

特集：金融政策に関する実証研究の展開

短観 DI を用いた企業のインフレ予想の推計*

中島上智^a

【要 旨】

本稿では、わが国の企業のインフレ予想について、日本銀行の「短観」（全国企業短期経済観測調査）の結果を用いて、1990 年以降の長期時系列を推計する。短観では、「消費者物価のインフレ予想」と「自社の販売価格のインフレ予想」の系列は 2014 年までしか遡れない一方、「自社の販売価格判断 DI」は長期の時系列が蓄積されている。これらの系列の 2014 年から 2022 年までの関係を用いて、1990 年から 2013 年までの自社の販売価格判断 DI から、同時期の消費者物価のインフレ予想（1 年先）を推計する。こうして得られた企業のインフレ予想は、消費者物価インフレ率の予測において、インフレ率のラグや需給ギャップには含まれない、予測精度を向上させる情報を持ち合わせているほか、エコノミストのインフレ予想よりも予測精度を向上させることが分かった。

JEL Classification Codes: C22, E31, E37

* 本稿の作成にあたっては、匿名の査読者の方々、『経済研究』編集委員の澤田真行氏、高山直樹氏のほか、奥田達志氏、長田充弘氏、佐々木貴俊氏、白塚重典氏、関根敏隆氏、中園善行氏、福永一郎氏、古川角歩氏、肥後雅博氏、法眼吉彦氏から有益なコメントを頂戴した。記して感謝の意を表したい。本稿の内容や意見は、筆者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。本研究は、科学研究費補助金（23H00048, 23H00050）、一橋大学社会科学高等研究院（HIAS）、一橋大学経済研究所経済社会リスク研究機構の助成を受けている。

^a 一橋大学経済研究所 E-mail: jouchi.nakajima@r.hit-u.ac.jp

Special Issue: Frontiers in Empirical Analyses on Monetary Policy

Estimation of firms' inflation expectations using the *Tankan* DI

Jouchi Nakajima

Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Japan

Abstract

This study uses the Bank of Japan's *Tankan* (Short-Term Economic Survey of Enterprises in Japan) data to estimate the long-run time series of Japanese firms' inflation expectations since 1990. In *Tankan*, the series on “consumer price inflation expectations” and “output price inflation expectations” are available only from 2014 onward, while the “output price DI (diffusion index)” is available for a longer period. Using the relationships among these series in the 2014–2022 period, we estimate one-year-ahead consumer price inflation expectations for the 1990–2013 period based on the output price DI. The results indicate that firms' inflation expectations contain information that enhances the forecast accuracy of consumer price inflation beyond what is captured by the lagged inflation or the output gap, and that these expectations improve forecast accuracy more than economists' inflation expectations.

JEL Classification Codes: C22, E31, E37

1. はじめに

マクロ経済学において、インフレ予想は経済活動と密接に影響し合っており、様々な実証分析に必要な不可欠な変数である。もっとも、実証分析に使用可能なインフレ予想のデータの候補は、他の経済変数に比べて少ない。特に、長期間を対象とした分析になると、インフレ予想の時系列データは過去に長く遡るのが困難であることが多く、実証分析に使用できるデータの候補はかなり限られる。

インフレ予想のデータは、予想する主体が誰かによって分類することができる（関根ほか，2008；安達・平木，2021）。金融市場参加者が予想するデータとしては、サーベイ調査のほかに、金融市場で取引される金融商品の価格からインフレ予想を抽出してデータを作成する方法が用いられる¹⁾。一方、エコノミスト、家計、企業が予測するデータとしては、基本的にサーベイ調査に依拠している。わが国であれば、エコノミストは「ESP フォーキャスト」、家計は日本銀行の「生活意識に関するアンケート調査」、企業は日本銀行の「短観」（全国企業短期経済観測調査）などにインフレ予想に関する設問があり、それぞれ実証分析に使用されている（片岡・白鳥，2011）。

インフレ予想は、予想する主体によって、その推移や決定要因が異なり得ることが指摘されている。Coibion, Gorodnichenko, and Kamdar (2018), Coibion, Gorodnichenko, and Kumar (2018) などで示されているように、企業のインフレ予想は、それ以外の主体のインフレ予想と、時系列的な動学や決定要因が有意に異なる。また、企業は価格設定者であるため、企業のインフレ予想はマクロ経済学における実証分析において特に重要であると考えられる。

もっとも、片岡・白鳥 (2011) で指摘されているように、わが国では、企業のインフレ予想の長期時系列データは存在しない。前述の短観は、インフレ予想については調査開始の 2014 年までしか遡ることができない。最も過去に遡ることのできるインフレ予想は、内閣府の「企業行動に関するアンケート調査」に収録されているが、2003 年までしか遡ることができず、さらに、同調査は年次でしか調査されていない²⁾。こうした企業のインフレ予想の長期時系列データが不足している問題はわが国だけでなく、Coibion *et al.* (2020) などで指摘されているとおり、諸外国でも研究者が直面している問題である。

このような状況のもと、わが国の企業のインフレ予想については、短観の販売価格判断 DI がその代理変数として分析に用いられることが多い（例えば、鎌田・吉村，2010）。販売価格判断 DI には「現状」と「先行き」があり、この「先行き」は現在から 3 か月先までの自社の販売価格の変化について回答された計数であるため、3 か月先までの価格の変化予想を表す指標とみなすことができる。全業種・全規模平均の系列であれば、1970 年代以降の長期時系列が利用可能であるほか、業種別・規模別の系列も整備されている。また、中島ほか (2021) は、内閣府の「景気ウォッチャー調査」に付属しているサーベイ回答者のコメントのテキストデータから、2000 年代以降の企業のインフレ予想を抽出することを試みている。彼らは分析の結果から、抽出された系列が数か月前のインフレ予想と解釈できることを示している。これらのデータはインフレ予想の長期時系列として有用ではあるが、数か月前に関するインフレ予想であるという限界がある。

そこで、本稿では、日本の企業のインフレ予想について、1 年先のインフレ予想の長期時系列

¹ 具体的には、名目付付国債の金利と物価連動国債金利の差やインフレスワップ金利などが用いられる。詳しくは、湯山・森平 (2017)、平木・平田 (2020) を参照。

² 同調査は、インフレ予想を直接尋ねているわけではなく、名目 GDP 成長率と実質 GDP 成長率の予想を尋ねており、その差をインフレ予想と解釈して分析に使用される。詳しくは、開発・白木 (2016) を参照。

データを作成することを試みる。本稿の目的は、他に類似の「企業のインフレ予想」が存在しないなかで、その長期時系列を限りあるデータから作成することである。こうした研究は、前述のとおり、インフレ予想を用いた様々な研究を行ううえで重要であると考えられる。具体的には、長期時系列データが存在する短観の販売価格判断 DI を利用して 1 年先インフレ予想を推計する枠組みを構築する。なお、ここでの企業のインフレ予想は、短観における「消費者物価のインフレ予想（全業種・全規模）」の計数が基になっており、概念的に各企業のインフレ予想の全業種・全規模平均と解釈できる。

短観は、2014 年 3 月調査時点より、消費者物価のインフレ予想（以下、「CPI インフレ予想」）と自社の販売価格のインフレ予想（以下、「販売価格予想」）の調査を開始した。本稿では、2014 年 3 月調査から 2022 年 12 月調査までのデータを用いて、販売価格判断 DI から 1 年先の CPI インフレ予想を推計する枠組みを構築する。販売価格判断 DI は 2014 年より前も長期間にわたって利用可能であるため、それを用いて 2014 年より前の CPI インフレ予想を推計する。本稿では、断りのない限り、インフレ予想および販売価格予想については 1 年先を指すこととする³⁾。

この分析で重要なのは、短観の業種別・規模別データを用いることである。短観には、30 近くの業種のカテゴリがある。また、「大企業」「中堅企業」「中小企業」という 3 つの規模のカテゴリがある。宇野ほか (2017) は、業種別の販売価格予想について、「消費関連」の 3 業種（小売業、個人サービス業、飲食・宿泊サービス業）の計数を平均した系列が、CPI インフレ予想に近い動きを示している。この背景としては、短観には製造業・非製造業の様々な業種が含まれているため、全業種・全規模の販売価格予想には、取引先企業へ販売する商品・サービスの価格と、消費者へ販売する商品・サービスの価格の両方が含まれている。そこで、後者に相当する消費関連業種に限って集計すると、CPI インフレ予想の動きに近い系列が得られることになる。そこで、本稿の分析では、この消費関連業種に焦点を当てた分析を行う。

業種別・規模別の販売価格判断 DI から、全規模・全業種の CPI インフレ予想を推計するために、3 通りの方法を考える。1 つ目の方法は、販売価格判断 DI の業種別・規模別の系列から様々な組み合わせを用意し、CPI インフレ予想をそれらの系列セットに回帰して関係式を構築する。前述の消費関連業種のみを用いた組み合わせのほか、全ての業種別・規模別の系列を推計式に入れ込むケースも考える。

2 つ目の方法は、販売価格判断 DI に加えて、業種別・規模別の販売価格予想を用いる。まず販売価格予想の業種別・規模別の各系列を同じ業種・規模の販売価格判断 DI に単回帰する。次に、全規模・全業種の CPI インフレ予想を販売価格予想の系列セットに回帰する。こうして得られた 2 段階の関係式を用いて、販売価格判断 DI から CPI インフレ予想を推計する枠組みを構築する。各業種・各規模で、販売価格判断 DI と販売価格予想は、同一の企業が回答しているため、それらの集計値には相応の相関があると考えるのが自然であり、その場合は、CPI インフレ予想を直接、販売価格判断 DI に回帰するよりは、販売価格予想を橋渡しとして間接的に回帰を行う方が、頑健な推計式が得られる可能性がある。

3 つ目の方法は、2 つ目の方法において、CPI インフレ予想と販売価格予想の関係式を推計するのではなく、CPI における個別品目・サービスのウェイトを用いて、業種別の販売価格予想の推計値をこのウェイトで加重平均したものを CPI インフレ予想の推計値とする。このようにウェイトを固定することによって、全体として頑健な推計方法の枠組みとなることが期待される。以上の 3

³⁾ 短観では、予想の年限を「1 年後」と呼称しているが、本稿ではインフレ予想に関する文献に倣って、「1 年先」と呼ぶ。

種類の方法について、様々な系列のセットを説明変数として試し、イン・サンプルの誤差およびアウト・オブ・サンプルの予測誤差から、最も良い方法を求める。

本稿の推計の枠組みでは、過去の長期間のインフレ予想を推計するために、2014年から2022年という比較的短い期間の関係式を用いている点に留意が必要である。言い換えると、過去の期間インフレ予想に関する系列間の関係が2014～2022年の期間と同一かつ一定であると仮定している。ところが、企業の物価に関する見方は、時代を経るにつれて変化している可能性がある。また、1990年代から2020年代まで、インフレ率のダイナミクスは変化している可能性があり、得られたインフレ予想の推計値についてはそれなりの幅を持つてみる必要がある。

過去に遡ったインフレ予想の推計値が「正しい」かどうかについては、インフレ予想の真の数字が分からないため、インフレ予想として適切な系列かどうかを厳密に検証することはできない。また、前述のとおり、この他にわが国の企業のインフレ予想の長期時系列がないため、比較することもできない。本稿ではそうした検証の代わりに、推計されたインフレ予想の長期時系列を、CPIインフレ率の予測モデルに入れることにより、インフレ予想が為替レートや需給ギャップといったマクロ変数では説明できない先行きのインフレ率の情報を持ち合わせているか検証する⁴⁾。

また、推計された企業のインフレ予想について、エコノミストによるインフレ予想との差異を比較分析する。前述の Coibion らの論文では、米国やニュージーランドにおける企業のインフレ予想がエコノミストのインフレ予想と相応に異なる性質を持ち合わせていることを示している。日本のそれらについて十分なサンプル期間で分析した論文は、企業のインフレ予想の長期時系列が取得できなかったこともあり、これまで見当たらない。そこで、本稿では、エコノミストのインフレ予想として Consensus Economics Inc. から取得したコンセンサス・フォーキャストの1年先インフレ予想を用いて、推計された企業のインフレ予想との比較を行う。

本稿の文献上の貢献としては、まず、わが国における企業のインフレ予想の長期時系列データを提示することにある。前述のとおり、これは様々な実証分析に必要な変数であり、かつ、価格設定者としての企業のインフレ予想が実証分析に利用可能となることは、重要な貢献であると考えられる。また、本稿で提案する推計方法は、ある程度、短観に特有のデータ構造に適応するような形となっているが、Coibion *et al.* (2020) が指摘するような諸外国で企業のインフレ予想のデータが不足している状況にあって、一つの方法論を提示する貢献といえる。

また、わが国の企業のインフレ予想に関する研究として、これまで、宇野ほか (2017)、稲次ほか (2019)、北村・田中 (2019) などがある。また、西口ほか (2014)、鎌田ほか (2015) が家計のインフレ予想について分析をおこなっており、実績のインフレ率の影響を受けやすいことを示している。Kikuchi and Nakazono (2021) は、独自の消費者向けサーベイを実施し、家計のインフレ予想の特性を調査している。Hori and Kawagoe (2015) も家計のインフレ予想を分析しており、エコノミストのインフレ予想との違いを明らかにしている。

西野ほか (2016)、Nakazono (2016) は、日銀の金融政策と様々なインフレ予想の関係を分析している。これに関係して、菅沼・丸山 (2019) はインフレ予想の期間構造、法眼・大熊 (2018) はインフレ予想のアンカー度合いを調べる手法を開発している。増島ほか (2017) はインフレ予想に含まれるインフレ率に対する予測力を検証しており、本稿の分析と深く関係している。こうした文献の中で、本稿の貢献は、企業のインフレ予想について追加的な実証分析結果を提示すること、およ

⁴ Hajdini *et al.* (2022) はサーベイを用いて米国の消費者のインフレ予想を推計しており、彼らもインフレ予想の真の値が分からないため、得られた推計値について実績インフレ率との関係や他の変数との関係などについて定量的な分析を行っている。

び、エコノミストのインフレ予想と比較し、差異を検証することである。

本稿で推計された企業のインフレ予想の長期時系列について、複数の観点から実証分析を行った。長期時系列を算出する推計モデルについては、推計に使用可能なサンプル期間が比較的短いという制約のなか、期間内におけるモデルの構造の安定が確認された。また、この企業のインフレ予想は、消費者物価インフレ率の予測において、インフレ率のラグや需給ギャップには含まれない、予測精度を向上させる情報を持ち合わせているほか、エコノミストのインフレ予想よりも予測精度を向上させることが分かった。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、推計に使用する短観の系列について詳しく説明する。第3節では、企業のインフレ予想を推計する枠組みを述べ、推計結果を示す。第4節では、推計された企業のインフレ予想を用いて、その性質や予測力に関する分析を行う。第5節は結びである。

2. 短観のインフレ予想指標

2-1. 利用可能な系列

短観は、日本の企業活動の実態に関する調査で、その歴史は古く、前身の調査の開始は1950年代にまで遡る。現在の「全国企業短期経済観測調査」となったのは1974年のことであり、その頃からの長期時系列データが日本銀行のウェブサイトでダウンロード可能となっている。短観では、その時々の中身の日本国内外の経済構造や企業の実態を反映させるために、調査先企業や調査項目の見直しを行っている。そのため、過去の一定の時期にしか調査していない項目や比較的最近しか調査していない項目がある。現在では、年に4回の調査（3、6、9、12月調査）が行われており、一般に四半期データとして定点観測や実証分析などに用いられている。

インフレ予想に関する系列としては、2014年に「販売価格の見通し」と「物価全般（消費者物価指数）の見通し」の調査が開始された。前者の販売価格予想は、自社の主要製商品の販売価格または主要サービスの提供価格について、現在の水準と比べた1年後、3年後、5年後の価格の見通しを尋ねている。後者のCPIインフレ予想は、CPIの前年比に関して、1年後、3年後、5年後の見通しを尋ねている。回答は複数の選択肢から選ぶ方式であり、販売価格予想では5%おき（例えば、「+10%程度（+7.5%～+12.4%）」）、CPIインフレ予想では1%おき（「+2%程度（+1.5%～+2.4%）」）の選択肢がある（詳細は補論1を参照）。データ系列としては、選択肢別の社数構成比が収録されている。また、「見通しの平均」が参考値として収録されており、これは、各選択肢の値（例えば、「+2%程度」であれば+2%、「+6%程度以上」であれば+6%）を選択肢別の社数構成比でウェイト付けした加重平均値である。参考値ながらも、短観のインフレ予想といえ、多くの場合、この「見通しの平均」を指す。

一方、短観の判断項目（DIが算出される項目）の中に、前述の「販売価格判断」があり、選択肢は「上昇」「もちあい」「下落」の3つである。「上昇」の回答者数構成比から「下落」のそれを引いて算出される「販売価格判断DI」は、インフレ予想の概念に近い系列として、これまで様々な分析に用いられている⁵⁾。このDIを用いる利点の1つは、全規模・全業種であれば1974年からの長期時系列が利用可能なことにある。

本稿の目的は、短観の物価の見通しのうち、1年先のCPIインフレ予想（見通しの平均）につい

⁵⁾ サーベイ調査の選択的（カテゴリ）回答から計算されたDIは、様々な経済変数と高い相関を示すため、マクロ経済学の実証分析でしばしば用いられている。Pinto *et al.* (2020) はこうしたサーベイ調査から得られたDIが、経済動向の分析に有用であることを理論的、実証的に示している。

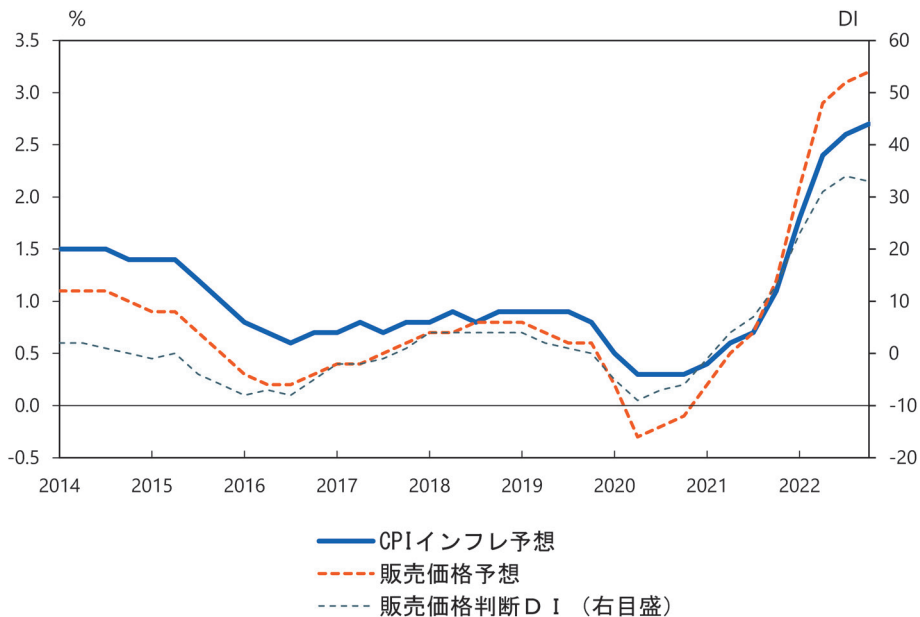
で長期時系列を推計することである。そのために、長期時系列が取得可能な販売価格判断 DI を用いる。DI には「現状」と「先行き」があり、「先行き」は現在から 3 か月先までの変化を尋ねている。3 か月先までの変化が 1 年先までの変化に関する情報を含んでいると考え、1 年先 CPI インフレ予想を分析の対象とする。

3 年先、5 年先の CPI インフレ予想についても推計の枠組みを考えることは原理的に可能であるが、予想の年数が長くなるほど、販売価格判断との親和性が薄くなり、推計の精度が落ちると考えられる。1 年先程度の予想であれば、最近起きている物価変動に関するショックが慣性をもって 1 年先のインフレ率に相応に影響すると考えると、最近の動きに関する回答から作成された DI の動きが多くを情報を含んでいる可能性が高い。一方、3 年先以上の予想となると、最近のショックが時間の経過とともに減衰するため、DI との相関が低くなる。このため、3 年先、5 年先のインフレ予想については、以下の本論における分析の対象外とする。

2-2. インフレ予想指標の概観

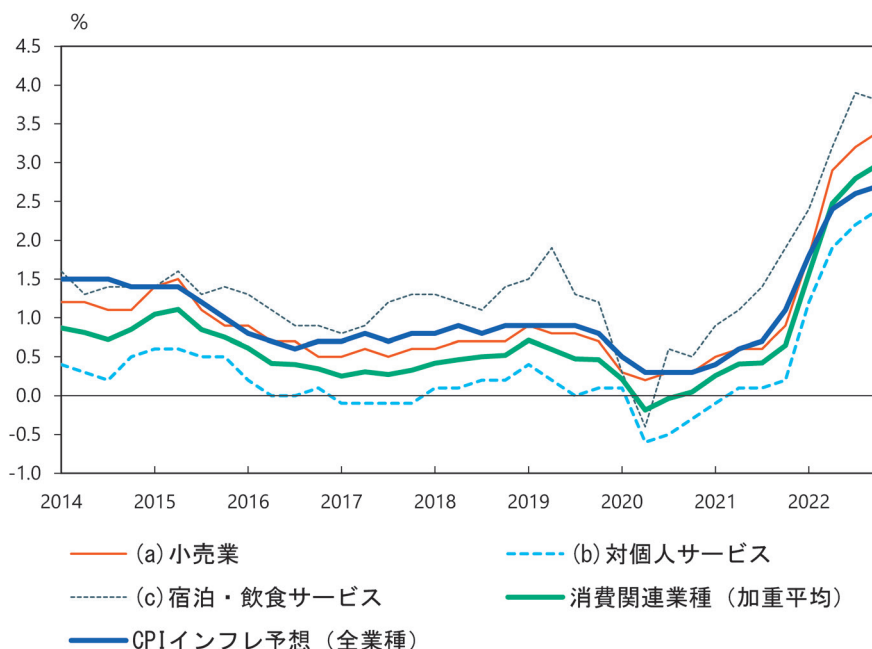
図 1 は、全規模・全業種の 1 年先 CPI インフレ予想と販売価格予想を示している⁶⁾。1 年先 CPI インフレ予想は、調査開始時点の 2014 年の 1.5% 程度から、2015～16 年に 0% 台後半まで低下した後、同水準を維持し、2019 年後半からはさらに低下した。2021 年には上昇に転じ、2022 年には大きく上昇して 2% を超えている。1 年先販売価格予想は、1 年先 CPI インフレ予想と似たような動きをしているが、水準や変化幅は異なる。2014 年は 1% 程度と CPI インフレ予想より低く、2019 年の低下幅もより大きかった。2021 年からの上昇幅は CPI インフレ予想よりも大きく、2022 年の水準は CPI インフレ予想の水準よりも高くなっている。この間、販売価格判断 DI も予

図 1 短観のインフレ予想指標（1 年先予想、全規模・全業種）



⁶⁾ 短観の物価見通しは、消費税引き上げなどの制度の変更の影響を除いて回答することになっている。

図 2 短観の消費関連業種の販売価格予想（1 年先予想，全規模）



注）消費関連業種は、CPI におけるウエイトで (a)～(c) を加重平均（詳細は本文を参照）。

想系列と似たような動きをしている⁷⁾。

図 2 は、全業種・全規模の 1 年先 CPI インフレ予想と消費関連業種の 1 年先販売価格予想を示したものである。消費関連業種については、該当する 3 業種の計数について、消費者物価指数におけるウエイトで加重平均したものを示している。具体的には、小売業、個人サービス業、飲食・宿泊サービス業について、2020 年基準の CPI における財（万分比：5046）、宿泊料と外食を除くサービス（4414）、宿泊料と外食（540）のウエイトを用いて加重平均した。宇野ほか（2017）でも指摘されているように、この消費関連業種の販売価格予想と全業種・全規模で集計された企業の平均的な CPI インフレ予想が非常に近いことは興味深い事実である。以下の推計の変数選択の際には、この消費関連業種を中心に分析を行う。

3. インフレ予想の推計方法

3-1. 推計式①:1 段階直接回帰

まず、販売価格判断 DI の業種別・規模別の系列から全規模・全業種の CPI インフレ予想を推計する方法として、下記の回帰式を考える。

$$y_t = c + \mathbf{x}_t \mathbf{b} + e_t, \quad t = 1, \dots, n$$

ただし、 y_t は調査回 t の全規模・全業種の CPI インフレ予想、 $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, \dots, x_{kt})$ は選択された k 個の業種別・規模別の販売価格判断 DI を並べたベクトル、 $\mathbf{b} = (b_1, \dots, b_k)'$ はその回帰係数である。最小二乗法によって推計された推計値 $\hat{c}$ と $\hat{\mathbf{b}}$ を用いて、2013 年以前の CPI インフレ予想を

⁷⁾ 本稿の分析対象である 1 年先 CPI インフレ予想は、後述（4-4 節）の分析で示すとおり、データが存在する期間において、実績の CPI インフレ率を先取りするような動きをみせており、インフレ予想の指標として重要でありことが分かる。

次式のように算出する.

$$\hat{y}_t = \hat{c} + \mathbf{x}_t \hat{\mathbf{b}}$$

なお, $\mathbf{x}_t$ に含まれる選択系列の数 (k) が推計期間の観測数 (n) に比べて大きい場合は, 最小二乗法では推計ができないため, Lasso 回帰法を用いて, 次式を最小化する $c, \mathbf{b}$ を推計値とする.

$$L = \sum_{t=1}^n (y_t - c - \mathbf{x}_t \mathbf{b})^2 + \lambda \left(|c| + \sum_{i=1}^k |b_i| \right)$$

なお, パラメータ λ についてはクロス・バリデーションに基づく最適値を用いる.

3-2. 推計式②:2 段階間接回帰

次に, 業種別・規模別の 1 年先販売価格予想の系列を間接的に推計に用いる方法を考える. 具体的には, 次の 2 つの回帰式を考える.

$$(1 \text{ 段階目}) \quad z_{it} = c_{1i} + x_{it} b_{1i} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, k; \quad t = 1, \dots, n$$

$$(2 \text{ 段階目}) \quad y_t = c_2 + \mathbf{z}_t \mathbf{b}_2 + e_t, \quad t = 1, \dots, n$$

ただし, z_{it} は業種別・規模別の販売価格予想であり, それを並べたベクトルを $\mathbf{z}_t = (z_{1t}, \dots, z_{kt})$ と定義する. 2 式をそれぞれ個別に最小二乗法によって推計し, その推計値を $\hat{c}_{1i}, \hat{b}_{1i}, \hat{c}_2, \hat{\mathbf{b}}_2$ とする. そのうえで, 2013 年以前の CPI インフレ予想を次式のように算出する.

$$\hat{z}_{it} = \hat{c}_{1i} + x_{it} \hat{b}_{1i}, \quad i = 1, \dots, k$$

$$\hat{y}_t = \hat{c}_2 + \hat{\mathbf{z}}_t \hat{\mathbf{b}}_2$$

ただし, $\hat{\mathbf{z}}_t = (\hat{z}_{1t}, \dots, \hat{z}_{kt})$ である. 上記の 1 段階直接回帰と同様に, 選択系列の数 (k) が大きい場合は, 2 段階目の推計で Lasso 回帰法を用いて, $c_2, \mathbf{b}_2$ を推計する.

1 段階直接回帰は, 2 段階間接回帰に比べてパラメータの制約が少ないため, 推計式から得られる理論値 ($\hat{y}_t$) と観測値 (y_t) の平均的な差は小さくなる. 一方, 2 段階間接回帰は, 業種別・規模別ごとに同じ企業が回答している x_{it} と z_{it} の関係が相応に強いという考え方に基づいており, これが実際のデータにあてはまれば, 1 段階直接回帰に比べて予測精度が高まる可能性がある.

3-3. 推計式③:2 段階ウェイト付き回帰

推計式②の 2 つ目の推計式を次式のように変更した方法を考える.

$$(2 \text{ 段階目}) \quad y_t = c_3 + Z_t b_3 + e_t, \quad t = 1, \dots, n$$

ただし, Z_t は $z_{1t}, \dots, z_{kt}$ の加重平均

$$Z_t = \sum_{i=1}^k z_{it} w_i$$

である. ここで w_i は加重平均のウェイトであり, $\sum_{i=1}^k w_i = 1$ とする. 具体的には, CPI における個別物価に対するウェイトで, 業種 i に対応する個別物価について合計したものを w_i として用いる. 例えば, 説明変数として小売業 ($i = 1$) と飲食・宿泊サービス業 ($i = 2$) の 2 業種を用いた場合, w_1 と w_2 はそれぞれ財と飲食・宿泊サービスの CPI におけるウェイトを和が 1 となるように基準化したものである. 2013 年以前の CPI インフレ予想は次式のように算出する.

$$\begin{aligned}\hat{z}_{it} &= \hat{c}_{1i} + x_{it}\hat{b}_{1i}, \quad i = 1, \dots, k \\ \hat{Z}_t &= \sum_{i=1}^k \hat{z}_{it}w_i \\ \hat{y}_t &= \hat{c}_3 + \hat{Z}_t\hat{b}_3\end{aligned}$$

このように、2段階目で複数の説明変数 ($z_{1t}, \dots, z_{kt}$) ではなく、加重平均した単一の説明変数 (Z_t) を用いることにより、2段階目の推計について、短いサンプル期間における外れ値の影響を取り除くことができ、推計方法②に比べて予測精度が高まる可能性がある。

なお、ウェイト (w_i) には、最新である 2020 年基準 CPI の個別物価に対するウェイトを用いる。過去の基準を用いて時期によってウェイトを変化させることも可能であるが、現在に近い期間の CPI インフレ率の分析に有用な推計値を得るため、最新の基準を全期間一律に適用する⁸⁾。

4. 実証分析

4-1. 説明変数の候補と選択基準

本分析では、表 1 に掲げた説明変数の各セットについて推計を行い、最も優れている変数セットを採用する。変数セットは、3 つに分類される。1 つ目は 1 系列のみを用いる方法であり、全業種 (セット 1)、小売業のみ (セット 2)、消費関連業種平均 (セット 3) の全規模系列である。2 つ目は、消費関連業種の内訳 3 業種の組み合わせであり、2 系列または 3 系列を用いる (セット 4~6)。3 つ目は、個別業種の系列を用いる方法であり、全規模の個別業種 (セット 7) と、規模別の個別業種 (セット 8) を試す。セット 1~3 については、1 系列のみのため、推計式は① 1 段階直接回帰と② 2 段階間接回帰の 2 種類を適用する。一方、セット 4~6 については、③ 2 段階ウェイト付き回帰も加えた 3 種類を適用する。セット 7, 8 については、各業種に紐づく CPI ウェイトを考慮することが困難であるため、① 1 段階直接回帰と② 2 段階間接回帰の 2 種類のみを適用する。また、説明変数の数が多くなるため、推計に Lasso 回帰法を用いる。

表 1 推計モデルの説明変数

セット No.	説明変数	説明変数の個数
1	全業種 (全規模)	1
2	小売業 (全規模)	1
3	消費関連業種平均 (全規模)	1
4	小売業 個人サービス業 (いずれも全規模)	2
5	小売業 飲食・宿泊サービス業 (いずれも全規模)	2
6	小売業 個人サービス業 飲食・宿泊サービス業 (いずれも全規模)	3
7	各業種 (いずれも全規模)	23
8	各業種・各規模	69

⁸⁾ なお、過去の各時点の基準を適用しても、推計されるインフレ予想の長期時系列は、最大で 0.2% ポイントしか乖離しない。

なお、「対個人サービス」と「宿泊・飲食サービス」の販売価格判断 DI は 2004 年 6 月調査までしか遡ることができない。それ以前については、「サービス」という業種分類の系列があり、1990 年 12 月調査まで遡ることができる。そこで、「対個人サービス」と「宿泊・飲食サービス」についてそれぞれ、2004 年 6 月調査の DI と同月調査の「サービス」の DI の差を 2004 年 3 月調査以前の「サービス」の DI から差し引いたうえで系列を接続する。

最良の変数セットと推計式を選択する基準として、まず、推計式から得られた $\hat{y}_t$ と観測値の差について、推計期間内（イン・サンプル）の平均二乗誤差（RMSE）を調べる。推計期間は、2014 年 3 月調査から 2022 年 12 月調査までの 36 調査回分である。

次に、アウト・オブ・サンプルの予測精度の比較を行う。まず、2014 年 3 月調査から 2017 年 12 月調査までのサンプルを用いて推計を行い、得られた推計値を用いて 1 期先、すなわち、2018 年 3 月調査の販売価格判断 DI から同調査の CPI インフレ予想を予測する。次に、2018 年 3 月調査のデータを加えて再び推計を行い、同様に 1 期先の 2018 年 6 月調査の CPI インフレ予想を予測する。これを繰り返し、2022 年 12 月調査の予測まで行う。2018 年 3 月から 2022 年 12 月調査までの予測値と実際の観測値の差について、平均二乗誤差（RMSE）を調べる。また、結果の頑健性を確認するために、予測する期間の開始時期を 2019 年～2021 年と変えた場合の RMSE も検証する。

4-2. 推計結果

表 2 は、候補の変数セットおよび推計式ごとに、イン・サンプルの RMSE を示している。前述のとおり、1 段階直接推計は 2 段階間接推計よりもパラメータの制約が少ない分、イン・サンプルの RMSE はどの方法でも小さくなっている。もっとも、その差は大きくとも 0.01 程度であり、ほぼ差がないと言える。

変数セット 1 の全規模・全業種の系列を説明変数とするよりも、セット 2～6 の消費関連業種を説明変数とした方が、RMSE が小さくなる。特に、小売業と飲食・宿泊サービス業が含まれている、セット 5、6 の RMSE が小さい。消費関連以外の業種も含めたセット 7、8 は、RMSE が相対的に大きく、セット 2～6 にある消費関連業種に焦点を当てたシンプルなモデルの方が優れていることが分かる。セット 7、8 は Lasso 回帰法によって推計されており、消費関連業種を含めたいいくつかの業種の系列が統計的に有意となっているが、消費関連業種の係数が縮小された推計値となっ

表 2 イン・サンプルの RMSE（2014 年 3 月～2022 年 12 月調査）

セット No.	説明変数	① 1 段階 直接推計	② 2 段階 間接推計	③ 2 段階 ウエイト推計
1	全業種	0.3194	0.3225	—
2	小売業	0.2412	0.2415	—
3	消費関連平均	0.2388	0.2391	—
4	小売、個人サービス	0.2408	0.2417	0.2476
5	小売、飲食・宿泊	0.2230	0.2332	0.2307
6	小売、個人サービス、 飲食・宿泊	0.2229	0.2327	0.2414
7	各業種・全規模	0.9674	0.3646	—
8	各業種・各規模	0.8300	0.3318	—

ているため、イン・サンプルのフィットが悪化していると考えられる⁹⁾。イン・サンプルのフィットは、インフレ予想を作成するうえで重要であるため、セット 7, 8 は採用しないこととし、次のアウト・オブ・サンプルの予測については、セット 1~6 を候補として比較を行う¹⁰⁾。

表 3 は、アウト・オブ・サンプルの予測精度の RMSE を示している。イン・サンプルの RMSE と同様に、変数セット 1 よりもセット 2~6 の消費関連業種を説明変数とした方が RMSE が小さい。説明変数が 1 つのみのセット 2, 3 では 1 段階直接推計の方が 2 段階間接推計よりも RMSE が小さいが、説明変数が複数含まれるセット 4~6 では 2 段階間接推計の方が、RMSE が小さくなっている。これは、販売価格判断 DI のみを用いるよりも、販売価格予想のデータを間接的に用いた方が予測精度が上がることを示している。

さらに、2 段階間接推計よりも 2 段階ウエイト付き推計の方が、アウト・オブ・サンプルの RMSE が小さくなる。これは、各業種に対するウエイトを CPI と整合的な値に固定することにより、安定した予測、かつ精度の高い予測を作り出せることを示唆している。また、推定するパラメータが少ない、つまり、よりシンプルなモデルの方が予測力が高い、という統計的予測に関する一般的な法則が当てはまっている。全ての変数セットと推計式の中で、モデル 6 に 2 段階ウエイト付き推計を用いる方法が、最も RMSE を小さくすることが分かった¹¹⁾。この結果は、予測期間の開始時期を変えても、頑健である。したがって、本稿では、この方法によって推計されたインフレ予想の長期時系列を採用し、次節以降の分析に用いる¹²⁾。

全業種・全規模のインフレ予想を推計するモデルとして、消費関連業種のみを用いることが最適であるという結果が得られたのは興味深い。もちろん、CPI を構成する業種であるため推計には適しているが、例えば、生産過程の川上である企業物価の情報を追加した方がインフレ予想への当てはまりが良好である可能性もある。もっとも、各業種を含むモデルは前述のとおりイン・サンプルの RMSE が大きいほか、消費関連業種にその他の任意の 1 業種を追加して予測精度を計算しても、消費関連業種のみの場合に比べてアウト・オブ・サンプルの RMSE が小さくなるケースは見当たらなかった。こうした結果の背後には、企業物価と消費者物価の関係が時間を通じて変化していたり、線形でないといった性質があるかもしれない。

これに関連して、短観には自社の仕入価格に関して最近や先行きの変化について設問が用意されており、「仕入価格判断 DI」として結果が公表されている。販売価格判断 DI の代わりに仕入価格判断 DI を用いた場合や、価格判断 DI に追加して仕入価格判断 DI を用いた場合の推計も試したが、安定的に変数セット 6 よりも RMSE が小さくなることはなかった。このことから、インフレ予想に影響し得る仕入価格の情報は販売価格判断 DI に十分織り込まれている可能性が高いことが示唆される。

⁹⁾ なお、セット 7, 8 について、1 段階直接推計と 2 段階間接推計の RMSE を比較すると、他のセットと比べても後者の方が精度が大きく改善していることについて、各業種内では、1 段階目の回帰式のフィットが相応に良好であることから、自社製品の販売価格であれば、消費関連業種でなくとも、ある程度、適正な見通しがなされることを反映している可能性がある。

¹⁰⁾ 補論 A2-2 節では、消費関連業種以外の 1 業種を消費関連業種に加えた場合の予測精度を検証している。

¹¹⁾ なお、こうした 1 期先に関する予測だけでなく、パラメータを推計する期間終期から 4 期先や 8 期先における説明変数の実績値から被説明変数を予測した場合の RMSE を計算しても、モデル 6 に 2 段階ウエイト付き推計を用いる方法が最も小さくなる。

¹²⁾ サンプル期間における推計結果の安定性について、補論 A2-1 節では、ローリングウィンドウ法による推計を行い、得られる長期時系列がモデルの推計時期によって、実務上問題が生じるほどの差が出ないことを確かめている。

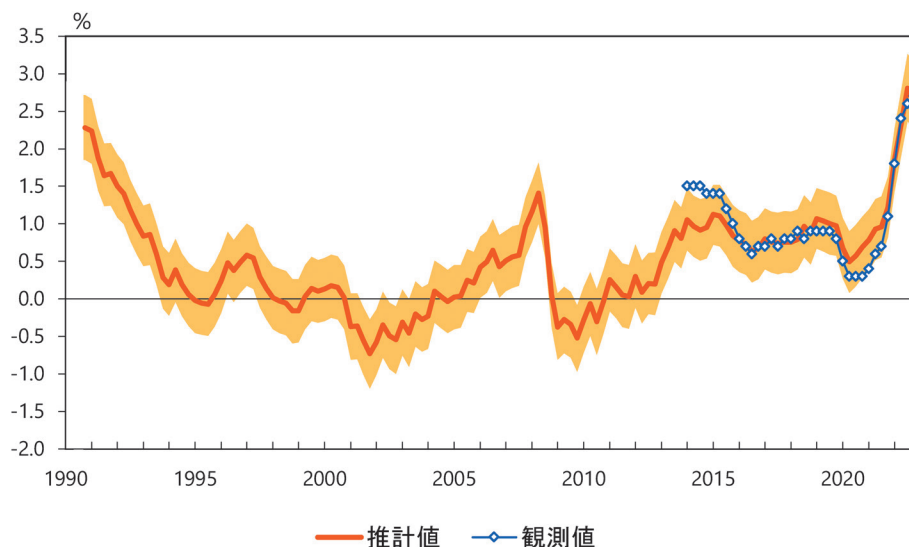
表 3 アウト・オブ・サンプルの予測精度 (1 四半期先, RMSE)

(1) 2018 年 3 月～2022 年 12 月調査				
セット No.	説明変数	① 1 段階 直接推計	② 2 段階 間接推計	③ 2 段階 ウエイト推計
1	全業種	0.4006	0.4128	—
2	小売業	0.3146	0.3262	—
3	消費関連平均	0.3268	0.3339	—
4	小売, 個人サービス	0.3563	0.3199	0.2991
5	小売, 飲食・宿泊	0.3248	0.3141	0.2930
6	小売, 個人サービス, 飲食・宿泊	0.3523	0.3092	0.2830
(2) 2019 年 3 月～2022 年 12 月調査				
セット No.	説明変数	① 1 段階 直接推計	② 2 段階 間接推計	③ 2 段階 ウエイト推計
1	全業種	0.3783	0.3594	—
2	小売業	0.3494	0.3624	—
3	消費関連平均	0.3493	0.3588	—
4	小売, 個人サービス	0.3751	0.3558	0.3233
5	小売, 飲食・宿泊	0.3473	0.3474	0.3248
6	小売, 個人サービス, 飲食・宿泊	0.3715	0.3437	0.3040
(3) 2020 年 3 月～2022 年 12 月調査				
セット No.	説明変数	① 1 段階 直接推計	② 2 段階 間接推計	③ 2 段階 ウエイト推計
1	全業種	0.4226	0.3869	—
2	小売業	0.3824	0.3980	—
3	消費関連平均	0.3410	0.3592	—
4	小売, 個人サービス	0.3919	0.3919	0.3418
5	小売, 飲食・宿泊	0.3950	0.3743	0.3477
6	小売, 個人サービス, 飲食・宿泊	0.4099	0.3712	0.3145
(4) 2021 年 3 月～2022 年 12 月調査				
セット No.	説明変数	① 1 段階 直接推計	② 2 段階 間接推計	③ 2 段階 ウエイト推計
1	全業種	0.4195	0.4231	—
2	小売業	0.4196	0.4432	—
3	消費関連平均	0.3892	0.4113	—
4	小売, 個人サービス	0.4418	0.4348	0.3430
5	小売, 飲食・宿泊	0.3507	0.4172	0.3896
6	小売, 個人サービス, 飲食・宿泊	0.3711	0.4145	0.3165

4-3. 推計値と観測値の接続方法

本稿で提示するインフレ予想の長期時系列は、短観における「サービス業」の販売価格判断 DI が取得できる 1990 年 12 月調査から直近までの時系列とする。図 3 は、推計されたインフレ予想

図 3 企業のインフレ予想（1 年先）の推計値と観測値



注) シャドローの範囲は推計値の 95%信頼区間。

の長期時系列を示している。点線のバンドは、モンテカルロ法によって計算された 95%信頼区間である。同図に描かれている、2014 年以降の CPI インフレ予想のデータ（観測値）と比較すると、推計値は観測値に相応にフィットしていることが分かるが、2014 年 3～12 月調査については乖離がみられ、観測値は 95%信頼区間の外にある。本稿が提示するインフレ予想の長期時系列は、基本的には、2013 年 12 月調査までは推計値、2014 年 3 月調査からは観測値とする。ただし、2013 年 12 月の推計値と 2014 年 3 月調査の観測値には大きな乖離が生じているため、これをそのまま接続することは適切でないと考えられ、以下の接続方法を適用する。

推計値の時系列的性質を可能な限り損なうことなく、2013 年 12 月調査までの推計値と 2014 年 3 月調査からの観測値を接続する方法を考える。具体的には、2013 年 12 月調査までの推計値について、標準的な時系列モデルである ARMA (Autoregressive Moving-Average) モデルを推計する。AR 項の次数 (0～3 期)、MA 項の次数 (0～3 期)、および、平均パラメータの有無について、AIC を最小化する定式化を探索すると、平均パラメータなしの ARMA (1, 1) モデルが選択された。

ややアドホックな方法であるが、2014 年 3 月調査における推計値と観測値の差を 2013 年 12 月から過去に遡ってある一定の率で割り引いていき、それを推計値に加えることにより接続を行う。この割引率を r 、2014 年 3 月調査における観測値から推計値を差し引いた値を g とおく。インフレ予想の推計値を $\hat{y}_t$ 、接続のために補正された値を $\hat{\hat{y}}_t$ とおくと、2013 年 12 月調査以前の推計値を次式で補正する。

$$\hat{\hat{y}}_t = \hat{y}_t + gr^{T-t}, \quad t = 1, \dots, T-1$$

ただし、 T は 2014 年 3 月調査を表す。すなわち、2013 年 12 月の推計値に gr 、同 9 月に gr^2 、同 6 月に gr^3 とサンプル期間を遡る方向に補正幅が減衰する。

割引率 r については、上記の推計された ARMA (1, 1) モデルに補正された系列の値を入れ、接続時期の前後である 2013 年 9 月から 2014 年 6 月調査までの 4 四半期におけるイン・サンプルの RMSE が最も小さくなる r を求める。その結果、 $r = 0.852$ が選ばれたため、これに基づいて推計

値を補正し、2014 年 3 月調査以降の観測値と接続した。なお、この割引率を用いた接続を行うことにより、後述のインフレ率に対する予測精度は僅かではあるが高まるため、この補正を行う方が望ましいといえる¹³⁾。

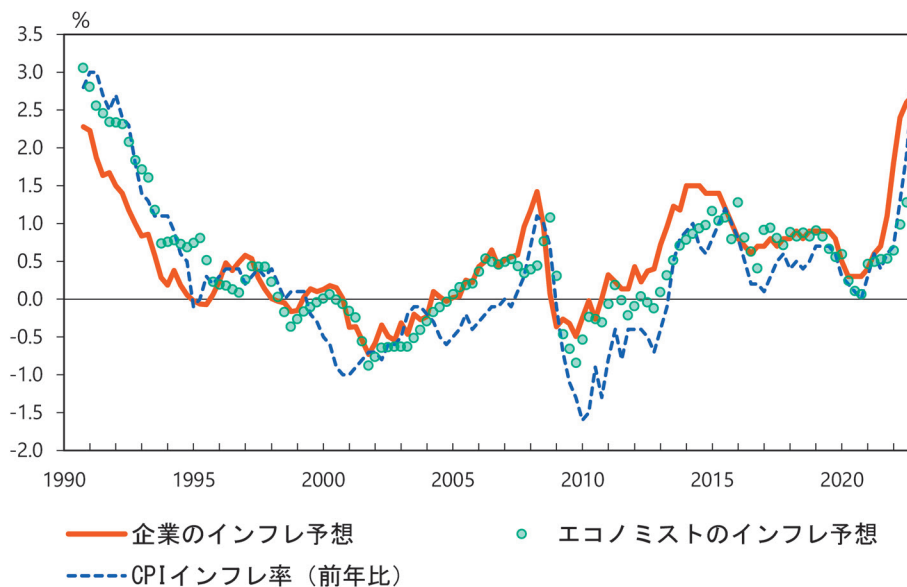
4.4. インフレ予想の長期時系列

図 4 は、推計された企業のインフレ予想を示しており、1990 年代初頭に 1~2% であったインフレ予想は 1990 年代後半から 0% 前後を推移した。2006~2008 年頃は原油価格の上昇などを背景として、1% 前後まで上昇した後、原油価格の反落や世界的な金融危機のなか、再び 0% 前後にまで下落した。2013 年頃にインフレ予想は上昇し、その後、1% 前後を推移した。その後、2022 年以降にインフレ予想は資源価格の上昇を背景として 2~3% まで急上昇した。

図 4 に示されている CPI インフレ率（総合除く生鮮食品・エネルギー・特殊要因、前年比、以下同じ）の実績値¹⁴⁾と推計された企業のインフレ予想を比較すると、インフレ予想の動きがインフレ率の実績値を予測するために有用な情報を持ち合わせている可能性が示唆される。特に、1990 年代前半のインフレ率の大幅な低下、2000 年代後半や 2013 年から 2015 年にかけてのインフレ率の上昇などは、インフレ予想が実績値の動きを先取りしていることが分かる。

なお、表 4 は CPI インフレ率と推計された企業のインフレ予想の時差相関を示している。インフレ予想は 1 年（4 四半期）の先行で約 0.8 となっており、CPI インフレ率に対して高い時差相関を持ち合わせている。これとの対比として、表 4 では、エコノミストの予測である「コンセンサス・フォーキャスト」の 1 年先インフレ予想についても、CPI インフレ率その時差相関を掲載して

図 4 企業のインフレ予想の推計値とエコノミストのインフレ予想（1 年先）



注) エコノミストのインフレ予想はコンセンサス・フォーキャストの 1 年先。CPI インフレ率は総合除く生鮮食品・エネルギー・特殊要因（詳細は本文を参照）。

¹³⁾ 参考として、補論 A2-3 節では、この補正を行わない場合の長期時系列について、次の 4-4 節と同様の分析を行っている。

¹⁴⁾ 具体的には、携帯電話通信料、旅行支援策の影響、消費税率引き上げの影響を除いた日本銀行スタッフの推計値。

表 4 インフレ予想と CPI インフレ率（前年比）の時差相関

+ はインフレ予想 が先行（四半期）	相関係数	
	企業の インフレ予想	エコノミストの インフレ予想
−8	0.026	0.445
−7	0.090	0.514
−6	0.164	0.574
−5	0.249	0.628
−4	0.334	0.685
−3	0.430	0.749
−2	0.528	0.814
−1	0.628	0.865
0	0.726	0.898
1	0.789	0.903
2	0.830	0.884
3	0.830	0.846
4	0.800	0.802
5	0.758	0.754
6	0.686	0.695
7	0.609	0.637
8	0.534	0.582

注) サンプル期間は 1990 年第 4 四半期から 2021 年第 4 四半期まで。CPI インフレ率は総
合除く生鮮食品・エネルギー・特殊要因（詳細は本文を参照）。エコノミストのインフレ予想は
コンセンサス・フォーキャストの 1 年先。

いる。インフレ予想が先行する時差相関が最も高くなっている点は、企業のインフレ予想と同じであるが、興味深いことに、エコノミストのインフレ予想は CPI インフレ率に遅行する時差相関も相応に高い。これは、企業のインフレ予想が CPI インフレ率に遅行する時差相関が低いことと対照的である。この結果は、推計された企業のインフレ予想が過去の CPI インフレ率に影響を受ける傾向が小さい一方で、エコノミストのインフレ予想は影響を受けやすいことを示唆している。

一方、2000 年前後や 2010 年前後は実績値が大きめのマイナスとなる中、インフレ予想はそれよりも高い水準にあり、両者の間に乖離が生じている。特に、世界的な金融危機後の 2010 年は、実績値が −1.5% 近くにまで低下したにも関わらず、インフレ予想は −0.5% 程度にまでしか低下していない。これは、Gorodnichenko and Sergeyev (2021) が指摘するようにインフレ予想には下方硬直性があり、大幅なマイナスにはならないという性質が本稿で推計したインフレ予想にも現れている可能性がある。

図 4 で、エコノミストの 1 年先インフレ予想と推計された企業のインフレ予想と比較すると、平均的には似た水準にあるが、仔細にみると、インフレ率の実績値との関係で重要な差異が生じている。特徴的なのは、1990 年前半はエコノミスト予想の方が若干高め、逆に、2022 年は企業のインフレ予想の方が相応に高めとなっている。実績値をみると、前述のとおり、企業のインフレ予想の方が 1990 年前半の大幅な低下や 2022 年の急上昇を先取りしている。これらの傾向から、インフレ率の予測において、企業のインフレ予想の方がエコノミストの予想よりも先行きのインフレ率の予測に関する多くの情報を持ち合わせている可能性が示唆される。

推計された企業のインフレ予想と CPI インフレ率の関係を調べるために、Granger 因果性検定

を行う。対象が1年先のインフレ予想であることから、予測におけるラグの長さを4四半期とした場合において、Grangerの意味で因果性がないという帰無仮説を考える。表5(1)は、この因果性検定の結果であり、企業のインフレ予想からCPIインフレ率への因果性がないという帰無仮説は1%水準で棄却される。一方、逆の因果性がないという帰無仮説は棄却されない。すなわち、Fuhrer (2012)などで論じられているように、インフレ予想が先行きのCPIインフレ率を予測する何かしらの情報を持ち合わせている可能性が示唆される。なお、エコノミストのインフレ予想についても同様の因果性検定を行うと、表5(1)に示されているとおり、同様の結果が得られた。

この因果性の検定について、企業とエコノミストのインフレ予想の関係も含めて分析するために、両方のインフレ予想とCPIインフレ率の3変数を用いたVARモデルにもとづいて、Granger因果性検定を行う。表5(2)はその結果を示しており、この検定でも、企業のインフレ予想からCPIインフレ率への因果性がないという帰無仮説は1%水準で棄却されるほか、逆の因果性がないという帰無仮説は棄却されない。一方、エコノミストのインフレ予想からCPIインフレ率への因果性がないという帰無仮説は棄却され、前述の時差相関の分析と同様に、エコノミストのインフレ予想は、過去のCPIインフレ率の影響を受ける傾向があり、企業のインフレ予想と性質が異なる

表5 Granger 因果性検定の結果

(1) 各インフレ予想と CPI インフレ率 (2 変数) の結果			
	帰無仮説	F 値	p 値
a. 推計された企業のインフレ予想 (1 年先)			
インフレ予想から CPI インフレ率への因果性がない		9.086	0.000
CPI インフレ率からインフレ予想への因果性がない		0.479	0.751
b. エコノミストのインフレ予想 (1 年先)			
インフレ予想から CPI インフレ率への因果性がない		6.157	0.000
CPI インフレ率からインフレ予想への因果性がない		1.694	0.156
(2) 2 つのインフレ予想と CPI インフレ率 (3 変数) の結果			
	帰無仮説	F 値	p 値
a. 推計された企業のインフレ予想 (1 年先)			
インフレ予想から CPI インフレ率への因果性がない		8.481	0.000
CPI インフレ率からインフレ予想への因果性がない		0.504	0.733
b. エコノミストのインフレ予想 (1 年先)			
インフレ予想から CPI インフレ率への因果性がない		3.716	0.007
CPI インフレ率からインフレ予想への因果性がない		2.629	0.038
(3) 2 変数で、推定期間を 2013 年 12 月調査までにした場合の結果			
	帰無仮説	F 値	p 値
a. 推計された企業のインフレ予想 (1 年先)			
インフレ予想から CPI インフレ率への因果性がない		7.189	0.000
CPI インフレ率からインフレ予想への因果性がない		0.238	0.888
b. エコノミストのインフレ予想 (1 年先)			
インフレ予想から CPI インフレ率への因果性がない		4.622	0.000
CPI インフレ率からインフレ予想への因果性がない		1.866	0.125

注) サンプル期間は 1990 年第 4 四半期から。(1), (2) は、2021 年第 4 四半期まで、ラグの長さは 4 四半期。エコノミストのインフレ予想はコンセンサス・フォーキャストの 1 年先。CPI インフレ率は総合除く生鮮食品・エネルギー・特殊要因 (詳細は本文を参照)。

可能性が示唆される。

さらに、表 5(3) は、各インフレ予想と CPI インフレ率について、本稿で時系列を作成した 2013 年 12 月調査までの期間に限って検定を行った結果である。これを見ると、先の表 5(1) と同様の結果となっており、本稿で採用したモデルの推計値のみに限っても、企業のインフレ予想から CPI インフレ率への因果性がないという帰無仮説は 1%水準で棄却されることが分かる。

次に、CPI インフレ率の予測式におけるインフレ予想の役割を分析する。Coibion, Gorodnichenko, and Kamdar (2018) などに倣い、推計された企業のインフレ予想が、それらの経済変数による説明力を補完する情報を持ち合わせているかどうかを検証する。被説明変数を CPI インフレ率、説明変数を 1 四半期前の CPI インフレ率、需給ギャップ、名目実効為替レートとする回帰式を推計したうえで、これにインフレ予想を追加した回帰式も推計する。推計期間 1990 年第 4 四半期から 2021 年第 4 四半期である。2022 年のサンプルは、需給ギャップの推計が端点に近い期間であり、今後、多少なりとも改定される可能性があることから、推計期間は 2021 年までとした。

表 6 は、回帰分析の結果であり、まず、インフレ予想を入れない回帰式では、全ての説明変数の係数が統計的に有意となっている。次に、インフレ予想を追加した回帰式では、先の説明変数の係数について統計的な有意性が維持されたまま、インフレ予想の係数も有意となっている。すなわち、推計された企業のインフレ予想が従来のマクロ経済変数には含まれない情報を持ち合わせていることが分かる¹⁵⁾。

最後に、インフレ予想がシンプルなインフレ率予測モデルの予測精度を向上させるかを検証する。2014 年 12 月調査までの期間のデータを用いて、前述のインフレ率を被説明変数とする回帰式を推計し、2014 年 12 月調査の説明変数を用いて、2015 年 3 月調査のインフレ率を予測する。次に、データに 2015 年 3 月調査を追加して、2015 年 6 月調査のインフレ率を予測する。このよう

表 6 CPI インフレ率の決定要因

説明変数	被説明変数：CPI インフレ率			
前期 CPI インフレ率	0.852 *** (0.031)	0.811 *** (0.021)	0.890 *** (0.034)	0.847 *** (0.028)
需給ギャップ	0.071 *** (0.024)	0.043 ** (0.024)	0.052 *** (0.021)	0.036 ** (0.022)
名目実効為替			-0.007 *** (0.003)	-0.005 ** (0.002)
インフレ予想		0.184 *** (0.052)		0.143 *** (0.060)
定数項	0.043 * (0.026)	-0.037 (0.036)	0.041 ** (0.025)	-0.020 (0.035)
標準誤差	0.207	0.195	0.197	0.191
修正済み決定係数	0.946	0.952	0.951	0.954

注) サンプル期間は 1990 年第 4 四半期から 2021 年第 4 四半期まで。CPI インフレ率は総合除く生鮮食品・エネルギー・特殊要因（詳細は本文を参照）。CPI インフレ率、名目実効為替は前年比。インフレ予想は推計された企業のインフレ予想（1 年先）。説明変数は需給ギャップと名目実効為替が 1 四半期ラグ。括弧内は Newey-West HAC 標準誤差。***, **, * は 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意。

¹⁵ なお、説明変数に含まれる 1 四半期前のインフレ率について、先行研究で指摘されている、日本における適応的なインフレ予想の性質を考慮するために、代わりに 4 期移動平均を取ったインフレ率を入れて推計を行ったが、引き続き、インフレ予想の係数は統計的に有意であることが分かった。

表 7 推計モデルの説明変数

予測先 (四半期)	(1) インフレ予想 なし	(2) 企業の インフレ予想	(3) エコノミストの インフレ予想	(4) 販売価格判断 DI
1	0.138	0.132	0.135	0.135
2	0.156	0.143	0.155	0.148
3	0.208	0.178	0.205 **	0.178
4	0.260	0.213 *	0.252 ***	0.217

注) 予測期間は 2015 年第 1 四半期から 2019 年第 4 四半期まで。***, **, *は 1%, 5%, 10%水準で、(2) については (1) との差、(3), (4) については (2) との差が統計的に有意であることを示す。

に予測値を繰り返し計算し、2021 年 12 月調査までの予測値を得る。また、説明変数のラグを 1 四半期から 2 四半期に変更し、2 四半期先の予測値を計算する。すなわち、最初は 2014 年 12 月調査までの期間のデータを用いて 2015 年 6 月調査のインフレ率を予測する。さらに、このラグを 3, 4 四半期とすることにより、3 四半期先、4 四半期先の予測値を得る。予測はデータを 1 四半期ずつ増やしながらかつて繰り返し行い、新型コロナウイルス感染症の影響が出る前の 2019 年 12 月調査の予測値が得られるまで（計 20 四半期）行う。この予測分析について、インフレ予想を入れない場合と入れる場合を検証する¹⁶⁾。

表 7 は、予測値と実際の CPI インフレ率の値の差について、RMSE を集計したものである。1～4 四半期先の全てにおいて、企業のインフレ予想を用いる方が RMSE が小さく、予測精度が高いことが分かる。Hansen *et al.* (2011) が提案した Model Confidence Set (MCS) という手法により RMSE の差が統計的にゼロと異なるかどうか検定すると、4 四半期先の予測について、インフレ予想を用いる方が 10%水準で有意に予測精度が高いことが分かった。このことは、本分析で推計された企業のインフレ予想がインフレ率の先行きについて 1 年先の予測精度を向上させる情報を持ち合わせていることを示唆している¹⁷⁾。

また、推計された企業のインフレ予想の代わりにエコノミストのインフレ予想を用いた場合の予測精度も計算したところ、表 7 にあるとおり、1～4 四半期先のいずれについても企業のインフレ予想の方がエコノミストのインフレ予想よりも予測精度を向上させることが分かる。その RMSE の差について、MCS による検定を行うと、1, 2 四半期先の差は 10%水準でも統計的に有意ではない一方、3, 4 四半期先の差はそれぞれ 5%, 1%水準で有意であることが分かった。

さらに、企業のインフレ予想の代理変数として、販売価格判断 DI（先行き、消費関連業種の加重平均値）を入れた場合についても、予測精度を調べてみると、本稿で作成したインフレ予想とはほぼ同一の精度が得られた。企業のインフレ予想を用いる方がより大きな予測精度の改善がみられるが、販売価格判断 DI を用いた場合の予測精度と、統計的に有意な差はない。これは、インフレ予想の長期時系列の作成方法が販売価格判断 DI にもとづいているため、もともと販売価格判断 DI に含まれている情報が、推計したインフレ予想に引き継がれていると考えられる。

なお、以上の分析については、予測期間を 2020 年以降に延ばしても同様の結果が得られる。このことから、本稿で推計した企業のインフレ予想は、エコノミストのインフレ予想よりも、3, 4 四半期先のインフレ率の予測において統計的に有意に多くの情報を持ち合わせていることが分かった。

¹⁶⁾ ここで用いるインフレ予想は全期間のサンプルを用いて推計されたものであるため、厳密なリアルタイムの予測分析ではない点に留意が必要である。

¹⁷⁾ なお、4-1 節で候補となっていた変数セットおよび推計式から計算されるインフレ予想の系列について、同様の予測精度の計算を行ったところ、本分析で選ばれているインフレ予想を用いた場合の RMSE が最小となった。

た。これは前述のとおり、消費財・サービスの価格設定者である企業のインフレ予想がインフレ率の決定メカニズムにおいて重要であることを示唆している。

5. おわりに

本稿では、わが国の企業のインフレ予想について、短観における業種別の販売価格判断 DI を用いて、1990 年以降の長期時系列を作成した。様々な変数セットと推計式を検証した結果、販売価格判断 DI だけでなく、自社の販売価格に関するインフレ予想を用いた方が予測精度の高い推計値が得られることが分かった。推計されたインフレ予想は、シンプルなインフレ率予測モデルの予測精度を向上させるような、他の標準的なマクロ経済変数にはない情報を持ち合わせていることが分かった。

本稿で提示したインフレ予想は、企業のインフレ予想として優れているかどうかは、真のインフレ予想が分からない以上、厳密な検証を行うことはできず、他のインフレ予想の指標と比較しながら分析に使用することが望ましいと考えられる。これまではインフレ予想の長期時系列データが極めて限られていたが、本稿で提示した系列が利用可能となることによって、参照できるインフレ予想の系列が増え、実証分析やその頑健性のチェックにおいて分析の幅が広がることが期待される¹⁸⁾。

本分析の枠組みの留意点としては、全ての関係式で線形を仮定していることである。関係式を構築する 2 つの変数の間で非線形な関係が存在し得るが、関係式を構築するために利用可能な観測値が 2014 年 3 月から 2021 年 12 月までの 32 個の四半期計数しかないため、非線形な関係を求めるのに十分なサンプルが存在してないといえる。これに関連して、本稿の枠組みでは、定性的な回答を集計して作られた DI とインフレ予想の間に線形な関係を置いている。販売価格判断 DI（先行き）は、自社の販売価格判断が今後 3 か月までの間に「上昇する」と回答した企業の割合（%）から「下落」と回答した企業の割合を引いたものである。すなわち、定義上、-100 から 100 までの値しか取ることがない。このようにして作成されている DI がインフレ予想の回答の平均を高い精度で近似できることは Pinto *et al.* (2020) などで示されているが、その背後にある DI 項目の回答者数の分布とインフレ予想の回答平均値の理論的な関係については興味深い¹⁹⁾が、本稿の分析の範囲を超えるものである。

¹⁸⁾ 本稿で作成したインフレ予想の系列は、<https://sites.google.com/site/jnakajimaweb/einfj> で公表およびアップデートしている。

補論 1. 短観における「物価見通し」の調査方法

短観における「物価見通し」の質問内容と選択肢は次のとおりとなっている（2022 年 12 月調査時点）。

(1) 貴社の販売価格の見通し

貴社の主要製商品の国内向け販売価格または主要サービスの国内向け提供価格に関して、現在の水準と比べた 1 年後、3 年後、5 年後の価格の見通しに最も近いものを以下の選択肢（1～10）の中から選んで太枠内にご記入ください。

1. 現在の水準と比べ、+20%程度以上 （+17.5%以上）
2. 現在の水準と比べ、+15%程度 （+12.5%～+17.4%）
3. 現在の水準と比べ、+10%程度 （+ 7.5%～+12.4%）
4. 現在の水準と比べ、+ 5%程度 （+ 2.5%～+ 2.4%）
5. 現在の水準と比べ、 0%程度 （－ 2.5%～+ 2.4%）
6. 現在の水準と比べ、－ 5%程度 （－ 7.5%～－ 2.6%）
7. 現在の水準と比べ、－10%程度 （－12.5%～－ 7.6%）
8. 現在の水準と比べ、－15%程度 （－17.5%～－12.6%）
9. 現在の水準と比べ、－20%程度以下 （－17.6%以下）
10. 分からない

(2) 物価全般の見通し

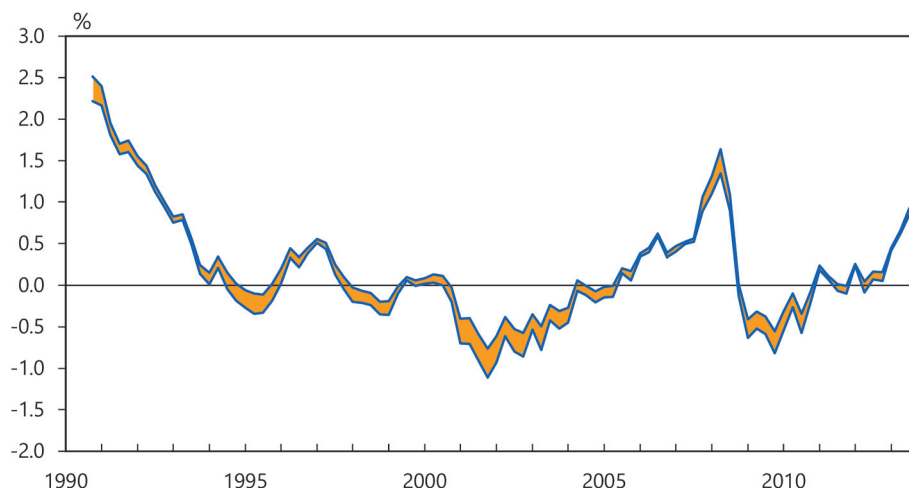
物価全般（消費者物価指数をイメージしてください）の前年比に関して、1 年後、3 年後、5 年後はそれぞれ何%になると考えますか。貴社のイメージに最も近いものを、以下の選択肢（11～20）の中から選んで太枠内にご記入ください。なお、「イメージを持っていない」場合には、該当する理由を選択肢（21～23）の中から選んで太枠内にご記入ください。

11. 前年比 +6%程度以上 （+5.5%以上）
12. 前年比 +5%程度 （+4.5%～+5.4%）
13. 前年比 +4%程度 （+3.5%～+4.4%）
14. 前年比 +3%程度 （+2.5%～+3.4%）
15. 前年比 +2%程度 （+2.5%～+3.4%）
16. 前年比 +1%程度 （+1.5%～+2.4%）
17. 前年比 0%程度 （－0.5%～+0.4%）
18. 前年比 －1%程度 （－1.5%～－0.6%）
19. 前年比 －2%程度 （－2.5%～－1.6%）
20. 前年比 －3%程度以下 （－2.6%以下）
- （イメージをお持ちでない場合）
21. 先行きについては不確実性が大きいから
22. 変動したとしても経営にほとんど影響がないため意識していないから
23. その他

補論 2. 推計結果の頑健性の検証

本補論では、第 4 節の実証分析における推計結果の頑健性について、追加の分析を行う。

図 A 1 ローリングウインドウ法により推計した長期時系列の各時点における最大値と最小値の幅



A2-1. 推計モデルの安定性

データの制約から、推計期間が比較的に短いため、推計モデルの安定性について検証を行う。本稿で採用したモデル 6 の 2 段階間接ウエイト推計について、ローリングウインドウ法を用いて、推計された長期時系列が時期によってどのように変化するかを調べる。具体的には、まず、2014 年 3 月調査から 2021 年 12 月調査までをサンプル期間としてモデルを推計し、次に、期間を 1 四半期ずらし、2014 年 6 月調査から 2022 年 3 月調査の期間で推計を行う。こうしてサンプル期間を 1 四半期ずつずらしていき、2015 年 3 月調査から 2022 年 12 月調査の期間の推計まで行う。

図 A1 は、ローリングウインドウ法によって得られた複数の長期時系列について、各時点の最大値と最小値の幅を示している。この幅は最大でも 0.3%ポイントであり、実務上、問題となるほどの大きさにはなっていないことから、推計モデルの構造は安定していることが分かる。さらなる検証としては、より短いウインドウにすることが考えられるが、これ以上、短くすると、推計が不安定になる期間があるため、このウインドウの長さ（32 サンプル）にとどめている。

A2-2. モデルの予測精度

モデル選択において、モデル 7 および 8 では、消費関連業種以外の業種も含めて推計を行っているが、サンプル期間が短いため、LASSO 推定を用いている。表 2 でみられるように、モデル 7 および 8 の イン・サンプル RMSE は、他のモデルに比べて相応に高いため、アウト・オブ・サンプルの予測精度の分析には含めていない。ただ、この RMSE の高さが、消費関連業種以外の業種に起因するものなのか、LASSO 法を用いているためかどうかは定かでない。そこで、アウト・オブ・サンプルの予測精度の分析において、消費関連業種（3 業種）にそれ以外の 66 業種から 1 業種を加え、4 業種としたモデルを推計したうえで、予測精度をモデル 6 と比較した。

その結果、66 業種のうちのどの業種を追加しても、消費関連業種のみで構成されるモデル 6 の予測精度を全ての対象期間で改善することはなかった。この結果は、消費関連業種が当該インフレ予想を予測するうえで、有用かつ十分な情報を持ち合わせていることを示している。

A2-3. 接続の補正を行わない場合

4-3 節では、インフレ予想の長期時系列を作成するにあたって、推計値と観測値を接続する際に、2013 年 12 月以前の値について補正を行っている。この補正を行わない場合の長期時系列について、検証を行う。

図 A2 は、補正を行う場合と行わない場合の長期時系列を示しており、その差は、時系列全体からすれば、僅かであることが分かる。表 A1 は、表 4 と同様に、CPI インフレ率と、補正しない場合のインフレ予想の時差相関を掲載しており、補正する場合と同様、インフレ予想が 1 年先行するかたちで、CPI インフレ率に対して高い時差相関（約 0.8）を持っていることが分かる。

また、表 5 で掲載されているこれらの変数の因果性についても、補正した場合と同様の結果が得られる。さらに、表 6 および表 7 で掲載されている分析についても、補正しない場合の長期時系列を用いて推計した場合、係数の統計的有意性や、予測精度の順位について、同様の結果が得られる。

図 A2 補正した場合と補正しない場合の企業のインフレ予想（1 年先）



補表 A 1 企業のインフレ予想と CPI インフレ率（前年比）の時差相関

+ はインフレ予想 が先行（四半期）	相関係数	
	補正あり	補正なし
-8	0.026	0.069
-7	0.090	0.131
-6	0.164	0.204
-5	0.249	0.288
-4	0.334	0.373
-3	0.430	0.470
-2	0.528	0.565
-1	0.628	0.662
0	0.726	0.752
1	0.789	0.809
2	0.830	0.843
3	0.830	0.837
4	0.800	0.802
5	0.758	0.757
6	0.686	0.679
7	0.609	0.594
8	0.534	0.510

注）サンプル期間は 1990 年第 4 四半期から 2021 年第 4 四半期まで。CPI インフレ率は
総合除く生鮮食品・エネルギー・特殊要因（詳細は本文を参照）。

参 考 文 献

- 安達孔・平木一浩 (2021), 「インフレ予想の計測手法の展開：市場ベースのインフレ予想とインフレ予想の期間構造を中心に」,
日銀リサーチラボ, No. 21-J-1.
- 稲次春彦・北村富行・松田太一 (2019), 「企業のインフレ予想の形成メカニズムに関する考察—短観データによる実証分析—」,
日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 19-J-9.
- 宇野洋輔・永沼早央梨・原尚子 (2017), 「企業のインフレ予想形成に関する新事実：Part I—粘着情報モデル再考—」, 日本銀
行ワーキングペーパーシリーズ, No. 17-J-3.
- 開発壮平・白木紀行 (2016), 「企業のインフレ予想と賃金設定行動」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 16-J-7.
- 片岡雅彦・白鳥哲哉 (2011), 「中長期の予想物価上昇率に関するサーベイの有用性について」, 日銀レビュー, No. 2011-J-8.
- 鎌田康一郎・中島上智・西口周作 (2015), 「家計の生活意識にみるインフレ予想のアンカー」, 日本銀行ワーキングペーパーシ
リーズ, No. 15-J-6.
- 鎌田康一郎・吉村研太郎 (2010), 「企業の価格見通しの硬直性：短観 DI を用いた分析」, 日本銀行ワーキングペーパーシリ
ーズ, No. 10-J-3.
- 北村富行・田中雅樹 (2019), 「合理的無関心や粘着情報の企業のインフレ予想形成に対する含意—小型マクロモデルを用いた
分析—」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 19-J-10.
- 菅沼健司・丸山聡崇 (2019), 「日本のインフレ予想カーブの推計」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 19-J-2.
- 関根敏隆・吉村研太郎・和田智佳子 (2008), 「インフレ予想 (Inflation Expectations) について」, 日銀レビュー, No.
2008-J-15.
- 中島上智・山縣広晃・奥田達志・香月信之輔・篠原武史 (2021), 「景気ウォッチャー調査のテキスト分析からみた企業の短期イ
ンフレ予想」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 21-J-12.
- 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」, 日銀レビュー, No. 2014-J-1.
- 西野孝佑・山本弘樹・北原潤・永幡崇 (2016), 「量的・質的金融緩和」の 3 年間における予想物価上昇率の変化」, 日銀レ
ビュー, No. 2016-J-17.
- 平木一浩・平田渉 (2020), 「ブレイクイーブン・インフレ率から抽出される日本の市場参加者の長期インフレ予想」, 日本銀行
ワーキングペーパーシリーズ, No. 20-J-6.
- 法眼吉彦・大熊亮一 (2018), 「日本におけるインフレ予想のアンカー：ラーニング・アプローチ」, 日本銀行ワーキングペ
ーパーシリーズ, No. 18-J-1.
- 増島稔・安井洋輔・福田洋介 (2017), 「予想インフレ率の予測力」, New ESRI Working Paper, No.43.
- 湯山智教・森平爽一郎 (2017), 「リスクプレミアムを勘案した市場における期待インフレ率の抽出に関する実証分析」, 『現代

ファイナンス』, 第 39 巻, 1–30 頁.

- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, and R. Kamdar (2018) “The formation of expectations, inflation, and the Phillips curve,” *Journal of Economic Literature*, 56(4), pp. 1447–1491.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, and S. Kumar (2018) “How do firms form their expectations? New survey evidence,” *American Economic Review*, 108(9), pp. 2671–2713.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, S. Kumar, and M. Pedemonte (2020) “Inflation expectations as a policy tool?” *Journal of International Economics*, 124, 103297.
- Fuhrer, J. (2012) “The role of expectations in inflation dynamics,” *International Journal of Central Banking*, 8(S1), pp. 138–165.
- Gorodnichenko, Y., and D. Sergeyev (2021) “Zero lower bound on inflation expectations,” NBER Working Paper Series, No. w29496.
- Hajdini, I., E. S. Knotek, J. Leer, M. Pedemonte, R. W. Rich, and R. Schoenle (2022) “Indirect consumer inflation expectations: Theory and evidence,” Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper Series, No. 22–35.
- Hansen, P. R., A. Lunde, and J. M. Nason (2011) “The model confidence set,” *Econometrica*, 79, pp. 453–497.
- Hori, M., and M. Kawagoe (2013) “Inflation expectations of Japanese households: Micro evidence from a consumer confidence survey,” *Hitotsubashi Journal of Economics*, 54, pp. 17–38.
- Kikuchi, J., and Y. Nakazono (2021) “The formation of inflation expectations: Microdata evidence from Japan,” *Journal of Money, Credit and Banking*, in press.
- Nakazono, Y. (2016) “Inflation expectations and monetary policy under disagreements,” Bank of Japan Working Paper Series, No. 16-E-1.
- Pinto, S., P. D. Sarte, and R. Sharp (2020) “The information content and statistical properties of diffusion indexes,” *International Journal of Central Banking*, 16(4), pp. 47–99.