



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

伝統的・非伝統的金融政策ショックの識別 －潜在閾値モデルを用いた実証分析－

木村武*

takeshi.kimura@boj.or.jp

中島上智*

jouchi.nakajima@boj.or.jp

No.13-J-5
2013年4月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）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 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

伝統的・非伝統的金融政策ショックの識別 — 潜在閾値モデルを用いた実証分析 —

木村武[†] 中島上智[‡]

2013年4月

【要旨】

本稿は、構造 VAR モデルにおいて、伝統的政策と非伝統的政策のレジーム変化を考慮した、金融政策ショックの新たな識別方法を提案する。具体的には、パラメータが時期によってゼロにスイッチする潜在閾値モデルを可変 VAR モデルに導入し、リカーシブ識別制約が政策レジームに依存して変化する構造を表現するとともに、ゼロ金利制約に直面した場合の過剰識別についても検証可能な枠組みを構築する。このモデルを（2012年までの）日本経済に応用した結果、非伝統的金融政策は長期金利の低下を促し、インフレ率や GDP ギャップに対してプラスの影響を与えるように作用するが、その効果にはかなりの不確実性を伴うことが確認された。

キーワード：可変 VAR、金融政策、識別、ゼロ金利制約、潜在閾値モデル

本稿の作成に当たり、青木浩介、Michael Funke、Mike West の各氏、ならびに日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂いた。記して感謝の意を表したい。ただし、あり得べき誤りは筆者ら個人に属する。本稿の内容と意見は筆者ら個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行企画局 (takeshi.kimura@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行企画局 (jouchi.nakajima@boj.or.jp)

1. はじめに

量的緩和政策は 2001 年に日本で最初に導入され、その後、世界的な金融危機を経て、主要先進国が非伝統的政策を導入するに至った。その政策効果を巡って、さまざまな研究が報告されているが¹、金融危機後の未曾有の経済環境において、経済を動かす多くの要因の中から純粋な金融政策ショックを識別することは難しい。また、非伝統的政策の歴史が浅く、データの蓄積が少ないことも、政策効果の精確な推計を困難にしている側面がある。本稿は、伝統的政策と非伝統的政策のレジーム変化を考慮した、金融政策ショックの新たな識別方法を提案し、政策効果の波及に関する実証分析を行う。以下では、本稿の分析手法の位置付けを明らかにするために、まず、既往研究について簡単にレビューする。非伝統的政策のマクロ的効果を分析した研究は、その推計方法の違いから、大きく 3 つに分けられる。

第一の方法は、非伝統的政策が金融資産価格に与える影響について実証した分析から政策ショックを割り出し、これを標準的なマクロモデルに与えて実体経済への効果を評価するという、「プラグイン (差し込み)」アプローチである。金融資産価格に与える影響について分析した研究例としては、Fed の政策に関しては Gagnon et al. (2011) や Wright (2012)、BOE の政策に関しては Joyce et al. (2011)、日本銀行の政策に関しては Kimura and Small (2006) や Ueda (2012) などがある。政策効果の程度は分析手法や対象国によって異なるが、非伝統的政策が中長期金利やタームプレミアムに与える影響について、概ね統計的に有意な結果が得られている。Chung et al. (2012) や Fuhrer and Olivei (2011) は、これらの分析結果から割り出した政策ショックを、FRB のマクロモデル (FRB/US) に与えてシミュレーションを行い、非伝統的政策がインフレ率や GDP ギャップに与える影響を推計している。もっとも、こうしたプラグイン・アプローチは、政策ショックを計測した分析にバイアスがあると、非伝統的政策の実体経済に対す

¹ 例えば、Joyce et al. (2012) が詳しい。

る波及効果のシミュレーション結果にもバイアスが生じることになる²。また、FRB/US も含め標準的なマクロモデルでは、長期金利の低下が経済に及ぼす影響に関して、タームプレミアムの低下に起因する場合でも、予想短期金利の低下に起因する場合でも、実体経済に与える効果は同じと仮定されている。しかし、Stein (2012)、Kiley (2012)、Chen et al. (2012) が指摘しているように、実際の景気刺激効果は長期金利の低下の原因によって異なる可能性がある。非伝統的政策がポートフォリオ・リバランス効果を経由してタームプレミアムの低下をもたらしているのか、それとも、シグナリング効果を経由して予想短期金利の低下を促しているかによって、実体経済に与える影響は異なり得るが、標準的なマクロモデルを用いたプラグイン・アプローチではこの点が勘案されていないことになる。つまり、このアプローチの問題は、政策ショックの識別と政策効果の計測を、同一モデルを用いて同時に行っていないことに起因している。

第二の方法は、「動学的確率一般均衡モデル (DSGE model)」を用いた非伝統的政策のシミュレーションである。Kiley (2012) や Chen et al. (2012) は、国債市場の分断を取り込んだ構造モデルを用いて、長期金利が同じ幅だけ低下しても、その原因がタームプレミアムの引き下げによる方が、短期金利の引き下げによる場合よりも、景気刺激効果は小さいと指摘している。これらの分析は、構造モデルを用いているので、短期金利を操作目標とする伝統的政策から、ゼロ金利制約下で資産買入れを行う非伝統的政策にレジームが変化しても、政策効果を正しく評価することが原理上可能である。非伝統的政策の効果を適切に評価するためには、市場分断をどのようにモデル化するかが重要なポイントになるが、先行研究の中で見方が分かれている。Kiley (2012) は、長期資金と短期資金の両方について取引できる主体と、短期資金だけしか取引できない主体が存在することを前提にモデルを構築している。一方、Chen et al. (2012) は、長期資金と短期資金の両方について取引できる主体と、長期資金だけしか取引できない

² 例えば、Chung et al. (2012) が政策ショックとして利用した Gagnon et al. (2011) の計測については、タームプレミアムの低下幅が過大推計されているという批判がある (Hamilton and Wu 2012、Bauer and Rudebusch 2011)。

主体が存在することを前提にしている。市場分断に関して、それぞれの構造モデルが現実の経済を適切に描写しているか慎重に検証されなければならないが、残念ながら、いずれのモデルがより適切であるかを判断できるだけの十分な知識を我々はまだ持ち合わせていない。

最後に第三の方法は、「構造 VAR モデル」に基づいて政策ショックを識別し、インパルス応答関数の計測から、政策効果を評価するというものである (Baumeister and Benati 2010、Iwata 2010、Kapetanios et al. 2012 など)。例えば、Baumeister and Benati (2010) は、可変 (time-varying parameter) VAR モデルを用いて、ゼロ金利制約が無いもとの政策金利変更によるショックと、ゼロ金利制約があるもとの資産買入れによる政策ショックの識別を試みている。このうち、後者の非伝統的政策ショックを、彼らは「純粹スプレッドショック」と定義し、長短スプレッドの低下ショックは短期金利に全く影響を与えないが、インフレ率と実質 GDP 成長率の双方を同時点 (四半期内) に上昇させる、という符号制約を課している³。しかし、金融政策ショックが発生した当期のうちから実体経済に影響が出始めるという識別制約が現実的であるかどうかはコンセンサスが得られていない。

このように、非伝統的金融政策のマクロ的効果を分析するには幾つかの方法があるが、政策の効果波及構造について仮定を必要とする、標準的なマクロモデルや DSGE モデルを用いた分析では必ずしも適切な実証結果を得られない可能性がある。その点では、政策波及経路や経済構造について決め打ちをせずに、実際のデータ変動に合わせた柔軟な表現が可能な可変 VAR モデルは優れている。しかし、既述のように、可変 VAR モデルを用いたこれまでの研究では、非伝統的政策ショックが適切に識別されていない可能性がある。そこで、本稿では、可変 VAR モデルを発展拡張する形で、伝統的・非伝統的政策ショックの新たな

³ 長短スプレッドの縮小は、資産買入れの効果だけでなく、先行きの景気悪化が予想された場合にも発生する。(後者の要因を排除し) 前者の要因のみを政策ショックとして識別するために、Baumeister and Benati (2010) は、政策を発動した当期のうちにインフレ率や GDP 成長率が上昇するように符号制約を設定している。

識別方法を構築する。具体的には、Nakajima and West (2013) が提案した「潜在閾値モデル」(Latent threshold model) を応用することで、ゼロ金利制約と伝統的・非伝統的政策のレジーム変化をモデルに組み込む。潜在閾値モデルは、パラメータがある特定期間では有意にゼロと異なるが、別の期間ではゼロに近く有意でない状況を想定し、後者においてそのパラメータを完全にゼロにスイッチさせる方法である。(可変 VAR モデルのように) モデル内に可変パラメータが多くある場合、説明力の乏しい変数を各時点で選り分けて説明変数のセットから外すことにより、推計の不確実性を減らし、予測精度を高めることができる(詳しくは Nakajima and West 2013 を参照)。この考え方を応用して、本稿では構造 VAR モデルの同時点構造が政策レジームに応じてスイッチするように、可変パラメータに制約をおくことで政策ショックを識別する。また、ゼロ金利制約下では、短期金利が他の変数に対して反応しない——伝統的政策時にはインフレ率や GDP ギャップのショックに対して、非伝統的政策時には中銀リザーブのショックに対して短期金利が反応しない——可能性を考慮して、同時点構造に過剰識別制約を課すことが妥当かどうか検証する。潜在閾値モデルは過剰識別制約を各時点で統計的に検証することが可能であり、従来の方法のように過剰識別を検証するためにサンプル期間を分割して推計する必要がなく、全体としてより精確な推計値を得ることができる。本稿は、こうした新たな分析枠組みを日本経済に適用し、伝統的金融政策と非伝統的金融政策の効果について検証する。

2. 分析の枠組み

2.1. 伝統的・非伝統的政策レジーム

最初に、伝統的金融政策と非伝統的金融政策のそれぞれにおける政策ショックの識別方法について、基本的なモデルを用いて説明する(表1)。伝統的政策の場合、中央銀行はインフレ率や GDP ギャップからなる実体経済変数のショック(ε^X)に応じて、短期金利(i)を操作することを基本ルールとしつつ、同ルールから乖離して金利を変更する場合、これを政策ショック(ε^i)とみなす(式1a)。

表 1. ショックの識別方法

伝統的政策レジーム	非伝統的政策レジーム
金利ルール (1a) $i = \alpha\varepsilon^X + \varepsilon^i$	中銀リザーブルール (2a) $m = \beta\varepsilon^X + \varepsilon^m$
貨幣需要関数 (1b) $m = -\gamma i + \varepsilon^d$ $= -\gamma\alpha\varepsilon^X - \gamma\varepsilon^i + \varepsilon^d$	金利決定式 (2b) $i = -\frac{m - \varepsilon^d}{\gamma}$ $= -\frac{\beta}{\gamma}\varepsilon^X - \frac{1}{\gamma}\varepsilon^m + \frac{1}{\gamma}\varepsilon^d$
ショックの波及 $i \leftarrow \varepsilon^X, \varepsilon^i$ $m \leftarrow \varepsilon^X, \varepsilon^i, \varepsilon^d$	ショックの波及 $i \leftarrow \varepsilon^X, \varepsilon^m, \varepsilon^d$ $m \leftarrow \varepsilon^X, \varepsilon^m$

このとき、中銀リザーブ (m) は、貨幣需要関数に基づいて、短期金利 (i) および予備的需要等のショック (ε^d) によって決まる (式 1b)。

一方、非伝統的政策の採用に際しては、中央銀行はゼロ金利制約の下で、自らのバランスシートを拡大させる。中央銀行のバランスシートの負債サイドと資産サイドのいずれに焦点を当てるかによって、非伝統的政策は概念上、量的緩和政策と信用緩和政策の 2 タイプに分類される。量的緩和政策は、中央銀行のバランスシートの負債サイドを重視し、民間金融機関へのリザーブ供給の拡大に主眼を置いたものである——バランスシートの資産サイドの構成は付随的なものである——。一方、信用緩和政策は、中央銀行のバランスシートの資産サイドを重視したものであり、その規模と資産構成の変化によって、長期金利や各種のクレジットスプレッドを低下させ、民間部門の資金調達環境に影響を与えようとするものである。信用緩和は、量的緩和と違い、そのスタンスを当座預金残高やマネタリーベースといった単一の数字で表すことが難しいが、中央銀行のバランスシートを拡大させるという点においては量的緩和と共通している。中央銀行が資産を買入れる (つまり信用緩和を実施する) ためには、中

銀リザーブの増加（つまり量的緩和）を一般に伴う。統一的な識別方法を考えるうえで重要なのは、非伝統的政策を行う際は必ず中銀リザーブが変化するという点である。ここでは、中央銀行が非伝統的政策の採用に際して、インフレ率や GDP ギャップからなる実体経済変数のショック (ε^X) に応じて、リザーブ (m) を操作することを基本ルールとしつつ、同ルールから乖離してリザーブを変更する場合、これを政策ショック (ε^m) とみなす (式 2a)。このとき、短期金利 (i) は貨幣需要関数から式 (2b) のように表せる。

したがって、貨幣需要ショック (ε^d) は、伝統的政策の際には短期金利 (i) に影響せず、非伝統的政策の際には中銀リザーブ (m) に影響しないという構造になる。以下では、この識別制約が伝統的・非伝統的政策のレジームに応じてスイッチする構造を、可変 VAR モデルに導入する⁴。

2.2. 可変 VAR モデル

本稿では、インフレ率 (π_t)、GDP ギャップ (y_t)、短期金利 (i_t)、中銀リザーブ (m_t)、長期金利 (ℓ_t) の 5 変数から構成される VAR を推計する。 $Y_t = (\pi_t, y_t, i_t, m_t, \ell_t)'$ を変数ベクトルとして、可変 VAR モデルは次式で表される。

$$Y_t = c_t + B_{1t}Y_{t-1} + \dots + B_{qt}Y_{t-q} + e_t, \quad e_t \sim N(0, \Sigma_t).$$

ここで、 c_t は時変定数項ベクトル、 B_{jt} は時変ラグ係数行列である。誘導形ショックの時変共分散行列を、 $\Sigma_t = A_t^{-1}\Lambda_t(A_t^{-1})'$ と分解し、構造ショックの分散行列 $\Lambda_t = \text{diag}(\sigma_{\pi t}^2, \sigma_{y t}^2, \sigma_{i t}^2, \sigma_{m t}^2, \sigma_{\ell t}^2)$ と、次の同時点構造パラメータに分けて考える。

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{\pi y, t} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{\pi i, t} & a_{y i, t} & 1 & a_{m i, t} & 0 \\ a_{\pi m, t} & a_{y m, t} & a_{i m, t} & 1 & 0 \\ a_{\pi \ell, t} & a_{y \ell, t} & a_{i \ell, t} & a_{m \ell, t} & 1 \end{bmatrix}$$

つまり、

⁴ Iwata (2010) も、政策レジームのスイッチに関して、本稿と基本的に同じ識別制約を課しているが、固定パラメータ VAR モデルを用いている。

$$e_t = A_t^{-1} \varepsilon_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \tilde{a}_{\pi y,t} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \tilde{a}_{\pi i,t} & \tilde{a}_{y i,t} & 1 & \tilde{a}_{m i,t} & 0 \\ \tilde{a}_{\pi m,t} & \tilde{a}_{y m,t} & \tilde{a}_{i m,t} & 1 & 0 \\ \tilde{a}_{\pi \ell,t} & \tilde{a}_{y \ell,t} & \tilde{a}_{i \ell,t} & \tilde{a}_{m \ell,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^\ell \end{bmatrix}$$

と表され、 $\varepsilon_t \sim N(0, \Lambda_t)$ は構造ショックである。

金融政策ショックは、伝統的政策レジームでは ε_t^i 、非伝統的政策レジームでは ε_t^m となる。既述の政策レジームの識別制約を以下の通り課す。

- ・ 伝統的政策レジーム： $\tilde{a}_{m i,t} = 0$
 - 貨幣需要ショック ε_t^m は、当期の短期金利 i_t に影響しない。
- ・ 非伝統的政策レジーム： $\tilde{a}_{i m,t} = 0$
 - 貨幣需要ショックを具現した短期金利ショック ε_t^i は、当期の中銀リザーブ m_t に影響しない。

他の同時点制約に関しては、リカーシブな識別制約を課しており、変数の中で金融変数（長期金利）が外生ショックに対して最も速く反応し、インフレ率が最も遅く反応すると仮定している。これらの識別制約によりモデルは丁度識別（just-identified）される。政策レジームによって、リカーシブ制約が2組の変数順序 $(\pi_t, y_t, i_t, m_t, \ell_t)$ 、 $(\pi_t, y_t, m_t, i_t, \ell_t)$ の間でスイッチする構造になっている。

同時点構造パラメータを時変にすることによって、金融政策スタンスの変化やゼロ金利制約の影響を柔軟に描写することが可能になる。すなわち、伝統的政策レジームのもとでは、政策スタンスの変化に関して、インフレ率とGDPギャップに対する短期金利の反応度 $(\tilde{a}_{\pi i,t}, \tilde{a}_{y i,t})$ の変化で捉えることができるほか、ゼロ金利制約の影響に関しても、同反応度の低下として捉えられる。一方、非伝統的政策レジームのもとでは、政策スタンスの変化について、インフレ率とGDPギャップに対する中銀リザーブの反応度 $(\tilde{a}_{\pi m,t}, \tilde{a}_{y m,t})$ の変化で捉えることができる。また、パラメータ $\tilde{a}_{m \ell,t}$ は、中銀リザーブに対する長期金利の反応度——すなわち、非伝統的政策によるポートフォリオ・リバランス効果やシグナリング効果——を捉えており、その大きさは、中銀の買入れ資産の構成の違いなどから量的緩和と信用緩和とは異なるものと想定される。

可変 VAR モデルにおける、ラグ係数と同時点構造のパラメータは、次式の定常 AR(1)過程に従うと仮定する。

$$\lambda_{jk,t} = \mu_{jk} + \phi_{jk}(\lambda_{jk,t-1} - \mu_{jk}) + \eta_{jk,t}, \quad \eta_{jk,t} \sim N(0, v_{jk}^2). \quad (3)$$

ただし、 $|\phi_{jk}| < 1$ である。通常、可変パラメータについては、非定常なランダム・ウォークを仮定することが多く、これは、パラメータの非再帰的な経済の構造変化を描写できるほか、推計するパラメータ数を減らせるというメリットがあるためである (Primiceri 2005)。もっとも、定常な AR(1)過程であっても、 ϕ_{jk} が 1 に近ければ、推計データの期間内において、非再帰的な経済の構造変化を描写することは可能であるし、後述する潜在閾値モデルを導入した場合には、定常過程の方が同時点構造に関するパラメータをより適切に推計することができるというメリットがある (Nakajima and West 2013)。

また、構造ショックの分散については、 $h_{j,t} = \log \sigma_{j,t}^2$ と変換して、 $h_{j,t}$ が定常 AR(1)過程に従う、確率的ボラティリティモデルを仮定する。

$$h_{j,t} = \mu_j + \phi_j(h_{j,t-1} - \mu_j) + \eta_{j,t}, \quad \eta_{j,t} \sim N(0, v_j^2).$$

ただし、 $|\phi_j| < 1$ である。Cogley and Sargent (2005) や Primiceri (2005) が指摘しているように、構造ショックの分散の可変性は、実証分析上、非常に重要な役割を持っている。例えば、政策レジームの転換時に金融政策ショックの分散が大きく変化する状況を適切に描写することができる。非伝統的政策開始時や解除時の中銀リザーブの大きな変化は、構造ショックのボラティリティ上昇として描写することが自然であり、これを分散一定と仮定した VAR モデルで推計してしまうと、パラメータにバイアスが生じる可能性がある。また、短期金利の構造ショックの分散がゼロ金利制約次第で変化する状況についても、確率的ボラティリティモデルであれば適切に捉えることができるが、固定 VAR モデルでは描写できない。

2.3. 潜在閾値モデル

通常の変 VAR モデルでは、識別制約が通期で固定されているため、政策レ

ジームの変化を捉えることができない。そこで、本稿では、Nakajima and West (2013)の「潜在閾値モデル」を発展応用して、識別制約が時期によってスイッチする構造を導入する。潜在閾値モデルは、パラメータがある特定期間において有意にゼロと異なるが、別の期間ではゼロに近く有意でない状況を想定し、後者においてそのパラメータを完全にゼロにスイッチさせる方法である。可変パラメータの数が多くなると、それだけ推計の不確実性も増すため、説明力の乏しい変数を各時点で選り分けて説明変数のセットから外すことによって、推計の不確実性を減らし予測精度を高めることができるようになる。より具体的にいうと、それぞれの可変パラメータ $\lambda_{jk,t}$ に閾値があると仮定しよう。パラメータの絶対値 $|\lambda_{jk,t}|$ がその閾値を下回れば、パラメータはゼロにスイッチし、説明変数から外される。一方、 $|\lambda_{jk,t}|$ がその閾値を超えれば、通常の変数として説明変数に加えられる。こうしたモデル構造によって、可変パラメータの次元を減らし、各時点で適切な説明変数選択を行うことができるようになる。以下では、潜在閾値モデルを VAR モデルの同時点構造パラメータに適用することにより、ゼロ金利制約と政策レジームの変化を考慮した金融政策ショックの識別方法を考える。

同時点構造パラメータ $a_{jk,t}$ に対応する潜在プロセスを $\alpha_{jk,t}$ とし、次の潜在閾値モデルを考える。

$$a_{jk,t} = \alpha_{jk,t} s_{jk,t}, \quad s_{jk,t} = I(|\alpha_{jk,t}| \geq d_{jk}). \quad (4)$$

ここで、 d_{jk} は潜在閾値パラメータであり、他のパラメータと同時に推計される。また、 $I(\cdot)$ は括弧内の条件が満たされる場合に 1、それ以外の場合に 0 をとる指示関数である。 $d_{jk} \equiv 0$ のとき、 $a_{jk,t} = \alpha_{jk,t}$ となり、 $a_{jk,t}$ は式(3)で表された定常 AR(1)過程に従う。つまり、潜在閾値を伴う可変 VAR モデルは、通常の変数 VAR を入れ子にしている。潜在プロセス $\alpha_{jk,t}$ が変数の同時点構造を説明するために統計的に必要であるとモデルから判断されれば、識別制約行列 A_t の中で、非ゼロ値として採用される。そうでない場合は厳密にゼロの値をとる (図 1A)。本稿では、ゼロ金利制約の影響を考慮し、短期金利のインフレ率と GDP ギャッ

プに対する同時点反応度 ($a_{\pi i,t}$, $a_{y i,t}$) に対して、式(4)を適用する。これは、短期金利がゼロに近づくとつれて、金利の引き下げ余地が小さくなっていく状況を描写するためである。

次に、政策レジームの変化をモデルに取り入れるため、式(5)(6)のように、潜在閾値が時期によって異なるケースを考える。

$$a_{jk,t} = \alpha_{jk,t} s_{jk,t}, \quad s_{jk,t} = I(|\alpha_{jk,t}| \geq d_{jk,t}), \quad (5)$$

$$d_{jk,t} = \begin{cases} \infty, & (t \in T \text{ のとき}) \\ d_{jk}, & (t \notin T \text{ のとき}). \end{cases} \quad (6)$$

期間 T において閾値を無限大と仮定することにより、 $a_{jk,t}$ は常にゼロとなる (図 1B)。それ以外の期間は閾値が d_{jk} ($t \notin T$ において通期一定) となり、通常の潜在閾値モデルとなる。この 2 つのレジームの定式化により、可変パラメータは $t \in T$ のレジームで明示的にゼロになり、 $t \notin T$ のレジームではゼロになる可能性を考慮する⁵。

ここでは、式(5)(6)によって拡張した潜在閾値モデルを、同時点構造パラメータ ($a_{mi,t}$, $a_{im,t}$) に適用する。まず、 $a_{mi,t}$ については、潜在閾値を次のように仮定する。

$$d_{mi,t} = \begin{cases} \infty, & (t \in T \text{ のとき}) \\ d_{mi}, & (t \notin T \text{ のとき}). \end{cases}$$

ただし、期間 T は伝統的政策時期であり、潜在閾値 d_{mi} はパラメータとして推計される。 $a_{mi,t}$ (つまり識別制約上の $\tilde{a}_{mi,t}$) は伝統的政策レジームでは明示的にゼロとなり、非伝統的政策レジームではゼロ金利制約が有効であればゼロにスイッチする。次に、 $a_{im,t}$ については、潜在閾値を次のように仮定する。

$$d_{im,t} = \begin{cases} \infty, & (t \in T \text{ のとき}) \\ 0, & (t \notin T \text{ のとき}). \end{cases}$$

⁵ Chan et al. (2012) は、時変の混合分布アプローチ (dynamic mixture approach) を用いて、変数が時変でゼロになる定式化を提案しており、本稿で拡張された潜在閾値モデルと構造的に関係がある。

ただし、期間 T は非伝統的政策時期であり、 $a_{im,t}$ （つまり識別制約上の $\tilde{a}_{im,t}$ ）は非伝統的政策レジームでは明示的にゼロとなり、伝統的政策レジームでは潜在閾値のない通常の可変パラメータとなる。

以上の定式化をまとめると、政策レジームの変化を表現するために、拡張した潜在閾値モデル(5)(6)を $a_{mi,t}$ と $a_{im,t}$ に適用し、ゼロ金利制約を描写するために、従来の潜在閾値モデル(4)を $a_{\pi i,t}$ と $a_{y i,t}$ に適用した。前者の設定はモデルを丁度識別し（just-identified）、後者の設定はゼロ金利制約による過剰識別（over-identification）の妥当性を各時点で検証するという構造になっている。過剰識別の可能性を考慮することで、潜在閾値モデルは最適な同時点構造パラメータの組み合わせを探索する。これは、時変の識別制約を推計する効率的で新しい推計方法であり、ゼロ金利制約によってパラメータがどの時期にゼロに近づいていたかを「データに語らせる」というものである。

潜在閾値を伴う可変 VAR モデルは、ベイズ推定におけるマルコフ連鎖モンテカルロ法（Markov chain Monte Carlo）によって推計される。モデルのパラメータに事前分布を設定し、潜在閾値を含むパラメータ、および全ての潜在変数について事後分布からのサンプリングを行う。可変 VAR モデルの推計方法に関しては Primiceri (2005) と Nakajima (2011) を、潜在閾値モデルの推計方法に関しては Nakajima and West (2013) を参照されたい⁶。

3. データ

前節で定式化したモデルを日本のマクロ時系列データにあてはめて、実証分析を行う。推計期間は 1981/Q2 から 2012/Q3 までの四半期データであり、CPI

⁶ 拡張された潜在閾値モデルにおける潜在プロセス $\alpha_{jk,t}$ のサンプリングは、通常の潜在閾値と同様に行うことができる。Nakajima and West (2013) は潜在プロセス $\alpha_{jk,t}$ について、それ以外の時点の潜在プロセス $\{\alpha_{jk,\tau}, \tau \neq t\}$ およびその他のパラメータを条件付けた事後分布のサンプリングを、各時点において逐次的に行っている。この single-move sampler と呼ばれる潜在プロセスのサンプリング法は、フィルタリングや平滑化が必要ないため、潜在閾値が時期によって変化しても適用可能である（詳しくは、Nakajima and West 2013 の Appendix A を参照）。

インフレ率 (π_t)、GDP ギャップ (y_t)、O/N コールレート (i_t)、日本銀行の当座預金残高 (m_t)、10 年物国債利回り (l_t) の 5 変数から構成される VAR をベースとする (図 2) ⁷。

本稿の分析では、2001/Q1 から 2006/Q1 までと、2010/Q1 から 2012/Q3 までの 2 期間を非伝統的政策レジームと定義し (以下、前者の時期を UC1、後者の時期を UC2 と呼ぶ)、O/N コールレートを金融市場調節の操作目標としていたそれ以外の時期を伝統的政策レジームとする⁸。非伝統的政策レジームのうち、UC1 では、日本銀行は 2001 年 3 月に量的緩和政策を導入し、操作目標をコールレートから当座預金残高に変更した。UC2 では、2009 年 12 月に新しい資金供給手段 (固定金利方式の共通担保資金供給オペ) を導入し、「やや長めの金利のさらなる低下を促すことを通じ、金融緩和の一段の強化を図る」こととした。その後、2010 年 10 月には、「短期金利の低下余地が限界的となっていた状況を踏まえ、金融緩和を一段と強力に推進するため、長めの市場金利の低下と各種リスク・プレミアムの縮小を促す」ことを目指して、「包括的な金融緩和政策」を開始した。この包括緩和の一環として、日本銀行は「資産買入等の基金」をバランス

⁷ CPI インフレ率は、総合指数 (除く生鮮食品、消費税調整済み) の変化率。GDP ギャップは、日本銀行調査統計局の試算値。当座預金残高は、日本郵政公社とゆうちょ銀行を含むベースで推計には対数値を用いる。分析対象期間は、当座預金残高のデータが利用可能な 1981 年 Q2 以降とした。なお、先行研究の中には、非伝統的金融政策の効果を検証するために、マネタリーベース (現金通貨発行残高と日銀当座預金の合計) を用いるケースもあるが、本稿では当座預金を用いる。2012 年までの推計期間において、日本銀行は 2 つの異なる枠組みのもとで長期国債の買入れを行っている。一つは、成長通貨の供給のために行う国債買入れオペであり、もう一つは、(非伝統的金融政策として位置付けられる) 資産買入等の基金の運営として行う国債買入れである。銀行券発行残高は、長い目でみれば、経済の動きに合わせて緩やかに増加しており、これを日本銀行のバランスシートの観点からみると、負債である銀行券の発行残高に対応して、長期の資産である長期国債を保有することが合理的である。この成長通貨供給のための国債買入オペは、伝統的・非伝統的政策の両時期で行われているため、現金通貨を含むマネタリーベースを非伝統的政策ショックの識別に用いるのは必ずしも適切でない。一方、当座預金残高は、資産買入れ等の基金の総額と密接に関係しており、非伝統的政策のショックを識別する上でより適切な変数であると考えられる。

⁸ 伝統的政策レジームにおいて、日本銀行は O/N コールレートを 1998 年 9 月に 0.5% から 0.25% に引き下げ、その後、1999 年 2 月から 2000 年 8 月までゼロ金利政策を導入した。2006 年 3 月に量的緩和政策を解除した後は、2007 年にかけてコールレートを 0.5% まで引き上げ、金融危機後は 2008 年に 0.1% まで引き下げた。

シート上に創設し、長期国債、国庫短期証券、CP、社債、指数連動型上場投資信託（ETF）、不動産投資信託（J-REIT）等の資産買入れを実施した。図 2 にみられるように、当座預金残高は、UC1 と UC2 の両時期において顕著に増加している⁹。

4. 実証結果

モデルの推計にあたって、事前の試算から VAR のラグを 3 とし、MCMC は稼働期間として最初の 10,000 個のサンプルを捨てた後、50,000 個のサンプルを発生させて事後分布とした。以下の考察では、推計値として事後中央値（メディアン）と 68% の信用区間を用いる。

4. 1. 同時点構造とショックの識別

図 3 は、同時点構造パラメータの推計値——すなわち、識別した構造ショックが当期の各変数に与える影響度合い——を示したものである。ここでは、 A_t ではなく、 A_t^{-1} のパラメータを表示している。

まず、図 3(6)(7)で確認できるように、潜在閾値モデルを仮定したことから、可変パラメータ ($\tilde{\alpha}_{im,t}$, $\tilde{\alpha}_{mi,t}$) が政策レジームによって互いにゼロにスイッチする構造を導入することができている。これにより、モデルは丁度識別される (just-identified)。なお、図 3(6)からは、伝統的政策レジームにおける、短期金利ショックに対する当座預金残高の同時点反応度を読み取ることができる。1990 年後半からマイナスとなっており、これは、当座預金保有の機会費用の低下に伴い、当座預金需要の利子弾力性が上昇していたことを示している。また、図 3(7)からは、非伝統的政策レジームにおける、当座預金ショックに対する短

⁹ UC2 が始まる前の 2009 年から、当座預金残高が増加しているが、この頃はコールレートを金融市場調節の操作目標としており、当座預金の増加は政策ショックでなく予備的需要の増加に起因したものである。すなわち、2008 年秋のリーマンショックの後、金融機関が流動性確保の動きを強める中、日本銀行は(O/N コールレートの誘導目標からの乖離を防ぎ、金融市場の安定確保のために) 積極的な資金供給により対応した。

期金利の同時点反応度が読み取れる。事後中央値はゼロとなっており、これは、当座預金が顕著に増加する中、短期金利がゼロ金利制約から低水準で推移し続けたことを反映している。

図 3(2) (3)は、インフレ率と GDP ギャップのショックに対する短期金利の反応度 ($\tilde{\alpha}_{\pi,t}$, $\tilde{\alpha}_{y,t}$) を示している。短期金利が 1990 年代にゼロに近づいていくにつれて、パラメータが低下し、2000 年代初には事後分布がゼロに張り付く形となっており、過剰識別制約が妥当であることが確認される。その後、量的緩和政策が 2006 年 3 月に解除され、政策金利が 2007 年に引き上げられた際には、パラメータが幾分プラスの方に動き、丁度識別 (just-identification) の可能性が示唆されるが、UC2 に入ると再び過剰識別制約が妥当になっている。

図 3(4) (5)は、インフレ率と GDP ギャップのショックに対する当座預金残高の反応度 ($\tilde{\alpha}_{\pi m,t}$, $\tilde{\alpha}_{y m,t}$) を示している。伝統的政策レジームのもとでは、パラメータはゼロ近傍で推移しているが、非伝統的政策レジームのもとでは、パラメータはマイナスになっている。つまり、後者のレジームにおいて、日本銀行はインフレ率や GDP ギャップのマイナスのショックに対して、当座預金を増加させていたことが確認できる。

図 3(11)は、当座預金ショックに対する長期金利の同時点反応度 ($\tilde{\alpha}_{m\ell,t}$) を表しており、非伝統的政策レジームのもとでは明確にマイナスとなっている。これは、非伝統的政策によるポートフォリオ・リバランス効果やシグナリング効果を通して、当座預金の増加が長期金利の低下を促したことを示している。また、UC1 と UC2 を比べると、後者においてパラメータのマイナス幅が大きくなっており、政策効果の違いを読み取ることができる。日本銀行は、UC1 では、短期資金供給オペを活用しながら、当座預金を円滑に供給するための手段として長期国債の買入れを増額した。一方、UC2 では、長期国債に加え、社債や ETF、J-REIT などのリスク性資産を含む多様な金融資産の買入れを実施しており、このことが金融市場への波及効果を大きめにしている可能性が考えられる。

次に、潜在閾値モデルが可変 VAR モデルの推計において、どのような役割を果たしているか考察しよう。図 3 はゼロ金利制約の影響を捉えるために潜在閾値モデルを導入しているが、図 4 は同制約について潜在閾値モデルを導入しなかった場合の推計結果を示している。従来から、通常の可変 VAR モデルに関しては、ゼロ金利制約下にあっても、インフレ率や GDP ギャップのショックに対する短期金利の同時点反応度 ($\tilde{\alpha}_{\pi,t}$, $\tilde{\alpha}_{y,t}$) がゼロまで十分に低下せず、現実と整合的でないという批判があり¹⁰、図 4(2)(3)はそのことを裏付けている。これは、潜在閾値モデルを導入した図 3(2)(3)では、パラメータがゼロに張り付き、ゼロ金利制約を適切に描写しているのとは対照的な結果である。また、図 3 は、図 4 に比べて、潜在閾値を仮定したパラメータだけでなく、それ以外のパラメータも併せて、信用区間が狭くなっている。例えば、当座預金ショックに対する長期金利の同時点反応度 ($\tilde{\alpha}_{m,t}$) をみると、図 4(11)では非伝統的政策レジームの信用区間がゼロを含んでいるのに対して、図 3(11)では信用区間がゼロを含んでいない。既述の通り、潜在閾値を伴う可変 VAR モデルは、通常の可変 VAR モデルを入れ子にしており、図 3 においてパラメータ ($\tilde{\alpha}_{\pi,t}$, $\tilde{\alpha}_{y,t}$) がゼロに張り付く期間が存在するという事は、ゼロ金利制約に関する潜在閾値を導入した方が VAR モデルとして適切であることを示している。このように、潜在閾値モデルは、より適切なパラメータの推計を可能にするとともに、VAR モデルに含まれる推計値全体の不確実性を減らすことを可能にした優れた枠組みといえる。

4.2. 識別した構造ショックの分散

図 5 は、識別した構造ショックのボラティリティ ($\sigma_{jt} = \exp(h_{jt}/2)$) の推計結果を示している。2000 年代後半において、インフレ率と GDP ギャップのボラティリティは、国際商品市況の大幅な変動と金融危機による世界経済の振幅の影響から、それぞれ上昇している。また、GDP ギャップのボラティリティが 1990 年代半ば頃から上昇傾向にあったのは、急速な高齢化やグローバル化への日本

¹⁰ 例えば、Nakajima (2011) を参照されたい。

経済の対応の遅れが自然利子率の低下となって影響している可能性が考えられる¹¹。

次に、金融政策ショックについてみると、短期金利のボラティリティは、1990年代半ばから、ゼロ金利制約の影響を受けて大幅に低下している。一方、当座預金のボラティリティは大きく変動しており、Y2K（2000年頃）、UC1における当座預金残高の引き上げ（2001～2003年）、量的緩和の解除（2006年）、UC2における非伝統的政策の実施（2010年以降）といったイベント時に大きく上昇している。この間、長期金利のボラティリティは、1990年代から金利水準が低下するにつれて、徐々に小さくなっている。

こうした構造ショックの分散の可変性は、現実的妥当性が極めて高く、構造ショックを識別する上で重要な役割を果たしていると考えられる。

4.3. インパルス反応

図6は、インフレ率やGDPギャップの構造ショックに対する短期金利と当座預金のインパルス応答を示しており、これらは2つの政策レジームにおける金融政策反応関数に該当する。可変パラメータを推計しており、各時点で異なるインパルス応答を描けるが、ここでは、ショックの発生から1年後の応答サイズを時点毎にプロットしている。伝統的政策レジームのもとで、1980年代は短期金利が実体経済のショックに明確に反応しており、テイラー・ルールと概ね整合的な結果（インフレ率の係数が1.0～1.5、GDPギャップの係数が0.4～0.8）となっている。しかし、1990年代に入ると、短期金利のインパルス反応は、ゼロ金利制約の影響から小さくなっている。一方、非伝統的政策レジームのもとでは、インフレ率とGDPギャップのショックに当座預金が反応する姿がみとれる。

図7は、金融緩和ショックに対するインフレ率（2年後の反応）とGDPギャ

¹¹ 白川(2011)を参照。

ップ（1年後の反応）のインパルス応答を描いたものである¹²。伝統的政策レジームの下では、1980年代は実体経済の明確な反応が観察されたが、1990年代初にバブル経済が崩壊してからは反応が徐々に弱まっている¹³。図8は、マイナスの長期金利ショックに対するインフレ率とGDPギャップのインパルス応答を示しており、ここでも実体経済の反応が1990年代前半に低下していることが確認できる¹⁴。これらの原因としては、バブル崩壊に伴うバランスシート調整（民間部門のデレバレッジ）の過程で、支出の利子弾力性が低下したことが影響していると考えられる。また、図9で示したように、GDPギャップのショックに対するインフレ率のインパルス応答が1990年代から緩やかな低下傾向にあること、すなわち、フィリップス曲線の傾きがフラット化している可能性も、インフレ率の反応を鈍くする要因として作用していると考えられる¹⁵。こうした一連の要因が、政策の波及効果の低下に影響したものと考えられる。

図7に戻り、非伝統的金融政策の効果についてみると、当座預金の増加ショックはインフレ率とGDPギャップに対してプラスの影響を与えるよう作用したが、その効果にはかなりの不確実性を伴うことが確認される。前掲図3(11)では、非伝統的政策レジームにおいて、当座預金の増加が長期金利の低下を促すことを確認した。一方、図8では、長期金利ショックに対するインフレ率とGDPギャップのインパルス応答の信用区間が1990年代終わり頃から拡大している。これには、長期金利の水準が低下する過程でその変動幅が小さくなったほか、前掲図5で示したようにインフレ率とGDPギャップの構造ショックのボラティリ

¹² 推計したモデルによると、GDPギャップに比べインフレ率の方が、政策ショックの波及時間が長いという結果が得られた。

¹³ 1990年央以降、短期金利ショックに対するインフレ率とGDPギャップのインパルス反応がみられなくなったのは、ゼロ金利制約から短期金利の構造ショックそのものがほとんど発生しなくなったためである。

¹⁴ 短期金利ショックと長期金利ショックの間にリカーシブ制約を課しているため、長期金利ショックには、短期金利の変化の影響は含まれておらず、主にタームプレミアムに対するショックと考えることができる。

¹⁵ フィリップスカーブの傾きのフラット化の原因については、名目硬直性の高まり（インフレ率の傾向的低下に伴う価格改定頻度の低下）や実質硬直性の高まり（競争激化を背景とした需要の価格弾性値の上昇）などが考えられる。日本のフィリップス曲線の傾きの計測については、De Veirman (2009)等を参照。

ティが上昇したことが影響していると考えられる。線形回帰モデルにおいて、説明変数の変動幅が小さく、誤差項の分散が大きくなると、回帰係数の不確実性が大きくなるように、可変パラメータモデルでもそれと同様の影響があらわれたものと考えられる。したがって、非伝統的政策が金融資本市場に明確な影響を及ぼしても、それに続く金融資本市場から実体経済への波及効果が非常に不確実になっていることが、政策効果の全体像を見えにくくしていると考えられる。

5. おわりに

本稿は、可変 VAR モデルと潜在閾値モデルを組合せ、伝統的政策と非伝統的政策のレジーム変化を考慮した、金融政策ショックに関する新たな識別方法を提案した。具体的には、リカーシブ識別制約が政策レジームに依存して変化する構造を表現可能にしたほか、ゼロ金利制約に直面した場合の過剰識別についても検証可能な枠組みを構築した。日本のマクロ時系列データを用いた実証分析では、提案した識別方法の枠組みが有用であり、現実の経済構造を的確に描写できることがわかった。分析結果によると、非伝統的政策は長期金利を低下させ、インフレ率や GDP ギャップに対してプラスの影響を与えるように作用するが、その効果にはかなりの不確実性を伴うことが確認された。長期金利の下げ余地も徐々に小さくなる中で、インフレ率や GDP ギャップのボラティリティが金融危機前後で大きく高まったことで、金融市場から実体経済への波及経路の精確な推計が難しくなっていると考えられる。

本稿で提示した分析の枠組みは、伝統的・非伝統的政策の両時期に適用できるという点で有用である。日本は他の先進国に先駆けて量的緩和政策を実施しており、現時点において数年分の非伝統的政策レジームのデータが蓄積したことが本稿の分析を可能にしている。世界的な金融危機後、FRB や BOE など他の中央銀行も非伝統的金融政策を実施しており、データの蓄積が進めば、それらの政策効果についても、本稿のモデルを用いて評価可能となろう。

最後に、本稿で提案した分析枠組みの限界について指摘しておく。先行研究でも挙げられているように、非伝統的政策が金融資本市場に影響する波及経路は主に3つある¹⁶。すなわち、①シグナリング効果（中央銀行の金融緩和に対する姿勢から、将来の予想短期金利の経路が変化する効果）、②ポートフォリオ・リバランス効果（マネタリーベースと買入れ資産が不完全代替である場合、リスク・プレミアムの変化を経由して資産価格が上昇する効果）、③流動性プレミアム効果（市場機能の低下から流動性プレミアムが拡大した時に、資産買入れによって市場機能を改善させプレミアムを低下させる効果）、の3つの経路である。それぞれの波及経路によって、金融市場への影響度は異なると思われるが、本稿の分析では波及経路を区別することはできない。また、将来の短期金利予想に直接働きかける情報発信（いわゆるフォワードガイダンス）は、ゼロ金利制約下において有効な緩和手段であると考えられるが、本稿でのモデルでは、長期金利ショックにフォワードガイダンスの影響が含まれており、これを政策ショックとして分離抽出することはできない¹⁷。波及経路やフォワードガイダンスのショックを識別するためには、本稿のモデルにイールドカーブの情報を加えて分析することも考えられるが、興味深いモデルの拡張として今後の課題としたい。

¹⁶ 例えば、Joyce et al. (2012) を参照のこと。

¹⁷ 長期金利ショックには、中銀の資産買入れに伴うポートフォリオ・リバランス効果以外の要因（例えば政府の国債管理政策の影響など）によるタームプレミアムの変化も含まれている。

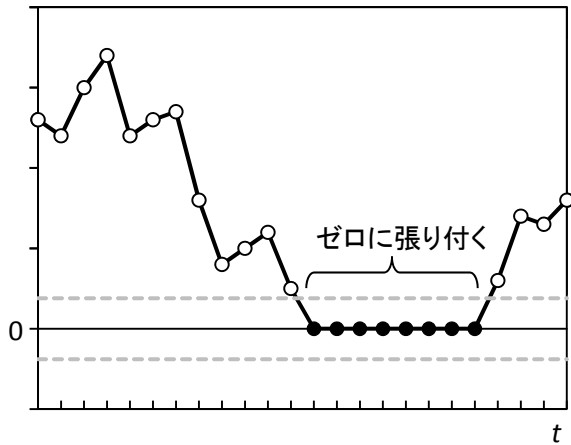
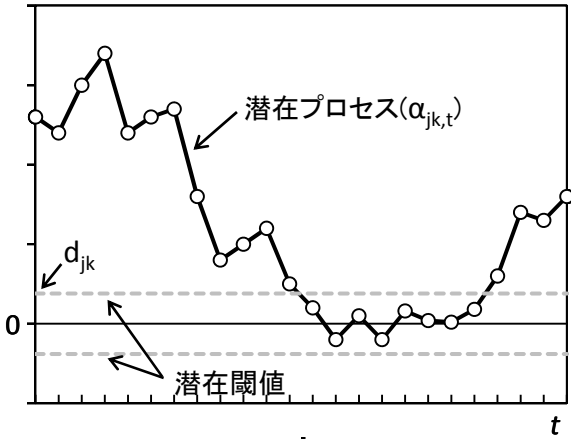
参考文献

- 白川方明(2011)「グローバル化と人口高齢化：日本の課題」日本経済団体連合会評議員会における講演、2011年12月22日
- Bauer, M. D., and G. D. Rudebusch (2011), “The Signaling Channel for Federal Reserve Bond Purchases,” Working Paper Series, No. 2011-21, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Baumeister, C., and L. Benati (2010), “Unconventional Monetary Policy and the Great Recession – Estimating the Impact of a Compression in the Yield Spread at the Zero Lower Bound,” Working Paper Series, No. 1258, European Central Bank.
- Chan, J. C., G. Koop, R. Leon-Gonzalez, and R. W. Strachan (2012), “Time Varying Dimension Models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 30(3), pp. 358-367.
- Chen, H., V. Cúrdia, and A. Ferrero (2012), “The Macroeconomic Effects of Large-Scale Asset Purchase Programs,” *Economic Journal*, 122, pp. F289-315.
- Chung, H., J. P. Laforte, D. Reifschneider, and J. C. Williams (2012), “Have We Underestimated the Likelihood and Severity of Zero Lower Bound Events?” *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(s1), pp. 47-82.
- Cogley, T., and T. J. Sargent (2005), “Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S.,” *Review of Economic Dynamics*, 8(2), pp. 262-302.
- De Veirman, E. (2009), “What Makes the Output-Inflation Trade-Off Change?” *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(6), pp. 1117-1140.
- Fuhrer, J. C., and G. P. Olivei (2011), “The Estimated Macroeconomic Effects of the Federal Reserve’s Large-Scale Treasury Purchase Program,” *Public Policy Briefs*, No. 2011-2, Federal Reserve Bank of Boston.
- Gagnon, J. E., M. Raskin, J. Remache, and B. Sack (2011), “The Financial Market Effects of the Federal Reserve’s Large-Scale Asset Purchases,” *International Journal of Central Banking*, 7(1), pp. 3-43.
- Hamilton, J. D., and J. C. Wu (2012), “The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(s1), pp. 3-46.
- Iwata, S. (2010), “Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates When Short-Term Rates Are Close to Zero,” *Monetary and Economic Studies*, 28, pp. 59-77.

- Joyce, M., A. Lasasosa, I. Stevens, and M. Tong (2011), “The Financial Market Impact of Quantitative Easing in the United Kingdom,” *International Journal of Central Banking*, 7(3), pp. 113-161.
- Joyce, M., D. Miles, A. Scott, and D. Vayanos (2012), “Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy – An Introduction,” *Economic Journal*, 122, pp. F271-288.
- Kapetanios, G., H. Mumtaz, I. Stevens, and K. Theodoridis (2012), “Assessing the Economy-Wide Effects of Quantitative Easing,” *Economic Journal*, 122, pp. F316-347.
- Kiley, M. (2012), “The Aggregate Demand Effects of Short- and Long-Term Interest Rates,” Finance and Economics Discussion Series, No. 2012-54, Federal Reserve Board.
- Kimura, T., and D. H. Small (2006), “Quantitative Monetary Easing and Risk in Financial Asset Markets,” *Topics in Macroeconomics*, 6(1), pp. 1-54.
- Nakajima, J. (2011), “Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Application,” *Monetary and Economic Studies*, 29, pp. 81-103.
- Nakajima, J., and M. West (2013), “Bayesian Analysis of Latent Threshold Dynamic Models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 31(2), in press.
- Primiceri, G. E. (2005), “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *Review of Economic Studies*, 72(3), pp. 821-852.
- Stein, J. C. (2012), “Evaluating Large-Scale Asset Purchases,” Remarks, Federal Reserve Board, October 11, 2012.
- Ueda, K. (2012), “The Effectiveness of Non-Traditional Monetary Policy Measures: The Case of the Bank of Japan,” *Japanese Economic Review*, 63(1), pp. 1-22.
- Wright, J. H. (2012), “What does Monetary Policy do to Long-term Interest Rates at the Zero Lower Bound?” *Economic Journal*, 122, pp. F447-466.

図1. 潜在閾値モデルの概念図

(A) ゼロになる可能性を仮定するケース



(B) 特定の期間にゼロを仮定するケース

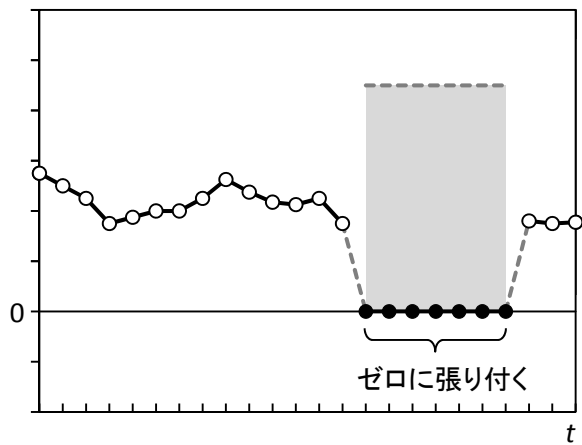
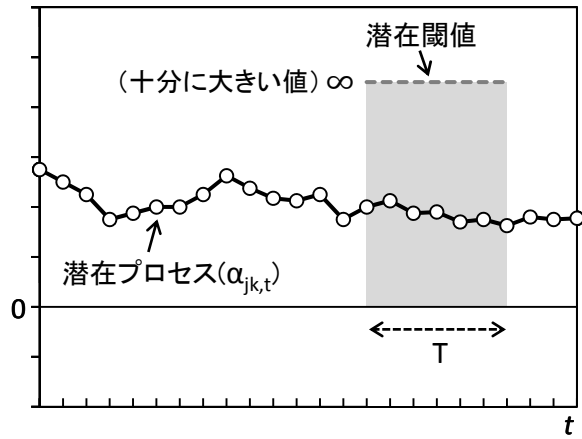
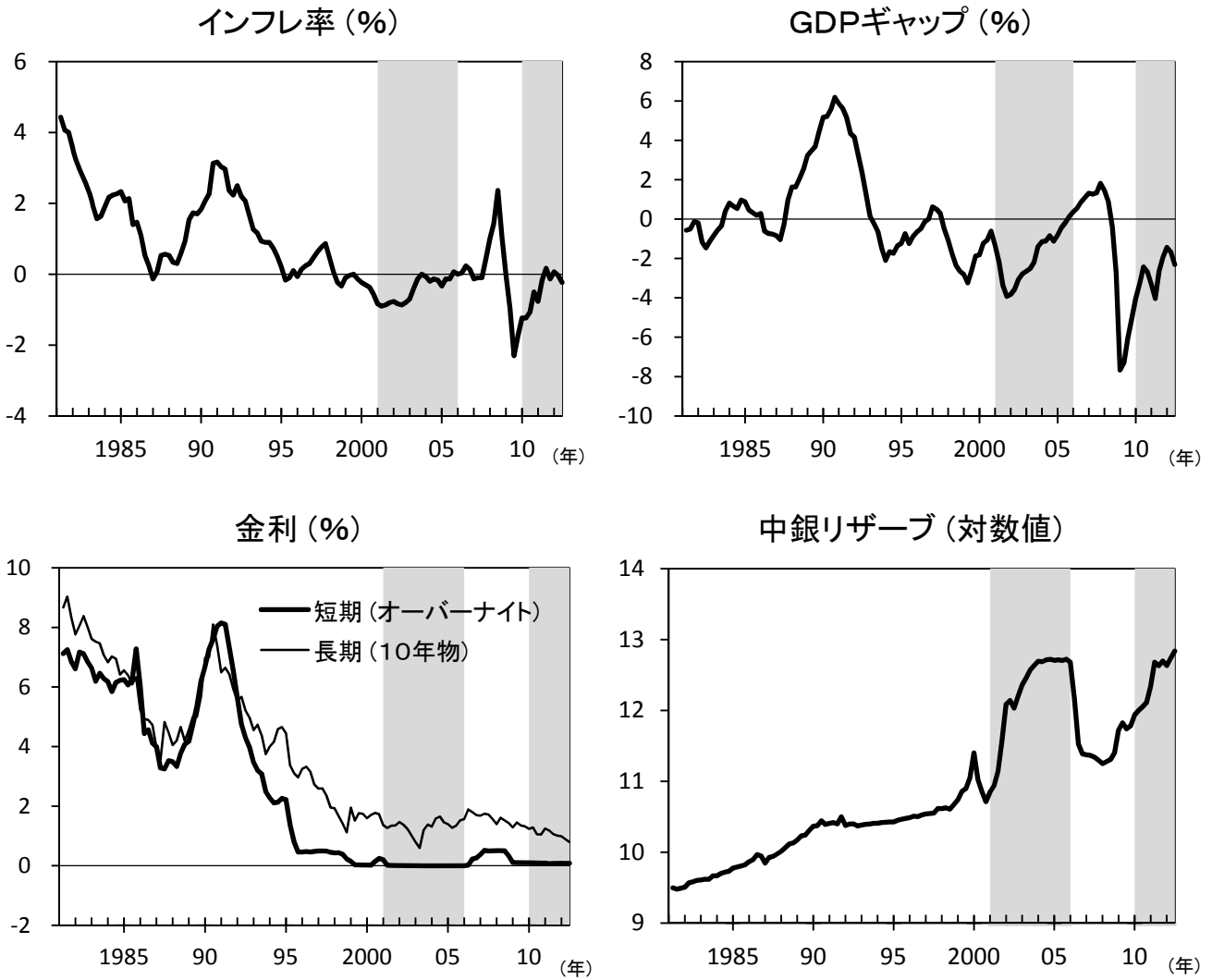
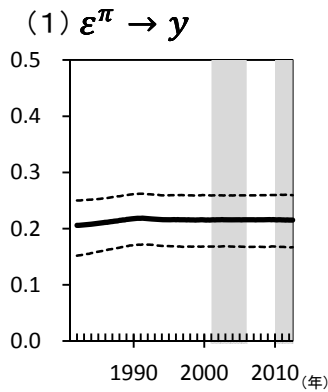


図2. 日本のマクロ時系列データ



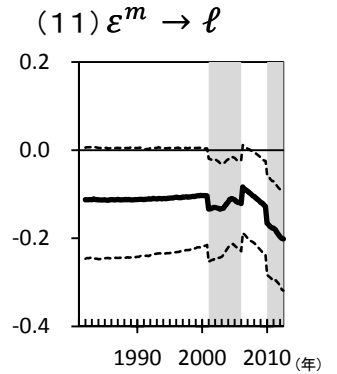
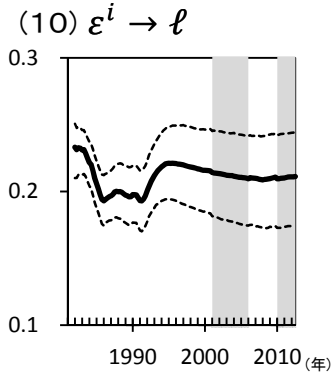
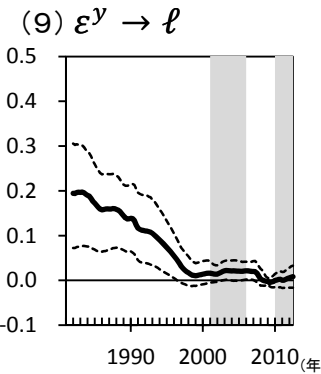
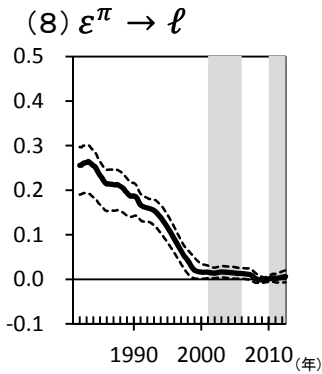
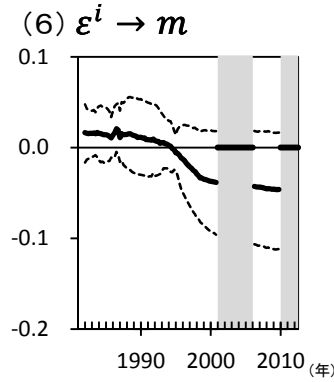
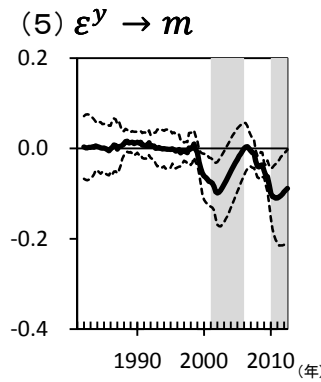
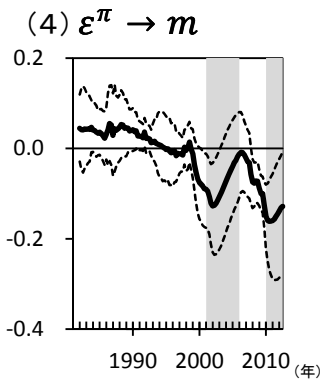
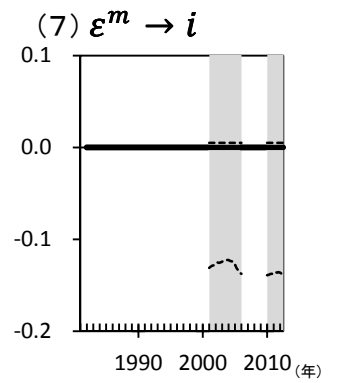
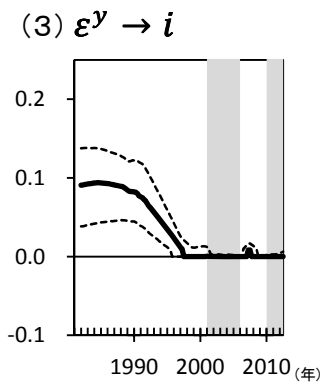
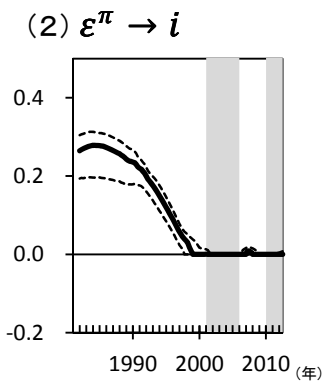
(注) シャドローは推計で非伝統的政策レジームと定義した期間を表す(以下同じ)。

図3. ショックの同時点構造パラメータ



$$\begin{bmatrix} Y_t^\pi \\ Y_t^y \\ Y_t^i \\ Y_t^m \\ Y_t^\ell \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \tilde{a}_{\pi y,t} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \tilde{a}_{\pi i,t} & \tilde{a}_{y i,t} & 1 & \tilde{a}_{m i,t} & 0 \\ \tilde{a}_{\pi m,t} & \tilde{a}_{y m,t} & \tilde{a}_{i m,t} & 1 & 0 \\ \tilde{a}_{\pi \ell,t} & \tilde{a}_{y \ell,t} & \tilde{a}_{i \ell,t} & \tilde{a}_{m \ell,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^\ell \end{bmatrix}$$

π : インフレ率, y : GDPギャップ, i : 短期金利, m : 中銀リザーブ, ℓ : 長期金利

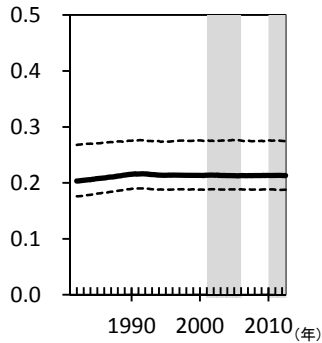


(注) 推計値は事後中央値と68%の信用区間。

図4. ショックの同時点構造パラメータ

—ゼロ金利制約に関する潜在閾値を導入しない場合—

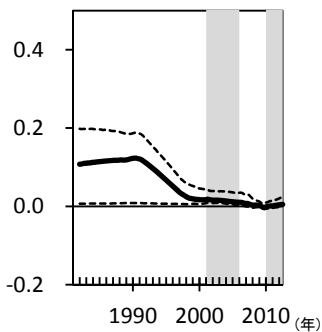
(1) $\varepsilon^\pi \rightarrow y$



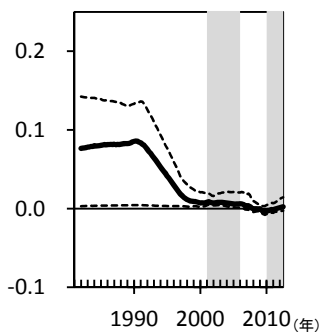
$$\begin{bmatrix} Y_t^\pi \\ Y_t^y \\ Y_t^i \\ Y_t^m \\ Y_t^\ell \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \tilde{a}_{\pi y,t} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \tilde{a}_{\pi i,t} & \tilde{a}_{y i,t} & 1 & \tilde{a}_{m i,t} & 0 \\ \tilde{a}_{\pi m,t} & \tilde{a}_{y m,t} & \tilde{a}_{i m,t} & 1 & 0 \\ \tilde{a}_{\pi \ell,t} & \tilde{a}_{y \ell,t} & \tilde{a}_{i \ell,t} & \tilde{a}_{m \ell,t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^i \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^\ell \end{bmatrix}$$

π : インフレ率, y : GDPギャップ, i : 短期金利, m : 中銀リザーブ, ℓ : 長期金利

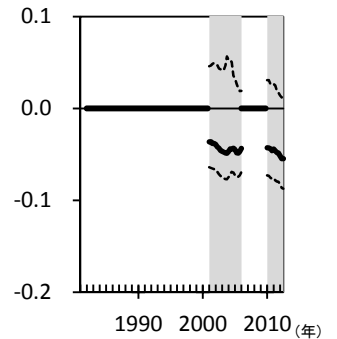
(2) $\varepsilon^\pi \rightarrow i$



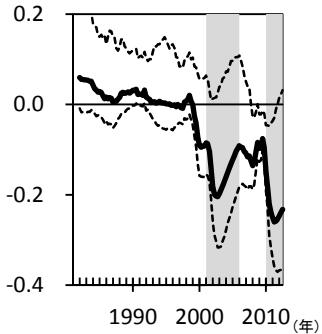
(3) $\varepsilon^y \rightarrow i$



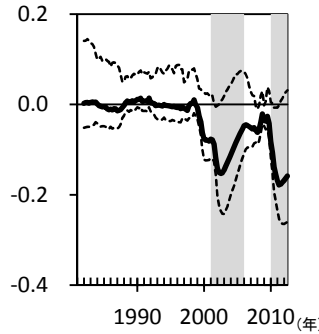
(7) $\varepsilon^m \rightarrow i$



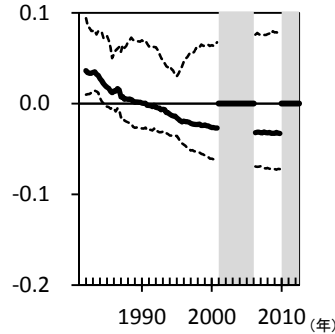
(4) $\varepsilon^\pi \rightarrow m$



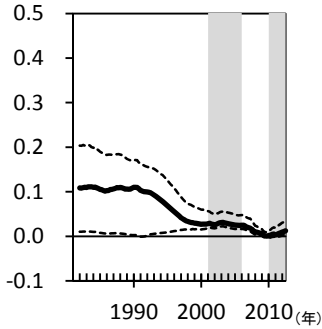
(5) $\varepsilon^y \rightarrow m$



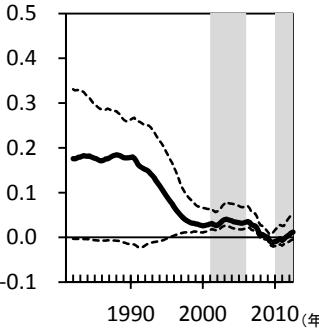
(6) $\varepsilon^i \rightarrow m$



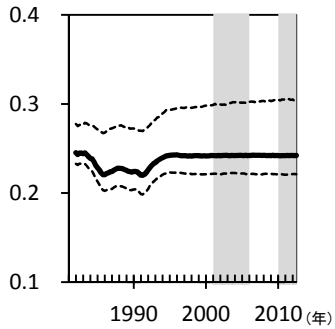
(8) $\varepsilon^\pi \rightarrow \ell$



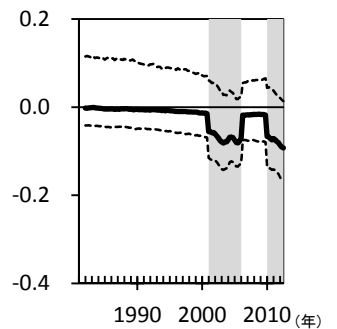
(9) $\varepsilon^y \rightarrow \ell$



(10) $\varepsilon^i \rightarrow \ell$

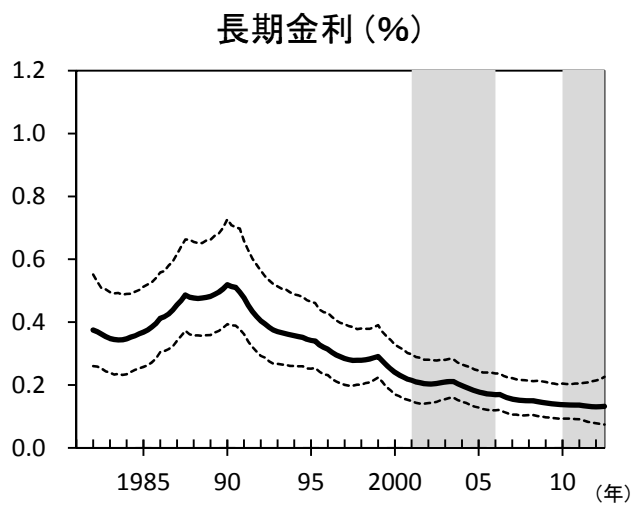
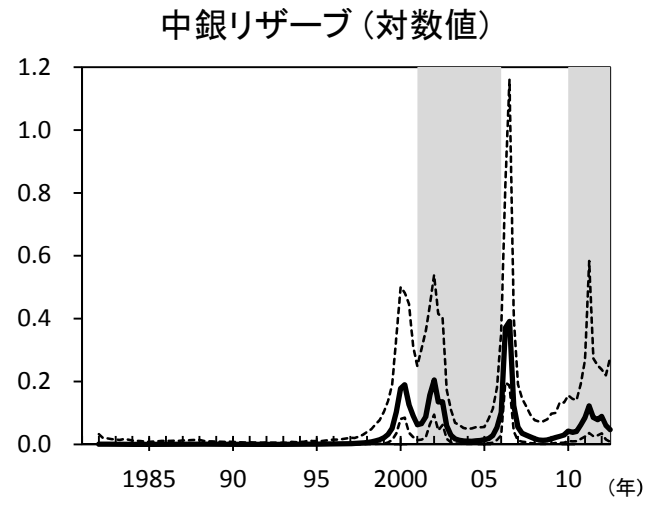
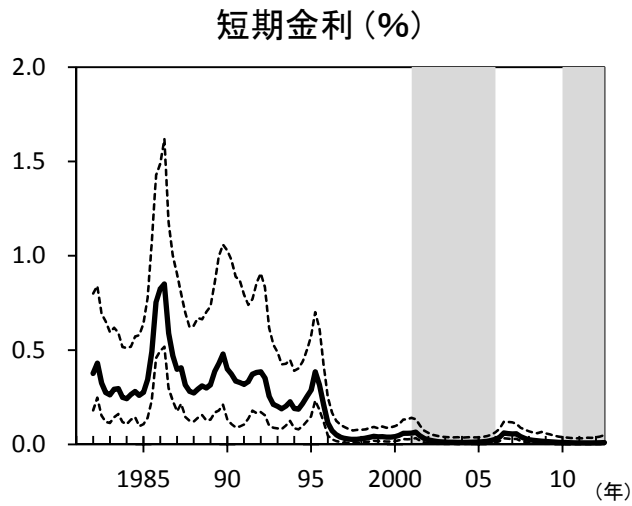
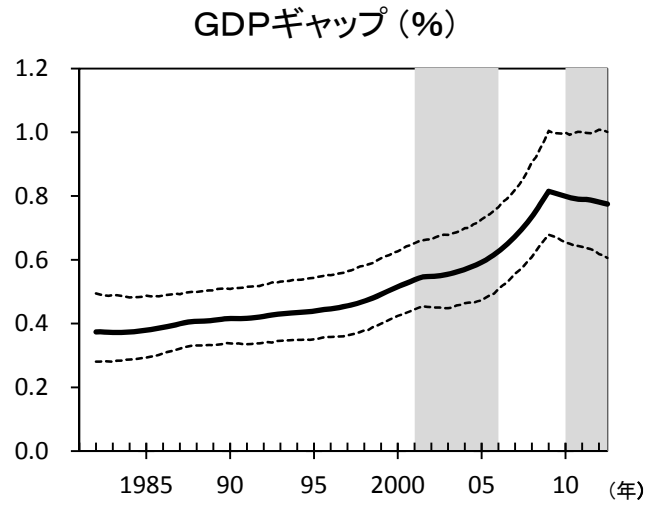
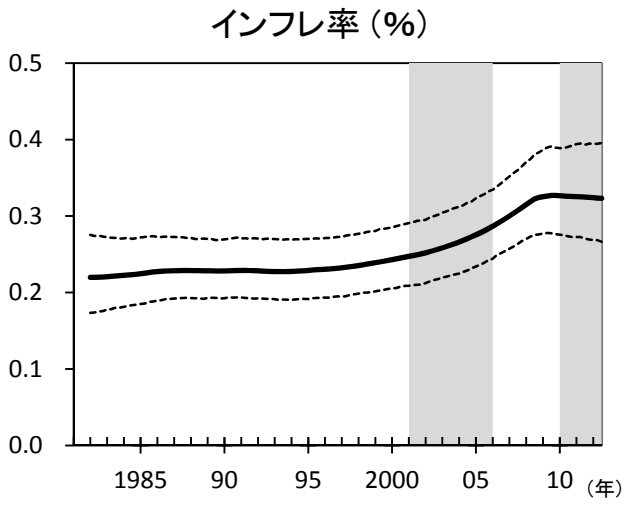


(11) $\varepsilon^m \rightarrow \ell$



(注) 推計値は事後中央値と68%の信用区間。

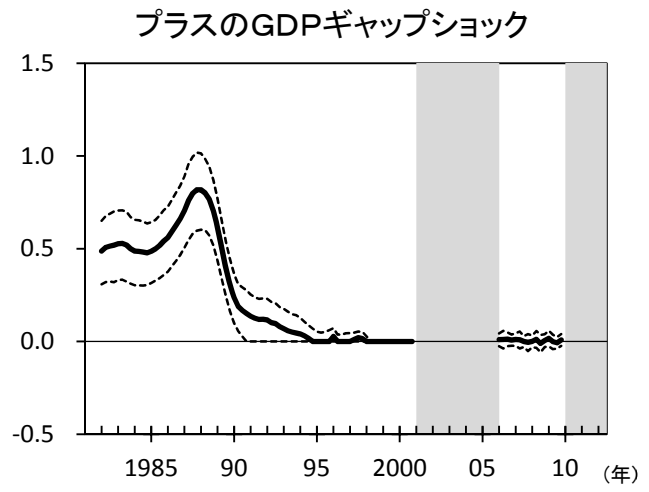
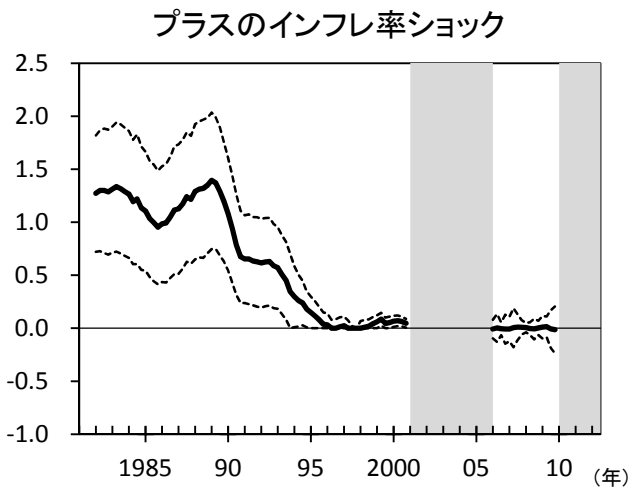
図5. 構造ショックのボラティリティ



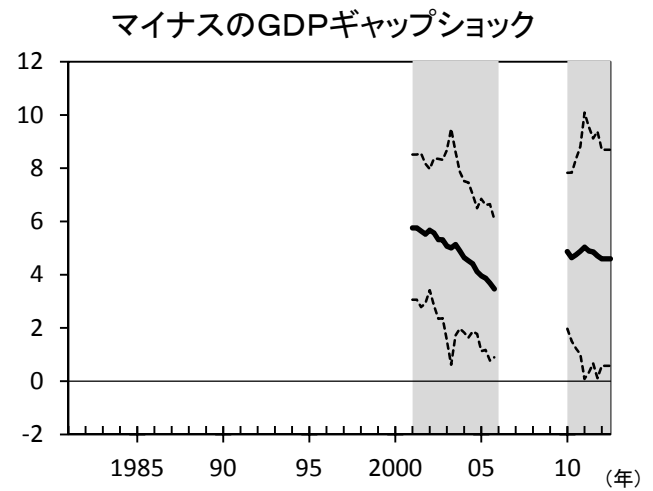
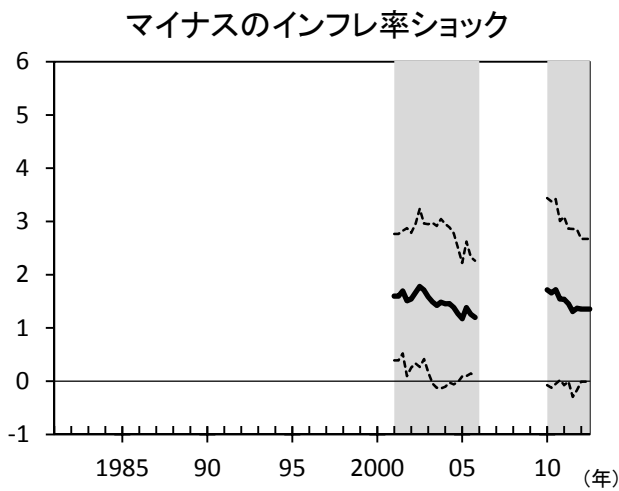
(注) 推計値は事後中央値と68%の信用区間。

図6. 政策対応の変化

(1) 短期金利のインパルス応答 (%P)



(2) 中銀リザーブのインパルス応答 (兆円)

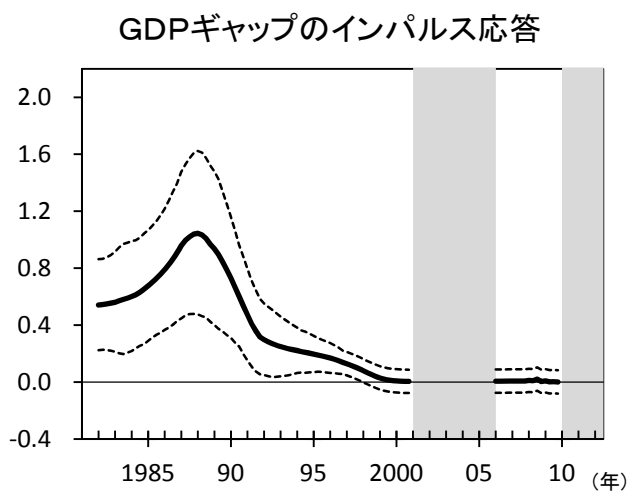
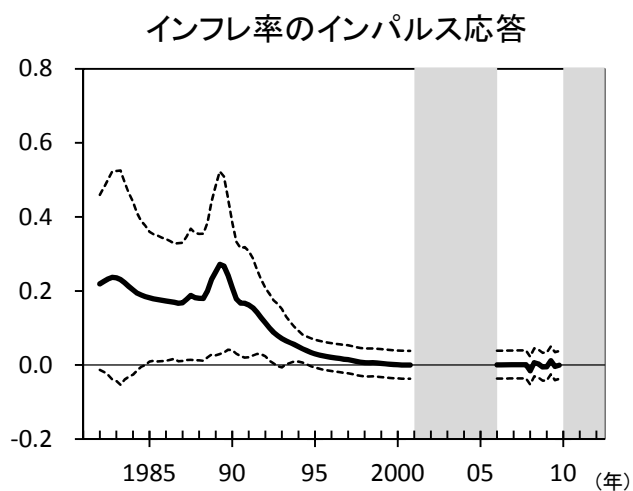


(注1) ショックから1年後の応答。ショックのサイズは1%。

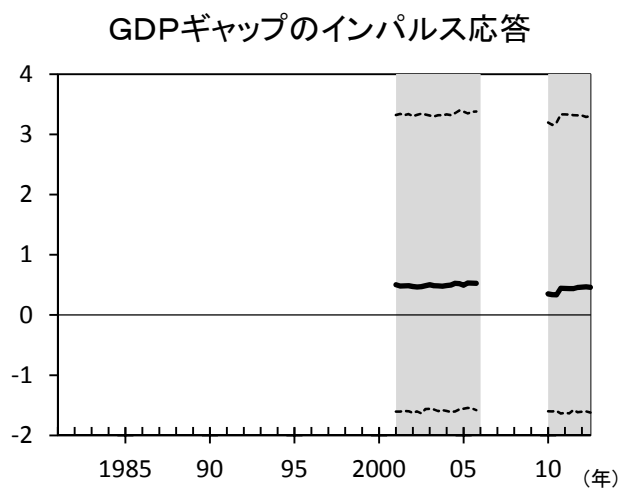
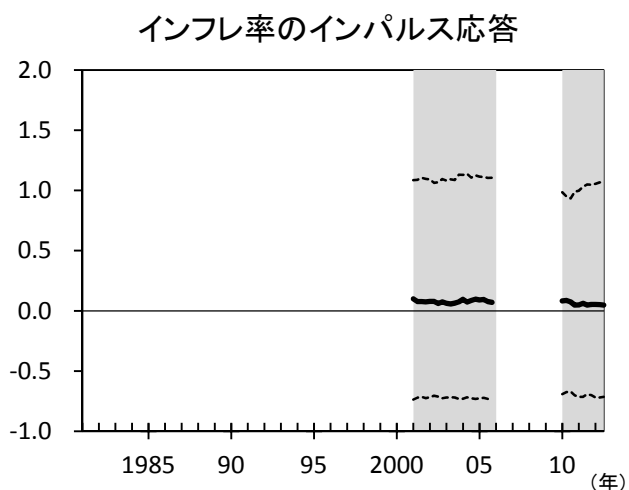
(注2) 推計値は事後中央値と68%の信用区間。

図7. 金融緩和ショックの影響

(1) マイナスの短期金利ショック(1%)



(2) プラスの中銀リザーブショック(10兆円)



(注1) ショックからインフレ率は2年後、GDPギャップは1年後の応答(%P)。

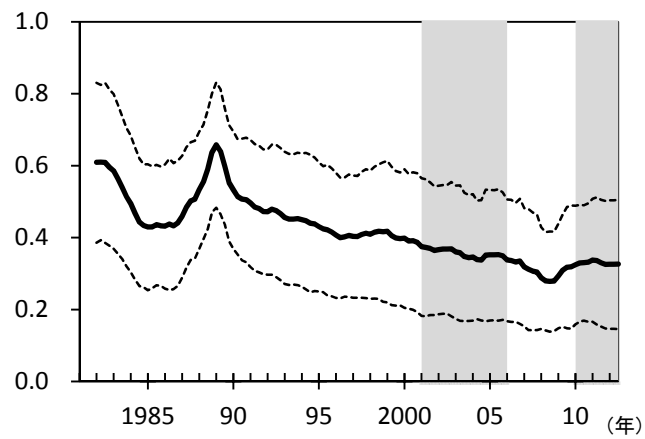
(注2) 推計値は事後中央値と68%の信用区間。

図8. 長期金利低下ショックに対するインパルス応答



(注1) ショックからインフレ率は2年後、GDPギャップは1年後の応答(%P)。ショックのサイズは1%。
(注2) 推計値は事後中央値と68%の信用区間。

図9. GDPギャップショックに対するインフレ率のインパルス応答



(注1) ショックから2年後の応答(%P)。ショックのサイズは1%。
(注2) 推計値は事後中央値と68%の信用区間。