



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

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—

伊藤雄一郎*
yuuichirou.itou@boj.or.jp

開発壮平*
souhei.kaihatsu@boj.or.jp

No.16-J-4
2016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。

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—*

伊藤雄一郎[†] 開発壮平[‡]

【要旨】

本稿では、「勤労者短観」の個票データを使い、勤労者の物価・賃金に関する予想を把握し、インフレ予想の上昇が消費に及ぼす影響について考察する。分析結果をみると、量的・質的金融緩和（QQE）導入後、賃金上昇を予想する勤労者層に広がりが見られており、賃金予想は全体として緩やかに高まっていることが確認された。また、QQE 導入当初は、賃金予想の上昇幅がインフレ予想に比べて小さかったため、実質賃金予想が低下していたが、足もとでは改善が見られている。こうした物価・賃金予想の動向を踏まえて、インフレ予想と消費の関係を分析すると、QQE 導入以降、実質金利の低下を通じた消費押し上げ効果が、実質賃金予想の低下を通じた消費押し下げ効果を上回っていること、すなわち、インフレ予想の上昇が消費の増加に寄与していることが示された。また、賃金予想の形成メカニズムを検証したところ、特に、賃金実感や勤め先の業績見通しの影響が大きいことが分かった。今後、賃金予想がさらに高まっていくためには、勤め先の業績改善への期待が形成されると共に、賃金の実績として上昇していくことが重要と考えられる。

JEL 分類番号 : D12、D84、D91、E21、E52

キーワード : インフレ予想、賃金予想、カールソン・パーキン法、サーベイデータ、量的・質的金融緩和、日本

* 本稿の作成過程では、日本銀行の多くの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 データアーカイブおよび連合総合生活開発研究所から、「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」の個票データの提供を受けた。記して感謝したい。もちろん、あり得べき誤りは筆者らに属する。また、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、日本銀行およ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 (yuuichirou.itou@boj.or.jp)

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

1. はじめに

家計は、足もとの経済情勢の判断に加えて、物価や賃金などの先行きの予想に基づいて様々な経済的意思決定を行っている。そのため、金融政策が家計の支出行動に及ぼす影響を検討する際には、物価や賃金の先行きについて家計がどのように考えているかを表すインフレ予想や賃金予想を把握する必要がある。これまで、サーベイ調査などを活用し、家計のインフレ予想を把握する取り組みが精力的に行われている¹。これに対し、賃金予想については、データ制約の問題もあって、実証面で十分な研究の蓄積があるとは言いがたい。

先行研究をみると、インフレ予想が家計の消費行動にどのような影響を及ぼすかに着目した分析は多く存在する。Ichiue and Nishiguchi (2015)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」の個票データをもとに、ゼロ金利下におけるインフレ予想の上昇が、家計支出を高めることを実証し、特にその傾向は資産家層や高齢者層で強いと指摘している。欧州における研究では、D'Acunto et al. (2015)が、ドイツにおける消費税率引上げの事例をもとに、インフレ予想の上昇が耐久消費財の消費意欲を高める効果を持つことを示した。他方、米国での実証分析である、Burke and Ozdagli (2013)、Bachmann et al. (2015)は、いずれも、インフレ予想の上昇が足もとの耐久財消費にもたらす影響について、否定的な実証結果を報告している。このように、インフレ予想が家計の消費行動に及ぼす影響について、明確なコンセンサスは形成されていない。

この点、Burke and Ozdagli (2013)は、分析対象となった家計が、全般的にみると、インフレ予想の上昇ほどには賃金上昇を予想していない点を指摘し、インフレ予想が上昇すると負の所得効果が発生して、今期・来期の消費を下押しする可能性があるとして述べている。このことは、家計の支出行動を分析する際に、インフレ予想だけでなく賃金予想の影響も併せて検証することが重要であることを示唆している。また、インフレ予想の高まりが、国際商品市況の上昇を背景とした場合と、金融政策による期待の転換を通じた場合とでは、家計支出に与える影響が異なる可能性がある。インフレ予想の上昇が、所得・支出の好循環メカニズムにつながるかどうかを見極める上で、人々の賃金に関する予想が、インフレ予想との対比でどう変化し、实体经济にどのような影響を及ぼしているかを検証することは、重要な論点になりうる。

¹ 家計のインフレ予想に関する、わが国の最近の研究として、西口ほか (2014) や鎌田ほか (2015) が挙げられる。

賃金予想の把握が重要であるとの問題意識は広く共有されている。Bernanke (2007)は、インフレ予想のモニタリング手法に関するスピーチの中で、労働者の賃金に関する予想の把握を選択肢の一つとして挙げているが、同時に、利用可能なデータが乏しいことを課題として挙げている²。また、Bruine de Bruin et al. (2010)は、賃金予想が消費者の異時点間の意思決定に大きな影響を及ぼしていることを指摘した上で、インフレ予想を把握するための手掛かりとして賃金予想の把握が有用であると強調している。さらに、Potter (2011)は、家計におけるインフレ予想と賃金予想の不一致が、家計の支出行動に影響を及ぼす可能性があるとし、インフレ予想と賃金予想の相対的な関係をモニタリングすることの重要性を指摘している。

本稿の目的は、連合総合生活開発研究所が実施する「勤労者の仕事と暮らしに関するアンケート調査（以下、勤労者短観）」の個票データから、インフレ予想と賃金予想に関する情報を抽出し、インフレ予想が消費に及ぼす影響について、賃金に関する予想を踏まえて分析を行うことである。ここでは、本稿の分析における3つの特徴点を指摘しておく。

第一に、本稿では、これまでデータ制約上の問題などにより、十分に分析されてこなかった、家計の賃金予想に焦点を当て、量的・質的金融緩和（QQE）導入以降の動向やインフレ予想との相対的な関係について分析する。本稿で用いる「勤労者短観」は、筆者らの知る限り、家計の物価・賃金予想や支出行動について体系的かつ長期的に調査を実施している、わが国で唯一の家計サーベイである。

第二に、インフレ予想が家計の支出行動を通じて実体経済に及ぼす影響に関して、賃金予想の変化を考慮に入れた上で分析している。資源価格の高騰によりインフレ予想が上昇した2007～08年と、金融政策の抜本的な転換が図られた2013年のQQE導入以降では、景気や企業業績など先行きに対する人々の見方が大きく異なっており、インフレ予想の上昇が家計行動に及ぼす影響が異なる可能性がある。本稿では、インフレ予想の上昇が消費の増加につながるの、どのような状況であるかを検討する。

第三に、賃金に関する予想がどのように形成されているかを考察している。本稿では、賃金予想と「勤労者短観」の幾つかの指標の関係を分析することで、賃金予想が高まっていくためには、どのような要因が重要であるかを検討する。

² こうした問題意識の下、賃金予想の把握に向けて新たに調査を開始する動きがみられている。米国における取り組みについては、Van der Klaauw et al. (2008)を参照。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、まず、分析に用いる「勤労者短観」の詳細について、代表的な家計サーベイと比較しながら紹介する。第3節では、定性データを定量化する際に用いる修正5択型カールソン・パーキン法³について説明した後、インフレ予想と賃金予想の動向や両者の相対的な関係について考察する。第4節では、インフレ予想の上昇が消費に及ぼす影響について、賃金予想の動向を踏まえて分析を行う。第5節では、賃金予想の形成メカニズムについて分析を行い、属性別にみた特徴点についても検討を加える。最後の第6節は、まとめである。なお、補論において、本稿で用いた修正5択型カールソン・パーキン法の詳細について説明している。

2. 分析に用いる「勤労者短観」の詳細

本稿では、賃金に関する予想を分析するために、連合総合生活開発研究所が実施している、「勤労者短観」の個票データを用いる。図表1では「勤労者短観」と、日本銀行「生活意識に関するアンケート調査」ならびに内閣府「消費動向調査」を比較している。「勤労者短観」は、働く人の目からみた景気や雇用の動向などを探るため、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、郵送により調査票をやり取りする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、インターネットを利用するインターネットモニター調査を実施している。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2,000名が回答しており、他の主要な家計サーベイと比較しても、遜色のない水準のサンプル数が確保されている。

「勤労者短観」は、首都圏およ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おり⁴、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「生活意識に関するアンケート調査」や「消費動向調査」と異なっている。その上で、「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。他の家計サーベイでは「世帯収入」を調査しているため、年金・資産所得や配偶者所得など賃金以外の要因が含まれてしまう点に注意が必要である。また、物価の実感や先行きの予想あるいは消費実感といった、賃

³ 本稿で定性データの定量化に利用する「修正5択型カールソン・パーキン法」は、標準的なカールソン・パーキン法を5択型のアンケート回答に対応できるよう拡張した上で、回答バイアスに修正を施している。

⁴ 「勤労者短観」では、就業構造基本調査の分布割合を反映したサンプル割付基準に基づき、モニター登録している民間企業雇用者からランダムにサンプルを抽出している。

金との関係性が強いと考えられる様々な要因や家計消費の動向についても調査していることから、賃金予想とインフレ予想の関係性や家計支出への影響などについて、同じサンプルに基づいて分析することが可能である。筆者らの知る限り、「勤労者短観」は、家計の物価・賃金予想や支出行動について体系的かつ長期的に調査を実施している、わが国で唯一の家計サーベイである⁵。

また、「勤労者短観」の特徴として、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が挙げられる。例えば、「勤労者短観」では、勤め先の従業員規模、業種、労働組合の有無のほか、就業形態や勤続年数に関する情報が調査されており、勤労者の属性をコントロールすることが可能である⁶。本稿の分析対象は、主として、物価・賃金に関する見方、景気、勤め先の業績、消費の見方であるが、業種や就業形態、勤め先の従業員規模といった、勤労者の属性情報を用いてサンプルを分割した分析も行った。

なお、「勤労者短観」では、物価や賃金など主要な調査項目について、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、物価の先行きに関する設問では、「あなたは、1年後の物価は、現在と比べて上がると思われますか、下がると思われますか」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。分析にあたっては、「わからない」の回答割合を除いた上で、残りの5つの選択肢の割合をもとに分析を行った。また、2013年以降、4月調査の際に、物価、景気、勤め先の業績の3年後の見通し、および賃金の3、5年後の見通しについても併せて調査していることから、短期予想（1年後）だけでなく、中長期予想（3、5年後）に関しても分析を行った。

3. 賃金予想の捕捉

本節では、推計手法の概要を説明した後、「勤労者短観」を用いて、QQE導入以降、インフレ予想が上昇する中で、家計の賃金予想はどのように推移してきたかを考察する。推計手法の詳細は補論を参照されたい。

（1）カールソン・パーキン法の5択型アンケートへの拡張

予想を分析する際、まず、どのように計測するかという問題が生じる。人々

⁵ 「勤労者短観」を用いた研究として、失業不安の推移や、労働組合が生活不安の緩和に与える影響などを分析した南雲・小熊（2011）が挙げられる。

⁶ 「勤労者短観」における回答者の詳細については、参考図表を参照。

のマインドは、政策遂行上、有用な情報を持つと考えられるが、それ自体、直接観察することができない。このため、インフレ予想などを計測する際には、合理的期待形成など何らかの予想形成メカニズムを仮定した上で、結果として観察される金利などの指標から逆算する方法を取るか、直接、アンケートによって聞き取り調査を行うことが多い。

アンケート調査でインフレ予想など人々のマインドを抽出する試みは広く行われているが、多くのアンケート調査が「上昇」、「下落」のような定性的な選択肢からなる設問形式を取っており、定量的な数字を直接聴取する調査は一部に限られている⁷。定性的な設問形式で得られたデータの場合、実際のインフレ率などと比較するためには、回答集計値を、何らかの手法で定量的なものに変換しなければならない。定性的なデータを定量的な指標に変換する代表的な手法としては、カールソン・パーキン法 (Carlson and Parkin, 1975) が挙げられる。この手法は、アンケート回答者の回答分布が、正規分布などの特定の分布に従うことを仮定し、一定の閾値以上で「上昇」、一定の閾値以下で「下落」と回答することを仮定した上で、期間を通じた推計値の平均が実績値の平均に等しくなるよう閾値を推計して、定量的なデータに変換するものである (図表2)。

標準的なカールソン・パーキン法は、もともと「上昇」、「変わらない」、「下落」のような3択型のアンケート結果を定量化する手法として開発された。しかし、今回、分析に用いる「勤労者短観」では、「かなり上昇」、「やや上昇」、「変わらない」、「やや下落」、「かなり下落」という5択の設問項目で構成されている。こうしたデータを定量化する場合、「かなり上昇 (かなり下落)」と「やや上昇 (やや下落)」をまとめて、3択型のように扱うことで、標準的なカールソン・パーキン法を適用することが可能となるが、もともと5択型のデータに含まれていた情報にロスを発生させてしまうことは否めない。

そのため、本稿では、一般的なカールソン・パーキン法を5択型に拡張した Batchelor and Orr (1988)の手法を踏襲する。彼らは、EEC (欧州経済共同体) が行った家計の物価見通しの調査に関して、「かなり上昇する (much higher)」、「緩やかに上昇する (moderately higher)」、「小幅に上昇する (a little higher)」、「変わらない (about the same)」、「小幅に下落する (a little lower)」という5択型の設問に対応したカールソン・パーキン法の手法を提案した⁸。Nielsen (2003)は、同

⁷ 「生活意識に関するアンケート調査」や「消費動向調査」では、物価の先行きなどの一部の設問において、定量的な回答を直接聴取する方法や、定量的な選択肢を選ばせる形式を用いている。

⁸ 一般的なカールソン・パーキン法を5択型のアンケート調査に対応させた研究として、加納 (2006) は、ロジスティック分布関数を仮定した推計手法を提案している。

手法に従い、EU 諸国のインフレ予想を導出している。本稿では、Batchelor and Orr (1988)で提案された手法をもとに、アンケート調査で得られた各種データの定量化を試みる。同手法は、上昇と下落に関して非対称な回答アンケートに用いられたが、今回、分析に用いる「勤労者短観」では、上昇と下落に関して対称的な設問形式になっていることを踏まえ、モデルの修正を行った。

具体的に、インフレ予想のケースを例として紹介すると（図表3）、インフレ予想が、平均 μ_t 、標準偏差 σ_t の正規分布に従い（ t は時間を表す）、将来の物価に関する設問に対し、想定するインフレ予想が、ある閾値 $\pi + \varepsilon_t$ %を上回る場合には「かなり上がる」、 $\pi - \varepsilon_t$ %から $\pi + \varepsilon_t$ %の間の場合には「やや上がる」、 $-\pi + \delta_t$ %から $\pi - \varepsilon_t$ %の間の場合には「変わらない」、 $-\pi - \delta_t$ %から $-\pi + \delta_t$ %の間の場合には「やや下がる」、 $-\pi - \delta_t$ %を下回る場合には「かなり下がる」と回答すると仮定している。同手法の詳細については、補論（1）を参照されたい。

（2）回答バイアスの修正

カールソン・パーキン法は、定性的なデータを定量化する方法として広く利用されているが、問題点も指摘されている。まず、想定する回答分布として正規分布を仮定することは妥当かという問題があり、長年、実証的な問題として検証されてきた。もっとも、加納（2006）で指摘されているように、利用可能な定性データからは分布に関する情報が得られない中で、回答に何らかの分布を想定せざるをえないという状況の下では、計算が簡単であり、確たる反証もない正規分布を用いることは妥当と考えられる。このため、本稿でも正規分布を仮定しているが、推計結果は、ある程度の幅を持つてみる必要がある。

また、閾値の一定性や対称性に関する仮定についても、実際のデータとの関連でみて、妥当性を疑問視する声がある。これらの仮定が問題視される背景には、アンケート調査には何らかの回答バイアスが存在すると考えられていることが挙げられる。家計アンケートにおける回答の歪みを指摘したわが国の研究として、鎌田（2008）は、「生活意識に関するアンケート調査」の調査結果を用い、家計のインフレ予想に関する回答には、整数が多い、ゼロ%が多い、5の倍数が多い、マイナスの値が少ないという特徴を指摘し、デフレを予想しても、アンケート調査ではゼロ%と回答する家計が多いこと、すなわち、物価見通しの回答に下方硬直性が存在する可能性を指摘した。このように、アンケートに何らかの回答バイアスが存在する場合、閾値の対称性を仮定するカールソン・パーキン法がそのままでは適用できなくなってしまう場合がある。

こうしたバイアスに対処するためには、閾値の一定性や対称性、予想と実績

の長期的な一致関係といった仮定を緩める必要があり、カールソン・パーキン法を修正した手法が多く提案されている。堀・寺井（2005）は、合理的期待形成の仮定を置いて、閾値の時間変動や非対称性を許容する手法を提案している。加納（2006）は、サーベイにおける回答の分散と実績値の分散が等しいと仮定して、閾値の非対称性を許容する手法を紹介している。また、関根ほか（2008）は、アンケートの回答にバイアスが存在することを許容した上で、最小二乗法を用いて閾値を推計し、インフレ予想を算出している。

アンケートにおける回答バイアスには、先述のような、物価など調査項目特有のバイアスに加えて、郵送法、インターネットモニター調査法など、調査手段の違いによるバイアスも存在する。本多・本川（2005）は、郵送や訪問調査といった従来型の調査方法とインターネット調査などのモニター型調査では、アンケートの回答に有意な差が存在することを指摘した。特に、モニター型調査では、回答に共通の特徴（不安・不満が強い等）が観察されたと指摘している。定性データをカールソン・パーキン法によって定量化する場合、こうした調査法によるバイアスの存在も考慮に入れる必要がある。特に、本稿で分析に用いる「勤労者短観」は、2011年に郵送法調査からインターネットモニター調査へと調査方法が変更となっている。近年は、調査費用の問題や迅速な情報収集、情報管理の観点もあって、インターネットなどを活用したモニター型調査が増えてきており、分析の際には、こうした調査法の変更に伴う変化を考慮に入れる必要性が高まっている⁹。

こうした点を踏まえ、本稿では、5択型カールソン・パーキン法を適用するにあたり、各種バイアスが存在する可能性を考慮して、関根ほか（2008）で用いられた手法を用いてバイアスに対処する（前掲図表3）。先述の通り、バイアスへの対処法として、合理的期待形成の仮定を置いて閾値の変動を認める手法が提案されているが、賃金予想の形成メカニズムを分析することも目的としている本稿では、予想形成メカニズムに強い仮定を置かない方が望ましい。また、サーベイにおける回答の分散と実績値の分散が等しいと仮定して推計する手法についても、本稿が分析対象とする賃金は、物価と比べて回答の異質性が大きいという特徴を踏まえると、仮定が強すぎる懸念がある。

これに対して、関根ほか（2008）が提案した手法を用いれば、郵送法調査からインターネットモニター調査への調査方法の変更に伴うバイアスの変化を捉

⁹ 小熊・南雲（2011）は、「勤労者短観」における郵送法調査とインターネットモニター調査の結果を比較している。検証の結果、回収状況から生じる歪みを調整しても、両者の回答傾向には有意な差が存在すると述べている。

えることが比較的容易である。具体的な修正方法は、補論（2）を参照されたい。以降では、「勤労者短観」から得られるインフレ予想や賃金予想などの定性データを、修正5択型カールソン・パーキン法に従って定量化する。

（3）インフレ予想と賃金予想の相対的な関係

本節では、「勤労者短観」における定性データを、修正5択型カールソン・パーキン法によって定量化した結果について考察する。まず、修正5択型カールソン・パーキン法を適用するにあたり、それぞれの調査項目について、定量化の基準となる指標が必要となる。本稿では、インフレ予想・実感については、消費者物価指数（総合）を、賃金予想・実感については、毎月勤労統計における現金給与総額（指数）を、それぞれ定量化の基準指標として設定した。なお、物価については、消費税増税の影響を含む場合と除く場合を、賃金については、一人あたりと時間あたりをそれぞれDIと比較検証して¹⁰（図表4）、消費税率引上げの影響を除く消費者物価指数（総合）、ならびに、一人あたり現金給与総額を基準指標として設定した。ただし、「勤労者短観」における物価の設問は、消費税の影響を除いて回答することを厳密には求めておらず、物価の実感や予想のモメンタムに、消費税率引上げが何らかの影響を及ぼしている可能性は排除できないため、推計結果は、ある程度の幅をもってみる必要がある。このほか、景気や勤め先の業績の見方といった、他の系列の定量化を行う際にも、DIとの対応関係などを踏まえて、基準指標の設定を行った¹¹。

（修正5択型カールソン・パーキン法の推計結果）

修正5択型カールソン・パーキン法を適用して得られた推計値は、図表5に示されている。データの散らばりを確認すると、物価に関する設問に比べ、賃金や業績、消費に関する設問においてデータの散らばりが相対的に大きく、これらの潜在的な予想分布がばらついていることが分かった¹²。また、推計されたバイアスをみると、物価は実感・予想ともに、上方バイアス（ Z_1 、 Z_2 がマイナ

¹⁰ 「勤労者短観」における物価に関する設問には、消費税の取扱いに関する言及はない。また、賃金に関する設問では、時給か給与総額か厳密に区別されていない。なお、賃金に関しては、特別給与を含む場合と除く場合についても検討したが、含む場合と動きが近かったため、特別給与を含む給与総額を基準指標として設定した。

¹¹ 景気の見方については、「国民経済計算」の名目GDP成長率を、勤め先の業績の見方については、「法人季報」の経常利益前年比を、消費の見方については、「国民経済計算」の家計最終消費支出を、それぞれ基準指標として設定した。なお、家計最終消費支出については、物価との平仄を取るため、消費税率引上げの影響を除いて基準指標とした。

¹² 物価に対する設問が、一般物価について評価している一方、賃金や業績、消費に対する設問は、個々の賃金、業績、消費を評価していることが背景にあると考えられる。

ス)の存在が示唆された。特に、実感よりも予想の方が、強い上方バイアスを持っており、散らばりも大きい。一方、賃金予想については、下方バイアス(Z_1 、 Z_2 がプラス)が強いことが示唆された。また調査方法別にみると、インターネット調査の方が、郵送法調査と比べて、各予想項目の下方バイアスが強く、また、賃金実感についても下方バイアス(Z_2 がプラス)があることが示唆された。この結果は、インターネット調査の回答において、ネガティブな影響が強調される傾向にあると指摘している本多・本川(2005)と整合的である。

(インフレ予想と賃金予想の動向)

推計された閾値やバイアスをもとに、インフレ予想と賃金予想を算出した。まず、インフレ予想(1年後の物価見通し)の動きをみると(図表6)、QQE導入後、明確に上昇した後、0.5%~1.0%程度で推移している¹³。また、インフレ実感(現在の物価)の動きをみると、インフレ予想に比べると上昇ペースは緩やかながら、2013年後半以降は、上昇傾向が顕著になっている。特に、2015年後半は、消費者物価指数(総合)がゼロ近傍での推移となっている中で、インフレ予想、実感ともに、相応のプラス水準が維持されている。

なお、全体系列で推計された閾値をもとに、従業員規模別、就業形態別といった属性別にインフレ予想の動きを確認したが、QQE導入後に属性ごとの特徴的な違いはみられなかった(図表7)。

次に、賃金予想の動きをみると(図表8)、QQE導入後、2006年以降のプラスに転化した後、2015年頃にかけて、0.5%程度まで上昇している。また、賃金実感の動きをみると、賃金予想と比べると上昇ペースは緩やかだが、足もとにかけて伸びを高めており、上昇傾向が明確になってきている。

全体で推計された閾値を用いて、従業員規模ごとに賃金予想を推計すると、QQE導入直後に300人以上の相対的に大きな企業の勤労者が顕著に上昇しているが、2014年入り後は、より規模の小さい企業の勤労者でも上昇がみられている(図表9)。また、就業形態別にみると、QQE導入直後は、正社員における上昇が目立っていたが、最近では、正社員から非正社員へと上昇の動きが広がりつつあることが確認できる。こうした動きは、足もと非正社員で労働需給がタイト化していることと整合的である。このほか、年齢別にみると、QQE導入直後は40~50代の上昇が目立っていたが、2014年入り後は、20~30代でも上昇

¹³ なお、「勤労者短観」を用いて算出したインフレ予想の動きは、「生活意識に関するアンケート調査」を用いて算出したインフレ予想の動きと比較して、大きな違いはみられなかった。このため、データの違いによる歪みは特段生じていないと考えられる。

してきている。業種別にみると、製造業のほか建設業従事者の上昇幅が大きい。

以上をまとめると、QQE 導入直後の賃金予想の上昇は、一部の勤労者に偏ったものであったが、2014 年以降、賃金上昇を予想する勤労者層に広がりが見られており、前向きな景気回復メカニズムが働く素地が、経済全体として形成されつつあると考えられる。

(インフレ予想と賃金予想の相対的な関係)

QQE 導入以降、インフレ予想と賃金予想はともに上昇しているが、それらの相対的な関係はどのようになっているのだろうか。Burke and Ozdagli (2013)は、分析対象となった家計の多くが、インフレ予想の上昇ほどには賃金上昇を予想していない点を指摘し、インフレ予想が上昇すると負の所得効果が発生し、今期・来期の消費を下押しする可能性があるとして述べている。このことは、インフレ予想と賃金予想の相対的な関係性が重要であることを示唆している。

そこで、本節では、インフレ予想と賃金予想の動きを、他の指標との関係も踏まえて考察した(図表10)。まず、インフレ予想上昇局面である2007~08年とQQE導入以降の局面を比べると、前者では、賃金予想が低下している一方、後者では、賃金予想も高まっている点が特徴的である。この背景を探るため、景気の見方や勤め先の業績の見方、賃金の実感といった他の回答項目の動きについてみると、2007~08年の局面では、景気や勤め先の業績見通しや、賃金の実感が低迷している一方、QQE導入以降では、それらが改善基調にある点に違いがある。2007~08年の局面では、原油価格の上昇にみられるように資源価格の高騰が起こっており、国際商品市況の上昇を背景としたインフレ予想の上昇であった可能性が高い。こうしたコスト・プッシュ型のインフレ予想の上昇は、QQE導入後のような、金融政策による期待の転換を通じたインフレ予想の上昇とは、質的に異なっている可能性がある。

なお、賃金予想・実感から、それぞれインフレ予想・実感を差し引いた、実質賃金予想・実感の動きを確認すると(図表11)、QQE導入後、インフレ予想・実感の上昇ほどには賃金予想・実感が上昇していないため、やや減少していることが確認できる¹⁴。この点、Burke and Ozdagli (2013)が指摘するように、物価と賃金における粘着性の違いなどが影響している可能性がある。もっとも、足もとでは、賃金予想・実感の伸び率が徐々に拡大してきていることから、実質賃金予想は上昇に転じており、また実質賃金実感の落ち込みも和らいできてい

¹⁴ 同時期に実施された消費税率上げが何らかの影響を及ぼしている可能性には留意が必要である。

る。こうした傾向は、2007～08年のインフレ予想上昇局面において、実質賃金予想が大幅に悪化していた姿と対照的である。

4. インフレ予想が消費に及ぼす影響

(1) 理論的整理

インフレ予想と消費の関係は、異時点間の代替効果と所得効果の大小関係によって規定される(図表12)。インフレ予想の上昇は、まず、名目金利を一定とすると、実質金利を低下させる。実質金利の低下は、将来財の相対価格を引き上げるため、異時点間の代替効果により、消費を前倒しさせる方向に作用する。このメカニズムは、インフレ予想が低下する局面においては、逆方向に働く。すなわち、デフレ予想が強くなる局面では、代替効果を通じた消費の先送りが発生することになる。長期にわたるデフレから脱却し、人々のインフレ予想が上昇する過程では、デフレ期に過度に先送りされてきた消費が実現することが期待される。一方で、インフレ予想の上昇は、実質賃金予想を低下させるほか、実質金利の低下を通じて、実質利子所得予想を低下させるため、所得効果によって消費を減少させる方向にも作用する。代替効果と所得効果の大小関係は、結局のところ、実証的な問題であり、国内外で研究が進められてきた。

先述の通り、わが国を対象とした先行研究(Ichiue and Nishiguchi, 2015)では、インフレ予想の上昇が消費を増加させるという分析がなされている一方で、米国での実証分析では、消費に対して明確な影響はみられないとする報告が存在する(Burke and Ozdagli, 2013, Bachmann et al., 2015)。米国における研究でみられる指摘として興味深いのは、家計の多くがインフレ予想の上昇ほどには賃金上昇を予想していないという点である。こうした傾向がある場合、インフレ予想の上昇は、実質所得に関する予想を悪化させ、負の所得効果を通じて、消費を減少させる可能性がある。

そこで、本節では、わが国におけるインフレ予想と消費の関係について、賃金予想の変化がもたらす影響も踏まえながら検討する。着目するのは2回のインフレ予想上昇局面、すなわち2007～08年とQQE導入後の局面におけるインフレ予想と消費の関係性である。

(2) 推計モデルと分析結果

インフレ予想と消費の分析を行うに当たり、5歳区分の年齢階層別にサンプルをプールした上で、修正5択型カールソン・パーキン法を用いて、年齢階層

ごとにインフレ予想・実感、賃金予想・実感、消費実感の定量化を行う¹⁵。次に、それぞれのインフレ予想・実感を用いて各系列を実質化することで、実質賃金予想・実感、実質消費実感の系列を作成する。その上で、実質消費実感を被説明変数、実質金利、実質賃金予想・実感を説明変数とする年齢階層別パネル分析を行った。ここで、実質賃金実感は、足もとの賃金動向の代理変数である。なお、推計にあたっては、ラグ構造などが異なる複数の定式化を考慮したほか、年齢階層による影響をコントロールした。

推計結果をみると、いずれの定式化においても、符号条件は満たされており、実質金利の低下が実質消費実感の増加につながることを確認された（図表13）。この実証結果は、名目金利一定のもとで、インフレ予想の引上げが実質金利の低下を通じて消費を押し上げる効果を持つことを示している。

もともと、米国の研究で指摘されているように、インフレ予想ほどには賃金予想が上昇せずに、実質賃金予想が低下する場合には、逆に、消費に悪影響を及ぼす可能性がある。この点について、2007～08年とQQE導入以降のインフレ予想上昇局面について、実質消費実感の寄与度分解を確認する（図表14）。まず、2007～08年の局面では、実質賃金予想の低下による消費押下げ効果が、実質金利の低下による消費押上げ効果を上回っており、消費にマイナスの影響が生じている¹⁶。一方、QQE導入以降では、実質金利低下による消費押上げ効果が実質賃金予想の低下による消費押下げ効果を上回っており、全体として消費にプラスの効果が生じている。

以上の結果を踏まえると、名目金利が低位安定しているもとでインフレ予想を引き上げることが消費に対しプラスの効果を持つかどうかは、賃金予想とインフレ予想の相対的な関係に依存しており、局面によって消費への影響が異なる可能性が指摘できる。その上で、QQE導入以降についてみると、インフレ予想の上昇に対して、賃金予想も緩やかながら上昇傾向にあることから、実質賃金予想の低下が限定的なものにとどまっており、全体として、インフレ予想の引き上げが消費に対してプラスの効果を持っていることが確認できる。こうした結果は、わが国において、デフレ期に過度に先送りにされてきた需要が、代替効果を通じて、少しずつ実現し始めているとの解釈が可能である。

¹⁵ カールソン・パーキン法を適用する際の基準指標として、それぞれの年齢階層に対応した基準指標を用いることが適当と考えられるが、データ制約上難しいことから、それぞれサンプル全体に対して用いた指標（消費者物価指数<総合>、現金給与総額、家計最終消費支出）を用いている。

¹⁶ なお、推計結果をみると、定数項の係数が大きい。これは、わが国における高齢化を背景とした消費性向の高まりなどを反映していると考えられる。

この間、足もとの賃金動向を反映する実質賃金実感は、依然として消費を押し下げている。次節では、こうした足もとの賃金動向が、賃金予想に及ぼす影響などについて考察する。

5. 賃金予想の形成メカニズム

(1) 分析の枠組み

前節でみたように、インフレ予想の上昇が消費の増加につながるためには、賃金予想とインフレ予想がバランスよく上昇する必要がある。では、勤労者の賃金予想は、どのようなメカニズムで形成されているのだろうか。本節では、「勤労者短観」の賃金予想が、どのような要因の影響を受けているかを分析することで、賃金予想の形成メカニズムに対する示唆を得たい。

具体的には、賃金予想を被説明変数とし、「勤労者短観」が調査しているいくつかのマインド指標（インフレ実感、賃金の実感、景気の実感・予想、勤め先の業績の実感・予想）を説明変数として、各指標が賃金予想に及ぼす影響について考察する。分析にあたっては、「勤労者短観」のデータが、「上がる」、「変わらない」、「下がる」といった回答からなる定性的なデータであることを踏まえ、こうしたデータの分析に広く用いられている順序プロビットモデルを用いる。推計する順序プロビットモデルは、以下のように表すことができる。

$$y_i^* = \alpha X_i + \varepsilon_i \quad y_i = \begin{cases} \text{かなり上がる} & \text{if } y_i^* \leq \beta_1 \\ \text{やや上がる} & \text{if } \beta_1 < y_i^* \leq \beta_2 \\ \text{変わらない} & \text{if } \beta_2 < y_i^* \leq \beta_3 \\ \text{やや下がる} & \text{if } \beta_3 < y_i^* \leq \beta_4 \\ \text{かなり下がる} & \text{if } \beta_4 < y_i^* \end{cases}$$

ここで、 y_i^* は回答者 i の賃金予想に関する観測されない潜在変数、 X_i は各説明変数のベクトル、 $\beta_1 \sim \beta_4$ は y_i^* と観測された賃金予想の回答を識別する閾値である。順序プロビットモデルを用いることにより、賃金予想の定性的な回答が、他の様々な指標と、どのような関係にあるかが分析可能となる。なお、推計にあたっては、年齢区分、就業形態、勤め先の従業員規模、調査回といった属性をコントロールした。

(2) 分析結果

(賃金予想の形成メカニズム)

まず、1年後の賃金予想を被説明変数として、上記の順序プロビットモデルを推計する。推計にあたり、説明変数に短期・中長期予想¹⁷を含んだ場合、短期予想に限定した場合、短期予想に限定して長期時系列で推計した場合を考慮した。推計結果をみると(図表15)、いずれの定式化においても、賃金予想の回答が、賃金・景気実感、景気・勤め先の業績見通しから有意な影響を受けていることが確認できる¹⁸。特に、係数の大きさから判断すると、賃金実感や勤め先の業績見通しの影響を強く受けると推測できる。このことは、賃金予想形成において、勤め先の業績見通しという「フォワードルッキングな視点」に基づく面と、足もとの賃金実感という「バックワードルッキングな視点」に基づく面の両面が存在することを示唆している。一方、物価との関連では、インフレ実感が一部の推計式において有意となっているが¹⁹、賃金実感や勤め先の業績見通しの係数と比較すると、相対的には影響が小さい。

以上の結果を整理すると、賃金予想が上昇するためには、賃金実感や勤め先の業績に関する見方が改善することが重要と考えられる。2007～08年にインフレ予想が上昇した局面では、景気や勤め先の業績の見方が改善しない中で賃金予想は高まらなかった。インフレ予想の上昇に合わせて、賃金予想が高まっていくためには、勤め先の業績改善への期待が形成されるもとの、賃金の実績として上昇していくことが重要と考えられる。

次に、3、5年後の賃金予想における関係をみると、1年後の賃金予想における結果と同様、賃金・景気実感、景気の見通し、勤め先の業績見通しからの有意な影響が確認できる(図表16)。係数の大きさについて仔細にみると、短期(1年後)の賃金予想の場合と比べて、賃金・景気実感の影響が弱まっている一方、中長期的な景気や勤め先の業績見通しの影響が強まるという特徴が確認できる。この結果は、中長期(3、5年後)の賃金予想が高まっていくためには、景気予想や勤め先の業績見通しといったフォワードルッキングな要素の改善が特に重要であることを示唆している。

¹⁷ 「勤労者短観」では、2013年以降、4月調査の際に、物価・景気・勤め先の業績の3年後の見方について、賃金の3、5年後の見方について聴取している。

¹⁸ なお、各種属性(年齢、就業形態、勤め先の従業員規模、調査回)の影響は、ダミー変数を用いてコントロールしている。

¹⁹ 賃金交渉の場において、賃金改定の要求水準として、足もとの物価動向を参照することが慣例となっていることも、こうした結果の背景にあると考えられる。

(属性別にみた影響)

賃金予想形成を規定する要因は、勤労者の属性ごとに分けてみた場合でも同様なのだろうか。直感的には、給与体系が異なる正社員・非正社員の間では、予想形成メカニズムが異なる可能性も考えられる。

ここでは、「勤労者短観」で調査している就業形態や組合の有無といった属性ごとの賃金予想と他の回答項目の関係性について、交差項を用いた推計を行う。例えば、勤労者の就業形態（正社員／非正社員）については、「正社員」と答えた場合に1となるダミー変数を作成する。その上で、各説明変数にダミー変数を掛け合わせた交差項を新たな説明変数として加える。これらの交差項が賃金予想に与える影響をみることで、就業形態の違いが賃金予想に及ぼす影響について考察することが可能となる²⁰。

まず、正社員の賃金予想を被説明変数とした推計について、交差項をみると(図表17)、正社員の方が、賃金実感の影響を受けやすいとの結果が有意に得られており、正社員の賃金予想形成において、足もとの賃金動向が重視される傾向にあることが確認された。こうした結果には、正社員の雇用が、非正社員と比べ相対的に安定的なため、現在得ている賃金を継続的に得ることができることと正社員が予想しやすいことが背景にある可能性がある。

次に、正社員のうち、勤め先に労働組合が存在する勤労者と、労働組合が存在しない勤労者について、1年後の賃金予想を被説明変数とした推計を行った(図表18)。分析結果をみると、組合が存在する企業の勤労者の方が、勤め先の業績実感の影響が強い傾向がみられた。この結果は、組合が存在する企業の勤労者は、勤め先の業績改善が実感された場合に、組合交渉によって賃金上昇に結び付くと予想している可能性を示唆している。

6. まとめ

本稿では、連合総合生活開発研究所が実施する「勤労者短観」の個票データからインフレ予想と賃金予想に関する情報を抽出し、インフレ予想が消費に及ぼす影響について、賃金に関する予想を踏まえて分析を行った。

分析にあたり、「勤労者短観」が5択の回答形式であること、アンケート回答にバイアスが存在しうることを踏まえ、修正5択型カールソン・パーキン法を

²⁰ 本分析では、企業規模を揃えるため、従業員規模100人以上の企業の勤労者に限定した。

用いて賃金予想やインフレ予想を定量化した。分析の結果、QQE 導入後、賃金予想は全体として緩やかに高まっていることが分かった。特に、2014 年以降、賃金上昇を予想する勤労者層に広がりが見られており、前向きな景気回復メカニズムが働く素地が経済全体として形成されつつあると考えられる。

次に、QQE 導入以降のインフレ予想の上昇が消費に及ぼした影響について、賃金予想の変化も考慮に入れた上で分析を行った。その結果、実質金利の低下が消費押上げに寄与する一方で、実質賃金予想の低下が消費押下げに寄与しているが、全体としてみると、前者が後者を上回り、インフレ予想の上昇が消費の増加につながっていることが確認された。

また、賃金予想の形成メカニズムについて考察するために、賃金予想と他の回答項目との関係を順序プロビットモデルにより分析した。その結果、人々の賃金予想は、賃金実感や勤め先の業績見通しの影響を強く受けることが示された。物価上昇局面において、賃金予想が高まっていくためには、勤め先の業績改善への期待が形成されると共に、賃金の実績として上昇していくことが重要と考えられる。

最後に本稿の分析における留意点を述べる。本稿では、賃金や物価に関する予想の計測にあたり、カールソン・パーキン法の考え方に依拠している。カールソン・パーキン法の適用にあたっては、基準指標の選択の問題に加えて、回答分布の形状や閾値の一定性、予想と実績の長期的な一致関係など、いくつかの強い仮定が必要となるため、計測された賃金予想・インフレ予想には、一定の誤差が含まれることは否めない。また、データの制約から消費税率引上げの影響が十分にコントロールできていない可能性もある。このため、本稿の実証結果については、ある程度の幅を持ってみる必要がある点を強調しておきたい。

補論. インフレ予想・賃金予想の推計方法

(1) 5 択型カールソン・パーキン法

まず、一般的なカールソン・パーキン法を 5 択型に拡張した Batchelor and Orr (1988)の手法をもとに、「上昇」と「下落」を対称的に質問しているサーベイに適用可能な 5 択型カールソン・パーキン法を示す。

より具体的に、インフレ予想のケースを例として紹介する。図表 3 (1) は、人々が予想するインフレ予想の分布を描いたものである。インフレ予想は、平均 μ_t 、標準偏差 σ_t の正規分布で与えられると仮定する (t は時間を表す)。 μ_t と σ_t が分かれば、回答結果から回答分布を求めることができる。

まず、将来の物価に関する設問に対し、回答者は、「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」の 5 つの選択肢の中から回答する。その際、想定するインフレ予想が、ある閾値 $\pi + \varepsilon_t$ % を上回る場合には「かなり上がる」、 $\pi - \varepsilon_t$ % から $\pi + \varepsilon_t$ % の間の場合には「やや上がる」、 $-\pi + \delta_t$ % から $\pi - \varepsilon_t$ % の間の場合には「変わらない」、 $-\pi - \delta_t$ % から $-\pi + \delta_t$ % の間の場合には「やや下がる」、 $-\pi - \delta_t$ % を下回る場合には「かなり下がる」と回答すると仮定する。

「かなり下がる」と回答した人々の割合を A_t 、「やや下がる」と回答した人々の割合を B_t 、「変わらない」と回答した人々の割合を C_t 、「やや上がる」と回答した人々の割合を D_t とすると、次の関係式が成立する。

$$A_t = \Phi\left(\frac{-\mu_t - \pi - \delta_t}{\sigma_t}\right) \quad (1)$$

$$A_t + B_t = \Phi\left(\frac{-\mu_t - \pi + \delta_t}{\sigma_t}\right) \quad (2)$$

$$A_t + B_t + C_t = \Phi\left(\frac{-\mu_t + \pi - \varepsilon_t}{\sigma_t}\right) \quad (3)$$

$$A_t + B_t + C_t + D_t = \Phi\left(\frac{-\mu_t + \pi + \varepsilon_t}{\sigma_t}\right) \quad (4)$$

ただし、 $\Phi(\bullet)$ は、標準正規分布の累積分布関数である。いま、4つの変数 a_t 、 b_t 、 c_t 、 d_t を次のように定義する。

$$a_t = \Phi^{-1}(A_t) = \frac{-\mu_t - \pi - \delta_t}{\sigma_t} \quad (5)$$

$$b_t = \Phi^{-1}(A_t + B_t) = \frac{-\mu_t - \pi + \delta_t}{\sigma_t} \quad (6)$$

$$c_t = \Phi^{-1}(A_t + B_t + C_t) = \frac{-\mu_t + \pi - \varepsilon_t}{\sigma_t} \quad (7)$$

$$d_t = \Phi^{-1}(A_t + B_t + C_t + D_t) = \frac{-\mu_t + \pi + \varepsilon_t}{\sigma_t} \quad (8)$$

ここで、 $q_t^{-1} = a_t + b_t - c_t - d_t$ と置くと、(5)~(8)から、 μ_t 、 σ_t 、 δ_t 、 ε_t は

$$\mu_t = (a_t + b_t + c_t + d_t)q_t\pi \quad (9)$$

$$\sigma_t = -4q_t\pi \quad (10)$$

$$\delta_t = (3a_t - b_t - c_t - d_t)q_t\pi - \pi \quad (11)$$

$$\varepsilon_t = 2(c_t - d_t)q_t\pi \quad (12)$$

と表せる。 a_t 、 b_t 、 c_t 、 d_t は回答結果から得られるので、残る未知の値である閾値 π を求めるため、次の関係式を仮定する。

$$\sum_t \mu_t = \sum_t x_t \quad (13)$$

すなわち、(9)より、

$$\sum_t (a_t + b_t + c_t + d_t)q_t\pi = \sum_t x_t \quad (14)$$

ただし、 x_t は基準指標と設定したインフレ率の t 期の実績値である。すなわち、人々の予想するインフレ予想の期間平均は、インフレ率の実績値の期間平均と一致していると仮定する。このとき、(14)から、閾値 π が次のように求められる。

$$\pi = \frac{\sum_t x_t}{\sum_t (a_t + b_t + c_t + d_t) q_t} \quad (15)$$

こうして求められた閾値 π を(9)と(10)に代入すると、平均 μ_t 、標準偏差 σ_t の値を特定できる。

(2) 回答バイアスの修正方法

アンケートの回答には、物価の回答における下方硬直性のような調査項目特有のバイアスや、インターネットモニター調査にみられる共通の特徴（不安・不満が強い等）といった調査方法によるバイアスが存在する。こうした歪みが存在する場合、閾値の対称性を仮定するカールソン・パーキン法が適用できなくなってしまう場合がある。

こうしたバイアスに対処するためには、閾値の一定性や対称性、予想と実績の長期的な一致関係といった仮定を緩める必要がある。本稿では、アンケートの回答にバイアスが存在することを許容した上で、最小二乗法を用いて閾値を推計してインフレ予想を算出した関根ほか（2008）の手法をもとに、補論（1）で定義した5択型カールソン・パーキン法を修正した。

具体的には、インフレ予想に、インフレ率の実績 x_t との対比でバイアスがあることを許容して、(13)式を修正する。

$$\sum_t (\mu_t + Z_{1,t} + Z_{2,t}) = \sum_t x_t \quad (16)$$

すなわち、

$$\sum_t [(a_t + b_t + c_t + d_t) q_t \pi + Z_{1,t} + Z_{2,t}] = \sum_t x_t \quad (17)$$

ここで、 $Z_{1,t}$ は郵送法調査における調査項目特有の回答バイアスの合計であり、郵送法調査期間に一定の値、それ以外の期間ではゼロと仮定する²¹。また、 $Z_{2,t}$ は

²¹ ここでは、バイアスが時間と共に変化する場合は想定していない。一定の閾値を仮定する標準的なカールソン・パーキン法と同様、バイアスが一定という仮定の妥当性については議論の余地があるが、5択型のアンケート調査という制約上、検証も難しいことから、本稿では、バイアスの一定性を仮定することとした。

インターネットモニター調査における調査項目特有の回答バイアスであり、インターネットモニター調査期間に一定の値、それ以外の期間ではゼロと仮定する。これらがプラスの値をとる時は、下方バイアスを、マイナスの値をとる時は、上方バイアスの存在を表している。

(17)式は、アンケートから求められたインフレ予想の系列とバイアスの合計が、実際のインフレ率の合計に一致するという仮定である。もっとも、(17)の式だけでは、閾値 π とバイアス $Z_{1,t}$ 、 $Z_{2,t}$ を求めることができない。このため、以下の条件を新たに加える。

$$\hat{\pi} = \arg \min_{\pi} \sum_t [x_t - (a_t + b_t + c_t + d_t)q_t\pi - Z_{1,t} - Z_{2,t}]^2 \quad (18)$$

この条件は、バイアスを考慮したインフレ予想とインフレ率の実績の各 t 期における乖離の合計が最小となるような $\hat{\pi}$ を閾値 π の推計値とする方法である。

これは、 u_t を誤差項として、

$$x_t = (a_t + b_t + c_t + d_t)q_t\pi + Z_{1,t} + Z_{2,t} + u_t \quad (19)$$

を満たす閾値 π とバイアス $Z_{1,t}$ 、 $Z_{2,t}$ を、最小二乗法により推計することと同じである。

【参考文献】

- 小熊栄・南雲智映、「社会調査におけるインターネットモニター調査と郵送モニター調査との比較—連合総研『第20回勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート』調査の分析—」、『連合総研レポート』、No. 258、連合総研、2011年、20～27頁
- 加納悟、『マクロ経済分析とサーベイデータ』、岩波書店、2006年
- 鎌田康一郎、「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、No. 08-J-8、日本銀行、2008年
- 鎌田康一郎・中島上智・西口周作、「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、No. 15-J-6、日本銀行、2015年
- 関根敏隆・吉村研太郎・和田智佳子、「インフレ予想（Inflation Expectations）について」、日銀レビュー・シリーズ、No. 08-J-15、日本銀行、2008年
- 南雲智映・小熊栄、「勤労者が抱える失業と生活の不安—『勤労者短観』10年間の分析—」、『日本労働研究雑誌』、No. 612、労働政策研究・研修機構、2011年、29～39頁
- 西口周作・中島上智・今久保圭、「家計のインフレ予想の多様性とその変化」、日銀レビュー・シリーズ、No. 14-J-1、日本銀行、2014年
- 堀雅博・寺井晃、「カールソン・パーキン法によるインフレ期待の計測と諸問題」、『経済分析』、第175号、2005年、167～173頁
- 本多則恵・本川明、「インターネット調査は社会調査に利用できるか—実験調査による検証結果—」、『労働政策研究報告書』、No. 17、労働政策研究・研修機構、2005年
- Bachmann, R., Tim O. Berg, and Eric R. Sims, “Inflation Expectations and Readiness to Spend: Cross-Sectional Evidence,” *Economic Policy*, Vol. 7 No. 1, 2015, pp. 1–35.
- Batchelor, R. A. and A. B. Orr, “Inflation Expectations Revisited,” *Economica*, Vol. 55 No. 219, 1988, pp. 317-331.
- Bernanke, Ben S., “Inflation Expectations and Inflation Forecasting,” Speech at the

Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute, Cambridge, Massachusetts, July 10, 2007.

Bruine de Bruin, W., S. Potter, R. Rich, G. Topa, and W. van der Klaauw, "Improving Survey Measures of Household Inflation Expectations," *Current Issues in Economics and Finance*, Vol. 16 No. 7, Aug/Sept 2010.

Burke, M. A. and A. K. Ozdagli, "Household Inflation Expectations and Consumer Spending: Evidence from Panel Data." Working Papers No. 13-25, Federal Reserve Bank of Boston, 2013.

Carlson, J. A. and M. Parkin, "Inflation Expectation," *Economica*, Vol. 42, 1975, pp. 123-138.

D'Acunto, F., D. Hoang, and M. Weber, "Inflation Expectations and Consumption Expenditure," Working paper, Chicago Booth Global Markets, 2015.

Ichiiue, H. and S. Nishiguchi, "Inflation Expectations and Consumer Spending at the Zero Bound: Micro Evidence," *Economic Inquiry*, Vol. 53 No. 2, 2015, pp.1086–1107.

Nielsen, H., "Inflation Expectations in the EU: Results from Survey Data," Discussion papers of interdisciplinary research project 373, No. 13, 2003.

Potter, S., "Improving Survey Measures of Inflation Expectations," Speech at Forecasters Club of New York, March 30, 2011.

Van der Klaauw, W., W. Bruine de Bruin, G. Topa, S. Potter, and M. Bryan, "Rethinking the Measurement of Household Inflation Expectations: Preliminary Findings," Federal Reserve Bank of New York Staff Report, No. 359, 2008.

(図表 1)

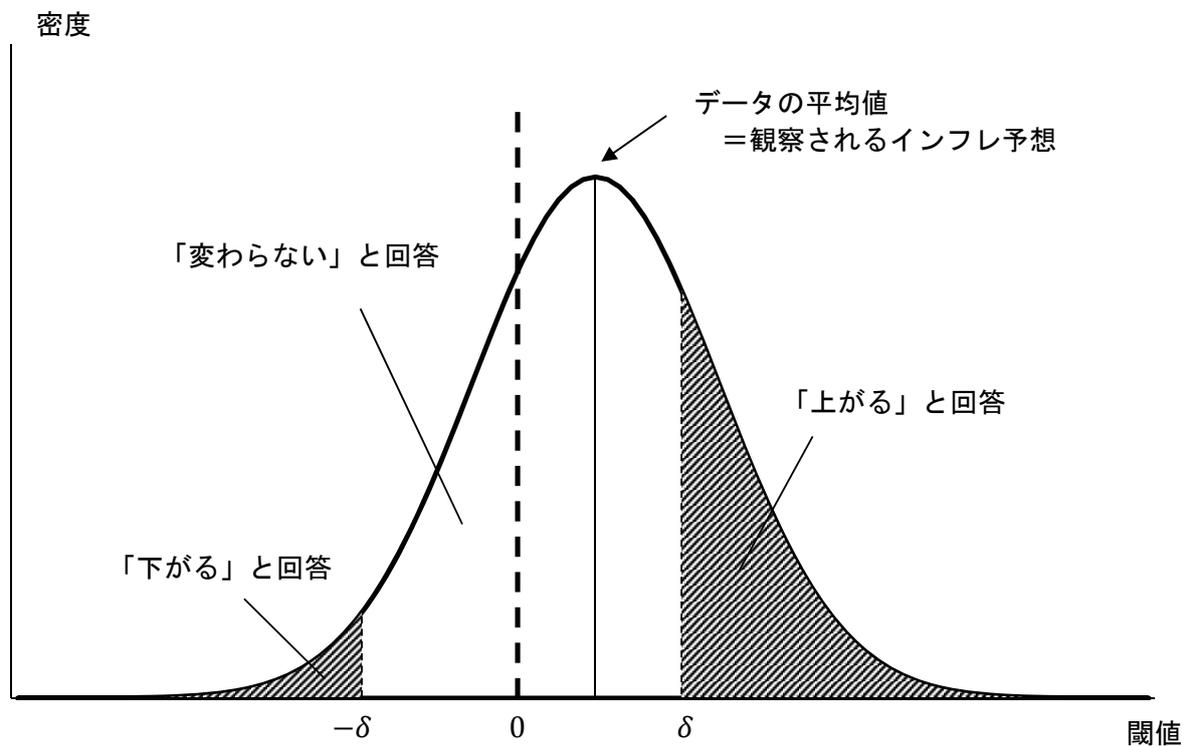
「勤労者短観」の詳細

	勤労者短観	生活意識に関する アンケート調査	消費動向調査
調査主体	連合総合生活開発研究所 (連合総研)	日本銀行	内閣府
調査対象	民間企業に勤務する者 (首都圏および関西圏)	満20歳以上の個人 (全国)	一般・単身世帯 (全国)
想定する母集団 (依拠する統計)	勤労者 (就業構造基本調査)	家計 (住民基本台帳)	家計 (国勢調査)
サンプル数	2,000人 (2015/10月調査)	2,122人 (2015/12月調査)	5,493世帯 (2015/12月調査)
調査開始時期	2001年	1993年	1957年
頻度	半期 (4月/10月)	四半期	月次
所得に関する 質問	賃金 (現在) 賃金 (1年後) 世帯収入 (現在) 世帯収入 (1年後)	世帯収入 (現在) 世帯収入 (1年後)	世帯収入 (半年後)
勤務先に関する 属性情報 (勤労者属性)	業種、就業形態、 従業員規模、職種、 勤続年数、組合の有無等	職業 (常雇、日雇等)	職業 (農家、勤労者等)
その他の 属性情報	性別、年齢、 年収区分、 学歴、婚姻、地域等	性別、年齢、 年収区分、 家族構成、地域等	性別、年齢、 年収区分、 地域、都市階級等
その他の 調査事項	景気、勤め先の業況、物 価、暮らし向き、消費等	景況感、 暮らし向き、支出、 物価、地価、 日銀への認知度等	暮らし向き、 耐久消費財の買い時 判断、物価等

(資料) 内閣府「消費動向調査」、連合総研「勤労者短観」、日本銀行「生活意識アンケート調査」

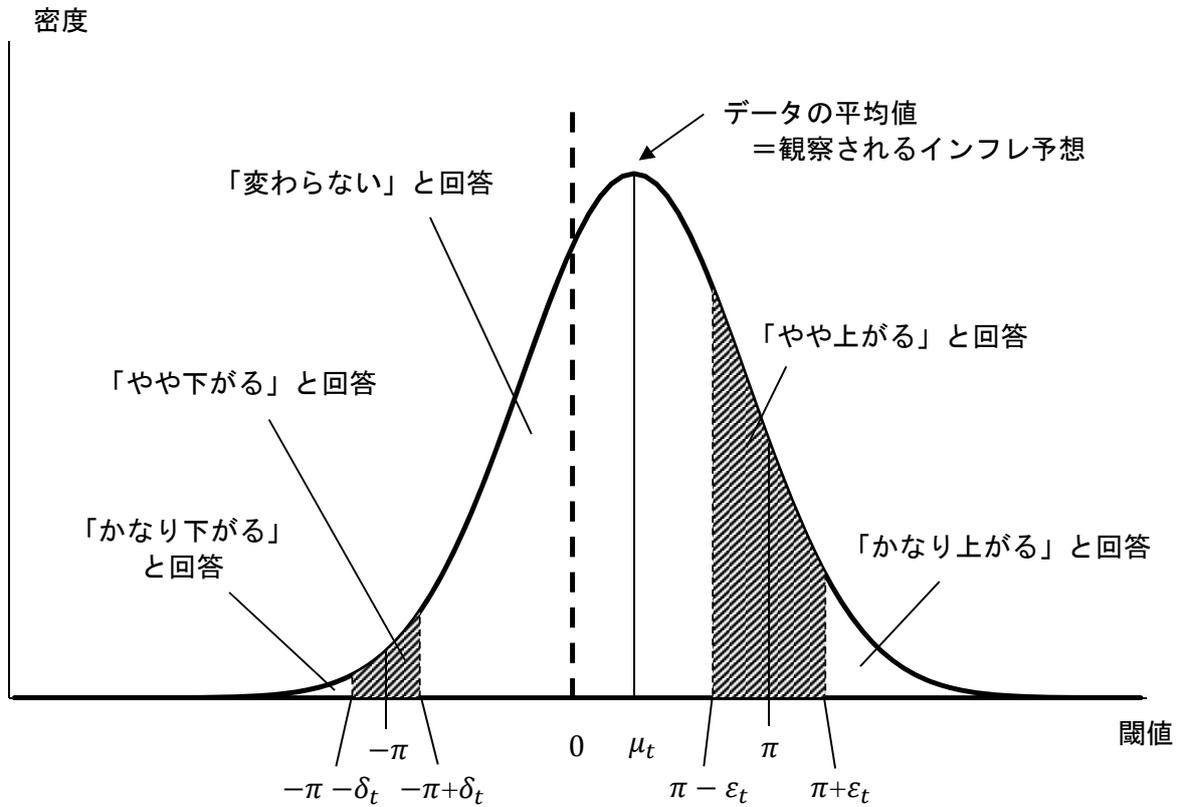
カールソン・パーキン法の概念図

(1) カールソン・パーキン法の概念図



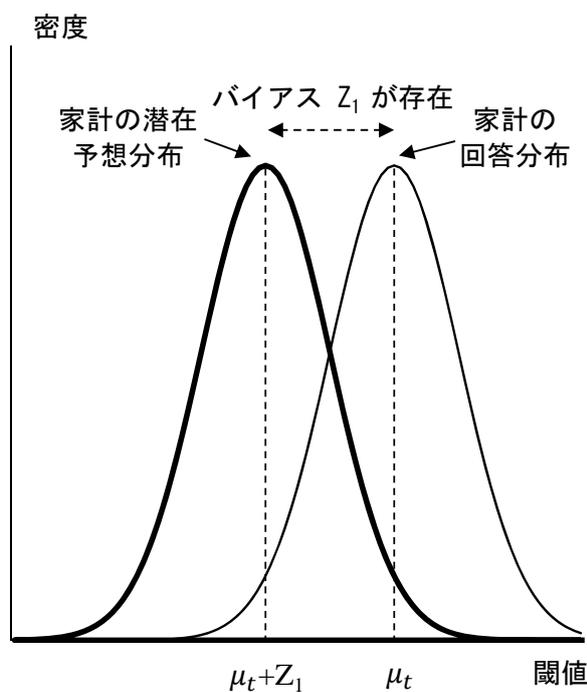
修正 5 択型カールソン・パーキン法の概念図

(1) 5 択型カールソン・パーキン法で想定する回答者の分布

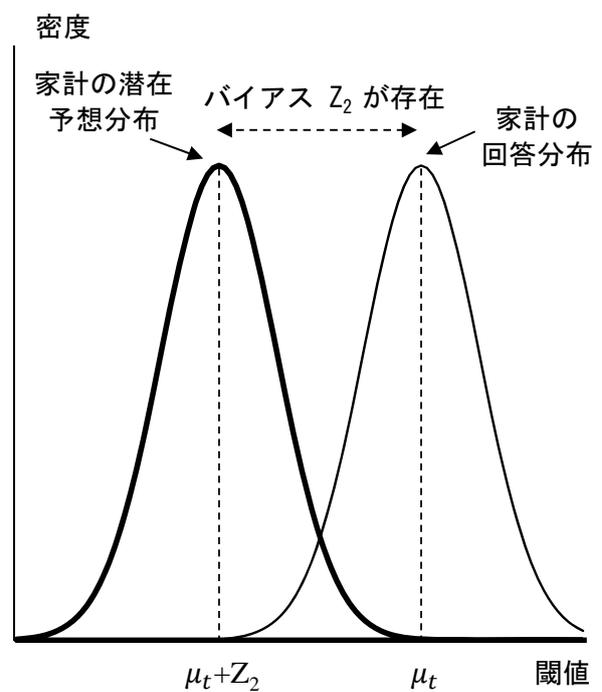


(2) 本稿におけるバイアス修正の考え方

① 郵送法調査



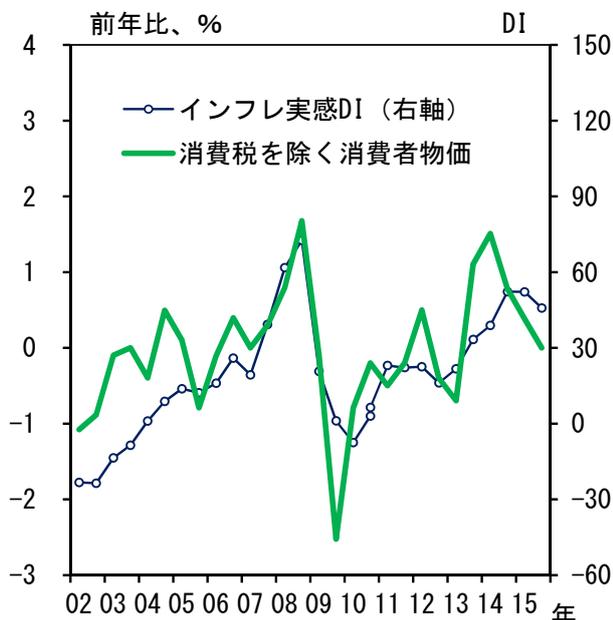
② インターネットモニター調査



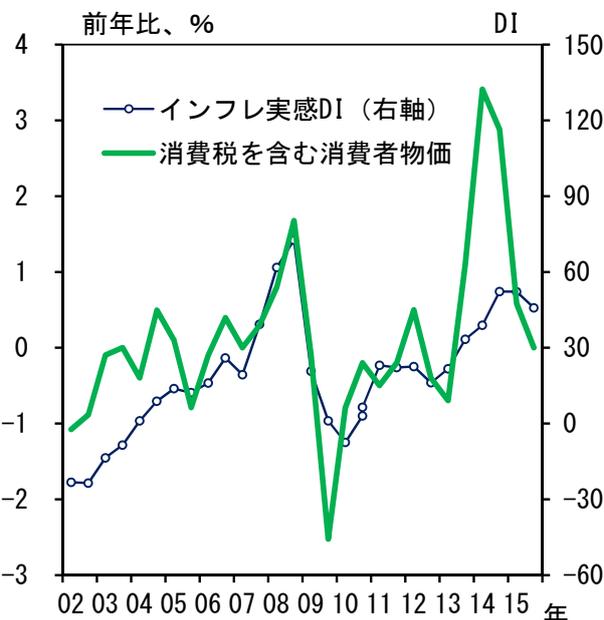
物価・賃金に関する回答と各種指標の比較

(1) 物価の回答と消費者物価指数

①消費税を除く消費者物価指数（総合）



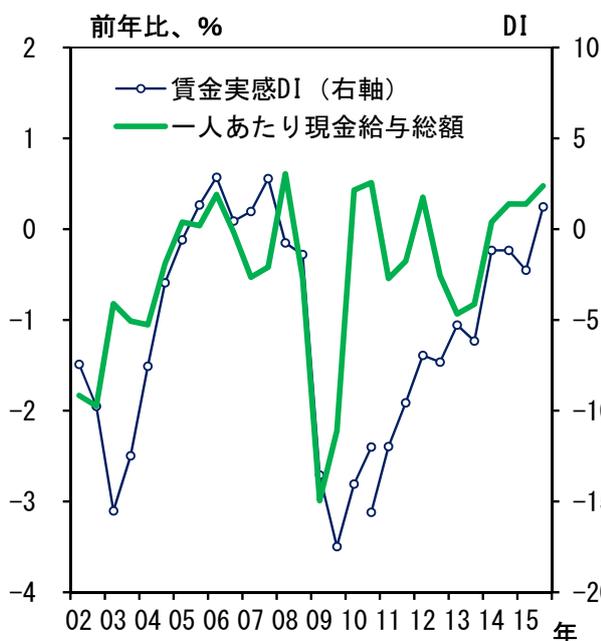
②消費税を含む消費者物価指数（総合）



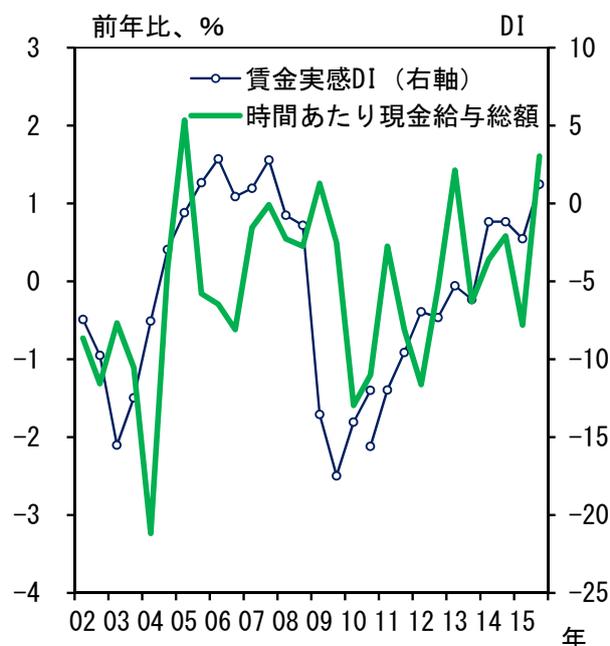
- (注) 1. DIは、「かなり上がった」+0.5×「やや上がった」-0.5×「やや下がった」-「かなり下がった」と回答した割合。インフレ実感は現在の物価の見方。
2. 2011年4月以降、郵送法調査からインターネットモニター調査へと調査方法が変更となっている。
3. 消費税を除く消費者物価は、日本銀行調査統計局による試算値。

(2) 賃金の回答と現金給与総額

①一人あたり現金給与総額



②時間あたり現金給与総額



- (注) 1. DIは、「かなり増えた」+0.5×「やや増えた」-0.5×「やや減った」-「かなり減った」と回答した割合。賃金実感は現在の賃金の見方。
2. 2011年4月以降、郵送法調査からインターネットモニター調査へと調査方法が変更となっている。
(資料) 厚生労働省「毎月勤労統計」、総務省「消費者物価指数」、連合総研「勤労者短観」

(図表5)

修正5択型カールソン・パーキン法による推計値

(1) 推計値

		修正カールソン・パーキン法					
		閾値 (%)			散らばり (%)	バイアス (%)	
		π	δ	ε		Z_1	Z_2
物価	インフレ実感 (現在の物価)	1.01	0.42	0.58	0.76	-0.48	-0.38
	インフレ予想 (1年後の物価)	1.52	0.60	0.94	1.11	-0.88	-0.94
賃金	賃金実感 (現在の賃金)	3.70	1.23	2.25	3.26	-0.08	0.58
	賃金予想 (1年後の賃金)	7.79	2.45	4.34	5.76	0.97	1.66
景気	景気実感 (現在の景気)	2.91	0.94	1.68	2.23	0.85	1.97
	景気予想 (1年後の景気)	4.54	1.55	2.80	3.56	0.27	2.34
業績	勤め先の業績実感 (現在の業績)	5.44	2.35	2.73	4.83	1.54	3.32
	勤め先の業績予想 (1年後の業績)	15.13	5.88	8.12	12.15	3.21	5.64
消費	消費実感 (現在の消費)	5.44	2.21	2.65	4.67	-0.82	0.57

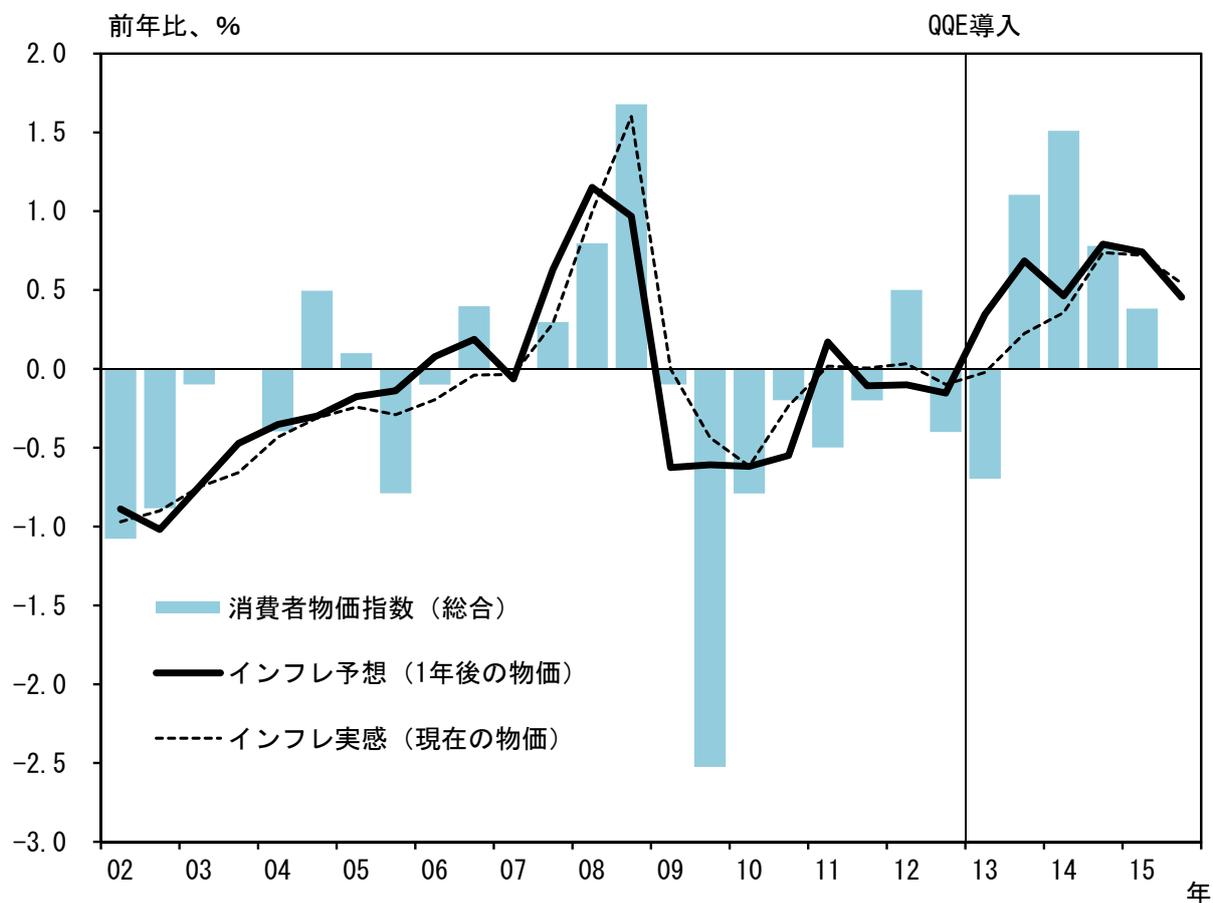
(注) 各定性データに、修正5択型カールソン・パーキン法を適用した場合の推計値。平均、標準偏差、閾値、散らばり、バイアスは前年比ベース。閾値 δ および ε は平均値。推計期間は、物価が2002年4月～2015年10月、賃金が2001年4月～2015年10月、景気、消費が2001年4月～2015年4月、業績が2005年10月～2015年4月。

(2) 基準化に用いた指標

調査	基準指標	調査	基準指標
物価の実感 (現在)	消費者物価指数・総合 〈前年比・除く消費税〉	景気の実感 (現在)	名目GDP 〈前年比〉
物価の見通し (1年後)		景気の見通し (1年後)	
賃金の実感 (現在)	毎勤・現金給与総額(指数) 〈後方3か月平均・前年比〉	業績の実感 (現在)	法人季報・経常利益 〈前年比〉
賃金の見通し (1年後)		業績の見通し (1年後)	
消費の実感 (現在)	家計名目最終消費支出 〈後方4四半期平均・前年比〉		

(図表 6)

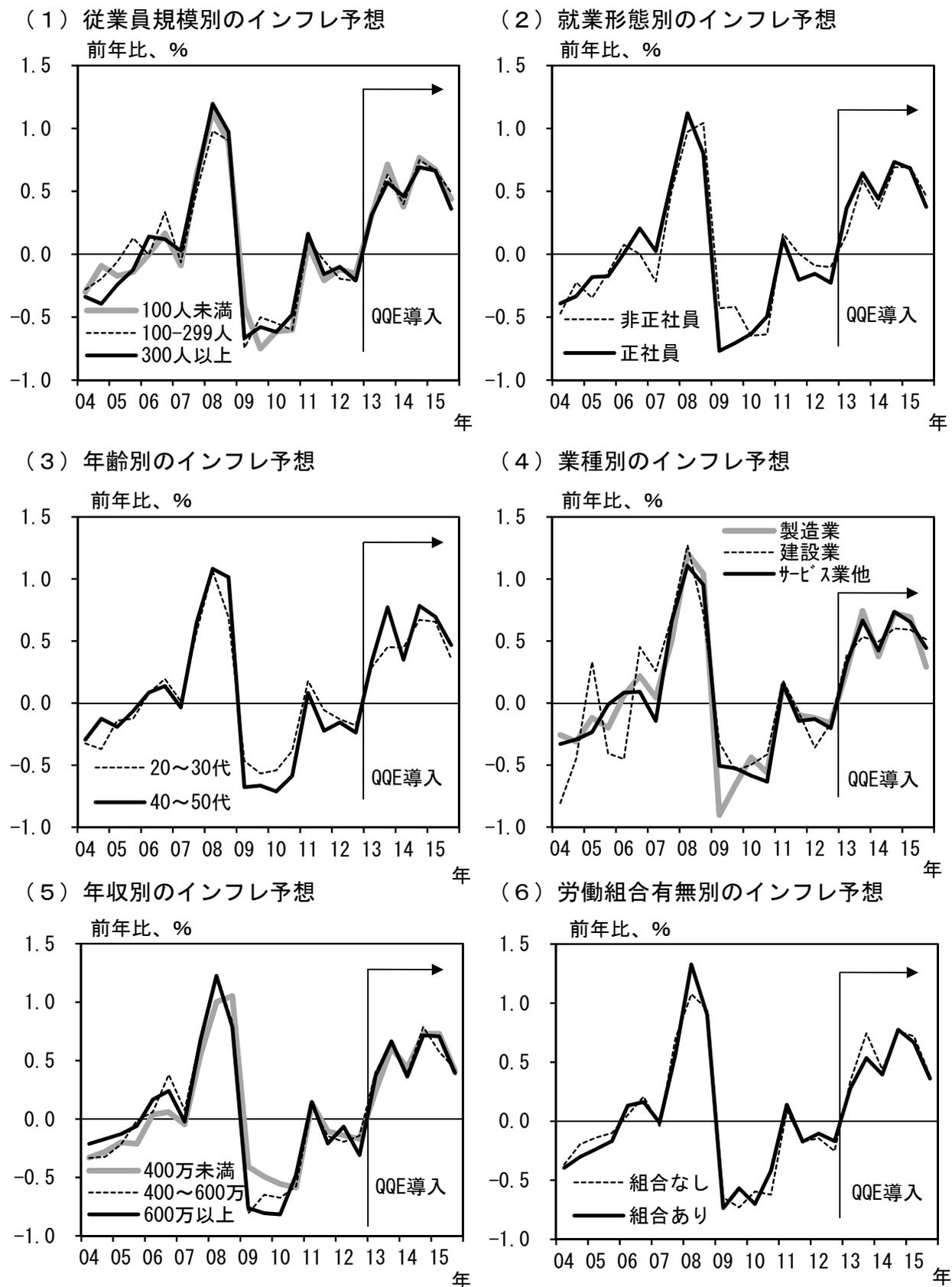
インフレ予想・実感の動き



(注) 1. 消費者物価指数 (総合) をもとに、修正 5 択型カールソン・パーキン法で推計。
2. 消費者物価指数は、消費税率引上げの影響を除いている (日本銀行試算値)。

(資料) 総務省「消費者物価指数」、連合総研「勤労者短観」

属性別にみたインフレ予想

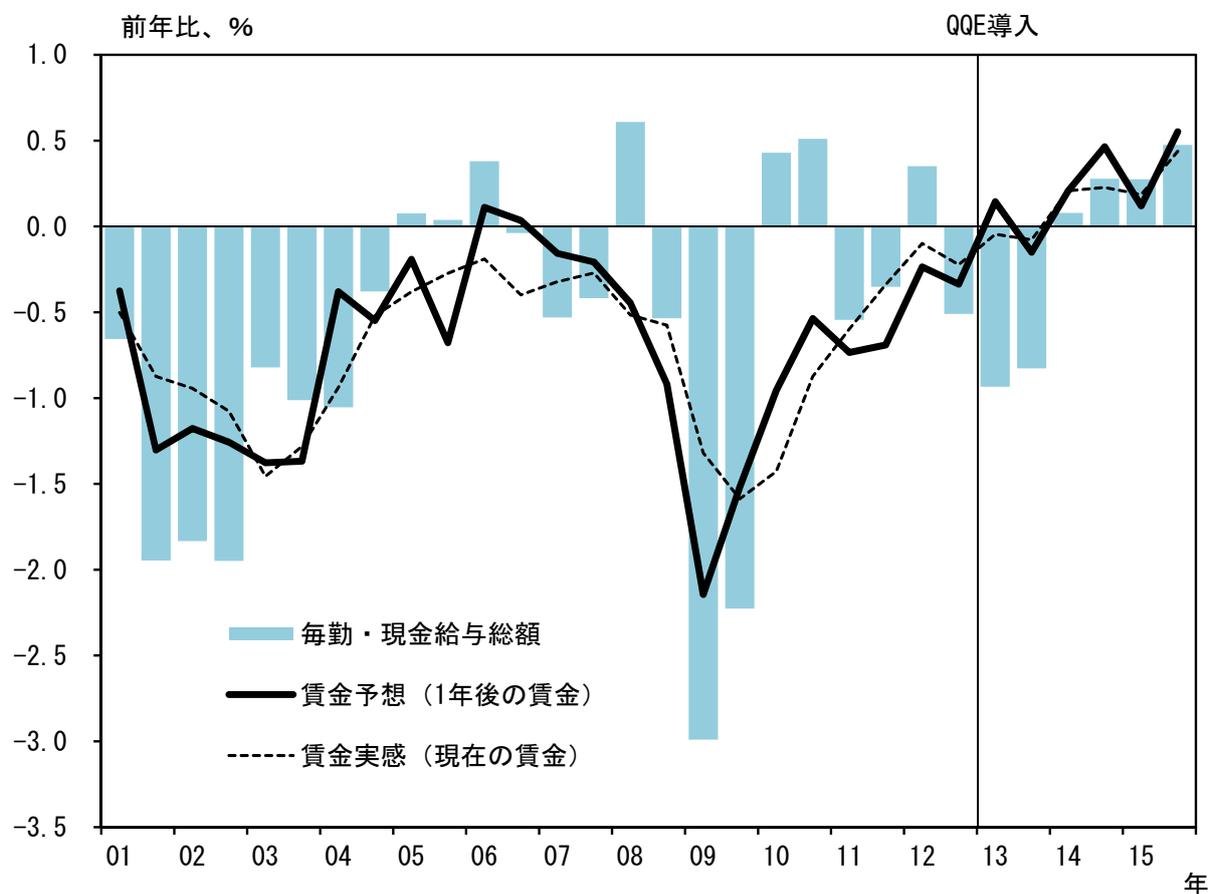


(注) 図表5で得られた閾値をもとに、属性毎の平均が実績の平均と等しいと仮定して算出。

(資料) 総務省「消費者物価指数」、連合総研「勤労者短観」

(図表 8)

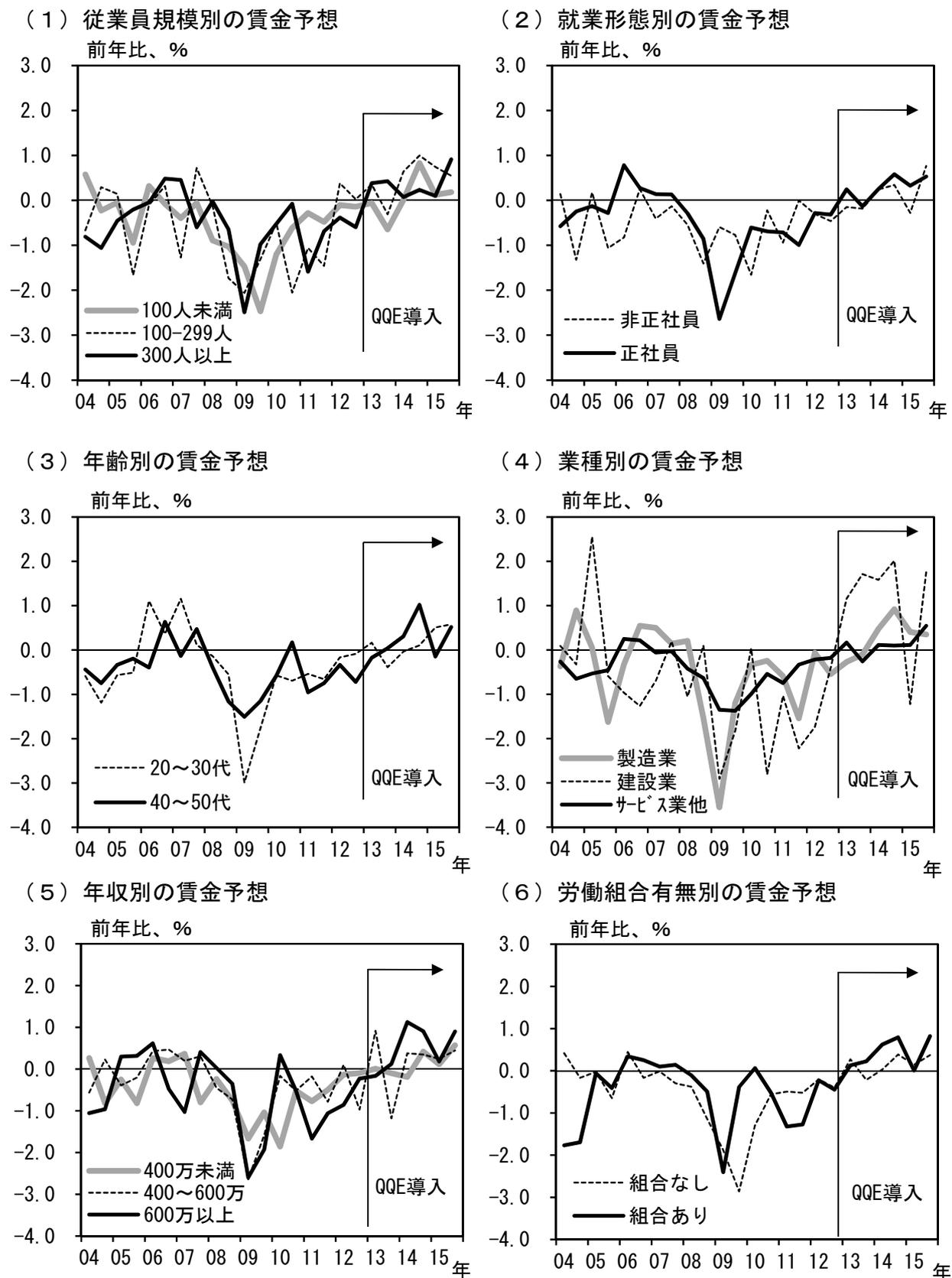
賃金予想・実感の動き



(注) 現金給与総額をもとに、修正5択型カールソン・パーキン法で推計。

(資料) 厚生労働省「毎月勤労統計」、連合総研「勤労者短観」

属性別にみた賃金予想

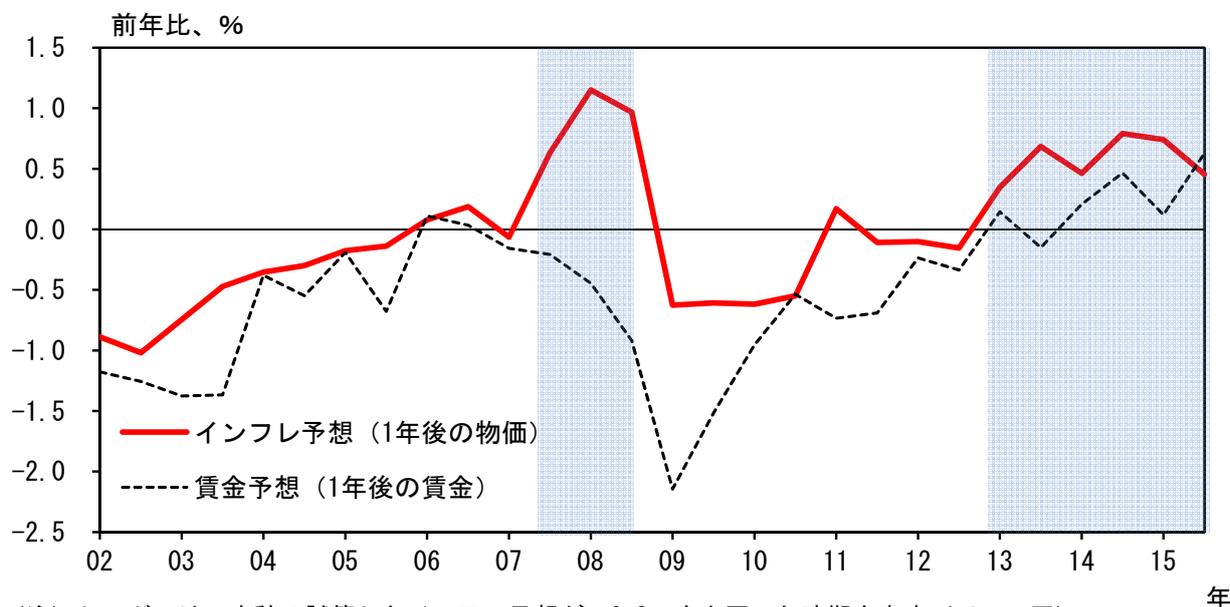


(注) 図表5で得られた閾値をもとに、属性毎の平均が実績の平均と等しいと仮定して算出。

(資料) 厚生労働省「毎月勤労統計」、連合総研「勤労者短観」

過去のインフレ予想上昇局面との比較

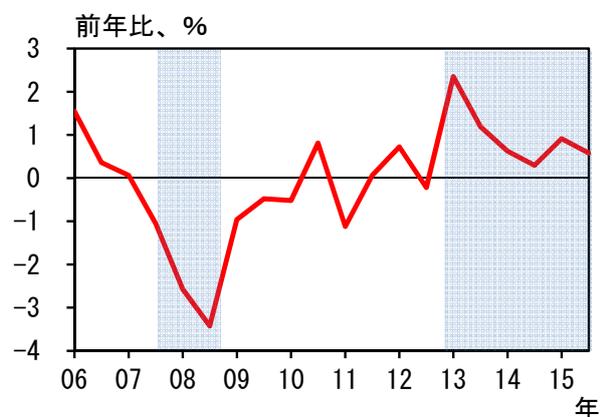
(1) インフレ予想と賃金予想の動き



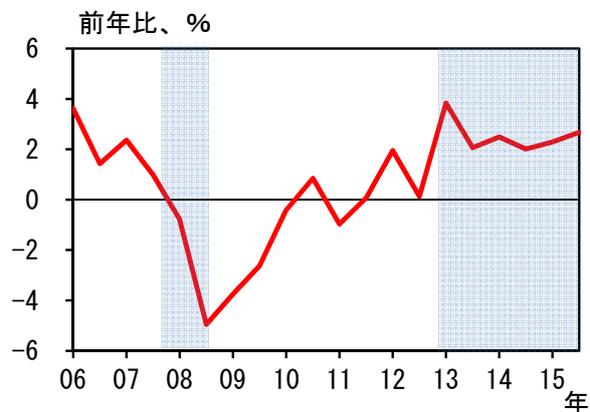
(注) シャドローは、本稿で試算したインフレ予想が+0.3%を上回った時期を表す(以下、同)。

(2) 各指標の動き

① 1年後の景気の見方



② 1年後の勤め先の業績の見方



③ 賃金実感



④ 原油価格 (北海ブレント)

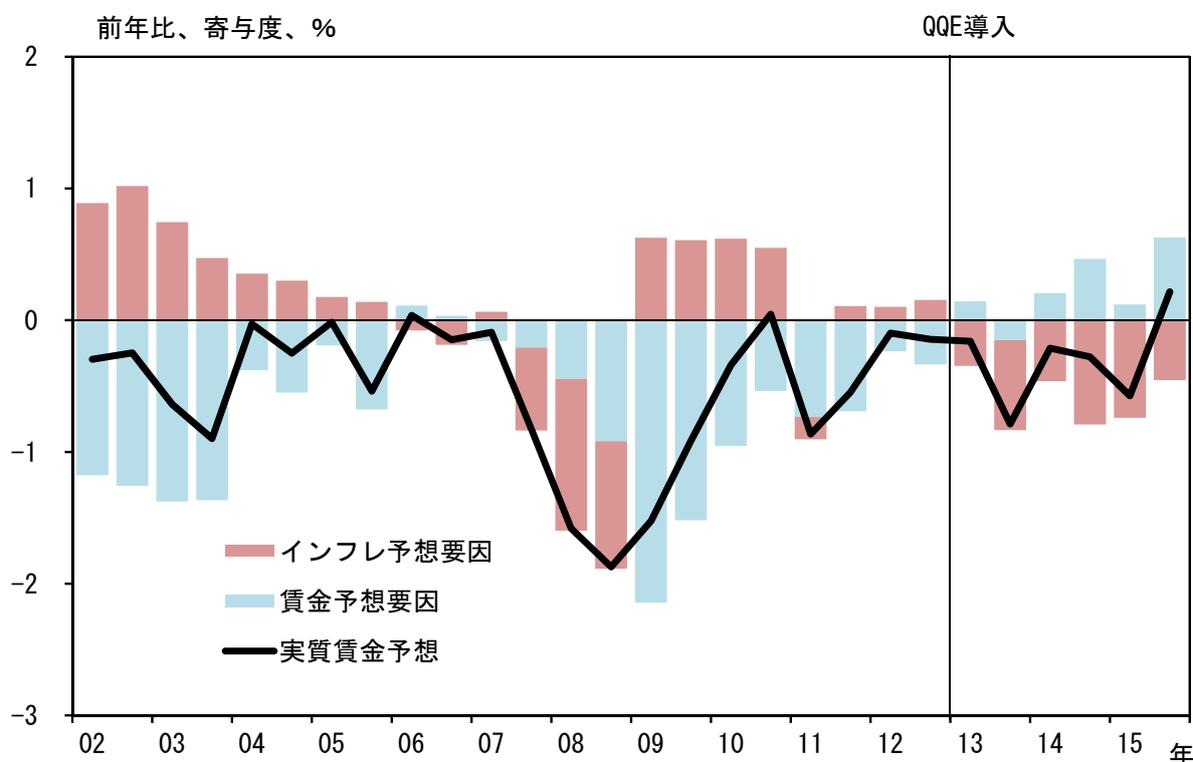


(注) ①~③は、修正5択型カールソン・パーキン法で定量化(基準指標は図表5参照)している。

(資料) 連合総研「勤労者短観」、Bloomberg

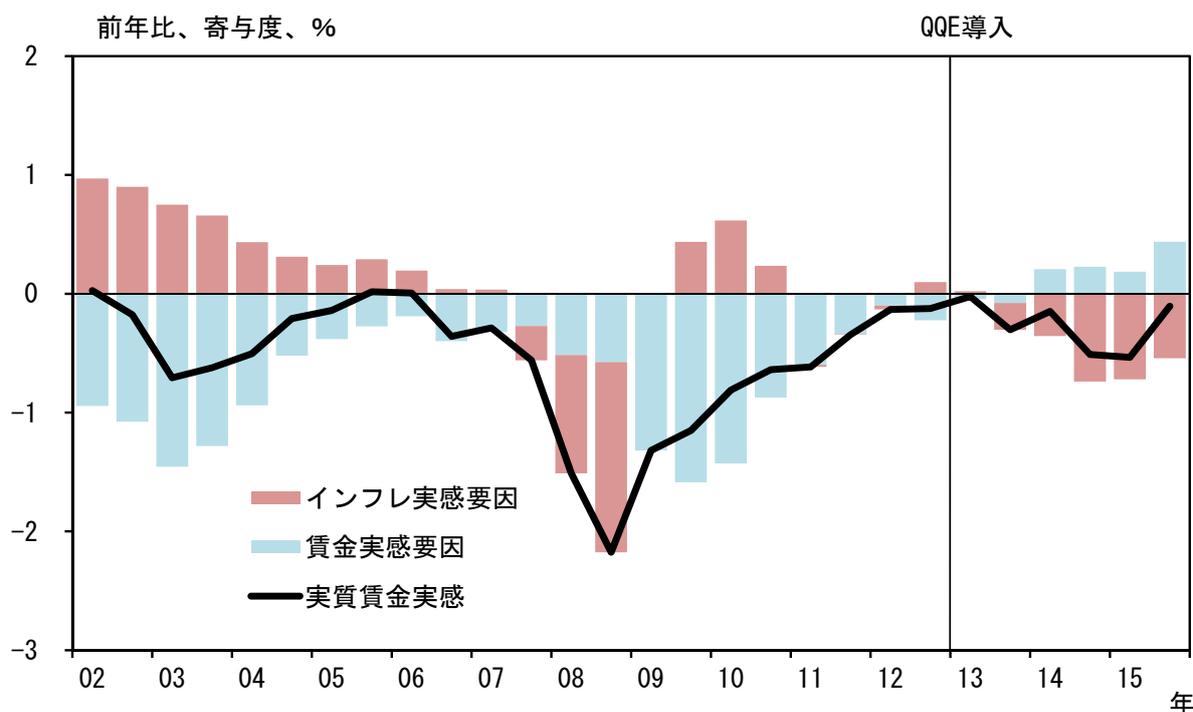
実質賃金予想・実感の動き

(1) 実質賃金予想



(注) 実質賃金予想は、賃金予想からインフレ予想を引いて算出。それぞれ修正5択型カールソン・パークキン法により定量化を行っている。

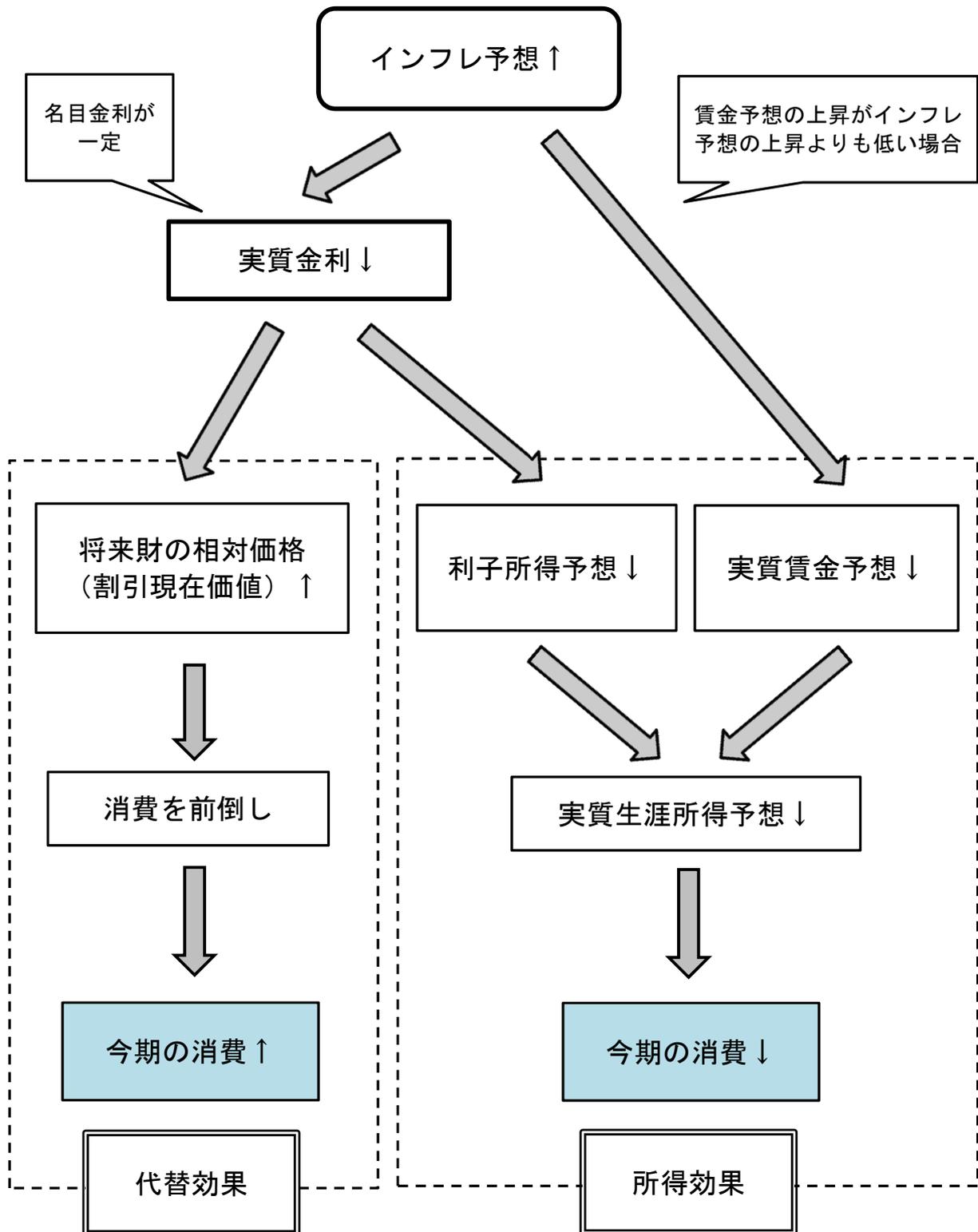
(2) 実質賃金実感



(注) 実質賃金実感は、賃金実感からインフレ実感を引いて算出。それぞれ修正5択型カールソン・パークキン法により定量化を行っている。

(図表 12)

インフレ予想から消費への波及メカニズム



(注) 貸付主体が、所得の増加に伴い需要を増やす正常財を取引するケースを想定。また、年金・資産所得等の影響を捨象している。

インフレ予想と賃金予想が消費に及ぼす影響 (1)

(1) 実質消費に影響を及ぼす要因

被説明変数：実質消費実感（消費実感－インフレ実感、前年からの変化）

推計期間：2002年4月調査～2015年10月調査

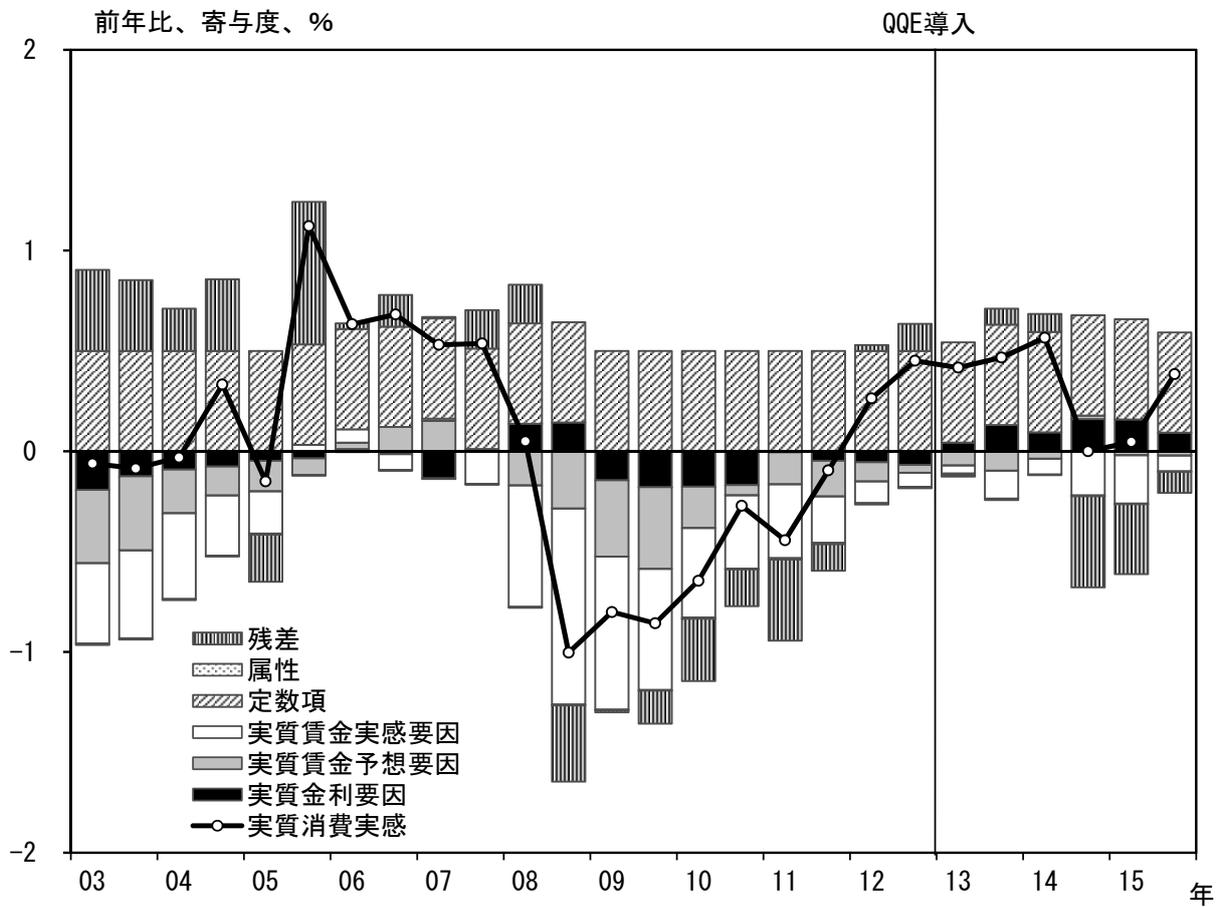
説明変数	推計式1	推計式2	推計式3	推計式4	推計式5	推計式6	推計式7
実質金利 (名目金利－インフレ予想)	-0.24 *** (0.08)	-0.22 * (0.11)	-0.28 *** (0.08)	-0.27 ** (0.09)	-0.23 *** (0.09)	-0.22 ** (0.08)	-0.23 *** (0.08)
実質賃金予想 (賃金予想－インフレ予想)	0.15 *** (0.04)	0.15 *** (0.04)	0.14 *** (0.04)	0.27 *** (0.04)	0.25 *** (0.04)		
実質賃金実感 (賃金実感－インフレ実感)	0.47 *** (0.07)	0.46 *** (0.08)	0.55 *** (0.07)			0.59 *** (0.07)	0.65 *** (0.07)
実質金利 (1期ラグ)		-0.03 (0.11)					
実質賃金予想 (1期ラグ)	0.12 *** (0.04)	0.12 *** (0.04)		0.19 *** (0.04)			
実質賃金実感 (1期ラグ)	0.08 (0.07)	0.09 (0.08)				0.16 ** (0.07)	
定数項	0.50 *** (0.05)	0.50 *** (0.06)	0.44 *** (0.05)	0.31 *** (0.05)	0.19 *** (0.05)	0.47 *** (0.06)	0.41 *** (0.05)
年齢階層による固定効果	有	有	有	有	有	有	有
Adjusted R ²	0.391	0.389	0.326	0.251	0.134	0.334	0.290
サンプル数	216	216	224	216	224	216	224

(注) 1. 括弧内は標準誤差。***は1%、**は5%、*は10%有意。

2. 名目金利には、無担保コールレート、インフレ予想には1年後の物価の見通し、インフレ実感には現在の物価、賃金予想には1年後の賃金の見通し、賃金実感には現在の賃金、消費実感には現在の消費を用いている。

インフレ予想と賃金予想が消費に及ぼす影響 (2)

(2) 実質消費実感の寄与度分解<推計式1>



(注) 年齢区分ごとの推計結果を積み上げて作成。

(資料) 厚生労働省「毎月勤労統計」、総務省「消費者物価指数」、内閣府「国民経済計算」、
連合総研「勤労者短観」

賃金予想の形成メカニズム (1年後の賃金予想)

被説明変数：賃金予想 (1年後の賃金の見通し)

(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)

説明変数	推計式1	推計式2	推計式3
インフレ実感 (現在の物価)	0.06 ** (0.03)	0.04 (0.03)	0.01 (0.01)
賃金実感 (現在の賃金)	0.58 *** (0.02)	0.60 *** (0.02)	0.59 *** (0.01)
景気実感 (現在の景気)	0.10 *** (0.03)	0.11 *** (0.03)	0.07 *** (0.01)
短期的な景気の見通し (1年後の景気見通し)	0.14 *** (0.03)	0.19 *** (0.03)	0.16 *** (0.01)
中長期的な景気の見通し (3年後の景気見通し)	0.02 (0.03)		
勤め先の業績実感 (現在の勤め先の業績)	-0.04 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.08 *** (0.01)
短期的な勤め先の業績見通し (1年後の勤め先の業績見通し)	0.24 *** (0.03)	0.39 *** (0.03)	0.34 *** (0.01)
中長期的な勤め先の業績見通し (3年後の勤め先の業績見通し)	0.31 *** (0.03)		
年齢区分による固定効果	有	有	有
就業形態による固定効果	有	有	有
従業員規模による固定効果	有	有	有
調査回による固定効果	有	有	有
閾値 β_1	1.03	0.79	0.61
閾値 β_2	2.96	2.68	2.45
閾値 β_3	5.05	4.73	4.47
閾値 β_4	6.08	5.74	5.58
Pseudo R ²	0.22	0.21	0.20
推計期間	2013/4月～ 2015/4月	2013/4月～ 2015/4月	2005/10月～ 2015/10月
サンプル数	4,287	4,287	25,017

- (注) 1. 括弧内は標準誤差。***は1%、**は5%、*は10%有意。McFaddenの擬似決定係数を用いている。
2. 被説明変数、説明変数は、各々、「かなり上がる(上がった)」=1、「やや上がる(上がった)」=2、「変わらない」=3、「やや下がる(下がった)」=4、「かなり下がる(下がった)」=5と定量データに変換している。
3. 年齢区分による固定効果は、10歳区分(50代、40代、30代、20代)ダミー、就業形態による固定効果は、正社員、パート、アルバイト、契約社員、派遣社員ダミー、従業員規模による固定効果は、29人以下、30-99人、100-299人、300-999人、1,000人以上ダミー、調査回による固定効果は、各調査回ダミーで推計。

(図表 16)

賃金予想の形成メカニズム (3、5年後の賃金予想)

説明変数	被説明変数 賃金予想 (3年後)	被説明変数 賃金予想 (5年後)
インフレ実感	0.02 (0.03)	0.07 *** (0.02)
賃金実感	0.40 *** (0.02)	0.33 *** (0.02)
景気実感	0.11 *** (0.03)	0.05 * (0.03)
短期的な景気の見通し	0.07 ** (0.03)	0.09 *** (0.03)
中長期的な景気の見通し	0.21 *** (0.03)	0.13 *** (0.03)
勤め先の業績実感	-0.05 ** (0.03)	-0.05 ** (0.03)
短期的な勤め先の業績見通し	0.10 *** (0.03)	0.13 *** (0.03)
中長期的な勤め先の業績見通し	0.45 *** (0.03)	0.32 *** (0.03)
年齢区分による固定効果	有	有
就業形態による固定効果	有	有
従業員規模による固定効果	有	有
調査回による固定効果	有	有
閾値 β_1	0.83	-0.11
閾値 β_2	2.76	1.69
閾値 β_3	4.62	3.15
閾値 β_4	5.74	3.85
Pseudo R ²	0.22	0.17
推計期間	2013/4月～ 2015/4月	2013/4月～ 2015/4月
サンプル数	4,287	4,287

- (注) 1. 括弧内は標準誤差。***は1%、**は5%、*は10%有意。McFaddenの擬似決定係数を用いている。
2. 被説明変数、説明変数は、各々、「かなり上がる(上がった)」=1、「やや上がる(上がった)」=2、「変わらない」=3、「やや下がる(下がった)」=4、「かなり下がる(下がった)」=5と定量データに変換している。
3. 年齢区分による固定効果は、10歳区分(50代、40代、30代、20代)ダミー、就業形態による固定効果は、正社員、パート、アルバイト、契約社員、派遣社員ダミー、従業員規模による固定効果は、29人以下、30-99人、100-299人、300-999人、1,000人以上ダミー、調査回による固定効果は、各調査回ダミーで推計。

交差項を用いた属性別の分析（正社員／非正社員）

被説明変数：賃金予想（1年後の賃金の見通し）＜従業員規模100人以上に限定＞

説明変数	推計式1	推計式2	推計式3	
インフレ実感	0.06 (0.07)	0.06 (0.07)	-0.01 (0.02)	
賃金実感	0.45 *** (0.06)	0.46 *** (0.06)	0.47 *** (0.02)	
景気実感	0.12 (0.08)	0.12 (0.08)	0.08 *** (0.02)	
短期的な景気の見通し	0.11 (0.08)	0.15 ** (0.07)	0.14 *** (0.02)	
中長期的な景気の見通し	-0.01 (0.08)			
勤め先の業績実感	-0.05 (0.08)	0.00 (0.08)	0.08 *** (0.03)	
短期的な勤め先の業績見通し	0.31 *** (0.10)	0.41 *** (0.09)	0.28 *** (0.03)	
中長期的な勤め先の業績見通し	0.27 *** (0.09)			
正社員の交差項	インフレ実感	-0.02 (0.08)	-0.04 (0.08)	0.02 (0.03)
	賃金実感	0.13 * (0.07)	0.14 ** (0.07)	0.16 *** (0.02)
	景気実感	-0.02 (0.09)	-0.01 (0.09)	-0.03 (0.03)
	短期的な景気の見通し	0.05 (0.10)	0.07 (0.08)	0.01 (0.03)
	中長期的な景気の見通し	0.05 (0.09)		
	勤め先の業績実感	-0.02 (0.09)	-0.03 (0.09)	-0.01 (0.03)
	短期的な勤め先の業績見通し	-0.10 (0.11)	-0.02 (0.10)	0.04 (0.03)
	中長期的な勤め先の業績見通し	0.06 (0.10)		
年齢区分による固定効果	有	有	有	
就業形態による固定効果	有	有	有	
従業員規模による固定効果	有	有	有	
調査回による固定効果	有	有	有	
閾値 β_1	0.68	0.52	0.00	
閾値 β_2	2.57	2.36	1.95	
閾値 β_3	4.59	4.34	3.88	
閾値 β_4	5.68	5.41	4.99	
Pseudo R^2	0.22	0.21	0.19	
推計期間	2013/4月～ 2015/4月	2013/4月～ 2015/4月	2005/10月～ 2015/10月	
サンプル数	2,368	2,368	14,989	

- (注) 1. 括弧内は標準誤差。***は1%、**は5%、*は10%有意。McFaddenの擬似決定係数を用いている。
2. 被説明変数、説明変数は、各々、「かなり上がる(上がった)」=1、「やや上がる(上がった)」=2、「変わらない」=3、「やや下がる(下がった)」=4、「かなり下がる(下がった)」=5と定量データに変換している。
3. 年齢区分による固定効果は、10歳区分(50代、40代、30代、20代)ダミー、就業形態による固定効果は、正社員、パート、アルバイト、契約社員、派遣社員ダミー、従業員規模による固定効果は、100-299人、300-999人、1,000人以上ダミー、調査回による固定効果は、各調査回ダミーで推計。

交差項を用いた属性別の分析（組合の有無）

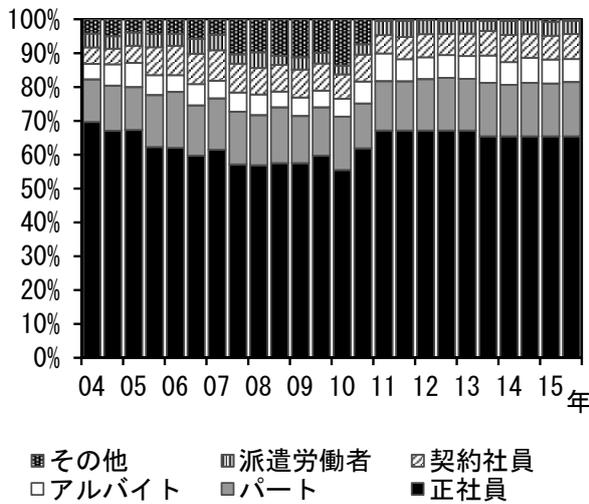
被説明変数：賃金予想（1年後の賃金の見通し）＜正社員、従業員規模100人以上に限定＞

説明変数	推計式1	推計式2	推計式3	
インフレ実感	0.07 (0.05)	0.04 (0.05)	0.02 (0.02)	
賃金実感	0.57 *** (0.05)	0.59 *** (0.05)	0.63 *** (0.02)	
景気実感	0.19 *** (0.06)	0.20 *** (0.06)	0.05 ** (0.02)	
短期的な景気の見通し	0.13 ** (0.06)	0.21 *** (0.05)	0.14 *** (0.02)	
中長期的な景気の見通し	0.06 (0.06)			
勤め先の業績実感	-0.19 *** (0.06)	-0.15 *** (0.06)	0.04 (0.02)	
短期的な勤め先の業績見通し	0.28 *** (0.06)	0.42 *** (0.06)	0.35 *** (0.03)	
中長期的な勤め先の業績見通し	0.29 *** (0.06)			
勤め先に組合が存在する勤労者の交差項	インフレ実感	-0.04 (0.06)	-0.04 (0.06)	-0.01 (0.02)
	賃金実感	0.00 (0.07)	-0.01 (0.07)	0.01 (0.03)
	景気実感	-0.13 (0.09)	-0.13 (0.09)	-0.01 (0.03)
	短期的な景気の見通し	0.03 (0.10)	0.00 (0.08)	0.02 (0.03)
	中長期的な景気の見通し	-0.08 (0.09)		
	勤め先の業績実感	0.25 *** (0.08)	0.24 *** (0.08)	0.06 * (0.03)
	短期的な勤め先の業績見通し	-0.13 (0.10)	-0.07 (0.09)	-0.06 * (0.03)
	中長期的な勤め先の業績見通し	0.09 (0.10)		
年齢区分による固定効果	有	有	有	
従業員規模による固定効果	有	有	有	
調査回による固定効果	有	有	有	
閾値 β_1	0.94	0.75	0.29	
閾値 β_2	2.92	2.69	2.39	
閾値 β_3	4.89	4.62	4.24	
閾値 β_4	5.97	5.66	5.41	
Pseudo R ²	0.23	0.21	0.21	
推計期間	2013/4月～ 2015/4月	2013/4月～ 2015/4月	2005/10月～ 2015/10月	
サンプル数	1,738	1,738	10,716	

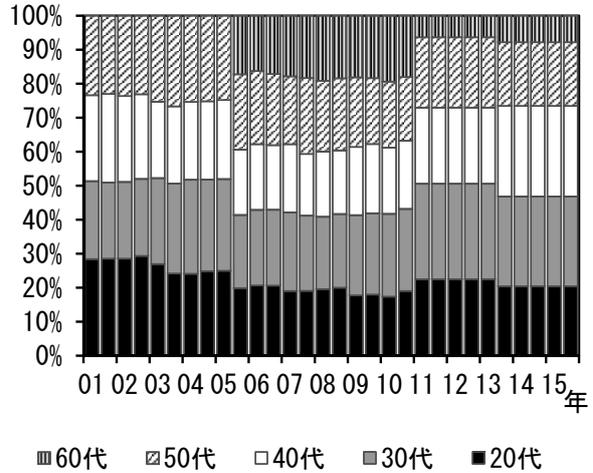
- (注) 1. 括弧内は標準誤差。***は1%、**は5%、*は10%有意。McFaddenの擬似決定係数を用いている。
2. 被説明変数、説明変数は、各々、「かなり上がる(上がった)」=1、「やや上がる(上がった)」=2、「変わらない」=3、「やや下がる(下がった)」=4、「かなり下がる(下がった)」=5と定量データに変換している。
3. 年齢区分による固定効果は、10歳区分(50代、40代、30代、20代)ダミー、従業員規模による固定効果は、100-299人、300-999人、1,000人以上ダミー、調査回による固定効果は、各調査回ダミーで推計。

「勤労者短観」の回答者属性

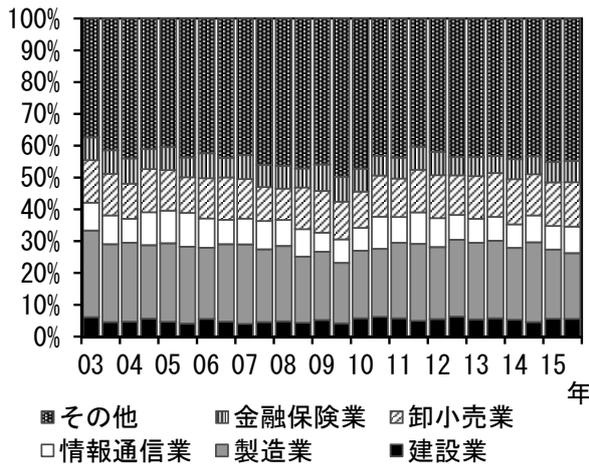
(1) 就業形態



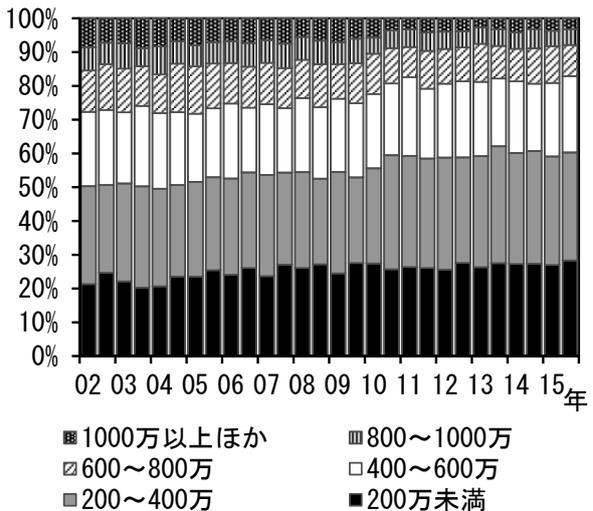
(2) 年齢



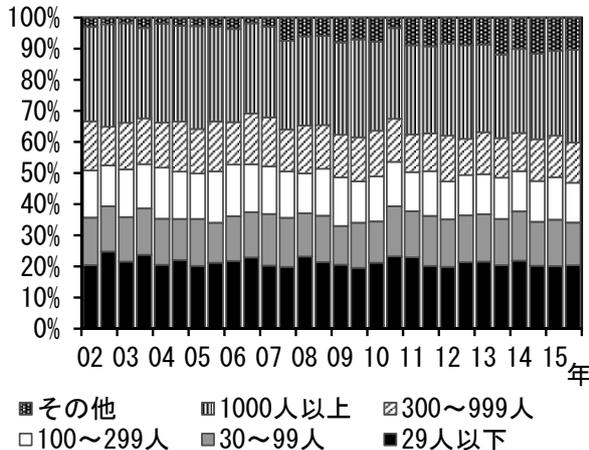
(3) 業種



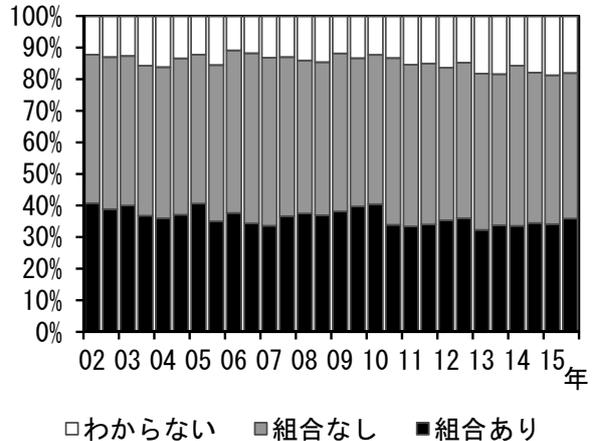
(4) 年収



(5) 従業員規模



(6) 組合



(資料) 連合総研「勤労者短観」