



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## 家計の賃金予想の形成メカニズム： 物価予想との連関

近藤卓司\*

takuji.kondou@boj.or.jp

高富康介\*

kousuke.takatomi@boj.or.jp

高橋優希\*\*

yuuki.takahashi@boj.or.jp

No.26-J-6  
2026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

\*\* 企画局（現・前橋支店）

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。

# 家計の賃金予想の形成メカニズム：物価予想との連関\*

近藤卓司<sup>†</sup>・高富康介<sup>‡</sup>・高橋優希<sup>§</sup>

2026年3月

## 【要 旨】

本稿では、わが国の家計向けアンケート調査の個票データを用いて、家計の賃金予想が、物価予想にどの程度連関して形成されているか、定量分析を行った。期間別に推計した結果をみると、わが国の家計においては、近年、賃金予想と物価予想の連関度が高まっていることが分かった。また、家計属性別に連関度の違いを検証すると、労働者の組合加入状況や所得水準に加え、労働需給の逼迫度や雇用流動性といった労働者が直面する雇用環境が、家計間の連関度の違いに統計的に有意に関係していることが分かった。わが国では、人口高齢化等の影響もあって、追加的な労働供給余地が縮小しつつあるが、こうした構造的な要因が、近年の連関度の高まりに対して、一定程度寄与している可能性が考えられる。さらに本稿では、こうした連関度の高まりが、家計の支出スタンスにどのような影響を及ぼすか検証した。分析結果をみると、連関度が高い家計ほど、物価上昇局面において、実質所得予想の悪化が抑制され、支出意欲が相対的に高く維持される傾向にあることが分かった。この結果は、賃金予想が物価予想に適度に連関して形成されることが、消費の低迷を防ぎ、持続的な経済成長を達成する上で重要な要素の1つである可能性を示唆する。

JEL 分類番号：D12、D84、E21、E24、E31

キーワード：物価予想、賃金予想、賃金交渉力、支出スタンス、サーベイデータ

---

\* 本稿の執筆に当たっては、伊藤雄一郎氏、奥野聡雄氏、落香織氏、開発壮平氏、加藤直也氏、倉知善行氏、黒住卓司氏、中島上智氏、中村康治氏、南貴大氏、宮崎順子氏、八木智之氏ほか、日本銀行スタッフから有益なコメントを頂戴した。また、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから、「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」（連合総合生活開発研究所）の個票データの提供を受けた。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。

<sup>†</sup> 日本銀行企画局 (takuji.kondou@boj.or.jp)

<sup>‡</sup> 日本銀行企画局 (kousuke.takatomi@boj.or.jp)

<sup>§</sup> 日本銀行企画局 (現・前橋支店) (yuuki.takahashi@boj.or.jp)

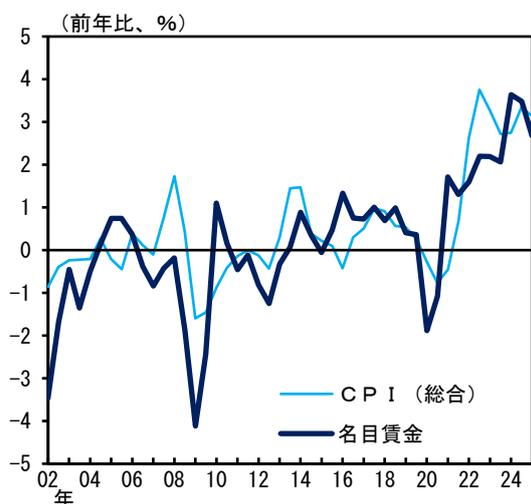
## 1 はじめに

現代のマクロ経済学では、家計における将来の賃金・所得に関する予想は、支出行動の意思決定に影響を及ぼす重要な要因とされている (Mankiw, 2022)。こうしたもと、家計の賃金・所得予想の形成メカニズムについて、様々な研究が進められてきた。

特に、近年における海外の研究潮流をみると、家計の予想物価上昇率と予想賃金上昇率との関係性に着目した研究が増加している。米欧では、コロナ禍以降、家計の予想物価上昇率がはっきり上昇した。海外の学界・政策当局者の間では、こうした変化が、家計における先行きの賃金に関する予想形成にどのような影響を及ぼし、実際の賃金交渉については販売価格にどのように波及し得るのかについて、分析する動きがみられている (Kugler, 2025、Coibion and Gorodnichenko, 2025)。

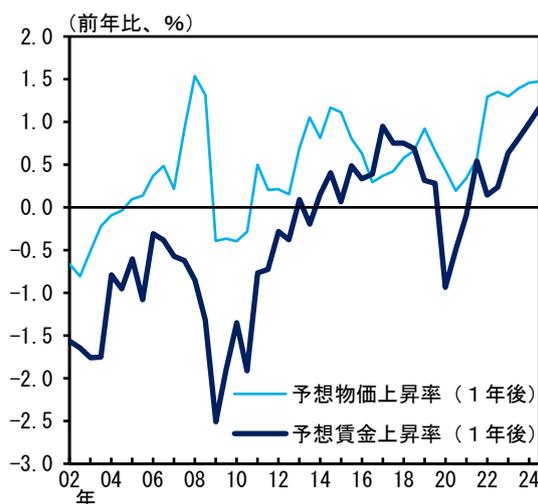
わが国においても、家計の予想物価上昇率が上昇傾向にある様子は窺われている。図1は消費者物価と名目賃金の上昇率の実績値、図2は家計における両者の予想値を示している。これらの図からは、コロナ禍以降、物価上昇率の実績が高まるもとの、家計の物価上昇率の予想も徐々に上方改定されてきた様子が窺われる。さらに、名目賃金上昇率の予想についても、家計の物価上昇率の予想が高まる中、徐々に上方改定されつつある様子が窺われる。こうしたもとの、実際の名目賃金上昇率も、緩やかに水準を高めている。

図1. 消費者物価上昇率と名目賃金上昇率の実績



(注) CPIは、消費税率引き上げの影響を除いた値。2016年以降の名目賃金は、共通事業所ベース。  
(出所) 総務省、厚生労働省

図2. 家計における消費者物価上昇率と名目賃金上昇率の予想



(注) 連合総合生活開発研究所 (連合総研) が実施する「勤労者短観」の、先行きの物価・賃金予想に関する5択選択肢情報と、図1で示した物価・賃金上昇率の実績値に、修正カールソン・パーキン法を適用して推計。なお、推計においては、「勤労者短観」の調査対象地域の拡大に伴い生じた段差を調整している。  
(出所) 総務省、厚生労働省、連合総研

そこで本稿では、わが国の家計の予想物価上昇率（以下、物価予想）と予想賃金上昇率（以下、賃金予想）の関係性について、わが国の家計を対象に行われている先行きの賃金・物価に関するアンケート調査の個票データを用いた定量分析を行う。具体的には、第1に、「賃金上がる」との予想が、「物価上がる」との予想にどの程度連関して形成されているかを検証する。第2に、アンケート調査に含まれる家計の詳細な属性データ等を用いて、どのような要因が連関度に影響を及ぼすかを検証する。第3に、賃金予想が物価予想に連関して形成されることのマクロ経済への含意を検討する観点から、連関度が家計の支出スタンスにどのような影響を及ぼすかを検証する。

米欧諸国を対象とした先行研究では、賃金予想と物価予想の連関度に影響を及ぼす要因について、既に様々な分析が行われている（詳細は次節を参照）。これらの研究では、労働者の賃金交渉力を規定すると考えられる諸要因が、連関度に影響を及ぼす可能性について、議論されている。具体的には、労働者の所得水準（Hajdini et al., 2023、Aprigliano and Di Nino, 2024）、労働組合の加入有無（BIS, 2022、Suthaharan and Bleakley, 2022）、労働需給の逼迫度（Jain, Kostyshyna and Zhang, 2024、Buchheim, Link and Möhrle, 2024）、転職率（Pilossoph and Ryngaert, 2024）などが、労働者の賃金交渉力をシフトさせることを通じて、連関度に影響を及ぼす可能性が指摘されている。また、近年の研究では、その時々予想物価上昇率の水準も、連関度に影響を及ぼす可能性が議論されている（Aprigliano and Di Nino, 2024）。本稿では、これらの要因が、わが国の家計の賃金予想の形成において果たす役割を検証する。

本稿の主要な分析結果は、以下の3点にまとめられる。第1に、わが国の家計においては、近年、賃金予想と物価予想の連関度が高まっていることが分かった。第2に、労働者の所得水準や労働組合の加入有無に加え、労働需給の逼迫度や転職率の水準といった労働市場の状況が、連関度と統計的に有意に関係していることが分かった。わが国では、人口高齢化等の影響もあり、労働需給が引き締まりやすくなっている。こうした構造的な要因が、連関度の上昇に寄与している可能性が窺われる。第3に、連関度が高い家計ほど、物価上昇に伴う実質所得予想の低下が抑制され、支出スタンスの悪化が抑えられる傾向にあることが確認された。家計の賃金上昇率の予想が、物価上昇率の予想に適度に連関して形成されることは、消費への悪影響を低減し、持続的な経済成長の実現に寄与することが示唆される。

本稿の先行研究に対する貢献は、以下の2点にまとめられる。第1に、わが国における家計の賃金予想形成メカニズムについて、物価予想との連関にどのような要因が影響するかを含めて分析した研究は、筆者らが知る限り、本稿が初めてである。第2に、「勤労者短観」等の、家計の様々な属性情報を含んだ長期間のデータセットを用いて分析することにより、これまで先行研究で個別に指摘されてきた連関度を規定する様々な要因の影響を、統一的に定量分析した点である。「勤労者短観」には、回答者の性別や年齢といった基本的な属性情報に加えて、労働組合の加入有無などの情報も含

まれており、本稿では、こうした要因が連関度に与える影響について分析を行っている。さらに、2001年から25年程度と長期にわたる個票データが入手可能であるため、コロナ禍以降の連関度の変化なども分析することができる。世界的にみても、このように長期間にわたって調査を継続している家計向けアンケート調査を用いた分析は限られており、特に米国以外のデータを用いてこれらの要因を検証することは、先行研究への貢献と言える。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、家計の賃金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。3節では、本稿で用いたデータセットについて説明する。4節では、実証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、本稿の主要な結果とその含意を振り返りつつ、残された課題を議論する。

## 2 先行研究

米欧を対象とした先行研究をみると、賃金予想と物価予想の連関という論点について、各種個票データ等を活用した研究が盛んに行われている。わが国を対象とした研究では、こうした個票データの入手可能性が限られることなどから、予想という視点からの分析は限られるものの、実績の賃金上昇率と物価上昇率の連関に関する研究は、これまでに多く蓄積している。

そこで本節では、はじめに、賃金予想と物価予想の連関に関する議論について、米欧での研究を中心に振り返る。次に、わが国においてこれまで蓄積されてきた賃金実績と物価実績の連関に関する研究を概観する。併せて、これらの先行研究に対する本稿の位置づけについて整理する。

### (賃金予想と物価予想の連関に関する議論)

米欧諸国では、特に大幅な物価上昇を経験した2020年代以降、賃金予想と物価予想の連関に関する研究が活発化している。これらの研究では、連関度に影響を与える要因として、①労働者の賃金交渉力を規定する要因（労働者の所得水準、労働組合加入の有無、マクロの労働市場の状況）と、②その他の要因（各時点の予想物価上昇率の水準、所得水準以外の社会人口学的属性）が挙げられている。以下では、それぞれの要因について、先行研究のポイントを概観する。

まず、労働者の賃金交渉力を規定する要因として、所得水準、労働組合加入の有無、マクロの労働市場の状況が、連関度に影響を及ぼすことが指摘されている。代表的なものとして、[Hajdini et al. \(2023\)](#)は、米国の家計を対象に行ったランダム化比較試験（Randomized Controlled Trial, RCT）に基づき、労働スキルが高いと思われる高所得者ほど、物価予想から所得予想へのパススルー度が高い傾向にあることを報告している。

所得水準の果たす役割の重要性は、ユーロ圏のデータを用いた [Aprigliano and Di Nino \(2024\)](#)でも報告されている。また、[BIS \(2022\)](#)や [Suthaharan and Bleakley \(2022\)](#)は、労働組合の組織率が高く、労使交渉において団体交渉が実施されていると、賃金予想と物価予想の連関度が高まる可能性を指摘している。さらに、[Jain, Kostyshyna and Zhang \(2024\)](#)では、カナダの家計を対象としたアンケート調査のデータを活用し、労働需給の逼迫度が連関度に影響を及ぼす可能性が議論されている。具体的には、交差項を用いた回帰分析の結果から、失業率が低く、労働需給が逼迫している地域ほど、賃金予想と物価予想の連関度が高いことが示されている。同様の結果は、欧州（ドイツ）のデータを活用した [Buchheim, Link and Möhrle \(2024\)](#)も指摘している。加えて、米国の家計向けアンケート調査を用いた [Pilossoph and Ryngaert \(2024\)](#)では、労働市場における雇用流動性（転職率）も、連関度に影響を及ぼす可能性が示唆されている。

その他の要因としては、各時点の予想物価上昇率の水準が連関度に影響することが指摘されている。[Aprigliano and Di Nino \(2024\)](#)は、欧州中央銀行（ECB）が行った家計向けアンケート調査のデータを用いた分析に基づき、予想物価上昇率の水準が顕著に高いと、物価予想から所得予想へのパススルー度が低下する傾向にあることを報告している。家計は、著しい物価上昇を予想すると、先行きの景気が悪化するスタグフレーション的な状況を想定するため、所得予想が上がりにくくなると考えられる。なお、年齢や性別等の、労働者の所得水準以外の社会人口学的属性を連関度に影響を及ぼす要因として挙げる文献もあるが、結果について必ずしもコンセンサスが得られているわけではない。例えば、カナダを対象とした [Jain, Kostyshyna and Zhang \(2024\)](#)は、年齢でみると中年層（35歳～54歳）の方が、性別でみると女性の方が、連関度が高いことを示しているが、ユーロ圏を対象とした [Aprigliano and Di Nino \(2024\)](#)は、連関度が高い年齢層は国によって区々であることを、米国を対象とした [Hajdini et al. \(2023\)](#)は、男性の方が連関度が高いことを報告している。

こうした米欧諸国を対象とした研究と比べると、わが国においては、賃金予想と物価予想の連関を分析した研究は限られる。[伊藤・開発 \(2016\)](#)は、本稿同様に「勤労者短観」のデータを使用することで、日本銀行が大規模な金融緩和を実施した2013年以降、物価予想の上昇とともに賃金予想が緩やかに上昇したことを示している。また、[Jinnai et al. \(2021\)](#)及び [Mineyama and Tokuoka \(2025\)](#)は、大阪大学が実施した家計向けアンケート調査（「くらしの好みと満足度についてのアンケート調査」）の2018年までのデータを用いて、物価予想の上昇が所得予想の上昇につながったと報告している。もっとも、いずれの研究もコロナ禍以降のデータは使用していないほか、連関度に影響を及ぼす要因についての分析には至っていない。本稿ではこうした点について、新たな分析を加えている。

## (わが国における賃金実績と物価実績の連関に関する議論)

わが国では、予想という視点から賃金と物価の連関を分析した文献は限られるものの、両者の実績の関係性を分析した文献は、多く蓄積している。

このうち、コロナ禍以前までを分析対象とした文献では、賃金上昇率と物価上昇率との間の連関は、必ずしも明確ではないとする指摘が多い。例えば、[Muto and Shintani \(2020\)](#)は、2013年までのデータを用いて、賃金版ニューケインジアン・フィリップス曲線のパラメータを時変推計し、両者の連関を検証している。その結果、わが国において物価上昇が賃金上昇に与える影響（いわゆる「インデクゼーション」の度合い）は、1970年代初頭は米国と比べても大きかったものの、その後は趨勢的に低下し、2010年代にはほぼゼロに近づいていると報告している。また、[Hoshi and Kashyap \(2021\)](#)は、多変量自己回帰（Vector Autoregression、VAR）モデル、及び観測不能成分（Unobserved Component、UC）モデルという2種類の手法を2018年までのデータに適用し、両者の関係性を検証している。その結果、1998年頃を境にわが国における賃金と物価の連関が失われたことを報告している。

もっとも、コロナ禍以降のデータを用いた研究をみると、わが国においても、賃金と物価の連関が強まりつつある可能性が指摘されている。例えば、[Hoshi and Kashyap \(2025\)](#)は、[Hoshi and Kashyap \(2021\)](#)と同様の手法を2023年までのデータに適用し、改めて両者の関係性を検証している。その結果、2019年以降は、賃金と物価の連関が回復し始めている可能性を報告している。また、[Ueno \(2024\)](#)は、UCモデルを用いて、業種別の賃金上昇率トレンドと、品目別の消費者物価上昇率トレンドとの関係性を検証している。その結果、コロナ禍以降は、非製造業の賃金とサービス価格を中心に、賃金と物価の連関が回復したことを報告している。その上で、こうした変化の背景には、賃金交渉時に物価を参照する動きの拡がりや、労働需給の顕著な引き締め等があると指摘している。[尾崎他 \(2024\)](#)は、マクロ変数を説明変数として含んだ時変パラメータVAR（Time-Varying Parameter VAR、TVP-VAR）モデルを推計し、両者の関係性を検証している。その結果、実績の物価上昇から賃金上昇へのパススルーは、2010年代にはみられなかったものの、2023年時点では統計的に有意に観察できると報告している。[Nakamura et al. \(2024\)](#)は、[Bernanke and Blanchard \(2025\)](#)の手法をわが国のデータに適用し、2020年代以降の賃金上昇には、食料品価格等の実績の物価上昇に加えて、物価予想の上昇も寄与していることを示している。より最近では、[安達他 \(2026\)](#)が、賃金と物価を共に上昇させるような労働供給制約ショックがコロナ禍以降に増加・拡大していることを、VARモデルを用いて指摘している。

このように、とくに近年におけるわが国の先行研究をみると、賃金上昇率と物価上昇率の連関の高まりを指摘する文献が増えつつある。本稿では、家計向けアンケート調査の個票データを用いることにより、こうした傾向が賃金予想と物価予想の間でも確認できるかを検証している。

### 3 データ

本節では、次節以降の実証分析に用いるデータについて、その概要を説明する<sup>1</sup>。本稿では、2種類の日本の家計向けアンケート調査の個票データを用いる。1つは、連合総合生活開発研究所（連合総研）が実施している「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート（勤労者短観）」である。直近調査回では、約4,200人が回答している。

「勤労者短観」の特徴は、入手可能なデータ期間の長さ、豊富な回答者属性情報である。本調査は、2001年から半年に一度（4月・10月）の頻度で継続的に調査が行われている。また、回答者に対しては、居住都道府県、年齢、性別、所得水準、組合加入有無、雇用形態といった属性情報を尋ねている。その上で、足もとや先行きの景況観・賃金観・物価観を尋ねている。このように、家計の様々な情報を長期時系列で収録しているデータセットは、世界的にも米国のミシガン大学調査など少数に限られる。本稿では、同調査に含まれる「1年後の賃金・物価の予想に関する定性的な回答<sup>2</sup>」と、回答者の属性に関する情報を使用する。

なお、先行研究では、賃金予想と物価予想の連関度を規定する要因として、予想物価上昇率の水準を指摘する文献もみられる。もっとも、「勤労者短観」では、賃金・物価予想に関する定量的な見方は尋ねていない。そこで、日本銀行が四半期ごとに4,000人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（生活意識アンケート）」という別の調査を補完的に使用する。この調査は、1年後の所得予想についての定性的な質問に加えて、予想物価上昇率を定量的に質問しており、その水準に関する分析に活用できる。また、家計の支出スタンスについても質問しており、支出行動に関する分析も可能となっている。

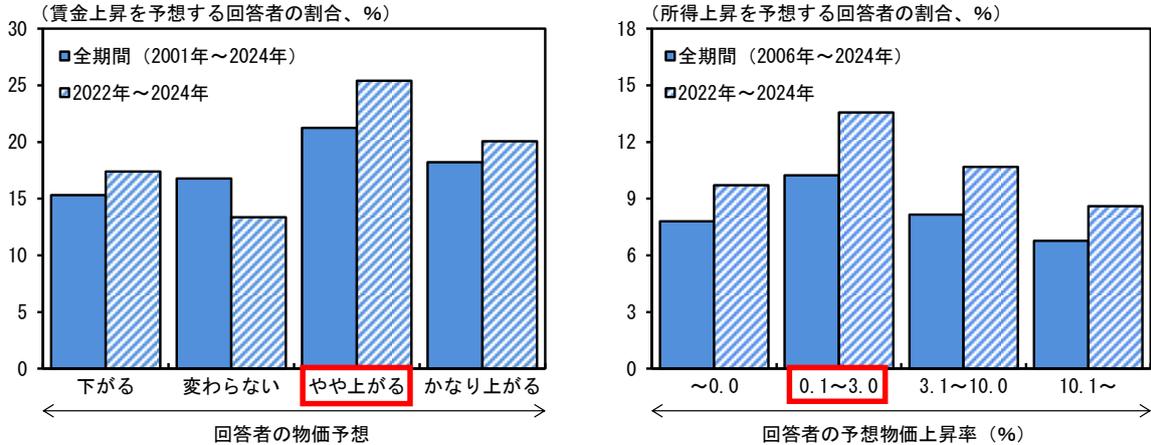
データを概観するため、図3では、「勤労者短観」、及び「生活意識アンケート」を用いて、物価予想の回答別に、賃金・所得上昇を予想する回答者の割合をクロス集計する。「勤労者短観」においては、緩やかな物価上昇（「やや上がる」）を予想する場合に、「生活意識アンケート」においては、マイルドなプラスの水準である0.1%~3.0%のインフレを予想する場合に、賃金・所得上昇を予想する割合が最も高く、そうした傾向が2020年代以降、強まっている様子が窺われる。この結果は、特に近年、わが国において賃金予想と物価予想の連関度が高まっていることを示唆している。

---

<sup>1</sup> データの詳細については、補論Aを参照。

<sup>2</sup> 例えば物価の予想に関する設問では、「あなたは、1年後の物価は、現在と比べて上がると思いませんか、下がると思いませんか」と聞き、「かなり上がる」、「やや上がる」、「変わらない」、「やや下がる」、「かなり下がる」、「わからない」の6つの選択肢から選ばせるものとなっている。分析に当たっては、「わからない」の回答を欠損値とした上で、残りの5つの選択肢を用いた。

図 3. 物価予想別の賃金・所得上昇予想割合  
(a) 勤労者短観 (b) 生活意識アンケート



(注) 左図は、調査対象地域の拡大を踏まえ、使用期間を通じて対象であった首都圏・関西圏にサンプルを絞った上で集計。

## 4 実証分析

本節では、先行研究、及びクロス集計の結果を踏まえ、わが国の家計において、賃金予想が物価予想にどの程度連関して形成されているか、どのような要因が連関度に影響を与えるか、連関度の高まりが家計の支出スタンスにどのように影響を与えるかに着目し、実証分析を行う。

### 4.1 賃金予想と物価予想の連関度の推計

はじめに、被説明変数を賃金予想、説明変数を物価予想とする線形確率モデル<sup>3</sup>をOLS推計することで、わが国の家計の賃金予想と物価予想の関係性を検証する。具体的な定式化は、家計向けアンケート調査の個票データを用いて、物価予想が賃金予想や家計の行動に与える影響を分析した先行研究 (Buchheim, Link and Möhrle, 2024、Jain, Kostyshyna and Zhang, 2024、Lieb and Schuffels, 2022 など) を参考に、式(1)の通りとする。

$$W_{i,t}^e = \alpha + \beta \pi_{i,t}^e + \mathbf{X}'_{i,t} \gamma + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

ここで、 $W_{i,t}^e$  は労働者  $i$  の時点  $t$  における自身の賃金予想 (1 年後) を、 $\pi_{i,t}^e$  は労働者  $i$  の時点  $t$  における物価予想 (1 年後) を表す。 $W_{i,t}^e$  と  $\pi_{i,t}^e$  はともに、「かなり増える・かなり上がる」「やや増える・やや上がる」と回答した場合に 1 を、そうでな

<sup>3</sup> 線形確率モデル (Linear Probability Model) は、被説明変数が 0 か 1 を取るバイナリー変数となる場合の線形回帰モデルである。こうした場合に用いられる代替手段として、補論 B.1 ではプロビットモデルを使用した推計を行い、線形確率モデルと概ね同様の結果が得られることを確認している。

い場合に 0 をとるバイナリー変数である。 $\pi_{i,t}^e$ にかかる係数  $\beta$  は、「物価上昇を予想する労働者が、予想していない労働者と比べて、賃金上昇を予想する確率が  $\beta \times 100\%$ ポイント高い」ことを示していると解釈できる。本稿では、この  $\beta$  が連関度を表すとみなす。コントロール変数のベクトル  $\mathbf{X}_{i,t}$  は、労働者  $i$  の今後 1 年間の景気予想や失業不安に関する回答のダミー変数に加え、社会人口学的属性を示す性別・所得階層・年齢、及び居住都道府県ダミー・調査年ダミーを含んでいる。 $\mathbf{X}_{i,t}$  は、名目賃金予想形成における物価予想以外の要因、すなわち実質賃金予想の決定要素となり得る様々な変数をコントロールしていると考えられる。 $\alpha$  は定数項、 $\varepsilon_{i,t}$  は誤差項である。

表 1 は、フルサンプルで推計した結果を(1)列で、サンプル期間を分割して推計した結果を(2)列～(4)列で、それぞれ示している。フルサンプル推計の結果からは、わが国の家計においては、長い目でみて、賃金予想と物価予想の間に、統計的に有意な正の連関があった様子が窺われる。さらに、サンプル期間を分割して推計した結果からは、コロナ禍を経て、賃金予想と物価予想の連関が一段と強まっている様子が窺われる<sup>4</sup>。

表 1. 連関度の推計結果

被説明変数：賃金予想	(1)	(2)	(3)	(4)
物価予想 ( $\beta$ )	0.0513*** (0.0034)	0.0139** (0.0055)	0.0609*** (0.0050)	0.1203*** (0.0089)
定数項 ( $\alpha$ )	0.1972*** (0.0174)	0.2378*** (0.0163)	0.2113*** (0.0192)	0.0957*** (0.0224)
観測数	60,189	22,075	27,549	10,565
修正済み決定係数	0.1061	0.1043	0.1089	0.1248
推計期間	2001/10月 ～2024/10月	2001/10月 ～2013/10月	2014/4月 ～2021/10月	2022/4月 ～2024/10月

(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。

## 4.2 賃金交渉力を規定する要因が連関度に及ぼす影響

2 節で紹介したように、米欧諸国を対象とした先行研究では、労働者の賃金交渉力を規定する諸要因が、賃金予想と物価予想の連関度に影響を与えると指摘されている。

<sup>4</sup> 本稿では、「賃金上がる」との予想が、「物価上がる」との予想に、どの程度連関して形成されているかに着目し、式(1)では、被説明変数を賃金予想、説明変数を物価予想としている。なお、式(1)のような OLS 推計では、欠落変数バイアスや同時性バイアスの影響で内生性の問題が生じる可能性があるが、今回の推計ではこうしたバイアスは限定的と考えられる。理由としては、第 1 に、社会人口学的属性やマクロ経済の状況に関する予想など、様々なコントロール変数を含めた定式化にすることにより、欠落変数バイアスに対応できていると考えられる。第 2 に、「勤労者短観」や「生活意識アンケート」では、回答者の個別の賃金・所得に関する予想を調査する一方、物価についてはマクロの一般物価の予想を尋ねており、賃金予想から物価予想への逆の因果に伴う同時性バイアスは生じにくいと考えられる。その上で、補論 B.2 では、内生性の問題に頑健な操作変数法による推計を行い、賃金予想と物価予想の連関について、OLS 推計と同様の傾向がみられることを確認している。

そこで本節では、こうした要因がわが国における連関度とどのように関係しているか、「勤労者短観」のデータを用いて検証する。

### (労働者の属性)

第1に、労働者の所得水準や労働組合の加入有無といった属性が、賃金予想と物価予想の連関度にどのような影響を与えるか検証する。具体的には、式(2)及び式(3)の通り、被説明変数に賃金予想、説明変数に物価予想と各属性のダミー変数、及びそれらの交差項を含めた線形確率モデルを OLS 推計する。ここで、中所得ダミー (Middle Income Dummy、MID) は年収 200 万円～599 万円の労働者が 1 を、高所得ダミー (High Income Dummy、HID) は年収 600 万円以上の労働者が 1 を、組合加入ダミー (Union Member Dummy、UMD) は労働組合に加入している労働者が 1 をとるダミー変数である。前節同様に、 $W_{i,t}^e$  と  $\pi_{i,t}^e$  は、それぞれ賃金予想と物価予想に関するバイナリー変数、 $\mathbf{X}_{i,t}$  は、労働者  $i$  の今後 1 年間の景気予想や失業不安に関する回答のダミー変数に加え、社会人口学的属性を示す性別・所得階層・年齢、及び居住都道府県ダミー・調査年ダミーを含むコントロール変数のベクトルである<sup>5</sup>。

$$W_{i,t}^e = \alpha + \beta_1 \pi_{i,t}^e + \beta_{2M} MID_{i,t} + \beta_{2H} HID_{i,t} + \beta_{3M} (\pi_{i,t}^e \cdot MID_{i,t}) + \beta_{3H} (\pi_{i,t}^e \cdot HID_{i,t}) + \mathbf{X}'_{i,t} \gamma + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$W_{i,t}^e = \alpha + \beta_1 \pi_{i,t}^e + \beta_{2U} UMD_{i,t} + \beta_{3U} (\pi_{i,t}^e \cdot UMD_{i,t}) + \mathbf{X}'_{i,t} \gamma + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

表 2 は、式(2)及び式(3)の推計結果を示している。また、図 4 は、表 2 で示した推計結果 ( $\beta_1$ 、 $\beta_{3M}$ 、 $\beta_{3H}$ 、 $\beta_{3U}$ ) を用いて、労働者の各属性別の連関度を示している。これをみると、高スキル労働者が多く含まれると考えられる高所得労働者や、労働組合に加入する労働者といった、賃金交渉力が相対的に強い労働者において、連関度が高い傾向にある様子が窺われる<sup>6</sup>。これらの結果は、海外における先行研究 (Hajdini et al., 2023、Aprigliano and Di Nino, 2024、BIS, 2022、Suthaharan and Bleakley, 2022) の報告とも整合的である。

<sup>5</sup> 所得水準に関するダミー変数を説明変数に明示的に含めている式(2)では、 $\mathbf{X}_{i,t}$  から所得階層ダミーを除いている。

<sup>6</sup> 年齢や性別、勤め先の従業員規模や業種といった、本節で取り上げていない労働者の属性別の連関度の違いについては、補論 C を参照。

表 2. 連関度の推計結果：労働者の属性別

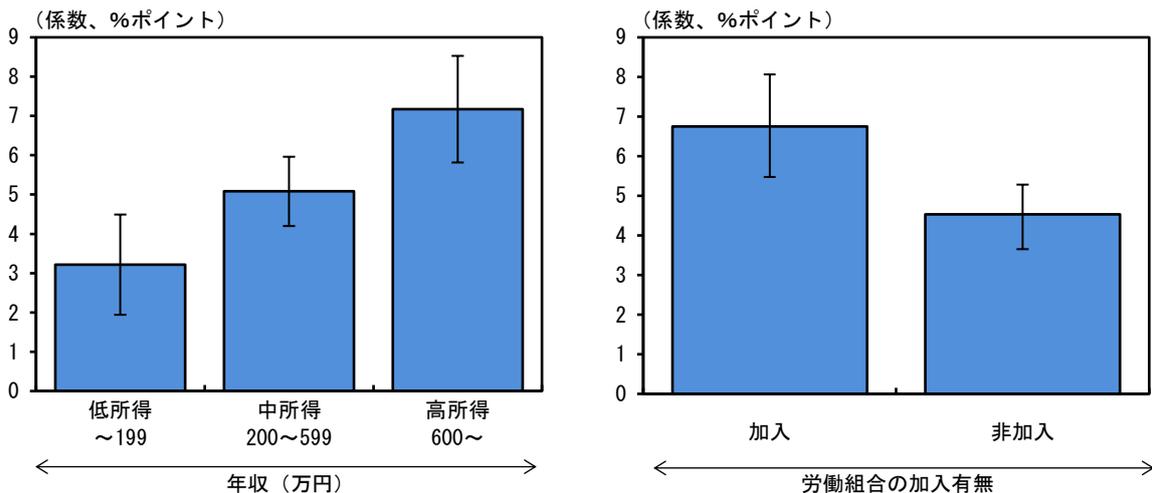
被説明変数：賃金予想	(1)	(2)
	所得水準	組合加入
物価予想 ( $\beta_1$ )	0.0322*** (0.0065)	0.0453*** (0.0038)
中所得ダミー ( $\beta_{2M}$ )	0.0115* (0.0066)	
高所得ダミー ( $\beta_{2H}$ )	0.0161** (0.0079)	
物価予想 × 中所得ダミー ( $\beta_{3M}$ )	0.0186** (0.0077)	
物価予想 × 高所得ダミー ( $\beta_{3H}$ )	0.0395*** (0.0094)	
組合加入ダミー ( $\beta_{2U}$ )		0.0143** (0.0060)
物価予想 × 組合加入ダミー ( $\beta_{3U}$ )		0.0222*** (0.0075)
定数項 ( $\alpha$ )	0.2109*** (0.0178)	0.1947*** (0.0175)
観測数	60,189	60,189
修正済み決定係数	0.1063	0.1072
推計期間	2001/10月～2024/10月	

(注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%有意、5%有意、10%有意を示す。( )内は、ロバスト標準誤差。

図 4. 連関度の推計結果：労働者の属性別

(a) 所得水準

(b) 組合加入有無



(注) 表 2 の結果に基づく。図中のバンドは、95%信頼区間を表す。

## (労働市場の状況)

第 2 に、労働需給の逼迫度や雇用流動性といった、労働者が直面する雇用環境が、

賃金予想と物価予想の連関度にどのような影響を与えるか検証する。具体的には、式(4)及び式(5)の通り、被説明変数に賃金予想、説明変数に物価予想と雇用環境に関する指標、及びそれらの交差項を含めた線形確率モデルを OLS 推計する。雇用環境に関する指標のうち、労働需給の逼迫度 (Labor Tightness、LT) は労働者の居住都道府県別の有効求人倍率 (職業安定業務統計・パートタイムを含む一般ベース、有効求人数 ÷ 有効求職者数)<sup>7</sup>、雇用流動性 (Labor Mobility、LM) は労働者の性・年齢別の転職率 (労働力調査ベース、過去 1 年間の正規雇用から正規雇用への転職者 ÷ 前年の正規雇用者数)<sup>8</sup>を示す。なお、前節までと同様、 $W_{i,t}^e$ 、 $\pi_{i,t}^e$ 、 $\mathbf{X}_{i,t}$ は、それぞれ賃金予想、物価予想、コントロール変数ベクトルを表す。

$$W_{i,t}^e = \alpha + \beta_1 \pi_{i,t}^e + \beta_{2T} LT_{i,t} + \beta_{3T} (\pi_{i,t}^e \cdot LT_{i,t}) + \mathbf{X}_{i,t}' \gamma + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$W_{i,t}^e = \alpha + \beta_1 \pi_{i,t}^e + \beta_{2M} LM_{i,t} + \beta_{3M} (\pi_{i,t}^e \cdot LM_{i,t}) + \mathbf{X}_{i,t}' \gamma + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

表 3 は、式(4)及び式(5)の推計結果を示している。また、図 5 は、表 3 の推計結果 ( $\beta_1$ 、 $\beta_{3T}$ 、 $\beta_{3M}$ ) を用いて、労働市場の状況別の連関度を示している。推計結果からは、労働需給の逼迫度が高い (有効求人倍率が高い) 都道府県に住んでいる労働者や、雇用流動性が高い (転職率が高い) 性別・年齢の労働者ほど、賃金交渉力が高く、連関度が高い可能性が示唆される。この結果も、先行研究 (Buchheim, Link and Möhrle, 2024、Jain, Kostyshyna and Zhang, 2024、Pilossoph and Ryngaert, 2024) と整合的である。

---

<sup>7</sup> 推計に使用した最終期の、2024 年 7 月～9 月期における都道府県別の有効求人倍率の平均は 1.2 倍、最大値が 1.8 倍、最小値が 0.9 倍である。なお、補論 B.3 では、有効求人倍率以外の労働需給関連指標を用いて頑健性を確認している。

<sup>8</sup> 2011 年 10 月～12 月期から入手可能で、推計には 2012 年 1 月～3 月期から使用。推計に使用した最終期の、2024 年 7 月～9 月期における属性別の転職率の平均は 3.3%、最大値が 5.2%、最小値が 0.9% である。なお、転職率が正規雇用者ベースであるため、推計も正社員のサンプルのみで行っており、全サンプルを使用した推計と比べて連関度が大きくなっている可能性がある (補論 B.3 を参照)。

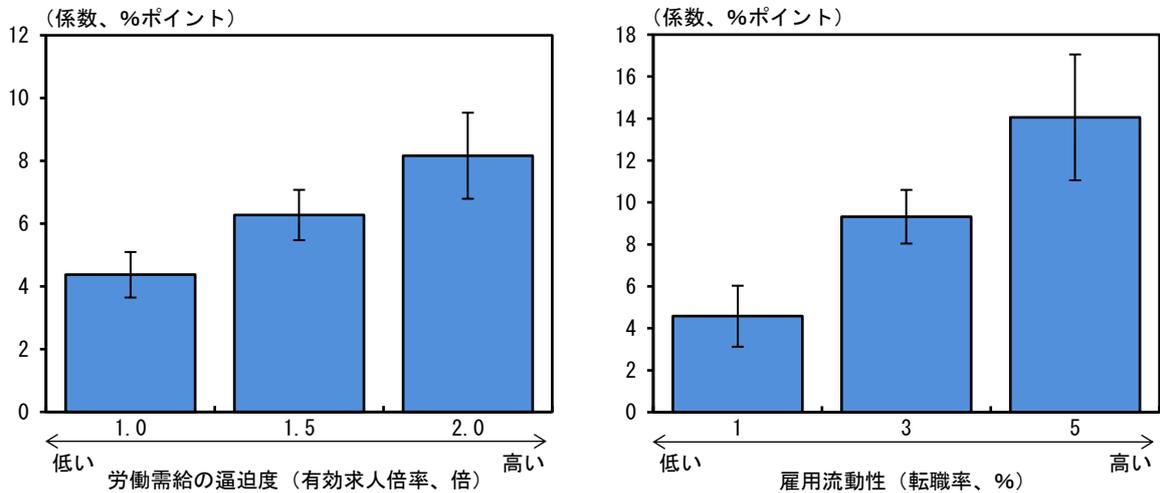
表 3. 連関度の推計結果：労働市場の状況別

被説明変数：賃金予想	(1)	(2)
	労働需給の逼迫度	雇用流動性
物価予想 ( $\beta_1$ )	0.0058 (0.0095)	0.0222* (0.0118)
有効求人倍率 ( $\beta_{2T}$ )	-0.0154 (0.0148)	
物価予想 × 有効求人倍率 ( $\beta_{3T}$ )	0.0379*** (0.0075)	
転職率 ( $\beta_{2M}$ )		0.0196*** (0.0046)
物価予想 × 転職率 ( $\beta_{3M}$ )		0.0237*** (0.0051)
定数項 ( $\alpha$ )	0.2186*** (0.0178)	0.1603*** (0.0236)
観測数	60,189	30,829
修正済み決定係数	0.1065	0.1288
推計期間	2001/10月 ~2024/10月	2012/4月 ~2024/10月

(注) \*\*\*, \*はそれぞれ 1%有意、10%有意を示す。( ) 内は、ロバスト標準誤差。

図 5. 連関度の推計結果：労働市場の状況別

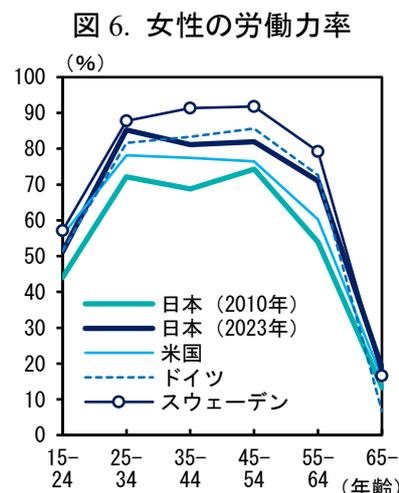
(a) 労働需給の逼迫度 (b) 雇用流動性



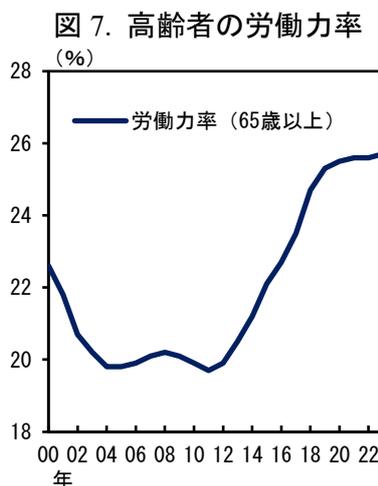
(注) 表 3 の結果に基づく。図中のバンドは、95%信頼区間を表す。

わが国では、人口高齢化が進む中で、女性や高齢者の労働参加の増加により、労働供給の伸びを維持してきた。しかし、女性の労働力率は、既に他の先進国並みとなっており（図 6）、労働参加の伸びの鈍化が今後予想されている。また、高齢者についても、1940 年代後半に生まれたベビーブーマー世代が 75 歳に到達する下で、労働参加の増加ペースは緩やかになっている（図 7、日本銀行, 2024b）。このように、労働需給

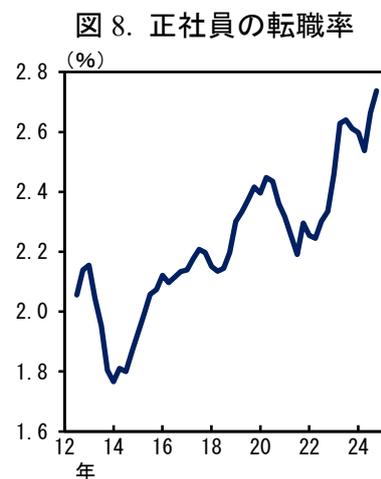
が過去に比べ構造的に逼迫しやすくなる中で、足もとでは雇用の流動化も進展しており（図 8）、今後、企業間における人材獲得競争が一段と強まると考えられる（池田他, 2024）。労働市場におけるこうした構造的な変化は、賃金予想と物価予想の連関度の最近の上昇に寄与していると考えられるほか、先行きも影響を与え続ける可能性がある。



(注) 日本以外はいずれも 2023 年時点。(出所) 総務省  
(出所) OECD



(出所) 総務省



(注) 過去 1 年間の正規雇用から正規雇用への転職者数 ÷ 前年の正規雇用者数。労働力調査ベース。後方 4 四半期移動平均。(出所) 総務省

### 4.3 予想物価上昇率の水準が連関度に及ぼす影響

本節では、予想物価上昇率の水準により、賃金予想と物価予想の連関度にどのような違いが生じるか、回答者の定量的な物価予想を収録した「生活意識アンケート」のデータを用いて検証する。また、同様の質問項目が収録されている米国の「ミシガン大学調査」の個票データ<sup>9</sup>にも同様の分析手法を適用して、日米比較の視点から、わが国の特徴を検証する。なお、これらの調査は、賃金の代わりに家計の所得に関する定性的な予想を調査しているため、本節では正確には所得予想と物価予想の連関度を推計している。

分析は、以下の手順で行う。はじめに、各調査において、正の予想物価上昇率を回答したサンプルを均等に 3 分割し、それぞれに、①低水準ダミー (Low Level Dummy、LLD)、②中水準ダミー (Middle Level Dummy、MLD)、③高水準ダミー (High Level Dummy、HLD) を割り当てる。日本のデータでは、0.1%~3.0%と回答したサンプルが①に、3.1%~10.0%と回答したサンプルが②に、10.1%~20.0%と回答したサンプルが③に該当する。米国のデータでは、①が 1.0%~3.0%、②が 4.0%~5.0%、③が

<sup>9</sup> 推計期間は、1984 年 1 月から 2024 年 12 月。繰り返しクロスセクションデータを用いている。データの詳細は、補論 A を参照。

6.0%～20.0%と回答したサンプルである。0%以下の予想物価上昇率を回答したサンプルは、いずれのダミー変数も割り当てられないリファレンスグループとなる。

次に、上記のダミー変数を用いて、予想物価上昇率の水準別の、所得予想と物価予想の連関度を推計する。具体的には、式(6)の通り、被説明変数に所得予想に関するダミー変数 $I_{i,t}^e$ 、説明変数に予想物価上昇率の水準別のダミー変数 $LLD_{i,t}$ 、 $MLD_{i,t}$ 、 $HLD_{i,t}$ を含めた線形確率モデルをOLS推計する。ここで、各ダミー変数の係数 $\beta_L$ 、 $\beta_M$ 及び $\beta_H$ は、「各ダミー変数が割り当てられたサンプルは、0%以下の予想物価上昇率を回答したサンプル（リファレンスグループ）に比べて、所得上昇を予想する確率が、それぞれ $\beta_L \times 100$ 、 $\beta_M \times 100$ 、及び $\beta_H \times 100\%$ ポイント高い」と解釈することができる。なお、 $\mathbf{X}_{i,t}$ は、前節までと同様、回答者の今後1年間の景気予想や失業不安に関する回答のダミー変数に加え、社会人口学的属性を示す性別・所得階層・年齢、及び居住都道府県ダミー・調査年ダミーを含むコントロール変数のベクトルである。

$$I_{i,t}^e = \alpha + \beta_L LLD_{i,t} + \beta_M MLD_{i,t} + \beta_H HLD_{i,t} + \mathbf{X}_{i,t}' \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

表4は、式(6)の日米の推計結果を示している。また、図9は、表4の推計結果を用いて、予想物価上昇率の水準別の連関度を示している。結果をみると、日米ともに、マイルドな物価上昇を予想する家計ほど連関度が高く、対照的に急激な物価上昇を予想する家計の連関度は0近傍となっている。こうした傾向の背景には、[Aprigliano and Di Nino \(2024\)](#)が指摘するように、家計が、極端に高い物価上昇を景気後退と結びつけることで、所得上昇の鈍化を懸念している可能性がある。こうした分析結果は、物価予想の上昇に伴う実質所得予想の低下を抑制する上で、予想物価上昇率が緩やかなプラスの水準でアンカーされることの重要性を示唆する<sup>10</sup>。

---

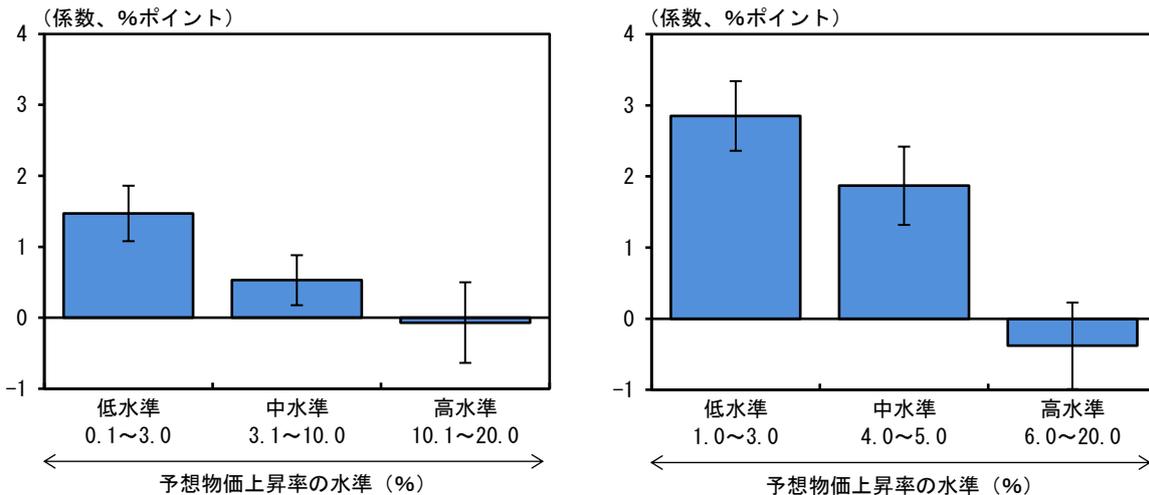
<sup>10</sup> [Gautier, Savignac and Coibion \(2025\)](#)は、フランスの企業向けアンケート調査を用いて、予想物価上昇率が6%を超えると、賃金予想へのパススルー度が低下することを報告している。

表 4. 連関度の推計結果：予想物価上昇率の水準別

被説明変数：所得予想	(1)	(2)
	日本	米国
低水準ダミー ( $\beta_L$ )	0.0147*** (0.0020)	0.0285*** (0.0025)
中水準ダミー ( $\beta_M$ )	0.0053*** (0.0018)	0.0187*** (0.0028)
高水準ダミー ( $\beta_H$ )	-0.0007 (0.0029)	-0.0038 (0.0031)
観測数	139,896	239,539
修正済み決定係数	0.1243	0.2052
推計期間	2006/6月 ~2024/12月	1984/1月 ~2024/12月

(注) \*\*\*は1%有意を示す。( ) 内は、ロバスト標準誤差。

図 9. 連関度の推計結果：予想物価上昇率の水準別  
(a) 日本 (b) 米国



(注) 表 4 の結果に基づく。図中のバンドは、95%信頼区間を表す。

#### 4.4 賃金予想と物価予想の連関度が家計の支出スタンスに及ぼす影響

本節では、賃金予想と物価予想の連関度が高まることの含意を検討する観点から、家計の支出スタンスへの影響を分析する。

標準的な経済理論に基づけば、物価予想の上昇は、①実質金利及び異時点間の相対価格の低下を通じた実質消費の押し上げ（代替効果）、②実質賃金予想の低下を通じた実質消費の押し下げ（所得効果）という、相反する効果を持つ (Coibion et al., 2023)。どちらの効果が相対的に大きく発現するかについては多くの実証分析が行われているが、わが国を対象にした複数の研究は、代替効果による消費押し上げが、所得効果

による押し下げよりも大きくなることを報告している<sup>11</sup>。その上で、物価予想に見合うかたちで賃金予想が上昇すれば、実質賃金予想の低下による家計の消費抑制、すなわち負の所得効果は一定程度低減され、物価予想の上昇が消費増加につながりやすくなると考えられる。

以上の理解を踏まえ、ここでは、所得や物価に関する予想に加え、支出スタンスについても質問している「生活意識アンケート」を用いて、所得予想と物価予想の連関度が消費に及ぼす影響を検証する。具体的には、被説明変数に支出スタンス、説明変数に物価予想と所得予想、及びそれらの交差項を含んだ線形確率モデルを OLS 推計する。式(7)の被説明変数 $C_{i,t}$ は回答者 $i$ の時点 $t$ における支出スタンスを示し、生活費や教育費等の日常的支出、及び趣味やレジャー等の選択的支出について、「1年前と比べて増加した」と回答した場合に1をとるバイナリー変数である<sup>12</sup>。そのため、係数 $\beta_1$ については「所得の増加が予想されていないという条件のもとで、回答者の予想物価上昇率が1%ポイント上昇すると、支出増加を選択する確率が $\beta_1 \times 100\%$ ポイント高まる」ことを示していると解釈できる。また、係数の和 $\beta_1 + \beta_3$ については、「所得の増加が予想されているという条件のもとで、回答者の予想物価上昇率が1%ポイント上昇すると、支出増加を選択する確率が $(\beta_1 + \beta_3) \times 100\%$ ポイント高まる」ことを示していると解釈できる。なお、 $\pi_{i,t}^e$ 、 $I_{i,t}^e$ 、 $\mathbf{X}_{i,t}$ は、それぞれ物価予想（定量的な回答）、所得予想（定性的な回答に基づくダミー変数）、コントロール変数ベクトルを表す。

$$C_{i,t} = \alpha + \beta_1 \pi_{i,t}^e + \beta_2 I_{i,t}^e + \beta_3 (\pi_{i,t}^e \cdot I_{i,t}^e) + \mathbf{X}_{i,t}' \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

表5は、式(7)の推計結果を示している。また、図10では、表5の推計結果（ $\beta_1$ 、 $\beta_3$ ）に基づいて、物価予想の上昇に伴う支出スタンスの押し上げ幅を所得予想別に示している。まず、所得増加を予想していない家計については、物価予想が上昇すると、日常的な支出を増加させる一方、選択的な支出については有意な傾向がみられなかった。この結果は、物価予想の上昇に伴う代替効果が日常的に支出される品目が多い非耐久財消費で相対的に強く働くとした [Coibion, Gorodnichenko and Weber \(2022\)](#)及び [Coibion et al. \(2023\)](#)や、電子機器や旅行などへの選択的支出では物価予想の上昇に伴

<sup>11</sup> [Ichiue and Nishiguchi \(2015\)](#)は、本稿同様に「生活意識アンケート」のデータを用いて、物価予想の上昇が支出スタンスを押し上げると指摘している。わが国のデータを用いたその他の研究としては、[伊藤・開発 \(2016\)](#)や [Jinnai et al. \(2021\)](#)、[Niizeki and Hori \(2023\)](#)などがある。日本以外の国・地域のデータを用いた分析については、[Coibion et al. \(2020\)](#)や [D'Acunto, Malmendier and Weber \(2023\)](#)などを参照。

<sup>12</sup> 支出スタンスに関する質問が名目消費と実質消費のどちらを捉えているかは明確でないため（[Ichiue and Nishiguchi, 2015](#)）、仮に名目消費を捉えている場合に備え、現在の物価実感（1年前と比べて物価が上がったと実感しているか）の回答を、コントロール変数ベクトル  $\mathbf{X}_{i,t}$  にダミー変数として含めている。

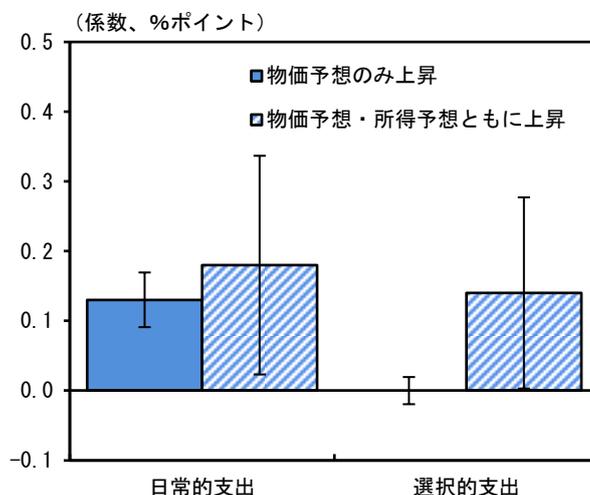
う負の所得効果が意識されるとした [Born et al. \(2025\)](#)の主張と整合的である<sup>13</sup>。

表 5. 家計における物価予想と支出スタンスの関係：推計結果

被説明変数：支出スタンス		
	(1)	(2)
	日常的支出	選択的支出
物価予想 ( $\beta_1$ )	0.0013*** (0.0002)	-0.0000 (0.0001)
所得予想 ( $\beta_2$ )	0.0778*** (0.0053)	0.0727*** (0.0046)
物価予想 × 所得予想 ( $\beta_3$ )	0.0006 (0.0008)	0.0015** (0.0007)
定数項 ( $\alpha$ )	0.0500*** (0.0083)	0.0979*** (0.0060)
観測数	137,793	137,793
修正済み決定係数	0.1060	0.0661
推計期間	2006/6月～2024/12月	

(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 10. 家計における物価予想と支出スタンスの関係：推計結果



(注) 表 5 の結果に基づく。図中のバンドは、95%信頼区間を表す。

その上で、所得増加を予想する家計については、物価予想が上昇すると、選択的支出も相応に増加させており、物価予想が所得予想に反映されることで負の所得効果が

<sup>13</sup> わが国のデータを用いた [Niizeki and Hori \(2023\)](#)は、米国やオランダのデータを用いた [Coibion, Gorodnichenko and Weber \(2022\)](#)及び [Coibion et al. \(2023\)](#)とは対照的に、物価予想の上昇に伴う代替効果が耐久財消費で強くみられると分析している。非耐久財消費については、米や洗剤など貯蔵可能なものでは小幅に増加する傾向がみられたと報告している。

緩和されると考えられる。本節の分析結果は、家計において、賃金・所得上昇率の予想が、物価上昇率の予想に適度に連関して形成されることが、消費の悪化を回避し、持続的な経済成長を実現していく上で重要な要素であることを示唆している。

## 5 おわりに

本稿では、わが国の家計における、賃金予想と物価予想の連関度について、家計向けアンケート調査の個票データを用いて検証した。また、家計の属性別にみた連関度の違いや、連関度が家計の支出スタンスに及ぼす影響についても検証した。

主要な分析結果と含意は、以下の3点である。第1に、わが国の家計においては、近年、賃金予想と物価予想の連関度が高まっていることが分かった。第2に、労働者の所得水準や労働組合加入状況に加え、労働需給の逼迫度や雇用流動性といった労働者が直面する雇用環境が、賃金交渉力を通じて連関度と統計的に有意に関係している可能性が示唆された。人口高齢化が進むわが国では、労働需給が構造的に逼迫しやすくなっており、人材獲得競争の強まりが今後も連関度に影響を及ぼし続ける可能性がある。第3に、連関度が高い家計ほど、物価上昇に伴う実質所得予想の低下が緩和され、支出意欲が相対的に高い傾向にあることが確認された。この結果は、物価上昇率の予想と賃金上昇率の予想の適度な連関が、消費の悪化を回避し、持続的な経済成長を達成する上で重要であることを示唆している。

最後に、残された分析上の課題について述べる。まず、本稿で使用したわが国の家計向けアンケート調査では、賃金や所得の予想について定性的な回答しか提供されないため、賃金・所得予想が上がるか上がらないか (Extensive Margin, EM) については把握できても、どの程度上がるか (Intensive Margin, IM) についての情報は限定的である。このため、本稿の推計式の被説明変数はすべて、0か1の値のみをとるバイナリー変数であり、「物価上昇を予想する家計が、そうでない家計と比べて、賃金・所得上昇を予想する確率の高さ」を連関度とみなしている。もっとも、米欧諸国で実施されているアンケート調査では定量的な賃金予想の値を質問している場合が多く、特に [Buchheim, Link and Möhrle \(2024\)](#) は、ドイツにおけるアンケート調査を用いて EM との連関と IM との連関を明確に区別した上で、後者の方が大きいと報告している。本稿で確認された、最近のわが国における EM との連関の高まりが、IM でもみられているか検証することは今後の分析課題としたい。加えて、賃金予想と物価予想の連関の中でも、物価予想から賃金予想への因果関係 (パススルー) をより正確に捉えるためには、[Hajdini et al. \(2023\)](#) のように経済実験を活用するなど、様々な手法を用いて分析を精緻化していくことが重要である。

## 参考文献

- 安達孔・岡元雅人・倉知善行・須合智広・豊田融世 (2026)、「供給制約と物価変動」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、26-J-2
- 池田周一郎・川野潮・高田耕平・眞壁祥史・八木智之 (2024)、「人口動態の変化が労働市場や賃金の動向に与える影響」、日銀レビュー・シリーズ、2024-J-12
- 伊藤雄一郎・開発壮平 (2016)、「物価・賃金予想と家計の支出行動—「勤労者短観」を用いた分析—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、16-J-4
- 尾崎達哉・神保真宏・八木智之・吉井彬人 (2024)、「賃金・物価の相互連関を巡る最近の状況について」、日銀レビュー・シリーズ、2024-J-2
- 中島賢太郎・手島健介・山崎潤一 (2025)、『歩いて学ぶ都市経済学』、日本評論社
- 日本銀行 (2024a)、「経済・物価情勢の展望 (2024年10月)」
- (2024b)、「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
- Ai, C., and E.C. Norton (2003), "Interaction Terms in Logit and Probit Models," *Economics Letters*, 80(1), 123–129.
- Angrist, J.D., and J.S. Pischke (2009), *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- Aprigliano, V., and V. Di Nino (2024), "How Income Expectations Adjust to Inflation - a Consumers' Expectations-Revealed Pass-Through," ECB Working Paper Series, 2986, European Central Bank.
- Bachmann, R., T.O. Berg, and E.R. Sims (2015), "Inflation Expectations and Readiness to Spend: Cross-Sectional Evidence," *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(1), 1–35.
- Bank for International Settlements (BIS) (2022), "Inflation: A Look under the Hood," Annual Economic Report, Chapter II, Basel.
- Bernanke, B., and O. Blanchard (2025), "What Caused the US Pandemic-Era Inflation?" *American Economic Journal: Macroeconomics*, 17(3), 1–35.
- Born, B., N. Lamersdorf, J.L. Schuster, and S. Steffen (2025), "From Tweets to Transactions:

High-Frequency Inflation Expectations, Consumption, and Stock Returns," CESifo Working Paper, 12361, Munich Society for the Promotion of Economic Research - CESifo GmbH.

Borusyak, K., P. Hull, and X. Jaravel (2025), "A Practical Guide to Shift-Share Instruments," *Journal of Economic Perspectives*, 39(1), 181–204.

Buchheim, L., S. Link, and S. Möhrle (2024), "Inflation and Wage Expectations of Firms and Employees," IZA Discussion Paper, 17296, Institute of Labor Economics (IZA).

Coibion, O., D. Georgarakos, Y. Gorodnichenko, and M. Van Rooij (2023), "How Does Consumption Respond to News about Inflation? Field Evidence from a Randomized Control Trial," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 15(3), 109–152.

Coibion, O., and Y. Gorodnichenko (2025), "Inflation, Expectations and Monetary Policy: What Have We Learned and to What End?" NBER Working Paper Series, 33858, National Bureau of Economic Research.

Coibion, O., Y. Gorodnichenko, S. Kumar, and M. Pedemonte (2020), "Inflation Expectations as a Policy Tool?" *Journal of International Economics*, 124, 103297.

Coibion, O., Y. Gorodnichenko, and M. Weber (2022), "Monetary Policy Communications and Their Effects on Household Inflation Expectations," *Journal of Political Economy*, 130(6), 1537–1584.

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

Dräger, L., and G. Nghiem (2021), "Are Consumers' Spending Decisions in Line with a Euler Equation?" *Review of Economics and Statistics*, 103(3), 580–596.

Gautier, E., F. Savignac, and O. Coibion (2025), "Firms' Inflation and Wage Expectations during the Inflation Surge," NBER Working Paper Series, 33799, National Bureau of Economic Research.

Hajdini, I., E.S. Knotek, J. Leer, M. Pedemonte, R.W. Rich, and R. Schoenle (2023), "Low Passthrough from Inflation Expectations to Income Growth Expectations: Why People Dislike Inflation," Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper Series, 22-21, Federal Reserve Bank of Cleveland.

Hoshi, T., and A.K. Kashyap (2021), "The Great Disconnect," *The Political Economy of the Abe Government and Abenomics Reforms*, 170–199.

——— (2025), "The Normalization of Wage Dynamics," *Asian Economic Policy Review*, 20(2),

237–246.

Ichieue, H., and S. Nishiguchi (2015), "Inflation Expectations and Consumer Spending at the Zero Bound: Micro Evidence," *Economic Inquiry*, 53(2), 1086–1107.

Jain, M., O. Kostyshyna, and X. Zhang (2024), "How Do People View Wage and Price Inflation?" *Journal of Monetary Economics*, 145, 103552.

Jinnai, R., T. Mikami, T. Okuda, and J. Nakajima (2021), "Household Inflation Expectation and Consumption," *Economic Review*, 72, 268-295.

Kido, Y., and K. Suita (2025), "Labor Cost Passthrough: Evidence from Japanese Long-term Subnational Data," Bank of Japan Working paper Series, 25-E-5.

Kishaba, Y., and T. Okuda (2025), "The Slope of the Phillips Curve for Service Prices in Japan: Regional Panel Data Approach," *Journal of the Japanese and International Economies*, 101388.

Kondo, A. (2007), "Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 21(3), 379–402.

Kugler, A. (2025) "Inflation Expectations and Monetary Policymaking: A speech at Public Talk: Reflections on Recent Economic Developments," Speech at Public Talk: Reflections on Recent Economic Developments, April 2, 2025, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Lieb, L., and J. Schuffels (2022), "Inflation Expectations and Consumer Spending: The Role of Household Balance Sheets," *Empirical Economics*, 63(5), 2479–2512.

Mankiw, N.G. (2022), *Macroeconomics*: Worth Publishers, Macmillan Learning.

Mineyama, T., and K. Tokuoka (2025), "Investigating How Inflation Expectations Affect Precautionary Wealth," *Japan and the World Economy*, 73, 101295.

Muto, I., and K. Shintani (2020), "An Empirical Study on the New Keynesian Wage Phillips Curve: Japan and the US," *The BE Journal of Macroeconomics*, 20(1).

Nakamura, K., S. Nakano, M. Osada, and H. Yamamoto (2024), "What Caused the Pandemic-Era Inflation?: Application of the Bernanke-Blanchard Model to Japan," Bank of Japan Working paper Series, 24-E-1.

Niizeki, T., and M. Hori (2023), "Inflation Expectations and Household Expenditure: Evidence from Pseudo-Panel Data in Japan," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 214, 308–324.

- Patzelt, P., and R. Reis (2024), "Estimating the Rise in Expected Inflation from Higher Energy Prices," CEPR Discussion Paper, 18907, CERP Press.
- Pilosoph, L., and J.M. Ryngaert (2024), "Job Search, Wages, and Inflation," NBER Working Paper Series, 33042, National Bureau of Economic Research.
- Suthaharan, N., and J. Bleakley (2022), "Wage-Price Dynamics in a High-Inflation Environment: The International Evidence," Bulletin, September 2022, 51-60, The Reserve Bank of Australia.
- Ueno, Y. (2024), "Linkage between Wage and Price Inflation in Japan," Bank of Japan Working paper Series, 24-E-7.
- Xu, R. (2021), "On the Instrument Functional Form with a Binary Endogenous Explanatory Variable," *Economics Letters*, 206, 109993.

## 補論 A：データの詳細

本補論では、本稿で用いた「勤労者短観」、「生活意識アンケート」、「ミシガン大学調査」の個票データの詳細をまとめる。

### （「勤労者短観」の概要）

本稿の分析では、連合総合生活開発研究所（連合総研）が実施している「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート（勤労者短観）」の個票データを主に用いている。

「勤労者短観」は、2001年4月の第1回調査以来、半年に一度の頻度で継続的に調査が行われている。調査開始当初は、郵送法調査で実施されてきたが、2010年10月実施の第20回調査から、インターネットモニター調査を実施している。また、2017年までは、首都圏及び関西圏の民間企業に勤務する勤労者を調査対象としていたが、2018年4月実施の第35回調査から、全国47都道府県の民間企業に勤務する勤労者を調査対象としている。インターネットモニター調査の開始以降はコンスタントに約2,000名、全国調査の開始以降は約4,000名が回答しており、他の主要な家計向けアンケート調査と比較しても、遜色のない水準のサンプル数となっている。なお、データセットは繰り返しクロスセクション形式である。本稿の分析に当たっては、2001年10月調査から2024年10月調査までの47回分のデータを用いる。

「勤労者短観」は、民間企業に勤務する勤労者を調査対象としており、退職者や無職世帯を含む一般世帯を調査対象としている「生活意識アンケート」や「ミシガン大学調査」とは異なっている。また、他の家計向けアンケート調査では「世帯収入」を調査することが多く、年金・資産所得や配偶者所得など賃金以外の収入が含まれてしまう場合があるが、「勤労者短観」では所得に関する設問として「賃金」を特定して調査している点が特徴的である。加えて、物価予想や景気予想、失業不安といった、賃金予想との関係性が強いと考えられる様々な要因についても調査していることから、賃金予想と物価予想の関係性を分析することが可能である。

「勤労者短観」を使用する利点としては、回答者の勤務先に関する属性情報が豊富に含まれている点も挙げられる。例えば、居住都道府県・年齢・性別・所得水準など属性に関する基本的な情報に加えて、勤め先の従業員規模、業種、雇用形態、労働組合加入の有無などの情報についても調査されており、勤労者の属性をコントロールすることが可能である。

なお、賃金や物価など主要な調査項目については、前年からの変化（短期予想）を聞く形式となっている。例えば、賃金の先行きに関する設問では、「1年後のあなた自身の賃金収入は、現在と比べて増えると思いますか、減ると思いますか」と聞き、「かなり増える」、「やや増える」、「変わらない」、「やや減る」、「かなり減る」、「わからない」の6つの選択肢から選ばせるものとなっている。分析に当たっては、

「わからない」の回答を欠損値とした上で、残りの5つの選択肢を用いた。

### （「生活意識アンケート」の概要）

予想物価上昇率の水準データを活用した4.3節、及び家計の支出スタンスへの影響を分析した4.4節では、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（生活意識アンケート）」の個票データを用いる。本調査は、生活者が現状において抱えている生活実感や、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20歳以上の個人4,000名で、回答率は各回50%~60%程度、データセットは繰り返しクロスセクション形式である。本稿の分析に当たっては、調査方法の変化等を勘案した藤井・中野・高富(2025)に則り、2006年6月調査から2024年12月調査までの75回分の四半期データを用いることとする。

「生活意識アンケート」では、家計が先行きの物価・所得変動に対して抱えている認識、及び支出スタンスを、定量的・定性的に調査している。定量的には、物価予想（現時点から1年後までの物価の変化の予想）を、定性的には所得予想（1年後の世帯収入の予想）や、支出スタンス（1年前と比べて、支出をどうしているか）などを調査している。例えば、所得予想に関する設問では、「1年後のあなたの世帯の収入は、現在と比べてどうなると思いますか」と聞き、「増える」、「変わらない」、「減る」の3つの選択肢から選ばせるものとなっている。また、支出スタンスに関する設問では、「1年前と比べて、生活費や教育費などの日常的な支出／趣味やレジャーなど選択的な支出をどうしていますか」と聞き、「増やしている」、「変えていない」、「減らしている」の3つの選択肢から選ばせるものとなっている。

このほか、所得予想に影響を与えうる景気予想・失業不安や、基本的な社会人口学的属性（居住都道府県・年齢・性別・所得水準）などについても情報を収集しており、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。

なお、本稿の分析では、先行研究（藤井・中野・高富, 2025、Bachmann, Berg and Sims, 2015）に則り、①調査実施回ごとに、予想物価上昇率の分布の上下0.5%点を越えたサンプル、及び②予想物価上昇率の水準が20%を超えたサンプルについては、外れ値として除去した。この処理で除去したデータ数は、全観測数の約10%である。

### （「ミシガン大学調査（Survey of Consumers）」の概要）

予想物価上昇率の水準が、所得予想と物価予想の連関度に及ぼす影響について、わが国と米国の比較を行う4.3節では、「ミシガン大学調査（Survey of Consumers）」の個票データも活用する。本調査は、米国のミシガン大学（University of Michigan）のサ

ーベイ・リサーチセンター (Survey Research Center) が毎月実施しており、調査対象は米国の 18 歳以上の家計 500 名である。なお、各調査において、一部の回答者は 6 か月前にも調査されているため、2 期間のパネルデータを作成することも可能だが、本稿では他に用いるデータセットの形式と合わせ、繰り返しクロスセクション形式として扱う。本稿の分析に当たっては、[Bachmann, Berg and Sims \(2015\)](#) に則り、米国で 1970 年代から続いた高インフレが落ち着いた後の 1984 年 1 月調査から 2024 年 12 月調査までの 492 回分の月次データを用いることとする。

「ミシガン大学調査」も「生活意識アンケート」と同様に、家計が先行きの物価・所得に対して抱いている認識を、定量的・定性的に調査している。本稿の分析では、「生活意識アンケート」で用いる変数と合わせ、定量的な物価予想（現時点から 1 年後までの物価の変化の予想）、及び定性的な所得予想（1 年後の世帯収入の予想）を用いる。また、他の調査と同様に景気予想・失業不安や、社会人口学的属性など、所得予想との関係性が強いと考えられる様々な要因についても調査しているため、こうした要因をコントロールすることが可能である。

なお、本調査についても「生活意識アンケート」と同様、①調査実施回ごとに、予想物価上昇率の分布の上下 0.5% 点を越えたサンプル、及び②予想物価上昇率の水準が 20% を越えたサンプルについては、外れ値として除去した。この処理で除去したデータ数は、全観測数の約 10% である。

## 補論 B : 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。B.1 節では、非線形モデルであるプロビットモデルを推計し、B.2 節では、操作変数を用いた 2SLS 推計を行い、それぞれ 4.1 節における線形確率モデルの OLS 推計の結果と比較する。B.3 節では、労働需給の逼迫度の変数として、労働経済動向調査における労働者過不足判断 DI を用いた推計を行う。

### B.1 プロビットモデルの推計

本稿のように、推計式の被説明変数が 0 か 1 の値のみをとるバイナリー変数の場合、線形確率モデルか、プロビットモデルなどの非線形回帰モデルを使用する必要がある。線形確率モデルは、被説明変数が 1 を取る確率が 0 と 1 の間に収まらないという欠点があるものの、被説明変数に対する説明変数の影響度合いを表す限界効果をみるとプロビットモデルと概ね同じ結果が得られ、実用上の問題は少ないことが知られている ([Angrist and Pischke, 2009](#))。また、交差項を含めてプロビットモデルを推計すると結果の解釈が難しくなることも指摘されている ([Ai and Norton, 2003](#))。これらを踏まえて、4 節の推計では線形確率モデルを使用している。もっとも、[Bachmann, Berg and Sims \(2015\)](#) や [Dräger and Nghiem \(2021\)](#) などのいくつかの先行研究では、プロビッ

トモデルを使用している。

以上を踏まえ、本節では、頑健性を確認する観点から、4.1 節における主要な推計について、線形確率モデルとプロビットモデルの結果を比較する。表 B.1 は、4.1 節の(1)式を、線形確率モデルで推計した係数と、プロビットモデルで推計した限界効果を比較しているが、プロビットモデルを用いた場合においても、線形確率モデルと同様に、賃金予想と物価予想の間には統計的に有意な関係がみられ、その傾向が特に近年高まっている様子が窺われる。こうした結果は、線形確率モデルの推計値が頑健であることを示している。

表 B.1. 線形確率モデルとプロビットモデルの比較

被説明変数：賃金予想				
	(1)	(2)	(3)	(4)
(参考) 線形確率モデル				
物価予想 ( $\beta$ )	0.0513*** (0.0034)	0.0139** (0.0055)	0.0609*** (0.0050)	0.1203*** (0.0089)
プロビットモデル				
物価予想 ( $\beta$ )	0.0490*** (0.0034)	0.0152*** (0.0054)	0.0573*** (0.0050)	0.1219*** (0.0102)
観測数	60,189	22,075	27,549	10,565
擬似決定係数	0.1105	0.1158	0.1127	0.1223
推計期間	2001/10月 ~2024/10月	2001/10月 ~2013/10月	2014/4月 ~2021/10月	2022/4月 ~2024/10月

(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。線形確率モデルは表 1 と同様の係数を、プロビットモデルは限界効果と擬似決定係数を報告している。

## B.2 操作変数法による推計

4.1 節では、賃金予想を被説明変数、物価予想を説明変数とした線形確率モデルを OLS 推計しているが、こうした定式化では、欠落変数バイアスや同時性バイアスの影響で内生性の問題が生じ、賃金予想と物価予想の因果関係を正しく捉えることができない恐れがある。そこで、同様の懸念に対処した [Buchheim, Link and Möhrle \(2024\)](#) にならって、操作変数を用いた 2 段階最小二乗法 (Two-Stage Least Squares, 2SLS) による推計を行い、OLS 推計の結果の頑健性を確認する。ここで、操作変数  $Z_{j,t}$  は、[Buchheim, Link and Möhrle \(2024\)](#) や [Patzelt and Reis \(2024\)](#) など参考に、家計が直面するエネルギー価格の変動を利用して作成され、式(B-1)の通り定義される。

$$Z_{j,t} = e_t s_j \quad (\text{B-1})$$

$e_t$  は、時点  $t$  における全国 CPI・エネルギーの前年比、 $s_j$  は属性  $j$  (居住都道府県・世帯人数・世帯主の年齢層別) の家計の消費支出計に占めるエネルギー支出のシ

シェア（2019年の全国家計構造調査ベース）を表す。ここでは、 $Z_{j,t}$ を、一般物価に関する予想には影響を与えるものの、個別家計の所得に関する予想には直接影響を与えないと仮定し、2SLS推計する。なお、 $Z_{j,t}$ のように、ある系列の全国レベルでのショック（シフト）と、その系列の地域や属性ごとの構成比率（シェア）を組み合わせて、属性レベルの変数に外生的な変動をもたらす手法は、「シフトシェア操作変数」と呼ばれ、近年多くの研究で利用されている<sup>14</sup>。Borusyak, Hull and Jaravel (2025)は、シフトシェア操作変数を用いた識別戦略を用いるためには、①シフトが外生的であること、もしくは、②シェアが外生的であること、のいずれかを満たす必要があることを指摘している。この点、本稿の $Z_{j,t}$ は、シフトであるエネルギー価格が日本から見ると外生的な要因で大きく変動するため<sup>15</sup>、①を満たしていると考えられる。

具体的な定式化は、式(B-2)及び式(B-3)の通りである。2SLS推計の1段階目の回帰式である式(B-2)では、物価予想 $\pi_{i,j,t}^e$ を内生変数とみなし、操作変数 $Z_{j,t}$ とコントロール変数のベクトル $X_{i,j,t}$ に回帰している。ここで、例えば Xu (2021)が指摘するように、内生変数が離散変数であると、弱操作変数の問題が生じやすくなる。そこで本節では、定量的な物価予想の値を入手可能な「生活意識アンケート」を、「勤労者短観」にかかわって使用する。具体的には、式(B-2)における $\pi_{i,j,t}^e$ は、属性  $j$  の家計に属する回答者  $i$  の時点  $t$  における定量的な予想物価上昇率（1年後）であり、式(B-3)の係数  $\beta$  は、「回答者の予想物価上昇率が1%ポイント上昇すると、所得上昇を予想する確率が $\beta \times 100\%$ ポイント高まる」ことを示している。なお、「生活意識アンケート」では、賃金の代わりに家計の所得に関する定性的な予想を調査しているため、式(B-3)の被説明変数には所得予想に関するダミー変数である $I_{i,j,t}^e$ を用いている。こうした使用データの違いから、式(B-3)の係数 $\beta$ の推計結果の絶対値を、本論における「勤労者短観」を用いた推計結果（表1など）と直接は比較できないことに留意が必要である。

$$\pi_{i,j,t}^e = \mu + \rho Z_{j,t} + X'_{i,j,t} \varphi + e_{i,j,t} \quad (\text{B-2})$$

$$I_{i,j,t}^e = \alpha + \beta \widehat{\pi_{i,j,t}^e} + X'_{i,j,t} \gamma + \varepsilon_{i,j,t} \quad (\text{B-3})$$

表 B.2 は、2SLS 推計の結果を示している。まず、1段階目の推計結果をみると、操作変数の係数  $\rho$  は、(2)列を除いて、統計的に有意に正の値となっている。また、 $F$  統

<sup>14</sup> シフトシェア操作変数に関する日本語の解説としては、中島・手島・山崎 (2025)などがある。なお、一般的なシフトシェア操作変数は、 $N$  種類の系列のショックとシェアの加重平均から作成することが多い ( $Z_{j,t} = \sum_{n=1}^N e_{n,t} s_{j,n}$ )。本稿の $Z_{j,t}$ は、Borusyak, Hull and Jaravel (2025)でも解説されている通り、 $N=1$  の場合の特殊形とみなすことができる。

<sup>15</sup> 例えば 2015 年には米国のシェール革命の影響などで大幅に下落した一方、2022 年にはロシアのウクライナ侵攻の影響で大幅に上昇した。

計量も目安の 10 を上回っており、操作変数としての妥当性は確保されていると言える。その上で、2 段階目における  $\beta$  の推計結果をみると、フルサンプル推計の結果 (1)列) からは、わが国の家計の所得予想と物価予想の間には、長い目でみて統計的に有意な正の連関が存在する様子が窺われる。また、期間を区切った推計の結果 ((2)列~(4)列) からは、特にコロナ禍以降、両者の連関が強まっている様子が窺われる。これらの結果は、4.1 節における OLS 推計の結果が、概ね頑健であることを示している。

表 B.2. 連関度の推計結果：2SLS

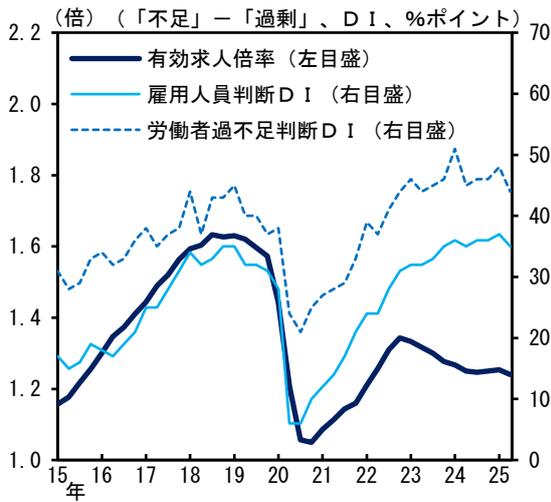
被説明変数：所得予想	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>2段階目</b>				
物価予想 ( $\beta$ )	0.0053*** (0.0005)	0.0015** (0.0007)	-0.0019 (0.0027)	0.0182*** (0.0046)
定数項 ( $\alpha$ )	0.1180*** (0.0062)	0.0947*** (0.0081)	0.1928*** (0.0164)	0.0626* (0.0370)
<b>1段階目</b>				
操作変数 ( $\rho$ )	0.2373*** (0.0284)	-0.0310 (0.0537)	0.4559*** (0.0426)	0.2509*** (0.0502)
$F$ 統計量	607.55	483.44	58.85	45.63
観測数	139,896	59,076	60,383	20,437
修正済み決定係数	0.1115	0.1112	0.1287	0.0115
推計期間	2006/6月 ~2024/12月	2006/6月 ~2013/12月	2014/3月 ~2021/12月	2022/3月 ~2024/12月

(注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%有意、5%有意、10%有意を示す。( ) 内は、ロバスト標準誤差。 $F$  統計量は、2SLS の 1 段階目で作成された Kleibergen-Paap rk Wald  $F$  統計量を報告している。

### B.3 労働経済動向調査の利用

4.2 節では、労働需給の逼迫度の変数として、都道府県別の有効求人倍率を用いた。この指標は、地域別の労働市場の状況を表す指標として、Kondo (2007) や Kishaba and Okuda (2025)、Kido and Suita (2025) などの先行研究でも使用されている。もっとも、全国の有効求人倍率は、図 B.1 が示すように、2020 年代以降は他の労働需給関連指標と比べて弱めの動きとなっている。この背景として、日本銀行 (2024a) は、同指標の集計対象である公的求人サービスの利用が、民間求人サービスの利用増加もあって、構造的に減少していることが影響している可能性を指摘している。

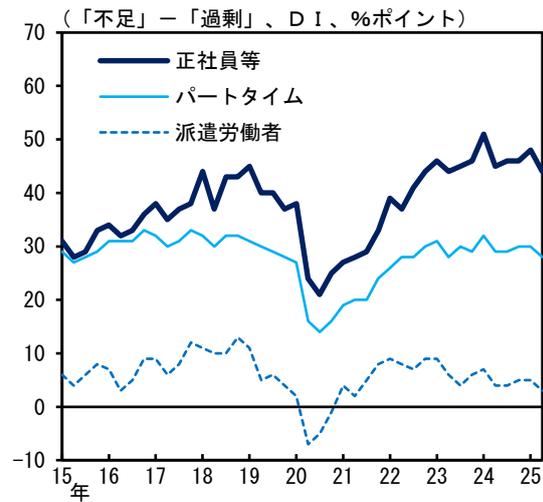
図 B.1. 労働需給関連指標（全国）



(注) 有効求人倍率は季節調整済の値。雇用人員判断DIは、短観の全産業全規模ベース。労働者過不足判断DIは、労働経済動向調査の正社員等ベース。

(出所) 厚生労働省、日本銀行

図 B.2. 労働者過不足判断DI（全国）



(注) 労働経済動向調査ベース。

(出所) 厚生労働省

そこで本節では、事業所に人手不足感を直接質問するため求人サービスの構造変化の影響を受けにくい、労働者過不足判断DI（労働経済動向調査ベース、「不足」と回答した事業所の割合－「過剰」と回答した事業所の割合）という別の指標を用いて、頑健性を確認する。この指標は都道府県別には公表されておらず、6種類の地域区分（北海道・東北、関東、中部、近畿、中国・四国、九州・沖縄）、及び3種類の雇用形態（正社員等、パートタイム、派遣労働者）別の計数が、2015年以降入手可能である。この指標を、「勤労者短観」の個票データと組み合わせ<sup>16</sup>、4.2節の式(4)と同様の推計を行う。表B.3の(1)及び図B.3の(a)は、推計を行った結果をまとめている。有効求人倍率を用いた推計結果と同様に、人手不足感が強い（労働需給の引き締め度合いが強い）地域・雇用形態ほど、賃金予想と物価予想の連関度が強くなる傾向が確認された。

なお、図B.2で示されている通り、正社員等では、他の雇用形態と比べて人手不足感が強い状況が続いている。表B.3の(2)及び図B.3の(b)では、4.2節における労働者の属性別のダミー変数を用いた分析と同様の定式化で、雇用形態別の連関度の違いを推計した結果を示している。この結果は、正社員における強い人手不足感が、賃金交渉力を高め、高い連関度につながっている可能性を示唆している。

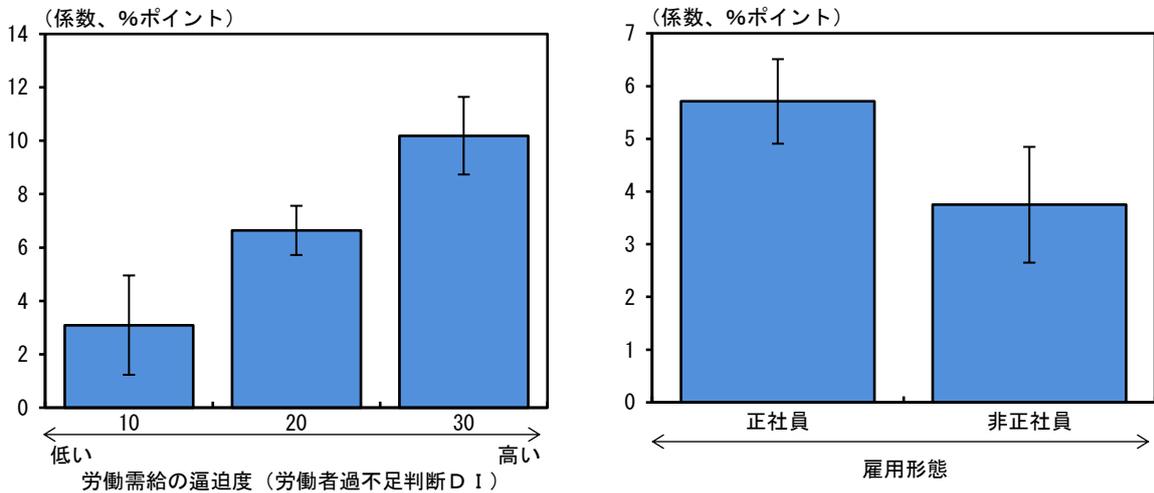
<sup>16</sup> 「勤労者短観」で雇用形態を正社員と回答したサンプルには労働者過不足判断DIの正社員等の値を、パートタイマー及びアルバイトと回答したサンプルにはパートタイムの値を、契約社員及び派遣労働者と回答したサンプルには派遣労働者の値をマッチングさせた。

表 B.3. 連関度の推計結果：労働需給の逼迫度・雇用形態別  
被説明変数：賃金予想

	(1) 労働需給の逼迫度	(2) 雇用形態
物価予想	0.0132 (0.0127)	0.0375*** (0.0056)
労働者過不足判断 D I	-0.0008** (0.0003)	
物価予想 ×労働者過不足判断 D I	0.0018*** (0.0004)	
正社員ダミー		0.0153** (0.0061)
物価予想 ×正社員ダミー		0.0195*** (0.0067)
定数項	0.2087*** (0.0186)	0.1958*** (0.0177)
観測数	34,500	60,189
修正済み決定係数	0.1129	0.1068
推計期間	2015/4月 ～2024/10月	2001/10月 ～2024/10月

(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 B.3. 連関度の推計結果：労働需給の逼迫度・雇用形態別  
(a) 労働需給の逼迫度 (b) 雇用形態



(注) 表 B.3 の結果に基づく。誤差範囲は、95%信頼区間を表す。労働者過不足判断 DI は、「不足」－「過剰」で算出（%ポイント）。

## 補論 C：労働者・企業属性が連関度に及ぼす影響

本補論では、年齢や性別、勤め先の従業員規模や業種といった、4.2 節で取り上げなかった労働者の属性により、賃金予想と物価予想の連関度がどの程度変化するか、「勤労者短観」の個票データを用いて検証する。推計式は、4.2 節における労働者の

属性別のダミー変数を用いた分析と同様である。

推計結果は表 C にまとめられているが、年齢別には 50 歳代以上の高年齢層の、性別には女性の連関度が低い傾向が示された。正確な背景は不明だが、前者については定期昇給を 50 歳代で停止する企業が多いことなどが、後者については女性の正規雇用比率が低い傾向にあることなどが関係している可能性がある。なお、勤め先の従業員規模や業種については、有意な差がみられなかった。

表 C. 連関度の推計結果：労働者の属性別

被説明変数：賃金予想				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	年齢別	性別	従業員規模別	業種別
物価予想	0.0625*** (0.0054)	0.0586*** (0.0043)	0.0443*** (0.0053)	0.0378*** (0.0069)
40歳代ダミー	-0.1021*** (0.0064)			
50歳代以上ダミー	-0.1613*** (0.0057)			
物価予想 × 40歳代ダミー	-0.0091 (0.0080)			
物価予想 × 50歳代以上ダミー	-0.0327*** (0.0071)			
女性ダミー		-0.0044 (0.0056)		
物価予想 × 女性ダミー		-0.0191*** (0.0066)		
中企業ダミー			0.0079 (0.0065)	
大企業ダミー			0.0247*** (0.0066)	
物価予想 × 中企業ダミー			0.0092 (0.0080)	
物価予想 × 大企業ダミー			0.0027 (0.0080)	
製造業ダミー				-0.0026 (0.0075)
卸・小売業ダミー				-0.0102 (0.0094)
物価予想 × 製造業ダミー				0.0135 (0.0092)
物価予想 × 卸・小売業ダミー				0.0177 (0.0115)
定数項	0.1911*** (0.0176)	0.1930*** (0.0175)	0.1952*** (0.0184)	0.2101*** (0.0229)
観測数	60,189	60,189	55,729	35,417
修正済み決定係数	0.1064	0.1062	0.1104	0.1132
推計期間	2001/10月～2024/10月			

(注) \*\*\*は1%有意を示す。( )内は、ロバスト標準誤差。中企業ダミーは従業員規模が100人～999人、大企業ダミーは従業員規模が1,000人以上の企業が、それぞれ1をとるダミー変数。