



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

金融政策に関する認識の変化： 市場サーベイデータによる政策反応関数の推計

伊藤雄一郎*

yuuichirou.itou@boj.or.jp

開発壮平*

souhei.kaihatsu@boj.or.jp

幅俊介**

shunsuke.haba@boj.or.jp

平野竜一郎*

ryuuichirou.hirano@boj.or.jp

No.26-J-3
2026年2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

** 企画局（現・総務人事局）

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。

金融政策に関する認識の変化： 市場サーベイデータによる政策反応関数の推計*

伊藤 雄一郎[†] 開発 壮平[‡] 幅 俊介[§] 平野 竜一郎^{**}

2026年2月

【要 旨】

本稿では、わが国の市場参加者を対象としたサーベイの個票データを用いて、彼らが認識する金融政策の政策反応関数を推計した。主要な分析結果とその含意は、以下の3点である。第一に、海外の先行研究の結果と同様に、わが国においても、市場参加者が認識する政策反応関数におけるインフレ率にかかる係数は、名目金利が下限制約に直面する局面ではほぼゼロである一方、その後の利上げ局面においては、中央銀行による政策変更の後に係数が上昇する傾向が確認された。これは、市場参加者が実際の政策変更を契機に金融政策に関する認識を更新する傾向にあることを示唆している。第二に、インフレ率にかかる係数は全体として上昇しているものの、長期インフレ予想が物価安定目標から下方に乖離しているグループでは、足もとの利上げ局面においても依然として係数が低水準にとどまっており、低金利の継続を意識している可能性が示唆された。第三に、インフレ率に対してより強い金融政策対応を想定する市場参加者ほど、長期インフレ予想が2%近傍で相対的に安定している傾向が認められた。以上の結果は、民間経済主体の金融政策に関する認識は状況によって変化しており、マクロ経済の安定性や金融政策の有効性が時点によって異なる可能性があることを示唆している。

JEL 分類番号：C32、E43、E52、E58

キーワード：金融政策ルール、サーベイ調査の予想データ、政策反応関数

* 本稿の執筆に当たっては、荒尾拓人氏、中島上智氏、中村康治氏、南貴大氏らから有益なコメントを頂戴した。記して感謝の意を表したい。残された誤りは全て筆者らに帰する。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 (yuuichirou.itou@boj.or.jp)

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

[§] 日本銀行企画局 (現・総務人事局) (shunsuke.haba@boj.or.jp)

^{**} 日本銀行企画局 (ryuuichirou.hirano@boj.or.jp)

1 はじめに

2008年の世界金融危機以降、先進国における多くの中央銀行は、名目金利の下限制約に直面するもとの、コミュニケーション戦略を強化してきた。こうした動きの背景には、民間経済主体が金融政策についてどのように認識し、経済・物価情勢を踏まえてどのような政策対応が行われると考えているのか、すなわち、どのような政策反応関数を想定しているのかが、金融政策の有効性に影響を及ぼすという考え方がある¹。そうしたもとの、市場サーベイデータなどの個票データを用いて、民間経済主体が認識する政策反応関数を推計したうえで、その係数の変化のタイミングや、経済・物価の安定度合いとの関係などについて分析した先行研究が、海外を中心に蓄積している。一方で、こうした民間経済主体が認識する政策反応関数について、わが国を対象に分析した事例は限られており、その特徴に対する理解も相対的に進んでいない。

こうした問題意識のもと、本稿では、わが国の市場参加者を対象としたサーベイの個票データをもとに、市場参加者が認識する政策反応関数を推計した。そのうえで、認識された政策反応関数の係数の変化のタイミングや、そうした係数の変化が長期インフレ予想の安定度合いに及ぼす影響について分析し、その特徴を整理した。

本稿の貢献は以下の3点にまとめられる。第一に、わが国の市場参加者の金利予想とインフレ予想に関する個票データを用いて、市場参加者が想定する政策反応関数を推計し、その係数の変化を分析した点である。分析の結果、海外を対象とした先行研究における指摘と同様に、わが国においても、市場参加者が認識する政策反応関数のインフレ率にかかる係数（以下、インフレ係数）は、名目金利の下限制約に直面する局面においてはゼロ近傍にあったことが示された。一方で、利上げ局面では金融政策の変更後に上昇する傾向が確認された。この結果は、市場参加者が実際の政策変更を契機に金融政策に関する認識を更新する傾向にある可能性を示唆している。

第二に、市場参加者の異質性に着目し、長期インフレ予想が物価安定目標である2%に相対的に近いグループと、そこから乖離しているグループの間で、推計された政策反応関数のインフレ係数に差異があるかどうかについて検証した点である。本稿では、物価安定目標と長期インフレ予想の乖離度合いに応じて分割したグループごとに政策反応関数を推計し、そのインフレ係数の推移を比較した。その結果、政策反応関数の係数は全体として上昇しているものの、長期インフレ予想が物価安定目標から下方に相対的に乖離しているグループでは依然としてインフレ係数が低水準にとどまっており、低金利の継続を意識している可能性が示唆された。

¹ 民間経済主体による金融政策に関する認識がマクロ経済の安定性や金融政策の有効性に及ぼす影響に関しては、多くの先行研究の蓄積がある（例えば、Clarida et al [2000]、Orphanides and Williams [2004]、Woodford [2005]、Eusepi and Preston [2010]、Carvalho and Nechio [2014]、Cogley et al. [2015]、Coibion et al. [2020]）。当該分野に関する包括的なサーベイは Blinder et al. [2008]を参照。

第三に、わが国において、市場参加者の金融政策に関する認識と長期インフレ予想の安定性の関係について初めて検証した点である。民間経済主体が、「中央銀行が経済・物価情勢に応じて金利操作を行う」という認識を強めると、経済・物価にショックが加わった際、それを相殺するような政策対応を予想するため、結果として経済・物価の変動が抑えられるという理論的な可能性が指摘されている²。このような経済・物価に対するショックの影響が自律的に逓減するメカニズム——「自動安定化装置」と呼ばれることもある——は、金融政策の波及ラグを短くする効果など、金融政策の有効性を高めると指摘されている (Bauer et al. [2024a])。こうしたメカニズムを検証するため、本稿では、長期インフレ予想の短期インフレ予想に対する感応度の変化として、その安定度合いの評価を行った³。分析結果からは、市場参加者が認識する政策反応関数のインフレ係数が高まるほど、すなわち、インフレ率に対してより強い政策対応が想定されるようになるほど、長期インフレ予想の短期インフレ予想に対する感応度が小さくなる——長期インフレ予想が 2% 近傍で安定する——傾向にあることが示された。

以上の結果は、民間経済主体の金融政策に関する認識は変化しており、マクロ経済の安定性や金融政策の有効性が時点によって異なる可能性があることを示唆している。

(先行研究)

民間経済主体の金融政策に関する認識を分析した先行研究について、海外を対象とした研究をみると、民間経済主体が認識する政策反応関数を推計し、その係数の変化のタイミングや係数の大小が金融市場や実体経済に与える影響について考察した研究が多い。これまでサーベイの集計値を用いた分析が広く行われてきたが⁴、近年では、

² 金融政策が経済・物価情勢に応じて運営されるという民間部門の期待が、経済の安定性に及ぼす影響について分析した実証研究として Clarida et al. [2000] や Mehra [1999] が挙げられる。彼らは 1970 年代と 1980 年代以降の米国の金融政策を比較し、後者の時期において政策反応関数におけるインフレ率にかかる係数が大きかったため自己実現的なインフレ高進メカニズムが排除され、景気変動が抑制されたことを報告している。理論面では、Bullard and Mitra [2002] が学習に基づく期待形成モデルを用いて、政策反応関数の係数が大きい場合に経済が安定することを示しているほか、小田・永幡 [2005] も金融政策が経済・物価情勢に応じて適切に運営されていると、民間経済主体の期待形成とそれに基づく経済行動の結果、経済が安定的となることを指摘している。

³ Bernanke [2007] は、政策反応関数の係数に対する民間経済主体の認識が経済・物価の安定性条件に深く関係することに言及し、民間経済主体による金融政策の認識の重要性を強調している。彼は、長期インフレ予想の安定を「経済に生じたショックに対して、長期インフレ予想が反応しないこと」と定義している。

⁴ サーベイの集計値を用いて、政策反応関数を分析する試みについては、多くの先行研究が存在する。例えば、米国を対象とした分析として、Batini and Haldane [1999]、Gavin and Mandal [2000]、Romer and Romer [2002]、Gorter et al. [2008]、Bundick [2015]、Kim and Pruitt [2017]、Jia et al. [2023]、

サーベイの個票データや、金融市場の高頻度データを用いて、民間経済主体が認識する政策反応関数を推計する試みが、特に広がりを見せている^{5,6}。

この分野の代表的な研究である [Bauer et al. \[2024a, 2024b, 2025\]](#) は、米国の専門家を対象としたサーベイである [Blue Chip Financial Forecast](#) の個票データを利用して、クロスセクション回帰の手法を用いて、民間経済主体が認識する政策反応関数を推計した。彼らは、その係数が実際の政策変更を契機に変化する傾向にあることや、係数が上昇すると、物価上昇ニュースに対して中央銀行の政策対応が予想される結果、長期金利がより上昇する傾向を確認し、政策反応関数の係数の上昇は経済・物価の安定につながりうると指摘している⁷。また、金融市場の高頻度データを利用して政策反応関数に関する分析を行っている先行研究として [Cuciniello \[2024\]](#) が挙げられる。彼は、欧州における OIS から算出されるフォワード金利とインフレスワップレートなどに関する高頻度データを用いて市場参加者が認識する政策反応関数を推計し、欧州中央銀行が高インフレ下で引き締め的な金融政策を行うと係数が上昇する傾向や、係数が上昇すると長期インフレ予想の安定度合いが増すことを指摘している。このように、海外を対象とした先行研究では、民間経済主体が認識する政策反応関数の係数の特徴として、実際の政策変更を機に変化する傾向や、係数が上昇すると経済・物価がより安定する傾向が報告されている。

わが国を対象とした先行研究でも、名目金利の下限制約に直面する中、民間経済主体が認識する政策反応関数の係数が期間を通じて変化していたことが指摘されている。[Nakazono and Ueda \[2013\]](#) は、わが国の市場参加者を対象としたサーベイである「QUICK 月次調査<債券>」の 2004 年から 2006 年までのデータを用いてインフレ予想に対する金利予想の感応度を推計し、インフレ予想がゼロ%付近に存在する閾値を超えて上昇すると、感応度が大きくなる傾向を報告した。また彼らは、その感応度の水準はいずれにしても小さい点にも注目し、わが国の市場参加者が当該期間において、緩和的な金融環境が継続することを予想していた可能性を示唆している。一方、[Fujiwara et al. \[2015\]](#) は、同じく「QUICK 月次調査<債券>」の 2004 年から 2014 年までのデータを用いて、市場参加者の政策反応関数をパネル回帰分析の枠組みによって推計した。彼らは、推計期間を区切ることで、推計された政策反応関数の変化を計測

欧州を対象とした分析として、[Sauer and Sturm \[2003\]](#)、[Neuenkirch and Siklos \[2013\]](#)、世界を対象とした分析として、[Hofmann and Bogdanova \[2012\]](#)などが挙げられる。

⁵ サーベイの個票データを用いた政策反応関数の分析として、[Mitchell and Pearce \[2010\]](#)、[Fendel et al. \[2011\]](#)、[Carvalho and Nechio \[2014\]](#)、[Carlstrom and Jacobson \[2015\]](#)、[Dräger and Lamla \[2017\]](#)、[Czudaj \[2023\]](#)、[Bauer et al. \[2024a, 2024b, 2025\]](#)、[Pflueger \[2025\]](#)、[ECB \[2025\]](#)が挙げられる。

⁶ 金融市場の高頻度データを用いて政策反応関数を分析した研究としては、[Hamilton et al. \[2011\]](#)、[Bocola et al. \[2024\]](#)、[Barthélemy \[2024\]](#)、[Cuciniello \[2024\]](#)が挙げられる。

⁷ 民間経済主体の認識する政策反応関数が政策変更を契機に更新されることを検証した実証分析として、[Cieslak \[2018\]](#)、[Schmeling et al. \[2022\]](#)、[Bauer and Swanson \[2023a, 2023b\]](#)などが挙げられる。

し、2013年1月に導入された2%の物価安定目標や同年4月に導入された「量的・質的金融緩和」が、市場参加者の金融政策レジームの認識を変化させたかどうかを検証している。彼らは、分析結果から、政策の導入前後でインフレ予想に対する金利予想の感応度に、大きな差異は確認できなかったと報告し、名目金利の下限制約に直面するもとでは、市場参加者の金融政策に関する認識を変化させることは難しいとの見解を示している。

このほか、わが国を対象として、市場参加者の金融政策に関する認識と経済変数の安定性の関係について分析した最近の研究として Ichiue [2024]が挙げられる。彼は、わが国の民間エコノミストを対象としたサーベイである ESP フォークキャストの 2004年から 2024年までのデータを用いて、専門家が認識する政策反応関数を推計したうえで、その係数と経済変数の安定性の関係について、為替を対象として分析している。具体的には、政策反応関数におけるインフレ率にかかる係数が高まると、米国による引き締め的な金融政策の影響で為替円安が生じる効果が小さくなる傾向にあることを報告している。

本稿の分析は、推計期間に足もとの利上げ局面を含めて分析している点や、状態空間モデルを用いて政策反応関数の係数が時間を通じて変化することを許容して推計している点で、これらの研究を補完するものと言える。また、本稿ではわが国の市場参加者の金融政策に関する認識の変化と長期インフレ予想の安定性の関係についても分析している点に、新規性が存在する。

本稿の残りの構成は以下の通りである。2節では、市場参加者による政策反応関数の認識の変化に関する分析について説明する。3節では、金融政策の認識の変化が長期インフレ予想の安定性に与える影響に関する分析を報告する。4節はまとめである。

2 市場参加者が認識する政策反応関数の変化

本節では、分析に用いるデータや推計手法について述べた後、市場参加者が認識する政策反応関数の推計結果について、その係数の時系列推移を確認し、考察を行う。

2.1 分析に用いるデータ

本稿の分析では、株式会社 QUICK による、わが国の債券市場参加者を対象としたサーベイである「QUICK 月次調査<債券>」の個票データを用いる。同調査は、わが国の主要な証券会社・銀行・機関投資家に所属するファンドマネージャー、ディーラー、ストラテジスト、エコノミストなどを対象として毎月実施されるアンケート調査である。本稿で用いるデータは、同アンケート調査を回答者や所属機関を匿名化した上でパネルデータ化したものであり、回答数は調査回ごとに振れはあるものの、130人程度となっている。回答者には、債券市場において実際に運用事務に携わる者が含

まれている。

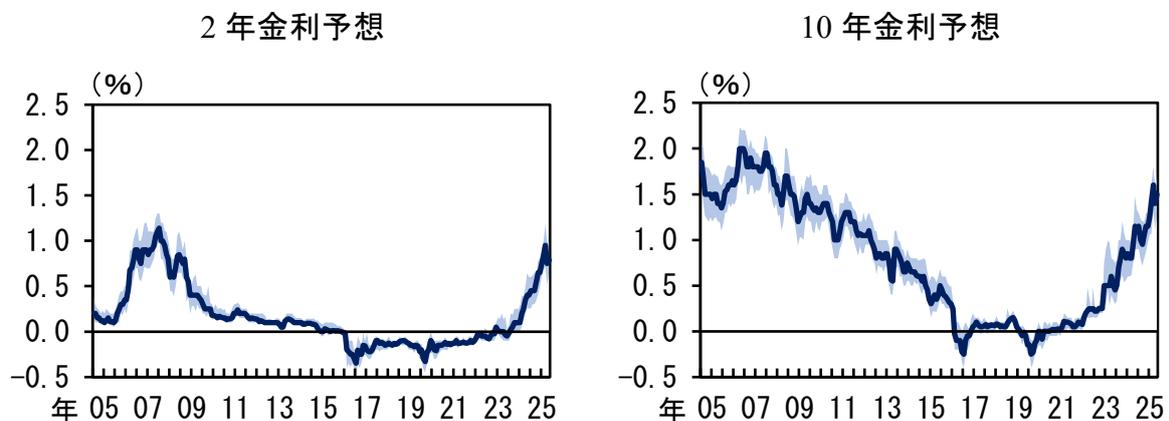
分析に用いる期間は、金利予想（名目ベース）とインフレ予想に関するデータが利用可能な2004年7月から2025年5月としている（表1）。図1および図2は、分析に用いる金利予想とインフレ予想の回答分布を示している。なお、「QUICK 月次調査＜債券＞」には実質GDPや生産などの実体経済に関する予想値が調査項目に含まれていないため、政策反応関数を推計する際に、需給ギャップなど経済全体の需要と供給のバランスに関する説明変数を含めることができない点には留意が必要である。

表 1. 分析に使用するデータ

	内容
出所	QUICK 月次調査＜債券＞
利用項目	個人 ID、2 年インフレ予想、2 年先 8 年インフレ予想、2 年金利予想、10 年金利予想
推計期間	2004 年 7 月～2025 年 5 月
構造	アンバランスドパネル
回答者数	約 130 名

（注）2 年先 8 年インフレ予想は、2 年インフレ予想と 10 年インフレ予想から筆者たちが計算。消費税増税がインフレ予想に与える影響は調整済み。金利予想は 3 か月先予想を使用。

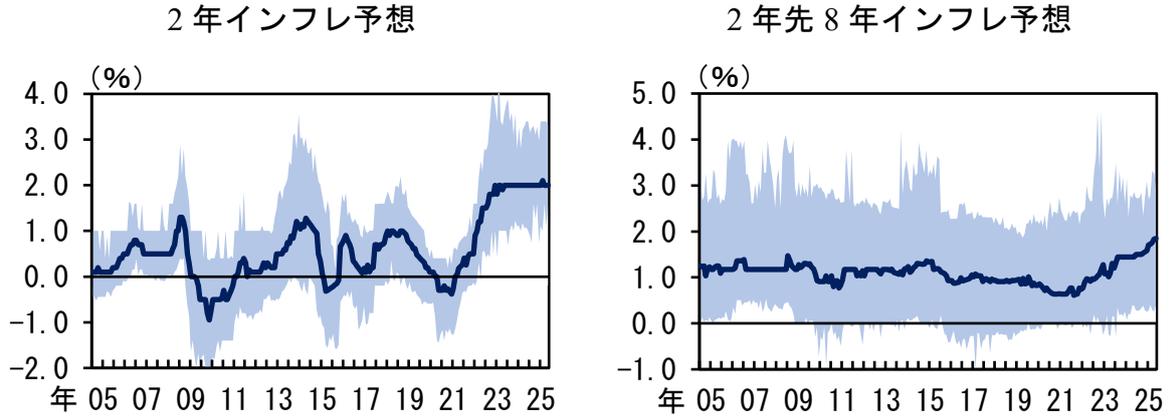
図 1. 金利予想の推移



（注）太線は中央値、シャドーは95%タイルバンド。

（出所）QUICK 月次調査＜債券＞

図 2. インフレ予想の推移



(注) 太線は中央値、シャドーは95%タイルバンド。
 (出所) QUICK 月次調査<債券>

2.2 市場サーベイデータに基づく政策反応関数の推計式の導出

本節では、「QUICK 月次調査<債券>」の個票データを用いて市場参加者が認識する政策反応関数を推計する際に用いる推計式を導出し、その特徴について整理する。

はじめに、市場参加者は、以下のようなテイラールール型の政策反応関数に基づいて (Taylor [1993])、政策金利予想を行っていると仮定する。なお、前述のとおり、データ制約のため、この政策反応関数には需給バランスに関する変数が含まれていない。

$$i_t^S = r_t^* + \bar{\pi}_t + \beta(\pi_t - \pi_t^*) + \varepsilon_t. \quad (1)$$

ここで、 t は時点、 i_t^S は政策金利、 r_t^* は均衡実質金利（自然利子率）、 $\bar{\pi}_t$ はトレンドインフレ率、 π_t はインフレ率、 π_t^* は中央銀行の物価安定目標、 ε_t は誤差項を表す。

次に、市場参加者は中央銀行の政策対応を観察することで(1)式における係数 β を更新すると仮定する。このとき、市場参加者 j が認識する政策反応関数は、更新された係数を $\hat{\beta}_{j,t}$ として、以下のように表現できる (Bauer et al. [2024b]など)。

$$i_t^S = r_t^* + \bar{\pi}_t + \hat{\beta}_{j,t}(\pi_t - \pi_t^*) + \varepsilon_{j,t}. \quad (2)$$

続いて、政策金利と長期金利の関係を考える。ここでは、先行研究に倣い、市場参加者 j の長期金利予想 (h 年、 $E_{j,t}i_t^h$) を、政策金利予想 (h 年先、 $E_{j,t}i_{t+h}^S$) とタームプレミアムに関する予想 (h 年、 $E_{j,t}TP_t^h$) に分解する (Fujiwara et al. [2015]、Ichiue [2024])。

$$E_{j,t}i_t^h = E_{j,t}i_{t+h}^S + E_{j,t}TP_t^h. \quad (3)$$

政策金利を予想する際に、市場参加者 j は (2)式に基づいて予想を形成すると仮定する

と、市場参加者 j の h 年先政策金利予想は、

$$E_{j,t}i_{t+h}^S = E_{j,t}r_{t+h}^* + E_{j,t}\bar{\pi}_{t+h} + \hat{\beta}_{j,t}(E_{j,t}\pi_{t+h} - E_{j,t}\pi_{t+h}^*) + \varepsilon_{j,t}. \quad (4)$$

と表すことができる。

(3), (4)式より、市場参加者 j の長期金利予想は、

$$\begin{aligned} E_{j,t}i_t^h &= E_{j,t}r_{t+h}^* + E_{j,t}\bar{\pi}_{t+h} + E_{j,t}TP_t^h \\ &\quad + \hat{\beta}_{j,t}(E_{j,t}\pi_{t+h} - E_{j,t}\pi_{t+h}^*) + \varepsilon_{j,t}. \end{aligned} \quad (5)$$

となる。

ここで、市場参加者 j の均衡実質金利、トレンドインフレ率、タームプレミアムに関する予想は、以下のように市場参加者全体で共通の成分 ($E_t r_{t+h}^*$, $E_t \bar{\pi}_{t+h}$, $E_t TP_t^h$) と市場参加者ごとに固有の信念 (r_j^* , $\bar{\pi}_j$, TP_j^h) で構成されると仮定する。

$$E_{j,t}r_{t+h}^* = E_t r_{t+h}^* + r_j^*, \quad (6)$$

$$E_{j,t}\bar{\pi}_{t+h} = E_t \bar{\pi}_{t+h} + \bar{\pi}_j, \quad (7)$$

$$E_{j,t}TP_t^h = E_t TP_t^h + TP_j^h. \quad (8)$$

加えて、以下のように、市場参加者は物価安定目標が将来にわたって不変であると考え、政策反応関数における係数は市場参加者間で共通であることを仮定する。

$$E_{j,t}\pi_{t+h}^* = \pi_t^*, \quad (9)$$

$$\hat{\beta}_{j,t} = \hat{\beta}_t. \quad (10)$$

ここで、(7)式のトレンドインフレ予想の共通の成分($E_t \bar{\pi}_{t+h}$)について、考察しておきたい。まず、一般的なマクロモデルにおいては、中央銀行の物価安定目標が完全に信認されているもとの、トレンドインフレ率は物価安定目標に一致すると仮定されることが多い。もっとも、過去のデフレ期など、長期インフレ予想が物価安定目標にアンカーされていない期間が存在すると考えられるわが国においては、こうした仮定をそのまま用いるのは、必ずしも適切ではない可能性がある (Castelnuovo et al. [2003]、Gaspar et al. [2010]、Ehrmann [2015]、西野ほか [2016])。そのため、本稿では、市場参加者に共通なトレンドインフレ予想は、以下のように物価安定目標 (π_t^*) と長期イン

フレ予想の市場参加者全体の平均値 ($E_t\pi_{t+h}$) の加重平均で決定されると仮定する⁸。

$$E_t\bar{\pi}_{t+h} = \omega_t\pi_t^* + (1 - \omega_t)E_t\pi_{t+h}. \quad (11)$$

ただし、 ω_t は0以上1以下のウエイトであり、物価安定目標がトレンドインフレ予想に影響を及ぼす度合いを表す。

以上から、(6)から(11)式による仮定のもとで、(5)式の市場参加者 j の長期金利予想は、

$$\begin{aligned} E_{j,t}i_t^h &= [E_tr_{t+h}^* + (1 - \omega_t)E_t\pi_{t+h} + E_tTP_t^h - (\hat{\beta}_t - \omega_t)\pi_t^*] \\ &\quad + \hat{\beta}_t E_{j,t}\pi_{t+h} + (r_j^* + \bar{\pi}_j + TP_j^h) + \varepsilon_{j,t}. \end{aligned} \quad (12)$$

と表すことができる。

(12)式を固定効果モデルの表現に変形すると、

$$E_{j,t}i_t^h = \hat{\alpha}_t + \hat{\beta}_t E_{j,t}\pi_{t+h} + \delta_j + \varepsilon_{j,t}. \quad (13)$$

となり、本稿の推計式が得られる⁹。ただし、 $\hat{\alpha}_t$ は時変定数項、 δ_j は個別固定効果であり、それぞれ(12)式の第1項と第3項に対応する。

(12), (13)式から、本稿の推計式は次の2つの性質を持つことが指摘できる。第一に、金利年限 (h) の長短にかかわらず (3)から(13)式は全て成立することから、本稿の推計式において『長期金利と長期インフレ予想』という組み合わせと『短期金利と短期インフレ予想』という組み合わせのどちらを用いても同じ $\hat{\beta}_t$ が推計される、という性質がある。低金利環境下で政策反応関数を推計した先行研究をみると、名目金利の下限を境にそれよりも低い金利が観測できなくなるため、回帰分析における i.i.d. (independent and identically distributed)の仮定が満たされなくなるという推計上の問題 (censoring problem) を回避するため、名目金利の下限制約に直面した期間が長い短期金利ではなく、長期金利を用いたものが多い (Fujiwara et al. [2015]、Kim and Pruitt [2017]、Ichiue [2024])。実際、「QUICK 月次調査<債券>」で調査している金利予想の推移をみると、2年金利予想は、2009年以降、名目金利の下限制約に直面し、10年金利予想対比で低下余地が限られてきたことが窺われる (図1)。本稿の分析でも、上記の性質を利用することで、長期金利と長期インフレ予想を用いて、市場参加者が認識

⁸ 本稿では、市場参加者がトレンドインフレ率の h 期先予想を行う際には、同時点のインフレ予想の平均値 ($E_t\pi_{t+h}$) が利用可能という仮定を置いている。

⁹ 本稿の推計式とテイラー原理の関係については、補論Aを参照。

する政策反応関数を推計することとした。

第二に、定数項 $\hat{\alpha}_t$ が時変で推計され、 π_t^* の影響をとらえることができることから、本稿の推計式においてインフレギャップ ($E_{j,t}\pi_{t+h} - \pi_t^*$) をインフレ予想 ($E_{j,t}\pi_{t+h}$) に入れ替えても $\hat{\beta}_t$ の推計結果に影響はない、という性質が指摘できる。先行研究をみると、上記の性質を利用して、説明変数としてインフレギャップではなくインフレ予想を使用して推計しているものが多い (Fujiwara et al. [2015]、Bauer et al. [2024a, 2024b, 2025]、Ichiue [2024])。本稿の分析でも、先行研究に倣い、インフレ予想を説明変数とする政策反応関数を推計することとした。

(市場参加者が認識する長期年限の均衡実質金利の導出)

本稿の推計式である (12)式を(13)式と比較すると、時変定数項 $\hat{\alpha}_t$ は、均衡実質金利予想 $E_t r_{t+h}^*$ 、市場参加者のインフレ予想の平均値 $E_t \pi_{t+h}$ 、タームプレミアム予想 $E_t TP_t^h$ 、物価安定目標 π_t^* 、政策反応関数の係数 $\hat{\beta}_t$ から構成されていることがわかる。このとき、(11), (12)式より、

$$\begin{aligned} E_t r_{t+h}^* + E_t TP_t^h &= \hat{\alpha}_t + (\hat{\beta}_t - \omega_t)\pi_t^* - (1 - \omega_t)E_t \pi_{t+h} \\ &= \hat{\alpha}_t + \hat{\beta}_t \pi_t^* - E_t \bar{\pi}_{t+h}. \end{aligned} \quad (14)$$

となる。ここで、均衡実質金利予想 $E_t r_{t+h}^*$ とトレンドインフレ予想 $E_t \bar{\pi}_{t+h}$ は、それぞれ足もとで認識されている短期年限の均衡実質金利 (自然利子率) $E_t r_t^*$ とトレンドインフレ率 $E_t \bar{\pi}_t$ に一致すると仮定する。このとき、以下の関係式が導ける。

$$E_t r_t^* + E_t TP_t^h = \hat{\alpha}_t + \hat{\beta}_t \pi_t^* - E_t \bar{\pi}_t. \quad (15)$$

(15)式の左辺は、市場参加者が認識する短期年限の均衡実質金利と h 年タームプレミアムである。先行研究によると、短期年限の均衡実質金利と h 年タームプレミアムの和は h 年金利に対応する均衡実質金利を表すと考えられるため、(15)式は市場参加者が認識する長期年限の均衡実質金利を導出する式であると解釈可能である¹⁰。一方、右辺は推計された政策反応関数の係数 ($\hat{\alpha}_t$, $\hat{\beta}_t$) の値と、足もとのトレンドインフレ率に関する認識 ($E_t \bar{\pi}_t$) であり、後者について仮定をおくことで計算することができる。このように(13)式の固定効果モデルの推計結果から、一定の仮定のもとで、市場参加

¹⁰ こうした長期年限に対応する均衡実質金利の考え方は、均衡イールドカーブを推計した Brzozza-Brzezina and Kotłowski [2014]に依拠している。杉岡ほか [2024]は、今久保ほか [2015]や Nakajima et al. [2023]、Del Negro et al.[2017]、畑山・岩崎 [2024]の定式化に従い、長期年限に対応する均衡実質金利を、短期年限の均衡実質金利と対応する年限のタームプレミアムのトレンド成分の和として推計している。

者が認識する長期年限の均衡実質金利を導出することが可能である。

2.3 推計方法

本節では、2.2 節で導出した市場参加者が認識する政策反応関数 ((13)式) の推計方法を説明する。先行研究では、クロスセクション回帰を用いて推計する文献が多いが、今回使用する「QUICK 月次調査<債券>」は、アンバランスパネルデータであるため、回答者の入れ替わりが一定程度あること等から、調査回ごとに推計値が振れる可能性がある¹¹。そうした調査回ごとの振れの影響を除いて市場参加者の金融政策の認識に関する評価を行う観点から、本稿では状態空間モデルに基づいて、市場参加者が認識する政策反応関数を推計する。

本稿で用いる状態空間モデルは、個々の市場参加者が認識する政策反応関数を表す観測方程式と、推計される政策反応関数の係数の挙動を記述した状態方程式から構成される。

(観測方程式)

本稿の観測方程式は、(13)式で表された市場参加者 j が認識する政策反応関数である。

$$E_{j,t}i_t^h = \hat{\alpha}_t + \hat{\beta}_t E_{j,t}\pi_{t+h} + \delta_j + \varepsilon_{j,t}, \quad \varepsilon_{j,t} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2). \quad (16)$$

ただし、 t は時点、 $E_{j,t}i_t^h$ 、 $E_{j,t}\pi_{t+h}$ は、それぞれ市場参加者 j の10年金利予想と2年先8年インフレ予想、 $\hat{\alpha}_t$ 、 $\hat{\beta}_t$ は係数、 δ_j は個別固定効果、 $\varepsilon_{j,t}$ は観測誤差である。

(状態方程式)

本稿では、(16)式の定数項 $\hat{\alpha}_t$ とインフレ係数 $\hat{\beta}_t$ が変化すると仮定し、それらがランダムウォーク過程に従って変動するとした。

$$\hat{\alpha}_t = \hat{\alpha}_{t-1} + \eta_t^\alpha, \quad \eta_t^\alpha \sim N(0, \sigma_1^2), \quad (17)$$

$$\hat{\beta}_t = \hat{\beta}_{t-1} + \eta_t^\beta, \quad \eta_t^\beta \sim N(0, \sigma_2^2). \quad (18)$$

ここで、 η_t^α 、 η_t^β はランダムウォーク過程におけるショックである。

(推計手法)

本稿では、上記の状態空間モデルをもとに、ハミルトニアン・モンテカルロ法を用

¹¹ 振れはあるが、毎月10%程度はサンプルが入れ替わっている傾向にある。

いて状態変数 ($\hat{\alpha}_t, \hat{\beta}_t$) とパラメータ ($\sigma_\varepsilon^2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$) の事後分布を推計する¹²。推計対象となる状態変数とパラメータは、時変定数項 ($\hat{\alpha}_t$)、時変係数 ($\hat{\beta}_t$)、観測誤差の分散 (σ_ε^2)、ランダムウォーク過程におけるショックの分散 (σ_1^2, σ_2^2) である。時変定数項と時変係数の初期値は、 $\hat{\alpha}_1 \sim N(0, 2)$ 、 $\hat{\beta}_1 \sim N(0.5, 2)$ 、観測誤差・ランダムウォーク過程におけるショックの分散の事前分布は、無情報事前分布 ($U(0, \infty)$) とした。推計に当たっては、独立な4個のチェーンから1,000回のサンプリングを行い、それぞれについて最初の500回をBurn-inとし、最後に得られた合計2,000個のサンプルを事後分布からのサンプルとした。

また、市場参加者が認識する長期年限の均衡実質金利は、(15)式を用いて算出した。ただし、(15)式の中にある市場参加者が認識するトレンドインフレ率については、2年先8年インフレ予想の中央値を用いた。また、物価安定目標については、2012年以前は1%、2013年以降は2%とした。推計データとして10年金利予想と該当するトレンドインフレ率を用いていることから、ここで算出した系列は10年均衡実質金利に相当すると考えられる。

2.4 推計結果

本節では、上記の枠組みに基づき推計されたわが国の市場参加者が認識する政策反応関数の係数の推移を確認し、政策局面との比較を行うことで、係数の変化の背景について考察する。また、市場参加者が認識する10年均衡実質金利の推移も確認する。

(わが国の市場参加者の金融政策に関する認識)

図3では、わが国の市場参加者が認識する政策反応関数のインフレ係数 ($\hat{\beta}_t$) を、政策イベントや識別された構造変化点と併せてプロットしている¹³。

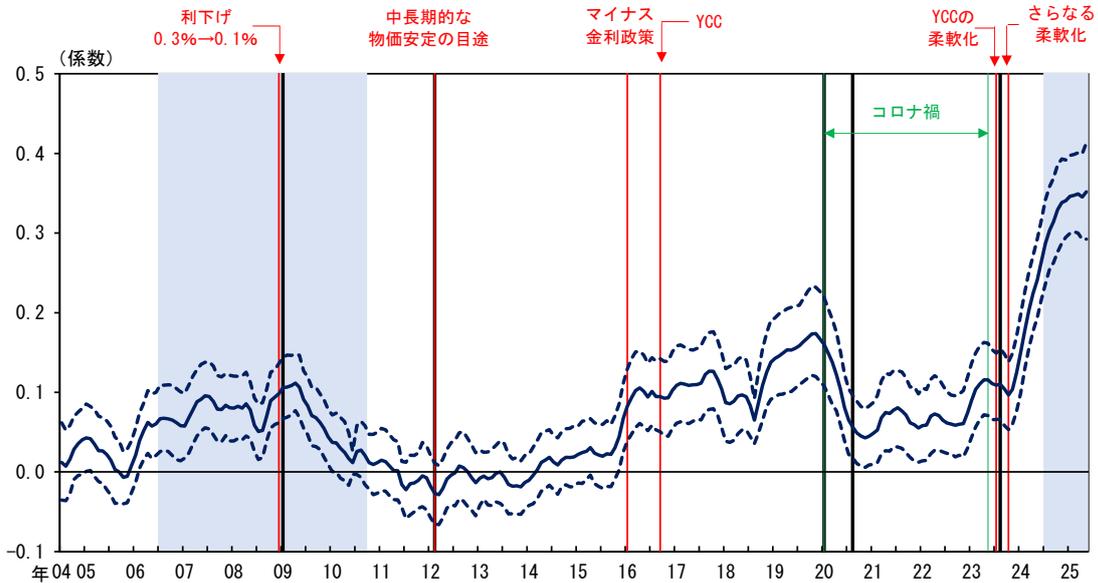
推計結果をみると、わが国の市場参加者が認識する政策反応関数のインフレ係数 ($\hat{\beta}_t$) は、名目金利の下限制約に直面していた局面ではゼロ近傍で推移する一方、利上げ局面やマイナス金利政策の導入局面では、上昇していることが確認できる¹⁴。

¹² ハミルトニアン・モンテカルロ法は、マルコフ連鎖モンテカルロ法の一つである。推計手法の詳細については、補論Bを参照。

¹³ 本稿では、与えられた時系列データに対して、区分線形回帰モデルを用いて複数の構造変化点を識別するMuggeo [2003]の手法を用いた。同手法は、隣り合う区間で推計された2つの回帰直線が、境界において連続的に接続されるように制約を課している点が特徴的である。今回は、BICを参考に構造変化点の個数を5つと設定した上で、構造変化点を推計している。推計手法についての詳細は、Muggeo [2003, 2008]を参照。

¹⁴ 頑健性チェックとして、クロスセクション回帰での分析や、短期金利・短期インフレ予想を用いた分析も実施したが、概ね同様の結果が得られている。詳細は補論Cを参照。

図 3. わが国の市場参加者が認識する政策反応関数のインフレ係数 ($\hat{\beta}_t$)



(注) 太線・点線はそれぞれ事後分布における中央値、95%信用区間。黒線は識別された構造変化点 (Muggeo [2003] による)、赤線は日本銀行の政策変更、シャドーは正の政策金利が適用されていた期間。

(出所) QUICK 月次調査<債券>

推計始期から 2006 年 6 月にかけての期間で、インフレ係数がゼロ近傍で推移しており、金利予想がインフレ予想に反応しなくなっているのは、中央銀行が名目金利の下限制約に直面したため、インフレ予想の低下に対して金利を引き下げることができないと予想されたことや、フォワード・ガイダンスによって、目先の経済・物価動向に関わらず安定的に物価が上昇するまで緩和的な金融環境を維持する政策を行っていたことを反映している可能性がある¹⁵。同じように、いったん上昇したインフレ係数が 2008 年 12 月の利下げを契機に低下し、再び係数がゼロ近傍で推移するようになっているのも、名目金利の下限制約に直面しているという認識の高まりや、緩和的な政策スタンスが市場参加者に意識されるようになっていたことを反映している可能性がある。この点、政策変更を契機としたものではないが、2020 年以降のコロナ禍の期間においてもインフレ係数は低下しており、名目金利の下限制約が意識された可能性や、緩和的な金融環境が維持されるとの見方を反映している可能性が指摘できる。

一方で、2006～2007 年の利上げ局面においてインフレ係数がゼロ近傍からプラス圏に統計的に有意に上昇しているのは、名目金利の下限制約を脱してテイラールール

¹⁵ 日本銀行は 2001 年 3 月から 2006 年 3 月まで、①金融市場調節の主たる操作目標を日本銀行当座預金残高に変更し、②こうした調節方式を消費者物価（除く生鮮食品）の前年比上昇率が安定的にゼロ%以上になるまで継続することに加えて、③必要に応じて銀行券発行残高を上限に、長期国債の買入れを増額するとして「量的緩和政策」を実施していた。詳細は日本銀行 [2024] を参照。

が示唆するような物価情勢に応じた政策金利対応を市場参加者が意識するようになったことを反映しているという解釈ができる。興味深いのは、2016年1月にマイナス金利政策が導入された際にインフレ係数が上昇していることである¹⁶。このタイミングでインフレ係数が上昇した背景として、名目金利のマイナス幅の拡大という形で、テイラールールが示唆するような政策金利対応が行われる可能性が意識されるようになった、という見方ができる。この点は、Ueno [2017]や菅沼・山田 [2017]が、わが国におけるマイナス金利政策の導入によって、名目金利の下限に関する市場参加者の認識がゼロから負の値に移ったことを実証分析に基づいて指摘していることとも整合的である。

なお、直近では、2023年7月のイールドカーブ・コントロール（YCC）の柔軟化¹⁷や2023年10月のYCCのさらなる柔軟化を契機にインフレ係数は明確に上昇しており、市場参加者の間で金融政策の正常化が意識されるようになったことを反映している可能性がある¹⁸。図4では、インフレ係数と長期インフレ予想の推移を比較している。わが国では、インフレ予想は2021年頃から上昇している一方、インフレ係数が上昇しているのは2023年のYCCの柔軟化やYCCのさらなる柔軟化以降である。この結果は、市場参加者が実際の政策変更を契機に金融政策に関する認識を更新する傾向にある可能性を示唆しており、同様の検証を行った海外先行研究とも整合的である（Bauer et al. [2024a, 2024b, 2025]、Cuciniello [2024]、Bocola et al. [2024]、Pflueger [2025]）。

（わが国の市場参加者が認識する均衡実質金利）

わが国の市場参加者が認識する10年均衡実質金利の推計値を、先行研究における推計値と比較すると、もとより推計手法ごとの差異が大きいものの、概ね先行研究のバンドの範囲内で推移していると考えられる（図5）。そのうえで、わが国の市場参加者が認識する10年均衡実質金利の推移をみると、世界金融危機後に低金利環境が長期間続くなかで2015年頃まで緩やかな低下傾向が続き、-1%近傍まで到達した。その後も、金融緩和が長期化するなかで、認識された均衡実質金利は低位で推移したこ

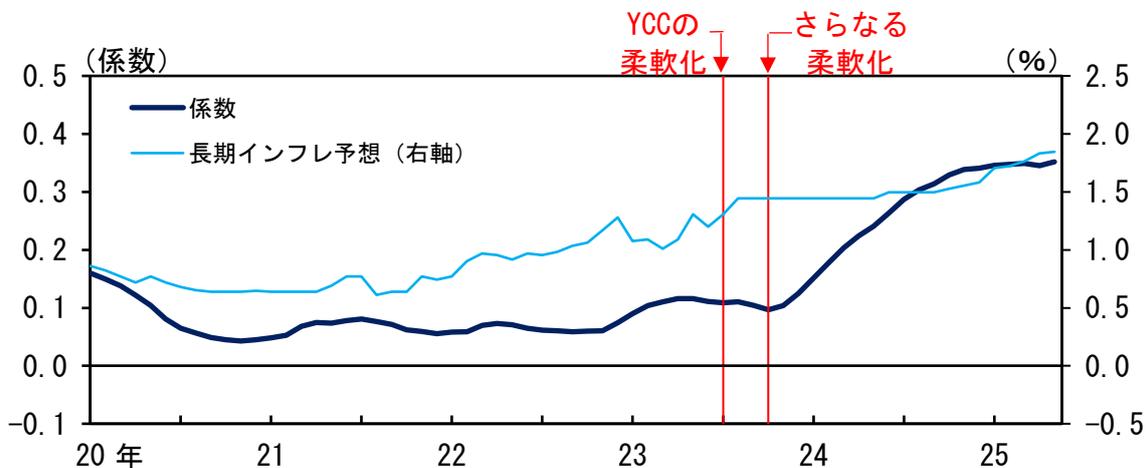
¹⁶ わが国のマイナス金利政策については、伊藤ほか [2024]を参照。

¹⁷ 日本銀行は2016年9月に、金融緩和の長期化が見込まれるもとの、緩和効果だけでなく、副作用にも配慮しながら、適切な水準に名目金利をコントロールするため、YCCの枠組みを導入した。もっとも、インフレ率やインフレ予想が上昇した2022年以降、同政策が国債市場の機能度を低下させている可能性が指摘されていた（日本銀行金融市場局 [2023]、北村ほか [2024]）。こうした背景から、日本銀行は2023年7月に、同政策が国債市場の機能度などに与える影響を軽減する観点から、「YCCの運用の柔軟化」を決定し、上限は厳格に存在するものの、長期金利の上昇を一定幅許容することができる枠組みに変更した。

¹⁸ 日本銀行は2023年10月に、長期金利の上限を厳格に抑えることは、強力な効果の反面、副作用も大きくなりうるとして、厳格な上限を「上限の目途」に変更することで、より運用の柔軟性を高める「YCCの運用のさらなる柔軟化」を決定した。

とが示唆されている。

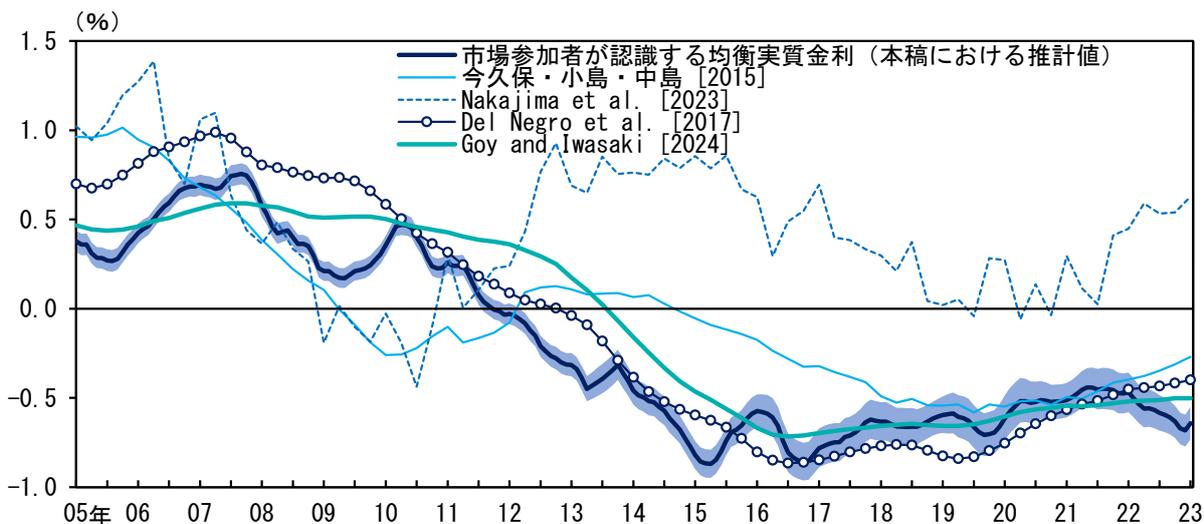
図 4. 長期インフレ予想と β_t



(注) 係数は、市場参加者が認識する政策反応関数のインフレ係数。長期インフレ予想は、QUICK 月次調査<債券>の2年先8年インフレ予想の中央値。

(出所) QUICK 月次調査<債券>

図 5. わが国の市場参加者が認識する 10 年均衡実質金利



(注) 市場参加者が認識する均衡実質金利は、(15)式をもとに推計した事後分布の中央値の後方6か月移動平均。シャドローは95%信用区間。その他は、各モデルにおけるわが国の10年均衡実質金利の推計値。

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

2.5 市場参加者が認識する政策反応関数の異質性

ここまでの分析では市場参加者の同質性を仮定してきたが、本節ではその仮定を緩め、市場参加者の認識に異質性がある可能性について検討する。

ここでは特に、長期インフレ予想が物価安定目標である2%に近いグループと、そこから乖離しているグループの間で、推計された政策反応関数の係数に差異があるの

かどうかを確認する¹⁹。具体的には、「長期インフレ予想と物価安定目標の平均的な乖離率」がその中央値よりも小さい市場参加者を「長期インフレ予想が物価安定目標に近いグループ」、中央値よりも大きい市場参加者を「長期インフレ予想が物価安定目標から乖離しているグループ」に分類する²⁰。長期インフレ予想が物価安定目標に近いグループについて、長期インフレ予想の中央値をみると、足もと2%に近接している一方、物価安定目標から乖離しているグループではインフレ予想は依然として1%程度で推移している（図6）。足もとにおける長期インフレ予想の分布をみると、物価安定目標に近いグループでは2%近傍に集中している傾向があるのに対して、物価安定目標から乖離しているグループでは、分布全体がより低インフレ側にあり、また平坦な形状となっている（図7）。

図6. 長期インフレ予想の推移

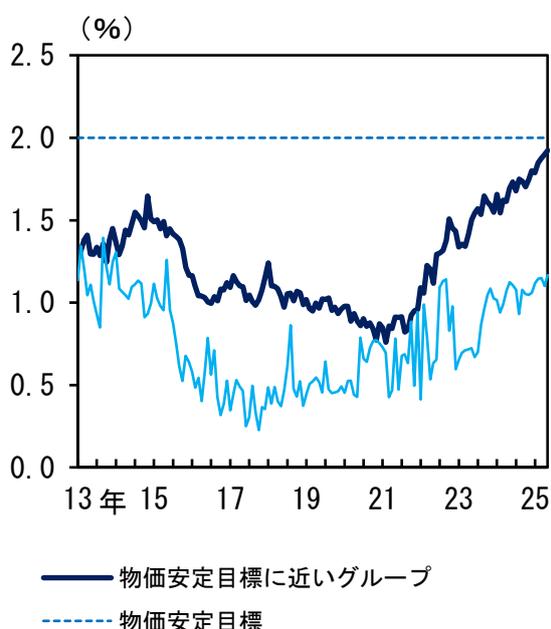
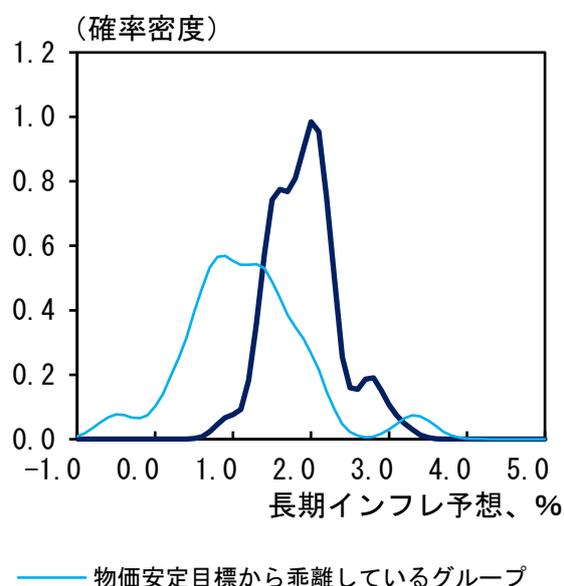


図7. 長期インフレ予想の分布



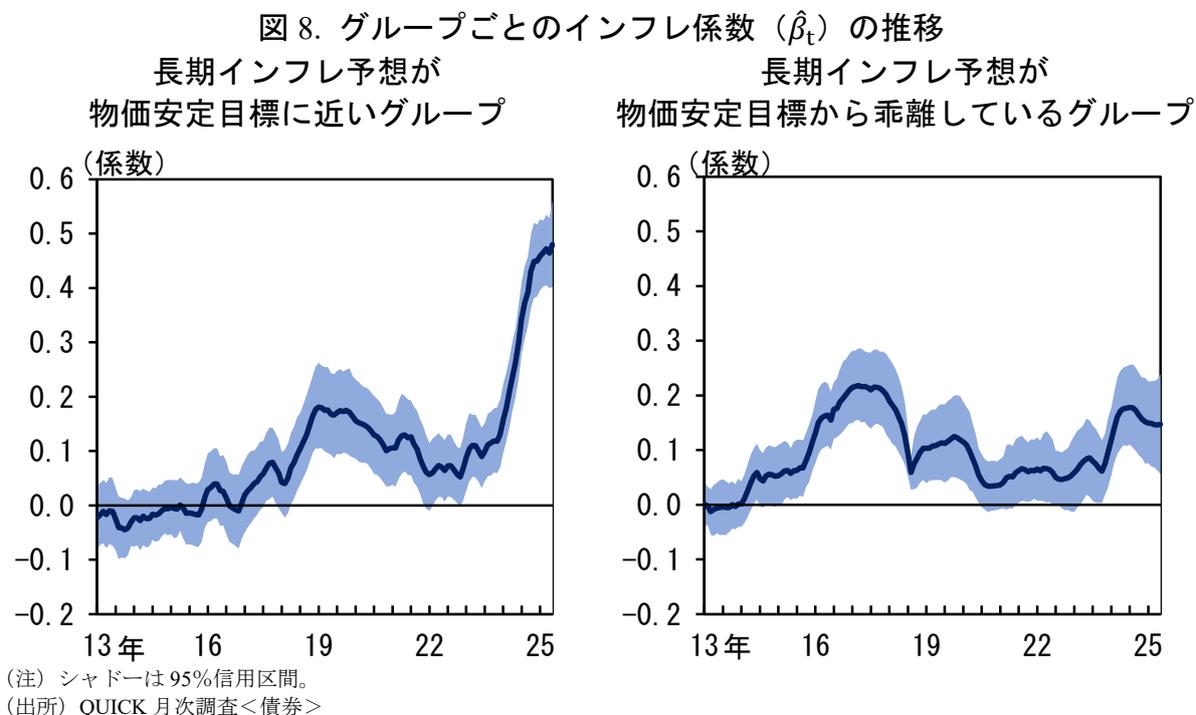
(注) 分布は2025年5月時点。
(出所) QUICK 月次調査<債券>

このように分割したグループごとに、認識された政策反応関数のインフレ係数の推移をみると、「長期インフレ予想が物価安定目標に近いグループ」では係数が足もと明確に上昇している一方、「乖離しているグループ」では上昇が緩やかなものにとどまっている（図8）。このことは、物価安定目標に近いグループではテイラールール

¹⁹ このように、サンプルを分割して政策反応関数の係数を比較することでグループ間の認識に差異があるか否かを調べる手法は、Bauer et al. [2024a]に基づいている。

²⁰ ここで、「長期インフレ予想と物価安定目標の平均的な乖離率」は以下のように定義する。市場参加者 j の時点 t における長期インフレ予想と物価安定目標の差の絶対値を $E_{j,t}|\hat{\pi}_{t+h}|$ 、そのクロスセクション方向の平均値を $E_t|\hat{\pi}_{t+h}|$ としたとき、市場参加者 j の「長期インフレ予想と物価安定目標の平均的な乖離率」を $E_{j,t}|\hat{\pi}_{t+h}|/E_t|\hat{\pi}_{t+h}|$ の時系列方向の平均値として定義する。

が示唆するようなインフレ予想に基づく政策対応が予想されている一方、物価目標から乖離しているグループでは低金利の継続が意識されている、という解釈ができる²¹。



3 市場参加者の認識の変化が長期インフレ予想の安定性に与える影響

前節では、市場参加者の政策反応関数におけるインフレ係数の変化を分析し、市場参加者の金融政策に関する認識の変遷を考察してきた。もっとも、市場参加者の金融政策に関する認識の変化が生じると、わが国の経済・物価に対してどのような含意があるのだろうか。

先行研究では、認識された政策反応関数のインフレ係数が上昇すると、経済・物価が安定する方向に金融市場の指標や民間経済主体の予想が変化する傾向にあることが示されている。そうした分析の背景には、インフレ係数がプラスとなる局面で経済にショックが生じた際、民間経済主体は「中央銀行がショックを相殺する方向に政策金利を操作する」と予想するため、経済ショックが民間経済主体の経済・物価に関する予想に与える影響が限定的となるというメカニズムが想定されている。この点、Cuciniello [2024]は、欧州における OIS から算出されるフォワード金利とインフレスワップレートなどに関する金融市場の高頻度データを用いて、市場参加者が認識する政策反応関数を推計し、そのインフレ係数が上昇すると、長期インフレ予想の安定度合

²¹ 認識された 10 年均衡実質金利の推計値については、グループ間で大きな差異はなかった。このことは、市場参加者の金融政策に関する認識に異質性が生じている可能性があるが、それは主として政策反応関数のインフレ係数に生じていることを示唆している。

いが高まることを指摘している。

本節では、長期インフレ予想の安定度合いに関する概念を整理したのち、Cuciniello [2024]の分析枠組みを参考に、市場参加者が認識する政策反応関数のインフレ係数 ($\hat{\beta}_t$) と長期インフレ予想の安定度合いの関係について、わが国を対象とした検証を行う。

3.1 長期インフレ予想の安定度合いをどのように評価するか

長期インフレ予想の安定は、一般に「経済に生じたショックに対して、長期インフレ予想が反応しない」こととして定義される (Bernanke [2007])。こうした考え方のもと、長期インフレ予想の安定度合いに関する実証分析では、短期インフレ予想やインフレ実感に対する長期インフレ予想の感応度を計測することが多い。このようにして推計された長期インフレ予想の感応度が低ければ、短期的にインフレ率を上昇させるようなショックに対して長期インフレ予想が反応しないことを意味するため、「長期インフレ予想は安定している」と解釈することができる (Levin et al. [2004]、Kumar et al. [2015]、Carvalho et al. [2023]、Hogen and Okuma [2025])。

本稿も先行研究の定義に基づき、「短期インフレ予想に対する長期インフレ予想の感応度の低下」を「長期インフレ予想の安定度合いの高まり」と解釈することとする。

3.2 分析手法

本稿では、 $\hat{\beta}_t$ が上昇した際に長期インフレ予想の安定度合いが高まるかどうかを検証するため、Cuciniello [2024]の定式化を参考に、「QUICK 月次調査<債券>」のデータを用いてパネル回帰分析を行った。具体的な定式化は以下の2式である。

$$\Delta E_{j,t} \pi_t^L = \theta \Delta E_{j,t} \pi_t^S + \kappa (\Delta E_{j,t} \pi_t^S * \hat{\beta}_{t-1}) + \omega \hat{\beta}_{t-1} + \mu_j + o_{j,t}, \quad (19)$$

$$\Delta E_{j,t} \pi_t^L = \theta \Delta E_{j,t} \pi_t^S + \kappa (\Delta E_{j,t} \pi_t^S * \hat{\beta}_{t-1}) + \nu_t + \mu_j + o_{j,t}. \quad (20)$$

ただし、 $\Delta E_{j,t} \pi_t^L$ は市場参加者 j の時点 $t-1$ から時点 t における2年先8年インフレ予想の変化幅、 $\Delta E_{j,t} \pi_t^S$ は2年インフレ予想の変化幅を表す。 $\hat{\beta}_{t-1}$ は時点 $t-1$ における認識された政策反応関数のインフレ係数である。 μ_j は個別固定効果であり、 $o_{j,t}$ は推計残差である。(20)式は、(19)式において、インフレ係数の項 ($\omega \hat{\beta}_{t-1}$) を時間固定効果 (ν_t) に置き換え、インフレ係数以外のマクロ経済の変動要因もコントロールすることを試みた定式化である。推計期間は、2004年8月から2025年5月である。

長期インフレ予想の安定度合いは、(19)、(20)式の係数 θ と κ で捉えられる。係数 θ は、 $\hat{\beta}_{t-1}$ がゼロのときの、短期インフレ予想に対する長期インフレ予想の感応度を表している。わが国のインフレ予想の特徴として、適合的な予想形成を報告する研究が多い

なか、 θ は正であることが予想される²²。一方、 κ は認識された係数 $\hat{\beta}_{t-1}$ が1単位大きい場合に短期インフレ予想に対する長期インフレ予想の感応度が追加的にどの程度変化するかを表す係数である。この定式化において、 κ が負の値であり、 $\hat{\beta}_{t-1}$ が正の値であるときに、短期インフレ予想に対する長期インフレ予想の感応度が低下する可能性があることになる。前節の議論を考慮すると、この枠組みによって、 $\hat{\beta}_{t-1}$ が変化した際に長期インフレ予想の安定度合いが高まるかどうかを調べることができる。2節でみたように期間を通じてインフレ係数 $\hat{\beta}_t$ の推計値がゼロ以上であったことを踏まえると、 $\hat{\beta}_{t-1}$ が上昇した際に長期インフレ予想の安定度合いが高まるのは、係数 θ が正の値をとり、係数 κ が負の値をとる場合である。

3.3 分析結果

(19), (20)式の推計結果をみると、いずれの定式化においても、短期インフレ予想の係数 θ は統計的に有意に正、短期インフレ予想と認識されたインフレ係数 $\hat{\beta}_{t-1}$ の交差項の係数 κ は有意に負となっている(表2)。係数 θ が有意に正という結果は、長期インフレ予想が短期インフレ予想と連動する傾向にあるということを意味しており、長期インフレ予想の形成が適合的であるという、わが国の特徴を表していると考えられる。

そのうえで、係数 κ が有意に負という結果は、認識された政策反応関数のインフレ係数が上昇、すなわち、インフレ率に対してより強い政策対応が想定されるようになると、短期インフレ予想に対する長期インフレ予想の感応度が低下する傾向にあることを意味しており、前述のとおり、これは長期インフレ予想の安定度合いの高まりを示唆するものとみることができる。

この点、わが国における長期インフレ予想の安定度合いの高まりについては、局面によって解釈が異なる点に留意する必要がある。すなわち、デフレ期において、長期インフレ予想が物価安定目標よりも低い水準で安定度合いが高まることは、その時点における低い長期インフレ予想が継続すると市場参加者が認識していたことを示す。こうした市場参加者の認識は、いわゆるデフレ期における賃金・物価が上がりにくいことを前提とした慣行や考え方の定着を反映していた可能性が示唆される。

一方で、直近局面において、長期インフレ予想が物価安定目標に相対的に近い水準で安定度合いが高まることは、Cuciniello [2024]が欧州を対象とした研究で示したのと同じように、長期インフレ予想が短期インフレ予想の影響を受けづらくなり、物価安定目標へのアンカーが強まっている可能性を示唆する。さらに、図8に示されているように、長期インフレ予想が物価安定目標である2%に近い市場参加者のインフレ係

²² わが国のインフレ予想が適合的に形成されていることに関しては、日本銀行 [2016, 2021, 2024]、北村・田中 [2019]、Maruyama and Sukanuma [2020]、池田ほか [2022]、福永ほか [2024]、Hogen and Okuma [2025]、藤井ほか [2025]などを参照。

数が相対的に上昇していることを踏まえると、インフレ率に対してより強い金融政策対応を想定する市場参加者ほど、長期インフレ予想が2%近傍で相対的に安定している傾向にあることが指摘できる。もっとも、インフレ係数の上昇が長期インフレ予想の安定に影響を与えるメカニズムにまで踏み込んだ分析ではない点には留意する必要がある。

表 2. 長期インフレ予想の安定度合いに関する分析の推計結果

		被説明変数：長期インフレ予想（前月差、%pt）	
		(19)式	(20)式
短期インフレ予想（前月差、%pt）	θ	0.41*** (0.06)	0.43*** (0.06)
β_{t-1}	κ	-0.90* (0.48)	-0.86* (0.49)
$\hat{\beta}_{t-1}$	ω	0.11*** (0.03)	
個別固定効果		YES	YES
時間固定効果		NO	YES
Adj. R ²		0.06	0.08
サンプルサイズ		27,529	
推計期間		2004年8月～2025年5月	

(注) ***, *はそれぞれ1%、10%有意水準。()内はクラスターロバスト標準誤差。

(出所) QUICK 月次調査<債券>

4 おわりに

本稿では、わが国の市場参加者のサーベイの個票データを状態空間モデルの枠組みに適用して、市場参加者が認識する政策反応関数を推計するとともに、その係数の変化のタイミングや、長期インフレ予想の安定性との関係について分析を行った。

本稿の主要な結果を振り返ると、以下の通りである。第一に、政策反応関数の係数は名目金利の下限制約のもとではゼロ近傍にある一方、その後の利上げ局面では中央銀行の政策変更を機に上昇する傾向が確認された。この結果からは、海外を対象とした先行研究の結果と同様、民間経済主体は実際の政策変更を契機に政策反応関数に関する自身の認識を更新する傾向がある可能性が示唆される。第二に、政策反応関数の認識の異質性に関する分析からは、足もと、政策反応関数の係数は、全体として上昇しているものの、長期インフレ予想が物価安定目標から乖離しているグループでは、依然として係数が低水準にとどまっていることが確認された。第三に、インフレ率に対してより強い金融政策対応を想定する市場参加者ほど、長期インフレ予想が2%近

傍で相対的に安定している傾向が示された。こうした結果は、民間経済主体の金融政策に関する認識は状況によって変化しており、マクロ経済の安定性や金融政策の有効性が時点によって異なる可能性があることを示唆している。

最後に、残された分析上の課題について述べる。まず、本稿では、市場参加者を対象に分析を行ったが、実体経済への影響という観点からは、家計や企業が金融政策対応をどのように認識しているか、という観点も重要と考えられる²³。また、民間経済主体が、中央銀行の政策対応を観測することで政策反応関数に関する自身の認識を更新するという状況において、どのようなコミュニケーション手段を用いることが有効か、という論点がある²⁴。金融政策の有効性を評価していくうえでは、民間経済主体の金融政策に関する認識について、その特徴に対する理解を深めていくことが有用であると考えられる。

²³ 企業や家計の金融政策運営に対する理解を推進することの重要性について、[Bernanke \[2010\]](#)は以下のように言及している。

"Improving the public's understanding of the central bank's policy strategy reduces economic and financial uncertainty and helps households and firms make more-informed decisions. Moreover, clarity about goals and strategies can help anchor the public's longer-term inflation expectations more firmly and thereby bolsters the central bank's ability to respond forcefully to adverse shocks."

²⁴ 民間経済主体による金融政策の認識の形成に対して、中央銀行のコミュニケーション戦略がどのように関わっているかという点に関して、[Bauer et al. \[2024b\]](#)は以下のように言及している。

"This opens the door for important additional research, addressing such questions as how central bank communication shapes perceptions about the monetary policy strategy and how optimal monetary policy should account for shifting perceptions in seeking to stabilize inflation and employment."

参考文献

- Ascari, G. and A. M. Sbordone [2014], "The Macroeconomics of Trend Inflation," *Journal of Economic Literature*, 52(3), 679-739.
- Barthélemy, J. [2024], "Market Perception of Monetary Policy Responsiveness," Eco Notepad, Banque de France, 359.
- Batini, N. and A. G. Haldane [1999], "Forward-Looking Rules for Monetary Policy," In *Monetary Policy Rules*, 157-202.
- Bauer, M. D., C. E. Pflueger, and A. Sunderam [2024a], "Changing Perceptions and Post-Pandemic Monetary Policy," *Proceedings of 2024 Jackson Hole Economic Policy Symposium*, 285-336.
- Bauer, M. D., C. E. Pflueger, and A. Sunderam [2024b], "Perceptions about Monetary Policy," *The Quarterly Journal of Economics*, 139(4), 2227–2278.
- Bauer, M. D., C. E. Pflueger, and A. Sunderam [2025], "Current Perceptions about Monetary Policy," *FRBSF Economic Letter*, February 24, 2025.
- Bauer, M. D. and E. T. Swanson [2023a], "An Alternative Explanation for the 'Fed Information Effect'," *American Economic Review*, 113(3), 664–700.
- Bauer, M. D. and E. T. Swanson [2023b], "A Reassessment of Monetary Policy Surprises and High-Frequency Identification," *NBER Macroeconomics Annual*, 37, 87–155.
- Baydin, A. G., B. A. Pearlmutter, A. A. Radul, and J. M. Siskind [2018], "Automatic Differentiation in Machine Learning: A Survey," *Journal of Machine Learning Research*, 18, 1-43.
- 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, MA, July 10.
- Bernanke, B. S. [2010], "Monetary Policy Objectives and Tools in a Low-Inflation Environment," Remarks at "Revisiting Monetary Policy in a Low-Inflation Environment" a Conference Sponsored by the Federal Reserve Bank of Boston, Boston, MA, October 15.
- Blinder, A. S., M. Ehrmann, M. Fratzscher, J. de Haan, and D. Jansen [2008], "Central Bank Communication and Monetary Policy: A Survey of Theory and Evidence," *Journal of Economic Literature*, 46(4), 910–945.

- Bocola, L., A. Dovis, K. Jørgensen, and R. Kirpalani [2024], "Bond Market View of the Fed," NBER Working Papers, 32620.
- Brzoza-Brzezina, M. and J. Kotłowski [2014], "Measuring the Natural Yield Curve," *Applied Economics*, 46(17), 2052-2065.
- Bullard, J. and K. Mitra [2002], "Learning about Monetary Policy Rules," *Journal of Monetary Economics*, 49, 1105-1129.
- Bundick, B. [2015], "Estimating the Monetary Policy Rule Perceived by Forecasters," *Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review*, 100(4), 33–49.
- Carlstrom, C. T., and M. Jacobson [2015], "Do forecasters agree on a Taylor rule?" *Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Commentary*, 2015-10.
- Carvalho, C., S. Eusepi, E. Moench, and B. Preston [2023], "Anchored Inflation Expectations," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 15(1), 1-47.
- Carvalho, C. and F. Nechio [2014], "Do People Understand Monetary Policy?" *Journal of Monetary Economics*, 66, 108–123.
- Castelnuovo, E., S. Nicoletti-Altimari, and D. Rodríguez-Palenzuela [2003], "Definition of Price Stability, Range and Point Inflation Targets: The Anchoring of Long-Term Inflation Expectations," ECB Working Paper Series, 273.
- Cieslak, A. [2018], "Short-Rate Expectations and Unexpected Returns in Treasury Bonds," *The Review of Financial Studies*, 31(9), 3265–3306.
- Clarida, R., J. Galí, and M. Gertler [2000], "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory," *The Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147–180.
- Cogley, T., C. Matthes, and A. M. Sbordone [2015], "Optimized Taylor Rules for Disinflation When Agents Are Learning," *Journal of Monetary Economics*, 72, 131–147.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, S. Kumar, and M. Pedemonte [2020], "Inflation Expectations as a Policy Tool?" *Journal of International Economics*, 124, 103297.
- Cuciniello, V. [2024], "Market Perceptions, Monetary Policy, and Credibility," Banca D'Italia Working Papers, 1449.
- Czudaj, R. L. [2023], "Are the Forecasts of Professionals Compatible with the Taylor Rule? Evidence from the Euro Area," *Macroeconomic Dynamics*, 27(3), 698-717.
- Del Negro, M., D. Giannone, M. P. Giannoni, and A. Tambalotti [2017], "Safety, Liquidity, and

- the Natural Rate of Interest," *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2017, 235-316.
- Dräger, L. and M. J. Lamla [2017], "Explaining Disagreement on Interest Rates in a Taylor-Rule Setting," *The Scandinavian Journal of Economics*, 119(4), 987-1009.
- Duane, S., A. D. Kennedy, B. J. Pendleton, and D. Roweth [1987], "Hybrid Monte Carlo," *Physics Letters B*, 195(2), 216-222.
- Ehrmann, M. [2015], "Targeting Inflation from Below: How Do Inflation Expectations Behave?" *International Journal of Central Banking*, 11(S1), 213-249.
- European Central Bank [2025], "Report on Monetary Policy Tools, Strategy and Communication," Occasional Paper Series, European Central Bank.
- Eusepi, S. and B. Preston [2010], "Central Bank Communication and Expectations Stabilization," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(3), 235–271.
- Fendel, R., M. Frenkel, and J. Rülke [2011], "'Ex-Ante' Taylor Rules – Newly Discovered Evidence from the G7 Countries," *Journal of Macroeconomics*, 33, 224-232.
- 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.
- Gaspar, V., F. Smets, and D. Vestin [2010], "Inflation Expectations, Adaptive Learning and Optimal Monetary Policy," *Handbook of Monetary Economics*, 3, 1055–1095.
- Gavin, W. T. and R. J. Mandal [2000], "Forecasting Inflation and Growth: Do Private Forecasts Match Those of Policymakers?" Federal Reserve Bank of St. Louis Working Papers, 2000-026A.
- Gorter, J., J. Jacobs, and J. de Haan [2008], "Taylor Rules for the ECB using Expectations Data," *The Scandinavian Journal of Economics*, 110(3), 473-488.
- Goy, G. and Y. Iwasaki [2024], "From the Natural Rate towards a Natural Curve: A First Step to Benchmarking the Term Structure," mimeo.
- Hamilton, J. D., S. Pruitt, and S. Borger [2011], "Estimating the Market-Perceived Monetary Policy Rule," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(3), 1–28.
- Hoffman, M. D. and A. Gelman [2014], "The No-U-Turn Sampler: Adaptive Setting Path Lengths in Hamiltonian Monte Carlo," *Journal of Machine Learning Research*, 15, 1593-1623.

- Hofmann, B. and B. Bogdanova [2012], "Taylor Rules and Monetary Policy: A Global 'Great Deviation'?" *BIS Quarterly Review*, September 2012, 37-49.
- Hogen, Y., and R. Okuma [2025], "The Anchoring of Inflation Expectations in Japan: A Learning-Approach Perspective," *Japan and the World Economy*, 73, 101293.
- Ichiue, H. [2024], "The Expected Sensitivity of the Long-Term Yield to Macroeconomic Conditions," Presentation at Summer Workshop on Economic Theory 2024, Sapporo, Japan, 10 August 2024.
- Jia, P., H. Shen, and S. Zheng [2023], "Monetary Policy Rules and Opinionated Markets," *Economics Letters*, 223, 110995.
- Kim J. and S. Pruitt [2017], "Estimating Monetary Policy Rules When Nominal Interest Rates Are Stuck at Zero," *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(4), 585-602.
- Kumar, S., O. Coibion, H. Afrouzi, and Y. Gorodnichenko [2015], "Inflation Targeting Does Not Anchor Inflation Expectations: Evidence from Firms in New Zealand," *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall 2015, 151-208.
- Levin, A. T., F. M. Natalucci, and J. M. Piger [2004], "The Macroeconomic Effects of Inflation Targeting," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 86(4), 51-80.
- Maruyama, T. and K. Suganuma [2020], "Inflation Expectations Curve in Japan," *Japanese Journal of Monetary and Financial Economics*, 8, 1-28.
- Mehra, Y. P. [1999], "A Forward-Looking Monetary Policy Reaction Function," *Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Quarterly*, 85(2), 33-53.
- Mitchell, K. and D. K. Pearce [2010], "Do Wall Street Economists Believe in Okun's Law and the Taylor Rule?" *Journal of Economics and Finance*, 34, 196-217.
- Muggeo, V. M. R. [2003], "Estimating Regression Models with Unknown Break-Points," *Statistics in Medicine*, 22(19), 3055-3071.
- Muggeo, V. M. R. [2008], "Segmented: An R Package to Fit Regression Models with Broken-Line Relationships", *R News*, 8(1), 20-25.
- Nakajima, J., N. Sudo, Y. Hogen, and Y. Takizuka [2023], "On the Estimation of the Natural Yield Curve," Discussion Paper Series A, 753, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- Nakazono, Y. and K. Ueda [2013], "Policy Commitment and Market Expectations: Lessons Learned from Survey Based Evidence under Japan's Quantitative Easing Policy," *Japan*

- and the World Economy*, 25-26, 102-113.
- Neal, R. M. [1996], *Bayesian Learning for Neural Networks*, Lecture Notes in Statistics, 118, Springer New York, NY.
- Neal, R. M. [2011], "MCMC Using Hamiltonian Dynamics," In *Handbook of Markov Chain Monte Carlo*, A. Gelman, G. Jones, and X. Meng, eds., CRC Press New York, NY.
- Neuenkirch, M. and P. L. Siklos [2013], "What's in a Second Opinion? Shadowing the ECB and the Bank of England," *European Journal of Political Economy*, 32, 135-148.
- Orphanides, A., and J. C. Williams [2004], "Imperfect Knowledge, Inflation Expectations, and Monetary Policy," In *The Inflation-Targeting Debate*, B. S. Bernanke and M. Woodford, eds., University of Chicago Press, 201-246.
- Pflueger, C. [2025], "Perception about Monetary Policy - 2025," Presentation at ECB Forum on Central Banking 2025, Sintra, Portugal, 2 July 2025.
- Romer C. D. and D. H. Romer [2002], "A Rehabilitation of Monetary Policy in the 1950's," *American Economic Review*, 92(2), 121-127.
- Sauer, S., and J. Sturm [2003], "Using Taylor Rules to Understand ECB Monetary Policy," CESifo Working Paper, 1110.
- Schmeling, M., A. Schrimpf, and S. A. M. Steffensen [2022], "Monetary Policy Expectation Errors," *Journal of Financial Economics*, 146, 841-858.
- Taylor, J. B. [1993], "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214.
- Ueno, Y. [2017], "Term Structure Models with Negative Interest Rates," IMES Discussion Paper Series, No. 2017-E-1.
- Woodford, M. [2005], "Central Bank Communication and Policy Effectiveness," *Proceedings of 2005 Jackson Hole Economic Policy Symposium*, 399-474.
- 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、22-J-17.
- 今久保圭・小島治樹・中島上智 [2015]、「均衡イールドカーブの概念と計測」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、15-J-4.
- 伊藤雄一郎・河西桂靖・幅俊介 [2024]、「マイナス金利政策の金利形成や貸出への影響」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、24-J-25.

- 小田信之・永幡崇 [2005]、「金融政策ルールと中央銀行の政策運営」、日銀レビュー・シリーズ、2005-J-13.
- 北村富行・竹村啓太・福間則貴・前橋昂平・松田尚樹・渡辺康太 [2024]、「量的・質的金融緩和やイールドカーブ・コントロールが国債市場の機能度に及ぼした影響」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、24-J-12.
- 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、19-J-10.
- 菅沼健司・山田哲也 [2017]、「マイナス金利を考慮したフォワードレート・モデルと市場の金利見通し」、日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパーシリーズ、2017-J-18.
- 杉岡優・中野将吾・山本弘樹 [2024]、「自然利子率の計測をめぐる近年の動向」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、24-J-9.
- 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・シリーズ、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」.
- 日本銀行 [2024]、「金融政策の多角的レビュー」.
- 日本銀行金融市場局 [2023]、「債券市場サーベイ・特別調査<2023年11月調査>」.
- 畑山優大・岩崎雄斗 [2024]、「わが国における均衡イールドカーブの推計：時系列手 法によるアプローチ」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、24-J-16.
- 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、24-J-10.
- 藤井豪・中野将吾・高富康介 [2025]、「家計の中長期インフレ予想の形成メカニズム —過去経験・インフレレジームの果たす役割—」、日本銀行ワーキングペーパー シリーズ、25-J-3.

補論 A : テイラー原理との関係

本補論では、本論で推計する政策反応関数をテイラー原理の観点で考察する。テイラー原理とは、金融政策が有効性を持つために充足すべき、テイラールールにおけるインフレ率にかかる係数の条件である²⁵。すなわち、インフレ率が上昇した際にその上昇幅より大きく名目金利を引き上げる——インフレ率が上昇した際に実質金利を引き上げる——ために必要なインフレ係数の水準を $\bar{\beta}$ としたとき、 $\beta > \bar{\beta}$ がテイラー原理を充足する β となる。

ここで、テイラー原理はマクロの経済・物価動向に関する条件であることから、市場参加者が認識する政策反応関数についても市場参加者全体の平均で考える。(12)式において、市場参加者全体の平均をとると、

$$\begin{aligned} E_t i_t^h &= E_t r_{t+h}^* + E_t TP_t^h - (\hat{\beta}_t - \omega_t) \pi_t^* \\ &\quad + (1 - \omega_t + \hat{\beta}_t) E_t \pi_{t+h} + \varepsilon_t. \end{aligned} \tag{A1}$$

となる。ただし、 $E_t i_t^h$ は、名目金利予想の市場参加者全体の平均値である。

テイラー原理の定義より、市場参加者の認識する政策反応関数がテイラー原理を充足することと、(A1)式の第4項におけるインフレ予想の平均値 ($E_t \pi_{t+h}$) にかかる係数が1よりも大きいことは同値である。よって、本稿の推計式がテイラー原理を充足する必要十分条件は、 $1 - \omega_t + \hat{\beta}_t > 1$ 、すなわち $\hat{\beta}_t > \omega_t$ である²⁶。

ここで、 ω_t が0以上1以下のウェイトであることから、テイラー原理を充足する $\hat{\beta}_t$ の閾値は、0以上1以下のどこかに存在する。もっとも、本稿の推計枠組みでは、 ω_t は他の市場参加者全体で共通の成分とともに時変定数項 $\hat{\alpha}_t$ としてまとめて推計されており、 ω_t を識別できていない。よって、 $\hat{\beta}_t$ が0より大きく1以下である場合において、テイラー原理を満たしているか否かに関して、本稿の推計枠組みの中では明らかにすることができない点には留意する必要がある。

²⁵ ここでは、Taylor [1993]によるテイラー原理の定義を示している。より一般には、一般均衡モデルにおいて、「インフレ率に対する長期的な名目金利の水準の限界的な上昇幅が1を超え、均衡の一意性が保たれるようなモデル・パラメータの条件」を指す。標準的なニュー・ケインジアン・モデルにおけるテイラー原理に関しては、Ascari and Sbordone [2014]を参照。

²⁶ 米国のように、長期インフレ予想が物価目標にアンカーされていると考えられる場合、トレンドインフレ率と物価安定目標が同じ値、すなわち $\omega_t = 1$ としても問題ないと考えられる。このとき、テイラー原理を充足する必要十分条件は $\hat{\beta}_t > 1$ となり、米国を対象とした先行研究 (Bauer et al. [2024a]) における解釈と整合的である。

補論 B : 本稿の状態空間モデルの推計アルゴリズムの概説

本補論では、本論のハミルトニアン・モンテカルロ法による状態空間モデルの推計アルゴリズムについて概説する²⁷。

(ハミルトニアン・モンテカルロ法の概略)

ハミルトニアン・モンテカルロ法は、物理学の一分野である分子動力学をマルコフ連鎖モンテカルロ法 (MCMC 法) に応用した手法である (Duane et al. [1987]、Neal [1996])²⁸。同手法は、他の MCMC 法と比べて、パラメータ候補の受容率が高く、より効率的にパラメータ空間を探索できるため、高次元の分布からのサンプリングや、複雑な事後分布となる傾向にある非線形モデルの推計などに用いられることが多い。

分子動力学では、個々の分子や原子に運動方程式を適用することで、粒子の動き (座標と運動量の変化) をシミュレートする。一方、ハミルトニアン・モンテカルロ法では、仮想的に導入された時間 τ に対して、パラメータベクトル (θ_τ) と補助的に導入される運動量ベクトル (q_τ) の系 ((θ_τ, q_τ)) を粒子にみたくて、仮想的な時間 τ に対する時間発展を考える。まず、データ Y を所与にしたうえで、系 ((θ_τ, q_τ)) のハミルトニアン $H(\theta_\tau, q_\tau)$ をパラメータベクトル θ_τ の事後分布 ($P(\theta_\tau|Y)$) を用いて以下で定義する。

$$H(\theta_\tau, q_\tau) = \frac{1}{2}q_\tau^\top q_\tau - \log P(\theta_\tau|Y). \quad (\text{B1})$$

このとき、物理学的には式(B1)の右辺第一項は粒子の運動エネルギー、第二項 ($-\log P(\theta_\tau|Y)$) は粒子の位置エネルギーと解釈される。粒子の位置エネルギーは、事後確率が高いほど小さくなるため、シミュレーションを行う際、データへの当てはまりが良いパラメータが選ばれやすい枠組みとなっている。

このもとで、パラメータベクトルと運動量ベクトルの系 ((θ_τ, q_τ)) は以下の運動方程式を満たすように仮想的な時間 τ に関して時間発展する。

$$\frac{d\theta_\tau}{d\tau} = \frac{\partial H(\theta_\tau, q_\tau)}{\partial q_\tau}, \quad (\text{B2})$$

$$\frac{dq_\tau}{d\tau} = -\frac{\partial H(\theta_\tau, q_\tau)}{\partial \theta_\tau}. \quad (\text{B3})$$

²⁷ 本推計には、R のパッケージである *rstan* を用いている。*rstan* は、統計分析ソフトである *stan* を、R 環境から実行するインターフェースである。

²⁸ ハミルトニアン・モンテカルロ法の詳細については、Neal [2011]を参照。

このとき、式(B1), (B2), (B3)より、

$$\begin{aligned}\frac{dH(\theta_\tau, q_\tau)}{d\tau} &= \frac{\partial H(\theta_\tau, q_\tau)}{\partial \theta_\tau} \frac{d\theta_\tau}{d\tau} + \frac{\partial H(\theta_\tau, q_\tau)}{\partial q_\tau} \frac{dq_\tau}{d\tau} \\ &= 0.\end{aligned}\tag{B4}$$

が成立するため、 $H(\theta_\tau, q_\tau)$ は仮想的な時間 τ において不変という性質を持つ。

(本稿における状態空間モデルの推計アルゴリズム)

以上をもとに、本論の状態空間モデルの推計アルゴリズムを概説する。なお、推計で使用するステップ回数とステップ幅をそれぞれ L と s とする²⁹。

- 1) $\hat{\alpha}_1, \hat{\beta}_1$ と $(\sigma_\varepsilon^2, \sigma_1^2, \sigma_2^2)$ の事前分布と、 $\hat{\alpha}_t$ と $\hat{\beta}_t$ の状態方程式から、パラメータベクトルの初期値 $\theta^* = (\hat{\alpha}_1^*, \dots, \hat{\alpha}_T^*, \hat{\beta}_1^*, \dots, \hat{\beta}_T^*, \sigma_\varepsilon^{2*}, \sigma_1^{2*}, \sigma_2^{2*})$ を作成する。 T は推計終期である。
- 2) θ^* 、データ Y 、観測方程式からパラメータベクトルの事後分布 $(p(\theta^*|Y))$ をベイズの定理をもとに、観測方程式から計算される尤度 $(p(Y|\theta^*))$ と事前分布 $(p(\theta^*))$ から推計する。

$$p(\theta^*|Y) \propto p(Y|\theta^*)p(\theta^*).$$

- 3) 補助変数として、パラメータベクトル θ^* に対応する運動量ベクトル q_0 を以下のように標準正規分布からランダムに発生させる。

$$q_0 \sim N(0, I),$$

ただし、 0 は零ベクトル、 I は単位行列である。

- 4) $\theta_0 = \theta^*$ とし、 (θ_0, q_0) を始点に以下のステップで θ_τ と q_τ を時間発展させる。 θ_τ や q_τ が更新される毎にハミルトニアン $H(\theta_\tau, q_\tau)$ とその勾配 $\frac{\partial H(\theta_\tau, q_\tau)}{\partial \theta_\tau}$ を計算する³⁰。

4-1) 運動量ベクトルを半ステップ更新する。

$$q_{\tau+1/2} = q_\tau - \frac{s}{2} \frac{\partial H(\theta_\tau, q_\tau)}{\partial \theta_\tau}.$$

²⁹ ステップ回数 L とステップ幅 s は、`stan` に実装されているアルゴリズムである NUTS(No-U-Turn Sampler)によって自動的に選択される。NUTS の詳細は [Hoffman and Gelman \[2014\]](#) を参照。

³⁰ ハミルトニアンの勾配は、自動微分の手法を用いて `stan` が自動的に計算する。自動微分に関しては、[Baydin et al. \[2018\]](#) を参照。

4-2) パラメータベクトルを更新する。

$$\theta_{\tau+1} = \theta_{\tau} + s q_{\tau+1/2}.$$

4-3) 運動量ベクトルを半ステップ更新する。

$$q_{\tau+1} = q_{\tau+1/2} - \frac{s}{2} \frac{\partial H(\theta_{\tau+1}, q_{\tau+1/2})}{\partial \theta_{\tau}}.$$

上記のステップを L 回繰り返して、 (θ_L, q_L) を得る。

5) メトロポリス法で、 θ_L の棄却・受容を判断する。すなわち、受容確率 α を、 $\alpha = \min(1, \exp(-H(\theta_L, q_L) + H(\theta_0, q_0)))$ とし、確率 α で受容 ($\theta^* = \theta_L$) し、確率 $1 - \alpha$ で棄却 ($\theta^* = \theta_0$) する³¹。

6) 2) から 5) を burn-in として 500 回実行した後、500 回繰り返す。

本稿の分析では、4 つのチェーンで上記の推計を行っており、合計 2000 個のサンプルを用いて、事後分布をプロットしている。

³¹ 式(B4)により、理想的な状況では、受容確率は 1 となる。これが、ハミルトニアン・モンテカルロ法が効率的にサンプリングを行える理論的な背景となっている。もっとも、実際には計算誤差が存在するため、受容確率は 1 を下回る点に留意が必要である。

補論 C：頑健性チェック

本論では、わが国の市場参加者が認識する政策反応関数を推計する際に、データとして『長期金利・長期インフレ予想』の組み合わせを用いた。また推計にあたって、調査回ごとの振れの影響を除いて市場参加者の金融政策の認識に関する評価を行う観点から、政策反応関数の係数がランダムウォーク過程に基づいて変化することを仮定する状態空間モデルを用いている。

本補論では、頑健性チェックとして、推計方法を変えた場合の影響を確認する。具体的には、データとして『短期金利・短期インフレ予想』の組み合わせを用いて推計した場合と、状態空間モデルではなくクロスセクション回帰の枠組みで推計した場合に、推計された政策反応関数のインフレ係数にどのような影響があるのかを確認する。

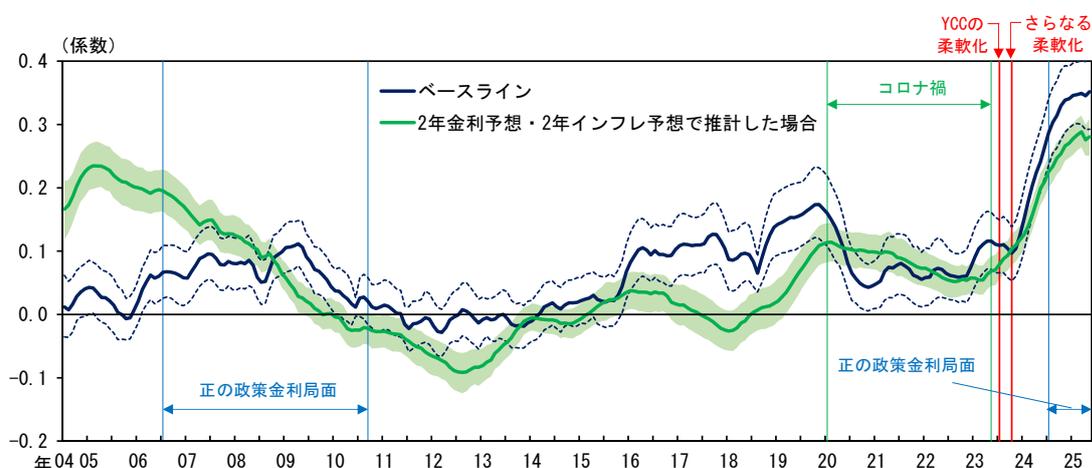
（短期予想データを用いた場合）

2年金利予想と2年インフレ予想を用いてわが国の市場参加者が認識する政策反応関数を推計する。2.2節で示したように、本稿の分析の枠組みにおける仮定のもとでは、短期予想データを用いても長期予想データを用いても、それらのデータにバイアスがなければ、推計される係数に影響はないと考えられる。もっとも、図1をみると、10年金利予想は、大規模金融緩和の局面においても、相応に金利低下余地を残しながら推移してきたことが窺われる一方、2年金利予想は、2008年の国際金融危機以降、名目金利の下限制約が意識されているような推移をしている点が指摘できる。こうした背景から、わが国の民間経済主体が認識する政策反応関数を推計した先行研究では、本論と同様に、長期予想データを用いて分析することが多い。

2年金利予想と2年インフレ予想のデータを用いて推計したインフレ係数の推移を確認すると、足もとの利上げ局面では、YCCの柔軟化やYCCのさらなる柔軟化を契機に係数が大きく上昇しており、この点は、本文の推計結果とも整合的である(図C1)。もっとも、名目金利の下限制約に直面していた局面においては、係数が統計的に有意な負の値として推計されているなど、解釈が難しい結果になっている。

以上の結果は、長期予想データの代わりに短期予想データを用いて推計しても、わが国の市場参加者の金融政策に関する認識がYCC柔軟化などの政策変更を契機に変化しているという主たる結論は変わらないことを示唆している。また、短期予想データを用いて推計した場合、推計されたインフレ係数が統計的に有意に負の値をとるなど解釈が難しい時期があることが確認された。これらを踏まえると、短期金利が名目金利の下限制約に直面していた期間が長いわが国においては、民間経済主体が認識する政策反応関数を推計する際に長期予想データを用いることが適切であると考えられる。

図 C1. 短期予想データを使用した場合



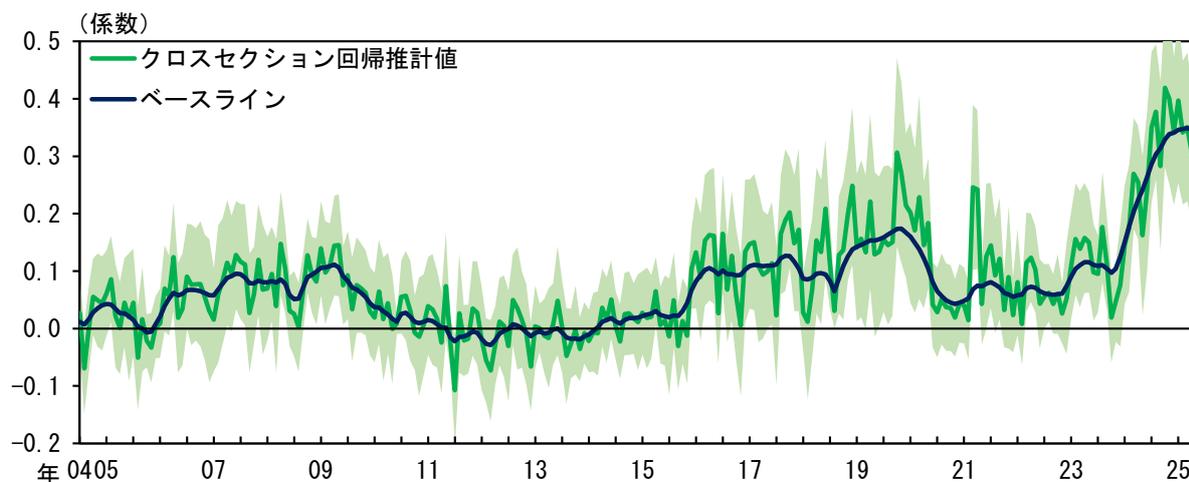
(注) 太線は中央値、シャドー・点線は 95%信用区間。赤線は政策変更イベント。
 (出所) QUICK 月次調査<債券>

(クロスセクション回帰)

本文では、調査回ごとの振れの影響を抑えるため、状態空間モデルの枠組みを用いて推計を行ったが、先行研究では、クロスセクション回帰分析の枠組みを用いて分析したものも多い (Bauer et al. [2024a, 2024b, 2025]、Ichiue [2024]、ECB [2025]など)。

そこで、市場参加者が認識する政策反応関数(10)式をクロスセクション回帰分析の枠組みを用いて分析してみると 振れは相応に大きいものの、状態空間モデルを用いたベースラインの推計と概ね同様の結果が得られることが確認できる (図 C2)。

図 C2. クロスセクション回帰で推計した場合



(注) シャドーはクロスセクション回帰による 95%信頼区間。ベースラインは図 3 における中央値。
 (出所) QUICK 月次調査<債券>