



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

Broad
Perspective 多角的レビューシリーズ
Review

中長期インフレ予想の変動が経済・物価へ 及ぼす影響

開発壮平*

souhei.kaihatsu@boj.or.jp

中野将吾*

shougo.nakano@boj.or.jp

山本弘樹**

hiroki.yamamoto@boj.or.jp

No.24-J-20
2024年11月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30号

* 日本銀行企画局

** 日本銀行企画局（現・国際局）

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。

中長期インフレ予想の変動が経済・物価へ及ぼす影響*

開発 壮平[†] 中野 将吾[‡] 山本 弘樹[§]

2024年11月

【要旨】

本稿では、わが国において、中長期インフレ予想の変動が、経済・物価に及ぼした影響について、可変パラメータ多変量自己回帰(TVP-VAR)モデルを用いて分析する。分析の結果、わが国において、中長期インフレ予想を外生的に押し上げるショックは、需給ギャップを改善させ、インフレ率を上昇させる効果を持つことが確認された。これは、インフレ予想の上昇が実質資金調達コストの低下等を通じて、民間経済主体の支出を増加させる「期待チャンネル」が、わが国において働きうることを示唆している。局面別にみると、2000年代のデフレ期において、中長期インフレ予想の低下が、物価を継続的に押し下げる方向に作用し、持続的なデフレから抜け出すことを困難にした一つの要因となっていた可能性が示唆されたが、2013年の「物価安定の目標」や量的・質的金融緩和の導入以降、その寄与は反転し、実績インフレ率を押し上げる方向に作用したことが窺われる。そうした意味で、この時期の金融政策運営で意図していた「期待への働きかけ」は、一定の効果を発揮したことが示唆された。もっとも、その後、インフレ率が実績として低下するもとの、インフレ予想によるインフレ率の押し上げ寄与は減衰し、物価安定の目標へアンカーさせるにはいたらなかった。このことは、中長期インフレ予想に持続的な影響を及ぼすことの難しさを示唆している。

JEL 分類番号 : C32、E31、E52

キーワード : インフレ予想、インフレ率、TVP-VAR、金融政策

* 本稿の執筆に当たっては、伊藤雄一郎氏、塩路悦朗氏、竹田陽介氏、中島上智氏、中村康治氏、福永一郎氏、Sophocles Mavroeidis 氏、「金融政策の多角的レビュー」に関するワークショップ第2回「過去25年間の経済・物価情勢と金融政策」の参加者、および日本銀行スタッフから有益なコメントを頂戴した。ただし、残された誤りは全て筆者らに帰する。なお、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 (souhei.kaihatu@boj.or.jp)

‡ 日本銀行企画局 (shougo.nakano@boj.or.jp)

§ 日本銀行企画局 (現・国際局、hiroki.yamamoto@boj.or.jp)

1. はじめに

1990年代初頭のバブル崩壊を契機とする成長期待の下方屈折や金融システムの不安定化、グローバル化・少子高齢化の進展に伴う経済構造の変化などを背景に自然利子率が趨勢的に低下するもと、1990年代後半に、わが国の名目短期金利は実効下限に直面した¹。名目金利の実効下限制約のもと、金融政策はどのように対応すべきか、という議論のなかで、インフレ予想への働きかけに注目が集まったのもこの頃である。その端緒となった Krugman (1998)は、金利の実効下限制約下での「流動性の罫」に対処するために、中央銀行が物価目標を設定することでインフレ予想を引き上げ、実質金利の低下を通じて経済を刺激することが有効であると論じた。わが国では物価の安定が課題となる中、1990年代後半から様々な非伝統的金融政策手段が導入されてきたが、2013年に2%の「物価安定の目標」が採用された後、量的・質的金融緩和(QQE)²の導入に際して、金融政策がインフレ予想を押し上げる経路、すなわち「期待に働きかける経路(期待チャンネル)」の重要性が強調された³。QQEにおける期待チャンネルでは、名目金利を抑えることに加えて、インフレ予想の上昇を通じて実質金利を引き下げ、設備投資や個人消費に緩和的な影響を及ぼすことが想定されていた。

過去約25年間にわたる、わが国の中長期インフレ予想⁴の推移から以下のようなことが確認できる(図1)。1990年代後半から、名目金利が実効下限制約に直面するもと、民間経済主体の中長期インフレ予想は徐々に水準を切り下げていった。2006年頃、商品価格の上昇などを起点とした物価上昇が波及するかたちで、一時的にインフレ予想が上昇した局面はみられたものの、世界金融危機を契機とした景気後退局面で、再び中長期インフレ予想は低下した。その後、2013年の「物価安定の目標」の導入後、インフレ予想は上昇に転じたものの、原油価格の下落等により実績のインフレ率が低下するなか、適合的な予想形成メカニズムが強く働くもとで、インフレ予想は低下し、1%近傍で横ばいでの推移が続いた。そして、2020年以降、新型コロナウイルス感染症拡大後にみられたエネルギー価格・食料品価格の上昇や、労働需給の引き締まりを背景に、インフレ予想は、上昇している。総じてみると、この間、様々な非伝統的な金融政策手段が導入されるもとで、インフレ予想は大きく変動していることが分かる。こうした中長期インフレ予想の変動が、生産・物価に対し、どのような影響をもたらしたのかを検証することは、金融政策の波及効果を考えるうえで、重要な論点である。

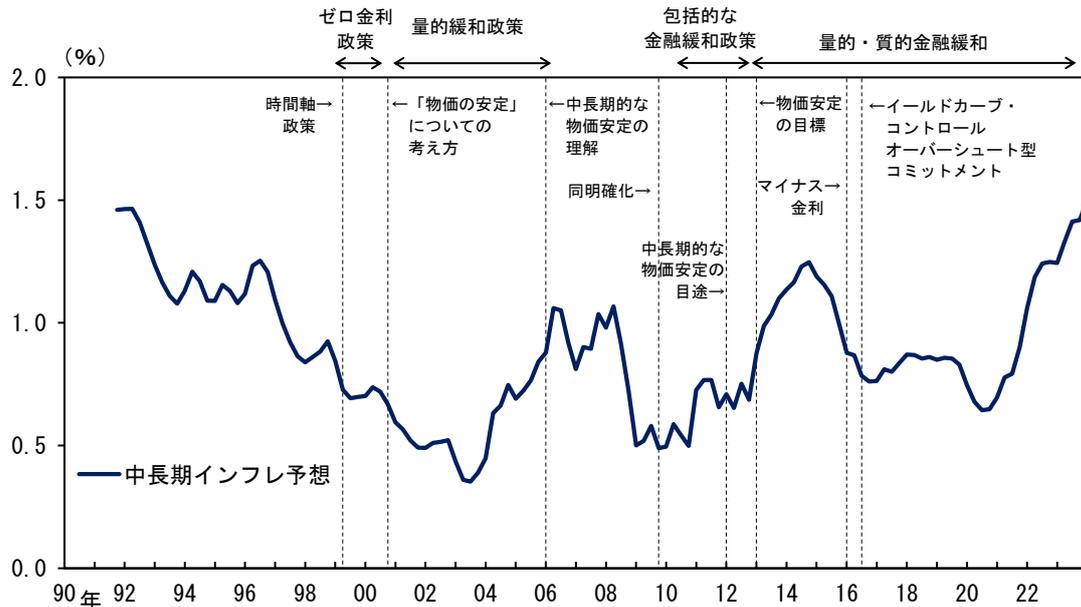
¹ わが国の自然利子率の計測を巡る近年の動向については、杉岡ほか(2024)を参照。

² QQEで想定されていた長期金利に働きかける効果は、開発ほか(2024)が議論している。

³ QQEにおける期待チャンネルの役割に関しては、例えば、黒田(2015)を参照。

⁴ インフレ予想には、経済主体別・年限別に特徴がある。長田・中澤(2024)では、家計・企業・専門家のそれぞれのインフレ予想から、主成分分析の手法を用いて、共通成分を抽出することで、単一指標への集計を試みている。作成方法の詳細については、長田・中澤(2024)を参照。

(図1) 中長期インフレ予想の推移と金融政策



(注) 中長期インフレ予想は、家計、企業、専門家のインフレ予想について、主成分分析を用いて共通成分を抽出したもの（長田・中澤（2024）に基づく）。

(出所) 日本銀行、Bloomberg、Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」、QUICK「QUICK 月次調査〈債券〉」

以上の認識を踏まえ、本稿では、わが国の経済において中長期インフレ予想が果たした役割について分析する。具体的には、わが国の生産・物価動向を説明するうえで、インフレ予想の変動がどの程度重要な要素であったのか、また、インフレ予想の変動は、どの程度金融政策の影響を受けていたのかを分析する。そのための枠組みとして、中長期インフレ予想・需給ギャップ・インフレ率・潜在金利 (shadow rate) を内生変数として含み、パラメータが時間を通じて変化することを許容する可変パラメータ多変量自己回帰 (Time-Varying Parameter Vector Auto Regression, TVP-VAR) モデルを用いる。パラメータの時変性を許容することで、経済構造が趨勢的に変化している可能性を考慮に入れて、中長期インフレ予想の変動が、生産・物価へ及ぼす影響を捉えることを試みる。また、推計されたモデルに基づき、「物価安定の目標」の導入が、中長期インフレ予想や実績インフレ率の動向に与えた影響についても併せて確認する。なお、金融政策の代理変数として、短期金利操作による伝統的金融政策だけでなく各種の非伝統的金融政策の効果も捉えることができる潜在金利を用いている。

主要な結果は以下の通りである。まず、わが国において、中長期インフレ予想を上昇させるショックは、需給ギャップを改善させ、インフレ率を押し上げる効果を持つ。このことは、中長期インフレ予想の上昇（低下）が、実質金利を低下（上昇）させ、民間経済主体の消費・投資を増加（減少）させる効果が働いていた可能性を示唆する。次に、局面別に振り返ると、2000年代のデフレ期においては、インフレ予想の低下が、

物価を継続的に押し下げる方向に作用し、持続的なデフレから抜け出すことを困難にした一つの要因となっていた可能性が示唆された。その後、2013年の「物価安定の目標」やQQEの導入以降、その寄与は反転し、実績インフレ率（CPI前年比）を押し上げる方向に作用した。その意味で、この時期の金融政策運営で意図していた「期待への働きかけ」は、一定の効果を発揮したことが示唆された。もっとも、その後は、インフレ率が実績として低下するも、インフレ予想による押し上げ寄与が減衰し、2%の物価安定の目標へアンカーさせるにはいたらなかった。このことは、中長期インフレ予想に持続的な影響を及ぼすことの難しさを示唆している。また、中長期インフレ予想を上昇（低下）させるショックに対する潜在金利の反応をみると、日本では統計的に有意な反応がみられない一方、米国では金融引き締め（緩和）方向の政策対応が行われる傾向にあることが示唆された。これは、中長期インフレ予想がインフレ目標に概ねアンカーされている米国と、名目金利の下限制約にあるも、デフレ・低インフレに直面していた日本での金融政策対応の違いを反映している可能性がある。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、インフレ予想の変化が経済・物価に及ぼす影響や金融政策との関係性を分析した先行研究をサーベイする。3節では、本稿で用いたデータおよびTVP-VARの枠組みについて詳説する。4節では分析によって得られた結果に考察を加える。5節はまとめである。

2. 先行研究

本稿の分析は、①中長期インフレ予想の変化が経済・物価に及ぼす影響、および、②中長期インフレ予想の形成メカニズム——とりわけその中で中央銀行の情報発信や政策対応が果たす役割——を扱った先行研究と関連している。本節では、これらの先行研究を概観したうえで、本稿の位置づけについて述べる。

第一に、中長期インフレ予想の変化が経済・物価に及ぼす影響については、近年、実証研究が蓄積しつつある（Armantier et al., 2015; Coibion et al., 2020a 等）。そのなかで代表的なものとして、Coibion et al. (2022)は、米国の家計を対象としたランダム化比較試験（Randomized Control Trial, RCT）を実施し、インフレ予想を上昇させた家計は、その後数カ月間の消費支出が有意に増加するという結果を示している⁵。このほか、企業

⁵ インフレ予想が個人消費に影響を与える理論的な経路は複数考えられる。まず、インフレ予想の上昇により、実質金利の低下を通じた、異時点間の代替効果が生じる。この場合、インフレ予想の上昇は、当期の実質消費支出の増加につながる。このほか、インフレ予想の上昇が、将来の実質所得の低下予想に繋がった場合は、実質消費を下押ししうる。また、インフレ予想の変化が、将来の景気見通しと紐づいていた場合は、将来の失業リスクへの見方が変わり、支出行動に影響

のインフレ予想と企業行動について、Coibion et al. (2020b)は、イタリアの企業を対象としたサーベイデータを用いて、インフレ予想の変化が、企業の設備投資や雇用の意思決定に影響を及ぼしうると結論付けている。開発・白木 (2016) は、日本において、企業の中長期インフレ予想が上昇すると賃金上昇率や短期インフレ予想を高める一方、中長期インフレ予想の上昇を伴わない短期インフレ予想の上昇は、賃金上昇率や営業利益率を低下させる傾向にあることを報告している。また、Łyziak and Sheng (2023)は、専門家によるインフレ予想サーベイについて、彼らは直接的に支出行動を行うわけではないものの、家計が専門家のインフレ予想を参照して予想形成をする場合、家計の行動を通じて、実体経済に影響を及ぼしうる点を指摘している。インフレ予想が物価変動に及ぼす影響について分析した先行研究として、米国を対象としたFuhrer (2012)は、中長期インフレ予想の変動は、短期インフレ予想の変動を通じ、インフレ率へ影響を及ぼすと論じている。

第二に、インフレ予想が、どのようなメカニズムに基づいて形成されているのかについては、粘着情報仮説、合理的無関心仮説など、様々な理論が提唱されているものの、明確なコンセンサスは存在しない(Bernanke, 2007; Yellen, 2016; Coibion et al., 2018)。また、わが国の特徴として、インフレ予想が、インフレ実績の影響を受けやすい、適合的な性格が強いことも指摘されている(西野ほか、2016)。そうしたもと、インフレ予想の動向に影響を及ぼしうる要因として、インフレ目標政策や中央銀行の信認の度合い (Bernanke, 2017; Fukuda and Soma, 2019)、過去のインフレ経験や規範 (Malmendier and Nagel, 2016; Cavallo et al., 2017; Diamond et al., 2020)などが指摘されている。このほか、低インフレ下では、経済主体は物価動向に関心を寄せないことから、低いインフレ予想が更新されず、低位で安定してしまう傾向があることも報告されている⁶ (Bracha and Tang, 2022; Weber et al., 2024)。低インフレが続いたわが国では、こうした要因が、相対的に強く働いていた可能性も考えられる⁷。これらの先行研究を踏まえ、

を及ぼす可能性がある。この点、伊藤・開発 (2016) は、日本においてQQE導入以降、実質金利の低下を通じた消費押し上げ効果が、実質所得予想の低下を通じた消費押し下げ効果を上回っていること、すなわち、インフレ予想の上昇が実質消費の増加に寄与していたことを報告している。このほか、Lieb and Schuffels (2022)は、インフレ予想の変化が資産・負債の割引現在価値に影響を与えることに着目し、家計の資産構成によって、消費行動の反応が異なりうると指摘している。⁶ Kikuchi and Nakazono (2023)では、オンラインサーベイ調査を用いて、わが国の家計のうち半数以上がCPIに関する情報を四半期に一度以下の頻度でしか収集していないことや、食料品以外の財・サービス価格動向への関心が相対的に低いことなどを確認している。

⁷ 適合的な予想形成メカニズムが働くもとでは、足もとの物価・賃金へのショックが、中長期インフレ予想に強い影響を及ぼしうる。例えば、福永ほか (2024) が指摘するように、海外発の負のショックがわが国のCPIへ持続的な低下圧力を及ぼしていた場合、適合的な予想形成を通じて、インフレ予想を下押しする可能性が考えられる。また、青木ほか (2023) は、わが国企業の賃金マークダウンによる賃金抑制傾向が、インフレ予想の低迷につながった可能性を指摘している。

喜舎場ほか (2024) は、わが国の中長期インフレ予想の形成メカニズムについて、日本銀行の大規模マクロ経済モデル Q-JEM (Quartely Japanese Economic Model) を用いた分析を行っている。彼らは、平均的にみれば、適合的期待のメカニズムを考慮した関数の予測精度が相対的に高いものの、定式化の違いによる精度の優劣は局面によって異なり、わが国におけるインフレ予想形成の不確実性が高いことを指摘している。

金融政策との関連では、中央銀行のコミュニケーションが経済主体の予想形成に影響を及ぼす重要な要素の1つであるという点は、多くの先行研究で指摘されている (Blinder et al., 2008)。従来は、中央銀行の先行きについての適切な情報発信が、金融市場や経済変数の過度な変動を抑制することができるという文脈で、その重要性が強調されていた。その後、名目金利の実効下限制約に直面するもと、金融政策はどのように対応すべきか、という議論のなかで、インフレ予想への働きかけに注目が集まった。その端緒となったのが、前述の Krugman (1998) の議論であり、流動性の罍に対処するために、物価目標を通じてインフレ予想を引き上げる必要があると論じた。

その一方で、低インフレ環境では、家計と企業の双方のインフレ予想が金融政策アナウンスメントに反応しにくくなるという研究 (Coibion et al., 2020a) や、流動性の罍に陥っているもとでは、中央銀行が信認を得て、意図した通りに予想をマネジメントすることの難しさを強調する議論など、その効果に懐疑的な見方も存在する (Sims, 2004; Hattori et al., 2021)。また、Gertler and Karadi (2015) は、米国において、金融政策ショックに対して、中長期インフレ予想には有意な反応がみられないという結果を報告している⁸。以上のように、インフレ予想と中央銀行の政策対応・金融政策の関係については、時代を通じて、様々な議論・研究が展開されてきた。

こうした論点について、本稿と同じように、インフレ予想・生産・物価・潜在金利の4変数を内生変数とする VAR モデルを用いた分析は、複数存在する (Diegel and Nautz, 2021; Neri, 2023)。米国を対象とした Diegel and Nautz (2021) は、中長期インフレ予想を含んだ4変数 VAR モデルを推計し、金融政策ショックに対する中長期インフレ予想の反応や、金融政策の波及経路を考えるうえでのインフレ予想の役割について、分析を行っている。その結果、インフレ予想を上昇させるショックが、失業率の低下およびインフレ率の上昇を生じさせていることを確認している。このほか、金融引締めは、中長期インフレ予想を有意に低下させることを確認したうえで、その反応が、

⁸ 金融政策が中長期インフレ予想に有意に影響を及ぼしうるか、という点について、実証研究の分野でも必ずしもコンセンサスが得られているわけではない。Gertler and Karadi (2015) では否定的な結果が得られている一方で、Gambetti and Musso (2017) は ECB による資産買入れがユーロ圏の中長期インフレ予想を小幅に押し上げたとの推計結果を示しているほか、Jarociński and Karadi (2020) では、金融引締めは中長期インフレ予想を有意に低下させる効果を持つとしている。

経済や物価に対する金融政策効果を増幅させる効果を持つことを報告している。Neri (2023)は、ユーロ圏のデータに対し、同様の4変数VARモデルを適用している。その結果、インフレ予想の低下に反応し、内生的に政策金利が引き下げられることで、インフレ率への波及が限定的となっていることが確認されたと報告している。更に、インフレ予想ショックと中央銀行のコミュニケーションの関係について、識別された構造ショックと、ECBの政策理事会後の記者会見における情報発信の内容を照らし合わせることで、どのようなコミュニケーションが、民間経済主体のインフレ予想を変化させているかといった点について、追加的な考察を行っている⁹。

筆者らの知る限り、わが国において、中長期インフレ予想を内生変数に含め、かつ経済構造の時間を通じた変化を許容したVARモデル分析は存在しない¹⁰。なお、米国を対象としたDiegel and Nautz (2021)や欧州を対象としたNeri (2023)では、パラメータの時間を通じた変動を許容していない。本稿では、わが国を対象に、経済構造の変化を勘案しつつ、中長期インフレ予想の変動がマクロ経済変数に与えた影響を分析する。

3. 推計手法およびデータ

本稿では、パラメータや誤差項の分散に時間を通じた変動を許容する可変パラメータ多変量自己回帰 (TVP-VAR) モデルを用いる。モデルは、中長期インフレ予想、需給ギャップ、インフレ率、潜在金利の4つの内生変数からなる。日米比較の観点から、同様の構造を持つモデルを日本・米国にそれぞれ適用する。

3-1. 推計手法

本節では、推計に用いる可変パラメータ多変量自己回帰 (TVP-VAR) モデルについ

⁹ このほか、非伝統的金融政策と民間経済主体の予想の関係を分析した実証研究としては、Anzuini and Rossi (2022)がある。彼らは、米国を対象に、中央銀行による資産買入れおよびフォワード・ガイダンスが経済主体の予想に与えた影響について実証分析を行っている。その結果、特に資産買入れは民間経済主体の予想に働きかける効果が強い、という結果を報告している。

¹⁰ インフレ予想を内生変数として含めていないものの、識別制約の工夫によって、わが国における「物価安定の目標」導入の効果の実証を試みた研究としては、De Michelis and Iacoviello (2016)がある。彼らは、インフレ率、需給ギャップ、実質実効為替レート、石油価格前年比、銀行貸出金利からなる5変数VARを推計したうえで、長期制約を用いて、インフレ目標ショックを抽出している。具体的には、同ショックは長期的には、(i)インフレ率と貸出金利に同水準の影響を与え、(ii)需給ギャップには影響を与えない、という制約を課している。このほか、白塚・寺西・中島 (2010)では、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予想の4変数からなるTVP-VARモデルを用いて、金融政策コミットメントの効果を実証しているが、予想を表す変数としては、家計の暮らし向きに関する予想や、短観の先行き業況判断DIを用いている。

て概説する。多変量自己回帰（VAR）モデルは、複数の経済変数間の関係性を描写するモデルとして、金融政策効果の実証分野で幅広く用いられている。最もシンプルなVARモデルでは、経済変数間の関係性を規定するパラメータと誤差項の分散は、時間を通じて一定であることが仮定されており、経済構造の時間を通じた変化を勘案できない。そこで本稿では、経済構造が変化している可能性を踏まえ、パラメータおよび誤差項の分散に時間を通じた変動を許容した TVP-VAR モデルを用いる¹¹。

以下のような、パラメータが時間 t に依存する VAR(p)モデルを考える。

$$Y_t = B_{0,t} + B_{1,t}Y_{t-1} + \dots + B_{p,t}Y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

ここで、 Y_t は、観察された変数ベクトルであり、 $Y_t \equiv [y_t, \pi_t, r_t, \pi_t^e]'$ の4変数からなる。 y_t, π_t, r_t, π_t^e はそれぞれ、需給ギャップ、インフレ率、潜在金利、中長期インフレ予想を示す。 $B_{0,t}$ は切片ベクトル、 $B_{1,t}, \dots, B_{p,t}$ は係数行列を示し、 u_t は誘導形の残差である。この式は、 $B_{0,t}, \dots, B_{p,t}$ の列要素の連結を θ_t 、クロネッカー積を用いて $X_t = I_p \otimes (1, Y'_{t-1}, \dots, Y'_{t-p})'$ と定義すると、

$$Y_t = X'_t \theta_t + u_t \quad (2)$$

と簡略化して書くことができる。 θ_t は時変パラメータベクトルを示すが、ここでは、以下の動学に従うことを仮定する。

$$p(\theta_t | \theta_{t-1}, Q) = I(\theta_t) f(\theta_t | \theta_{t-1}, Q) \quad (3)$$

なお、右辺の $I(\theta_t)$ は、非定常なVARシステムを棄却する指示関数であり、VARシステムが非定常となるパラメータの組み合わせを棄却する役割を果たす (Cogley and Sargent, 2005; Baumeister and Peersman, 2013)。また、 $f(\theta_t | \theta_{t-1}, Q)$ は以下のランダムウォーク過程で与えられる。

$$\theta_t = \theta_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, Q) \quad (4)$$

ここで、 Q は時変パラメータの時間を通じた変動の分散を表す。

(2)式における誘導形の残差 (u_t) は、平均をゼロとし、分散共分散行列が時間を通じて変動することを許容したもとの、以下のような仮定を置く。

$$\text{Var}(u_t) = A_t^{-1} \Omega_t (A_t^{-1})'$$

但し、 A_t と Ω_t はそれぞれが時変行列であり、以下のように、 A_t は対角成分が全て1の下三角行列を、 Ω_t は対角行列を、それぞれ仮定する。

¹¹ 中島・渡部 (2012) は、TVP-VAR について広範なサーベイを行っている。

$$A_t \equiv \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{31,t} & \alpha_{32,t} & 1 & 0 \\ \alpha_{41,t} & \alpha_{42,t} & \alpha_{43,t} & 1 \end{bmatrix}, \Omega_t \equiv \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{3,t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{4,t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

そうしたもとの、それぞれを、

$$\alpha_{ij,t} = \alpha_{ij,t-1} + \zeta_{ij,t} \quad (6)$$

$$\ln(\sigma_{i,t}) = \ln(\sigma_{i,t-1}) + \eta_{i,t} \quad (7)$$

というランダムウォーク過程に従うと仮定する。ここで、 $\zeta_{ij,t} \sim N(0, S_{ij})$, $\eta_{i,t} \sim N(0, w_i)$ である。 S_{ij}, w_i はそれぞれ、 A_t, Ω_t の行列要素の時間を通じた変動の分散を表す。最後に、(4)式、(6)式、(7)式の $v_t, \zeta_{ij,t}, \eta_{i,t}$ は、それぞれ独立との仮定を置く。各パラメータは、ベイズ的な手法に基づくマルコフ連鎖モンテカルロ法 (MCMC 法) によって推計する。パラメータの事前分布の設定は Benati and Mumtaz (2007) を参考に設定した (詳細なアルゴリズムは補論 A を参照)。なお、TVP-VAR のラグ次数は、Primiceri (2005) や Benati (2008) 等の先行研究に倣い、2 期を選択している。

3-2. データ

推計する TVP-VAR モデルは、需給ギャップ、インフレ率、潜在金利——金融政策の代理変数——、中長期インフレ予想の 4 つの内生変数からなり、サンプル期間は、日本・米国ともに 1983 年第 1 四半期から 2023 年第 4 四半期である。

日本の推計において、需給ギャップには日本銀行による推計値¹²、インフレ率には消費者物価指数 (生鮮食品・消費税引き上げの影響を除く) の前年比を用いた。金融政策の代理変数として潜在金利を用いたのは、短期金利操作による伝統的金融政策だけでなく各種の非伝統的金融政策の効果も捉えるためである。具体的には、開発ほか (2024) で用いられている潜在金利のうち、Krippner (2015) の手法に基づくものを用いた¹³。潜在金利は、国債金利のイールドカーブ全体の情報を集約した指標であり、国債買入れやフォワード・ガイダンスなど非伝統的な金融政策手段を含む金融政策の代理指標として、近年用いられるようになってきている (Lemke and Vladu, 2016; Ichiue and Ueno, 2018; Avdjiev et al., 2020; Diegel and Nautz, 2021; Jones et al., 2021; Koeda and Wei,

¹² 具体的な推計手法は、川本ほか (2017) を参照のこと。

¹³ Krippner (2015) に基づく潜在金利の推計値は、Diegel and Nautz (2021) 等でも用いられている。日本のモデルについては、頑健性チェックとして、Wu and Xia (2016) および Imakubo and Nakajima (2015) の手法に基づく潜在金利を用いた場合についても推計し、結果が定性的に変わらないことを確認している。

2023)。また、中長期インフレ予想には、長田・中澤（2024）による「合成予想物価上昇率（10年）」を用いた。

米国の推計において、需給ギャップには、実質 GDP と潜在 GDP の乖離を用いた¹⁴。インフレ率には消費者物価指数の前年比、潜在金利には Krippner (2015)による推計値、中長期インフレ予想にはフィラデルフィア連銀による推計値（10年）を用いている。

3-3. 構造ショックの識別

固定パラメータ VAR と同様に、誘導形の TVP-VAR モデルの推計結果から得られる残差 (u_t) は互いに相関していることから、これらは独立な構造ショックではない。そのため、以下のような関係性を仮定し、構造ショック (ϵ_t) を識別する必要がある。

$$\epsilon_t = \Xi_t u_t \quad (8)$$

ここで、行列 Ξ_t を特定する——すなわち構造ショックを識別する——ために、本稿では、Diegel and Nautz (2021)や Neri (2023)と同様、短期の符号制約を用いる¹⁵。具体的には、需要ショック (ϵ^{DM})、供給ショック (ϵ^{SP})、金利ショック (ϵ^{MP})、インフレ予想ショック (ϵ^{EX}) の4つの構造ショックを仮定し、ショックに対する各変数の反応を、以下のように仮定する（表1）。

（表1）符号制約

変数	構造ショック			
	需要	供給	金利	インフレ予想
需給ギャップ	+	-	-	
インフレ率	+	+	-	
潜在金利			+	
中長期インフレ予想				+

表中の「+」は、ショックと同方向の反応、「-」は逆方向の反応を示す。空欄の部分は、無制約である。需要ショック・供給ショックについては、Peersman (2005)、Benati (2008)などの先行研究で用いられているものと同様の制約を課している。すなわち、需要ショックはインフレ率と需給ギャップを同方向に動かす構造ショック、供給シ

¹⁴ 需給ギャップ (gap) は、Diegel and Nautz (2021)を参考に、米議会予算局 (CBO) による潜在 GDP (y^*)の推計値と実質 GDP (y)を用いて、 $gap = 100 * \ln(y/y^*)$ として計算している。

¹⁵ TVP-VAR の構造ショックを符号制約を用いて識別した関連研究としては、Benati and Mumtaz (2007)、Canova and Gambetti (2009)、Hofmann et al. (2012)、Baumeister and Peersman (2013)などがある。

ックは、インフレ率と需給ギャップを逆方向に動かす構造ショックと仮定している。すなわち、正（負）の需要ショックは需要増加（減少）を背景としたインフレ率上昇（低下）を引き起こす一方、正（負）の供給ショックは原油価格高騰など供給要因によるインフレ率上昇（低下）を背景とした需要減少（増加）を引き起こす。金利ショックは、外生的な潜在金利の変化を捉える構造ショックであり、伝統的・非伝統的な金融政策手段によりイールドカーブ全体を変化させる効果を捉えたものと解釈できる。ここで、潜在金利を上昇（低下）させる構造ショックは、需給ギャップとインフレ率を低下（上昇）させると仮定している。なお、符号制約はショックが生じた時点のみに課している。

インフレ予想ショックは、本分析において、最も注目する構造ショックである。一方で、本稿の識別制約においては、その符号を基準化している以外、実質的に制約をかけていない。そのため、識別上は「その他の構造ショックで説明されない中長期インフレ予想の変動を捉えるショック」となっている¹⁶。本分析では、インフレ予想ショックに、あえて事前に識別制約を置かず、推計されたインパルス応答や識別された構造ショックの時系列的な変動を確認することで、そのショックの性質を「事後的に」確認するという考え方を取っている¹⁷。

また、TVP-VAR においては、誘導形のパラメータが每期変動することから、識別されたショックが符号制約を満たしているか否かについて、每期確認する必要がある。構造ショックの識別に当たっては、各期の θ_t を所与として、識別に用いた符号制約をみたす変換行列 Ξ_t を100個サンプリングしたうえで、各行列要素の中央値からの距離の総和が最小となる行列を用いるという処理を行っている^{18,19}。

4. 推計結果

本節では、TVP-VAR を用いて得られた推計結果を示す。4-1節と4-2節で、中長期インフレ予想と経済・物価の関係を確認した後、4-3節でインフレ予想ショッ

¹⁶ 最も注目したいショックに制約を置かないという手法は先行研究でもみられる。例えば、中央銀行による大規模資産買入れの実体経済への影響を分析している Weale and Wieladek (2016)では、資産買入れ額が、CPIやGDPに与える影響について、あえて制約を置かず、インパルス応答の形状を確認することで、その効果を診断的 (agnostic) に分析している。

¹⁷ 一方、Neri (2023)では、インフレ予想ショックにも、先験的に符号制約を置いている。

¹⁸ より具体的には、以下の通りの処理を行う。まず、符号制約を満たす行列を100個ランダムサンプリングする (A_1, A_2, \dots, A_{100})。それから、行列 k の i 行 j 列の要素を $a_{ij,k}$ として、各要素の中央値 (\bar{a}_{ij}) を計算する。これらに基づき、各行列から、統計量 $d_k = \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 (a_{ij,k} - \bar{a}_{ij})^2$ を計算し、 d_k が最小となる行列を採用する。

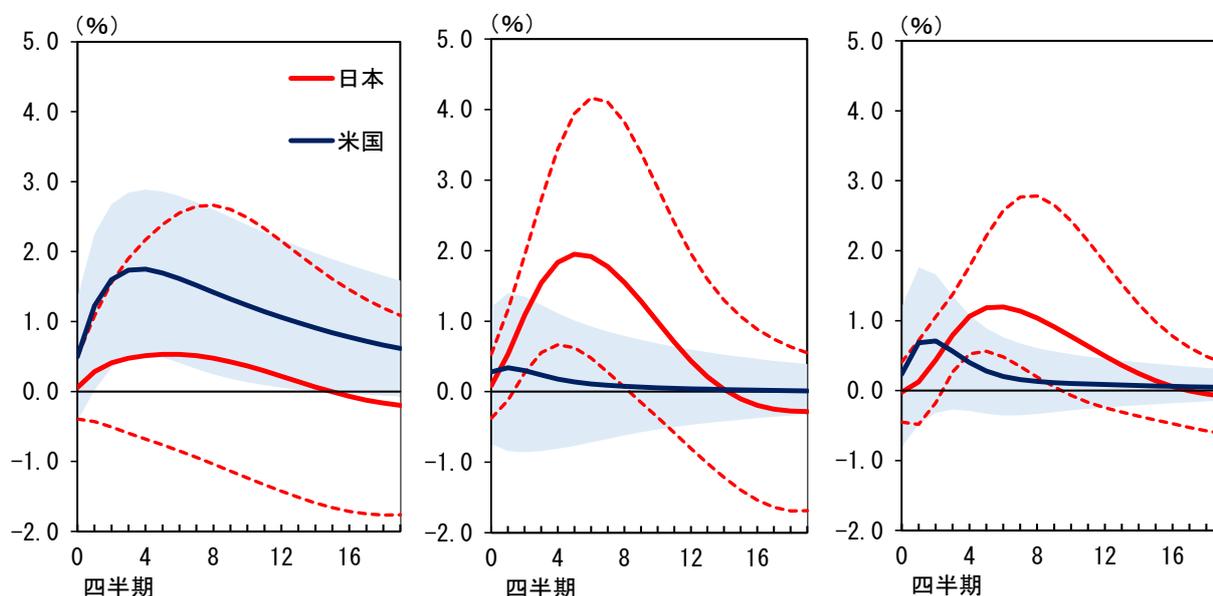
¹⁹ このほか、推計期間を通じて常に符号制約を満たす Ξ を一意に特定し、それらをショックの識別に用いるという手法も考えられるが、計算負荷が極端に大きくなるため、本稿では用いていない。

(図2) インフレ予想ショックに対するインパルス応答

(a) 潜在金利

(b) 需給ギャップ

(c) インフレ率



(注) 実線は中央値、バンドは 16-84 パーセンタイルの範囲を示す。ショックは 0 期時点。各国のインフレ予想を 1 標準偏差（日本：約 0.26%、米国：約 1%）上昇させるショックに対する推計期間を通じた平均的なインパルス応答。

クの変動要因について考察する。4-4 節では、インフレ率のヒストリカル分解を行い、この間の物価変動における中長期インフレ予想の影響について考察を加える。

4-1. インフレ予想ショックの影響：日本と米国の比較

本節では、日本と米国の推計で得られたインパルス応答の比較を通じて、インフレ予想ショックの性質について考察を加える。

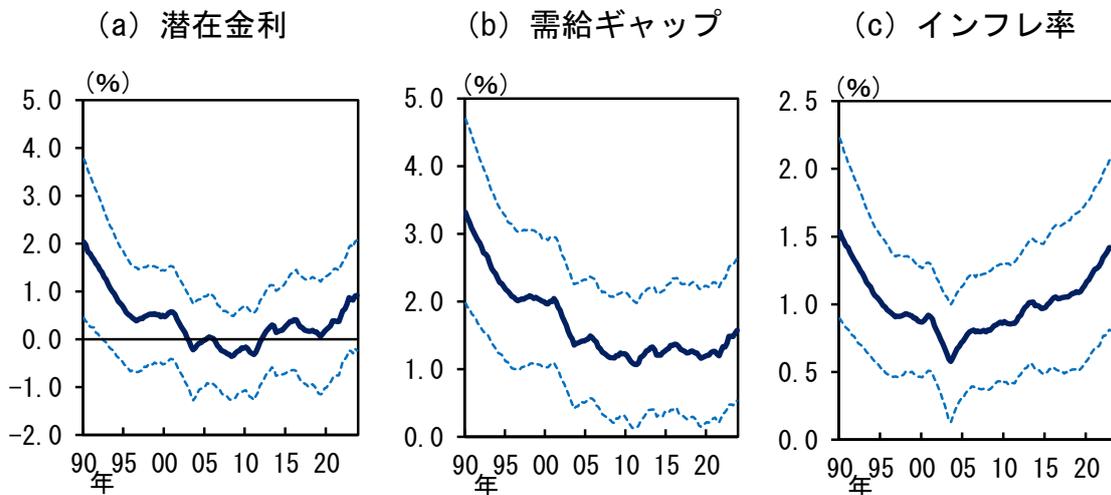
図2は日本・米国における $+1\sigma$ のインフレ予想上昇ショックに対する、中長期インフレ予想を除く3つの内生変数のインパルス応答を示している²⁰。ここで推計しているのは、時間を通じた変数の関係性の変化を許容する可変パラメータ・モデルであるため、このインパルス応答は推計期間における平均をとったものとなっている。これをみると、インフレ予想ショックに対する内生変数の反応は、両国で対照的であることがわかる。

中長期インフレ予想を上昇させるショックに対する潜在金利の反応をみると、米国では統計的に有意に上昇することが確認できる一方、日本では符号条件が同じである

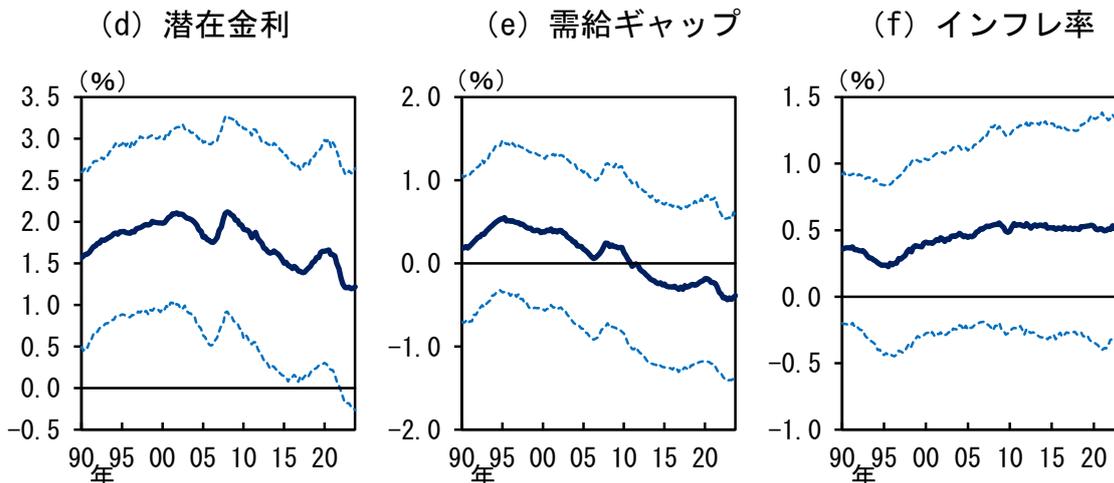
²⁰ ここでは、単純化のために、推計期間における平均的なインパルス応答を示している。ここで示した以外のショック・変数のインパルス応答は補論Bに示している。

(図3) インフレ予想ショックに対するインパルス応答の変化 (4 四半期後)

【日本】



【米国】



(注) 各推計時点における、ショックから4四半期後の各変数の反応を示している。実線は中央値、バンドは16-84パーセンタイルの範囲を示す。日米ともに、インフレ予想を1標準偏差上昇させる大きさ(日本:約0.26%、米国:約1%)に基準化している。

ものの、統計的に有意な反応は確認できない。中長期インフレ予想がインフレ目標に概ねアンカーされている米国では、インフレ予想を安定化させるための政策対応が行われていると解釈できる。一方、デフレ・低インフレ下にあった日本では、政策金利を低位に維持することによって、経済・物価を押し上げようとしてきており、中長期インフレ予想を上昇させるショックを抑え込むような金融引き締めが行われない傾向にあったと考えられ、このインパルス応答はそうした傾向を反映していると解釈できる。逆に、2000年代のデフレ期のように、中長期インフレ予想を低下させるショックが発生した場合については、名目金利の下限制約のために十分な政策対応、すなわち積極的な金融緩和ができない傾向にあったことを反映しているという解釈が可能である。

インフレ予想ショックが需給ギャップやインフレ率に及ぼす影響についてみると、日本では、中長期インフレ予想を上昇させるショックが需給ギャップを統計的に有意に上昇させており、実質金利の低下による景気浮揚効果と解釈することができる。さらにインフレ予想上昇ショックは、フィリップス曲線が示唆するように、インフレ率を統計的に有意に押し上げることも確認できる。

一方、米国では、インフレ予想ショックは、需給ギャップ・インフレ率に対して統計的に有意な影響を及ぼさない。インフレ予想ショックに対して潜在金利が有意に反応する——中長期インフレ予想を変化させるショックに対して、それを抑え込むように政策対応が行われる——ことと併せて考えると、インフレ予想を変動させるショックが生じた場合であっても、米国の経済主体は、中央銀行の政策対応を予期することで、自己実現的に、生産・物価への影響が限定的になるという解釈も可能である²¹。

図3で、インパルス応答（4四半期後）の時間的な変化——変数間の関係性の時間的な変化——をみると、日本については、2000年代前半にかけて、インフレ予想ショックが潜在金利、需給ギャップ、インフレ率に及ぼす影響が小さくなっていったことが確認できる。なお、日本・米国ともに、統計的な有意性については、期間平均でみた図2の場合と概ね同じものになっている。また、日本のインフレ予想ショックがインフレ率に及ぼす影響は、2010年代以降に高まっており、2013年の「物価安定の目標」や大規模な金融緩和がインフレ予想の波及効果に影響を及ぼしている可能性が考えられる。

4-2. 中長期インフレ予想と需要・供給ショックの関係

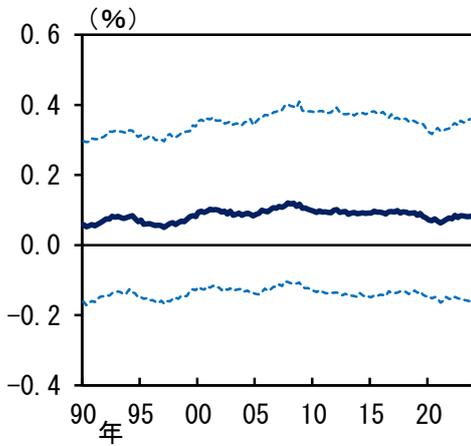
本節では、インフレ予想と実体経済の関係性の時間を通じた変化について考察を加える。具体的には、前節と同じようにインパルス応答の時間的な変化をみることで、日本と米国の中長期インフレ予想が、需要ショックと供給ショックに対してどのように反応していたか、また、その反応は時間を通じてどのように変化してきたかを確認する。

図4(a)(b)で、日本における、需要ショックと供給ショックに対する中長期インフレ予想のインパルス応答（4四半期後）をみると、中長期インフレ予想がいずれのショ

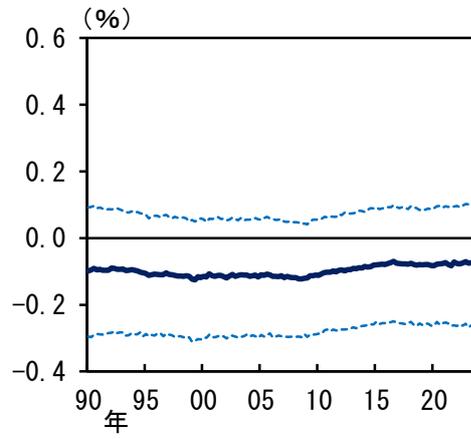
²¹ 1980年代中頃から2007年にかけて、米国のインフレ率は安定的に推移しており、この期間はGreat Moderationと呼ばれる。この背景については、この時期に大きな経済ショックが生じなかったことによるものだという主張（Good Luck 仮説、Stock and Watson, 2003等）と、金融政策の有効性向上によるものだという主張（Good Policy 仮説、Bernanke, 2004等）が存在する。本分析により得られた結果をこの議論に引き付けて考えると、米国における金融政策への高い信認がインフレ率の安定に寄与したという点において、Good Policy 仮説を支持するものだと解釈可能である。

(図4) 需要・供給ショックに対する中長期インフレ予想の反応

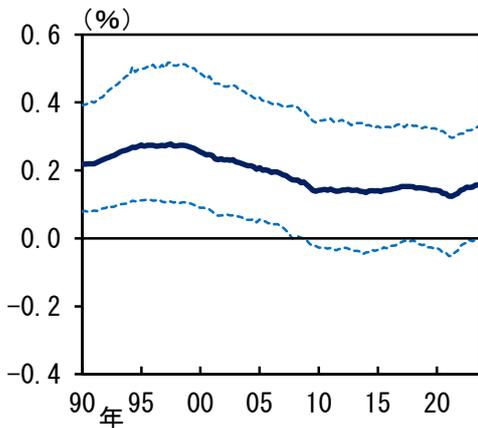
(a) 日本・需要ショック



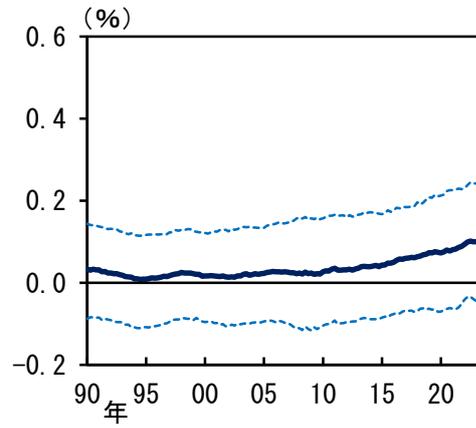
(b) 日本・供給ショック



(c) 米国・需要ショック



(d) 米国・供給ショック

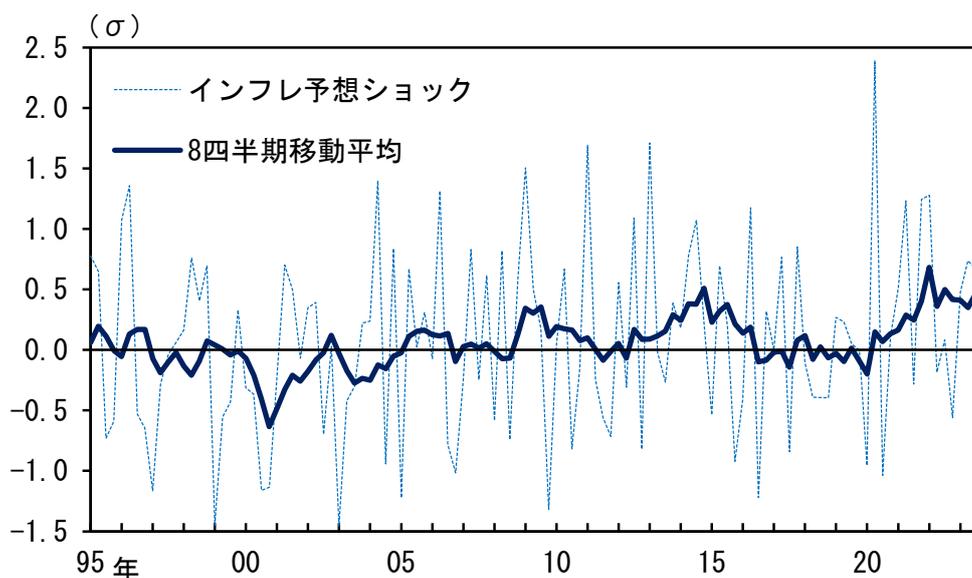


(注) 各推計時点における、ショックから4四半期後のインフレ予想の反応を示している。実線は中央値、バンドは16-84パーセンタイルの範囲を示す。需要ショック・供給ショックともに、インフレ率を1%上昇させる大きさに基準化している。

ックの影響も受けにくく、その関係性は、推計期間を通じて概ね不変であることがわかる。このことは、日本における中長期インフレ予想は、需要・供給ショック以外の固有要因で主として変動している系列であることを示唆する。

図4(c)(d)で、米国の中長期インフレ予想のインパルス応答(4四半期後)をみると、供給ショックに対しては、日本の場合と同様に統計的に有意な反応を示していないが、需要ショックに対しては、その限りではない。特に推計期間前半では、インフレ予想が需要ショックに対して統計的に有意な反応を示していたが、徐々にその反応度合いが低下し、推計期間後半には統計的に有意な反応がみられなくなっている。この結果は、米国の中長期インフレ予想が、マクロでみた需要・供給要因を変動させる外生ショックに対して、2010年代頃より反応しにくくなってきていることを示唆している。

(図5) インフレ予想ショックの推移



(注) 構造ショックは時変ボラティリティの影響を調整したうえで基準化を行っている。

4-3. インフレ予想ショックの推移

本稿で用いている構造ショックの識別手法では、インフレ予想ショックに明示的な制約を置いていない。したがって、インパルス応答での確認に加えて、識別された構造ショックの推移が解釈可能なものとなっているかどうかをみておくことが、分析上重要である。

インフレ予想ショックの推移をみると、以下のような点で、日本経済の特徴を捉えているように見える(図5)。第一に、1990年代後半から2000年代にかけて、日本経済においてデフレが問題となっていた時期に、インフレ予想を押し下げるショックが継続的に発生していた。第二に、2013年の「物価安定の目標」やQQEの導入後しばらくの間、インフレ予想を押し上げるショックが発生していた。第三に、2021年以降のコロナ禍後の物価上昇局面において、正のインフレ予想ショックが発生していた。

次に確認したいのが、識別されたインフレ予想ショックのうち、どの程度が、「物価安定の目標」の導入など、中央銀行の政策対応に起因するものなのか、という点である。本稿では4変数という小規模なモデルを用いていることから、モデルに含まれていない欠落変数による影響が、識別されたインフレ予想ショックに含まれている可能性がある。Neri (2023)は、この点について検証するため、本稿と同様の4変数VARを用いて構造ショックを識別したうえで、インフレ予想ショックを被説明変数、石油価格などインフレ予想に影響を与えうる変数を説明変数として、回帰分析を行っている。

本節では、Neri (2023)と同様に、インフレ予想ショックを被説明変数、先行研究で

指摘されているインフレ予想に影響を与えうる複数の変数を説明変数として回帰分析を行う。説明変数としては、①石油価格ショック、②米国のインフレ予想ショック、③ドル円レートを用いる。石油価格の動向がインフレ予想の形成に影響を与えうるとする研究としては Aastveit et al. (2023)が挙げられる。彼らは、構造 VAR モデルを用いて、原油価格の動向が、実績インフレ率・インフレ予想の双方のダイナミクスに影響を与えるという分析結果を報告している。ここでは石油価格への外生的なショックとして、Baumeister (2023)で推計された Oil price surprise 系列を用いている²²。また、米国のインフレ予想ショックを説明変数として用いるという点は、福永ほか (2024)で指摘された、海外発のショックが、わが国の物価動向やインフレ予想の重要な決定要因であるという点を勘案するためである。このほか、Ciccarelli and Garcia (2015)では、中長期インフレ予想の国際的な連動性を議論している。ここでは、米国の TVP-VAR の推計結果から得られたインフレ予想ショックを説明変数として用いることで、米国発のショックが及ぼす影響を勘案する。同様に、海外経済の動向は、為替レートを通じてわが国経済に波及し、インフレ予想の形成に影響を与える可能性がある。その点を勘案するために、ドル円レートの前期比についても、説明変数に加える。

推計結果を表 2 に示している。まず、各 3 変数について単回帰を行うと、米国インフレ予想ショックのみ、統計的に有意な影響を及ぼしていることが確認できる (p 値 = 0.06)。一方で、石油価格ショックやドル円レートの変動については、統計的に有意な関係が観察されなかった。この結果は、日本の TVP-VAR モデルで識別されたインフレ予想ショックには、他の構造ショックでは識別できていない海外発のショックの影響が含まれている可能性を示唆している。米国のインフレ予想ショックには、米国の物価動向や金融政策スタンスなど米国固有の要因のほか、国際商品市況などグローバルな物価変動要因の影響が含まれていると考えられ、そうした複合的な要因が、日本経済に直接的・間接的に影響を及ぼしている可能性を示唆していると考えられる。

推計式 (4) は、石油価格ショック・米国インフレ予想ショック、ドル円レートの変動を説明変数として用いた結果を示している。修正済み決定係数は 0.128 と低水準であり、識別された固有ショックに対する、これらの 3 変数の説明力は大きくない。図 6 に、推計式 (4) の係数を所与とした場合の、日本のインフレ予想ショックの寄与度分解を示しているが、ショックの大部分は、推計残差によって説明されている。

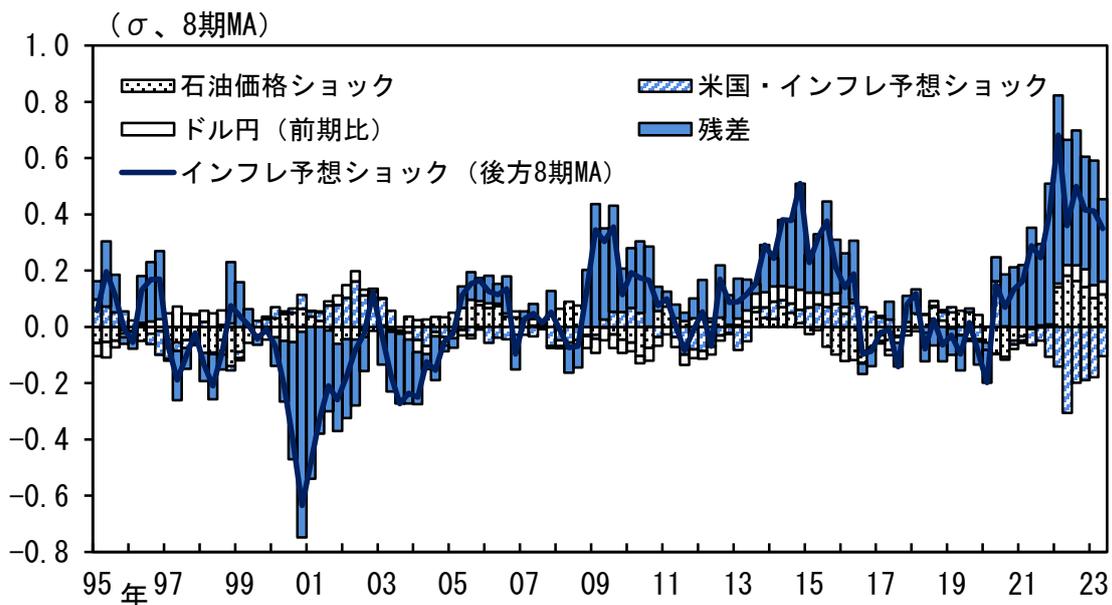
²² ショックのデータは著者の HP (<https://sites.google.com/site/cjsbaumeister/datasets>) より入手可能である。

(表2) インフレ予想ショックに対する回帰結果

被説明変数： インフレ予想ショック				
説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)
石油価格ショック	2.19 (1.38)	-	-	2.95** (1.41)
米国・ インフレ予想ショック	-	1.26** (0.53)	-	1.46*** (0.54)
ドル円 (前期比)	-	-	2.83 (1.93)	1.67 (2.20)
修正済決定係数	0.022	0.075	0.010	0.128
推計期間	2000/1Q~2023/2Q			

(注) ()内は Huber-White 標準誤差。***は 1%有意、**は 5%有意をそれぞれ示す。

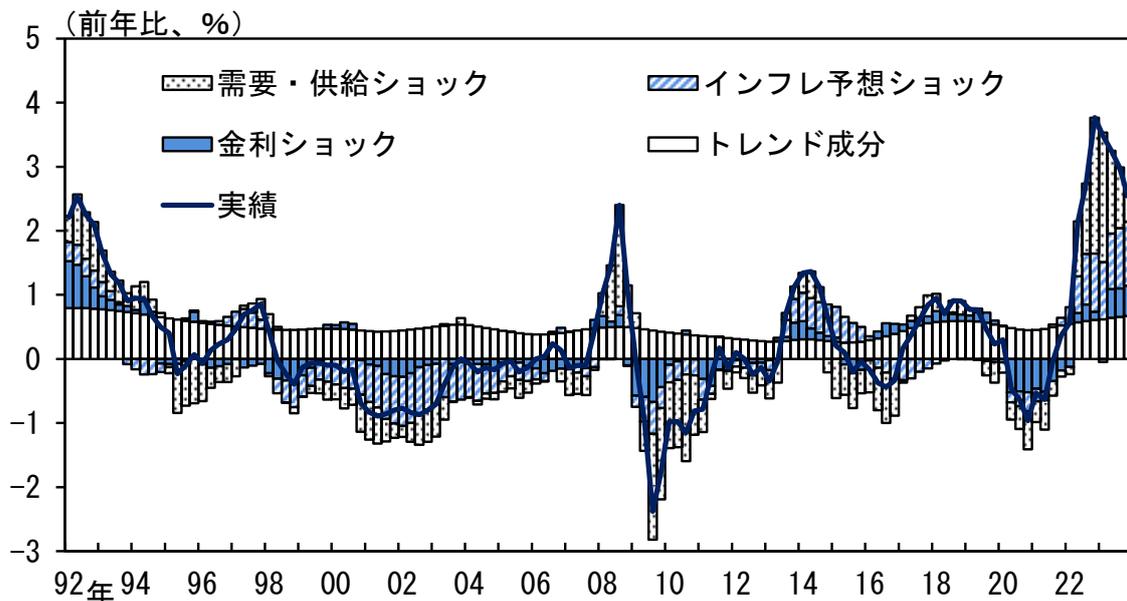
(図6) インフレ予想ショックの寄与度分解



(注) 8 四半期後方移動平均を示している。

このことから、本稿で識別されたインフレ予想ショックは、少なくともこれらの変数（石油価格・グローバル要因・為替変動）の影響を強く受けた系列ではないということが示唆される。「物価安定の目標」やQQEを導入以降しばらくの間、インフレ予想を押し上げるショックが発生していることと併せて考えると、こうした政策要因の影響は、インフレ予想ショックの一部として識別されていると解釈できる。

(図7) インフレ率 (CPI 前年比) のヒストリカル分解



(出所) 総務省、日本銀行、Bloomberg、Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」、QUICK「QUICK 月次調査<債券>」

4-4. インフレ率のヒストリカル分解

インパルス応答は、構造ショックに対する各内生変数の平均的な応答を分析する際には有用なツールであるが、特定のエピソード・特定の期間における各ショックの相対的な重要性については分析することはできない。そのため、本節では、各期間において、中長期インフレ予想に固有のショックが、物価変動に対してどの程度影響を及ぼしていたかをみるため、ヒストリカル分解を行う²³。

インフレ率のヒストリカル分解をみると、1990年以降のわが国の物価変動において、中長期インフレ予想の変化も物価変動に影響を及ぼす一つの要素であったことが示唆された(図7)。局面別にみると、1990年代後半からは、負の需要・供給ショックに加えて、インフレ予想ショックが、追加的にインフレ率を下押ししていたことがわかる。これは、この時期において、実体経済から想定される以上にインフレ予想が低下し、それらが全体としてデフレ圧力を生んでいたことを示唆している。2013年の2%の「物価安定の目標」やQQEの導入以降に着目すると、この間の中長期インフレ予想の上昇は、一定程度インフレ率の押し上げに寄与したものの、インフレ率を直ちに2%にアンカーするほどの有効性はなかった。もっとも、1990年代後半から2000年代前半にかけての、負のインフレ予想ショックがインフレ率を持続的に押し下げる

²³ TVP-VAR も含む非線形な VAR におけるヒストリカル分解の考え方は Wong (2017)を参照。本稿では Wong (2017)における steady state component をトレンド成分と呼んでいる。

状況を転換させたという点で、一定の効果があつた可能性が示唆される。

2020年代以降については、輸入物価の上昇や労働需給の逼迫等を背景に、中長期インフレ予想に固有の要因も物価を上押ししている。もっとも、こうした効果が持続的なものか否かを見極めるためには、データの蓄積を待つ必要がある。

5. おわりに

本稿では、中長期的なインフレ予想の変動が、経済・物価動向に及ぼす影響について分析を行った。その結果、わが国において、中長期インフレ予想を上昇させる外生的なショックは、需給ギャップを改善させ、インフレ率を押し上げる効果を持つことが確認された。このことは、インフレ予想の上昇が、実質金利を低下させることを通じて、景気浮揚効果を持ったことを示唆する。

局面別にみると、1990年代後半は、負の需要・供給要因に加えて、中長期インフレ予想に生じた負のショックが、物価を持続的に押し下げる要因として働いており、中長期インフレ予想の低下がデフレ圧力を生んでいたことが示唆される。その後、2013年の2%の「物価安定の目標」およびQQEの導入以降をみると、中長期インフレ予想は一転してインフレ率を押し上げる要因として寄与しており、わが国経済がデフレではない状態になる要因の一つとなった。こうした結果は、2013年の「物価安定の目標」や大規模な金融緩和の導入が、中長期インフレ予想を一定程度、転換させる力を持ちえた可能性を示唆している。もっとも、その後、原油価格の下落等を背景にインフレ率が実績として下落するも、いったん高まった中長期インフレ予想は低下し、2%の「物価安定の目標」へインフレ予想をアンカーさせるには至らなかった。

今後の研究課題としては、以下の二点が挙げられる。第一に、本稿の分析では、わが国において、中長期インフレ予想の上昇が一定の景気浮揚効果を持ったことが確認されたものの、それらの詳細な波及メカニズム——例えば個人消費や設備投資との関係等——については、追加的な分析余地がある。第二に、中央銀行が民間経済主体の予想をどの程度変化させうるのかという点についても更なる分析が求められる。特に、政策金利が実効下限に服している場合と、そうでない場合において、中央銀行が予想形成に及ぼし得る効果が異なることも十分に考えられる。こうした論点は、インフレ予想の形成メカニズムの解明と併せて、引き続き重要である。

以 上

参考文献

- 青木浩介・高富康介・法眼吉彦（2023）「わが国企業の価格マークアップと賃金設定行動」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、23-J-4.
- 伊藤雄一郎・開発壮平（2016）「物価・賃金予想と家計の支出行動—「勤労者短観」を用いた分析—」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、16-J-4.
- 長田充弘・中澤崇（2024）「期間構造や予測力から見たインフレ予想指標の有用性」日銀レビュー、2024-J-5.
- 開発壮平・河西桂靖・平田篤己・山本弘樹・中島上智（2024）「非伝統的金融政策の効果と副作用：潜在金利を用いた実証分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、24-J-13.
- 開発壮平・白木紀行（2016）「企業のインフレ予想と賃金設定行動」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、16-J-7.
- 川本卓司・尾崎達哉・加藤直也・前橋昂平（2017）「需給ギャップと潜在成長率の見直しについて」、日本銀行調査論文.
- 喜舎場唯・柴田菜緒・福永一郎・米山俊一（2024）「わが国のインフレ予想形成の不確実性—マクロ経済モデル Q-JEM を用いた予想形成メカニズムの分析—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、近刊.
- 黒田東彦（2015）「『量的・質的金融緩和』の理論と実践：日本外国特派員協会における講演の邦訳」、2015年3月20日.
- 白塚重典・寺西勇生・中島上智（2010）「金融政策コミットメントの効果：わが国の経験」、金融研究、29(3)、239–266.
- 杉岡優・中野将吾・山本弘樹（2024）「自然利子率の計測を巡る近年の論点」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、2024-J-9.
- 中島上智・渡部敏明（2012）「時変ベクトル自己回帰モデル：サーベイと日本のマクロデータへの応用」、経済研究、63(3)、193–208.
- 西野孝佑・山本弘樹・北原潤・永幡崇（2016）「『量的・質的金融緩和』の3年間ににおける予想物価上昇率の変化」、日銀レビュー、2016-J-17.
- 福永一郎・城戸陽介・吹田昂大郎（2024）「インフレの国際連動性と日本の物価変動」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、24-J-2.

- Aastveit, K. A., H. C. Bjørnland, and J. L. Cross (2023), "Inflation Expectations and the Pass-through of Oil Prices," *Review of Economics and Statistics*, 105(3), 733–743.
- Anzuini, A. and L. Rossi (2022), "Unconventional Monetary Policies and Expectations on Economic Variables," *Empirical Economics*, 63(6), 3027–3043.
- Armantier, O., W. Bruine de Bruin, G. Topa, W. Van Der Klaauw, and B. Zafar (2015), "Inflation Expectations and Behavior: Do Survey Respondents Act on Their Beliefs?," *International Economic Review*, 56(2), 505–536.
- Avdjiev, S., L. Gambacorta, L. S. Goldberg, and S. Schiaffi (2020), "The Shifting Drivers of Global Liquidity," *Journal of International Economics*, 125, 103324.
- Baumeister, C. (2023), "Measuring Market Expectations," *Handbook of Economic Expectations*, Academic Press, 413–442.
- Baumeister, C. and G. Peersman (2013), "Time-Varying Effects of Oil Supply Shocks on the US Economy," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 5(4), 1–28.
- Benati, L. (2008), "The 'Great Moderation' in the United Kingdom," *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(1), 121–147.
- Benati, L. and H. Mumtaz (2007), "U.S. Evolving Macroeconomic Dynamics: A Structural Investigation," European Central Bank Working Paper Series, 746.
- Bernanke, B. S. (2004), "The Great Moderation," Remarks at the meetings of the Eastern Economic Association, Washington, DC, February 20, 2004.
- Bernanke, B. S. (2007), "Inflation Expectations and Inflation Forecasting," Speech at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute, Cambridge, Massachusetts, July 10, 2007.
- Bernanke, B. S. (2017), "The Mayekawa Lecture: Some Reflections on Japanese Monetary Policy," *Monetary and Economic Studies*, 35, 23–38.
- Blake, A. P. and H. Mumtaz (2017), "Applied Bayesian Econometrics for Central Bankers; Updated 2017," Centre for Central Banking Studies, Bank of England.
- Blinder, A. S., M. Ehrmann, M. Fratzscher, J. De Haan, and D. J. Jansen (2008), "Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence," *Journal of economic literature*, 46(4), 910–945.

- Bracha, A. and J. Tang (2022), "Inflation Levels and (In)Attention," Federal Reserve Bank of Boston Working Papers, 22-4.
- Canova, F. and L. Gambetti (2009), "Structural Changes in the US Economy: Is There a Role for Monetary Policy?," *Journal of Economic dynamics and control*, 33(2), 477–490.
- Carter, C. K. and R. Kohn (1994), "On Gibbs Sampling for State Space Models," *Biometrika*, 81(3), 541–553.
- Cavallo, A., G. Cruces, and R. Perez-Truglia (2017), "Inflation Expectations, Learning, and Supermarket Prices: Evidence from Survey Experiments," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(3), 1–35.
- Ciccarelli, M. and J. A. Garcia (2015), "International Spillovers in Inflation Expectations," European Central Bank Working Paper Series, 1857.
- Cogley, T. and T. J. Sargent (2005), "Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US," *Review of Economic dynamics*, 8(2), 262–302.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, and R. Kamdar (2018), "The Formation of Expectations, Inflation, and the Phillips Curve," *Journal of Economic Literature*, 56(4), 1447–1491.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, S. Kumar, and M. Pedemonte (2020a), "Inflation Expectations as a Policy Tool?," *Journal of International Economics*, 124, 103297.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, and T. Ropele (2020b), "Inflation Expectations and Firm Decisions: New Causal Evidence," *The Quarterly Journal of Economics*, 135(1), 165–219.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, and M. Weber (2022), "Monetary Policy Communications and Their Effects on Household Inflation Expectations," *Journal of Political Economy*, 130(6), 1537–1584.
- De Michelis, A. and M. Iacoviello (2016), "Raising an Inflation Target: The Japanese Experience with Abenomics," *European Economic Review*, 88, 67–87.
- Diamond, J., K. Watanabe, and T. Watanabe (2020), "The Formation of Consumer Inflation Expectations: New Evidence from Japan's Deflation Experience," *International Economic Review*, 61(1), 241–281.

- Diegel, M. and D. Nautz (2021), "Long-Term Inflation Expectations and the Transmission of Monetary Policy Shocks: Evidence from a SVAR Analysis," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 130, 104192.
- Fuhrer, J. (2012), "The Role of Expectations in Inflation Dynamics," *International Journal of Central Banking*, 8, 137–165.
- Fukuda, S. and N. Soma (2019), "Inflation Target and Anchor of Inflation Forecasts in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 52, 154–170.
- Gambetti, L. and A. Musso (2017), "The Macroeconomic Impact of the ECB's Expanded Asset Purchase Programme (APP)," European Central Bank Working Paper Series, 2075.
- Gertler, M. and P. Karadi (2015), "Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 44–76.
- Hattori M., S. Kong, F. Packer, and T. Sekine (2021), "The Impact of Regime Change on the Influence of the Central Bank's Inflation Forecasts: Evidence from Japan's Shift to Inflation Targeting," *International Journal of Central Banking*, 17(4), 257–290.
- Hofmann, B., G. Peersman, and R. Straub (2012), "Time Variation in U.S. Wage Dynamics," *Journal of Monetary Economics*, 59(8), 769–783.
- Ichiue, H. and Y. Ueno (2018), "A Survey-based Shadow Rate and Unconventional Monetary Policy Effects," IMES Discussion Paper Series, 2018-E-5.
- Imakubo, K. and J. Nakajima (2015), "Estimating Inflation Risk Premia from Nominal and Real Yield Curves Using a Shadow-Rate Model," Bank of Japan Working Paper Series, 15-E-1.
- Jacquier, E., N. G. Polson, and P. E. Rossi (1994), "Bayesian Analysis of Stochastic Volatility Models," *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(4), 371–389.
- Jarociński, M. and P. Karadi (2020), "Deconstructing Monetary Policy Surprises—the Role of Information Shocks," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12(2), 1–43.
- Jones, C., M. Kulish, and J. Morley (2021), "A Structural Measure of the Shadow Federal Funds Rate," Finance and Economics Discussion Series 2021-064, Board of Governors of the Federal Reserve System.

- Kikuchi, J., and Y. Nakazono (2023), "The Formation of Inflation Expectations: Microdata Evidence from Japan," *Journal of Money, Credit and Banking*, 55(6), 1609–1632.
- Koeda, J. and B. Wei (2023), "Forward Guidance and Its Effectiveness: A Macro Finance Shadow-Rate Framework," Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper Series, 2023-16.
- Krippner, L. (2015), *Zero Lower Bound Term Structure Modeling: A Practitioners Guide*, Palgrave Macmillan.
- Krugman, P. (1998), "It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 137–205.
- Lemke, W. and A. Vladu (2016), "Below the Zero Lower Bound: A Shadow-Rate Term Structure Model for the Euro Area," European Central Bank Working Paper Series, 1991.
- Lieb, L. and J. Schuffels (2022), "Inflation Expectations and Consumer Spending: The Role of Household Balance Sheets," *Empirical Economics*, 63(5), 2479–2512.
- Łyziak, T. and X. S. Sheng (2023), "Disagreement in Consumer Inflation Expectations," *Journal of Money, Credit and Banking*, 55(8), 2215–2241.
- Malmendier, U. and S. Nagel (2016), "Learning from Inflation Experiences," *The Quarterly Journal of Economics*, 131(1), 53–87.
- Neri, S. (2023), "Long-Term Inflation Expectations and Monetary Policy in the Euro Area before the Pandemic," *European Economic Review* 154, 104426.
- Peersman, G. (2005), "What Caused the Early Millennium Slowdown? Evidence Based on Vector Autoregressions," *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 185–207.
- Primiceri, G. E. (2005), "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy," *The Review of Economic Studies*, 72(3), 821–852.
- Sims, C. A. (2004), "Limits to Inflation Targeting," *The Inflation-Targeting Debate*, 283–308.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (2003), "Has the Business Cycle Changed?," presented at Jackson Hole symposium, August 28-30, 2003.
- Yellen, J. L. (2016), "Macroeconomic Research after the Crisis," Speech at 60th Annual Economic Conference Sponsored by the Federal Reserve Bank of Boston, October 14, 2016.

- Weale, M. and T. Wieladek (2016), "What Are the Macroeconomic Effects of Asset Purchases?," *Journal of monetary Economics*, 79, 81–93.
- Weber, M., B. Candia, H. Afrouzi, T. Ropele, R. Lluberas, S. Frache, B. Meyer, S. Kumar, Y. Gorodnichenko, D. Georgarakos, O. Coibion, G. Kenny, and G. Ponce (2024), "Tell Me Something I don't Already Know: Learning in Low and High-Inflation Settings," European Central Bank Working Paper Series, 2914.
- Wong, B. (2017), "Historical Decompositions for Nonlinear Vector Autoregression Models," CAMA Working Paper, 62/2017, Australian National University.
- Wu, J. C. and F. D. Xia (2016), "Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound," *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), 253–291.

補論 A : 推計に用いたアルゴリズムの詳細

本節では、TVP-VAR の推計に用いたアルゴリズムについて、詳説する。なお、本節の記述および使用したアルゴリズムは、Benati and Mumtaz (2017)および Blake and Mumtaz (2017)による部分が多い。

モデルの構造は、以下の通りである。

$$Y_t = B_{0,t} + B_{1,t}Y_{t-1} + \dots + B_{p,t}Y_{t-p} + u_t \equiv X'_t \theta_t + u_t$$

$$\text{Var}(u_t) = A_t^{-1} \Omega_t (A_t^{-1})'$$

$$A_t \equiv \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{31,t} & \alpha_{32,t} & 1 & 0 \\ \alpha_{41,t} & \alpha_{42,t} & \alpha_{43,t} & 1 \end{bmatrix}, \Omega_t \equiv \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{3,t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{4,t} \end{bmatrix}$$

なお、 $\theta_t, \alpha_{ij,t}, \ln(\sigma_{i,t})$ はそれぞれ、以下のランダムウォーク過程に従う。

$$\theta_t = \theta_{t-1} + v_t$$

$$\alpha_{ij,t} = \alpha_{ij,t-1} + \zeta_{ij,t}$$

$$\ln(\sigma_{i,t}) = \ln(\sigma_{i,t-1}) + \eta_{i,t}$$

上記3式の $v_t, \zeta_{ij,t}, \eta_{i,t}$ はそれぞれ平均ゼロ、分散が Q, S_{ij}, w_i の正規分布に従う。以上を前提に、以下の手順で推計を実施する。

Step 1: 事前分布と初期値の設定

まず、パラメータに係る事前分布および初期値を設定する。参照点を作成するため、推計期間の始期から40四半期 ($T_0 = 40$) のデータをトレーニングデータ (Y_0) として用いて、固定パラメータのVARモデルを推計する。 $X_{0,t} = [1, Y_{0,t-1}, \dots, Y_{0,t-p}]$ とすると、VARのパラメータ(β_0)はOLSを用いて、

$$\beta_0 = (X'_{0,t} X_{0,t})^{-1} (X'_{0,t} Y_{0,t})$$

として推計される。このとき、

$$\Sigma_0 = \frac{(Y_{0,t} - X_{0,t}\beta_0)'(Y_{0,t} - X_{0,t}\beta_0)}{T_0}$$

と定義すると、係数の分散共分散行列 ($p_{0|0}$) は、以下で与えられる。

$$p_{0|0} = \Sigma_0 \otimes (X'_{0,t} X_{0,t})^{-1}$$

以上を所与として、まず、パラメータにどの程度時間を通じた変化を許容するかを規定する要素である Q の事前分布を、逆ウィシャート分布 ($p(Q) \sim IW(Q_0, T_0)$) で与える。このとき、 $Q_0 = p_{0|0} \times T_0 \times \tau$ であり、 τ は、先行研究に倣い $3.5e-4$ とした。状態変数 β_t の初期値および初期値の分散にはそれぞれ β_0 、 $p_{0|0}$ を与える。

次に TVP-VAR の残差の共分散を規定する A_t の分散である S の事前分布を逆ウィシャート分布 $p(S) \sim IW(10^{-3}, T_0)$ で与える。 A_t の初期値には、 Σ_0 をコレスキー分解し、対角成分が 1 になるように基準化したうえで、対応する下三角成分をそれぞれ与える。初期値の分散は、Benati and Mumtaz (2007) に基づき、 $\text{abs}(A_t) * 10$ とする。

次に、 $i = 1, \dots, 4$ に対する $\sigma_{i,t}$ の初期値を、トレーニングデータを用いた VAR の残差の二乗に設定する。事前分布の平均は Σ_0 の対角成分の二乗として設定し、分散には 10 を設定する。

Step 2: w_i のサンプリング

各変数 i ($i=1, \dots, 4$) について、 σ_i を所与として w_i を逆ガンマ分布からサンプリングする。

Step 3: Ω_t のサンプリング

w_i を所与として、Jaquier et al. (1994) で提案されたメトロポリスヘイスティング法を用いて、 Ω_t をサンプリングする。

Step 4: A_t のサンプリング

β_i, Ω_t, S を所与として、Carter and Kohn (1994) のシミュレーション・スモーカーを用いて、各期の A_t をサンプリングする。

Step 5: S のサンプリング

A_t を所与として、 S を逆ウィシャート分布からサンプリングする。

Step 6: β_t のサンプリング

A_t, Ω_t, Q を所与として、Carter and Kohn (1994) のシミュレーション・スモーカーを用いて、 β_t をサンプリングする。

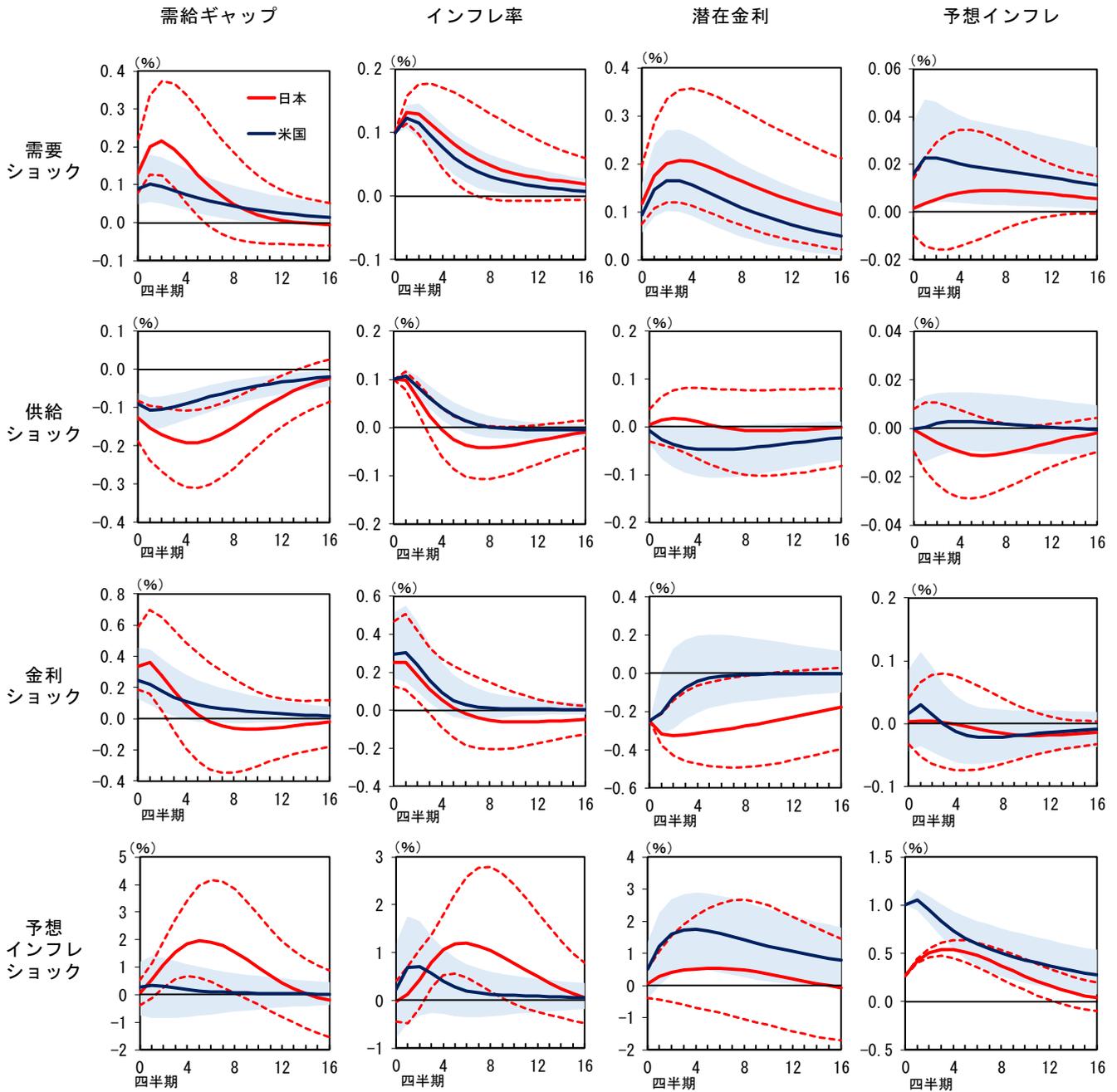
Step 7: Q のサンプリング

β_t を所与として、 Q を逆ウィシャート分布からサンプリングする。

Step 8: 繰り返し

Step2~7を50,000回繰り返す。なお、係数の推定には、稼働検査期間 (burn-in) として40,000個を捨て、残りの10,000個のサンプルを用いた。

補論B：各構造ショックに対するインパルス応答

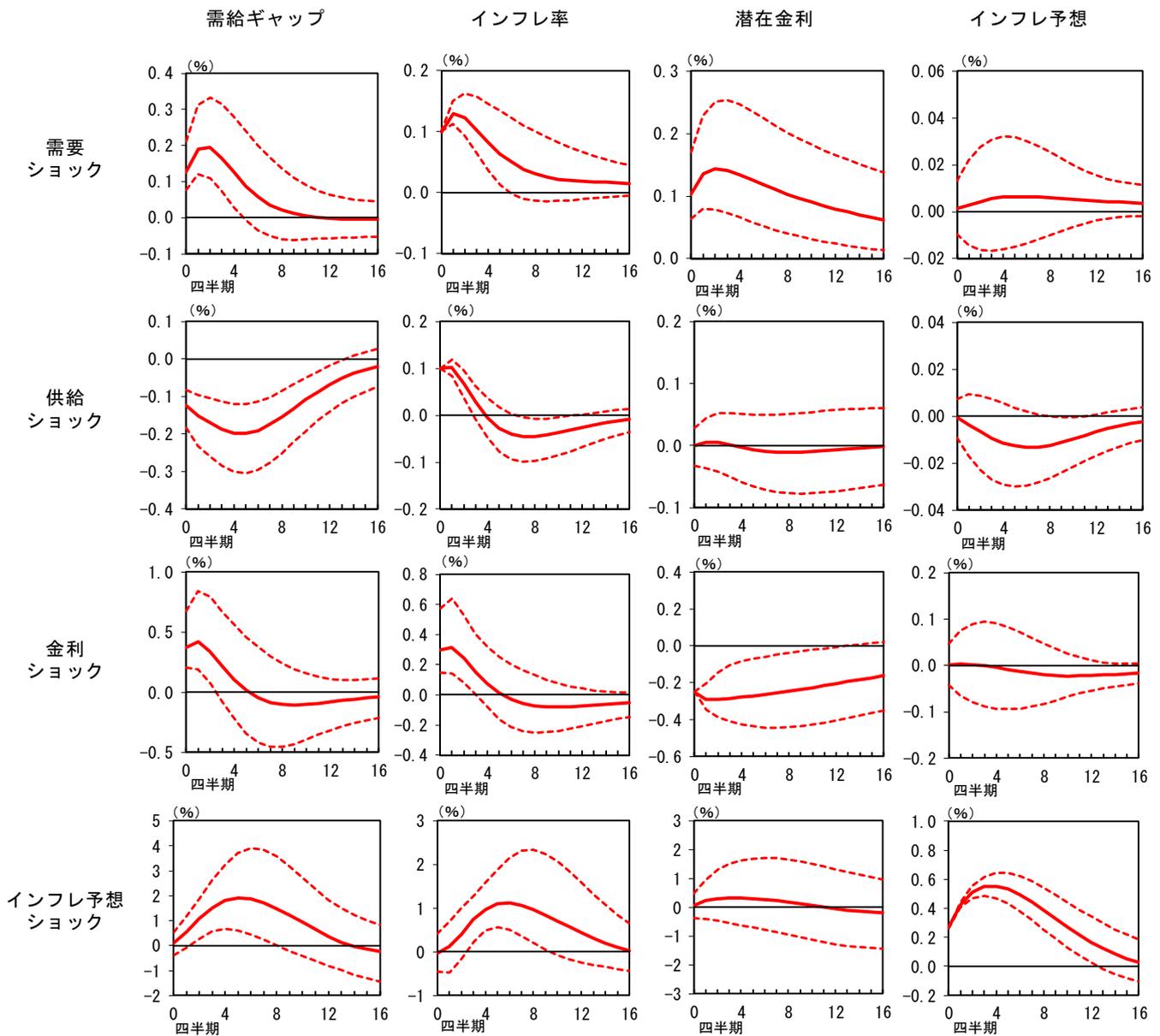


(注) 推計期間の平均的なインパルス応答を図示。実線は中央値、バンドは16-84パーセンタイルの範囲を示す。需要ショック、供給ショックは、インフレ率を0.1%上昇させるショックに対する各変数の応答を示している。金利ショックは、潜在金利を25bps低下させるショックに対する各変数の応答を示している。予想インフレショックは、推計期間を通じたインフレ予想の標準偏差を計算したうえで、インフレ予想が+1標準偏差となるようなショックを与えている（日本：約0.26%、米国、約1.0%）。

補論C：頑健性チェック

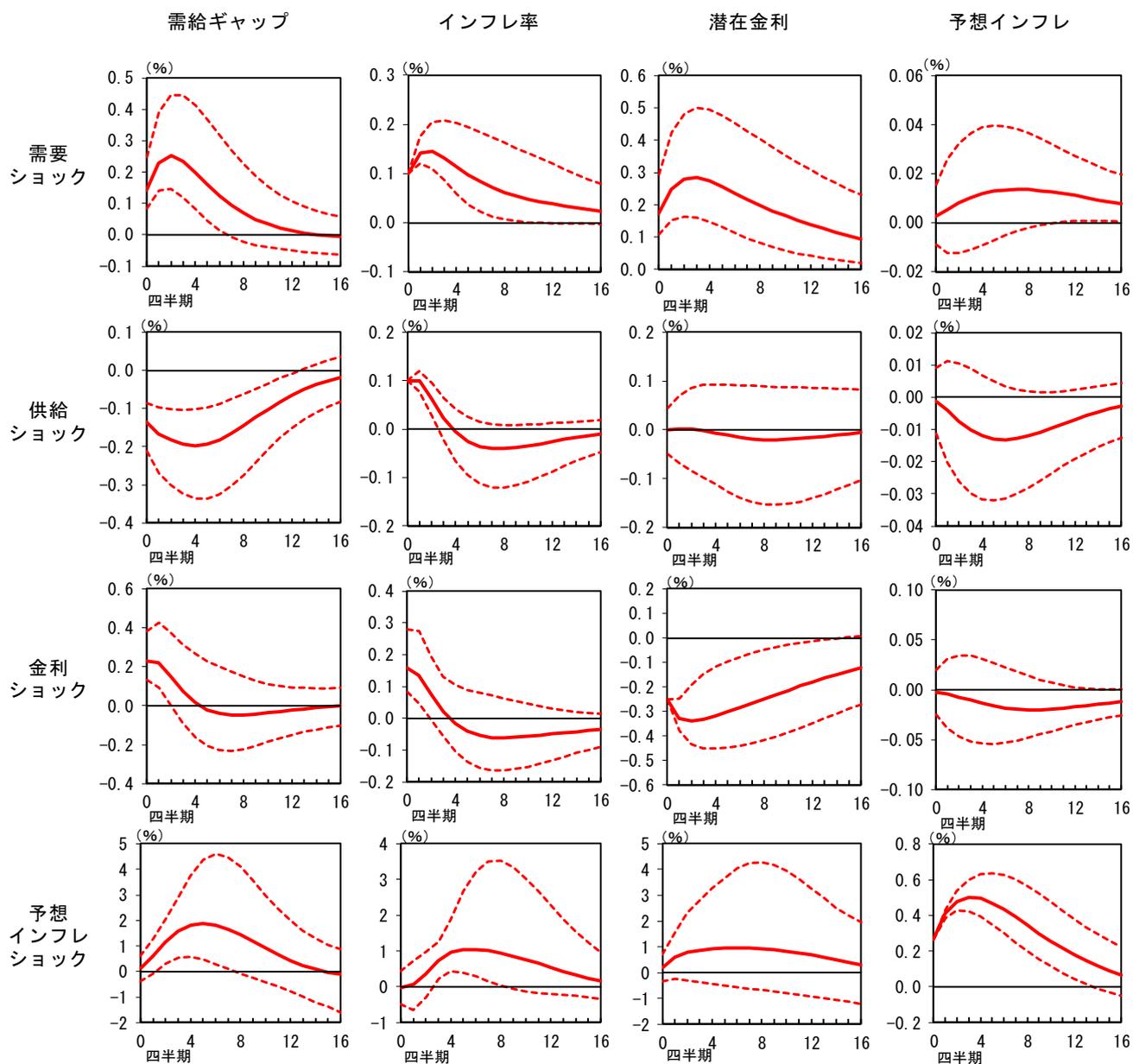
日本の推計結果に対する頑健性チェックとして、以下に、潜在金利を①Wu and Xia (2016)の手法に基づいたもの（補論図1）、②Imakubo and Nakajima (2015)の手法に基づいたもの（補論図2）に変えた場合のインパルス応答を示す。

(補論図1) Wu and Xia (2016)の手法に基づく潜在金利を使用した場合



(注) 推計期間の平均的なインパルス応答を図示。実線は中央値、バンドは16-84パーセンタイルの範囲を示す。需要ショック、供給ショックは、インフレ率を0.1%上昇させるショックに対する各変数の応答を示している。金利ショックは、潜在金利を25bsp低下させるショックに対する各変数の応答を示している。予想インフレショックは、推計期間を通じたインフレ予想の標準偏差を計算したうえで、インフレ予想が+1標準偏差となるようなショックを与えている(約0.26%)。

(補論図2) Imakubo and Nakajima (2015)の手法に基づく潜在金利を使用した場合

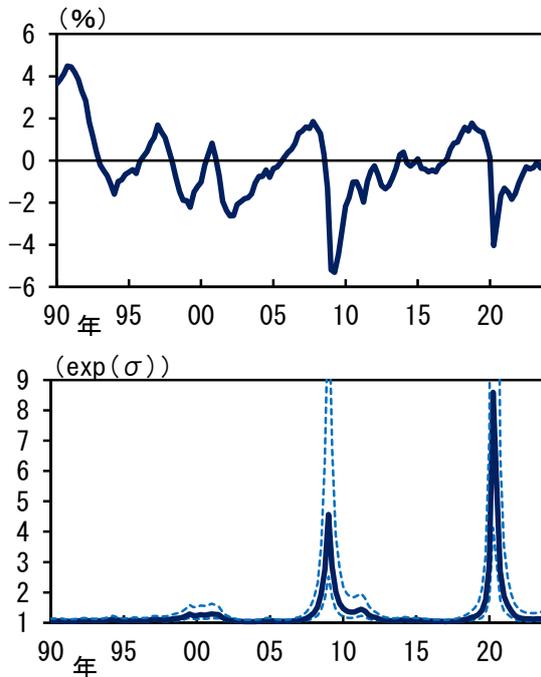


(注) 推計期間の平均的なインパルス応答を図示。実線は中央値、バンドは16-84パーセンタイルの範囲を示す。需要ショック、供給ショックは、インフレ率を0.1%上昇させるショックに対する各変数の応答を示している。金利ショックは、潜在金利を25bsp低下させるショックに対する各変数の応答を示している。予想インフレショックは、推計期間を通じたインフレ予想の標準偏差を計算したうえで、インフレ予想が+1標準偏差となるようなショックを与えている(約0.26%)。

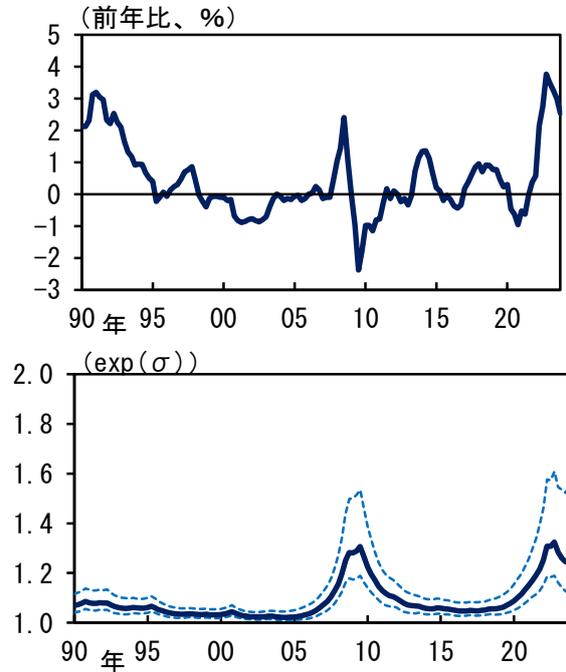
補論D：データおよび推計された時変分散

(補論図3) 変数の推移 (上段) および推計された時変分散 (下段)

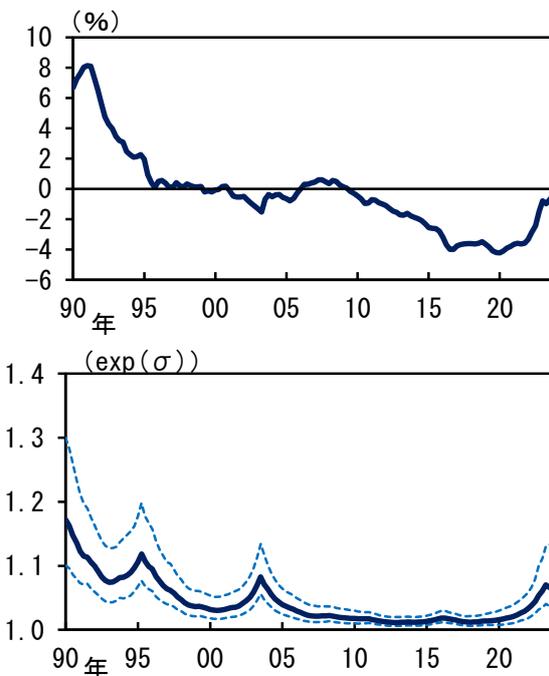
(a) 需給ギャップ



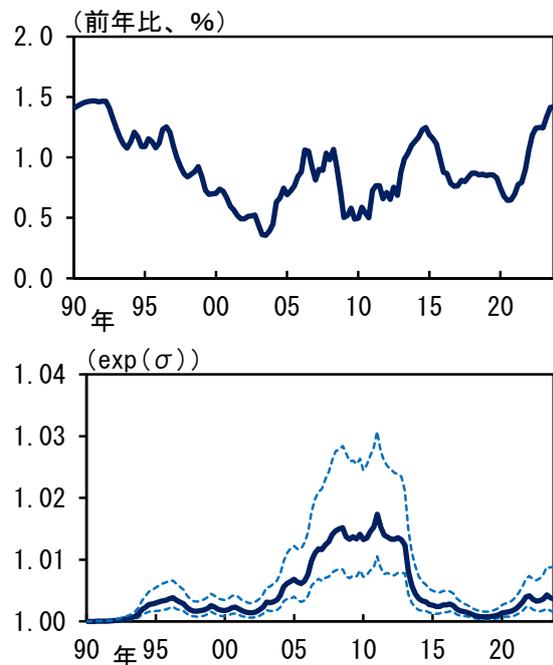
(b) インフレ率 (CPI 前年比)



(c) 潜在金利



(d) 中長期インフレ予想



(注) 時変分散の実線は中央値、点線は16-84パーセントタイルの範囲を示す。

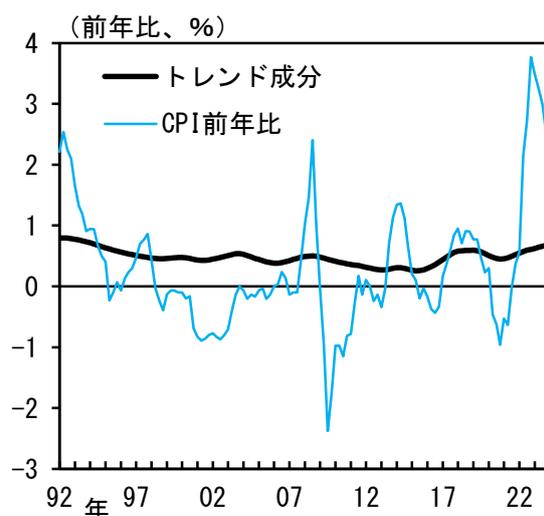
(出所) 日本銀行、総務省、開発ほか (2024)、長田・中澤 (2024)

補論E：インフレ率・潜在金利のトレンド成分はどのように変化してきたか

TVP-VAR においては、定常値、すなわち、構造ショックの影響が仮にゼロであった場合の内生変数の水準も変動する。この性質を利用すると、各時点におけるインフレ率のトレンド成分、および潜在金利のトレンド成分を推計することができる。これらの結果は、補論図4に示している。

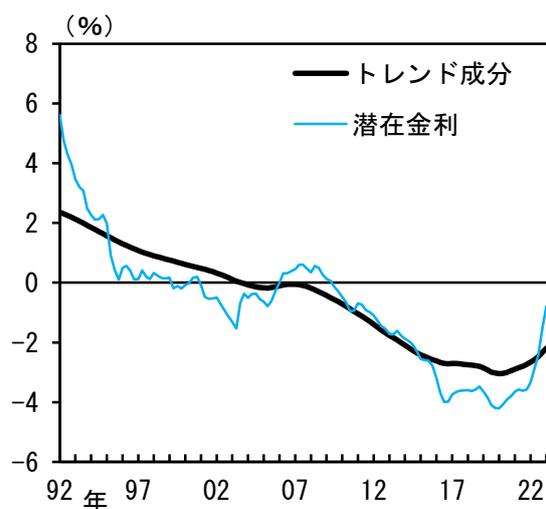
(補論図4) 定常値の推移

(a) インフレ率



(出所) 総務省

(b) 潜在金利



(出所) 開発ほか (2024)

これをみると、インフレ率の定常値は2014年をボトムに緩やかな上昇傾向にあることが確認できる。また、潜在金利の定常値を確認すると、緩やかな低下傾向にあることが観察されるが、これは、この間のわが国における自然利子率の低下に対応していると考えられる。