日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

家計のインフレ予想の形成メカニズム：インフレ実感とインフレ経験の役割

開発壮平*
souhei.kaihatsu@boj.or.jp

近藤卓司**
takuji.kondou@boj.or.jp

佐武恵梨***
eri.satake@boj.or.jp

高富康介****
kousuke.takatomi@boj.or.jp

No.26-J-12
2026 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

*　企画局（現・大分支店）
**　企画局（現・調査統計局）
***　企画局
****　企画局（現・金融機構局）

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。

家計のインフレ予想の形成メカニズム：
インフレ実感とインフレ経験の役割*

開発壮平†・近藤卓司‡・佐武恵梨§・高富康介**

2026 年 11 月

【要　旨】

本稿では、家計の各時点における物価変動に関する認識――インフレ実感――や、過去に経験してきた物価変動の履歴――インフレ経験――が、家計のインフレ予想形成に及ぼす影響について、わが国の家計の短期インフレ予想に関するアンケート調査の調査票情報を用いて定量分析を行った。分析にあたっては、新聞報道データベースに含まれる物価関連の報道件数に基づいて作成したインフレ実感やインフレ経験の代理指標を活用した。分析の結果、家計のインフレ予想の長期的な変動はインフレ経験の影響を大きく受けており、世代間でみられるインフレ予想の水準の異質性は、世代ごとのインフレ経験の差によって相当程度説明できることが分かった。他方、インフレ予想の短期的な変動は、主としてインフレ実感の変化を通じて生じていた。コロナ禍以降のインフレ予想の上昇局面についてみると、インフレ経験やインフレ実感のトレンド成分といった、相対的に緩やかに動く要因の寄与が拡大していることも示された。これらの結果は、家計の短期インフレ予想の動向を評価するにあたって、インフレ経験やインフレ実感に含まれるトレンド成分などの要因がどのような影響を及ぼしているかを検証することの重要性を示唆する。

JEL 分類番号：D84、E31、E71
キーワード：インフレ予想、インフレ実感、インフレ経験、合理的無関心、状態空間モデル

---

* 本稿の執筆に当たっては、青木浩介氏、伊藤雄一郎氏、中島上智氏、平田渉氏、古川角歩氏、三上朝晃氏ほか、日本銀行スタッフから有益なコメントを頂戴した。また、相馬尚人氏（横浜国立大学）ほか、日本金融学会 2026 年度秋季大会の参加者及び The 3rd Workshop of the East and South-East Asian Macroeconomic Society の参加者から有益なコメントを頂戴した。ここに記して感謝したい。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（現・大分支店）（souhei.kaihatsu@boj.or.jp）

‡ 日本銀行企画局（現・調査統計局）（takuji.kondou@boj.or.jp）

§ 日本銀行企画局（eri.satake@boj.or.jp）

** 日本銀行企画局（現・金融機構局）（kousuke.takatomi@boj.or.jp）

1　はじめに

現代のマクロ経済学において、インフレ予想は、経済主体の意思決定に影響を及ぼす重要な役割を持つと考えられている（Galí, 2008）。その経済に対する含意は、Reis (2021)が指摘するように、どの経済主体のインフレ予想かによって異なりうるが、家計のインフレ予想は、家計の消費・貯蓄行動や賃金交渉スタンスに影響を及ぼしうると考えられる（D'Acunto et al., 2024）。こうした理解のもと、学界や政策当局において、家計のインフレ予想の形成メカニズムについて、様々な議論が行われてきた。

先行研究では、実際の物価上昇率の高まりが家計のインフレ予想に影響を及ぼす経路として、以下の２つが指摘されている[1]。第１の経路は、実際の物価変動に伴って、家計のその時点における物価変動に関する認識――インフレ実感――が変化し、それが家計のインフレ予想に影響を及ぼす経路である（例えば近年の文献としては Weber et al. (2022)が挙げられる）。Waller (2026)は、コロナ禍以降、各種の供給ショックが物価上昇率に対する押し上げ圧力となってきたと指摘したうえで、物価上昇率の高まりが、家計のインフレ予想を持続的に押し上げているか否かを確認することの重要性を指摘している。ユーロ圏においても、Lagarde (2026)が同様の問題提起を行っており、コロナ禍以降、ユーロ圏において家計のインフレ実感が高まっていることを指摘している。わが国においても、コロナ禍以降、物価上昇率が高まるもとで家計のインフレ実感も高まっている可能性があり、そのインフレ予想への影響について分析する重要性が高まっていると考えられる（図 1.A）。

第２の経路は、家計が経験した過去の物価変動の履歴――インフレ経験――を通じて、家計のインフレ予想に影響を及ぼす経路である。例えば、Malmendier and Nagel (2016)は、米国において世代間で家計のインフレ予想の水準が異なる傾向にあることを指摘し、その背景として、世代ごとに異なるインフレ経験が影響している可能性を報告している。わが国のデータをみても、世代間でインフレ予想の水準が異なっており、その乖離度合いが時間を通じて変化していることが確認できる（図 1.B）。この点、わが国を対象とした先行研究においても、インフレ経験を通じた経路の重要性が指摘されている（Diamond, Watanabe and Watanabe, 2020、藤井・中野・高富, 2025）。

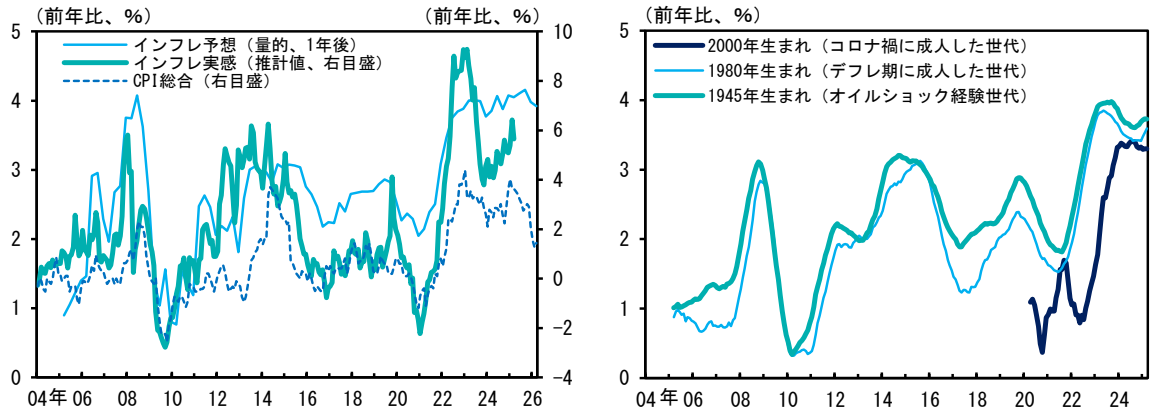
そこで本稿では、家計のインフレ予想が、その時点におけるインフレ実感と過去から蓄積されたインフレ経験をどの程度反映して形成されるかを、定量的に分析する。具体的には、家計のインフレ予想がインフレ実感とインフレ経験により形成されると想定したモデルを構築した Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)の手法を、わが国のデータに適用する。分析には、内閣府「消費動向調査」で収集された、家計の短期イン

[1] 家計のインフレ予想形成に関する近年の研究動向をまとめた論文としては、例えば、D'Acunto et al. (2024)が挙げられる。

フレ予想（1 年後）の調査票情報を活用する。

図 1. わが国における家計の短期インフレ予想

A. インフレ実績やインフレ実感との関係　　B. 世代間の違い



（注）左図のインフレ予想（量的、1 年後）は、生活意識に関するアンケート調査の定量回答のうち、±5%以上の回答を±5%に置き換えて算出した平均値。インフレ実感（推計値）は、筆者らが物価関連の報道件数を活用して構築した系列（定義や作成方法など詳細は 3 節を参照）。右図は、消費動向調査の調査票情報を筆者らが独自に集計等を行い、生まれ年別に作成した 1 年後のインフレ予想（後方 12 か月移動平均）。その際、予想インフレ率が「-5%以上低下」では-5%、「-5%～-2%低下」では-3.5%、「-2%未満低下」では-1%、「+2%未満上昇」では+1%、「+2%～+5%上昇」では+3.5%、「+5%以上上昇」では+5%とそれぞれ仮定して加重平均した。

（出所）内閣府、Factiva、ヨミダス、総務省、日本銀行

本稿の先行研究に対する貢献として、以下の２点が挙げられる。第１に、家計のインフレ実感を表す代理変数を、わが国の新聞報道データベースに収録された物価関連の報道件数を活用して構築している点である。先行研究では、家計が日々の物価関連報道等を参考にインフレ実感を形成している可能性が指摘されている（Carroll, 2003、de Bandt et al., 2023）。本稿では、新聞報道記事件数に占める値上げ報道記事の割合から、値下げ報道記事の割合を差し引いた指標を作成する。これは、増加・減少の広がりを捉えるディフュージョン・インデックス（Diffusion Index、DI）の考え方に基づく指標であり、値上げ報道が相対的に多いほど高い値をとる。本稿では、これを「値上げ・値下げ報道 DI」と呼び、インフレ実感の代理変数として用いる[2]。

第２に、家計のインフレ予想に影響を及ぼす要因の１つであるインフレ実感を、持続的な変動を捉えるトレンド成分と、短期的かつ循環的な変動を捉えるサイクル成分に分解している点である。先行研究では、短期インフレ予想であっても、家計の中長期的な物価観を表す成分が含まれている可能性が指摘されている（Reis, 2021）。こうした議論を踏まえ、本稿では、Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)のモデルを拡張し、Stock and Watson (2007)を参考に、インフレ実感をトレンド成分とサイクル成分に分解する。これにより、足もとの短期的な変動と、より持続的な変動とを区別して捉え、

[2] なお、わが国を対象とした研究では、Ueno (2014)が、物価関連の報道情報がインフレ予想の改定に与える影響について議論している。本稿は、物価関連の報道情報がインフレ実感を通じてインフレ予想形成に影響するメカニズムを明示的に考慮した点で、新規性があると考えられる。

家計の中長期的なインフレ予想への含意を検討する。

本稿の主要な分析結果は、以下の２点にまとめられる。第１に、世代間でみられるインフレ予想の水準の異質性は、各世代のインフレ経験の差によって相当程度説明されることが分かった。第２に、家計のインフレ予想の時系列的な変動をみると、短期的な変動は足もとのインフレ実感、とりわけそのサイクル成分によって説明される一方、長期的な変動は主として過去のインフレ経験の影響を受けていることが分かった。さらに、コロナ禍以降についてみると、インフレ実感のトレンド成分のプラス寄与が拡大しているほか、各世代のインフレ経験の蓄積が進んだことで、経験のプラス寄与も拡大している。すなわち、最近の短期インフレ予想の上昇には、相対的に緩やかに動く持続的な要因が寄与している可能性がある。本稿の分析結果は、インフレ経験やインフレ実感に含まれるトレンド成分などの要因がどのような影響を及ぼしているかを検証することの重要性を示唆している。

本稿の構成は以下の通りである。2 節では、家計のインフレ予想の形成メカニズムに関する先行研究を振り返る。3 節では、本稿で用いたデータについて説明する。4 節では、定量分析の枠組み及び得られた結果を示し、そこから得られる含意について議論する。5 節では、本稿の主要な結果を振り返りつつ、今後の研究課題を議論する。

2　先行研究

本節では、インフレ予想の形成メカニズムに関して、これまで提唱されてきた仮説について概観するとともに、本稿が着目するインフレ実感やインフレ経験についての先行研究での分析を振り返る。そのうえで、本稿の位置づけについて整理する。

（インフレ予想の形成メカニズムに関する議論）

標準的なマクロ経済モデルでは、経済主体が各時点で入手可能な全ての情報を取得し、自らの予想に反映することが仮定されている。この仮定は、「完全情報下の合理的期待（Full-Information Rational Expectations、FIRE）」として知られている。

もっとも、実証研究では、この仮定が必ずしも成立しないことが指摘されている。例えば、Carroll (2003)は、家計がインフレ予想の形成に有用であると思われる各種報道を必ずしもリアルタイムで自らの予想に反映していない可能性を指摘している。また、Mankiw, Reis and Wolfers (2003)は、家計と専門家の間でインフレ予想が乖離しうることや、その背景として経済主体間で予想に反映する情報が異なる可能性を論じている。さらに、Coibion and Gorodnichenko (2012)は、経済主体が各時点で入手した情報の一部のみを予想に反映する可能性を指摘している。

こうしたもとで、学界では、FIRE に代わるインフレ予想の形成メカニズムに関す

る仮説が提示されている[3]。その代表的な仮説の１つとして、「合理的無関心仮説」が挙げられる。これは、経済主体には情報処理能力の限界があるため、より重要度が高いと判断した情報のみを予想に反映することが合理的な意思決定の帰結となる、という考え方である（Sims, 2003、Maćkowiak and Wiederholt, 2009）。

合理的無関心仮説を踏まえ、学界では、経済主体がどのような情報を重視して予想を形成するのかという論点について、様々な経済主体のインフレ予想データを使った研究が行われている。家計のインフレ予想形成に関する近年の研究動向をまとめたD'Acunto et al. (2024)は、家計は身近な物価関連情報を重視する傾向にあることを指摘している[4]。そのうえで、筆者らは、米国の家計向けアンケート調査のデータを用いた実証研究であるMalmendier and Nagel (2016)やドイツのデータを用いたBraggion et al. (2024)を引用しつつ、身近な情報の中でも、日々の購買行動や報道を通じて形成されるインフレ実感や、過去から蓄積されてきたインフレ経験の重要性を指摘している[5]。

本稿では、このように他国において影響の大きさが指摘されている過去から蓄積されてきたインフレ経験と足もとのインフレ実感の２つが、わが国においてどのような役割を果たしているか、Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)による家計のインフレ予想形成モデルを用いて、定量的に分析する[6]。

（家計のインフレ実感とインフレ予想の関係）

家計のインフレ実感がインフレ予想に影響を与えることは、スウェーデンを対象としたJonung (1981)を嚆矢として、長年にわたり指摘されてきた。近年でも、Weber et al. (2022)が、米国の家計向けアンケート調査のデータを用いて、コロナ禍前後のインフレ実感とインフレ予想が連動していることを示している。

インフレ実感がどのように形成されるかについては、主に２つの経路が議論されている。１つは、報道情報を通じた経路である。Carroll (2001)は、米国を対象に、専門

---

[3] インフレ予想形成における FIRE 以外の仮説として、ノイズ情報仮説（Phelps, 1970、Lucas, 1972、Woodford, 2003）や、粘着情報仮説（Mankiw and Reis, 2002）等が挙げられる。これらの仮説を包括的に扱ったサーベイ論文としては、Coibion, Gorodnichenko and Kamdar (2018)や奥田 (2018)がある。

[4] 家計は、入手しやすい情報を用いて予想を形成する傾向にあることは、Tversky and Kahneman (1973)をはじめ、多くの文献で指摘されている。

[5] わが国においても、日本銀行 (2024)が、インフレ実感とインフレ経験が家計のインフレ予想形成に影響を与えるという定式化を行い、分析している。

[6] 本稿で着目するインフレ実感とインフレ経験以外に参照される情報として、中央銀行の情報発信や物価安定目標（Dräger and Lamla, 2024、Weber et al., 2022、Ueda, 2010、Ichiue et al., 2019）等が指摘されている。このほか、インフレ予想に影響を与える要因として、性別（Jonung, 1981、Bryan and Venkatu, 2001）、教育水準（Xie, 2025）、認知能力や金融リテラシー（Bruine de Bruin et al., 2010、Burke and Manz, 2014、D'Acunto, Malmendier and Weber, 2023）、個人の財務状況や、マクロ経済に関する見方（Ehrmann, Pfajfar and Santoro, 2017）などが指摘されている。

家のインフレ予測がニュース報道を通じて家計のインフレ予想に反映される予想形成モデルを構築し、家計のインフレ予想形成においてメディアが重要な情報源となりうることを指摘している。近年では de Bandt et al. (2023)が、約 20 年間分の新聞記事から抽出した約 140 万件の記事をテキスト分析の手法で値上げ関連ニュースと値下げ関連ニュースに分類したうえで、値上げ記事数と値下げ記事数から作成した DI 指標を用いて、報道情報がインフレ実感やインフレ予想に影響を及ぼしていることを示している。もう 1 つは、日々の購買活動を通じた経路である。D'Acunto et al. (2021)は、家計が頻繁に購入する食料品などの価格変動がインフレ実感として将来のインフレ予想に強い影響を与えることを指摘している。また、わが国を対象とした研究でも、Kikuchi and Nakazono (2023)が、購買活動を通じて得られる価格情報からインフレ実感が形成され、インフレ予想形成に影響することを指摘している。

（家計のインフレ経験とインフレ予想の関係）

先行研究では、家計が過去に経験してきた物価変動の履歴が、インフレ予想形成に影響を及ぼす可能性も指摘されている。Malmendier and Nagel (2016)は、米国における家計のインフレ予想の長期パネルデータを用いて、世代間でインフレ予想の水準が異なること、その背景として、高齢世代ほど過去に経験した物価変動の記憶に重きを置いてインフレ予想を形成している可能性があることを報告している。過去のインフレ経験の重要性は、ドイツのデータを用いた Braggion et al. (2024)や、クロスカントリーデータを用いた Hajdini et al. (2024)でも指摘されている。わが国を分析対象とした研究においても、Diamond, Watanabe and Watanabe (2020)が年齢層ごとのインフレ経験の違いとインフレ予想の関係性を指摘している。

さらに近年では、インフレ経験の影響が短期的なインフレ予想にとどまらず、より長い目線でみた中長期インフレ予想やトレンドインフレ率の認識にも影響を与えることが示されている。Lee, Nguyen and Shields (2025)は、異なる消費者グループの経験がインフレ率の趨勢的な変動――トレンドインフレ率――に関する認識にどう影響するかを分析している。わが国では、藤井・中野・高富 (2025)が、長期にわたるデフレ・低インフレの経験が中長期インフレ予想の低迷に寄与した可能性を指摘している。

（インフレ実感とインフレ経験をともに勘案した定量分析）

インフレ実感とインフレ経験の双方がインフレ予想形成に関わるという以上の知見を踏まえ、近年の研究では、家計のインフレ予想が世代ごとに異なるインフレ経験と、全ての家計に共通するインフレ関連情報から形成されると仮定して、定量分析が行われている。Malmendier and Nagel (2016)や Madeira and Zafar (2015)は、家計が過去に経験してきた物価上昇率の平均をインフレ経験とみなし、この世代ごとに異なるインフレ経験と、専門家の予測など全ての家計が入手可能な共通情報の加重平均として

インフレ予想を定式化した。そのうえで、インフレ経験がインフレ予想に有意な影響を及ぼすことを実証的に示している。また、Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)は、家計のインフレ予想が過去のインフレ経験とインフレ実感の加重平均で形成されると定式化し、コロナ禍も含めた米国の家計のインフレ予想をよく説明できることを示している。具体的には、状態空間モデルを用いて食料品価格などの身近な情報から足もとのインフレ実感を推計したうえで、過去に経験したインフレ実感の履歴がインフレ経験を形成することを仮定し、推計を行っている。

わが国は、長期にわたるデフレ・低インフレという、諸外国とは異なる物価変動を経験してきた。こうした経験がインフレ予想の形成に与える影響を論じた研究は、Diamond, Watanabe and Watanabe (2020)や藤井・中野・高富 (2025)などに限られている。そこで、本稿ではインフレ経験とインフレ実感の双方がインフレ予想に影響することを定式化した Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)の手法を、わが国のデータに適用する。その際、インフレ実感が報道情報から形成されるという先行研究の知見を踏まえ、わが国の新聞報道記事を収録したデータベースを活用する。さらに、中長期的な含意を検討する観点から、Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)を拡張して、インフレ実感をトレンド成分とサイクル成分に分解する。

3　データ

本節では、本稿の定量分析で用いるデータについて説明する。本稿の目的は、わが国における家計の短期インフレ予想が、足もとのインフレ実感と過去のインフレ経験をどの程度反映して形成されているかを検証することである。このため、分析には、家計のインフレ予想を測定したデータと、家計が日常的に接する物価関連情報を捉えたデータが必要となる。

第１に、家計の短期インフレ予想については、内閣府「消費動向調査」の調査票情報を用いる。同調査は、家計の１年後の物価見通しを月次で把握しており、かつ世帯主の年齢を１歳刻みで利用できる。このため、家計の短期インフレ予想の時系列的な変動に加え、世代間の水準差や過去のインフレ経験との関係を分析するうえで有用である。

第２に、家計のインフレ実感を捉える指標として、新聞報道データから作成した値上げ・値下げ報道 DI を用いる。前節で述べたように、家計はインフレ予想を形成する際に、日常の買い物やメディアを通じて接する情報を参照していると考えられる[7]。本稿では、こうした身近な物価関連情報の代理変数として、新聞記事における値上げ・

[7] 実際、消費動向調査では、「日常の買い物やテレビや新聞などの様々な情報から、来年の今頃、日ごろよく購入する品物の価格が、今と比較してどれぐらい上がる（下がる）か想像してご回答ください」という設問でインフレ予想が調査されている。

値下げ報道件数に注目する。

以下では、まず消費動向調査の概要と、本稿におけるインフレ予想指標の作成方法を説明する。次に、新聞報道データの収集方法と、値上げ・値下げ報道 DI の作成方法を説明する。

3.1 消費動向調査

（消費動向調査の概要）

本稿では、内閣府「消費動向調査」の調査票情報をもとに筆者らが独自に集計等を行い、家計の短期インフレ予想の分析に用いる。消費動向調査は、消費者の暮らし向き、収入の増え方、雇用環境、耐久消費財の買い時判断などに関する見方を把握し、消費者態度指数などを通じて景気判断の基礎資料を提供することを目的とする統計調査である。同調査では、こうした消費者マインドに関する設問に加え、1 年後の物価の見通しについても調査している。本稿では、この物価見通しに関する設問を、家計の短期インフレ予想を表すデータとして用いる。

消費動向調査の特徴は、月次調査であること、世帯を対象としていること、同一世帯が一定期間継続して回答するパネル構造を持つことである。調査基準日は毎月 15 日であり、二人以上の世帯及び単身世帯を対象として実施されている。調査対象世帯は 15 のグループに分けられ、毎月 1 グループずつ新たな世帯に入れ替えられる。このため、同一世帯は最大 15 か月連続して調査に回答する構造となっている[8]。

家計のインフレ予想を把握する代表的な統計としては、日本銀行が作成する「生活意識に関するアンケート調査」もある。同調査は、今後 1 年間及び今後 5 年間の物価見通しを尋ねており、中長期インフレ予想を把握できる点に特徴がある。一方、消費動向調査は、1 年後の物価見通しに限られるものの、月次で長期にわたり利用可能であり、調査票情報では世帯主年齢を 1 歳刻みで把握できる。この点は、本稿のように、世代間のインフレ予想の違いや、過去のインフレ経験が予想形成に与える影響を分析するうえで特に重要である[9]。

本稿のサンプル期間は、現行形式の調査票情報が利用可能であり、かつ物価見通しに関する定量的な設問が導入された 2004 年 4 月から 2025 年 3 月までとする。消費動

---

[8] こうした設計により、消費動向調査は、家計のインフレ予想の時系列的な変化だけでなく、同一世帯における回答の改定行動も観察できる。補論 C では、消費動向調査のデータを用いて、インフレ予想を改定した家計の割合を確認している。

[9] 消費動向調査では世帯主の年齢を調査している一方で、実際にインフレ予想を回答した世帯員が世帯主と異なり、回答者のインフレ経験を正確に把握できない可能性がある。補論 A.1 では、こうした乖離が生じる可能性のない単身世帯にサンプルを限定したうえで、本論と同様の推計を行い、概ね同じ結果が得られることを確認している。

向調査では、1 年後の物価見通しについて、回答者に対して「あなたの世帯で日ごろよく購入する品物の価格について、1 年後どの程度になると思いますか」と尋ねている。ここでいう価格は、家計が品物を購入する際に実際に支払う金額を指し、消費税など品物の購入と同時に徴収される税を含む。このため、消費動向調査のインフレ予想は、家計が日常的に直面する税込み価格の変化に関する予想として解釈できる。

回答は選択肢形式で与えられており、物価が上昇する場合と下落する場合の双方について複数の区分が設けられている。この設問は、家計が自ら数値を記入する自由記述形式ではないため、極端な回答の影響を抑えやすい一方、回答区分の幅が一定でないという特徴を持つ。このため、本稿では、各回答区分を一定のルールに基づいて数値化する。

（記述統計量と時系列推移）

消費動向調査の物価見通しに関する回答は選択肢形式であるため、本稿では各回答区分に代表値を割り当て、家計の予想インフレ率を定量化する。具体的には、予想インフレ率が「-5%以上低下」の場合は-5%、「-5%～-2%低下」の場合は-3.5%、「-2%未満低下」の場合は-1%、「0%程度」の場合は 0%、「+2%未満上昇」の場合は+1%、「+2%～+5%上昇」の場合は+3.5%、「+5%以上上昇」の場合は+5%と仮定する。そのうえで、各月における回答分布に基づき、これらの代表値を加重平均したものを、家計の平均的な短期インフレ予想として用いる。

この数値化は、選択肢の中央値を代表値として利用する考え方に基づく。ただし、最も高い上昇区分及び最も低い下落区分については、上限または下限が明示されていないため、本稿ではそれぞれ+5%及び-5%を割り当てる。したがって、本稿で用いる予想インフレ率は、家計の回答分布から作成した近似的な定量指標であり、自由記述に基づくインフレ予想とは性質が異なる点には留意が必要である。もっとも、本稿の主な関心は、家計の短期インフレ予想の水準そのものだけでなく、時系列的な変動や世代間の相対的な違いにあるため、同一の数値化ルールを通じて一貫した系列を作成することには意義があると考えられる。

以上を踏まえて集計した記述統計量は表 1 の通りである。これをみると、わが国家計の世帯主の属性別にみたインフレ予想について、高年齢層のインフレ予想の方が相対的に高い傾向があり、世代間の異質性の存在が窺われる。

表 1. 記述統計量

上段：短期インフレ予想（%）、下段：シェア（%）

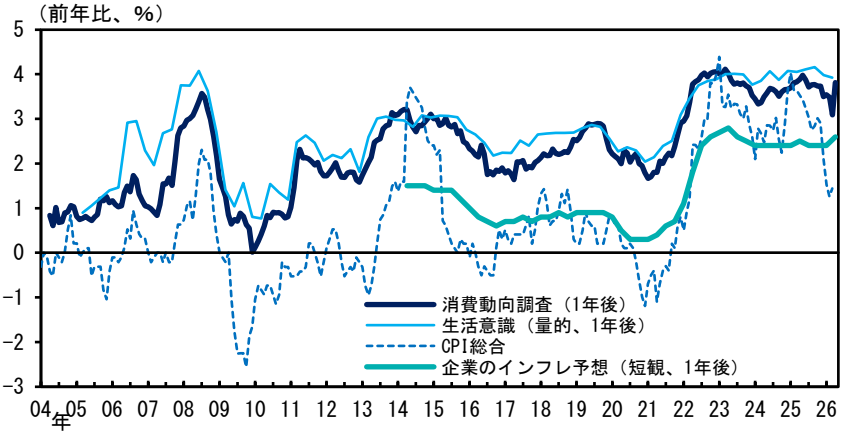
		全期間	04-08年度	09-12年度	13-19年度	20-21年度	22-24年度
世帯主の年齢	18-24歳	**1.70**	**1.17**	**1.08**	**1.96**	**1.91**	**3.06**
		(1.31)	(2.67)	(1.80)	(0.76)	(0.90)	(1.03)
	25-29歳	**1.94**	**1.25**	**1.01**	**2.09**	**1.69**	**3.30**
		(3.54)	(5.67)	(3.88)	(2.00)	(3.37)	(4.11)
	30-34歳	**1.99**	**1.33**	**1.25**	**2.22**	**1.92**	**3.50**
		(4.67)	(8.04)	(5.53)	(3.52)	(3.56)	(3.90)
	35-39歳	**2.00**	**1.35**	**1.21**	**2.23**	**2.00**	**3.65**
		(6.57)	(10.24)	(8.46)	(5.68)	(5.24)	(4.61)
	40-44歳	**2.15**	**1.43**	**1.39**	**2.33**	**2.06**	**3.66**
		(8.56)	(11.98)	(9.91)	(8.14)	(7.15)	(6.45)
	45-49歳	**2.25**	**1.45**	**1.38**	**2.34**	**2.25**	**3.72**
		(10.06)	(12.56)	(10.47)	(9.82)	(9.56)	(8.45)
	50-54歳	**2.34**	**1.48**	**1.37**	**2.48**	**2.38**	**3.76**
		(11.54)	(14.82)	(12.27)	(10.52)	(10.44)	(10.69)
	55-59歳	**2.30**	**1.56**	**1.30**	**2.53**	**2.41**	**3.82**
		(13.08)	(19.56)	(14.76)	(11.44)	(10.98)	(10.64)
	60-64歳	**2.42**	**1.81**	**1.38**	**2.57**	**2.34**	**3.90**
		(14.61)	(13.90)	(20.70)	(15.31)	(12.38)	(11.72)
	65歳以上	**2.87**	**2.51**	**1.56**	**2.54**	**2.43**	**3.85**
		(26.07)	(0.54)	(12.22)	(32.81)	(36.42)	(38.39)
世帯主の性別	男性	**2.31**	**1.48**	**1.29**	**2.42**	**2.21**	**3.74**
		(79.33)	(85.48)	(82.95)	(80.01)	(76.49)	(72.73)
	女性	**2.72**	**1.56**	**1.64**	**2.62**	**2.57**	**3.85**
		(20.67)	(14.52)	(17.05)	(19.99)	(23.51)	(27.27)
世帯人数	単身世帯	**2.45**	**1.48**	**1.28**	**2.44**	**2.33**	**3.72**
		(28.34)	(26.35)	(29.29)	(24.58)	(28.67)	(35.20)
	２人以上の世帯	**2.38**	**1.49**	**1.38**	**2.46**	**2.29**	**3.80**
		(71.66)	(73.65)	(70.71)	(75.42)	(71.33)	(64.80)
世帯所得	～300万円	**2.62**	**1.54**	**1.52**	**2.60**	**2.52**	**3.82**
		(31.55)	(23.57)	(28.93)	(32.82)	(33.68)	(36.39)
	300万円～400万円	**2.42**	**1.46**	**1.40**	**2.50**	**2.39**	**3.77**
		(16.72)	(16.13)	(17.21)	(16.90)	(16.93)	(16.46)
	400万円～550万円	**2.33**	**1.51**	**1.34**	**2.43**	**2.23**	**3.78**
		(16.40)	(18.16)	(17.47)	(16.36)	(15.83)	(14.73)
	550万円～750万円	**2.27**	**1.46**	**1.30**	**2.38**	**2.15**	**3.73**
		(15.95)	(18.60)	(16.27)	(15.87)	(15.08)	(14.26)
	750万円～950万円	**2.24**	**1.44**	**1.21**	**2.35**	**2.10**	**3.75**
		(9.74)	(11.97)	(10.13)	(8.96)	(9.49)	(9.04)
	950万円～1200万円	**2.17**	**1.56**	**1.13**	**2.25**	**1.98**	**3.67**
		(5.53)	(6.91)	(6.14)	(5.12)	(5.12)	(4.91)
	1200万円～	**2.05**	**1.45**	**0.86**	**1.99**	**1.76**	**3.59**
		(3.90)	(4.65)	(3.86)	(3.52)	(3.66)	(4.07)
サンプル数（世帯）		1,060,502	187,139	140,820	360,796	145,415	226,332

（注）消費動向調査の調査票情報を筆者らが独自に集計等を行い作成。分析には、1943 年生まれ以降のサンプルを利用。
（出所）内閣府

なお、消費動向調査は、二人以上の世帯、単身世帯ごとに三段抽出（市町村・調査単位区・世帯）により選ばれた 8,400 世帯を対象に行われているが、全数調査である国勢調査と比べると、回答者に占める高齢世帯の割合が高いことが指摘されている（松田, 2016）。これを踏まえ、本稿では、国勢調査の結果により近い労働力調査の世帯主の属性別世帯構成比を用いたウエイトを作成した[10]。次節以降の分析では、このウエイトを用いて分析を行っている。

[10] 消費動向調査と労働力調査で共通している項目のうち、世帯主の年齢、世帯人数、世帯主の性別、世帯所得を使用した。なお、労働力調査では、世帯主の年齢が 5 歳区切りでしか入手できないため、消費動向調査の年齢も同じ区分に揃えてウエイトを作成した。そのため、1 歳刻みの年齢構成比の差異までは考慮できていない。

図 2. 時系列推移



（注）消費動向調査は、予想インフレ率が「-5%以上低下」では-5%、「-5%～-2%低下」では-3.5%、「-2%未満低下」では-1%、「+2%未満上昇」では+1%、「+2%～+5%上昇」では+3.5%、「+5%以上上昇」では+5%とそれぞれ仮定して、調査票情報を用いて筆者らが独自に加重平均したもの。生活意識（量的）は、生活意識に関するアンケート調査の 1 年後のインフレ予想の定量回答のうち、±5%以上の回答を±5%に置き換えて算出した平均値。
（出所）内閣府、総務省、日本銀行

また、図 2 で時系列推移をみると、消費動向調査におけるインフレ予想は、2021 年後半から大きく上昇した後、横ばい圏内で推移している。この動きは、日本銀行「生活意識に関するアンケート調査」で観察される家計の 1 年後のインフレ予想とも概ね整合的である。すなわち、調査方法や回答形式には違いがあるものの、コロナ禍以降の物価上昇局面において、家計の短期インフレ予想が大きく上昇したという点は、複数の調査で共通して確認される。

一方、企業のインフレ予想と比較すると、家計のインフレ予想には特徴的な違いもみられる。日本銀行「全国企業短期経済観測調査（短観）」における企業の物価見通しや消費者物価指数・総合（CPI 総合）インフレ率と比べると、変化の方向感は概ね似ているものの、消費動向調査に基づく家計のインフレ予想の水準が高めで推移している。これは、家計が企業に比べて、日常的に購入する財・サービスの価格変化をより強く意識しやすいこと、すなわち、食品・エネルギーなど購入頻度の高い品目の価格変化が予想形成に影響しやすいことを反映している可能性がある。このように、家計のインフレ予想の水準が、実際に観察される CPI 総合インフレ率や他の経済主体のインフレ予想よりも高い傾向は、Weber et al. (2022)や、D'Acunto et al.(2024)が指摘するように、海外でも観察されており、家計のインフレ予想の水準そのものを CPI 総合インフレ率の水準と直接比べることができない点に留意する必要がある。

以上を踏まえると、消費動向調査のインフレ予想は、わが国家計が直面する短期的な物価認識を捉えるうえで有用なデータであると考えられる。もっとも、Reis (2021)らの指摘を踏まえると、同調査で把握できる短期インフレ予想には中長期インフレ予想に関する重要な情報が含まれている可能性がある。このため、本稿では後続の分析において、短期インフレ予想の変動を、①インフレ実感のサイクル成分、②インフレ実感のトレンド成分、③世代別のインフレ経験に分解し、短期インフレ予想に含まれ

る持続的な成分（②＋③）を抽出することを試みる。

3.2 新聞報道データ

（データの概要）

本稿では、家計のインフレ実感を捉える指標として、わが国の値上げ・値下げに関する新聞報道件数の長期時系列データを作成する。家計は、日々の買い物を通じて個別品目の価格変化を観察するだけでなく、新聞、テレビ、インターネットなどのメディアを通じても物価に関する情報を得ている。とりわけ、値上げや値下げに関する報道は、家計が物価の変化を認識する際の重要な情報源となりうる。

先行研究でも、物価関連報道が家計のインフレ予想形成に影響を及ぼす可能性が指摘されている。Carroll (2003)は、専門家のインフレ予測がニュース報道を通じて家計に伝達され、家計のインフレ予想に反映されるという予想形成モデルを提示している。また、de Bandt et al. (2023)は、フランスの新聞記事データを用いて、値上げに関する報道割合と値下げに関する報道割合の差分から作成した指標「Press Inflation Perception Indicator」が、家計のインフレ予想を説明するうえで有用であることを示している[11]。本稿の新聞報道データの利用は、こうした先行研究の問題意識に基づいている。

本稿では、新聞報道データの収集にあたり、Dow Jones「Factiva」と読売新聞「ヨミダス」の２つのデータベースを用いる。第１に、2004 年以降については、Dow Jones「Factiva」を用いる。Factiva では、わが国における主要一般紙である読売新聞の本社版・地域版、毎日新聞の本社版・地域版、産経新聞の東京本社版・大阪本社版の記事データが提供されており、キーワード検索が可能である。本稿では、見出し及び本文に「値上げ」または「値下げ」というキーワードが含まれる記事件数を月次で集計し、時系列データセットを構築した。

第２に、2003 年以前については、読売新聞社「ヨミダス」を用いる。2003 年以前は Factiva で十分な記事データを取得することが困難であるため、カバレッジは読売新聞に限られるものの、より長期のキーワード検索が可能なヨミダスを利用した。ヨミダスについても、Factiva と同様に、「値上げ」及び「値下げ」というキーワードを用いて記事件数を月次で集計した。ただし、検索対象は全国版記事に限定した。また、1985 年以前は記事本文のデータが提供されていないため、同期間については見出しのみを対象とした検索結果を用いた。

このように、本稿で作成する新聞報道データは、2004 年以降と 2003 年以前で利用

[11] このほか、Schmidt et al. (2026)においても、新聞記事を用いた同様の指標を「Inflation Perception Indicator」として定義している。

するデータベース及び新聞のカバレッジが異なる。したがって、長期時系列として利用する際には、データベース変更に伴う水準差や検索対象の違いに留意する必要がある。もっとも、本稿の主な関心は、値上げ報道と値下げ報道の相対的な動き、及びそれが家計のインフレ実感にどのように対応するかにある。このため、後述するように、全記事件数で基準化したうえで、値上げ報道割合と値下げ報道割合の差を用いることで、記事総数やカバレッジの変化による影響を一定程度抑制する。

（値上げ・値下げ報道 DI の作成）

新聞報道データを用いる先行研究では、物価関連報道の件数そのものではなく、全体の記事数に対する物価関連報道の割合を用いることが多い。これは、新聞記事の総数が時期によって変動するため、単純な記事件数だけでは、物価関連報道への注目度の変化と、新聞記事全体の量の変化を区別しにくいためである。例えば、Korenok, Munro and Chen (2026)は、家計のインフレへの関心（attention）を表す指標として、「Inflation」というキーワードを含む新聞記事が全記事に占める割合を算出している。

本稿でも、こうした先行研究に倣い、値上げ報道と値下げ報道の相対的な多さに注目する。具体的には、各月について、「値上げ」というキーワードを含む記事件数から、「値下げ」というキーワードを含む記事件数を差し引き、それを全記事件数で割った値を「値上げ・値下げ報道 DI」と定義する。

$$\text{値上げ・値下げ報道 DI}_t = \frac{\text{値上げ報道件数}_t - \text{値下げ報道件数}_t}{\text{全記事件数}_t}$$

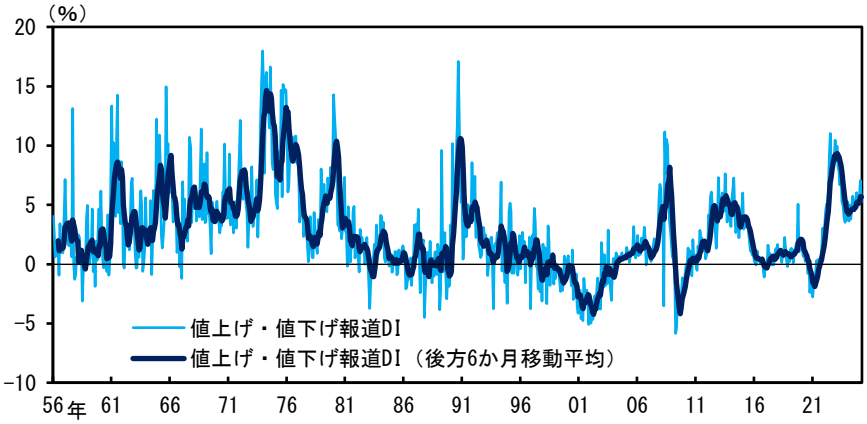
この指標が高い場合、新聞報道において値下げよりも値上げに関する記事が相対的に多く、家計が物価上昇に関する情報に接する機会が多いことを示す。一方、この指標が低い場合には、値上げ報道が相対的に少ない、または値下げ報道が相対的に多いことを意味する。したがって、値上げ・値下げ報道 DI は、家計が日常的な報道を通じて形成するインフレ実感の代理変数として解釈できる。

本稿では、4 節以降の定量分析でこの指標を用いるにあたり、値上げ・値下げ報道 DI を CPI ベースのインフレ率に換算した系列を作成する。具体的には、CPI 前年比（総合除く帰属家賃）の平均と標準偏差を用いて、値上げ・値下げ報道 DI を正規化する[12]。この処理により、値上げ・値下げ報道 DI から得られるインフレ実感指標を、

[12] 3.1 節で述べたように、消費動向調査のインフレ予想は、家計が日常的に直面する税込み価格の変化に関する予想と考えられるため、値上げ・値下げ報道 DI の作成においても、消費税に関する処理は行っていない。

消費動向調査における予想インフレ率や実際の物価上昇率と比較しやすい尺度に変換する。

図 3. 値上げ・値下げ報道 DI の時系列推移



（注）値上げ・値下げ報道 DI は、Factiva に収録された読売・産経・毎日新聞（2003 年以前はヨミダスに収録された読売新聞のみ）の全記事における、「値上げ」が含まれる記事の割合から、「値下げ」が含まれる記事の割合を差し引いて作成した系列を CPI ベースのインフレ率に換算した値。
（出所）Factiva、ヨミダス、総務省

図 3 で示した時系列推移をみると、値上げ・値下げ報道 DI は、2022 年以降に明確に高まっている。この上昇は、エネルギー価格や食料品価格をはじめとする幅広い品目で値上げ報道が増加したことを反映していると考えられる。また、その水準は、1980 年代後半から 1990 年頃と同程度まで高まっており、近年の物価上昇局面において、家計が物価上昇に関する報道に接する機会が大きく増加していたことを示唆している。

4　定量分析

本節では、足もとのインフレ実感と過去のインフレ経験からインフレ予想が形成されるという定式化を行ったうえで、前節で説明したデータを用いて推計を行う。

4.1　定量分析の枠組み

本稿の分析は、Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)による家計のインフレ予想形成モデルに基づく。同モデルは、家計のインフレ予想が、家計の主たる情報源から生成されたインフレ実感と、家計が過去に経験してきたインフレ経験という、２つの要素の加重平均として形成されると考える。ここで、インフレ実感は全世代に共通する一方、インフレ経験は世代ごとに異なるため、同一時点においても世代間でインフレ予想に違いが生じうる。同論文では、家計向けサーベイ調査を用いて、こうしたインフレ経験に基づく予想形成が、米国における家計のインフレ予想の水準や世代間の異質性を説明するうえで有用であることを示している。

以下では、この枠組みを日本の消費動向調査のデータに即して定式化する。具体的には、家計の短期インフレ予想を、各時点の「インフレ実感」と、家計が過去に経験したインフレ実感の履歴である「インフレ経験」の加重平均として式(1)のように表す。

$$\pi^{e}_{s,t} = (1-\gamma)F_t + \gamma E_{s,t} + c + \eta_{s,t} \tag{1}$$

ここで家計の世帯主の生まれ年をs、時点をtとすると$\pi^{e}_{s,t}$は生まれ年sの世帯主の時点tにおける短期インフレ予想、F_tは時点tにおけるインフレ実感、$E_{s,t}$は生まれ年sの世帯主が時点tまでに蓄積してきたインフレ経験を表す。インフレ実感とインフレ経験の定式化については後述する。cは定数項、$\eta_{s,t}$は誤差項である。式中のγは、家計がインフレ予想を形成する際に、過去のインフレ経験をどの程度参照するかを表すパラメータとなっている。γが 0 に近ければ、家計の短期インフレ予想は主として足もとのインフレ実感によって形成されることを意味する。一方、γが 1 に近ければ、家計は足もとの情報よりも過去の経験を強く参照して予想を形成していることを意味する。

被説明変数である$\pi^{e}_{s,t}$には、消費動向調査の調査票情報における 1 年後のインフレ予想を、世帯主の生まれ年ごとに集計した値を用いる。これにより、同じ時点に観察される世代間のインフレ予想の違いを、各世代が過去にどのような物価変動を経験してきたかという観点から説明することが可能となる。Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)の枠組みでは、世代間で足もとの情報への反応が異なるのではなく、過去に経験したインフレの違いが、世代間の予想の異質性を生む主要な要因とされている。本稿でも、この考え方に基づき、各時点で全ての家計に共通する情報であるインフレ実感と、世代別に異なるインフレ経験を明示的に区別して分析する。

（インフレ実感の定式化）

本稿の分析に用いるインフレ実感F_tには２つの特徴がある。第１の特徴は、インフレ実感を新聞報道データから作成する点にある。Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)は、家計が日常的な買い物を通じて観察しやすい価格として食料品価格に注目し、それをインフレ実感のシグナルとして用いている。これに対し、本稿では、わが国の家計が日々接する物価関連情報として、新聞における値上げ・値下げ報道を利用する。これは、物価関連報道が、家計のインフレ実感やインフレ予想の形成に影響を与えるという先行研究（Carroll, 2003、de Bandt et al., 2023）の議論と整合的である[13]。

[13] 補論 A.2 では、Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)と同様に、食料品価格をシグナルとしてインフレ実感を形成する定式化を採用し、本論の分析の頑健性を確認している。

第２の特徴は、値上げ・値下げ報道 DI から得られるインフレ実感をそのまま用いるのではなく、状態空間モデルを用いて、トレンド成分とサイクル成分に分解する点にある。本分析では、消費動向調査の短期インフレ予想の系列を用いるが、Reis (2021)など近年の研究では、短期インフレ予想にも、より長めの期間のインフレ予想を示唆する緩やかに動く成分が含まれていると指摘されている。Bianchi, Nicolo and Song (2025)は、短期インフレ予想と中長期成分のトレンド成分が共通であるという定式化を行った上で、短期インフレ予想をトレンド成分とサイクル成分に分解している。そこで本稿では、Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)の枠組みを拡張して、観測される値上げ・値下げ報道 DI を、緩やかに変動するトレンド成分と、需給環境などに連動して短期的かつ循環的に変動するサイクル成分に分解する。

この分解は、観測されるインフレ率を持続的なトレンド成分と一時的な変動成分に分ける Stock and Watson (2007)の観測不能成分（Unobserved Component）モデルによる分析を踏まえたものである。Stock and Watson (2007)は、インフレ率の変動には、将来にわたって持続しやすい成分と比較的短期間で消える成分が同時に含まれることを示している。本稿では、この考え方を値上げ・値下げ報道 DI から推計されるインフレ実感に適用し、短期インフレ予想に反映されるインフレ実感のうち、相対的に緩やかに動く成分と短期間で変動する循環的な成分を識別する。

具体的には、値上げ・値下げ報道 DI をDI_t、インフレ実感をF_t、そのうちトレンド成分をT_t、サイクル成分をC_t、需給ギャップをgap_t、需給ギャップでは説明されないその他のサイクル成分をZ_tとして、以下の状態空間モデルを推計する。

$$DI_t = F_t + \epsilon_t,\ \epsilon_t \sim N(0, H_t) \tag{2}$$

$$F_t = T_t + C_t \tag{3}$$

$$C_t = \alpha gap_t + Z_t \tag{4}$$

$$T_t = T_{t-1} + u_t,\ u_t \sim N(0, Q_{trend}) \tag{5}$$

$$Z_t = \beta Z_{t-1} + v_t,\ v_t \sim N(0, Q_{cycle}) \tag{6}$$

式(2)は、観測方程式である。値上げ・値下げ報道 DI を示すDI_tには、インフレ実感F_tとノイズϵ_tが含まれると仮定している。ここで、インフレ実感F_tは、直接観測できない状態変数である。ノイズϵ_tの分散H_tは時変とする。H_tは、Creal, Koopman and Lucas (2013)を参考にしつつ、次の更新式に従うものとする。

$$H_t = \exp(h_t) \tag{7}$$

$$h_{t+1} = \omega + \phi_h(h_t - \omega) + \kappa\left(\frac{\nu_t^2}{S_t} - 1\right) \tag{8}$$

ここで、ν_tはカルマンフィルタの更新過程で得られる 1 期前の情報を用いて算出された観測変数の予測値と実績値の差（予測誤差）、S_tはその予測誤差の分散である[14]。ω、ϕ_h及びκは最尤推定で得られるパラメータを指す。

式(3)は、インフレ実感F_tをトレンド成分T_tとサイクル成分C_tに分解する式である。式(4)は、サイクル成分C_tのうち、需給ギャップgap_tと連動する部分を明示的に取り出し、それ以外の短期的な変動Z_tと区別して捉えることを意味する。式(5)では、インフレ実感のトレンド成分T_tがランダムウォークに従うと仮定している。式(6)では、その他のサイクル成分Z_tが AR(1)過程に従うと仮定し、需給ギャップでは説明されない短期的な変動にも一定の持続性を認めている。推計期間は 1956 年 1 月から 2025 年 3 月までとする。

この状態空間モデルにより、値上げ・値下げ報道 DI から家計のインフレ実感に対応する系列を抽出するとともに、それをトレンド成分とサイクル成分に分解することができる。特に、2021 年以降のインフレ予想上昇を分析するうえでは、短期インフレ予想の上昇が、サイクル成分を通じた短期的な要因によるものか、あるいはトレンド成分や過去のインフレ経験を通じた持続的な要因によるものなのかを定量的に評価することが重要である。

（インフレ経験の定式化）

本稿では、インフレ経験$E_{s,t}$を、過去のインフレ実感の単純平均ではなく、世帯主が 18 歳以降に経験したインフレ実感の加重平均として定義する。Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)は、家計の過去経験が予想形成に影響することを重視しているが、本稿ではさらに、Malmendier and Nagel (2011)等の先行研究を参考に、過去の各時点の経験に異なるウエイトを与える。具体的には、以下のように定義する。

---

[14] 具体的には、以下の手順によって逐次的に計算する。第 1 に、前期までの情報に基づき計算されたh_tを使い、式(7)に従い、時点tにおける観測誤差の分散H_tを算出する。第 2 に、1 期前の情報を用いて算出された観測変数DI_tの予測値と実績値の差（予測誤差）のν_t及びその予測誤差の分散S_tを計算する。第 3 に、式(8)に従い、ν_tとS_tを用いて、h_{t+1}を計算する。第 4 に、式(7)に従い、h_{t+1}を用いて、1 期先の観測誤差の分散H_{t+1}を計算する。こうした定式化により、観測変数DI_tの予測が大きく外れ、元々想定していた予測誤差の分散S_tよりも、実際の予測値と実績値の差の 2 乗ν_t^2が大きい場合には、1 期先の観測誤差の分散H_{t+1}が拡大することになる。

$$E_{s,t} = \sum_{k=1}^{age_{s,t}-1} w_{s,t}(k,\lambda) F_{t-k} \tag{9}$$

$$w_{s,t}(k,\lambda) = \frac{\left(age_{s,t} - k\right)^{\lambda}}{\Sigma_{k=1}^{age_{s,t}-1}\left(age_{s,t} - k\right)^{\lambda}} \tag{10}$$

ここで、$age_{s,t}$は、生まれ年sの世帯主が時点tにおいて 18 歳以降に経験した期間を表す。$w_{s,t}(k,\lambda)$は、過去k期前に経験したインフレ実感に与えるウエイトであり、λは記憶の減衰パターン――どの時期の記憶をより重視するか――を規定するパラメータである。λの値によって、家計が若年期の経験を重視するのか、直近の経験を重視するのかが変化する。例えば、λが正の値をとる場合、より直近の経験に大きなウエイトが置かれる。一方、λが負の値をとる場合、より過去の経験、すなわち若年期に近い時期の経験が相対的に重視される。

このようにインフレ経験を定義することで、各時点における世代間のインフレ予想の違いを、各世代が過去にどのようなインフレ実感を経験してきたかという観点から説明できる。例えば、成人後に高インフレ期を経験した世代は、低インフレ環境しか経験していない世代と比べて、同じ足もとの報道環境に直面していても、より高いインフレ予想を形成する可能性がある。Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)も、過去のインフレ経験が世代別のインフレ予想の異質性を生み、現在のショックが将来の予想形成にも残存しうることを強調している。

（パラメータの設定）

最後に、本稿では、記憶の減衰パラメータλと、インフレ経験の参照度合いを表すγを、データに基づいて選択する。具体的には、Goldfayn-Frank and Wohlfart (2020)等の先行研究を参考に、λを一定範囲で変化させ、式(1)の決定係数を算出する。そのうえで、決定係数の値が最大となるλとγの組み合わせを選択する。探索範囲は-1.5 から 1.5 とし、0.05 刻みでグリッド・サーチを行う。

こうした推計手順により、家計の短期インフレ予想における足もとのインフレ実感と過去のインフレ経験の相対的な重要性を、データから推計することができる。すなわち、本稿の分析は、過去経験とインフレ予想の単純な相関を確認するものではなく、家計の予想形成における情報参照の構造を、λ及びγというパラメータを通じて推計するものである。これにより、わが国における家計の短期インフレ予想に、足もとの物価関連情報から形成されたインフレ実感と、過去のインフレ経験がどの程度反映され

ているかを定量的に評価する。

4.2 分析結果

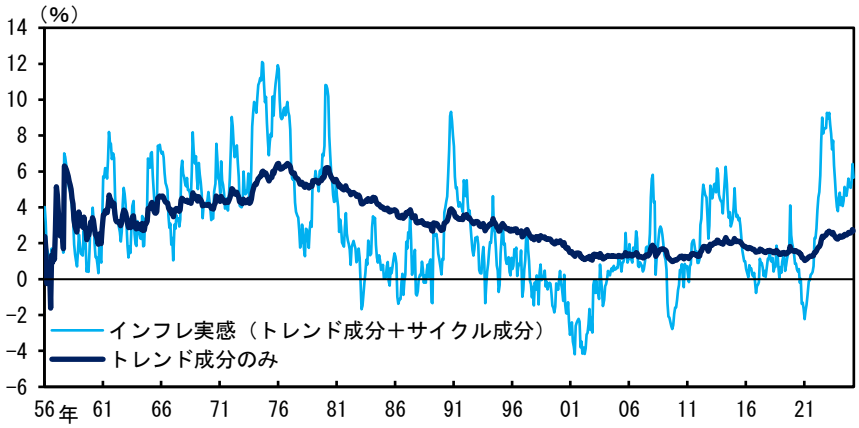
本節では、前節で示した枠組みによる、わが国の家計のインフレ予想に対するインフレ実感やインフレ経験の影響に関する推計結果を示す。第１に、報道情報から作成された家計のインフレ実感の指標を、状態空間モデルによりトレンド成分とサイクル成分に分解した結果を示す。第２に、家計のインフレ経験の記憶の減衰パラメータλと、インフレ予想の形成におけるインフレ経験の参照度合いを表すパラメータγについて、グリッド・サーチによる推計結果を示す。第３に、これらに基づき、わが国の家計の短期インフレ予想を要因分解した結果を示し、考察する。

（インフレ実感のトレンド成分とサイクル成分）

はじめに、4.1 節で説明した状態空間モデルに基づき、値上げ・値下げ報道 DI と需給ギャップのデータを用いてインフレ実感の推計を行う[15]。

値上げ・値下げ報道 DI から推計したインフレ実感のトレンドは、1970 年代に上昇した後、長らく低下傾向にあったが、2020 年以降は再び上昇傾向に転じている（図 4）[16]。こうした緩やかに変動するトレンド成分に、短期的かつ循環的な変動であるサイクル成分が加わることで、インフレ実感の動きが形成されている。

図 4. インフレ実感の時系列推移



（注）値上げ・値下げ報道 DI に状態空間モデルを適用して推計。
（出所）Factiva、ヨミダス、総務省

[15] 需給ギャップについて、1983 年 1Q 以降は、日本銀行調査統計局の試算値。1956 年 1Q～1982 年 4Q については、GDP の実績と HP フィルターによるトレンド推計値を用いて補間した。いずれも月次化した系列を使用。

[16] 状態空間モデルのパラメータの推計値については、最尤法により、$\alpha = 0.3199$、$\beta = 0.9509$、$Q_{trend} = 0.0119$、$Q_{cycle} = 0.8265$、$\omega = 0.9663$、$\phi_h = 0.9503$、$\kappa = 0.1285$が得られた。

（インフレ経験の参照度合いに関するパラメータ）

次に、インフレ経験の参照度合いに関するパラメータの推計結果について説明する。前節で述べたように、本稿では、記憶の減衰パラメータλについてグリッド・サーチを行い、式(1)を推計したときの決定係数が最も高くなるλとγの組み合わせを選択する。

図 5 は、パラメータλ別の決定係数を示しており、$\lambda = 0.15$の時に決定係数が最も高くなることがわかる。前節で説明したように、λが正の値をとることは、わが国において家計が直近の経験をより重視して予想を形成していることを示唆する[17]。

表 2 では、$\lambda = 0.15$を用いたときに、式(1)で推計された過去経験の参照度合いを示している。推計されたインフレ経験の参照度合いγは 0.73 程度であり、わが国家計は、インフレ予想の形成時に、過去の経験を相応に重視していることが窺われる。

図 5. パラメータλ別の決定係数

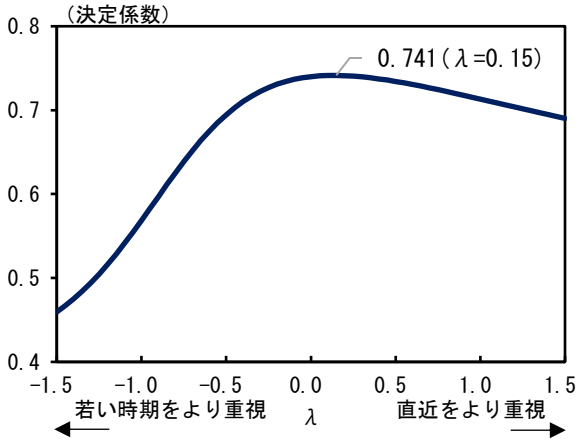


表 2. 参照度合いγの推計結果

被説明変数：インフレ予想	
	(1)
インフレ経験（γ）	0.7266***
	(0.0058)
定数項（c）	0.3374***
	(0.0171)
観測数	13,327
決定係数	0.7413

（注）図 5 の決定係数は、記憶の減衰パラメータλを-1.5 から 1.5 の間で 0.05 刻みで変化させ、それぞれの値について式(1)を推計した場合の決定係数をプロットしている。表 2 の***は 1%有意を示す。（ ）内は、ロバスト標準誤差。推計時には、労働力調査を用いたウエイトを使用。

（インフレ予想の要因分解）

推計したインフレ実感（トレンド成分T_t、サイクル成分C_t）とインフレ経験$E_{s,t}$、本稿における家計の予想形成パラメータ(γ, λ)を用いて、家計のインフレ予想の推計値

---

[17] 例として、40 歳の世帯主のケースを考える。$\lambda = 0$の時は、全ての時期のウエイトが等しくなり、予想を始めてから直近までの各年にかかるウエイトは 4.35%となる。$\lambda = 0.15$の場合は、直近の経験のウエイトが 4.98%となる一方、20 年前の経験のウエイトは 3.59%となるため、直近の経験のウエイトがより高くなる。逆に、$\lambda = -0.15$の場合は、直近の経験のウエイトが 3.72%となる一方、20 年前の経験のウエイトは 5.16%となるため、過去の経験をより重視する定式化となる。なお、本稿と同様に、Malmendier and Nagel (2011)の定式化に基づく記憶の減衰パラメータλを推計した先行研究をみると、使用するデータによって幅はあるものの、λの推計値については、家計が直近の経験を重視していることを示す正の値を報告する分析が多く、本稿の結果はこれらと整合的である（Kuchler and Zafar, 2019、Goldfayn-Frank and Wohlfart, 2020、Mineyama and Tokuoka, 2025 など）。

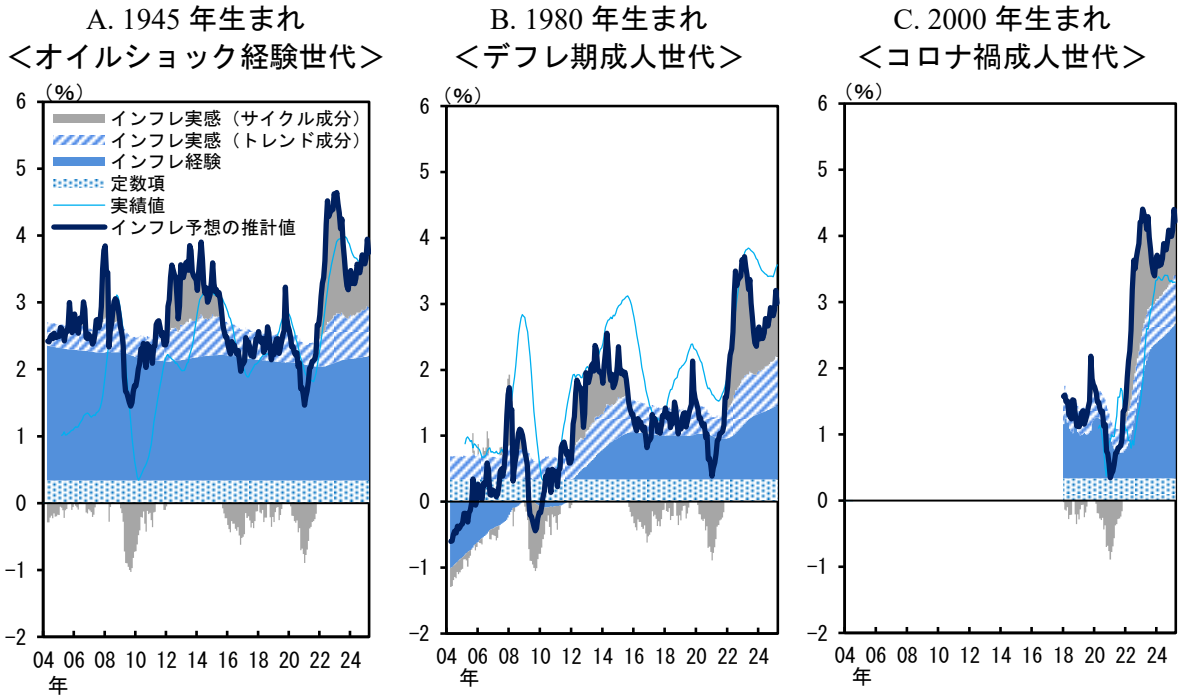
を各種要因に分解することができる。式(1)と式(3)より、生まれ年sの世帯主の家計のインフレ予想の推計値$\pi^e_{s,t}$は、以下のように定式化できる。

$$\pi^e_{s,t} = (1-\gamma)(T_t + C_t) + \gamma E_{s,t} + c + \eta_{s,t} \qquad (11)$$

式(11)によって、生まれ年s別に計算した世代別のインフレ予想をインフレ実感のサイクル成分$(1-\gamma)C_t$、インフレ実感のトレンド成分$(1-\gamma)T_t$、インフレ経験$\gamma E_{s,t}$に要因分解することができる。

世代別に短期インフレ予想を分解してみると、インフレ経験の寄与が世代によって大きく異なっていることが分かる（図 6）。図 6.A で示した 1945 年生まれでは、1970 年代のオイルショック期の経験から、比較的高いインフレ経験を持っている一方、図 6.B で示した 1980 年生まれでは、デフレ期の経験からインフレ経験の寄与が低位に抑えられてきたことが分かる。また、図 6.C で示した 2000 年生まれでは、コロナ禍以降の物価上昇の記憶が強く反映され、インフレ経験の寄与が明確に高まっている。この結果からは、先行研究で指摘されているように、世代間のインフレ経験の水準差が、インフレ予想の水準差に繋がっている可能性が示唆される。

図 6. 世代別にみた消費動向調査の短期インフレ予想の寄与度分解



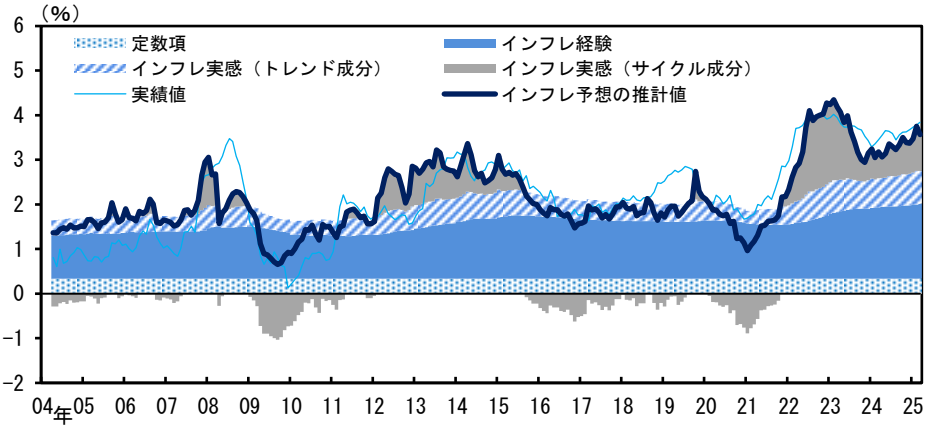
（注）実績値は、消費動向調査の調査票情報を筆者らが独自に集計等を行い、作成した 1 年後のインフレ予想（後方 12 か月移動平均）。
（出所）内閣府、Factiva、ヨミダス、総務省

世代別のインフレ予想の推計値を全サンプルで集計した結果を確認すると、家計の

短期インフレ予想の長期的な変動は、主として過去のインフレ経験の寄与によって形成されていることが確認できる（図 7）。インフレ経験の寄与は緩やかに変動しながらインフレ予想の趨勢的な水準を規定しており、これに足もとのインフレ実感のサイクル成分が短期的かつ循環的な振れを加える形で、インフレ予想全体が推移してきた。すなわち、短期インフレ予想の長期的な変動は主として過去のインフレ経験によって、短期的かつ循環的な変動は主として足もとのインフレ実感に説明される傾向にある。

そのうえで 2020 年のコロナ禍以降に注目すると、短期的にはインフレ実感のうち短期間で収束するサイクル成分の寄与が拡大しており、家計の短期インフレ予想の押し上げに寄与している様子が確認できる。もっとも、これと並行して、各世代のインフレ経験が徐々に蓄積され、その寄与が拡大しているほか、インフレ実感のうちトレンド成分の寄与も拡大している。従って、今後、相対的に緩やかに動く持続的な要因により、短期インフレ予想の水準が、コロナ禍前より高い水準にとどまる可能性が示唆される。

図 7. 消費動向調査の短期インフレ予想値の寄与度分解



（注）インフレ予想の推計値は、生まれ年別の推計値を労働力調査から作成したウエイトを使用して集計した値。実績値は、消費動向調査の調査票情報を筆者らが独自に集計等を行い、作成した 1 年後のインフレ予想。
（出所）内閣府、Factiva、ヨミダス、総務省

5　おわりに

本稿では、内閣府の「消費動向調査」の調査票情報を用いて、物価関連の報道から形成されたインフレ実感とインフレ経験が家計のインフレ予想形成に与える影響について定量分析を行った。

本稿の主要な分析結果は、以下の２点にまとめられる。第１に、わが国における世代間でみられるインフレ予想の水準の異質性は、各世代のインフレ経験の差によって相当程度説明されることが分かった。第２に、家計のインフレ予想の時系列的な変動をみると、短期的な変動は足もとのインフレ実感、とりわけそのサイクル成分によって説明される一方、長期的な変動は主として過去のインフレ経験の影響を受けている

ことが分かった。さらに、コロナ禍以降についてみると、インフレ実感のトレンド成分のプラス寄与が拡大しているほか、各世代のインフレ経験の蓄積が進んだことで、経験のプラス寄与も拡大している。すなわち、最近の短期インフレ予想の上昇には、相対的に緩やかに動く持続的な要因が寄与している可能性がある。本稿の分析結果は、インフレ経験やインフレ実感に含まれるトレンド成分などの要因がどのような影響を及ぼしているかを検証することの重要性を示唆している。

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、先行研究（D'Acunto et al., 2024、Xie, 2025 など）で指摘された、家計の属性別インフレ予想の異質性について、年齢以外の所得や教育水準等の属性の違いは考慮できていない[18]。また、インフレ実感の形成時に参照される物価関連の新聞記事件数の系列について、近年の先行研究（de Bandt et al., 2023）のような、記事の内容を考慮した作成方法はできていない。このほか、近年では、Züllig (2023)が、過去にインフレと失業率が同時に上昇する供給ショックを経験した家計ほど、新たな供給ショックに直面した際にインフレ予想をより大きく引き上げる傾向があることを示すなど、家計が経験した経済ショックの種類によって、インフレ予想の形成メカニズムが異なる可能性が指摘されている。本稿では、経験したショックによってインフレ経験が異なる可能性については考慮できておらず、こうした点は今後の分析課題としたい。

[18] 補論 B では、消費動向調査の世帯レベルのデータに区間回帰モデルを適用することで、世帯主の性別や世帯所得別の異質性の違いに関する分析を試みている。

参考文献

上野有子・難波了一 (2013)、「我が国家計のインフレ期待形成における異質性とバイアス」、ESRI Discussion Papers Series、No. 300.

奥田達志 (2018)、「ノイズ情報モデルとインフレ動学」、金融研究、37(4)、69-120.

日本銀行 (2024)、「金融政策の多角的レビュー」

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.

松田千枝（2016)、「消費動向調査における年齢補正について」、Economic & Social Research、39、16-18.

Andrade, P., E. Gautier, and E. Mengus (2023), "What Matters in Households' Inflation Expectations?" *Journal of Monetary Economics*, 138, 50-68.

Angelico, C., and F. Di Giacomo (2026), "Heterogeneous inflation expectations and forecast errors across the income distribution: the role of memory," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 246, 107552.

Bianchi, F., G. Nicolo, and D. Song (2025), "Inflation and Real Activity over the Business Cycle," NBER Working Paper Series, 31075, National Bureau of Economic Research.

Blanchflower, D.G., and C. MacCoille (2009), "The Formation of Inflation Expectations: An Empirical Analysis for the UK," NBER Working Paper Series, 15388, National Bureau of Economic Research.

Braggion, F., F. von Meyerinck, N. Schaub, and M. Weber (2024), "The Long-term Effects of Inflation on Inflation Expectations," NBER Working Paper Series, 32160, National Bureau of Economic Research.

Brave, S. A., B. Henken, B. Hobijn, E. Karger, A. L. Paulson, and J. Royal (2024). "Searching for 'Inflation Canaries' in Household Surveys," Chicago Fed Letter, 503.

Bruine de Bruin, W., W. van der Klaauw, J.S. Downs, B. Fischhoff, G. Topa, and O. Armantier (2010), "The effect of question wording on reported expectations and perceptions of inflation," Federal Reserve Bank of New York Staff Report, 443.

Bryan, M.F., and G. Venkatu (2001), "The demographics of inflation opinion surveys," *Economic Commentary*, (10/15/2001).

Burke, M.A., and M. Manz (2014), "Economic literacy and inflation expectations: Evidence

from a laboratory experiment," *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(7), 1421-1456.

Carroll, C.D. (2001), "The Epidemiology of Macroeconomic Expectations," NBER Working Paper Series, 8695, National Bureau of Economic Research.

Carroll, C.D. (2003), "Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters," *The Quarterly Journal of Economics*, 118(1), 269-298.

Coibion, O., and Y. Gorodnichenko (2012), "What Can Survey Forecasts Tell Us about Information Rigidities?" *Journal of Political Economy*, 120(1), 116-159.

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.

Creal, D., S.J. Koopman and A. Lucas (2013), "Generalized Autoregressive Score Models with Applications," *Journal of Applied Econometrics*, 28(5), 777-795.

D'Acunto, F., E. Charalambakis, D. Georgarakos, G. Kenny, J. Meyer, and M. Weber (2024), "Household inflation expectations: An overview of recent insights for monetary policy," NBER Working Paper Series, 32488, National Bureau of Economic Research.

D'Acunto, F., U. Malmendier, J. Ospina, and M. Weber (2021), "Exposure to Grocery Prices and Inflation Expectations," *Journal of Political Economy*, 129(5), 1615–1639.

D'Acunto, F., U. Malmendier, and M. Weber (2021), "Gender Roles Produce Divergent Economic Expectations," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 118(21), e2008534118.

D'Acunto, F., U. Malmendier, and M. Weber (2023), "What Do the Data Tell Us about Inflation Expectations?" *Handbook of Economic Expectations*, 133-161.

de Bandt, O., J.C. Bricongne, J. Denes, A. Dhenin, A. de Gaye, and P.A. Robert (2023), "Using the Press to Construct a New Indicator of Inflation Perceptions in France," Working Paper, 921, Banque de France.

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.

Dräger, L., and M.J. Lamla (2024), "Consumers' macroeconomic expectations," *Journal of Economic Surveys*, 38(2), 427-451.

Ehrmann, M., D. Pfajfar, and E. Santoro (2017), "Consumers' Attitudes and Their Inflation Expectations," *International Journal of Central Banking*, 47, 225-259.

Galí, J. (2008), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*: Princeton University Press.

Goldfayn-Frank, O., and J. Wohlfart (2020), "Expectation formation in a new environment: Evidence from the German reunification," *Journal of Monetary Economics*, 115, 301-320.

Hajdini, I., E.S. Knotek II, J. Leer, M. Pedemonte, R. Rich, and R. Schoenel (2024), "Indirect consumer inflation expectations: Theory and evidence," *Journal of Monetary Economics*, 145, Supplement, 103568.

Ichiue, H., M. Koga, T. Okuda, and T. Ozaki (2019), "Households' Liquidity Constraint, Optimal Attention Allocation, and Inflation Expectations," Bank of Japan Working Paper Series, 19-E-8.

Jonung, L. (1981), "Perceived and Expected Rates of Inflation in Sweden," *American Economic Review*, 71(5), 961-968.

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.

Korenok, O., D. Munro, and J. Chen (2026), "Inflation and attention thresholds," *Review of Economics and Statistics*, 108(3), 842-850.

Kuchler, T., and B. Zafar (2019), "Personal experiences and expectations about aggregate outcomes," *The Journal of Finance*, 74(5), 2491-2542.

Lagarde, C. (2026), "Speech at the Hearing of the Committee on Economic and Monetary Affairs of the European Parliament," Brussels, 26 February.

Lee, K., V. Nguyen, and K. Shields (2025), "Learning, Heuristics and Anchored Inflation: How Do Different Types of Consumer Change Their Minds about Inflation?" CAMA Working Papers 2025-28, Centre for Applied Macroeconomic Analysis, Crawford School of Public Policy, The Australian National University.

Lombardelli, C., and J. Saleheen (2003), "Public expectations of UK inflation," *Bank of England Quarterly Bulletin*, 43(3), 281-290.

Lucas, R.E. (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.

Madeira, C., and B. Zafar (2015), "Heterogeneous Inflation Expectations and Learning," *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(5), 867-896.

Malmendier, U., and S. Nagel (2011), "Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk Taking?" *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 373-416.

Malmendier, U., and S. Nagel (2016), "Learning from Inflation Experiences," *The Quarterly Journal of Economics*, 131(1), 53-87.

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.

Mankiw, N.G., Reis, R., and J. Wolfers (2003), "Disagreement about Inflation Expectations," NBER Macroeconomic Annual, 18, 209-248.

Mineyama, T., and K. Tokuoka (2025), "Investigating how inflation expectations affect precautionary wealth," *Japan and the World Economy*, 73, 101295.

Murasawa, Y. (2013), "Measuring Inflation Expectations Using Interval-Coded Data," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(4), 602-623.

Pedemonte, M., H. Toma, and E. Verdugo (2026), "Aggregate Implications of Heterogeneous Inflation Expectations: The Role of Individual Experience," *The Economic Journal*, 136(679), 2395-2423.

Phelps, E.S. (1970), "Introduction: The New Microeconomics in Employment and Inflation Theory," in Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory, edited by E. S. Phelps et al.

Reiche, L. (2025), "Beyond Groceries: Forecasting Confidence and the Gender Gap in Inflation Expectations," CESifo Working Paper, 11588.

Reis, R. (2021), "Losing the Inflation Anchors," *Brookings Papers on Economic Activity*, 52(2), 307-379.

Schmidt, T., Schmidt, T., Muller, H., Rieger, J., and C. Jentsch (2026), "Changing inflation perception and the propagation of news shocks," *Empirical Economics*, 71(30)

Sims, C.A. (2003), "Implications of Rational Inattention," *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 665-690.

Stock, J.H., and M.W. Watson (2007), " Why Has US Inflation Become Harder to Forecast?" *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(1), 3-33.

Tversky, A., and D. Kahneman (1973), "Availability: A heuristic for judging frequency and probability," *Cognitive psychology*, 5(2), 207-232.

Ueda, K. (2010), "Determinants of households' inflation expectations in Japan and the United States," *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(4), 503-518.

Ueno, Y. (2014), "Updating Behavior of Inflation Expectations: Evidence from Japanese Household Panel Data," CIS Discussion Paper Series, 617, Center for Intergenerational Studies, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.

Waller, C.J. (2026), "One Transitory Shock After Another," Speech at the David Kaserman Memorial Lecture, Department of Economics, Auburn University, Auburn, Alabama, April 17, 2026, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Weber, M., F. D'Acunto, Y. Gorodnichenko, and O. Coibion (2022), "The Subjective Inflation Expectations of Households and Firms: Measurement, Determinants, and Implications," *Journal of Economic Perspectives*, 36(3), 157-184.

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*, Princeton University Press, pp. 25-58.

Xie, S. (2025), "An estimated model of household inflation expectations: Information frictions and implications," *Review of Economics and Statistics*, 107(4), 1042-1058.

Züllig, G. (2023), "Consumer memory, inflation expectations and the interpretation of shocks," Working Paper.

補論 A：本論分析の頑健性確認

本補論では、4 節で得られた推計結果の頑健性を確認する。A.1 節では、サンプルを単身世帯に区切った場合の推計結果をまとめる。A.2 節では、値上げ・値下げ報道 DI の代わりに、食料品 CPI を用いた場合の推計結果を説明する。

A.1 単身世帯にサンプルを絞った場合

はじめに、消費動向調査の回答者と世帯主が異なることによって推計結果に生じうるバイアスを除去するため、サンプルを単身世帯に限定した推計を行う。本稿で用いた消費動向調査は、世帯主に対する調査であり、年齢情報は世帯主のものを入手しているが、インフレ予想を実際に回答した世帯員が世帯主と異なる可能性がある。この場合、回答者のインフレ経験を正確に把握できず、推計にバイアスが生じる可能性がある。本節では、消費動向調査を用いた分析で同様の課題を指摘している上野・難波(2013)に倣い、サンプルを単身世帯のみに限定して、本論の推計を行う。

結果をみると、サンプルを単身世帯に限定した場合でも、本論と同様の結果が得られた。まず、単身世帯に限定した場合でも、グリッド・サーチの結果、記憶の減衰パラメータλは正の値($\lambda = 0.1$)が選択される（図 A.1）。次に、これを用いて過去経験の参照度合いγを推計すると、概ね本論と同程度の水準となることがわかる（表 A.1）。この結果を踏まえると、世帯主と回答者が異なりうることは、本論の推計結果に影響を与えていないと考えられる。

図 A.1. パラメータλ別の決定係数

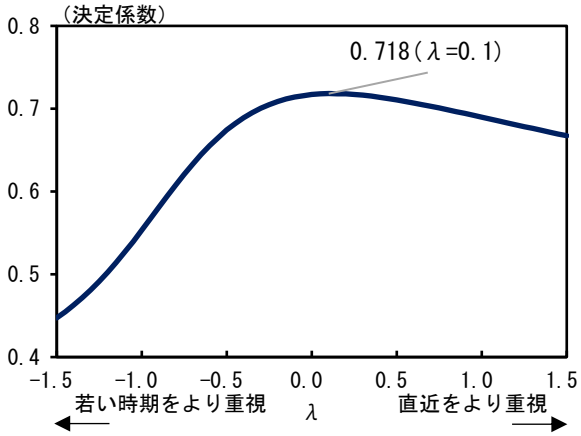


表 A.1. 参照度合いγの推計結果

被説明変数：インフレ予想	(1) ＜λ=0.1＞	(2) ＜λ=0.15＞
インフレ経験（γ）	0.7225***	0.7258***
	(0.0062)	(0.0062)
定数項（c）	0.2906***	0.2986***
	(0.0178)	(0.0179)
観測数	13,316	13,316
決定係数	0.7183	0.7182

（注）表 A.1 の***は 1%有意を示す。（ ）内は、ロバスト標準誤差。

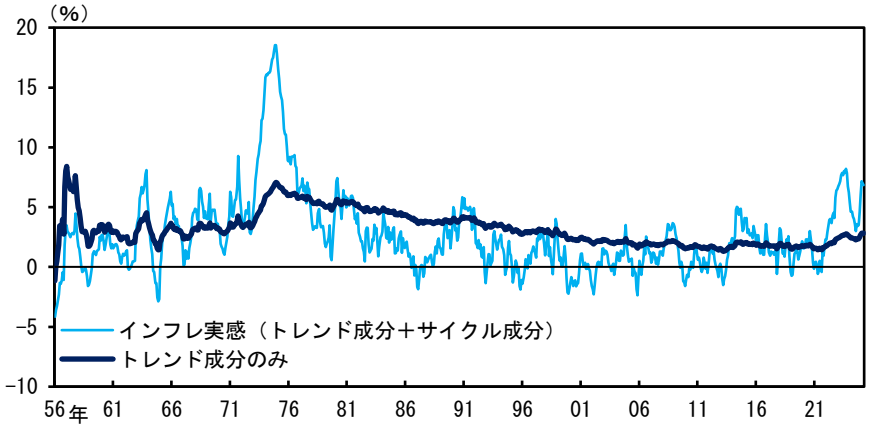
A.2 値上げ・値下げ報道 DI の代わりに食料品 CPI を用いた場合

本稿では、家計がインフレ実感を形成する際に参照する情報として報道情報を想定し、新聞報道データから値上げ・値下げ報道 DI を作成してインフレ実感を推計した。もっとも、2 節で整理したように、先行研究では、食料品価格からインフレ実感が形

成されるという指摘も存在し（D'Acunto et al., 2021 など）、本稿が定式化を参考にした Pedemonte, Toma and Verdugo (2026)でも、食料品価格を観測変数として状態変数であるインフレ実感を推計している。これを踏まえ、頑健性の確認として、値上げ・値下げ報道 DI の代わりにわが国の食料品 CPI の長期時系列からインフレ実感を推計し、家計の予想形成パラメータ(λ, γ)を推計した[19]。

はじめに、4.1 節で示した状態空間モデルを用いて、インフレ実感を推計した。図 A.2 をみると、値上げ・値下げ報道 DI を使用した場合（図 4）と概ね同様の傾向が確認できる（図 A.2）。

図 A.2. インフレ実感の時系列推移



（注）食料品 CPI を CPI 総合除く帰属家賃ベースのインフレ率に換算した系列に状態空間モデルを適用して推計。
（出所）総務省、日本銀行

次に、食料品 CPI を用いて推計したインフレ実感からインフレ経験の系列を作成したうえで、本論と同様の推計を行ったところ、本論と同様の傾向が確認された。まず、食料品 CPI からインフレ実感が形成されると定式化した場合においても、グリッド・サーチの結果、記憶の減衰パラメータλは正の値$(\lambda = 0.3)$が選択される（図 A.3）。これを用いて過去経験の参照度合いγを推計すると、概ね本論と同程度の水準となった（表 A.2）。もっとも、決定係数の水準をみると、本論で使用した値上げ・値下げ報道 DI を用いた場合よりも低下していることから、値上げ・値下げ報道 DI からインフレ実感が形成されるという本論の定式化の方が、わが国家計のインフレ予想の変動をより説明できていることが示唆される。

[19] 品目別 CPI が入手できない 1970 年以前は、企業物価指数（戦前基準指数）「食料品」の前年比で接続している。

図 A.3. パラメータλ別の決定係数

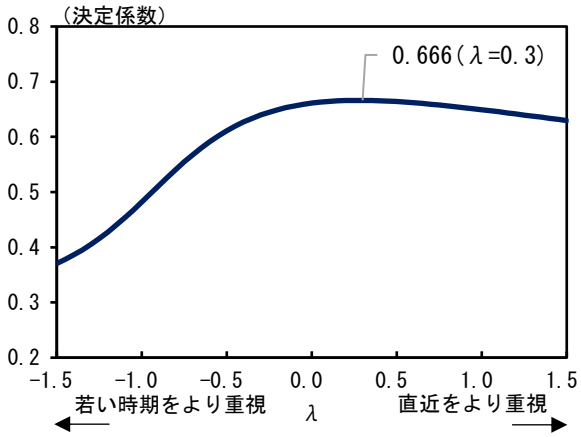


表 A.2. 参照度合いγの推計結果

被説明変数：インフレ予想	(1) ＜λ=0.3＞	(2) ＜λ=0.15＞
インフレ経験（γ）	0.7133***	0.7010***
	(0.0070)	(0.0069)
定数項（c）	0.4277***	0.4006***
	(0.0147)	(0.0146)
観測数	13,327	13,327
決定係数	0.6663	0.6653

（注）表 A.2 の***は 1%有意を示す。（ ）内は、ロバスト標準誤差。

補論 B：家計の属性とインフレ予想の関係についての分析

本節では、先行研究を踏まえ、わが国におけるインフレ予想の水準や、インフレ予想を形成する際の過去のインフレ経験の参照度合いが、世帯主の性別や世帯所得といった属性によってどの程度異なるかを検証する。

はじめに、インフレ予想と属性の関係に関する先行研究を概観すると、本論で議論した世代以外の属性間でも、インフレ予想の水準が異なることが指摘されている。例えば、女性のインフレ予想は、男性と比べて高くなる傾向が広く知られている（Jonung, 1981、Bryan and Venkatu, 2001、D'Acunto, Malmendier and Weber, 2021、Reiche, 2025）。また、所得に関しても、高所得者のインフレ予想が低所得者の予想よりも低くなる傾向がみられている（Ehrmann, Pfajfar and Santoro, 2017、D'Acunto et al., 2024）。性別や所得によってインフレ予想が異なる傾向は、日本の家計を対象にした独自のサーベイデータを用いた、Kikuchi and Nakazono (2023)でも確認されている。

こうした性別や所得階層間のインフレ予想に違いが生じる背景についても、様々な議論が蓄積されている。性別によるインフレ予想の違いについて、D'Acunto, Malmendier and Weber (2021)は、家計内の買い物役割を通じた食料品価格への接触頻度の違いを挙げているほか、Reiche (2025)は、予測に対する自信の男女差を指摘している。所得による違いの背景を扱った分析では、Angelico and Di Giacomo (2026)が、インフレ予想の形成時に参照する買い物経験そのものや、経験の参照度合いが所得階層ごとに異なることが、所得階層ごとのインフレ予想の異質性に繋がっていることを指摘している。このほか、Madeira and Zafar (2015)は、性別、所得、人種といった様々な属性とインフレ予想の関係性を分析したうえで、女性や低所得者などは客観的な情報へのアクセスが相対的に少ないため、個人特有の情報のばらつきが大きく、直近のインフレ率の動向を予想に反映させるのに時間がかかると指摘している。

もっとも、インフレ予想を形成する際のインフレ経験の参照度合いの異質性を分析した先行研究は、Madeira and Zafar (2015)など一部に限られる。そこで本節では、消費動向調査の調査票情報を用いて、家計のインフレ予想や、本論で推計したインフレ実感の参照度合いγが、世帯主の属性別に異なるのかを分析する。具体的には、本論で用いたインフレ予想$\pi^{e}_{s,t}$が、インフレ実感F_tとインフレ経験$E_{s,t}$で説明されるとする式(1)に、世帯iの世帯主の性別を示すダミー変数$D^{Gender}_{i,t}$と、インフレ実感F_t、インフレ経験$E_{i,t}$との交差項を加えた式(B1)を推計する。 次に、世帯所得の 3 区分[20]を示すダミー変数$D^{Income,k}_{i,t}$、及びインフレ実感、インフレ経験との交差項を加えた、式(B2)を推計する。最後に、$D^{Gender}_{i,t}$、$D^{Income,k}_{i,t}$を同時に考慮した式(B3)を推計する。コントロール変数のベクトル$\boldsymbol{W'_{i,t}}$は、家計の属性のほか、今後半年間の暮らし向きに関する回答や居住都道府県ダミーを含む。cは定数項、$u_{i,t}$は誤差項である。

$$\pi^{e}_{i,t} = (1-\gamma_G)F_t + \gamma_G E_{i,t} + \delta_G D^{Gender}_{i,t} + \boldsymbol{W'_{i,t}}\beta + c + u_{i,t},$$
$$where\ \gamma_G = \gamma_0 + \gamma_{1G} D^{Gender}_{i,t} \tag{B1}$$

$$\pi^{e}_{i,t} = (1-\gamma_{I,k})F_t + \gamma_{I,k} E_{i,t} + \delta_{I,k} D^{Income,k}_{i,t} + \boldsymbol{W'_{i,t}}\beta + c + u_{i,t},$$
$$where\ \gamma_{I,k} = \gamma_0 + \gamma_{1I,k} D^{Income,k}_{i,t} \tag{B2}$$

$$\pi^{e}_{i,t} = (1-\gamma_{G,I,k})F_t + \gamma_{G,I,k} E_{i,t} + \delta_G D^{Gender}_{i,t} + \delta_{I,k} D^{Income,k}_{i,t} + \boldsymbol{W'_{i,t}}\beta + c + u_{i,t},$$
$$where\ \gamma_{G,I,k} = \gamma_0 + \gamma_{1G} D^{Gender}_{i,t} + \gamma_{1I,k} D^{Income,k}_{i,t} \tag{B3}$$

なお、3.1 節で説明した通り、消費動向調査では、各世帯がインフレ予想を選択肢形式で回答しているため、このデータを直接使用する場合、被説明変数が離散変数となり、通常の線形回帰モデルとは異なる推計モデルを使用する必要がある[21]。そこで、本節では、先行研究に倣い、区間回帰モデルを用いて推計を行う[22]。すなわち、連続的な被説明変数$\pi^{e}_{i,t}$と区間で報告される被説明変数$\Pi^{e}_{i,t}$との間に、式(B4)のような関係があると仮定したうえで、最尤推定法を用いて、式(B1)～式(B3)のパラメータ及び式(B5)の誤差項の分散σ^2を推計する。区間回帰モデルの推計結果は、線形回帰モデルと同様に解釈可能であり、例えば、式(B1)のγ_Gは、「世帯iの時点tにおけるインフレ経

[20] 具体的には、(1)$D^{Income,0}_{i,t}$、(2)$D^{Income,1}_{i,t}$、(3)$D^{Income,2}_{i,t}$は、それぞれ世帯全体の年間収入が(1)400 万円未満、(2)400 万円～750 万円未満、(3)750 万円以上を示すダミー変数である。

[21] 4 節では、この世帯レベルの調査票情報を生まれ年別に集計することで、被説明変数であるインフレ予想の値を連続変数とした推計を行った。

[22] 区間回帰モデルを用いた家計のインフレ予想の分析としては、英国では、Lombardelli and Saleheen (2003)や Blanchflower and MacCoille (2009)、日本では、Murasawa (2013)が存在する。

験が 1%上昇すると、この世帯の時点tにおけるインフレ予想はγ_G%上昇する」と解釈される。

$$\Pi_{i,t}^{e}=\begin{cases}1\ \left(\pi_{i,t}^{e}\le -5\right)\\ 2\ \left(-5<\pi_{i,t}^{e}\le -2\right)\\ 3\ \left(-2<\pi_{i,t}^{e}<0\right)\\ 4\ \left(\pi_{i,t}^{e}=0\right)\\ 5\ \left(0<\pi_{i,t}^{e}\le 2\right)\\ 6\ \left(2<\pi_{i,t}^{e}\le 5\right)\\ 7\ \left(5<\pi_{i,t}^{e}\right)\end{cases} \tag{B4}$$

$$u_{i,t}\sim N(0,\sigma^2) \tag{B5}$$

推計結果をみると、インフレ経験の参照度合いは、区間回帰モデルを用いても概ね本論と同程度であった一方、世帯所得によって形成メカニズムに違いがある可能性が確認された。表 B.1 の(1)～(3)は、それぞれ全世帯における式(B1)、式(B2)、式(B3)の推計結果を示している。はじめに、インフレ経験の参照度合いをみると、0.6 程度となり、本論での分析結果と同様、わが国家計は、インフレ予想の形成時に過去経験を相応に重視していることが窺われる。次に、属性別のダミー変数の係数を確認すると、どのモデルにおいても、①女性ダミーの係数が正、②世帯所得が 750 万円以上のダミーの係数が負という結果を得られた。これらの結果は、女性のインフレ予想が相対的に高く、高所得者のインフレ予想が相対的に低いという先行研究の指摘と整合的である。最後に、交差項の係数をみると、インフレ経験と①女性ダミーとの交差項の係数は、有意に正となり、女性の過去経験の参照度合いが男性よりも高くなる傾向が示唆される。一方、②世帯所得ダミーとの交差項については、世帯所得が高い世帯主ほど、過去経験の参照度合いが低下する結果となった。

なお、補論 A と同様、上野・難波 (2013)に倣い、サンプルを単身世帯のみに限定した推計も行ったところ、世帯所得ダミーとの交差項については、全世帯による推計と同じ結果が得られた一方、女性ダミーとの交差項の係数は非有意となった。

表 B.1. 過去経験の参照度合いγの推計結果

被説明変数：インフレ予想						
	全世帯			単身世帯		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
インフレ経験 (γ_0)	0.6117***	0.6392***	0.6332***	0.6361***	0.6458***	0.6449***
	(0.0031)	(0.0038)	(0.0041)	(0.0075)	(0.0065)	(0.0081)
性別ダミー						
女性ダミー (δ_G)	0.3189***	0.2935***	0.3074***	0.4259***	0.4190***	0.4204***
	(0.0234)	(0.0224)	(0.0234)	(0.0350)	(0.0332)	(0.0350)
世帯所得ダミー						
400万円～750万円未満ダミー ($\delta_{I,1}$)	0.0188	−0.0137	−0.0110	0.1448***	0.0900*	0.0904*
	(0.0169)	(0.0170)	(0.0170)	(0.0465)	(0.0468)	(0.0467)
750万以上ダミー ($\delta_{I,2}$)	−0.1261***	−0.1890***	−0.1861***	0.1081	−0.0131	−0.0126
	(0.0237)	(0.0237)	(0.0237)	(0.0988)	(0.0979)	(0.0979)
インフレ経験と性別ダミーの交差項						
×女性ダミー (γ_{1G})	0.0353***		0.0196**	0.0075		0.0019
	(0.0078)		(0.0080)	(0.0121)		(0.0123)
インフレ経験と世帯所得ダミーの交差項						
×400万円～750万円未満ダミー ($\gamma_{1I,1}$)		−0.0471***	−0.0427***		−0.0522***	−0.0518***
		(0.0062)	(0.0063)		(0.0173)	(0.0175)
×750万以上ダミー ($\gamma_{1I,2}$)		−0.0899***	−0.0850***		−0.1283***	−0.1278***
		(0.0085)	(0.0085)		(0.0345)	(0.0345)
定数項 (c)	0.0586	0.0715	0.0670	−0.1715	−0.1609	−0.1616
	(0.0923)	(0.0928)	(0.0927)	(0.1712)	(0.1718)	(0.1717)
コントロール変数	○	○	○	○	○	○
観測数	1,060,016	1,060,016	1,060,016	300,359	300,359	300,359
疑似決定係数	0.1040	0.1042	0.1042	0.1047	0.1048	0.1048

（注）表は、区間回帰モデルを用いて推計した結果。記憶の減衰パラメータ λ は本論で選択された 0.15 を使用。（ ）内は、家計レベルでクラスタリングしたロバスト標準誤差。推計時には、労働力調査から作成したウエイトを使用。コントロール変数には、居住都道府県ダミー、世帯人数ダミー、住宅ローン保有ダミー、今後半年間の暮らし向きの回答を使用。表中の***、**、*はそれぞれ 1%有意、5%有意、10%有意を表す。

これらの結果からは、家計のインフレ予想形成と性別や所得といった属性との関係性について、以下の点を指摘できる。まず、どの推計においても、高所得者の方が、インフレ予想を形成する際の過去経験の参照度合いが低下している点から、Angelico and Di Giacomo (2026)が指摘するように、世帯所得によって予想の形成メカニズムが異なっている可能性が指摘される。一方、性別によるインフレ予想の過去経験の参照度合いの違いについては、単身世帯による推計で非有意になるため、幅を持ってみる必要があるものの、女性の方が過去経験の参照度合いが高い可能性が示唆される。もっとも、本分析は、属性が予想形成に与える影響の経路を識別するものではなく、詳細なメカニズムの検証については、今後の分析課題としたい。

補論 C：家計の改定割合の時系列推移

本節では、消費動向調査のデータを用いて、インフレ予想を改定した家計の割合を確認する。3.1 節で述べたように、消費動向調査には、同一世帯が最大 15 か月連続して回答するため、家計が前月からインフレ予想をどのように変更したかを観察できるという利点がある。一般に、家計のインフレ予想の平均値や中央値は、予想水準の変化を把握するうえで有用である。しかし、平均的な予想が変化している場合でも、それが多くの家計による小幅な改定によるものなのか、一部の家計による大幅な改定によるものなのかは、平均値だけでは明らかでない。したがって、家計がどの程度の頻度で予想を見直しているかを確認することは、インフレ予想の変動メカニズムを理解するうえで重要である。この点に関連して、Andrade, Gautier and Mengus (2023)や Brave et al. (2024)は、家計のインフレ予想の動向を分析する際に、予想水準だけでなく、予想を改定した家計の割合を確認することが有用であると指摘している。

本節では、この考え方を踏まえ、消費動向調査のパネル構造を活用して、インフレ予想の回答を前月から改定した世帯の割合を算出する。具体的には、各月の継続サンプルのうち、前月にも回答している世帯を対象に、当月のインフレ予想の回答が前月から上方に変更されたか、下方に変更されたかを判定する。そのうえで、継続サンプル全体に占める上方改定世帯の割合と下方改定世帯の割合をそれぞれ計算する。さらに、上方改定割合から下方改定割合を差し引いた値を、インフレ予想の改定 DI として定義する。すなわち、改定 DI がプラスであれば、前月からインフレ予想を上方に改定した世帯の割合が、下方に改定した世帯の割合を上回っていることを意味する。一方、改定 DI がマイナスであれば、下方改定した世帯の割合が上方改定した世帯の割合を上回っていることを示す。この指標は、家計のインフレ予想がどちらの方向に更新されているかを、平均値とは異なる観点から捉えるものである。

図 C.1. インフレ予想の上方改定割合(A)

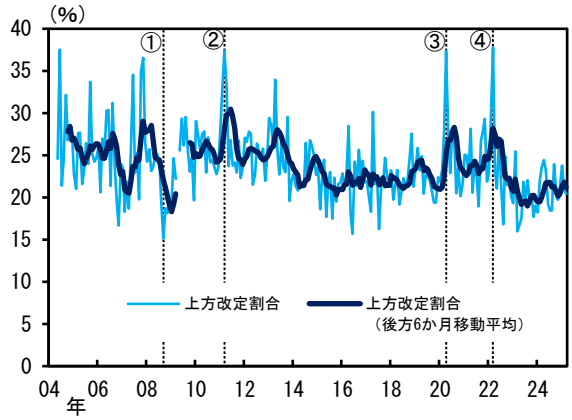
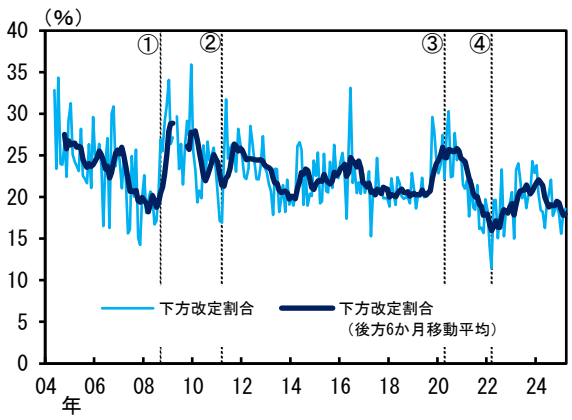


図 C.2. インフレ予想の下方改定割合(B)



（注）上方・下方改定割合は、消費動向調査の各月の継続サンプルのうち、インフレ予想の回答を前月からそれぞれ上方・下方に変更したサンプルの割合。イベント線は、①リーマン・ショック（2008 年 9 月）、②東日本大震災（2011 年 3 月）、③コロナ禍初期（2020 年 4 月）、④ロシアによるウクライナ侵攻（2022 年 3 月）を示す。なお、2009 年 4 月に消費動向調査におけるインフレ予想の回答の選択肢が追加されている点を踏まえて、当該月は、グラフから除いている。
（出所）内閣府

はじめに、図 C.1 及び図 C.2 をみると、わが国家計のインフレ予想の改定割合は、上方改定割合(A)と下方改定割合(B)のいずれも緩やかな低下傾向にあることが確認される。ただし、仔細にみると、近年においても、コロナ禍初期（③）や、2022 年 3 月の市況上昇局面（④）において改定割合が高まっていることが分かる。

図 C.3. インフレ予想の改定 DI (A-B)

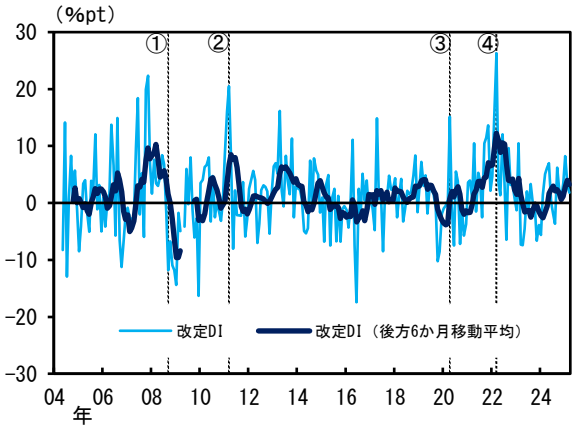
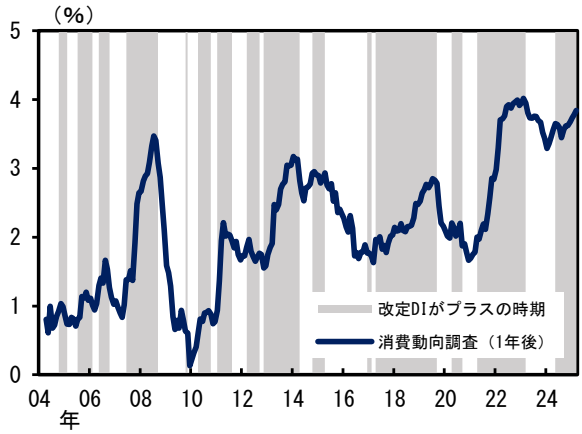


図 C.4. インフレ予想との比較



（注）改定 DI は、上方改定割合から下方改定割合を差し引いて算出。左図のイベント線は、①リーマン・ショック（2008 年 9 月）、②東日本大震災（2011 年 3 月）、③コロナ禍初期（2020 年 4 月）、④ロシアによるウクライナ侵攻（2022 年 3 月）を示す。なお、2009 年 4 月に消費動向調査におけるインフレ予想の回答の選択肢が追加されている点を踏まえて、当該月は、グラフから除いている。右図の消費動向調査は、予想インフレ率が「-5%以上低下」では-5%、「-5%～-2%低下」では-3.5%、「-2%未満低下」では-1%、「+2%未満上昇」では+1%、「+2%～+5%上昇」では+3.5%、「+5%以上上昇」では+5%とそれぞれ仮定して、調査票情報を用いて筆者らが独自に加重平均したもの。シャドーは、改定 DI がプラスであった月を示す。
（出所）内閣府

次に、改定 DI（A-B）を確認すると、改定 DI は振れを伴いつつ推移しているが、例えば、2008 年前後や、2021 年後半から 2022 年にかけては、比較的長い期間プラス

であったことが分かる（図 C.3）。最後に、計算した改定 DI とインフレ予想の平均値の動きを比較すると、改定 DI がプラスであった時期と、インフレ予想の平均値が上昇していた時期は、概ね整合的であることが確認される（図 C.4）。なお、本補論では、家計のインフレ予想改定について、データから観察される点のみに焦点を当てており、予想改定行動をもたらす要因や、経済主体の行動に与える影響については、今後の分析課題としたい。