



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

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—

藤井豪*

gou.fujii@boj.or.jp

中野将吾**

shougo.nakano@boj.or.jp

高富康介**

kousuke.takatomi@boj.or.jp

No.25-J-3
2025 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

* 日本銀行企画局（現・神戸支店）

** 日本銀行企画局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

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—*

藤井 豪[†] 中野 将吾[‡] 高富 康介[§]

2025 年 2 月

【要 旨】

本稿では、わが国家計のインフレ予想の形成過程において、インフレ率に関する「過去の経験」や「その時々におけるインフレ率の傾向——インフレレジーム——」がどのような役割を果たしているのか、日本銀行「生活意識に関するアンケート調査」の個票データを用いて定量分析を行った。その結果、過去に経験したインフレ率が低いと考えられる家計ほど、中長期的インフレ予想が統計的に有意に低い傾向にあることが分かった。この結果は、わが国においては、デフレ・低インフレが経験の大半を占める若年層を中心とした「過去に経験したインフレ率の低さ」が、長きにわたる中長期インフレ予想の低迷に影響を及ぼしていた可能性を示唆する。他方、本稿の分析からは、中長期インフレ予想と過去経験の関係は一定ではないことも示唆された。すなわち、高変動レジーム（物価変動が大きい局面）では、過去経験との関係性が弱まる一方、足もとのインフレ実感との関係性が強まることが確認された。最近の中長期インフレ予想の上昇の背景には、こうした非線形的なメカニズムが働いている可能性が考えられる。なお、これまで中長期インフレ予想の重石となっていたとみられる若年層の経験したインフレ率は、最近のインフレ率の動向を映じて急速に高まっている。こうした経験の蓄積が、先行きの中長期インフレ予想の動向にどのような影響を及ぼすか、注視していくことが重要と言える。

JEL 分類番号：C34、E31

キーワード：インフレ予想、インフレレジーム、マルコフスイッチングモデル、合理的無関心

* 本稿の執筆に当たっては、猪熊宏士氏、開発壮平氏、中島上智氏、長野哲平氏、および日本銀行スタッフから有益なコメントを頂戴した。ただし、残された誤りは全て筆者らに帰する。なお、本稿の内容と意見は筆者ら個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

† 日本銀行企画局（現・神戸支店）（gou.fujii@boj.or.jp）

‡ 日本銀行企画局（shougo.nakano@boj.or.jp）

§ 日本銀行企画局（kousuke.takatomi@boj.or.jp）

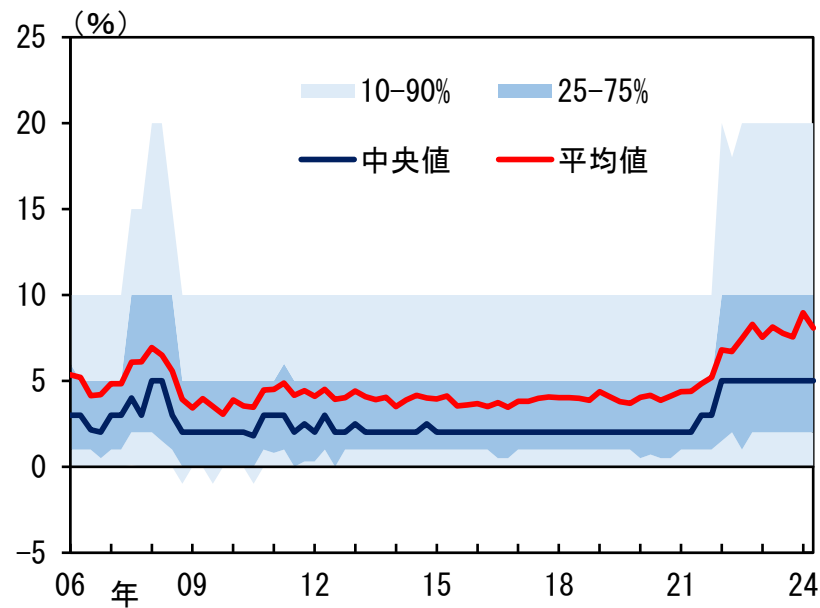
1. はじめに

インフレ予想は、各経済主体の意思決定に影響を及ぼすことを通じて経済・物価動向を規定する、重要な要因と考えられている（例えば [Mishkin \(2007\)](#)）。そうしたもとで、物価の安定や金融政策効果を考えるうえでの重要性から、各国中央銀行においても、様々な手法で計測された各経済主体（家計・企業・専門家）のインフレ予想がモニタリングされている（[Bernanke \(2007\)](#)、[安達・平木 \(2021\)](#)）。

インフレ予想は、各経済主体により、その水準や経済・物価動向への含意が異なり得るが、とりわけ 1990 年代後半から長らくデフレ・低インフレが続いてきたわが国では、「家計の中長期インフレ予想」の果たした役割の大きさが、先行研究において指摘されている（[Aoki, Ichiue, and Okuda \(2019\)](#)、[渡辺 \(2022, 2024\)](#)）。これらの議論では、デフレ・低インフレの背景として、家計が「物価は基本的に上がらないものだ」という考え方を前提として、低いインフレ予想を形成してきたことを指摘している（図 1）。そうした低いインフレ予想のもとで、家計は値上げに対して過敏になる一方、企業が競合他社に需要を奪われることを懸念して価格を据え置く傾向を強める、というメカニズムが働いていた可能性が指摘されている。実際、日本銀行が「金融政策の多角的レビュー」の一環として実施した、大規模な企業アンケート調査の結果をみても、価格転嫁が困難な理由として、「競合他社との価格競争」や「消費者の強い節約志向」を挙げる先が多く、上述のメカニズムが働いていた可能性が示唆される（図 2）。

もっとも、2020 年代に入り、新型コロナウイルス感染症拡大後にみられた商品価格の上昇や労働需給のタイト化などを背景にインフレ率が上昇する中、家計の中長期インフレ予想も上昇に転じている。こうした近年の変化の背景として、インフレ率に関する過去経験と、足もとの物価動向（インフレレジーム）が一定の役割を果たした可能性がある。先行研究では、過去経験については、家計のインフレ予想のコーホート毎・地域毎の差異を説明する一つの要因として、その重要性が指摘されている（[Malmendier and Nagel \(2016\)](#)、[Pedemonte, Toma, and Verdugo \(2023\)](#)など）。また、インフレレジームについては、「合理的無関心仮説」等の理論を念頭に置き、家計の物価動向への関心度合いが変化することによって、インフレ予想を形成する際に重視される情報が変わりうる点が指摘されている（[Gwak \(2022\)](#)、[Weber et al. \(2025\)](#)）。2020 年代のインフレ率の上昇は、各世代が経験したインフレ率の変化や、家計の物価動向に対する関心の高まりなどを通じて、家計のインフレ予想の動向に影響を及ぼした可能性が考えられる。

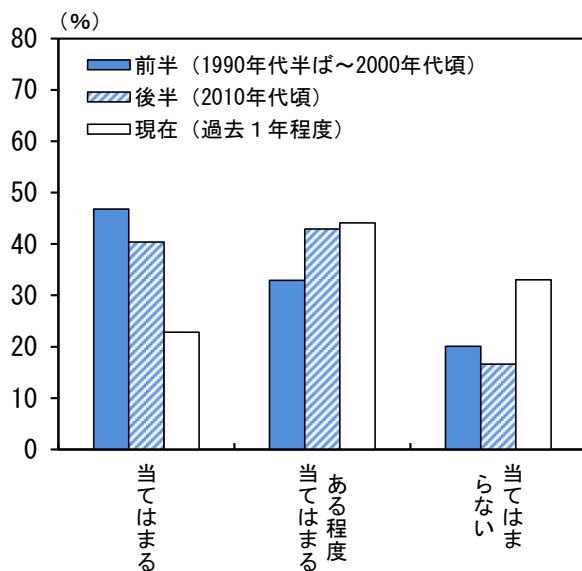
(図1) 家計の中長期インフレ予想の推移



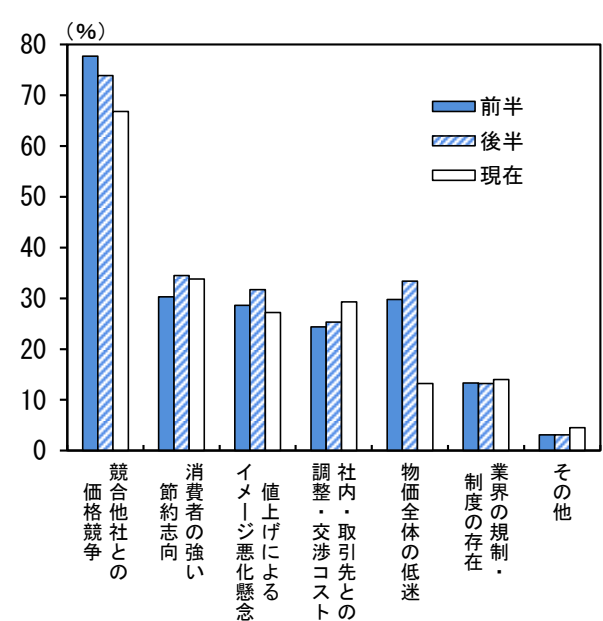
(注) 「生活意識に関するアンケート調査」の個票データより、筆者らが作成。
(出所) 日本銀行

(図2) 企業向けアンケートからみた価格設定行動

① コストの価格転嫁の困難さ



② 価格転嫁が困難な理由



(注) 1. 詳細は、日本銀行（2024）『1990年代半ば以降の企業行動等に関するアンケート調査』の集計結果についてを参照。

2. ②は、①で「当てはまる」「ある程度当てはまる」と回答した企業に占める比率。当てはまるもの3つまで回答可。

(出所) 日本銀行

本稿では、こうした先行研究での指摘や 2020 年以降の状況変化を踏まえ、インフレ率に関する「過去経験」や「インフレレジーム」が、わが国家計の中長期インフレ予想形成において、どのような役割を果たしているかについて、日本銀行が家計を対象に実施している「生活意識に関するアンケート調査（以下、生活意識調査）」のデータを用いて実証分析を行った。同アンケート調査は、わが国家計に対して、景気認識やインフレ実感・予想（短期＜1 年先＞、中長期＜5 年先＞）などを尋ねるもので、四半期に一度実施されている。本稿では、2020 年代のコロナ禍以降における変化も勘案できるよう、本調査における 2006 年 6 月調査から 2024 年 9 月調査の個票データを用いた。

本稿の主要な結果は、以下の通りである。第一に、家計が過去に経験したと考えられるインフレ率の水準は、足もとの中長期インフレ予想の水準に有意に正の影響を及ぼすことが示された。この結果は、日本銀行が 2013 年以降に実施してきた大規模な金融緩和により、インフレ実績が幾分上昇する中にあっても、わが国家計の中長期インフレ予想が低迷を続けた背景に、低インフレの経験——とくに若年層において、経験の大半がデフレ・低インフレ期で占められていたこと——が影響していた可能性を示唆する。第二に、中長期インフレ予想と過去経験の関係は一定ではなく、その時々インフレレジームにより変化することも分かった。具体的には、高変動レジーム（物価変動が大きい局面）では、インフレ予想と過去経験の関係性が弱まる一方、足もとのインフレ実感と予想の関係性が強まることが確認された。この結果は、[Weber et al. \(2025\)](#)などの先行研究で得られた結果と整合的である。最近の中長期インフレ予想の上昇の背景として、こうした非線形的なメカニズムが働いている可能性が考えられる。なお、これまで中長期インフレ予想の重石となっていたとみられる若年層の経験インフレ率は、最近のインフレ率の上昇を映じて、急速に高まっている。こうした経験の蓄積が、先行き、中長期インフレ予想の動向にどのような影響を及ぼすか、注視していくことが重要と言える。

本稿の構成は以下の通りである。第 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サーベイする。第 3 節では、本稿で用いた個票データについて概説する。第 4 節では実証分析の枠組みおよ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。第 5 節では頑健性チェックを行う。第 6 節は、まとめである。

2. 先行研究

本稿の分析は、家計の中長期インフレ予想の形成メカニズムを扱った先行研究と関

連している。本節では、本稿と関連する先行研究を概観した後、本稿の貢献について述べる。

経済主体のインフレ予想がどのように形成されるかについては、理論的には、必ずしもコンセンサスは得られているわけではない (Coibion, Gorodnichenko, and Kamdar (2018)、奥田 (2018))。そのもとで、多くの理論モデルにおいて、経済主体の予想形成が「完全情報下の合理的期待 (Full-Information Rational Expectations, FIRE)」に従うことが仮定されてきた。もっとも、FIRE の妥当性については、懐疑的な見方も多く、いくつかの仮定を緩める形で、代替的な理論が発展を遂げてきた¹。それらのうち代表的なものが、「合理的無関心 (rational inattention) 仮説」である (Sims (2003)、Maćkowiak and Wiederholt (2009))。この仮説では、経済主体の情報処理能力に限界があることを仮定し、経済主体は、そのリソースを、より重要性の高い情報の処理に用いると考える。この場合、経済主体が、重要性が低いと判断した情報は、予想に反映されないことになる²。

実証研究では、こうした理論を念頭に置きつつ、インフレ予想の形成に影響を与える、個別の要素に注目した研究が多くみられる。それらのうち、本稿では、①過去に経験したインフレ率がインフレ予想形成に影響を及ぼし得る点、および②足もとの物価動向に応じて、家計の予想形成メカニズムが変わり得る点の2点に着目した研究と、特に関連が深い³。

第一に、各家計が過去に経験したインフレ率が、家計の予想に影響を与えるという点は、国内外の研究で指摘されている (Johannsen (2014)、Malmendier and Nagel (2016)、Diamond, Watanabe, and Watanabe (2020)、Hajdini et al. (2022)、Braggion et al. (2024)、Pedemonte, Toma, and Verdugo (2023))。このなかでも代表的なものとして、Malmendier and Nagel (2016)は、米国の家計を対象とした約 57 年間のサーベイ調査のデータを用いて、過去に経験したインフレ率が高い家計ほど、形成するインフレ予想も高い傾向があることを指摘している。また、Hajdini et al. (2022)は、15 か国を対象とした国際サーベイ調査のデータを用いて同様の結論を導いている。わが国を対象とした研究とし

¹ Hori and Kawagoe (2013)では、わが国家計のインフレ予想を対象とした実証分析を行い、①家計のインフレ予想は平均的にみて上方にバイアスしていること、②報道等で入手可能な情報を即座に予想に織り込む行動がみられないこと、という二つの意味において、完全に合理的な予想形成をしているわけではないと指摘している。

² その他の代表的な理論として、「粘着情報仮説」(Mankiw and Reis (2002))や「適合的学習仮説」(Evans and Honkapohja (1999, 2001))などが挙げられる。

³ 本稿では、金融政策や中央銀行の物価安定目標と家計のインフレ予想の関係については、直接の分析の対象とはしていない。この点に関するわが国における実証研究としては、例えば Ueda (2010)、Nakazono, Shiohama, and Tamaki (2013)、Ichiue et al. (2019)、Niizeki (2023)などを参照。

て、[Diamond, Watanabe, and Watanabe \(2020\)](#)は、独自のサーベイ調査を実施し、それらの結果を実際の購買データと紐づけることで、年齢や買い物経験、インフレ予想の関係についての詳細な実証分析を行っている。その結果、わが国においては、年齢が上がるほど平均的なインフレ予想が上昇する点を指摘し、長期に渡る低インフレ経験が、若年世代を中心に、インフレ予想の下押し要因として作用している可能性を指摘している⁴。

第二に、足もとの物価動向に応じて、家計の予想形成過程（learning process）が変わり得るという点を勘案している研究も、特に近年において複数みられる（[Gwak \(2022\)](#)、[Weber et al. \(2025\)](#)）。これらの研究では、「合理的無関心仮説」を念頭に、以下のようなメカニズムが想定されている。まず、物価が安定している時期において、人々は情報収集・分析にかかるコストなどを踏まえた合理的な選択の結果、物価動向に関心を寄せず、他の物事に関心を寄せる。その結果、予想形成の際に、足もとの物価動向に関する報道などの新たな情報は勘案されず、専ら過去の個人的な経験に基づいて予想が形成されることになる。一方、物価の変動が大きい時期は、人々は、物価動向に対し強い関心を寄せる。そのもとで、人々が物価動向に関して積極的に情報を収集し、結果として、足もとの動向が予想にも強く織り込まれることになる。こうしたメカニズムが働いた場合、家計が予想形成の際に重視する情報は、時期に応じて変化することになる⁵。実際に、人々の物価への関心と、足もとの物価変動の大きさの間に強い相関があることは、複数の研究で指摘されている（[Korenok, Munro, and Chen \(2023\)](#)、[Bracha and Tang \(2024\)](#)、[Pfäuti \(2023\)](#)）。こうした点を踏まえ、[Gwak \(2022\)](#)では、物価動向に応じて家計のインフレ予想関数のパラメータが変化する学習モデルを構築したうえで、米国家計のサーベイデータに適用し、インフレ率が高く、変動幅が大きい時期は、より足もとの情報を重視した予想形成が行われる傾向があることを指摘している。[Weber et al. \(2025\)](#)は、同様の結果を、米国や欧州等の家計を対象とした複数の

⁴ [Diamond, Watanabe, and Watanabe \(2020\)](#)は、個人の購買データを用いて、年齢層によって消費バスケットが異なることなどを反映し、直面しているインフレ率が異なることも報告している。そのうえで、年齢別のインフレ予想の水準は、こうした要因をコントロールしても有意に異なると指摘している。

⁵ 例えば、[Weber et al. \(2025\)](#)は、家計は任意で翌期のインフレ率に関する情報にアクセスできるが、情報取得には一定のコストが掛かる、という仮定を置いた理論モデルを用いて、このメカニズムを説明している。当モデルにおいて、家計は、翌期のインフレ率の予想に基づき、当期の消費・貯蓄水準を決定する。もっとも、インフレ率に関する不確実性が高い場合は、予測を外し（事後的にみた）最適な水準から大きく乖離した意思決定を下す可能性が高まるため、情報収集から得られる便益が上昇する。得られる便益が情報取得にかかるコストと比較して高い状態となったときに、情報にアクセスする家計が増加することになる。

ランダム化比較試験（RCT）から示している。わが国を対象とした実証研究として、[Ueno \(2014\)](#)は、インフレ率の変動幅が大きい時期は、家計が物価動向への関心を高め、インフレ予想を更新する頻度が高まるという結果を報告している。

また、上述の二点以外に留意すべき点として、家計のインフレ予想の個票データを用いた先行研究においては、そのクロスセクション方向の分散の大きさも指摘されている（[鎌田 \(2008\)](#)、[Arioli et al. \(2017\)](#)）。そうしたバラつきが生じる要因としては、各家計が実感しているインフレ率（インフレ実感⁶）の異質性や、社会人口学的要因等が挙げられることが多い（[Cavallo, Cruces, and Perez-Truglia \(2017\)](#)、[D'Acunto et al. \(2021\)](#)、[Doh, Lee, and Park \(2025\)](#)）。例えば、[D'Acunto et al. \(2021\)](#)は、日々の暮らしにおける買い物経験の家計ごとの違い、すなわち異質性が、インフレ実感、ひいてはインフレ予想の水準に影響を及ぼし得る点を指摘している。このほか、ジェンダー・収入・教育水準などによる差異（[D'Acunto, Malmendier, and Weber \(2023\)](#)）、自身の金融資産・負債の状況や、マクロ経済動向への見方が与える影響（[Ehrmann, Pfajfar, and Santoro \(2017\)](#)）、自身の暮らし・雇用等に対するセンチメント（[Del Giovane, Fabiani, and Sabbatini \(2009\)](#)）など、様々な要因がインフレ予想形成に影響を与えることが明らかにされている。このことから、個票データを用いた分析においては、こうした要因を適切にコントロールすることが求められる。

このほか、本稿は、「生活意識調査」の個票データを用いた先行研究とも関連している。[西口・中島・今久保 \(2014\)](#)は、「生活意識調査」から得られる家計の中長期インフレ予想は、購入頻度の高い品目の価格変動の影響を受けやすいことや、2%の「物価安定目標」の導入が、インフレ予想の分布を一定程度2%に収斂させる効果を持っていたことなどを指摘している。[鎌田・中島・西口 \(2015\)](#)は、個票データからデータの歪みを除去した潜在分布を推計し、その性質について、詳細に議論している。

本稿の貢献は以下の2点に集約される。第一に、わが国において、過去経験がインフレ予想に与える影響を分析した研究は限られている。数少ない先行研究の一つである [Diamond, Watanabe, and Watanabe \(2020\)](#)は、短期インフレ予想を分析対象としているほか、分析に用いられたデータは、2012～2014年頃のものであり、2021年以降の物価上昇局面を勘案できていない。本稿では、足もとまでの状況を反映した実証分析を行うことで、先行研究を補完する役割を果たす。第二に、わが国において、インフレレジームとインフレ予想の関係を明示的に論じた研究は、筆者らの知る限り存在しない。本稿は、両者の関係に対し、わが国においてはじめて定量的な評価を試みている点で、既存研究に新たな知見を加えるものである。

⁶ わが国のインフレ実感についての詳細な分析は、[高橋・玉生 \(2022\)](#)を参照。

3. データ

3-1. 「生活意識に関するアンケート調査」の概要

本稿では、「生活意識に関するアンケート調査（生活意識調査）」の個票データを用いて分析を行う。本調査は、生活者が現状において抱いている生活実感や、金融・経済環境の変化がもたらす生活者の意識や行動への影響を把握することにより、日本銀行の金融政策や業務運営の参考にすることを目的として、1993 年以降実施されている。調査対象は全国の満 20 歳以上の個人 4000 人であり、調査の都度、抽出されている⁷。このため、各調査回の調査対象は一致しておらず、データセットは繰り返しのクロスセクション形式となっている。本稿の分析に当たっては、調査方法の変化等を勘案し、直接比較可能な 2006 年 6 月調査から 2024 年 9 月調査までの約 75 回分の四半期データを用いることとする⁸。

「生活意識調査」では、家計が足もとと先行きの物価変動に対して抱いている認識を、定性的・定量的に調査している。定量的には、①足もとのインフレ実感（＝1 年前から現在までの物価の変化の認識）、②短期インフレ予想（＝現時点から 1 年後までの物価の変化の予想）、③中長期インフレ予想（現時点から 5 年後までの物価の変化の予想）を調査している⁹。このほか、日本における先行研究（Kikuchi and Nakazono (2023)、Ichiue et al. (2019)）で指摘されているような、インフレ予想に影響を与えうる社会人口学的属性（性別・年齢・収入・センチメント）についても、データを収集しており、分析の際に、それらの要因をコントロールすることができるという利点がある。

こうした利点がある一方、家計を対象としたサーベイ調査から得られるインフレ実感・予想には、いくつかの特徴があることが指摘されている（鎌田 (2008)、Weber et al. (2022)、D'Acunto and Weber (2024)、D'Acunto et al. (2024)）。より具体的には、イン

⁷ 各調査回の回答率は概ね 50～60%程度で推移している。

⁸ 1993 年～1997 年までは年 1 回、1998 年～2003 年までは年 2 回、調査が行われていたため、四半期データとしては入手できない。また、2006 年 3 月調査以前は訪問留置法、2006 年 3 月以降は郵送調査法で調査票を収集しており、こうした調査方法の違いにより、回答の性質が異なることが知られている（鎌田 (2008)）。そのため、本稿の分析では 2006 年 3 月以降のデータを分析対象としている。

⁹ 当調査では、回答の際に念頭に置くべき特定の物価の尺度（CPI 等）を指定していない点にも特徴がある。したがって、各家計がそれぞれ異なる物価の尺度を念頭に調査に回答することが許容されている。例えば、中長期インフレ予想については、「5 年後の『物価』は、現在と比べ毎年、平均何%程度変わると思いますか」という質問で、回答を収集している。

フレ実感とインフレ予想が、同時期の消費者物価指数や専門家予想と比較して、上方にバイアスする傾向がある点や、過大な値が報告されるためにデータのクロスセクション方向の分散が大きい点、0%や5%などのようなキリのいい数値に回答が集中しやすく、回答値の分布がなだらかではない点などが指摘されている。本稿の分析を解釈する際には、こうした回答の特性についても、念頭に置く必要がある¹⁰。

3-2. 記述統計量

分析で用いる変数の記述統計量は、表1の通りである。本稿の分析では、前節で指摘したサーベイ調査の特性を踏まえ、調査実施回ごとに、インフレ実感と中長期インフレ予想の分布の上下0.5%点を越えたサンプルについては、外れ値として、推計から除外している。

¹⁰ 鎌田・中島・西口（2015）では、こうしたデータの特徴を踏まえ、回答の歪みを除去した分布である「潜在分布」の推計を試みている。

(表 1) 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
インフレ予想 (5 年)	4.691	7.184	-20	100
インフレ実感	5.682	8.513	-30	150
社会人口学的な属性				
年齢				
20歳代	0.096	0.294	0	1
30歳代	0.147	0.354	0	1
40歳代	0.178	0.382	0	1
50歳代	0.181	0.385	0	1
60歳代	0.197	0.398	0	1
70歳以上	0.202	0.401	0	1
性別				
男性	0.479	0.500	0	1
女性	0.521	0.500	0	1
職業				
農林漁業	0.021	0.144	0	1
自営業・自由業	0.092	0.289	0	1
常雇	0.377	0.485	0	1
臨時・日雇	0.157	0.364	0	1
その他	0.353	0.478	0	1
収入				
収入なし	0.032	0.176	0	1
～3百万円	0.369	0.482	0	1
3百～5百万円	0.290	0.454	0	1
5百～1千万円	0.243	0.429	0	1
1千万円～	0.066	0.248	0	1
家族構成				
単身世帯	0.119	0.324	0	1
1世代世帯	0.275	0.447	0	1
2世代世帯	0.504	0.500	0	1
3世代世帯	0.102	0.302	0	1
センチメント				
将来の景気に対する評価				
良くなる	0.105	0.307	0	1
変わらない	0.555	0.497	0	1
悪くなる	0.340	0.474	0	1
雇用・処遇への不安				
あまり感じない	0.181	0.385	0	1
少し感じる	0.488	0.500	0	1
かなり感じる	0.331	0.471	0	1

(注) 生活意識アンケート調査の個票データより、筆者らが作成。各調査回におけるインフレ予想とインフレ実感の上位 0.5%、下位 0.5%について、外れ値として除外している。

(出所) 日本銀行

4. 実証分析

本節では、先行研究を踏まえ、わが国におけるインフレ率に関する過去経験の役割と、インフレレジームが予想形成に与える影響に着目し、実証分析を行う。

4-1. 過去経験と中長期インフレ予想の関係

本節では、インフレ率に関する過去経験と中長期インフレ予想の関係性について検証する。はじめに、本節での分析に用いる、各家計における過去経験について、先行研究を参考にしつつ定量化を試みる。そのうえで、中長期インフレ予想との関係性について、定量化を行う。

4-1-1. インフレ率に関する過去経験の定量化

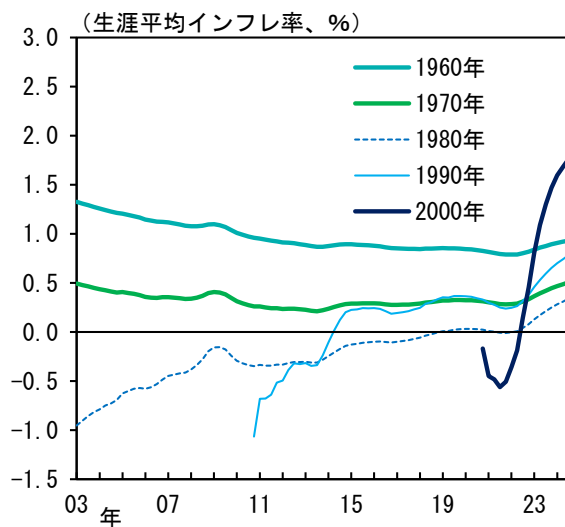
過去経験について、先行研究では、「成人になってから調査時点までのインフレ率の長期平均値」と定義し、定量化されることが多い（[Pedemonte, Toma, and Verdugo \(2023\)](#)、[Hajdini et al. \(2022\)](#)）。そこで本稿では、「生活意識調査」の回答から各回答者の生まれ年を推測したうえで、回答者毎に、20歳時点から調査の回答時点までの期間のCPI前年比の平均値を計算し、「生涯平均インフレ率」と定義する¹¹。

図3は、生まれ年毎にみた生涯平均インフレ率の推移を示している。1980年生まれや1990年生まれは、成人以降がデフレ・低インフレの期間に当たることから、他世代対比で生涯平均インフレ率が低水準で推移していたことが確認できる。また、2021年以降の物価上昇局面を経て、1990年以降に生まれた若年世代において、特に生涯平均インフレ率が高まっている様子が確認できる。

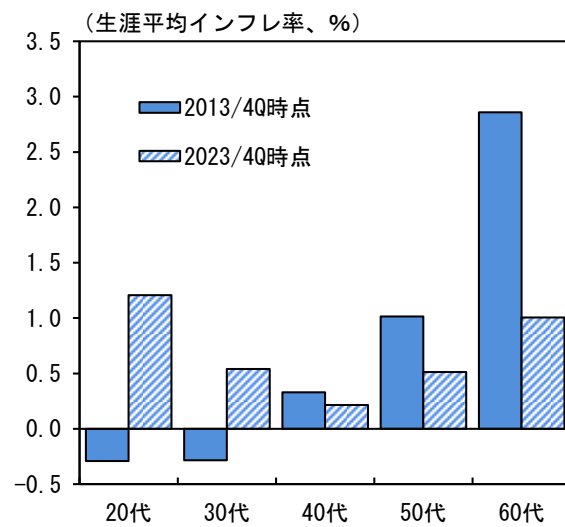
図4は、2013年と2023年時点における、年齢別にみた生涯平均インフレ率を示している。2013年時点では、年齢と過去経験の間で強い正の相関がみられる。これは、高齢世代は、オイルショック等に代表される高インフレ期を経験している一方、若年世代は低インフレ環境下で経験を蓄積してきたことを反映している。もっとも、2023年時点では、足もとの物価上昇を受けて若年層が過去に経験したインフレ率が急上昇し、年齢と過去経験の関係が「U字型」へ変化している。このことは、わが国において長らく続いた、「高齢層のほうが過去に経験したインフレ率が高い」という傾向に、変化が生じたことを示している。以下では、こうした経験の蓄積が、中長期インフレ予想の形成に及ぼす影響について、実証分析を行う。

¹¹ 生まれ年は、以下のように推測している。「生活意識調査」の回答からは、20代、30代、などのように、10歳刻みの年齢を入手することができる。その情報を用いて、例えば、2010年3月調査において30代と回答した家計については、年齢を35歳とみなし、1975/1Qに生まれたと仮定する。そして、1995/1Q～2009/4QまでのCPI前年比の単純平均を計算し、当家計が経験したインフレ率とみなしている。

(図3) 生涯平均インフレ率
(生まれ年別)



(図4) 生涯平均インフレ率
(10年前との比較)



(注) CPI (持ち家の帰属家賃を除く総合) を用いて筆者らが算出。CPI は、消費税率引き上げの影響等を除く。
(出所) 総務省

4-1-2. 定式化

本節では、上記のプロセスで定量化した生涯平均インフレ率を用いつつ、高橋・玉生 (2022) や Kikuchi and Nakazono (2023) などの先行研究を参考に、中長期インフレ予想に対する過去経験の影響について、以下の定式化を用いて検証する。

$$\pi_{i(t)}^e = \alpha + \beta_1 \pi_{i(t)}^{perceived} + \beta_2 \pi_{i(t)}^{experienced} + \gamma X_{i(t)} + \epsilon_{i(t)} \quad (1)$$

ここで、 $\pi_{i(t)}^e$ 、 $\pi_{i(t)}^{perceived}$ 、 $\pi_{i(t)}^{experienced}$ はそれぞれ、時点 t における家計 i の中長期インフレ予想、インフレ実感、生涯平均インフレ率（以下、過去経験）を示す。 $X_{i(t)}$ はコントロール変数を示し、社会人口学的属性を示す回答者の性別・所得階層・家族構成・年齢のほか、時間ダミー・地域ダミーを含めている。 α は定数項、 $\epsilon_{i(t)}$ は誤差項である。

4-1-3. 推計結果

表2は、式(1)に基づく推計結果を示している。1列目では、コントロール変数と時間・地域ダミーを含めない推計、2列目では、コントロール変数を含めた推計、3列目ではコントロール変数と時間・地域ダミーの双方を含めた推計となっている。

1列目と2列目の結果を比較すると、コントロール変数の有無によって、過去経験の係数値が大きく異なっていることがわかる。これは、コントロール変数が含まれない場合、誤差項に含まれている家計の社会人口学的特性、例えば年齢と過去経験が強い

(表 2) 推計結果：過去経験の影響

被説明変数：インフレ予想（５年）			
	(1)	(2)	(3)
インフレ実感 (β_1)	0.359 *** (0.006)	0.344 *** (0.006)	0.343 *** (0.006)
過去経験 (β_2)	-0.072 *** (0.013)	0.325 *** (0.032)	0.357 *** (0.044)
定数項 (α)	4.272 *** (0.174)	2.518 *** (0.148)	3.518 *** (0.230)
固定効果（時間・地域）	×	×	○
コントロール変数	×	○	○
修正済み決定係数	0.181	0.183	0.189
観測数	138,962	132,493	132,493

(注) ***は1%有意を示す。() 内はロバスト標準誤差。

く相関しているために、推計される係数がバイアスしていることによるものだと考えられる。2列目と3列目を比較すると、修正済み決定係数が上昇しているため、時間ダミー・地域ダミーは、モデルの当てはまりを改善させていると解釈できる。したがって、以下では、固定効果・コントロール変数の双方を含んだ3列目の結果について議論することとする。

3列目の結果をみると、過去経験に係るパラメータ (β_2) が正で有意であること、すなわち、過去経験とインフレ予想に、正の相関があることが分かる。具体的に、係数値をみると、過去経験が1%ポイント高まったとき、家計のインフレ予想は0.357%ポイント高まると解釈できる¹²。この結果は、1990年代後半以降、わが国が経験した、デフレ・低インフレの長期化は、各世代が経験したインフレ率の低下を招き、インフレ予想の低迷を招いた可能性を示唆している。このほか、足もとで特に若年層における過去経験が高まっていることは、当世代のインフレ予想の水準を持続的に高める可能性が考えられる。

4-2. インフレレジームとインフレ予想

本節では、足もとの物価動向——インフレレジーム——によって、中長期インフレ予想とインフレ実感の関係性に変化が生じ得るのかという点について検証する。はじめに、統計的手法に基づきインフレレジームを判別する。その後、判別されたレジームに基づきダミー変数を作成し、定式化に組み込むことで、足もとのインフレレジームの影響を検証する。

¹² 前述の通り、インフレ予想の回答値の分散は、CPI 対比相応に大きい点には留意が必要である。

4-2-1. 統計的手法によるインフレレジームの判別

各時点におけるわが国のインフレレジームの判別にあたっては、CPI 前年比の 1 変数からなるマルコフスイッチングモデル（Markov switching model、MS モデル）を用いる¹³。MS モデルは、経済変数間の関係性が、景気循環・政策変更等の状況に応じて変化し、いくつかの状態（regime）が存在すると仮定するモデルであり、状態は、観察不可能な変数で規定される。ここでは、Arndt and Enders (2024)で用いられた手法を参考に、2 状態 AR(4)モデルを推計する。具体的には、レジームが以下の動学に従うと仮定する。

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix}, \quad \text{where } p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j \mid s_t = i) \quad (3)$$

s_t は t 期の状態を示し、 $s_t \in \{1, 2\}$ である。P は状態間の遷移行列であり、 p_{ij} は、 t 期に経済が状態 i にいるときに、 $t+1$ 期に経済が状態 j に遷移する確率を示す。そのもとで、CPI の前年比（ ΔCPI_t ）は、以下の動学に従うことを仮定する。

$$\Delta CPI_t = \begin{cases} v_1 + a_{11} \Delta CPI_{t-1} + \dots + a_{14} \Delta CPI_{t-4} + e_{1t}, & \text{if } s_t = 1 \\ v_2 + a_{21} \Delta CPI_{t-1} + \dots + a_{24} \Delta CPI_{t-4} + e_{2t}, & \text{if } s_t = 2 \end{cases} \quad (4)$$

ここで、 $a_{s_t1}, \dots, a_{s_t4}$ は自己ラグ項に係るパラメータ、 v_{s_t} は定数項、 e_{s_t} は誤差項であり、 $e_{s_t} \sim N(0, \sigma_{s_t}^2)$ を仮定する。定式化から明らかなように、当モデルにおいては、レジームによって、自己ラグに係るパラメータ、定数項、および誤差項の分散が変動することを許容している。なお、パラメータおよび各期のレジーム確率の推計は、ベイズ推計の手法によって行う¹⁴。

表 3 は、MS モデルの推計結果を示している。推計結果のうち、状態ごとに推計されたパラメータの値をみると、誤差項の分散に大きな差が表れている。これは、推計された 2 つのレジームがそれぞれ、「インフレ率の変動が大きく不安定な時期」と「インフレ率の変動が小さく安定している時期」を表していると解釈できる。従って、以下では、経済がレジーム 1 にいる確率が 50% 以上と推計された時期を、「高変動レジーム」と呼称する。

図 5 は、MS モデルの推計結果より得られた状態確率の推移を示している。ここから、わが国では、1970～1980 年代の 2 度のオイルショック以降、長きにわたって低変動レジームが続いていたことが分かる。最近では、2022/2Q に、グローバルなエネルギー

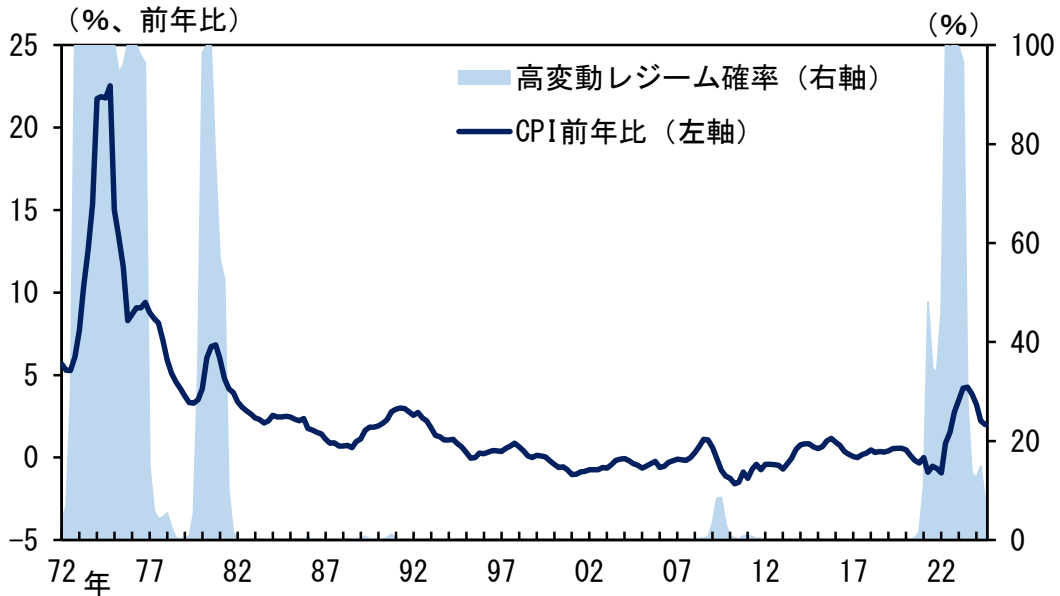
¹³ マルコフスイッチングモデルについての解説は、例えば沖本 (2014) を参照。

¹⁴ 推計に用いたアルゴリズムの概要については、補論を参照。

(表 3) MS モデルの推計結果

	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	定数項	誤差項の分散
レジーム1 (高変動レジーム)	1.15	-0.05	-0.06	-0.07	-0.17	4.38
レジーム2 (低変動レジーム)	0.97	-0.02	-0.01	-0.01	0.01	0.07

(図 5) 推計されたインフレレジーム



(注) CPI は生鮮食品およびエネルギーを除く総合。消費税の影響等を除く。

(出所) 総務省

ギー価格・食料品価格上昇を起点とした CPI 前年比の上昇を背景に、約 40 年ぶりに高変動レジームへと転換したことが確認できる。

4-2-2. 定式化

本節では、上記のプロセスで得られたインフレレジームに基づき、インフレレジームのダミー変数を作成する。そのうえで、インフレレジームの変化により、中長期インフレ予想とインフレ実感の関係性にどのような変化が生じるか、以下の定式化を用いて検証する。

$$\pi_{i(t)}^e = \alpha + \beta_1 \pi_{i(t)}^{perceived} + \beta_2 regime_t + \beta_3 (\pi_{i(t)}^{perceived} \times regime_t) + \gamma X_{i(t)} + \epsilon_{i(t)} \quad (5)$$

ここで、 $regime_t$ は、前節で「高変動レジーム」と識別された期に 1、それ以外の時期に 0 をとるダミー変数である（以下、高変動レジームダミー）。インフレ実感と高変

動レジームダミーの交差項に係る係数 (β_3) の有意性を確認することで、インフレレジームが予想形成に及ぼす影響を検証する。

4-2-3. 推計結果

表4は、式(5)による推計結果を示している。4-1節と同様、コントロール変数の有無・固定効果の有無で3通りの推計結果を示している。高変動レジームダミーとインフレ実感の交差項にかかる係数 (β_3) に着目すると、いずれの定式化においても正で有意となっている。この結果は、物価の変動が大きい時期において、家計は、インフレ実感の上昇をよりインフレ予想に織り込みやすくなる傾向があると解釈可能である。

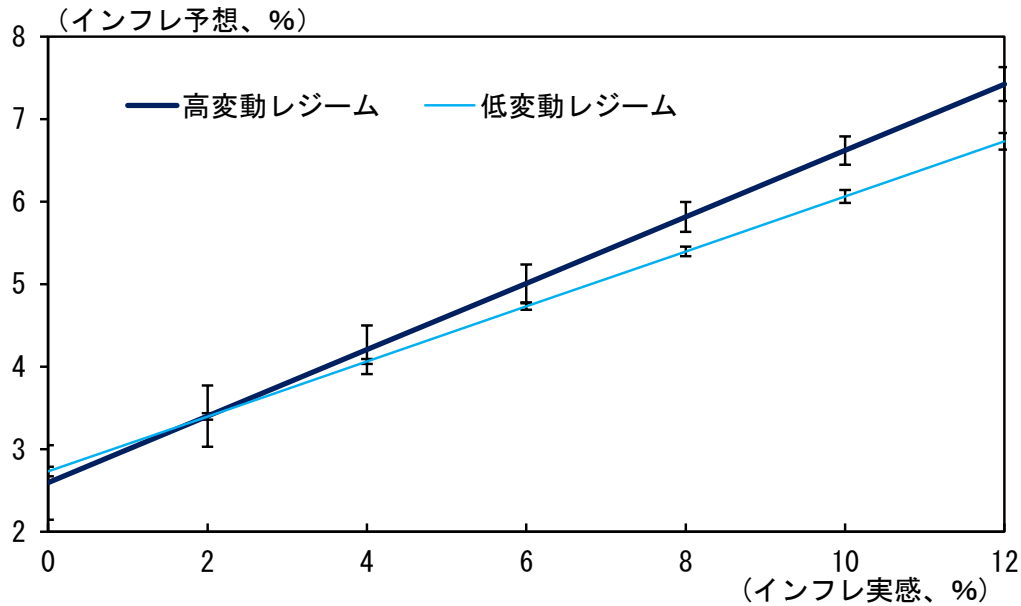
(表4) 推計結果：インフレレジームの影響

被説明変数：インフレ予想（5年）			
	(1)	(2)	(3)
インフレ実感 (β_1)	0.345 *** (0.006)	0.330 *** (0.006)	0.333 *** (0.006)
高変動レジームダミー (β_2)	-0.257 (0.223)	-0.090 (0.221)	-2.53 *** (0.364)
高変動レジームダミー × インフレ実感 (β_3)	0.073 *** (0.023)	0.068 *** (0.023)	0.078 *** (0.023)
定数項 (α)	2.680 *** (0.027)	2.545 *** (0.149)	3.875 *** (0.227)
固定効果（時間・地域）	×	×	○
コントロール変数	×	○	○
修正済み決定係数	0.174	0.183	0.189
観測数	138,962	132,493	132,493

(注) ***は1%有意を示す。()内はロバスト標準誤差。

図6は、コントロール変数および固定効果を含めた表4(3)に基づき、低変動レジームと高変動レジームで、インフレ実感に対する予想の弾性値——インフレ実感の変化に対してインフレ予想が変化する度合い——にどの程度の違いがあるのかを示している。図をみると、たとえばインフレ実感が10%（＝2024年9月調査における回答の中央値）のとき、低変動レジームではインフレ予想への影響は約6%弱となるが、高変動レジームでは約7%となっており、レジームの変化が、インフレ予想に相応の影響を及ぼしている可能性が窺われる。この結果は、足もとの物価変動が大きい場合、家計は、それを中長期的なインフレ率の上昇を示唆する重要な情報と認識し、自身の予想形成に反映させる傾向にあることを示しているとも考えられる。

(図6) インフレレジーム別にみたインフレ実感の予想への影響(限界効果)



(注) 表4(3)に基づき計算された中長期インフレ予想に対するインフレ実感の影響度(限界効果)。誤差範囲は95%信頼区間を表す。

4-3. インフレレジームと実感・過去経験の相対的重要性

前節では、インフレレジームの違いにより、中長期インフレ予想に対する足もとのインフレ情報の反映の仕方に差が生じ得ることを確認した。本節では、前節の分析を発展させ、インフレレジームの違いにより、足もとのインフレ情報(インフレ実感)と、4-1節で同じく予想形成にとって重要であると確認した過去経験との間で、相対的重要性にどのような変化が生じるのか、定量的な検証を試みる。

4-3-1. 定式化

分析にあたっては、以下の定式化を用いる。

$$\begin{aligned} \pi_{i(t)}^e = & \alpha + \beta_1 \pi_{i(t)}^{\text{perceived}} + \beta_2 \pi_{i(t)}^{\text{experienced}} + \beta_3 \text{regime}_t + \beta_4 (\pi_{i(t)}^{\text{perceived}} \times \text{regime}_t) \\ & + \beta_5 (\pi_{i(t)}^{\text{experienced}} \times \text{regime}_t) + \gamma X_{i(t)} + \epsilon_{i(t)} \end{aligned} \quad (6)$$

式(6)は、式(1)に高変動レジームダミーおよびインフレ実感・過去経験との交差項を加えた定式化となっている。二つの交差項(β_4 および β_5)に係るパラメータの符号・有意性を確認することで、インフレレジームに応じて、インフレ予想を形成する際に、インフレ実感と過去経験の相対的重要性が変化するか否かを検証する。

4-3-2. 推計結果

表5は、式（6）による推計結果を示している。まず、インフレ実感と高変動レジームダミーの交差項（ β_4 ）をみると、4-2節で得られた結果と同様、正で有意となっている。一方、過去経験と高変動レジームダミーの交差項（ β_5 ）については、負で有意となっていることが確認できる。

（表5）推計結果：インフレレジームと実感・過去経験

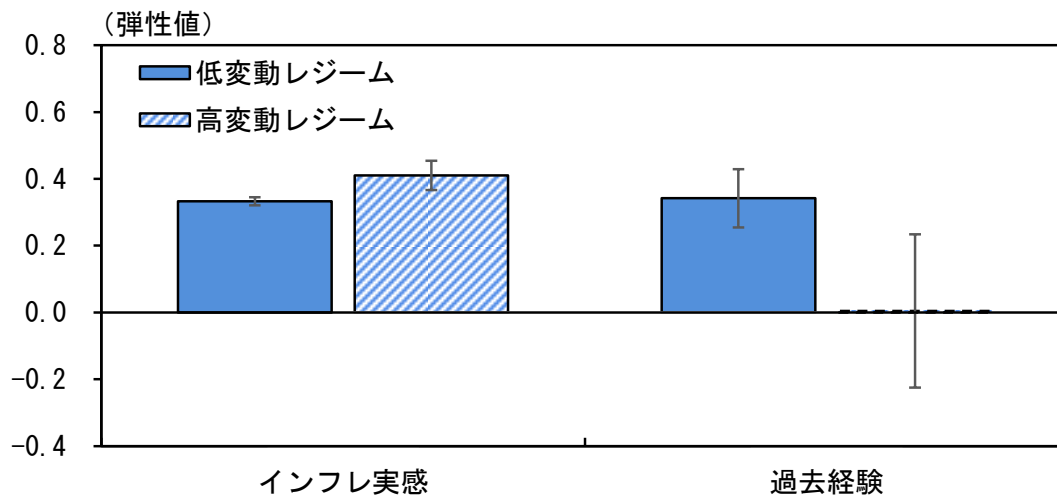
被説明変数：インフレ予想（5年）			
	（1）	（2）	（3）
インフレ実感（ β_1 ）	0.344 *** (0.006)	0.332 *** (0.006)	0.333 *** (0.006)
過去経験（ β_2 ）	-0.014 (0.012)	0.374 *** (0.032)	0.342 *** (0.044)
高変動レジームダミー （ β_3 ）	0.301 (0.219)	0.438 ** (0.243)	-1.777 *** (0.381)
高変動レジームダミー × インフレ実感（ β_4 ）	0.072 *** (0.023)	0.065 *** (0.023)	0.077 *** (0.023)
高変動レジームダミー × 過去経験（ β_5 ）	-0.588 *** (0.103)	-0.354 *** (0.106)	-0.337 *** (0.106)
定数項（ α ）	2.698 *** (0.032)	2.485 *** (0.149)	3.562 *** (0.230)
固定効果（時間・地域）	×	×	○
コントロール変数	×	○	○
修正済み決定係数	0.175	0.184	0.190
観測数	138,962	132,493	132,493

（注）***、**はそれぞれ1%有意、5%有意を示す。（ ）内は、ロバスト標準誤差。

図7は、表5のコントロール変数および固定効果を含めた推計結果（3）に基づき算出された、インフレ実感および過去経験それぞれに対するインフレ予想の弾性値を示している。ここから、インフレ実感の変化がインフレ予想に与える影響は、高変動レジームに移行すると、小幅に高まることが確認できる（低変動レジーム：0.33、高変動レジーム：0.41）。この結果は、4-2節で得られた結果と整合的である。一方、過去経験の弾性値については、低変動レジームではっきりと正に有意であるが、高変動レジームにおいては、概ねゼロかつ非有意となることが確認できる（低変動レジーム：0.34、高変動レジーム：0.01）。

この結果は、家計の予想形成のメカニズムが、足もとの物価動向によって大きく異なり得ることを示唆している。すなわち、物価変動が小さく安定的な時期は、足もとの物価動向に関心を持たず、自身の長期的な経験に基づいて予想形成を行う。一方、物価の変動が大きい時期は、物価動向へ強い関心を寄せる結果、先行き予想が、足もとのインフレ実感に強く影響を受けることになる。この結果は、物価が安定している

(図7) 推計結果：インフレレジームと実感・過去経験



(注) 表5(3)に基づき計算された、インフレ実感・過去経験が1%ポイント上昇した場合のインフレ予想への影響度合いを示す。誤差範囲は、95%信頼区間を表す。

時期は、それらに関する情報の重要性が低いと考え、合理的な判断の結果、物価動向に無関心となるとする「合理的無関心仮説」と整合的な結果だと解釈可能である。

5. 頑健性チェック

本節では、4節で得られた推計結果（以下、ベースライン推計）の頑健性を確認する。具体的には、①外れ値処理の閾値の変更、および②過去経験指標の作成方法を変更した際の、推計結果への影響を確認する。

5-1. 外れ値処理の閾値変更

ベースライン推計においては、各調査回においてインフレ予想・インフレ実感が上位0.5%より高い、または下位0.5%より低い観測値を除外している。一方で、前掲の表1から明らかな通り、この処理を行った後も、実感・予想の双方で相応に大きな値が含まれている（外れ値処理を行った後でも、インフレ実感の最大値は150）。そこで、本節では、より、多くのサンプルを外れ値として除外した場合の、結果への影響を確認する。

表6に、上位5%より高く、下位5%より低い観測値を推計から除外した場合の推計結果をまとめている¹⁵。外れ値処理の方法を変更した影響により、観測数は、ベースライン推計における約14万から12万へと減少している。ここでは、前節の式(1)、式(5)、式(6)に対応する、固定効果・コントロール変数を含んだ推計結果を示し

¹⁵ この変更に伴い、インフレ実感は-10%~50%の範囲に、中長期インフレ予想は-5%~30%の範囲へと狭まっている。

ている。ここから、推計結果の主要なインプリケーションは不変であることが確認できる。

(表 6) 推計結果：外れ値処理方法の変更

被説明変数：インフレ予想（5 年）			
	(1) 式	(5) 式	(6) 式
インフレ実感 (β_1)	0.270 *** (0.003)	0.265 *** (0.003)	0.266 *** (0.003)
過去経験 (β_2)	0.208 *** (0.030)	-	0.200 *** (0.030)
高変動レジームダミー (β_3)	-	-0.743 *** (0.226)	-0.273 (0.242)
高変動レジームダミー × インフレ実感 (β_4)	-	0.036 *** (0.012)	0.036 *** (0.012)
高変動レジームダミー × 過去経験 (β_5)	-	-	-0.239 *** (0.075)
定数項 (α)	3.234 *** (0.160)	3.432 *** (0.158)	3.250 *** (0.160)
固定効果（時間・地域）	○	○	○
コントロール変数	○	○	○
修正済み決定係数	0.190	0.190	0.191
観測数	118,292	118,292	118,292

(注) ***は 1 % 有意を示す。() 内は、ロバスト標準誤差。

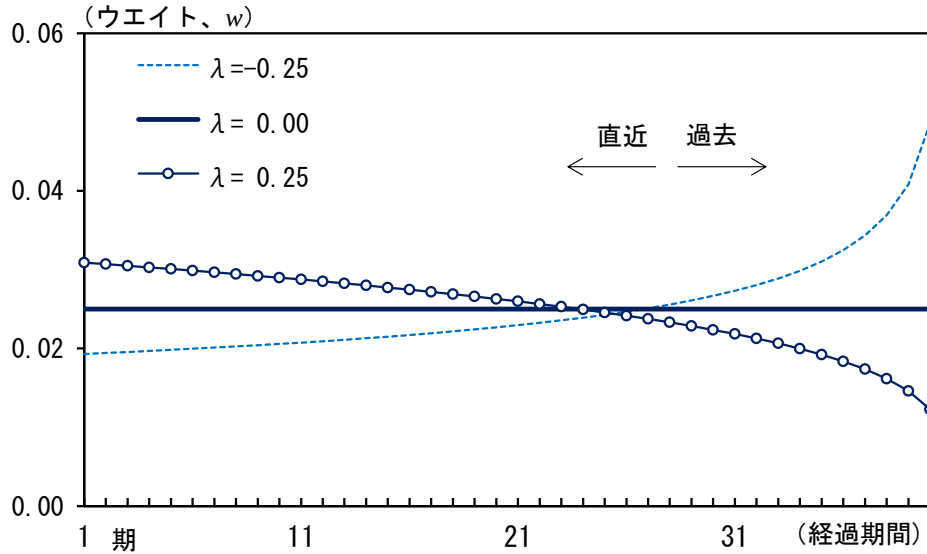
5-2. 過去経験指標の作成方法変更

次に、インフレ率に関する過去経験を表す指標の作成方法を変更した場合の推計結果への影響を確認する。第 4 節の分析では、各家計が 20 歳以降に経験したインフレ率の単純平均を「生涯平均インフレ率」として定義し、推計に用いていた。単純平均を用いることは、遠い過去の経験と、比較的最近の経験が等しく予想形成に影響を与えていることを仮定しているが、こうした仮定が必ずしも正しい保証はない。例えば、遠い過去の記憶は時間の経過とともに薄れ、直近の予想形成への影響も減衰していく可能性がある。一方、経験が然程蓄積していない若い頃に経験したインフレ率が、特段、予想形成メカニズムに強く影響を与えるという可能性も考えられる。

こうした点を考慮するため、本節では、複数の作成方法で過去経験を表す指標を作成し、推計結果がどのように変化するかを確認する。具体的には、[Malmendier and Nagel \(2011\)](#)や [Conrad, Enders, and Glas \(2022\)](#)で用いられた定式化を参考に、過去経験

($\pi(\lambda)_{i(t)}^{experience}$) を表す変数を、以下の通り計算する。

(図8) λ によるウェイトの変化 (30 歳の家計の場合)



(注) 式 (7) で、 λ の値を変えた場合の、各期のインフレ率に係るウェイトを図示。

$$\pi(\lambda)_{i(t)}^{\text{experience}} = \frac{\sum_{k=1}^{\text{age}_{i(t)}-1} w_{i(t)}(k, \lambda) * \pi_{t-k}}{\sum_{k=1}^{\text{age}_{i(t)}-1} w_{i(t)}(k, \lambda)}, \quad \text{where } w_{i(t)}(k, \lambda) = \left(\frac{\text{age}_{i(t)} - k}{\text{age}_{i(t)}} \right)^{\lambda} \quad (7)$$

ここで、 $\text{age}_{i(t)}$ は、家計 i の t 期における成人からの経過期間を表す¹⁶。 π_t は t 期のインフレ率である。 $w_{i(t)}(k, \lambda)$ は、家計が各期に経験したインフレ率のウェイトを規定する関数であり、 λ の値により、どの時期の経験を相対的に重視するかが変化する。

図8に、 λ を変更した場合のウェイトの変化を図示している。 $\lambda > 0$ の場合は、直近のインフレ率が、過去経験に占める割合が高くなる一方、 $\lambda < 0$ の場合は、若い時期に経験したインフレ率のウェイトが高くなることが確認できる。なお、 $\lambda = 0$ の場合は、全ての時期のウェイトが等しくなり、単純平均を用いた場合と同様の結果となる。

表7は、図8に図示した3通りのウェイトで作成した過去経験指標を用いた場合の推計結果をまとめている。また、図9は、表7で示した各ケースの係数を用いて算出した、インフレ実感および過去経験それぞれに対するインフレ予想の弾性値を示している。いずれの場合においても、程度に差はあるものの、ベースライン推計 ($\lambda = 0$) と同様、低変動レジームでは過去経験が予想に対して相応の影響を及ぼしている可能性が示唆される一方、高変動レジームでは過去経験よりも足もとのインフレ率の動向 (インフレ実感) が反映されやすくなるとの可能性が示唆される結果となった¹⁷。

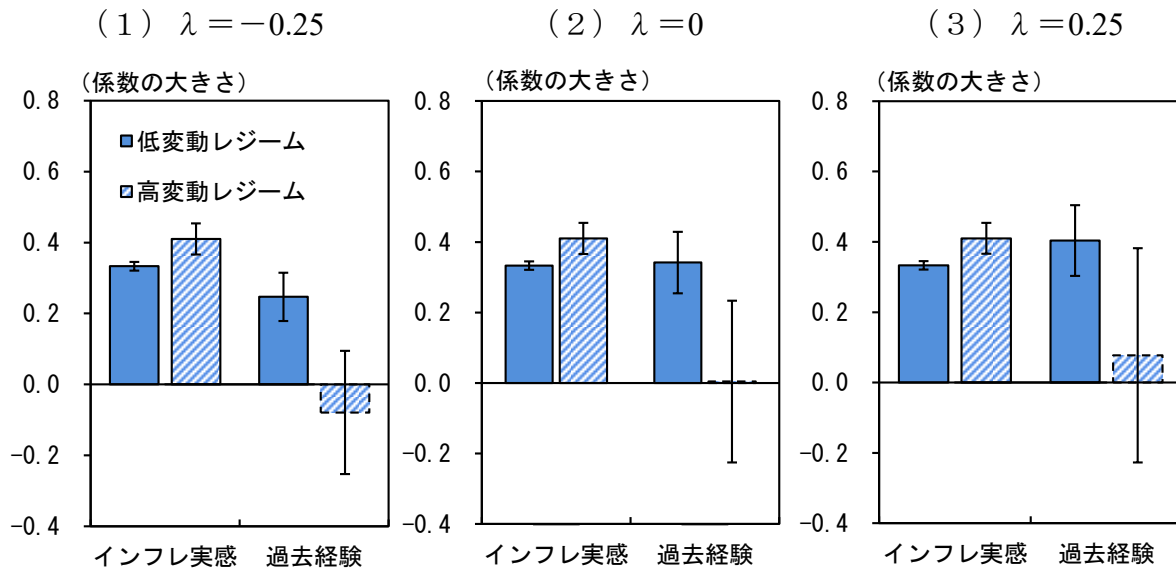
¹⁶ 例えば、 t 期に 30 歳となる家計の $\text{age}_{i(t)}$ は、 $(30-20) \times 4 = 40$ となる。

¹⁷ Gennaioli et al. (2024) は、過去の経験とインフレ予想の関係性を考える上で「選択的記憶 (selective memory)」のメカニズムの重要性を指摘している。選択的記憶とは、過去の経験のうち意味のあ

(表 7) 推計結果：過去経験指標の作成手法変更

被説明変数：インフレ予想（5年）	$\lambda = -0.25$	$\lambda = 0$	$\lambda = 0.25$
インフレ実感 (β_1)	0.333 *** (0.006)	0.333 *** (0.006)	0.333 *** (0.006)
過去経験 (β_2)	0.247 *** (0.035)	0.342 *** (0.044)	0.404 *** (0.051)
高変動レジームダミー (β_3)	-1.771 *** (0.379)	-1.777 *** (0.381)	-1.858 *** (0.384)
高変動レジームダミー × インフレ実感 (β_4)	0.077 *** (0.023)	0.077 *** (0.023)	0.077 *** (0.023)
高変動レジームダミー × 過去経験 (β_5)	-0.326 *** (0.082)	-0.337 *** (0.106)	-0.326 ** (0.141)
定数項 (α)	3.624 *** (0.229)	3.562 *** (0.230)	3.540 *** (0.231)
固定効果（時間・地域）	○	○	○
コントロール変数	○	○	○
修正済み決定係数	0.190	0.190	0.190
観測数	132,493	132,493	132,493

(注) ***, **はそれぞれ1%有意、5%有意を示す。()内は、ロバスト標準誤差。

(図 9) λ による弾性値の変化

(注) 表 7 に基づき計算された、インフレ実感・過去経験が 1%ポイント上昇した場合のインフレ予想への影響を示す。誤差範囲は、95%信頼区間を表す。

るものが選別されて想起されると考えるモデルであり、直近の経験が思い出されやすい「新近効果 (recency effect)」や、人格形成期の経験が何度も繰り返し思い出されることで強化される「初頭効果 (primary effect)」の存在を仮定する。こうした効果が強く働く場合、過去経験のウェイトは単調な増加関数や減少関数ではなく、直近期と若年期のウェイトが高い、「U 字型」になりうる。

6. おわりに

本稿では、「生活意識調査」の個票データと、消費者物価指数の推移から、各家計の過去経験およびインフレレジームを示す変数を作成し、それらを組み合わせることによって、実証分析を行った。

本稿の主要な結果を振り返ると、以下のとおりである。第一に、各家計が過去に経験したインフレ率の水準は、足もとの中長期インフレ予想の回答水準に有意な影響を及ぼすことが示された。この結果からは、日本銀行が 2013 年から実施してきた大規模な金融緩和により、インフレ実績が幾分上昇する中であっても、わが国家計の中長期インフレ予想が低迷を続けた背景に、過去に経験したインフレ率の低さ——とくに若年層において、経験の大半がデフレ・低インフレ期で占められていたこと——が影響していた可能性が示唆される。第二に、中長期インフレ予想と過去経験の関係は常に一定ではなく、その時々の中長期インフレレジームにより変化することも分かった。具体的には、高変動レジーム（物価変動が大きい局面）ほど、過去経験よりも、足もとのインフレ実感と予想との関係性が強まることも分かった。この結果からは、最近の中長期インフレ予想の上昇の背景には、こうした非線形的なメカニズムが機能している可能性が窺われる。

本稿は、わが国で重要性が指摘されている「適合的な期待形成」について、新たな視点を加えるものである。インフレ予想が直近のインフレ実績に対して適合的なのか、もしくはより長期的にみた「過去経験」の影響を強く受けるのかによって、期待形成の性質は大きく異なり得る。本稿の分析結果は、こうした適合的な予想形成メカニズムが、足もとの物価動向や物価への関心度合いの変化などによって異なりうる点を示唆している。政策運営上は、こうした点を念頭に置き、インフレ実績の動向に加え、家計の物価動向への関心度合いや、世代毎の経験の違いなど、予想形成に影響を与える諸要因についても、確認していくことが重要であると考えられる。特に、これまで中長期インフレ予想の重石となっていた若年層の経験は、最近の物価動向を映じて急速に高まっている。こうした変化が、先行き、中長期インフレ予想の動向にどのような影響を及ぼすか、注視していくことが重要と言える。

もっとも、本稿の分析においては、「フォワードルッキングな期待形成」の役割を勘案できていない点に留意が必要である。適合的な予想形成に、レジームによる非線形性が認められたのと同様、中央銀行によるインフレーション・ターゲティングや、各種のコミュニケーションが予想形成に与える影響についても、状態依存性が認められる可能性がある。こうした点については、今後の分析課題としたい。

以 上

参考文献

- 安達孔・平木一浩（2021）、「インフレ予想の計測手法の展開：市場ベースのインフレ予想とインフレ予想の期間構造を中心に」、日銀リサーチラボシリーズ、21-J-1.
- 沖本竜義（2014）、「マルコフスイッチングモデルのマクロ経済・ファイナンスへの応用」、日本統計学会誌、2014-2015、44(1)、137-157.
- 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.
- 鎌田康一郎（2008）、「家計の物価見通しの下方硬直性：『生活意識に関するアンケート調査』を用いた分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、08-J-8.
- 鎌田康一郎・中島上智・西口周作（2015）、「家計の生活意識にみるインフレ予想のアンカー」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、15-J-6.
- 高橋悠輔・玉生揚一郎（2022）、「わが国における家計のインフレ実感と消費者物価上昇率」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、22-J-2.
- 西口周作・中島上智・今久保圭（2014）、「家計のインフレ予想の多様性とその変化」、日本銀行レビューシリーズ、2014-J-1.
- 日本銀行（2024）、「地域経済報告—さくらレポート—（別冊シリーズ）：『1990年代半ば以降の企業行動等に関するアンケート調査』の集計結果について」.
- 渡辺努（2022）、『物価とは何か』、講談社.
- 渡辺努（2024）、『物価を考える：デフレの謎、インフレの謎』、日本経済新聞出版.
- Arioli, R., C. Bates, H. Dieden, I. Duca, R. Friz, C. Gayer, G. Kenny, A. Meyler, and I. Pavlova (2017), "EU Consumers' Quantitative Inflation Perceptions and Expectations: An Evaluation," ECB Occasional Paper Series, 186.
- Arndt, S., and Z. Enders (2024), "The Transmission of Supply Shocks in Different Inflation Regimes," Bank of France Working Papers, 938.
- Aoki, K., H. Ichiue, and T. Okuda (2019), "Consumers' Price Beliefs, Central Bank Communication, and Inflation Dynamics," Bank of Japan Working Paper Series, 19-E-14.
- Bernanke, B. S. (2007), "Inflation Expectations and Inflation Forecasting," Speech at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute, Cambridge, Massachusetts.

- Bracha, A., and J. Tang (2024), "Inflation Levels and (In)Attention," *The Review of Economic Studies*, rdae063.
- 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.
- Carter, C. K., and R. Kohn (1994), "On Gibbs Sampling for State Space Models," *Biometrika*, 81(3), 541–553.
- Cavallo, A., G. Cruces, and R. Perez-Truglia (2017), "Inflation Expectations, Learning, and Supermarket Prices: Evidence from Survey Experiments," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(3), 1–35.
- 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.
- Conrad, C., Z. Enders, and A. Glas (2022), "The Role of Information and Experience for Households' Inflation Expectations," *European Economic Review*, 143, 104015.
- 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.
- D'Acunto, F. and M. Weber (2024), "Why Survey-Based Subjective Expectations Are Meaningful and Important," *Annual Review of Economics*, 16, 329–357.
- 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 (2023), "What Do the Data Tell Us about Inflation Expectations?" *Handbook of Economic Expectations*, 133–161.
- Del Giovane, P., S. Fabiani, and R. Sabbatini (2009), "What's Behind 'Inflation Perceptions'? A Survey-Based Analysis of Italian Consumers," *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 68(1), 25–52.
- 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.

- Doh, T., J. H. Lee, and W. Y. Park (2025), "Heterogeneity in Household Inflation Expectations and Monetary Policy," *Journal of Financial Econometrics*, 23(1), nbae034.
- Ehrmann, M., D. Pfajfar, and E. Santoro (2017), "Consumers' Attitudes and Their Inflation Expectations," *International Journal of Central Banking*, 47, 225–259.
- Evans, G. W., and S. Honkapohja (1999), "Learning Dynamics," *Handbook of Macroeconomics*, 1, 449–542.
- Evans, G. W., and S. Honkapohja (2001), *Learning and Expectations in Macroeconomics*, Princeton University press.
- Gennaioli, N., M. Leva, R. Schoenle, and A. Shleifer (2024), "How Inflation Expectations De-Anchor: The Role of Selective Memory Cues," NBER Working Paper Series, 32633.
- Gwak, B. (2022), "State-dependent Formation of Inflation Expectations," *Macroeconomic Dynamics*, 26(8), 1994–2028.
- Hajdini, I., E. S. Knotek II, J. Leer, M. Pedemonte, R. Rich, and R. Schoenle (2022), "Indirect Consumer Inflation Expectations: Theory and Evidence," *Journal of Monetary Economics*, 145, 103568.
- Hori, M., and M. Kawagoe (2013), "Inflation Expectations of Japanese Households: Micro Evidence from a Consumer Confidence Survey," *Hitotsubashi Journal of Economics*, 54, 17–38.
- 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.
- Johannsen, B. K. (2014), "Inflation Experience and Inflation Expectations: Dispersion and Disagreement within Demographic Groups," Finance and Economics Discussion Series, 2014-89, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Kikuchi, J., and Y. Nakazono (2023), "The Formation of Inflation Expectations: Microdata Evidence from Japan," *Journal of Money, Credit and Banking*, 55(6), 1609–1632.
- Korenok, O., D. Munro, and J. Chen (2023), "Inflation and Attention Thresholds," *Review of Economics and Statistics*, 1–28.

- Maćkowiak, B., and M. Wiederholt (2009), "Optimal Sticky Prices under Rational Inattention," *American Economic Review*, 99(3), 769–803.
- 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.
- Mishkin, F. S. (2007), "Inflation Dynamics," *International Finance*, 10(3), 317–334.
- Nakazono, Y., T. Shiohama, and K. Tamaki (2013), "Relationship between Monetary Policy and Inflation Expectations: Comparison among Japan, the United States, and the United Kingdom," *Monetary Policy: Roles, Forecasting and Effects*, Nova Science Publishers, Inc., 51–84.
- Niizeki, T. (2023), "Trust in the Central Bank and Inflation Expectations: Experimental Evidence," *Economics Letters*, 231, 111296.
- Pfäuti, O. (2023), "The Inflation Attention Threshold and Inflation Surges," arXiv preprint arXiv:2308.09480.
- Pedemonte, M., H. Toma, and E. Verdugo (2023), "Aggregate Implications of Heterogeneous Inflation Expectations: The Role of Individual Experience," FRB of Cleveland Working Paper, 23-04.
- Sims, C. A. (2003), "Implications of Rational Inattention," *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 665–690.
- 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.
- Weber, M., B. Candia, H. Afrouzi, T. Ropele, R. Lluberas, S. Frache, B. Meyer, S. Kumar, Y. Gorodnichenko, D. Georgarakos, O. Coibion, G. Kenny, and J. Ponce (2025), "Tell Me

Something I don't Already Know: Learning in Low- and High-Inflation Settings," *Econometrica*, 93(1), 229–264.

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

補論. マルコフレジームスイッチングモデルの詳細

本補論では、マルコフレジームスイッチングモデルの詳細について説明する。まず、経済には2つの状態（レジーム）が存在すると仮定する。そのもとで、各レジーム s_t ($s_t \in \{1,2\}$) において、インフレ率の動学は、以下のように記述されると仮定する。

$$\Delta CPI_t = \begin{cases} v_1 + a_{1,1} \Delta CPI_{t-1} + \dots + a_{1,4} \Delta CPI_{t-4} + e_{1,t}, & \text{if } s_t = 1 \\ v_2 + a_{2,1} \Delta CPI_{t-1} + \dots + a_{2,4} \Delta CPI_{t-4} + e_{2,t}, & \text{if } s_t = 2 \end{cases} \quad (A1)$$

ここで、 $e_{1,t} \sim N(0, \sigma_1^2)$ 、 $e_{2,t} \sim N(0, \sigma_2^2)$ を仮定する。また、レジーム s_t は以下の動学に従う。

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{pmatrix}, \quad \text{where } p_{i,j} = \Pr(s_{t+1} = j \mid s_t = i) \quad (A2)$$

P はレジーム間の遷移行列であり、 $p_{i,j}$ は、 t 期に経済が状態 i にいるときに、 $t+1$ 期に経済が状態 j に遷移する確率を示す。

ここで簡略化のため、係数ベクトル $\beta_{s_t} = [a_{s_t,1}, a_{s_t,2}, a_{s_t,3}, a_{s_t,4}, v_{s_t}]$ および、各期のレジームを表すベクトル $\tilde{s} = [s_1, \dots, s_t]$ を定義する。そのもとで、推計すべきパラメータは、 $\beta_{s_t}, \sigma_{s_t}, P, \tilde{s}$ の4つのブロックに分類できる¹⁸。このブロックに基づき、各パラメータを、以下のギブス・サンプラーに基づき、サンプリングを行う。

Step1：初期値・事前分布の設定

まず、遷移確率の初期値は $p_{11} = 0.95$ 、 $p_{22} = 0.95$ を与える。そのもとで、 T 期のレジームが1であると仮定し、後ろ向きにレジームを推定し、 $\tilde{s}$ の初期値を生成する。そのもとで、 β_{s_t} および σ_{s_t} の初期値は、各レジームのサブサンプルを用いてOLSで推計し、その結果を与える。 β_{s_t} の各要素の事前分布は $\beta_{s_t} \sim N(0,1)$ 、 σ_{s_t} の事前分布は $\sigma_{s_t} \sim IG(5,0.2)$ を、それぞれ与える。遷移確率の事前分布は $p_{11} \sim Beta(990,10)$ および $p_{22} \sim Beta(990,10)$ を与える。これらの遷移確率の事前分布は、通常のレジームスイッチングモデルで用いられるものと同様、同一のレジームに止まる確率が高くなるように設定している。

Step2： β_{s_t} をサンプリングする

$\sigma_{s_t}, P, \tilde{s}$ を所与として、 β_{s_t} をサンプリングする。

Step3： σ_{s_t} をサンプリングする

¹⁸ 厳密には、 s_t は潜在変数であり、パラメータではないが、観測値から推計すべきものとして、ここではパラメータとして扱っている。

$\beta_{s_t}, P, \tilde{s}$ を所与として、 σ_{s_t} をサンプリングする。

Step4 : P をサンプリングする

$\beta_{s_t}, \sigma_{s_t}, \tilde{s}$ を所与として、 P をサンプリングする。

Step5 : $\tilde{s}$ をサンプリングする

$\beta_{s_t}, \sigma_{s_t}, P$ を所与として、[Carter and Kohn \(1994\)](#)のマルチムーブ・サンプラーを用いて、 $\tilde{s}$ をサンプリングする。

Step6 : 繰り返し

Step2 から Step5 を 6,000 回繰り返す。なお最初の 1,000 個のサンプリングについては稼働検査期間 (burn-in period) として破棄し、5,000 個のサンプルを推計に用いる。