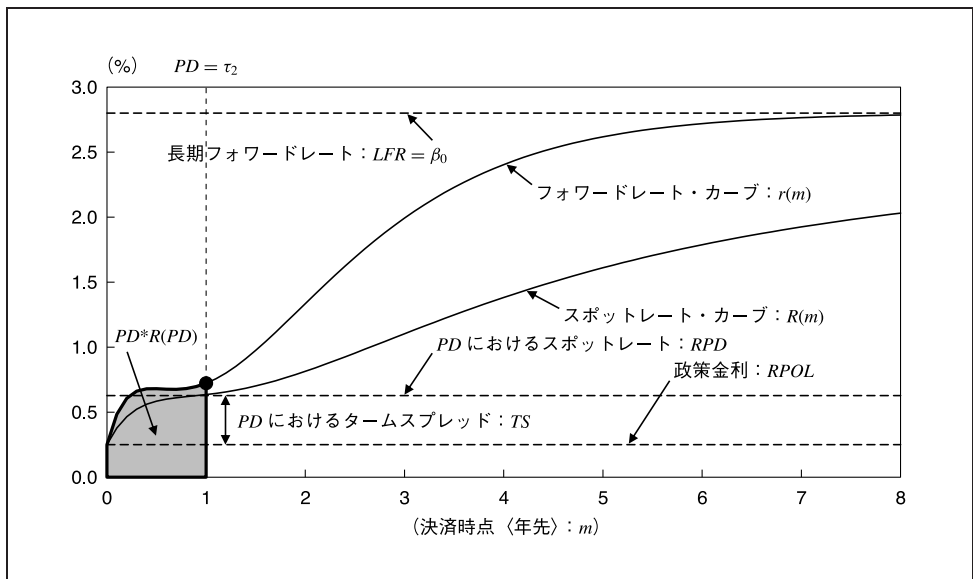
補論 1 では、2 節の分析で利用した政策コミットメントの時間的視野に関する市場の期待やイールドカーブの低位安定化度を捕捉するための時間軸効果指標について解説する（図 A-1 の概念図を参照）。本稿では、翁・白塚 [2003] 同様、Söderlind and Svensson [1997] が示した拡張された Nelson and Siegel [1987] モデル（拡張ネルソン＝シーゲル・モデル）を利用するが、推計期間を量的緩和政策解除後までを含む期間に延長するため、翁・白塚 [2003] の提案した指標に若干修正を加えたものを用いる。

### (1) 拡張ネルソン＝シーゲル・モデル

拡張ネルソン＝シーゲル・モデルは、単純かつ簡便で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。特に、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、比較的単純な定式化により、推計結果の頑健性を確保できる点が極めて重要である。

今、 $m$  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（instantaneous forward rate curve; IFR カーブ）を  $r(m)$  とすると、その定式化は、次式のとおりである。

図 A-1 時間軸効果指標（概念図）



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

ただし、 $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\tau_1$  および  $\tau_2$  は、データから推計される推計値で、 $\beta_0$ 、 $\tau_1$  および  $\tau_2$  はプラスの符号条件が期待される。

(A-1) 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  $\beta_0$  となることが指摘できる。推計に際しては、満期がゼロに近づくときの極限值が  $\beta_0 + \beta_1$  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。また、満期が無限大に近づくときの極限值が  $\beta_0$  という一定値に収束する特性は、時間軸指標の1つを構築するのに用いる。

## (2) 時間軸効果指標

次に、上述した拡張ネルソン＝シーゲル・モデルの推計結果を基に、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。

第1に、時間軸  $PD$  を、 $r(m)$  の2段階目の上昇が顕著となる  $\tau_2$  までの時間距離と定義する。図 A-1 ではこの点は、概ね1年程度である。なお、(A-1) 式の右辺第4項は、 $\tau_2$  で最小値をとり、かつ、 $\tau_2$  は常に  $\tau_1$  よりも大きいため、全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年となっている。

第2に、 $PD$  におけるタームスプレッド  $TS$  を  $PD$  におけるスポットレートの推計値  $RPD$  と政策金利 ( $RPOL$ ) の差として定義する。 $RPD$  は、IFRの満期ゼロから  $PD$  までの平均値となるため、 $TS$  は次式のように書ける。

$$TS = RPD - RPOL = \frac{1}{PD} \int_{s=0}^{PD} r(s) ds - RPOL.$$

ここで、 $TS$  の低下は、市場参加者が短期金利の将来経路について、無担保コールレート・オーバーナイト物の誘導水準で推移すると予想していることを意味する。また、この指標は、市場参加者が認識している資金流動性リスクの大きさを示している。

第3に、長期フォワードレートに相当する  $\beta_0$  を  $LFR$  と表し、期待インフレ率と期待成長率の和、あるいは期待名目成長率の代理指標とみることとする。より厳密には、定常状態における名目金利  $i^*$  は、フィッシャー方程式より、定常状態における実質金利  $r^*$  と定常状態におけるインフレ率  $\pi^*$  の和と考えることができ、 $LFR$  はこれにリスクプレミアムが加わったものである。このため、 $LFR$  は次式のように書ける。



$$LFR = i^* + \rho = r^* + \pi^* + \rho,$$

ただし、 $\rho$  はリスクプレミアムである。 $LFR$  は、リスクプレミアムが一定であれば、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とみることができる。

### (3) データ

なお、拡張ネルソン＝シーゲル・モデルの推計には、(1) 無担保コールレート・オーバーナイト物（加重平均値、日本銀行）、(2) ユーロ円 TIBOR 1～12 ヶ月物（レート呈示銀行平均値、Bloomberg）、(3) 円スワップ・レート 1～12 年物、15 年物、20 年物（Bloomberg）を利用する。

## 補論 2. 確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデル

補論 2 では、3 節の分析で利用した確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルについて解説する<sup>22</sup>。

### (1) 分析枠組み

確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルを導入するために、まず、次式で与えられる標準的な構造 VAR モデルを考える。

$$\mathbf{A} \mathbf{y}_t = \mathbf{F}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \mathbf{F}_s \mathbf{y}_{t-s} + \mathbf{u}_t, \quad t = s + 1, \dots, n. \quad (\text{A-2})$$

ここで、 $\mathbf{y}_t$  は観察された変数ベクトル ( $k \times 1$ )、 $\mathbf{A}$  および  $\mathbf{F}_1, \dots, \mathbf{F}_s$  は係数行列 ( $k \times k$ ) である<sup>23</sup>。攪乱項  $\mathbf{u}_t$  は構造ショック ( $k \times 1$ ) であり、 $\mathbf{u}_t \sim N(0, \Sigma)$  と仮定する。ただし、

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_k \end{pmatrix},$$

である。さらに、構造ショックの同時点間関係について、リカーシブな識別条件を仮定することで、次のような下方三角化行列を仮定する。

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \cdots & a_{k,k-1} & 1 \end{pmatrix}.$$

ここで、(A-2) 式を次式のとおり、誘導形構造 VAR モデルに書き直す。

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{B}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \mathbf{B}_s \mathbf{y}_{t-s} + \mathbf{A}^{-1} \Sigma \mathbf{e}_t, \quad \mathbf{e}_t \sim N(0, \mathbf{I}_k).$$

ただし、 $i = 1, \dots, s$  について、 $\mathbf{B}_i = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{F}_i$  である。さらに、 $\mathbf{B}_i$  の列要素を連結することで  $\boldsymbol{\beta}$  ( $k^2 s \times 1$ ) を生成し、 $\mathbf{X}_t = \mathbf{I}_k \otimes (\mathbf{y}'_{t-1}, \dots, \mathbf{y}'_{t-k})$  ( $\otimes$  はクロネッカー積) と定義すると、上記モデルは、次式のように書ける。

22 確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルのより詳細な説明については、Nakajima [2009] を参照のこと。

23 定数項については、各データ系列の平均値を差し引くことで、時間を通じて一定であると仮定している。

$$y_t = \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{A}^{-1} \boldsymbol{\Sigma} \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad t = s + 1, \dots, n. \quad (\text{A-3})$$

ここで、(A-3)式におけるパラメータは全て時間を通じて不変である。そこで、次に、これらパラメータが時間を通じて変化することを許容することで、確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルに拡張する。

今、次式によって定式化される確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルを考える。

$$y_t = \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta}_t + \mathbf{A}_t^{-1} \boldsymbol{\Sigma}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad t = s + 1, \dots, n. \quad (\text{A-4})$$

ただし、 $\boldsymbol{\beta}_t$ 、 $\mathbf{A}_t$ 、 $\boldsymbol{\Sigma}_t$ のパラメータは、全て時間を通じて変化すると仮定する。可変パラメータの過程のモデル化はいくつかのアプローチがあるが、以下では、Primiceri [2005] に則り、(A-4) 式のパラメータがランダムウォーク過程に従うと仮定する。すなわち、 $\mathbf{a}_t = (a_{21}, a_{31}, a_{32}, a_{41}, \dots, a_{k,k-1})'$  を  $\mathbf{A}_t$  の下方三角化要素を連結したもの、また、 $j = 1, \dots, k$ 、 $t = s + 1, \dots, n$  について  $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2$  とするとき、 $\mathbf{h}_t = (h_{1t}, \dots, h_{kt})'$  と書くと、

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\beta}_{t+1} &= \boldsymbol{\beta}_t + \mathbf{u}_{\beta t}, \quad \mathbf{a}_{t+1} = \mathbf{a}_t + \mathbf{u}_{at}, \quad \mathbf{h}_{t+1} = \mathbf{h}_t + \mathbf{u}_{ht}, \\ \begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_t \\ \mathbf{u}_{\beta t} \\ \mathbf{u}_{at} \\ \mathbf{u}_{ht} \end{pmatrix} &\sim N \left( 0, \begin{pmatrix} \mathbf{I} & \mathbf{O} & \mathbf{O} & \mathbf{O} \\ \mathbf{O} & \boldsymbol{\Sigma}_\beta & \mathbf{O} & \mathbf{O} \\ \mathbf{O} & \mathbf{O} & \boldsymbol{\Sigma}_a & \mathbf{O} \\ \mathbf{O} & \mathbf{O} & \mathbf{O} & \boldsymbol{\Sigma}_h \end{pmatrix} \right), \quad t = s + 1, \dots, n, \end{aligned}$$

となる。なお、 $\boldsymbol{\beta}_{s+1} \sim N(\boldsymbol{\mu}_{\beta 0}, \boldsymbol{\Sigma}_{\beta 0})$ 、 $\mathbf{a}_{s+1} \sim N(\boldsymbol{\mu}_{a 0}, \boldsymbol{\Sigma}_{a 0})$ 、 $\mathbf{h}_{s+1} \sim N(\boldsymbol{\mu}_{h 0}, \boldsymbol{\Sigma}_{h 0})$  と仮定する。

## (2) 推計手法

確率的変動ボラティリティ付き TVP-VAR モデルは、たとえ尤度関数が複雑で評価が難しい場合でも、ベイズのな手法に基づくマルコフ連鎖モンテカルロ法 (Markov chain Monte Carlo method; MCMC 法) によって推計できる。本稿での推計においては、共分散行列の  $i$  番目の対角要素について、 $(\boldsymbol{\Sigma}_\beta)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(40; 0:02)$ 、 $(\boldsymbol{\Sigma}_a)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4; 0:02)$ 、 $(\boldsymbol{\Sigma}_h)_i^{-2} \sim \text{Gamma}(4; 0:02)$  との事前分布を仮定する。また、可変パラメータの初期値については、 $\boldsymbol{\mu}_{\beta 0} = \boldsymbol{\mu}_{a 0} = \boldsymbol{\mu}_{h 0} = 0$ 、 $\boldsymbol{\Sigma}_{\beta 0} = \boldsymbol{\Sigma}_{a 0} = \boldsymbol{\Sigma}_{h 0} = 10 \times \mathbf{I}$  とする。事後的な推計値の計算には、最初の 1,000 サンプルを捨てたうえで、10,000 サンプルを抽出する。

### (3) データ

推計には、1977年第1四半期から2007年第4四半期までの以下の四半期データを利用した。(1) 消費者物価(平均、総合除く生鮮、季節調整済み、消費税段差調整済み、総務省)、(2) 企業物価指数(平均、消費税段差調整済み、日本銀行)、(3) GDPギャップ(伊藤ほか[2006]に従った)、(4) 設備投資(国民経済計算、季節調整済み、内閣府)、(5) オーバーナイト金利(call rate、日本銀行)、(6) 5年物国債金利(ジェネリック、Bloomberg)、(7) 暮らし向きと物価の見通し(共に総世帯平均、消費動向調査〈暮らし向きについては原系列の公表データについて季節調整を行った。物価の見通しについては季節調整済み公表データを用いており、指数を±で反転させた。〉、内閣府)、(8) 先行き予想業況判断指数DI(全企業、全産業、短観、日本銀行)。