



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

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—

宇野洋輔*

yousuke.uno@boj.or.jp

永沼早央梨*

saori.naganuma@boj.or.jp

原尚子*

naoko.hara@boj.or.jp

No.17-J-3
2017年4月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱30号

* 調査統計局

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。

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—*

宇野洋輔^{†‡}

永沼早央梨[†]

原尚子[†]

平成 29 年 4 月 12 日

概要

本稿では、「短観」の個票データを用いて、企業のインフレ予想形成に関する分析を行う。企業のインフレ予想に関するデータは世界的にも限られるため、本稿は、現時点では、もっとも包括的な企業のインフレ予想に関する分析となる。事実整理の結果、次の四点を指摘できる。第一に、企業のインフレ予想には下方硬直性がある。第二に、企業のインフレ予想は業種間より企業規模間での差異が大きい。第三に、企業のインフレ予想の期間構造をみると、3年後以降はほぼ不変である。第四に、企業のインフレ予想は、年限が長いほど予想改定頻度が高い。そして、本データを用いた実証分析では、企業のインフレ予想形成には Mankiw and Reis [21] のシンプルな粘着情報モデルと整合的な面があることを示す。特に、本稿が初めて報告する企業のインフレ予想の改定頻度は、先行研究が報告してきたエコノミストや家計の予想改定頻度に比べてずっと低く、Mankiw *et al.* [22] が想定していた値にかなり近い。

JEL コード：E31、E37、E52、E58

キーワード：インフレ予想、予想改定頻度、粘着情報モデル、金融政策

*本稿の作成にあたっては、久野遼平氏(東京大学)、青木浩介氏(東京大学)、堀雅博氏(内閣府)、桑原茂裕氏(以下、日本銀行)、関根敏隆氏、中村康治氏、一上響氏、開発壮平氏、伊藤智氏、稲村晃希氏、武藤一郎氏、吉羽要直氏、黒住卓司氏、加藤涼氏から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。ただし、ありうべき誤りはすべて筆者たちの責任である。また、本稿に示されている意見は、筆者たち個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。

[†]日本銀行調査統計局経済調査課経済分析グループ

[‡]連絡先：yousuke.uno@boj.or.jp

1 はじめに

将来のインフレ率に関する予想は、現在のインフレ率を決定する重要な要素のひとつであると考えられている。特に、価格を実際に設定する主体が企業であることを踏まえると、企業がどのような予想形成を行うかは、インフレ率のダイナミクスを理解するうえで決定的に重要である。言うまでもなく、インフレ率の動向を制御する役割を担う中央銀行にとっては、特に関心を払うべき事項のひとつである。もっとも、このように重要なテーマであるにもかかわらず、企業のインフレ予想の形成メカニズムに関する知見は、これまでのところ必ずしも十分に蓄積されていない。これには、明らかにデータの制約が大きく影響している。家計やエコノミストのインフレ予想については比較的多くのデータが入手可能である一方、企業のインフレ予想に関するデータは、世界的にみても、いくつかのサーベイが存在するにとどまってきた¹。

こうしたなか、近年、企業のインフレ予想に関する大規模なサーベイを研究者自らが関与して行い、その個票データを詳細に分析した研究 (Coibion *et al.* [13], Kumar *et al.* [18]) や、企業の名目 GDP 予想と実質 GDP 予想から逆算される GDP デフレータの予想を企業のインフレ予想とみなした分析 (開発・白木 [1]) など、データの制約を克服しようとする意欲的な研究がみられ始めている。本稿は、こうした状況をさらに一歩前へ進めることを試みる。本稿では、企業のインフレ予想に関する大規模データ、具体的には、日本銀行調査統計局が四半期ごとに作成・公表する「全国企業短期経済観測調査 (以下、短観)」の個票データを扱う。短観は、1 万社を超える規模のわが国を代表するサーベイであり、企業のインフレ予想について、「上がる」「下がる」といった質的な情報ではなく、「1%」「2%」といった量的な情報を備えている。この規模の企業のインフレ予想に関する量的な情報を備えたパネルデータは、世界的にも他に類をみない。本稿は、この有用なデータを用いて、企業のインフレ予想の形成に関する包括的な事実整理を行う。そのうえで、Mankiw and Reis [21] と Reis [25] が提示したシンプルな粘着情報 (sticky information) モデルの主たる含意をテストする。

本稿の貢献は、次のふたつである。ひとつは、企業のインフレ予想に関するいくつかの重要な事実を発見したこと、もうひとつは、企業のインフレ予想形成に、Mankiw and Reis [21] と Reis [25] のシンプルな粘着情報モデルと整合的な面があるとの実証結果を得たことである。ひとつめの貢献として、本稿は、企業のインフレ予想に関する重要な事実を四点報告する。第一に、企業のインフレ予想には、下方硬直性がある。これは、鎌田 [3] がわが国家計のインフレ予想について指摘した事実でもある。こうした下方硬直性は、こ

¹片岡・白鳥 [2] を参照。

こ数年のインフレ予想の低下局面において、インフレ予想の改定頻度を低下させる方向に作用してきた。第二に、企業のインフレ予想は、業種間より企業規模間での差異が大きいことを指摘する。これは、価格設定に関しては、むしろ業種間で差異が大きいことと対照的である。このことは、企業のインフレ予想の形成と価格設定の関係がシンプルなものではないことを示唆している。第三に、企業のインフレ予想の期間構造をみると、3年後以降はほぼ不変である。短観では、1年後、3年後、5年後という三つの年限についてのインフレ予想を回答させているが、3年後と5年後を同じ伸び率で回答する先は70%を上回っている。このことは、ほとんどの企業が、3年後には消費者物価指数の伸び率が一定になり、その後しばらく安定すると予想していることを意味している。第四に、企業のインフレ予想は、企業規模や業種を問わず、年限が長いほど予想改定頻度が高い。この事実は、Yellen [28] に代表されるような長期のインフレ予想がインフレ率のトレンドを決めるとの見方と必ずしも整合的でなく、長期のインフレ予想についてどう考えるかという、とりわけ中央銀行にとって重要な論点を提示している。

ふたつめの貢献として、本稿は、企業のインフレ予想形成が、Mankiw and Reis [21] と Reis [25] のシンプルな粘着情報モデルと、以下の点において整合的であることを報告する。第一に、予想を改定しない企業が相応に存在している。シンプルな粘着情報モデルでは、予想の改定にコストがかかると仮定するため、企業はしばしば予想を改定しない。こうした理論的予測は、Sims [27] らのシンプルなノイズ情報 (noisy information) モデルの含意と対照的である²。第二に、理論モデルと整合的に計測した予想改定頻度は、時間を通じてほぼ一定である。これも、每期一定割合の企業が予想を改定するとする、シンプルな粘着情報モデルと整合的である。ただし、本稿のサンプルが時系列方向に十分長くないことには留意が必要である。第三に、本稿が報告する予想改定頻度は、これまでに先行研究が報告してきた推定値よりずっと小さく(予想の改定頻度が低く)、当初、Mankiw *et al.* [22] がモデルのカリブレーションで想定していた値にかなり近い。こうした違いは、多くの先行研究がエコノミストや家計のインフレ予想のデータを用いてきたことと対照的に、本稿が初めて企業のインフレ予想のデータを用いたことにも起因すると考えられる。

本稿の構成は、以下のとおりである。2節では、関連する先行研究を整理し、本稿の立ち位置を確認する。3節では、本稿で用いるデータの特徴を確認し、続く4節と5節で、企業のインフレ予想形成にかかる基本的な事実整理を行う。6節では、シンプルな粘着情報モデルの主たる含意をテストしたうえで、得られた分析結果が有する金融政策に対する含意について議論する。最後の7節は結論である。

²シンプルなノイズ情報モデルでは、企業は、予想を改定するか否かではなく、どの程度予想を改定するかという問題に直面する。

2 関連研究

インフレ予想に関する研究には、大別して、ふたつの領域がある。ひとつは、インフレ率に限らず、広く何らかの事象に関する経済主体の予想形成メカニズムに焦点をあてる研究、もうひとつは、企業の価格設定行動を説明する重要な要素として、インフレ予想そのものに焦点をあてる研究である³。いずれの領域においても、ベンチマークとなるのは、予想が利用可能な情報をすべて使ってモデルと整合的に形成されるとの仮説(「完全情報下の合理的予想形成仮説」)であろう。この完全情報下の合理的予想形成仮説は、インフレ予想の予測誤差にバイアスや予測可能性があることなどから、ほぼ完全に否定されている(たとえば、Coibion and Gorodnichenko [12])。後者の領域においては、こうした結果を踏まえ、予測誤差のバイアスや予測可能性をうまく説明できるような予想形成および価格設定のモデルが提案されてきた。

よく知られているように、そうしたこれまでの取り組みは、大きくふたつのモデルに分類できる。ひとつは、Mankiw and Reis [21] と Reis [25] による粘着情報モデルである。このモデルでは、情報の獲得にコストがかかると仮定するため、企業は、しばしば予想を改定しないことが合理的になる⁴。ある時点で予想を改定していない企業は、過去の情報にもとづいて予想を形成しているため、その時点の情報を反映していない。したがって、同企業の予想から生じる予測誤差は、その時点の情報をを用いると予測可能であると考えられる。このように、粘着情報モデルでは、予想改定をしない企業が存在することによって、経済全体のインフレ予想の予測誤差に予測可能性が残ることを説明しようとする。もうひとつは、Sims [27] らによって提示されたノイズ情報モデルである。ノイズ情報モデルでは、企業が情報を獲得・処理するキャパシティには限りがあると考えられる。このことは、企業が利用可能なすべての情報を使って予想を形成することが不可能であるため、現時点の情報にもとづくと、企業のインフレ予想が予測できることを示唆している。このように、ノイズ情報モデルでは、各企業がすべての情報を使いきれないことによって、経済全体のインフレ予想の予測誤差に予測可能性が残ることを説明しようとする。

これらふたつのモデルの重要な違いは、予想を改定しない企業が存在するか否かである。この点は、集計データでは観察できないが、個票データを用いることで直接的に観察することができる。個票データへのアクセスが比較的容易なエコノミストのインフレ予想について、Andrade and Le Bihan [9] と Doornik *et al.* [14] は、予想を改定するエコノミストの割合(予想改定頻度)を個票データから直接計測している。そこでは、予想を改定しな

³前者の分野は、Pesaran and Weale [23] が包括的に整理している。

⁴Zbaracki *et al.* [29] は、米国のある大企業を対象として、粘着情報モデルが想定するコストを実際に計測するというケーススタディを行っている。

いエコノミストは確かに存在するものの、予想の改定が、Mankiw *et al.* [22] や Reis [25] がモデルのカリブレーションで想定したよりはるかに頻繁であることが報告されている。家計についても、Pfajfar and Santoro [24] と Hori and Kawagoe [20] が、個票データの分析にもとづいて、エコノミスト予想と同様に頻繁な予想の改定がみられることを報告している。このように、先行研究は、予想を改定しない企業が存在するという意味では、Mankiw and Reis [21] と Reis [25] の粘着情報モデルを支持するものの、同モデルの定量的な説明力にはかなり懐疑的である。同時に、予想改定とは別の角度から、大きなショックに対してインフレ予想がより迅速に反応するなど、ノイズ情報モデルを支持する報告もなされてきた (Coibion and Gorodnichenko [12])。

企業のインフレ予想については、1節でも述べたように、世界的にもデータが限られており、エコノミストや家計のインフレ予想に比べて研究の蓄積が少ない。具体的には、企業については、インフレ予想の改定行動についての分析が存在していない。したがって、エコノミストや家計のインフレ予想で計測されてきた予想改定頻度は、企業についてはなお不明である。それでも、限られたデータのなかで、いくつかの研究は、企業のインフレ予想の予測誤差の特徴や属性別の差異などを指摘してきた。Coibion *et al.* [13] と Kumar *et al.* [18] は、2013年から15年にかけてニュージーランド企業を対象とした大規模なサーベイを行い⁵、そこで得られた個票データを用いて、企業のインフレ予想の予測誤差に粘着性が観察されることなどを報告している。Richards and Verstraete [26] は、横断面方向のサンプルサイズは100社程度と小さいものの、2001年以降と比較的長い期間のデータが四半期頻度で確保できるカナダ中央銀行によるサーベイの個票データを用いて、企業の予想形成が合理的ではないが、単純に適合的でもないことを指摘している。開発・白木 [1] は、内閣府「企業行動アンケート調査」の実質GDPと名目GDPの予想から逆算されるGDPデフレータの予想を企業のインフレ予想とみなして分析を行っている。彼らは、企業の属性ごとにインフレ予想の分布形状やショックに対する反応が異なることを報告している。また、Inamura *et al.* [17] は、本稿と同じく短観の個票データを用いて、企業のインフレ予想には企業規模間で差異があることなどを指摘している⁶。

本稿は、まず、企業のインフレ予想について、エコノミストや家計について行われてきたような基本的な事実整理を包括的に行う。これには、これまでデータ制約によってアプローチできなかった企業のインフレ予想の改定についての分析も含まれる。そのうえで、Mankiw and Reis [21] と Reis [25] のシンプルな粘着情報モデルのいくつか含意をテスト

⁵サンプル数は、2013年9月から2014年1月にかけて実施された第一回が3,153社、2014年2月から4月の第二回が714社、2014年8月から9月の第三回が1,607社、2014年12月から2015年1月の第四回が1,257社、2015年8月の第五回が50社。

⁶このほか、予想の形成メカニズムを直接の分析対象としたものではないが、Bryan *et al.* [10] と Cloyne *et al.* [11] も企業のインフレ予想に関する個票データを用いた分析を行っている。

する。これらの分析の結果は、粘着情報モデルの定量的な説明力に懐疑的だったこれまでの議論に新たな材料を提供する。なお、本稿で用いるパネルデータは、企業のインフレ予想について、「上がる」「下がる」といった質的な情報ではなく、「1%」「2%」といった量的な情報を備えており、また、これまでに先行研究で用いられてきた、上記のいずれのデータより横断面方向のサンプルサイズが大きい。加えて、時系列方向にも、四半期の頻度で11四半期分のデータの蓄積がある。そうした点を踏まえると、本稿は、現時点では、企業のインフレ予想に関するもっとも包括的な実証分析であるといえる。

3 データ

本稿で分析に用いるデータは、日本銀行調査統計局が四半期ごとに作成・公表する短観の個票データである。本節では、短観におけるインフレ予想データの特徴について整理したあと、関連研究で用いられてきたインフレ予想データとの相違点についても確認する。

3.1 短観のインフレ予想データ

短観には、大きく分けて三種類の情報がある。第一は、業況や需給バランスなどの主観的な判断を三つの選択肢から選んで回答させる質的データ、第二は、設備投資や売上などの事業計画を実数で回答させる量的データ、最後の第三は、1年後、3年後、5年後の物価見通しを複数の選択肢のなかから回答させる量的データである。最後の第三が、本稿が分析対象とする企業のインフレ予想データである。

短観におけるインフレ予想には、「物価全般の見通し」と「自社の販売価格見通し」の二種類がある。「物価全般の見通し」について、調査票には、「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(1~10)の中から選んで太枠内にご記入下さい」とあり⁷、「物価全般」が消費者物価指数を指すことを明示している。選択肢は、(1)前年比+6%程度以上(+5.5%以上)、(2)前年比+5%程度(+4.5%~+5.4%)、以下1%刻みで、(10)前年比-3%程度以下(-2.6%以下)までの10個で⁸、記入要領および記入例には、「参考：消費者物価指数とは?」として、消費者物価についての説明がある。な

⁷短観の調査票の見本は、以下のウェブサイトからダウンロードすることができる。
<http://www.boj.or.jp/statistics/outline/exp/tk/extk01.htm/>

⁸物価全般について、イメージをもっていない場合には、(11)先行きについては不確実性が大きいから、(12)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、(13)その他、三つの選択肢のいずれかを選択することが求められている。

お、調査票や記入要領では、「消費税など制度の変更の影響を除いて」回答することを求めている。

「自社の販売価格見通し」については、調査票には「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」とあり、選択肢は、(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%)、以下5%刻みで、(9)現在の水準と比べ-20%程度以下(-17.6%以下)、(10)分からない、の10個である。3年後と5年後については、「物価全般」と異なり、現在の水準と比べた累積変化を聞いている点には、留意が必要である。なお、記入要領および記入例には「貴社の実情に応じて、「客単価」、「坪単価」、「受注単価」なども念頭にご回答ください。貴社の主要製商品または主要サービスを1つに絞り込むことが難しい場合は、複数の主要製商品・サービスの加重平均価格や貴社全体の販売価格についてご回答ください。販売・提供価格を国内向けに限定することが難しい場合は、為替レート等の影響をできる限り排除したうえで、海外向けを含む販売単価についてご回答ください」との記述がある。

短観の調査対象は、資本金が2,000万円以上の企業で、一定精度の母集団推計値が得られるように抽出された11,126社である(2015年3月時点)。短観におけるインフレ予想に関する調査は、2014年3月調査から実施されているため、本稿のサンプルは、2014年3月調査から2016年9月調査までの11四半期分である。

3.2 主要な関連研究のインフレ予想データとの相違点

Hori and Kawagoe [20] が家計のインフレ予想の分析に用いた、内閣府が月次で作成・公表する「消費動向調査」は、短観と同じように、いくつかの選択肢から回答を求めている。具体的には、「あなたの世帯で日ごろよく購入する品物の価格について、1年後どの程度になるとお考えですか」との質問に対して、(1)-10%以上、(2)-10%未満~-5%以上、(3)-5%未満~-2%以上、(4)-2%未満、(5)0%程度、(6)2%未満、(7)2%以上~5%未満、(8)5%以上~10%未満、(9)10%以上、(10)分からない、という10個の選択肢が用意されている。

これと対照的に、Coibion *et al.* [13] と Kumar *et al.* [18] がニュージーランドで実施したサーベイは、「During the *next twelve months*, by how much do you think prices will change overall in the economy?」との質問に対して自由に回答することを求めている。また、Andrade and Le Bihan [9] が分析した、欧州中央銀行が約90社のエコノミストを対象に実施しているサーベイ (*Quarterly Survey of Professional Forecast*) も、「Year-on-year

change in the HICP」と明示したうえで、ユーロ圏のインフレ率についての予想を自由に回答させる。

Pfajfar and Santoro [24] が分析した、ミシガン大学が月次で作成・公表するサーベイ (*Survey of Consumers*) は、選択式と自由に回答させる方式の両方の要素をもっている。すなわち、「During the next 12 months, do you think that prices in general will go up, or go down, or stay where they are now?」との質問に対して、(1)Go up、(2)Stay the same、(3)Go down、(4)Don't know、という四つの選択肢が用意され、(1)と(3)を選んだ場合に限り、何%という具体的な回答を記入することを求めている⁹。

こうした回答方式の違いは、予想の改定について議論する際には、特に気をつける必要がある。すなわち、選択肢に示されている範囲のなかで予想が改定された場合、短観や消費動向調査では、回答が変更されない。このため、こうした選択式のサーベイは、自由に回答させる形式のサーベイに比べて予想改定の有無を過小に評価してしまうことになる¹⁰。

4 事実1: インフレ予想の水準

本節と次節では、企業のインフレ予想についての事実整理を行う。本節では、まず、インフレ予想の水準についての事実を確認する。

4.1 基本統計量

表1は、本稿のデータのサンプル数と基本統計量の時系列推移である。まず、「物価全般」予想について、基本統計量の特徴点を確認する。平均と標準偏差は、いずれの年限でみても、サンプル期間中、ほぼ一貫して低下してきた。予測誤差は、2015年3月以降しか計算できないが、明らかにバイアスがある。また、歪度は、いずれの年限でみてもプラスで、度数分布を描くと、分布のピークはすべての期間で左側に寄っている(分布の裾野は右側に長くなっている)。この間、1年後予想では、歪度が大幅に上昇している様子が見てとれる。こうした歪度の上昇は、調査回ごとの分布を描くと、より明確になる。図1から明らかなように、回を追うごとにプラス領域の回答が減少している一方で、マイナス領域の回答はさほど増加しておらず、ゼロと回答する企業の割合が増加している。これは、下限をゼロとする下方硬直性の存在を示唆している。残念ながら、短観のインフレ予想は2014年以降しかデータが存在しないため、この下方硬直性が2014年以降に生じたものな

⁹同サーベイには、5年から10年先の物価についての質問もあるが、回答の求め方は同じである。

¹⁰この点について、日本銀行調査統計局 [7] は、より細かな刻み幅で調査を行うと、調査対象企業の「回答負担が増すことになり、結果として回答率低下などの問題が生じることが予想されます」としている。

のか、あるいはそれ以前から備わっている特徴なのかを判別することはできない。それでも、鎌田 [3] が指摘するように、わが国では、家計のインフレ予想にも下方硬直性があることが知られているため、もし、企業と家計の予想形成に共通する特徴があるのであれば、企業の予想の下方硬直性についても、家計と同様に、2014年以前から備わっている特徴であると考えられるかもしれない。

「自社の販売価格」予想についても、平均と標準偏差は、サンプル期間中、ほぼ一貫して低下してきた。また、「物価全般」と異なり、「自社の販売価格」については、予測誤差を計測することができない。ここでは、ひとつの試みとして、消費者物価指数の対象業種である、小売業、個人向けサービス業、宿泊飲食サービス業に属する企業の「自社の販売価格」1年後予想の平均を計算し、それを消費者物価指数の実績と比較することで、「自社の販売価格」の予測誤差を評価してみたい。図2は、小売業、個人向けサービス業、宿泊飲食サービス業に属する企業の「自社の販売価格」予想から作成した「物価全般」予想を、本来の「物価全般」予想と比較している。2014年から2015年前半にかけて「自社の販売価格」予想が「物価全般」予想を下回っているのは、個人向けサービス業の「自社の販売価格」予想が低いためである。表2は、「自社の販売価格」予想から作成した「物価全般」予想の予測誤差である。これをみると、「自社の販売価格」の予測誤差も、「物価全般」と同様に、明らかにバイアスがある。また、一部の期間では、「自社の販売価格」から作成した「物価全般」は、予測誤差が相対的に小さくなっているところもみられる。歪度に注目すると、3年後予想と5年後予想でマイナスとなっており、分布のピークが右側に寄っている点が特徴的である。これは、「自社の販売価格」が長期的に大きく伸びると予想している先が相対的に少ないことを意味している。

4.2 属性別の特徴：企業規模と業種

企業規模別の特徴 Inamura *et al.* [17] でも指摘されているとおり、インフレ予想には、企業規模による差異がみられる¹¹。すなわち、大企業のインフレ予想は、「物価全般」「自社の販売価格」のいずれでも、中堅・中小企業に比べて平均が低く、また、標準偏差も小さい(表3)。消費者物価指数(総合)の実績がゼロ近傍にあったことを踏まえると、大企業の「物価全般」予想の平均が相対的に低いという事実は、大企業の予測誤差が相対的に小さいことを意味している。この点、Coibion *et al.* [13] は、ここでの結果と逆に、大企業の予測誤差が中小企業より大きいことを報告している。もっとも、彼ら自身も指摘しているように、彼らのニュージーランド企業を対象としたサンプルでは、最大規模の企業

¹¹短観では、資本金を基準に、大企業(資本金10億円以上)、中堅企業(同1億円以上10億円未満)、中小企業(同2千万円以上1億円未満)に区分している。

でさえ従業員数が698人であり、本稿のサンプルにおける大企業とは質が大きく異なっている可能性が高い。

歪度に着目すると、「物価全般」予想では、大企業と中堅・中小企業の間で差異はないものの、「自社の販売価格」予想では、中堅・中小がプラスとなっている一方、大企業はほぼゼロ近傍にある。これは、一部の中堅・中小企業が、「自社の販売価格」の大幅な伸びを予想していることを意味している。

業種別の特徴 業種別にみると、「物価全般」予想には、企業規模間で観察されるような明確な差異は認められない(表3)。他方、「自社の販売価格」予想では、製造業うち素材業種と非製造業の間では大きな違いはないものの、製造業うち加工業種において、平均が相対的に低く、歪度もゼロ近傍となっている。

4.3 期間構造

表4は、企業のインフレ予想について、1年後、3年後、5年後の大小関係を比べている。これは、企業のインフレ予想の期間構造を端的に捉えたものと考えることができる。これをみると、短観におけるインフレ予想は、1年後、3年後、5年後とも同一の伸び率で回答する企業がもっとも多い。この傾向は、大企業においていっそう顕著で、「物価全般」で37.8%、「自社の販売価格」で45.1%の大企業が1年後、3年後、5年後を同一の伸び率で予想している。さらに、3年後と5年後に絞ってみると、「物価全般」を同じ伸び率で回答する先は、中小企業まで含めて70.6%ときわめて多い。このことは、中小企業まで含めてほとんどの企業が、3年後には消費者物価指数の伸び率が一定になり、その後しばらく安定すると予想していることを意味している。

5 事実2: インフレ予想の改定

本節では、インフレ予想の改定についての事実整理を行う。

5.1 ふたつの予想改定の定義

理論モデルにおける予想の改定とは、一般に、 $t+s$ 期の事象に関する $t-1$ 期から t 期にかけての予想の変化を指す(図3)。すなわち、予想するターゲットの時期は固定されていなければならない。短観は、3.1節で確認したとおり、四半期ごとに1年後、3年後、5

年後の物価見通しを回答させる「ローリング・ホライゾン」方式であるため、予想の改定は、本来であれば、たとえば、現在の1年後予想と2年前の3年後予想を比較することによって定義される。短観では、2014年3月調査からインフレ予想の調査を開始しているため、2014年3月調査における3年後ないし5年後予想(予想のターゲットは2017年3月ないし2019年3月)と、2年後の2016年3月調査における1年後ないし3年後予想(予想のターゲットは同様に2017年3月ないし2019年3月)との間の変化が初めて計測される理論モデルと整合的な予想改定となる。時間の単位 t を四半期とすると、以下のとおりである。

$$r_{t,T} = \mathbb{E}_t[\pi_T] - \mathbb{E}_{t-8}[\pi_T]$$

$r_{t,T}$ は、予想のターゲットを T 時点(2017年3月、6月、9月、2019年3月、6月、9月)とした場合の $t-8$ 時点(2014年3月、6月、9月)から t 時点(2016年3月、6月、9月)にかけての予想の改定、 $\mathbb{E}_t[\cdot]$ は t 時点の期待値で、 π_T は T 時点のインフレ率である。本稿のサンプル終期は、2016年9月調査であるため、 $r_{t,T}$ は、1年後予想と3年後予想の間で3回、3年後予想と5年後予想の間で3回、合計6回計測することができる。なお、この理論モデルと整合的な予想改定は、8四半期の間に予想を何度改定しても一度の改定とみなすことから¹²、予想の改定回数を過小に評価するバイアスがある。

3.1節で確認したように、「自社の販売価格」の3年後予想と5年後予想は、累積の伸び率を回答させているため、 $r_{t,T}$ を計測することができない。たとえば、2014年3月時点で、先行き3年間の「自社の販売価格」について、毎年+3.5%ずつ一定の伸び率で上昇すると予想している企業があるとする。この企業は、2014年3月調査で「自社の販売価格」3年後予想を+10%程度と回答する。仮に、2014年3月以降の2年間の販売価格がこの企業の予想どおりに上昇した場合、2016年3月調査で1年後予想を+5%程度(+2.5%~+7.4%)と回答すれば、この企業は予想を改定していないとみなすことができる。もっとも、当初の予想に反して、2014年3月以降の2年間で販売価格が上昇しなかった場合には、2016年3月調査での1年後予想+5%程度という回答は、2014年3月調査の3年後予想を下方改定したとみなすべきである。この例からわかるように、「自社の販売価格」予想の改定は、当初の3年後ないし5年後予想がどのような経路を想定していたのか、そして、それが実際に実現したか否かに依存している。これらが明らかでないため、「自社の販売価格」について、 $r_{t,T}$ を計測することはできない。よって、「物価全般」についてのみ、 $r_{t,T}$ を計測する。

予想の改定に関して、もうひとつの代替的な定義は、以下のように、1四半期前の前回

¹²正確には、たとえば8四半期の間に複数回予想を改定し、インフレ予想の水準が元に戻ってしまうと、予想を複数回改定したにもかかわらず、改定していないとみなしてしまうこともあり得る。

調査時点からのインフレ予想の変化を予想改定とするものである。

$$\hat{r}_t = \mathbb{E}_t[\pi_{t+s}] - \mathbb{E}_{t-1}[\pi_{t+s-1}]$$

s は 4、12、20 をとるとする。このため、 $t+s$ 時点は、各調査時点からの 1 年後、3 年後、5 年後を意味する。この代替的な定義 \hat{r}_t には、 $r_{t,T}$ に比べてより多くの時点で予想改定を計測することができること、「自社の販売価格」についても予想改定を計測できること、三つの年限ごとにそれぞれ予想改定を計測できること、などの利点がある。ただし、予想のターゲットが 1 四半期ずれるため、理論モデルと整合的でないという欠点も同時にある。

これらふたつは、どの程度同じ企業を捕捉できているだろうか。2016 年 3 月、6 月、9 月の三時点の累計でみると、 $r_{t,T} \neq 0$ なる企業は、1 年後予想で 10,178 社、3 年後予想で 9,640 社、 $\hat{r}_t \neq 0$ なる企業は、1 年後予想で 5,935 社、3 年後予想で 6,662 社、 $r_{t,T} \neq 0$ かつ $\hat{r}_t \neq 0$ なる企業は、1 年後予想で 3,475 社、3 年後予想で 3,747 社となっている。このことは、代替的な定義を用いた予想改定の 60% 弱は、理論モデルと整合的な予想改定とみなせることを示唆している。

5.2 予想改定頻度 1: 全体観

予想改定頻度は、Andrade and Le Bihan [9] らと同様に、予想を改定した企業数を全体の企業数で除したものと定義する。表 5 は、5.1 節で議論したふたつの予想改定頻度の計測結果である。これらと比較する際には、理論モデルと整合的な予想改定頻度が 8 四半期の間での予想の改定であることを踏まえて、これを四半期あたり平均に変換する必要がある。ここでは、8 四半期の間での予想改定頻度が一定であると仮定して四半期あたり平均に変換した¹³。

表 5 の結果から、いくつかの重要な事実を指摘できる。第一に、理論モデルと整合的な予想改定頻度は、1 年後予想と 3 年後予想の間の改定では四半期あたり 14% 程度、3 年後予想と 5 年後予想の間の改定では 13% 程度、同じ時点の代替的な予想改定頻度は、34.8% から 26.1% となっている。第二に、理論モデルと整合的な予想改定頻度は、代替的な予想改定頻度に比べて水準が低い。これには、上述のとおり、理論モデルと整合的な予想改定頻度が 8 四半期前との 2 時点間でしか計測できないため、真の予想改定を過小に評価していることも影響している。同時に、代替的な予想改定頻度が理論モデルと整合的な予想改定

¹³ 8 四半期の間で計測された予想改定頻度を g 、四半期あたり平均を f として、8 四半期の間での予想改定頻度が一定であると仮定すれば、 $f = 1 - (1 - g)^{\frac{1}{8}}$ である。

頻度と比べて高めに計測されやすいことも影響しているとみられる。第三に、計測結果が3四半期分しかないことから確定的なことはいえないが、理論モデルと整合的な予想改定頻度は、時間を通じてほぼ一定である。他方、代替的な予想改定頻度は、通時的な変動が相対的に大きい。第四に、理論モデルと整合的な予想改定頻度は、3年後予想と1年後予想の間では、5年後予想と3年後予想の間に比べて予想改定頻度が高い。ただし、予想のターゲットが前者で2017年、後者で2019年と大きく異なっていることには留意が必要である。年限別の予想改定頻度については5.4節で改めて議論する。

図4は、代替的な予想改定頻度の時系列推移を示している。図4から、次の三点を指摘できる。第一に、予想改定頻度は、2014年3月調査から2016年9月調査までの期間の平均で、「物価全般」1年後予想で四半期あたり36.3%、「自社の販売価格」1年後予想で四半期あたり20.4%である。第二に、この期間のインフレ予想の低下傾向を反映して、下方改定頻度は、上方改定頻度を常に上回っている。第三に、予想改定頻度は、低下傾向にある。この点、下方改定頻度の低下には、4.1節で議論したように、インフレ予想における下方硬直性が影響していると考えられる。すなわち、インフレ予想をゼロと回答した企業が何らかの理由で下方改定しにくくなるのであれば、インフレ予想が低下する局面では、そうした下方硬直性は、下方改定頻度を低下させるように作用する。

次に、各企業がどの程度の頻度で予想を改定しているかを確認する。ここでは、2014年3月調査から2016年9月調査まで継続して回答している企業を抽出し、それらの企業が同期間中に何回予想を改定したかを計測する¹⁴。図5は、その予想改定回数ごとの企業数分布をみたものである。この分布からは、次の二点を指摘できる。第一に、予想を一度も改定していない企業が相応に存在する。「物価全般」1年後予想で14.0%、「自社の販売価格」1年後予想で40.3%の企業がこの二年半の間、一度も予想を改定していない。第二に、予想改定頻度には、企業間でかなりのばらつきがある。一度も予想を改定しない企業が存在する一方、頻繁に予想を改定する企業もみられている。

5.3 予想改定頻度2: 属性別

次に、属性別に予想改定頻度を確認する。表6は、ふたつの定義にもとづいて計測した属性別の予想改定頻度である。

企業規模別の特徴 企業規模別にみると、いずれの定義を用いても、また、「物価全般」「自社の販売価格」それぞれの予想でも、大企業の予想改定頻度は、中堅・中小企業に

¹⁴ここでの予想の改定は、代替的な定義によるものである。

比べて明確に低い。理論モデルにもとづく解釈は6節で議論するが、大企業の予想改定頻度が相対的に低いという事実は、シンプルな粘着情報モデルにもとづけば、大企業が直面したショックが相対的に小さかったか、大企業の方が予想改定の際の意思決定などにかかるコストが大きかったことを示唆している。後者のコストについて、Zbaracki *et al.* [29] は、売上高10億ドル規模のある大企業(米国所在)のケース・スタディとして、粘着情報モデルが想定している情報の獲得や予想の改定にかかるコスト(情報収集、意思決定、内部コミュニケーションにかかるコストの合計)を実際に計測し、純利益(net margin)の4.6%との計測結果を報告している。こうしたコストは、中堅・中小企業において相対的に小さいかもしれない。ただし、大企業は、相対的に大きなコストをかけて予想を形成する結果、4.2節で議論したように、事後的にみた予測誤差が中堅・中小企業より小さくなっている面もあると考えられる。

業種別の特徴 業種別にみると、「物価全般」の予想改定頻度については、いずれの定義を用いても、製造業と非製造業の間で明確な差異はみられない。4.2節での議論とあわせて考えると、企業のインフレ予想は、予想の水準でも予想改定頻度でも、業種間ではなく企業規模間に差異が存在するといえる。これと対照的に、価格改定頻度には財の種類や業種の間で大きな差異が存在する。たとえば、才田・肥後 [6] や倉知・平木・西岡 [5] が指摘するように、サービスの価格改定頻度は、財に比べてずっと低い。このことは、予想改定頻度と価格改定頻度の関係が必ずしもシンプルなものではないことを示唆している。この点は、今後の研究課題である。

5.4 予想改定頻度3: 年限別

年限別のインフレ予想に対する見方 年限別のインフレ予想は、「短期」と「長期」という区分で議論されることが多い¹⁵。価格設定における短期と長期それぞれのインフレ予想の役割は、先験的には明らかでないが、実証的には、ふたつの異なる見方が存在している。ひとつは、Yellen [28] に代表されるような、長期のインフレ予想こそがインフレ率のトレンドを決めるとする見方である。Yellen [28] は、家計やエコノミストによる長期のインフレ予想とインフレ率の長期的なトレンドを比較したうえで、長期のインフレ予想がインフレ率のトレンドを決める重要な要素であると主張している。もうひとつは、Fuhrer [15] が示したように、長期のインフレ予想は実際のインフレ率に影響を与えないとする見方であ

¹⁵ こうした議論における「長期」がどの程度の期間を指すのかについては、必ずしも広く合意があるわけではない。Fuhrer [15] のように、10年後を長期と呼ぶ場合もあるし、開発・白木 [1] や鎌田・中島・西口 [4] のように、5年後を中長期ないし長期と呼ぶ場合もある。

る。Fuhrer [15] は、実際のインフレ率に影響を与えるのは、短期のインフレ予想であり、長期のインフレ予想は、短期のインフレ予想を経由して間接的に実際のインフレ率に影響を与えていると主張している。

年限別の予想改定頻度 表7は、代替的な定義にもとづいて計測した年限別の予想改定頻度である。これをみると、企業のインフレ予想は、「物価全般」「自社の販売価格」のいずれについても、企業規模や業種を問わず、年限が長いほど予想改定頻度が高い。この結果は、上述の Yellen [28] の見方と整合的でなく、Fuhrer [15] の見方と整合的であると考えられる。すなわち、長期のインフレ予想は、短期のインフレ予想より頻繁に改定されることから、インフレ率の長期的なトレンドを捕捉できるとは考えにくい。ただし、この結果が本稿のサンプル固有の結果である可能性も否定できない。すなわち、本稿のサンプル期間中(2014年3月～2016年9月)、わが国では、長期のインフレ率により多くの関心が向けられた可能性がある。この間の金融政策に対する注目度などを踏まえると、こうした主張は、少なくとも定性的には受け入れやすい。やや一般化していえば、長期のインフレ予想が「リアンカー」されていく過程では、こうした現象が生じるということなのかもしれない¹⁶。

5.2節で議論したように、理論モデルと整合的な予想改定頻度でみると、5年後予想と3年後予想の間では、3年後予想と1年後予想の間に比べて予想改定頻度が低い(表5、表6)。これは、表7の結果と対照的である。もっとも、これらは、予想のターゲットが2019年と2017年と大きく異なっている。また、5年後予想と3年後予想の間の改定を長期のインフレ予想の改定とみなすには、ホライズンが短すぎるため、表5と表6の結果は、ここでの長期と短期のインフレ予想の議論にはなじまないと考えられる。2018年3月調査まで待てば、2019年3月をターゲットとした5年後予想と3年後予想と1年後予想が出そういため、今よりは踏み込んだ議論をすることが可能になる。いずれにしても、長期と短期のインフレ予想の関係については、今後も、様々な角度から分析を深めていくことが求められる¹⁷。

6 シンプルな粘着情報モデルにもとづく議論

5節の事実整理を踏まえると、短観のデータに予想改定頻度を過小評価するバイアスがあるとはいえ、一定程度の企業は、しばしば予想を改定していない可能性が高い。また、

¹⁶この点についての詳細な議論は、補論A節を参照。

¹⁷この点、日本銀行調査統計局経済分析グループ [8] は、機械学習の手法を用いて、長期のインフレ予想の特徴点を探ろうとしている。

サンプル数が時系列方向に少ないために確定的なことはいえないが、理論モデルと整合的な予想改定頻度は、時間を通じてほぼ一定である。こうした予想の改定行動は、Mankiw and Reis [21] と Reis [25] のシンプルな粘着情報モデルで説明できる可能性がある。本節では、シンプルな粘着情報モデルが満たすべきいくつかの条件について実証的なテストを行ったあと、同モデルの推定結果が有する金融政策に対する含意について議論する。なお、Mankiw and Reis [21] と Reis [25] の粘着情報モデルは、「価格の」粘着性を説明するためのモデルであるが、本稿の関心は、「価格の」粘着性ではなく、同モデルが仮定ないし導出する「予想の」粘着性そのものにある。

6.1 シンプルな粘着情報モデル

モデルの構造 Reis [25] のシンプルな粘着情報モデルでは、価格の改定にはコストがかからない一方、予想の改定にはコストがかかると仮定する。また、そのコストを支払いさえすれば、各企業は、利用可能なすべての情報にもとづいてモデルと整合的に予想を形成するものと仮定されている。各企業は、予想の改定にかかるコストを所与として、期待収益を最大化するために、価格ではなく予想をどの程度の期間据え置くのかを選択する。このシンプルな粘着情報モデルでは、各企業は独自の情報を持っておらず、すべての企業が同じ情報を有しているというシンプルな仮定を置く。各企業が一定の確率で独立に予想を改定する結果、経済全体では、以下のとおり、每期一定割合の企業の予想が改定されていく。

$$\mathbb{F}_t = \lambda \mathbb{E}[\pi_t | \Omega_t] + (1 - \lambda) \mathbb{F}_{t-1}$$

ここで、 \mathbb{F}_t は t 時点における経済全体のインフレ予想、 λ は予想を改定する企業の割合、 π_t は t 時点のインフレ率の実績、 Ω_t は t 時点において利用可能なすべての情報の集合、 $\mathbb{E}[\cdot | \cdot]$ は条件付期待値を意味する。

実証的に確認すべき含意 5.2 節では、予想を改定しない企業が相応に存在すること、また、各企業の予想改定の回数にばらつきがあることを確認した (図 5)。これらは、各時点で観察される予想改定が特定の企業に偏っているわけではないことを示唆している。ここでは、さらに一歩進んで、シンプルな粘着情報モデルが示唆するように、各企業の予想改定がランダムに生じているかどうかを確認する。各企業がランダムかつ独立に予想を改定するのであれば、Reis [25] が主張するように、経済全体の予想据置期間はパラメータ λ の指数分布に従う。これは、短観の個票データによって検証可能である。ただし、短観のデータでは、理論モデルと整合的な予想据置期間を計測することができないため、5.1 節で議論した $\hat{\tau}_t$ を用いて、予想据置期間を定義する。

テストされる含意 1: シンプルな粘着情報モデルが適切であれば、予想据置期間は指数分布に従う。

実証的に確認すべきもうひとつの重要な点は、予想の改定が合理的かどうかである。シンプルな粘着情報モデルが示唆するように、ひとたび予想を改定すると決めた企業が合理的に予想を形成するのであれば、次のふたつが成り立つはずである。第一に、利用可能なすべての情報を用いるとすれば、予想の改定は幅広い変数で同時に生じる可能性が高い。予想する変数ごとにコストが異なる可能性などを踏まえると、確定的なことはいえないが、複数の変数の予想が同時に改定されやすくなる可能性は高い。このことは、「物価全般」1年後予想を改定することを所与とした場合、3年後予想や5年後予想を改定する確率が高まることを意味している。第二に、すべての企業が同じ情報にもとづいて合理的に予想を改定するならば、予想を改定する企業の間では予想不一致 (disagreement) は生じない。たとえば、「物価全般」の1年後予想について、ある企業は2%、別の企業は3%といった予想の改定は、シンプルな粘着情報モデルでは生じない。これらは、Andrade and Le Bihan [9] がエコノミスト予想のデータによって検証したシンプルな粘着情報モデルの含意でもあり、短観の個票データでも直接的に検証可能である。これらについては、5.1 節で議論した $r_{t,T}$ と \hat{r}_t の両方を用いて検証することができる。

テストされる含意 2: シンプルな粘着情報モデルが適切であれば、条件付の予想改定確率は無条件の予想改定確率を上回る。

テストされる含意 3: シンプルな粘着情報モデルが適切であれば、予想を改定した企業間では予想不一致 (disagreement) は生じない。

6.2 シンプルな粘着情報モデルのテスト結果

含意 1 含意 1 のテスト結果は、図 6 にまとめられている。ここでは、各企業の予想据置期間を適切に計測するために、サンプルの始期と終期の両端で計測される予想据置期間を除外している¹⁸。この結果、サンプル 11 四半期の間に一度だけ予想を改定した企業が予想据置期間の計測サンプルから抜け落ちる。当然ながら、予想を一度も改定していない企業についても予想据置期間が計測できないため、結果として、本稿のサンプル期間中の予

¹⁸ サバイバル分析では、この除外される部分を「左右の切断スベル」と呼んでいる。「スベル」とは、何らかの事象が持続する時間を総称する単語で、サバイバル分析の分野で広く使われている。「左側の切断スベル」とは、サンプルの始期から最初の事象が発生するまでの持続時間で、サンプルの始期が存在することによって前回の事象発生時間が不明となることから、「真のスベル」ではないという意味で「左側の切断スベル」にはバイアスがある。「右側の切断スベル」にも、サンプルの終期について、同様のバイアスが存在する。「左右の切断スベル」をサンプルから除外するのは、こうしたバイアスに対処するためである。ただし、「右側の切断スベル」は除外せず、「左側の切断スベル」だけをサンプルから除外する場合もある。

想改定が一度以下の、潜在的に予想据置期間が長いとみられる企業の予想据置期間が計測できていない¹⁹。なお、サンプルの始期と終期の両端で計測される予想据置期間を除外したうえで、ひとつの企業から複数の予想据置期間が計測された場合には、それらのうちのひとつをランダムに抽出し、その企業の予想据置期間とした。

図6では、指数分布のパラメータ推定に加えて、念のために、先験的に指数分布を仮定せずにハザードレートを推定することもあわせて行っている。結果をみると、予想据置期間は指数分布におおむね従っており、ハザードレートは予想据置期間に対しておおむね一定である。すなわち、Mankiw and Reis [21] と Reis [25] のシンプルな粘着情報モデルが示唆するように、各企業がランダムかつ独立に予想改定を行っていると考えられる程度もってもらいたい。ただし、予想据置期間の実績は、1四半期のところで理論値をやや大きめに下回っている。上述のとおり、本稿のサンプルは時系列方向に短いため、長めの予想据置期間が脱落しやすく、予想据置期間が短い方向にバイアスがかかっているとみられる。これを踏まえると、予想据置期間の「真の」実績は、より大きく理論値を下回っている可能性が高い。この点は、データが十分に蓄積されたあと、再度検証されることが望ましい。

予想据置期間が指数分布に従うとすると、予想改定頻度からパラメータ λ を推定することが可能となる²⁰。本稿では、5.2節において、ふたつの予想改定頻度を計測した。そこで議論したように、理論モデルと整合的な予想改定頻度は概念的には適切であるが、短観のデータで計測すると二重に下方バイアスがかかっている。したがって、表6のなかの14.1%および12.9%という予想改定頻度の計数を用いるのは明らかに適切ではない。

ここでは、代替的な予想改定頻度から λ を推定する。推定される λ の値は、「物価全般」1年後予想で0.45、「自社の販売価格」1年後予想で0.23となり、示唆される予想据置期間の平均は、「物価全般」1年後予想で2.2四半期、「自社の販売価格」1年後予想で4.4四半期となる。この λ の推定値(0.23、0.45)は、Andrade and Le Bihan [9] と Dovern *et al.* [14] がエコノミストのインフレ予想の個票データから計測した λ の値(0.7~0.9程度)や、Pfajfar and Santoro [24] と Hori and Kawagoe [20] が家計のインフレ予想の個票データから計測した λ の値(0.98、0.86)よりずっと小さく、Mankiw *et al.* [22] や Reis [25] がモデルのカリブレーションに用いた値(0.22~0.27)にかなり近い。もちろん、上述のとおり、この推定値には、短観のデータに固有のバイアスがあることには十分留意する必要がある。それでも、代替的な予想改定頻度には、短観のデータが選択式であることから生じ

¹⁹図5で示したとおり、本稿のサンプルでは、「物価全般」で28.8%、「自社の販売価格」で54.8%の企業で同期間の予想改定が一度以下となっている。

²⁰予想改定頻度を f とすると、予想据置期間がパラメータ λ の指数分布に従うのであれば、 $f = 1 - \exp(-\lambda)$ である。

る下方バイアスがある一方、理論モデルと整合的な予想改定頻度に比べて高めに計測される傾向があることから、上下両方向にバイアスが生じている可能性が高い。したがって、得られた推定値が先行研究に比べて低くなるのがすべてバイアスによるものと先験的にいえるわけではない。企業のインフレ予想については、これまで、データの制約から、 λ を計測することが困難であった。このため、エコノミストや家計の予想のデータにもとづいて、シンプルな粘着情報モデルの説明力に疑問を投げかける議論が多くなされてきた。ここでの結果は、こうしたこれまでの議論に新たな材料を提供している。

含意 2 と含意 3 含意 2 のテスト結果は、表 8 に示している。ここでは、ふたつの定義にもとづいて、無条件の予想改定確率と条件付の予想改定確率を計測している。たとえば、理論モデルと整合的な予想改定確率の「3 年後と 1 年後」の条件付の列にある計数は、「5 年後と 3 年後」の予想が改定されることを所与とした場合の「3 年後と 1 年後」の予想改定確率を示している。いずれの定義でも、条件付の予想改定確率は、無条件の予想改定確率より常に高い。このことは、複数の予想が同時に改定されやすいことを意味しており、シンプルな粘着情報モデルを支持する結果である。

含意 3 のテスト結果は、図 7 に示している。図 7 は、各調査時点において予想を改定した企業だけを抽出して、それらの企業間での「物価全般」予想の不一致(標準偏差)を計測したものである。予想を改定した企業間の標準偏差は、いずれの年限でみても、明らかにゼロではない。これは、Andrade and Le Bihan [9] と同様の結果で、シンプルな粘着情報モデルの含意と整合的でない。加えて、図 7 は、予想を改定する企業のなかに適合的に予想を改定しない企業が相応に存在していることも、同時に示唆している²¹。すなわち、すべての企業が適合的に「物価全般」予想を改定するのであれば、消費者物価指数の実績はひとつしか存在しないことから、シンプルな粘着情報モデルによる予測と同様に、予想を改定した企業間の標準偏差はゼロでなければならない。

6.3 ディスカッション：金融政策に対する含意

含意 1 と含意 2 のテスト結果は、シンプルな粘着情報モデルがある程度はもっともらしいことを示唆している。ここでは、同モデルが有する金融政策に対する含意について議論する。

²¹ここでの「適合的」とは、前期の実績をそのまま今期の予想とする、静学的な予想形成を意味している。

中央銀行にとっての λ ：含意1 今、中央銀行が企業の予想に働きかける手段を有しており、経済全体の予想を一定の水準に向けて転換させようとしているような状況を考える²²。含意1のテスト結果(図6)は、相応に時間はかかるとしても、そうした政策を完遂できる可能性があることを示唆している。要する時間の長さを確認すると、推定された λ の値(0.23, 0.45)は、たとえば90%の企業が予想を改定し終えるのに、「自社の販売価格」で11四半期、「物価全般」予想で6四半期かかることを示唆している。通常の景気循環の長さを踏まえると、6ないし11四半期の間に予想の形成に影響を与えるショックが生じる可能性はかなり高い。このため、中央銀行が政策を完遂させるにあたっての不確実性を削減したいと考えたとすれば、この6ないし11四半期という時間は相応に長いと考えられる。

また、図4から明らかのように、予想改定頻度は、この二年半の間、ほぼ一貫して低下してきた。たとえば、2014年6月調査時点では、 λ は「自社の販売価格」で0.32、「物価全般」で0.63と推定され、期間平均値よりずっと高い。この推定値にもとづく、90%の企業の予想が改定されることにかかる時間は4ないし8四半期となり、この二年半の予想の粘着化が、中央銀行の政策を完遂させるにあたっての不確実性を高めたことが示唆される。

中央銀行は予想形成にどうアプローチできるか：含意2と含意3 シンプルな粘着情報モデルが示唆するように、利用可能なすべての情報にもとづいて合理的に予想が改定されるのであれば、時間はかかるとしても、中央銀行の予想への働きかけは有効に機能し得る。他方、予想が完全に適合的に形成されていれば、中央銀行が先行きのインフレ率にコミットするような政策は機能しない。含意2と含意3のテスト結果(表8、図7)は、企業の予想形成が完全に合理的とも、また、完全に適合的ともいえないことを示唆している。言い換えると、中央銀行は、少なくともいくらかは予想に働きかけられる可能性がある。それでは、実際に、中央銀行の行動は、企業のインフレ予想形成に影響を与えているだろうか。この点、Fujiwara [16]やHattori *et al.* [19]は、日本銀行のインフレ率の見通しがエコノミストのインフレ予想に影響を与えていることを報告している。他方、Kumar *et al.* [18]は、多くの企業経営者は、中央銀行のインフレ目標などについての知識をもっておらず、自らの買い物の経験などのマイクロ情報にもとづいて予想を形成しているため、ニュージーランド準備銀行が25年間にわたってインフレ目標政策を遂行しているにもかかわらず、企業のインフレ予想はアンカーされていないと主張している。ここでは、Fujiwara [16]やHattori *et al.* [19]のアイデアに依拠しつつ、日本銀行のインフレ率の見通しが企業のインフレ予想にも影響を与えていることを確認する。

日本銀行のインフレ率の見通しは、「展望レポート」と呼ばれる媒体を通じて定期的

²²もちろん、実際には、金融政策は、インフレ予想以外の経路を通じても实体经济に影響を及ぼすとみられるため、中央銀行はインフレ予想だけにアプローチしようとするわけではない。

に公表される。「展望レポート」では、毎年4月に、見通し期間を1年延長する。たとえば、2016年4月の「展望レポート」では、2015年度、2016年度、2017年度の3年間に加えて、新たに2018年度の見通しが公表される。これは、毎年4月に、「物価全般」3年後予想に影響を与え得る新たな情報が到来することを意味している。このとき、「物価全般」1年後予想についての新たな情報が到来しなければ、各企業は、3年後予想についてのみ予想を改定する誘因が生じる。幸運にも、2014年4月以降の3年間、「展望レポート」における消費者物価指数の1年後見通しは、0.5%から1.3%の修正幅に収まっている(表9)。したがって、短観における「物価全般」1年後予想の回答に際して、「前年比+1%前後(+0.5%~+1.4%)」という選択を変更する誘因が「展望レポート」によって生じることはない。このことは、「物価全般」の1年後予想と3年後予想を比較すれば、企業のインフレ予想形成が「展望レポート」にどう反応するのかを調べられる可能性があることを示唆している。

結果をみると、「物価全般」3年後予想の改定頻度は、3月調査と6月調査の間で、1年後予想と比べて2.42%ポイント大きく上昇している(表10)。このことは、「展望レポート」における日本銀行のインフレ率の見通しが企業のインフレ予想の形成に影響を与えていることを示唆している。この結果は、Kumar *et al.* [18]の主張と対照的に、企業が日本銀行のインフレ率の見通しというマクロ情報も利用しながら、インフレ予想を形成している可能性があることを示唆している。

7 結論

本稿では、短観の個票データという、これまでにないサイズのパネルデータを用いて、企業のインフレ予想に関する包括的な事実整理を行ったうえで、シンプルな粘着情報モデルの主たる含意について実証分析を行った。

事実整理に関して、本稿の主たる発見は次の四点である。第一に、企業のインフレ予想にはゼロ%未満には下がりにくいという性質がある。この下方硬直性は、ここ数年のインフレ予想低下局面において、インフレ予想の改定頻度を低下させる方向に作用してきた。第二に、企業のインフレ予想は、業種間より企業規模間での差異が大きい。価格の改定が財やサービス、業種間で差異が大きいことを踏まえると、インフレ予想の形成と価格設定の関係はシンプルなものではないことが示唆される。第三に、企業のインフレ予想の期間構造をみると、3年後以降はほぼ不変である。第四に、企業のインフレ予想は、企業規模や業種を問わず、年限が長いほど予想改定頻度が高い。これは、長期のインフレ予想についてどう考えるかという、とりわけ中央銀行にとって重要な論点を提示している。

実証分析に関して、本稿は、企業のインフレ予想形成が、Mankiw and Reis [21] と Reis [25] のシンプルな粘着情報モデルと、以下の点において整合的であるとの結果を得た。第一に、予想を改定しない企業が相応に存在している。第二に、理論モデルと整合的に計測した予想改定頻度は、時間を通じてほぼ一定である。第三に、本稿が計測した予想改定頻度は、これまでに先行研究が報告してきた推定値よりずっと小さく（予想の改定頻度が低く）、当初、Mankiw *et al.* [22] らがモデルのカリブレーションで想定していた値にかなり近い。

以上の分析結果はいずれも、今後、企業のインフレ予想の形成や価格設定行動をモデル化していくうえで、また、金融政策が実体経済に及ぼす影響を議論するうえで重要な示唆を与え得る。ただし、企業のインフレ予想の下方硬直性の背景、予想改定と価格改定の関係、長期のインフレ予想をどう考えるかなど、本稿の分析によって明らかにできていない点もなお多い。こうした点を含め、理論面・実証面ともに更なる研究の蓄積が望まれる。

以 上

参考文献

- [1] 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.
- [2] 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 2011-J-8.
- [3] 鎌田康一郎 (2008) 「家計の物価見通しの下方硬直性：『生活意識に関するアンケート調査』を用いた分析」日本銀行ワーキングペーパー・シリーズ No.08-J-8.
- [4] 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ケート」日本銀行ワーキングペーパー・シリーズ No.15-J-6.
- [5] 倉知善行・平木一浩・西岡慎一 (2016) 「マイクロデータからみた価格改定頻度の増加はマクロの価格粘着性にどのような影響を及ぼすか—価格改定の一時性に着目した分析—」日本銀行ワーキングペーパー・シリーズ No.16-J-6.
- [6] 才田友美・肥後雅博 (2007) 「『小売物価統計調査』を用いた価格粘着性の計測：再論」日本銀行ワーキングペーパー・シリーズ No.07-J-11.
- [7] 日本銀行調査統計局 (2013) 「『全国企業短期経済観測調査』の調査項目見直しに関する最終案」日本銀行調査論文.
- [8] 日本銀行調査統計局経済分析グループ (2017) 「企業のインフレ予想形成に関する新事実：PART II —機械学習アプローチ—」未定稿.
- [9] ANDRADE, PHILLIP AND HERVE LE BIHAN (2013) “INATTENTIVE PROFESSIONAL FORECASTERS,” *Journal of Monetary Economics* 60(8), pp.967–985.
- [10] BRYAN, MICHAEL F., BRENT H. MEYER, AND NICHOLAS B. PARKER (2015) “THE INFLATION EXPECTATIONS OF FIRMS: WHAT DO THEY LOOK LIKE, ARE THEY ACCURATE, AND DO THEY MATTER?,” *FRB Atlanta Working Paper*.
- [11] CLOYNE, JAMES, LENA BONEVA, MARTIN WEALE, AND TOMASZ WIELADEK (2016) “FIRM’S EXPECTATIONS AND PRICE SETTING: EVIDENCE FROM MICRO DATA,” *BOE External MPC Unit Discussion Paper*.
- [12] COIBION, OLIVIER AND YURIY GORODNICHENKO (2015) “INFORMATION RIGIDITY AND EXPECTATION FORMATION PROCESS: A SIMPLE FRAMEWORK AND NEW FACTS,” *American Economic Review* 105(8), pp.2644–2678.

- [13] COIBION, OLIVIER, YURIY GORODNICHENKO, AND SATEN KUMAR (2015) “HOW DO FIRMS FORM THEIR EXPECTATIONS? NEW SURVEY EVIDENCE,” *NBER Working Paper Series* No.21092.
- [14] DOVERN, JONAS, ULRICH FRITSCH, PRAKASH LOUNGANI, AND NATALIA TAMIRISA (2014) “INFORMATION RIGIDITIES: COMPARING AVERAGE AND INDIVIDUAL FORECASTS FOR A LARGE INTERNATIONAL PANEL,” *International Journal of Forecasting* 31(1) PP.144–154.
- [15] FUHRER, JEFF (2012) “THE ROLE OF EXPECTATIONS IN INFLATION DYNAMICS,” *International Journal of Central Banking* 8(1), PP.137–165.
- [16] FUJIWARA, IPPEI (2005) “IS THE CENTRAL BANK’S PUBLICATION OF ECONOMIC FORECASTS INFLUENTIAL?,” *Economics Letters* 89(3), PP.255–261.
- [17] INAMURA, KOUKI, KAZUNORI HIYAMA, AND KYOSUKE SHIOTANI (2016) “INFLATION OUTLOOK AND BUSINESS CONDITIONS OF FIRMS: EVIDENCE FROM THE TANKAN SURVEY,” *IFC Conference-submitted Paper*.
- [18] KUMAR, SATEN, HASSAN AFROUZI, OLIVIER COIBION, AND YURIY GORODNICHENKO (2015) “INFLATION TARGETING DOES NOT ANCHOR INFLATION EXPECTATIONS: EVIDENCE FROM FIRMS IN NEW ZEALAND,” *Brookings Papers on Economic Activity* 2015(2), PP.151–225.
- [19] HATTORI, MASAZUMI, STEVEN KONG, FRANK PACKER, AND TOSHITAKA SEKINE (2016) “THE EFFECTS OF A CENTRAL BANK’S INFLATION FORECASTS ON PRIVATE SECTOR FORECASTS: RECENT EVIDENCE FROM JAPAN,” *Bank of Japan Working Paper Series* No.16-E-11.
- [20] HORI, MASAHIRO AND MASAOKI KAWAGOE (2013) “INFLATION EXPECTATIONS OF JAPANESE HOUSEHOLDS: MICRO EVIDENCE FROM A CONSUMER CONFIDENCE SURVEY,” *Hitotsubashi Journal of Economics* 54(1), PP.17–38.
- [21] MANKIW, N. GREGORY AND RICARDO REIS (2002) “STICKY PRICE VERSUS STICKY INFORMATION: A PROPOSAL TO REPLACE THE NEW KEYNESIAN PHILLIPS CURVE,” *Quarterly Journal of Economics* 117(4), PP.1295–1328.

- [22] MANKIW, N. GREGORY, RICARDO REIS, AND JUSTIN WOLFERS (2004) “DIS-AGREEMENT ABOUT INFLATION EXPECTATION,” *NBER Macroeconomic Annual 2003* 18, PP.209–248.
- [23] PESARAN, M. HASHEM AND MARTIN WEALE (2006) “SURVEY EXPECTATIONS,” *Handbook of Economic Forecasting*, ELSEVIER.
- [24] PFAJFAR, DAMJAN AND EMILIANO SANTORO (2013) “NEWS ON INFLATION AND THE EPIDEMIOLOGY OF INFLATION EXPECTATIONS,” *Journal of Money, Credit and Banking* 45(6), PP.1045–1067.
- [25] REIS, RICARDO (2006) “INATTENTIVE PRODUCERS,” *Review of Economic Studies* 73(3), PP.793–821.
- [26] RICHARDS, SIMON AND MATTHIEU VERSTRAETE (2016) “UNDERSTANDING FIRM’S INFLATION EXPECTATIONS USING THE BANK OF CANADA’S *Business Outlook Survey*,” *Bank of Canada Staff Working Paper 2016-7*.
- [27] SIMS, CHRISTOPHER A. (2003) “IMPLICATIONS OF RATIONAL INATTENTION,” *Journal of Monetary Economics* 50(3), PP.665–690.
- [28] YELLEN, JANET L. (2015) “INFLATION DYNAMICS AND MONETARY POLICY,” SPEECH DELIVERED AT THE PHILIP GAMBLE MEMORIAL LECTURE, UNIVERSITY OF MASSACHUSETTS AT AMHERST, AMHERST, MASSACHUSETTS.
- [29] ZBARACKI, MARK J., MARK RITSON, DANIEL LEVY, SHANTANU DUTTA, AND MARK BERGEN (2004) “MANAGERIAL AND CUSTOMER COSTS OF PRICE ADJUSTMENT: DIRECT EVIDENCE FROM INDUSTRIAL MARKETS,” *Review of Economics and Statistics* 86(2), PP514–533.

A 長期インフレ予想の改定頻度の高さをどう理解するか

3.1節で確認したように、短観におけるインフレ予想のデータは、自由記入でなく選択肢から回答を求めている。このため、長期インフレ予想が短期より頻繁に改定されるという事実は、長期インフレ予想の改定幅が短期インフレ予想の改定幅より大きいことを示唆する。この補論では、シンプルな例を用いて、長短インフレ予想の改定幅の関係について整理する²³。

今、インフレ率が以下のような定常な AR1 過程に従うと仮定する。

$$\pi_t = (1 - \alpha)\tilde{\pi} + \alpha\pi_{t-1} + \epsilon_t, \quad 0 < \alpha < 1, \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad \forall t$$

ここで、 $\tilde{\pi}$ はインフレ率の定常値、 ϵ_t はインフレ率に影響を与える t 時点のショックを表している。 $t+h$ 時点のインフレ率は、次のように書ける。

$$\pi_{t+h} = (1 - \alpha^{h+1})\tilde{\pi} + \alpha^{h+1}\pi_{t-1} + \sum_{j=0}^h \alpha^j \epsilon_{t+h-j}$$

t 時点のショックが $t+h$ 時点のインフレ率に与える影響は次のようになる。

$$\frac{\partial \pi_{t+h}}{\partial \epsilon_t} = (1 - \alpha^{h+1}) \frac{\partial \tilde{\pi}}{\partial \epsilon_t} + \alpha^h$$

右辺第一項は、 t 時点のショックがインフレ率の定常値 $\tilde{\pi}$ を経由して $t+h$ 時点のインフレ率に与える影響、第二項は、 t 時点のショックが $t+h$ 時点のインフレ率に与える直接的な影響である。企業がモデルと整合的に予想を形成する場合には、これが企業のインフレ予想の改定幅となる。補論図 1 は、短期を $h=4$ 、長期を $h=20$ として、インフレ率の慣性が強いケース ($\alpha=0.9$) と弱いケース ($\alpha=0.5$) について、 $\partial \tilde{\pi} / \partial \epsilon_t$ の大きさに対する長短インフレ予想の改定幅を比較したものである。補論図 1 から明らかなように、長期インフレ予想の改定幅が短期を大きく上回るのは、インフレ率の慣性が強く、かつ、インフレ率の定常値 $\tilde{\pi}$ が大きく変化した場合である。

以上の整理を踏まえると、企業の長期インフレ予想が短期より頻繁に改定されたという観察事実は、インフレ率の慣性が強い場合、インフレ率の定常値 $\tilde{\pi}$ が大きく変化したことを示唆している。5.4 節で議論したように、本稿のサンプル期間 (2014 年 3 月 ~ 2016 年 9 月) 中にそうした大きなショックが生じた可能性は確かにある。もっとも、同じ時期においても、エコノミストの長期インフレ予想の変動は、短期インフレ予想に比べてスムーズであった。これらふたつの観察事実を整合的に理解することは難しいが、本補論での整理

²³本補論は、多くを青木浩介氏との議論に負う。記して感謝したい。

にもとづくひとつの解釈は、エコノミストにとっては、インフレ予想の定常値 π が大きくは変化しなかったというものである。

以 上

(表 1)

インフレ予想の基本統計量

	物価全般											予測 誤差
	サンプ ル 数	1年後			3年後			5年後			実績 前年比 %	
		平均	標準 偏差	歪度	平均	標準 偏差	歪度	平均	標準 偏差	歪度		
2014/3月調査	6131	1.483	1.350	0.812	1.658	1.420	0.723	1.715	1.602	0.581	1.6	—
2014/6月調査	6233	1.483	1.277	0.855	1.638	1.376	0.721	1.701	1.564	0.664	1.5	—
2014/9月調査	6155	1.488	1.322	0.872	1.626	1.401	0.697	1.685	1.573	0.603	1.1	—
2014/12月調査	5996	1.393	1.279	0.931	1.617	1.360	0.677	1.666	1.523	0.610	0.3	—
2015/3月調査	6726	1.354	1.252	1.053	1.559	1.302	0.743	1.635	1.472	0.630	0.2	-1.3
2015/6月調査	6670	1.323	1.192	1.084	1.524	1.254	0.700	1.590	1.434	0.615	0.4	-1.1
2015/9月調査	6571	1.164	1.169	1.112	1.400	1.238	0.782	1.475	1.399	0.645	0.0	-1.5
2015/12月調査	6535	1.035	1.111	1.165	1.304	1.203	0.771	1.383	1.348	0.637	0.2	-1.2
2016/3月調査	6418	0.840	1.098	1.236	1.120	1.172	0.816	1.211	1.326	0.736	-0.1	-1.5
2016/6月調査	6387	0.724	1.024	1.317	1.052	1.148	0.736	1.137	1.314	0.569	-0.3	-1.6
2016/9月調査	6320	0.638	0.985	1.313	0.990	1.109	0.774	1.047	1.279	0.596	-0.5	-1.7

	自社の販売価格									
	サンプ ル 数	1年後			3年後			5年後		
		平均	標準 偏差	歪度	平均	標準 偏差	歪度	平均	標準 偏差	歪度
2014/3月調査	6789	1.134	3.732	0.565	0.513	1.304	-0.410	0.446	1.095	-0.566
2014/6月調査	6819	1.137	3.501	0.610	0.566	1.294	-0.472	0.488	1.090	-0.627
2014/9月調査	6680	1.060	3.463	0.419	0.514	1.287	-0.418	0.458	1.086	-0.581
2014/12月調査	6502	1.013	3.333	0.605	0.526	1.269	-0.441	0.463	1.072	-0.590
2015/3月調査	7193	0.984	3.371	0.463	0.532	1.252	-0.432	0.483	1.063	-0.617
2015/6月調査	7113	0.998	3.195	0.599	0.540	1.236	-0.434	0.467	1.062	-0.592
2015/9月調査	7036	0.724	3.118	0.444	0.471	1.231	-0.385	0.426	1.061	-0.547
2015/12月調査	6979	0.587	2.952	0.409	0.428	1.212	-0.339	0.406	1.056	-0.523
2016/3月調査	6943	0.430	2.893	0.419	0.352	1.206	-0.276	0.341	1.049	-0.429
2016/6月調査	6885	0.314	2.727	0.185	0.302	1.183	-0.233	0.303	1.039	-0.378
2016/9月調査	6784	0.279	2.689	0.410	0.290	1.170	-0.210	0.278	1.038	-0.347

(注 1) サンプル数は、「物価全般」と「自社の販売価格」予想について、1年後と3年後と5年後のいずれかに「分からない」と回答した企業を除いたもの。

(注 2) 「物価全般」の実績は、消費者物価指数（総合）の前年比。消費税率引き上げの影響を調整した。

(注 3) 予測誤差は、消費者物価指数（総合）の実績と1年前の「物価全般」1年後予想の差。

(注 4) 「自社の販売価格」予想の3年後と5年後は年率換算後。

(表 2)

「自社の販売価格」から作成した「物価全般」の予測誤差

	%ポイント						
	2015/3月 調査	2015/6月 調査	2015/9月 調査	2015/12月 調査	2016/3月 調査	2016/6月 調査	2016/9月 調査
「自社の販売価格」から 作成した「物価全般」	-0.91	-0.45	-0.99	-0.82	-1.23	-1.58	-1.55
「物価全般」	-1.28	-1.08	-1.49	-1.19	-1.45	-1.62	-1.66

(注 1) 「自社の販売価格」から作成した「物価全般」は、小売業、個人向けサービス業、宿泊飲食サービス業に属する企業の「自社の販売価格」1年後予想の単純平均。

(注 2) 予測誤差は、消費者物価指数（総合）の実績から1年前の各1年後予想を差し引いたもの。

(表 3)

属性別にみたインフレ予想

	物価全般 1年後				自社の販売価格 1年後			
	サンプル 数	平均	標準 偏差	歪度	サンプル 数	平均	標準 偏差	歪度
全体	70142	1.172	1.229	1.064	75723	0.786	3.209	0.544
大企業	10751	0.896	0.970	1.018	12230	0.385	2.725	-0.039
中堅・中小企業	59391	1.222	1.264	1.025	63493	0.863	3.289	0.585
製造業・素材	10064	1.186	1.233	1.012	10589	0.870	3.421	0.564
製造業・加工	17210	1.115	1.167	1.019	18730	0.233	3.112	-0.007
非製造業	42868	1.193	1.251	1.083	46404	0.990	3.171	0.752

(注) 2014/3月調査から2016/9月調査をプールした結果。

(表 4)

インフレ予想の期間構造

		割合、%								
		物価全般								
		1=3=5	1=3>5	1=3<5	1>3=5	1>3>5	1>3<5	1<3=5	1<3>5	1<3<5
全体		37.8	4.0	8.2	9.6	2.8	1.5	23.2	3.6	9.2
大企業		49.1	4.0	6.6	9.3	1.8	0.8	19.2	3.3	5.8
中堅・中小企業		35.8	4.0	8.5	9.7	3.0	1.6	24.0	3.6	9.8
		自社の販売価格								
		1=3=5	1=3>5	1=3<5	1>3=5	1>3>5	1>3<5	1<3=5	1<3>5	1<3<5
全体		45.1	4.5	10.7	8.3	3.7	0.5	21.9	1.2	4.1
大企業		56.8	4.5	8.4	7.8	3.9	0.2	15.6	0.8	1.9
中堅・中小企業		42.9	4.5	11.2	8.4	3.6	0.6	23.1	1.3	4.5

(注 1) 2014/3 月調査から 2016/9 月調査をプールした結果。

(注 2) 表中の 1=3=5 は、1、3、5 年後の予想が同じであることを意味する。

(注 3) 「自社の販売価格」3 年後と 5 年後は、年率換算せずに大小関係を比較している。3 節で議論しているように、「自社の販売価格」は累積伸び率を回答させるため、例えば 3 年後と 5 年後の回答が同じ場合、年率換算すると、3<5 となってしまう、ミスリーディングであると判断した。

(表 5)

ふたつの予想改定頻度

	四半期あたり平均、%		
	2016年 3月調査	2016年 6月調査	2016年 9月調査
理論モデルと整合的な予想改定頻度			
3年後予想と1年後予想	14.0	14.3	14.1
5年後予想と3年後予想	12.8	13.1	12.7
代替的な予想改定頻度	34.8	31.5	26.1

(注) 代替的な予想改定頻度は「物価全般」1年後予想で計測した。

(表 6)

属性別にみた予想改定頻度

	四半期あたり平均、%			
	理論モデルと整合的		代替的	
	物価全般		1年後予想	
	3年後と 1年後	5年後と 3年後	物価全般	自社の 販売価格
全体	14.1	12.9	36.3	20.4
大企業	10.9	9.8	28.6	14.1
中堅・中小企業	14.9	13.5	37.7	21.7
製造業・素材	14.4	13.2	37.9	24.7
製造業・加工	14.0	12.6	34.3	18.3
非製造業	14.1	12.9	36.6	20.3

(注 1) 理論モデルと整合的な予想改定頻度は、2016/3 月調査から 2016/9 月調査をプールした結果。

(注 2) 代替的な予想改定頻度は、2014/3 月調査から 2016/9 月調査をプールした結果。

(表 7)

年限別の予想改定頻度

	四半期あたり平均、%					
	物価全般			自社の販売価格		
	1年後	3年後	5年後	1年後	3年後	5年後
全体	36.3	40.5	42.7	20.4	28.5	32.0
大企業	28.6	32.6	34.1	14.1	22.4	24.6
中堅・中小企業	37.7	42.0	44.2	21.7	29.7	33.4
製造業・素材	37.9	42.0	44.5	24.7	31.5	34.9
製造業・加工	34.3	39.0	40.8	18.3	27.0	30.5
非製造業	36.6	40.7	43.0	20.3	28.4	31.9

(注 1) 代替的な定義を用いて計測した予想改定頻度。

(注 2) 2014/3 月調査から 2016/9 月調査をプールした結果。

(表 8)

条件付の予想改定確率

	物価全般							
	理論モデルと整合的				代替的			
	3年後と1年後		5年後と3年後		1年後予想		3年後予想	
	条件付	無条件	条件付	無条件	条件付	無条件	条件付	無条件
全体	0.16	0.14	0.16	0.13	0.66	0.36	0.74	0.40
大企業	0.18	0.11	0.14	0.10	0.63	0.29	0.72	0.33
中堅・中小企業	0.18	0.15	0.16	0.14	0.67	0.38	0.75	0.42

(注 1) 理論モデルと整合的な予想改定頻度は、2016/3 月調査から 2016/9 月調査をプールした結果。

(注 2) 代替的な予想改定頻度は、2014/3 月調査から 2016/9 月調査をプールした結果。

(表 9)

展望レポートにおけるCPI見通し

	1年後予想		3年後予想	
	1月展望	4月展望	1月展望	4月展望
2014/4月	1.3	1.3	—	2.1
2015/4月	1.0	0.8	—	1.9
2016/4月	0.8	0.5	—	1.9

(表 10)

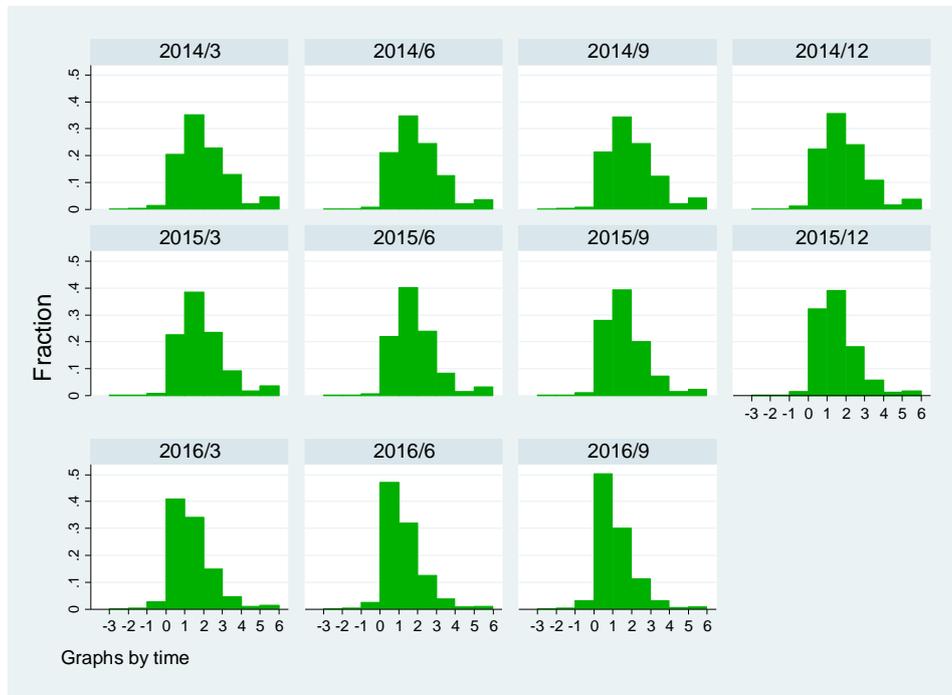
予想改定頻度の difference in difference

	1 年後予想	3 年後予想	Difference
3 月調査	9.58	12.25	2.67
6 月調査	9.57	14.66	5.09
Change	-0.01	2.41	2.42

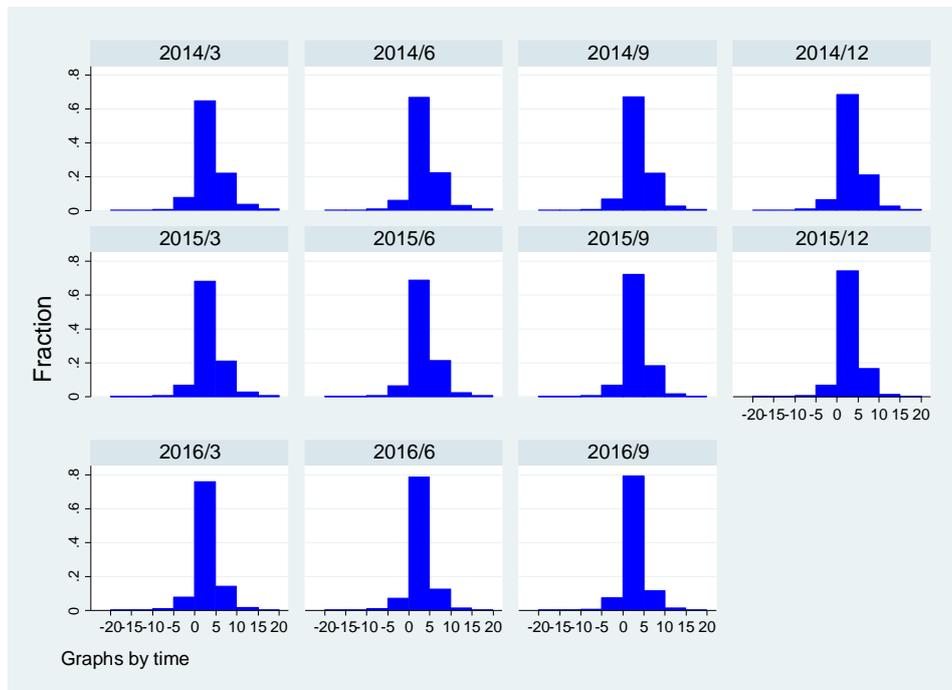
- (注 1) 代替的な定義を用いて計測した予想改定頻度。
(注 2) 表中の予想改定頻度は、1 ないし 3 年後予想だけを改定した企業の割合。

インフレ予想の分布推移

<物価全般 (1年後)>

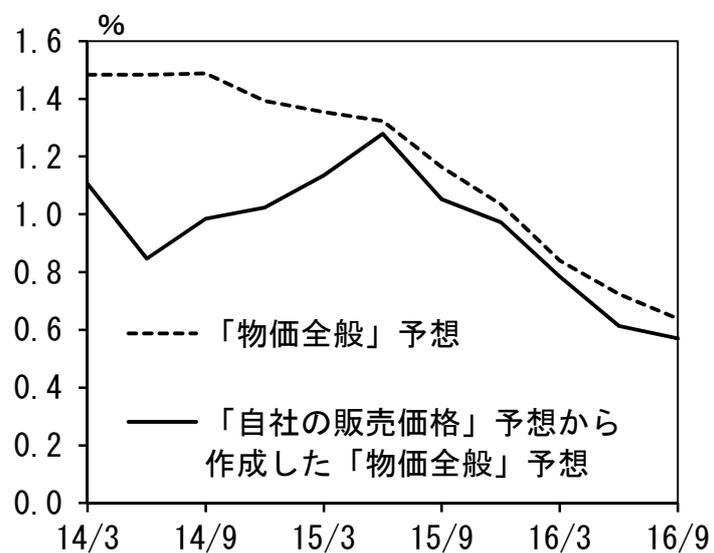


<自社の販売価格 (1年後)>



(図 2)

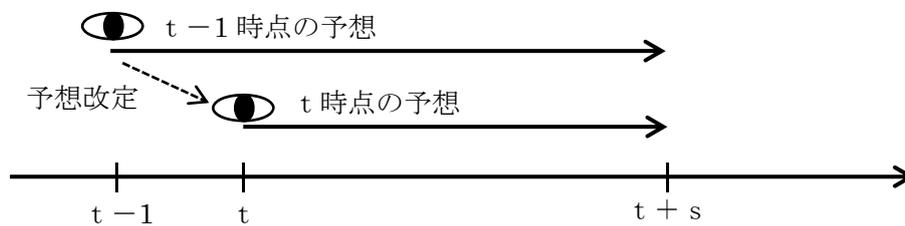
「自社の販売価格」から作成した「物価全般」



- (注 1) 「自社の販売価格」から作成した「物価全般」は、小売業、個人向けサービス業、宿泊飲食サービス業に属する企業の「自社の販売価格」予想の単純平均。
- (注 2) いずれも 1 年後予想。

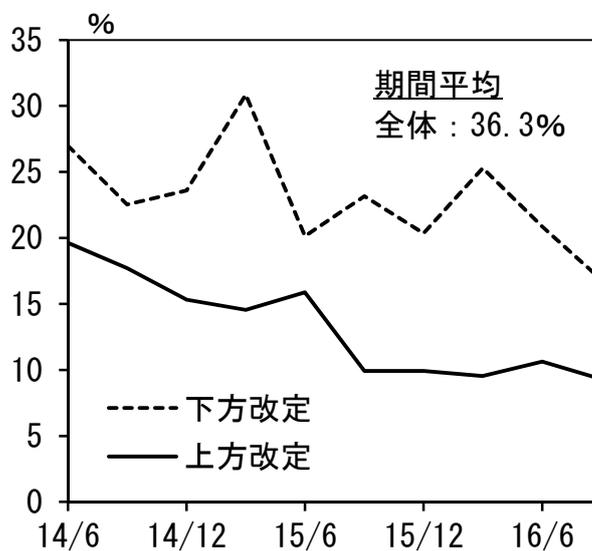
(図 3)

理論モデルと統合的な予想改定の定義

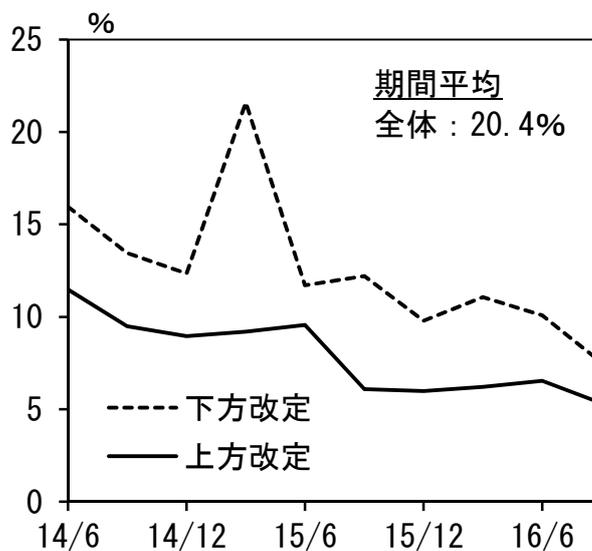


予想改定頻度の時系列推移

< 「物価全般」 1年後予想 >



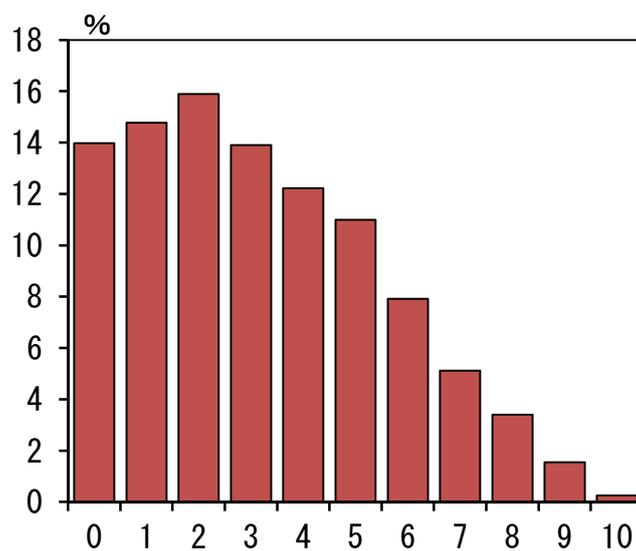
< 「自社の販売価格」 1年後予想 >



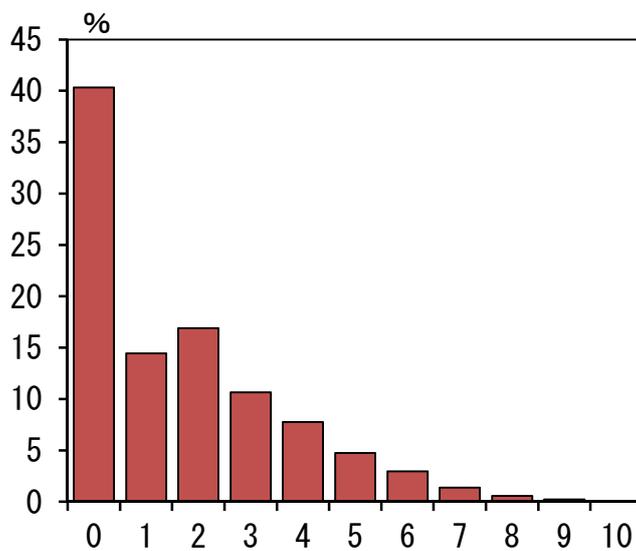
(注) 代替的な定義を用いて計測した予想改定頻度。

予想改定回数の企業数分布

< 「物価全般」 1 年後予想 >



< 「自社の販売価格」 1 年後予想 >



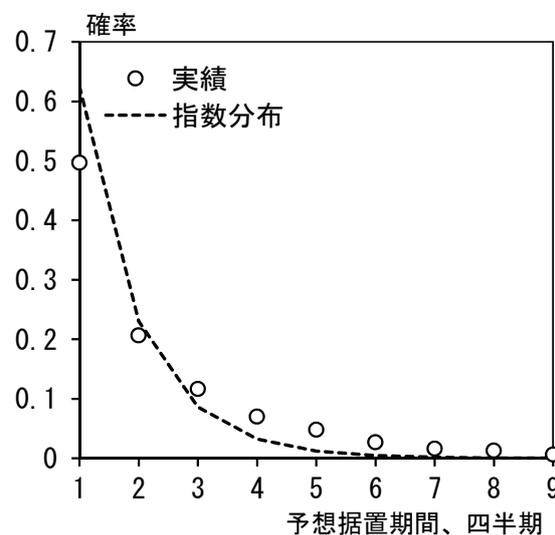
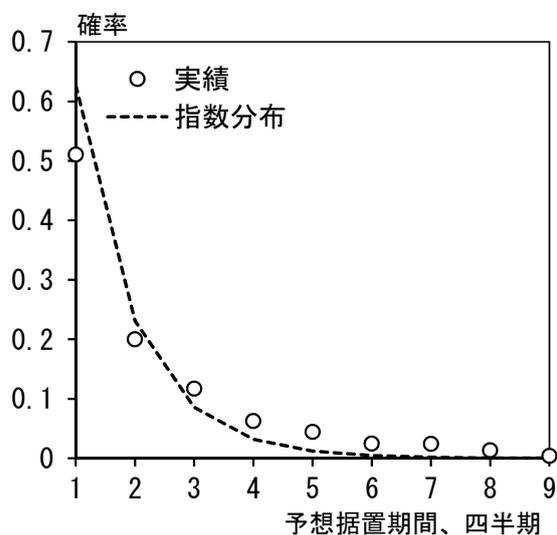
(注 1) 2014/3 月調査から 2016/9 月調査までの間に予想を改定した回数 (最小 0、最大 10) の企業数分布。予想改定は、代替的な定義に基づく。

(注 2) 継続サンプル。

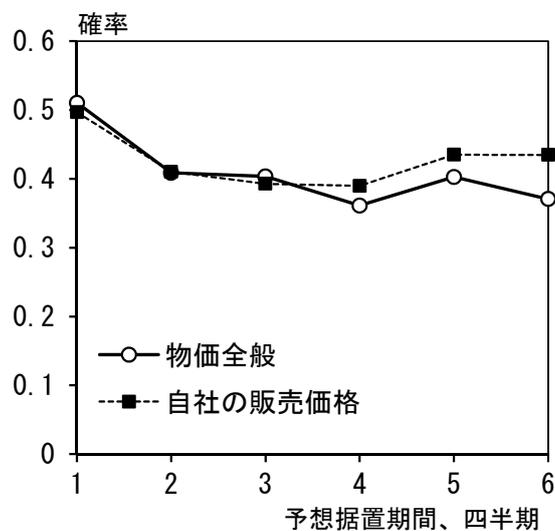
予想据置期間の分布

<「物価全般」1年後予想>

<「自社の販売価格」1年後予想>



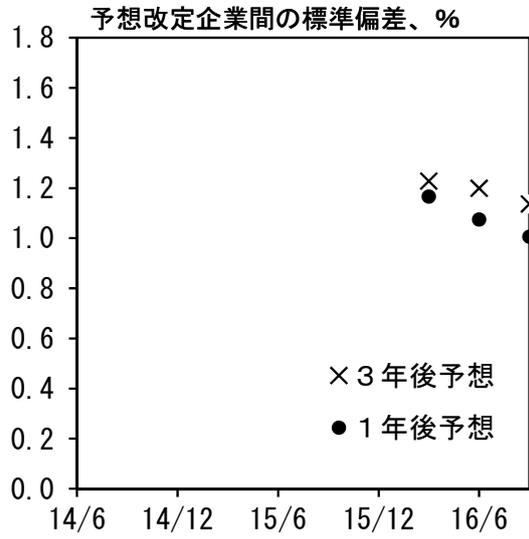
<ハザードレート>



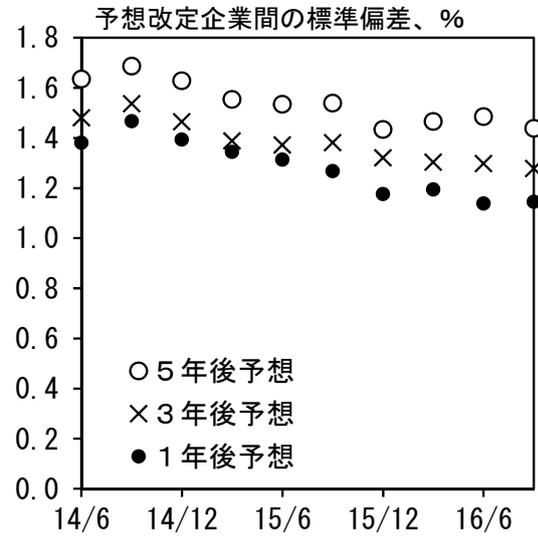
- (注 1) 代替的な定義を用いて計測した予想据置期間。
- (注 2) 予想据置期間の企業数分布の計測に際しては、左右の切断スペルを除外した。そのうえで、サンプル期間中に複数の予想据置期間が計測される場合には、そのうちのひとつをランダムに抽出し、その企業の予想据置期間とした。
- (注 3) ハザードレートの推定は Kaplan-Meier 法による。

「物価全般」の予想不一致

<モデルと整合的な予想改定>

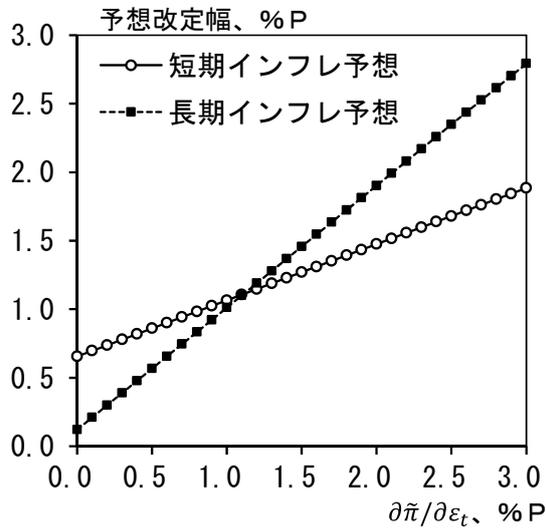


<代替的な定義の予想改定>

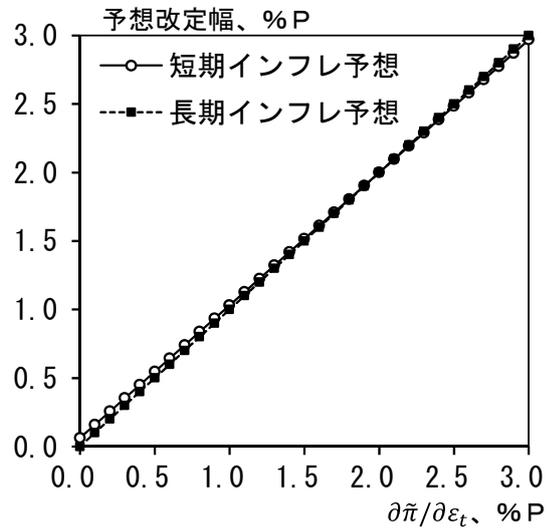


ショックとインフレ予想の改定幅

< $\alpha = 0.9$ >



< $\alpha = 0.5$ >



(注) 短期は $h=4$ 、長期は $h=20$ 。