



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

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—

北村 富行*
tomiyuki.kitamura@boj.or.jp

田中 雅樹*
masaki.tanaka-2@boj.or.jp

No.19-J-10
2019年11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。

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—*

北村 富行[†]、田中 雅樹[‡]

2019年11月

【要旨】

本稿では、完全情報下の合理的期待（Full-Information Rational Expectations、FIRE）と合理的無関心、粘着情報を組み込んだ小型のマクロ経済モデルを、企業のインフレ予想のデータを含む日本のデータを用いて推計し、企業のインフレ予想形成における合理的無関心仮説や粘着情報仮説の妥当性や、これらが近年のインフレ予想のダイナミクスに与えている影響について分析した。主な分析結果は以下の2点にまとめられる。(1) 日本の企業のインフレ予想形成を説明する理論として、FIRE、合理的無関心、粘着情報はいずれも妥当性を有しており、日本の企業のインフレ予想形成は、非常に複雑なメカニズムを有している。(2) 日本銀行の物価安定目標の導入や、量的・質的金融緩和（Quantitative and Qualitative Monetary Easing、QQE）などを背景とした需給ギャップの改善基調は、企業のインフレ予想を着実に押し上げているが、合理的無関心や粘着情報の存在は、インフレ予想の2%に向けた上昇を緩やかなものとしている。

JEL 分類番号：D84、E31、E52

キーワード：インフレ予想、合理的無関心、粘着情報

* 本稿の作成に当たり、黒住卓司氏、長野哲平氏、西崎健司氏、嶺山友秀氏をはじめとする日本銀行スタッフ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。もちろん、本稿のあり得べき誤りは、全て筆者たち個人に属する。なお、本稿に示される内容や意見は、筆者たち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 (tomiya.kitamura@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行企画局 (masaki.tanaka-2@boj.or.jp)

1. はじめに

経済学では古くから、経済主体の将来のインフレ率に対する予想が、足もとのインフレ率の重要な決定要因であると考えられてきた。例えば、ケインズは100年近く前に、「もし物価が上がるという期待があり、しかも企業者がそれに従って行動すると、そのことだけでしばらく物価を騰貴させ、そのことが期待を実証するため、さらに物価を上げる。物価下落の場合も同様である」と記している (Keynes 1923)。

もっとも、経済主体のインフレ予想がどのように形成されるかについては、これまでのところ、必ずしもコンセンサスは得られていない。この点、ニューケインジアン・モデルを含む多くのマクロ経済モデルでは、Muth (1961) や Sargent and Wallace (1975) などの研究を契機として、経済主体の予想形成が「完全情報下の合理的期待 (Full-Information Rational Expectations, FIRE)」に従うと仮定されてきたが、FIRE の現実妥当性に対しては懐疑的な見方も決して少なくない (例えば Friedman 1979, Tobin 1980)。実際、インフレ予想のサーベイ・データを用いた近年の多くの実証研究は、FIRE の説明力の限界を指摘している (Coibion, Gorodnichenko, and Kamdar 2018)。

特に、企業の予想形成メカニズムについては、幅広い企業を対象としたインフレ予想のサーベイの実施例が近年まで限られていたこともあって、実証分析の蓄積が進んでこなかった。しかし、ニューケインジアン・フィリップス曲線で想定されているように、企業が自らの市場において何らかの独占力を持ち、価格に硬直性が存在する場合、価格設定主体である企業のインフレ予想こそが、インフレ率の決定に大きな影響を与えると考えられる。したがって、企業のインフレ予想形成メカニズムの解明は、現在のマクロ経済学の重要課題の一つとなっている。

本稿は、企業のインフレ予想形成メカニズムに、FIRE および不完全情報にもとづく2つの理論仮説を組み込んだ小型のマクロ経済モデルを構築し、企業のインフレ予想のデータを含む日本のデータを用いて推計することで、日本の企業のインフレ予想に対するこれらの理論仮説の妥当性を検証する¹。予想形成メカニズムに組み込む理

¹ インフレ予想形成メカニズムに関する理論仮説としては、この他にも、「限定合理性 (bounded rationality) 仮説」(Sargent 1993, Gabaix 2014) や「適合的学習 (adaptive learning) 仮説」(Evans and Honkapohja 1999, 2001) がある。これらの仮説のもとでは、経済主体はマクロ経済変数に関しては全ての情報を把握しているものの、経済構造に関しては全ての情報を把握しているわけではないことから、インフレ予想が FIRE にもとづく予想から乖離する。もっとも、インフレ予想の形成メカニズムに関する既存研究をサーベイした Coibion, Gorodnichenko, and Kamdar (2018) が述べているとおり、この

論仮説の一つは、Sims (2003) や Maćkowiak and Wiederholt (2009) が提唱する「合理的無関心 (rational inattention) 仮説」である²。この仮説では、情報に関する摩擦として、経済主体の情報処理能力には限界があることを想定する。情報処理能力に限界がある場合、経済主体にとっては、その能力を自身に対して重要性が高い情報の処理に割り当てるのが、合理的となる。このため、経済主体が重要性が低いと判断した情報は、予想に織り込まれなくなる。もう一つの理論仮説は、Mankiw and Reis (2002) が提唱する「粘着情報 (sticky information) 仮説」である。この仮説では、情報に関する摩擦として、情報の取得コストを想定する。こうしたコストが存在するもとでは、経済主体は必ずしも每期情報を取得しないため、情報が予想に織り込まれるまでには時間を要することとなる。

モデルの推計に当たっては、インフレ予想のデータとして、日本の企業約1万社を対象に日本銀行が実施している「全国企業短期経済観測調査」(短観)の「物価全般の見通し(1、3、5年先)」のサーベイ・データを用いる。ただし、短観でこの調査が始まった2014年より前の期間については、家計を対象としたサーベイ・データ(日本銀行の「生活意識に関するアンケート調査」(生活意識アンケート)の「物価に対する見方(今後1、5年)」)で補完する。その際、企業のインフレ予想データをより重視して推計を行うために、短観のデータは水準を用いる一方、生活意識アンケートのデータは前期差を用いる。また、企業だけでなく家計のインフレ予想のデータも用いることが推計結果に大きな影響を与えないことを、推計結果の頑健性チェックの一つとして確認する。

本稿の主な分析結果は、以下の2点にまとめられる。第1に、上記の企業のインフレ予想のデータを含む日本のデータを用いてモデルを推計した結果によると、FIREにもとづいて予想形成する企業と合理的無関心な企業は、全企業のうちおよそ半々ずつの割合で存在し、いずれの種類企業も每期約6割の確率で、粘着情報の制約に服している。すなわち、FIREと合理的無関心、粘着情報は、日本の企業のインフレ予想形成メカニズムを説明する理論としていずれも妥当性を有している。第2に、日本

分野における最近の研究では、経済変数の情報に関する摩擦を導入することによって完全情報の仮定を緩めることが多い。

² 不完全情報を前提とした仮説としては、Phelps (1970) や Lucas (1972) が提唱し、Woodford (2003) が拡張した「ノイズ情報 (noisy information) 仮説」がよく知られている。本稿で取り上げる合理的無関心仮説も、ノイズ情報を前提に、最適化行動にもとづく経済主体の予想形成を理論化しているという点で、ノイズ情報仮説の一形態である。なお、ノイズ情報仮説に関するサーベイとしては奥田 (2018) を参照されたい。

銀行の物価安定目標の導入や、量的・質的金融緩和（Quantitative and Qualitative Monetary Easing、QQE）などを背景とした需給ギャップの改善基調は、企業のインフレ予想を着実に押し上げているが、合理的無関心や粘着情報の存在は、インフレ予想の2%に向けた上昇を緩やかなものとしている。この間、FIREにもとづいて予想形成する企業の存在を反映して、企業全体でみたインフレ予想の期間構造（インフレ予想カーブ）は右上がりとなっている。

インフレ予想の形成メカニズムについては、近年、サーベイ調査の個票データを用いた実証研究が盛んに行われている。こうした研究の中には、本稿の分析結果と同様に、合理的無関心仮説や粘着情報仮説の妥当性を支持するものが多い。例えば、Andrade and Le Bihan (2013) は、欧州における専門家を対象としたサーベイ調査の個票データを用いて、回答者の予想の間にばらつきがみられることや、回答者が必ずしも每期予想を変更しているわけではないことを報告し、こうした事実は合理的無関心仮説や粘着情報仮説と整合的であると主張している。Coibion, Gorodnichenko, and Kumar (2018) や Kumar et al. (2015) は、ニュージーランドの企業に対するサーベイ調査の個票データを分析し、合理的無関心仮説が示唆するとおり、大半の企業が経済全体のインフレ率に関して関心を払っていないことなどを指摘している。日本を対象とした研究としては、Uno, Naganuma, and Hara (2018a, b) が、短観の個票データを用いてインフレ予想の改定パターンを分析し、企業のインフレ予想が粘着情報仮説と整合的な特徴を有していると報告している。また、稲次・北村・松田 (2019) は、同じく短観の個票データを用いて動学的パネル分析を行い、日本の企業のインフレ予想形成メカニズムには、粘着情報仮説と、ノイズ情報仮説なかでも合理的無関心仮説が妥当することを示唆する結果を報告している。

不完全情報にもとづくインフレ予想形成メカニズムを組み込んだマクロ経済モデルを用いた先行研究としては、粘着情報にフォーカスを当てたものが多く存在する。例えば、Dupor, Kitamura, and Tsuruga (2010) や Knotek (2010) は、企業が価格の粘着性と粘着情報の両方に直面するもとの価格設定を行うと仮定したモデルを米国のデータを用いて推計し、情報を更新できない確率（すなわち粘着情報の度合い）をそれぞれ58%、70%と報告している。また、Coibion and Gorodnichenko (2011) は、一部の企業が粘着情報に直面すると仮定した動学的確率的一般均衡モデルを米国のデー

タを用いて推計し、粘着情報に服している企業は全体のうち約2割であるとの結果を得ている³。

もっとも、合理的無関心と粘着情報を同時に組み込んだマクロ経済モデルによる分析は、筆者たちの知る限り Pfajfar and Roberts (2018) に限られている。Pfajfar and Roberts (2018) は、トレンド・インフレ率が外生的に決定されると仮定した小型マクロ経済モデルにおいて、インフレ予想形成メカニズムに合理的無関心と粘着情報を同時に組み込んだ。彼らはこのモデルを、家計のインフレ予想（1年先のみ）のデータを含む米国のデータを用いて推計し、1990年代後半以降のサンプル期間においては合理的無関心や粘着情報の存在が有意に確認できる、との結果を報告している⁴。

本稿の分析枠組みは、Pfajfar and Roberts (2018) の分析枠組みを、モデルの定式化と推計手法の両面で拡張したものである。具体的には、例えば、モデルの定式化では、複数の年限のインフレ予想のデータ（1、3、5年先）を用いてモデルの推計を行えるように、インフレ予想形成メカニズムの定式化を、インフレ予想の期間構造を描写できる形に拡張した。また、Pfajfar and Roberts (2018) では外生的に取り扱われていたトレンド・インフレ率や合理的無関心な企業のインフレ予想を、インフレ率の実績値の影響を受けて内生的に決定されるようにモデル化した。モデルの推計面では、上述のとおり、Pfajfar and Roberts (2018) を含む先行研究で使用されてこなかった企業のインフレ予想の時系列データを、インフレ予想のデータとして用いた。

この他の関連する先行研究としては、日本のインフレ予想について集計データを用いて分析した実証研究が挙げられる。菅沼・丸山 (2019) は、様々な主体や予想年限を対象としたインフレ予想のサーベイ・データやマーケット・データをもとに、日本のインフレ予想カーブを推計し、日本のインフレ予想カーブは多くの時期で右上がりであったことを報告している。また、西野ほか (2016) や日本銀行 (2016) は、日本のインフレ予想形成においては、米欧対比、適合的な期待形成の要素が強いことを報告している。これらの先行研究が日本の様々な経済主体のインフレ予想の特徴点を明らかにすることに主眼を置いているのに対し、本稿は、日本の企業のインフレ予想形成メカニズムについて、インフレ予想形成に関するいくつかの理論仮説の妥当性を、

³ Dupor, Kitamura, and Tsuruga (2010) と Knotek (2010) は、本稿と同様に、全ての経済主体が粘着情報に直面すると仮定している。一方、Coibion and Gorodnichenko (2011) は、一部の企業のみが粘着情報に直面すると仮定している。このため、両者の推計結果は単純には比較できない。

⁴ なお、Pfajfar and Roberts (2018) は、1990年代後半以前のサンプル期間を用いた推計も行い、同期間においては粘着情報の存在のみが有意に確認されるとの結果を報告している。

これらの仮説を明示的に織り込んだモデルを用いて実証的に検証することに、主眼を置いている。

本稿は全5節から構成されている。2節では、推計する小型マクロ経済モデルを提示する。3節では、モデルの推計に使用したデータや推計手法を説明する。4節では、推計結果を示したうえで、推計されたモデルのインパルス応答や、推計されたモデルにもとづく近年の日本のインフレ予想のヒストリカル分解を示すほか、推計結果の頑健性チェックも行う。5節はまとめである。

2. モデル

本節では、本稿で推計する小型マクロ経済モデルを提示する。このモデルは、Pfajfar and Roberts (2018) のモデルを、インフレ予想の形成メカニズムに関する定式化を中心にいくつかの点で拡張したものである。

2-1. 経済の供給サイドと需要サイド

経済の供給サイド

経済の供給サイドについては、総供給曲線として以下のハイブリッド型ニューケインジアン・フィリップス曲線を想定する。

$$\pi_t = \gamma\pi_{t-1} + (1-\gamma)\pi_{t,t+1}^e + \kappa y_t + \eta\pi_t^m + \varepsilon_{\pi,t} \quad (1)$$

ただし、 π_t はインフレ率、 $\pi_{t,t+s}^e$ は t 期における s 期先のインフレ予想（の企業部門全体の集計値）、 y_t は需給ギャップ、 π_t^m は輸入物価の変化率である。 $\varepsilon_{\pi,t}$ は *i.i.d.* の外生的なコストプッシュ・ショックであり、平均ゼロ、分散 σ_π^2 の正規分布に従う。また、 γ ($\gamma \in [0,1)$) はインフレ率の慣性、 κ はフィリップス曲線の傾き、 η はインフレ率の輸入物価に対する感応度を表すパラメータである。

上記のフィリップス曲線は、Pfajfar and Roberts (2018) の定式化に、いくつかの変更を加えたものである。第1に、本稿の定式化では、中央銀行のインフレ目標の変化などに伴ってインフレ率の定常値が変化する可能性を許容するために、Pfajfar and Roberts (2018) とは異なり、インフレ率の自己ラグとインフレ予想の係数の和は1で

ある、という制約を課している⁵。第2に、Pfajfar and Roberts (2018) では、フィリップス曲線に含まれるインフレ予想とインフレ率の項を、外生的に与えられたトレンド・インフレ率からの乖離として定義しているが、本稿では、インフレ率とインフレ予想のそのままの水準として定義している。これら2つの変更と、後述するとおりトレンド・インフレ率が内生的に決定されるようにモデル化することによって、中央銀行のインフレ目標の変化がトレンド・インフレ率を通じてインフレ予想に与える影響を分析することが可能になる。第3に、国際商品市況や為替レートの変動がインフレ率に与える影響をコントロールするために、本稿では輸入物価の項を追加している。

輸入物価の変化率は、次式のとおり1階の自己回帰過程に従うと仮定する。

$$\pi_t^m = \rho \pi_{t-1}^m + \varepsilon_{m,t} \quad (2)$$

ただし、 $\varepsilon_{m,t}$ は *i.i.d.* の外生的な輸入物価ショックであり、平均ゼロ、分散 σ_m^2 の正規分布に従う。 ρ ($\rho \in [0, 1)$) は自己回帰係数のパラメータである。

経済の需要サイド

経済の需要サイドについては、Pfajfar and Roberts (2018) に倣い、総需要曲線として以下の需給ギャップの推移式を想定する。

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \phi_3 (\pi_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \phi_4 (\pi_{t-2} - \bar{\pi}_{t-2}) + \varepsilon_{y,t} \quad (3)$$

ただし、 $\bar{\pi}_t$ はトレンド・インフレ率（定義は後述）である。 $\varepsilon_{y,t}$ は *i.i.d.* の外生的な需給ギャップ・ショックであり、平均ゼロ、分散 σ_y^2 の正規分布に従う。 ϕ_i ($i = 1, 2, 3, 4$) は、需給ギャップやインフレギャップ ($\pi_t - \bar{\pi}_t$) のラグ項に対する需給ギャップの感応度を表すパラメータである。

近年の金融政策分析において広く用いられているニューケインジアン・モデルでは、経済の需要サイドを、異時点間の需給ギャップの関係式を表す動学的 IS 曲線 (Euler 方程式) と、名目金利の決定式である金融政策ルールによって描写することが多い。しかし、金融政策ルールについては、多くの先進国が近年になって直面するようになった名目金利の実効下限や、それを乗り越えるために用いられるようになった非伝統的金融政策手段を如何に勘案して定式化するべきかについて、必ずしもコンセンサスが得られていない。これを踏まえて、本稿では、インフレ予想の形成メカニズムに分

⁵ この制約は、インフレ率やインフレ予想が単位根を持つと想定することに相当し、ニューケインジアン・フィリップス曲線の実証研究においてはしばしば仮定されている (Mavroeidis, Plagborg-Møller, and Stock 2014)。

析の焦点を絞るため、Pfajfar and Roberts (2018) に従って、経済の需要サイドを上式のとおり誘導型の需給ギャップ推移式で表現することとし、明示的な金融政策ルールは捨象する。なお、この定式化のもとでは、いわゆる金融政策ショックは、需給ギャップ・ショックに含まれていることになる。

2-2. インフレ予想の形成メカニズム

本稿では、以下の方法により、インフレ予想の形成メカニズムとして、FIRE、合理的無関心、粘着情報の 3 つの仮説を同時に考慮する。まず、企業には、FIRE に従ってモデル整合的に将来のインフレ率を予想する企業（以下「FIRE 企業」）と、合理的無関心な企業の 2 種類が存在すると仮定する⁶。そのうえで、いずれの種類企業も Mankiw and Reis (2002) の粘着情報に服しており、每期一定の確率でしか情報を更新できず、情報を更新できない場合にはインフレ予想を更新しないと仮定する。

以下本節ではまず、(a) で FIRE 企業と合理的無関心な企業について、(b) で粘着情報のモデル化について、それぞれ詳細を説明したうえで、(c) で企業部門全体のインフレ予想の集計値を導出する。

(a) 2 種類の企業 : FIRE と合理的無関心

FIRE 企業

企業全体のうち $1 - \mu$ ($\mu \in [0, 1]$) の割合が、FIRE 企業である。FIRE 企業は、本稿のモデルが描写する経済構造を熟知しており、情報を更新できた場合には、中央銀行のインフレ目標を含む全ての利用可能な最新の情報を用いて、このモデルと整合的にインフレ予想を改定する。

すなわち、 t 期に情報を更新できた FIRE 企業の s 期先のインフレ予想を $\pi_{t,t+s}^{e,FIRE}$ とし、 E_t を t 期の情報集合を条件とした数学的期待値オペレーターとすると、

$$\pi_{t,t+s}^{e,FIRE} = E_t\{\pi_{t+s}\} \quad \text{for } s = 1, 2, \dots \quad (4)$$

である。また、FIRE 企業は、インフレ率は無限期先の将来には中央銀行のインフレ目標 π_t^* に収束すると予想する。すなわち、

⁶ もちろん、こうした類型化は、あくまで分析を行ううえでの簡単化のための仮定であり、現実の企業はこれほど明確に分類できるものではない。例えば、合理的無関心の度合いは、企業の経営環境や情報処理能力などによって大きく異なり得る。このため、現実には、本稿が想定する FIRE と合理的無関心の 2 種類の企業の両方の性格を併せ持つ企業も存在し得る。

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \pi_{t,t+s}^{e,FIRE} = \pi_t^* \quad (5)$$

である⁷。

ここで、中央銀行のインフレ目標は、以下のとおりランダム・ウォーク過程に従うものとする。

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + \varepsilon_{\pi^*,t} \quad (6)$$

ただし、 $\varepsilon_{\pi^*,t}$ は *i.i.d.* の外生ショックであり、平均ゼロ、分散 $\sigma_{\pi^*}^2$ の正規分布に従う。

合理的無関心な企業

残りの μ の割合の企業は、合理的無関心な企業である。これらの企業は、保持・処理できる情報量に限りがあるために、合理的な選択の結果として、インフレ率や中央銀行のインフレ目標を含む各種のマクロ経済変数に対して、十分な関心を払わない。

Pfajfar and Roberts (2018) では、合理的無関心な企業は、インフレ率が将来にわたり、外生的に与えられた足もとのトレンド・インフレ率の水準で推移していくと予想する、と仮定されている。しかし、マクロ経済変数に対して十分な関心を払わない合理的無関心な企業が、足もとのトレンド・インフレ率の水準を正しく認知していると想定するのは、やや強い仮定であると言える。

そこで、本稿は、合理的無関心な企業は、足もとのインフレ率やトレンド・インフレ率の推移を完全には把握していない代わりに、自身の「物価観（ノルム）」を持っており、インフレ率が将来にわたってこの物価観の水準で推移していくと予想する、と仮定する。すなわち、 t 期に情報を更新できた合理的無関心な企業の s 期先のインフレ予想を $\pi_{t,t+s}^{e,RI}$ とし、 $t-1$ 期までに形成した物価観を τ_{t-1} とすると、

$$\pi_{t,t+s}^{e,RI} = \tau_{t-1} \quad \text{for } s = 1, 2, \dots \quad (7)$$

である。特に、無限期先についても、

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \pi_{t,t+s}^{e,RI} = \tau_{t-1} \quad (8)$$

⁷ 後述するとおり、このモデルでは、現在の中央銀行のインフレ目標を所与とした場合の定常状態におけるインフレ率は、中央銀行のインフレ目標と一致する。つまり、インフレ率の実績値は、中央銀行のインフレ目標に収束する。したがって、式 (5) で表される FIRE 企業の無限期先のインフレ予想は、モデル整合的である。

である。つまり、合理的無関心な企業は、インフレ率が中央銀行のインフレ目標に収束するとは必ずしも予想しない。

ここで物価観（ノルム）とは、Okun (1981) が論じた「社会システムや慣習に組み込まれているインフレ率の水準」のことである。Okun (1981) は、価格や賃金は、実際の足もとのインフレ率ではなく、こうした物価観をもとに設定されていると主張した。本稿では、合理的無関心な企業は、経済構造や経済変数などの情報を用いてではなく、物価観のみを用いて、将来のインフレ率を予想すると仮定する。

では、合理的無関心な企業の物価観（ノルム）はどのように形成されるのか。筆者たちの知る限り、物価観をモデルに組み込んで分析した例はなく、物価観には自明な定式化が存在しない。もっとも、インフレ率のノルムについて議論している既存の研究は、ノルムは、インフレ率の実績値の影響を受けて適合的に形成されるものの、景気循環程度の時間軸で劇的に変化するものではなく、非常に長い時間をかけて徐々に変化するものである、と論じている (Perry 1980、Okun 1981、Schultze 1981)。本稿では、こうした考え方に則って、物価観の推移式を以下のとおり定式化する。

$$\tau_t = (1 - \alpha)\tau_{t-1} + \alpha\pi_t + \varepsilon_{\tau,t} \quad (9)$$

ただし、 $\varepsilon_{\tau,t}$ は *i.i.d.* の外生ショックであり、平均ゼロ、分散 σ_τ^2 の正規分布に従う。 α ($\alpha \in [0, 1)$) は、インフレ率の実績値に対する物価観の感応度を表すパラメータである。

なお、上記の定式化のもとでは、合理的無関心な企業が関心を払わない情報の範囲を、Pfajfar and Roberts (2018) よりも広く定義していることになる。すなわち、Pfajfar and Roberts (2018) では、合理的無関心な企業は、上述のとおり、インフレ予想を常にトレンド・インフレ率に一致させる。したがって、これらの企業は、インフレ予想を形成する際に、インフレ率を短期的に変動させるマクロ経済情報には関心を払わない一方で、中央銀行のインフレ目標などのトレンド・インフレ率を変動させる要因には常に関心を払っていると想定されている。これに対して、本稿の合理的無関心な企業は、インフレ予想を形成する際に、インフレ率を短期的に変動させるマクロ経済情報だけでなく、中央銀行のインフレ目標にも関心を払わない⁸。

⁸ 企業が中央銀行のインフレ目標に関心を払わない理由としては、「インフレ目標の水準が自身の経営環境には大きな影響を与えないと考えているために、そもそもインフレ目標の水準を認識していない」ことだけでなく、「中央銀行がインフレ目標を設定していることは認識していても、インフレ目標が

(b) 粘着情報

FIRE 企業も合理的無関心な企業も、每期、 λ ($\lambda \in [0, 1)$) の確率で、情報を更新することができない。すなわち、每期、全企業のうち λ の割合の企業は、情報を更新できない。

情報を更新できない企業は、インフレ予想を改定せずに、各々が抱えている水準のまま据え置く。ある企業が情報を更新できるかどうかは、過去のいつの時点で情報を更新できたかに依らず、每期完全にランダムに決まるので、 t 期に情報を更新できない企業の $t+s$ 期のインフレ率に対する予想の集計値を $\pi_{t,t+s}^{e,SI}$ とすると、これは、前期 ($t-1$ 期) における全企業の $t+s$ 期のインフレ率の予想の集計値 $\pi_{t-1,t+s}^e$ に一致する。つまり、

$$\pi_{t,t+s}^{e,SI} = \pi_{t-1,t+s}^e \quad \text{for } s = 1, 2, \dots \quad (10)$$

である。

一方、それぞれの種類の企業のうち、每期、 $1-\lambda$ の割合の企業は、情報を更新できる。これらの企業は、(a) で述べた方法でインフレ予想を更新する。

(c) 企業部門全体のインフレ予想の集計値

以上の設定のもとでは、各期において、企業部門には、(i) 情報を更新できる FIRE 企業が $(1-\lambda)(1-\mu)$ の割合で、(ii) 情報を更新できる合理的無関心な企業が $(1-\lambda)\mu$ の割合で、(iii) 情報を更新できずに予想を据え置く企業が λ の割合で、それぞれ存在する。企業部門全体のインフレ予想の集計値は、これらの3つのグループの予想の加重平均値として算出される。すなわち、 t 期における s 期先のインフレ率に対する予想の集計値 ($\pi_{t,t+s}^e$) は、

$$\pi_{t,t+s}^e = (1-\lambda)[(1-\mu)\pi_{t,t+s}^{e,FIRE} + \mu\pi_{t,t+s}^{e,RI}] + \lambda\pi_{t,t+s}^{e,SI} \quad \text{for } s = 1, 2, \dots \quad (11)$$

である。上式に式 (4)、(7)、(10) を代入すると、

$$\pi_{t,t+s}^e = (1-\lambda)[(1-\mu)E_t\{\pi_{t+s}\} + \mu\tau_{t-1}] + \lambda\pi_{t-1,t+s}^e \quad \text{for } s = 1, 2, \dots \quad (12)$$

が得られる。

達成されることを信じていない (インフレ目標を信認していない)」ことも考えられる。この点、日本のトレンド・インフレ率を推計している高橋 (2016) は、本稿における FIRE 企業の割合である $1-\mu$ に対応するパラメータを「インフレ目標の信認度」と呼んでいる。

上記のインフレ予想の集計式 (12) は、任意の予想年限 s について成り立つ。したがって、式 (12) を用いて全ての s についてインフレ予想の集計を行うことにより、インフレ予想の期間構造——菅沼・丸山 (2019) が用いた呼称で言えば「インフレ予想カーブ」——を計算することができる。この結果、本稿のモデルは、複数の年限のインフレ予想のデータを用いて推計することが可能になっている。これに対し、Pfajfar and Roberts (2018) のモデルでは、インフレ予想の形成メカニズムは、単一の年限のインフレ予想のみで表現されているため、こうしたインフレ予想の期間構造を計算することができない。

なお、Pfajfar and Roberts (2018) は、上記の式 (12) に相当する単一年限のインフレ予想の決定式を、インフレ予想への固有のショックを含める形で定式化している。しかし、全ての年限のインフレ予想を描写する本稿のモデルで同様のショックの存在を仮定しようとする、各年限別に固有のショックの存在を仮定する必要が生じる。その場合、年限間のショックの依存関係などについて様々な追加的な仮定が必要となるほか、膨大な数のショックを想定したモデルの推計は技術的にも難しい。また、インフレ予想に固有のショックを外生的に仮定すると、インフレ予想のデータの変動の多くがこの外生ショックで説明されてしまい、結果としてパラメータの推計値に歪みが生じてしまう可能性も否定できない。このため、本稿では、インフレ予想への固有のショックの存在を仮定せずにインフレ予想の決定式 (式 (12)) を定式化している。

2-3. トレンド・インフレ率

全ての企業が FIRE 企業であると仮定する標準的なニューケインジアン・モデルでは、無限期先のインフレ予想 ($\lim_{s \rightarrow \infty} \pi_{t,t+s}^e$) は、定常状態のインフレ率 ($\lim_{s \rightarrow \infty} E_t\{\pi_{t+s}\}$) に一致し、このインフレ率の水準がトレンド・インフレ率として定義される (Mavroeidis, Plagborg-Møller, and Stock 2014)。また、こうしたモデルにおいては、トレンド・インフレ率は中央銀行のインフレ目標にも一致することになる (Ascari and Sbordone 2014)。

しかし、本稿のモデルでは、無限期先のインフレ予想 (の集計値) と定常状態のインフレ率は、各時点において必ずしも一致しない⁹。すなわち、このモデルでは、合

⁹ 本稿のモデルでは、中央銀行のインフレ目標がランダム・ウォーク過程に従うため、インフレ率やインフレ予想も非定常過程である。したがって、ここで言う定常状態とは、厳密には、「現在の中央銀行のインフレ目標を所与としたもとの定常状態」である。

理的無関心な企業はインフレ目標に関心を払わずにインフレ予想を形成するほか、インフレ目標が変更された場合には、粘着情報の制約のもとで変更に気付かない企業が存在する。このため、これら企業の無限期先のインフレ予想は、インフレ目標に必ずしも一致しない。一方で、後述するとおり、このモデルにおいても、定常状態のインフレ率は中央銀行のインフレ目標に一致する。したがって、無限期先のインフレ予想は定常状態のインフレ率に必ずしも一致しない。

そこで、本稿では、無限期先のインフレ予想の企業部門全体の集計値をトレンド・インフレ率 $\bar{\pi}_t$ と定義し、定常状態のインフレ率と区別する。すなわち、

$$\bar{\pi}_t \equiv \lim_{s \rightarrow \infty} \pi_{t,t+s}^e \quad (13)$$

である。このように定義されたトレンド・インフレ率 $\bar{\pi}_t$ は、式 (11) に (10) を代入したうえで $s \rightarrow \infty$ とし、式(5)、(8)、(13) を用いると、

$$\bar{\pi}_t = (1 - \lambda)[(1 - \mu)\pi_t^* + \mu\tau_{t-1}] + \lambda\bar{\pi}_{t-1} \quad (14)$$

と表される。

式 (14) のとおり、トレンド・インフレ率は、インフレ予想の改定が進み粘着情報の制約の影響が次第に小さくなっていくとともに、中央銀行のインフレ目標と物価観の加重平均値 $((1 - \mu)\pi_t^* + \mu\tau_{t-1})$ に収束していく。もっとも、FIRE 企業が「インフレ率は最終的にはインフレ目標に収束する」とフォワードルッキングに考えながら価格設定を行う結果、インフレ率の実績値は徐々にインフレ目標に近付いていくため、物価観もゆっくりとインフレ目標に収束していく。このため、トレンド・インフレ率は、最終的には、中央銀行のインフレ目標に収束する $(\lim_{s \rightarrow \infty} E_t\{\bar{\pi}_{t+s}\} = \pi_t^*)$ 。また、これとともに、インフレ率の実績値も中央銀行のインフレ目標に収束する。すなわち、定常状態のインフレ率は、中央銀行のインフレ目標に一致する $(\lim_{s \rightarrow \infty} E_t\{\pi_{t+s}\} = \pi_t^*)$ ¹⁰。

¹⁰ この点は、需給ギャップ (y_t)、輸入物価変化率 (π_t^m)、各種ショック ($\varepsilon_{\pi,t}$ 、 $\varepsilon_{m,t}$ 、 $\varepsilon_{y,t}$ 、 $\varepsilon_{\tau,t}$) を常にゼロとし、インフレ率 (π_t)、インフレ予想 ($\pi_{t,t+s}^e$)、物価観 (τ_t)、トレンド・インフレ率 ($\bar{\pi}_t$) は全て、 t 期における中央銀行のインフレ目標 (π_t^*) の値で一定であるとする、式 (1)~(3)、(9)、(12)、(14) が全て満たされることから確認できる。

3. 推計方法

本稿では、式 (1)～(3)、(6)、(9)、(12)、(14) を状態方程式とする状態空間モデルを、Pfajfar and Roberts (2018) と同様に、ベイズ法により推計する¹¹。以下では、推計に用いた観測データや観測方程式、具体的な推計手順について述べる。

3-1. データ

モデルの推計に使用するデータは、(1) 需給ギャップ、(2) インフレ率、(3)～(7) インフレ予想、(8) 物価観、(9) 中央銀行のインフレ目標、(10) 輸入物価の変化率、の 10 系列である。サンプル期間は、インフレ予想のデータが利用可能な 2004 年第 2 四半期から 2018 年第 4 四半期までである。データの時系列推移は図 1 に示す。

インフレ予想以外のデータ

系列(1)の需給ギャップには、日本銀行による推計値を用いる¹²。系列(2)のインフレ率には、消費者物価指数 (CPI) のうち生鮮食品を除く総合 (季節調整済、消費税調整済、前期比年率) を使用する。系列(8)の物価観としては、系列(2)のインフレ率を Beveridge=Nelson (BN) 分解して得られた長期変動成分を用いる¹³。なお、BN 分解を行う際には、より多くの情報をもとに長期変動成分を抽出するために、サンプル期間を 1971 年第 1 四半期から 2018 年第 4 四半期までとした。系列(9)の中央銀行のインフレ目標については、2005 年第 4 四半期以前は欠損値とし、2006 年第 1 四半期から 2012 年第 4 四半期は 1%、2013 年第 1 四半期以降は 2%と設定する。これは、(i) 2006 年 3 月に導入された「中長期的な物価安定の理解」における中心値が大勢として

¹¹ なお、式 (12) は、任意の自然数 s に対して成り立つため、無限個の方程式で構成されている。しかし、実際の数値計算では無限個の方程式を用いることはできないため、推計に当たっては、「200 四半期 (50 年) 以上先に対するインフレ予想は、トレンド・インフレ率に一致する」と仮定して、式 (12) を、

$$\pi_{t,t+s}^e = \begin{cases} (1-\lambda)[(1-\mu)E_t\{\pi_{t+s}\} + \mu\tau_{t-1}] + \lambda\pi_{t-1,t+s}^e & \text{for } s < 200 \\ \bar{\pi}_t & \text{for } s \geq 200 \end{cases} \quad (12')$$

という近似式で置き換えた。なお、近似の区切りを 200 四半期から変更してモデルを推計しても、パラメータの推計値は概ね不変となることを確認している。また、推計されたモデルにおいては、どの時点においても、インフレ予想が 200 四半期先までの範囲内でトレンド・インフレ率に収束することも、確認している。

¹² 日本銀行の需給ギャップの推計方法の詳細は、川本ほか (2017) を参照。

¹³ BN 分解の具体的な方法は、高橋 (2016) が日本のトレンド・インフレ率を推計するうえで用いた方法を踏襲した。なお、高橋 (2016) も、適合的な期待形成にもとづくインフレ予想のデータとして、CPI の長期変動成分を用いている。

1%であったこと、(ii) 2012年2月に導入された「中長期的な物価安定の目途」が1%であったこと、(iii) 2013年1月に導入された「物価安定の目標」が2%であることを踏まえたものである。系列(10)の輸入物価の変化率には、輸入物価指数の総平均(円ベース)の前期比(のサンプル期間中の平均値からの乖離)を用いる。

インフレ予想のデータ

インフレ予想のデータには、家計や企業、専門家を対象としたサーベイ・データや、市場参加者の予想を反映するとされるマーケット・データが存在し、これらのデータ系列の間には異質性が存在する¹⁴。したがって、分析の目的に応じて、適切な系列を選択する必要がある。

本稿で想定しているニューケインジアン・フィリップス曲線(式(1))は、経済理論にもとづけば、企業の最適化行動の条件式として導出される。したがって、ニューケインジアン・フィリップス曲線に含まれるインフレ予想のデータには、企業のインフレ予想を用いることが望ましい¹⁵。

このため、本稿では、インフレ予想のデータとして、企業を対象としたサーベイ調査である短観における、「物価全般の見通し(1、3、5年先)」の集計値(系列(3)～(5))を用いる。もっとも、短観の「物価全般の見通し」の調査開始は2014年第1四半期であり、データの時系列が短い。そこで、本稿では、2013年第4四半期以前については、家計を対象としたサーベイ調査である日本銀行の「生活意識に関するアンケート調査」(生活意識アンケート)の「物価に対する見方(今後1、5年)」の集計値(系列(6)、(7))を、インフレ予想のデータとして用いる¹⁶。

ただし、これら2つのインフレ予想のデータ系列を併用するに当たっては、次の小節で述べるように、両者の間の統計的特徴の違いを勘案するほか、企業のインフレ予

¹⁴ 日本のインフレ予想のデータについては、菅沼・丸山(2019)や西口・中島・今久保(2014)が詳しい。

¹⁵ Coibion, Gorodnichenko, and Kamdar(2018)も、フィリップス曲線の推計では、可能であれば、価格設定者である企業のインフレ予想を用いるべきだと論じている。また、Coibion and Gorodnichenko(2015)は、インフレ予想のデータとして、先行研究でしばしば用いられてきた専門家のインフレ予想ではなく、企業のインフレ予想により近いと考えられる家計のインフレ予想を用いると、フィリップス曲線の説明力が向上する、との結果を報告している。

¹⁶ 日本の家計のインフレ予想は、内閣府「消費動向調査」でも調査されているが、同調査で調査されているインフレ予想の年限は1年先に限られる。このため、本稿では、複数の予想年限のデータを利用できる生活意識アンケートのデータを使用した。

想データをより重視するために、短観のデータは水準を用いる一方、生活意識アンケートのデータは前期差を用いる。これに加えて、短観のデータだけでなく生活意識アンケートも用いることが推計結果に大きな影響を与えていないかについて、頑健性チェックも実施する。

3-2. 観測方程式

上記のデータをモデルの各変数に対応させる観測方程式は、以下のとおりである。

- ・ 需給ギャップの観測方程式

$$y_t^{obs} = y_t$$

- ・ インフレ率の観測方程式

$$\pi_t^{obs} = \pi_t$$

- ・ インフレ予想の観測方程式

$$\pi_{t,1Y}^{Tankan} = \frac{1 - \omega_{1Y}(1 - \delta)}{1 - \omega_{1Y}} \frac{1}{4} \sum_{s=1}^4 \pi_{t,t+s}^e - \frac{\omega_{1Y}\delta}{1 - \omega_{1Y}} \tau_{t-1} + \varepsilon_{\pi_{1Y,t}^e}$$

$$\pi_{t,3Y}^{Tankan} = \frac{1 - \omega_{3Y}(1 - \delta)}{1 - \omega_{3Y}} \frac{1}{4} \sum_{s=9}^{12} \pi_{t,t+s}^e - \frac{\omega_{3Y}\delta}{1 - \omega_{3Y}} \tau_{t-1} + \varepsilon_{\pi_{3Y,t}^e}$$

$$\pi_{t,5Y}^{Tankan} = \frac{1 - \omega_{5Y}(1 - \delta)}{1 - \omega_{5Y}} \frac{1}{4} \sum_{s=17}^{20} \pi_{t,t+s}^e - \frac{\omega_{5Y}\delta}{1 - \omega_{5Y}} \tau_{t-1} + \varepsilon_{\pi_{5Y,t}^e}$$

$$\pi_{t,1Y}^{OS} - \pi_{t-1,1Y}^{OS} = \frac{1}{4} \left[\sum_{s=1}^4 \pi_{t,t+s}^e - \sum_{s=1}^4 \pi_{t-1,t+s-1}^e \right] + \varepsilon_{\Delta\pi_{1Y,t}^e}$$

$$\pi_{t,5Y}^{OS} - \pi_{t-1,5Y}^{OS} = \frac{1}{4} \left[\sum_{s=17}^{20} \pi_{t,t+s}^e - \sum_{s=17}^{20} \pi_{t-1,t+s-1}^e \right] + \varepsilon_{\Delta\pi_{5Y,t}^e}$$

- ・ 物価観の観測方程式

$$\tau_t^{obs} = \tau_t$$

- ・ インフレ目標の観測方程式

$$\pi_t^{*obs} = \pi_t^*$$

- ・ 輸入物価の観測方程式

$$\pi_t^{mobs} = \pi_t^m$$

ただし、 y_t^{obs} は需給ギャップ、 π_t^{obs} はインフレ率、 τ_t^{obs} は物価観、 π_t^{*obs} はインフレ目標、 π_t^{mobs} は輸入物価の観測データを表す。また、 $\pi_{t,nY}^{Tankan}$ は短観の n 年先インフレ予想のデータ ($n = 1, 3, 5$) であり、 $\pi_{t,nY}^{OS}$ は生活意識アンケートの n 年先イ

インフレ予想のデータ ($n = 1, 5$) である。各式における観測誤差 $\varepsilon_{\pi_{1Y,t}}^e$, $\varepsilon_{\pi_{3Y,t}}^e$, $\varepsilon_{\pi_{5Y,t}}^e$, $\varepsilon_{\Delta\pi_{1Y,t}}^e$, $\varepsilon_{\Delta\pi_{5Y,t}}^e$ は、それぞれ平均ゼロ、分散 $\sigma_{\pi_{1Y}}^2$, $\sigma_{\pi_{3Y}}^2$, $\sigma_{\pi_{5Y}}^2$, $\sigma_{\Delta\pi_{1Y}}^2$, $\sigma_{\Delta\pi_{5Y}}^2$ の正規分布に従うものとする。

これらのうち、インフレ予想の観測方程式には、観測データの情報をより精緻に取り込むためのいくつかの工夫を加えている（詳細は補論を参照）。第1に、短観のインフレ予想と生活意識アンケートのインフレ予想に含まれる観測誤差の大きさの違いに対応するために、両データ系列を直接接続せずに、それぞれ別々の観測方程式を設けた。第2に、短観のインフレ予想データをより重視するために、短観のデータは水準を観測値として用いる一方、生活意識アンケートのインフレ予想については、前期差を観測値として用いることとした。第3に、短観のインフレ予想のデータに関しては、以下のとおり、「イメージを持っていない」と回答した企業の存在も勘案して、観測方程式を定式化した。すなわち、「イメージを持っていない」と回答する企業は、短観の各回の調査で無視し得ない割合に上っており、例えば5年先予想については、サンプル期間中の平均で全体の約4割にも達している。こうした回答を無視し、インフレ予想の数値回答を集計したデータだけを用いて本稿のモデルを推計すると、「イメージを持っていない」と回答した企業は、平均的には数値回答した企業と同じインフレ予想を前提に価格設定を行っている、と仮定することになってしまう。しかし、「イメージを持っていない」との回答は、そう回答した企業が合理的無関心であることを示唆するものであると考えられる。つまり、これら企業の中には、企業全体の中におけるよりも高い割合で、合理的無関心な企業が含まれている可能性がある。そこで、本稿では、こうした可能性を許容するために、「イメージを持っていない」の企業が自身の価格設定時に前提とするインフレ予想は、物価観と企業全体のインフレ予想の加重平均として表すことができると仮定したうえで、物価観にかかるウェイト (δ) を推計パラメータとする形で観測方程式を定式化した¹⁷。なお、「イメージを持っていない」と回答した企業の割合 (ω_{1Y} , ω_{3Y} , ω_{5Y}) は、2014年3月調査から2018年12月調査までの平均値に設定した（それぞれ14.9%、29.7%、40.4%）¹⁸。

¹⁷ 「イメージを持っていない」との回答を無視して、数値回答を集計したデータだけを用いることは、 δ を先験的にゼロと設定することに相当する。

¹⁸ Uno, Naganuma, and Hara (2018b) が指摘するように、「イメージを持っていない」と回答する企業の割合は時間を通じて概ね一定であるため、本稿では ω_{1Y} , ω_{3Y} , ω_{5Y} を定数として扱う。

3-3. 推計手順と事前分布

上記の状態方程式と観測方程式からなる状態空間モデルにカルマン・フィルタを適用して尤度関数を導出し、これとパラメータの事前分布を組み合わせて、事後分布の密度関数を数値的に算出する。この数値計算においては、random walk Metropolis-Hastings アルゴリズムを用いたマルコフ連鎖モンテカルロ法 (Markov chain Monte Carlo、MCMC) を用いる。MCMC におけるサンプリングの回数は10万回とし、そのうち後半の5万回のみを用いる¹⁹。

パラメータの事前分布の種類や事前平均値、事前標準偏差は表1のとおりである。これらは、原則として Pfajfar and Roberts (2018) を参考に設定した。Pfajfar and Roberts (2018) に対応するものがないパラメータの事前分布は、次のとおりに設定している。まず、インフレ率の実績値に対する物価観の感応度である α は、3-1で述べた系列(2)のインフレ率と系列(8)の物価観を用いて、式(9)を最小二乗法で単独推計して得られた係数推計値を、事前平均値としている。インフレ率の輸入物価ショックに対する感応度である η 、輸入物価ショックの慣性である ρ 、短観の「イメージを持っていない」と回答した企業の物価観に対するウェイト δ については、各パラメータが観測データに合わせて様々な値を取り得るように、事前標準偏差を大きくとって事前分布を平坦に設定した。輸入物価ショックの大きさは、輸入物価指数（前期比）のサンプル期間における標準偏差をもとに設定した。

なお、主要なパラメータ（合理的無関心の度合い μ 、粘着情報の度合い λ 、インフレ率の実績値に対する物価観の感応度 α ）については、事前分布の設定を変更した推計も行って、推計結果の頑健性を確認する。

4. 推計結果

本節では、まず、パラメータの事後分布や、推計されたインフレ予想カーブを説明した後、インパルス応答を計算して推計されたモデルの動学的な特性を確認するほか、推計されたモデルにもとづいて近年のインフレ予想のヒストリカル分解を行う。最後に、パラメータの推計結果の頑健性チェックも行う。

¹⁹ Brooks and Gelman (1998) の統計量によってパラメータの収束を確認している。

4 - 1. 事後分布

パラメータの事後分布は、表 1 に示すとおりである。同表の最後の 3 列は、それぞれ事後平均値、90%区間の下限、そして上限である。

合理的無関心な企業の割合を表す μ は、事後分布の平均で 0.51、90%区間で (0.35、0.65) となっている。したがって、FIRE 企業の割合 $1 - \mu$ は、事後平均で 0.49、90%区間で (0.35、0.65) である。また、粘着情報の度合いを表す λ は、事後平均で 0.57、90%区間で (0.45、0.70) となっている。これらの μ と λ の事後平均値にもとづけば、各期において、(i) 予想を改定した FIRE 企業の割合は 21%、(ii) 予想を改定した合理的無関心な企業の割合は 22%、(iii) 予想を改定できなかった企業の割合は 57%、であることが示唆される。

以上の推計結果は、FIRE だけでなく、合理的無関心仮説や粘着情報仮説も、日本の企業のインフレ予想を説明する理論として妥当であることを示している。したがって、日本の企業のインフレ予想は、単純に FIRE だけを想定する場合よりも、複雑な形成メカニズムを有している。

インフレ予想関連以外のパラメータの推計結果をみると、まず、物価観のインフレ率の実績値に対する感応度である α の推計値については、90%区間が正の範囲には位置しているが、事後平均値は 0.09 と小さい。これは、物価観は過去の経験に大きく依存しており、インフレ率の実績値はごく緩やかにしか物価観に織り込まれていかないことを示している。この結果は、前述の Okun (1981) などによる物価観（ノルム）の説明と整合的である。また、フィリップス曲線の傾き (κ) は 0.14、自己ラグ係数 (γ) は 0.31 となっているほか、90%区間はいずれも正の範囲で推計されている。このうち自己ラグ係数の推計値は、日本のデータを用いてニューケインジアン・フィリップス曲線を推計した先行研究で報告されている推計値に比べると小さい²⁰。このことは、本稿のようにインフレ予想の慣性を合理的無関心仮説と粘着情報仮説に基づいて明示的にモデル化すれば、インフレ率自体の慣性の大部分をインフレ予想の慣性によって説明できる可能性があることを示唆している。

²⁰ 例えば、Blanchard, Cerutti, and Summers (2015) は、パラメータの変化を許容したハイブリッド型のニューケインジアン・フィリップス曲線を日本のデータを用いて推計し、 γ が 0.6 程度であるとの結果を報告している。また、前述の高橋 (2016) は、本稿の γ に相当するパラメータを 0.8 程度と報告している。

4-2. 推計された企業のインフレ予想の期間構造

前述のとおり、全ての s について式 (12) を計算すると、企業のインフレ予想の期間構造（インフレ予想カーブ）が得られる。図 2 は、推計された企業のインフレ予想の期間構造を示している。多くの場合、推計された企業のインフレ予想は予想年限が長いほど高くなっており、インフレ予想カーブは右上がりになっている。これは、インフレ予想に関するサーベイ・データやマーケット・データを組み合わせて日本のインフレ予想カーブを推計した菅沼・丸山（2019）の結果と整合的である。

インフレ予想カーブが右上がりであることは、モデル整合的に予想する FIRE 企業のフォワードルッキングな予想を反映している。これらの企業は、サンプル期間中、インフレ率の実績値が中央銀行のインフレ目標を下回って推移しているものの、インフレ率は長い目でみれば中央銀行のインフレ目標に向かって調整されていくと予想している。

なお、本稿のモデルから得られたインフレ予想の推計値は、推計に用いた短観のインフレ予想のデータと比べると、日本銀行による 2013 年 4 月の QQE 導入直後の水準が低いほか、2014～2015 年頃の低下幅は小幅に止まっている。これは、モデルの推計値が、観測データだけでなく、インフレ予想とその他の経済変数との間の過去の平均的な関係も勘案して算出されているためである。つまり、短観データなどで観察されるインフレ予想は、QQE 導入直後、本稿のモデルが描写する変数間の平均的な関係対比で大きく上昇した一方、2014～2015 年の原油価格下落に対しては、平均的な関係対比で大きくインフレ予想が低下した。こうした観測データと、変数間の過去の平均的な関係を踏まえたモデル推計値との乖離は、観測誤差として識別されている。

4-3. インパルス応答

続いて、推計されたモデルの動学的な特性を明らかにするため、一時的な需給ギャップ・ショックと恒久的なインフレ目標ショックに対するインパルス応答を計算する²¹。

²¹ なお、ここで計算するインパルス応答は、サンプル期間中に生じたショックに対するインフレ予想などの経済変数の反応を、同期間中の変数間の平均的な関係を前提として描写するものである。仮にサンプル期間外において同様のショックが生じたとしても、前提とする変数間の関係が変化する可能性があるため、インフレ予想などの経済変数の反応は、ここで計算するインパルス応答とは異なるものになり得る。

図3では、需給ギャップを一時的に1%ポイント改善させる需給ギャップ・ショックに対する、インフレ予想やインフレ率の反応を示している²²。また、図4では、インフレ目標を恒久的に1%ポイント引き上げるインフレ目標ショックに対する反応を示している。いずれのグラフでも、赤太線が推計されたモデルにおける各変数のインパルス応答の平均値であり、シャドーを付けた範囲は90%区間である。また、比較のために、合理的無関心が存在しない場合 ($\mu = 0$ 、点線) や、合理的無関心と粘着情報の両方が存在しない場合 ($\mu = \lambda = 0$ 、丸型マーカー付き線) におけるインパルス応答の平均値も表示している²³。これらのグラフから読み取れる本稿のモデルの特徴点は、次の2つである。

第1に、合理的無関心と粘着情報が存在する本稿のモデルでは、合理的無関心と粘着情報を組み込んでいないモデルに比べて、需給ギャップ・ショックやインフレ目標ショックに対するインフレ予想やインフレ率の反応が遅い。例えば、需給ギャップ・ショックに対するインフレ予想(1年先)の反応をみると、合理的無関心と粘着情報のいずれも存在しない場合には、ショックの発生時点が反応のピークであるのに対し、合理的無関心と粘着情報が存在する場合には、ショックの発生から3四半期後に反応のピークに至る。また、インフレ目標ショックについても、本稿のモデルでは、インフレ目標の引上げ後、インフレ予想やインフレ率はごく緩やかに上昇する一方、合理的無関心と粘着情報の両方が存在しない場合には、インフレ目標の引上げは速やかにインフレ予想やインフレ率に織り込まれる。

第2に、本稿のモデルでは、合理的無関心と粘着情報を組み込んでいないモデルに比べて、需給ギャップ・ショックによるインフレ予想やインフレ率の反応が小さい。例えば、需給ギャップ・ショックに対するインフレ予想(1年先)の反応をみると、合理的無関心と粘着情報が存在する場合におけるインフレ予想の押し上げ幅のピークは、平均値でみて+0.2%ポイント程度であり、合理的無関心と粘着情報が存在しない場合の押し上げ幅(+0.8%ポイント程度)の4分の1程度に止まっている。

これらの特徴点は、合理的無関心な企業や粘着情報の制約の存在に起因している。まず、本稿のモデルでは、合理的無関心な企業は、過去に経験したインフレ率に依存する物価観にもとづいてインフレ予想を形成する。需給ギャップの改善基調やインフ

²² インパルス応答の計算に当たっては、パラメータの値を推計された事後分布から1,000組抽出した。

²³ 合理的無関心や粘着情報の度合い以外のパラメータの値は、推計されたモデルにおけるインパルス応答を計算する際に抽出したパラメータの値の組を使用した。

レ目標の引上げが、インフレ率の実績値の上昇を介してこうした企業の物価観を押し上げるまでには時間を要することから、経済全体でみたインフレ予想やインフレ率の反応が緩慢になる。これに加えて、粘着情報の制約により、情報を更新してインフレ予想を改定するまでに時間がかかる企業が存在することも、経済全体でみた反応を遅らせる一因となる。また、ショックが一時的な場合には、合理的無関心な企業の物価観や情報を更新できない企業のインフレ予想にショックが全て織り込まれる前に、その影響が消失することから、ピーク時の反応も小さくなる。

4-4. 近年のインフレ予想の要因分解

推計されたモデルにもとづくと、近年のインフレ予想の変動をどのように説明できるのだろうか。図5では、推計されたモデルにもとづき、2013年以降のインフレ予想（1年先、前年比）の2012年第4四半期からの累積変化をヒストリカル分解した。なお、モデルのパラメータの値は、推計された事後平均値に設定している。

図5のヒストリカル分解の結果は、2013年1月の日本銀行による2%の「物価安定の目標」の導入や、QQEなどを背景とした需給ギャップの改善基調が、企業のインフレ予想を着実に押し上げていることを示している。ただ、同時に、この結果はまた、合理的無関心や粘着情報の存在が、インフレ予想の2%に向けた上昇を緩やかなものとしていることも示唆している。例えば、インフレ目標ショックの寄与についてみると、「物価安定の目標」の導入に伴うインフレ目標の1%から2%への引上げ以降、時間をかけて徐々にインフレ予想に対する押し上げ幅を拡大させる形となっている。また、インフレ予想に対する需給ギャップ・ショックの寄与も、需給ギャップ（細線）自体の動きから、およそ1年程度遅行している。

こうしたインフレ予想の反応の鈍さは、前小節でインパルス応答によって確認したとおり、合理的無関心な企業や粘着情報の制約の存在に起因している。すなわち、合理的無関心が存在するもとでは、インフレ目標の引上げやQQEなどに伴う需給ギャップの改善基調が、インフレ率の実績値の上昇を通じて企業の物価観に織り込まれるまでには、相応の時間を要していると考えられる。また、粘着情報の存在も、こうしたラグを長期化させる方向に働いていると考えられる。

4-5. 頑健性チェック

最後に、上述の推計結果（ベースラインの推計結果）の頑健性を確認するため、(a) インフレ予想の観測値として家計のインフレ予想のデータは用いずに企業のインフレ予想のデータのみを用いた場合と、(b) 主要なパラメータの事前分布を変更した場合について、モデルを再推計する。

(a) 企業のインフレ予想のデータのみを用いた場合

ベースラインの推計では、3-1で述べたとおり、企業のインフレ予想（短観のインフレ予想）のデータが存在しない期間については、インフレ予想の観測値として家計のインフレ予想（生活意識アンケートのインフレ予想）の前期差のデータを用いている。このように企業だけでなく家計のインフレ予想のデータも用いていることが、ベースラインの推計結果に大きな影響を与えていないかを、1つ目の頑健性チェックとして確認する。具体的には、ベースラインの推計で家計のインフレ予想のデータをインフレ予想の観測値として用いた期間（2004年第2四半期から2013年第4四半期）について、インフレ予想の観測値を欠損値に設定し直して、モデルを再推計した。

この場合の推計結果は表2のとおりである。合理的無関心の度合いや粘着情報の度合いを含め、いずれのパラメータについても、推計された事後分布はベースラインの推計結果（表1）からほとんど変わっていない。したがって、ベースラインの推計結果は、家計のインフレ予想のデータを用いるか否かに対して、頑健であると言える。

(b) 主要なパラメータの事前分布を変更した場合

次に、ベースラインの推計結果の、主要なパラメータの事前分布の設定に対する頑健性を確認する。具体的には、合理的無関心の度合い（ μ ）、粘着情報の度合い（ λ ）、物価観のインフレ率の実績値に対する感応度のパラメータ（ α ）の事前分布を、区間 $[0, 1]$ の一様分布に変更したうえで、モデルを再推計する。このように事前分布を一様分布に設定することは、これらのパラメータの値に関する先験的な情報を全く用いずに推計を行うことに相当する。

この場合の推計結果は表3のとおりである。合理的無関心の度合い、粘着情報の度合い、物価観のインフレ率の実績値に対する感応度のいずれについても、推計された事後分布は、ベースラインの推計結果（表1）からほとんど変わっていない。また、事前分布を変更した3つ以外のパラメータについても、推計された事後分布は、ベー

スラインの推計結果と概ね同一である。したがって、ベースラインの推計結果は、主要なパラメータの事前分布の設定に対しても頑健であると言える。

5. まとめ

本稿では、FIRE、合理的無関心、粘着情報を組み込んだ小型のマクロ経済モデルを、企業のインフレ予想のデータを含む日本のデータを用いて推計し、企業のインフレ予想形成における合理的無関心仮説や粘着情報仮説の妥当性や、これらが近年のインフレ予想のダイナミクスに与えている影響について分析した。

主な分析結果は以下の2点にまとめられる。第1に、日本の企業のインフレ予想形成を説明する理論として、FIRE、合理的無関心、粘着情報はいずれも妥当性を有しており、日本の企業のインフレ予想形成は、非常に複雑なメカニズムを有している。第2に、日本銀行の物価安定目標の導入や、QQEなどを背景とした需給ギャップの改善基調は、企業のインフレ予想を着実に押し上げているが、合理的無関心や粘着情報の存在は、インフレ予想の2%に向けた上昇を緩やかなものとしている。この間、FIREにもとづいて予想形成する企業の存在を反映して、企業全体でみたインフレ予想の期間構造（インフレ予想カーブ）は右上がりとなっている。

なお、本稿の分析では、金融政策とインフレ予想の関係について、明確化の余地が残っていることには留意が必要である。すなわち、本稿では、インフレ予想の形成メカニズムに分析の焦点を絞るため、経済の需要サイドを誘導型の需給ギャップ推移式で表現し、金融政策については明示的な金融政策ルールを捨象して、分析を行った。この点を明確化したモデルを用いても本稿と同様の結果が得られるかについては、今後の研究課題である。

補論. インフレ予想の観測方程式

本補論では、本稿で用いたインフレ予想の観測方程式の詳細について述べる。

3節で述べたように、本稿では、インフレ予想の観測データとして、2014年第1四半期以降は、短観の「物価全般の見通し（1、3、5年先）」を使用し、2013年第4四半期以前は、生活意識アンケートの「物価に対する見方（今後1、5年）」を使用している。これら2つのインフレ予想のデータを併用するに当たっては、企業のインフレ予想である短観のデータをより重視しつつ、観測データの情報をより精緻にモデルの推計に取り込むために、観測方程式に以下の工夫を施した。

短観と生活意識アンケートのインフレ予想の併用方法

短観と生活意識アンケートの2つのインフレ予想のデータを併用する方法としては、予めこれら2つのデータ系列を直接接続して1系列に集約して、これを1つの観測方程式でモデルの変数に対応させることが考えられる。しかし、後述するように、短観のインフレ予想と生活意識アンケートのインフレ予想の間には水準の差が存在するため、これらを直接接続することは適当ではない。また、これら2つのデータを1系列に集約して1つの観測方程式でモデル変数に対応させる場合には、2つのデータの間で観測誤差が共通であると仮定することになるが、全く異なるサーベイ調査から作成されたこれら2つのデータの間では、観測誤差の統計的性質が異なる可能性がある。

そこで、本稿では、これら2つのインフレ予想のデータを予め接続せずに、それぞれのデータに別々の観測方程式を立てることによって、2つのデータを併用する。具体的には、企業のインフレ予想データ（短観）の観測方程式を3本（1、3、5年先）、家計のインフレ予想（生活意識アンケート）の観測方程式を2本（今後1、5年）、設定する。これにより、短観のインフレ予想と生活意識アンケートのインフレ予想の間で水準の差や観測誤差の違いを勘案した形で、モデルの変数と観測データを対応させることができる。

上述のとおり2つのデータに別々の観測方程式をセットアップしたうえで、企業のインフレ予想データ（短観）の観測方程式においては2013年第4四半期以前のデータを欠損値とし、また家計のインフレ予想（生活意識アンケート）の観測方程式においては、企業のインフレ予想のデータを重視するために、短観のデータが存在する2014年第1四半期以降のデータを欠損値とする。このように観測データの一部が欠損

している場合でもモデルの推計が容易に行えることは、状態空間モデルの利点の一つである (Durbin and Koopman 2012)。

生活意識アンケートのデータの取扱い

図 1 から分かるとおり、生活意識アンケートのインフレ予想の水準は、短観のインフレ予想やインフレ予想の実績値と比べて明確に高い。こうした乖離が生じる要因としては、回答している経済主体が違うこと（短観は企業、生活意識アンケートは家計）に加え、回答時に念頭におかれている「物価」の定義が異なっている可能性も考えられる。すなわち、短観のインフレ予想は CPI を念頭に調査されている一方で、生活意識アンケートのインフレ予想は必ずしも CPI を念頭に調査されたものではない^{24, 25}。

そこで、本稿では、企業のインフレ予想である短観のインフレ予想をより重視して推計を行うために、短観のインフレ予想については、その水準を観測値としてモデルのインフレ予想の水準に対応させる一方で、生活意識アンケートのインフレ予想については、その前期差を観測値としてモデルのインフレ予想の前期差と対応させる²⁶。

短観における「イメージを持っていない」企業の取扱い

短観の「物価全般の見通し」には「イメージを持っていない」という選択肢がある。こうした回答を無視し、インフレ予想の数値回答を集計したデータだけを用いて本稿のモデルを推計すると、「イメージを持っていない」と回答した企業は、平均的には数値回答した企業と同じインフレ予想を前提に価格設定を行っている、と仮定することになる。

²⁴ 短観では、物価を「消費者物価指数」と定義している。他方、生活意識アンケートでは、物価を「あなたが購入される物やサービスの価格全体」と定義しており、必ずしも CPI を念頭に置いて回答されているとは言えない。この点、生活意識アンケートの個票データを用いて家計のインフレ予想について分析した西口・中島・今久保 (2014) は、CPI の構成品目のうち購買頻度が高い財（食料・エネルギー）の価格が上昇する局面ではインフレ予想が全体として上昇する傾向が認められる一方、購買頻度が低い財・サービス（食料・エネルギー以外の品目）の価格が上昇する局面でのインフレ予想の変化は回答主体の属性によってばらつきがあることを指摘し、生活意識アンケートの回答者が念頭に置いている物価の範囲は、必ずしも CPI のバスケットと一致しないことを主張している。

²⁵ 他の要因として、鎌田 (2008) は、生活意識アンケートの回答における下方硬直性（すなわち、ゼロ%未満のインフレ率を予想する回答が少ないこと）の存在を指摘している。また、鎌田・中島・西口 (2015) は、生活意識アンケートの調査方法が 2006 年から訪問調査から郵送調査に変更されたことが、こうしたインフレ予想の下方硬直性を強めた可能性があるとして述べている。

²⁶ 生活意識アンケートのインフレ予想で想定されている物価が必ずしも CPI ではないことは、インフレ予想の平均的な水準だけでなく、予想の変化にもバイアスを生じさせている可能性があるが、こうしたバイアスは、観測誤差によって取り除かれる。

しかし、「イメージを持っていない」との回答は、そう回答した企業が合理的無関心であることを示唆するものであると考えられる。つまり、これら企業の中には、企業部門全体の中におけるよりも高い割合で、合理的無関心な企業が含まれている可能性がある。

そこで、短観のインフレ予想の観測方程式は、以下のとおり、「イメージを持っていない」と回答した企業の中には合理的無関心な企業が企業部門全体よりも高い割合で存在する可能性を許容する形で定式化する。まず、数値回答した企業のインフレ予想は、短観で公表されている予想の平均値（から観測誤差を控除したもの）に等しいと考える。一方、「イメージを持っていない」と回答した企業が自身の価格設定時に前提とするインフレ予想は、物価観と企業全体のインフレ予想の（ウェイトを δ とした）加重平均として表すことができると仮定する。したがって、企業全体のインフレ予想は、

$$\frac{1}{4} \sum_{s=1}^4 \pi_{t,t+s}^e = (1 - \omega_{1Y}) [\pi_{t,1Y}^{Tankan} - \hat{\varepsilon}_{\pi_{1Y,t}^e}] + \omega_{1Y} [\delta \tau_{t-1} + (1 - \delta) \frac{1}{4} \sum_{s=1}^4 \pi_{t,t+s}^e] \quad (A1)$$

$$\frac{1}{4} \sum_{s=9}^{12} \pi_{t,t+s}^e = (1 - \omega_{3Y}) [\pi_{t,3Y}^{Tankan} - \hat{\varepsilon}_{\pi_{3Y,t}^e}] + \omega_{3Y} [\delta \tau_{t-1} + (1 - \delta) \frac{1}{4} \sum_{s=9}^{12} \pi_{t,t+s}^e] \quad (A2)$$

$$\frac{1}{4} \sum_{s=17}^{20} \pi_{t,t+s}^e = (1 - \omega_{5Y}) [\pi_{t,5Y}^{Tankan} - \hat{\varepsilon}_{\pi_{5Y,t}^e}] + \omega_{5Y} [\delta \tau_{t-1} + (1 - \delta) \frac{1}{4} \sum_{s=17}^{20} \pi_{t,t+s}^e] \quad (A3)$$

である。ただし、 $\hat{\varepsilon}_{\pi_{1Y,t}^e}$, $\hat{\varepsilon}_{\pi_{3Y,t}^e}$, $\hat{\varepsilon}_{\pi_{5Y,t}^e}$ は、それぞれ観測誤差である。また、1、3、5年先について「イメージを持っていない」と回答した企業の割合（ ω_{1Y} , ω_{3Y} , ω_{5Y} ）の値は、2014年3月調査から2018年12月調査までの平均値に設定した（それぞれ14.9%、29.7%、40.4%）。なお、「イメージを持っていない」企業の物価観のウェイト δ は、他のパラメータと併せてベイズ法で推計する。

インフレ予想の観測方程式

以上をまとめると、本稿のインフレ予想に関する観測方程式は、以下の5式からなる。

$$\pi_{t,1Y}^{Tankan} = \frac{1 - \omega_{1Y}(1 - \delta)}{1 - \omega_{1Y}} \frac{1}{4} \sum_{s=1}^4 \pi_{t,t+s}^e - \frac{\omega_{1Y}\delta}{1 - \omega_{1Y}} \tau_{t-1} + \varepsilon_{\pi_{1Y,t}^e} \quad (A4)$$

$$\pi_{t,3Y}^{Tankan} = \frac{1 - \omega_{3Y}(1 - \delta)}{1 - \omega_{3Y}} \frac{1}{4} \sum_{s=9}^{12} \pi_{t,t+s}^e - \frac{\omega_{3Y}\delta}{1 - \omega_{3Y}} \tau_{t-1} + \varepsilon_{\pi_{3Y,t}^e} \quad (A5)$$

$$\pi_{t,5Y}^{Tankan} = \frac{1 - \omega_{5Y}(1 - \delta)}{1 - \omega_{5Y}} \frac{1}{4} \sum_{s=17}^{20} \pi_{t,t+s}^e - \frac{\omega_{5Y}\delta}{1 - \omega_{5Y}} \tau_{t-1} + \varepsilon_{\pi_{5Y,t}^e} \quad (\text{A6})$$

$$\pi_{t,1Y}^{OS} - \pi_{t-1,1Y}^{OS} = \frac{1}{4} \left[\sum_{s=1}^4 \pi_{t,t+s}^e - \sum_{s=1}^4 \pi_{t-1,t+s-1}^e \right] + \varepsilon_{\Delta\pi_{1Y,t}^e} \quad (\text{A7})$$

$$\pi_{t,5Y}^{OS} - \pi_{t-1,5Y}^{OS} = \frac{1}{4} \left[\sum_{s=17}^{20} \pi_{t,t+s}^e - \sum_{s=17}^{20} \pi_{t-1,t+s-1}^e \right] + \varepsilon_{\Delta\pi_{5Y,t}^e} \quad (\text{A8})$$

ただし、式 (A4)～(A6) は、式 (A1)～(A3) を観測データの変数について解いて整理したものである。その際、観測誤差については、係数が1となるように基準化している（基準化後の観測誤差を $\varepsilon_{\pi_{1Y,t}^e}$, $\varepsilon_{\pi_{3Y,t}^e}$, $\varepsilon_{\pi_{5Y,t}^e}$ と表記する）。観測誤差 $\varepsilon_{\pi_{1Y,t}^e}$, $\varepsilon_{\pi_{3Y,t}^e}$, $\varepsilon_{\pi_{5Y,t}^e}$, $\varepsilon_{\Delta\pi_{1Y,t}^e}$, $\varepsilon_{\Delta\pi_{5Y,t}^e}$ は、それぞれ平均ゼロ、分散 $\sigma_{\pi_{1Y,t}^e}^2$, $\sigma_{\pi_{3Y,t}^e}^2$, $\sigma_{\pi_{5Y,t}^e}^2$, $\sigma_{\Delta\pi_{1Y,t}^e}^2$, $\sigma_{\Delta\pi_{5Y,t}^e}^2$ の正規分布に従うものとする。

参考文献

- 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.
- 奥田達志（2018）、「ノイズ情報モデルとインフレ動学」、『金融研究』第37巻第4号、69-120.
- 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.
- ・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.
- 川本卓司・尾崎達哉・加藤直也・前橋昂平（2017）、「需給ギャップと潜在成長率の見直しについて」、日本銀行調査論文.
- 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.
- 高橋耕史（2016）、「トレンド・インフレ率の新推計 —トレンド・インフレ率推計システム（TIPS）の開発と分析結果—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 16-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・シリーズ、No. 2014-J-1.
- 西野孝佑・山本弘樹・北原潤・永幡崇（2016）、「『総括的検証』補足ペーパーシリーズ（1）：『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・シリーズ、No. 2016-J-17.
- 日本銀行（2016）、「『量的・質的金融緩和』導入以降の経済・物価動向と政策効果についての総括的な検証」.
- Andrade, P., and H. Le Bihan (2013), "Inattentive Professional Forecasters," *Journal of Monetary Economics*, 60 (8): 967-982.
- Ascari, G., and A. G. Sbordone (2014), "The Macroeconomics of Trend Inflation," *Journal of Economic Literature*, 52 (3): 679-739.

- Blanchard, O., E. Cerutti, and L. Summers (2015), "Inflation and Activity — Two Explorations and Their Monetary Policy Implications," NBER Working Paper, No. 21726.
- Brooks, S. P., and A. Gelman (1998), "General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations," *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7(4): 434-455.
- Coibion, O., and Y. Gorodnichenko (2011), "Strategic Interaction among Heterogeneous Price-Setters in an Estimated DSGE Model," *Review of Economics and Statistics*, 93(3): 920-940.
- , and ——— (2015), "Is Philips Curve Alive and Well after All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1): 197-232.
- , ———, and R. Kamdar (2018), "The Formation of Expectations, Inflation, and the Phillips Curve," *Journal of Economic Literature*, 56(4): 1447-1491.
- , ———, and S. Kumar (2018), "How Do Firms Form Their Expectations? New Survey Evidence," *American Economic Review*, 108(9): 2671-2713.
- Durbin, J., and S. J. Koopman (2012), *Time Series Analysis by State Space Methods*, Oxford University Press.
- Dupor, B., T. Kitamura, and T. Tsuruga (2010), "Integrating Sticky Prices and Sticky Information," *Review of Economics and Statistics*, 92(3): 657-669.
- Evans, G. W., and S. Honkapohja (1999), "Learning Dynamics," in *Handbook of Macroeconomics: Volume 1A*, edited by J. B. Taylor and M. Woodford, 449-542.
- , and ——— (2001), *Learning and Expectations in Macroeconomics*, Princeton University Press.
- Friedman, B. M. (1979), "Optimal Expectations and the Extreme Information Assumption of 'Rational Expectations' Macromodels," *Journal of Monetary Economics*, 5(1): 23-41.
- Gabaix, X. (2014), "A Sparsity-Based Model of Bounded Rationality," *Quarterly Journal of Economics*, 129(4): 1661-1710.
- Keynes, J. M. (1923), *A Tract on Monetary Reform*, Macmillan. (宮崎義一・中内恒夫 (訳)、『貨幣改革論／若き日の信条』、中央公論新社)

- Knotek, E. S., II (2010), "A Tale of Two Rigidities: Sticky Prices in a Sticky-Information Environment," *Journal of Money, Credit and Banking*, 42 (8) : 1543-1564.
- Kumar, S., H. Afrouzi, O. Coibion, and Y. Gorodnichenko (2015), "Inflation Targeting Does Not Anchor Inflation Expectations: Evidence from Firms in New Zealand," *Brookings Papers on Economic Activity*, 46 (2) : 151-225.
- Lucas, R. E., Jr. (1972), "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theory*, 4 (2) : 103-124.
- Maćkowiak, B., and M. Wiederholt (2009), "Optimal Sticky Prices under Rational Inattention," *American Economic Review*, 99 (3) : 769-803.
- Mankiw, G. N., and R. Reis (2002), "Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve," *Quarterly Journal of Economics*, 117 (4) : 1295-1328.
- Mavroeidis, S., M. Plagborg-Møller, and J. H. Stock (2014), "Empirical Evidence on Inflation Expectations in the New Keynesian Phillips Curve," *Journal of Economic Literature*, 52 (1) : 124-188.
- Muth, J. F. (1961), "Rational Expectations and the Theory of Price Movements," *Econometrica*, 29 (3) : 315-335.
- Okun, A. (1981), *Prices and Quantities: A Macroeconomic Analysis*, Brookings Institution.
- Perry, G. L. (1980), "Inflation in Theory and Practice," *Brookings Papers on Economic Activity*, 11 (1) : 207-241.
- Pfajfar, D., and J. M. Roberts (2018), "The Role of Expectations in Changed Inflation Dynamics," Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series, 2018-062.
- Phelps, E. S. (1970), "Introduction: The New Microeconomics in Employment and Inflation Theory," in *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, edited by E. S. Phelps et al.
- Sargent, T. J. (1993), *Bounded Rationality in Macroeconomics*, Oxford University Press.
- , and N. Wallace (1975), "'Rational' Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule," *Journal of Political Economy*, 83 (2) : 241-254.

Schultze, C. (1981), "Some Macro Foundations for Micro Theory," *Brookings Papers on Economic Activity*, 12 (2) : 521-592.

Sims, C. A. (2003), "Implications of Rational Inattention," *Journal of Monetary Economics*, 50 (3) : 665-690.

Tobin, J. (1980), *Asset Accumulation and Economic Activity: Reflections on Contemporary Macroeconomic Theory*, Basil Blackwell.

Uno, Y., S. Naganuma, and N. Hara (2018a), "New Facts about Firms' Inflation Expectations: Simple Tests for a Sticky Information Model," Bank of Japan Working Paper Series, No. 18-E-14.

———, ———, and ——— (2018b), "New Facts about Firms' Inflation Expectations: Short- versus Long-Term Inflation Expectations," Bank of Japan Working Paper Series, No. 18-E-15.

Woodford, M. (2003), "Imperfect Common Knowledge and the Effects of Monetary Policy," in *Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honor of Edmund S. Phelps*, edited by P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz, and M. Woodford.

表1: 推計したパラメータ

		事前分布			事後分布		
		分布	平均	標準偏差	平均	5%	95%
<u>フィリップス曲線のパラメータ</u>							
γ	自己ラグ係数	B	0.50	(0.15)	0.31	0.20	0.41
κ	傾き	N	0.10	(0.10)	0.14	0.08	0.19
η	輸入物価への感応度	N	0.00	(1.00)	0.11	0.08	0.14
ρ	輸入物価ショックの慣性	B	0.50	(0.20)	0.35	0.18	0.52
<u>インフレ予想の形成メカニズムのパラメータ</u>							
μ	合理的無関心の度合い	B	0.50	(0.20)	0.51	0.35	0.65
λ	粘着情報の度合い	B	0.75	(0.15)	0.57	0.45	0.70
δ	「イメージを持っていない」企業の物価観のウェイト	B	0.50	(0.20)	0.73	0.52	0.96
<u>需給ギャップの推移式のパラメータ</u>							
ϕ_1	需給ギャップ (1期ラグ)	N	1.30	(0.50)	1.51	1.31	1.72
ϕ_2	需給ギャップ (2期ラグ)	N	-0.50	(0.50)	-0.54	-0.71	-0.37
ϕ_3	インフレギャップ (1期ラグ)	N	0.10	(1.00)	0.07	-0.06	0.20
ϕ_4	インフレギャップ (2期ラグ)	N	0.10	(1.00)	-0.39	-0.53	-0.25
<u>物価観の推移式に関するパラメータ</u>							
α	インフレ率の実績値への感応度	B	0.09	(0.01)	0.09	0.07	0.10
<u>ショックの大きさ</u>							
σ_π	コストプッシュ ショック	invG	1.00	(Inf)	0.68	0.57	0.79
σ_y	需給ギャップ ショック	invG	1.00	(Inf)	0.61	0.52	0.71
σ_τ	物価観 ショック	invG	1.00	(Inf)	0.14	0.12	0.16
σ_{π^*}	インフレ目標 ショック	invG	1.00	(Inf)	0.18	0.15	0.21
σ_m	輸入物価 ショック	invG	5.00	(Inf)	4.84	4.11	5.56
$\sigma_{\pi_{1Y}^e}$	インフレ予想の観測誤差 (短観、1年先)	invG	1.00	(Inf)	0.54	0.40	0.68
$\sigma_{\pi_{3Y}^e}$	" (短観、3年先)	invG	1.00	(Inf)	0.33	0.23	0.43
$\sigma_{\pi_{5Y}^e}$	" (短観、5年先)	invG	1.00	(Inf)	0.36	0.26	0.47
$\sigma_{\Delta\pi_{1Y}^e}$	" (生活意識アンケート、今後1年)	invG	1.00	(Inf)	1.04	0.85	1.22
$\sigma_{\Delta\pi_{5Y}^e}$	" (生活意識アンケート、今後5年)	invG	1.00	(Inf)	0.57	0.46	0.67

(注) 「分布」の N は正規分布、B はベータ分布、invG は逆ガンマ分布を表す。

表2: 企業のインフレ予想のデータのみを用いた場合

		分布	事前分布		事後分布		
			平均	標準偏差	平均	5%	95%
<u>フィリップス曲線のパラメータ</u>							
γ	自己ラグ係数	B	0.50	(0.15)	0.29	0.19	0.39
κ	傾き	N	0.10	(0.10)	0.14	0.09	0.20
η	輸入物価への感応度	N	0.00	(1.00)	0.11	0.08	0.14
ρ	輸入物価ショックの慣性	B	0.50	(0.20)	0.34	0.18	0.51
<u>インフレ予想の形成メカニズムのパラメータ</u>							
μ	合理的無関心の度合い	B	0.50	(0.20)	0.53	0.39	0.67
λ	粘着情報の度合い	B	0.75	(0.15)	0.61	0.50	0.72
δ	「イメージを持っていない」企業の物価観のウェイト	B	0.50	(0.20)	0.73	0.51	0.95
<u>需給ギャップの推移式のパラメータ</u>							
ϕ_1	需給ギャップ (1期ラグ)	N	1.30	(0.50)	1.51	1.31	1.70
ϕ_2	需給ギャップ (2期ラグ)	N	-0.50	(0.50)	-0.53	-0.70	-0.36
ϕ_3	インフレギャップ (1期ラグ)	N	0.10	(1.00)	0.05	-0.08	0.19
ϕ_4	インフレギャップ (2期ラグ)	N	0.10	(1.00)	-0.40	-0.55	-0.25
<u>物価観の推移式に関するパラメータ</u>							
α	インフレ率の実績値への感応度	B	0.09	(0.01)	0.09	0.07	0.10
<u>ショックの大きさ</u>							
σ_π	コストプッシュ ショック	invG	1.00	(Inf)	0.68	0.58	0.79
σ_y	需給ギャップ ショック	invG	1.00	(Inf)	0.62	0.51	0.71
σ_τ	物価観 ショック	invG	1.00	(Inf)	0.14	0.12	0.17
σ_{π^*}	インフレ目標 ショック	invG	1.00	(Inf)	0.18	0.15	0.21
σ_m	輸入物価 ショック	invG	5.00	(Inf)	4.83	4.11	5.57
$\sigma_{\pi_{1Y}^e}$	インフレ予想の観測誤差 (短観、1年先)	invG	1.00	(Inf)	0.53	0.39	0.67
$\sigma_{\pi_{3Y}^e}$	'' (短観、3年先)	invG	1.00	(Inf)	0.33	0.24	0.43
$\sigma_{\pi_{5Y}^e}$	'' (短観、5年先)	invG	1.00	(Inf)	0.37	0.26	0.47

(注) 「分布」の N は正規分布、B はベータ分布、invG は逆ガンマ分布を表す。

表3: 主要なパラメータの事前分布を変更した場合

		分布	事前分布		事後分布		
			平均	標準偏差	平均	5%	95%
<u>フィリップス曲線のパラメータ</u>							
γ	自己ラグ係数	B	0.50	(0.15)	0.30	0.19	0.40
κ	傾き	N	0.10	(0.10)	0.13	0.07	0.18
η	輸入物価への感応度	N	0.00	(1.00)	0.10	0.07	0.13
ρ	輸入物価ショックの慣性	B	0.50	(0.20)	0.35	0.19	0.52
<u>インフレ予想の形成メカニズムのパラメータ</u>							
μ	合理的無関心の度合い	区間 [0, 1] の一様分布			0.49	0.30	0.66
λ	粘着情報の度合い	区間 [0, 1] の一様分布			0.51	0.32	0.69
δ	「イメージを持っていない」企業の物価観のウェイト	B	0.50	(0.20)	0.74	0.52	0.96
<u>需給ギャップの推移式のパラメータ</u>							
ϕ_1	需給ギャップ (1期ラグ)	N	1.30	(0.50)	1.50	1.30	1.71
ϕ_2	需給ギャップ (2期ラグ)	N	-0.50	(0.50)	-0.54	-0.70	-0.36
ϕ_3	インフレギャップ (1期ラグ)	N	0.10	(1.00)	0.07	-0.06	0.22
ϕ_4	インフレギャップ (2期ラグ)	N	0.10	(1.00)	-0.39	-0.53	-0.25
<u>物価観の推移式に関するパラメータ</u>							
α	インフレ率の実績値への感応度	区間 [0, 1] の一様分布			0.08	0.04	0.11
<u>ショックの大きさ</u>							
σ_π	コストプッシュショック	invG	1.00	(Inf)	0.67	0.57	0.77
σ_y	需給ギャップショック	invG	1.00	(Inf)	0.61	0.52	0.71
σ_τ	物価観ショック	invG	1.00	(Inf)	0.15	0.12	0.17
σ_{π^*}	インフレ目標ショック	invG	1.00	(Inf)	0.18	0.15	0.21
σ_m	輸入物価ショック	invG	5.00	(Inf)	4.81	4.09	5.50
$\sigma_{\pi_{1Y}^e}$	インフレ予想の観測誤差 (短観、1年先)	invG	1.00	(Inf)	0.54	0.40	0.68
$\sigma_{\pi_{3Y}^e}$	" (短観、3年先)	invG	1.00	(Inf)	0.33	0.23	0.43
$\sigma_{\pi_{5Y}^e}$	" (短観、5年先)	invG	1.00	(Inf)	0.37	0.26	0.47
$\sigma_{\Delta\pi_{1Y}^e}$	" (生活意識アンケート、今後1年)	invG	1.00	(Inf)	1.03	0.84	1.21
$\sigma_{\Delta\pi_{5Y}^e}$	" (生活意識アンケート、今後5年)	invG	1.00	(Inf)	0.56	0.46	0.66

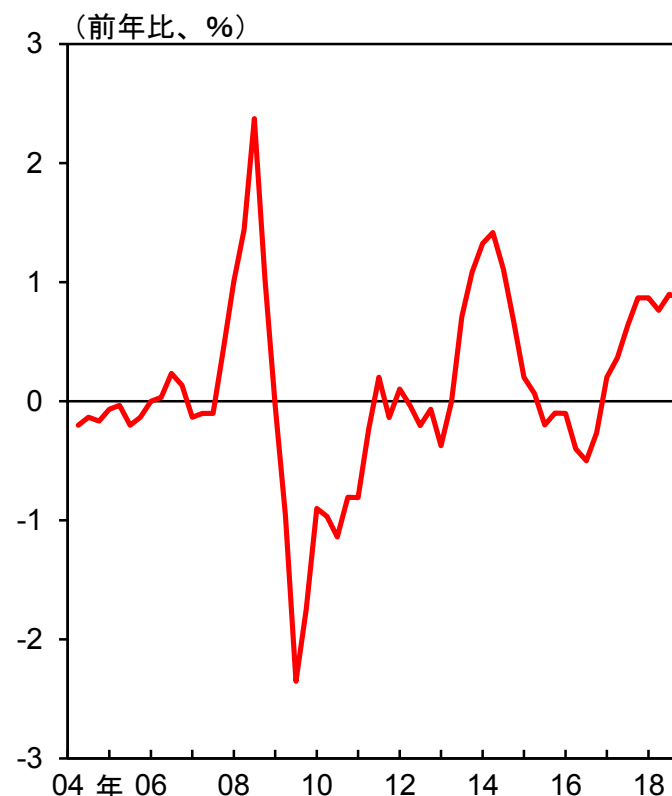
(注) 「分布」の N は正規分布、B はベータ分布、invG は逆ガンマ分布を表す。

図1: 推計に使用したデータ (1)

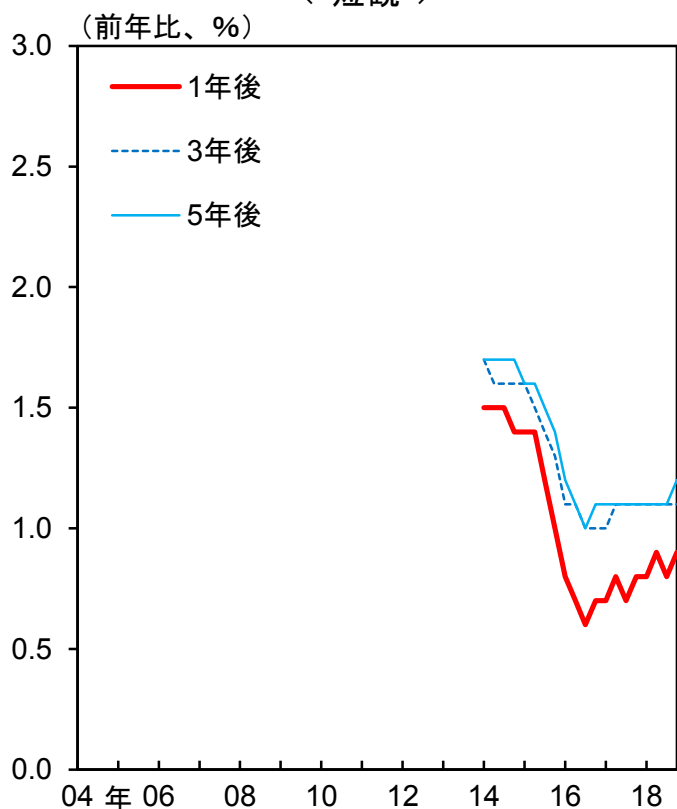
(1) 需給ギャップ (日本銀行推計値)



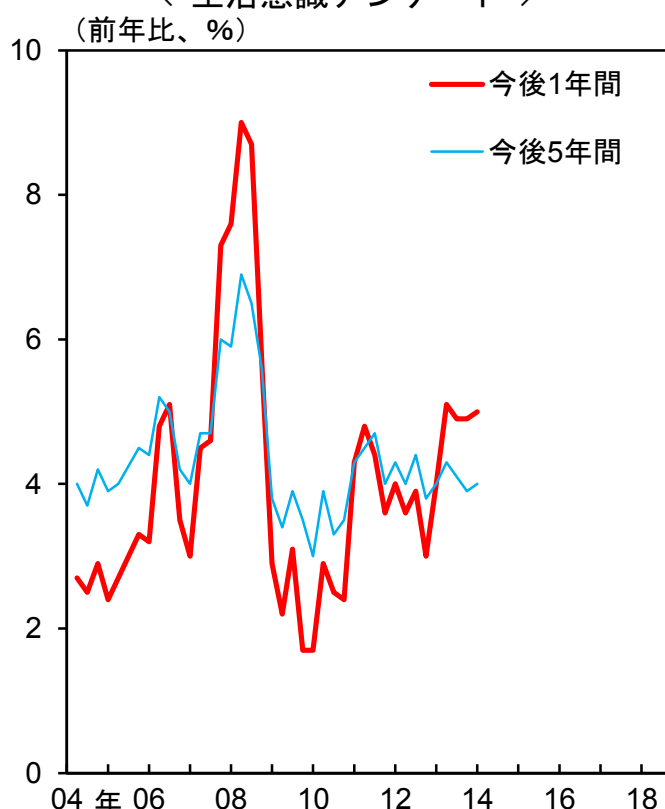
(2) CPI (除く生鮮)



(3) ~ (7) インフレ予想
 < 短観 >



< 生活意識アンケート >

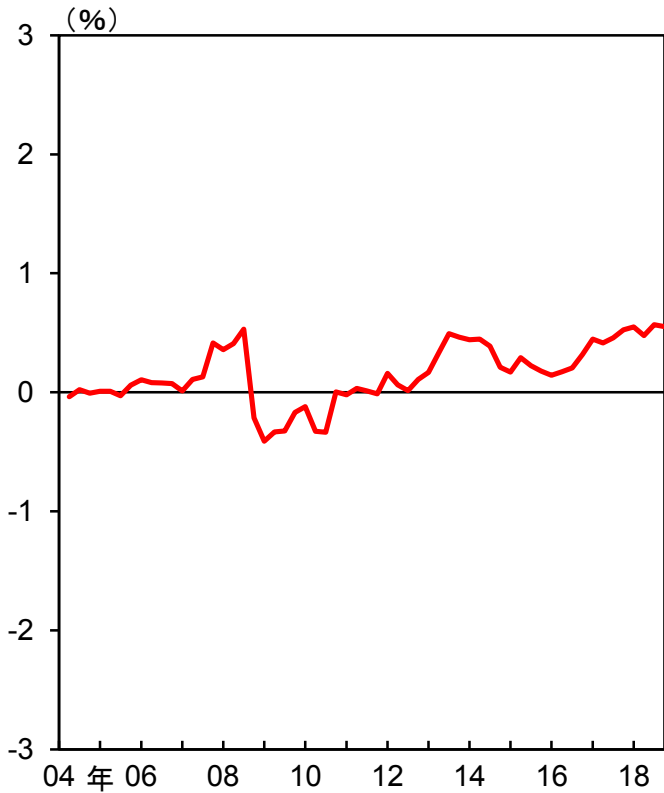


(注) 1. (2)は、消費税率引き上げの影響を調整済み。
 2. 推計では、(2)は前期比年率を使用。

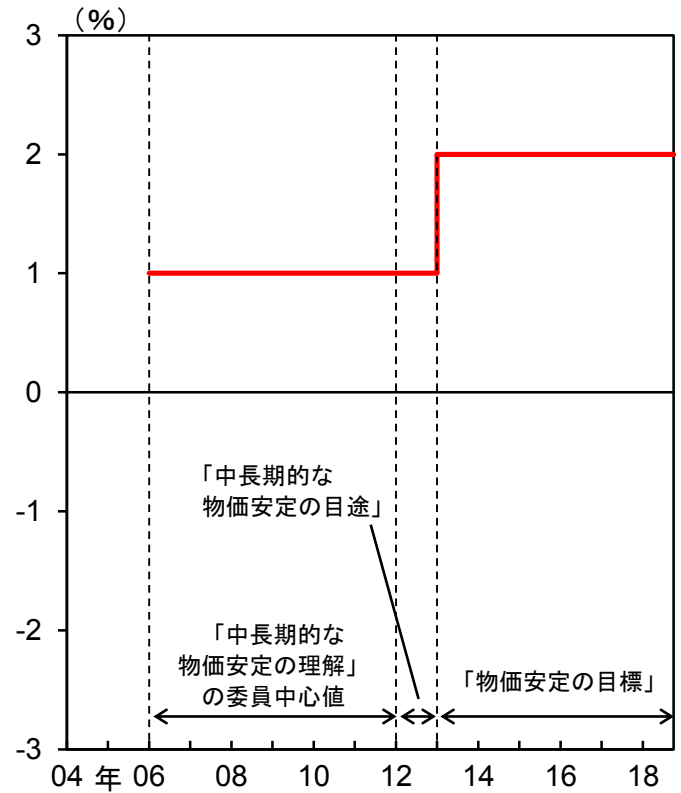
(出所) 総務省、日本銀行

図1: 推計に使用したデータ (2)

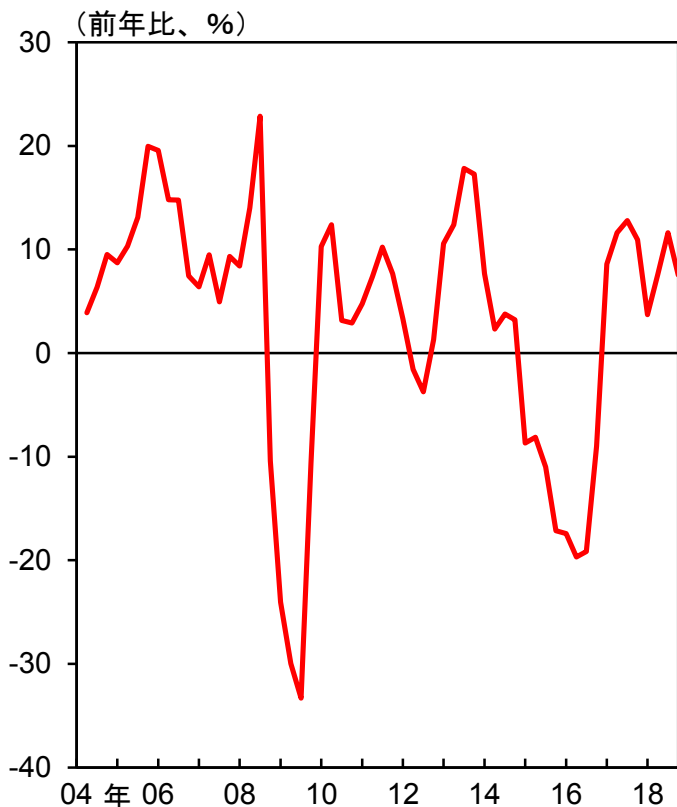
(8) 物価観



(9) 中央銀行のインフレ目標



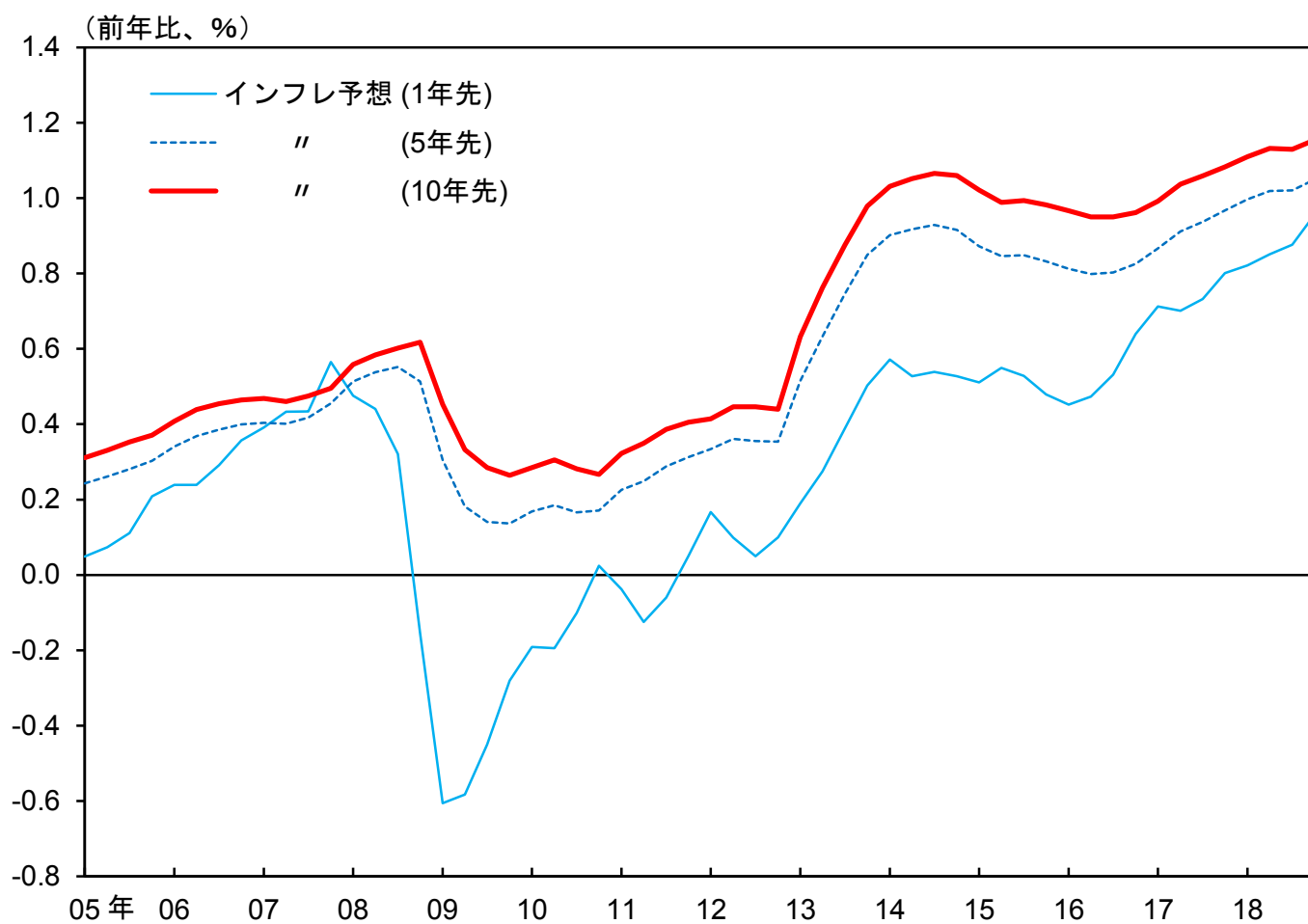
(10) 輸入物価指数



(注) 1. (8)は、BN 分解で抽出した CPI の長期変動成分。分解手法は高橋(2016)を踏襲。
 2. 推計では、(10)は前期比のサンプル期間平均からの乖離を使用。

(出所) 日本銀行

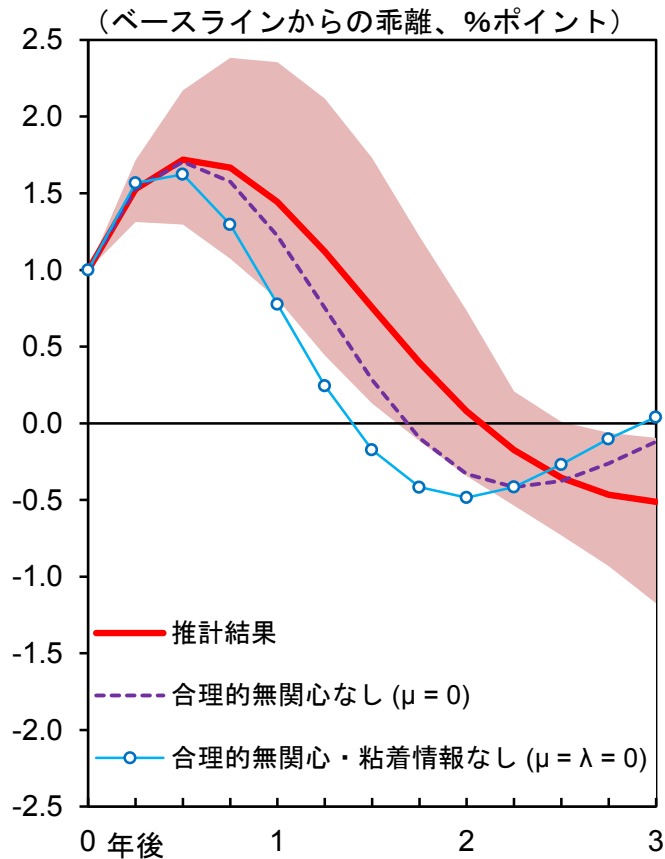
図2: 日本の企業のインフレ予想の期間構造



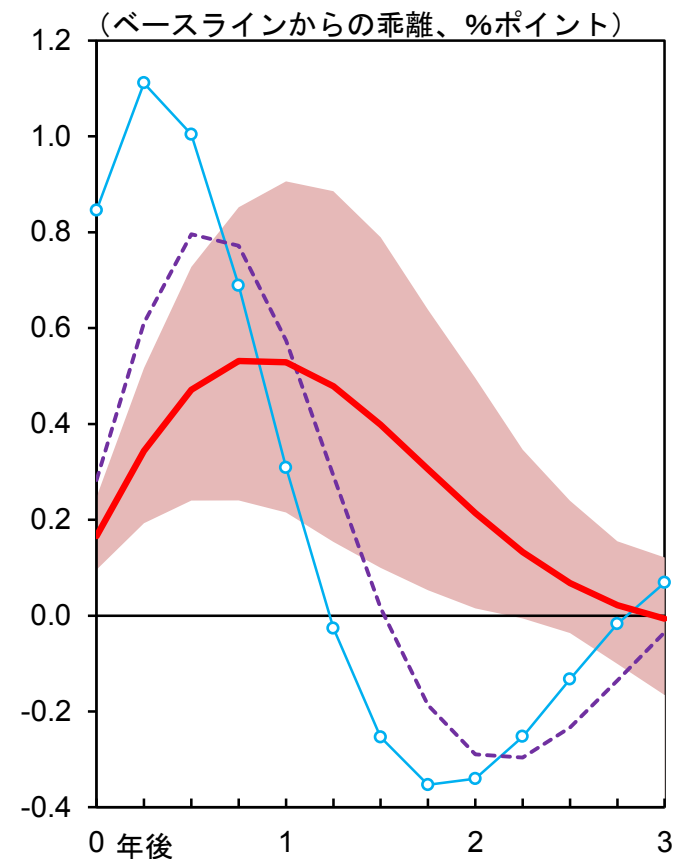
(注) 推計されたインフレ予想の平均値。

図3: 一時的な需給ギャップ・ショックに対するインパルス応答

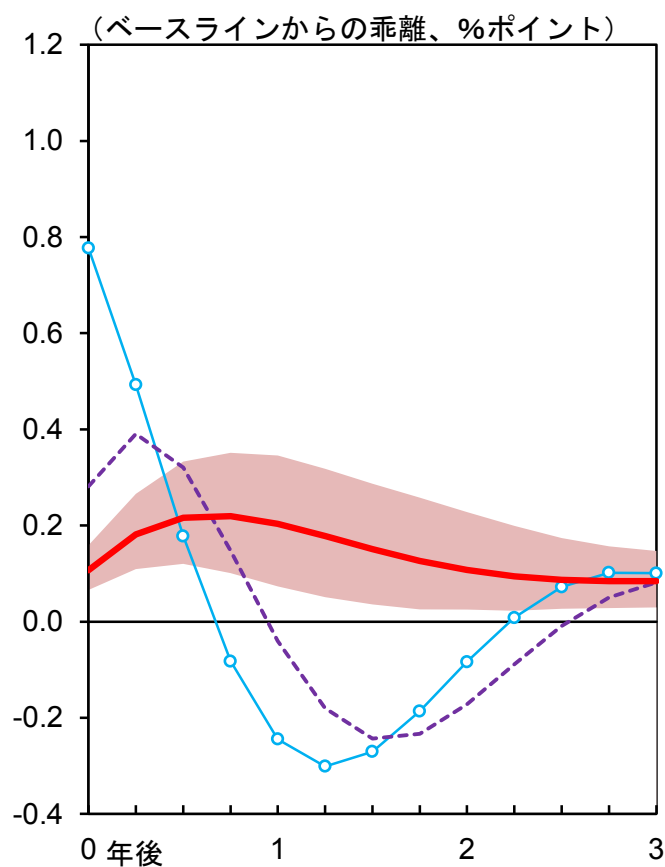
(1) 需給ギャップ



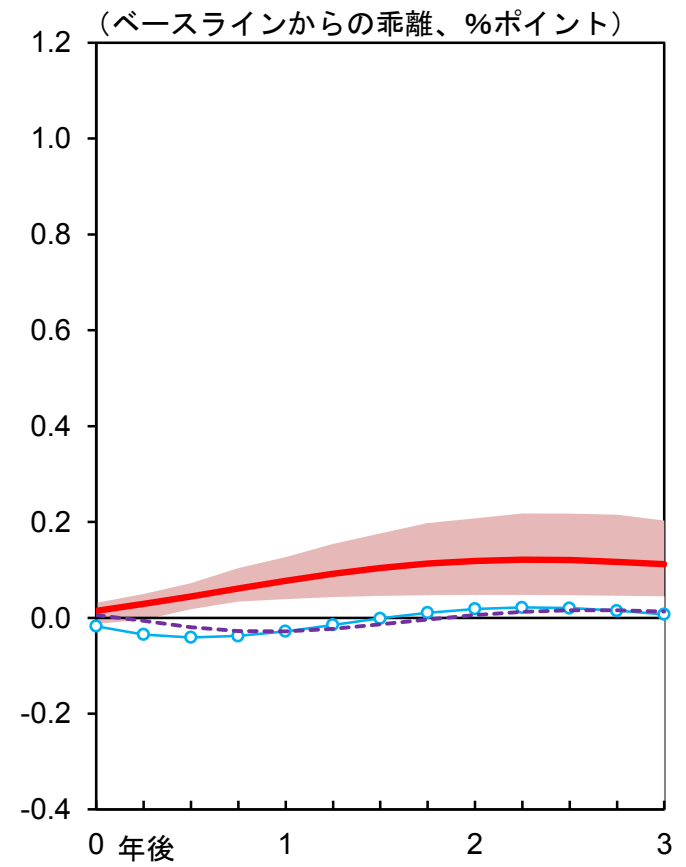
(2) インフレ率



(3) インフレ予想 (1年先)



(4) インフレ予想 (5年先)

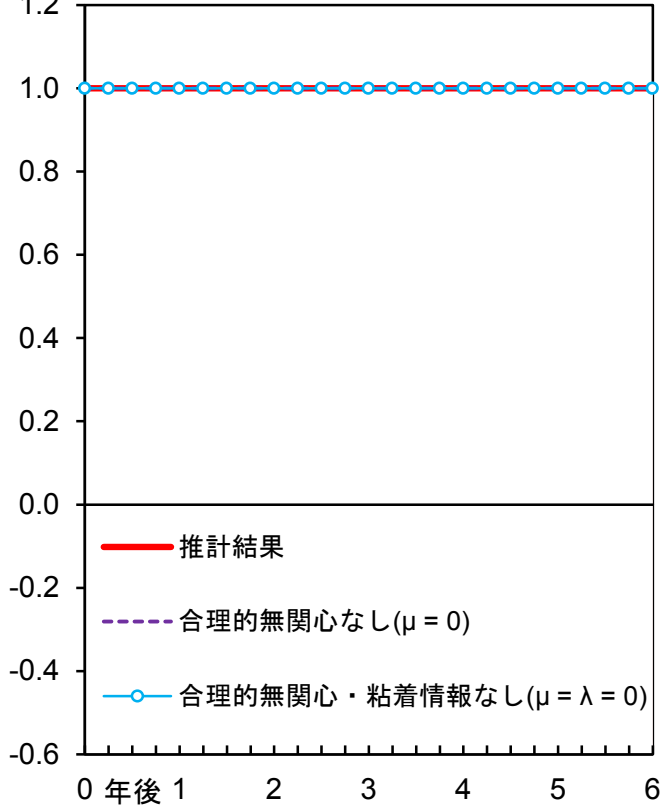


(注) 各グラフは、インパルス応答の推計値の平均。シャドーは「推計結果」の90%区間。

図4: 恒久的なインフレ目標ショックに対するインパルス応答

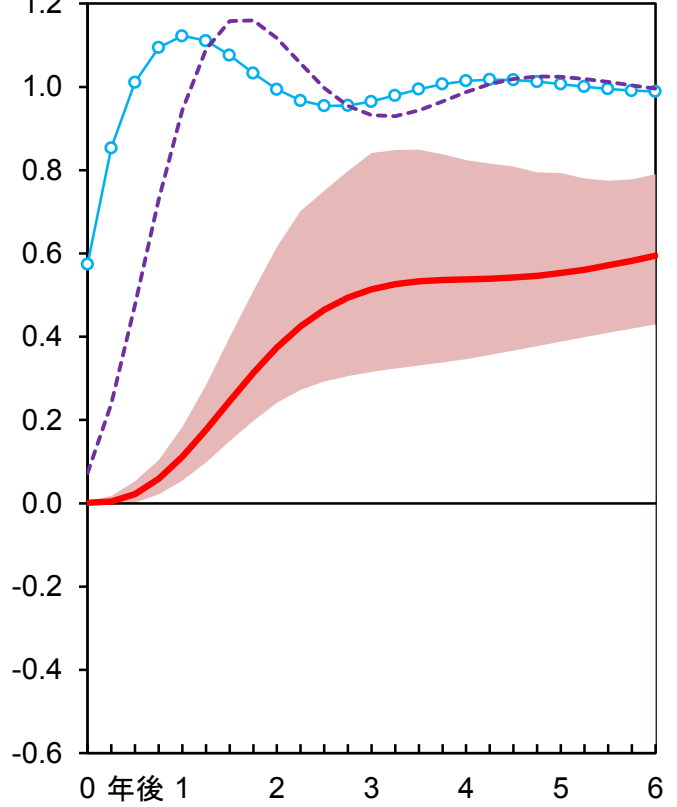
(1) インフレ目標

(ベースラインからの乖離、%ポイント)



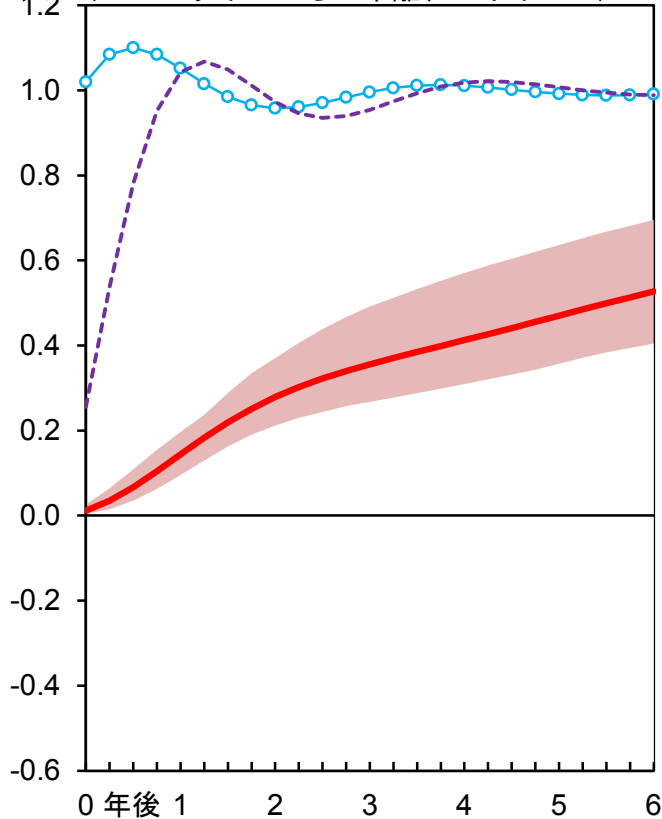
(2) インフレ率

(ベースラインからの乖離、%ポイント)



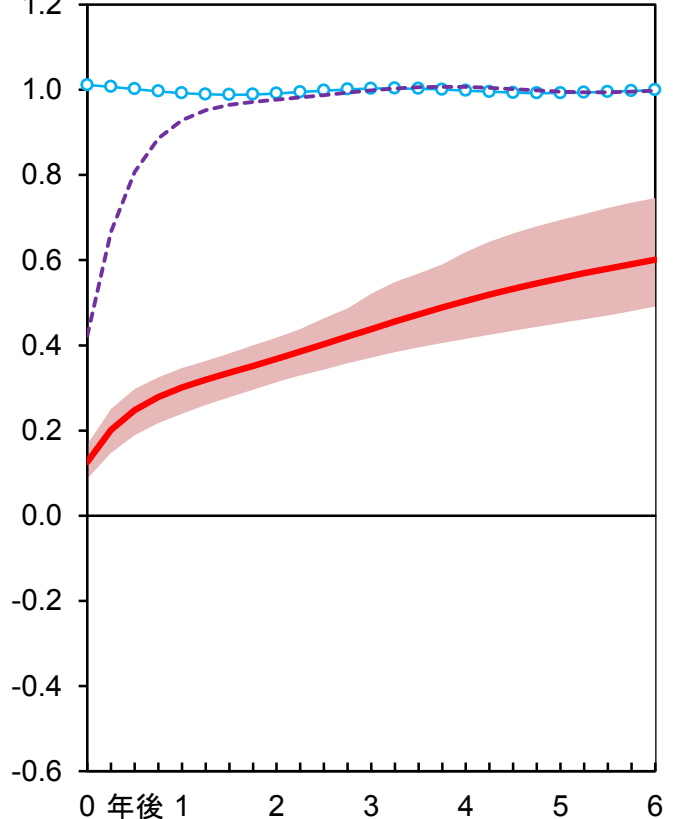
(3) インフレ予想 (1年先)

(ベースラインからの乖離、%ポイント)



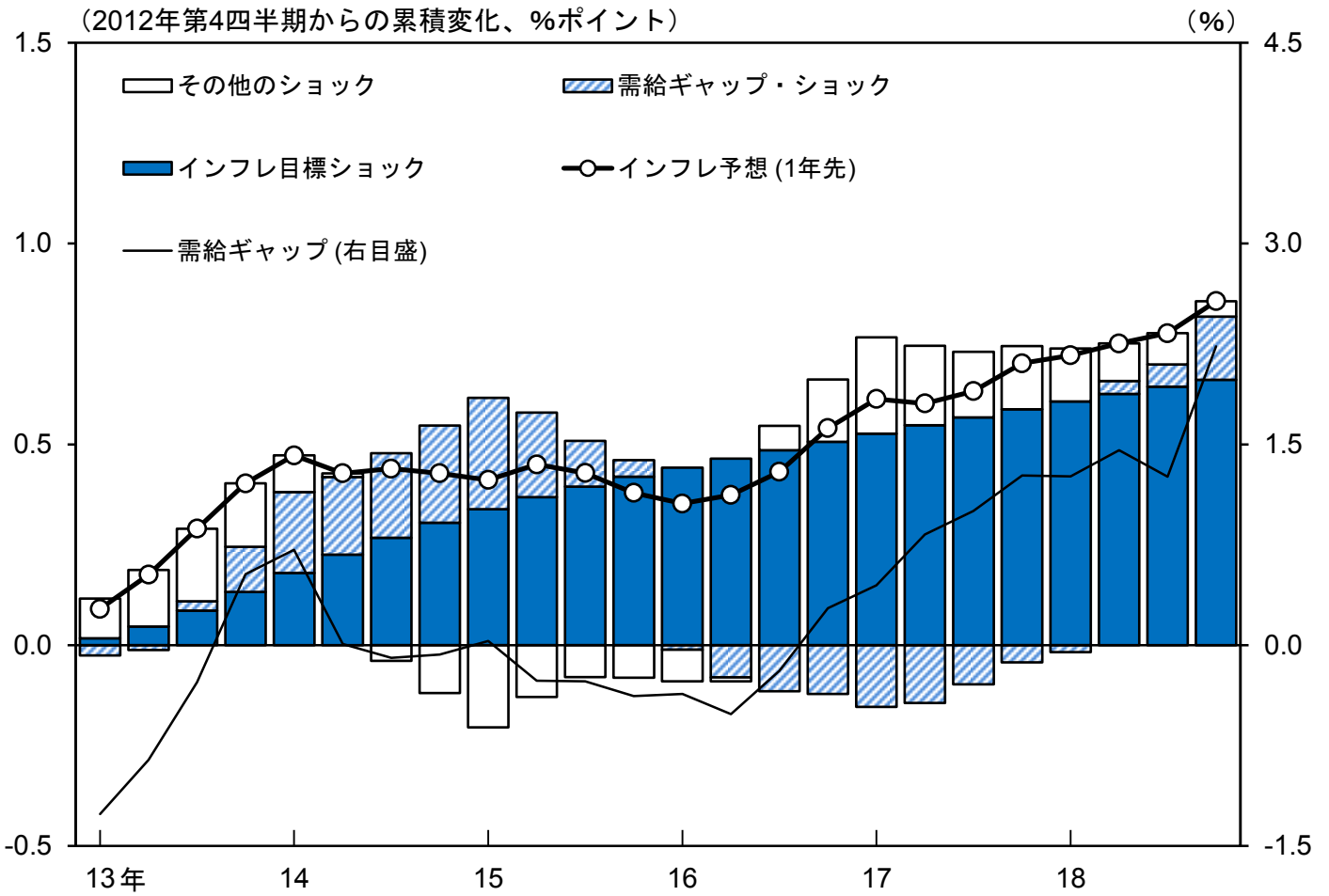
(4) インフレ予想 (5年先)

(ベースラインからの乖離、%ポイント)



(注) 各グラフは、インパルス応答の推計値の平均。シャドーは「推計結果」の90%区間。

図5: 日本の企業のインフレ予想のヒストリカル分解



(注) 1. 各パラメータの値は、推計された事後平均値に設定。

2. 「その他のショック」には、初期値の影響を含む。

(出所) 日本銀行