



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## 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—

高橋耕史\*

kouji.takahashi-2@boj.or.jp

No. 16-J-12  
2016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

\* 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。

# 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—

高橋 耕史<sup>†</sup>

2016年11月

### 【要 旨】

景気循環や一時的なショックの影響を除いたインフレ率の趨勢的な水準は、トレンド・インフレ率と呼ばれる。トレンド・インフレ率は、民間経済主体による超長期のインフレ予想に相当し、中央銀行のインフレ目標政策への信認を前提とすれば、中長期的にはインフレ目標値に一致していく。ただし短期的には、適合的、ないしはバックワード・ルッキングな予想形成や、インフレ目標の信認度の変化などの影響で、両者は乖離し得る。

この点を踏まえ、本稿では、トレンド・インフレ率推計システム「**TIPS (Trend Inflation Projection System)**」を提案する。TIPSは、トレンド・インフレ率を、①実績のインフレ率の長期変動成分に基づく適合的な予想と、②インフレ目標によるフォワード・ルッキングな予想、の2つの要素の加重平均で定式化し、そのウェイトであるインフレ目標の信認度の変化も勘案している。

推計結果によると、トレンド・インフレ率は、2013年初に日本銀行の目標インフレ率引き上げにより大きく上昇し、その後も緩やかに上昇している。もっとも、中長期の予想インフレ率は、2014年後半以降、下振れて推移していた。これは、最近の予想インフレ率が、モデルが示す以上に適合的であった可能性を示している。推定されたモデルをもとに、近年の消費者物価（除く生鮮食品）の前年比を要因分解すると、2013年初以降、トレンド・インフレ率とともに緩やかに上昇したあと、2014年後半以降は、原油価格下落などの要因から、再び押し下げられている姿となった。

キーワード：コアインフレ、トレンド・インフレ率、インフレ目標

JEL 分類番号：C53、E31、E37、E58

---

本稿の作成に当たり、日本銀行の敦賀智裕氏、中村康治氏、関根敏隆氏、一上響氏、白塚重典氏、吉羽要直氏、武藤一郎氏、法眼吉彦氏、片桐満氏（現・IMF）およびNarek Ohanyan氏（アルメニア・アメリカン大学）、Lawrence Christiano氏（ノースウェスタン大学）、Rhys Mendes氏（カナダ中央銀行）、Gregory Bauer氏（カナダ中央銀行）、代田豊一郎氏（北海道大学）から有益なコメントを頂いた。また、井上紗貴氏からは、計数作成においてご協力を頂いた。記して感謝の意を表したい。ただし、あり得べき誤りは筆者個人に属する。本稿の内容と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。

<sup>†</sup>日本銀行調査統計局（kouji.takahashi-2@boj.or.jp）

## 1. はじめに

民間経済主体による超長期的な予想インフレ率であるトレンド・インフレ率は、インフレ率の趨勢的な動きを規定する重要な変動要因である。インフレ目標採用国の中央銀行は、多くの場合、金利の操作等を通じて経済に影響を及ぼし、インフレ率が目標値に近づいていくよう調整を行うが、民間経済主体がその実行可能性を信頼し、中央銀行の先行きの金融政策を予想したうえでインフレ予想を形成しているならば、トレンド・インフレ率は、中央銀行がインフレ目標を宣言した後、速やかにインフレ目標に一致していくはずである。

しかし、現実には日本銀行が 2013 年第 1 四半期に 2% のインフレ目標を宣言しただけでは、データで観察される中長期的な予想インフレ率は 2% に収束しなかった (図表 1 (1))。このような現象が生じる背景としては、経済主体が、先行きのインフレ予想を形成するうえで、①過去に観察されたインフレ率のデータの動きに引き摺られるような適合的期待形成を行う傾向があること、②中央銀行が行う先行きの金融政策について、経済主体の間で、常に完全な信認が得られているわけではないこと、などといった要因が働いているものと考えられる。

したがって、現実に観察されるデータと整合的にこれらの要因を定量的に捉えていくことは、先行きのインフレ率の見通しを立てていくことのみならず、インフレ目標へのコミットメントを通じて人々の予想に働きかける金融政策運営のあり方を考えていくうえで、極めて重要な示唆を与える。

トレンド・インフレ率の推計方法の先行研究をみると、インフレ率の時系列データに、何らかの時系列分析の手法を用いて、直接観測できない基調的な成分を抽出するアプローチが多く提案されている。例えば、Stock and Watson (2007) は、状態空間モデルにより観測不可能なトレンド成分を推計する方法を提案している。彼らのモデルは、トレンドやサイクル成分の変動が確率的ボラティリティモデルにより表されるという柔軟な設定となっている。Mertens (2015) は、Stock and Watson (2007) の考え方を拡張し、複数のインフレ率関連指標や名目長期金利に共通するトレンド成分を、トレンド・インフレ率として抽出する方法を提案した<sup>1</sup>。開発・中島 (2015) は、トレンド・インフレ率が整数値をとり、マルコフ連鎖するというレジーム転換モデルによって、トレンド・インフレ率とフィリップス曲線の傾きを同時に推計する方法を提案している。一方、Cogley and Sbordone (2006, 2008) は、トレンド・インフレ率が時間の推移に伴って変化することを許容したうえで、Calvo (1983) 型の物価の硬直性に直面している企業による最適な価格決定問題を考え、インフレ率を対数線形近似

---

<sup>1</sup> Garnier et al. (2015) は、この手法を日本を含む先進国のデータに適用し、各国のトレンド・インフレ率を抽出している。

する際に、時変的なトレンド・インフレ率の周辺で近似を行うことで、トレンド・インフレ率を含むニューケインジアン・フィリップス曲線を導出し、それを基にVARの識別制約を設定し推計している。

もっとも、先行研究の何れのアプローチにおいても、トレンド・インフレ率を、実績のインフレ率とインフレ目標の間の相互作用を明示的に考慮したうえで、データと整合的に推計することのできるモデルは、これまでのところ提案されていない<sup>2,3</sup>。このような問題意識を踏まえ、今般、トレンド・インフレ率の推計システム（以下、TIPS : Trend Inflation Projection System）を開発した。TIPSでは、トレンド・インフレ率を、①過去のインフレ率実績から抽出される長期変動成分に基づく適合的な予想と、②インフレ目標によるフォワード・ルッキングな予想、の2つの要素の加重平均によってモデル化し、これらの要因による予想インフレ率の変動を定量的に評価することができる。具体的には、長期変動成分について、複数のコアインフレ指標の過去の時系列データから抽出することができるよう設計を行ったほか、トレンド・インフレ率に対するインフレ目標自体の寄与、すなわちインフレ目標の信認度について、時間を通じて変動する際の影響を分析できるようにした。

本稿は次のような構成となっている。まず、第2節では、インフレ率の変動を規定する要因、とりわけトレンド・インフレ率の考え方について整理し、モデルの概要を説明する。第3節では、第2節で述べたモデルをデータから推計した結果と、そこから導かれる実証上のインプリケーションについて整理する。第4節では、推計されたモデルを用いたシミュレーション結果を示し、最後に結論を述べる。

## 2. トレンド・インフレ率推計システム（TIPS）の概要

TIPSは、主に3つのブロッカー（1）ニューケインジアン・フィリップス曲線に基づくインフレ率変動モデルと（2）中長期予想インフレ率がトレンド・インフレ率によって決定される予想インフレ率モデル、（3）トレンド・インフレ率がインフレ目標と長期変動成分によって決定されるモデルから形成されている（図表2）。以下

---

<sup>2</sup> 米連邦準備制度理事会（FRB : Federal Reserve Board）が運用する大型マクロモデルFRB/USでは、Cogley and Sbordone（2008）に基づくニューケインジアン・フィリップス曲線をインフレ率のモデルとして用いているが、トレンド・インフレ率はランダム・ウォークに従うものとしてモデル化されており、実績インフレ率やインフレ目標の相互関係についての分析は行うことができない（Brayton（2013））。

<sup>3</sup> 従来、日本銀行スタッフが開発した計量マクロモデルであるQ-JEM（Quarterly Japanese Economic Model）では、トレンド・インフレ率を、直接的には観測できない潜在変数として定義し、民間エコノミストによる先行き予想のサーベイデータから推計していた。もっとも、トレンド・インフレ率が外生的にランダム・ウォークに従うと仮定していたため、この手法のもとでは、過去のインフレ実績やインフレ目標とトレンド・インフレ率との関係を明示的に分析することはできなかった。Q-JEMの詳細については、一上他（2009）、Fukunaga et al.（2011）等を参照。

では、上記の（１）～（３）について詳しく説明を加える。

## 2. 1 インフレ率の変動メカニズム

インフレ率の主たる変動要因は、①過去のインフレ率の実績値、②需給ギャップ、および③先行きの予想インフレ率だと考えられる<sup>4</sup>。本稿では、ハイブリッド型ニューケインジアン・フィリップス曲線の考え方を踏まえて、インフレ率を以下のように表す。

$$\pi_t = \rho\pi_{t-1} + (1 - \rho)\pi_{t,6\sim 10Y}^e + \gamma y_t + \epsilon_t \quad (1)$$

ただし、 $\pi$ ：インフレ率、 $\pi_{6\sim 10Y}^e$ ：6～10年先予想インフレ率、 $y$ ：需給ギャップ、 $\epsilon$ ：誤差項。

ここで、上記のインフレ率のモデルを用いてシミュレーションや予測を行ううえでは、中長期の予想インフレ率（代理変数としてコンセンサス・フォーキャストの6～10年先予想インフレ率を用いる）の変動メカニズムを考える必要がある。仮に、経済主体が、足元のインフレ率に関する上記のような構造が、先行きについても続くと予想するならば、中長期の予想インフレ率についても、それと同じような構造が維持されるはずである。そこで、①過去の6～10年先予想インフレ率の実績値、②6年先予想需給ギャップ、③先行きの超長期予想インフレ率であるトレンド・インフレ率によって以下のように定式化する。

$$\pi_{t,6\sim 10Y}^e = \alpha \pi_{t-1,6\sim 10Y}^e + (1 - \alpha) \cdot \bar{\pi}_t + \beta y_{t,6Y}^e + v_t \quad (2)$$

ここで、 $\pi_{6\sim 10Y}^e$ ：6～10年先予想インフレ率、 $\bar{\pi}$ ：トレンド・インフレ率、 $y_{6Y}^e$ ：6年先予想需給ギャップ、 $v$ ：誤差項。

通常の景気循環の長さに照らせば、6年先予想需給ギャップはゼロに近い値をとることが予想されるため、係数 $\beta$ は小さい値をとると予想される。すなわち、6～10年先予想インフレ率に主に影響を与えるのは、トレンド・インフレ率となる。

## 2. 2 トrend・インフレ率の考え方

前節でみたように、中長期予想インフレ率の変動要因を考えるうえでは、超長期の

---

<sup>4</sup> こうしたハイブリッド型フィリップス曲線は、基本的には、次のような考え方に基づいている。すなわち、独占的競争を行う企業の多くは、その限界費用に応じて価格を決定しようとするが、各時点では、一定の割合の企業しか価格改定できない。価格改定ができない企業は、価格をインフレ率に連動させている（インデクセーション）と考える（Christiano et al. (2005) 等）。企業は、価格更新を行える場合にも、将来のことを想定して、足もとだけでなく先行きのインフレ率と限界費用（単位労働コスト）に関する予想を考慮のうえで価格を改定する。なお一定の条件のもとで、限界費用は需給ギャップに比例するため、結局、インフレ率は、過去のインフレ率、予想インフレ率、需給ギャップ、の3つの要因により規定される。

予想インフレ率に対応する「トレンド・インフレ率」がどのように決定されるか、が極めて重要である。これには、大きくわけて2通りの考え方があり得る。すなわち、①インフレ率のデータから抽出される長期的な趨勢、すなわち長期変動成分を超長期予想と捉える適合的な考え方と、②中央銀行の行動を先見的に予想する経済主体の存在を前提とし、インフレ目標値が超長期予想と一致すると見做すフォワード・ルッキングな考え方、が挙げられる<sup>5</sup>。

以下では、①・②のそれぞれについて簡単に説明し、③それらの組み合わせによってトレンド・インフレ率を表すTIPSの考え方について述べる。TIPSでは、実現されるインフレ率の動きがトレンド・インフレ率を通じて、再度、実現されるインフレ率にフィードバックされるようモデル化されている。

### ①適合的な予想形成<sup>6</sup>

マクロ経済構造についての知見を持たず、インフレ率の情報のみに基づいて先行きのインフレ率を予想する経済主体は、インフレ率の実績データを観察し、その趨勢的な変動から長期的な変動成分を読み取ろうとすると考えられる。

そこで、観測される時系列データから長期的な変動成分の抽出を行う代表的な方法である、Beveridge Nelson 分解（BN分解）<sup>7</sup>と呼ばれる統計的な分解手法を用いる。具体的には、インフレ率の変動が以下のような長期変動成分と短期変動成分に分けられると考えて、観察されたデータから長期変動成分を推計する<sup>8</sup>。Stock and Watson (2007) 等によれば、BN分解により得られた長期変動成分は、先行きのインフレ率に対して優れた予測力を持つことが知られている<sup>9</sup>。

$$\pi_t = \tau_t + z_t \quad (3)$$

ただし、 $\tau$ ：長期変動成分、 $z$ ：短期変動成分。長期変動成分はランダム・ウォークであると仮定する。

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \xi_t \quad (4)$$

<sup>5</sup> インフレ予想の形成メカニズムに関するサーベイとしては、敦賀・武藤（2008）、Nakazono（2016）等を参照。米国については、Mehra（2002）、Trehan（2015）、Fuhrer（2012）等が参考になる。

<sup>6</sup> ここでの適合的期待形成という用語は、先行きのインフレ予想が過去のコアインフレ率の実績値の影響を受けるという意味で用いた。より狭義には、過去の消費者物価（除く生鮮食品）の実績値のみが予想インフレ率を規定するような予想形成のことを適合的と呼ぶこともある。

<sup>7</sup> 詳細は、Beveridge and Nelson（1981）を参照。

<sup>8</sup> このような方法に基づく先行研究は多くみられる。例えば、Stock and Watson（2007）、Garnier et al.（2015）を参照。

<sup>9</sup> 他のインフレ率の時系列的な予測モデルとしては、実績のインフレ率の移動平均値やHPフィルターにより抽出されたトレンド成分を用いるものや、自己回帰モデル等の様々なモデルが考えられるが、本稿ではStock and Watson（2007）等の先行研究により予測パフォーマンスの高さが示されたBN分解による予測モデルを採用した。

ここで、誤差項 ( $\xi$ ) は、 $E_t \xi_{t+j} = 0$  ( $j = 1, 2, \dots$ )、かつ  $E_t \xi_{t+j}^2 = \sigma_\tau^2$  (一定) をみたすホワイトノイズである。このような長期変動成分 ( $\tau_t$ ) の動きは、ランダム・ウォークと呼ばれる。

このもとで、現在の  $t$  時点からみた  $k$  期先の変数の値 ( $\pi_{t+k}$ ) は、当期の長期変動成分 ( $\tau_t$ ) と将来の長期変動ショック ( $\xi_{t+j}$ ) を用いて以下のように書くことができる。

$$\pi_{t+k} = \tau_t + \sum_{j=1}^k \xi_{t+j} + z_{t+k} \quad (5)$$

なお、短期変動成分の動学については、以下のように 2 次の自己回帰過程を仮定した<sup>10</sup>。

$$z_t = \sum_{k=1}^2 b_k z_{t-k} + e_t \quad (6)$$

ただし、 $e$  : 誤差項。

もし、短期変動成分  $z_{t+k}$  が将来ゼロに収束するとすれば、超長期先の  $\pi_t$  の予測値は、当期の長期変動成分  $\tau_t$  に一致する。すなわち、以下のようなになる。

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E_t[\pi_{t+k}] = \tau_t \quad (7)$$

したがって、当期の経済変数 ( $\pi$ ) の変動が、長期変動成分 ( $\tau$ ) に起因するものであれば、その影響は永遠に残ることとなる<sup>11</sup>。このもとでは、超長期先のインフレ率の予測値は、足もとの長期変動成分 ( $\tau$ ) に一致するため、この経済主体の超長期の予想インフレ率は長期変動成分となる。

## ②フォワード・ルッキングな予想形成

一方、経済主体が、中央銀行によるインフレ目標政策のもと、合理的に予想形成を行う場合は、違った結果になり得る。インフレ率がインフレ目標に中長期的に一致していくよう金融政策を行うと中央銀行がコミットし、そのための手段を有している場合、家計や企業といった経済主体のインフレ目標達成に対する信認は高いと考えられる。この時、超長期の予想インフレ率は、論理的には、インフレ目標に一致するはず

<sup>10</sup> 1 次～3 次の自己回帰過程の中から、A I C (Akaike's Information Criterion) に基づき選択した。

<sup>11</sup> 長期変動成分と短期変動成分の識別の問題については、Morley et al. (2003) を参照。また、長期変動成分に、ランダム・ウォーク過程を仮定することの妥当性については、Cochrane (1991) を参照。BN 分解に基づくモデル推計の詳細は、Arino and Newbold (1998) を参照。

である<sup>12</sup>。

こうした予想形成は、家計や企業などの経済主体が、中央銀行がインフレ目標を達成するためのメカニズムが有効に働く経済構造を想定し、その構造に従って合理的に予想形成を行っている場合、に対応する。

これを確認するために、経済主体が以下でみるような標準的なニューケインジアン型のマクロ経済構造を想定していると仮定し、そのもとでどのような予想形成を行うかを、順を追って見ていく。

まず、一般的なニューケインジアン・モデルに従い、需給ギャップが、以下のようなハイブリッド型ニューケインジアン I S 曲線により表されていると仮定する。

$$y_t = \alpha E_t[y_{t+1}] + (1 - \alpha)y_{t-1} - \rho(i_t - E_t\pi_{t+1}) + u_t \quad (8)$$

ここで、 $y$ ：需給ギャップ、 $\pi$ ：インフレ率、 $i$ ：名目短期金利、 $u$ ：外生ショック。

次に、インフレ率は、以下のようなハイブリッド型ニューケインジアン・フィリップス曲線によって決まると考える。

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + (1 - \beta)\pi_{t-1} + \zeta y_t + \epsilon_t \quad (9)$$

ただし、 $\epsilon$ ：外生ショック。最後に、金融政策ルールは、以下のような修正テイラー・ルールに従うと仮定する。

$$i_t = \theta i_{t-1} + (1 - \theta) \left\{ \phi_y y_t + \phi_\pi (\pi_t - \pi_t^*) \right\} + v_t \quad (10)$$

ただし、 $\pi^*$ ：インフレ目標値、 $v$ ：外生ショック、を表す。

このような経済構造のもとでは、中央銀行はインフレ率とインフレ目標の乖離に反応し、金利の調整を行う。するとハイブリッド型ニューケインジアン I S 曲線を通じて需給ギャップが変化するが、需給ギャップの変化は、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通じてインフレ率に影響を与えるため、やがてインフレ率はインフレ目標に接近していく。そのスピードは、それぞれのパラメータに依存するが、一定の標準的なパラメータ条件のもとでは、この経済主体が予想する超長期の予想インフレ率は、インフレ目標に一致する。すなわち以下が導かれる。

---

<sup>12</sup> Benhabib et al. (2002) 等で指摘されているように、ゼロ金利制約を考慮したモデルでは、中央銀行による金利の調整が十分に行えず、インフレ率が目標インフレ率と異なる低い値を定常値としてとり得ることが知られている。また、Hills et al. (2016) では、モデルの線型近似を行わずに、確率的定常値 (stochastic steady state) を計算すると、目標インフレ率よりもインフレ率の定常値が小さくなることが示されている。もっとも、これらの先行研究では、非伝統的金融政策やマイナス金利政策の効果については明示的に考慮されていない。このように、家計が、中央銀行による経済の調整メカニズムが働かないような経済構造を念頭に合理的な予想形成を行った場合には、超長期の予想インフレ率は、目標インフレ率より低くなると考えられる。

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E_t[\pi_{t+k}] = \pi_t^* \quad (11)$$

### ③ハイブリッドな予想形成

実際には、経済主体の予想形成メカニズムを①・②の何れかに特定することは困難である。そこで、①のような適合的な予想を行う経済主体と、②のようなフォワード・ルッキングな経済主体の2通りが一定割合ずつ存在していると考え、そのもとでのトレンド・インフレ率を次のように、2つの要素の加重平均によって表されると想定した。

$$\bar{\pi}_t = \delta_t \cdot \tau_{t-1} + (1 - \delta_t)\pi_t^* \quad (12)$$

ただし、 $\bar{\pi}$ ：トレンド・インフレ率、 $\tau$ ：長期変動成分、 $1 - \delta$ ：フォワード・ルッキングな経済主体の割合、 $\pi^*$ ：インフレ目標（= 1(1990/1Q～2012/4Q) or 2（2013/1Q～2016/1Q））。2012年第4四半期より前の目標インフレ率は、1%と設定して推計した<sup>13</sup>。

## 2. 3 インフレ目標の信認度

トレンド・インフレ率の決定式(12)におけるインフレ目標値のウエイト( $1 - \delta_t$ )は社会全体におけるインフレ目標の「信認度」と捉えることが可能である。中央銀行のインフレ目標の信認度は、日々大きく変動するものではないが、一定であるとは限らず、中央銀行が金融政策のレジーム変更や、インフレ目標値の変更などを行えば、変動し得ると考えられる。

実際、翌年度のインフレ率の予想に関する日本銀行政策委員の見通しとESPフォーキャストにおける民間エコノミストの予想値の乖離幅をみると、2013年度に日本銀行が2%のインフレ目標を設定した当初は、-0.6%ポイント程度という比較的大きな乖離が観察されていた(図表1(2))。これは、一部の民間エコノミストは、先行きのインフレ率の予想形成にあたり、すぐには日本銀行によるインフレ目標達成を信認することができず、相当な留保をもっていった可能性を示唆している。こうした乖離は、その後、縮小に向かっており、その後の量的・質的金融緩和の拡大や、金融市場の変化、その他の情報発信などによって、時間の経過とともに、信認度が高まってきたとみることもできる。

そこで、本稿では、信認度が時間を通じて変動することを念頭に、コンセンサス・

<sup>13</sup> これは、2006年3月に導入された日本銀行による「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1%となっていたこと、2012年2月に導入された「中長期的な物価安定の目途」を1%としていたことを踏まえたもの。

フォーキャストの6～10年先予想インフレ率のデータに整合的になるようデータから推計することとした<sup>14</sup>。具体的には、以下のような動学を念頭に置いている。

$$\delta_t = \omega \cdot \delta_{t-1} + \kappa \cdot D_t + \mu_t \quad (13)$$

ただし、 $D$ ：2013年第1四半期に1をとり、それ以外で0となるダミー変数、 $\mu$ ：外生ショック項。

上記の動学のもとでは、 $\omega$ が $0 < \omega < 1$ という条件のもとで、インフレ目標の信認度が時間をかけて1に向かっていく（時間とともに、 $\delta$ がゼロに収束していく）。また、 $\omega = 1$ のときは、ランダム・ウォークとなる。すなわち、 $\omega$ は、信認が得られるまでに要する時間を表していると考えられる。本稿では、 $0 < \omega < 1$ という制約のもとで、 $\omega$ をデータから推計することとした。また、2013年第1四半期にインフレ目標を2%に引きあげた際に、 $\delta$ に大きなジャンプが起こった可能性を捉えるために、2013年第1四半期に1をとるダミー変数 $D$ を加えて、そのジャンプの大きさである係数 $\kappa$ をデータから推計した。なお、ここでは信認度 $1 - \delta$ が、 $0 < 1 - \delta < 1$ を満たすよう $\delta$ に制約を課して、推計を行った。

### 3. 実証分析

前節で述べたようなTIPSの考え方に則って、以下の4つのパートに分けて実証分析を行った。まず、(1) インフレ率の実績値から長期変動成分を抽出した。長期変動成分については、複数の指標に共通する成分を抽出する場合と、単一の指標から抽出する場合で結果が異なる。そこで両者を比較検討した。そのうえで、(2) トレンド・インフレ率、および中長期予想インフレ率を推計し、インフレ目標の信認度についての考察を行った。また、(3) 実際のインフレ率を説明するフィリップス曲線を推計した。次に、(4) 複数の指標から長期変動成分を抽出した場合と、単一指標から抽出した場合のデータへのフィットと予測パフォーマンスを比較した。最後に、(5) 推計されたモデルを用いて、2008年以降のトレンド・インフレ率と消費者物価について寄与度分解を行い、この間のインフレ率の変動要因を考察した。

#### 3. 1 長期変動成分の抽出

まず、トレンド・インフレ率の推計に必要となる長期変動成分を抽出するために、観測された消費者物価指数（消費税調整済み）の1983年第1四半期から2016年第1

---

<sup>14</sup> ニューケインジアン・モデルで描写されるフォワード・ルッキングな経済主体が大勢を占める場合でも、ゼロ金利制約等により、中長期の予想インフレ率が2%に達しないことも考えられる。TIPSでは、こうしたケースは、信認度の低下として表現されると考えられる。

四半期までのデータを長期変動成分と短期変動成分に分解した（(3)、(4)、(6) 式）。ここでは、長期変動成分を抽出する際、①消費者物価の複数のコアインフレ指標から共通する長期変動成分を抽出した場合と、②単一のインフレ率（総合除く生鮮食品）のみを用いて抽出を行った場合の両方のケースを検討した。なお、推計には、Garnier et al. (2015) に倣い、マルコフ連鎖モンテカルロ（MCMC）法を用いた（推計方法・結果の詳細は補論参照）。

### ① 複数のコアインフレ指標を用いた場合

消費者物価に関する 4 つのコアインフレ指標として、総合（除く生鮮食品）、総合（除く生鮮食品・エネルギー）、総合（除く食料・エネルギー）、刈込平均値を用いて、それらに共通する長期変動成分を抽出した。総合（除く食料・エネルギー）指数や刈込平均値を用いたのは、長期的なインフレ率の変動を捉えるために、相対価格の振れによる短期的な変動の効果を除去するためである<sup>15</sup>。推計された長期変動成分の推移をみると、各コアインフレ指標の趨勢を捉えて滑らかな挙動を示しており、全体としては刈込平均値に似た動きとなっている（図表 3）。総合除く生鮮食品の分解結果をみると、足もとではエネルギー価格の変動によって低下しているが、低下幅の相当の部分は短期変動成分として識別されている。このような方法で抽出した長期変動成分は、相対価格の変動による影響を受けにくいという特徴をもっていることがわかる。

### ② 単一のインフレ率のみを用いた場合

一方、単一のインフレ率のみを用いて長期変動成分を抽出することも考えられる<sup>16</sup>。そこで、総合除く生鮮食品 1 系列のみを用いた場合の結果をみると（図表 4）、2014 年度下期以降、原油価格の下落を受けて、総合除く生鮮食品の低下とともに、長期変動成分が大きく低下している<sup>17</sup>。このように、複数のコアインフレ指標を用いた場合（上記①）と比べ、比較的大きな変動を生み出すという特徴がある。

トレンド・インフレ率のモデル式における長期変動成分の位置づけを踏まえると、短期的な相対価格変動が、長期的趨勢を表すトレンド・インフレ率に影響を与えろとは考えにくい。しかし、実際、コンセンサス・フォーキャストでみた 6～10 年先予想インフレ率の推移をみると、原油価格が顕著に下落した 2014 年後半以降、緩やかに

---

<sup>15</sup> コアインフレ指標のパフォーマンスについては、白塚（2015）、景気循環との関連性については、川本他（2015）が詳しい。刈込平均については、白塚（1997）、三尾・肥後（1999）、複数のコアインフレ指標を用いたインフレの基調的変動の分析については、岩崎・開発（2016）を参照。

<sup>16</sup> 単一のインフレ率指標から長期変動成分を抽出した実証結果については、Stock and Watson（2007）等を参照。

<sup>17</sup> このような分析結果は、日本において長期にわたるデフレが継続してきたもとの、原油価格の下落といった一見短期的な相対価格の変化であっても、賃金上昇率への影響などを通じて長期的な効果を持ちうるとの解釈も可能である。

低下しており、相対価格の変化が中長期の予想インフレ率に影響した可能性もある。したがって、上記①・②の何れが長期変動成分の抽出方法として優れているかは、中長期の予想インフレ率をどの程度説明し得るかという実証的な問題である。そこで、以下では予想インフレ率とインフレ率の推計結果について述べる。

### 3. 2 予想インフレ率に関する推計結果

前節で得られた長期変動成分を用いて、予想インフレ率に関するフィリップス曲線（(2) 式）と、トレンド・インフレ率モデル（(12)、(13) 式）のパラメータをシステム推計した。推計に用いたデータは、コンセンサス・フォーキャストの6～10年先予想インフレ率と、日本銀行調査統計局による需給ギャップの推計値である<sup>18</sup>。6年先の予想需給ギャップのデータは、過去の需給ギャップを所与として、2次の自己回帰モデルにより作成した。インフレ目標値は、2012年第4四半期までは1%、その後は2%とした。なお、推計には、マルコフ連鎖モンテカルロ（MCMC）法を用いた（推計結果の詳細は補論参照）。

4つのコアインフレ指標を用いて長期変動成分を抽出した推計結果は、図表5のようになった。6年先の予想需給ギャップは想定どおり、係数は小さく有意ではなかったが、符号はプラスとなった。インフレ目標の信認度は、足もとは0.8弱程度と推計された（図表6）。信認度は、2012年第4四半期まで、概ね0.8程度で推移し、2013年第1四半期に2%のインフレ目標を導入した際、一旦は低下したが、その後、緩やかに持ち直している姿となった。推定されたパラメータをみると、自己ラグにかかるパラメータが相応に大きく、粘着性の強さが窺われる。このもとで、トレンド・インフレ率は、2012年第4四半期まで、概ね0.8%程度で推移し、2013年第1四半期には1.5%前後まで大きく上昇した後、緩やかに上昇傾向を辿り、足もと1.6%程度で推移している。

他方、単一のインフレ率のみを用いた場合の推計結果をみると、パラメータは大きく違わなかった。インフレ目標の信認度についても、概ね同水準での推移を示し、2013年第1四半期以降、緩やかに持ち直しているという点に大きな違いはなかった。このもとで、トレンド・インフレ率は、2013年第1四半期に大きく上昇し、その後は、1.6%前後で推移するという結果が得られた。これらのモデルの優劣の比較については、3.4節で議論する。

---

<sup>18</sup> モデル推計において、6～10年先予想インフレ率は、観測可能な変数として推計に使用されており、観測誤差を含む形でモデル上の6～10年先予想インフレ率と一致すると仮定されている。

### 3. 3 インフレ率に関するフィリップス曲線の推計

インフレ率に関するフィリップス曲線((1)式)を推計した結果も示す。ここでは、消費者物価(除く生鮮食品・エネルギー)、同(除く食料・エネルギー)、同(除く生鮮食品)のそれぞれの季節調整済前期比(年率換算値)を対象として、コンセンサス・フォーキャストの6~10年先予想インフレ率のデータと、日本銀行の需給ギャップの試算値のデータを用いて最尤法により推計した(図表7)。

1990年第1四半期から2016年第1四半期までのデータを用いた推計結果をみると、パラメータは何れも有意に推定された。自己ラグにかかるパラメータの推定結果が0.8程度と大きくなっており、粘着性の強さが窺われる結果となった。フィットをみると、総合(除く食料・エネルギー)や総合(除く生鮮食品・エネルギー)の標準誤差は0.6%ポイント程度と、相応に良好な結果となった。

### 3. 4 4系列と単一系列モデルの比較

これまで、4つの系列を使って長期変動成分を抽出したモデルと、単一系列を使って抽出したモデルの推計結果をみてきたが、ここでは、両者のデータへの当てはまりの良さや予測パフォーマンスを比較する。

まず、中長期予想インフレ率モデルにおけるモデルのフィットの良さを、周辺尤度を比較することによって確認すると(図表8-(1))、対数周辺尤度の差は1.4程度となっており、4系列を使用したモデルの方が中長期予想インフレ率のモデルとしてデータへの当てはまりが良いことがわかる<sup>19</sup>。

次に、中長期予想インフレ率のアウト・オブ・サンプルの予測パフォーマンスを比較した。具体的には、2011年第2四半期~2016年第1四半期までの最近5年間について、実績値との誤差を平均2乗予測誤差で評価した(図表8-(2))。ここでは、両モデルに加え、ベクトル自己回帰モデル(VAR)とも比較した<sup>20</sup>。結果をみると、VARと比較して、何れのモデルも予測力は優れており、パフォーマンスは良好だと言える<sup>21</sup>。4つのコアインフレ指標を使ったモデルと単一の指標を使ったモデルを比

<sup>19</sup> Jeffreys (1961)によると、対数周辺尤度差(モデルiとモデルjの差)が1.15より大きいときモデルiがjよりも支持される「証拠が十分にある」としている。

<sup>20</sup> 4つのコアインフレ指標、需給ギャップ、中長期予想インフレ率を内生変数とした。図表8では、ラグ次数はAICにより5を選択した推計結果を示している。もっとも、SICに基づきラグ次数を1としても、結果に大きな差はみられなかった。

<sup>21</sup> 1期先の予測について、VARモデルの予測誤差が小さくなった理由として、VARモデルを推計する際に、2013年以前については、半年毎の6~10年先の予想インフレ率のデータを、線形補間により四半期化していることが影響している可能性がある。

較すると、1～2期先程度の短期予測においては、パフォーマンスに大きな差はみられなかった。ただし4期以上の長い予測においては、4つのコアインフレ指標を用いた場合に、予測誤差が幾分小さくなることがわかった<sup>22,23</sup>。

### 3. 5 トレンド・インフレ率と消費者物価の寄与度分解

長期変動成分の変動をみると（図表3）、2008年の金融危機の後、大きなマイナスに転じ、その後2012年頃にかけて緩やかに上昇したあと、2013年入り後にはプラスが定着した。2014年後半には、一旦プラス幅が縮小したものの、足もとでは再び緩やかに上昇している。

こうしたもとの、トレンド・インフレ率や消費者物価の決定要因について確認するために、寄与度分解を行った（図表9）。まず、トレンド・インフレ率の寄与度分解をみると、インフレ目標（およびその信認度）の影響が大きく、それに加えて長期変動成分が全体の変動を規定している。トレンド・インフレ率の水準は、2013年第1四半期までは、概ね1%弱で推移していた。これは、この間のコンセンサス・フォーキャストにおける6～10年先予想が1%前後で推移していたことと概ね整合的である。さらに、その後の推移をみると、2013年第1四半期に、インフレ目標の2%への引き上げによって大きく上昇し、足もとの2016年第1四半期現在まで1%台後半で推移しているとの結果となった。この間、長期変動成分が、2009年を底に、その後上昇傾向を辿ったことも、トレンド・インフレ率の緩やかな上昇に寄与してきたことがわかる。

この間の中長期予想インフレ率の寄与度分解をみると、2013年のインフレ目標の引き上げやその後の信認度の上昇を受けて、インフレ目標の寄与が高まっていることがわかる。やや仔細にみれば、2008年以降、長期変動成分がマイナス方向に寄与するなかで、インフレ目標や残差のプラス寄与から、中長期予想インフレ率は1%前後で推移してきた。その後、インフレ目標の引き上げや、長期変動成分の寄与拡大に伴って、中長期予想インフレ率は上昇傾向を辿った。もっとも、2015年後半以降は、残差のマイナス寄与拡大に伴って、幾分低下している。

消費者物価の動きをみると、2008年以降、需給ギャップの大幅な悪化やマイナスの残差が、消費者物価の低下に大きく寄与したことがわかる<sup>24</sup>。図表3でみたように、

<sup>22</sup> ただし、Diebold-Mariano テストにより、両者が等しいという帰無仮説は、10%有意水準で棄却されなかった。

<sup>23</sup> 4つのコアインフレ指標を使ったTIPSとVARモデルについて、消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）の予測パフォーマンスを比較すると、1年先予測では両者とも平方平均2乗予測誤差が0.9%となり、同程度の予測力であったが、より長期の予測では4つのコアインフレ指標モデルが優れたパフォーマンスを示し、3年先予測ではVARモデルの予測誤差が1%程度、4つのコアインフレ指標を使ったモデルでは0.6%程度となった。

<sup>24</sup> 図表9、10では、前年比での寄与度をみるために、前期比年率の後方移動平均値を用いていること

この前後では、総合（除く生鮮食品）の短期変動成分が、他の3つの指数対比、大きく変動している。したがって、こうした残差のマイナス寄与拡大の背景には、食料・エネルギー価格の下落や為替円高等が影響している可能性がある。その後は、需給ギャップや残差のマイナス幅縮小や、トレンド・インフレ率の上昇に伴って、2014年まで上昇を続けている。2014年以降は、消費者物価（除く生鮮食品）が、残差のマイナス寄与が再び大きくなったことを受けて、ゼロ近傍に低下した。一方、食料・エネルギー価格や為替の変動の影響を受けにくい消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）については、2015年第1四半期には、幾分は低下したものの、その度合いは小さく、その後はトレンド・インフレ率の上昇もあり、緩やかに持ち直したことがわかる。

ここで、比較のために、単一系列モデルによる寄与度分解についても行った（図表10）。これによると、足もとの2014年度後半以降の中長期予想インフレ率の低下は、残差のマイナス寄与だけでなく、長期変動成分のプラス寄与の縮小によっても説明されることがわかる。この点、4つのコアインフレ指標を用いた場合には、下振れの殆どが残差により説明されていたことに鑑みると、単一系列モデルがこの期間の変動をよりよく捉えることができている。

## 4. インパルス反応

前節で推計したモデルを用いて、様々な外生ショックが生じた際の消費者物価や予想インフレ率への影響をインパルス反応により確認する<sup>25</sup>。

ここでは、単一系列モデルに比べて幾分優れた予測パフォーマンスを示した4つのコアインフレ指標に基づくモデルを用いて、様々な外生ショックが生じた場合に、消費者物価や予想インフレ率がどのようなインパルス反応を示すか確認する。具体的には、①コアインフレ指標そのものの外生的な変化（制度要因などによるもの）、②信認度の外生的な変化、③インフレ目標値の外生的な変化、④中長期の（6～10年先）予想インフレ率の外生的な変化、⑤需給ギャップの外生的な変化、に対する消費者物価や予想インフレ率の反応について、それぞれ考察する。なお、インパルス反応を計算するにあたって、需給ギャップは外生的に2次の自己回帰モデルに従うと仮定している。

---

から、残差の自己相関が大きくなっている。

<sup>25</sup> TIPS全体は、非線形モデルとなっているため、インパルス反応は初期値に依存する。図表中のインパルス反応は、足もとの2016年第1四半期をゼロ期とし、2016年第2四半期にショックを与えた場合のベースライン予測からの乖離として示されている。

### ①コアインフレ指標そのものの外生的な変化への反応

インフレ率は、主として、需給ギャップや予想インフレ率、自己ラグによって説明されると考えられるが、それ以外にも、制度要因等の特殊なショックによって大きな価格変動が生じることもあり得る。こうしたショックは、それ自体が一時的なものであっても、インフレ率の自己ラグを通じて粘着的に影響が持続する可能性がある。

そこで、各コアインフレ指標が同時に+0.1%ずつ上昇した場合の、その後のインフレ率の推移と、6～10年先予想インフレ率の反応を確認した(図表11)<sup>26</sup>。これを見ると、各コアインフレ指標は、1期目に+0.1%ポイント上昇した後、慣性の強さに応じて差はあるものの、緩やかに上昇幅を縮小させていく。一方、中長期の(6～10年先)予想インフレ率は、長期変動成分の上昇を通じてラグを伴って上昇し、9四半期目にピークとなる約0.02%ポイント弱をつけ、その後、緩やかに上昇幅が縮小していく。

### ②信認度の外生的な変化への反応

信認度にかかるパラメータの推計結果を改めて確認すると(図表5)、自己回帰係数が1に近い値として推定されており、粘着性の強さが窺われる。このもとでは、仮に信認度に対して外生的なショックが生じた際、ショックの影響が比較的長期に及び、中長期の予想インフレ率の変化を通じて、インフレ率そのものにも影響が及ぶ可能性がある。

実際、信認度が+0.1上昇した場合のインパルス反応をみると(図表12)、信認度の上昇を受けて中長期の予想インフレ率は+0.1%ポイント弱程度上昇している。これを通じて、消費者物価(除く生鮮食品)は、15四半期目に最大+0.08%ポイント程度上昇幅を示しており、インフレ目標の信認度の変化が、持続的かつ強い影響力をもつことがわかった。

### ③インフレ目標値の変化への反応

インフレ目標値の変化は、中長期の予想インフレ率を通じて、コアインフレ指標に大きな影響を与える。

インフレ目標値が+0.1%ポイント永続的に上昇した場合のインパルス反応をみると(図表13)、トレンド・インフレ率は、1期目から0.08%ポイント弱上昇し、その後も緩やかに上昇を続け、12期目には、0.09%ポイント上昇する<sup>27</sup>。これを受けて、

<sup>26</sup> ここでは、長期変動成分が上方シフトするようなコアインフレ指標全体へのショック(制度変更等)を想定して、全てのコアインフレ指標に同等のショックを与えた。勿論、実際には各コアインフレ指標のショックの分散は異なるため、実際に同率で上昇する可能性は低い。

<sup>27</sup> 1期目に上昇幅が0.1%ポイント未満に止まるのは、信認度が1を下回っているためである。

中長期の予想インフレ率も、12期目には、0.1%ポイント弱まで引き上げられる<sup>28</sup>。この間、コアインフレ指標は、予想インフレ率の上昇に伴って、0.04%~0.08%ポイント程度上昇する。

このように、インフレ目標値の引き上げは、中長期予想インフレ率の持続的な上昇を通じて、コアインフレ指標に長期的な影響を及ぼすことがわかる。

#### ④中長期の予想インフレ率の変化への反応

中長期の予想インフレ率の外生的な変化は、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通じてコアインフレ指標に直接的な影響を与える。

中長期の予想インフレ率が外生的に+0.1%ポイント上昇した場合のインパルス反応をみると（図表14）、各コアインフレ指標は1期目から上昇し始め、4四半期程度でピークとなり、それぞれ+0.01~+0.04%ポイント程度上昇を示す。その後は、各コアインフレ指標の慣性の強さにより違いはあるものの、徐々に上昇幅が減少していく。この間、長期変動成分は、各コアインフレ指標の上昇を受けて上昇幅を拡大し、4期目には0.02%ポイント上昇する。しかし、その後は、各コアインフレ率が上昇幅を縮小させるのに伴い、長期変動成分の上昇幅も11四半期目まで低下する。その後は、長期変動成分と相関がより高い刈込平均値が高位横ばいとなる11四半期以降は、長期変動成分が再び上昇幅を拡大させていく<sup>29</sup>。こうしたもとで、中長期の予想インフレ率は、各コアインフレ率の上昇による長期変動成分の上昇の影響も受けながらも、緩やかに上昇幅を切り下げていく<sup>30</sup>。

#### ⑤需給ギャップの外生的な変化への反応

最後に、需給ギャップの影響についてみていく。需給ギャップの外生的な変化は、まず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通じてコアインフレ指標に影響を与え、これが長期変動成分を変化させることで、徐々に6~10年先予想インフレ率にも影響を及ぼすと考えられる<sup>31</sup>。もっとも、その影響の大きさは、ハイブリッド型ニューケインジアン・フィリップス曲線の傾き（需給ギャップにかかるパラメータ）に強く依存すると考えられる<sup>32</sup>。

<sup>28</sup> 中長期の予想インフレ率がトレンド・インフレ率にただちに一致しないのは、予想インフレ率が慣性を持つためである。

<sup>29</sup> もっとも、長期的には、刈込平均値が上昇幅を縮小させていくなか、長期変動成分も減衰していく。

<sup>30</sup> 中長期予想インフレ率のショックが、トレンド・インフレ率に与える影響のマグニチュードは小さいため、中長期予想インフレ率のインパルスは単調に減衰している。

<sup>31</sup> TIPSでは、需給ギャップは外生的な2次の自己回帰モデルに従うと仮定されている。

<sup>32</sup> 消費者物価（除く生鮮食品）の需給ギャップに対する感応度が4つのコアインフレ指標のなかで一番大きくなっている。TIPSでは考慮していない為替変動等の影響が、需給ギャップと相関している結果、こうした相関関係を映じて需給ギャップに対する消費者物価（除く生鮮食品）の感応度が高

そこで、需給ギャップが+0.1%ポイント上昇した場合のインパルス反応を確認すると（図表15）、需給ギャップがAR（2）に従って3期目をピークに緩やかに上昇幅を低下させていくなかで、各コアインフレ指標は1期目から上昇を示すが、その上昇幅は最大0.04%ポイント程度に止まっている。長期変動成分等を通じて6～10年先予想インフレ率も上昇するが、その効果はピークの11期目でも0.01%ポイント未満に止まっている。

## 5. おわりに

本稿では、中長期の予想インフレ率とインフレ目標値の関係を考えるにあたって重要となるトレンド・インフレ率について分析を行った。トレンド・インフレ率については、各種経済主体による予想形成のメカニズムや、インフレ目標の信認度といった点を考慮する必要がある、これらを踏まえたトレンド・インフレ率の推計システムを構築した。

このTIPSを、経済見通しの作成や政策分析に利用することで、多くの有益な情報を得られると考えられるが、モデルの特性や限界を十分に理解したうえで、推計結果を解釈することが重要である。また、各種経済主体によるインフレ予想の形成メカニズムや、中央銀行への信認度の決定要因等については、依然として未知の要素が多いことから、今後も更なる研究や、モデルの改善が必要である<sup>33</sup>。

---

くなっている可能性がある。

<sup>33</sup> 例えば、Ehrmann（2015）は、インフレ目標政策採用国における低インフレ環境下での予想形成を分析し、インフレ率実績がインフレ目標を上回っている時期よりも、同目標値を下回った際に、予想インフレ率の実績値の影響を受けやすいと報告している。本稿では、そうした非対称性は考慮にいていない。このほか、Mertens（2015）は、インフレ率からの長期変動成分の抽出にあたり、確率的ボラティリティモデルを用いたインフレ率の変動メカニズムを推計している。本稿では、そうした分布特性を考慮にいていない。また、Hattori et al.（2016）では、民間のインフレ予想が中央銀行による物価見通しに接近していく傾向があると報告している。本稿では、こうした予想形成と中央銀行の情報発信の内容との関係については考慮にいていない。

## 補論. モデルの推計方法と結果の詳細

### 1. Beveridge Nelson 分解による長期変動成分の抽出方法

本稿では、Mertens (2015)、Garnier et al. (2015) に倣い、各コアインフレ指標に Beveridge Nelson 分解 (BN 分解) を施すにあたって、状態空間モデルを用いた (3)、(4)、(6) 式)。ここでは、その方法についてやや詳細に説明する。本文で述べたように、 $n$ 個のコアインフレ指標 ( $\pi_{it}(i = 1, \dots, n)$ ) が、観察されない長期変動成分 ( $\tau_t$ ) と、短期変動成分 ( $z_{it}$ ) から構成されるとし、短期変動成分が、2次の VAR 過程に従うと仮定する。すなわち、各指標  $\pi_{it}$  は、以下のような状態空間モデルで表すことができる (3)、(4) 式)。

$$\pi_{it} = \tau_t + z_{it}$$

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \xi_t$$

ここで、 $\xi_t$  は分散  $\sigma_\xi^2$ 、平均 0 の正規分布に従うと仮定する。また、ベクトル  $\boldsymbol{\pi}_t = (\pi_{1t}, \dots, \pi_{nt})'$  と  $\mathbf{z}_t = (z_{1t}, \dots, z_{nt})'$  を用いて、以下のように書くことができる<sup>34</sup>。

$$\boldsymbol{\pi}_t = \mathbf{1}\tau_t + \mathbf{z}_t = \mathbf{A} \cdot \mathbf{a}_t$$

ただし、

$$\mathbf{a}_t = \begin{pmatrix} \tau_t \\ z_{1t} \\ \vdots \\ z_{nt} \\ z_{1t-1} \\ \vdots \\ z_{nt-1} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{A} = [\mathbf{1} \quad I_n \quad \mathbf{0}_{n \times n}]$$

なお、 $\mathbf{1}$  は要素が 1 の  $n \times 1$  のベクトル、 $I_n$  は  $n \times n$  の単位ベクトル、 $\mathbf{0}_{k \times l}$  は  $k \times l$  の零行列を示す。上式が、状態空間モデルにおける観測方程式となる。また、状態変数ベクトル  $\mathbf{a}_t$  の状態方程式は、以下のように書ける。

$$\mathbf{a}_t = \mathbf{B} \cdot \mathbf{a}_{t-1} + \mathbf{R} \cdot \boldsymbol{\varepsilon}_{at}$$

ただし、

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1 & \mathbf{0}_{1 \times 2n} \\ \mathbf{0}_{2n \times 1} & b \end{bmatrix},$$

<sup>34</sup> Mertens (2015) では、各指標から抽出される長期変動成分の初期値が異なるという仮定をおいているが、TIPS では、長期変動成分の初期値も各指標で等しいと仮定した。もっとも、Mertens (2015) のように、異なった初期値を用いても結果に大きな違いはみられなかった。

$$b = \begin{bmatrix} b_1 & b_2 \\ I_n & 0_{n \times n} \end{bmatrix},$$

$$R = \begin{bmatrix} \sigma_\tau & \mathbf{0}_{1 \times n} \\ \boldsymbol{\rho}_\tau & \Sigma_z \\ \mathbf{0}_{n \times 1} & 0_{n \times n} \end{bmatrix},$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{at} = \begin{pmatrix} \xi_t \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{zt} \end{pmatrix}.$$

ここで、 $n \times 1$ のベクトル $\boldsymbol{\varepsilon}_{zt} = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{nt})'$ は短期変動成分の固有ショックを表し、 $\varepsilon_{jt}$  ( $j = 1, \dots, n$ )は、互いに独立な標準正規分布に従うと仮定した。 $\Sigma_z$ は、短期変動成分固有ショックの標準偏差と相関構造を表す行列で、対角要素に $\sigma_{zi}$  ( $i = 1, \dots, n$ )を持つ対角行列と仮定した。また、 $n \times 1$ のベクトル $\boldsymbol{\rho}_\tau$ は、長期変動成分のショックと、短期変動成分の残差項の相関を表し、長期変動成分のショックが、短期変動成分にも影響することを許容している。なお、 $b_k$  ( $k = 1, 2$ )は、以下のように短期変動成分のVARモデルにおける次数 $k$ の自己ラグ項の係数行列( $n \times n$ )を表す（(6)式）。

$$\mathbf{z}_t = \sum_{k=1}^2 b_k \mathbf{z}_{t-k} + R_{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{at}$$

ここで、 $R_{-1}$ は、状態方程式のショック項の相関を表す行列 $R$ から1行目を除いた行列。

モデルの推計には、MCMC法の一手法であるギブス・サンプラーを用いた（事前分布は補論図表1を参照）<sup>35</sup>。具体的なサンプリングの手順としては、以下のようになる。

- ① 各パラメータの初期値（或いは1回前にサンプリングされた値）を与えて、状態変数 $\mathbf{a}_t$ をサンプリングする。
- ② 他のパラメータを所与として、短期変動成分のVARのラグ係数（ $b_k$ ）を事後分布からサンプリングする。ここで、Cogley and Sargent（2005）に倣い、VARシステムが定常になるように棄却サンプリングを行う。
- ③ 同様に、他のパラメータを所与として、長期変動成分のショックと短期変動成分の残差の相関である $\boldsymbol{\rho}_\tau$ を事後分布からサンプリングする。
- ④ また、他のパラメータを所与として、短期変動成分の標準偏差パラメータ $\sigma_{zi}$ を事後分布からサンプリングする。

<sup>35</sup> MCMC法の詳細については、和合（2005）を参照。

- ⑤ 最後に、他のパラメータを所与として、長期変動成分の標準偏差パラメータ $\sigma_{\tau}$ を事後分布からサンプリングする。
- ⑥ ①～⑤を 12,000 回繰り返して、最初の 6,000 回を捨て、残り 6,000 回から推定値を計算する。

なお、⑥において、最初の 6,000 回を捨てるのは、初期値に依存しない、事後分布からのサンプリングを行うためである。また、収束判定については、サンプリング系列のプロットによる確認のほか、サンプルの前半と後半で、パラメータの関数の期待値が等しいか否か仮説検定することにより、事後分布への収束判定を行う手法 (Geweke (1992) ) も用いて行った。

事後分布は、補論図表 2-1～2-3 のようになった。90%信用区間に基づくと、長期変動成分のショックと、短期変動成分の攪乱項の相関は負で有意となった。短期変動成分のVARモデルのラグ係数は、1次の自己ラグ係数は、正で概ね有意となったほか、2次のラグ係数は概ね有意ではなかった。

## 2. 中長期予想インフレ率モデルの推計方法

中長期の予想インフレ率モデル ( (2) 、 (12) 、 (13) 式) についても、カルマン・フィルターと、MCMC法のギブス・サンプラーにより推計を行った (事前分布は補論図表 1 を参照) 。より具体的には、以下の手順で行った。

- ① まず、中長期の予想インフレ率、信認度に係るウエイト $\delta$ をサンプリングする。なお、ここでは、コンセンサス・フォーキャストの6～10年のインフレ率予想の調査は、2013年以前には半年に一度であったことを勘案し、中長期の予想インフレ率は直接観察されない状態変数として扱った。また、 $\delta$ については、 $0 < \delta < 1$  となるように棄却サンプリングを行った。
- ② 中長期予想インフレ率の自己回帰係数 $\alpha$ と、6～10年先の需給ギャップに係るパラメータ $\beta$ をサンプリング。
- ③  $\delta$ の自己回帰係数である $\omega$ をサンプリング。なお、 $\delta$ の自己回帰係数である $\omega$ については、 $0 < \omega < 1$ という制約において、サンプリングを行った。
- ④  $\delta$ のジャンプダミーの係数である $\kappa$ をサンプリング。
- ⑤ 中長期予想インフレ率モデルの予測誤差の分散をサンプリングした後、観測誤差の分散をサンプリング。
- ⑥ ①～⑤を 6,000 回繰り返し、初めの 3,000 回は捨て、残りの 3,000 を用いて事後分布を推定した。

なお、収束判定は、1の長期変動成分モデルと同様の手順で行った。

事後分布の形状は、補論図表3参照。90%信用区間に基づいて推計結果を評価すると、期待需給ギャップの係数 $\beta$ が有意でないほか、 $\delta$ のジャンプダミーの係数 $\kappa$ は概ね正の値がサンプルされたものの、有意ではなかった。その他の係数については有意となった。

## 参考文献

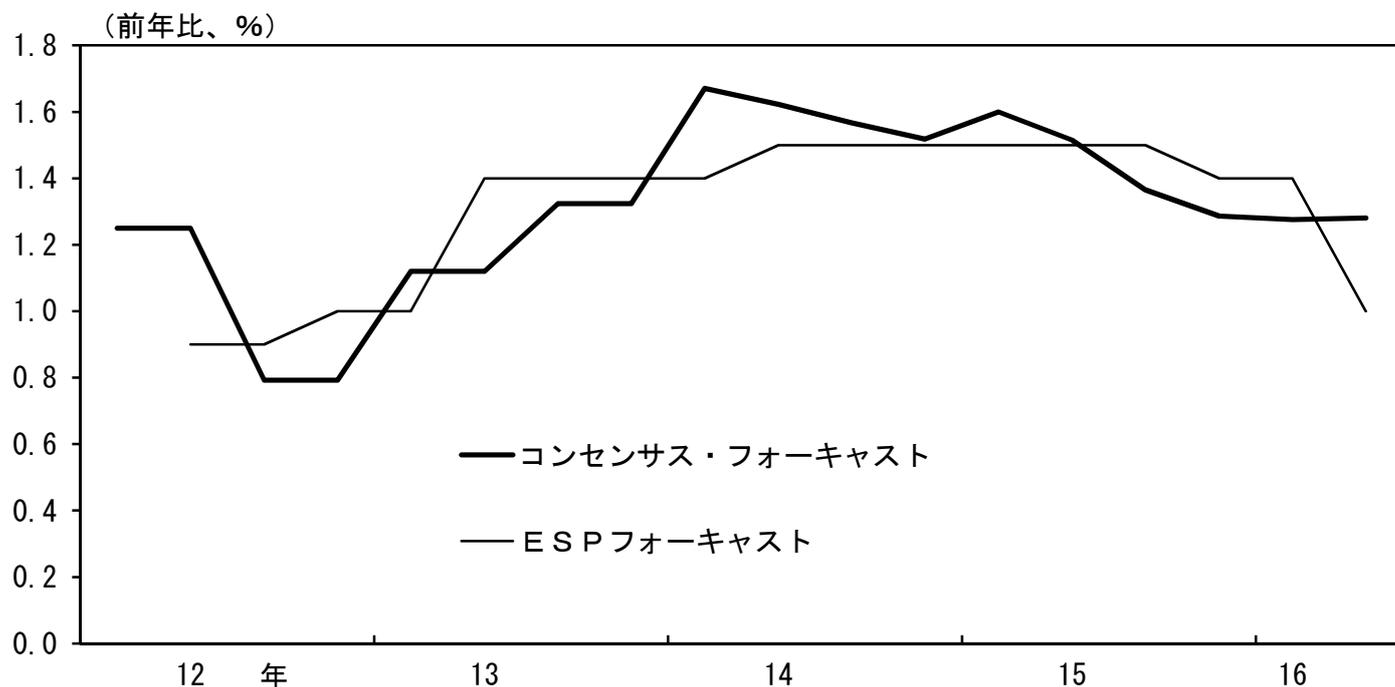
- 一上 響・北村富行・小島早都子・代田豊一郎・中村康治・原 尚子 (2009)、「ハイブリッド型日本経済モデル: Quarterly-Japanese Economic Model (Q-JEM)」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 09-J-6
- 岩崎雄斗・開発壮平 (2016)、「動的モデル平均化法による基調的物価変動の分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 16-J-5
- 開発壮平・中島上智 (2015)、「トレンドインフレ率は変化したか?—レジームスイッチング・モデルを用いた実証分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 15-J-3
- 川本卓司・中浜 萌・法眼吉彦 (2015)、「消費者物価コア指標とその特性 — 景気変動との関係を中心に —」、日銀レビュー・シリーズ、No. 15-J-11
- 白塚重典 (1997)、「物価の基調的な変動を捕捉するための指標の構築とその含意」、『金融研究』第 16 巻第 3 号、日本銀行金融研究所、1~32 頁
- 白塚重典 (2015)、「消費者物価コア指標のパフォーマンスについて」、日銀レビュー・シリーズ、No. 15-J-12
- 敦賀貴之・武藤一郎 (2008)、「ニューケインジアン・フィリップス曲線に関する実証研究の動向について」、『金融研究』第 27 巻第 2 号、日本銀行金融研究所、66~100 頁
- 三尾仁志・肥後雅博 (1999)、「刈り込み平均指数を利用した基調的物価変動の分析」、『金融研究』第 18 巻第 1 号、日本銀行金融研究所、105~145 頁
- 和合 肇編 (2005)、「ベイズ計量経済分析: マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用」、東洋経済新報社
- Arino, M. A., and P. Newbold (1998), "Computation of the Beveridge–Nelson Decomposition for Multivariate Economic Time Series," *Economics Letters*, 61(1), pp. 37-42.
- Benhabib, J., S. Shmitt-Grohe, and M. Uribe (2002), "Avoiding Liquidity Traps," *Journal of Political Economy*, 110(3), pp. 535-563.
- Beveridge, S., and C. R. Nelson (1981), "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle'," *Journal of Monetary Economics*, 7(2), pp. 151-174.

- Brayton, F. (2013), "A New FRB/US Price-Wage Sector," Documentation section of the FRB/US model.
- Calvo, G. A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, 12(3), pp. 383-398.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. L. Evans (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, 113(1), pp. 1-45.
- Cochrane, J. H. (1991), "A Critique of the Application of Unit Root Tests," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 15(2), pp. 275-284.
- Cogley, T., and T. J. Sargent (2005), "Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US," *Review of Economic dynamics*, 8(2), pp. 262-302.
- Cogley, T., and A. M. Sbordone (2006), "Trend Inflation and Inflation Persistence in the New Keynesian Philips Curve," Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, 270.
- Cogley, T., and A. M. Sbordone, (2008), "Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Philips Curve," *American Economic Review*, 98(5), pp. 2101-26.
- Ehrmann, M. (2015), "Targeting Inflation from Below-How Do Inflation Expectations Behave?," *International Journal of Central Banking*, 11(S1), pp. 213-249 .
- Fuhrer, J. (2012), "The Role of Expectations in Inflation Dynamics," *International Journal of Central Banking*, 8(S1), pp. 137-166.
- Fukunaga, I., N. Hara, S. Kojima, Y. Ueno, and S. Yoneyama (2011), "The Quarterly Japanese Economic Model (Q-JEM): 2011 Version," Bank of Japan Working Paper Series, No. 11-E-11.
- Garnier, C., E. Mertens, and E. Nelson (2015), "Trend Inflation in Advanced Economies," *International Journal of Central Banking*, 11(4), pp. 65-136.
- Geweke, J. (1992), "Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to the Calculation of Posterior Moments," *Bayesian Statistics*, 4, pp. 169-193.
- Hattori, M., S. Kong, F. Packer, and T. 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.

- Hills, T., T. Nakata, and S. Schmidt (2016), "The Risky Steady State and the Interest Rate Lower Bound," Finance and Economics Discussion Series, 2016-009, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Jeffreys, H. (1961), *Theory of Probability*, Oxford University Press.
- Mehra, Y. P. (2002), "Survey Measures of Expected Inflation: Revisiting the Issues of Predictive Content and Rationality," *FRB Richmond Economic Quarterly*, 88(3), pp. 17-36.
- Mertens, E. (2015), "Measuring the Level and Uncertainty of Trend Inflation," *Review of Economics and Statistics*, (forthcoming).
- Morley, J. C., C. R. Nelson, and E. Zivot (2003), "Why are the Beveridge-Nelson and Unobserved-Components Decompositions of GDP So Different?," *Review of Economics and Statistics*, 85(2), pp. 235-243.
- Nakazono, Y. (2016), "Inflation Expectations and Monetary Policy Under Disagreements," Bank of Japan Working Paper Series, No. 16-E-1.
- Stock, J. H., and M. W. Watson (2007), "Why Has US Inflation Become Harder to Forecast?" *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(s1), pp. 3-33.
- Trehan, B. (2015), "Survey Measures of Expected Inflation and the Inflation Process," *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(1), pp. 207-222.

## 予想インフレ率

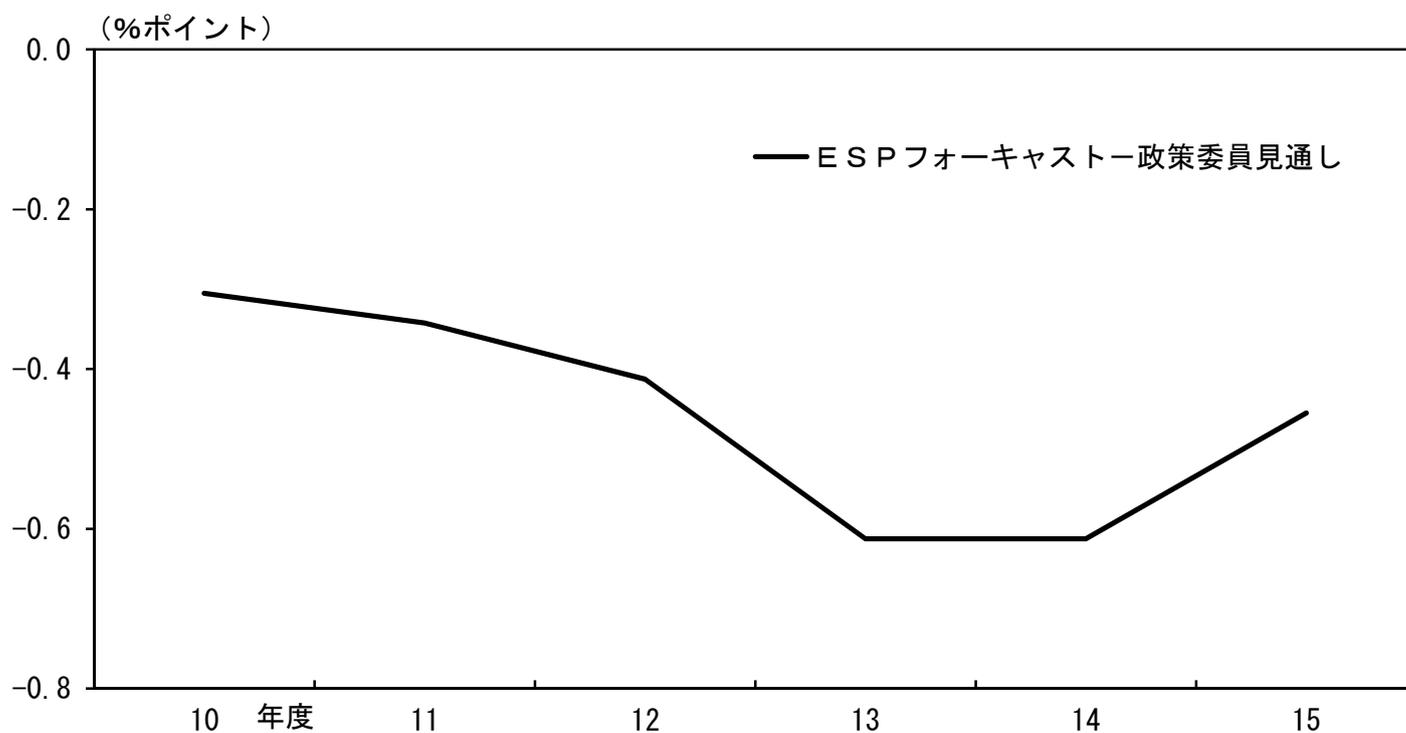
### (1) 中長期の予想インフレ率



(注) コンセンサス・フォーキャストは6～10年先の予想インフレ率、ESPフォーキャストは7～11年先の予想インフレ率。

(出所) Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」、JCER「ESPフォーキャスト」

### (2) 翌年度のインフレ率の政策委員と民間見通しの乖離



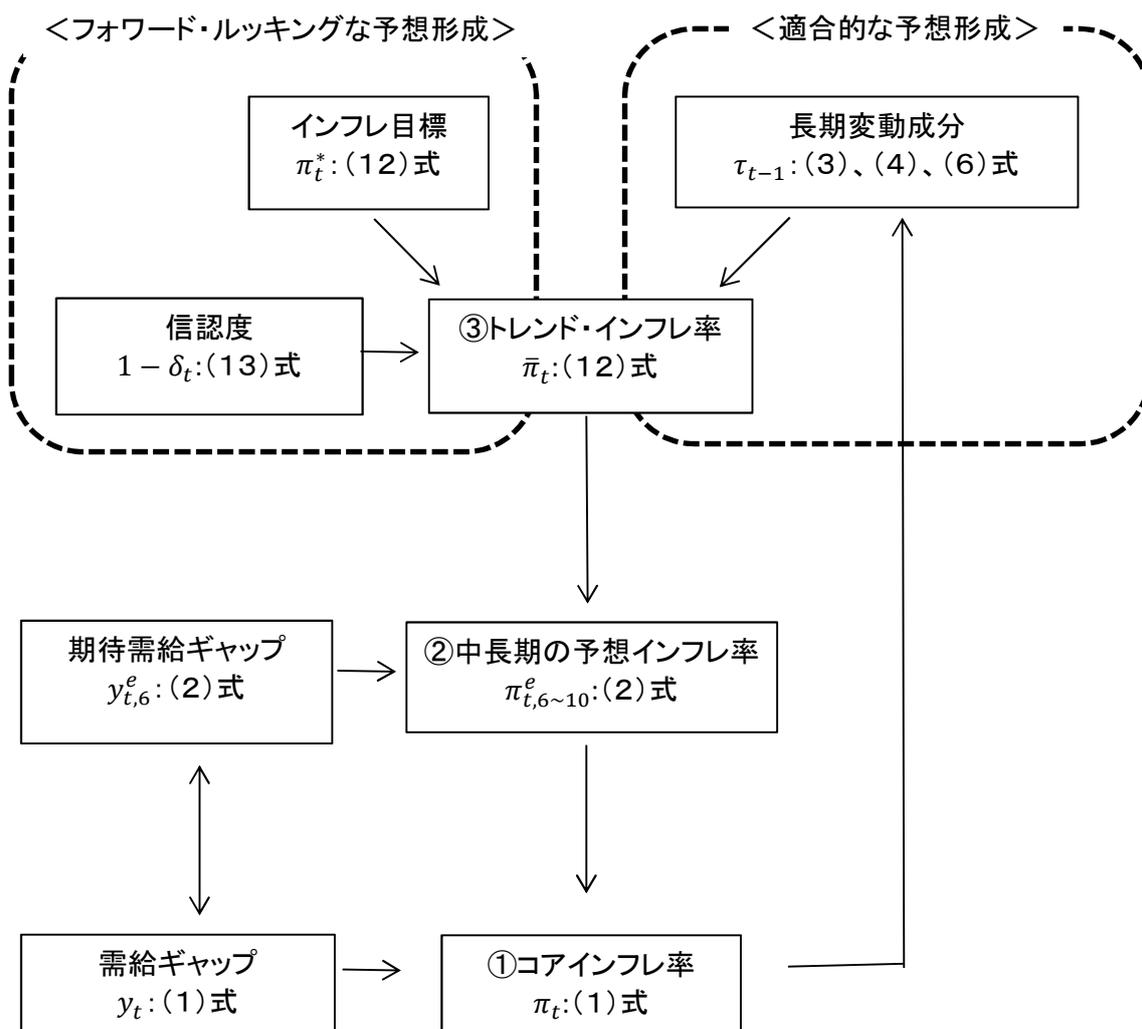
(注) 1. 政策委員見通しは、消費税引き上げの影響を除くケースの中央値。

2. 乖離幅は4月、7月、10月、翌年1月時点における見通しの差の平均値。

(出所) JCER「ESPフォーキャスト」、日本銀行

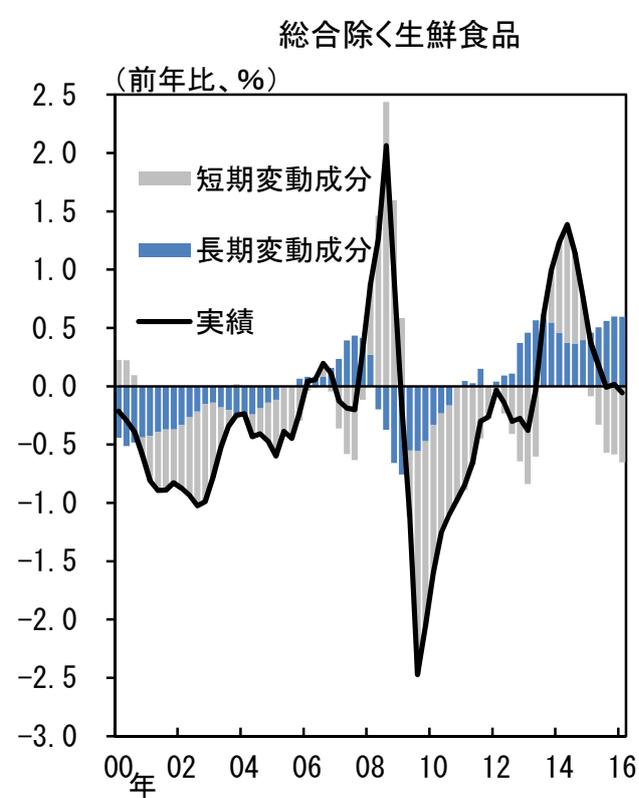
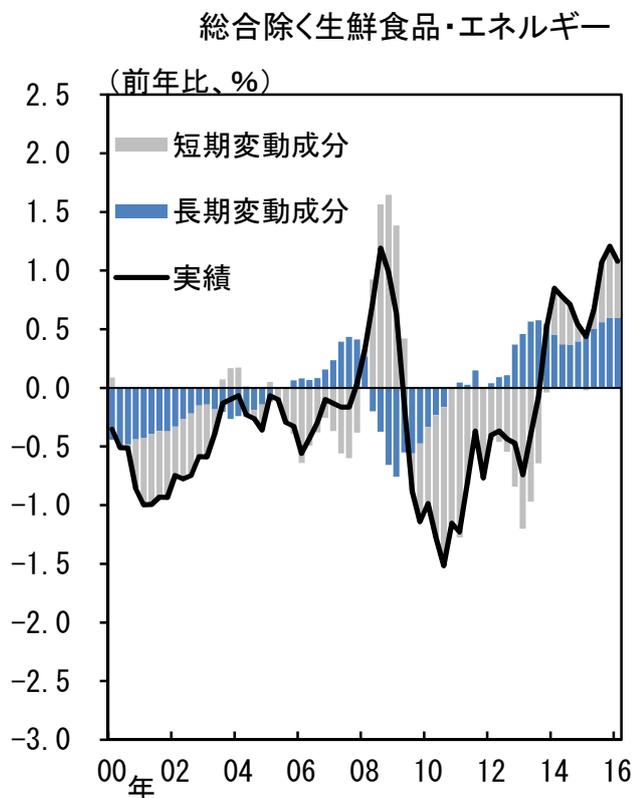
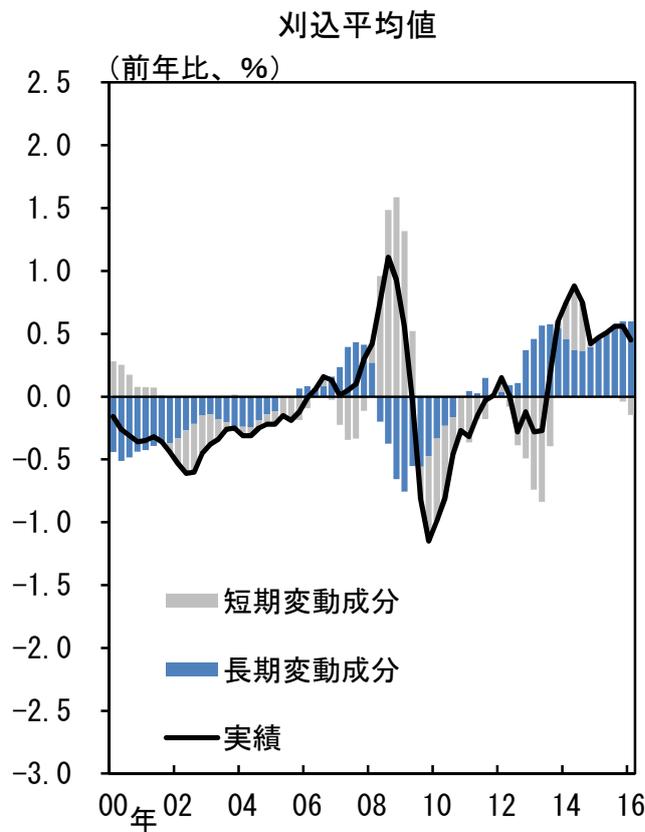
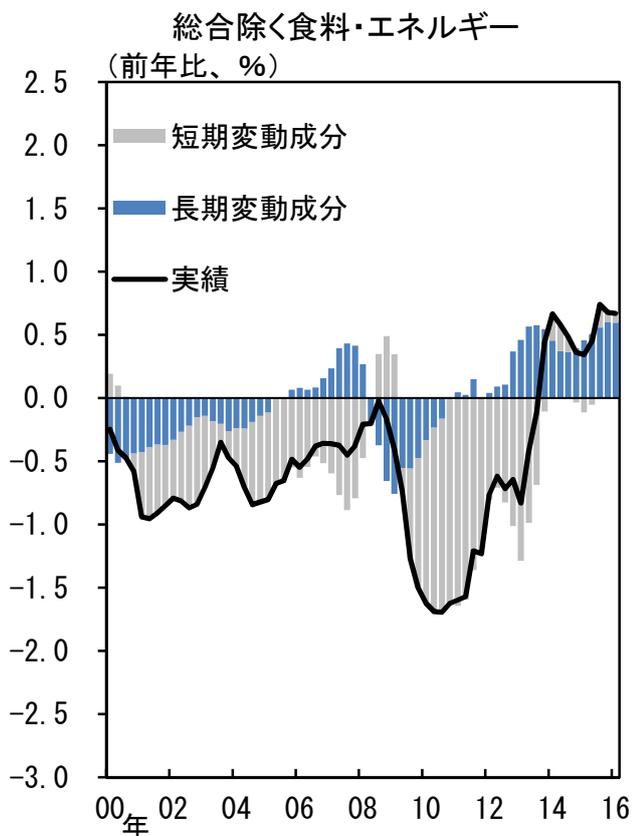
## TIPSの概要図

TIPSを構成する主な3つのブロック  
①コアインフレ率、②中長期の予想インフレ率、③トレンド・インフレ率



# コアインフレ指標の分解①

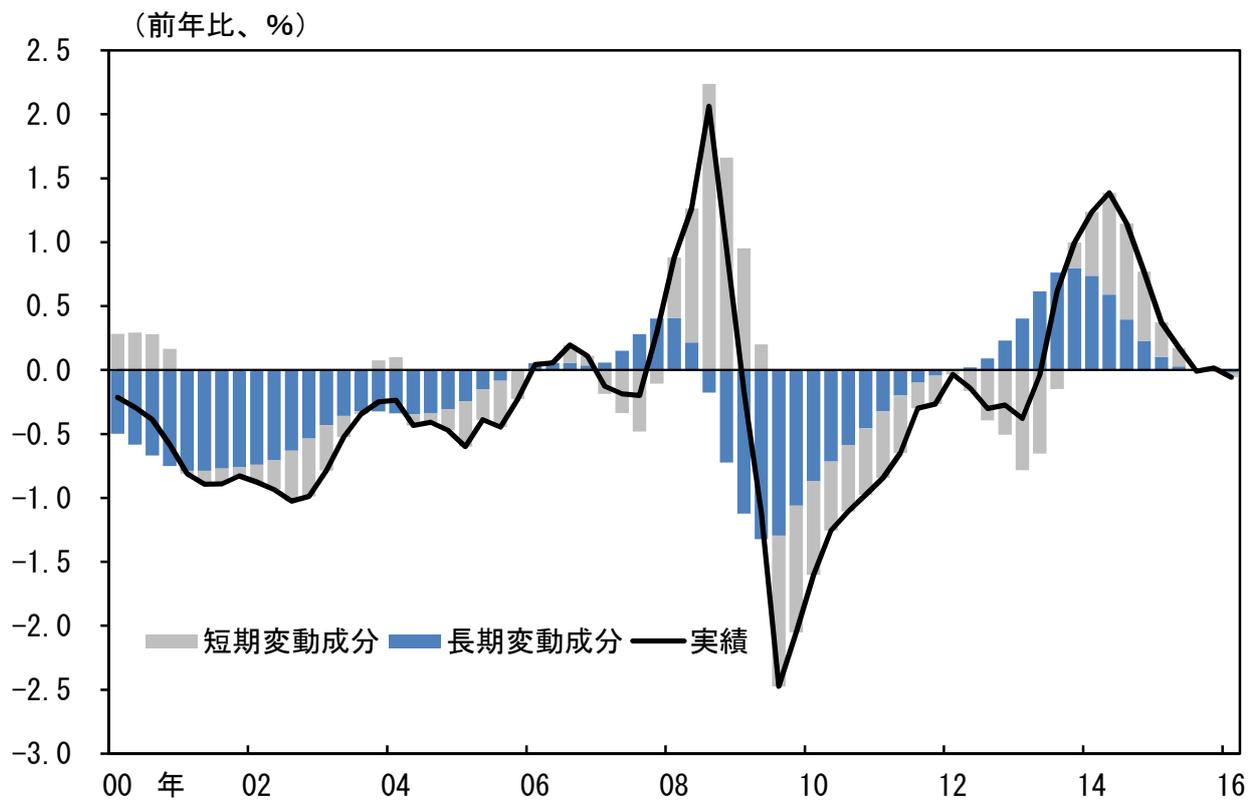
—4つのコアインフレ指標を用いた場合—



- (注) 1. 前年比は季調済前期比年率換算値の後方4期移動平均値。
- 2. 消費者物価は消費税調整済み(試算値)。
- 3. 総合(除く生鮮食品・エネルギー)は、日本銀行調査統計局算出(以下の図表も同様)。

(出所) 総務省

### コアインフレ指標の分解② —消費者物価(除く生鮮食品)のみを用いた場合—



(注) 1. 前年比は季調済前期比年率換算値の後方4期移動平均値。

2. 消費者物価は消費税調整済み(試算値)

(出所) 総務省

## 中長期予想インフレ率モデルの推計結果

$$\pi_{t,6\sim 10Y}^e = \alpha \pi_{t-1,6\sim 10Y}^e + (1 - \alpha) \cdot \bar{\pi}_t + \beta y_{t,6Y}^e + v_t$$

$\pi_{6\sim 10Y}^e$ : 6~10年先予想インフレ率、 $\bar{\pi}$ :トレンド・インフレ率、 $y_{6Y}^e$ : 6年先予想需給ギャップ、 $v$ : 誤差項  
データ期間: 1990/1Q ~ 2016/1Q

$$\bar{\pi}_t = \delta_t \cdot \tau_{t-1} + (1 - \delta_t) \pi_t^*$$

$\tau$ : 長期変動成分、 $1 - \delta$ : インフレ目標の信認度、  
 $\pi^*$ : インフレ目標 (= 1(1990/1Q ~ 2012/4Q) or 2(2013/1Q ~ 2016/1Q))

$$\delta_t = \omega \cdot \delta_{t-1} + \kappa \cdot D_t + \mu_t$$

$D$ : 2013年第1四半期に1をとり、それ以外で0となるダミー変数、 $\mu$ : 誤差項

### (1) 4つのコアインフレ指標を使った場合

パラメータ	推定値 (中央値)	90%信用区間
$\alpha$	0.80	(0.71, 0.88)
$\beta$	0.09	(-0.40, 0.59)
$\omega$	0.97	(0.94, 0.99)
$\kappa$	0.11	(-0.05, 0.25)

対数周辺尤度 121.47

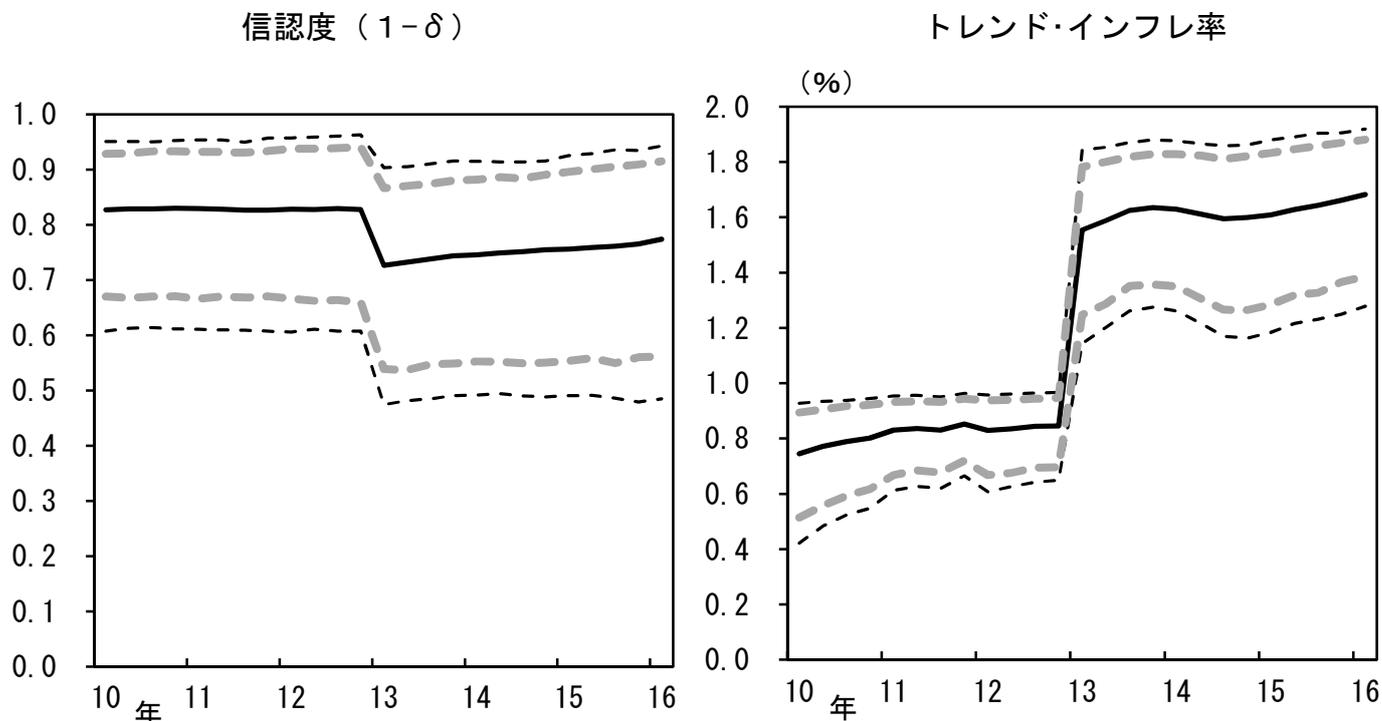
### (2) 消費者物価 (除く生鮮食品) のみを使った場合

パラメータ	推定値 (中央値)	90%信用区間
$\alpha$	0.79	(0.70, 0.87)
$\beta$	0.08	(-0.43, 0.60)
$\omega$	0.97	(0.93, 0.99)
$\kappa$	0.12	(-0.03, 0.28)

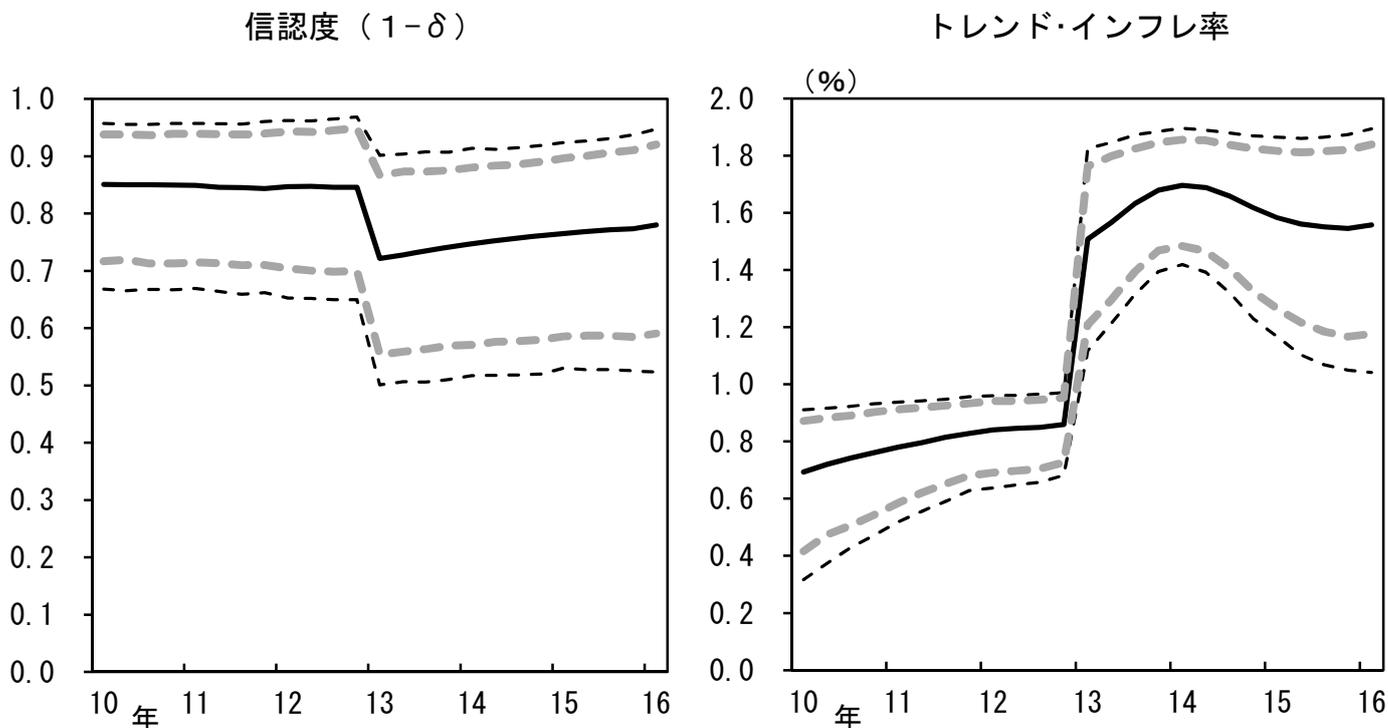
対数周辺尤度 114.84

## 信認度とトレンド・インフレ率の推計結果

### (1) 4つのコアインフレ指標を用いた場合



### (2) 消費者物価（除く生鮮食品）のみを用いた場合



(注) 黒実線は事後分布の中央値、灰色太点線、黒点線はそれぞれ、80%と90%の信用区間を示す。

## ニューケインジアンフィリップス曲線の推計結果

$$\pi_t = \rho\pi_{t-1} + (1 - \rho)\pi_{t,6\sim 10Y}^e + \gamma y_t + \epsilon_t$$

$\pi$ : インフレ率、 $\pi_{6\sim 10Y}^e$ : 6~10年先予想インフレ率、 $y$ : 需給ギャップ、 $\epsilon$ : 誤差項

データ期間: 1990/1Q~2016/1Q      推計手法: 最尤法

### ○ パラメータ推計値

$\rho$		
モデル	推定値	90%信頼区間
除く食料・エネルギー	0.89	(0.82, 0.96)
除く生鮮食品	0.77	(0.66, 0.88)
除く生鮮食品・エネルギー	0.81	(0.72, 0.90)

$\gamma$		
モデル	推定値	90%信頼区間
除く食料・エネルギー	0.05	(0.02, 0.09)
除く生鮮食品	0.09	(0.02, 0.15)
除く生鮮食品・エネルギー	0.08	(0.03, 0.13)

### ○ 適合度

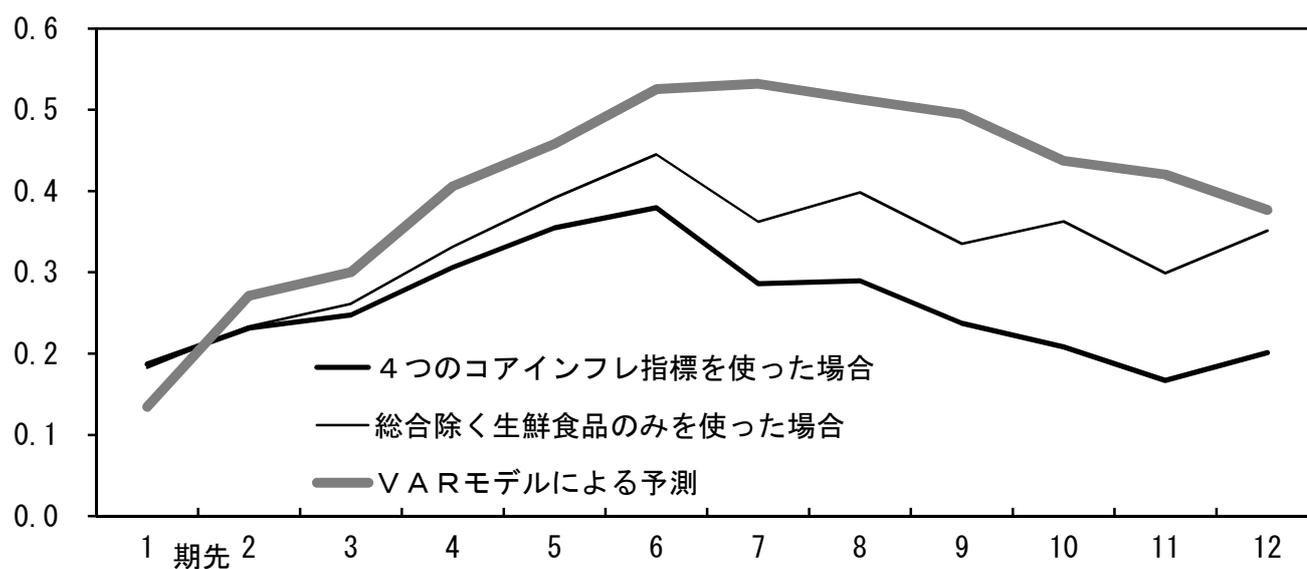
モデル	対数尤度	標準誤差
除く食料・エネルギー	-88.9	0.57
除く生鮮食品	-123	0.79
除く生鮮食品・エネルギー	-102.2	0.64

## 中長期予想インフレ率モデルのパフォーマンス比較

### (1) モデルのフィットの比較

	4つのコアインフレ指標を使用(A)	総合除く生鮮のみ使用(B)	(A)-(B)
対数周辺尤度	-34.81	-36.25	1.44

### (2) 中長期予想インフレ率モデルの平均2乗予測誤差の平方根の比較

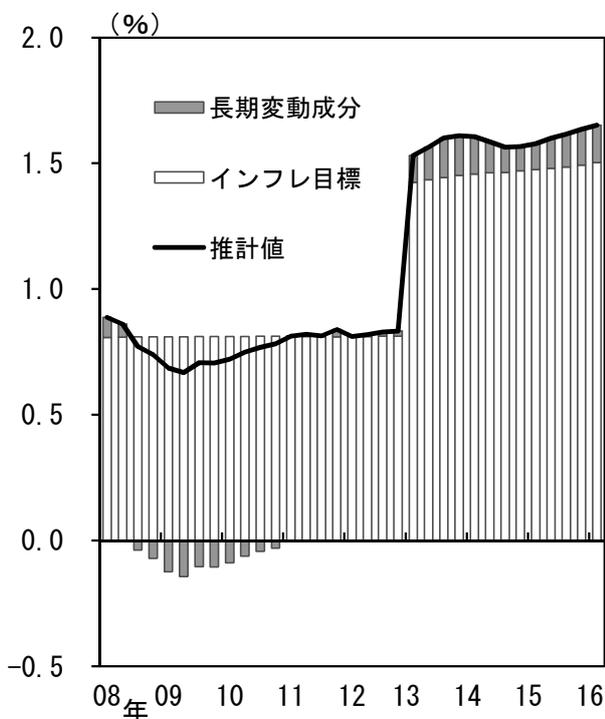


- (注) 1. 予測誤差は、モデルの推定に用いるサンプルの始期を1990年第1四半期で固定し、終期を2010年第4四半期から1期ずつ伸ばして、算出。  
 2. VARモデルは、ラグ次数を5とし、4つのコアインフレ指標、需給ギャップ、中長期予想インフレ率を用いた。

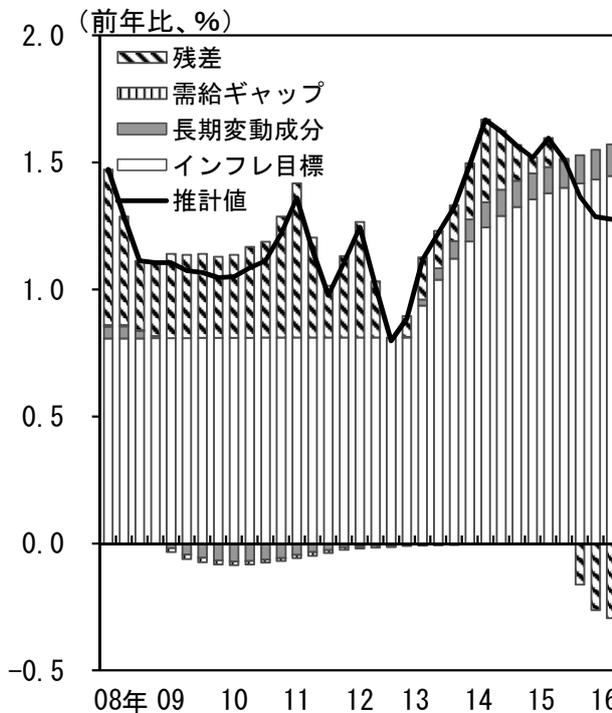
# インフレ率の寄与度分解①

—4つのコアインフレ指標を用いた場合—

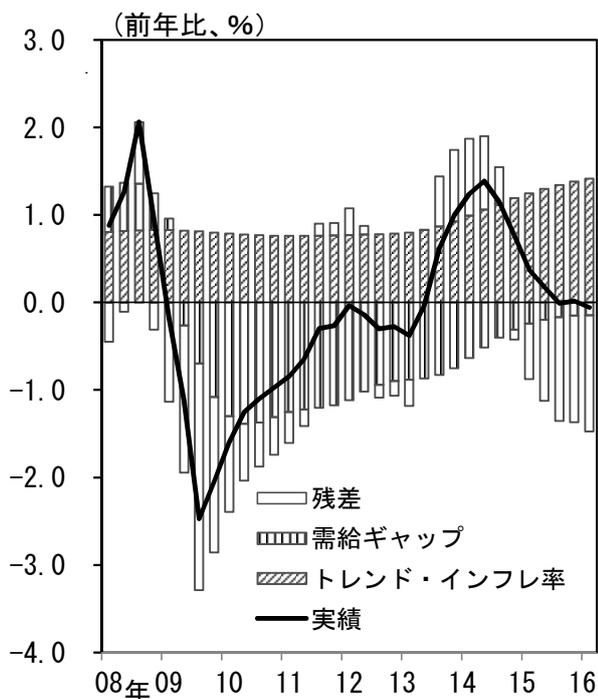
(1) トレンド・インフレ率



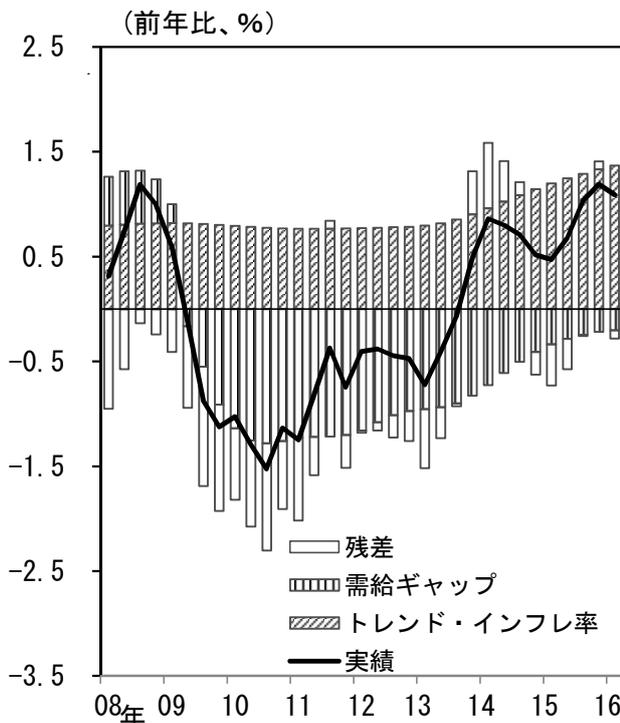
(2) 中長期予想インフレ率



(3) 消費者物価（除く生鮮食品）



(4) 消費者物価（除く生鮮食品・エネルギー）



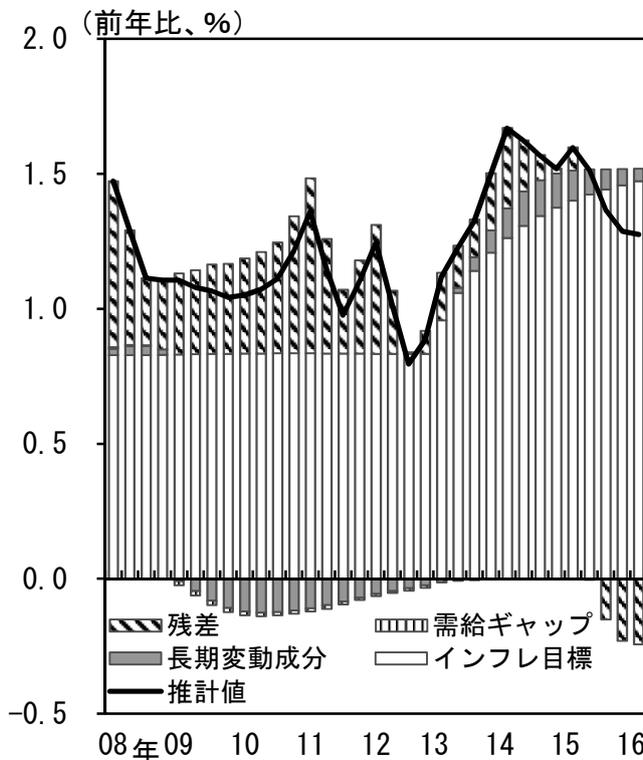
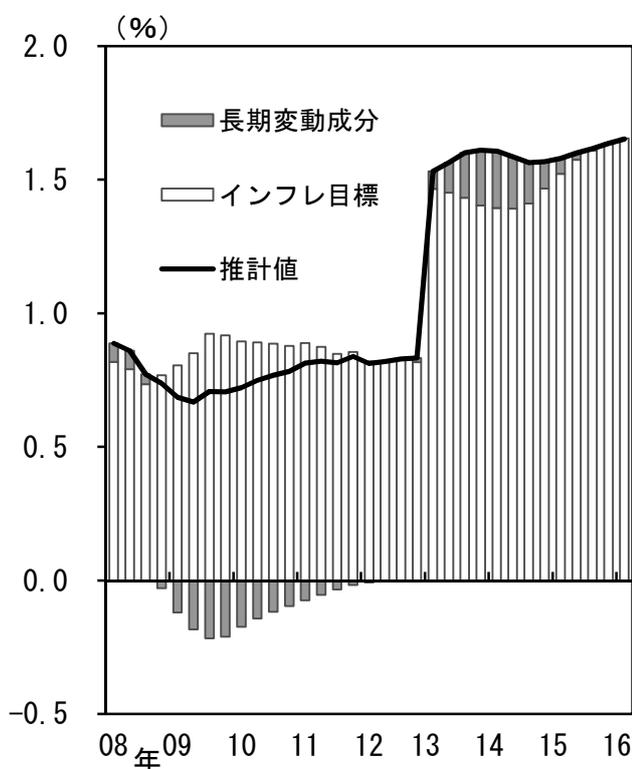
(注) 1. 前年比は季調済前期比年率換算値の後方4期移動平均値。  
2. 消費者物価は消費税調整済み(試算値)。  
3. 中長期予想インフレ率は、コンセンサス・フォーキャストの6～10年先予想インフレ率に観測誤差をのせて推計。

## インフレ率の寄与度分解②

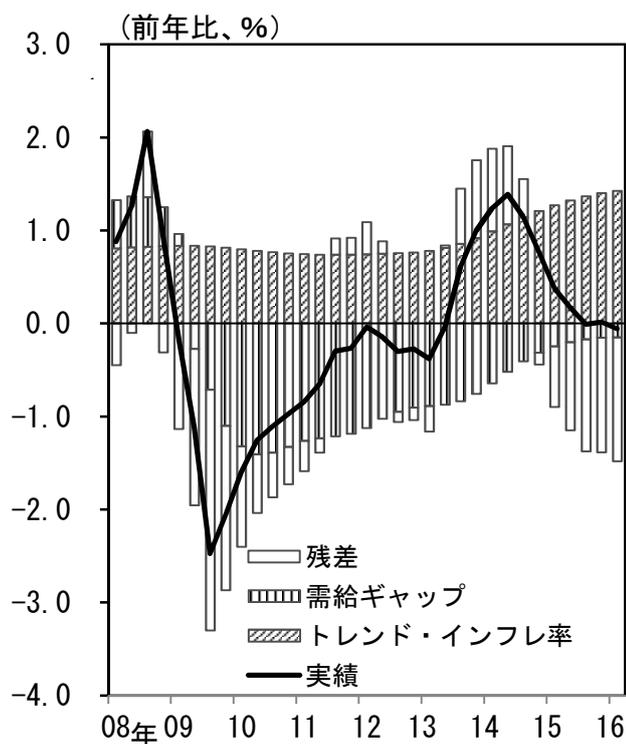
—消費者物価(除く生鮮食品)のみを用いた場合—

(1) トレンド・インフレ率

(2) 中長期予想インフレ率



(3) 消費者物価(除く生鮮食品)

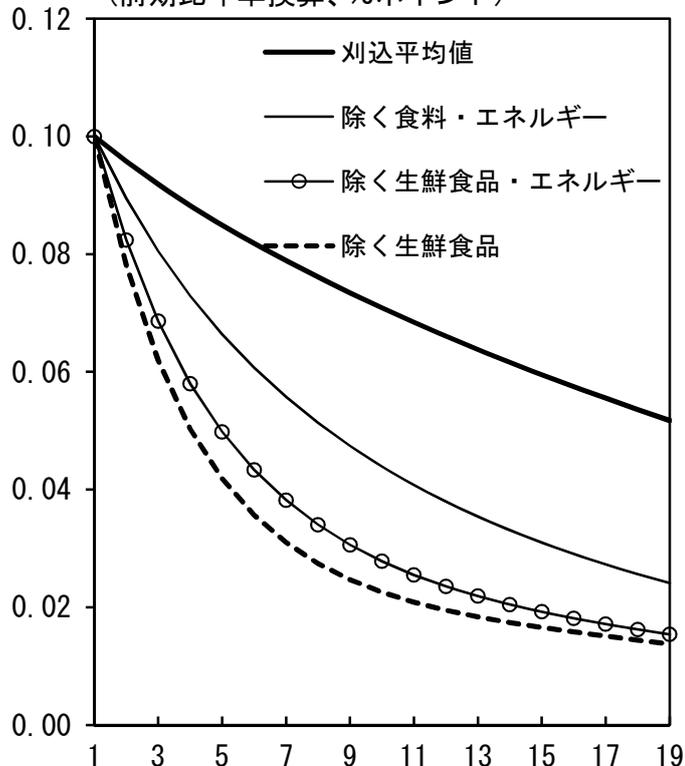


- (注) 1. 前年比は季調済前期比年率換算値の後方4期移動平均値。  
2. 消費者物価は消費税調整済み(試算値)。  
3. 中長期予想インフレ率は、コンセンサス・フォーキャストの6~10年先予想インフレ率に観測誤差をのせて推計。

## コアインフレ指標の変化に対するインパルス反応

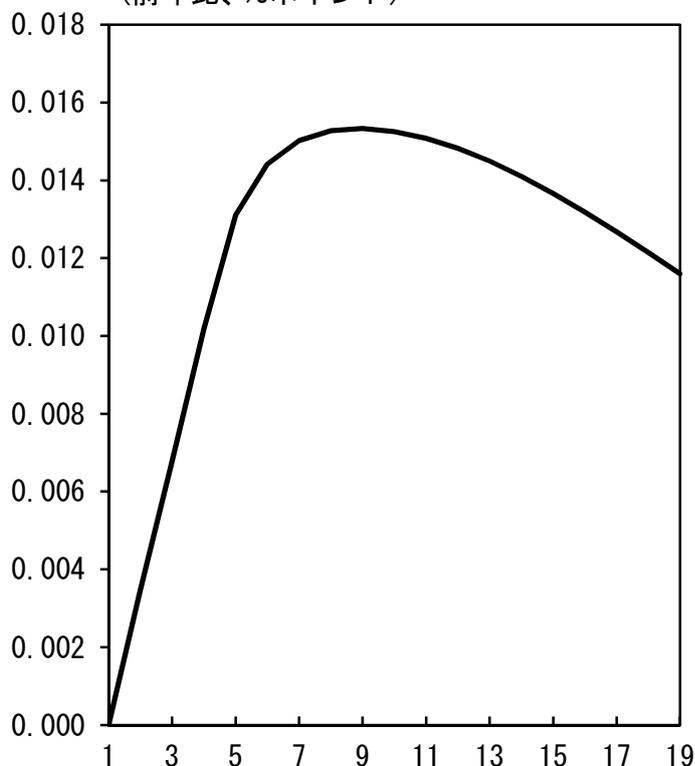
(1) 各コアインフレ指標

(前期比年率換算、%ポイント)



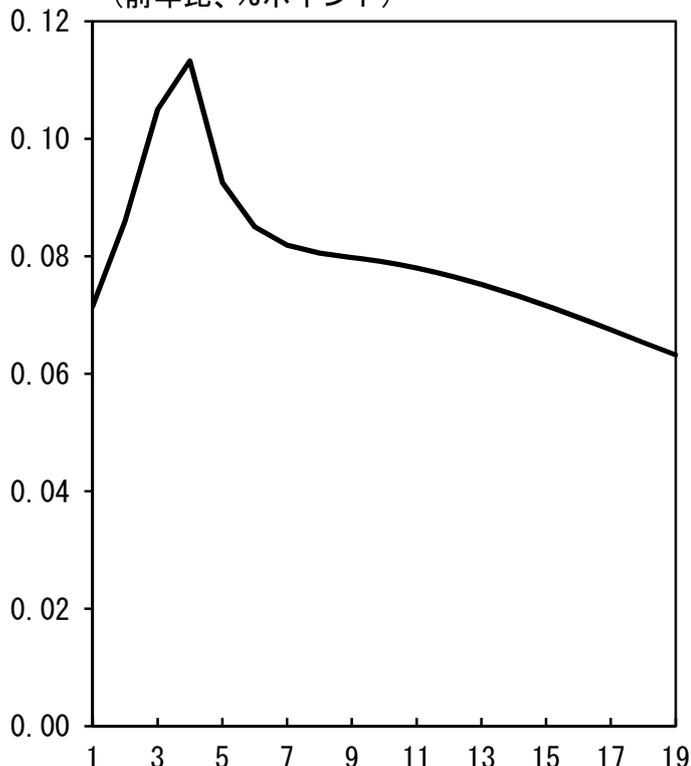
(2) 中長期の予想インフレ率

(前年比、%ポイント)



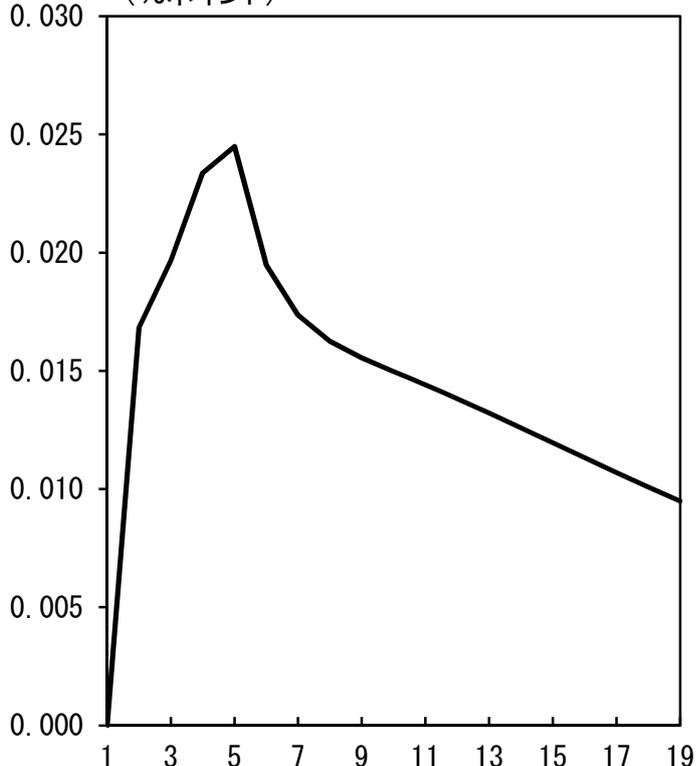
(3) 長期変動成分

(前年比、%ポイント)



(4) トレンド・インフレ率

(%ポイント)

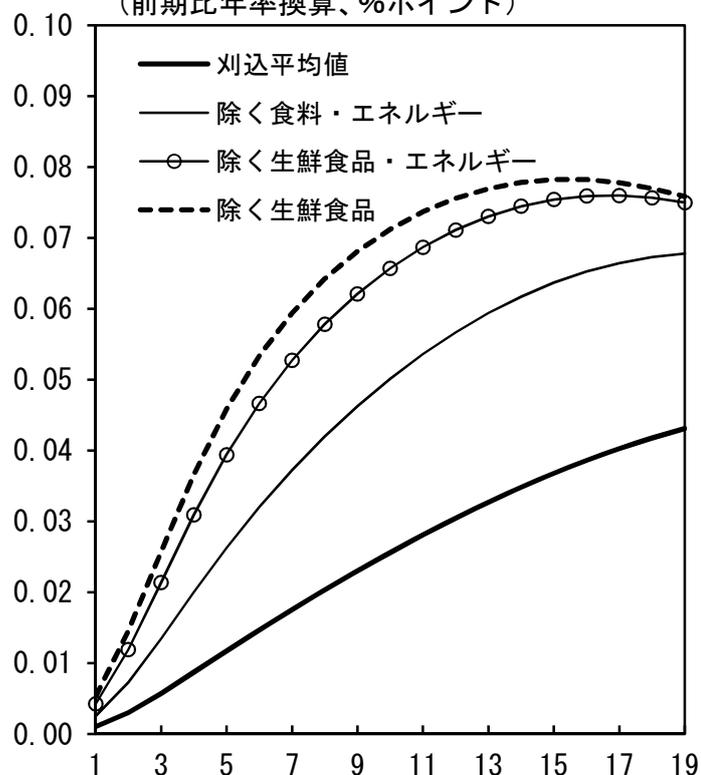


- (注) 1. 2016年第2四半期に、各コアインフレ指標が0.1%ポイント上昇した場合の予測値とベースライン予測との差を表す。  
2. 横軸は、ショックを当てた時点をもとにしたときの経過時間(四半期)を示す。  
3. 到達平均値は前年比。

## 信認度 (1- $\delta$ ) の変化に対するインパルス反応

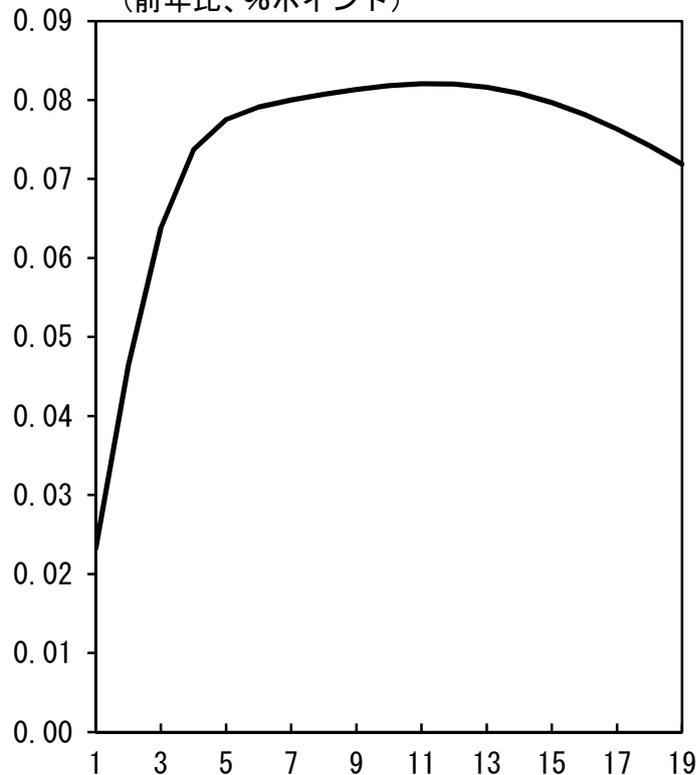
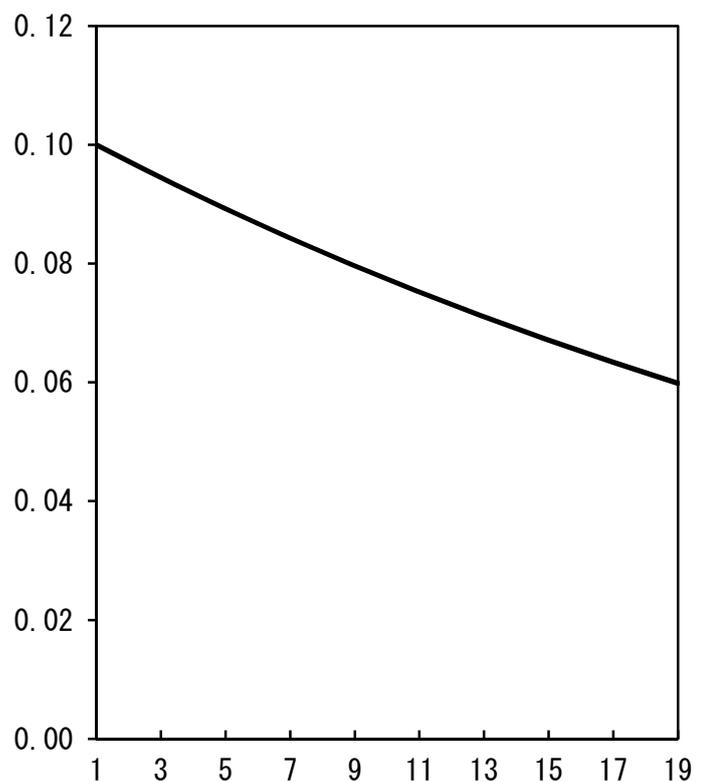
(1) 各コアインフレ指標

(前期比年率換算、%ポイント)



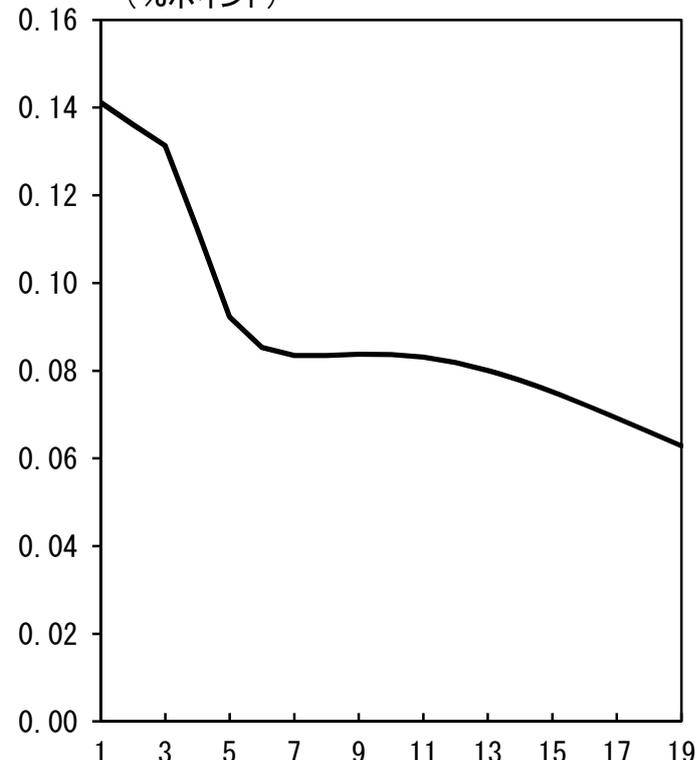
(2) 中長期の予想インフレ率

(前年比、%ポイント)

(3) 信認度 (1- $\delta$ )

(4) トレンド・インフレ率

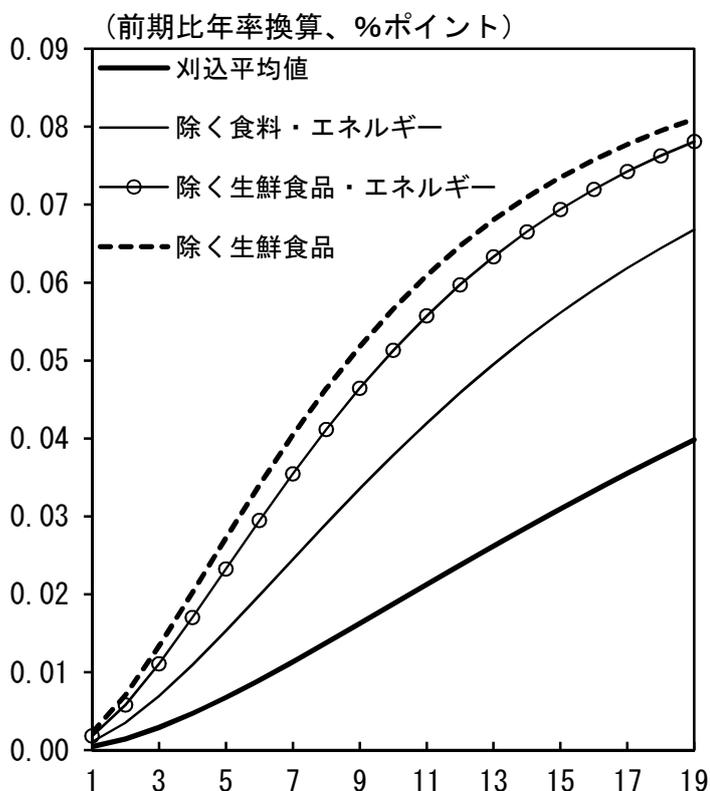
(%ポイント)



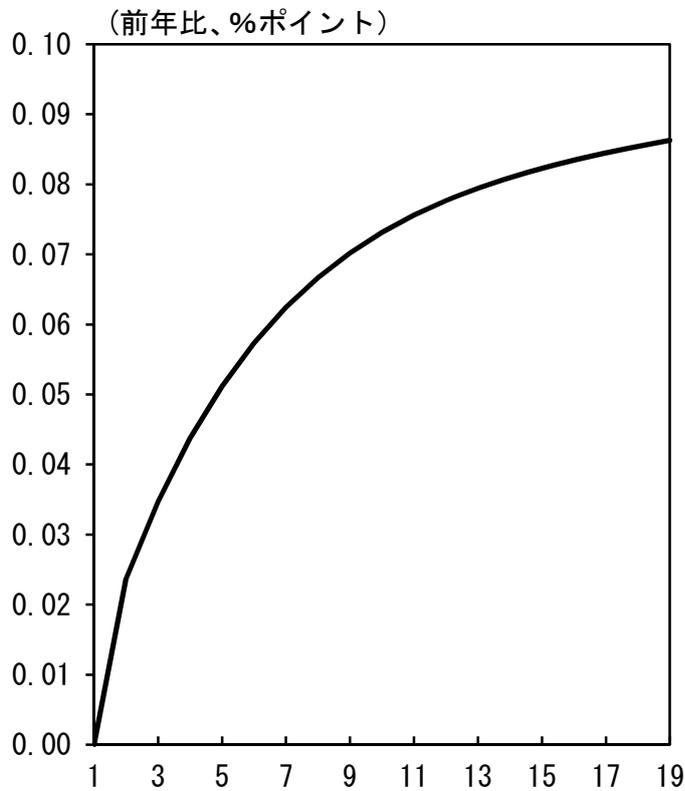
- (注) 1. 2016年第2四半期に、信認度 (1- $\delta$ ) が0.1上昇した場合の予測値とベースライン予測との差を表す  
 2. 横軸は、ショックを当てた時点をもとにしたときの経過時間 (四半期) を示す。  
 3. 刈込平均値は前年比。

## インフレ目標値の変化に対するインパルス反応

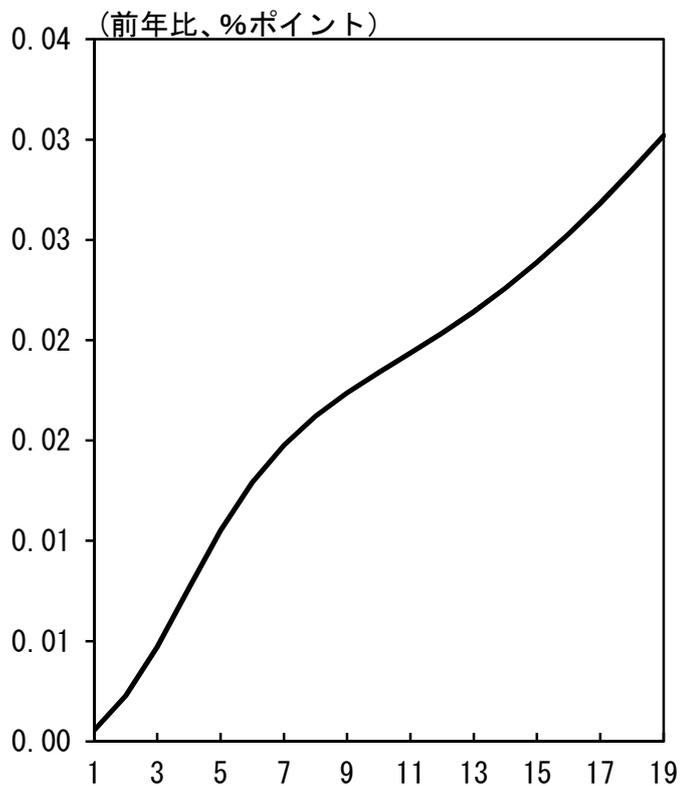
(1) 各コアインフレ指標



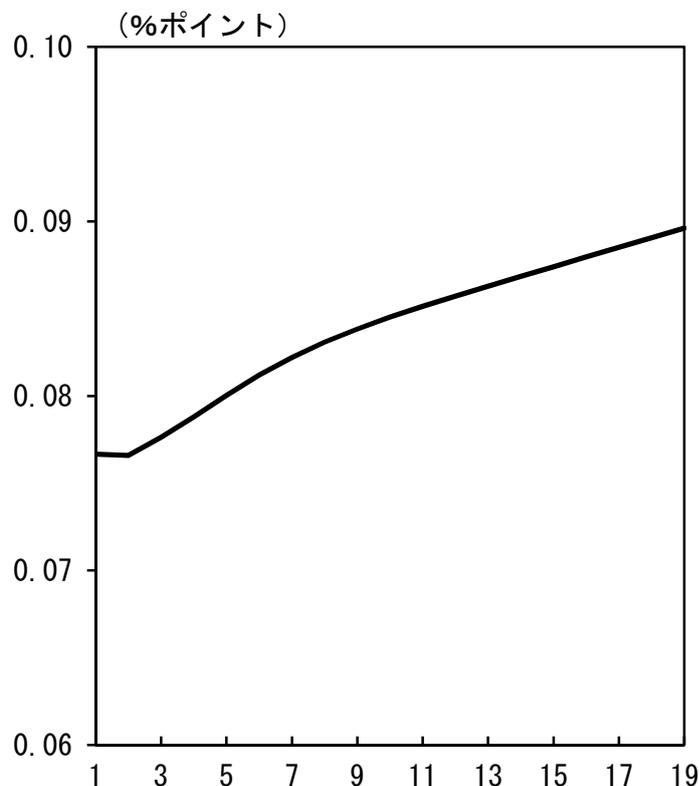
(2) 中長期の予想インフレ率



(3) 長期変動成分



(4) トレンド・インフレ率

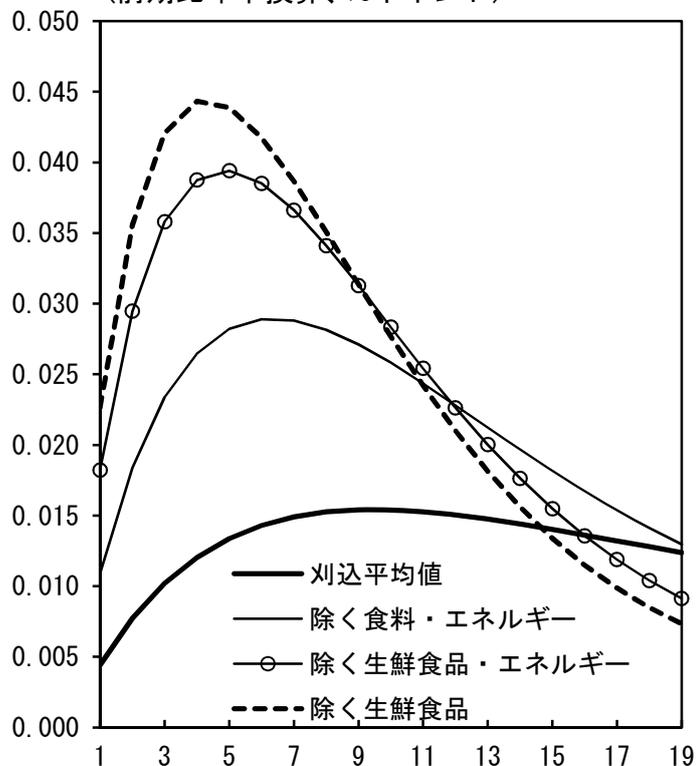


(注) 1. 2016年第2四半期に、インフレ目標値が0.1%ポイント上昇した場合の予測値とベースライン予測との差を表す。  
2. 横軸は、ショックを当てた時点をもとにしたときの経過時間(四半期)を示す。  
3. 刈込平均値は前年比。

## 中長期の予想インフレ率の変化に対するインパルス反応

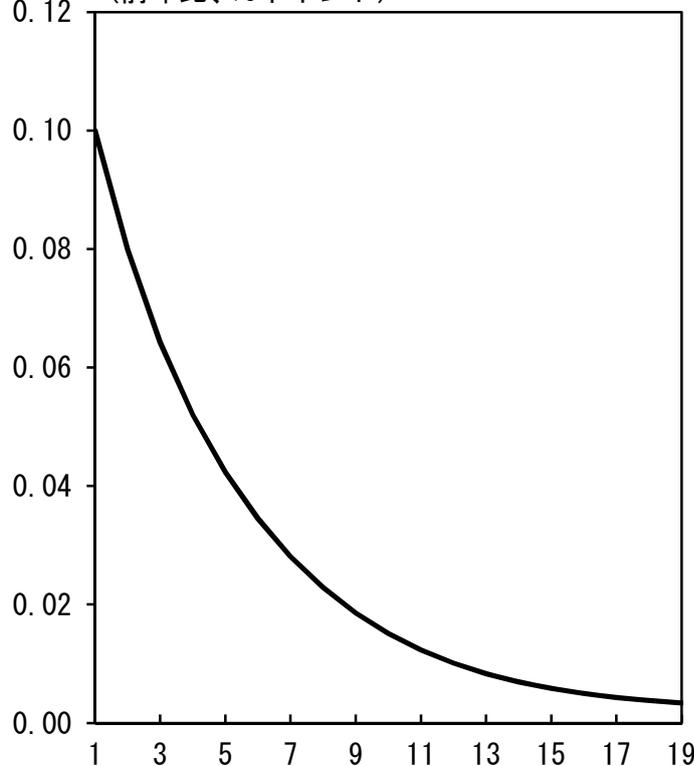
(1) 各コアインフレ指標

(前期比年率換算、%ポイント)



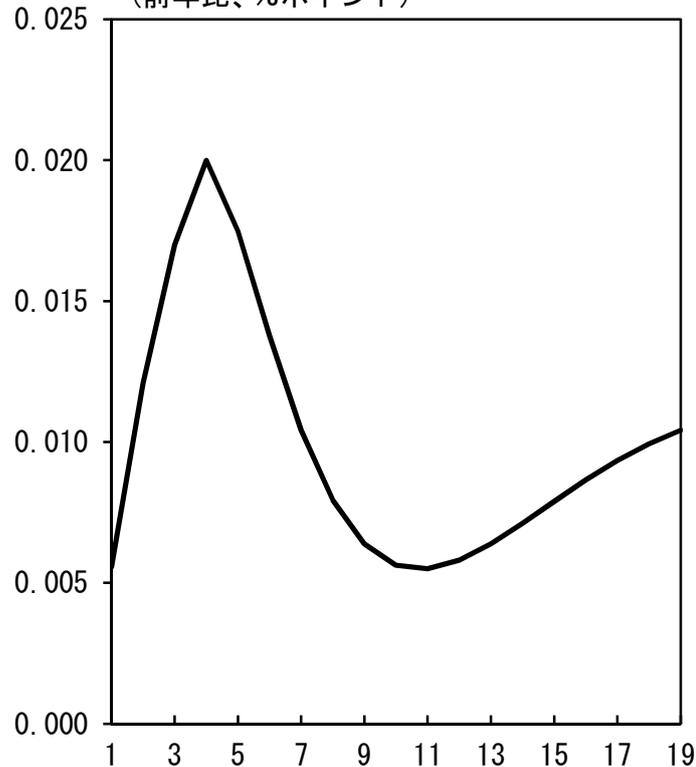
(2) 中長期の予想インフレ率

(前年比、%ポイント)



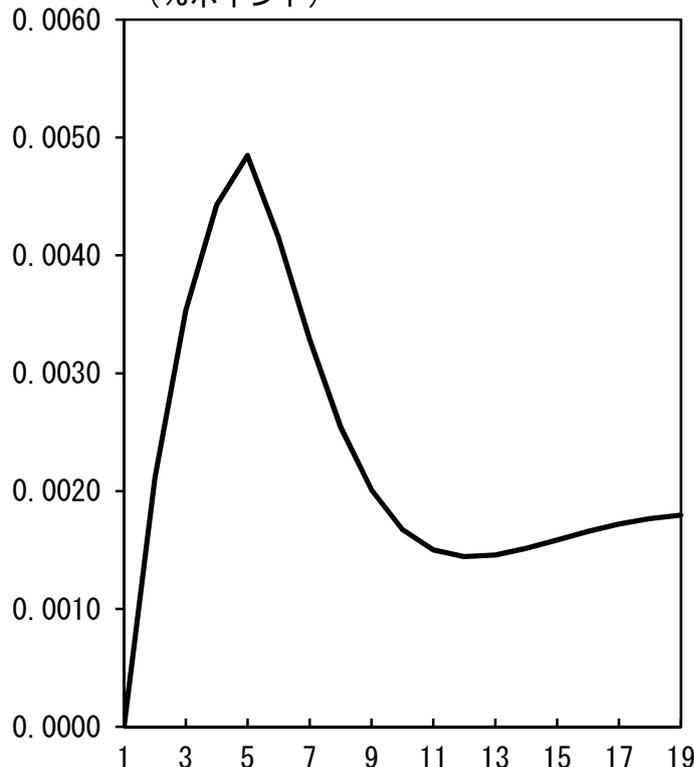
(3) 長期変動成分

(前年比、%ポイント)



(4) トレンド・インフレ率

(%ポイント)

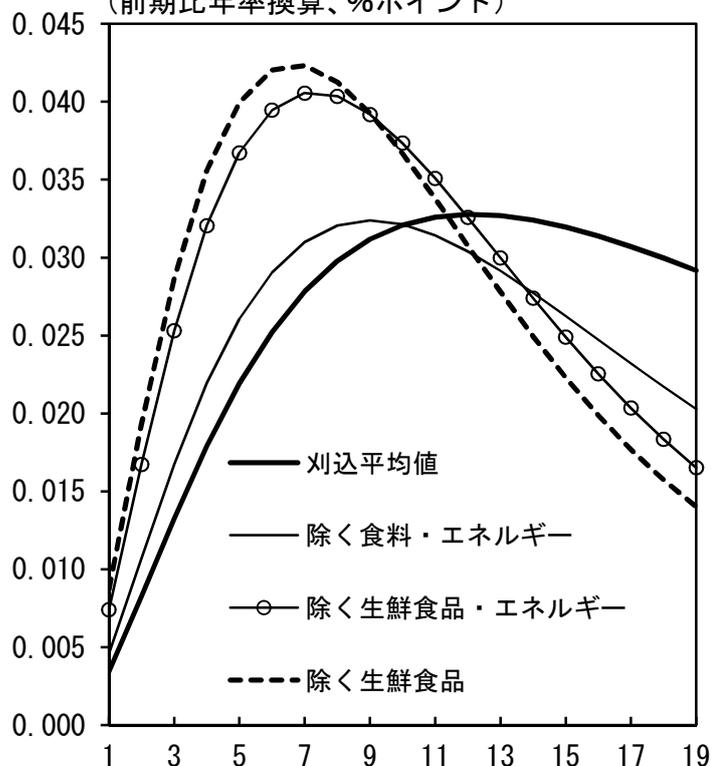


- (注) 1. 2016年第2四半期に、中長期予想インフレ率が0.1%ポイント上昇した場合の予測値とベースライン予測との差を表す。  
2. 横軸は、ショックを当てた時点をもとにしたときの経過時間(四半期)を示す。  
3. 刈込平均値は前年比。

## 需給ギャップの変化に対するインパルス反応

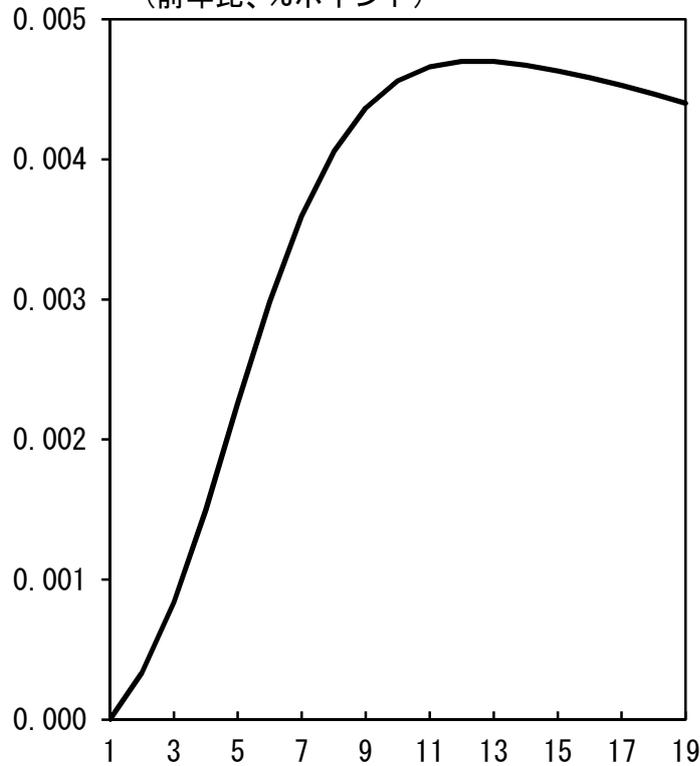
(1) 各コアインフレ指標

(前期比年率換算、%ポイント)



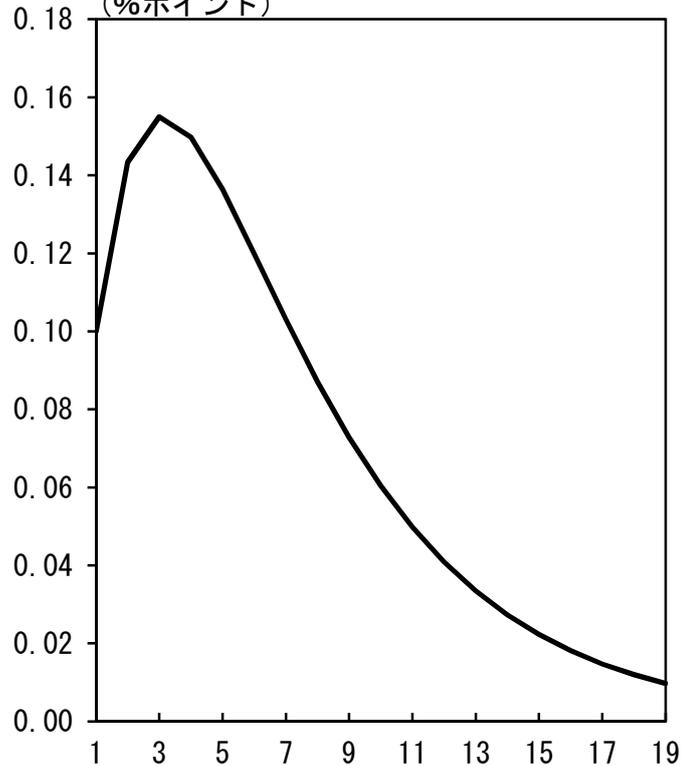
(2) 中長期の予想インフレ率

(前年比、%ポイント)



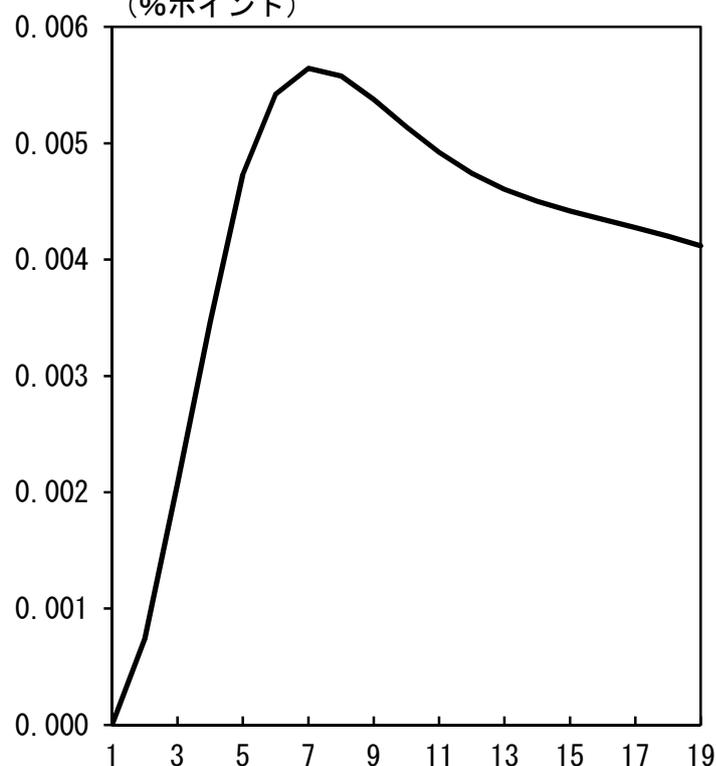
(3) 需給ギャップ

(%ポイント)



(4) トレンド・インフレ率

(%ポイント)



- (注) 1. 2016年第2四半期に、需給ギャップが0.1%ポイント上昇した場合の予測値とベースライン予測との差を表す。  
2. 横軸は、ショックを当てた時点をもとにしたときの経過時間（四半期）を示す。  
3. 刈込平均値は前年比。

## パラメータの事前分布

## 長期変動成分の抽出モデル

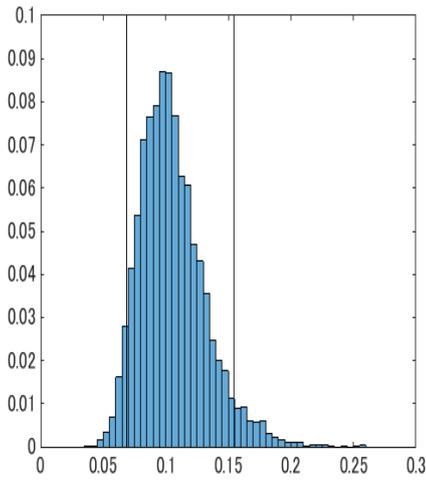
		平均	分散
正規分布	$\rho_\tau$ : 長期成分ショックと短期成分攪乱項の相関関係	0	40
	$b_1$ : 短期成分のVARの1期ラグ係数	0.5	0.02
	$b_2$ : 短期成分のVARの2期ラグ係数	0	0.02
		スケール	シェイプ
逆ガンマ分布	$\sigma_{zi}$ : 短期変動成分ショックの分散	5	2.5
	$\sigma_\tau$ : 長期変動成分の分散	2.5	1

## 中長期予想インフレ率モデル

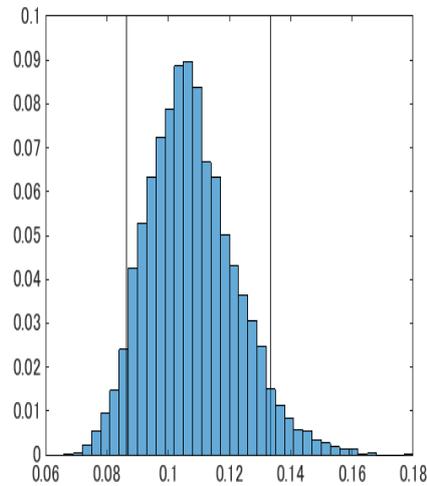
		平均	分散
正規分布	$\alpha$ : 中長期予想インフレ率のラグ係数	0.5	0.01
	$\beta$ : 6年先期待GDPギャップ係数	0	0.1
	$\omega$ : $\delta$ のAR(1)係数	0.9	0.01
	$\kappa$ : $\delta$ のジャンプダミー係数	0.1	0.01
		スケール	シェイプ
逆ガンマ分布	中長期予想インフレ率の予測誤差の分散	0.015	3
	中長期予想インフレ率の観測誤差の分散	0.0025	3
	$\delta$ のショックの分散	0.005	3

# パラメータの事後分布：長期変動成分抽出モデル（1）

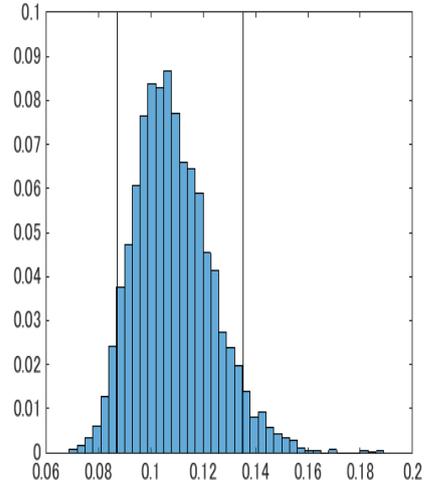
長期変動成分のショックの分散



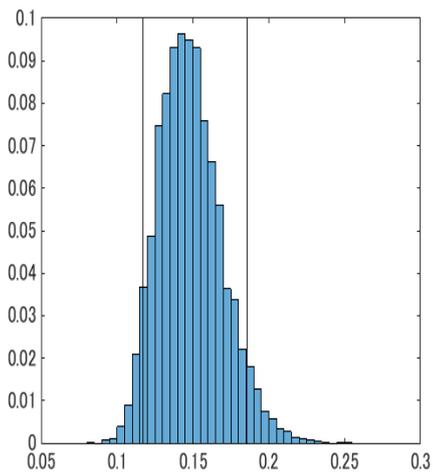
短期変動成分の分散（刈込）



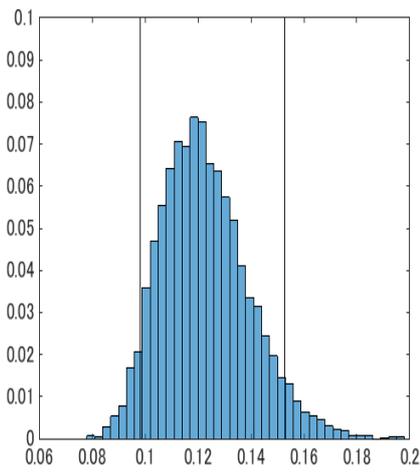
短期変動成分の分散（除く食エネ）



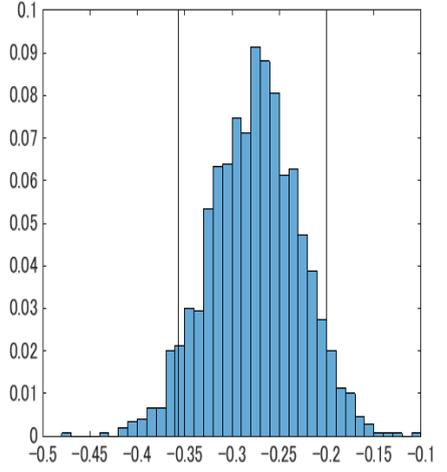
短期変動成分の分散（除く生鮮）



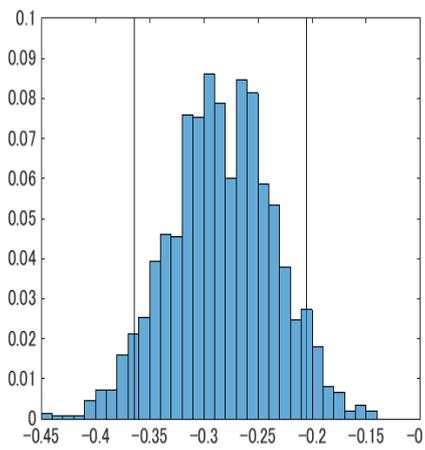
短期変動成分の分散  
（除く生鮮エネ）



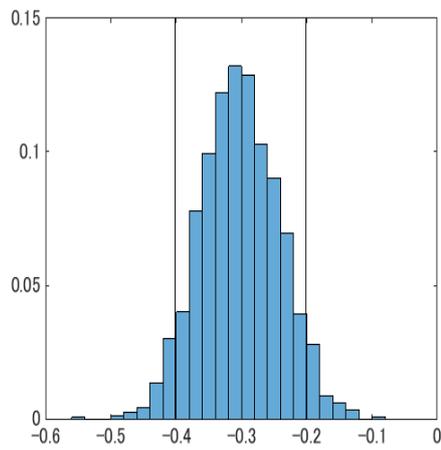
長期ショックと短期成分攪乱項  
の相関（刈込）



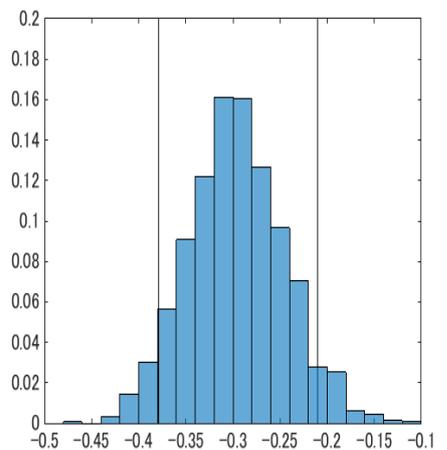
長期ショックと短期成分攪乱項  
の相関（除く食エネ）



長期ショックと短期成分攪乱項  
の相関（除く生鮮）



長期ショックと短期成分攪乱項  
の相関（除く生鮮エネ）



(注) 縦線は90%の信用区間を示す。

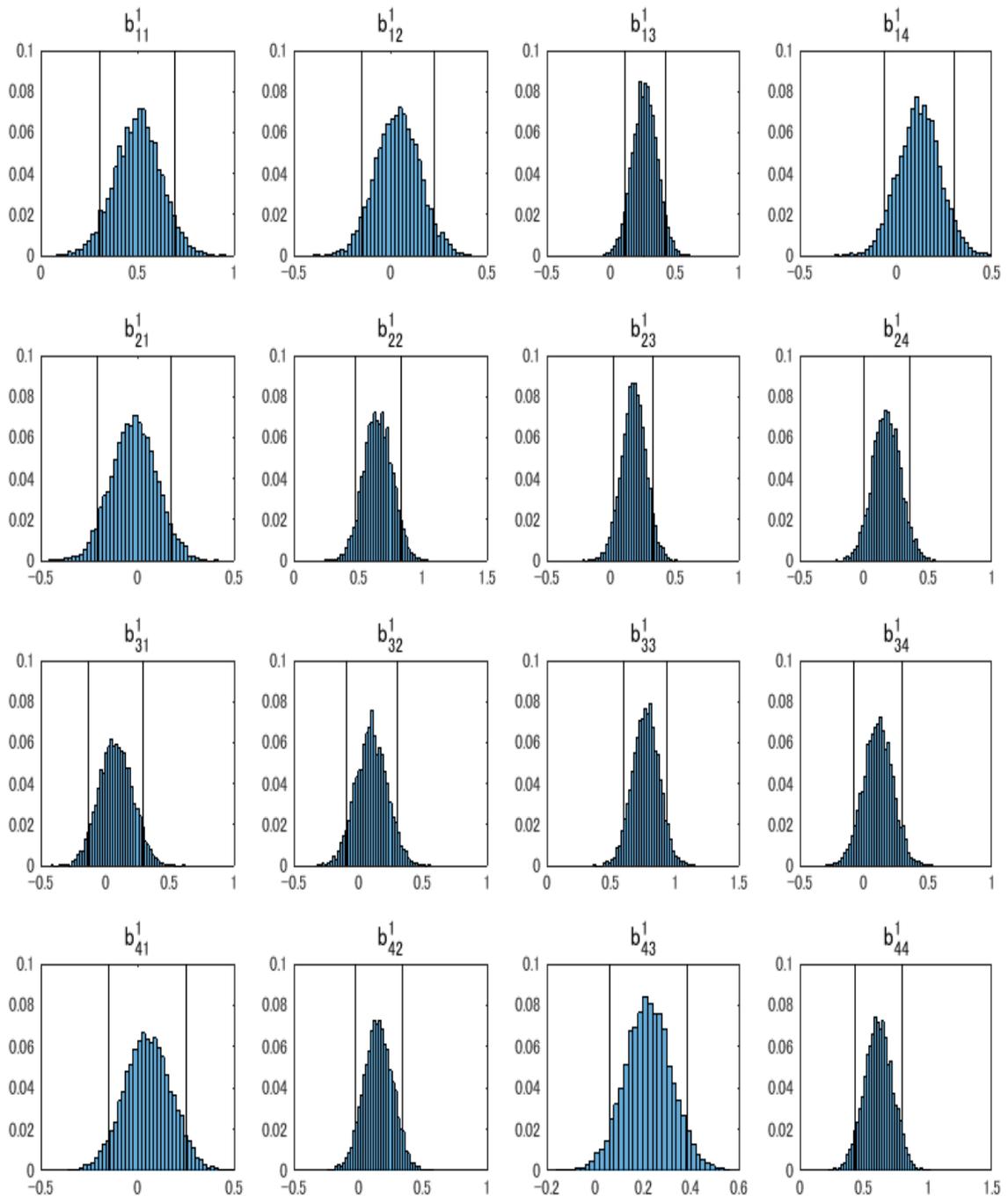
## パラメータの事後分布：長期変動成分抽出モデル（2）

短期変動成分 $z_t$ のVARモデル:

$$z_t = \sum_{k=1}^2 b_k z_{t-k} + R_{-1} \varepsilon_{at}$$

における係数パラメータの事前分布。なお、 $b_{ij}^k$ は、係数行列 $b_k$ の(i,j)要素を表す。

ただし、 $z = (\text{刈込平均、総合除く食エネ、総合除く生鮮、総合除く生鮮エネ})'$



(注) 縦線は90%の信用区間を示す。

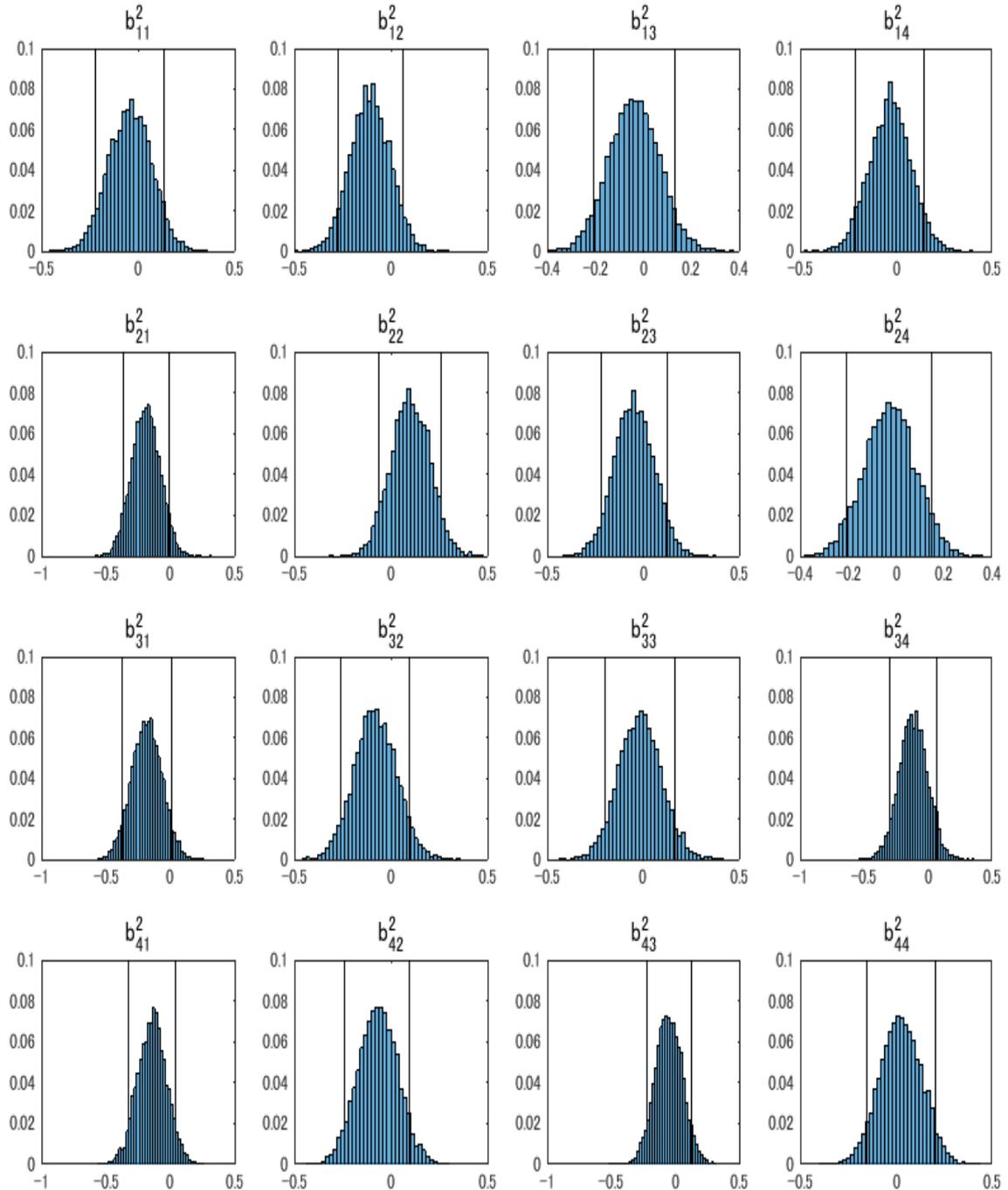
## パラメータの事後分布：長期変動成分抽出モデル（3）

短期変動成分 $z_t$ のVARモデル:

$$z_t = \sum_{k=1}^2 b_k z_{t-k} + R_{-1} \varepsilon_{at}$$

における係数パラメータの事前分布。なお、 $b_{ij}^k$ は、係数行列 $b_k$ の(i,j)要素を表す。

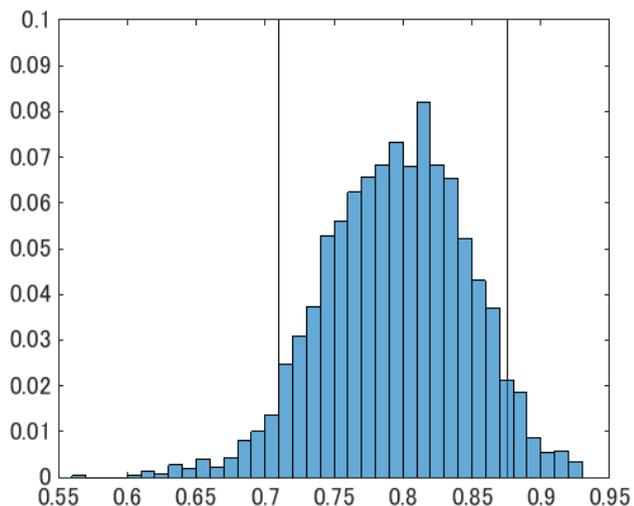
ただし、 $z = (\text{刈込平平均値、総合除く食エネ、総合除く生鮮、総合除く生鮮エネ})'$



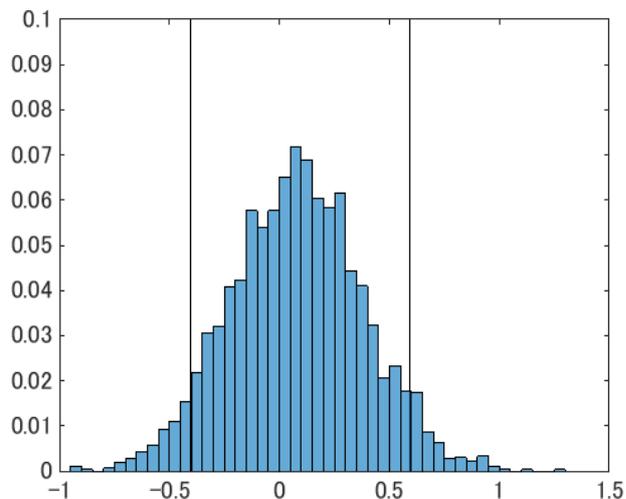
(注)縦線は90%の信用区間を示す。

# パラメータの事後分布：中長期予想インフレ率モデル

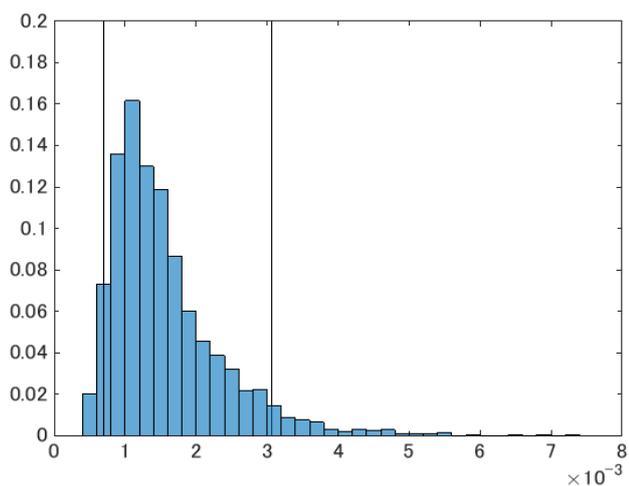
$\alpha$



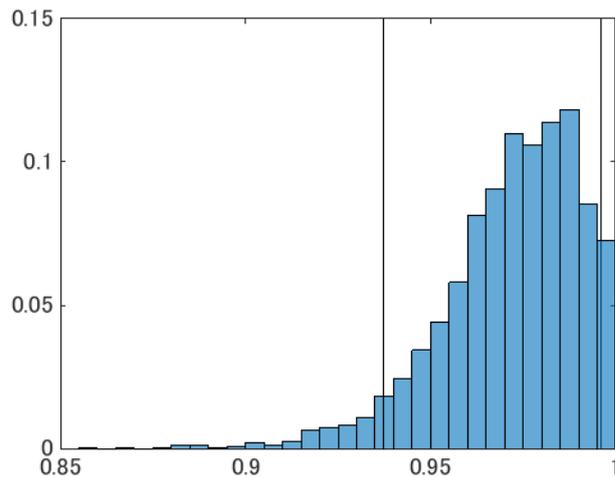
$\beta$



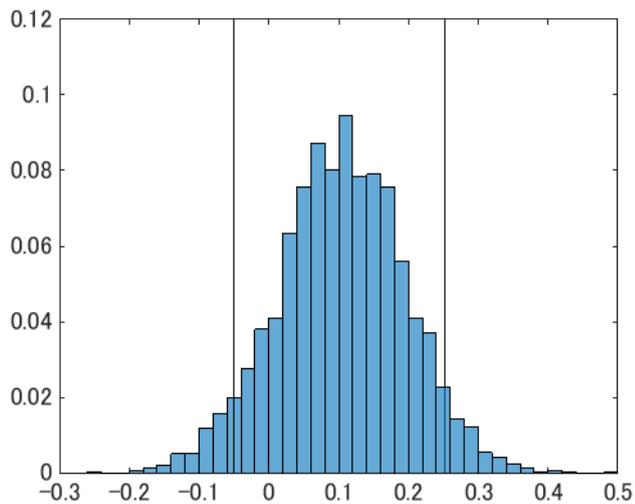
$\delta$  のショックの分散



$\omega$



$\kappa$



(注) 縦線は90%の信用区間を示す。