



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

Broad
Perspective
Review

多角的レビューシリーズ

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 —

喜舎場唯*

yui.kishaba@boj.or.jp

柴田菜緒*

nao.shibata@boj.or.jp

福永一郎*

ichirou.fukunaga@boj.or.jp

米山俊一*

shunichi.yoneyama@boj.or.jp

No.24-J-23
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

* 調査統計局

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。

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* —

喜舎場 唯[†]、柴田 菜緒[‡]、福永 一郎[§]、米山 俊一^{**}

2024 年 11 月

【要 旨】

本稿では、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、日本銀行の大型マクロ経済モデル Q-JEM (Quarterly Japanese Economic Model) を用いて、過去の予測精度や先行きの不確実性などの観点から分析する。各種のインフレ予想関数の 2013 年以降の平均的な予測精度を比べると、物価上昇率の過去の実績値の影響を受ける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かった。但し、関数の定式化の違いによる予測精度の優劣は局面によっても異なり、わが国のインフレ予想の形成メカニズム自体の不確実性の高さが示唆された。次に、適合的期待のメカニズムを前提に、過去の予測誤差に基づく先行きのインフレ予想の不確実性を評価すると、直近の物価上昇率の実績が高い時期の方がインフレ予想は上昇する可能性が高いことが示された。

JEL 分類番号 : C53、E31、E37、E52

キーワード : インフレ予想、金融政策、大型マクロ経済モデル

* 本稿の作成に当たり、青木浩介氏、代田豊一郎氏、陣内了氏、および日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂いた。稲次春彦氏、古川角歩氏、高橋悠輔氏、井澤公彦氏、萩原佳奈氏には、初期の分析や先行研究の調査等でご協力頂いた。武藤一郎氏と高橋耕史氏には、過去の Q-JEM の再現等に際してご協力頂いた。また、欧州中央銀行 (ECB) の Oscar Arce 氏、Chiara Osbat 氏、Matthieu Darracq Paries 氏、連邦準備制度理事会 (FRB) の William Wascher 氏とは、マクロ経済モデルにおけるインフレ予想形成の定式化や物価予測への含意等に関して議論させて頂いた。ここに記して感謝したい。ただし、残された誤りは筆者らに帰する。なお、本稿の内容や意見は、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。

[†] 日本銀行調査統計局 (yui.kishaba@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行調査統計局 (nao.shibata@boj.or.jp)

[§] 日本銀行調査統計局 (ichirou.fukunaga@boj.or.jp)

^{**} 日本銀行調査統計局 (shunichi.yoneyama@boj.or.jp)

1. はじめに

1990年代後半からの約25年間、わが国では名目金利が総じてゼロ近傍で推移し実効下限制約に直面してきたが、そのような状況でも人々のインフレ予想を高めることができれば、実質金利の低下を通じて設備投資や個人消費などの需要を刺激できることが広く指摘されてきた¹。こうした指摘も踏まえ、2013年に相次いで導入された2%の「物価安定の目標」や「量的・質的金融緩和（QQE）」では、金融政策の「期待に働きかける経路（期待チャネル）」が重要な役割を果たすことが想定されていた。実際、2013年を境に人々のインフレ予想は上昇しており、上記の経路は一定の役割を果たしたと考えられるが、その後、当初想定されていたほどにはインフレ予想が高まらなかったことも事実である。こうした背景について、日本銀行の「総括的検証（2016年）」や「点検（2021年）」では、わが国のインフレ予想の形成メカニズムにおいて物価上昇率の過去の実績値の影響を受ける適合的な要素が他の先進国と比べて強く働いてきたことや、長引く低インフレのもとで賃金・物価が上がりにくいことを前提とした慣行や考え方（ノルム）が定着してきたことなどが指摘された（日本銀行（2016, 2021））。2023年に始まった「多角的レビュー」でも、そうしたノルムの具体的な背景などに関して様々な分析が進められている。

本稿では、「多角的レビュー」の一環として、日本銀行が経済・物価の予測やリスク評価および政策効果の検証などに資するため2000年代後半から15年以上にわたって利用してきた大規模なマクロ経済モデル「Q-JEM（Quarterly Japanese Economic Model）」を用いて²、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分析する。これまで学界等では企業や家計などのインフレ予想の形成メカニズムに関して理論・実証上の研究が進んでおり、Q-JEMでもそれらを少なからず参考にしてきたが、特に2013年以降、前例のない金融政策の枠組み変更などわが国の物価を取り巻く環境が刻々と変化してきた中では、それらの研究成果を待たずに試行錯誤を重ねながらモデルを運用せざるを得なかった。本稿ではそうした試行錯誤の一端を紹介するとともに、実務上インフレ予想や物価上昇率を予測するうえでどのようなモデルの定式化が望ましかったか、あるいは予測の不確実性をどう評価すべきだったかといった観点から、2013年以降のいくつかの局面を振り返り、先行きへの含意も探っていく。なお、海外の中央銀行でも、Q-JEMと同様の大規模マクロ経済モデル（米国・連邦準備制度理事会の「FRB/US」モデルや欧州中央銀行の「ECB-BASE」モデルなど）の中で

¹ 早い時期からこの点を指摘していた文献として、Krugman (1998)などが挙げられる。

² Q-JEMについては、一上ほか（2009）、Fukunaga et al. (2011)、Hirakata et al. (2019)を参照。

インフレ予想の形成メカニズムが定式化されているが、わが国と異なり中長期のインフレ予想が安定的に推移してきたこともあって、Q-JEM のような試行錯誤が行われた形跡はみられない³。この点でも本稿の分析は、わが国特有の経験を踏まえつつ実務上の問題意識に基づいたユニークなものとなっている⁴。

本稿の分析から得られる主要な結論は、以下のとおりである。まず、各種のインフレ予想関数の 2013 年以降の平均的な予測精度を比べると、物価上昇率の過去の実績値の影響を受ける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かった。但し、具体的な関数の定式化の違いによる予測精度の優劣は局面によって異なったほか、適合的期待のウェイトが時間を通じて変化する可能性なども考慮した複雑な定式化を用いても、海外中銀で用いられている比較的単純な定式化と比べ、予測精度はほとんど改善していなかった。これらの結果は総じてわが国のインフレ予想の形成メカニズム自体の不確実性の高さを示唆しているが、近年では中長期インフレ予想が 2%に向けて着実に高まっているもとで、各種の定式化の予測精度はいずれも改善してきている。次に、適合的期待のメカニズムを考慮したインフレ予想関数の定式化を前提に、市況・為替の変動ショックに対する中長期インフレ予想や物価上昇率の反応をみると、ショックの発生時期や方向性によってこれらの反応が変わりうることが示された。そのうえで、過去の予測誤差に基づいて先行きの中長期インフレ予想の不確実性に関してシミュレーションを行うと、シミュレーション開始時点のインフレ予想の水準が概ね同じでも、直近の物価上昇率の実績が高い時期の方が、その後のインフレ予想は上昇する可能性が高いことが示された。

本稿の分析は、「多角的レビュー」の中では特に以下の 3 つの論文と深く関係している⁵。長田・中澤（2024）は、様々なインフレ予想の指標の特徴を整理したうえで、期間構造や予測力を踏まえた集計指標を作成している。本稿で分析対

³ FRB/US については、Brayton, Laubach and Reifschneider (2014)、Laforte (2018)などを参照。ECB-BASE については、Angelini et al. (2019)などを参照。2021 年の ECB の「戦略レビュー」では、ECB-BASE を用いた中長期インフレ予想に関するシミュレーション分析などが行われている（Baumann et al. (2021)）。

⁴ 本稿と比較的近い分析例として、IMF における日本経済の短期予測モデル（Quarterly Projection Model）を用いて、中銀への信認度などに依存したインフレ予想関数をもとに、インフレ目標の達成確率などについて分析した Anand, Hong and Hul (2019)が挙げられる。

⁵ これらのほか、福永・法眼・上野（2024）は、過去 25 年間の日本経済・物価情勢を振り返りつつ、デフレ予想が自己実現的に定着した可能性（デフレ均衡）やインフレ予想と成長期待の関係などについても考察している。古川・法眼・大高（2024）は、賃金・物価が上がりにくいことを前提とした慣行や考え方（ゼロインフレ・ノルム）が定着した具体的な背景などについて、ミクロ価格データや価格設定モデルを用いて分析している。

象とする中長期インフレ予想には、彼らの推計による 10 年後の「合成予想物価上昇率」を用いる。開発・中野・山本（2024）は、同じ中長期インフレ予想のデータを内生変数に含めた可変パラメータ多変量自己回帰（TVP-VAR）モデルを用いて、中長期インフレ予想に対する外生的なショックが経済・物価に及ぼした影響などについて分析している。彼らのモデルはインフレ予想の形成メカニズムを特定化せず、より柔軟な定式化のもとでデータにフィットさせている点などで、本稿の分析とは補完的なアプローチと位置づけられる。最後に、井澤ほか（2024）は、本稿と同じバージョンの Q-JEM を用いて、2013 年以降の各種の非伝統的金融政策の経済・物価に対する効果を、インフレ予想の上昇を通じた経路も含めて定量的に評価している。彼らが推計しているのは仮に金融緩和が実施されなかった場合のインフレ予想等の「仮想的なパス」であり⁶、現実のインフレ予想に対するモデルの予測精度や、インフレ予想形成の具体的なメカニズムについて分析する本稿とは問題意識が異なる。

本稿の残りの構成は、以下のとおりである。2 節では、インフレ予想の形成メカニズムに関する理論・実証研究を、本稿の分析と関係の深い研究を中心にサーベイする。3 節では、先行研究のサーベイを踏まえ、Q-JEM の中でのインフレ予想関数の具体的な定式化について、2013 年以降の予測精度を比較しつつ考察する。4 節では、適合的期待を考慮したインフレ予想関数の定式化を前提に、外生的なショックに対する中長期インフレ予想の反応や、過去の予測誤差に基づく先行きの中長期インフレ予想の不確実性などについて、Q-JEM を用いたシミュレーションを行う。5 節は結語である。

2. インフレ予想形成に関する理論・実証研究のサーベイ

本節では、インフレ予想の形成メカニズムに関する先行研究を、日本のデータを用いた実証研究を中心に概観する。

まず、理論上の学説を簡単に振り返ると、人々のインフレ予想が過去のインフレ実績に依存するという「適合的期待」の考え方は、100 年以上前から経済理論に取り入れられていた（Fisher (1911)）。その後、約 50 年前の「合理的期待革命」を経て（Lucas (1972) など）、現代の教科書的なマクロ経済モデルでは、経済主体の期待形成はその時点で入手可能な情報を全て用いて合理的に行われること

⁶ 井澤ほか（2024）では、仮に金融緩和が実施されなかった場合の中長期インフレ予想の仮想的なパスを推計するため、QQE 導入前の 2012 年までのデータを用いて、中長期インフレ予想をトレンド・インフレ率などによって説明するシンプルな関数を推計している。

(完全情報下の合理的期待) が標準的には仮定される⁷。もっとも、この仮定は、実証研究においては棄却されることが多い。データとより整合的な仮説として、経済主体が情報を正確ないしタイムリーには把握していないという意味での不完全情報を仮定した、粘着情報仮説 (Mankiw and Reis (2002), Carroll (2003) など)、ノイズ情報仮説⁸ (Woodford (2003) など)、合理的無関心仮説 (Sims (2003), Maćkowiak and Wiederholt (2009) など) が提案されている。例えば、粘着情報仮説では、情報を取得する際にコストがかかるため、経済主体は必ずしも每期情報を更新せず、古い自身の情報セットを用いて期待形成を行うことが想定される。このほか、経済主体がそもそも経済構造を正確に理解していないという意味での不完全情報を仮定した理論として、適合的学習仮説 (Evans and Honkapohja (1999, 2001)) など提案されている⁹。

こうした仮説のうち、どれが現実のデータと整合的なか、仮説検証は試みられているものの、コンセンサスは得られていない (Coibion, Gorodnichenko and Kamdar (2018) など)。日本のインフレ予想のデータを用いてこれらの仮説を検証した分析をいくつか紹介すると、例えば、Kikuchi and Nakazono (2023) は、家計の個票データを用いて、消費者はインフレ予想を頻繁には更新せず粘着情報に近い行動を示すことを明らかにしている。宇野・永沼・原 (2017) は、短観の個票データを用いて、企業のインフレ予想は粘着情報モデルと整合的であるとしている。他方、開発・白木 (2016) は、企業行動に関するアンケート調査を用いて、企業のインフレ予想の金融政策ショックへの反応は、合理的無関心仮説と整合的との結果を得ている。稲次・北村・松田 (2019) は、短観の個票データを用いた分析から、企業のインフレ予想には、粘着情報仮説やノイズ情報・合理的無関心仮説など、単一の理論では説明できない複雑なメカニズムが働いていると結論づけている。北村・田中 (2019) は、小型のマクロ経済モデルを用いて、同様の結論を導いている。

このほか、金融政策との関係では、日本のインフレ予想形成には (上記の仮説との対応関係はともかく) 適合的期待の性質が強いことから、他国と比べてインフレ目標に十分にアンカーされていないことが指摘されてきた (Ehrmann (2015)、西野ほか (2016) など)。また、適合的期待形成については、直近だけで

⁷ 但し、吉川 (2020) など解説されているとおり、「合理的」な期待がどのような形をとるかは、前提となるモデルや確率的攪乱項の性質に依存し、一定の条件のもとで適合的期待も合理的期待となりうる。

⁸ 奥田 (2018) はノイズ情報仮説のインフレ動学への含意について、宇井 (2023) はノイズ情報仮説と関係の深い不完全共有知識の金融政策への含意について、それぞれ論じている。

⁹ 法眼・大熊 (2018) は、適合的学習仮説の枠組みを応用し、日本のデータを用いて長期のインフレ予想のアンカー度合いを計測している。

なく過去の長期にわたるインフレ経験からも影響を受けることが指摘されている（Diamond, Watanabe and Watanabe (2020)など）。一方、2013年に導入された2%の「物価安定の目標」によって、インフレ予想のアンカーが（不十分なが）一定程度強まったことを示した研究も多い（Fukuda and Soma (2019)、鎌田・中島・西口 (2015)など、Fujiwara, Nakazono and Ueda (2015) は否定的）。

3. Q-JEM におけるインフレ予想関数の定式化と予測精度

本節では、前節での先行研究のサーベイを踏まえ、Q-JEM のインフレ予想関数の具体的な定式化について考察する。2013年に2%の「物価安定の目標」が設定されて以来、Q-JEM では同関数について様々な定式化を試行錯誤してきた。以下では、それらを Q-JEM に取り入れた場合のインフレ予想の動きの特徴や予測精度などをみていく。

3-1. 関数の定式化とデータ

（消費者物価関数）

まず、Q-JEM における消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の関数の定式化を示す¹⁰。多くの海外中銀で用いられているモデルと同様に、ニューケインジアン・フィリップス曲線の考え方にに基づき、物価上昇率は需給ギャップのほかインフレ予想にも依存する。さらに、物価上昇率の慣性を考慮して、被説明変数の自己ラグも説明変数に入っている¹¹。具体的には、(1)式の定式化となる。

$$\pi_t = \beta_0 (\pi_{t-1} + \pi_{t-2})/2 + (1 - \beta_0)\pi_{t,l}^e + \beta_1 y_t + \beta_2 x_t + \epsilon_t \quad (1)$$

π_t は消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の季節調整済み前期比年率、 $\pi_{t,l}^e$ は中長期インフレ予想¹²（データの定義は後述）、 y_t は需給ギャップ、 x_t はその他の説明変数（賃金ギャップ、エネルギーを除く素材価格など¹³）、 ϵ_t は誤差項である¹⁴。パラメータ（ β_0 , β_1 , β_2 ）は、データから推計される（推計結果の詳細は

¹⁰ 消費者物価（エネルギー）の関数は、原油価格や LNG 価格などにより別途推計される。

¹¹ ここで考慮する物価上昇率の慣性は、後で議論する適合的期待のメカニズムなどを通じたインフレ予想とは別の経路で、物価上昇率に直接影響を与えるものとする。

¹² 理論上、物価上昇率は短期（1期先など）のインフレ予想に依存し、さらに短期インフレ予想が中長期インフレ予想やトレンド・インフレ率などによって決まると考えられることが多いが（過去の Q-JEM でもそのような定式化をとっていた）、ここでは簡略化のため、中長期インフレ予想が直接物価上昇率を説明する定式化をとっている。

¹³ 賃金ギャップは、労働生産性などによって規定されるトレンドからの乖離。素材価格は、農畜産物や非鉄金属等の各種市況データを指数化したもの（S&P GSCI Non-Energy）。

¹⁴ その他の説明変数の部分を除くと、Hirakata et al. (2019)と同じ定式化になっている。

参考図表を参照、以下の推計式も同じ)。

(インフレ予想関数)

次に、中長期インフレ予想の関数については、3通りの定式化を考える。1つ目は、インフレ目標と「粘着情報」のメカニズムのみを考慮した、(2)式のような単純な定式化（以下、「単純粘着情報」）である。

$$\pi_{t,l}^e = \theta_1 \pi_{t-1,l}^e + (1 - \theta_1) \pi_t^* + \epsilon_t \quad (2)$$

右辺第1項は粘着情報のメカニズムを捉えた中長期インフレ予想の自己ラグ、第2項の π_t^* はインフレ目標で、2012年第4四半期まで年率1%¹⁵、2013年第1四半期以降は2%の定数とする。パラメータ θ_1 は、中長期インフレ予想のデータが利用可能となる1991年第4四半期以降のデータを用いて推計される。

2つ目は、FRBのモデル (FRB/US) や ECB のモデル (ECB-BASE) を参考に、上記の粘着情報に加えて「適合的期待」のメカニズムも考慮した、(3)式の定式化（以下、「海外中銀型」）である。

$$\pi_{t,l}^e = \theta_2 \pi_{t-1,l}^e + (1 - \theta_2) \{ \delta \pi_{t-1}^{ff} + (1 - \delta) \pi_t^* \} + \epsilon_t \quad (3)$$

右辺第2項に含まれる π_{t-1}^{ff} は、消費者物価（除く生鮮食品）の季節調整済み前期比年率であり¹⁶、過去の物価上昇率の実績値の影響を受ける適合的期待のメカニズムを捉えている¹⁷。パラメータ θ_2 と δ は、データから推計される。

最後に3つ目の定式化は、日本の状況をより正確に反映するため、(3)式の海外中銀型では固定とされている、適合的期待とインフレ目標に基づくフォワード・ルッキングな期待のウェイトを規定するパラメータ δ が、時間を通じて変化する可能性も考慮したものである。Q-JEMではこの可能性についていくつかの定式化を併用しつつ試行錯誤してきたが、本稿ではその一例として、高橋(2016)

¹⁵ 2013年までは明示的なインフレ目標（物価安定の目標）は設定されていなかったが、2006年には0～2%程度の範囲内（中心値は1%程度）とする「中長期的な物価安定の理解」、2012年には1%の「中長期的な物価安定の目途」が示されていた。

¹⁶ 適合的期待を捉えるための変数としては、エネルギー価格を含めた場合に関数推計のフィットや予測精度が改善したため、消費者物価（除く生鮮食品）を用いている。なお、FRB/USではエネルギー価格を除くコア消費者物価、ECB-BASEではGDPデフレーター（前年同期比）が用いられており、この点について中銀間で特にコンセンサスは存在しない。

¹⁷ (3)式では前期の物価上昇率のみが適合的期待を捉える変数として表されているが、粘着情報を捉えた自己ラグ項（右辺第1項）を通じて、より長い過去の物価上昇率も現在の中長期インフレ予想に影響を及ぼしている。

および Hirakata et al. (2019)で紹介された「トレンド・インフレ率推計システム (TIPS <Trend Inflation Projection System>)」を取り上げる¹⁸。これは、消費者物価の実績値から抽出した長期変動成分によって適合的期待を捉えるとともに、適合的期待とインフレ目標に基づくフォワード・ルッキングな期待のウェイト ((3)式におけるパラメータ δ) が変動する可能性について、下記のように定式化したもの (以下、「TIPS」) である。

$$\pi_{t,l}^e = \theta_3 \pi_{t-1,l}^e + (1 - \theta_3) \{ \delta_t \tau_{t-1} + (1 - \delta_t) \pi_t^* \} + \beta y_{t,l}^e + \epsilon_t \quad (4)$$

$$\delta_t = \omega \delta_{t-1} + \kappa D_t + \mu_t \quad (4')$$

(4)式の右辺第 2 項に含まれる τ_{t-1} は、消費者物価の複数のコアインフレ指標の実績値から時系列分析の手法 (Beveridge-Nelson 分解) を用いて抽出される長期変動成分¹⁹、第 3 項の $y_{t,l}^e$ は中長期の予想需給ギャップ (0 に近いと考えられる) である。 δ_t は 0 と 1 の間の値をとる変数で、(4')式のとおり ($0 < \omega < 1$ の仮定のもと) 時間の経過とともに 0 に向けて収束 (低下) していく。すなわち、インフレ目標への信認度ないしアンカー度合いを表す $(1 - \delta_t)$ は、時間をかけて 1 に向けて収束 (上昇) する。但し、インフレ目標が 1% から 2% に変更された 2013 年第 1 四半期にはこの信認度が一時的かつ非連続的に変化した可能性が考えられるため、当該四半期のみ 1 をとるダミー変数 D_t を説明変数に加えている。 ϵ_t と μ_t は誤差項であり、(4)式と(4')式のパラメータ (θ_3 , β , ω , κ) は、ベイズアンサンブル推計手法によってシステム推計される。

(データの概観)

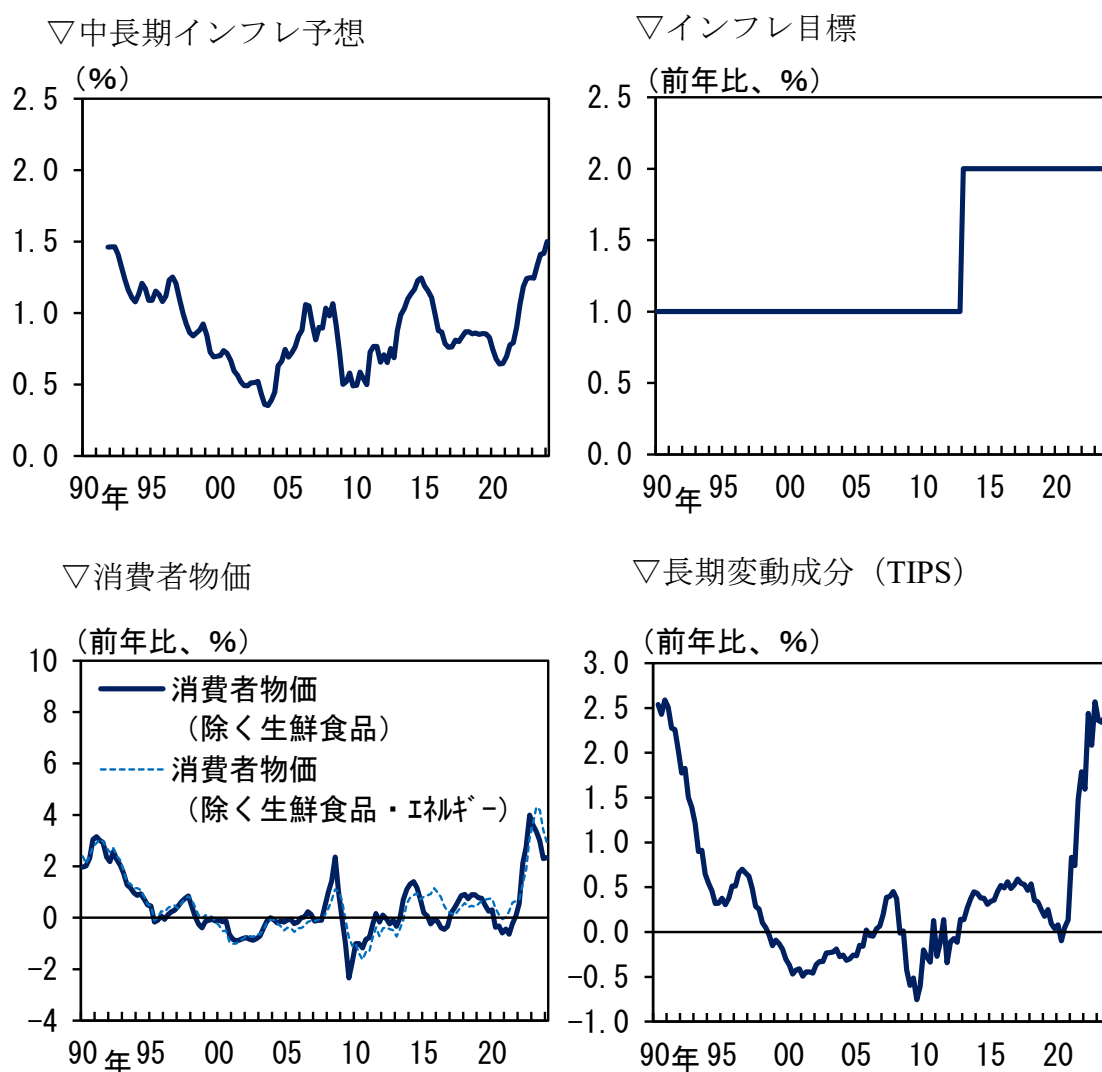
ここで、上記のインフレ予想関数で用いる主な変数のデータを概観しておく。まず、被説明変数の中長期インフレ予想には、長田・中澤 (2024) をもとに日本銀行 (2024) で紹介されている、10 年後の「合成予想物価上昇率」を用いる (図表 1 左上)。これは、家計・企業・専門家を対象とした各種のサーベイデータを用いて、動学的ネルソン・シーゲル (Dynamic Nelson-Siegel) モデルによって年限ごとのインフレ予想を推計したあと、主成分分析を用いて各主体のインフレ

¹⁸ TIPS 以外に Q-JEM で併用してきた定式化としては、池田ほか (2022) で紹介されている定式化などが挙げられる。TIPS ではパラメータ δ が時間を通じて 0 に向けて収束 (インフレ目標への信認度ないしアンカー度合いが上昇) すると仮定されているのに対し (時間依存型)、池田ほか (2022) の定式化では、アンカー度合いはインフレ予想とインフレ目標の乖離に依存する (両者が近づくほどアンカー度合いが高まる) と仮定されている (状態依存型)。

¹⁹ 具体的には、高橋 (2016) に従い、消費者物価 (除く生鮮食品)、同 (除く生鮮食品・エネルギー)、同 (除く食料・エネルギー)、および刈込平均値の 4 つの指標を用いて、それらに共通する長期変動成分を Beveridge-Nelson 分解によって抽出する。

予想を年限ごとに集計し、10年後のインフレ予想を抽出したものである。次に、インフレ目標については、先に述べたとおり、2012年第4四半期まで年率1%、2013年第1四半期以降2%とする（図表1右上）。消費者物価（除く生鮮食品、除く生鮮食品・エネルギー）の前年同期比（図表1左下）と、複数のコアインフレ指標から Beveridge-Nelson 分解を用いて抽出された長期変動成分（図表1右下）も、合わせて示す。

（図表1）データの概観



（注）消費者物価は、消費税率引き上げ・教育無償化政策・旅行支援策の影響を除いた日本銀行スタッフによる試算値。なお、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）においては、携帯電話通信料の影響も除いた。以降同様。

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

3-2. 予測精度の比較

以下では、上記の3通りのインフレ予想関数の定式化（単純粘着情報、海外中銀型、TIPS）を用いて、中長期インフレ予想と物価上昇率の予測精度について分析する。具体的には、推計始期（各関数とも1990年代前半）を固定して2012年第4四半期以降の各時点までデータを延ばしながら逐次的に推計したインフレ予想関数と消費者物価関数をもとに²⁰、各時点から先行き2年間（8四半期）の中長期インフレ予想と物価上昇率の外挿予測値（out-of-sample forecasts）を算出し、時点を通じた予測誤差を集計する。その際、各種のインフレ予想関数の予測精度の比較に焦点を絞るため、中長期インフレ予想と消費者物価上昇率（除く生鮮食品・エネルギー）以外の変数（需給ギャップ、賃金、エネルギー価格などを含む）については、先行きまで完全予見を仮定（実績値を代入）する。

（2013年からの予測精度）

まず、2%の「物価安定の目標」が設定される直前の2012年第4四半期までのデータを用いて推計したインフレ予想関数と消費者物価関数をもとに、2013年第1四半期以降の予測パスを算出すると（図表2）、単純粘着情報や海外中銀型のインフレ予想関数では、中長期インフレ予想や消費者物価の上昇ペースを十分に予測できていなかったことが分かる。これらに対し、TIPSは中長期インフレ予想の上昇ペースを概ね正確に予測していたが、消費者物価の上昇ペースについてはやはり過小予測となっていた。

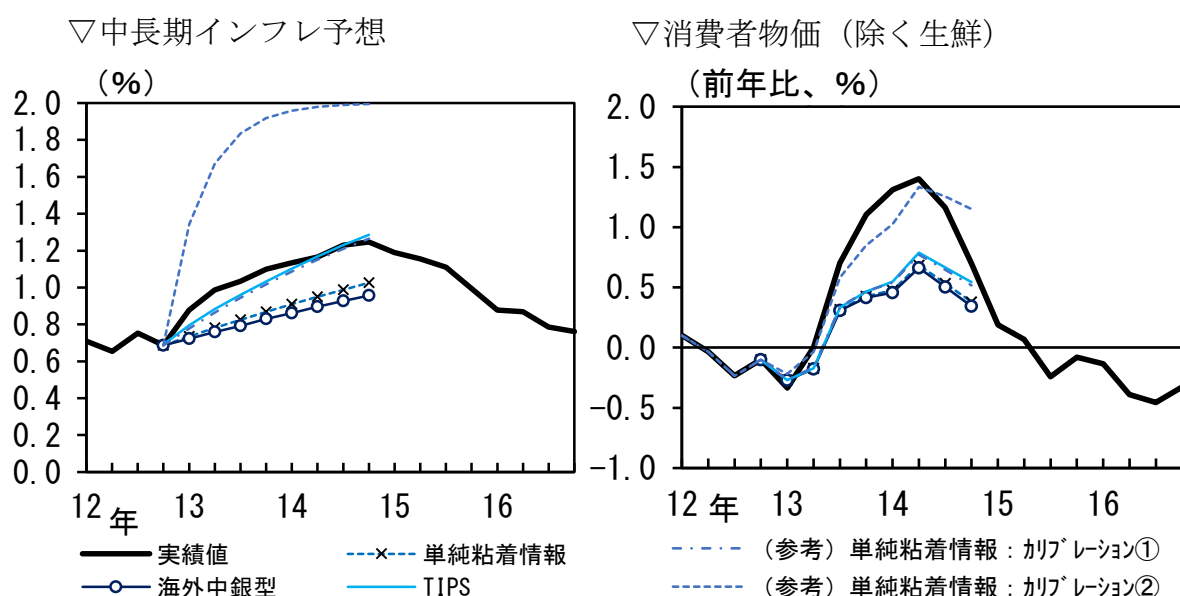
中長期インフレ予想に対する過小予測の背景としては、この時期に金融政策の枠組みが大きく変わったことにより、人々の予想形成メカニズムに非連続的な変化が生じた可能性が考えられる²¹。例えば、それまで日本銀行のインフレ目標に関して情報を更新しなかったり関心を持たなかったりした経済主体が、この時期に非連続的に情報を更新したり関心を高めたりしたとすると、(2)式の単純粘着情報に基づくインフレ予想関数では、インフレ目標が変わった（ π_t^* の上昇）だけでなく、パラメータも非連続的に変化してインフレ目標により強く反応するようになった（ θ_1 の低下）と捉えられる。図表2では参考として、単純粘着情報のパラメータ θ_1 を2012年第4四半期までのデータを用いて推計した値より

²⁰ インフレ予想関数の推計期間内（in-sample）のデータとのフィットは良好であり、各定式化の間で大きな違いはみられない（参考図表で示しているとおり、単純粘着情報と海外中銀型の同関数をフルサンプルで推計した場合の修正 R^2 はいずれも 0.92）。

²¹ 当時の日本銀行の情報発信をみると、QQE 導入に際しての基本的な考え方の一つとして、「日本銀行の強い姿勢を市場や企業、家計にわかりやすく伝え、『期待』を抜本的に変える」ことが挙げられていた（黒田（2013））。

も小さい値にカリブレートした場合（①と②の2通り：推計値 0.96 に対し、①では 0.93、②では 0.5）の²²、2013 年第 1 四半期以降の中長期インフレ予想と物価上昇率の予測パスも示している。①では中長期インフレ予想の上昇ペースを概ね正確に予測できているが、消費者物価については依然過小予測となる（TIPS の予測パスとほぼ重なっている）。②では消費者物価の上昇ペースを概ね正確に予測できているが、逆に中長期インフレ予想については著しく過大予測となっている。中長期インフレ予想を正確に予測できても物価上昇率に対して過小予測になることは、後の局面（特に 2020 年代）にもみられる現象であり、Q-JEM の消費者物価関数（(1)式）では捉えられない何らかの要因の存在を示唆している（物価上昇率の予測精度については補論を参照）。

（図表 2）2013 年からの予測精度



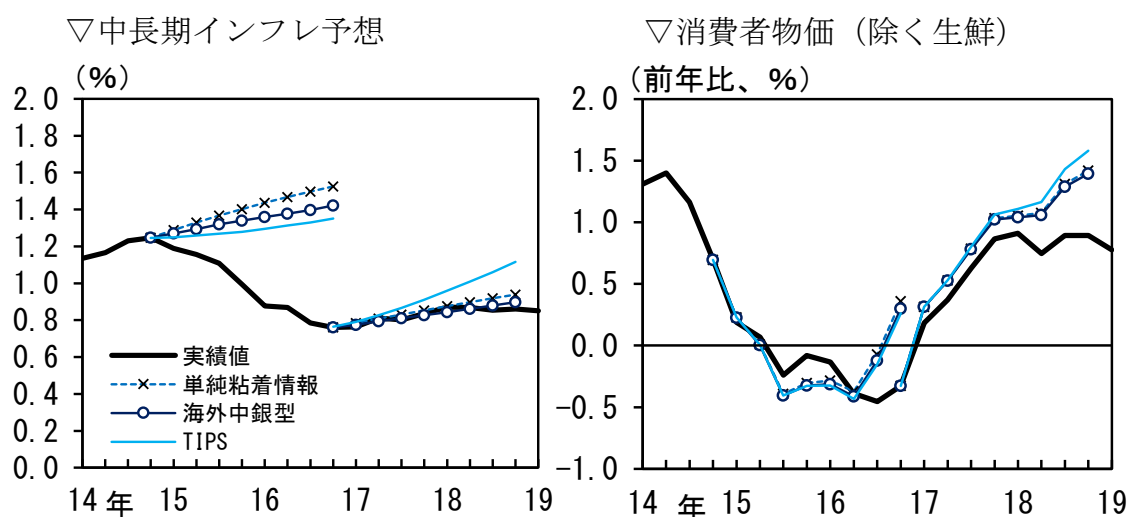
（出所）総務省、日本銀行、Bloomberg、QUICK 月次調査＜債券＞、Consensus Economics 「コンセンサス・フォーキャスト」

²² 当時の Q-JEM でも、いくつかのバージョンの一つとして、QQE 導入後の消費者物価の実績に関する一定の条件のもとで、中長期インフレ予想の形成メカニズムが非連続的に変化し、図表 2 の参考で示したような単純粘着情報に基づく関数となる定式化を検討していた。

(2015～18 年頃の予測精度)

その後、2014 年には原油価格の下落などを受けて消費者物価（除く生鮮食品）の上昇率は急速に低下し、中長期インフレ予想も 2015 年頃からはっきりと低下に転じた。2014 年第 4 四半期までのデータを用いて推計したインフレ予想関数と消費者物価関数をもとに、2015 年第 1 四半期以降の予測パスを算出すると（図表 3）、インフレ予想関数のいずれの定式化を用いた場合でも中長期インフレ予想の低下を予測できていなかった。ただ、適合的期待を考慮した海外中銀型や TIPS の定式化では、エネルギー価格等の実績値の低下を反映している分、予測誤差は相対的に小さめに（予測パスが実績値により近く）なっている。この間、物価上昇率に対しては、エネルギー価格の低下を完全に予見しているとの仮定もあり、概ね良好な予測精度（期先の予測では誤差が広がっているものの）を示していた。

（図表 3）2015～18 年頃の予測精度



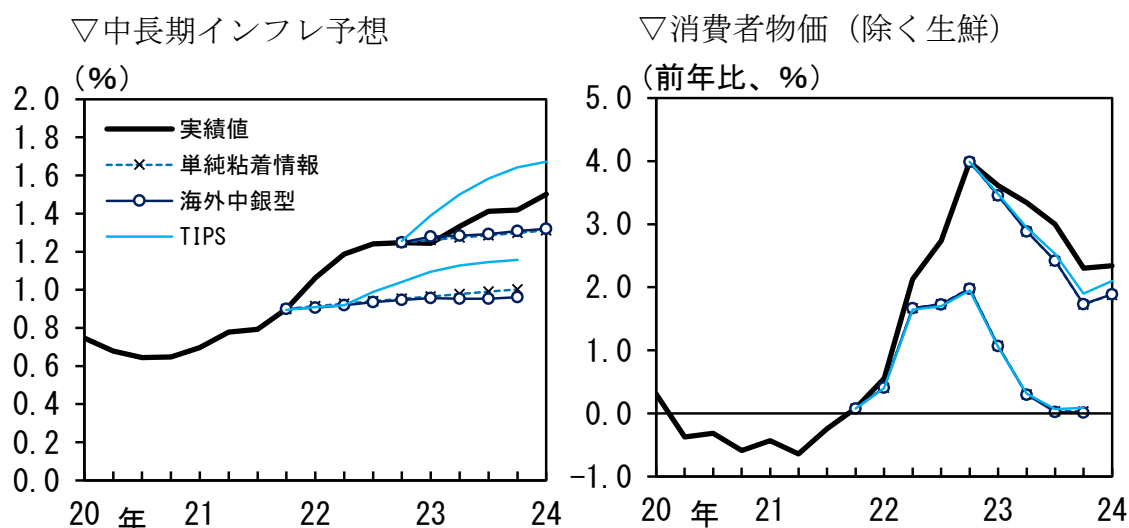
（出所）総務省、日本銀行、Bloomberg、QUICK 月次調査＜債券＞、Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」

2017 年頃からは、中長期インフレ予想は下げ止まり、物価上昇率もプラスに転じた。各関数の推計期間を延ばしてこの時期の予測精度をみると、単純粘着情報や海外中銀型の定式化では中長期インフレ予想を概ね正確に予測できるようになったが、TIPS ではインフレ目標への信認度が時間とともに高まっていることもあり、中長期インフレ予想の上昇ペースを過大に予測していた。また、物価上昇率に対しては、いずれの定式化でも上昇ペースをやや過大に予測していた。

(2022 年以降の予測精度)

コロナ危機後の 2022 年頃から、エネルギー価格を含む輸入物価の急激な上昇などを契機に消費者物価上昇率が一時 4%程度まで高まり、中長期インフレ予想も 2%へ向けて徐々に高まっている。2021 年第 4 四半期までのデータを用いて推計したインフレ予想関数と消費者物価関数をもとに、2022 年第 1 四半期以降の予測パスを算出すると（図表 4）、インフレ予想関数のいずれの定式化を用いた場合でも中長期インフレ予想の上昇ペースを過小に予測していたが、TIPS では予測誤差が比較的小さかった。物価上昇率に対しても、エネルギー価格の上昇を完全に予見していたとの仮定のもとでも、上昇ペースの予測は過小（特に期先の予測誤差が拡大）になっていた。

（図表 4）2022 年以降の予測精度



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

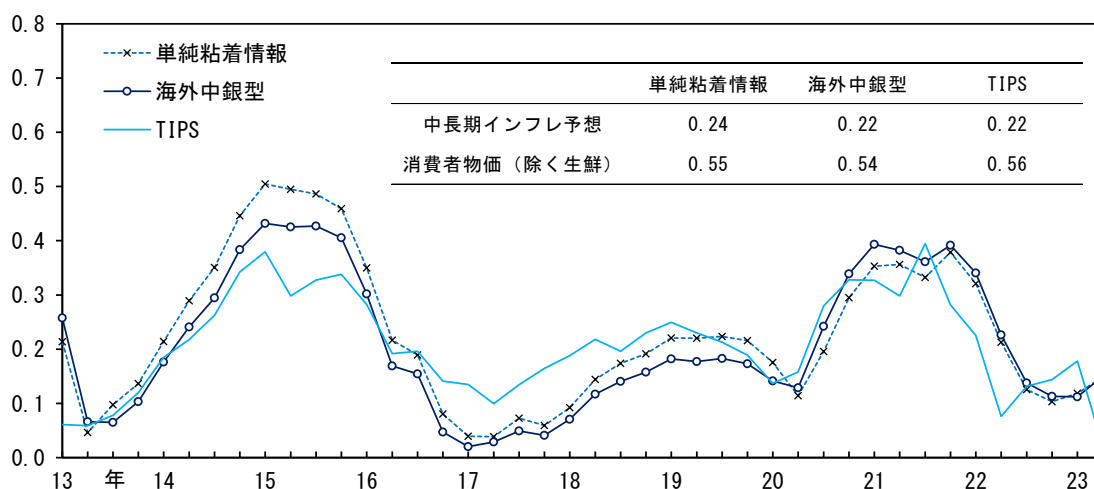
2023 年からは政府の経済対策によるエネルギー価格の押下げ効果により消費者物価（除く生鮮食品）の前年比上昇率が低下に転じたが、中長期インフレ予想は引続き 2%へ向けて着実に高まっている。各関数の推計期間を延ばして 2023 年以降（2024 年第 1 四半期まで）の予測精度をみると、単純粘着情報や海外中銀型のインフレ予想関数は、中長期インフレ予想に対する予測誤差が前年に予測した際のパスと比べて縮小しているものの依然過小予測となっているのに対し、TIPS は中長期インフレ予想の上昇ペースを過大に予測している。また、低下に転じた物価上昇率に対する予測誤差も同じく縮小しているものの、いずれの定式化でも上昇率自体に対しては依然過小予測となっている（この時期の物価上昇率に対する予測精度についても補論を参照）。

（全期間を通じた予測誤差の集計）

これまで期間を区切って中長期インフレ予想と物価上昇率の予測精度をみてきたが、最後に 2013 年第 1 四半期から直近（2024 年第 1 四半期）までの全期間を対象とした予測精度を評価する。まず、各時点で逐次的に推計した 3 通りの定式化のインフレ予想関数からそれぞれ算出した中長期インフレ予想の外挿予測値（先行き 8 四半期まで）について、予測時点ごとの二乗平均平方根誤差（Root Mean Squared Error, RMSE）の推移を示す（図表 5）。これによると、期間を通じて予測精度は大きく変動してきたこと、3 通りの定式化の間の予測精度の優劣も局面によって変わってきた（いずれかの定式化が全期間にわたって常に優れた予測精度を示したわけではない）ことが分かる。そのうえで、予測時点ごとの RMSE を全期間にわたって平均すると、単純粘着情報と比べて、適合的期待を考慮した海外中銀型や TIPS の RMSE がやや小さく（予測精度が高く）なっている。これらの定式化は、先にもみたように、特に 2015 年以降に中長期インフレ予想が低下に転じた局面において、原油価格の下落などによる物価上昇率の実績値の低下を適合的期待のメカニズムを通じて反映したことが、全期間平均でも単純粘着情報と比べて高い予測精度を示したことに寄与した。なお、8 四半期先までの予測パスではこれら 2 通りの定式化の RMSE はほぼ同じ（0.22）になったが、4 四半期先まででは TIPS、12 四半期先まででは海外中銀型の RMSE がより小さくなる²³。

²³ 物価上昇率に対する予測精度を 3 つの定式化の間で比較すると、海外中銀型の RMSE が最も小さくなった。

(図表 5) RMSE の推移と全期間平均



- (注) 1. 四半期毎の RMSE は、関数の推定に用いるサンプル始期を 1991 年第 4 四半期で固定し、終期を 2012 年第 4 四半期から 1 期ずつ延ばして算出した予測値に基づき算出（横軸は予測始期を表す）。
 2. 2022 年第 2 四半期以前を予測始期とする RMSE は、8 四半期先予測に基づき算出。2022 年第 3 四半期～2023 年第 2 四半期は、実績データ終期が 2024 年第 1 四半期であることから、それぞれ 7～4 四半期先予測に基づき算出。
 3. 計表中の値は、8 四半期予測の RMSE について全期間平均をとったもの。

以上の分析からは、日本のインフレ予想形成において適合的期待のメカニズムが一定の役割を果たしてきたことが示唆される。他方、3 通りの定式化の予測精度には大きな違いはなかったとみることも可能であり、本分析の対象期間における日本のインフレ予想の形成メカニズムは不確実性が高く、パラメータを（逐次推計したとはいえ）推計期間中固定したいいくつかの定式化で正確に捉えるのは容易ではなかったとも評価できる。特に、適合的期待のメカニズムを考慮した海外中銀型と TIPS の間で分析対象期間を通じた予測精度にほとんど違いがみられなかったことは、中長期インフレ予想が安定している米欧で用いられている海外中銀型の定式化と比べ、適合的期待のウェイトが時間を通じて変化する可能性なども考慮したより複雑な定式化を用いても、日本のインフレ予想の形成メカニズムをより正確に捉えられたわけではなかったことを示唆している。なお、近年の予測誤差をみると、中長期インフレ予想が 2% へ向けて着実に高まっているもとの、3 通りのいずれの定式化でも縮小に向かっている（予測精度が改善している）ことが示されている²⁴。

²⁴ 2022 年第 3 四半期以降の RMSE の低下は、予測期間が短くなる影響も含まれる。もっとも、予測期間を 8 四半期先ではなく 4 四半期先までに変更した場合でも、2022 年以降の RMSE は趨勢的に低下する。

4. Q-JEM によるインフレ予想のシミュレーション

本節では、前節の分析で予測精度が相対的に高かったうえに比較的単純で取り扱いが容易な海外中銀型のインフレ予想関数を前提に、原油価格の変動など外生的なショックに対する中長期インフレ予想や物価上昇率の反応について、Q-JEM によるシミュレーションを行う。適合的期待を考慮した海外中銀型の定式化では、説明変数に含まれる消費者物価（除く生鮮食品）の実績値を通じて、様々なショックが中長期インフレ予想に影響する²⁵。本節では、前節で検討した予想形成メカニズム自体の不確実性は所与として、適合的期待のメカニズムのもとでのインフレ予想の不確実性について検討する。前節では、中長期インフレ予想と消費者物価上昇率以外の変数は完全予見を仮定して予測精度の分析を行ったが、本節では、個人消費や設備投資などの実質 GDP コンポーネントをはじめとする多くの変数は、Q-JEM の関数（詳細は井澤ほか (2024)、Hirakata et al. (2019)を参照）に従って内生的に変動する。政策金利（コールレート）も標準的なテイラールールに従って内生的に変動するが、マイナスの値はとらないというゼロ金利制約を仮定する²⁶（単純化のため、マイナス金利を含む非伝統的金融政策は考慮しない²⁷）。また、エネルギー価格、為替レート、海外変数、財政変数などは外生変数として扱い、実績値や市場予想などを参考に前提を与える。

以下では、まず 2014～16 年頃のエネルギー価格の下落率等を参考に外生的なショックを与えた際の中長期インフレ予想と消費者物価上昇率の反応を確認し、同規模のショックが別の時点で発生した場合や、逆方向のショックが発生した場合の影響についてシミュレーションを行う。そのうえで、過去にインフレ予想関数を含む Q-JEM の関数に加わったあらゆる種類のショックの分布をもとに、中長期インフレ予想の先行きの不確実性について、シミュレーション（ファンチャート）により評価する。

4-1. 市況・為替変動の影響

（ショックの設定）

²⁵ 単純粘着情報の定式化では、物価上昇率にショックが加わっても中長期インフレ予想には直接的に影響しない。

²⁶ テイラールール of 具体的な定式化は、 $i_t = \max\{\rho i_{t-1} + (1-\rho)[i_t^* + 0.5y_t + 1.5(\pi_t^{ff} - \pi_t^*)], 0\}$ 。ここで、 i_t ：名目政策金利、 i_t^* ：名目均衡政策金利（中長期インフレ予想や潜在成長率などから決まる）、 $\rho = 0.84$ （実績データに基づく推計値）。

²⁷ Q-JEM による非伝統的金融政策の効果の評価については、井澤ほか（2024）を参照。

まず、シミュレーションの前提として、外生的に与えるショックを設定する。適合的期待のもとで中長期インフレ予想に影響を与える外生変数として、ここでは原油価格、LNG 価格、エネルギーを除く素材価格を考える。さらに、これらの価格は現地通貨建てで定義されているため、為替レートの変動も考慮する。以下のシミュレーションでは、原油価格、LNG 価格、エネルギーを除く素材価格、ドル円レート²⁸の4つの変数が、4四半期かけて等速で下落（ドル円レートは円高化）し、その後はベースライン（ショックを与えない場合）と平行に推移する（各変数の水準に対するショックの影響は永続する）と仮定する。各変数へのショックの大きさについては、4四半期間の累積的な下落率（ドル円レートは変化幅）が、2014～16年頃に実際に観察されたピークからボトムにかけて（変数によって4～7四半期間）の累積的な下落率と同じになるよう設定した²⁹。

（インフレ予想関数のパラメータ）

次に、海外中銀型のインフレ予想関数（3節の(3)式）のパラメータについては、モデルの挙動を確認しつつ様々な不確実性を考慮するため、複数のケースを設定する。1つめのケース A では、直近までのフルサンプルのデータ（当該関数では1991年第4四半期から2024年第1四半期まで）を用いた推計値を用いる。別の2つのケース B および C では、FRB のモデル（FRB/US）と ECB のモデル（ECB-BASE）で設定されている値を用いる。各ケースの具体的なパラメータの値は以下の表のとおりで、消費者物価上昇率の実績値に掛かるパラメータ $((1 - \theta_2)\delta)$ の値（適合的期待の強さを表す）は、推計値のケース A が最も小さく、ECB-BASE のケース C が最も大きく設定されている。また、インフレ目標に掛かるパラメータ $((1 - \theta_2)(1 - \delta))$ の値（アンカー度合いを表す）もケース A が最も小さく、ケース C が最も大きく設定されている。なお、FRB/US や ECB-BASE ではこれらの値を米国や欧州の実際のデータから推計しているわけではないので、3つのケースの違いを実際の日米欧のインフレ予想の形成メカニズムの違いと解釈することはできない³⁰。

²⁸ Q-JEM では、ドル円レートを起点に名目および実質実効為替レートも変動するメカニズムとなっている。

²⁹ 具体的なピークからボトムにかけての下落率は、原油価格が約 71.1%、エネルギーを除く素材価格が約 27.8%、LNG 価格（通関ベース）が約 62.8%、ドル円レートが約 16.2%。

³⁰ 日本銀行（2016, 2021）では、前期の物価上昇率とインフレ目標のみによって説明されるシンプルなインフレ予想関数（粘着情報は考慮されていない）を日米欧の実際のデータを用いて推計し、日本では物価上昇率に掛かるパラメータ（適合的期待の強さを表す）が米欧に比べて大きいことを示している。

▽ケース A～C のパラメータ

	ケース A	ケース B	ケース C
θ_2	0.96***	0.90	0.75
$(1 - \theta_2)\delta$	0.01**	0.05	0.10
$(1 - \theta_2)(1 - \delta)$	0.03**	0.05	0.15

(注) ケース A のパラメータは、1991 年第 4 四半期から 2024 年第 1 四半期までのデータを用いた推計値。***は 1%有意、**は 5%有意。

(市況下落・円高シミュレーションの結果)

以上の設定のもとで、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の上昇率が 1%程度にとどまっていた 2014 年頃の低インフレ期に上記のショックを与えた場合の中長期インフレ予想の反応を、ベースライン（ショックを与えない場合）からの乖離としてみると（図表 6 左上）、いずれのケースでもショックから 6 四半期頃にかけて低下し、その後はショックが前年比でゼロに減衰することから、ベースラインに向けて緩やかに戻っていく。ケース B の最大低下幅（7 四半期後）は -0.4%ポイント程度となっており、2014～16 年頃の実際の中長期インフレ予想の低下幅と概ね近くなっている。ケース C の最大低下幅はこれを大きく上回っているが、アンカー度合いが強いこともあって、その後はより速いペースでベースラインに戻っていく。

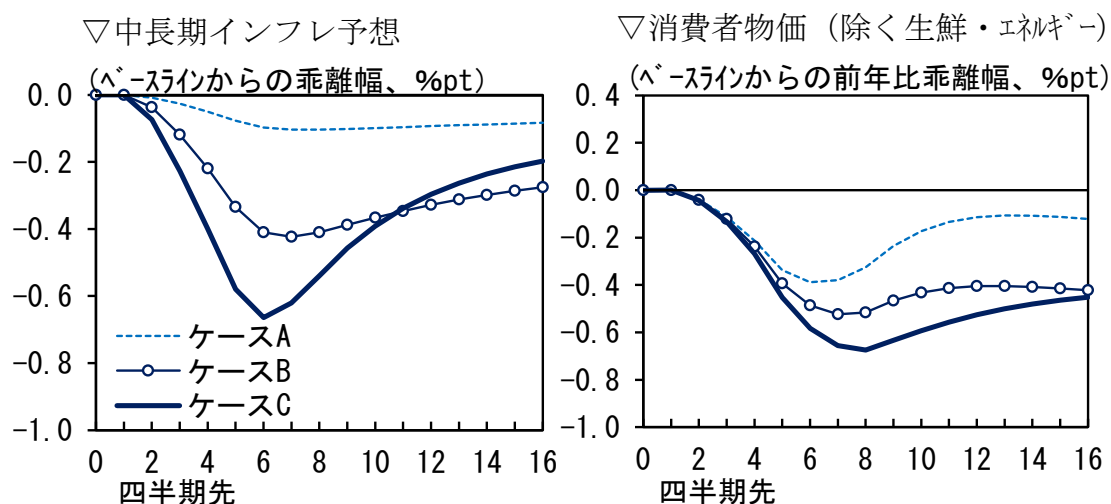
次に、同じショックに対する消費者物価上昇率（除く生鮮食品・エネルギー）の反応をみると（図表 6 右上）、いずれのケースでも、エネルギー価格下落の波及（パススルー）や、エネルギーを除く素材価格下落の直接的な影響により、ショックから 6～8 四半期後にかけて大きめに低下（インフレ予想の低下幅が小さかったケース A でも物価上昇率は大きめに低下）している。なお、各ケース間での低下幅の大きさの順序は、インフレ予想の低下幅の順序と同じになっている（ケース A が最も小さく、ケース C が最も大きい）。

仮に 2020 年代の高インフレ期（ベースラインの物価上昇率は 3%程度）に同規模の市況下落・円高ショックが発生したとすると、中長期インフレ予想（図表 6 左下）や物価上昇率（図表 6 右下）の反応は、2014 年頃の低インフレ期における反応と比べ、最大低下幅がやや小さくなっているほか、ベースラインに戻るペースが速くなっている。この違いは、ベースラインで想定している経済環境が高

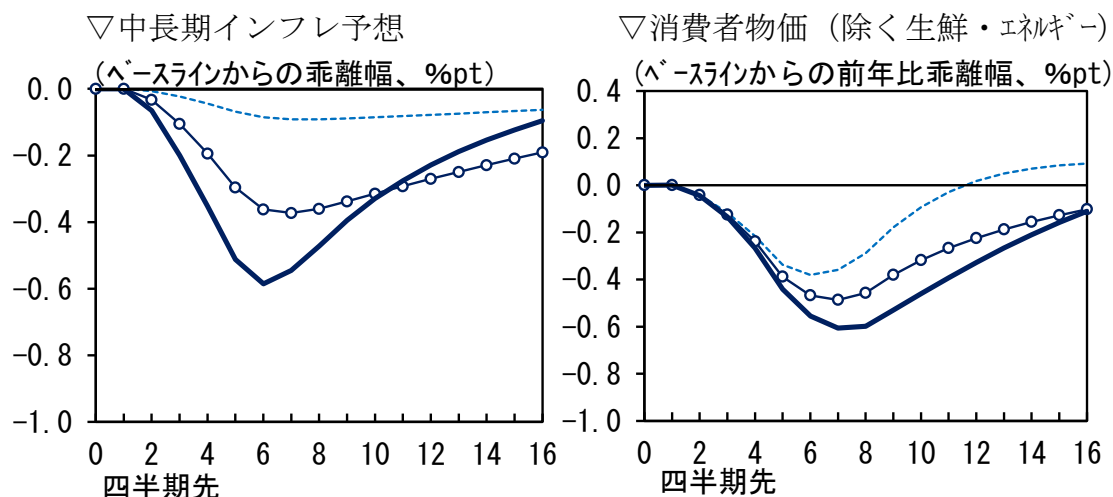
インフレ期と低インフレ期で異なるために生じるもので、例えば政策金利に関しては、低インフレ期ではゼロ金利制約に服していたのに対し、高インフレ期のベースラインではプラスの金利が想定されており利下げ余地が存在するため、ショック発生から時間をかけて金融緩和効果が発現し、ベースラインへの収束が速まることになる³¹。

(図表 6) 市況下落・円高シミュレーション

▼2014 年頃



▼2020 年代



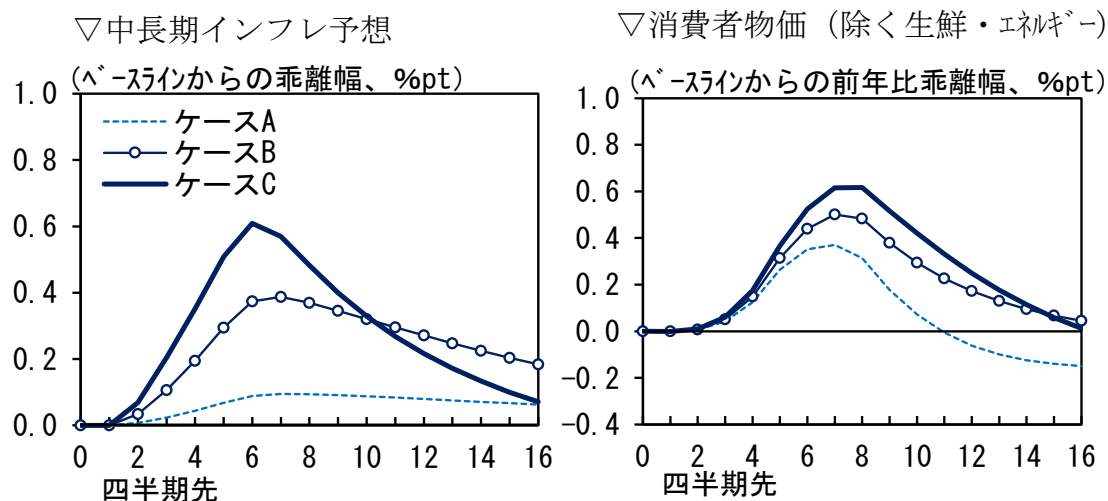
³¹ ケース A ではショックから 12 四半期以降の物価上昇率がベースラインを超えて上昇しているが、これは金融緩和効果により需給ギャップ等が改善することによる一時的なオーバーシュートである。

（市況上昇・円安シミュレーションの結果）

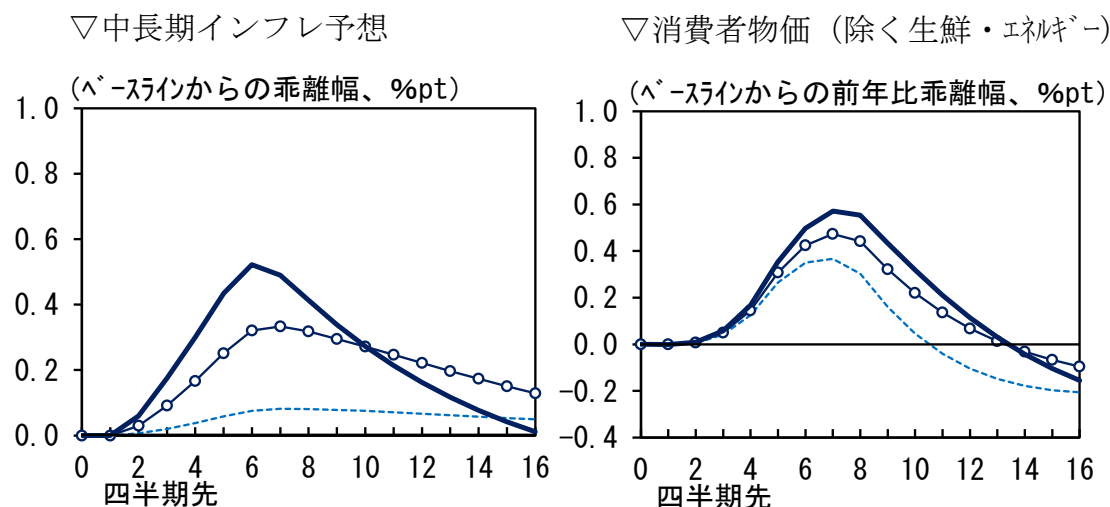
以下では、上記と同規模のショックが逆方向、すなわち市況上昇・円安となった場合の中長期インフレ予想と物価上昇率の反応についても確認する。まず、2014 年頃の低インフレ期に市況上昇・円安ショックが発生した場合の中長期インフレ予想（図表 7 左上）や物価上昇率（図表 7 右上）の最大上昇幅は、市況下落・円高ショックに対する最大下落幅と概ね上下対称になっているが、ベースラインに戻るペースは速まっている。これは、市況下落・円高ショックに対して利下げを行う余地が存在しなかったのに対し、逆方向のショックに対しては利上げによって対応することが可能なことによる。

（図表 7）市況上昇・円安シミュレーション

▼2014 年頃



▼2020 年代



最後に、同規模の市況上昇・円安ショックが 2020 年代の高インフレ期に発生した場合の中長期インフレ予想（図表 7 左下）と物価上昇率（図表 7 右下）の反応をみると、同時期の市況下落・円高ショックに対する反応と概ね上下対称（収束ペースは市況上昇・円安ショックの方がやや速い傾向）となっている。

4-2. 中長期インフレ予想のファンチャート

以上のシミュレーション分析では、同じ種類や規模のショックに対しても、その時期や方向性によって経済環境や金融政策の対応等が異なると、中長期インフレ予想や物価上昇率の反応も変わってくることを示された。

以下では、適合的期待を考慮したインフレ予想の形成メカニズムを前提に、あらゆる種類のショックに対するインフレ予想の不確実性の評価を試みる。具体的には、中長期インフレ予想については、海外中銀型のインフレ予想関数のケース B（2014 年頃からの市況下落・円高ショックに対する中長期インフレ予想の低下幅が実際のデータと概ね整合的）を、その他の変数については Q-JEM の定式化をもとに、過去の予測誤差から経験的なショックの分布を作成し、同分布に基づいて全ての推計パラメータを持つ内生変数にショックを与えたシミュレーションを多数（5,000 回）繰り返す。シミュレーションの開始時点としては、中長期インフレ予想の水準は概ね同じながら、直近の物価上昇率の実績が異なる 2 つの時点（低インフレ期と高インフレ期から選択）を設定する³²。それぞれの時点からのシミュレーション結果の分布（ファンチャート³³）をみると（図表 8）、適合的期待のメカニズムを通じて物価上昇率の実績が先行きのインフレ予想に影響することから、高インフレ期のファンチャートが低インフレ期のファンチャートよりも上に位置している。すなわち、シミュレーション開始時点のインフレ予想の水準が概ね同じでも、直近の物価上昇率の実績が高い時期の方が、その後のインフレ予想は上昇する可能性が高いことになる。

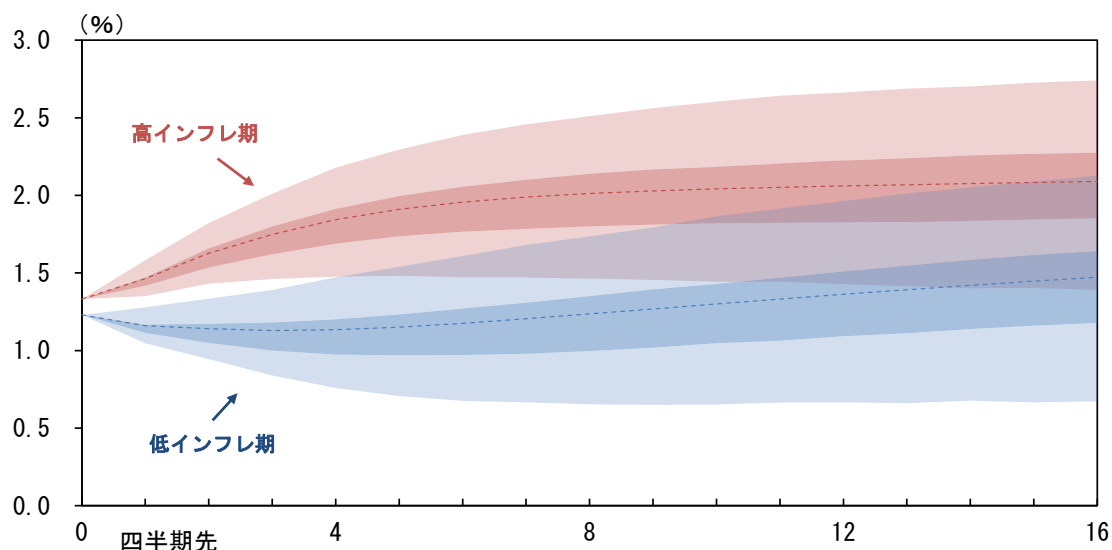
ファンチャートの分布の形状を詳細にみると、やや下方向に歪んだ分布となっている。これは、Q-JEM の関数に基づく過去の予測誤差が下方向に偏っていたことに加え、先の市況・為替シミュレーションでも示されたように、インフレ予想を下押しするショックが加わった際にゼロ金利制約によって金融政策の対

³² 物価関連以外の変数については、2 つの時点で基本的に条件を揃えてシミュレーションを行う。

³³ ファンチャートの具体的な作成方法や活用例については、石川ほか（2011）などで説明されている。

応（金融緩和）が阻害される可能性が高まることも影響している³⁴。上記の結果を踏まえると、近年では物価上昇率の実績が高まっていることから、中長期インフレ予想も2%へ向けて上昇する可能性が高まっていると考えられるが、下方リスクが相対的に大きい点にも留意する必要がある。

（図表 8）中長期インフレ予想のファンチャート



（注）薄いバンドは90%タイル、濃いバンドは40%タイルを示す。点線はショックが無い場合の中長期インフレ予想の推移を示す。

5. まとめ

本稿では、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、日本銀行の大型マクロ経済モデル Q-JEM を用いて、過去の予測精度や先行きの不確実性などの観点から分析してきた。改めて分析から得られた主要な結論をまとめると、まず、各種のインフレ予想関数の2013年以降の平均的な予測精度を比べた結果、物価上昇率の過去の実績値の影響を受ける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かった。但し、関数の定式化の違いによる予測精度の優劣は局面によっても異なり、わが国のインフレ予想の形成メカニズム自体の不確実性の高さが示唆された。次に、適合的期待のメカニズムを前提に、過去の予測誤差に基づく先行きのインフレ予想の不確実性を評価すると、直近の物価上昇率の実績が高い時期の方がインフレ予想は上昇する可能性が高いことが示された。

³⁴ 一般に、ゼロ金利制約の下では、様々な外生ショックの不確実性によって経済活動やインフレなどがより大きく下押しされる可能性が指摘されている（Nakata (2017)など）。

冒頭で Q-JEM のインフレ予想関数の定式化に関して試行錯誤してきた経緯に触れたが、本稿の予測精度に関する分析から示唆されたとおり、どのように複雑な定式化をとっても、2013 年以降の様々な局面を通してインフレ予想の形成メカニズムを常に正確に捉えることは難しかった。ただ、近年のように中長期インフレ予想が 2% に向けて着実に高まっているもとでは、インフレ予想の形成メカニズム自体の不確実性は低下している可能性も考えられる。もしそうであれば、今後「海外中銀型」のような比較的単純な定式化によって安定的にモデルを運用できるようになるかもしれない。他方、適合的期待のもとでは、様々なショックの影響を受けてインフレ予想が複雑に変動しうることも、本稿のシミュレーション分析から明らかになった。いずれにしても、今後とも学界での研究や海外中銀でのモデル運用状況も参考にしつつ、インフレ予想の形成メカニズムについて理解を深めていく必要がある。

（補論）Q-JEM における物価上昇率の予測精度 ——2013～16 年頃と 2022 年以降の局面比較——

本文 3－2 節では、Q-JEM における中長期インフレ予想と物価上昇率の予測精度について分析し、主にインフレ予想関数の複数の定式化のもとでの中長期インフレ予想に対する予測精度を、2013 年以降の様々な局面を通じて詳しく比較した。このうち、特に 2013 年の QQE 導入直後と 2022 年以降の物価上昇局面では、為替円安やエネルギー価格の上昇等を完全に予見していたとの仮定のもとで、かつ中長期インフレ予想をある程度正確に予測（場合によっては過大予測）していた場合でも、物価上昇率に対しては過小予測となる傾向がみられた。

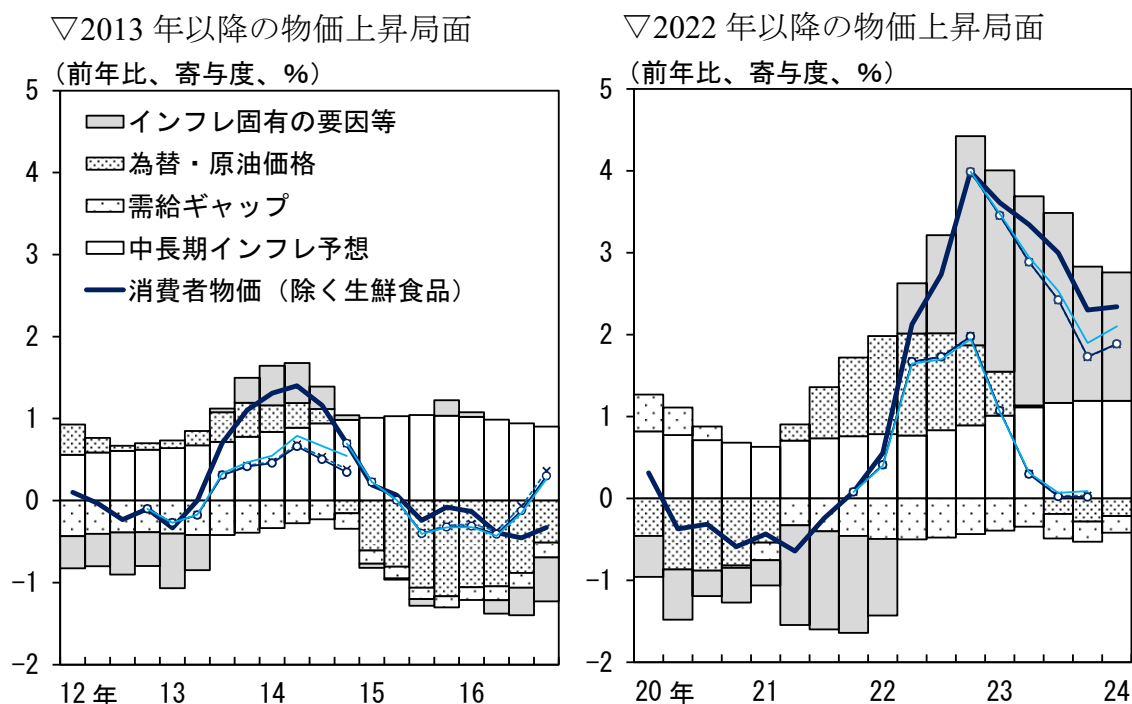
本補論では、これらの局面で生じた物価上昇率の予測誤差の背景について、Q-JEM の消費者物価関数（本文(1)式のフィリップス曲線など³⁵）をもとに、若干の解釈を試みる。下記の補論図表では、消費者物価（除く生鮮食品）前年比上昇率の実績値を Q-JEM の主要な説明変数（中長期インフレ予想、需給ギャップ、為替、原油価格）に要因分解し、さらに本文の図表 2～4 に記載したものと同一 2013 年、15 年、22 年、23 年からの予測パスを並べて示している³⁶。これらの予測パスは、中長期インフレ予想以外の全ての変数について完全予見を仮定して算出したものであるため、分解されている「為替・原油価格」や「需給ギャップ」の寄与は、物価上昇率の予測誤差（実績値と予測パスの乖離）には影響していない。ここでの予測誤差は、中長期インフレ予想の予測誤差（本文の図表 2～4 で記載）と、それ以外の「インフレ固有の要因等」、すなわち Q-JEM の消費者物価関数の主要な説明変数では説明できない要因によって生じたものである³⁷。

³⁵ Q-JEM の消費者物価関数は、本文 3－1 節で説明したとおり、除く生鮮食品・エネルギーの関数（フィリップス曲線）に加え、エネルギー価格の関数も別途存在し、複数の関数によって構成される。なお、除く生鮮食品・エネルギー関数の修正 R^2 は 0.69 で（参考図表を参照）、インフレ予想関数（単純粘着情報や海外中銀型では 0.92）と比べ、データとのフィットは劣っている。

³⁶ 予測パスを算出する際の Q-JEM の関数は（本文 3－2 節で説明したとおり）予測時点までのデータを用いて逐次的に推計したが、要因分解の際にはフルサンプルのデータを用いて推計している。

³⁷ 「インフレ固有の要因等」には、消費者物価関数の推計誤差のほか、上記で挙げた主要な説明変数以外（賃金ギャップなど）の物価上昇率への寄与も含まれている。

(補論図表) Q-JEM による消費者物価 (除く生鮮食品) の要因分解



(注) 2012 年、14 年、21 年、22 年の第 4 四半期から伸びている 3 本の線は、それぞれの時点における 3 通りのインフレ予想関数 (線種は本文図表 2~4 と同じ) のもとでの予測パス。

(出所) 総務省

まず、2013 年の QQE 導入直後は、中長期インフレ予想の上昇が緩やかだったにもかかわらず、Q-JEM のフィリップス曲線で説明できないインフレ固有の要因によって物価上昇率が押し上げられていた (この間、為替円安の効果は、需給ギャップが QQE 導入前からマイナスの水準を続けていたことにより概ね相殺)。このため、TIPS の定式化のインフレ予想関数が中長期インフレ予想を概ね正確に予測できていた (本文図表 2) にもかかわらず、物価上昇率に対しては過小予測となっていた。また、中長期インフレ予想が 2% へ向けて急速に上昇しなくても、物価上昇率は QQE 導入後 1 年程度の間は 2% に向けて順調に高まっていた。その後、2014 年からの物価上昇率の低下は、上記のインフレ固有要因の剥落と、それに続く「為替・原油価格 (主に後者)」の急激な下落によって説明される³⁸。Q-JEM のインフレ予想関数はいずれも 2015 年以降の中長期インフレ予想の低下を予測できていなかったが (本文図表 3)、原油価格の下落を完全予見していたとの仮定のもとでは、物価上昇率への予測精度には (2016 年以降の原油価格

³⁸ 川本・中浜 (2016) は、この時期に焦点を当てて VAR モデルにより物価変動要因を分析している。

回復局面を除いて）ほとんど影響しなかった。次に、2022 年以降の物価上昇局面を Q-JEM で要因分解すると、為替円安・原油価格上昇だけでは説明できないインフレ固有の要因が大きく寄与していた³⁹。Q-JEM のインフレ予想関数で中長期インフレ予想の緩やかな上昇をある程度予測できたとしても（多くの定式化は過小予測、2023 年以降の TIPS は過大予測、本文図表 4）、上記のインフレ固有要因により、物価上昇率に対しては過小予測となっていた。

2020 年代の急速な物価上昇の背景については、各国で理論・実証研究が進められており、フィリップス曲線の非線形性など様々な要因が指摘されている⁴⁰。日本の実証研究でも、賃金・物価の相互関連の高まりなどによって従来の物価変動メカニズムに構造変化が生じている可能性や⁴¹、長年のデフレ・低インフレ環境下で広がった企業の価格据え置き慣行や人々のゼロインフレ・ノルムが解消に向かっている可能性などが示唆されている⁴²。2013 年の物価上昇局面では、2020 年代とは物価上昇のきっかけや労働市場の状況などが異なるため単純な比較はできないが、同様に物価変動の非線形性をもたらす何らかの要因が小規模かつ一時的ながら働いていた可能性が考えられる。いずれにせよ、インフレ予想の上昇が緩やかなもとでも急速な物価上昇率の高まりが生じたという点では、両局面は共通していた。

本稿では主にインフレ予想の不確実性について議論したが、仮にインフレ予想の予測精度を高めたり形成メカニズムを解明したりできたとしても、物価自体の変動メカニズムにはなお分からないことが多い点に留意する必要がある。

³⁹ 2021 年中にインフレ固有の要因がマイナス方向に大きく寄与しているのは、主に携帯電話通信料の影響である。

⁴⁰ 例えば、Benigno and Eggertsson (2023) は、米国の状況を念頭に、労働市場の逼迫度が一定水準を超えて高まるとフィリップス曲線の傾きが非線形的にスティープ化する可能性を、理論的・実証的に示している。

⁴¹ Nakamura et al. (2024) は、Bernanke and Blanchard (2024) による財市場・労働市場のモデルを日本経済に適用し、2022 年以降の物価上昇局面においてモデルでは説明できない残差が継続的に物価押上げに寄与していること、その残差には正の賃金ショックが寄与していることなどを示している。

⁴² Furukawa et al. (2024) は、動学的な状態依存型の価格設定モデルとミクロ価格データを用いて、1990 年代以来続いていた企業の価格据え置き慣行の広がりが、物価上昇率の趨勢的な低下だけでなく企業間の戦略的補完性や価格改定に伴うコストの高まりによって説明されること、こうした要因が 2023 年時点では 1990 年代前半に近い水準まで弱まり、価格据え置き慣行の解消に寄与していることなどを示している。

(参考図表) 関数の推計結果

▽消費者物価関数 ((1)式)

被説明変数： π_t	
β_0	0.74***
β_1	0.09**
β_2 ：素材価格（前期比）	0.005**
β_2 ：賃金ギャップ	0.012*
β_2 ：期間ダミー（2012 年以前）	-0.22*
修正 R^2	0.69

(注) 1. 消費者物価関数の推計期間は、1994/2Q～2023/2Q。

2. ***, **, *は、それぞれ 1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを表す。

▽インフレ予想関数

被説明変数： $\pi_{t,l}^e$			
	(2)式	(3)式	(4)、(4)'式
θ_i	0.98***	0.96***	0.91
δ	—	0.30***	脚注参照
β	—	—	0.30
ω	—	—	0.99
κ	—	—	0.33
修正 R^2	0.92	0.92	—

(注) 1. 推計期間は、1991/4Q～2024/1Q。

2. (2)式、(3)式における***は、1%水準で統計的に有意であることを表す。(4)式および(4)'式の推計結果は、ベイズ推計による事後分布の平均値。

3. 2024 第 1 四半期時点の(4)式における δ は 0.55。

【参考文献】

- 池田周一郎・稲次春彦・喜舎場唯・近藤卓司・桜健一・高富康介・中澤崇・山田琴音（2022）「わが国における物価変動—感染症下における変化と先行きの論点—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.22-J-17.
- 井澤公彦・喜舎場唯・高橋悠輔・幅俊介・米山俊一（2024）『『量的・質的金融緩和』導入以降の政策効果の計測—マクロ経済モデル Q-JEM を用いた経済・物価への政策効果の検証—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.24-J-22.
- 石川篤史・鎌田康一郎・倉知善行・寺西勇生・那須健太郎（2011）『『金融マクロ計量モデル』の概要』、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.11-J-7.
- 一上響・北村富行・小島早都子・代田豊一郎・中村康治・原尚子（2009）「ハイブリッド型日本経済モデル：Quarterly-Japanese Economic Model (Q-JEM)」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.09-J-6.
- 稲次春彦・北村富行・松田太一（2019）「企業のインフレ予想の形成メカニズムに関する考察—短観データによる実証分析—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.19-J-9.
- 宇井貴志（2023）「予想に働きかける政策をゲーム理論で考える」、『経済研究』第 74 巻第 1-2 号、1-12、一橋大学経済研究所.
- 宇野洋輔・永沼早央梨・原尚子（2017）「企業のインフレ予想形成に関する新事実：Part I—粘着情報モデル再考—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.17-J-3.
- 奥田達志（2018）「ノイズ情報モデルとインフレ動学」、『金融研究』第 37 巻第 4 号、69-120、日本銀行金融研究所.
- 長田充弘・中澤崇（2024）「期間構造や予測力からみ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・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、No.16-J-7.
- 開発壮平・中野将吾・山本弘樹（2024）「中長期インフレ予想の変動が経済・物価へ及ぼす影響」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.24-J-20.

- 鎌田康一郎・中島上智・西口周作（2015）「家計の生活意識にみるインフレ予想のアンカー」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.15-J-6.
- 川本卓司・中浜萌（2016）「なぜ2%の『物価安定の目標』を2年程度で達成できなかったのか？——時系列分析による検証——」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.16-J-13.
- 北村富行・田中雅樹（2019）「合理的無関心や粘着情報の企業のインフレ予想形成に対する含意—小型マクロモデルを用いた分析—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.19-J-10.
- 黒田東彦（2013）「量的・質的金融緩和」、読売国際経済懇話会における講演、2013年4月12日.
- 高橋耕史（2016）「トレンド・インフレ率の新推計—トレンド・インフレ率推計システム（TIPS）の開発と分析結果—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.16-J-12.
- 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年間における予想物価上昇率の変化』、日銀レビュー、2016-J-17.
- 日本銀行（2016）『『量的・質的金融緩和』導入以降の経済・物価動向と政策効果についての総括的な検証』.
- 日本銀行（2021）「より効果的で持続的な金融緩和を実施していくための点検【背景説明】」.
- 日本銀行（2024）「経済・物価情勢の展望（2024年4月、BOX4「物価の基調」の捉え方）」.
- 福永一郎・法眼吉彦・上野陽一（2024）「過去25年間のわが国経済・物価情勢：先行研究と論点整理」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.24-J-10.
- 古川角歩・法眼吉彦・大高一樹（2024）「わが国企業の価格設定行動とゼロインフレ・ノルム」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.24-J-18.
- 法眼吉彦・大熊亮一（2018）「日本におけるインフレ予想のアンカー：ラーニング・アプローチ」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.18-J-1.
- 吉川洋（2020）『マクロ経済学の再構築』、岩波書店.

- Anand, R., G. H. Hong and Y. Hul (2019). "Achieving the Bank of Japan's Inflation Target," IMF Working Paper, 19/229.
- Angelini, E., N. Bokan, K. Christoffel, M. Ciccarelli and S. Zimic (2019). "Introducing ECB-BASE: The Blueprint of the New ECB Semi-Structural Model for the Euro Area," ECB Working Paper, No.2315, European Central Bank.
- Baumann, U., M. Darracq Paries, T. Westermann, M. Riggi, E. Bobeica, A. Meyler, B. Böninghausen and additional contributing authors in Work Stream on Inflation Expectations (2021). "Inflation Expectations and Their Role in Eurosystem Forecasting," Occasional Paper Series, No.264, European Central Bank.
- Benigno, P. and G. B. Eggertsson (2023). "It's Baaack: The Surge in Inflation in the 2020s and the Return of the Non-Linear Phillips Curve," NBER Working Paper, 31197.
- Bernanke, B. and O. Blanchard (2024). "What Caused the U.S. Pandemic-Era Inflation?," *American Economic Journal: Macroeconomics*, forthcoming.
- Brayton, F., T. Laubach and D. Reifschneider (2014). "The FRB/US Model: A Tool for Macroeconomic Policy Analysis," FEDS Notes, Board of Governors of the Federal Reserve System, April 03, 2014. <https://doi.org/10.17016/2380-7172.0012>.
- Carroll, C. D. (2003). "Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters," *The Quarterly Journal of Economics*, 118 (1), 269–298.
- 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.
- 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.
- Ehrmann, M. (2015). "Targeting Inflation from Below: How Do Inflation Expectations Behave?," *International Journal of Central Banking*, 11(S1), 213-249.
- Evans, G. W. and S. Honkapohja (1999). "Learning Dynamics," in *Handbook of Macroeconomics: Volume 1A*, edited by J. B. Taylor and M. Woodford, 449-542.
- Evans, G. W. and S. Honkapohja (2001). *Learning and Expectations in Macroeconomics*, Princeton University Press.

- Fisher, I. (1911). *The Purchasing Power of Money*, New York, Macmillan
- Fujiwara, I., Y. Nakazono and K. Ueda (2015). "Policy Regime Change against Chronic Deflation? Policy Option under a Long-term Liquidity Trap," *Journal of the Japanese and International Economies*, 37, 59-81.
- 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.
- Fukunaga, I., N. Hara, S. Kojima, Y. Ueno and S. Yoneyama (2011). "The Quarterly Japanese Economic Model (Q-JEM): 2011 version," Bank of Japan Working Paper Series, No.11-E-11.
- Furukawa, K., Y. Hogen, K. Otaka and N. Sudo (2024). "On the Zero-Inflation Norm of Japanese Firms," IMES Discussion Paper No.2024-E-15, Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan.
- Hirakata, N., K. Kan, A. Kanafuji, Y. Kido, Y. Kishaba, T. Murakoshi and T. Shinohara (2019). "The Quarterly Japanese Economic Model (Q-JEM): 2019 version," Bank of Japan Working Paper Series, No.19-E-07.
- 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.
- Krugman, P. R. (1998). "It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 137-187.
- Laforte, J. P. (2018). "Overview of the Changes to the FRB/US Model (2018)," FEDS Notes, Board of Governors of the Federal Reserve System, December 7, 2018. <https://doi.org/10.17016/2380-7172.2306>.
- Lucas, R. E. Jr. (1972). "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theory*, 4(2), 103-124.
- Maćkowiak, B. and M. Wiederholt (2009). "Optimal Sticky Prices under Rational Inattention," *American Economic Review*, 99(3), 769-803.
- Mankiw, N. G. and R. Reis (2002). "Sticky Information versus Sticky Prices: a Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve," *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1295-1328.

- Nakamura, K., S. Nakano, M. Osada and H. Yamamoto (2024). "What Caused the Pandemic-Era Inflation?: Application of the Bernanke-Blanchard Model to Japan," Bank of Japan Working Paper Series, No.24-E-1.
- Nakata, T. (2017). "Uncertainty at the Zero Lower Bound," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(3), 186-221.
- Sims, C. A. (2003). "Implications of Rational Inattention," *Journal of monetary Economics*, 50(3), 665-690.
- Woodford, M. (2003). "Imperfect Common Knowledge and the Effects of Monetary Policy," in *Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honor of Edmund S. Phelps*, edited by P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz and M. Woodford, 25-58.