



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

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

高橋悠輔*

yuusuke.takahashi@boj.or.jp

玉生揚一郎*

youichirou.tamanyuu@boj.or.jp

No.22-J-2
2022年3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

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

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

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

わが国における家計のインフレ実感と 消費者物価上昇率*

高橋 悠輔[†] 玉生 揚一郎[‡]

2022年3月

要旨

本稿では、わが国における家計のインフレ実感の形成メカニズムに関する分析を行い、インフレ実感が消費者物価上昇率より高い背景について考察した。個票データを用いたクロスセクション分析からは、家計の消費パターンに影響を及ぼしうる社会人口学的な属性のほか、センチメントや日本銀行が掲げる「物価安定の目標」の認知度など、様々な要因がインフレ実感に影響していることが示された。また、こうしたインフレ実感は、センチメントや「物価安定の目標」の認知度などとともに、家計の値上げ許容度に影響を及ぼすことが示された。さらに、集計データを用いて個別の財・サービスの価格変動がインフレ実感に与える影響について分析したところ、インフレ実感の変化の大部分は、食料工業製品や石油製品に加え、わが国の消費者物価指数では集計対象に含まれていない住宅価格によって説明可能であることが示された。このことは、家計がインフレ実感を形成する際、消費者物価指数とは異なる財・サービスのバスケットを念頭に置いている可能性を示唆している。

JEL 分類番号 : D12、E31、E58

キーワード : インフレ実感、物価上昇率、消費者物価指数、値上げ許容度

* 本稿の作成にあたり、一瀬善孝氏、岩崎雄斗氏、大石凌平氏、開発壮平氏、黒住卓司氏、桜健一氏、平木一浩氏、三浦弘氏、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、本稿のありうべき誤りは全て筆者ら個人に属する。なお、本稿に示される内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行及び企画局の公式見解を示すものではない。

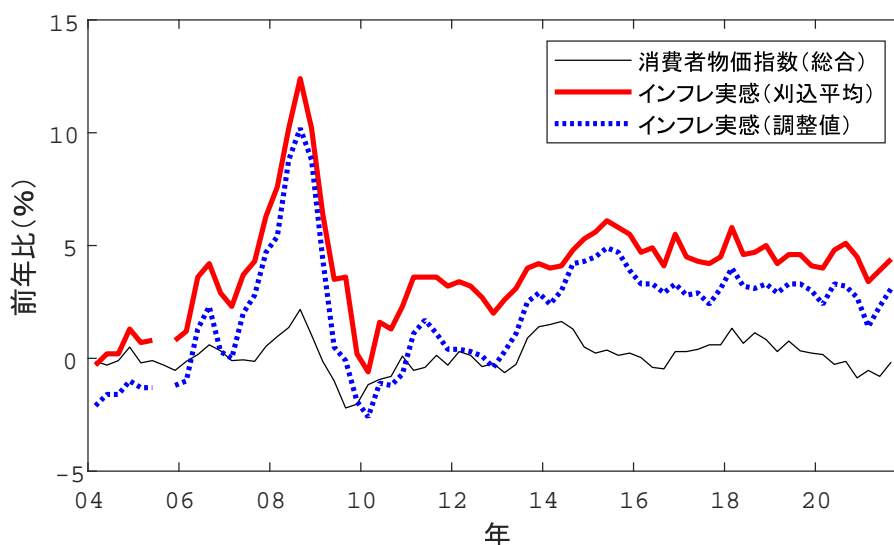
[†] 日本銀行企画局 (E-mail: yuusuke.takahashi@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行企画局 (E-mail: youichirou.tamanyuu@boj.or.jp)

1 はじめに

金融政策で目標とされる物価指数は、国民の実感に即していることが重要であると指摘されている¹。もっとも、わが国では、図 1 にみられるように、家計のインフレ実感が消費者物価上昇率より高くなっている。こうしたインフレ実感と統計上の物価上昇率の差異は、多くの先進国で共通してみられているものの、その要因については未解明な部分が多い。そのため、こうした事象は「インフレ実感の難題 (inflation perception conundrum)」とも呼ばれ、近年、注目を集めている (Abildgren and Kuchler 2021)。

図 1: インフレ実感と消費者物価上昇率



(出所) 総務省統計局、日本銀行

(注) 「インフレ実感」は『生活意識に関するアンケート調査』より算出。これらのうち、「刈込平均」は上位 0.5% より高い、または下位 0.5% より低い観測値を除いた平均値で、「調整値」は鎌田 (2008) の手法を用いた平均値。「消費者物価指数 (総合)」は消費増税等の影響を調整した系列。

現代のマクロ経済理論では、インフレ予想の物価上昇率に対する影響の重要性が指摘されるなど、インフレ予想は学界や中央銀行界において中心的な関心事の一つであり、先行研究が数多く存在する。対照的に、インフレ実感については、これまであまり関心が寄せられず、先行研究の数も限られている。わが国を対象とした先行研究では、家計の消費パターンに影響を及ぼしうる社会人口学的な属性に加え、購入頻度の高い財の価格変動が、インフレ実感に影響していることが指摘されてきたが、インフレ実感と消費者物価上昇率の差異について

¹例えば、European Central Bank (2003) や日本銀行 (2013) を参照。

は、これまであまり分析されてこなかった。

そこで、本稿では、日本銀行が実施している『生活意識に関するアンケート調査』（以下、『生活意識調査』）を用いて、インフレ実感の形成メカニズムに関する分析を行い、インフレ実感と消費者物価上昇率の間に差異が生じる背景について考察する。まず、『生活意識調査』の個票データを用いたクロスセクション分析によって、先行研究で指摘されてきた家計の社会人口学的な属性を含む、インフレ実感に影響を及ぼす要因を明らかにする。次に、集計データを用いて、個別の財・サービスの価格変動がインフレ実感に与える影響について、LASSO (least absolute shrinkage and selection operator) による分析を行う。

本稿の主な分析結果は、以下の2つにまとめられる。第一に、クロスセクション分析からは、家計の消費パターンに影響を及ぼしうる社会人口学的な属性のほか、センチメントや日本銀行が掲げる「物価安定の目標」の認知度など、様々な要因がインフレ実感の形成に重要な役割を果たしていることが示された。また、こうしたインフレ実感は、センチメントや「物価安定の目標」の認知度などとともに、家計の値上げ許容度に影響を及ぼすことが示された。第二に、インフレ実感の変化の大部分は、食料工業製品や石油製品に加え、わが国の消費者物価指数では集計対象に含まれていない住宅価格によって説明可能であることが示された。このことは、家計がインフレ実感を形成する際、消費者物価指数とは異なる財・サービスのバスケットを念頭に置いている可能性を示唆している。

本研究は、家計の属性に着目してインフレ実感の異質性が生じる要因を追究してきた一連の学術研究に関連付けられる。これまでの研究では、家計の社会人口学的な属性をはじめ、様々な属性がインフレ実感に影響を及ぼすことが明らかにされてきた (Jonung 1981、Bryan and Venkatu 2001、Christensen et al. 2006、Del Giovane et al. 2009、末廣ほか 2018)。本稿の貢献は、社会人口学的な属性のほか、センチメントやインフレ目標の認知度などが、インフレ実感に影響を及ぼす重要な要因であることを、わが国のデータを用いて示した点である。

また、先行研究では、家計のインフレ実感の変化にも注目し、購入頻度の高い財・サービス、典型的には食料品やエネルギーの価格変動が重要な要因であることが明らかにされてきた (Ranyard et al. 2008、Georganas et al. 2014、鎌田ほか 2015、Abildgren and Kuchler 2021)。もっとも、最近の研究では、住居費を含むより広範な要因が、家計のインフレ実感に影響を及ぼすと主張されている (Halka and Łyziak 2015、Stanisławska 2019、Zekaite 2020、European Central Bank 2021)。本稿の結果は、わが国についても、家計が食料品や

エネルギーだけでなく住宅価格を物価変動の重要な要因とみなしている可能性を示すことで、既存の研究に新たな知見を加えるものである。

最後に、本研究は、人々が価格の変化をどのように認知するのかという点について、消費者行動の観点から分析した学術研究と結び付けられる。先行研究では、値上げは、しばしば消費者からは不公平だとみなされ (Kahneman et al. 1986)、後悔や怒りといった感情を引き起こすこと (Rotemberg 2009) が指摘されている。本稿の貢献は、インフレ実感やインフレ目標の認知度が、消費者の値上げ許容度に影響を与えることを明らかにした点である。

本稿の構成は以下の通りである。まず、2 節では、『生活意識調査』の概要を解説する。続いて 3 節では、どのような家計の属性がインフレ実感の異質性につながるのかを分析し、こうしたインフレ実感が家計の値上げ許容度に及ぼす影響について検討する。4 節では、インフレ実感の変動要因について検証するため、消費者物価指数の財・サービス分類に住宅価格を加えた推計を行う。5 節はまとめである。

2 生活意識に関するアンケート調査の概要

本稿では、『生活意識調査』の個票データと集計データの両方を用いて分析を行う。日本銀行は、様々な経済に関連した事柄について、家計がどのように認識しているかを把握することを目的として、本調査を 1993 年から行っており、2004 年以降は四半期に一度の頻度で実施している。調査対象は、全国の満 20 歳以上の個人であり、各調査回では、層化二段無作為抽出法によって 4,000 人が抽出されている。全体の回答のうち、およそ 50~60% の回答が有効となっている。本調査では、個人を追跡していないため、繰り返しのクロスセクションデータとなっている。本分析のサンプル期間は、インフレ実感に関する定量的なデータが利用可能な 2004 年 3 月から 2021 年 9 月としている。

本調査では、家計が足もとと先行きの物価変動をどのように認識しているか、定性的および定量的に調査している。『生活意識調査』は、他国における調査、例えば欧州委員会が実施している消費者意識サーベイ (consumer opinion survey) と同様に、家計が「物価」を一年前と比較してどのように変化したと認識しているかを調査している²。すなわち、調査では物価の尺度 (例えば消費者物価指数等) を指定していないため、家計がそれぞれ異なる物価尺

²例えば、消費者意識サーベイでは「12 か月前と比較して、消費者物価は何パーセント上昇または下落したと思いますか。数字を一つだけ答えてください：消費者物価は … % 上昇、または … % 下落。」ということが問われている。サーベイの詳細については、Arioli et al. (2017) を参照。

度を念頭に調査に回答することを許容している。物価変動に関する定性的な設問では、物価が上昇したと感じるか下落したと感じるか（今後上昇すると思うか下落すると思うか）について調査している。また、物価変動に関する定量的な調査は、2004年3月から実施されており、鎌田(2008)が詳細に議論しているように、インフレ実感や予想についてはいくつかの特徴が存在する。例えば、家計はインフレ実感や予想を整数、とりわけゼロや5の倍数で回答する傾向にあり、マイナスの値を回答しないことが観察されている³。鎌田(2008)は、家計がマイナスの値を回答しないという特徴点に着目し、家計のインフレ実感や予想には下方硬直性が存在することを主張している。すなわち、家計は「潜在的な」インフレ予想の分布を有しているものの、戦略的な行動の結果から下方硬直性が生じ、実際の回答の分布は「潜在的な」分布と異なっていると論じている⁴。

こうしたインフレ実感に関する設問に加えて、家計が値上げ（値下げ）を「どちらかと言えば、好ましいことだ」、「どちらとも言えない」、「どちらかと言えば、困ったことだ」のいずれと考えるかについても調査している。本稿では、こうした設問を利用し、実際の物価変動を決定するうえで重要と考えられる、家計の値上げに対する許容度について分析を行う。

なお、これまで本調査には、金融政策の変遷とともにいくつかの設問が追加されてきている。2013年9月以降、本調査では「日本銀行が、消費者物価の前年比上昇率2%の『物価安定の目標』を掲げていること」を回答者が認知しているかを調査している⁵。また、本調査では、回答者の性別や年齢、収入といった社会人口学的な属性についても調査している。次節の分析では、こうした個票データに含まれる情報を用いて、家計のインフレ実感や値上げ許容度に異質性が生じる背景について考察する。

³本調査は、2006年6月までは「訪問留置法」で、それ以降は「郵送調査法」で実施されている。鎌田(2008)は、「訪問留置法」と「郵送調査法」の間でも、調査に対する回答が異なるパターンを示すことを指摘している。

⁴『生活意識調査』でみられる特徴点の多くは、他国で実施されているアンケート調査でも共通してみられている(Arioli et al. 2017)。近年では、こうした観察された特徴を所与として、マクロ経済への含意を考察する研究もみられている。例えば Gorodnichenko and Sergeyev (2021) は、家計がインフレ予想としてマイナスの値を回答しないという点（インフレ予想のゼロ下限制約）に着目し、そうした仮定のもとでは非伝統的な金融政策の効果が小さくなることを示している。

⁵本調査は四半期ごとに実施されているものの、いくつかの間は半期に一度のみ設定されている。例えば、「日本銀行は、『物価の安定』をその目的の一つとしていること」を認知しているかについての間は、2009年6月までは毎四半期設定されていたが、2009年12月以降は半期に一度のみの設定となっている。

3 家計のインフレ実感と値上げ許容度

本節では、家計が消費者物価上昇率よりも高いインフレ実感を形成する傾向について、家計の属性に着目したクロスセクション分析を行う。まず、インフレ実感と、様々な家計の属性の関係について分析を行い、家計の消費パターンに影響を及ぼしうる社会人口学的な属性のほか、センチメントや「物価安定の目標」の認知度など、様々な要因がインフレ実感に影響を及ぼすことを明らかにする。そのうえで、インフレ実感の低下やセンチメントの改善、「物価安定の目標」に対する認知度の向上などが、家計の値上げ許容度を改善することに寄与することを提示する。

3.1 インフレ実感と家計の属性

3.1.1 実証分析の手法

本小節では、インフレ実感と消費者物価上昇率の間の差異について理解するための最初のステップとして、インフレ実感の異質性につながる要因を考察する。本分析では [Abildgren and Kuchler \(2021\)](#) や [Meyler and Reiche \(2021\)](#)、[Kikuchi and Nakazono \(forthcoming\)](#) といった最近の研究に倣い、以下の線形回帰分析のアプローチをとる⁶：

$$\pi_{i(t)}^{perc} = \alpha + \beta X_{i(t)} + \sum_{j=1}^{T-1} \gamma_j TD_t^j + \varepsilon_{i(t)} \quad (1)$$

ここで、 $\pi_{i(t)}^{perc}$ は時点 t における家計 i のインフレ実感で、 $X_{i(t)}$ は家計 i の様々な属性情報を含んだベクトルである。ここでの分析は、異なる属性がどのようにインフレ実感の異質性につながるのかに焦点を当てていることから、時間ダミー TD_t^j を含めている。また、外れ値の影響を避けるため、各調査回においてインフレ実感が上位 0.5% より高い、または下位 0.5% より低い観測値は推計から除外している。

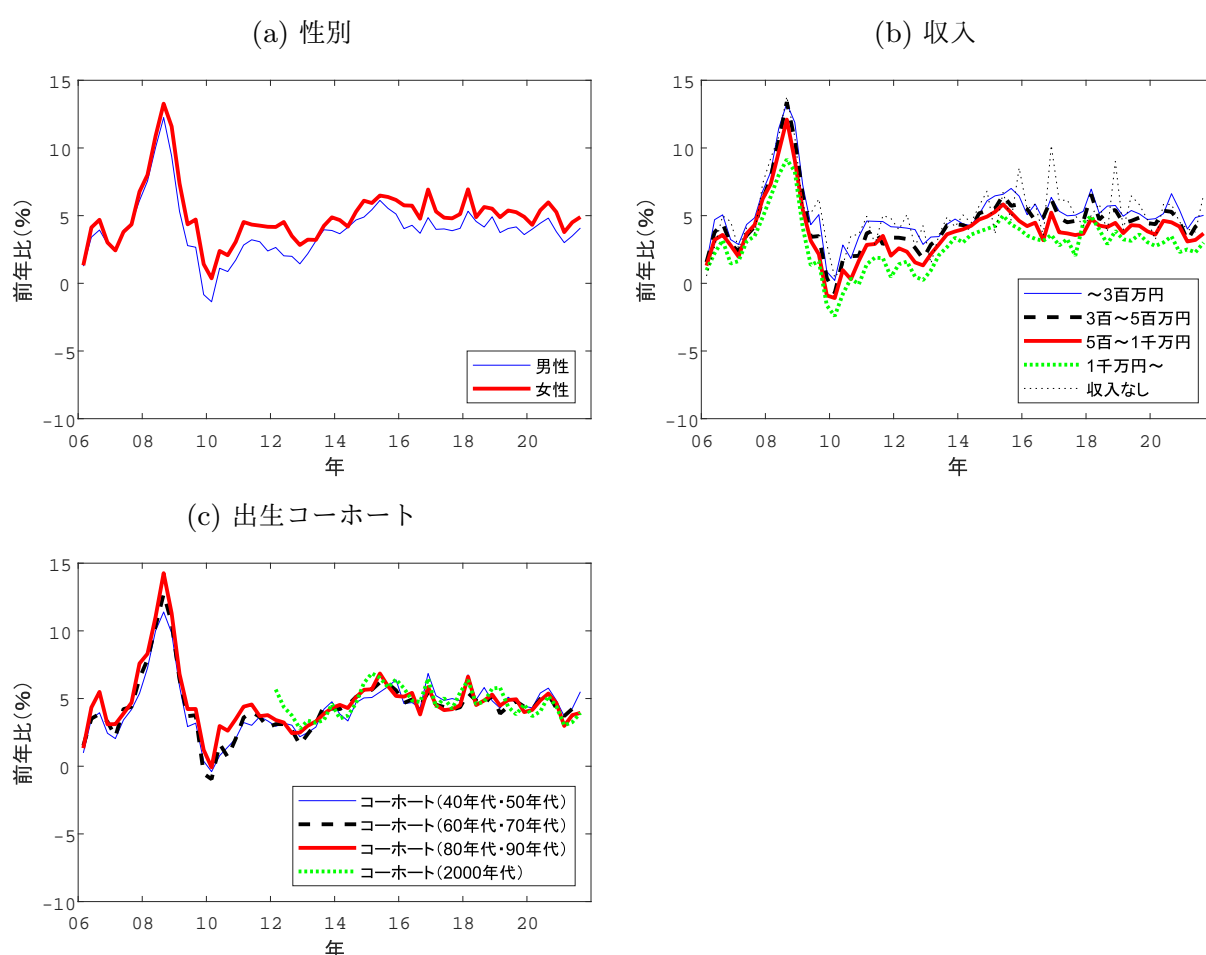
インフレ実感に影響を及ぼす様々な要因を探るため、家計の属性情報としては、社会人口学的な属性、センチメント、「物価安定の目標」の認知度、そして中央銀行に対する信認（信頼度）という、4つのグループを説明変数に含める。図 2 および図 3 は、こうした家計の属

⁶[Abildgren and Kuchler \(2021\)](#) はインフレ実感バイアス（家計のインフレ実感と、家計の属性を考慮した物価上昇率との間の差として定義）を被説明変数とする一方、[Meyler and Reiche \(2021\)](#) や [Kikuchi and Nakazono \(forthcoming\)](#) ではインフレ予想そのものを被説明変数としている。

性ごとに集計したインフレ実感を示している。以下では、こうした属性がインフレ実感にどのような影響を及ぼすかについて、それぞれの先行研究を概観する。

社会人口学的な属性 先行研究では、家計の社会人口学的な属性がインフレ実感の形成において重要であることが示されている。図 2(a) および (b) が示すように、男性回答者や、収入が高い回答者は、低いインフレ実感を形成する傾向にあり、先行研究と整合的である (Jonung 1981、Bryan and Venkatu 2001、Christensen et al. 2006、Del Giovane et al. 2009)。

図 2: 社会人口学的な属性別にみたインフレ実感



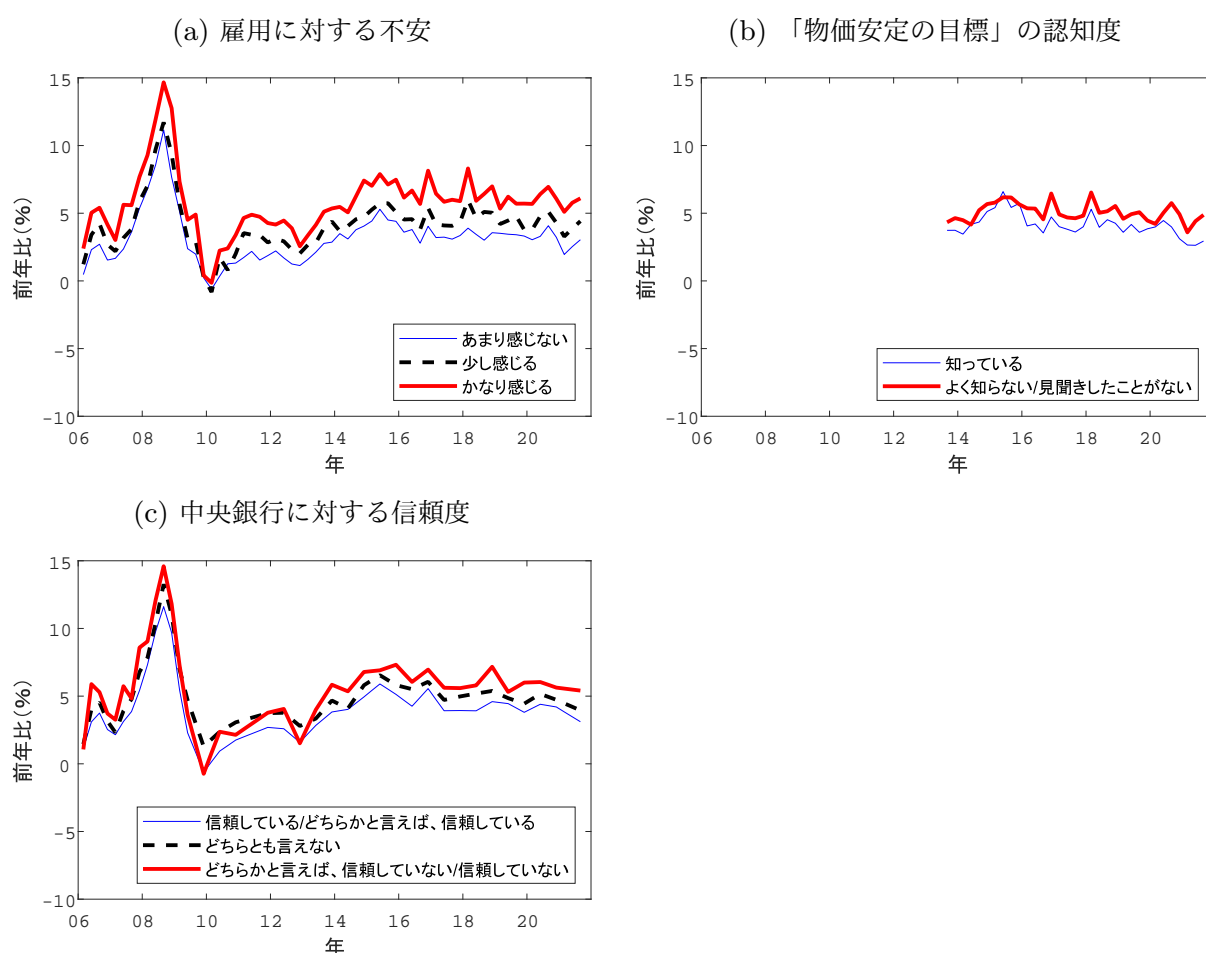
(注) 各パネルは家計の属性別に計算した対込平均値。

回答者の年齢については、既存の研究は異なる結果を示している。Jonung (1981) は、年齢とインフレ実感の間には関係が見いだされないとする一方、Bryan and Venkatu (2001) は、中年層と比較して若年層の回答者のインフレ実感が高い傾向にあることを報告している。また、末廣ほか (2018) は、わが国のデータを用いて、年齢とインフレ実感の間に U 字型の

関係があることを指摘している⁷。

本稿は、2004年から2021年と比較的長いサンプル期間を分析対象としていることから、例えば50代の回答者であっても、調査回によってどの出生コホートに属するかは異なる。こうした影響を勘案するため、以下の分析では、単純化された仮定の下で年齢データをコホートデータに変換する⁸。図2(c)は、コホート別にみたインフレ実感を示しているが、両者の間に必ずしも明確な関係は見出されない。

図3: センチメント、「物価安定の目標」の認知度、中央銀行に対する信頼度別にみたインフレ実感



(注) 各パネルは家計の属性別に計算した対込平均値。

⁷インフレ予想については、過去の経験の影響を受けるため、世代によって異なることが先行研究では指摘されている (Malmendier and Nagel 2016、Diamond et al. 2020、日本銀行 2021)。

⁸『生活意識調査』では、回答者の年齢を年代 (例えば 40~49 歳) の形で調査している。本稿では、正確性に欠けるものの、サンプル全体を 2012 年の前後で分割し、以下の形で年代をコホートに変換する。すなわち、2004 年から 2011 年の調査では、50 代の回答者を 1960 年代の出生コホートに分類し、2012 年から 2021 年の調査では、60 代の回答者を 1960 年代の出生コホートに分類している。

家計の消費バスケットは、社会人口学的な属性に応じて異なることから、実際に直面する物価変動も異なる可能性がある。こうした点を踏まえ、いくつかの研究では、家計の属性を反映した物価上昇率の計測が試みられている（Diamond et al. 2020、Abildgren and Kuchler 2021）。もっとも、こうした物価上昇率は、一般に、社会人口学的な属性別にみた場合のインフレ実感の異質性を十分に説明しないことも指摘されている⁹。

センチメント 家計を取り巻く経済状況に関するセンチメント（例えば不安や悲観）もインフレ実感やインフレ予想に影響を及ぼすことが知られている（Del Giovane et al. 2009、Ehrmann et al. 2017、末廣ほか 2018）。実際に、図 3(a) は、雇用に不安をもつ家計が相対的に高いインフレ実感を抱いていることを示している。こうした観測にもとづき、「現在の景気に対する評価」を説明変数に含めることで、経済一般に関する家計のセンチメントを捉えるとともに、「先行きの雇用・処遇に対する不安」を、雇用面に関連する家計のセンチメントを捉える変数として推計に含める。

「物価安定の目標」の認知度 先行研究では、2%の「物価安定の目標」を認知している家計ほど、2%に近いインフレ予想を持つことが示されている（西口ほか 2014、Diamond et al. 2020）。また、近年の実験手法を用いた研究では、過去の物価上昇率やインフレ目標に関する情報を被験者に提供することで、インフレ予想の正確性を向上しうることが示されている（Binder and Rodrigue 2018、Coibion et al. forthcoming）。こうした研究結果は、インフレ予想に着目したものであるが、その知見はインフレ実感の分析にも応用できると考えられる。実際に、図 3(b) をみると、「物価安定の目標」を認知している家計は、相対的に低いインフレ実感を抱いていることが確認できる。

なお、2%の「物価安定の目標」の設定以前より、『生活意識調査』では、「日本銀行は、『物価の安定』をその目的の一つとしていること」を家計が認知しているかを調査している。本稿では、より長期のデータを用いる観点から、「物価の安定」を目的としていることに対する認知度（以下では「物価安定の目的」の認知度と記述）を、2%の「物価安定の目標」の認知度の代わりに用いることで、推計結果の頑健性を確認する。

⁹総務省統計局は、年齢別および収入別の消費者物価指数を公表しており、こうしたデータからは、家計の属性に応じて、実際に直面する消費者物価上昇率も、消費バスケットの違いを反映して異なっていることが示される。

中央銀行に対する信認 近年の研究では、中央銀行に対する信認の果たす役割が強調されており、中央銀行に対する信認が高い家計ほど低位で目標値に近いインフレ予想を形成することが明らかにされている（鎌田 2008、Mellina and Schmidt 2018、Christelis et al. 2020、Rumler and Valderrama 2020）。インフレ予想は、将来の経済状況に関する事柄であるため、信認の影響をより強く受ける可能性があるが、図 3(c) は、中央銀行に対する信認が高い家計ほどインフレ実感が低いことを示しており、信認がインフレ実感の形成にも影響を及ぼしている可能性が示唆される。

表 1: 家計の属性情報の記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
インフレ実感	3.859	6.635	-30	60
社会人口学的な属性				
性別				
男性	0.481	0.500	0	1
女性	0.519	0.500	0	1
出生コーホート				
コーホート（1940 年代）	0.070	0.256	0	1
コーホート（1950 年代）	0.203	0.403	0	1
コーホート（1960 年代）	0.200	0.400	0	1
コーホート（1970 年代）	0.173	0.378	0	1
コーホート（1980 年代）	0.175	0.380	0	1
コーホート（1990 年代）	0.128	0.334	0	1
コーホート（2000 年代）	0.050	0.218	0	1
収入				
収入なし	0.035	0.183	0	1
～3 百万円	0.337	0.473	0	1
3 百～5 百万円	0.304	0.460	0	1
5 百～1 千万円	0.243	0.429	0	1
1 千万円～	0.082	0.274	0	1
家族構成				
単身世帯	0.106	0.308	0	1
一世代世帯	0.261	0.439	0	1
二世代世帯	0.482	0.500	0	1
三世代世帯	0.131	0.337	0	1
その他	0.021	0.142	0	1

(注) インフレ実感の統計量は、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算出している。

記述統計量 表 1 は、本分析で用いる変数の記述統計量の一覧を示している。家計の属性情報は、いずれも選択肢の形式で調査されていることから、分析では各選択肢をダミー変数に

表 1: 家計の属性情報の記述統計量 (続)

	平均	標準偏差	最小値	最大値
センチメント				
現在の景気に対する評価				
良い	0.004	0.066	0	1
どちらかと言えば、良い	0.069	0.254	0	1
どちらとも言えない	0.298	0.458	0	1
どちらかと言えば、悪い	0.427	0.495	0	1
悪い	0.201	0.400	0	1
雇用・処遇への不安				
あまり感じない	0.173	0.378	0	1
少し感じる	0.494	0.500	0	1
かなり感じる	0.333	0.471	0	1
2%の「物価安定の目標」の認知度				
知っている	0.262	0.440	0	1
見聞きしたことはあるが、よく知らない	0.347	0.476	0	1
見聞きしたことがない	0.391	0.488	0	1
「物価安定の目的」の認知度				
知っている	0.318	0.466	0	1
見聞きしたことはあるが、よく知らない	0.450	0.497	0	1
見聞きしたことがない	0.233	0.423	0	1
日本銀行への信頼度				
信頼している	0.131	0.337	0	1
どちらかと言えば、信頼している	0.277	0.447	0	1
どちらとも言えない	0.489	0.500	0	1
どちらかと言えば、信頼していない	0.073	0.261	0	1
信頼していない	0.031	0.173	0	1
物価上昇に対する受け止め方				
どちらかと言えば、好ましいことだ	0.042	0.200	0	1
どちらかと言えば、困ったことだ	0.815	0.388	0	1
どちらとも言えない	0.143	0.350	0	1

変換している。表 1 の前半では、家計の社会人口学的な属性の統計量を示している。まず、回答者はすべてのコーホートに広く分布していることが確認できる。また、収入については 300 万円未満が最頻値となっているほか、半数近くの回答者が二世帯世帯となっている。

表 1 の後半では、センチメントや「物価安定の目標」の認知度などの統計量を示している。まず、家計は経済状況について、総じて好ましくないと感じていることがわかる。すなわち、60% 以上の回答者が現在の景気を「悪い」または「どちらかと言えば、悪い」と回答している一方、6.9% が「どちらかと言えば、良い」と回答し、「良い」と回答した割合はわずか 0.4%

にとどまっている。同様の傾向は、雇用に関する不安についてもみられ、80%以上の家計が、雇用環境に対する不安を「少し感じる」または「かなり感じる」と回答している。

回答者のおよそ3割は、2%の「物価安定の目標」や「物価安定の目的」を認知していることがわかる。他方、「物価安定の目標」を見聞きしたことがない回答者の割合は、「物価安定の目的」を見聞きしたことがない回答者の割合と比べて高い。また、約半分の家計が、日本銀行を信頼しているかどうか「どちらとも言えない」としている一方、信頼していない家計はわずか10%となっている。以下では、こうした要因がインフレ実感の異質性にどのようにつながるかを実証的に分析する。

3.1.2 推計結果

表2は、式(1)で定義したモデルの推計結果を示している。ダミー変数を含めるうえで基準とした選択肢は、表に記載している。まず、中央銀行に対する信認を説明変数に含めない推計をベースラインモデルとして、一列目ではその結果を示している。社会人口学的な属性についての推計結果は、先行研究の結果とおおむね整合的であり、男性回答者や、収入が高い回答者ほど、インフレ実感が低いとの結果が得られている。他方、出生コーホートについては、インフレ実感との間に明確な関係は確認できない。また、単身世帯ではインフレ実感が低い傾向にある一方、一世代世帯と二世帯世帯、三世帯世帯の間ではインフレ実感に大きな差はみられない。

続いて、否定的なセンチメントを持つ家計は、高いインフレ実感を示す傾向にあることがわかる。現在の景気を「悪い」と回答した家計は、「どちらとも言えない」と回答した家計と比較してインフレ実感が約2%ポイントも高い。同様に、雇用に不安を抱く家計も、高いインフレ実感を示す傾向にある。

「物価安定の目標」の認知度については、「見聞きしたことはあるが、よく知らない」と回答した家計ではインフレ実感が高く、「見聞きしたことがない」と回答した家計ではさらに高くなることが示されており、事前に予想された結果と整合的である。推計結果からは、2%の「物価安定の目標」を見聞きしたことがない家計は、それを認知している家計と比較してインフレ実感が約0.6%ポイント高いことが示されている¹⁰。

¹⁰ 「物価安定の目標」の認知度が、家計のインフレ実感や値上げ許容度に影響を及ぼすメカニズムとしては、以下の2つの仮説が考えられる。一つ目に、家計によっては、必ずしも物価上昇率に対する具体的な目線を持ち合わせていないために、極端に高いインフレ実感を抱いている可能性がある。このことから、「物価安定の目標」が認知されることが、物価上昇率に対する一つの目線を家計に提供する役割を果たし、インフレ実感を低下させている可能性

表 2 の二列目では、説明変数に中央銀行に対する信認を追加した場合の推計結果を示している。引き続き、家計の様々な属性情報がインフレ実感に有意に影響を及ぼすとの結果は変わらないことが確認できる。また、中央銀行に対する信認が低い回答者ほどインフレ実感が高いとの結果も、事前の予想と整合的である。もっとも、信認は相応に主観的な要因であり、インフレ実感が高い家計が中央銀行に対してより低い信認を抱くという、逆の因果の可能性も排除できない点には留意が必要である¹¹。

上述の推計結果の頑健性を確認するため、「物価安定の目標」の認知度を、「物価安定の目的」の認知度に置き換えた推計も行っている¹²。表 2 の三列目では、その結果を示しているが、ベースラインの結果と大きな違いがないことが確認でき、「物価安定の目標」の場合と同様に、「物価安定の目的」を見聞きしたことがない家計は、相対的に高いインフレ実感を抱いていることがわかる。

3.2 値上げ許容度とインフレ実感

これまでのクロスセクション分析からは、家計のインフレ実感には、社会人口学的な属性のほか、センチメントや「物価安定の目標」の認知度など、様々な要因の影響を受けることが明らかとなった。続いて、本小節では、インフレ実感が家計行動に影響を及ぼしうるチャンネルの一つとして、値上げに対する許容度に着目して分析を行う。

3.2.1 家計の値上げ許容度のモデル化

中央銀行がプラスのインフレ目標を掲げることはグローバルにみて標準的であるものの、先行研究では、値上げは時として人々の後悔や怒りを引き起こすほか（Rotemberg 2009）、企業が価格を引き上げることができるかどうかにおいては、消費者の公平感が重要な役割を果たすことが指摘されている（Kahneman et al. 1986）。

が考えられる。二つ目に、「物価安定の目標」の認知度が、金融リテラシーや金融経済に対する関心の高さと相関している可能性がある。金融リテラシーの高い家計は、金融経済に関する情報をより積極的に収集すると考えられ、そうした活動のなかで物価上昇率に関する情報も得ていると考えられる。こうした場合、「物価安定の目標」の認知度の向上だけでなく、より広い意味での金融リテラシーの向上も、インフレ実感の低下に寄与すると考えられる。

¹¹ こうした逆の因果を回避するため、Christelis et al. (2020) は中央銀行に対する信認と相関をもちつつ、インフレ予想と直接には結びつかない操作変数を用いたうえで、信認がインフレ予想に影響することを確認している。具体的には、回答者の「他者に対する一般的な信頼度」を調査し、こうした信頼度はインフレ予想には影響を与えない一方、中央銀行といった当局に対する信頼度には影響を及ぼすと考え、操作変数として用いている。

¹² 「物価安定の目的」の認知度を説明変数として用いることで、推計期間はより長くなる（「現在の景気」の調査が開始された 2006 年 12 月以降）ものの、「物価安定の目的」の認知度と中央銀行に対する信頼度は半期に一度のみの調査であるため、ベースラインの場合と比較してサンプル数が増加しない。

表 2: クロスセクション分析の推計結果

	(1)	(2)	(3)
	インフレ実感	インフレ実感	インフレ実感
社会人口学的な属性			
性別			
男性	比較基準	比較基準	比較基準
女性	0.743*** (0.0463)	0.778*** (0.0670)	0.903*** (0.0532)
出生コーホート			
コーホート (1940 年代)	—	—	-0.482*** (0.130)
コーホート (1950 年代)	0.140* (0.0800)	0.0637 (0.115)	-0.319*** (0.0919)
コーホート (1960 年代)	0.039 (0.0751)	-0.0218 (0.108)	-0.240*** (0.0859)
コーホート (1970 年代)	比較基準	比較基準	比較基準
コーホート (1980 年代)	0.123* (0.0723)	0.0613 (0.104)	0.162* (0.0858)
コーホート (1990 年代)	-0.0681 (0.0787)	-0.134 (0.113)	0.0613 (0.0952)
コーホート (2000 年代)	-0.239** (0.0932)	-0.189 (0.135)	-0.242* (0.135)
収入			
収入なし	0.0534 (0.149)	0.236 (0.217)	-0.0289 (0.155)
～ 3 百万円	比較基準	比較基準	比較基準
3 百万～ 5 百万円	-0.184*** (0.0568)	-0.198** (0.0820)	-0.387*** (0.0664)
5 百～ 1 千万円	-0.599*** (0.0645)	-0.585*** (0.0930)	-0.882*** (0.0738)
1 千万円～	-1.027*** (0.0992)	-1.090*** (0.143)	-1.538*** (0.115)
家族構成			
単身世帯	比較基準	比較基準	比較基準
一世代世帯	0.418*** (0.0799)	0.423*** (0.116)	0.525*** (0.0961)
二世帯世帯	0.393*** (0.0734)	0.462*** (0.106)	0.583*** (0.0879)
三世帯世帯	0.470*** (0.0980)	0.355** (0.142)	0.612*** (0.112)
その他	0.762*** (0.169)	0.675*** (0.247)	0.775*** (0.197)

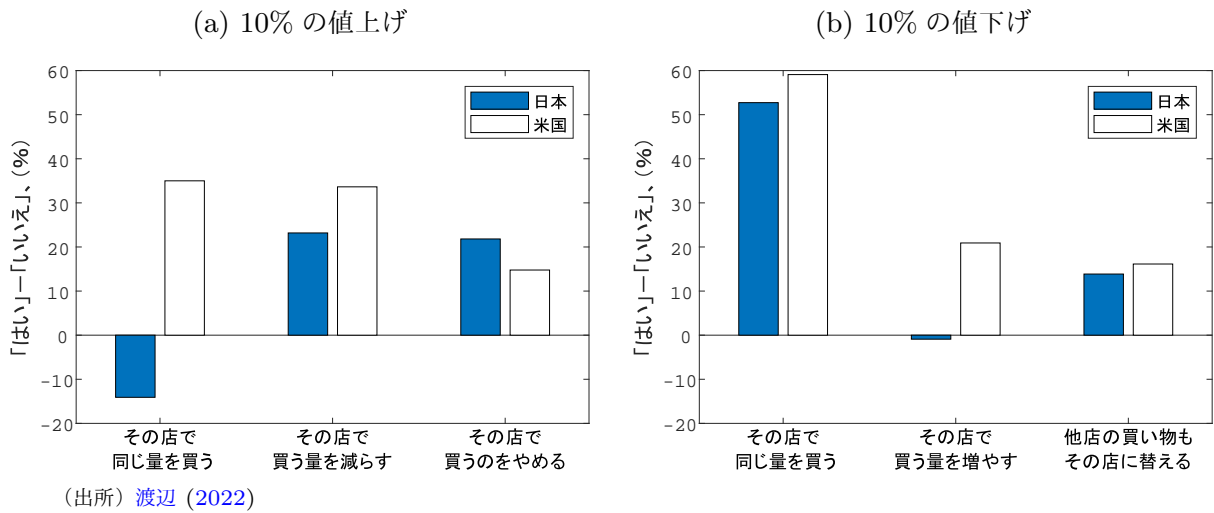
(注) 括弧内は標準誤差. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

表 2: クロスセクション分析の推計結果 (続)

	(1) インフレ実感		(2) インフレ実感		(3) インフレ実感	
センチメント						
現在の景気に対する評価						
良い	0.290	(0.288)	0.161	(0.420)	0.311	(0.413)
どちらかと言えば、良い	-0.0899	(0.0795)	-0.0573	(0.116)	-0.0145	(0.111)
どちらとも言えない	比較基準		比較基準		比較基準	
どちらかと言えば、悪い	1.006***	(0.0522)	0.996***	(0.0759)	0.950***	(0.0662)
悪い	1.978***	(0.0788)	1.993***	(0.114)	1.683***	(0.0858)
雇用・処遇に対する不安						
あまり感じない	-0.710***	(0.0590)	-0.698***	(0.0851)	-0.549***	(0.0747)
少し感じる	比較基準		比較基準		比較基準	
かなり感じる	1.076***	(0.0534)	1.037***	(0.0776)	0.965***	(0.0606)
2%の「物価安定の目標」の認知度						
知っている	比較基準		比較基準		—	
見聞きしたことはあるが、よく知らない	0.425***	(0.0589)	0.326***	(0.0872)	—	
見聞きしたことがない	0.585***	(0.0616)	0.438***	(0.0891)	—	
「物価安定の目的」の認知度						
知っている	—		—		比較基準	
見聞きしたことはあるが、よく知らない	—		—		0.387***	(0.0616)
見聞きしたことがない	—		—		0.649***	(0.0769)
中央銀行に対する信頼度						
信頼している	—		-0.0444	(0.102)	-0.196**	(0.0839)
どちらかと言えば、信頼している	—		-0.244***	(0.0761)	-0.406***	(0.0629)
どちらとも言えない	—		比較基準		比較基準	
どちらかと言えば、信頼していない	—		0.299**	(0.131)	0.244**	(0.102)
信頼していない	—		1.105***	(0.212)	1.003***	(0.164)
定数項	1.878***	(0.165)	2.025***	(0.205)	2.251***	(0.197)
時間固定効果	有		有		有	
サンプル期間	13年9月～21年9月		13年9月～21年6月		06年12月～21年6月	
観測数	63,130		30,999		63,983	
自由度調整済み R^2	0.061		0.060		0.160	

(注) 括弧内は標準誤差。時間固定効果は、2021年6月を基準としている。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

図 4: 値上げ・値下げに対する消費者の反応



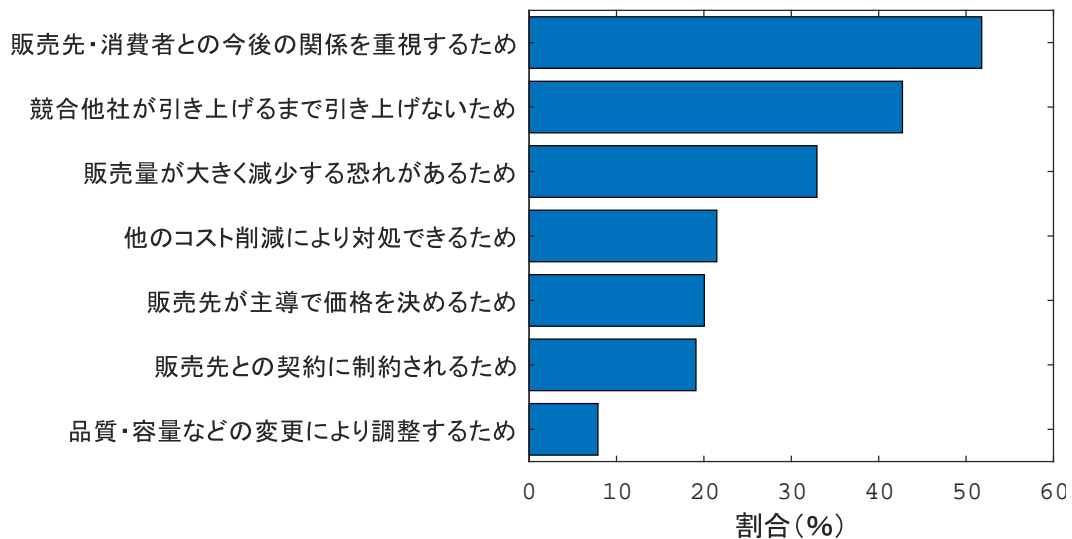
わが国の消費者の購買姿勢についてみると、値上げに敏感であることが示唆される。図 4 は、渡辺 (2022) によって示された、わが国と米国の消費者を対象に値上げ・値下げに対する反応を調査した結果である。図 4(a) では、「いつもの店で、ある商品の値段が 10% 上がっていた場合」の結果を示しているが、「その店で同じ量を買う」という選択肢に対して、わが国では「いいえ」と回答した割合が「はい」と回答した割合を 15% 程度上回っている。その一方、米国では「はい」と回答した割合が 35% 程度上回っており、対照的な結果となっている。図 4(b) は、「値段が 10% 下がっていた場合」の結果を示している。「その店で買う量を増やす」という選択肢に対して、わが国では「いいえ」と回答した割合が若干上回る一方、米国では「はい」と回答した割合が 2 割程度上回っており、ここでも対照的となっている。このサーベイ結果は、わが国の消費者の値上げ・値下げに対する反応は非対称であることも示しており、この非対称性がわが国における企業の慎重な価格設定行動の背景にあると考えられる¹³。

そのわが国における企業の価格設定行動についてみると、顧客との関係を維持するために値上げを控えてきたことが示唆される。図 5 は、内閣府 (2013) に記載された、わが国の企業を対象にコスト上昇を販売価格に転嫁しない理由を調査した結果である。企業は、価格を設定するうえで顧客との関係を最も重視しており、値上げは関係を悪化させる可能性があることを懸念している点が挙げられている。このサーベイ結果は、コストが上昇しているときで

¹³ こうした消費者の値上げ・値下げに対する非対称な反応は、わが国の物価上昇率に影響を及ぼしていると考えられるが、日米で値上げ・値下げに対する反応が大きく異なる背景には、両国における賃金上昇率といった経済状況の違いも存在すると考えられる。

さえ企業は値上げに苦慮することを示しており、コストが上昇していない状況では、なおさら値上げが困難なものと考えられる。

図 5: コスト上昇を販売価格に転嫁しない理由



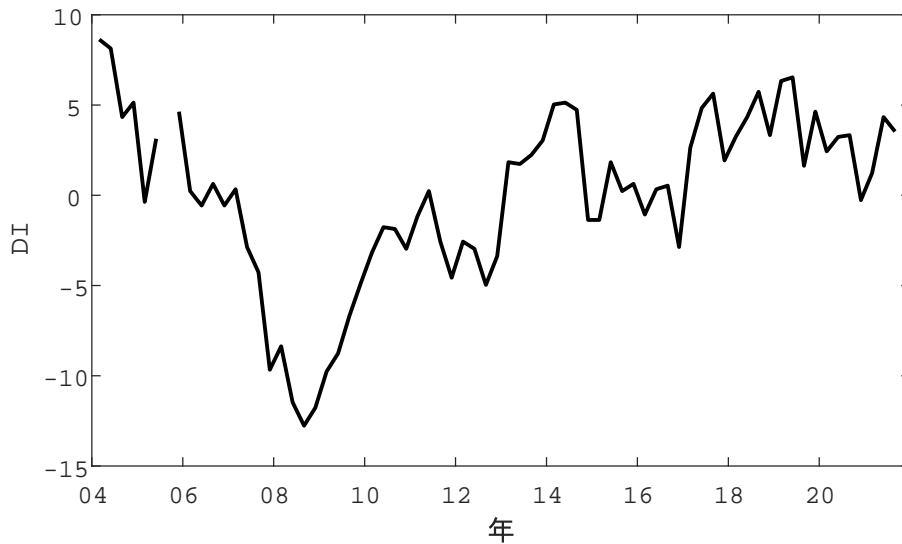
(出所) 内閣府 (2013)

以上の事例は、家計と企業が値上げに合意することができるか否かが、物価変動の決定においても重要であることを示唆している¹⁴。こうした観点について、『生活意識調査』は、家計が値上げを好ましいことと考えるか否かを調査している。そこで、本稿ではこの設問を利用し、値上げが「好ましいことだ」と答えた回答者の比率から「困ったことだ」と答えた回答者の比率を差し引いて、家計の値上げ許容度 (DI) を算出している。

図 6 は、DI の推移を示しているが、2000 年代半ばの資源価格上昇にともなって値上げ許容度は悪化をはじめ、その後、世界金融危機の発生とともにボトムをつけた後、緩やかに上昇している。こうした値上げ許容度の動きについて、日本銀行 (2018) は、インフレ実感やインフレ予想の大幅な上昇は、家計の値上げ許容度の押し下げに寄与する一方、雇用や賃金、景気の現状や先行きに対する見方の改善は、許容度を押し上げる方向に作用しているとの実証結果を示している。こうした知見にもとづき、本小節では、家計の様々な属性が、値上げ許容度にどのように影響を及ぼすかを分析する。なお、家計の属性そのものもインフレ実感に影響を及ぼすため、分析にあたっては、家計の選択行動をモデル化して推計し、それぞれの

¹⁴消費者の公平感がマクロの物価変動に与える影響について分析した学術研究としては、Rotemberg (2005) や Eyster et al. (2021) が挙げられる。

図 6: 値上げに対する許容度



(注) サンプル期間の平均からの乖離 (2004年3月から2021年9月)。

属性の影響を紐解くことを試みる。

『生活意識調査』では、家計は値上げが「どちらかと言えば、好ましいことだ」、「どちらかと言えば、困ったことだ」、「どちらとも言えない」の3つの選択肢から回答を選ぶことから、家計行動を分析するために、多項ロジットモデルを推計する¹⁵。こうした選択肢を被説明変数として、以下のモデルを推計する：

$$Pr(d_{i(t)} = k | X_{i(t)}) = \frac{\exp(X_{i(t)}\beta^{(k)})}{\sum_k \exp(X_{i(t)}\beta^{(k)})} \quad (2)$$

ここで、 $d_{i(t)}$ は時点 t における家計 i の選択 ($k \in \{ \text{好ましいことだ、困ったことだ、どちらとも言えない} \}$) で、 $X_{i(t)}$ は家計 i の様々な属性情報を含んだベクトルである。以下の分析では、家計のインフレ実感に加え、社会人口学的な属性やセンチメント、「物価安定の目標」の認知度などを説明変数として用いる。なお、説明変数の影響度合いは、選択肢によって異なりうることから、推計にあたっては係数 $\beta^{(k)}$ が選択肢に応じて異なると仮定している。推計では、「どちらとも言えない」を基準としているため、モデルから算出される確率は、「どちらとも言えない」と比較した場合の値となる。係数は、最尤法によって推計している。

¹⁵本稿では、「どちらかと言えば、好ましいことだ」、「どちらかと言えば、困ったことだ」、「どちらとも言えない」の3つの選択肢の間に必ずしも明確な順序はないため、順序ロジットモデルではなく多項ロジットモデルを推計する。

3.2.2 推計結果

推計結果は、表 3 に示された通りである。ベースラインの推計結果をモデル (A) として示しており、一列目は「好ましいこと」、二列目は「困ったこと」という選択肢にかかる係数の推計結果を示している。まず、インフレ実感について係数を確認すると、興味深い結果が得られている。すなわち、インフレ実感の上昇は、「好ましいこと」と回答する確率には有意に影響しない一方、「困ったこと」と回答する確率を有意に上昇させる。図 7 では、ベースラインの推計結果にもとづき、「好ましいこと」または「困ったこと」を回答者が選択する平均的な確率を、インフレ実感別に示している。ある家計について、インフレ実感が 10% から 2% に低下した場合、「好ましいこと」を選択する確率は 1.8% ポイント上昇し、「困ったこと」を選択する確率は 7.9% ポイント低下する。こうした数字を足し合わせると、値上げ許容度（確率の差分として算出）は約 10% ポイント改善するとみられる。

家計のセンチメントも値上げ許容度に有意に影響を与えたとの結果が得られており、[日本銀行 \(2018\)](#) の結果とも整合的である。図 8 では、「好ましいこと」または「困ったこと」を回答者が選択する確率を、センチメント別に確認している。現在の景気が良いと認識している回答者ほど、値上げが好ましいことと回答する確率も高くなっている。もっとも、現在の景気が「良い」と考える回答者は、1% にも満たない点については、留意が必要である。

推計結果からは、「物価安定の目標」の認知度も値上げ許容度に影響を及ぼすことが示されている。図 9 では、「好ましいこと」または「困ったこと」を回答者が選択する平均的な確率を、「物価安定の目標」の認知度別に示している。2% の「物価安定の目標」を見聞きしたことがない回答者と比較して、それを認知している回答者は、「好ましいこと」を選択する確率が 4.7% ポイント高く、「困ったこと」と選択する確率が 11.4% ポイント低い。こうした数字を足し合わせると、「物価安定の目標」を見聞きしたことがない回答者が、それを認知することで、値上げ許容度は約 16% ポイント改善するとみられる。

続いて、より長期のデータを用いて推計結果の頑健性を確認するため、家計の 2% の「物価安定の目標」の認知度を、「物価安定の目的」の認知度に置き換えて推計を行う。また、説明変数に中央銀行に対する信認も追加している。推計結果はモデル (B) として、表 3 の三列目と四列目に示されているが、主要な結果に変わりがないことが確認できる。また、中央銀行に対する信認を向上させることは、値上げを困ったことだと回答する確率を低下させ、値上げ許容度を高める結果となっている。

表 3: 多項ロジットの推計結果

	モデル (A)				モデル (B)			
	好ましいことだ		困ったことだ		好ましいことだ		困ったことだ	
インフレ実感	-0.00513	(0.00746)	0.0475***	(0.00316)	0.00128	(0.00779)	0.0456***	(0.00312)
社会人口学的な属性								
性別								
男性	比較基準		比較基準		比較基準		比較基準	
女性	-0.555***	(0.0666)	0.0720**	(0.0292)	-0.602***	(0.0774)	0.0705**	(0.0322)
出生コーホート								
コーホート (1940 年代)	—		—		-0.434*	(0.227)	0.283***	(0.0863)
コーホート (1950 年代)	-0.166	(0.109)	-0.0706	(0.0498)	-0.191	(0.129)	-0.114**	(0.0552)
コーホート (1960 年代)	-0.176*	(0.102)	-0.0378	(0.0469)	-0.0955	(0.118)	-0.0863*	(0.0517)
コーホート (1970 年代)	比較基準		比較基準		比較基準		比較基準	
コーホート (1980 年代)	0.158*	(0.0949)	0.0480	(0.0457)	0.0815	(0.118)	-0.00103	(0.0523)
コーホート (1990 年代)	0.432***	(0.102)	0.141***	(0.0508)	0.425***	(0.126)	0.0612	(0.0586)
コーホート (2000 年代)	0.392***	(0.129)	0.191***	(0.0628)	0.364**	(0.172)	0.0913	(0.0811)
収入								
収入なし	0.317	(0.227)	0.0354	(0.108)	-0.156	(0.282)	0.0158	(0.108)
～ 3 百万円	比較基準		比較基準		比較基準		比較基準	
3 百～ 5 百万円	0.246***	(0.0840)	-0.0335	(0.0366)	0.0403	(0.100)	-0.0503	(0.0409)
5 百～ 1 千万円	0.218**	(0.0906)	-0.178***	(0.0408)	0.180*	(0.105)	-0.105**	(0.0448)
1 千万円～	0.467***	(0.111)	-0.449***	(0.0584)	0.484***	(0.129)	-0.320***	(0.0645)
家族構成								
単身世帯	比較基準		比較基準		比較基準		比較基準	
一世代世帯	0.0212	(0.103)	0.203***	(0.0496)	0.141	(0.125)	0.242***	(0.0559)
二世帯世帯	-0.120	(0.0947)	0.185***	(0.0459)	-0.0870	(0.116)	0.246***	(0.0514)
三世帯世帯	-0.00223	(0.134)	0.280***	(0.0627)	0.190	(0.156)	0.434***	(0.0696)
その他	-0.0735	(0.246)	0.0766	(0.108)	0.0335	(0.295)	0.185	(0.123)

(注) 括弧内は標準誤差。 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

表 3: 多項ロジットの推計結果 (続)

	モデル (A)				モデル (B)			
	好ましいことだ		困ったことだ		好ましいことだ		困ったことだ	
センチメント								
現在の景気に対する評価								
良い	1.627***	(0.186)	-0.622***	(0.173)	1.375***	(0.248)	-0.318	(0.215)
どちらかと言えば、良い	0.840***	(0.0742)	-0.440***	(0.0435)	0.585***	(0.0953)	-0.462***	(0.0536)
どちらとも言えない	比較基準		比較基準		比較基準		比較基準	
どちらかと言えば、悪い	-0.107	(0.0802)	0.415***	(0.0325)	-0.149	(0.0927)	0.484***	(0.0372)
悪い	-0.0410	(0.128)	0.494***	(0.0520)	-0.249*	(0.136)	0.635***	(0.0514)
雇用・処遇への不安								
あまり感じない	0.190***	(0.0674)	-0.448***	(0.0348)	0.0770	(0.0839)	-0.441***	(0.0408)
少し感じる	比較基準		比較基準		比較基準		比較基準	
かなり感じる	0.0584	(0.0839)	0.362***	(0.0358)	0.00546	(0.0972)	0.258***	(0.0390)
2%の「物価安定の目標」の認知度								
知っている	比較基準		比較基準		—		—	
聞き聞いたことはあるが、よく知らない	-0.685***	(0.0724)	0.177***	(0.0346)	—		—	
聞き聞いたことがない	-0.891***	(0.0874)	0.456***	(0.0385)	—		—	
「物価安定の目的」の認知度								
知っている	—		—		比較基準		比較基準	
聞き聞いたことはあるが、よく知らない	—		—		-0.460***	(0.0804)	0.141***	(0.0355)
聞き聞いたことがない	—		—		-0.488***	(0.127)	0.442***	(0.0498)
中央銀行に対する信頼度								
信頼している	—		—		0.912***	(0.105)	-0.172***	(0.0492)
どちらかと言えば、信頼している	—		—		0.512***	(0.0932)	-0.129***	(0.0371)
どちらとも言えない	—		—		比較基準		比較基準	
どちらかと言えば、信頼していない	—		—		0.441***	(0.157)	0.134**	(0.0654)
信頼していない	—		—		0.716***	(0.267)	0.313**	(0.124)
定数項	-1.338***	(0.141)	0.862***	(0.0670)	-1.849***	(0.181)	1.050***	(0.0781)
サンプル期間	13年9月～21年9月				06年12月～21年6月			
観測数	42,543				39,914			
Pseudo R^2	0.090				0.087			

(注) 括弧内は標準誤差。 * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

図 7: インフレ実感別にみた選択確率

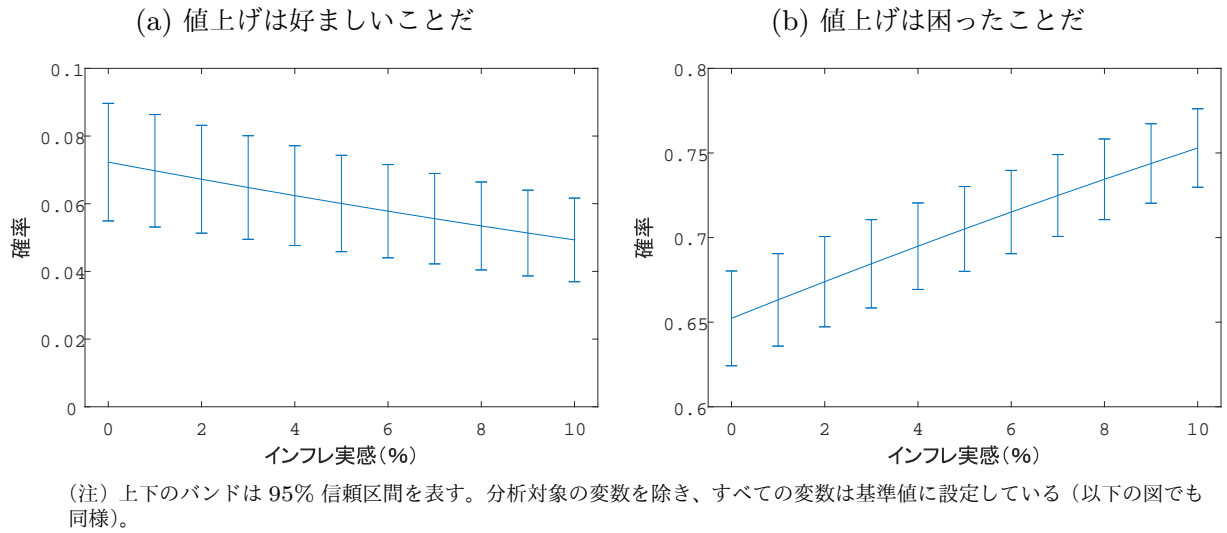


図 8: 現在の景気に対する評価別にみた選択確率

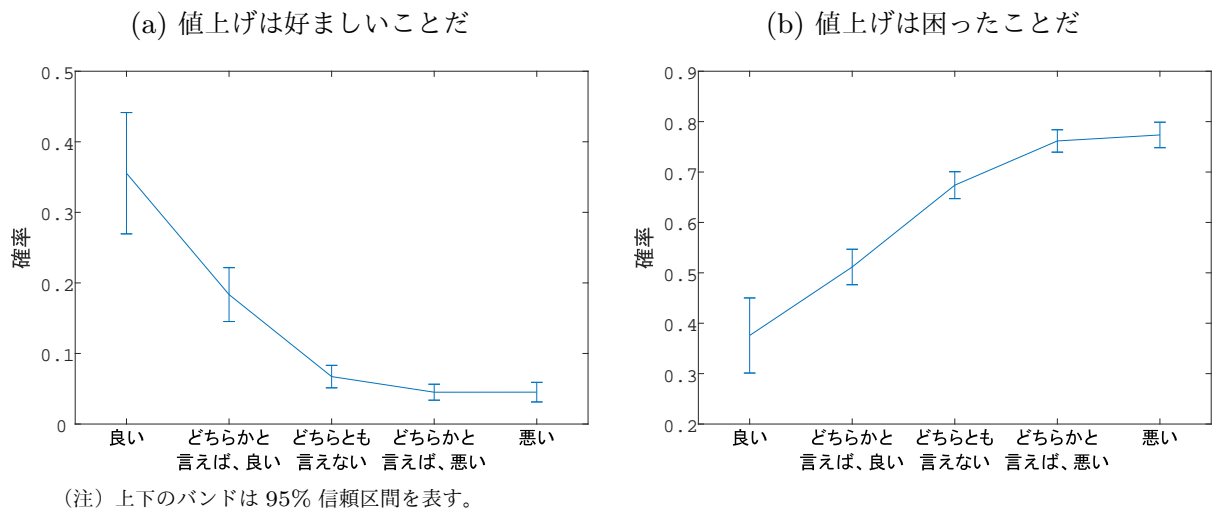
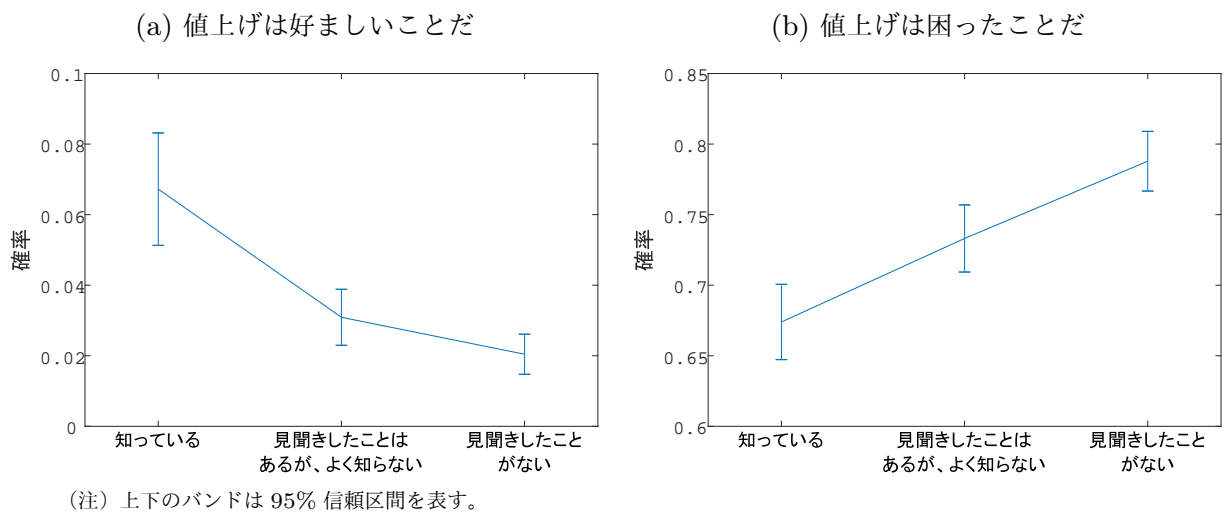


図 9: 「物価安定の目標」の認知度別にみた選択確率



ここまで、家計の値上げ許容度の決定において、家計の属性情報が果たす役割を強調してきたが、[日本銀行 \(2018\)](#) で指摘されているように、実質賃金の動向といった経済全体の状況も家計の値上げ許容度に大きな影響を及ぼす。本稿の分析は、他の条件が一定ならば、インフレ実感の低下やセンチメントの改善、「物価安定の目標」の認知度の向上などが、家計の値上げ許容度の上昇につながることを示したものである。

4 財・サービス別にみた価格変動と家計のインフレ実感

前節では、家計のインフレ実感と消費者物価上昇率との間に差異が生じる背景について、クロスセクションの観点から分析を行った。本節では、消費者物価指数のバスケットと、インフレ実感に影響するバスケットが異なるとの先行研究の指摘を踏まえて、財・サービス別にみたインフレ実感への影響について検証する。

4.1 インフレ実感の変動要因

[Schembri \(2020\)](#) は、カナダにおけるインフレ実感と消費者物価上昇率の差異を生み出す要因について、(1) 消費者物価指数バスケットの代表性、(2) 品質調整の影響、(3) 住宅サービスの価格と住宅価格の違い、(4) 値上げ・値下げに対する非対称な反応、(5) 購入頻度、の5つの観点から議論している。前者3つの要因は、消費者物価の計測と密接に関係している一方、後者2つの要因は、家計の行動特性と関連している。こうした観点を考慮しつつ、以下では、家計がインフレ実感を形成する際に、消費者物価指数とは異なる財・サービスのバスケットを念頭に置いている可能性について検証する¹⁶。

上述の通り、購入頻度の高い財が家計のインフレ実感に大きく影響を与えることが、複数の先行研究で示されている ([Ranyard et al. 2008](#)、[Del Giovane et al. 2009](#)、[Georganas et al. 2014](#))。このことから、家計のインフレ実感の変動は、消費者物価指数（総合）の上昇率ではなく、一部の財・サービスの価格変動を反映する傾向にある。インフレ実感に影響を与える財としては、食料品やエネルギーが指摘されており ([鎌田ほか 2015](#)、[Abildgren and Kuchler 2021](#))、こうした財は、しばしば消費者物価指数（総合）よりも高い上昇率を示してきた。

近年の研究では、食料品やエネルギーに加えて、より広範な財・サービスがインフレ実感

¹⁶[清水 \(2008\)](#) は、日本のデータにおいて、本文中の (2) と (5) の効果を考慮することで、インフレ実感と消費者物価上昇率の間の差異が縮小することを議論している。

の形成に影響していることが主張されている (Halka and Lyziak 2015、Stanisławska 2019、Zekaite 2020、European Central Bank 2021)。例えば、European Central Bank (2021) は、HICP のバスケットに含まれる幅広い財・サービスに加え、現行の HICP には含まれていない持家コスト (owner-occupied housing costs) がインフレ実感の重要な要因であることを示している。以下では、こうした知見が、わが国においても成り立つかどうかを検証する。

4.2 実証分析の手法

本節では、Zekaite (2020) の手法をわが国のデータに応用し、消費者物価指数のうち、どの財・サービス分類が家計のインフレ実感の形成において重要かを検証する。係数の推計にあたっては、ペナルティを課した最小二乗法である LASSO を用いており、具体的には、以下の式を最小化する係数を推計する：

$$\frac{1}{2N}(y - X\beta)'(y - X\beta) + \lambda \sum_{l=1}^p |\beta_l| \quad (3)$$

ここで、 $(y - X\beta)'(y - X\beta)/2N$ は平均二乗誤差、 $\lambda \sum_{l=1}^p |\beta_l|$ はより多くの係数を含めることにペナルティを課す項である。ペナルティ・パラメータが正 ($\lambda > 0$) の場合、非ゼロの係数に対してペナルティを課すため、重要度の低い変数の係数に対してはゼロが割り当てられる¹⁷。本推計においては、用いるデータの時系列が比較的短いなか、多くの財・サービス分類が相関していることから、LASSO が有用であると考えられる¹⁸。

推計を行う具体的なモデルとしては、インフレ実感の集計値 (π_t^{perc}) を被説明変数とし、消費者物価指数の財・サービス分類 ($\pi_{m,t-1}^{CPI}$) 合計 19 系列で回帰する¹⁹：

$$\pi_t^{perc} = \beta_0 + \sum_{m=1}^{19} \beta_m \pi_{m,t-1}^{CPI} + \varepsilon_t \quad (4)$$

¹⁷本推計では、 λ は交差検証 (cross-validation) の手法で選択しており、交差検証の分割数 (fold) を 10 に設定している。こうした設定のもと、住宅価格を含むベースラインの推計では、 $\lambda = 0.15$ において 6 つの変数の係数が非ゼロで最適となる。

¹⁸説明変数間に相関が存在する場合の有効な推計手法としては、LASSO のほか、Ridge が挙げられる。Ridge の場合、重要度の低い変数の係数はゼロに近づくものの、ゼロが割り当てられるわけではない。こうした違いは、LASSO の制約式 ($\lambda \sum_{l=1}^p |\beta_l|$) のもとでは、端点解 (ゼロ) が選択されやすい一方、Ridge の制約式 ($\lambda \sum_{l=1}^p \beta_l^2$) では選択されにくいことによる。

¹⁹推計にあたっては、以下の 2 つの理由から説明変数にはラグをとっている。一つ目として、『生活意識調査』は四半期の半ば (例えば 3 月調査であれば主として 2 月) に実施されるため、ある四半期について、全ての情報が調査実施時点では明らかとなっていないことが挙げられる。また、二つ目として、インフレ実感は、過去および同時点の両方の情報の影響を受けることが先行研究で指摘されている点が挙げられる (Lein and Maag 2011)。

次節で確認する通り、上記の定式化のもとでは、消費者物価指数の家賃にかかる係数が0となる。このため、Zekaite (2020) に倣い、消費者物価指数の財・サービス分類に加え、住宅価格 (π_{t-1}^{HP}) を加えた推計を行う：

$$\pi_t^{perc} = \beta_0 + \sum_{m=1}^{19} \beta_m \pi_{m,t-1}^{CPI} + \beta_{HP} \pi_{t-1}^{HP} + \varepsilon_t \quad (5)$$

なお、全ての説明変数は、LASSO を用いる前に平均0・標準偏差1に標準化している²⁰。

表4では、各変数の記述統計量を示している²¹。本分析のサンプル期間における各指数の平均上昇率をみると、食料工業製品や石油製品に加え、住宅価格で消費者物価指数（総合）の上昇率よりも高くなっている。また、インフレ実感との関係を確認するため、財・サービス分類について平均購入頻度も計算しているが、食料工業製品や石油製品に加え、医療・福祉関連（公共）といった必要不可欠なサービスの購入頻度が高くなっている。住宅価格には、長期の時系列データが利用可能な、日本不動産研究所が公表する「不動研住宅価格指数（首都圏総合）」を用いる²²。

4.3 推計結果

表5は、LASSO を用いた推計結果を示しており、表の一行目は、住宅価格を含まない式(4)の推計結果を示している。非ゼロの係数は、いくつかの財・サービス分類がインフレ実感の変動を説明するうえで重要であることを示している。推計結果は、食料工業製品や石油製品の係数の値が大きく、インフレ実感の変動を説明するうえで重要であることを示しており、購入頻度との関係を指摘した先行研究とも整合的である。加えて、家事関連（一般）や運輸・通信関連（公共）といったサービスも、インフレ実感の形成に影響していることがわかる。他方、足もとで、消費者物価指数を大きく下押ししている携帯電話通信料を内訳に含

²⁰LASSO や Ridge を用いて推計を行う場合、変数の標準化の方法によって推計結果が異なりうるということが知られている。本稿では、標準的な手法として説明変数を平均0・標準偏差1に標準化しているが、説明変数にかかる係数が概ね同程度の大きさとなるように変数を標準化する手法も存在する。

²¹本推計で用いるインフレ実感の集計値には、鎌田 (2008) が提案する手法を用いて調整を行っている。鎌田 (2008) の調整手法は、家計のインフレ実感や予想の下方硬直性を考慮することで、主として水準に影響を及ぼすことから、対数平均で算出した系列と概ね同様の時系列的な変動を示している（両系列は図1に掲載）。このため、調整系列を対数平均で置き換えても、本分析における主な結果は変わらない。

²²不動研住宅価格指数（首都圏総合）は、首都圏の中古マンションを対象としており、成約価格を調査するリピート・セールス法を用いて計算されている。本稿の分析対象は首都圏に限られたものではないが、本指数をわが国全体の住宅価格の変動をとらえる代理変数として利用する。

表 4: 集計データの記述統計量

	ウエイト (%)	購入頻度	平均値	標準偏差
生鮮商品	6.6	4.9	1.4	4.3
その他農水畜産物	0.6	3.6	-0.4	7.0
食料工業製品	15.2	4.6	0.5	1.4
繊維製品	3.8	1.8	0.0	0.8
石油製品	2.8	5.0	2.5	10.8
他の工業製品	15.0	1.8	-1.0	1.6
電気・都市ガス・水道	5.3	4.6	0.6	4.2
出版物	1.2	3.2	0.7	0.6
公共サービス				
家事関連	5.0	2.6	0.7	1.5
医療・福祉関連	3.0	5.1	0.4	1.2
運輸・通信関連	2.5	2.7	0.1	1.1
教育関連	0.3	1.0	2.0	4.0
教養娯楽関連	0.9	2.9	-0.1	0.8
一般サービス				
家事関連	4.8	1.7	0.3	0.4
医療・福祉関連	0.4	1.7	1.8	3.1
教育関連	2.7	1.2	0.4	0.8
通信・教養娯楽関連	7.2	3.2	-0.8	2.5
外食	4.6	2.8	0.6	0.6
家賃	18.3	1.9	-0.2	0.2
消費者物価指数（総合）	100	—	0.1	0.8
住宅価格	—	—	1.2	4.0
インフレ実感	—	—	2.1	2.5

(注) 財・サービス分類のうち、「学校給食」と「一般外食」は「外食」として、「公営・都市再生機構・公社家賃」および「民営家賃」、「帰属家賃」は「家賃」として合算している。消費者物価指数（総合）と財・サービス分類については、2014年と2019年の消費増税による影響および教育無償化の影響等を調整している（財・サービス分類については、筆者らの試算値）。平均値および標準偏差については、2004年1月～2021年9月における、月次でみた前年比をもとに計算。購入頻度は、総務省統計局より公表されている購入頻度指数をもとに計算している。購入頻度指数は、1（めったに購入しない）から6（頻繁に購入する）の数値をとる。

む通信・教養娯楽関連サービス（一般）の係数はゼロとなっている。このことから、足もとの携帯電話通信料の大幅な下落は、家計のインフレ実感に影響を与えていないことが示唆される。また、家賃の係数もゼロとなっている点は、生計費に占める住居費の大きさを踏まえると、注目に値する。

このほか、食料工業製品の係数は大きい一方、生鮮商品（生鮮食品や生花）の係数はゼロとなっていることが確認できる。食料工業製品と生鮮商品のいずれも購入頻度が高い分類であるが、生鮮商品は天候といった一時的な要因の影響を受けることから、価格変動のボラティ

表 5: LASSO 回帰の結果

	(1) インフレ 実感	(2) インフレ 実感	(3) インフレ 実感	(4) インフレ 実感
住宅価格	-	0.836	1.004	0.103
生鮮商品	0	0	0	0
その他農水畜産物	-0.275	0	0	-0.0661
食料工業製品	0.918	1.428	1.295	0.224
繊維製品	0.0823	0	0	0
石油製品	0.708	0.489	0.440	0
他の工業製品	0.306	0	0	0
電気・都市ガス・水道	0	0	0	0
出版物	-0.0481	0	-0.196	0
公共サービス				
家事関連	0	0	0	0
医療・福祉関連	0	0	0	0
運輸・通信関連	0.906	0.582	0.561	0.279
教育関連	0	0	0	0
教養娯楽関連	-0.0888	-0.155	0	0.109
一般サービス				
家事関連	0.460	0.256	0.843	0
医療・福祉関連	0	0	0	0
教育関連	0	0	0	0.0557
通信・教養娯楽関連	0	0	0	0
外食	0	0	0	0
家賃	0	0	0	0
定数項	2.031	2.027	1.071	3.063
観測数	70	70	35	35
サンプル期間	04年3月 ～ 21年9月	04年3月 ～ 21年9月	04年3月 ～ 13年3月	13年6月 ～ 21年9月

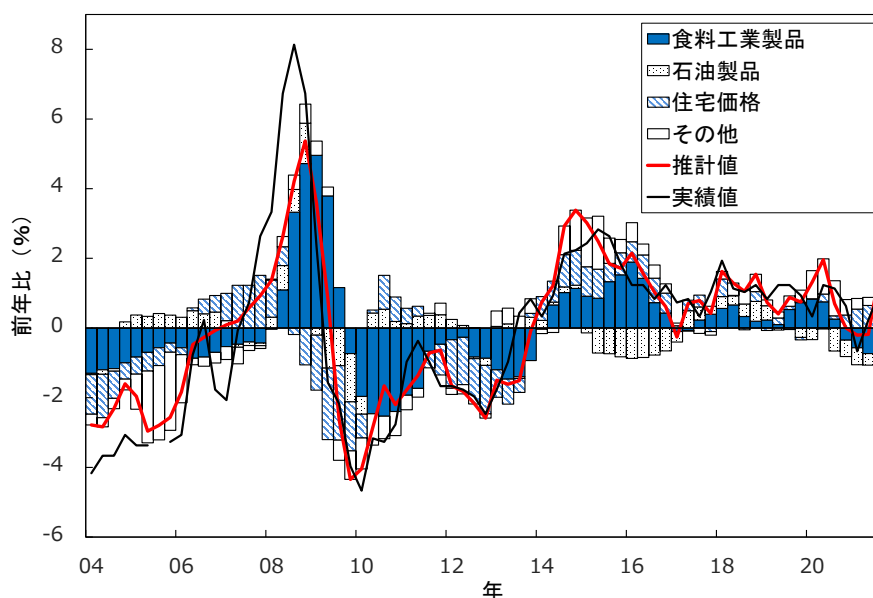
(注) 係数がゼロの変数は、LASSO 回帰によって除外されたことを示す。

リティが高くなっている（表 4）。このため、家計は生鮮商品をノイズが多い分類とみなし、インフレ実感の形成において注意を払っていない可能性を示唆している。

表の二列目は、住宅価格を含む式 (5) の推計結果を示している。住宅価格にかかる係数は相応に大きく、インフレ実感の形成におけるその重要性を示しており、家賃の係数がゼロとなることとは対照的である。こうした結果は、サンプル期間において住宅価格と消費者物価指数の家賃が異なる変動を示してきたことを反映したものと考えられる。また、式 (4) では

係数が非ゼロであったいくつかの財・サービス分類が、住宅価格を推計に追加した式 (5) では係数がゼロとなっており、インフレ実感を説明するうえでは、いくつかの財・サービス分類を組み合わせることよりも、住宅価格が重要であることを示している。こうした結果は、家計がインフレ実感を形成する際、消費者物価指数とは異なる財・サービスのバスケットを念頭に置いている可能性を示唆している。

図 10: LASSO による推計結果の寄与度分解



(注) サンプル期間の平均からの乖離 (2004 年 3 月から 2021 年 9 月)。

図 10 では、推計結果の寄与度分解を示しており、推計値がインフレ実感の時系列を相応に説明できることが確認できる。青色で示した食料工業製品は、インフレ実感の変動に対する寄与度が最も大きく、購入頻度の高い財がインフレ実感の重要な要因であるとする先行研究の知見と整合的である。また、点模様で示した石油製品も大きく寄与しており、とりわけ 2000 年代半ばの資源価格の高騰期の前後では大きな変動を示している。最後に、斜線模様で示した住宅価格も、インフレ実感の循環的な変動に寄与していることが確認できる。

続いて、推計結果の頑健性を確認するため、2013 年の量的・質的緩和の前後でサンプルを区切って推計を行う。推計結果は、表 5 の三列目と四列目にそれぞれ示した通りである。食料工業製品と住宅価格がインフレ実感の重要な要因であるとの結果に変わりはないが、石油製品は後半のサンプル期間では重要ではないとの結果になっている。こうした結果は、後半

のサンプル期間では、資源価格が大きく下落した局面においても、インフレ実感が大きな下落を示さなかったことを映じたものと考えられる。

4.4 住宅価格、住居費とインフレ実感

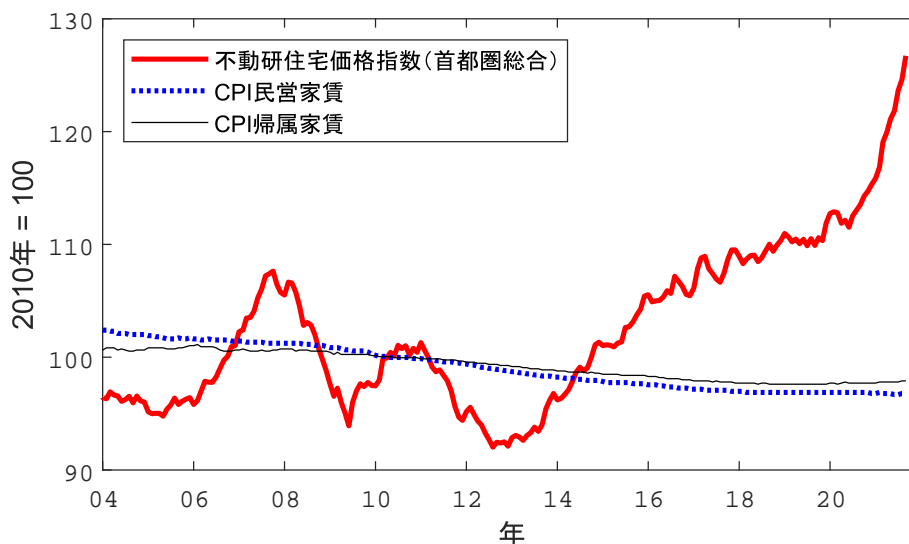
これまでの分析結果からは、住宅価格の変動が家計のインフレ実感の形成に重要な役割を果たすことが示唆されるが、インフレ実感と住宅価格の関係について、先行研究の間で必ずしも合意があるわけではない。例えば、[Aucremanne et al. \(2007\)](#) はインフレ実感と HICP 上昇率の差異を検証し、持家コストの有無は説明力をもたないと主張している。また、[Del Giovane et al. \(2009\)](#) は、過去数年間に住宅取引を行ったかどうかは、インフレ実感に影響を及ぼさないことを報告している。他方、[Döhring and Mordonu \(2007\)](#) は、居住用不動産の価格がインフレ実感に対して統計学的に有意な影響を及ぼしていることを示し、家計がインフレ実感の形成において、生計費の概念をより広く捉えている可能性を示唆している。また、[Zekaite \(2020\)](#) や [European Central Bank \(2021\)](#) といったより直近の研究も、住宅価格がインフレ実感の形成に重要な役割を果たすとの見方を支持する内容となっている。

こうした先行研究で得られた知見は、消費者物価指数における持家コストをどのように計測すべきかという論点と密接な関わりがある。実際に、持家コストの計測は長きにわたって議論されてきた重要な論点であり ([Goodhart 2001](#))、計測については様々な手法が提案されてきたものの、未だ合意には至っていない。例えば、ユーロ圏では、計測が困難であることを理由として、持家コストは HICP から除外されてきたが、住居費の大きな部分を除外し続けることが、物価指数、ひいては金融政策に対する信認を毀損しうるとの懸念から、欧州中央銀行は持家コストを公式統計に反映させるための数年間にわたるロードマップを公表している ([European Central Bank 2021](#))。

わが国においても、こうした住居費の計測の困難さについて議論が行われてきた。図 11 では、過去 20 年間にわが国の住宅価格と消費者物価指数における家賃と帰属家賃がどのように推移してきたかを示している。この図からは、住宅価格が上昇基調にあったこととは対照的に、家賃と帰属家賃はいずれも低下基調を辿ってきたことがわかる。こうした消費者物価指数の家賃の基調的な動きは、家計のインフレ実感の変化と異なっていることから、前小節における LASSO を用いた分析では、家賃の係数がゼロになったと考えられる。

家賃が低下基調を示してきた一つの可能性として、借地借家法によって家主による家賃

図 11: 住宅価格と消費者物価指数における家賃・帰属家賃の推移



(出所) 総務省統計局、日本不動産研究所

の引上げが制限され、家賃に上方硬直性が存在してきた点が挙げられている (Suzuki et al. 2021)。こうした制度的要因に加えて、家賃と帰属家賃の計測については、いくつかの論点が議論されている。例えば、統計委員会では、経年劣化に伴う建物の品質の低下を考慮することで、家賃の上昇率が押し上げられることが指摘されている²³。

最後に、本稿の分析結果は、家計が資産価格の上昇を消費者物価の上昇と認識している可能性を必ずしも排除するものではない点を指摘したい。現在使用されている物価変動の尺度は資産価格を含んでいないが、家計の生計費の計測にあたって資産価格の変動を考慮すべきかについては、必ずしも結論は得られていない (インフレと資産価格に関する議論については、例えば渋谷 1991、白塚 1996、Goodhart 2001 を参照)。また、たとえ物価変動の尺度に資産価格を含むべきでないとしても、住宅は耐久財としての側面と、資産としての側面を併せ持つため、これらを峻別することは容易なことではない²⁴。

²³ こうした指摘を受けて、総務省統計局は経年劣化が消費者物価上昇率に与える影響を試算している。

²⁴ 純取得アプローチ (net acquisition approach) によって計測した持家コストは、土地価格と構造物価格を分離することを原則としているが、実務的にはこれらを分けることが困難であることが指摘されている。

5 まとめ

本稿では、わが国における「インフレ実感の難題」の背景について考察した。『生活意識調査』の個票データを用いたクロスセクション分析からは、家計の消費パターンに影響を及ぼしうる社会人口学的な属性のほか、センチメントや日本銀行が掲げる「物価安定の目標」の認知度など、様々な要因がインフレ実感に影響していることが示された。また、こうしたインフレ実感は、センチメントや「物価安定の目標」の認知度などとともに、家計の値上げ許容度に影響を及ぼすことが示された。さらに、集計データを用いて個別の財・サービスの価格変動がインフレ実感に与える影響について分析したところ、インフレ実感の変化の大部分は、食料工業製品や石油製品に加え、わが国の消費者物価指数では集計対象に含まれていない住宅価格によって説明可能であることが示された。このことは、家計がインフレ実感を形成する際、消費者物価指数とは異なる財・サービスのバスケットを念頭に置いている可能性を示唆している。

本稿の分析では、インフレ実感に焦点を当てており、インフレ予想との関係は分析の対象外としている。言うまでもなく、インフレ実感とインフレ予想がどのように互いに影響を及ぼすかは、学術的、政策的ないずれの観点からも重要な論点である。加えて、インフレ実感が、値上げ許容度以外に、経済主体の行動にどのような影響を及ぼすのかという点も、重要な研究課題である。さらに、住居費を中心とした物価の計測を巡る諸論点も、今後さらなる分析が望まれる。こうした論点については、今後の研究課題としたい。

参考文献

- Abildgren, K. and Kuchler, A. (2021) “Revisiting the Inflation Perception Conundrum,” *Journal of Macroeconomics*, 67, 103264.
- Arioli, R., Bates, C., Dieden, H., Duca, I., Friz, R., Gayer, C., Kenny, G., Meyler, A., and Pavlova, I. (2017) “EU Consumers’ Quantitative Inflation Perceptions and Expectations: an Evaluation,” Occasional Paper Series 186, European Central Bank.
- Aucremanne, L., Collin, M., and Stragier, T. (2007) “Assessing the Gap between Observed and Perceived Inflation in the Euro Area: Is the Credibility of the HICP at Stake?” Working Paper Research 112, National Bank of Belgium.
- Binder, C. and Rodrigue, A. (2018) “Household Informedness and Long-Run Inflation Expectations: Experimental Evidence,” *Southern Economic Journal*, 85, 580–598.
- Bryan, M. and Venkatu, G. (2001) “The Demographics of Inflation Opinion Surveys,” *Economic Commentary*, October 2001, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Christelis, D., Georgarakos, D., Jappelli, T., and van Rooij, M. (2020) “Trust in the Central Bank and Inflation Expectations,” *International Journal of Central Banking*, 16, 1–37.
- Christensen, C., van Els, P., and van Rooij, M. (2006) “Dutch Households’ Perceptions of Economic Growth and Inflation,” *De Economist*, 154, 277–294.
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., and Weber, M. (forthcoming) “Monetary Policy Communications and their Effects on Household Inflation Expectations,” *Journal of Political Economy*.
- Del Giovane, P., Fabiani, S., and Sabbatini, R. (2009) “What’s Behind ‘Inflation Perceptions?’ A Survey-Based Analysis of Italian Consumers,” *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 68 (Anno 122), 25–52.
- Diamond, J., Watanabe, K., and Watanabe, T. (2020) “The Formation of Consumer In-

- flation Expectations: New Evidence from Japan’s Deflation Experience,” *International Economic Review*, 61, 241–281.
- Döhring, B. and Mordonu, A. (2007) “What Drives Inflation Perceptions? A Dynamic Panel Data Analysis,” *European Economy - Economic Papers* 284, Directorate General for Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.
- Ehrmann, M., Pfajfar, D., and Santoro, E. (2017) “Consumers’ Attitudes and Their Inflation Expectations,” *International Journal of Central Banking*, 13, 225–259.
- European Central Bank (2003) “Background Studies for the ECB’s Evaluation of its Monetary Policy Strategy,” November, 2003.
- (2021) “Inflation Measurement and Its Assessment in the ECB’s Monetary Policy Strategy Review,” *Occasional Paper Series* 265, European Central Bank.
- Eyster, E., Madarász, K., and Michailat, P. (2021) “Pricing Under Fairness Concerns,” *Journal of the European Economic Association*, 19, 1853–1898.
- Georganas, S., Healy, P. J., and Li, N. (2014) “Frequency Bias in Consumers’ Perceptions of Inflation: An Experimental Study,” *European Economic Review*, 67, 144–158.
- Goodhart, C. (2001) “What Weight Should be Given to Asset Prices in the Measurement of Inflation?” *The Economic Journal*, 111, F335–F356.
- Gorodnichenko, Y. and Sergeyev, D. (2021) “Zero Lower Bound on Inflation Expectations,” NBER Working Paper Series 29496, National Bureau of Economic Research.
- Halka, A. and Lyziak, T. (2015) “How to Define the Consumer Perceived Price Index? An Application to Polish Data,” *Eastern European Economics*, 53, 39–56.
- Jonung, L. (1981) “Perceived and Expected Rates of Inflation in Sweden,” *The American Economic Review*, 71, 961–968.
- Kahneman, D., Knetsch, J., and Thaler, R. (1986) “Fairness as a Constraint on Profit Seeking: Entitlements in the Market,” *The American Economic Review*, 76, 728–741.

- Kikuchi, J. and Nakazono, Y. (forthcoming) “The Formation of Inflation Expectations: Micro-data Evidence from Japan,” *Journal of Money, Credit and Banking*.
- Lein, S. M. and Maag, T. (2011) “The Formation of Inflation Perceptions: Some Empirical Facts for European Countries,” *Scottish Journal of Political Economy*, 58, 155–188.
- Malmendier, U. and Nagel, S. (2016) “Learning from Inflation Experiences,” *The Quarterly Journal of Economics*, 131, 53–87.
- Mellina, S. and Schmidt, T. (2018) “The Role of Central Bank Knowledge and Trust for the Public’s Inflation Expectations,” Discussion Papers 32/2018, Deutsche Bundesbank.
- Meyler, A. and Reiche, L. (2021) “Making Sense of Consumers’ Inflation Perceptions and Expectations - the Role of (Un)certainly,” *Economic Bulletin*, 2/2021, European Central Bank.
- Ranyard, R., Del Missier, F., Bonini, N., Duxbury, D., and Summers, B. (2008) “Perceptions and Expectations of Price Changes and Inflation: A Review and Conceptual Framework,” *Journal of Economic Psychology*, 29, 378–400.
- Rotemberg, J. (2005) “Customer Anger at Price Increases, Changes in the Frequency of Price Adjustment and Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, 52, 829–852.
- (2009) “Behavioral Aspects of Price Setting, and Their Policy Implications,” in *Policymaking Insights from Behavioral Economics*, edited by Foote, C., Goette, L., and Meier, S., Federal Reserve Bank of Boston, 49–92.
- Rumler, F. and Valderrama, M. (2020) “Inflation Literacy and Inflation Expectations: Evidence from Austrian Household Survey Data,” *Economic Modelling*, 87, 8–23.
- Schembri, L. (2020) “Perceived Inflation and Reality: Understanding the Difference,” Remarks at Canadian Association for Business Economics, August 25, 2020, Bank of Canada.
- Stanisławska, E. (2019) “Consumers’ Perception of Inflation in Inflationary and Deflationary Environment,” *Journal of Business Cycle Research*, 15, 41–71.

Suzuki, M., Asami, Y., and Shimizu, C. (2021) “Housing Rent Rigidity under Downward Pressure: Unit-level Longitudinal Evidence from Tokyo,” *Journal of Housing Economics*, 52, 101762.

Zekaite, Z. (2020) “What Drives Consumers’ Inflation Perceptions in the Euro Area?” *Economic Letter 06/EL/20*, Central Bank of Ireland.

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、日本銀行。

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、日本銀行。

渋谷浩 (1991) 「動学的均衡価格指数の理論と応用—資産価格とインフレーション」、『金融研究』、第 10 巻第 4 号、27–40 頁。

清水誠 (2008) 「最近の物価の実感に関する定量的評価」、『統計』、2008 年 10 月号、2–9 頁。

白塚重典 (1996) 「資産価格変動と物価指数」、『金融研究』、第 15 巻第 5 号、45–72 頁。

末廣徹・武田浩一・神津多可思・竹村敏彦 (2018) 「構造方程式モデリングを用いた個人投資家のインフレ認識とインフレ予想の分析—インフレ予想の異質性バイアス—」、『行動計量学』、第 45 巻第 1 号、49–58 頁。

内閣府 (2013) 「平成 25 年度 年次経済財政報告」。

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。

日本銀行 (2013) 「『物価の安定』についての考え方に関する付属資料」、2013 年 1 月。

—— (2018) 「経済・物価情勢の展望」、BOX2、2018 年 7 月。

—— (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」、2021 年 3 月。

渡辺努 (2022) 『物価とは何か』、講談社。