



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

政策金利ゼロ制約下における 金融政策効果の抽出

鎌田康一郎*

kouichirou.kamada@boj.or.jp

須合智広*

tomohiro.sugou@boj.or.jp

No.06-J-13
2006年7月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 企画局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

政策金利ゼロ制約下における金融政策効果の抽出[◆]

鎌田 康一郎^{*}・須合 智広^{**}

【要旨】

本稿では、政策金利ゼロ制約下における金融政策の効果を分析する新たな手法を提示し、金融政策が資産バブル崩壊後のわが国経済の回復にどの程度寄与したのかを定量的に分析する。本稿の手法は3つの柱から構成されている。第1に、政策金利ゼロ制約の影響を直接受けていない「中間変数」を用いて、様々な施策を包含した総体としての金融政策を表す「政策代理変数」を定義する。第2に、政策代理変数と為替相場に符号制約を課した構造VARを用いて、金融政策スタンスの変化を識別する。第3に、マルコフ連鎖モンテカルロ法を用いて、金融政策の波及経路に生じた構造変化点を推定する。実証分析によると、1990年代以降、物価や生産に対する金融政策の効果が低下したのは、政策金利のゼロ制約や不良債権によって銀行の金融仲介機能が有効に働かなかったことに原因の一端がある。ただ、本稿の分析は、銀行の不良債権と表裏の関係にあるバランスシートの毀損が生じた企業や家計が低金利下でも投資や消費を増やさなかったことや経済活動が次の経済活動を誘発する民間経済に内在するメカニズムが働かなかったことが、さらに重要な原因であることを示している。

◆ 本稿の作成過程で、西村清彦氏（日本銀行審議委員）ならびに日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂戴した。この場を借りて、深く感謝の意を表したい。もちろん、あり得べき誤りは筆者に属する。なお、本論文の内容や意見は、筆者個人に属するものであり、日本銀行および企画局の公式見解を示すものではない。

* 日本銀行企画局（kouichirou.kamada@boj.or.jp）

** 日本銀行企画局（tomohiro.sugou@boj.or.jp）

1. はじめに

1990年代初頭における資産バブルの崩壊後、日本銀行は、漸次公定歩合を引き下げ、緩和的な金融市場調節方針を打ち出していった。その結果、1995年には、政策金利である無担保コールレート・オーバーナイト物が0.25%まで低下した。その後、日本銀行は、1999年に「ゼロ金利政策」、2001年に「量的緩和政策」を導入し、2003年には同政策継続の消費者物価指数に基づく「約束」の条件を明確化するなど、様々な金融政策を実施してきた(図1)。こうした一連の政策のうち、ゼロ金利とその継続への「約束」が短中期ゾーンの金利を低下させた点は(いわゆる「時間軸効果」)、大方のコンセンサスが得られている(例えば、白塚・藤木 [2001]、翁・白塚 [2003])。しかし、そうした金利の押下げ効果が、物価や景気など、金融政策の最終目標に対して、どれ程の効果を発揮し得たのかという点については、明確な答えが出ていないように思われる。本稿の目的は、1990年代後半以降の政策金利ゼロ制約下における金融政策の効果を分析する新たな手法を提示し、特に資産バブル崩壊後の金融政策がわが国経済の回復にどの程度寄与したのかを定量的に分析することにある。

金融政策の効果を分析する標準的な手法の一つに、生産、物価、金利の3変数を用いたVAR分析がある¹。これは、政策金利(米国ならフェデラルファンド・レート、わが国の場合はコールレート)から生産や物価までの金融政策の波及経路を簡潔に記述したものである。こうした分析では、政策金利に加わるショックは、主に中央銀行の政策スタンスの変更を示すものと考えられている。もっとも、1990年代後半以降のわが国のように、政策金利がほぼゼロ%になっているケースでは、こうした標準的な手法をそのまま当てはめることはできない。また、短期金利の操作を通じた標準的な経済理論を前提とすると、全体としての政策効果を過小評価してしまう可能性がある²。さらに、わ

¹ 金融政策の効果を計測する際、金利以外にマネー指標を用いることも多い(金融政策効果の識別に関する最近の研究動向をサーベイしたものに Christiano et al. [1999] がある)。実際、West (1993) は、わが国の金融政策スタンスの変化をマネー・サプライから抽出しようと試みている。また、コールレートとマネー指標の両方を含んだ最近の分析として Miyao (2002, 2005) がある。

² 例えば、量的緩和政策について考えてみると、それがインプリシットに意味しているゼロ金利とその延長上にある時間軸効果については、標準的な経済理論で理解することができ

が国では、資産バブルの前後で経済構造が変化している可能性がある。例えば、量的緩和政策で金融政策の操作変数がコールレートから日銀当座預金残高に変更されたようなケースでは、政策運営手段の変更自体が構造変化となっている可能性がある。

こうした問題を回避するため、本稿では以下のような手法を採用する。第1に、政策スタンスの変化を識別する際、ゼロ制約の影響を直接受けていない中間変数を用いる。具体的には、為替相場の他、わが国における間接金融の重要性に鑑み、銀行が企業に対して融資する際の貸出金利と貸出態度を中間変数として利用する³。第2に、政策スタンスの変化に関する情報の取りこぼしがないように、Uhlig (2005) の「符号制約 VAR」を用い、比較的異論が少ないと思われる制約条件の下で識別を行う。具体的には、金融緩和時には、円安が発生し、貸出金利が低下し、貸出態度が軟化するという制約条件を課す⁴。第3に、Chib (1996, 1998) によって提唱されたマルコフ連鎖モンテカルロ (Markov chain Monte Carlo: MCMC) の手法を用いて、わが国経済に構造変化が発生した時期を推定し、金融政策の波及経路のどの部分が機能不全に陥ったのかを特定化する。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、中間変数の利用法について議論する。また、Uhlig (2005) の符号制約 VAR の考え方を簡単に紹介する。第3節では、わが国のデータを前節のモデルに当てはめ、わが国の金融政策の効果が1990年代中に低下していった点を確認する。それを受けて、第4節では、Chib (1996, 1998) のMCMC法を用いて、わが国経済の構造変化点を推定し、金融政策の有効性が低下した原因を特定化する。第5節は結びである。

るが、日銀当座預金残高の多寡という量的指標がいかにして实体经济に影響を及ぼし得るのかという点については、学者・実務家の間でもコンセンサスが形成されていない。

³ 中間変数として、長期金利や為替相場といった伝統的な変数（例えば、Taylor [1994]を参照）から商品価格指数や長短スプレッド（文脈は異なるが、Woodford [1994]を参照）といった非伝統的な変数まで、様々な候補が考えられる。金融機関の貸出態度を金融政策スタンスの指標とする考え方は、Motonishi and Yoshikawa (1999) にも見られる。また、長短スプレッド（長期金利マイナス短期金利）は、引締め局面で低下し、緩和局面で上昇すると考えられ、通常ならば、そこから金融政策スタンスの変更を読み取ることができる。しかし、この方法は、政策金利ゼロ制約下では、上手く機能しない。なぜなら、量的緩和政策へのコミットメントを強化すると、時間軸効果を通じて長期金利が低下するが、短期金利は低下できないので、金融が緩和しているにもかかわらず、長短スプレッドが縮小するからである。

⁴ Uhlig (2005) はこれを agnostic な（先験的な仮定を置かない）方法と呼んでいる。

2. 基本モデル

本稿の分析手法は、①中間変数の利用、②符号制約 VAR、③構造変化点の推定という3つの柱から構成されている。中間変数として、本稿では複数の経済変数を想定しているが、全てをそのままの形で VAR に用いる訳ではなく、いくつかを組み合わせ、多様な政策手段の総体としての金融政策を代表する「政策代理変数」を作成し、それをコールレートの代わりに利用する。また、本節では、Uhlig (2005) によって提唱された「符号制約 VAR」について、その概要を説明する。構造変化の問題については、第4節で集中的に議論する。

(1) 中間変数の利用と政策代理変数の作成

最初に、図2を使って、銀行セクターを通じた標準的な金融政策の波及メカニズムを概観しておこう。ここでは、中央銀行が緩和スタンスへ移行するケースを想定する。中央銀行が緩和を決定すると、通常ならば、コールレートが低下する。調達金利が低下した銀行は、貸出態度を軟化させ、貸出金利を引き下げる。資金調達コストの低下は、企業の設備投資や家計の耐久財消費を促進する。そして、総需要が潜在産出量を上回ると、物価に上昇圧力が加わる。景気が回復すると、中央銀行は中立モードに戻る。こうしたプロセスの中で、コールレートは、政策スタンスの変更を最初に受け止めて変動する変数であり、先行研究でも、政策スタンスの変化を抽出するのに不可欠の変数として利用されてきた。もっとも、コールレートがゼロ%に達しているケースでは、それ以上の引き下げは不可能であり、そこから中央銀行の政策スタンスに関する情報を読み取ることができない。

そこで、本稿では、政策操作変数と最終的な政策目標の中間に位置する経済変数に着目する。具体的には、為替相場に加え、貸出金利と貸出態度を利用する。金融機関の貸出態度が軟化し、貸出金利が低下し、為替相場が円安になった場合、どのような金融政策が採られたかはともかく、その幾ばくかは中央銀行の政策スタンスの変化に起因するものと推定することができる。こうした推論は、コールレートがゼロ制約下にある場合も、依然として可能である。さらに、中間変数を採用すれば、経済活動の低迷がどのような原因で起こっているのかを特定化できるというメリットもある。例えば、政策スタンスの変更にもかかわらず中間変数が動かなければ、不良債権が原因で銀行による金融仲介機能が低下しているのではないかと推察できる。逆に、中間変数が動いたにもかかわらず

ならず、実体経済に何ら影響が及ばないなら、銀行の不良債権問題と表裏の関係にあるバランスシートの毀損が、企業や家計の経済活動の妨げとなっているのではないかと推論することができる。

中間変数は、政策スタンスの変更以外に、それ固有のショックによっても変動しており、そこから正確に政策スタンスの変化を読み取ることは難しい。ただ、この場合も、仮に中間変数を上手く組み合わせることによって、そうした固有のショックを相殺することができるなら、そうした中間変数の組合せをコールレートの代わりに用いることによって、政策スタンスの変化を識別することができる。本稿では、そうした中間変数の組合せを「政策代理変数」と呼ぶ。

中間変数から政策代理変数を作成するメリットは、以下の点にある。第1に、たとえ中央銀行が操作変数を変更しても、政策変数を変える必要がない。例えば、1988年の短期市場改革以前は、公定歩合が金融政策スタンスを代表していると考えて差し支えない。その後、1995年にかけて、次第に政策運営の主役がコールレートに移っていった。さらに、2001年に量的緩和政策が発動されると、日銀当座預金残高が金融政策の操作変数となった。このように実際の操作変数が変化しても、同じ中間変数から政策代理変数を作成していれば、同じ政策代理変数に基づいて、金融政策スタンスの変化を識別することができる。第2に、多様な政策手段の動きをコールレートの水準に換算することが可能である。そして、政策代理変数を用いる最大のメリットは、負の値をとることができるため、ゼロ制約を考慮する必要がない点にある。

本稿では、貸出金利と貸出態度という2つの中間変数を用いて、コールレートの代理変数を作成する。表1のケース1は、コールレート、貸出金利、貸出態度の関係をOLS推計したものである。サンプルは、コールレートがゼロ制約にかかっていなかった1995年12月までとした（データの推移は図3（1）、データの詳細は補論を参照）。

$$i_t^c = -3.602 + 1.558 \times i_t^l + 0.021 \times d_t. \quad (2-1)$$

この方程式によって、コールレートの動きの9割方を説明することができる。図3（2）は、(2-1)式の右辺によって計算される政策代理変数を実際のコールレートと比較したものである。政策代理変数は、中間変数をベースとしている分、コールレートに遅れて推移している傾向がある。しかし、推計期間を通じて、コールレートの動きをかなりの

精度で近似している⁵。

(2-1)式を解釈する際、貸出金利と貸出態度の間に負の相関がある点に注意する必要がある。例えば、クレジット・クラッチが発生したとしよう。この場合、貸出金利は上昇し、貸出態度は下落（硬化）すると考えられる。(2-1)式は、政策スタンスが不変なら、貸出金利の上昇と貸出態度の下落が、平均的に 0.021 対 1.558 の比率で起こることを意味している。この場合、政策スタンス不変の仮定が意味するように、コールレートは不変である。いま、中央銀行が緩和スタンスに転じたとしよう。銀行の資金調達コストの低下を映じて、貸出金利の上昇は抑制される。(2-1)式にしたがえば、この場合、金融緩和の仮定が意味するように、コールレートは低下する。

図3（2）に示されているとおり、1996年以降、わが国の金融環境は、以前にもましてかなり緩和的に推移している。まず、金融システム不安が顕現化した1997年に、政策代理変数の低下が観察される。その後、数年にわたって、政策代理変数は、ほぼ横ばいで推移したが、2001年の量的緩和政策の発動と共にさらに低下した。2005年4月現在、政策代理変数は、コールレート換算で-1.3%の水準まで低下している。この結果は、個々の政策手段の効果を明らかにするものではないが、日本銀行が金融市場の安定的な機能の確保や企業金融の円滑化を企図して実施してきた様々な施策が、金融緩和効果を発揮してきたことを示す証左である。

最後に、他の中間変数を組み合わせて政策代理変数を作成することを考えてみよう。図4には、 M_2+CD を新たに加えて作成した複数のコールレートの代理変数が示されている。第1に、貸出金利を含まない代理変数は、決定係数が50%程度と低いことからわかるとおり（表1）、1995年以前のコールレートを十分にトレースできていない。第2に、貸出態度は、1995年以降の代理変数の動きを決める上で、重要な役割を果たしている。第3に、貸出金利と貸出態度に M_2+CD を追加しても、代理変数はほとんど変化しない。これらの結果を総合すると、政策代理変数を作成する際、貸出金利と貸出態度は不可欠の要素と考えられるが、マネーサプライを用いるメリットは小さいことが示

⁵ 本稿の手法は、中間変数から政策代理変数を作成し、それをVARの変数として用いることにより、金融政策スタンスの変化を識別するという2段階接近法である。これに対し、政策代理変数を使わず、中間変数をそのままVARの変数として用いる方法も考え得る。しかし、本稿では、政策代理変数は実際のコールレートの動きを十分に近似している、政策代理変数を用いた方が結果の解釈が容易であるという2つの理由から、前者の方がより有用であると考えた。

唆される⁶。

(2) 符号制約 VAR による政策スタンスの変化の識別

本稿では、金融政策ショックを識別する際、Uhlig (2005)によって提案された「符号制約 VAR」という手法を用いる。一般に、構造ショックを識別する標準的な手法としては、コレスキー分解と呼ばれるツールが使われることが多い。同手法を大括みに表現すれば、経済変数に影響を及ぼす速度の違いに着目して、様々な構造ショックを識別するものといつてよい⁷。ただ、こうした仮定に理論的な根拠があるわけではなく、本来金融政策ショックとみなすべきものを見落としてしまう可能性も高いと予想される。これに対し、符号制約 VAR は、金融政策ショックの発生とともに、いくつかの変数が、正負いずれの方向に動かなければならないかについて条件を設け、それを満たすショックを金融政策ショックとみなすというものである。必要最低限の理論的制約を課すことによって、真の金融政策ショックを見落とす可能性を小さくすることができるため、大変有用な手法であると考えられる。

符号制約 VAR は、次のような4つのステップから構成されるモンテカルロ・シミュレーションの一種である。第1ステップで、誘導形 VAR のパラメータを確率的に発生させる。第2ステップで、「インパルス・ベクトル」を確率的に発生させる。これは、符号制約 VAR で最も重要な役割を果たす概念である。例えば、金融政策のインパルス・ベクトルとは、1単位の政策スタンス変更ショックが発生した場合に、同時点で誘導形 VAR に加わるイノベーションのことである。これらをベースに、第3ステップで、インパルス応答関数を計算し、第4ステップで、予め設定された符号制約を満たすものだけをキープする。

ステップ1：VAR パラメータのサンプリング

最初に次のような誘導形 VAR を考える。

⁶ マネーサプライは、1980年代後半以降、実体経済を表す指標との関係が不安定化している（例えば、翁 [1993] 参照）。この点も、本稿がマネーサプライを政策代理変数の作成に用いなかった理由の一つである。

⁷ コレスキー分解で金融政策ショックを識別する際の標準的な仮定は、需要ショックや供給ショックは、それぞれ、発生と同時に、景気や物価に影響を与えるが、金融政策のスタンスは変更されても、すぐには景気や物価に影響を与えないというものがある。

$$Y_t = B_{(1)}Y_{t-1} + B_{(2)}Y_{t-2} + \dots + B_{(l)}Y_{t-l} + u_t, \quad E(u_t u_t') = \Sigma, \quad t = 1, \dots, T. \quad (2-2)$$

あるいは、

$$Y = XB + u. \quad (2-3)$$

ただし、 $Y = [Y_1, \dots, Y_T]'$ 、 $X_t = [Y_{t-1}, \dots, Y_{t-l}]'$ 、 $X = [X_1, \dots, X_T]'$ 、 $u = [u_1, \dots, u_T]'$ 、 $B = [B_{(1)}, \dots, B_{(l)}]'$ である。

本稿では、VARのパラメータ (B, Σ) の事前分布が、正規ウィシャート分布に従っていると仮定する (Zellner [1971] 参照)⁸。このとき、 (B, Σ) の事後分布も、正規ウィシャート分布になることが知られている。特に、事前分布のハイパーパラメータが、Uhlig (1994) のフラット (無情報) な仮定を満たしている場合、

$$\text{vec}(B) \sim N(\text{vec}(\hat{B}), \Sigma \otimes (X'X)^{-1}), \quad \Sigma^{-1} \sim W_m(\hat{\Sigma}^{-1}/T, T). \quad (2-4)$$

ただし、

$$\hat{B} = (X'X)^{-1} X'Y, \quad \hat{\Sigma} = \frac{1}{T} (Y - X\hat{B})'(Y - X\hat{B}). \quad (2-5)$$

(2-4)式と(2-5)式を用いれば、 B と Σ をサンプリングすることができる。

ステップ2：インパルス・ベクトルのサンプリング

Σ が与えられたとき、 $\Sigma = AA'$ という条件を満たす行列 A が求めれば、構造ショック v からVARのイノベーション u を $u = Av$ という形で導くことができる。一般に、こうした条件を満たす A は無数に存在するため、 A を特定化するには多くの追加条件が必要とされる⁹。もっとも、Bernanke and Mihov (1998)が指摘したように、分析目的が金融政策ショックの識別のみに限定されている場合は、それに対応する列ベクトル (a) が1つだけわかれば十分であり、 A の要素全てを特定化する必要はない。Uhlig (2005)は、これをインパルス・ベクトルと呼び、 Σ をコレスキー分解した結果 \tilde{A} とランダム・サンプリングされた長さ1のベクトル α を用いて、次のような形で表現できることを示した。

⁸ 古典派の統計学者の間では、VARに限らず、一般にARモデルの事前分布として、正規ウィシャート分布は、“informative”であるという立場を取る人が多い。ただ、ベイジアンの間では、正規ウィシャート分布を事前分布として採用することが、ほぼ標準となっており、本稿でもそうした慣例にしたがうこととした。

⁹ 例えば、コレスキー分解は、 A の右上の三角が全てゼロになるという条件を加えている。

$$a = \tilde{A}\alpha. \quad (2-6)$$

ステップ3：インパルス応答関数の推計

任意の a がサンプリングされたとして、1 単位の政策スタンス変更ショック $v^{(a)}$ を与えると、VAR のイノベーションを $u^{(a)} \equiv av^{(a)} = a$ と算出することができる。 B をパラメータとする VAR に、このイノベーションを与えれば、政策スタンスの変更に対する経済のインパルス応答関数を求めることができる。

ステップ4：符号制約の適用

政策スタンス変更ショックのインパルス・ベクトルとは、インパルス応答関数が予め設定した金融政策ショックを識別するための符号条件に合致する場合の列ベクトル a を指している。そこで、符号制約を満たせば、その a をキープし、満たさなければ捨てればよい。さらに、 a がわかれば、実際の VAR イノベーション u から、その時々金融政策スタンス変更ショック $v^{(a)}$ を識別することができる。

こうして得られたインパルス・ベクトルとインパルス応答関数は、ある確率的に実現した特定の B 、 Σ 、 α に対応したものに過ぎない。そこで、 B 、 Σ 、 α を繰り返し発生させ、一回毎にインパルス応答関数を導き出し、符号条件を満たした a だけを集める。識別条件が十分に緩やかならば、こうした a は複数存在するはずである。本稿では、こうしたモンテカルロ・シミュレーションを 40,000 回実行し、そうして得られたヒストグラムを真の確率分布のサンプル・アナログとみなして統計的推論を行う¹⁰。

3. 実証結果

本節では、Uhlig (2005) によって提案された符号制約 VAR を、政策代理変数を含むわが国のデータに当てはめることによって、政策スタンスの変化を識別し、金融政策効果を計測する。基本モデルとして、生産、物価、為替相場、長期金利、短期金利の 5 変数からなる VAR を考える。それぞれについて、鉱工業生産指数、消費者物価指数、円

¹⁰ 本稿では、Uhlig (2005) にならって、サンプリングを 2 段階に分けている。すなわち、はじめに B と Σ を 200 個発生させ、各組について、 a を 200 個発生させている。この場合、全部で 40,000 個のシミュレーション結果が得られる。このうち、符号制約を満たすものは、約 15% であった。

ドル為替相場、10年利付国債利回り、そして、政策代理変数を利用した。このうち、政策代理変数については、2節で説明したとおり、貸出約定平均金利と金融機関の貸出態度判断DIを組み合わせて作成した。サンプルは、1978年2月～2005年4月の月次データである。金融機関の貸出態度判断DIは、四半期データを線形補完して、月次データを作成した。詳細は補論のデータ注釈を参照されたい。なお、鉱工業生産指数、消費者物価指数、円ドル為替相場については、対数変換した水準を用いている¹¹。VARのラグ次数は3期を標準ケースとした。なお、VARを推計する際、定数項とトレンドは用いていない¹²。

本稿では、政策スタンスの変化を識別する際、インパルス応答関数に次の符号制約を課する。なお、いずれの条件についても、制約期間を半年（6ヶ月）とした。

- ① 緩和ショックは、政策代理変数を少なくとも半年間低下させる。
- ② 緩和ショックは、為替相場を少なくとも半年間減価させる。

第2の為替相場に関する符号制約は、いわゆる円高不況を金融緩和から区別するのが目的である。急激な円高は不況の引き金となり、金利の低下を招く可能性があると考えられる。仮に①の制約のみが採用されているならば、円高ショックを金融緩和ショックと誤認してしまう。しかし、②を制約として加えれば、円高による金利低下を正しく排除することができるので、その分、金融緩和ショックを正確に識別することができる。

Uhlig (2005) は、米国の金融政策ショックを識別する際、本稿の扱いとは異なり、「緩和ショックは物価を低下させない」という符号制約を追加している。これは、緩和ショックと共に物価が下落するいわゆる「物価パズル」を排除することが目的である¹³。しかし、本稿の主題の一つは、金融政策が、景気後退のみならず、わが国経済がデフレ・

¹¹ こうした変数加工は、Uhlig (2005) にならったものであり、Braun and Shioji (2002) などでも採用されている。

¹² Uhlig (1994) は、単純なARモデルを用いて、トレンドを含める場合の事前分布の工夫について議論しているが、ここでは、Uhlig (2005) にならって、トレンドを含めない形を採用した。

¹³ 緩和ショック発生当初に物価が低下する現象は、Sims (1992) によって指摘され、後に、「物価パズル」と命名されたものである。同パズルは、商品価格指数を変数として加えることにより緩和される傾向があることが知られている。しかし、本稿では、VARの変数ができる限り節約するために、また、物価を含めたVAR分析ではごく普通に観察されるものでもあるので、商品価格指数を変数に加えることはしない。

スパイラルに陥るのを防いでいた可能性を探るという点にもある。したがって、緩和ショックを識別する際に、はじめからデフレを排除するような符号制約を課すのは、目的に鑑みてトートロジーといわざるを得ない。本稿では、長期金利についても、符号制約を課さなかった。これは、近年、世界的に長期金利の動きは「謎」であると考えられており、したがって、これについて先験的な制約を課すよりは、むしろ、金融政策が長期金利にどのような影響を及ぼすかを分析した方が有益であると考えたからである。

(1) 予備的考察：ゼロ金利前の金融政策の効果

最初に、ベンチマークとして、日本銀行が比較的自由に金利操作を行うことができた1995年までのサンプルを用いて、ゼロ金利制約を受けていない状況下での金融政策とその効果について分析する。図5は、金融政策ショックに対するインパルス応答関数を描いたものである。実線がメディアン（50%点）、2つの点線は±1標準偏差を表す（すなわち、16%点と84%点）。物価のメディアンをみると、緩和ショックの発生とともに若干低下するが、半年後には押し上げ効果がみられるようになり、その後は持続的に上昇過程を辿る。また、生産のメディアンについても、緩和ショックの発生当初、数ヶ月間は低下するものの、すぐに押し上げ効果が現れ、その効果は5年程度持続することが見て取れる。このように、少なくとも1995年までの時期に関する限り、金融政策は十分に有効であり、日本銀行は生産活動と物価変動を望ましい方向に誘導することができていたと考えることができる。

その他の変数に対して、金融政策がどのような影響を及ぼしていたのか、特徴点を整理しておこう。政策代理変数（短期金利）のメディアンの動きから、緩和ショックが加わった後、当初1年程度は緩和基調が持続するが、その後、引締め基調にシフトするという流れが見て取れる。同様の現象は、Uhlig (2005)による米国経済の分析でも報告されており、その理由について、2つの仮説が提示されている。第1の仮説は、「金融政策ショックは、中央銀行の間違った情勢判断の結果として発生し、その後、間違いに気付いた中央銀行は、逆に舵を切ることを余儀なくされる」というものである。第2の仮説は、「名目金利が上昇しても、実質金利で見れば、緩和基調が持続しているかもしれない（フィッシャー効果）」というものである¹⁴。

¹⁴ Uhlig (2005) 自身は、準備預金のインパルス応答をみて、上記2つの仮説のうち、第1の仮説を支持している。

ここでは、第2の仮説の可能性について、検証してみよう。図6は、1年先の期待インフレ率、「実質短期金利」（政策代理変数から期待インフレ率を差し引いたもの）、実質長期金利について、インパルス応答関数を算出したものである。実質短期金利と実質長期金利は、いずれも、はじめの2年間緩和基調が続いた後、引締め環境が訪れることを示している。したがって、第2の仮説のみで、政策代理変数の動きを十分に説明することはできず、先に指摘した第1の仮説を完全に否定することはできない。

長期金利は、緩和ショックと共に低下するが、数ヵ月後には上昇に転ずる。政策代理変数（短期金利）でみた場合の金融緩和が1年以上持続していたのに比べると、緩和期間がかなり短いように思えるかもしれない。しかし、ここでの長期金利の上昇は、金融政策が効果を発揮した結果でもある。緩和ショックが加わると、生産活動が活発化し、インフレ期待が発生するため、名目ベースの長期金利はその分だけ上昇する。また、生産活動が活発化すれば、資金需要が増大し、実質ベースでも長期金利が上昇する可能性がある。実際、図6をみると、緩和ショックが加わった2年半後、実質長期金利は上昇に転じている。このように、政策スタンスの変更に対して長期金利がどのように反応するかは、金融政策が将来の生産や物価にどのような影響を及ぼすと市場が予想するかに依存している。

円相場は、金融緩和ショックと共に大きく減価する。しかも、その確率が高い点は、1標準偏差バンドが示すとおりである。ただし、このことは、為替相場に関する符号制約が不要であるということの意味しない。図7は、為替相場に対する符号制約の有無が、金融緩和のインパルス応答関数にどのような影響を及ぼすかを見たものである。為替相場に関する制約がない場合、為替相場のインパルス応答のメディアンが、ほぼゼロになっている点に注目されたい。この結果は、わが国の場合、「円高不況による金利低下」と「金融緩和に伴う円安」とが、ほぼ等確率で発生していたことを含意している¹⁵。

（2）ゼロ金利下での金融政策の効果

次に、ゼロ金利政策や量的緩和政策を含む2005年4月までのデータを用いて、ゼロ

¹⁵ Braun and Shioji (2002) は、先物カバーなしの金利裁定式が実証的に支持できないケースがあるとして、為替相場に符号制約を課していない。しかし、金利裁定式が成立しないのは、ここで紹介したように、政策スタンスの変更以外に、様々なショックが絡み合った結果である可能性がある。

金利制約下を含めた金融政策の効果について検証する。本稿では、次のように、段階的にサンプルを延長する。すなわち、①コールレートにほぼ低下余地がなくなった時点まで(1995年12月までで、これを標準ケースとする)、②ゼロ金利政策の実施前まで(1999年1月まで)、③量的緩和政策の実施前まで(2001年2月まで)、④フル・サンプル(2005年4月まで)。

図8は、サンプルの延長が、インパルス応答関数にどのような影響を及ぼすかをみたものである。物価の反応からみてみよう。サンプルの延長は、金融政策ショック発生当初にみられる物価の低下には、ほとんど影響を及ぼさない。しかし、サンプルの延長と共に、その後の上昇速度は低下する。2005年のインパルス応答関数と1995年のインパルス応答関数とで、期待インフレ率のピークを比較したところ(図6)、前者は後者の2分の1にまで低下していることがわかった。

サンプルの延長は、生産の反応に大きな影響を与える。第1に、サンプルを延長する毎に、金融緩和当初に観察される生産の減退が大きくなる。第2に、サンプルを延長するにつれ、生産が上向いてからの盛り上がりも小さくなる。第1の現象は「生産パズル」と呼ばれているが、これまであまりクローズアップされてこなかった問題である¹⁶。しかし、生産パズルは、そのマイナス効果を含めるか否かで、金融政策の評価が大きく異なる。金融政策の効果を適切に計測するためには、その発生源を特定化する必要があると考えられる。

生産パズル発生メカニズムを理解するには、「物価パズル」の説明として Sims (1992) が提示したストーリーが役立つかもしれない¹⁷。いま、中央銀行が将来のデフレを予想したとしよう。中央銀行は、将来のデフレ圧力を打ち消すように、今のうちに金利を引き下げる。しかし、すべてのデフレ圧力を相殺するほどには金利を引き下げない。この場合、金融緩和と物価下落が同時に発生することとなる。同じメカニズムは、生産パズルにも応用することができる。いま、中央銀行が将来の景気後退を予想したとしよう。中央銀行は将来の景気後退を打ち消すように、今のうちに金利を引き下げる。しかし、完全に景気後退圧力を相殺するほどには金利を引き下げないため、生産は幾分落ち

¹⁶ 生産パズルとその解消法について検討した文献に Wong (2000) がある。

¹⁷ Sims (1992) は、金融緩和当初に物価が下落するいわゆる「物価パズル」は、地域と時期によらず観察される一般的な現象であると指摘した。

込む。この場合、金融緩和と景気後退が共存することになる¹⁸。

ただし、生産パズルの発生メカニズムに対するこうした説明は、なぜ中央銀行はちょうど景気後退圧力を相殺するように金利を引き下げなかったのかという新たな疑問を提起する。物価パズルの場合、コスト・ショックに端を発するデフレ圧力を打ち消すためには、景気を押し上げる必要がある。しかし、景気変動はそれ自体がコストであると考えられている。したがって、費用対効果の観点からは、完全にデフレ圧力を相殺しないのが最適政策になる (Clarida et al. [1999])。これとは対照的に、景気後退の場合には、景気後退圧力を相殺すれば、同時に、景気後退から生ずるデフレを防止することができるので、完全に景気後退圧力を相殺するのが「最適」な政策となるはずである。

中央銀行がここでいう「最適」な金融政策を採らなかったのには、①政策効果の不確実性の高まりとブレイナードの保守主義 (Brainard [1967])、②資産バブル崩壊後の景気判断の下方修正が遅れた可能性 (地主他 [2000])、③政策金利のゼロ制約といった理由が考えられる。③については、仮にゼロ制約が原因で、生産の減退を抑制できなかったのだとすると、それは政策効果の減少と考えてよい。①と②についても、1990年代になって経済構造の変化が読みにくくなったために、それらに付随する問題が深刻の度を増したのだとすれば、政策効果が減少したと考えてよい。このように、生産パズルの全てを金融政策の効果とみなす必要はないが、標準ケースで観察される生産パズルを上回る生産の落ち込みについては、政策効果の減退を反映したものと捉えられる。

(3) 頑健性チェック

ここまでの分析は、わが国の金融政策が1990年代に徐々に効果を失っていったことを示しているが、以下では、こうした結論の頑健性をチェックしておくこととしたい。具体的には、①VARのラグ次数、②符号制約期間の長さ、③VAR変数の追加の3つに論点を絞って、頑健性を検証する。分析の結果、少なくとも定性的な議論については、本節で得られた結論が頑健なものであることが示された。

¹⁸ この他、Cochrane (1998) は、理論的に生産パズルが発生する可能性として、次のようなメカニズムを提示している。民間経済主体が将来の金融緩和を予想すると、現時点で物価水準が上昇し、それが実質資産を減少させ、総需要と生産を徐々に減少させる可能性がある。これを実際に金融が緩和される時点でみると、あたかも同時に生産が減少しているようにみえる。

A. VAR のラグ次数

最初に、VAR のラグ次数に関して頑健性をチェックする。図 9 は、ラグ次数を 3（標準ケース）、6、9、12 と伸ばしていった場合に、インパルス応答関数がどのように変化するかをみたものである。生産を除けば、インパルス応答関数の変化は大きくない。生産についても、ラグ次数と反応の大きさの間に規則性がある訳ではない。ラグ次数を 3 ヶ月から 9 ヶ月に変更した上で、サンプルを徐々に延長し、サンプルの長さと同インパルス応答関数の関係を調べたところ、わが国の金融政策が 1990 年代に徐々に効果を失っていったという結論自体は変わらなかった。

B. 符号制約を課す期間

次に、符号条件の適用期間の長さに関して頑健性をチェックする。図 10 は、符号制約適用期間を 3 ヶ月、6 ヶ月（標準ケース）、12 ヶ月、24 ヶ月と延長していった場合に、インパルス応答関数がどのように変化していくかを見たものである。制約期間と同インパルス応答関数の水準の間に、明らかな逆相関が認められる。つまり、制約期間が長くなる程、インパルス応答関数の水準が低くなっていく。制約期間を 6 ヶ月から 12 ヶ月に変更した上で、サンプルを徐々に延長し、サンプルの長さと同インパルス応答関数の関係を調べたところ、わが国の金融政策が 1990 年代に徐々に効果を失っていったという結論自体は変わらなかった。

制約期間を長くするほど、生産パズルが大きくなっていることに注目されたい。先に議論したとおり、生産パズルは、景気の落ち込みが予見されるのに、名目金利にゼロ制約があるため、十分に政策金利を引き下げることができないことが一因である。したがって、生産パズルが大きいということは、それだけ名目金利のゼロ制約が現実味を帯びているか、あるいは、すでに現実のものになっているということを示唆している。日本銀行は、コールレート（無担保 O/N）がほぼゼロ%になって以来、2000 年のゼロ金利政策解除を除いて、一貫して緩和環境の維持促進に努めてきた。つまり、ここでの結果は、長期にわたって日本銀行が実施してきた低金利政策を反映したものに他ならない。

C. VAR 変数の追加（株価の影響）

1980 年代における株価の高騰と 1990 年代初の急落は、銀行や企業のバランスシートを毀損し、1990 年代を通じて、日本経済の回復を遅らせる要因となった。ここでは、株価（TOPIX）を VAR の 6 番目の変数として加えることで、「バランスシート効果」が、

これまでの結論に何らかの影響を及ぼすかをチェックする¹⁹。

図 11 は、株価を追加した VAR のインパルス応答関数をみたものである。これを標準ケースの結果と比較すると以下のことがわかる。第 1 に、株価を加えることによって、生産が若干早く回復するといった違いはあるものの、他の変数については、標準ケースと比べてほとんど変化がない。つまり、わが国の金融政策の効果が 1990 年代に徐々に低下していったという結論は変わらない。第 2 に、金融緩和が株価に及ぼす影響は、直感的な理解が困難である。この傾向は、サンプルを延長するに連れて強くなり、金融緩和にもかかわらず株価が下落したまま回復しないという逆説的な結果が得られる。このように、VAR に株価を含めても、分析上のゲインはほとんどない。

4. 構造変化

前節での実証分析によって、1990 年代中にわが国の金融政策の効果は徐々に低下していったという事実が明らかになった。しかし、いつの時点をも境に低下したのか、また、どのような原因で低下したのかといった点については、いまだ明らかではない。本節の目的は、わが国経済の構造変化点を同時推計できるように VAR モデルを拡張し、こうした疑問に対する答えを提示することにある。

(1) 拡張モデル

本節では、マルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法を用いて、わが国の経済が構造変化に見舞われた時点特定化する。同手法の詳細は、原典である Chib (1996, 1998) に譲るとして、ここでは、その推定のプロセスを大まかに説明する。

ステップ 1 : VAR パラメータ、インパルス・ベクトル、インパルス応答関数のサンプリング

本稿では、簡単化のために、構造変化時点 τ が一つであると仮定し、変化前 ($\tau-1$ まで) を「状態 1」、変化後 (τ 以降) を「状態 2」と呼ぶ。とりあえず、この変化点

¹⁹ Miyao (2002)によれば、株価を日本経済の VAR に含める主な理由は、①家計の資産効果、②トービンの q を通じた投資刺激効果、③企業価値の上昇による外部資金調達増加の 3 つである。

がわかっていたとしよう²⁰。Uhlig (2005) の手法を適用すれば、状態 1 と 2 のそれぞれについて、VAR のパラメータ (B, Σ)、金融政策ショックのインパルス・ベクトル a 、インパルス応答関数といった各状態の特性を求めることができる。

ステップ 2 : 構造変化点のサンプリング

次に、2つの VAR モデルがわかっていたとして、構造変化の発生時点を特定化する。まず、それぞれの VAR モデルがデータとどれほどマッチしていたかを尤度関数という形で求める。一方の VAR モデルに基づく尤度関数が他方より高かったとしよう。これは、その VAR モデルがその時点でワークしていた可能性が高いことを示している。いま、状態 1 から出発して、翌月も状態 1 に留まる「滞留確率」を p とし、とりあえず、この値がわかっていたとする²¹。Chib (1996, 1998) の手法に従えば、この p と先に求めた尤度関数を組み合わせることによって、構造変化点 τ をサンプリングする分布を求めることができる。

ステップ 3 : 滞留確率のサンプリング

最後に、構造変化点 τ がわかっていたとして、先に定義した滞留確率を求める。Chib (1996, 1998) にならって、滞留確率の事前分布をベータ分布とする。すでに構造変化点 τ がわかっているのので、ここから状態 1 での滞留期間 n がわかり、その尤度関数を計算することができる。これを事前分布と組み合わせれば、次の事後分布が得られる。

$$p \sim \text{Beta}(a_\tau, b_\tau). \quad (4-1)$$

ただし、 $a_\tau = a_0 + n$ 、 $b_\tau = b_0 + 1$ である。 a_0 と b_0 は事前分布の形を規定するハイパーパラメータであり、フラット（無情報）な事前分布を仮定して、 $a_0 = b_0 = 1$ とした。 p はこの事後分布からサンプリングすれば求まる。

こうして得られた新たな構造変化点 τ と滞留確率 p を用いて、再びステップ 1 ~ 3 を繰り返せば、さらに新しい τ と p を求めることができる。このプロセスを何度も繰り返すと、 τ と p に関する分布を作り出すことができる。なお、繰り返しのはじめの段階では、 τ と p が初期値に強く依存している可能性が高いので、開始直後のサンプルをいくつか捨てるのが通例である（“burn-in”と呼ばれる）。本稿では、1,000 個のサンプルを捨

²⁰ 本稿では、サンプルの中央をブレイク・ポイントの初期値とした。

²¹ 本稿では、滞留確率の初期値を 0.5 とした。

てた上で、最終的にサンプルが 10,000 個になるまで先のステップを繰り返した²²。

(2) 推計結果

図 12 (1) は、上記の手法を用いて算出された 1978 年 2 月～2005 年 4 月における変化点の確率分布である (図 12 (2) は滞留確率の確率分布)。これをみると、1990 年 10 月に構造変化が起こった可能性が最も高い。また、1990 年 8 月～1991 年 2 月に構造変化が起こった確率は 98% に上ることがわかる。このように、本稿の対象サンプルの中、どこか 1 時点で構造変化が起こったとすると、それは資産バブルのピークの辺りであることがわかる。そこで、以下では、便宜上、サンプル前半を「バブル前」、後半を「バブル後」と呼ぶこととする。

さらに、上述の 1990 年 10 月に構造変化が起きた後に、さらなる構造変化が生じていないことを確認するために、サンプルをそれ以降に限って、先と同じ推定を行った。例えば、構造変化点の候補として、コールレートの低下余地が著しく低下した 1995 年、金融システム不安が顕在化した 1997 年から 1998 年、日本銀行がゼロ金利政策を発動した 1999 年、量的緩和政策を導入した 2001 年などを挙げるができる。しかし、少なくとも本稿の統計手法を用いる限り、1990 年 10 月以降、構造変化は検出されなかった²³。

図 13 は、金融緩和ショックに対するインパルス・ベクトルの分布が、バブル前後で、どのように変化したかをみたものである。政策代理変数のインパルスを見ると、分布が右方向にシフトしていることがわかる。これは、中央銀行が緩和スタンスを強めても、金融が以前ほど緩和しなくなったことを示している。バブル崩壊後、わが国の金融仲介システムが、不良債権の累積と共に機能不全に陥ったことが、こうした変化の背景にあると考えられる。

²² 第 2 節とは異なり、一組の B 、 Σ に対して、一組の α 、 τ 、 p を発生させている。なお、10,000 個のサンプルの中には、符号制約を満たさなかったものは含まれていない。

²³ 本稿で用いている手法は、1 回だけ構造変化があるとすれば、それはいつの時点かということを探るものであるが、Chib (1996,1998) の手法は構造変化が複数回ある場合にも適用可能である。そして、仮に複数の構造変化点を前提にすれば、本稿で導かれたのとは異なる結果が得られるかもしれない。しかし、構造変化点を増やしてゆけば、それだけ一区間のサンプル・サイズが小さくなり、VAR のパラメータを推計するときの自由度が小さくなることから、全体として誤った構造変化点を抽出してしまう可能性が高まる点には十分注意が必要である。

緩和ショックのインパルス・ベクトルに含まれるその他の要素は、金融政策が、銀行システムを経由しないで、経済に及ぼす直接的な効果を表している。物価に対する緩和ショックのインパルスを見ると、バブル後、分布がゼロ付近に集中する傾向が観察される。これには2つの可能性がある。第1に、金融政策が、民間の期待形成に影響を及ぼすことを通じて、わが国経済がデフレ・スパイラルに陥るのを防いだ可能性がある。第2に、バブル後、民間経済主体の期待形成が硬直化したことを表しているに過ぎないという可能性もある。デフレ期待のみならず、インフレ期待も抑制されている点を見ると、第2の可能性も否定できない。

また、長期金利についても、資産バブル後、分布がゼロ付近に集中する傾向が観察される。これには、1990年代後半以降の政策が「時間軸効果」を発揮したこと、民間の予想物価が安定化していたことという2つの背景があると推察される。

図14は、バブル前後で、インパルス応答関数がどのように変化したかをみたものである。実線はバブル前、破線はバブル後の応答（太線はメディアン、細線は16～84%バンド）を表している。全体的に、金融政策の効果は、バブル前と比べて、バブル後に大きく減退している。まず、バブル前の政策代理変数の反応をみると、日本銀行は、比較的短期間に思い切って、緩和政策と引締め政策を実施していたことがわかる。これに対し、バブル後は、弱めの緩和政策を長期にわたって実施している。

物価の反応をみると、バブル前は、半年程度の懐妊期間を経た後、2年から3年にわたって、上昇プロセスを持続するというパターンであった。しかし、バブル後は、物価への効果が明確ではなくなっている。生産の動きにいたっては、バブル前には小さかった生産パズルが、バブル後は、大きく、しかも、長期にわたって継続しており、結局のところ、金融政策が生産をプラスに押し上げるだけの効果を発揮した確率はかなり低くなっている。

バブル前の長期金利の反応をみると、一旦下がった後に、すぐに上昇に転じていた。しかし、バブル後は、数年間にわたって低金利が持続することとなっている。これは、緩和スタンスが継続されるという民間の期待を反映したものである。しかし、長期金利はその時々々の経済情勢を反映して動くことを想起されたい。この点を踏まえると、長期金利が低い水準に止まるということは、金融政策が経済活動を十分に刺激できていないことの結果でもある。

また、為替の反応をみると、バブル前は、一旦円安になると比較的長期間にわたって円安環境が持続していた。これに対し、バブル後は、円安の持続期間はせいぜい2年である。このことは、金融政策が、円安を通じて景気や物価に及ぼす効果も、限定されていたことを意味している。

(3) 仮想実験

これまでの結果は、インパルス・ベクトルとインパルス応答関数のいずれも、資産バブル崩壊後に、金融政策の効果が縮小する方向に変化したことを示している。ここでは、どちらの要因がより強く金融政策の効果を削減する方向に動いたのかを考える。そのためには、インパルス・ベクトルと VAR パラメータを2つの状態間で交換する仮想実験を行うとよい²⁴。

図15は、バブル前の金融政策のインパルス・ベクトルを2組の VAR パラメータと組み合わせた結果である。3つの実線は、バブル前のインパルス・ベクトルとバブル前の VAR パラメータの組合せ（メディアンと16～84%バンド）、3つの破線は、バブル前のインパルス・ベクトルとバブル後の VAR パラメータの組合せである。ここでのポイントは、たとえバブル前のインパルス・ベクトルであっても、バブル後の VAR パラメータと組み合わせると、インパルス応答関数がバブル後と同じものになるという点である。この結果は、VAR パラメータの変化がバブル後の金融政策の効果を限定している主な要因であることを示唆している。

図16は、バブル後の金融政策のインパルス・ベクトルを2組の VAR パラメータと組み合わせた結果である。3つの破線は、バブル後のインパルス・ベクトルとバブル前の VAR システムの組合せ（メディアンと16～84%バンド）、3つの実線は、バブル後のインパルス・ベクトルとバブル後の VAR システムの組合せである。ここからわかるように、たとえバブル後のインパルス・ベクトルであっても、バブル前の VAR システムと組み合わせさえすれば、少なくとも、物価の押し上げ効果は期待できるようになる。こうした結果からも、VAR パラメータの変化が金融政策の効果を限定している主な要因であったという議論をサポートすることができる。

最後に、VAR パラメータのどのような変化が、金融政策の効果を大きく減退させた

²⁴ Kim et al. (2005) は、米国において生産のボラティリティが減少した原因を分析する際に、同様の手法を用いている。

のかをみておこう。図 17 で、VAR のパラメータ（全てのラグについて合計したもの、つまり、 $\Sigma_i B_{(i)}$ ）の分布が、バブルの前後で、どのように変化したかを示した。物価にかかるパラメータの変化をみると、生産から物価へというリンクが弱まり（4行5列）、粘着性が増加したことがわかる（4行4列）。生産にかかるパラメータの変化をみると、景気の持久力が低下している上に（5行5列）、政策変数から生産活動へという政策効果の入り口の部分で金融政策の波及経路が切断されていることがみてとれる（5行1列）。

5. 結び

本稿の目的は、政策金利のゼロ制約の有無にかかわらず、統一的に金融政策スタンスの変化を識別できるような手法を開発し、金融政策が資産バブル崩壊後のわが国経済の回復にどの程度寄与したのかを定量的に評価することにあつた。最初に、名目金利のゼロ制約の影響を直接受けない「中間変数」として、銀行の貸出金利と貸出態度を取り上げ、金融政策全体を総合的に捉える「政策代理変数」を作成した。政策代理変数の動きをみると、日本銀行は、名目金利のゼロ制約に直面した後も、ある程度の緩和環境を作り出すことに成功していたことがわかる。

次に、作成された政策代理変数を用いて VAR モデルを構築し、Uhlig (2005) が提示した符号制約 VAR によって、金融政策ショックの識別を試みた。その際、「緩和ショックは、政策代理変数を緩和方向に少なくとも半年間変動させる」、「緩和ショックは、為替相場を円安に少なくとも半年間誘導する」という比較的合意を得やすいと思われる符号制約を課した。わが国のデータを用いた実証分析の結果、金融政策の物価や生産などに及ぼす効果は、1990年代に入って逡減していったことが明らかになった。

さらに、こうした金融政策効果の希薄化が、どの時点で発生したのかを、Chib (1996, 1998) の MCMC 法を用いて特定化した。その結果、1990年の終わり頃に、構造変化が発生した可能性が高いことが明らかとなった。しかも、それ以降は、構造変化点が検出されない。これらの結果は、金融政策の効果が希薄化した背景には、バブル崩壊の影響が長く尾を引いている可能性があることを意味している。

わが国の金融政策は、デフレ・スパイラルの発生を食い止めるという点で効果を発揮

した可能性はあるが、生産や物価を刺激する効果が、1990年代以降、徐々に低下していった点は明らかである。その原因の一端は、政策金利のゼロ制約や不良債権問題によって銀行の金融仲介機能が有効に働かなかったことにある。ただ、本稿の分析は、不良債権問題と表裏の関係にあるバランスシートの毀損が生じた企業や家計が低金利下でも投資や消費を増やさなかったこと、経済活動が次の経済活動を誘発する民間経済に内在するメカニズムが働かなかったことが、さらに重要な原因であることを示している。

補論. データ

本稿で使用したデータの定義・出所は以下のとおりである。なお、サンプルは、1978年2月～2005年4月の月次データであり、これにマッチしないものについては、適当な変数加工を施した。

系列名	定義・出所
生産	鉱工業生産。2000年=100。季調済。 (出所) 経済産業省「鉱工業指数統計」
物価	消費者物価指数(総合、除く生鮮食品)。2000年=100。季調済。 消費税調整済。 (出所) 総務省「消費者物価指数」
為替相場	円・ドル、スポット・レート。 (出所) 日本銀行「金融経済統計月報」
長期金利	10年利付国債利回り。 (出所) 日本証券業協会「公社債店頭売買参考統計値」
短期金利	無担保オーバーナイト(有担保オーバーナイト)。 (出所) 日本銀行「金融経済統計月報」 (補注) 1985年7月以降は無担保オーバーナイト。それ以前は、Miyao(2005)に従い、有担保オーバーナイトに、無担保オーバーナイトとの平均差を加えて接続。
貸出態度	金融機関の貸出態度DI。「緩い」-「厳しい」の社数構成比(%ポイント)。全国短観、全産業、全規模。 (出所) 日本銀行「全国企業短期経済観測調査結果」 (補注) 四半期データを線形補完し、月次データに変換。
貸出金利	貸出約定平均金利。ストック、短期、平均金利(%)。 (出所) 日本銀行「金融経済統計月報」
株価	TOPIX。1968年1月4日=100。 (出所) 東京証券取引所「東証統計月報」

【参考文献】

- 翁邦雄、『金融政策－中央銀行の視点と選択』、東洋経済新報社、1993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
- 白塚重典・藤木裕、「ゼロ金利政策下における時間軸効果：1999年～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
- 地主敏樹・黒木祥弘・宮尾龍蔵、「1980年代後半以降の日本の金融政策：政策対応の遅れとその理由」、三木谷良一・A. S. ポーゼン（編）、清水啓典（監訳）『日本の金融危機』、2000年、115～155頁
- Bernanke, B. S., and I. Mihov, “Measuring Monetary Policy,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 3, 1998, pp. 869-902.
- Brainard, W. C., “Uncertainty and the Effectiveness of Policy,” *American Economic Review*, Vol. 57, No.2, 1967, pp. 411-425.
- Braun, R. A., and E. Shioji, “Monetary Policy and Economic Activity in Japan and the United States,” mimeo, 2002.
- Chib, S., “Calculating Posterior Distributions and Modal Estimates in Markov Mixture Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 75, No. 1, 1996, pp. 79-97.
- Chib, S., “Estimation and Comparison of Multiple Change-Point Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 86, No. 2, 1998, pp. 221-241.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans, “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and To What End?” in *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, edited by J. B. Taylor and M. Woodford, Elsevier Science B. V.: Amsterdam, 1999, pp. 65-148.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 4, 1999, pp. 1661-1707.
- Cochrane, J. H., “What Do the VARs mean? Measuring the Output Effects of Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41, No. 2, 1998, pp. 277-300.

- Kim, C., J. M. Morley, and J. Piger, "A Bayesian Approach to Counterfactual Analysis of Structural Change," Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series, No. 2004-014c, 2005.
- Kim, C., C. R. Nelson, and J. Piger, "The Less-Volatile U. S. Economy: A Bayesian Investigation of Timing, Breadth, and Potential Explanations," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 22, No. 1, 2004, pp. 80-93.
- Miyao, R., "The Effects of Monetary Policy in Japan," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 34, No. 2, 2002, pp. 376-392.
- Miyao, R., "Use of the Money Supply in the Conduct of Japan's Monetary Policy: Re-Examining the Time-Series Evidence," *Japanese Economic Review*, Vol. 56, No. 2, 2005, pp. 165-187.
- Motonishi, T., and H. Yoshikawa, "Causes of the Long Stagnation of Japan during the 1990s: Financial or Real?" *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol. 13, No. 3, 1999, pp. 181-200.
- Sims, C. A., "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review*, Vol. 36, No. 5, 1992, pp. 975-1011.
- Taylor, J. B., "The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, 1994, pp. 11-26.
- Uhlig, H., "What Macroeconomists Should Know about Unit Roots—A Bayesian Perspective," *Econometric Theory*, Vol. 10, No. 3/4, 1994, pp. 645-671.
- Uhlig, H., "What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, No. 2, 2005, pp. 381-419.
- West, K.D., "An Aggregate Demand-Aggregate Supply Analysis of Japanese Monetary Policy, 1973-1990," in *Japanese Monetary Policy*, edited by K.J. Singleton, Chicago: University of Chicago Press, 1993, pp. 161-188.
- Wong, K-F, "Variability in the Effects of Monetary Policy on Economic Activity," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 32, No. 2, 2000, pp. 179-198.

Woodford, M., "Nonstandard Indicators for Monetary Policy: Can Their Usefulness Be Judged from Forecasting Regressions?" in *Monetary Policy*, edited by Mankiw, N.G., NBER Studies in Business Cycles, Vol. 29, Chicago: University of Chicago Press, 1994, pp. 95-115.

Zellner, A., *An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics*, New York: John Wiley & Sons, 1971.

政策代理変数の推計結果

<推計式>

$$i_t^c = \text{const} + \alpha i_t^1 + \beta d_t + \gamma m_t + \varepsilon_t$$

i_t^c : コールレート (%)

i_t^1 : 貸出約定平均金利・ストック・短期 (%)

d_t : 金融機関の貸出態度判断D I・全規模 (%ポイント)

m_t : M2 + CD (季調済み、対数値)

<推計期間> 1978M02-1995M12

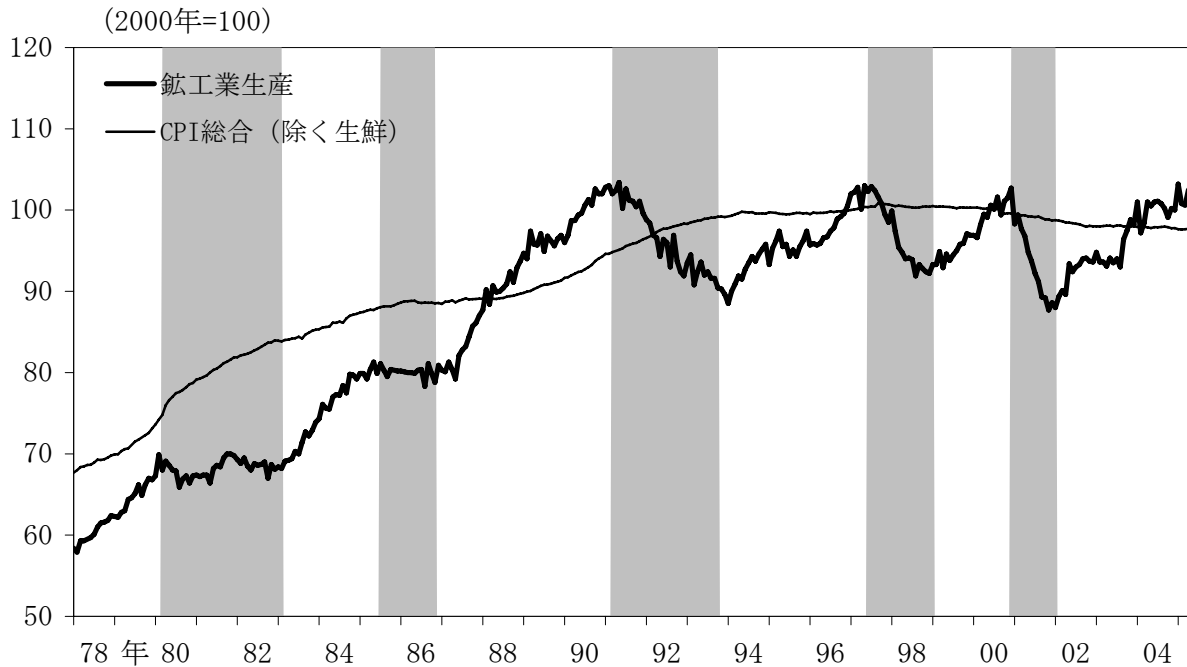
ケース	説明変数	const	α	β	γ	R^2
1	i_t^1, d_t	-3.602 (-12.659)	1.558 (37.358)	0.021 (5.056)	—	0.89
2	d_t, m_t	57.649 (12.751)	—	-0.075 (-9.927)	-3.386 (-11.301)	0.48
3	i_t^1, m_t	9.767 (4.200)	1.360 (35.714)	—	-0.792 (-5.335)	0.89
4	i_t^1, d_t, m_t	5.473 (2.018)	1.459 (29.001)	0.013 (2.939)	-0.559 (-3.364)	0.90

(注1) 推計方法はOLS。

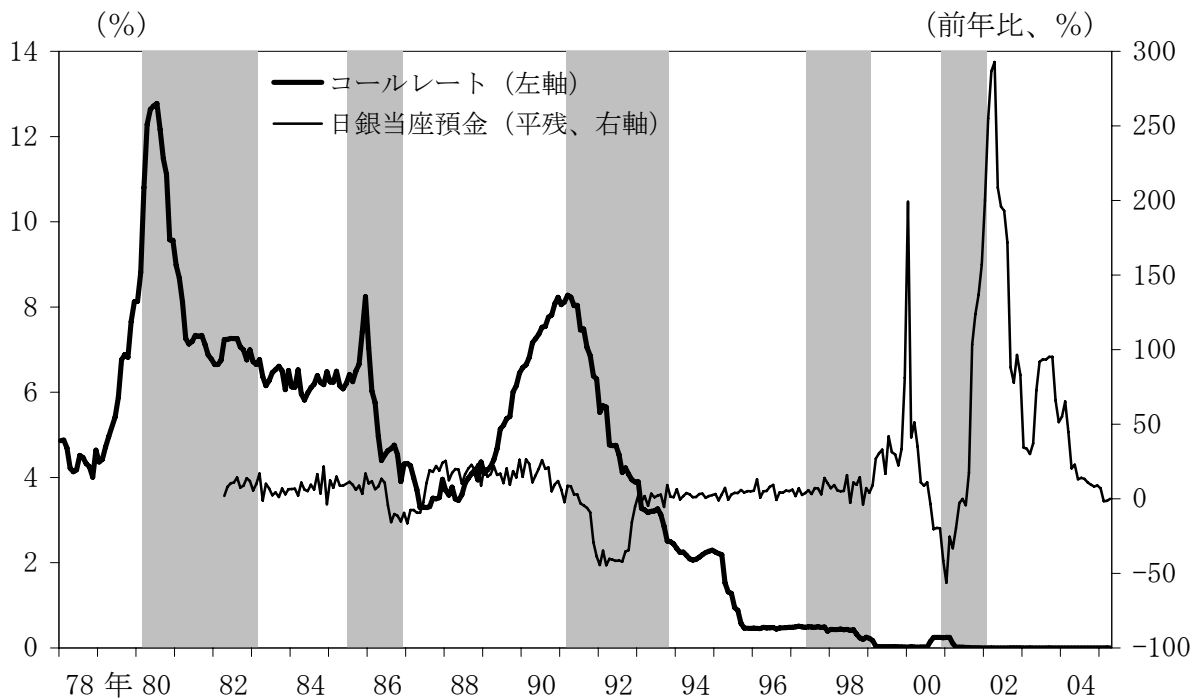
(注2) 括弧内はt値。

鉱工業生産・CPI・政策操作変数

(1) 鉱工業生産・CPI総合(除く生鮮)



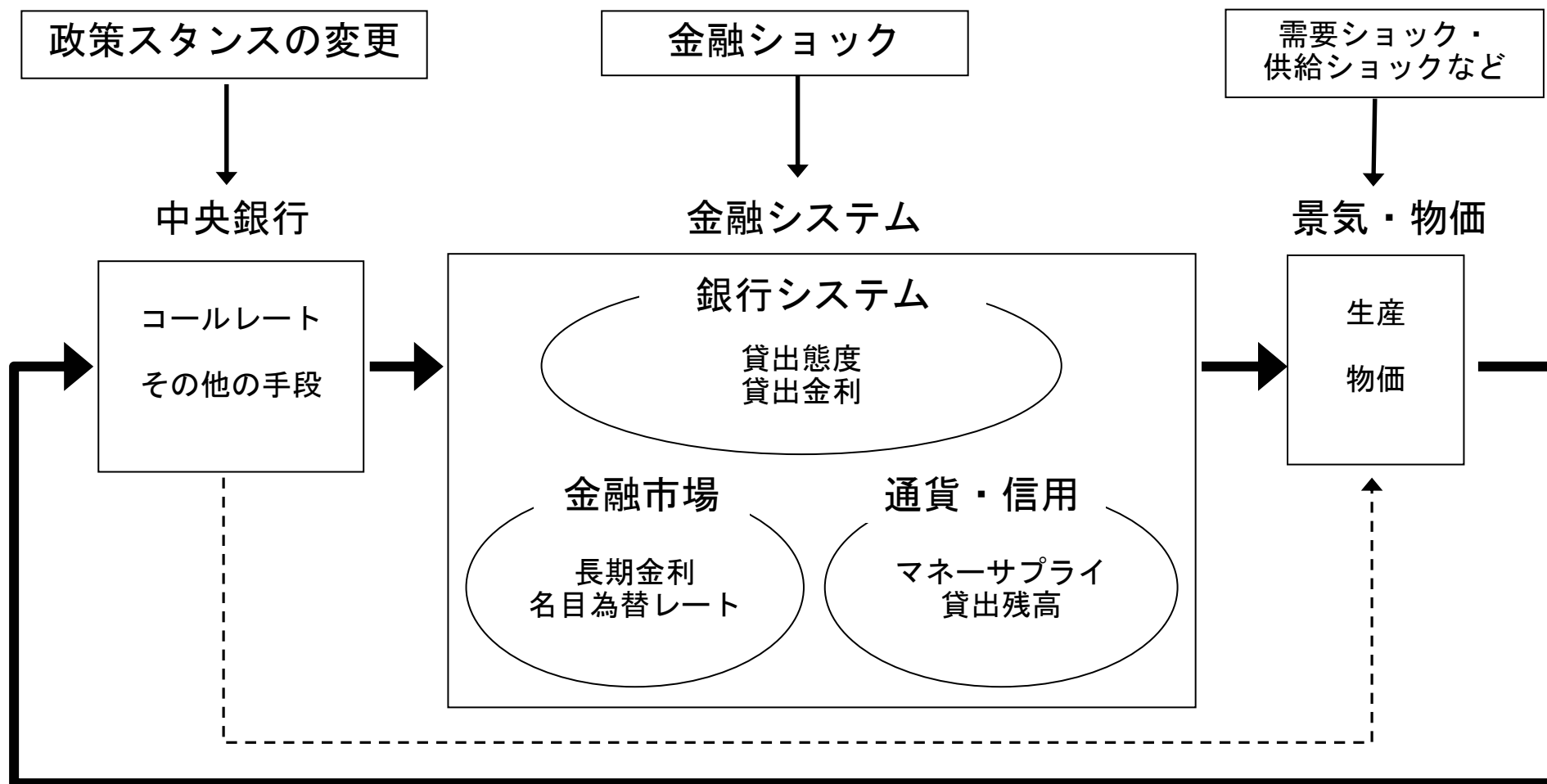
(2) コールレートと日銀当座預金



(注) シャドーは景気後退局面。

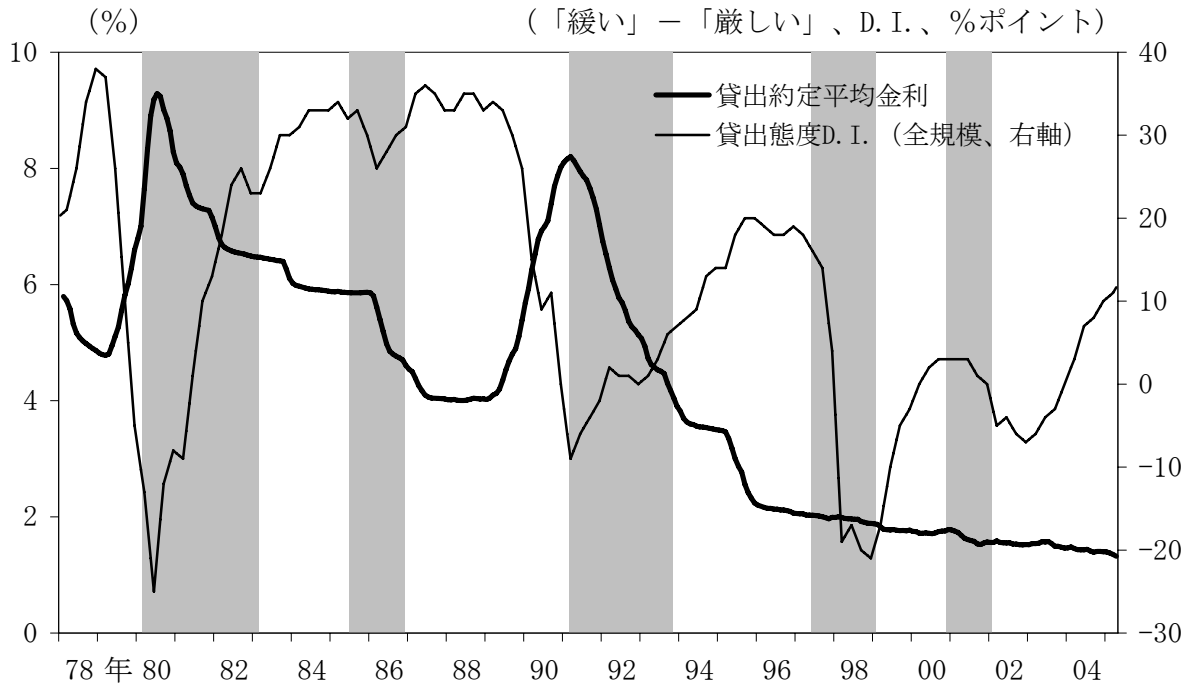
(資料) 経済産業省「鉱工業指数統計」、総務省「消費者物価指数」、日本銀行

金融政策の波及経路

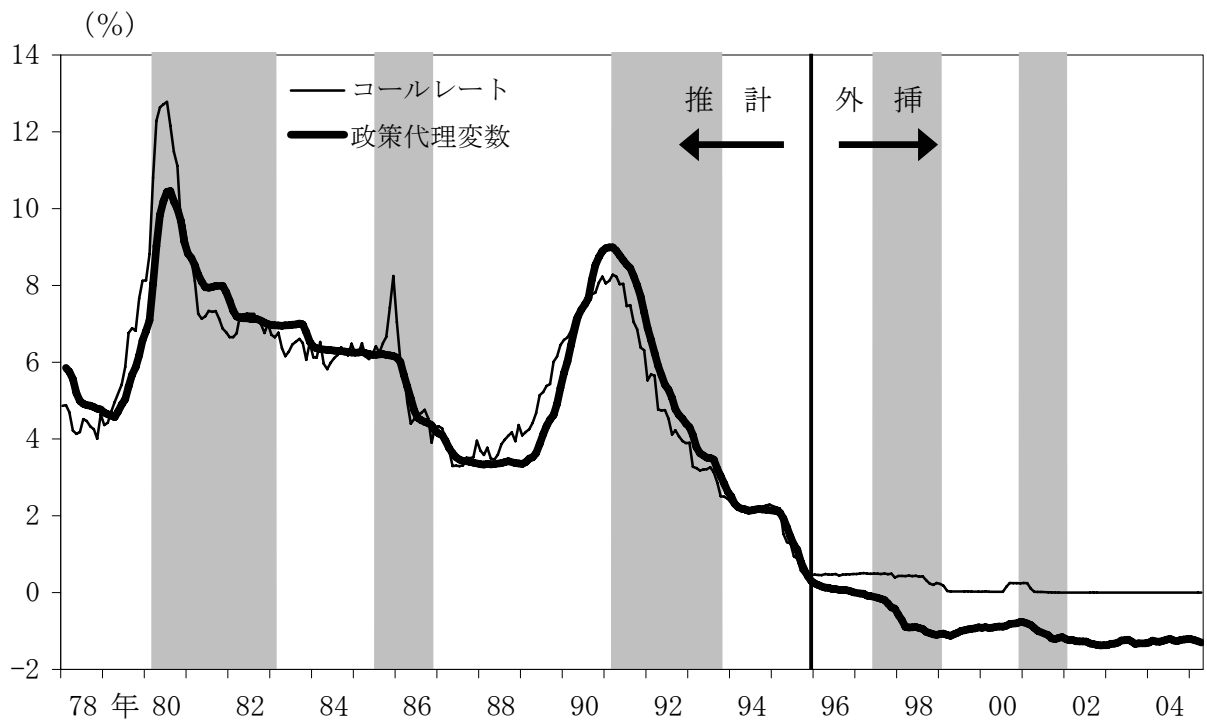


政策代理変数の推移

(1) 貸出金利と金融機関の貸出態度D. I.



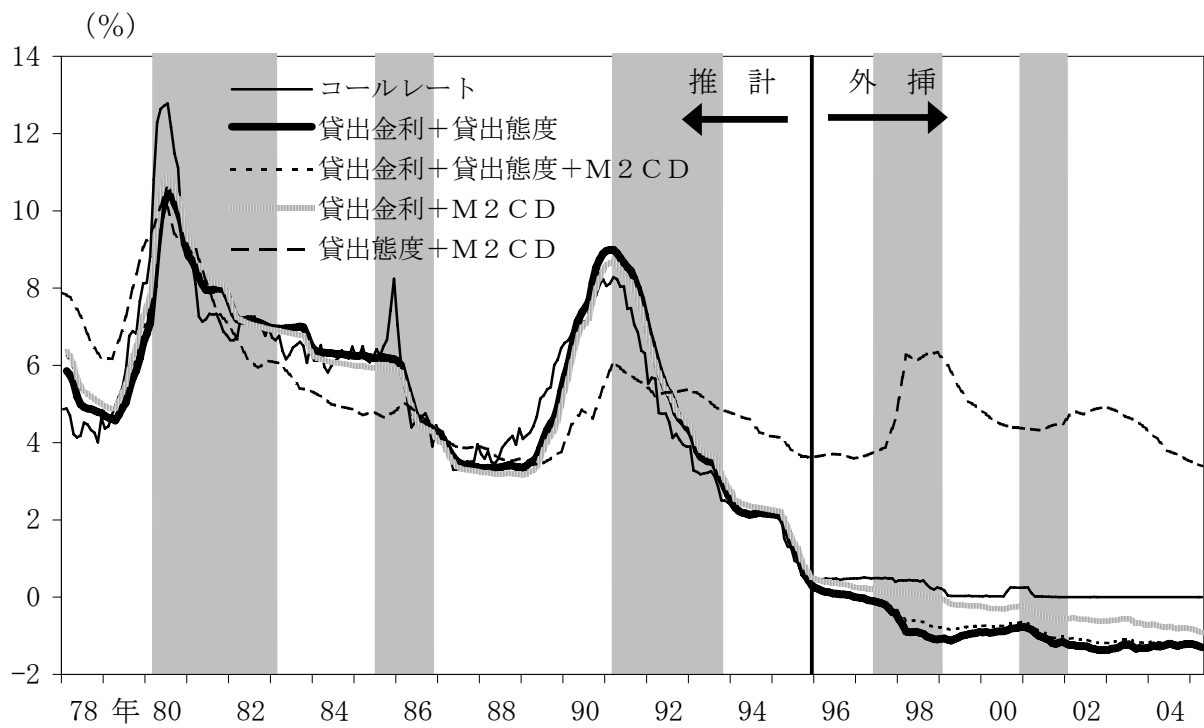
(2) コールレートと政策代理変数



(注) シャドーは景気後退局面。

(資料) 日本銀行「全国企業短期経済観測調査結果」、日本銀行

様々な政策代理変数

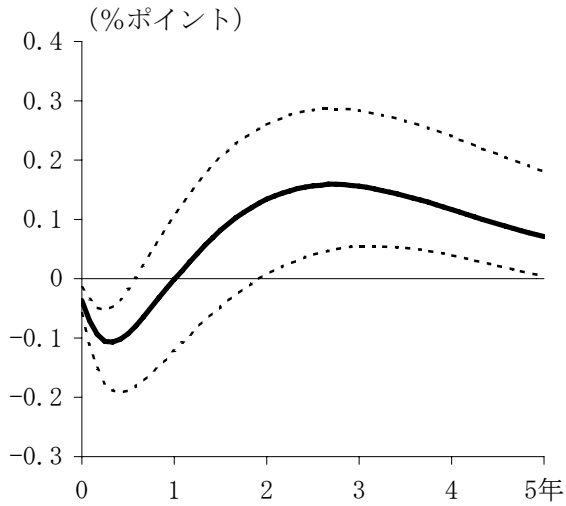


(注) シャドーは景気後退局面。

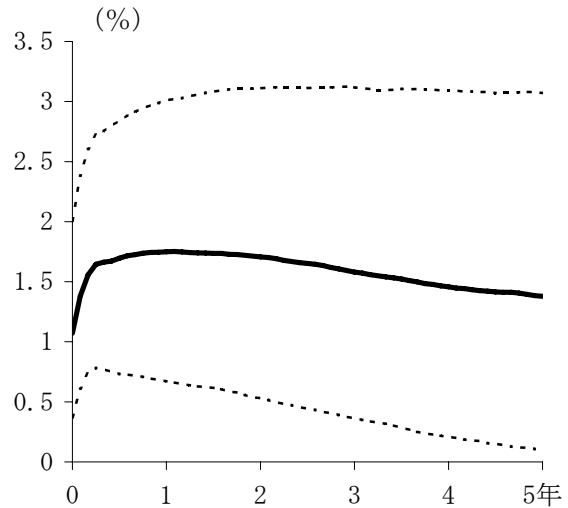
金融緩和ショックに対するインパルス応答

—— サンプル：1978年2月～1995年12月

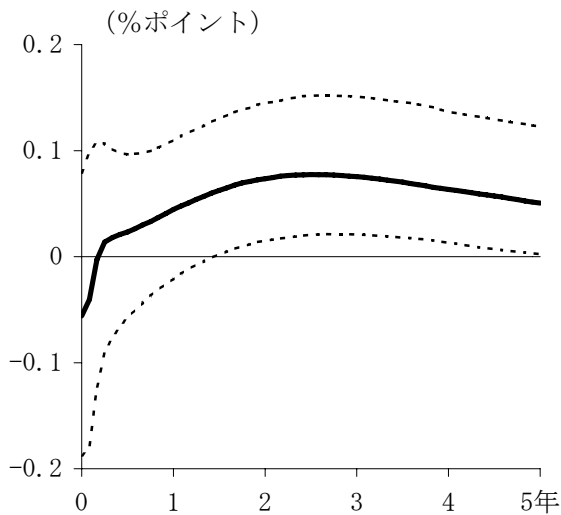
(1) 政策代理変数



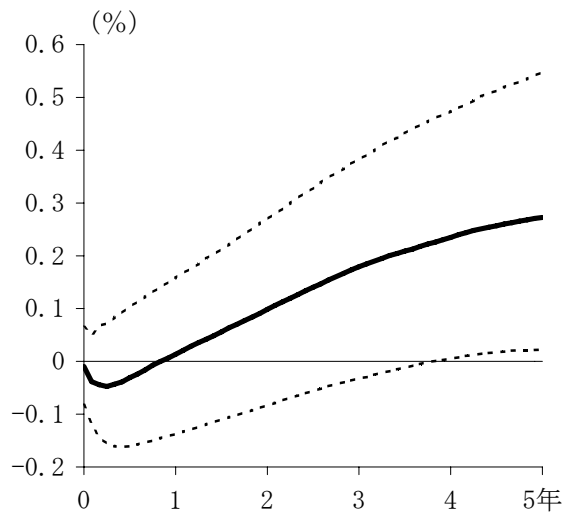
(2) 為替レート



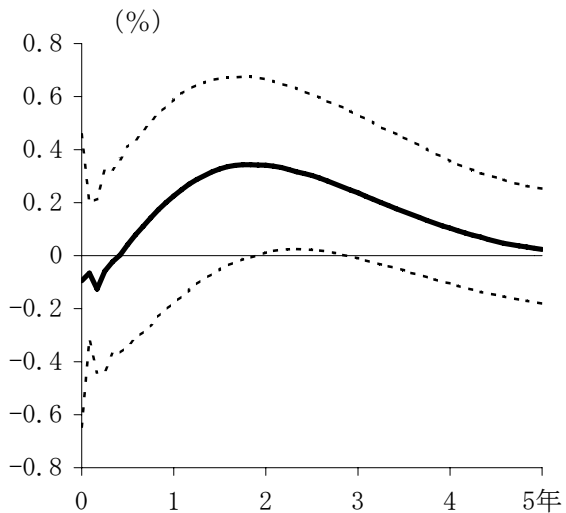
(3) 利付国債 (10年)



(4) C P I



(5) 鉱工業生産



・本稿における符号制約条件は、金融緩和ショックは少なくとも半年間（6ヶ月）、

- ①政策代理変数を低下させる、
- ②為替レートを減価させる。

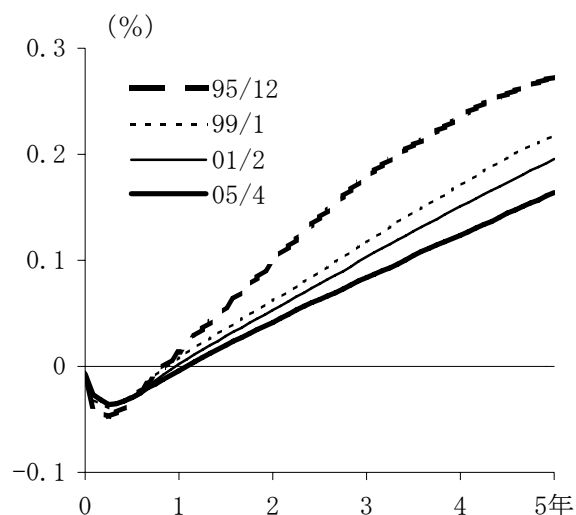
・VARの推計期間は、1978年2月～1995年12月。ラグ次数は3。

・モンテカルロ・シミュレーションは40,000回実施。

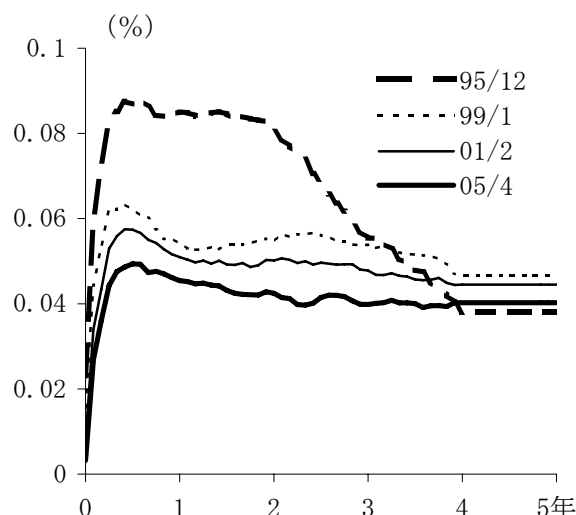
・太線はモンテカルロ・シミュレーションの中間値（メディアン）。点線はそれぞれ、シミュレーションの16%、84%を表す。

期待インフレ率・実質金利のインパルス応答

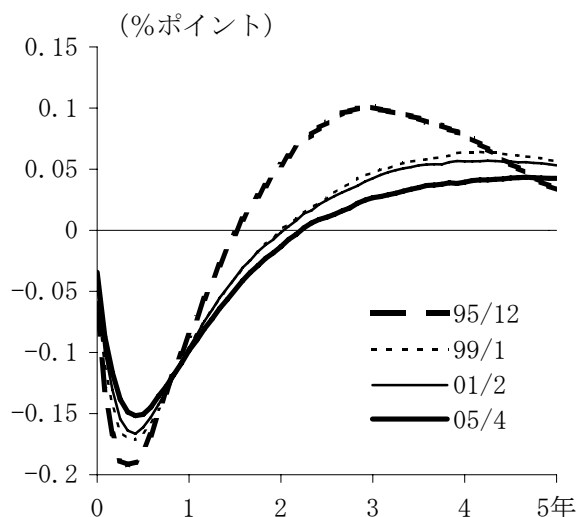
(1) CPI



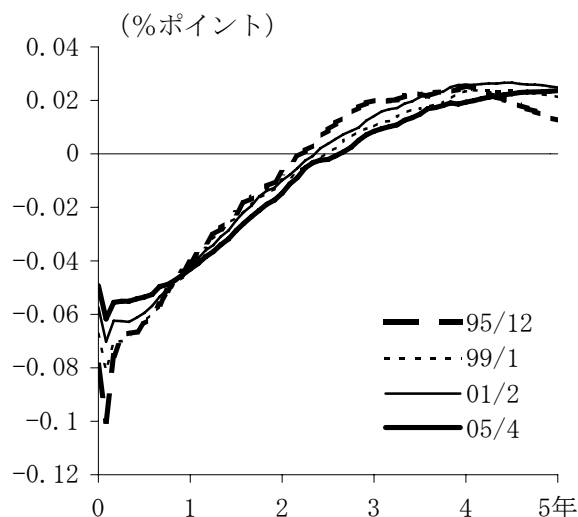
(2) 期待インフレ率



(3) 実質短期金利



(4) 実質長期金利



・金融緩和ショックに対する実質金利（短期・長期）の反応の計算方法は以下の通り。

①t期の期待インフレ率の反応

$$= (t+12期のCPIの反応) - (t期のCPIの反応)$$

②t期の短期実質金利の反応

$$= (t期の代理変数の反応) - (t期の期待インフレ率の反応)$$

t期の長期実質金利の反応

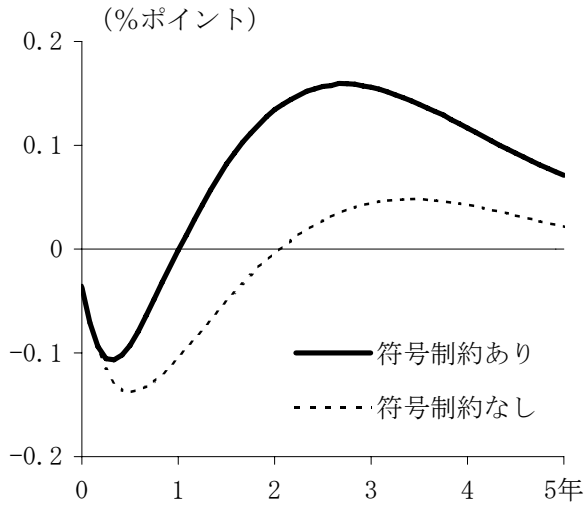
$$= (t期の利付国債の反応) - (t期の期待インフレ率の反応)$$

・4年目最終期以降の期待インフレ率は横ばいと仮定。

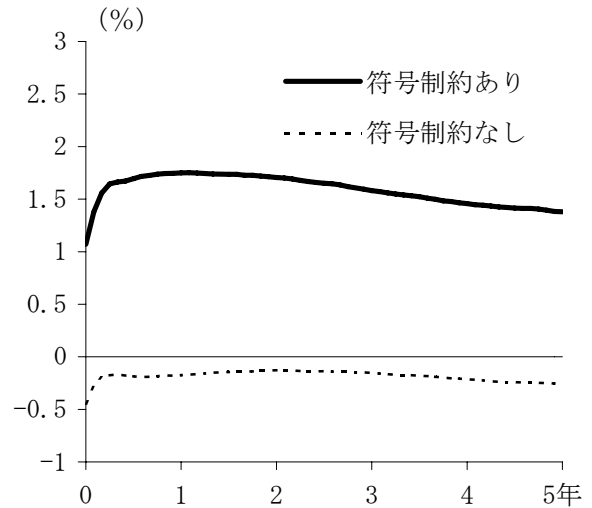
為替レートに対する符号制約の影響

—— サンプル：1978年2月～1995年12月

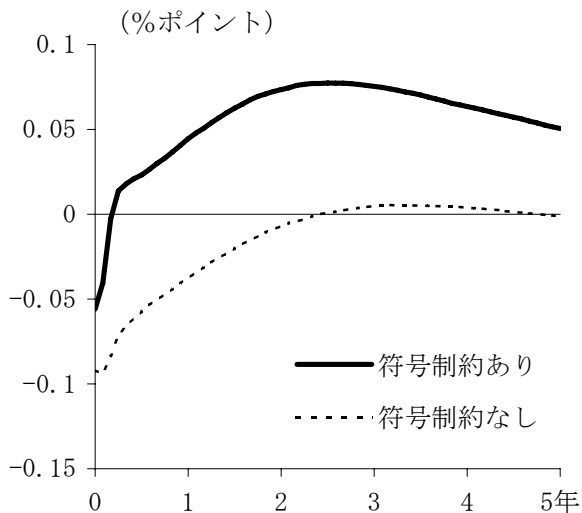
(1) 政策代理変数



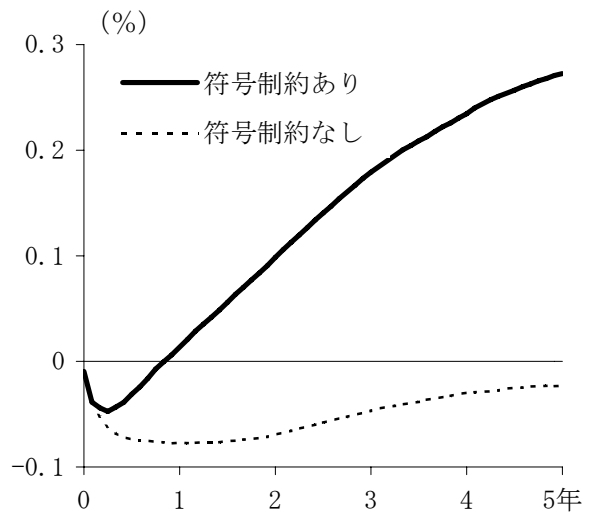
(2) 為替レート



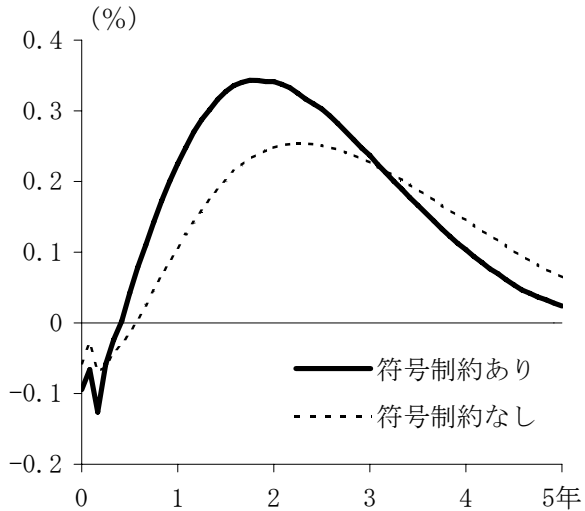
(3) 利付国債 (10年物)



(4) C P I



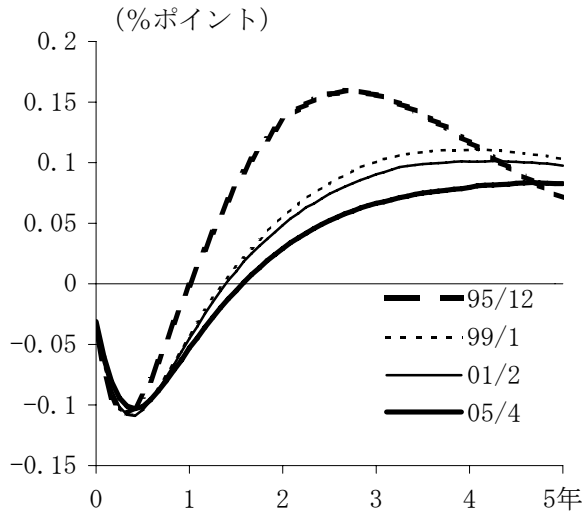
(5) 鉱工業生産



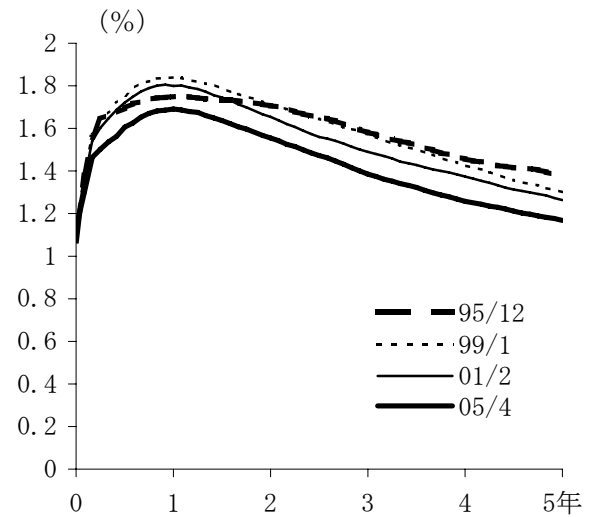
サンプル終期変更の影響

— サンプル：1978年2月～

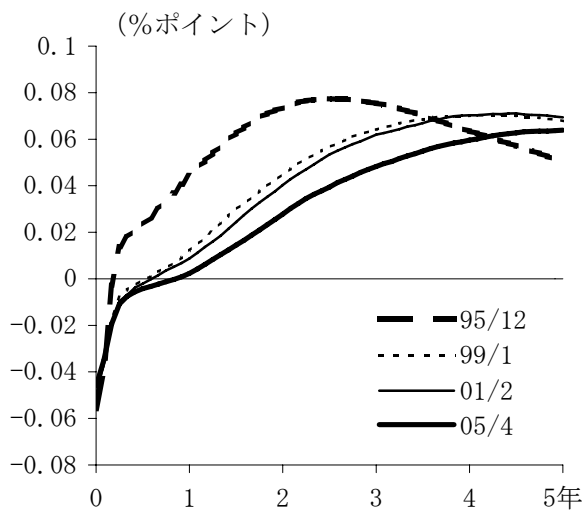
(1) 政策代理変数



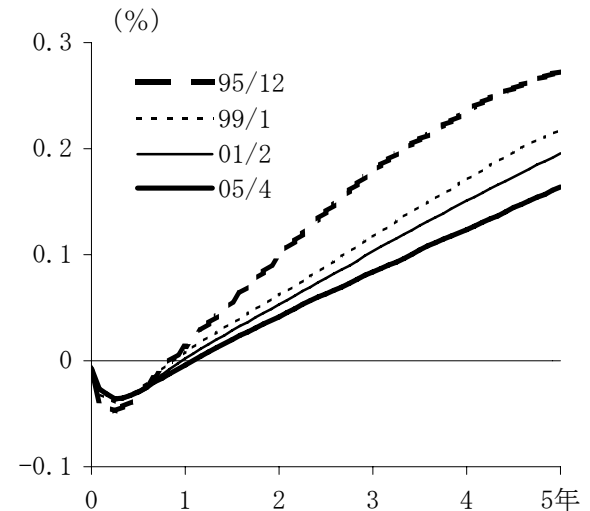
(2) 為替レート



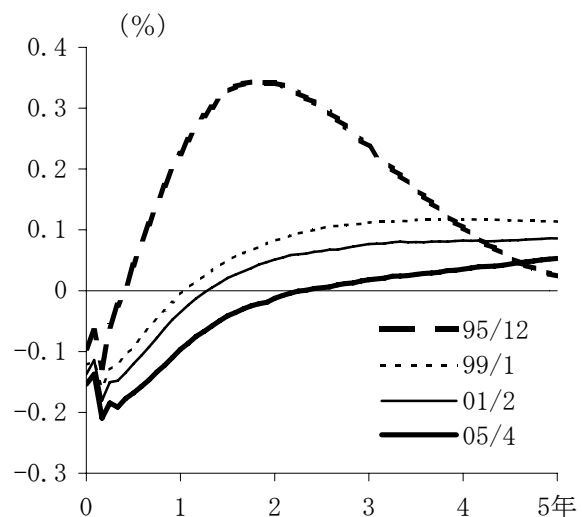
(3) 利付国債 (10年物)



(4) C P I



(5) 鉱工業生産



・VARのサンプル期間終期を変化させた時の、金融緩和ショックに対するインパルス応答の中間値(メディアン)。

・始期は1978年2月で固定。本稿では以下のサンプル期間終期を試行。

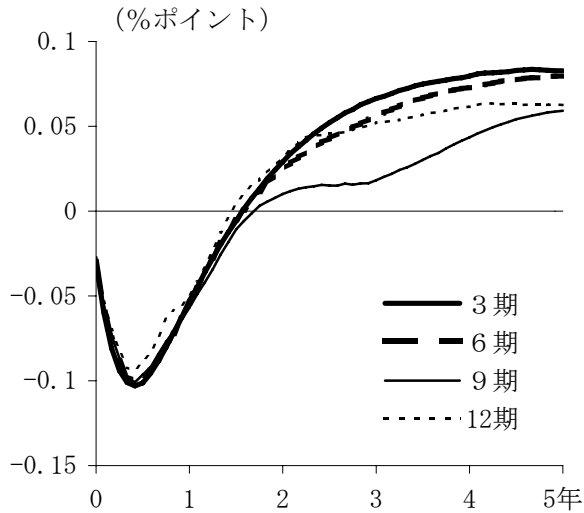
- ①～1995年12月(コールレートにほぼ低下余地がなくなった時期)
- ②～1999年1月(ゼロ金利実施前)
- ③～2001年2月(量的緩和実施前)
- ④～2005年4月(直近)

・ラグ次数は3。モンテカルロ・シミュレーションは40,000回実施。

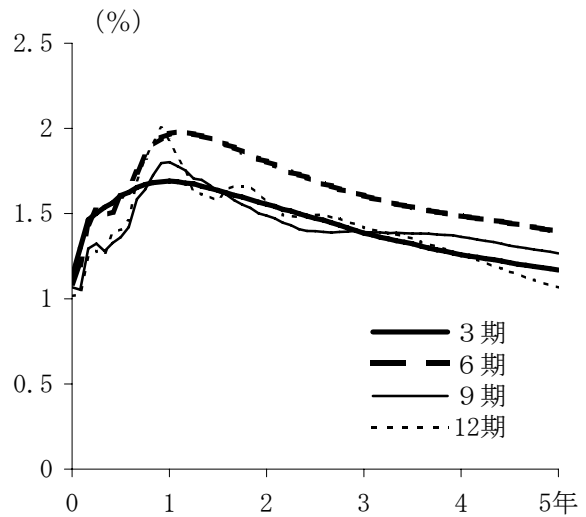
VARラグ次数変更の影響

— サンプル：1978年2月～2005年4月

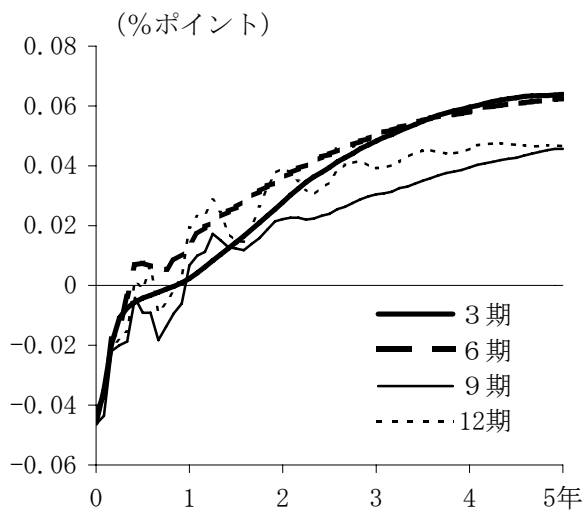
(1) 政策代理変数



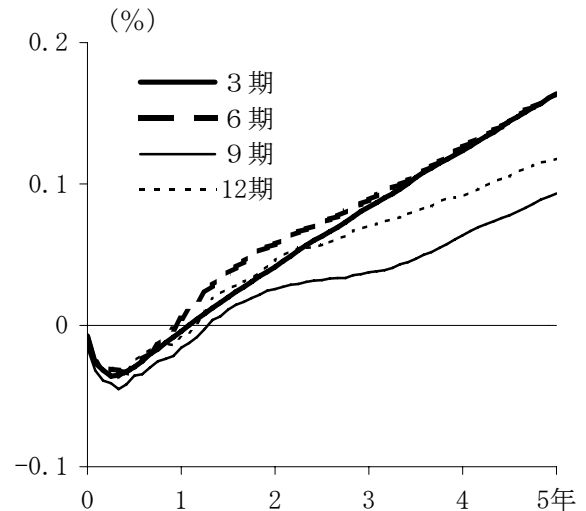
(2) 為替レート



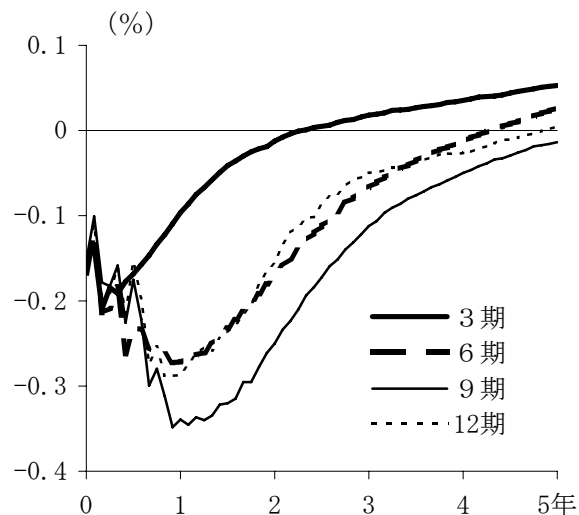
(3) 利付国債 (10年物)



(4) C P I



(5) 鉱工業生産



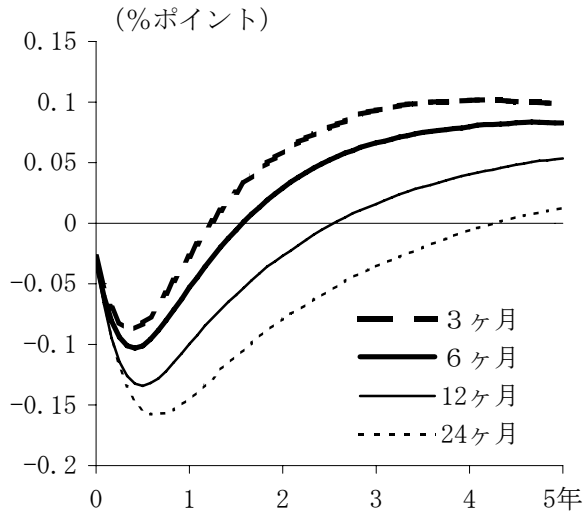
・VARのラグ(3期、6期、9期、12期)を変化させた時の、金融緩和ショックに対するインパルス応答の中間値(メディアン)。

・モンテカルロ・シミュレーションは40,000回実施。

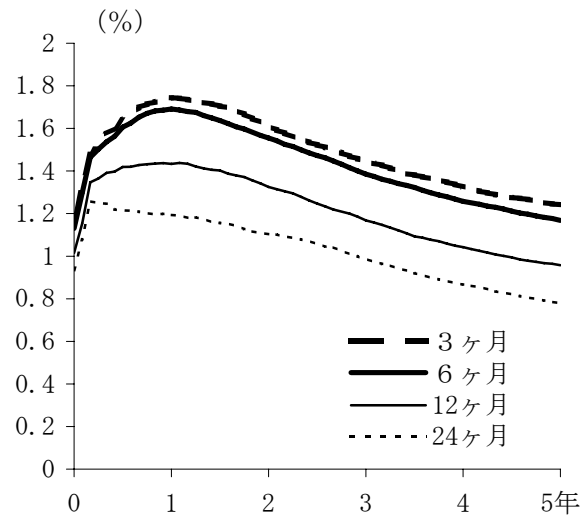
符号制約期間変更の影響

—— サンプル：1978年2月～2005年4月

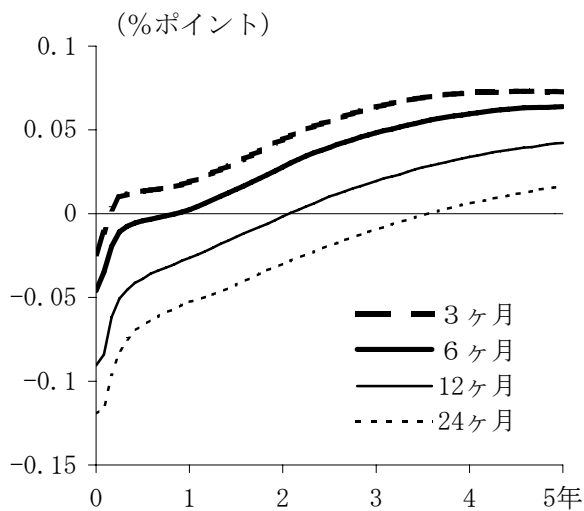
(1) 政策代理変数



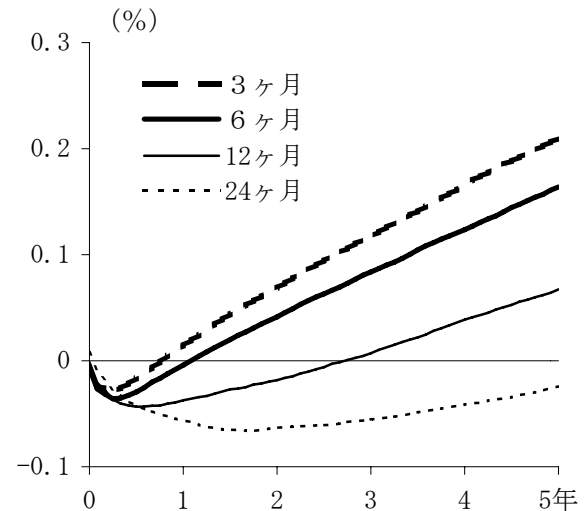
(2) 為替レート



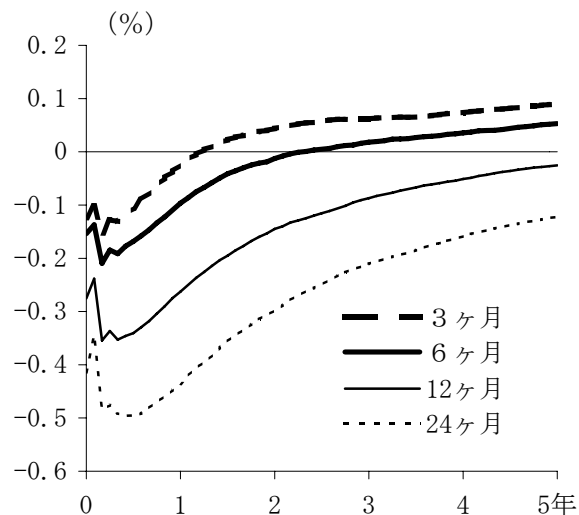
(3) 利付国債 (10年物)



(4) C P I



(5) 鉱工業生産



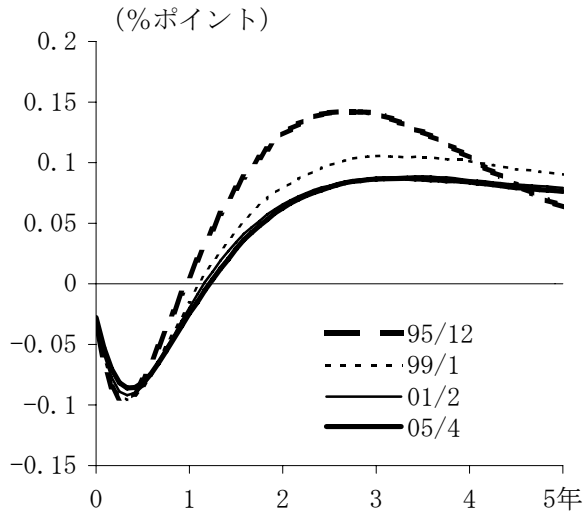
・VARの符号制約期間(3ヶ月、6ヶ月、12ヶ月、24ヶ月)を変化させた時の、金融緩和ショックに対するインパルス応答の中間値(メディアン)。

・ラグ次数は3。モンテカルロ・シミュレーションは40,000回実施。

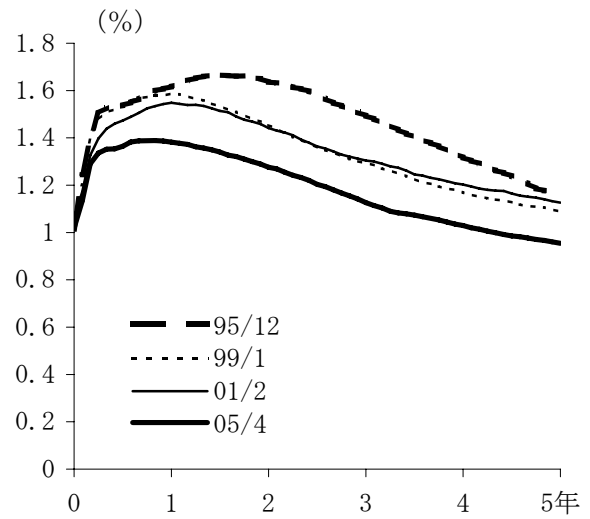
株価追加の影響

—— サンプル：1978年2月～2005年4月

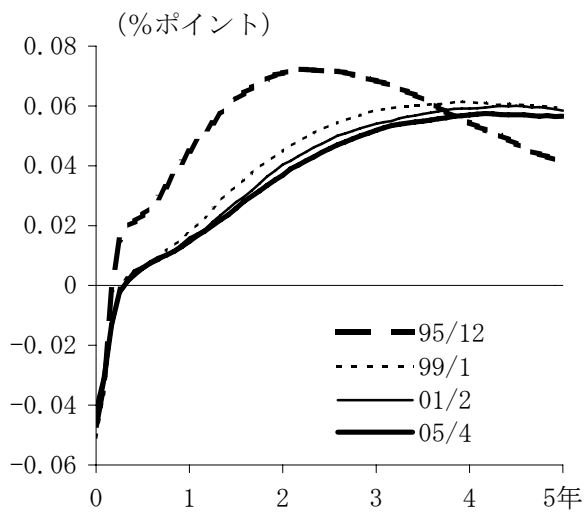
(1) 代理変数



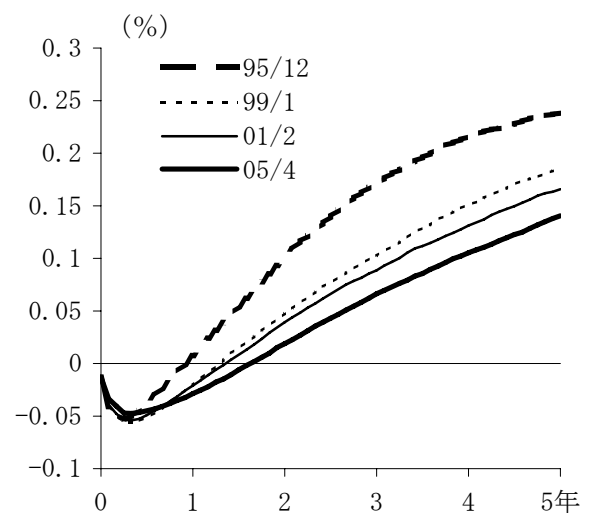
(2) 為替レート



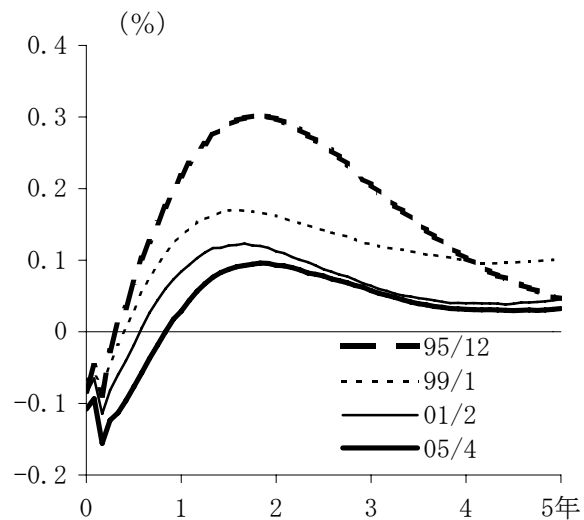
(3) 利付国債 (10年物)



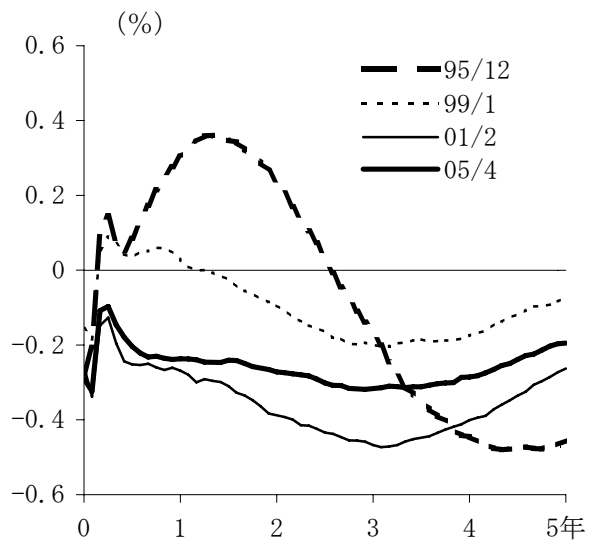
(4) C P I



(5) 鉱工業生産

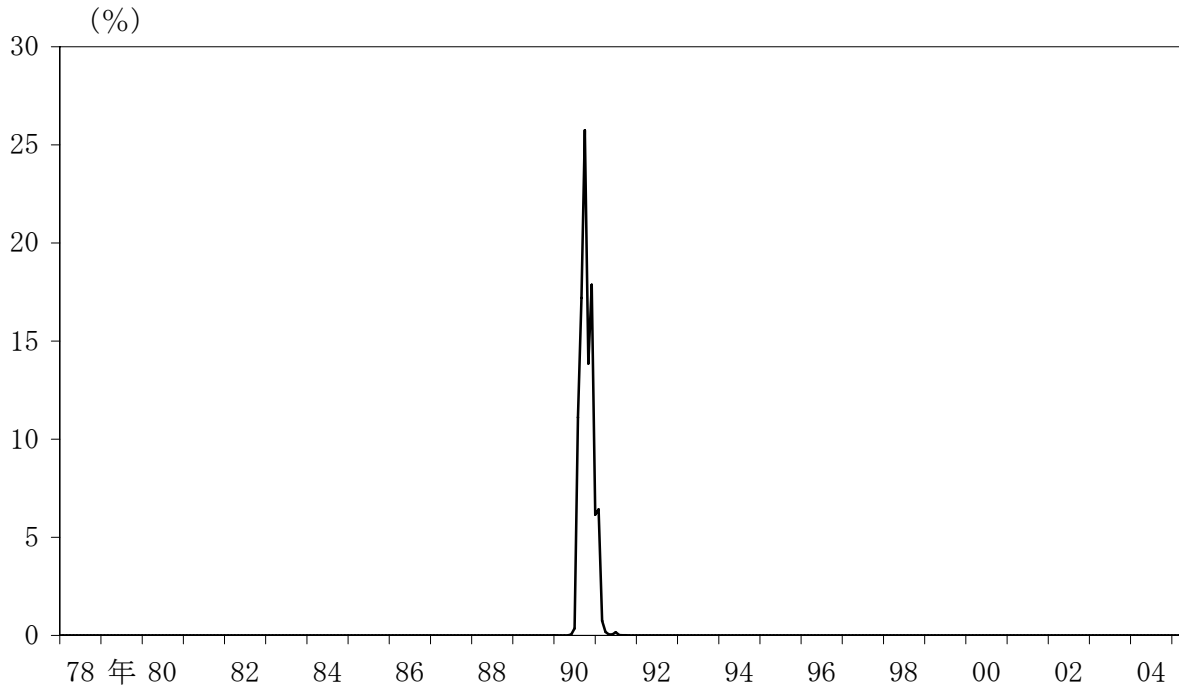


(6) T O P I X

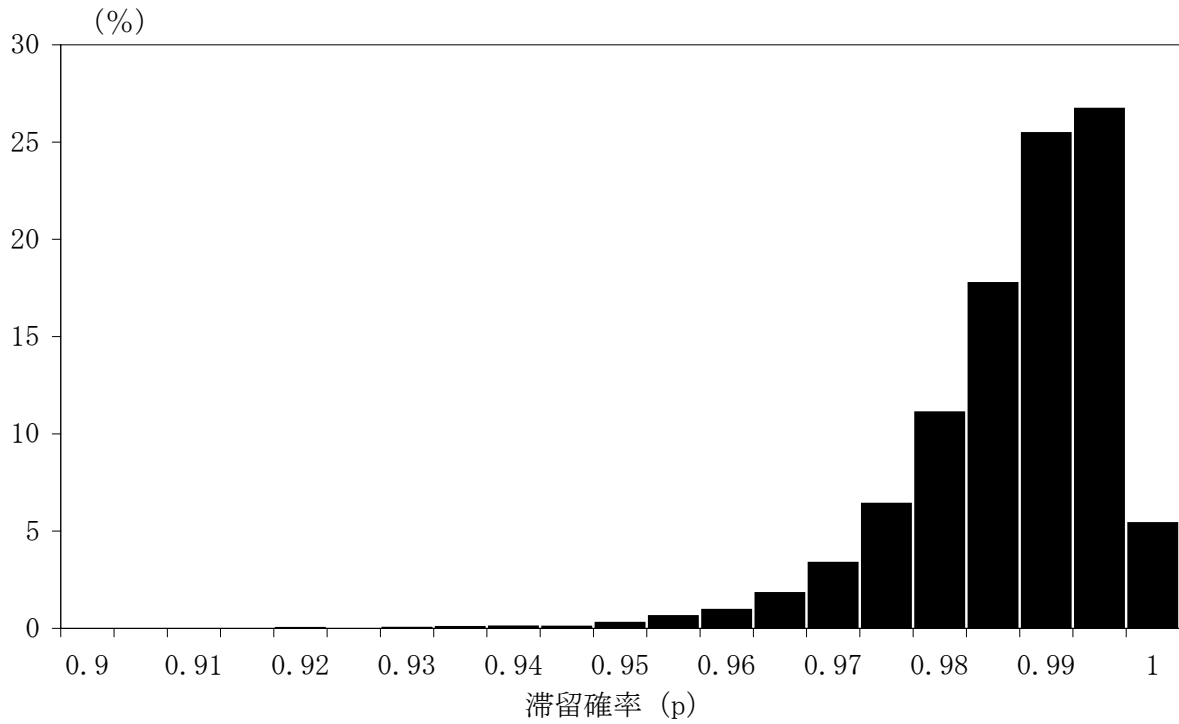


構造変化点の推定

(1) 構造変化点の確率分布

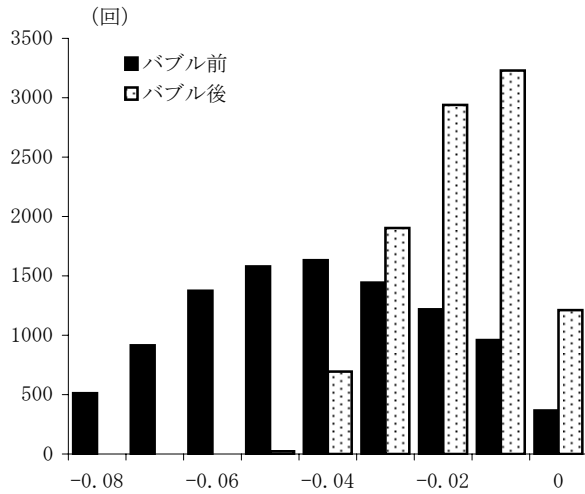


(2) 滞留確率の確率分布

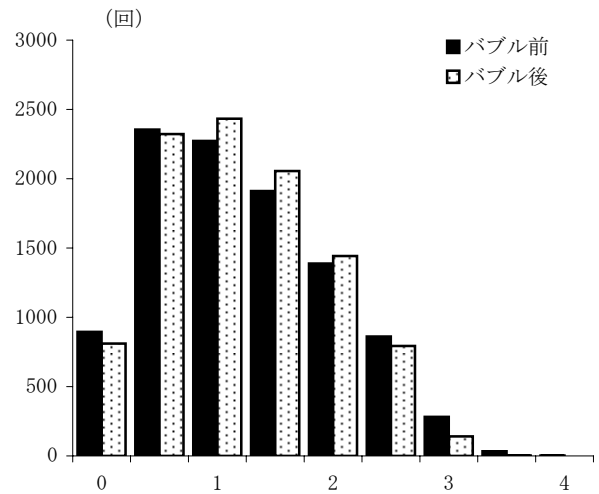


インパルス・ベクトルのヒストグラム

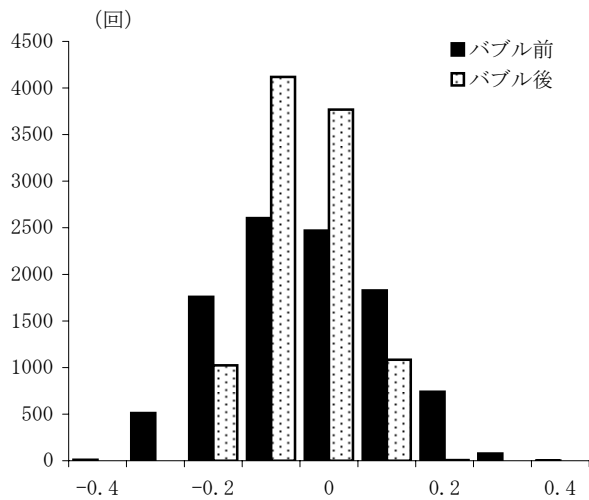
(1) 政策代理変数



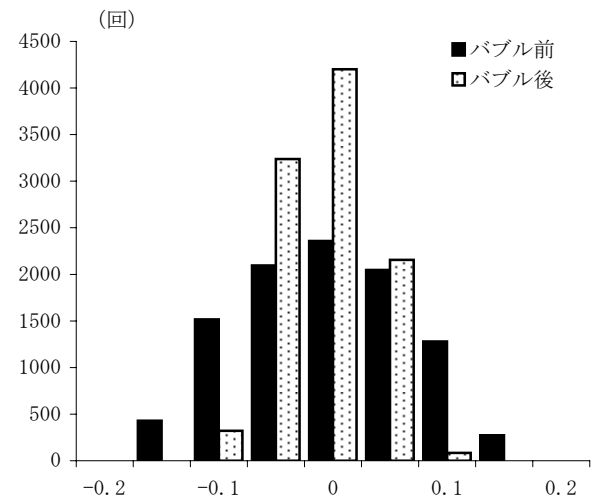
(2) 為替レート



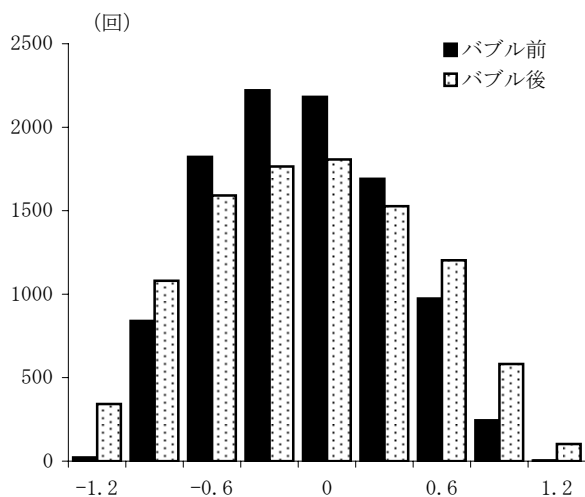
(3) 利付国債 (10年物)



(4) C P I



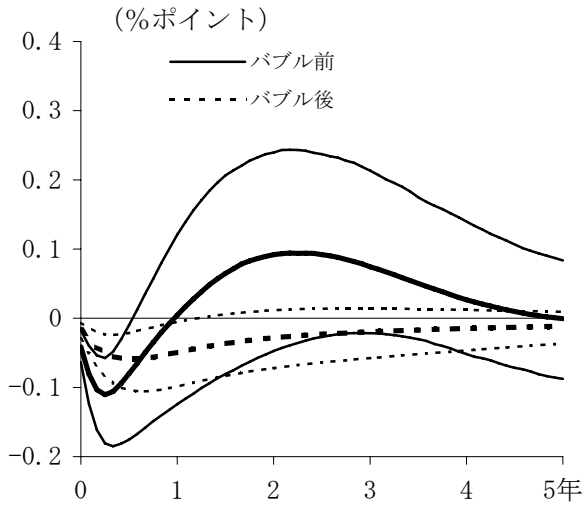
(5) 鉱工業生産



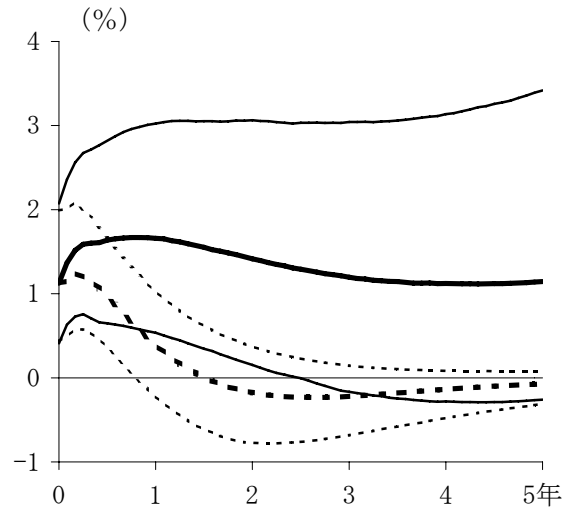
(注) シミュレーションの回数は10,000回。
政策代理変数、利付国債の横軸は変化幅
(%ポイント)。
他の横軸は、変化率(%)。

バブル前後の金融緩和ショックのインパルス応答

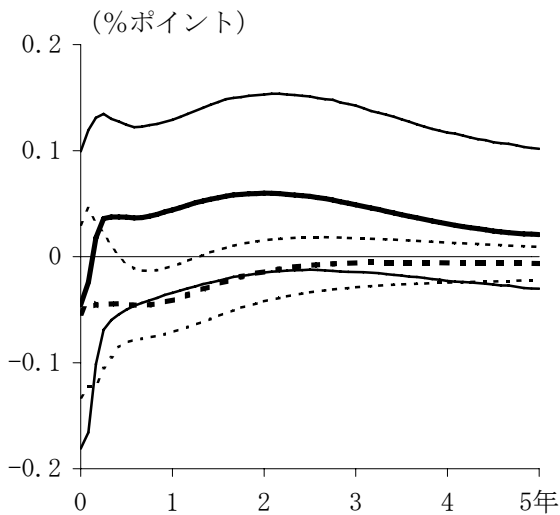
(1) 政策代理変数



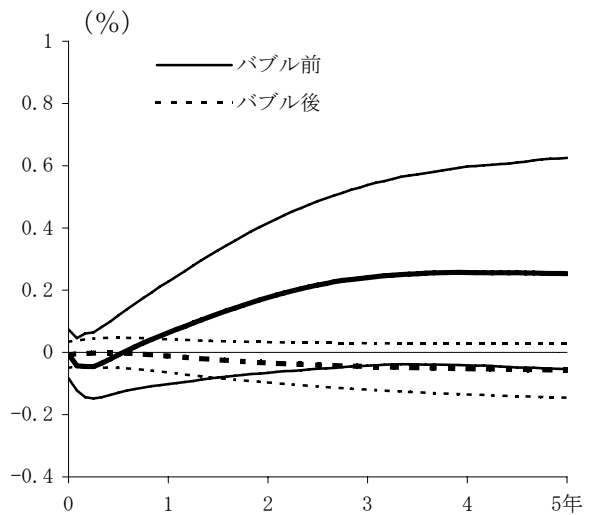
(2) 為替レート



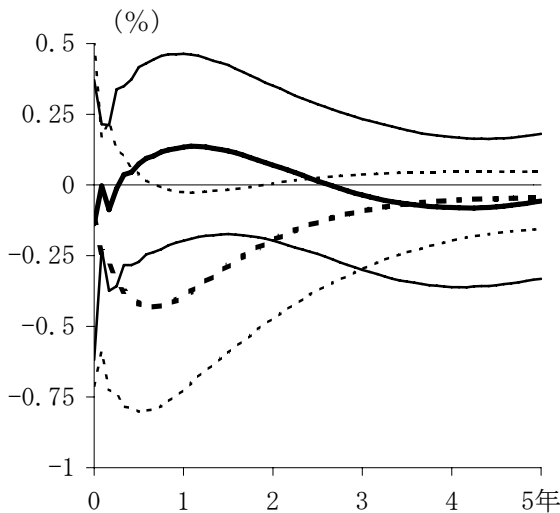
(3) 利付国債 (10年)



(4) C P I



(5) 鉱工業生産

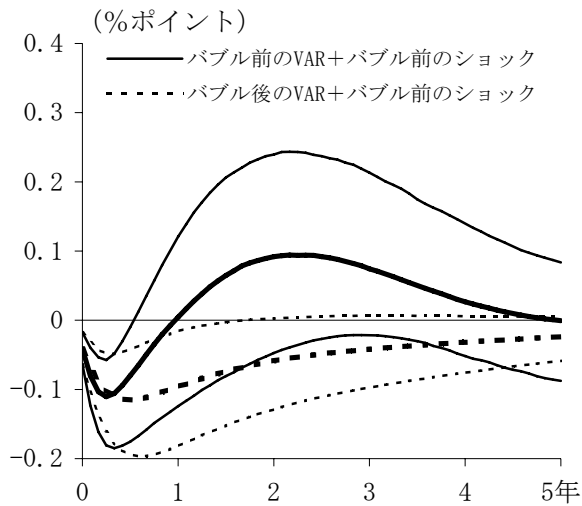


(注1) 実線はバブル前のインパルス応答、破線はバブル後のインパルス応答を表す。

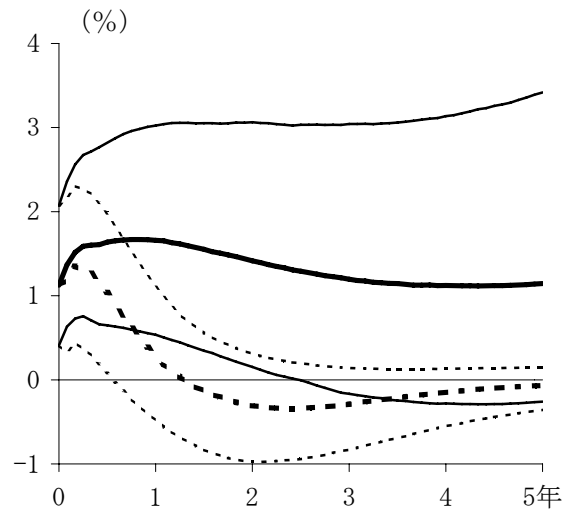
(注2) 太線は中間値 (メディアン)、細線はシミュレーションの16%、84%を表す。

仮想実験 (その1)

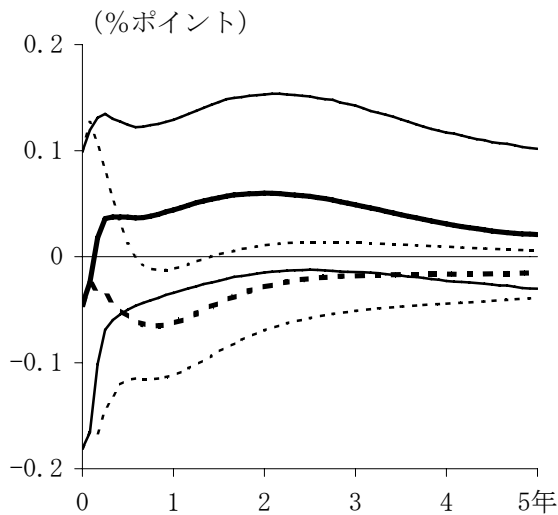
(1) 政策代理変数



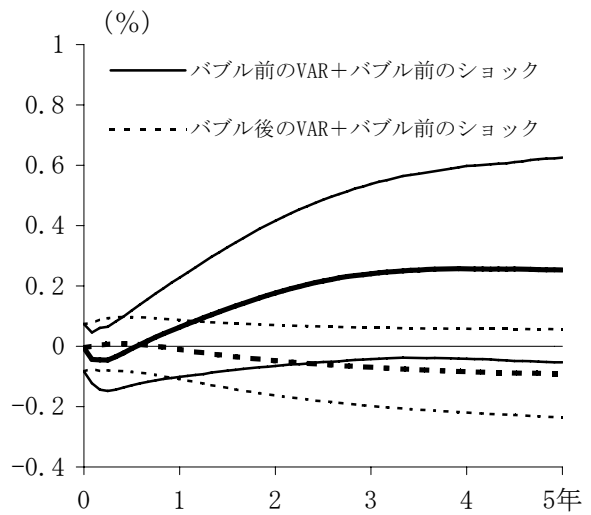
(2) 為替レート



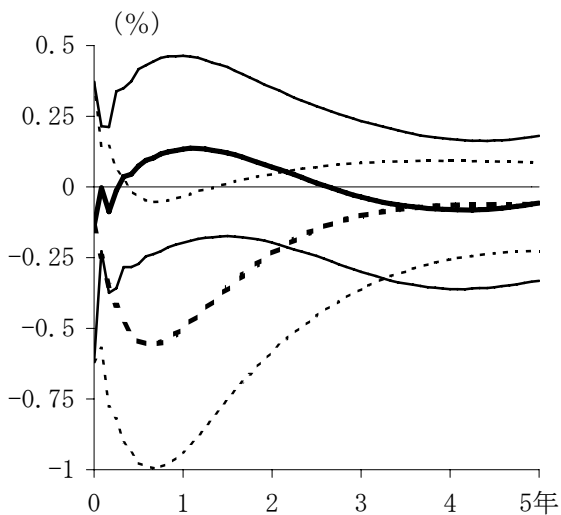
(3) 利付国債 (10年)



(4) C P I



(5) 鉱工業生産

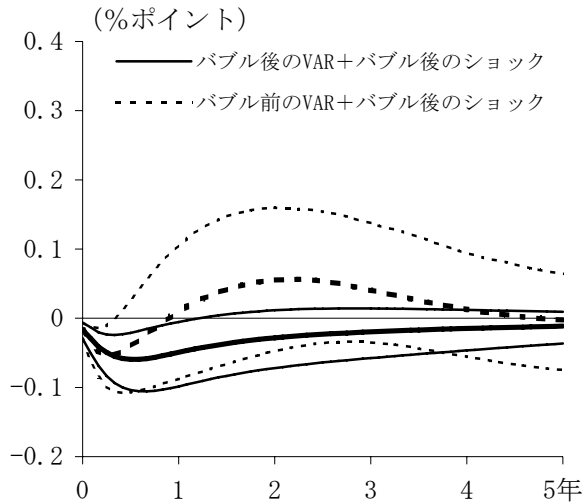


(注1) 実線はバブル前のインパルス応答、破線はバブル後のVAR構造とバブル前の金融緩和ショックを使用した場合のインパルス応答を表す。

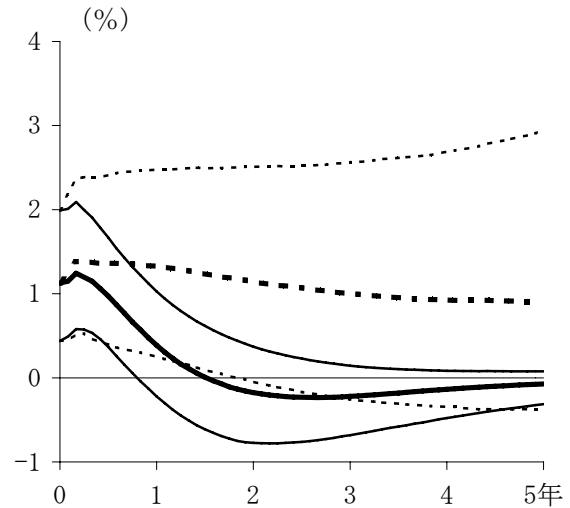
(注2) 太線は中間値(メディアン)、細線はシミュレーションの16%、84%を表す。

仮想実験 (その2)

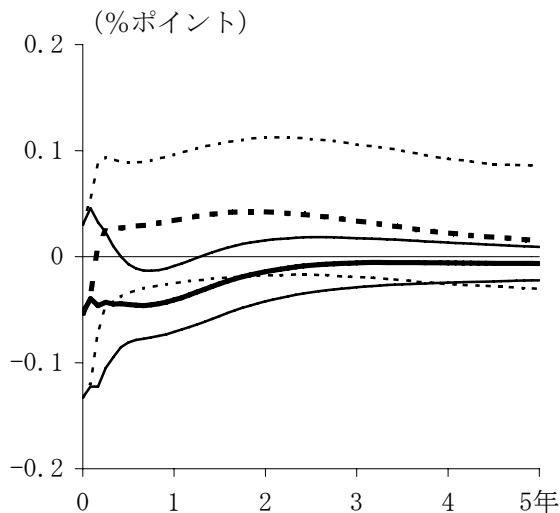
(1) 政策代理変数



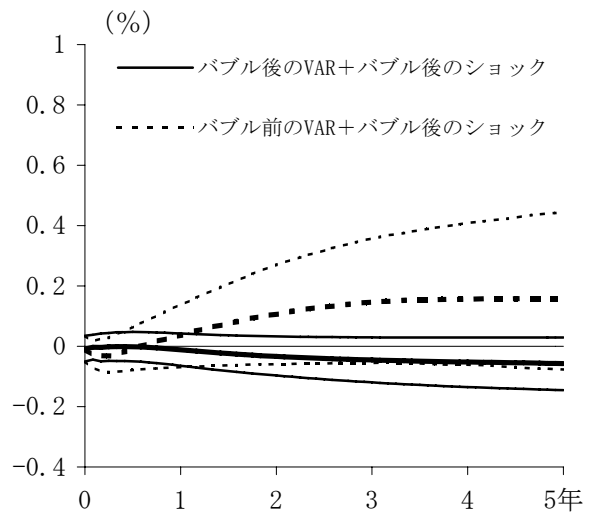
(2) 為替レート



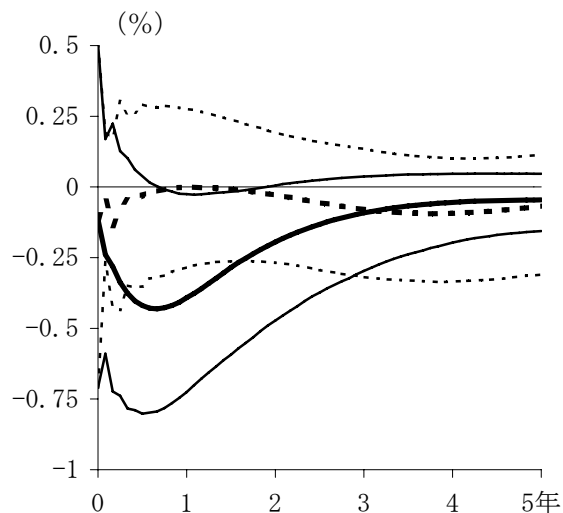
(3) 利付国債 (10年)



(4) C P I



(5) 鉱工業生産



(注1) 実線はバブル後のインパルス応答、破線はバブル前のVAR構造とバブル後の金融緩和ショックを使用した場合のインパルス応答を表す。

(注2) 太線は中間値(メディアン)、細線はシミュレーションの16%、84%を表す。

誘導形VARの係数和の分布

縦軸は分布の度数 (単位:千回)。

説明変数: 政策代理変数

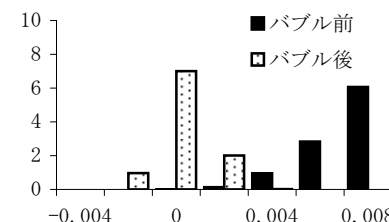
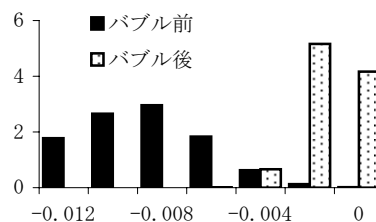
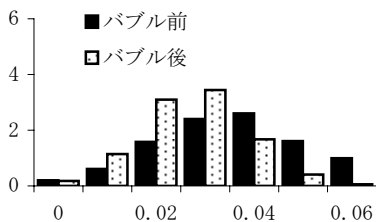
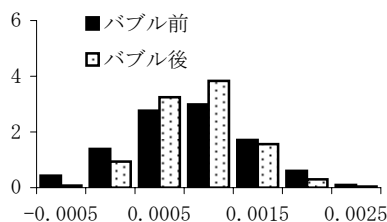
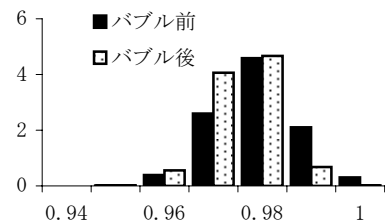
為替レート

利付国債

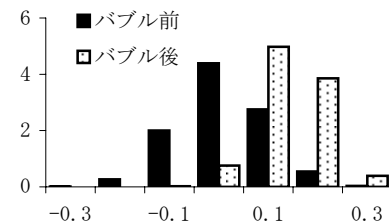
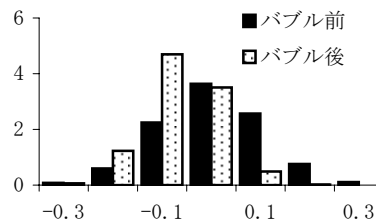
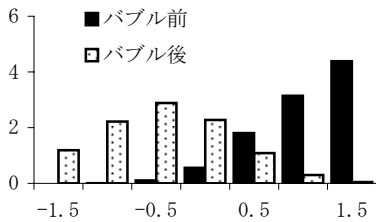
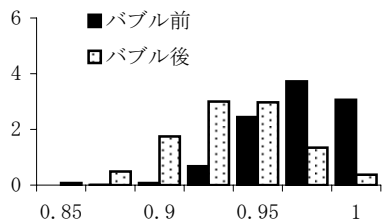
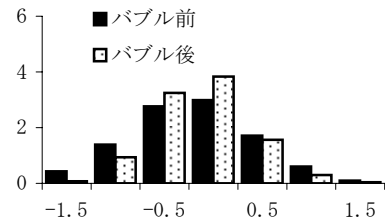
CPI

生産

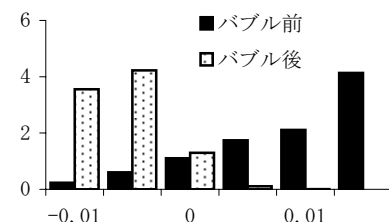
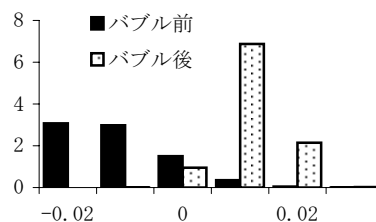
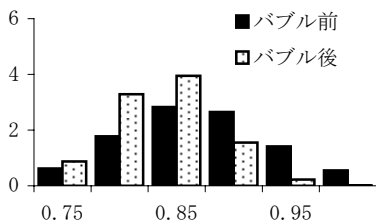
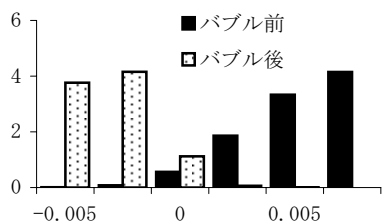
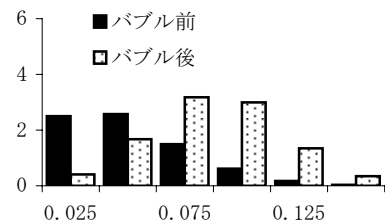
政策代理変数



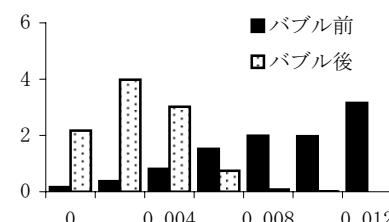
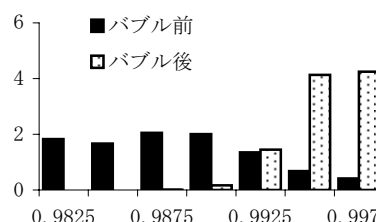
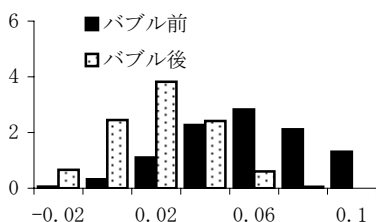
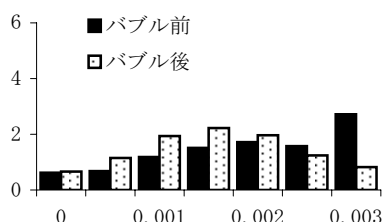
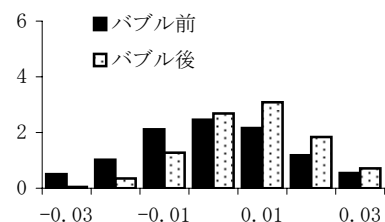
為替レート



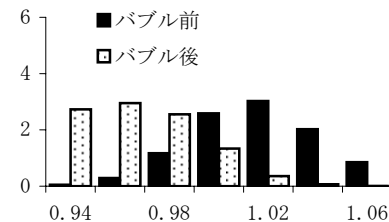
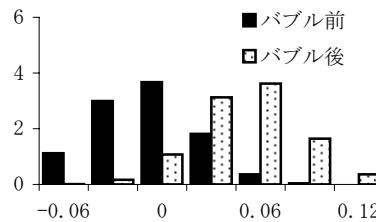
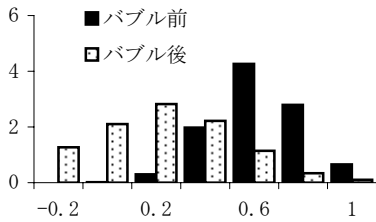
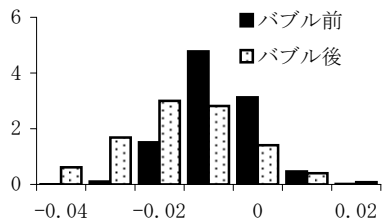
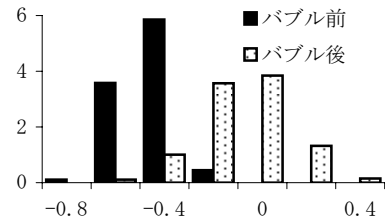
利付国債



CPI



生産



被説明変数