



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## 日本のインフレ予想カーブの推計

菅沼健司\*

kenji.suganuma@boj.or.jp

丸山聡崇\*

toshitaka.maruyama@boj.or.jp

No.19-J-2  
2019年4月

日本銀行  
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30号

\* 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。

# 日本のインフレ予想カーブの推計\*

菅沼 健司<sup>†</sup> 丸山 聡崇<sup>‡</sup>

2019年4月

## [要 旨]

本稿では、多様な経済主体を対象とした、インフレ予想データの情報を包括的に集約し、インフレ予想を年限別の期間構造で表した日本の「インフレ予想カーブ」の推計を行った。このカーブの推計においては、米国の先行研究を応用した状態空間モデルを用いており、年限間の整合性や、他の経済変数の予想との整合性が考慮されている。推計されたインフレ予想カーブは、1990年以降の概ね全ての期間において、右上がりの期間構造であった。また、インフレ予想を時系列でみると、全ての年限において、1990年代前半から2000年代初頭にかけて趨勢的に低下した後、2000年代中や、2012年後半から2013年にかけて上昇した。とくに短期インフレ予想については、輸入物価の変動の影響を受けつつも、量的・質的金融緩和の導入以降は趨勢的に水準が切り上がる傾向がみられる。さらに、推計されたインフレ予想の性質を構造VARにより分析すると、インフレ予想が実績インフレ率の影響を受けて適合的に形成される性格が強いことが窺われた。

キーワード：インフレ予想、期間構造、状態空間モデル

JEL 分類番号：C32、D84、E31、E43、E52

---

\* 本稿の作成に当たり、一上響氏、北村富行氏、黒住卓司氏、白塚重典氏、新谷元嗣氏、須合智広氏、長野哲平氏、西崎健司氏、平田渉氏、渡部敏明氏、及び日本銀行のセミナー出席者から有益なコメントを頂いた。記して感謝の意を表したい。本稿のあり得べき誤りは筆者ら個人に帰する。なお、本稿の内容や意見は、筆者ら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> 日本銀行企画局 Email: [kenji.suganuma@boj.or.jp](mailto:kenji.suganuma@boj.or.jp)

<sup>‡</sup> 日本銀行企画局 Email: [toshitaka.maruyama@boj.or.jp](mailto:toshitaka.maruyama@boj.or.jp)

## 1. はじめに

民間主体のインフレ予想は、物価動向に大きな影響を及ぼす要因として、世界各国において、これを捕捉するためデータの整備が進められてきた。これらのインフレ予想データには、家計や企業、専門家といった、様々な経済主体を対象としたものが含まれているため、各予想データの間には、必然的に無視し得ない異質性が存在する。また、インフレ率の予想期間という面でも、インフレ予想データには、短期から中長期まで様々な年限のものが存在する。

多くの中央銀行では、このようなインフレ予想データの情報を用いて、インフレ予想の基調を判断するに当たっては、様々な主体や年限のインフレ予想データを幅広くみて、クロスチェックすることが一般的である(例えば、ECB (2006))<sup>1</sup>。その際、こうした基調判断を補助することを目的として、様々な経済主体による予想形成の異質性を所与として、インフレ予想データの有する情報を統計学的手法を用いて集約し、経済全体としての基調的なインフレ予想を抽出しようとする試みもみられている。例えば、日本銀行(2016)や西野ほか(2016)では、家計や企業、専門家のインフレ予想データに主成分分析を適用して「合成予想物価上昇率」を作成した。

また、世界的金融危機以降は、インフレ予想を年限別の期間構造で表した「インフレ予想カーブ」に関する関心も、米国を中心に高まっている。すなわち、世界的金融危機後の景気回復局面において、インフレ率が中央銀行の目標対比で低位に推移する(いわゆる *missing inflation*) 中で、「民間主体は、先行きインフレ率が中央銀行の目標にどのようなペースで近づくと考えているのか」という情報が従来以上に重要になっている。この点、例えば、フィラデルフィア連銀では、Aruoba (2016)の研究に基づき、複数種類の専門家によるインフレ予想データを Nelson-Siegel モデルに当てはめてインフレ予想カーブを推計し、月次で公表している。また、Crump, Eusepi, and Moench (2018)は、専門家による様々なインフレ予想データに加え、これに影響を与えうる実質成長率や名目金利の予想データから成る、大規模なサーベイ・データのセットを整備し、これらの変数の経済学的な関係を組み込んだ状態空間モデルを用いて、インフレ予想カーブを推計している。

こうしたインフレ予想を巡る問題意識を踏まえ、本稿では、多様な経済主体によるインフレ予想に関するデータセットを用いて、日本のインフレ予想カー

---

<sup>1</sup> FRB も、2019年3月の連邦公開市場委員会(FOMC)における政策声明文において、「マーケット・ベースのインフレ予想に関する指標はこの数か月低水準で推移し、サーベイ・ベースの長期的なインフレ予想の指標は、総じてみればほとんど不変であった」としているように、インフレ予想の基調を判断するうえで、複数のインフレ予想データをクロスチェックしている。

ブの推計を行った。具体的には、様々な主体や年限のインフレ予想データを幅広くみるという観点から、家計や企業、専門家を対象としたサーベイ・データに限らず、マーケット・データも含めたデータセットを作成したうえで、Crump, Eusepi, and Moench (2018)の手法を改良して、インフレ予想の期間構造を計測している。このように日本のインフレ予想について、多様な予想データを集約する形で、その期間構造に着目した研究は、著者たちが知る限り、本研究が初めてである。

本稿の主要な結果を予めまとめると、次のとおりである。第1に、推計された日本のインフレ予想カーブは、米国を対象とした先行研究と同様に、1990年以降の概ね全ての時点において、右上がりの期間構造である。第2に、インフレ予想を時系列に見ると、1990年代前半から2000年代初頭にかけて趨勢的に低下した後、2000年代中や、2012年後半から2013年にかけて上昇した。第3に、とくに短期インフレ予想については、輸入物価の変動の影響を受けつつも、量的・質的金融緩和の導入以降は趨勢的に水準が切り上がる傾向がみられる。第4に、インフレ予想は、適合的に形成される性格が強い。構造VARによる実証分析によれば、インフレ率の実績値が上昇するショックに対して、①インフレ予想は有意に上昇し、その影響は比較的長い期間に亘って残存すること、②長期インフレ予想は、短期インフレ予想と比べより緩やかに上昇すること、が確認された。

本稿の構成は、以下のとおりである。2節では、先行研究及びこれらと比較した本稿の特徴を取り上げる。3節では推計に用いたデータについて説明する。4節では本分析に用いたモデルの概要を示す。5節では推計された日本のインフレ予想カーブを示す。6節では同カーブの特徴点を分析する。7節はまとめである。

## 2. 先行研究と本稿の分析の特徴

インフレ予想に関する研究は、近年目覚ましい発展を遂げている<sup>2</sup>。本節では、これらのうち、本稿の問題意識と密接に関係する、インフレ予想形成の異質性を巡る先行研究とインフレ予想カーブを巡る先行研究に焦点を絞って概観したうえで、これらの研究との対比でみた本稿の分析の特徴について述べる。

---

<sup>2</sup> 近年の研究を包括的にサーベイした文献として、Coibion, Gorodnichenko, and Kamdar (2018)を参照。

## 2-1. インフレ予想形成の異質性を巡る先行研究

近年、サーベイ・データの個票分析により、家計や企業、専門家がインフレ予想形成において異なる特徴を有することが明らかとなってきた。例えば、Coibion *et al.* (2018)は、専門家は、金融政策の変更に敏感に反応して、インフレ予想形成を行うと主張している。他方、Cavallo, Cruces, and Perez-Truglia (2017)は、家計のインフレ予想形成は、身近な買い物の経験に影響されると指摘している。また、企業のインフレ予想の形成については、Coibion, Gorodnichenko, and Kumar (2018)が、一般物価よりも自社の属する業界の価格動向を意識していると主張している。

また、マーケット・データは、サーベイ・データとも異なる特性を有することが知られている。例えば、物価連動国債の情報から抽出されるブレイク・オープン・インフレ率は、市場参加者のインフレ予想を示すと考えられるが、インフレ・リスクプレミアムや市場の流動性プレミアムの影響も受けやすいことが、Christensen, Dion, and Reid (2004)や、Haubrich, Pennacchi, and Ritchken (2012)等により指摘された。とくに、世界的金融危機の際には、債券市場の流動性が大きく低下する中で、マーケット・データから得られるインフレ予想は、明らかに異常ともいえる水準まで低下がみられた(片岡・白鳥(2011))。

こうした家計・企業・専門家を対象としたサーベイ、及びマーケット情報から抽出されるインフレ予想データのうち、どのデータを重視すべきかという点については、コンセンサスが存在しない。例えば、Burke and Ozdagli (2013)は、家計のインフレ予想が重要であると指摘しており、その理由として、家計のインフレ予想は、家計が直面する実質金利の変化を通じて、家計の消費に直接的に影響を及ぼすことを挙げている。一方で、Coibion and Gorodnichenko (2015)は、企業のインフレ予想に着目することが重要であると主張しており、その理由として、学界等で多く利用されている金融政策分析の枠組み(ニューケインジアン・モデル)では、企業のインフレ予想に基づいて、その価格設定行動が定まることを指摘している。

このように、各主体のインフレ予想の形成メカニズムや、その重要性について様々な見方が示される中でも、それらは互いに関連していることを示す研究もある。Carroll (2003)は、家計や企業がインフレ予想を形成する際には、専門家のインフレ予想が強い影響を与える情報源となっていることを指摘している。また、Bullard (2016)は、家計のインフレ予想が変化すると、賃金交渉を通じて企業の価格設定に影響を及ぼすため、実際の消費者物価にも影響を及ぼすと主張している。このように、専門家や家計のインフレ予想が企業のインフレ予想に影響を及ぼす場合、企業のインフレ予想を用いるべきニューケインジアン・フィリップス曲線の推計において、家計や専門家のインフレ予想を用いることも

正当化されうると、Coibion, Gorodnichenko, and Kamdar (2018)は論じている。こうした研究は、各経済主体のインフレ予想には、異質性と同時に、共通の変動成分が存在していることを示唆している。日本銀行 (2016) や西野ほか (2016) では、こうした共通の変動成分に着目し、家計や企業、専門家のインフレ予想データから主成分分析を用いて合成予想物価上昇率を作成し、インフレ予想の推移について局面分析を行っている。

## 2-2. インフレ予想カーブを巡る先行研究

次に、様々な年限の予想データを用いて、年限間の整合性を考慮したインフレ予想カーブの推計を行った先行研究について概観する。フィラデルフィア連銀のウェブサイトにおいても述べられているように<sup>3</sup>、一般にインフレ予想データは予想年限が限られており、かつそれらは離散的である。したがって、連続的なインフレ予想カーブを推計するうえでは、こうした離散的な値をどのように繋ぐかが、大きな論点となる。

この点に関する一つの方向性は、ファイナンス分野で発展してきた金利の期間構造モデルを応用するというものである。いくつかの研究ではアフィン型の期間構造モデルが用いられている。例えば、Chernov and Mueller (2012)は、米国のインフレ予想のサーベイである Livingston Survey、Survey of Professional Forecasters (SPF)、Blue Chip の様々な年限のデータを用いて、米国のインフレ予想カーブを推計している。また、Haubrich, Pennacchi, and Ritchken (2012)は、サーベイとして SPF と Blue Chip を、またマーケット・データとしてインフレ・スワップ・レートを用いて、米国のインフレ予想カーブを推計している。これらの研究に対して、Nelson-Siegel モデルを用いた研究も存在する。Aruoba (2016) は、SPF と Blue Chip といった2種類のサーベイの、様々な年限に対する消費者物価の予想データを、Nelson-Siegel モデルに当てはめることにより、米国の3か月先から10年先の間における任意の年限のインフレ予想を推計した。この手法を用いて推計されたインフレ予想は、フィラデルフィア連銀のウェブサイトにおいて、ATSIX (Aruoba Term Structure of Inflation Expectations) として、毎月更新される形で公表されている<sup>4</sup>。

離散的なインフレ予想データを繋ぐ、もう一つの方向性としては、マクロ経済学の考え方を取り入れつつ、状態空間モデルを構築するというものである。例えば、Kozicki and Tinsley (2012)は、Livingston Survey の短期予想に、Beveridge=Nelson 分解を組み込んだ状態空間モデルを用いて米国のインフレ予

<sup>3</sup> <https://www.philadelphiafed.org/research-and-data/real-time-center/atsix> を参照。

<sup>4</sup> ATSIX の詳細については、脚注3のフィラデルフィア連銀のウェブサイトを参照。

想の期間構造の推計を行った。彼らによれば、インフレ予想のサーベイ・データは、予想期間が短期に限られているものが多いため、長期インフレ予想を導出するには、短期と長期の予想を繋げる何らかのモデルを用いることが必要となる。その際、インフレ予想を、トレンド成分と循環成分に分けた状態空間モデルを推計すれば、長期インフレ予想の動向を捕捉することも可能であると主張している。Mehrotra and Yetman (2018)も、概ね同様のモデルを用いて、米国のインフレ予想の期間構造を推計している。Crump, Eusepi, and Moench (2018)は、1種類・2年限のみのサーベイ・データを用いていた Kozicki and Tinsley (2012)の手法を拡張し、600系列を超える大規模なサーベイ・データ・セット<sup>5</sup>を用いて米国のインフレ予想カーブの推計を行っている。彼らは、インフレ予想と実質成長率の予想、名目金利の予想の間に、マクロ経済学における標準的關係であるフィッシャー方程式が長期的に成立することを仮定しつつ<sup>6</sup>、インフレ率以外の経済変数に対するサーベイ・データの情報もモデルに取り込んでいる。

こうした米国を対象とした先行研究の結果は、米国のインフレ予想カーブについて、次の2つの特徴点を示唆している。第1に、インフレ予想カーブは、1990年代以降、大方の局面において右上がりであるという点である。第2に、米国の長期インフレ予想は、2000年代以降、2%台前半で概ね安定的に推移しているという点である。

### 2-3. 先行研究と比較した本稿の特徴

本稿では、Crump, Eusepi, and Moench (2018)の状態空間モデルの分析をベースにしつつ、いくつかの改良を加える形で、日本のインフレ予想カーブを推計する。本稿の特徴について、先行研究と比較しつつ予め述べると、以下のとおりである。

第1に、本稿では、様々な経済主体のインフレ率の予想データには、異質性が存在することを許容しつつも、そこには共通の変動成分があることを仮定して経済全体の基調的なインフレ予想の推計を試みている。この点は、家計・企業・専門家といった、様々な経済主体のインフレ予想データの動きを合成した、合成予想物価上昇率（日本銀行（2016）、西野ほか（2016））と同様であるが、合成予想物価上昇率が、インフレ予想の期間構造を勘案せず、異なる年限のイ

---

<sup>5</sup> Blue Chip Economic Indicators、Blue Chip Financial Forecasts、Consensus Forecasts、Decision-Makers' Poll、Economic Forecasts: A Worldwide Survey、Goldsmith-Nagan Survey、Livingston Survey、Survey of Primary Dealers、SPF が用いられている。

<sup>6</sup> 詳細は4節参照。このほか、インフレ率、実質成長率、名目金利の予想の間の循環的変動にはVARの關係が成り立つと仮定している。

インフレ予想データの第1主成分を抽出しているのに対し、本稿では、予想データの年限間の整合性や、インフレ率以外の経済変数との整合性を考慮しつつ、経済全体の基調的なインフレ予想を推計している。

第2に、インフレ予想カーブの先行研究と比較すると、先行研究では、いずれも専門家に対するサーベイ・データ、ないしはマーケット・データのみが用いられてきたのに対し、本稿では、様々な主体の予想データを幅広く見て情報を集約するという観点から、家計や企業に対するサーベイ・データも用いてインフレ予想カーブを推計している。

第3に、やや技術的ではあるが、状態空間モデルを用いた先行研究では、モデルの推計において最尤法を採用していたのに対し、本稿では、ベイズ推計を採用している。パラメータ数が多い複雑なモデルにおいては、最尤法による推計は、推計結果が不安定になることが経験的に知られており、ベイズ推計を採用することは、こうした問題を軽減するための工夫である。

### 3. データ

本節では、推計に用いるデータについて概観する。予想データとしては、インフレ予想と、これに関連する実質成長率及び名目金利についての予想データを用いている。また、カーブの起点として、これらの経済変数の実績値も用いている。なお、各データの詳細については、補論1で述べている。

インフレ予想データについては、専門家、企業、家計に対するサーベイ・データに加えて、マーケット・データも用いている<sup>7</sup>。サーベイ・データの内訳は、専門家がコンセンサス・フォーキャスト（6系列<sup>8</sup>）、Blue Chip（1系列）、QUICK月次調査（債券）（2系列）、ESPフォーキャスト（3系列）の計12系列、企業が短観（「企業の物価見通し」）（3系列）とQUICK短観（1系列）の計4系列、家計が生活意識に関するアンケート調査（1系列）である。また、マーケット・データは、インフレ・スワップ・レート（1系列）とブレイク・イーブン・インフレ率（1系列）の計2系列を用いている。以上を合計すると、インフレ予想データは、計19系列となっている（図1）。

次に、実質成長率の予想データについては、インフレ予想データと比べて入手可能な系列が少なく、全て専門家の予想データとなっている。具体的には、

<sup>7</sup> インフレ率の予想データに関する、消費税率変更の影響の調整方法については、補論1参照。

<sup>8</sup> 同一のサーベイにおいて、系列数が複数存在するのは、それぞれのサーベイにおいて、調査対象となる年限が複数存在するためである。例えば、コンセンサス・フォーキャストには、1年先、2年先、3年先、4年先、5年先、6～10年先の6つの年限が存在し、これらは本稿のモデルにおいて、それぞれ別系列として扱われている。



コンセンサス・フォーキャスト（6系列）、Blue Chip（1系列）及びESPフォーキャスト（3系列）の、計10系列である（図2）。最後に、名目金利の予想データについては、モデルで用いる3か月物金利の先行き1年以上についてのサーベイ・データが、著者たちの知る限り存在していないため、国債の市場金利のスポット・レート（残存年限1年、2年、…、10年）から、1～9年先の各時点における、先行き1年のフォワード・レート（9系列）を算出して使用している。

また、これらの変数の実績値として、消費者物価指数（総合<除く生鮮>、季節調整済、消費税調整済、前期比）、実質成長率（季節調整済、前期比）、名目金利（3か月物）を用いている（図3）。このほか、インフレ率に影響を与える外生変数として、輸入物価指数（前期比）を用いている。これらのデータは、いずれも四半期換算値を用いている。

以上、本稿でインフレ予想カーブの推計に用いる系列の数は、予想データが38系列、実績値が4系列の、計42系列であり<sup>9</sup>、日本において利用可能な、インフレ率、実質成長率、名目金利の予想についてのサーベイ・データ及びマーケット・データを概ね包含している<sup>10</sup>。本稿で用いるデータ系列数は、Crump, Eusepi, and Moench (2018)で用いられている約600系列と比べ見劣りするが、これは日米で利用可能な、先行きの予想に関するサーベイ・データの数が、そもそも大きく異なることによるものである。

なお、予想データをモデルの推計に用いる際には、足もとから $h$ 年先までの平均的な伸び率に対する予想を示すスポットの系列を用いるか、先行きの $h$ 年先スタートの1年間（あるいは数年間）の伸び率に対する予想を示すフォワードの系列を用いるかという論点が存在する<sup>11</sup>。本稿では、期間構造を推計するうえで、それぞれの年限の情報が独立して得られることが望ましいと考え、予想データのうち、スポットの系列は全てフォワードの系列に変換したうえで、モデルの推計に用いている。例えば、QUICK月次調査（債券）は、原系列として、「今後1年間」「今後2年間」「今後10年間」の3つの異なる期間に対するスポットの予想系列があるが、ここでは「今後1年間」と「今後2年間」から「1年先スタート1年間」を、「今後2年間」と「今後10年間」より「2年先スタート8年間」を計算したうえで、この2系列を推計に用いている。

<sup>9</sup> このほか、潜在成長率（前年比）を用いている。詳細は4（1）節を参照。

<sup>10</sup> ただし、本稿では予想年限が1年未満の予想データ（例えば半年先のインフレ予想）は用いていない。

<sup>11</sup> 金利の期間構造の表現を用いると、前者はスポット・レート、後者はフォワード・レートに相当するため、ここではスポットの系列、フォワードの系列という用語を用いた。

## 4. モデルの構造と推計方法

### 4-1. モデルの構造

2節で述べたように、本稿では、Crump, Eusepi, and Moench (2018)の状態空間モデルを拡張する形で、インフレ予想カーブを推計する。状態空間モデルは、モデル内の状態変数の動学を示す「状態方程式」と、観測変数と状態変数との関係を示す「観測方程式」の2種類から成る。

まず、状態方程式については、Crump, Eusepi, and Moench (2018)の状態空間モデルと同様に、インフレ率 ( $\pi_t$ )、実質成長率 ( $g_t$ )、名目金利 ( $i_t$ ) の3変数から成るベクトルを  $z_t$  と定義したうえで、 $z_t$  の予想値と実績値が、いずれも (1) 式のように、Beveridge=Nelson 分解<sup>12</sup>に従い、トレンド成分 ( $\bar{z}_t$ ) と循環成分 ( $\hat{z}_t$ ) に分けられると仮定する。これらのトレンド成分と循環成分が、それぞれ異なる動学に従うことで、実績値から各年限の予想値が形成されると仮定する。

$$\begin{aligned} z_t &= (g_t, \pi_t, i_t)' \\ z_t &= \bar{z}_t + \hat{z}_t \end{aligned} \tag{1}$$

このうち、トレンド成分の動学については、(2) 式及び (3) 式で表される。

(2) 式は、インフレ率と実質成長率のトレンド成分 ( $\bar{\pi}_t$ ,  $\bar{g}_t$ ) の動学を示した式であり、Stock and Watson (2007)と同様に、それぞれ独立にランダム・ウォークに従うと仮定する<sup>13</sup>。ここで、各トレンド成分のショック ( $\eta_{\bar{\pi},t}$ ,  $\eta_{\bar{g},t}$ ) は、平均ゼロかつ独立同分布 (*i.i.d.*) に従うと仮定する。また、名目金利のトレンド成分 ( $\bar{i}_t$ ) は、(3) 式で示されるように、フィッシャー方程式を通じて、インフレ率及び実質成長率のトレンド成分と結びついている。ここで、名目金利のトレンド成分の誤差 ( $\bar{\zeta}_t$ ) は、ランダム・ウォーク過程に従い、そのランダム・ウォーク過程におけるショック ( $\eta_{\bar{i},t}$ ) は、平均ゼロかつ独立同分布 (*i.i.d.*) に従うと仮定する<sup>14,15</sup>。

<sup>12</sup> 同分解についての詳細は、Beveridge and Nelson (1981)を参照。Beveridge=Nelson 分解を行った研究には高橋 (2016) があり、同論文ではインフレ率の実績値のみから得られたトレンド成分と超長期のインフレ予想の加重平均として、日本のトレンド・インフレ率を推計している。

<sup>13</sup> このように、インフレ予想のトレンド成分を I(1)のランダム・ウォークで表現することは、例えばインフレ目標に関する民間主体の認識の変化など、推計期間においてトレンド成分に恒久的な変化が生じる可能性を潜在的に考慮している。このため、トレンド成分が発散する可能性は排除されないが、後の5節でみるように、推計された長期インフレ予想は、他の手法を使った推計結果等とも整合的なレンジ内に収まっている。

<sup>14</sup> フィッシャー方程式は元来、名目金利が実質金利とインフレ予想の和で表されるといった式であるが、Crump, Eusepi and Moench (2018)では、他の一般均衡モデルでも広く用いられている手法として、実質金利が異時点間の代替弾力性の逆数を表すパラメータ  $\psi$  を通じて、

$$\begin{pmatrix} \bar{g}_t \\ \bar{\pi}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \bar{g}_{t-1} \\ \bar{\pi}_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_{\bar{g},t} \\ \eta_{\bar{\pi},t} \end{pmatrix} \quad (2)$$

$$\bar{i}_t = \psi \bar{g}_t + \bar{\pi}_t + \bar{\zeta}_t, \quad \bar{\zeta}_t = \bar{\zeta}_{t-1} + \eta_{\bar{i},t} \quad (3)$$

他方、循環成分の動学については、ベクトル自己回帰 (Vector Auto-Regression、VAR) 構造を仮定する。すなわち、インフレ率、実質成長率、名目金利のそれぞれの循環成分 ( $\hat{\pi}_t$ ,  $\hat{g}_t$ ,  $\hat{i}_t$ ) が、互いにラグを持って影響を及ぼし合うと考える。そのうえで、本分析では、Crump, Eusepi, and Moench (2018) が用いた手法の応用として、(1) 外生変数の追加と、(2) VAR における次数の変更の2点を行っている。まず、(1) 外生変数については、輸入物価指数 ( $IPI_t$ ) をモデルに追加している<sup>16</sup>。なお、輸入物価指数は、自己ラグ (AR 2 期) に従うと仮定する。次に、(2) VAR の次数は、Crump, Eusepi, and Moench (2018) では 1 期としているが、本稿ではモデル全体の周辺尤度を最大化する次数を選び 3 期としている<sup>17,18</sup>。よって、循環成分の動学は、以下の (4) 式のような、4 変数・ラグ 3 期の VAR モデルとなる。ここで、 $\Phi_k$  ( $k = 1, 2, 3$ ) は 4 つの変数の間の関係性を表すパラメータで構成される遷移行列であり、また、 $v_t$  は各変数のショックから成るベクトルで、それぞれのショックは平均ゼロかつ独立同分布 (*i.i.d.*) に従うと仮定する。ショックに関するコレスキー分解は、実質成長率は自身のショックのみ、インフレ率は自身と実質成長率のショック、名目金利は自身と実質成長率及びインフレ率のショックの影響を受けることを仮定している。

---

実質成長率のトレンド成分と結びつくとして仮定し、(3) 式を導出している。また、同式における誤差は、消費者の選好の変化及び  $\bar{i}_t$  のその他の決定要因を捉えていると解釈している。

<sup>15</sup> なお、本稿のフィッシャー方程式が成立するためには、消費者の効用関数が一次近似されていることに加えて、同関数において、異時点間の代替弾力性の逆数が、消費者のリスク回避度と一致することが仮定されている。この仮定を緩めた例として、Kano and Wada (2017) で用いられている、Epstein-Zin 型の再帰型効用関数 (Epstein and Zin (1989) を参照) が挙げられ、消費者が直面する不確実性の変化が、インフレ予想にどのような影響を及ぼすのかといった応用が期待される。

<sup>16</sup> 輸入物価指数は、エネルギー価格や為替レートなどに関する情報を包括的に含んでいると考えられる。

<sup>17</sup> 周辺尤度 (尤度に事前分布をかけてパラメータの積分を取ったもの) は、本稿では Geweke (1999) に基づく修正調和平均値 (modified harmonic mean estimator) を推計している。

<sup>18</sup> 輸入物価指数の自己ラグの次数も同様の基準で選択している。

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \hat{z}_t \\ IPI_t \end{pmatrix} &= \Phi_1 \begin{pmatrix} \hat{z}_{t-1} \\ IPI_{t-1} \end{pmatrix} + \Phi_2 \begin{pmatrix} \hat{z}_{t-2} \\ IPI_{t-2} \end{pmatrix} + \Phi_3 \begin{pmatrix} \hat{z}_{t-3} \\ IPI_{t-3} \end{pmatrix} + v_t \\ \Phi_1 &= \begin{bmatrix} b_1 & b_2 & b_3 & b_4 \\ b_5 & b_6 & b_7 & b_8 \\ b_9 & b_{10} & b_{11} & b_{12} \\ 0 & 0 & 0 & b_{37} \end{bmatrix}, & \Phi_2 &= \begin{bmatrix} b_{13} & b_{14} & b_{15} & b_{16} \\ b_{17} & b_{18} & b_{19} & b_{20} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ 0 & 0 & 0 & b_{38} \end{bmatrix}, \\ \Phi_3 &= \begin{bmatrix} b_{25} & b_{26} & b_{27} & b_{28} \\ b_{29} & b_{30} & b_{31} & b_{32} \\ b_{33} & b_{34} & b_{35} & b_{36} \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, & v_t &= \begin{bmatrix} \varepsilon_{\hat{g}_t} \\ \varepsilon_{\hat{\pi}_t} + b_{39}\varepsilon_{\hat{g}_t} \\ \varepsilon_{i_t} + b_{40}\varepsilon_{\hat{g}_t} + b_{41}\varepsilon_{\hat{\pi}_t} \\ \varepsilon_{IPI_t} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (4)$$

$b_1 \sim b_{41}$ は、モデルで推計されるパラメータ

このように、状態方程式において、トレンド成分についてはフィッシャー方程式を、循環成分についてはVAR構造を仮定することによって、インフレ率の予想値と、これに影響を与える実質成長率や名目金利の予想値を、体系的に結びつけている。

次に、本稿の状態空間モデルにおける観測方程式は、以下の(5)式で表される。ここで、左辺の $y_t$ は観測変数( $43 \times 1$ )であり、このうち $y_t^F$ はインフレ率、実質成長率、名目金利の各年限における予想データを一つにまとめたベクトル( $38 \times 1$ )である。また、 $y_t^A$ は実績値を表すベクトル( $5 \times 1$ )であり、 $\pi_t$ 、 $g_t$ 、 $i_t$ 、 $IPI_t$ に加え、 $\bar{g}_t$ も観察可能であると仮定している。すなわち本稿では、推定するパラメータの数を節約するため、状態変数の一つである実質成長率のトレンド成分の観測値として、日本銀行調査統計局が推計・公表する潜在成長率<sup>19</sup>を用いている。 $H_t$ は観測変数と状態変数を繋ぐ構造( $43 \times 18$ )を示しており、予想値に関する部分と実績値に関する部分は、それぞれ $H_t^F$ 、 $H_t^A$ で表される<sup>20</sup>。 $Z_t$ は、状態変数 $z_t$ とそのラグ項<sup>21</sup>、及びトレンド成分、循環成分である $\bar{z}_t$ 、 $\hat{z}_t$ を一つにまとめたベクトル( $18 \times 1$ )である。最後に、 $\varepsilon_t$ は観測変数の観測誤差( $43 \times 1$ )である。観測誤差のうち、 $\varepsilon_t^F$ は予想データの観測誤差( $38 \times 1$ )であり、いずれも平均ゼロかつ独立同分布(*i.i.d.*)に従うと仮定する<sup>22</sup>。

<sup>19</sup> 同潜在成長率の詳細は、川本ほか(2017)を参照。

<sup>20</sup> 各ベクトルの詳細については、補論3を参照。

<sup>21</sup>  $z_t$ のラグ項( $z_{t-1}, z_{t-2}, z_{t-3}$ )が観測方程式に入っているのは、予想データがいずれも前年比(年率換算)である一方で、推計においては、これを四半期ベースの前期比に変換して使用するためである。具体的な変換方法については、本稿の補論3のほか、Crump, Eusepi, and Moench(2018)のAppendix A.3、及びCrump *et al.*(2014)を参照。

<sup>22</sup> 本稿では分析の対象外としたが、観測誤差に系列相関がある可能性も先験的には否定できない。また、日本では推計期間においてゼロ金利制約下にある時期が長いことから、観測誤差のうち名目金利については、全期間で正規分布を仮定することが適切でない可能性

なお、Crump, Eusepi, and Moench (2018)では、年限が近い予想データの観測誤差の標準偏差は全て等しいとしているが、本稿では、次の4 (2) 節で述べるように、同一年限であっても、予想データ毎にこれらの標準偏差は全て異なると仮定している。他方、実績値の観測誤差のベクトル  $\varepsilon_t^A$  ( $5 \times 1$ ) については、実績値には観測誤差は存在しないと仮定して、0としている。

$$y_t = H_t Z_t + \varepsilon_t$$

$$y_t = \begin{pmatrix} y_t^F \\ y_t^A \end{pmatrix}, \quad H_t = \begin{pmatrix} H_t^F \\ H_t^A \end{pmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^F \\ 0 \end{pmatrix} \quad (5)$$

$$Z_t = (z_t, z_{t-1}, z_{t-2}, z_{t-3}, \bar{z}_t, \hat{z}_t)'$$

なお、本稿においては、同じ年限を対象にした予想データについて、観測変数と状態変数を繋ぐ  $H_t^F$  の構造は等しく、その値の違いは観測誤差  $\varepsilon_t^F$  の違いで表されると考えている点は重要である。この点を見るために、(6) 式では (5) 式の一部を抽出して示している。左辺の  $y_{t,t+k}^{F1}$ 、 $y_{t,t+k}^{F2}$  を、k 期先のインフレ率に対する2種類の予想データ1、2の値とすると、右辺の  $H_{t+k}^F Z_t$  は両方のデータに共通しており、両者の違いは右辺の観測誤差  $\varepsilon_{t,t+k}^{F1}$ 、 $\varepsilon_{t,t+k}^{F2}$  で表される。このことは、本モデルにおけるインフレ予想値  $E_t \pi_{t+k}$  が、各予想データから、それぞれの異質性としての観測誤差を取り除いた後の、共通部分と解釈できることを示している。

$$y_{t,t+k}^{F1} = H_{t+k}^F Z_t + \varepsilon_{t,t+k}^{F1},$$

$$y_{t,t+k}^{F2} = H_{t+k}^F Z_t + \varepsilon_{t,t+k}^{F2} \quad (6)$$

以下では、このモデル体系にしたがって、インフレ予想カーブの推計を行う。

#### 4-2. 推計方法：ベイズ推計

状態空間モデルを用いてインフレ予想カーブを推計した先行研究では、モデルの推計において最尤法を採用してきた。最尤法は、カルマン・フィルターを用いて尤度関数を導出し、同関数を最大化するパラメータの組み合わせを見つける方法であり、状態空間モデルを推計する際には、頻繁に用いられる手法である。

Crump, Eusepi, and Moench (2018)では、モデルの推計に際して、各変数に対する予想データを、その年限にしたがって短期・中期・長期の3種類に区分した

---

もある。この点、非線形性をモデルに入れたうえで、分布の形状が時点によって変化することを許容することは、本稿では分析の対象外としているが、今後の課題としたい。

うえで、それぞれのグループ内では、予想データの観測誤差の標準偏差が全て等しいという仮定を置くことにより、推計の対象となる観測誤差の標準偏差の数を大幅に節約した。しかし、Crump, Eusepi, and Moench (2018)は、専門家に対するサーベイ・データのみを用いており、専門家のみならず家計や企業に対するサーベイ・データやマーケット・データも用いた本稿のモデルにおいては、データの異質性がより大きいと考えられるため、同様の仮定を置くことは必ずしも適当ではない。そこで本稿では、全ての予想系列毎に異なる観測誤差の標準偏差を設定することとした。また、Crump, Eusepi, and Moench (2018)のモデルではVARの構造が1期であるのに対し、本稿のモデルでは3期であることから、本稿のモデルの方が、推計の対象となるVARのパラメータ数も多くなっている。このように推計の対象となるパラメータ数が非常に多い場合、尤度関数の形状が非常に複雑となるため、最尤法による推計は、推計結果が不安定になることが経験的に知られている。

このため、本稿ではモデルの推計に当たって、ベイズ推計を用いている。ベイズ推計は、推計された尤度関数に、別途設定したパラメータの事前分布を掛け合わせて、各パラメータの事後分布の密度関数を数値的に算出する手法である。事前分布の要素が加わることにより、尤度関数が複雑で、最尤法では推計が難しい場合でも、パラメータを識別し、最適となる推計値の組み合わせを見つけることが可能となる。

ベイズ推計を行う際には、パラメータや観測誤差の標準偏差についての事前分布の設定が、推計値に影響を及ぼしうる。すなわち、観測誤差の標準偏差の事前分布の平均値が大きい(小さい)ほど、その予想データの情報が推計値に反映されにくく(やすく)なる。この問題について、本稿では一定のルールを設けて、恣意性を排除した事前分布を設定している。詳細は補論2で述べるが、要約すると、予想値における、年限間及び経済主体間のバランスが、事前的には均等となるように、事前分布の平均値を設定している。なお、ベイズ推計については、様々な推計手法があるが、本分析では、ランダム・ウォークMetropolis-Hastings (M-H) アルゴリズムを使用している<sup>23</sup>。

推計期間は、推計に用いた予想データのうち、もっとも時系列が長いコンセンサス・フォーキャストに合わせ、1989年第4四半期から2018年第3四半期ま

---

<sup>23</sup> ランダム・ウォーク M-H アルゴリズムは、サンプリングに際して、1回前の値との乖離が小さくなるよう、誤差項の分散を小さくしてサンプリングが行われるため、初期値によっては、事後分布の局所的なモードの周りからしかサンプリングされない可能性がある点に留意する必要がある。この点、本稿では事前分布を所与としたうえで、初期値について様々な組み合わせを試し、いずれについても分布が収束していることを確認している。パラメータの収束については、Brooks and Gelman (1998)の統計量によって確認している。また、サンプリングは30万回行っており、そのうち最初の15万回は捨てて (burn-in) いる。

でとしている。なお、状態空間モデルを用いてインフレ予想カーブを推計する 1 つの実務的な利点は、Kozicki and Tinsley (2012)が指摘しているように、状態空間モデルにカルマン・フィルターを用いているため、データに欠損値がある場合もカーブの推計を行うことが可能である点である。実際、本稿の推計に用いる予想データの中には、データの存在する期間が短い系列や、時期によっては公表頻度が四半期ではなく、半期の系列も存在しているが、こうした制約の下でも、長期間に亘ってインフレ予想カーブを推計することが可能となっている<sup>24</sup>。

## 5. 日本のインフレ予想カーブ

### 5-1. 推計された日本のインフレ予想カーブ

本小節では、3 節のデータ及び 4 節の手法を用いた、日本のインフレ予想カーブの推計結果を示す。図 4 (1) は、日本における消費者物価インフレ率の実績値と、各時点（各年第 1 四半期）における、先行き 10 年間のインフレ予想カーブを示したものである。太実線がインフレ率の実績値、灰色線が各時点における先行き 10 年間（40 四半期）のインフレ予想カーブである。

カーブの形状をみると、推計期間中の概ね全ての時点において、右上がりの期間構造となっている。これは、Aruoba (2016)や Crump, Eusepi, and Moench (2018)等の先行研究で示された、米国のインフレ予想カーブと同様の形状となっている。また、推計されたインフレ予想カーブは、年限が長くなるほど、傾きは次第に緩やかになり、一定の値へと収束していく姿となっている。これは、インフレ予想は、年限が長くなるほど循環成分の影響が減衰し、トレンド成分 ( $\pi_t$ ) へと収束していくためである。

図 4 (2) は、インフレ予想カーブの推計により得られた、短期（1・2 年先予想の平均）・中期（3・4 年先予想の平均）・長期（5～10 年先予想の平均）のインフレ予想について、時系列的推移をみたものである<sup>25</sup>。その動きを確認すると、全ての年限に共通して、1990 年代前半から 2000 年代初頭にかけて、趨勢的に低下した後<sup>26</sup>、2000 年代中や、2012 年後半から 2013 年にかけて上昇したこ

<sup>24</sup> 合成予想物価上昇率では、3 種類の系列の第 1 主成分を抽出するため、データ始期は、最も短い時系列データに合わせるという制約がある。より長い時系列における推計が可能という点も、本分析で状態空間モデルを用いることの利点の 1 つとなっている。

<sup>25</sup> 各区分における、具体的な年限の分け方については、Crump, Eusepi, and Moench (2018) に準じており、補論 2 で述べる観測誤差をグループ化する際の基準と同一となっている。

<sup>26</sup> インフレ率の実績値がマイナスの状況が続き、インフレ予想も最も低下した 2000 年代初頭においても、なおインフレ予想カーブは右上がりであり、長期インフレ予想は 1%弱で推移していた。このことは、当時民間主体は、長い目でみれば緩やかな物価上昇局面に転

とが確認できる。2000年代半の上昇については、景気の回復が続き、かつ輸入物価も上昇基調で推移する中で、消費者物価が下落から横ばい、そして緩やかな上昇に転じていったことが影響している可能性が高い。また、2012年後半から2013年にかけての上昇については、日本銀行（2016）や西野ほか（2016）が指摘しているように、日本銀行による物価安定の目標及び量的・質的金融緩和の導入も寄与しているとみられる。なお、短期インフレ予想については、輸入物価の変動の影響を受けつつも、量的・質的金融緩和の導入以降、水準が趨勢的に切り上がってきており、インフレ率の実績値がエネルギー価格の下落等によりマイナスに転じた局面においてもゼロ%台半ばで推移する等、一時的な要因によって落ちにくくなっている傾向が観察される。

## 5-2. 既存の日本のインフレ予想指標との比較

本小節では、インフレ予想カーブの推計により得られた短期・中期・長期インフレ予想を、いくつかの既存の日本のインフレ予想指標と比較し、その特徴点を整理する。

図5（1）は、本稿における短期・中期・長期インフレ予想を、日本銀行（2016）や西野ほか（2016）の手法で推計された合成予想物価上昇率と比較したものである。先に述べたように、合成予想物価上昇率と本稿のインフレ予想カーブは、共に様々な経済主体（家計・企業・専門家・マーケット）のインフレ予想の情報を集約し、経済全体としての基調的なインフレ予想を捕捉しようとするものである点は共通している。両者の水準を比較すると、合成予想物価上昇率は、本稿における短期インフレ予想と中期インフレ予想の間を推移している。推計方法が異なるため、厳密な比較は必ずしも可能ではないが、こうした結果は、合成予想物価上昇率の推計に用いられているデータの平均的な年限を反映しているとみられる<sup>27</sup>。

また、図5（2）では、本稿における長期インフレ予想を、既存の研究で推計された長期インフレ予想の系列と比較している。まず、開発・中島（2015）におけるトレンド・インフレ率と比較すると、本稿における長期インフレ予想の方が、水準がはつきりと高い。これは、開発・中島（2015）が、基本的にイ

---

じていくことを展望していたことを示唆している。こうした結果は、Nishizaki, Sekine, and Ueno (2014) において示された、いくつかの日本の長期インフレ予想の推計値と概ね整合的である。

<sup>27</sup> 合成予想物価上昇率では、家計として生活意識アンケート（5年間）、企業として短観の販売価格判断D.I.（足もと）のほか、専門家として①コンセンサス・フォーキャスト（6～10年先）、②QUICK月次調査（債券）（10年間）、③インフレ・スワップ・レート（5年先5年）のいずれかが用いられている。



インフレ率等の実績値に関する情報を基にトレンド・インフレ率を推計しているのに対し、本稿においては、インフレ率等の実績値の情報だけでなく、先行きのインフレ率等に関する予想データの情報もインフレ予想の推計に使用していることを映じている可能性が高い。すなわち、本稿の分析においては、中長期のインフレ予想データが、インフレ率の実績値を上回って推移する傾向を有するという情報を反映していることが、両論文における推計値の差を説明していると考えられる。次に、法眼・大熊（2018）における長期インフレ予想と比較すると、2000年代等時期によっては水準が異なっている。これは、法眼・大熊（2018）が、ラーニング・メカニズムを仮定し、短期インフレ予想の予測誤差が、長期インフレ予想の変動に繋がると考えて、中長期のインフレ予想データを推計に用いていない一方で、本稿では、上述の状態空間モデルで示したような誘導型のメカニズムを想定して、中長期のインフレ予想データ等の情報も推計に用いていることによる点が影響しているとみられる。なお、1990年代や量的・質的金融緩和の導入以降といった、本稿における短期インフレ予想と長期インフレ予想の差が相対的に小さい時期については、法眼・大熊（2018）と本稿の長期インフレ予想は、概ね同じ水準を示す傾向が観察される。

## 6. 実証分析：インフレ率の実績値へのショックに対するインフレ予想の反応

本節では、推計されたインフレ予想カーブの性質について実証分析を行う。近年のインフレ予想を巡る研究が示唆するように、インフレ予想は「フォワード・ルッキングな期待形成」と「適合的な期待形成」の2つの要素から構成されると考えられる。とくに日本においては、インフレ予想は「適合的な期待形成」の影響が強く、米国等と比べてインフレ率の実績値の変動の影響を受けやすいとの見方が示されている（日本銀行（2016）、西野ほか（2016））。本節では、こうした特徴が、様々な経済主体の予想を集約し、かつ年限間の整合性等を考慮した、本稿におけるインフレ予想についても観察されるのかを検証する。

具体的には、インフレ率の実績値、短期インフレ予想、長期インフレ予想の3変数VARを用いて、インフレ率の実績値が1%ポイント（年率）上振れるショックが発生した場合に、そのショックが短期と長期のインフレ予想に与える影響を分析した。

図6のインパルス応答をみると、インフレ率の実績値の1%ポイント上昇ショックに対して、短期インフレ予想は、0.1~0.2%ポイント程度反応するが、タイミングとしては、早期にピークに達する。他方、長期インフレ予想は、反応は0.1%ポイント弱と、短期より小幅となるほか、タイミングについても、より緩やかにピークまで上昇する。なお、短期・長期のインフレ予想とも、12 四半

期後もショックの影響は有意に残存する<sup>28</sup>。

こうした結果は、上述の「日本においては、インフレ予想は適合的な期待形成の影響が強い」という主張を裏付けるものである。日本銀行（2018）では、図6と同様の3変数VARを、短期インフレ予想としてコンセンサス・フォーキャストの1年先予想、長期インフレ予想として同6～10年先予想を用いて推計しており、同様の主旨の結論を得ている。すなわち、本稿の分析結果は、日本銀行（2018）における分析結果が、より多様な経済主体の予想を集約し、かつ年限間の情報等をより反映した本稿におけるインフレ予想を用いた場合でも、頑健であることを示している。

## 7. まとめ

本稿では、Crump, Eusepi, and Moench (2018)の手法を拡張する形で、インフレ予想の年限別の期間構造を表す「インフレ予想カーブ」の推計を行った。その特徴として、(1) 多様な経済主体による予想形成の異質性を所与として、インフレ予想データの有する情報を包括的に集約し、経済全体としての基調的なインフレ予想を抽出したこと、(2) 状態空間モデルを用いて、短期から長期までの、年限間の整合性を考慮したインフレ予想を推計したことが挙げられる。

分析から得られた結果は、以下の4点に集約される。第1に、推計されたインフレ予想カーブは、1990年代以降の概ね全ての期間において、右上がりの期間構造であった。第2に、インフレ予想は、全ての年限において、1990年代前半から2000年代初頭にかけて趨勢的に低下した後、2000年代中や、2012年後半から2013年にかけて上昇した。第3に、とくに短期インフレ予想については、輸入物価の変動の影響を受けつつも、量的・質的金融緩和の導入以降は趨勢的に水準が切り上がる傾向がみられる。第4に、構造VARによる実証分析を行い、インフレ率の実績値ショックに対する短期と長期インフレ予想の反応をみると、日本においては、インフレ予想は適合的な期待形成の影響が強いことが確認された。

今後の研究課題としては、インフレ予想の形成メカニズムをモデルに考慮することが挙げられる。すなわち、本稿のモデルは、予想データの情報を反映させることを企図した誘導型となっており、インフレ予想の形成メカニズムに特段の構造的な仮定を置いたものではない。近年の研究では、短期インフレ予想と中長期のインフレ予想とでは、予想形成において重要となる要因が異なる可能性が指摘されている（例えば、Fuhrer (2012, 2017)）。こうした期待形成メカニ

<sup>28</sup> 本節における構造VARモデルは、実績値と予想値の間におけるショックの波及の順序に一定の仮定を置いている（詳細は図6）。

ズムに関する研究結果を本稿のモデルに取り入れることで、より精緻なインフレ予想を年限別に推計すること等が、今後の応用として期待されよう。

## 【参考文献】

- Aruoba, Boragan S. (2016), "Term Structures of Inflation Expectations and Real Interest Rates," Working Papers, No. 16-09, Federal Reserve Bank of Philadelphia (forthcoming in *Journal of Business and Economic Statistics*).
- Beveridge, Stephen, and Charles 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.
- Board of Governors of the Federal Reserve System (2019), "Federal Reserve Issues FOMC Statement," March 20, 2019.
- Brooks, Stephen P., and Andrew Gelman (1998), "General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations," *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7(4), pp. 434-455.
- Bullard, James (2016), "Inflation Expectations Are Important to Central Bankers, Too," *The Regional Economist*, Federal Reserve Bank of St. Louis, April 2016, pp. 3.
- Burke, Mary A., and Ali Ozdagli (2013), "Household Inflation Expectations and Consumer Spending: Evidence from Panel Data," Working Papers, No. 13-25, Federal Reserve Bank of Boston.
- Carroll, Christopher D. (2003), "Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters," *Quarterly Journal of Economics*, 118(1), pp. 269-298.
- Cavallo, Alberto, Guillermo Cruces, and Ricardo Perez-Truglia (2017), "Inflation Expectations, Learning, and Supermarket Prices: Evidence from Survey Experiments," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(3), pp. 1-35.
- Chernov, Mikhail, and Philippe Mueller (2012), "The Term Structure of Inflation Expectations," *Journal of Financial Economics*, 106(2), pp. 367-394.
- Christensen, Ian, Frederic Dion, and Christopher Reid (2004), "Real Return Bonds, Inflation Expectations, and the Break-Even Inflation Rate," Working Paper, No. 2004-43, Bank of Canada.
- Coibion, Olivier, and Yuriy Gorodnichenko (2015), "Is the Phillips Curve Alive and Well after All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), pp. 197-232.
- Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, and Rupal Kamdar (2018), "The Formation of Expectations, Inflation and the Phillips Curve," *Journal of Economic Literature*, 56(4), pp. 1447-1491.
- Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, and Saten Kumar (2018), "How Do Firms Form Their Expectations? New Survey Evidence," *American Economic Review*, 108(9),

- pp. 2671-2713.
- Coibion, Olivier, Yuriy Gorodnichenko, Saten Kumar, and Mathieu Pedemonte (2018), "Inflation Expectation as a Policy Tool?" NBER Working Paper, No. 24788.
- Crump, Richard K., Stefano Eusepi, and Emanuel Moench (2016, revised 2018), "The Term Structure of Expectations and Bond Yields," Staff Reports, No. 775, Federal Reserve Bank of New York.
- Crump, Richard K., Stefano Eusepi, David Lucca, and Emanuel Moench (2014), "Data Insight: Which Growth Rate? It's a Weighty Subject," Liberty Street Economics, December 2014, Federal Reserve Bank of New York.
- Epstein, Larry G., and Stanley E. Zin (1989), "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework," *Econometrica*, 57(4), pp. 937-969.
- European Central Bank (2006), "Measures of Inflation Expectations in the Euro Area," July 2006 Monthly Bulletin.
- Federal Reserve Bank of Philadelphia, "ATSIX: Aruoba Term Structure of Inflation Expectations."
- Fuhrer, Jeffrey (2012), "The Role of Expectations in Inflation Dynamics," *International Journal of Central Banking*, 8(S1), pp. 137-165.
- Fuhrer, Jeffrey (2017), "Japanese and U.S. Inflation Dynamics in the 21st Century," IMES Discussion Paper Series, No. 2017-E-5, Bank of Japan.
- Geweke, John F. (1999), "Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development and Communication," *Econometric Reviews*, 18(1), pp. 1-73.
- Haubrich, Joseph, George Pennacchi, and Peter Ritchken (2012), "Inflation Expectations, Real Rates, and Risk Premia: Evidence from Inflation Swaps," *Review of Financial Studies*, 25(5), pp. 1588-1629.
- Kano, Takashi, and Kenji Wada (2017), "The First Arrow Hitting the Currency Target: A Long-Run Risk Perspective," *Journal of International Money and Finance*, 74, pp. 337-352.
- Kozicki, Sharon, and P. A. Tinsley (2012), "Effective Use of Survey Information in Estimating the Evolution of Expected Inflation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 44(1), pp. 145-169.
- Mehrotra, Aaron, and James Yetman (2018), "Decaying Expectations: What Inflation Forecasts Tell Us about the Anchoring of Inflation Expectations," *International Journal of Central Banking*, 14(5), pp. 55-101.
- Nishizaki, Kenji, Toshitaka Sekine, and Yoichi Ueno (2014), "Chronic Deflation in

- Japan," *Asian Economic Policy Review*, 9(1), pp. 20-39.
- Stock, James H., and Mark W. Watson (2007), "Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast?" *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39(1), pp. 3-33.
- 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、日本銀行.
- 片岡雅彦・白鳥哲哉 (2011)、「中長期の予想物価上昇率に関するサーベイの有用性について」、日銀レビュー、No. 2011-J-8、日本銀行.
- 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.
- 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-2、日本銀行.
- 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、No. 2016-J-17、日本銀行.
- 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」.
- 日本銀行 (2018)、「経済・物価情勢の展望」、2018年7月.
- 法眼吉彦・大熊亮一 (2018)、「日本におけるインフレ予想のアンカー：ラーニング・アプローチ」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 18-J-1、日本銀行.

## 補論 1. 推計に利用したデータ

本稿の分析において、3節で紹介した、推計に利用したデータは以下のとおり。

### (1) 予想データの系列

[コンセンサス・フォーキャスト] < 専門家、インフレ率・実質成長率 >

Consensus Economics が四半期で実施（一部予想は月次）。年限は、1年先、2年先、3年先、4年先、5年先、6～10年先を利用。データは1989年10月以降、ただし2014年4月以前は半期。元データは、消費税率変更の影響を調整していないため、本稿において別途調整を行った。

[Blue Chip Economic Indicators] < 専門家、インフレ率・実質成長率 >

Wolters Kluwer が月次で実施。米国の予想データには様々な年限が存在するが、本分析では、日本における翌年に対する予想データ（1993年7月以降）を1年先として用いている。元データは、消費税率変更の影響を調整していないため、本稿において別途調整を行った。

[ESP フォーキャスト] < 専門家、インフレ率・実質成長率 >

日本経済研究センター（2004年5月～2012年3月は経営企画協会）が月次で実施。年限は、翌年度、2～6年度先、7～11年度先を利用。2～6年度先は2009年6月以降の半期データ、7～11年度先は2012年6月以降の半期データ。消費税率変更の影響は、除いて回答するよう依頼されている。

[QUICK 月次調査（債券）] < 専門家、インフレ率 >

QUICK が月次で実施。データは今後1年間、今後2年間、今後10年間を利用し、前2つより1年先1年を、後2つより2年先8年を作成している。始期は2004年7月。元データは、消費税率変更の影響を調整していないため、本稿において別途調整を行った。

[全国企業短期経済観測調査（日銀短観）] < 企業、インフレ率 >

日本銀行が四半期で実施。2014年3月調査より、物価見通しに関する調査を開始。分析では、1年先、3年先、5年先における物価全般の見通し（平均値）を用いている。回答は、-3%程度以下、-2～+5%程度の1%ポイント刻み、及び+6%程度以上、の中から選択。平均値は、各選択肢の値（「+5%程度（+4.5～+5.4%）」は「+5%」、「+6%程度以上」は「+6%」と仮定）を、選択肢別社数構成比で加重平均。消費税率変更の影響は、除いて回答するよう依頼されている。

[QUICK 短期経済観測調査 (QUICK 短観)] <企業、インフレ率>

QUICK が国内上場企業を対象に、月次で実施。始期は 2014 年 1 月。分析では、1 年先の見通しを利用。消費税率変更の影響は調整していない。

[生活意識に関するアンケート調査] <家計、インフレ率>

日本銀行が四半期で実施。データは、現行の方法でアンケートがとられるようになった 2006 年第 2 四半期以降。データは今後 1 年間及び今後 5 年間を利用しており、この 2 系列を用いて 1 年先 4 年を作成している。平均値の算出に際しては、+5%以上及び-5%以上の回答は除いている。消費税率変更の影響は、除いて回答するようアンケートで依頼されている。

[ブレイク・イーブン・インフレ率] <マーケット、インフレ率>

Bloomberg より取得。物価連動国債の流通利回りを、同じ残存年限の固定利付国債の流通利回りから差し引いて算出される。固定利付債は名目金利、物価連動債は実質金利に相当することから、フィッシャー方程式が成り立つと仮定すると、その差分がインフレ予想と捉えられる。データは残存年限 10 年の値を今後 10 年間の平均値として用いており、旧物価連動国債 (2004 年 4 月以降)・新物価連動国債 (2013 年 10 月以降) の双方を含む。消費税率変更の調整は、市場参加者に税率変更の影響が織り込まれる時点が必ずしも明確ではないことから、行っていない。

[インフレ・スワップ・レート] <マーケット、インフレ率>

Bloomberg より取得。データ始期は 2007 年。消費者物価指数を原資産とするデリバティブ (金融派生商品) から算出される。年限は、主に取引される 5 年先 5 年物を利用。消費税率変更の調整は、市場参加者に税率変更の影響が織り込まれる時点が必ずしも明確ではないことから、行っていない。

## (2) 実績値の系列

[消費者物価指数] <インフレ率>

総務省が月次で公表。分析では、総合 (除く生鮮) の系列を用いている。過去の増税局面においては、消費税率変更の影響を除いた系列を用いて接続。季節調整を手元で行ったうえで、前期比を用いている。

[国民経済計算] <実質成長率>

内閣府が四半期で公表。分析では、季節調整済・前期比の系列を利用。



[国債利回り] <名目金利>

3か月金利は、Bloomberg より取得。1年以上、10年までの各年限の金利は、財務省「国債金利情報」より取得。

[輸入物価指数 (Import Price Index: IPI)]

日本銀行が月次で公表する、企業物価指数に含まれる系列の1つ。

## 補論 2. ベイズ推計における観測誤差の標準偏差の事前分布の平均値の決め方

本稿 4 節で述べたように、予想データには、いずれも予想値に観測誤差が存在すると仮定している。この観測誤差のばらつき（標準偏差）をどのように取り扱うかという点は、推計上重要な論点である。ベイズ推計においては、観測誤差の標準偏差の事前分布の設定が、推計値に影響を及ぼしうる。そこで、特定の予想データの情報が用いられるように事前分布を設定する、といった恣意性を排除するために、本稿では事前分布の設定に際して、以下のようなルールを定めている。

まず、インフレ率、実質成長率、名目金利それぞれにおいて、予想系列をその予想年限に基づいて、短期（1～2年先）、中期（3～4年先）、長期（5～10年先）の3つの年限にグループ化する。この区分は、Crump, Eusepi, and Moench (2018)に準じている。したがって、予想データは、インフレ予想（短期・中期・長期）、実質成長率予想（短期・中期・長期）、名目金利予想（短期・中期・長期）の、9つ（3変数×3年限）のいずれかに割り振られる。なお、予想期間が複数年にまたがるものについては、その平均的な年限が含まれる区分に入れている（例：2年先スタート8年間の予想は長期）。

そのうえで、観測誤差の標準偏差に関する事前分布の平均値を設定する際には、第1に、年限の間のバランスに配慮する。具体的には、上記の9つのブロックにおいて、含まれる予想データの観測誤差の分散の和が等しいとする。この結果、予想系列が相対的に多く（少なく）含まれるブロックについては、その1系列あたりの情報量が大きく（小さく）なる。また、それぞれのブロック内においては、各予想系列の観測誤差の標準偏差が等しいとする。

第2に、回答主体の間のバランスに配慮する。日本のインフレ予想データを経済主体別にみると、専門家・マーケットの系列が多く、家計や企業の系列は少ない。こうしたことから、各ブロック内において、回答数が多い経済主体については、その事前分布の平均値は、存在する系列の数を、第1のルールに基づいて計算された平均値に掛け合わせる。これによって、同じブロックの中でも、予想系列の多い専門家・マーケットは、各系列の観測誤差の標準偏差が相

対的に大きくなり、一方で予想系列の少ない家計・企業は、各系列の観測誤差の標準偏差が相対的に小さくなる。それによって、回答主体間のバランスが、事前的な意味で均等となるように、調整がなされる<sup>29,30</sup>。もちろん、観測誤差の事後分布の値は、各予想系列で変わりうるが、これはデータを基に、それぞれの系列について、モデルの中で整合的ではない部分である観測誤差が大きい(小さい)と、本モデルが判断したことによる。

### 補論 3. モデルの詳細：観測方程式（前年比から前期比への変換）

以下では、4節で示した本稿のモデルにおける、観測方程式の詳細を示す。本補論についても、本論と同様に Crump, Eusepi, and Moench (2018)に基づいている。式 (A) では、1年先のインフレ率に関する予想データ（例として、コンセンサス・フォーキャストの1年先予想）が、モデルの状態変数と、どのように紐づけられているかを示す。式 (A)' は、(A) を展開したものである。

式 (A)' 左辺の  $y_{t,1y}^{F1}$  は、サーベイの予想データ（観測変数・前年比）、右辺の  $y_{t+1}, \dots, y_{t+7}$  は、モデルにおける1～7期先のインフレ予想カーブの値（状態変数・前期比）である。各状態変数の係数の大きさをみると、観測された1年先予想データと最も関係性が高いモデルの推計値は、1年（4期）先の  $y_{t+4}$  であり、そこから前後に期が離れるにしたがって、モデルの状態変数の値との関係性は減衰していくことが示唆される。このような紐づけの形状は、Crump, Eusepi, and Moench (2018)では「テント型 (tent-shaped)」と呼ばれる。「テント」の両端に当たる0期と8期は、それぞれ0年後と2年後に相当するため、1年先予想データは本モデルの0～2年先の推計値に影響を与えることとなる。また、右辺に掛かる係数の4は、左辺の観測変数（前年比）を、モデル上では前期比を4倍して近似していることを示す。最後に、 $\varepsilon_{t,1y}^{F1}$  は観測誤差であり、当該サーベイのうち、モデルの中で整合的ではないとみなされた部分がここに該当する。

$$y_{t,1y}^{F1} = 4 \times \sum_{j=0}^8 w_j y_{t+j} + \varepsilon_{t,1y}^{F1} \quad (\text{A})$$

<sup>29</sup> 西野ほか (2016) では、合成予想物価上昇率の推計に際して、専門家・企業・家計のウェイトがほぼ3分の1ずつになったとしており、本稿の分析で置いている仮定も、こうした結果に基づくものとなっている。

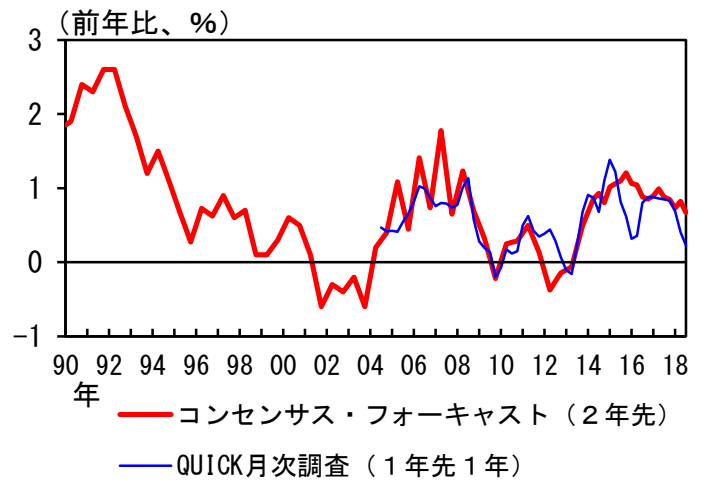
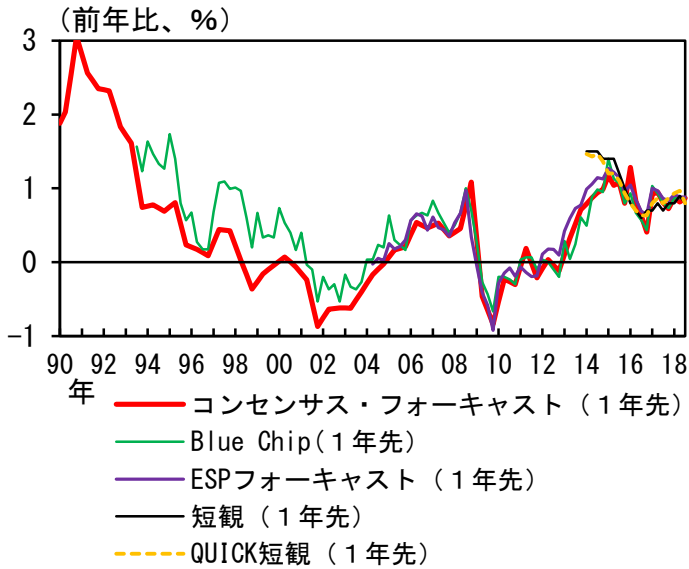
<sup>30</sup> このほか、家計・企業のデータを除いた推計も行ったが、推計されたインフレ予想の値は、概ね本稿の推計値と同様であった。

$$\text{ここで、 } w_j = \frac{\min(j, 8-j)}{16}$$

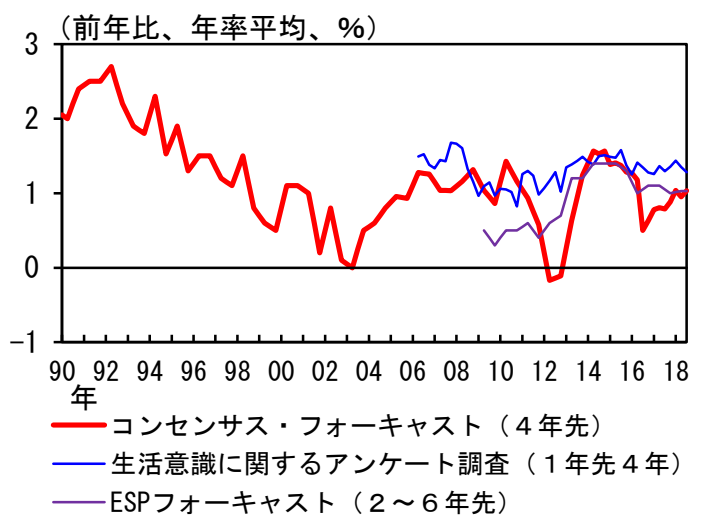
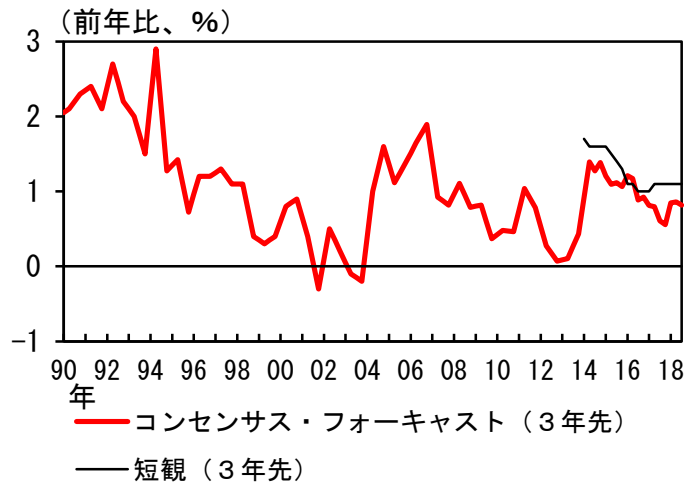
$$y_{t,1y}^{F1} = 4 * \frac{y_{t+1} + 2y_{t+2} + 3y_{t+3} + 4y_{t+4} + 3y_{t+5} + 2y_{t+6} + y_{t+7}}{16} + \varepsilon_{t,1y}^{F1} \quad (\text{A})'$$

図1 予想データ（インフレ率）

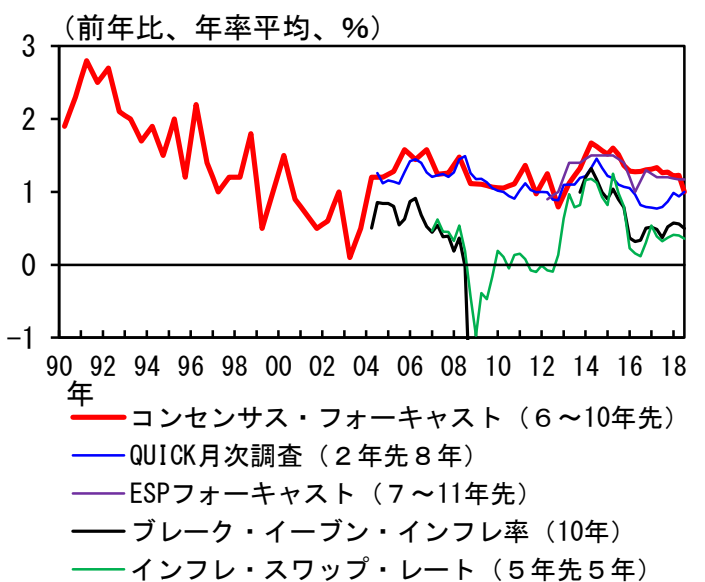
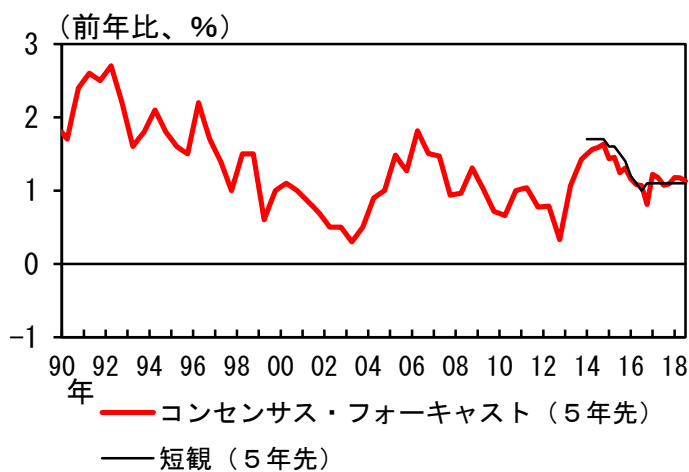
(1) 短期（1～2年先）



(2) 中期（3～4年先）



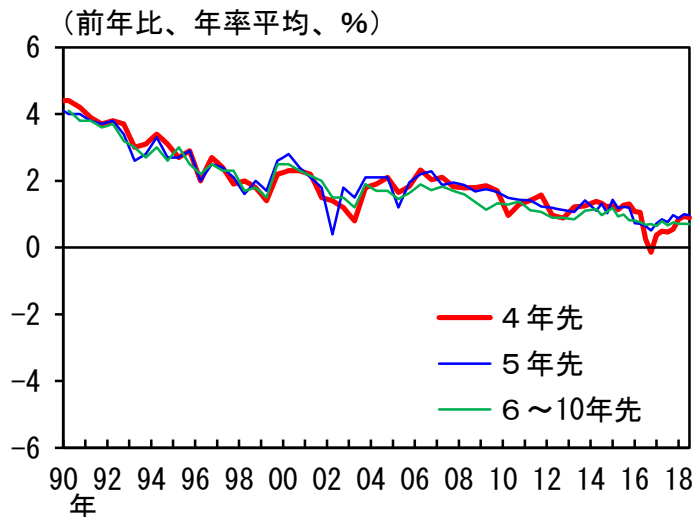
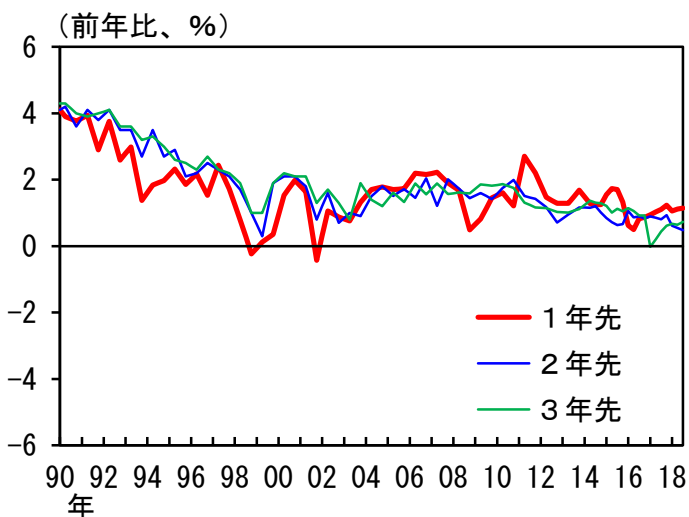
(3) 長期（5～10年先）



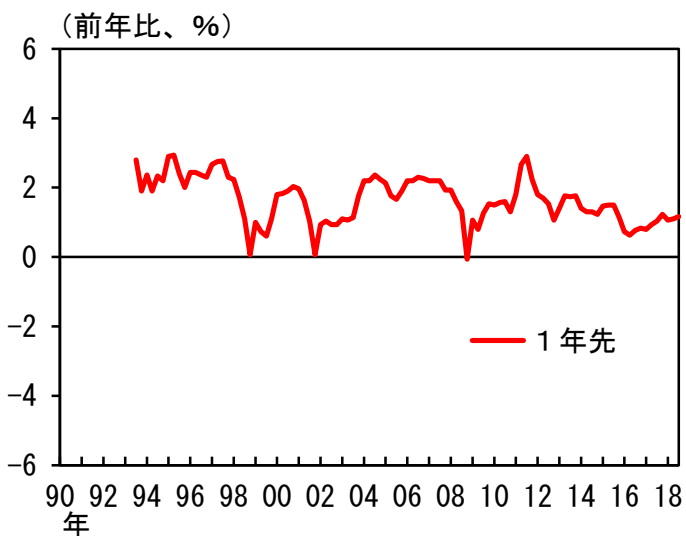
(出所) Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」、QUICK、経済企画協会、日本経済研究センター、Wolters Kluwer「Blue Chip Economic Indicators」、Bloomberg、日本銀行

図2 予想データ（実質成長率（1）～（3）・名目金利（4））

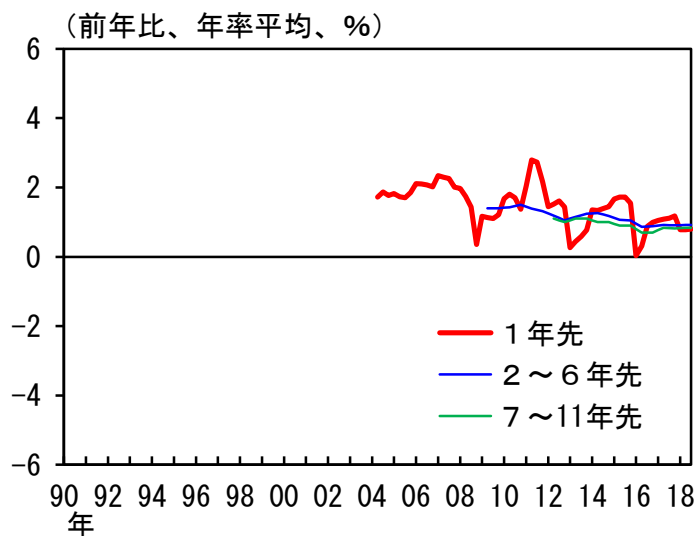
（1）コンセンサス・フォーキャスト



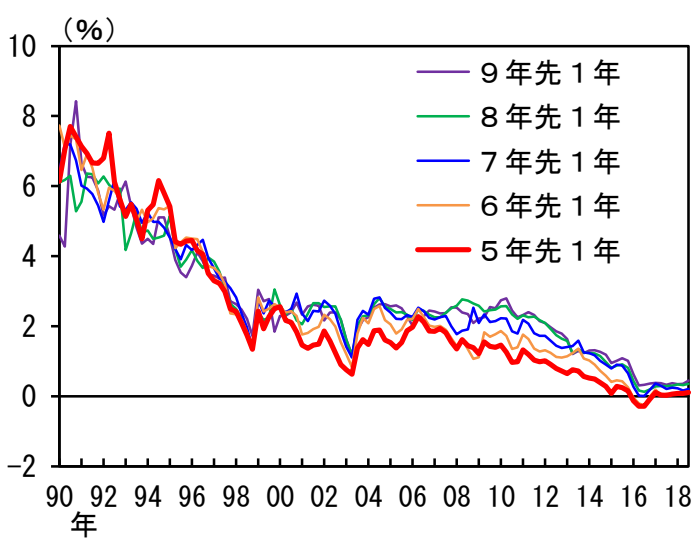
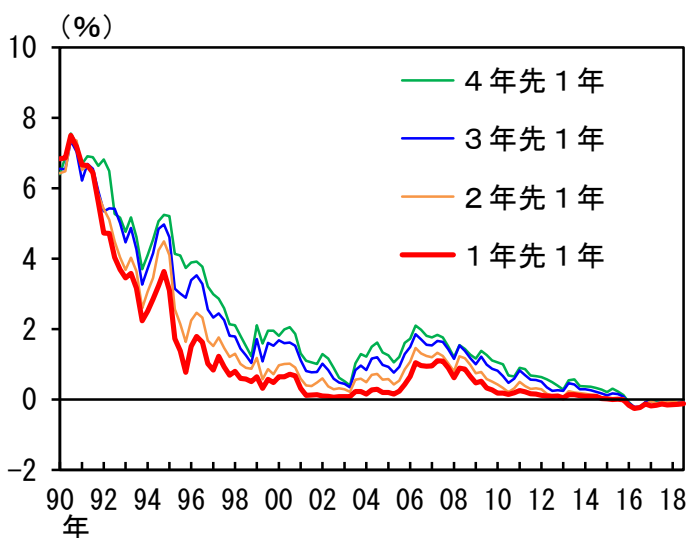
（2）Blue Chip



（3）ESPフォーキャスト



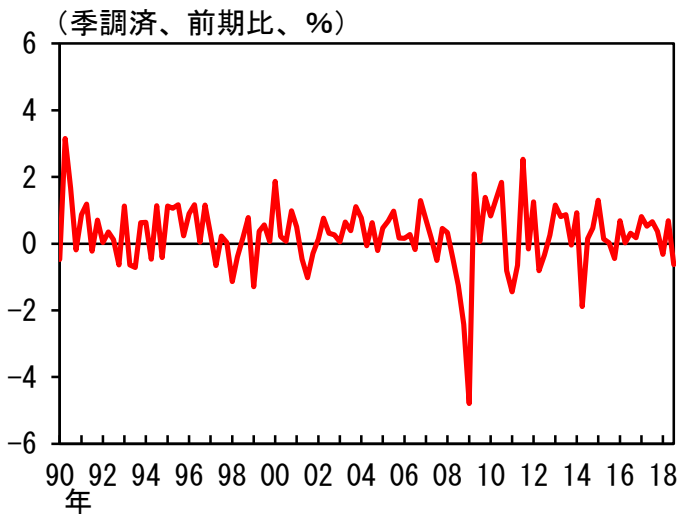
（4）名目金利



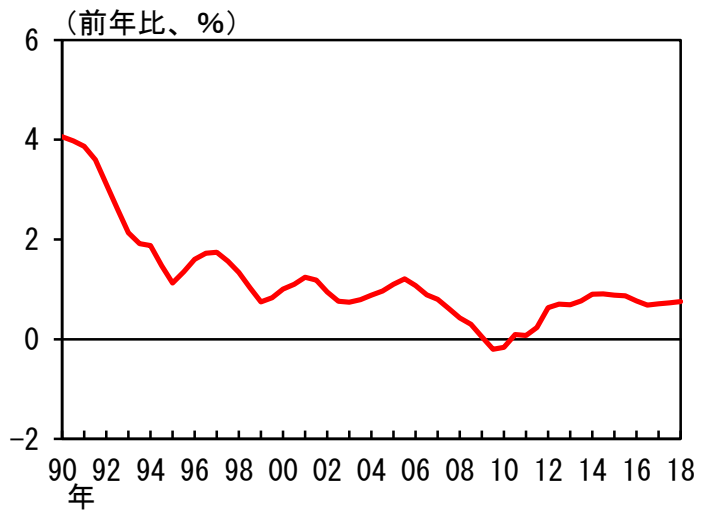
（出所） Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」、経済企画協会、日本経済研究センター、Wolters Kluwer「Blue Chip Economic Indicators」、財務省

図3 実績値

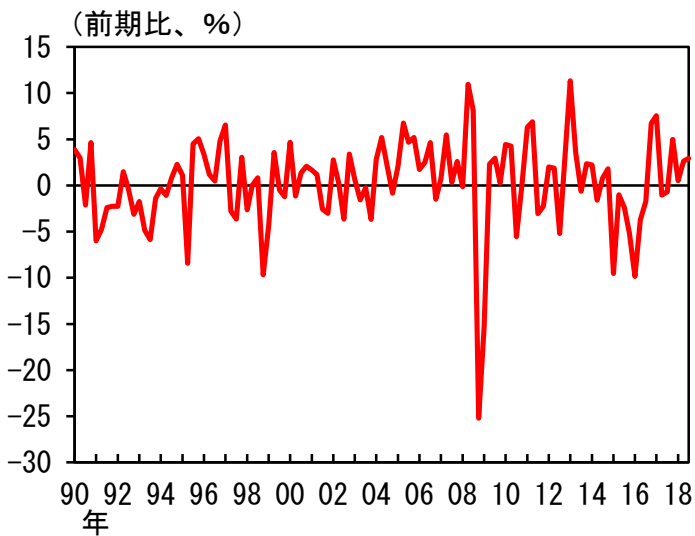
(1) 実質成長率



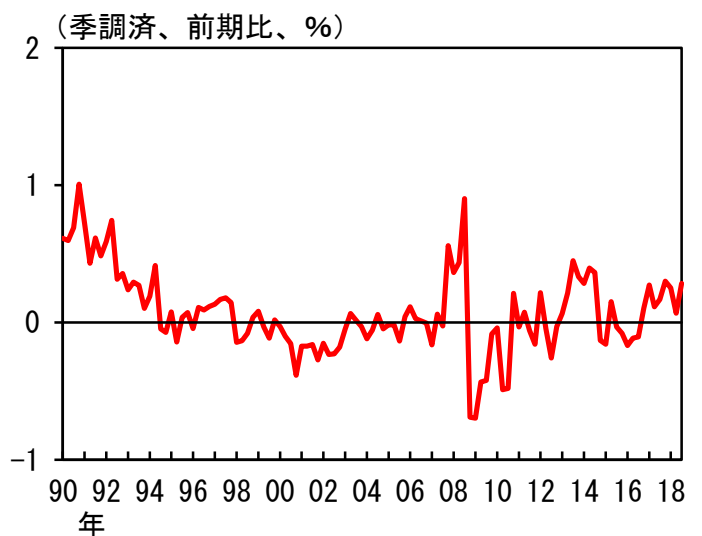
(2) 潜在成長率 (日本銀行推計値)



(3) 輸入物価指数



(4) CPI (総合<除く生鮮>)



(5) 名目金利 (3か月物)

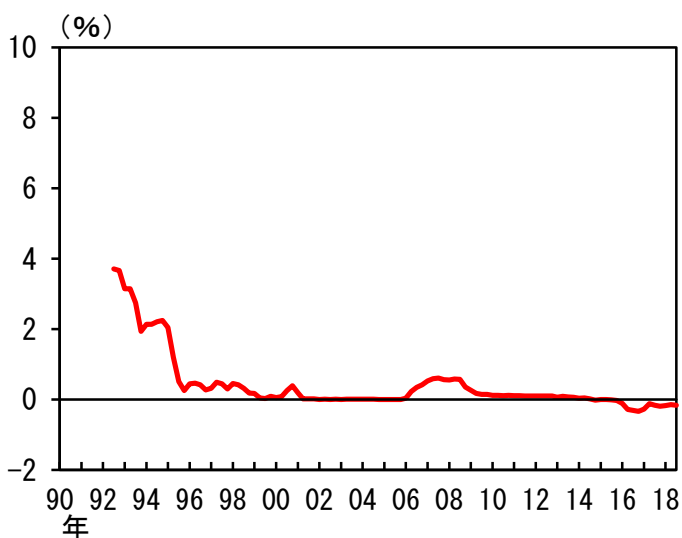
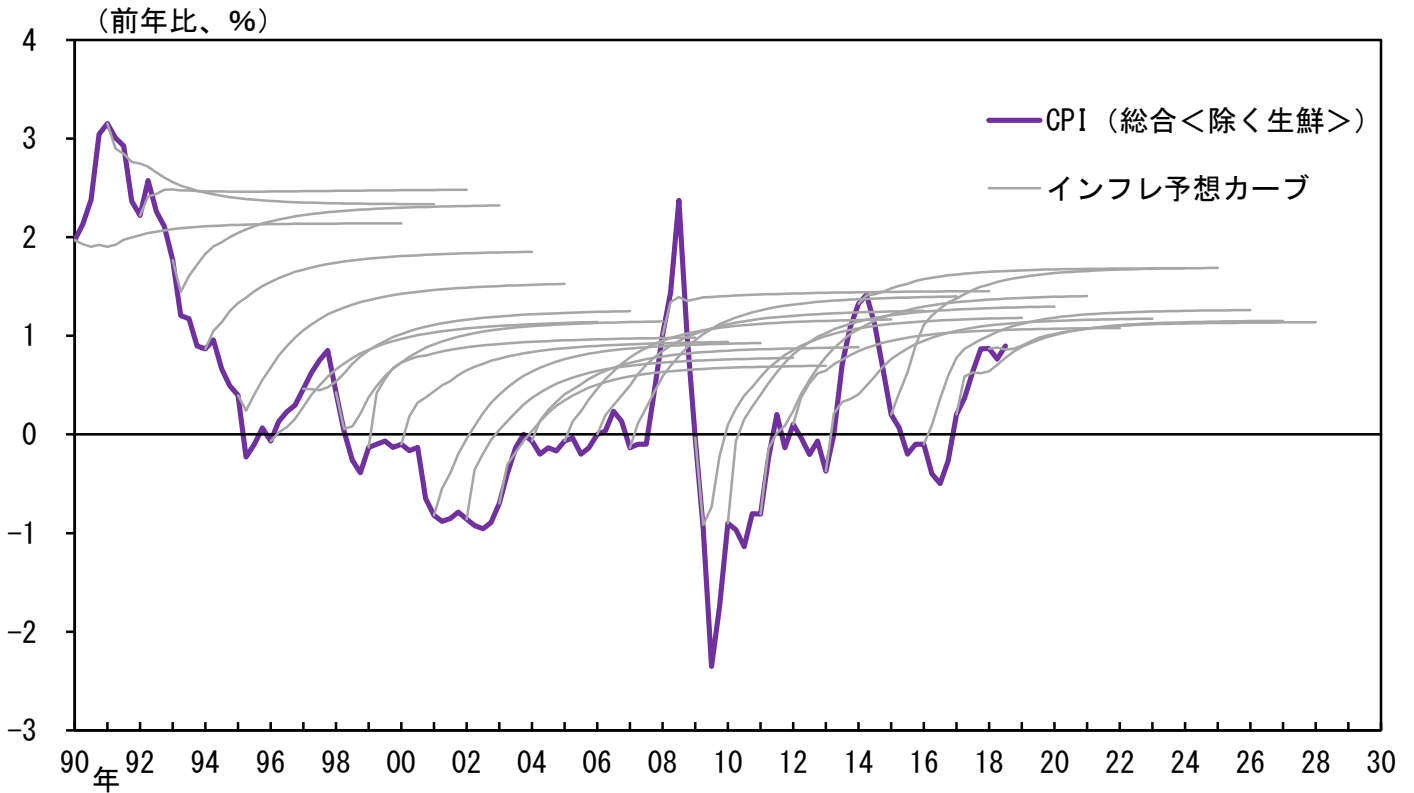
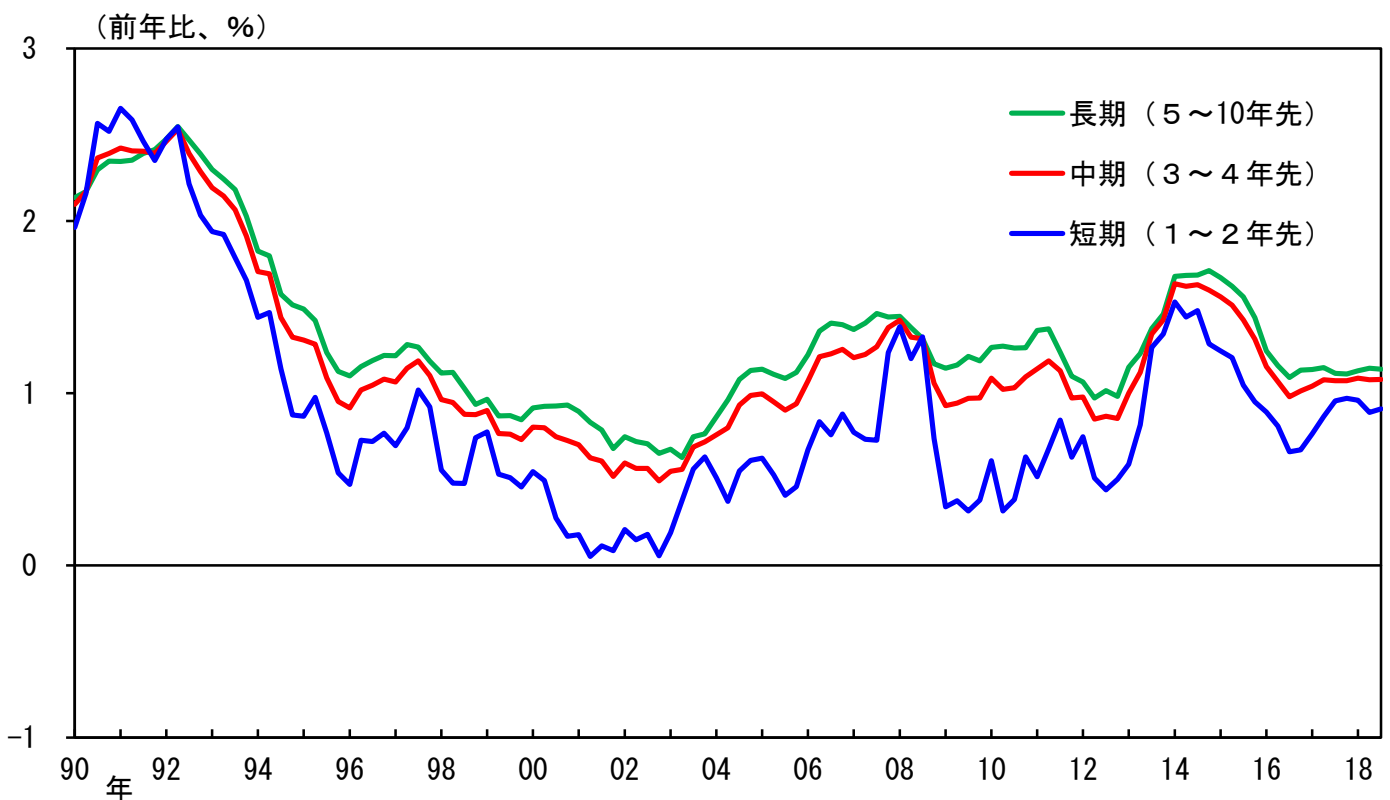


図4 推計された日本のインフレ予想カーブ

(1) インフレ予想カーブ



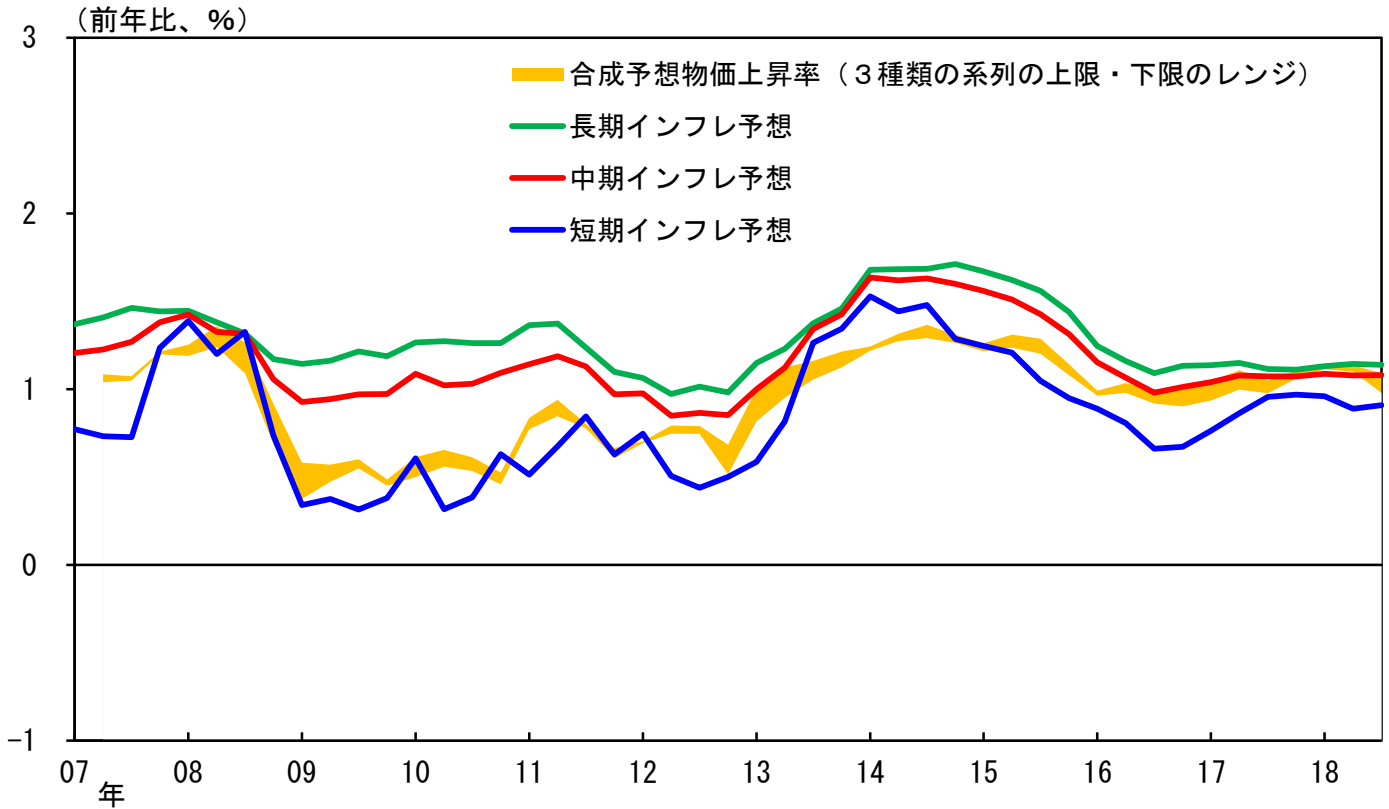
(2) 短・中・長期のインフレ予想の時系列推移



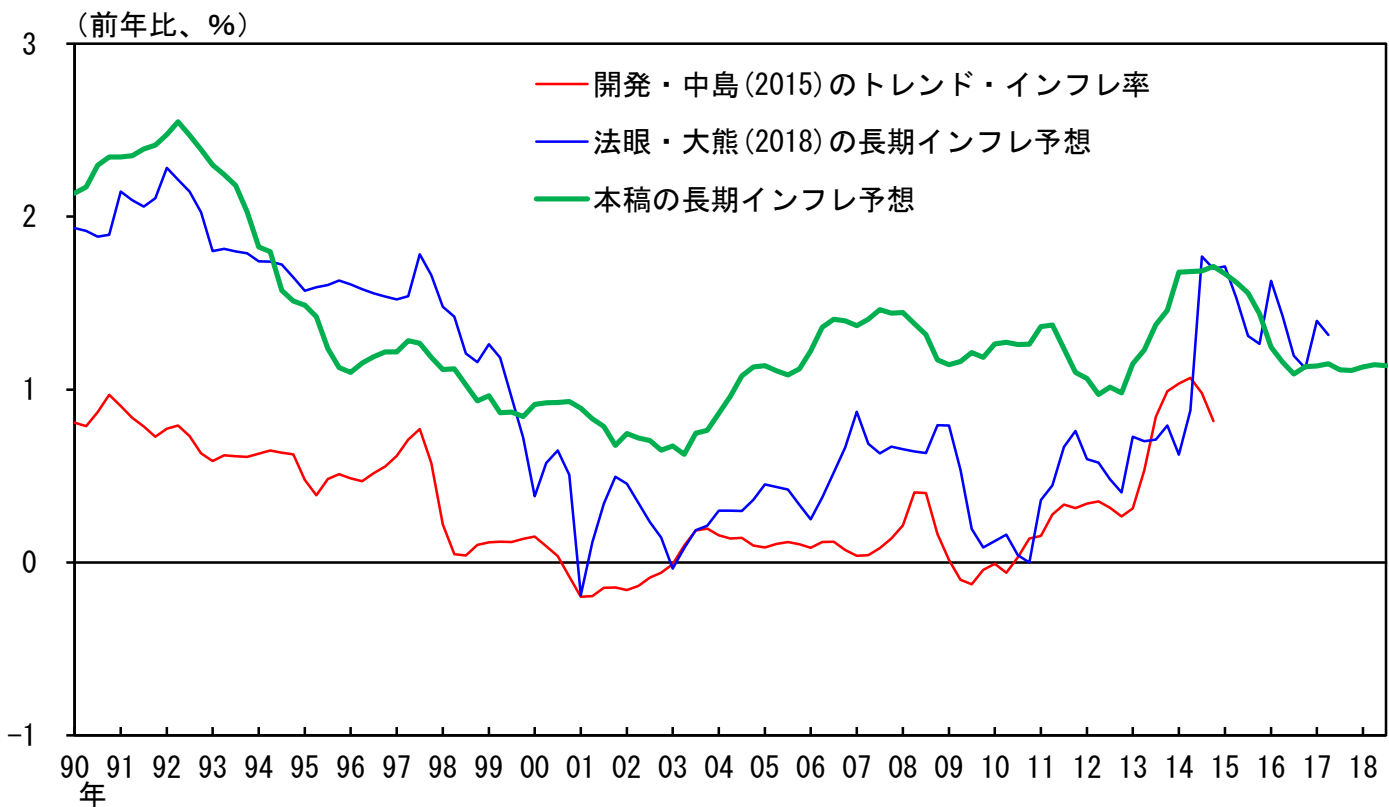
(注) 1. (1) のインフレ予想カーブは、各年の第1四半期における10年先までの予想値。CPIは消費税調整済。  
 2. (2) の「短期」「中期」「長期」は、各々の年限の値を単純平均したもの。  
 (出所) Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」、QUICK、経済企画協会、日本経済研究センター、Wolters Kluwer「Blue Chip Economic Indicators」、Bloomberg、内閣府、財務省、総務省、日本銀行

## 図5 既存の日本のインフレ予想指標との比較

### (1) 合成予想物価上昇率との比較



### (2) トレンド・インフレ率および長期インフレ予想との比較



(注) (1)の3種類は、合成予想物価上昇率①(企業、家計、コンセンサス・フォーキャスト)、同②(企業、家計、QUICK月次調査(債券))、同③(企業、家計、インフレ・スワップ・レート)。

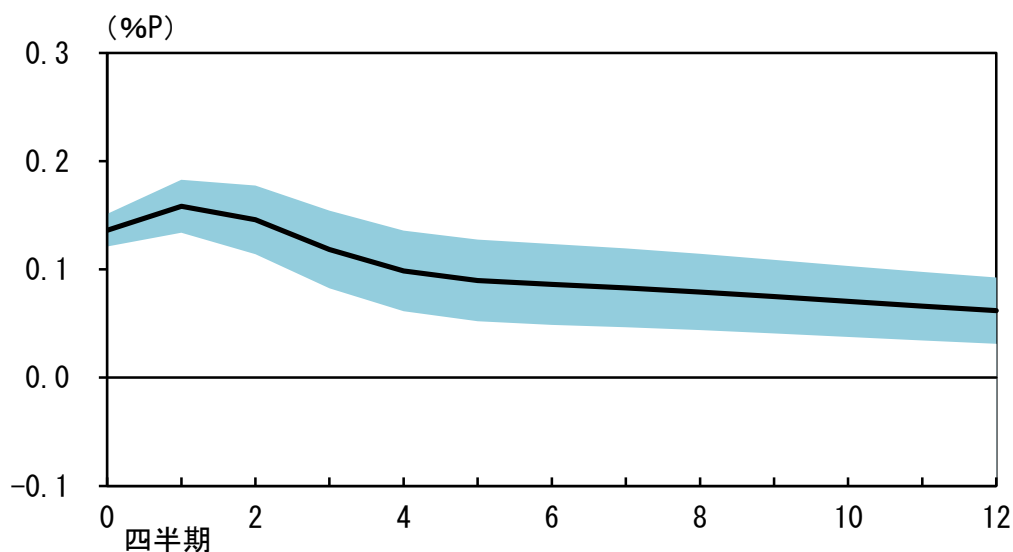
(出所) Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」、QUICK、経済企画協会、日本経済研究センター、Wolters Kluwer「Blue Chip Economic Indicators」、Bloomberg、内閣府、財務省、総務省、日本銀行等



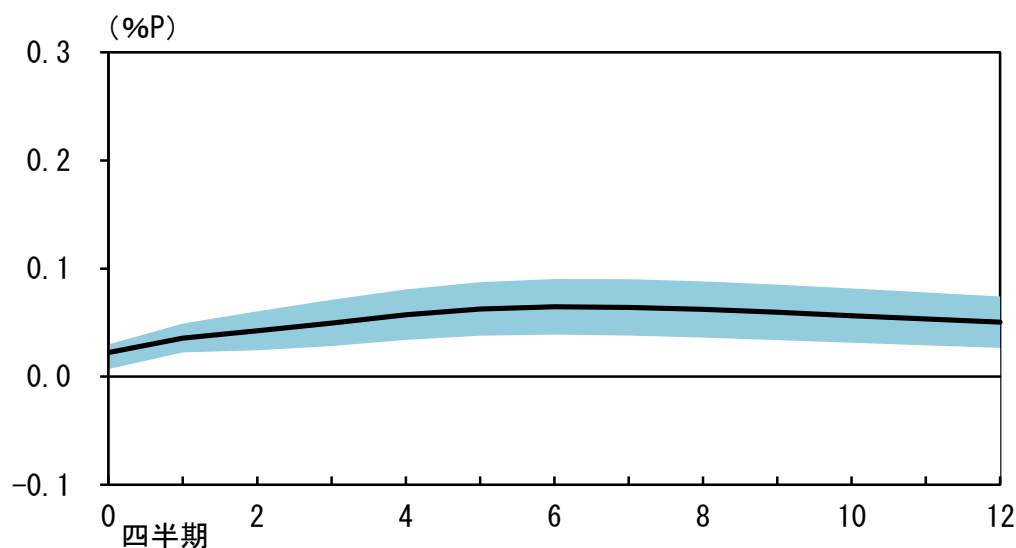
## 図6 インフレ予想のインパルス応答

＜インフレ率の実績値の1%P（年率）上昇ショックに対する反応＞

### ①短期インフレ予想のインパルス応答



### ②長期インフレ予想のインパルス応答



#### ＜実証分析に使用したモデル＞

- ・以下の3変数VARモデルを推計（コレスキー分解は①②③の順）。
  - ①CPI総合（総合＜除く生鮮＞、前期比、消費税調整済）
  - ②短期インフレ予想
  - ③長期インフレ予想
- ・推計期間は1990/1Q～2018/3Q。ラグはAICより2期を選択。シャドーは±1σバンド。

表 1-1 推計したパラメータ (1)

パラメータ	分布	事前分布		事後分布		
		平均	標準偏差	平均	5%	95%
<b>実質成長率の循環成分</b>						
1 期前の実質成長率の循環成分	N	0.30	(0.10)	0.13	0.04	0.23
1 期前のインフレ率の循環成分	N	-0.30	(0.10)	-0.28	-0.40	-0.16
1 期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	-0.09	-0.22	0.06
1 期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.06	0.03	0.08
2 期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.13	0.05	0.21
2 期前のインフレ率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.09	-0.03	0.21
2 期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	-0.05	-0.13	0.02
2 期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	-0.06	-0.08	-0.03
3 期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.01	-0.06	0.07
3 期前のインフレ率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.23	0.16	0.30
3 期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	-0.16	-0.26	-0.05
3 期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.02	0.00	0.04
<b>インフレ率の循環成分</b>						
1 期前の実質成長率の循環成分	N	0.00	(0.10)	0.03	0.00	0.06
1 期前のインフレ率の循環成分	N	0.04	(0.10)	0.41	0.32	0.49
1 期前の金利の循環成分	N	0.00	(0.10)	-0.02	-0.11	0.06
1 期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.00	-0.01	0.00
2 期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.06	0.03	0.08
2 期前のインフレ率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.03	-0.04	0.11
2 期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.03	-0.05	0.12
2 期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.00	-0.01	0.00
3 期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	-0.03	-0.05	-0.01
3 期前のインフレ率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.26	0.19	0.34
3 期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.02	-0.07	0.11
3 期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	-0.01	-0.01	0.00
実質成長率の循環成分ショック	N	0.10	(0.10)	0.02	-0.02	0.05
<b>金利の循環成分</b>						
1 期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.00	-0.01	0.01
1 期前のインフレ率の循環成分	N	-0.30	(0.10)	-0.05	-0.10	-0.01
1 期前の金利の循環成分	N	1.00	(0.10)	1.04	0.97	1.10
1 期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.00	0.00	0.00
2 期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.00	-0.01	0.01
2 期前のインフレ率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.02	-0.03	0.07
2 期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	-0.05	-0.14	0.04
2 期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.00	0.00	0.00
3 期前の実質成長率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.01	0.00	0.01
3 期前のインフレ率の循環成分	N	0.10	(0.10)	0.09	0.06	0.13
3 期前の金利の循環成分	N	0.10	(0.10)	-0.03	-0.10	0.04
3 期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	0.00	0.00	0.00
インフレ率の循環成分ショック	N	0.10	(0.10)	0.12	0.06	0.18
実質成長率の循環成分ショック	N	0.10	(0.10)	0.02	0.01	0.04
<b>輸入物価指数</b>						
1 期前の輸入物価指数	N	0.70	(0.10)	0.42	0.34	0.51
2 期前の輸入物価指数	N	0.10	(0.10)	-0.13	-0.22	-0.05
<b>フィッシャー方程式</b>						
実質成長率のトレンド成分	G	1.00	(0.10)	0.71	0.62	0.81

(注) 1. N : 正規分布、G : ガンマ分布、invG : 逆ガンマ分布を表す。  
 2. 1 期前の係数、フィッシャー方程式の係数及びショックの標準偏差の事前分布の平均値は、Crump, Eusepi, and Moench (2018)の結果を基に決めている。

表 1-2 推計したパラメータ (2)

パラメータ	分布	事前分布		事後分布		
		平均	標準偏差	平均	5%	95%
ショックの標準偏差						
実質成長率の循環成分	invG	0.70	(0.10)	0.89	0.81	0.97
インフレ率の循環成分	invG	0.01	(0.10)	0.21	0.18	0.23
金利の循環成分	invG	0.20	(0.10)	0.08	0.07	0.10
輸入物価指数	invG	5.00	(0.10)	4.96	4.83	5.07
実質成長率のトレンド成分	invG	0.10	(0.10)	0.10	0.09	0.11
インフレ率のトレンド成分	invG	0.10	(0.10)	0.04	0.03	0.04
金利のトレンド成分	invG	0.30	(0.10)	0.12	0.11	0.14
観測誤差の標準偏差						
インフレ率						
コンセンサス・フォーキャスト(1年先)	invG	1.00	(0.10)	0.72	0.65	0.80
コンセンサス・フォーキャスト(2年先)	invG	1.00	(0.10)	0.74	0.66	0.82
コンセンサス・フォーキャスト(3年先)	invG	0.60	(0.10)	0.47	0.41	0.53
コンセンサス・フォーキャスト(4年先)	invG	0.60	(0.10)	0.42	0.36	0.47
コンセンサス・フォーキャスト(5年先)	invG	1.20	(0.10)	0.88	0.80	0.95
コンセンサス・フォーキャスト(6~10年先)	invG	1.20	(0.10)	0.90	0.82	0.98
ESPフォーキャスト(1年先)	invG	1.00	(0.10)	0.74	0.67	0.83
ESPフォーキャスト(2~6年先)	invG	0.60	(0.10)	0.47	0.38	0.56
ESPフォーキャスト(7~11年先)	invG	1.20	(0.10)	1.10	1.01	1.20
Blue Chip(1年先)	invG	1.00	(0.10)	0.68	0.61	0.73
QUICK月次調査(1年先1年)	invG	1.00	(0.10)	0.72	0.66	0.78
QUICK月次調査(2年先8年)	invG	1.20	(0.10)	0.92	0.82	1.01
ブレーク・イーブン・インフレ率(10年間)	invG	1.20	(0.10)	1.13	1.00	1.26
インフレ・スワップ・レート(5年先5年)	invG	1.20	(0.10)	1.08	1.00	1.17
生活意識アンケート(1年先4年)	invG	0.20	(0.10)	0.37	0.28	0.44
短観(1年先)	invG	0.40	(0.10)	0.26	0.21	0.32
短観(3年先)	invG	0.20	(0.10)	0.09	0.07	0.12
短観(5年先)	invG	0.20	(0.10)	0.09	0.07	0.11
QUICK短観(1年先)	invG	0.40	(0.10)	0.24	0.19	0.29
実質成長率						
コンセンサス・フォーキャスト(1年先)	invG	0.30	(0.10)	0.75	0.67	0.82
コンセンサス・フォーキャスト(2年先)	invG	0.30	(0.10)	0.56	0.49	0.63
コンセンサス・フォーキャスト(3年先)	invG	0.30	(0.10)	0.48	0.42	0.54
コンセンサス・フォーキャスト(4年先)	invG	0.30	(0.10)	0.47	0.41	0.53
コンセンサス・フォーキャスト(5年先)	invG	0.30	(0.10)	0.49	0.43	0.56
コンセンサス・フォーキャスト(6~10年先)	invG	0.30	(0.10)	0.48	0.41	0.54
ESPフォーキャスト(1年先)	invG	0.30	(0.10)	0.63	0.55	0.71
ESPフォーキャスト(2~6年先)	invG	0.30	(0.10)	0.34	0.27	0.41
ESPフォーキャスト(7~11年先)	invG	0.30	(0.10)	0.21	0.15	0.26
Blue Chip(1年先)	invG	0.30	(0.10)	0.73	0.65	0.80
名目金利(フォワード・レート)						
1年先1年	invG	0.40	(0.10)	0.23	0.20	0.25
2年先1年	invG	0.40	(0.10)	0.24	0.21	0.26
3年先1年	invG	0.40	(0.10)	0.23	0.20	0.26
4年先1年	invG	0.40	(0.10)	0.28	0.24	0.32
5年先1年	invG	0.20	(0.10)	0.34	0.30	0.39
6年先1年	invG	0.20	(0.10)	0.31	0.27	0.35
7年先1年	invG	0.20	(0.10)	0.38	0.34	0.43
8年先1年	invG	0.20	(0.10)	0.53	0.46	0.59
9年先1年	invG	0.20	(0.10)	0.62	0.56	0.69