

予想インフレ率の予測力

増島稔・安井洋輔・福田洋介

July 2017



内閣府経済社会総合研究所
Economic and Social Research Institute
Cabinet Office
Tokyo, Japan

New ESRI Working Paper は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません（問い合わせ先：<https://form.cao.go.jp/esri/opinion-0002.html>）。

新ESRIワーキング・ペーパー・シリーズは、内閣府経済社会総合研究所の研究者および外部研究者によってとりまとめられた研究試論です。学界、研究機関等の関係する方々から幅広くコメントを頂き、今後の研究に役立てることを意図して発表しております。

論文は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません。

The views expressed in “New ESRI Working Paper” are those of the authors and not those of the Economic and Social Research Institute, the Cabinet Office, or the Government of Japan.

予想インフレ率の予測力¹

増島稔・安井洋輔・福田洋介²

平成 29 (2017) 年 7 月

要旨

予想インフレ率を示す指標には様々なものがあるが、どの指標が実際のインフレ率に対し高い予測力を持つのであろうか、また、予想インフレ率と実際のインフレ率の間にはかい離がみられるが、これにはどのような経済的要因が寄与しているのであろうか。

本稿では、こうした問題意識に基づき分析を行った結果、以下の諸点が明らかになった。

第1に、予想インフレ率指標のうち、インフレ率の予測力が高いのは、E S PフォーキャストとB E Iであり、両者の予測力は概ね同程度である。この結果は当該指標のバイアスを調整しても変わらない。

第2に、予想インフレ率指標の予測力は、C P I 総合、C P I 生鮮食品を除く総合に対しては同程度だが、両者に比べてC P I 生鮮食品及びエネルギーを除く総合に対する予測力が高い。これは、同指標には、予測時点以降に生じるコモディティ価格の変化の影響が含まれないことによるところが大きい。

第3に、デフレ期と非デフレ期、アベノミクス期とそれ以前では、予測力に大きな変化は生じていない。

第4に、E S Pフォーキャストの予想インフレ率と実際のインフレ率（C P I 生鮮食品を除く総合）がかい離するケースとしては、予想した後に大きな経済ショックが発生した場合や、予想時点に発生したショックがインフレ率に与える影響を専門家（エコノミスト）が予測し難い場合などが考えられるが、2005年以降のかい離要因を振り返ると、特に前者の影響が大きい。

第5に、C P I 生鮮食品及びエネルギーを除く総合は、供給ショックとコモディティ価格ショックのインパクトが小さいため、C P I 総合、C P I 生鮮食品を除く総合に比べて、予想インフレ率と実際のインフレ率のかい離幅が小さい。

¹ 本稿の作成に当たって、内閣府経済社会総合研究所の前川所長、杉原次長、酒巻総括政策研究官、桑原総務部長、浦沢総務部長補佐、浜田宏一氏（エール大学）、原田泰氏（日本銀行）、木村武氏（日本銀行）、安達誠司氏（丸三証券）、飯田泰之氏（明治大学）、佐藤綾野氏（高崎経済大学）、矢野浩一氏（駒澤大学）から有益なコメントをいただいた。深く感謝の意を表したい。もちろん、残された誤りは筆者に属する。

² 増島稔（外務省、内閣府経済社会総合研究所特別研究員）、安井洋輔（内閣府）、福田洋介（農林水産省）。本稿に示された意見は執筆者に属し、必ずしも執筆者の属する組織の見解を示すものではない。

1. はじめに

経済主体が持つインフレ予想の変化は、実体経済の動向や金融資産の価値に影響を与えることから、中央銀行・政府の政策担当者や金融市場参加者は、インフレ予想を正確に把握することに大きな関心を持っている。

日本の予想インフレ率を示す指標には、内閣府の消費動向調査、日本経済研究センターのESPフォーキャスト、物価連動債から導出されるブレイク・イーブン・インフレ率（BEI：Break-Even Inflation rate）などがある。本稿では、これらの予想インフレ率を示す指標と、実際に実現したインフレ率とを比較することによって、どの指標がどの程度の予測力を持つのか、その予測力は時期によって変化するかを検証した。その結果、①ESPフォーキャストやBEIの予測力が高いこと、②CPIの中では総合や生鮮食品を除く総合よりも生鮮食品及びエネルギーを除く総合に対する予測力が高いこと、③デフレ期と非デフレ期、アベノミクス期とそれ以前では、予測力に変化が生じていないこと、が明らかとなった。

また、予測力の違いが生じる要因として、インフレ率と予想インフレ率がどのような経済ショック（景気や財政政策などの国内の需給ショック、企業の価格設定行動の変化などの国内の供給ショック、金融政策のショック、原油価格などの海外の供給ショックなど）を受けて変化しているのかを構造VAR（Vector Auto Regression）モデルを用いて分析し、予想インフレ率（ESPフォーキャスト）と実現したインフレ率（CPI生鮮食品を除く総合）とのかい離がどのような経済ショックによって生じているかを定量的に分析した。その結果、④両者がかい離するケースとしては、予想した後に大きな経済ショックが発生した場合や、予想時点に発生していたショックがインフレ率に与える影響をエコノミストが予測し難い場合などが考えられること、⑤2005年以降のかい離要因を振り返ると、特に前者の影響が大きいこと、⑥CPI生鮮食品及びエネルギーを除く総合は、供給ショックとコモディティ価格ショックのインパクトが小さいため、CPI総合、CPI生鮮食品を除く総合に比べて、かい離幅が小さいこと、が明らかとなった。

以下では、第2節で先行研究を検討したうえで、第3節でデータと分析手法を整理する。第4節では分析結果を説明し、最後に結論を要約する。

2. 先行研究

ここでは、「予想インフレ率の予測力」ならびに「予想インフレ率を含む構造VARモデル分析」に関する先行研究を検討する。

2. 1 予想インフレ率の予測力に関する先行研究

日本においては、予想インフレ率を示す指標は、半期毎に調査されていたコンセンサス・フォーキャストを除けば、長いものでも2004年以降の期間しか入手できない。そうしたデータの制約もあって、予想インフレ率の予測力を包括的に評価した研究はこれまで行われていない。

他方、アメリカでは、インフレ率を示す指標には1980年代以前に遡ることができるものもある。予想インフレ率の予測力を評価した研究も多く蓄積されている。その代表的なものとして、Ang et al. (2007)は、アメリカの各種予想インフレ率と実現したインフレ率とのかい離の二乗和 (RMSE ; Root Mean Square Error) を算出することで予想インフレ率の予測力を比較しており、アンケート調査の結果がフィリップス曲線に基づく結果等に比べ予測力が高いという結論を得ている。

また、Trehan(2015)は、アメリカにおけるエコノミストの予想であるSPF (Survey of Professional forecasters) は、CPI総合を予想しているにも関わらず、実現したCPI総合よりも実現したCPIコアに対する予測力が高まっていることを示しており、その理由としてエコノミストの関心がCPIコアの予想に切り替わった可能性を指摘している。

なお、沖本 (2017) は、ハイブリッド型のフィリップス曲線を用いて過去30年に渡る日本の予想インフレ率の変遷を分析し、金融政策のレジームと予想インフレ率のレジームに強い関係が見られる³ことから、金融政策が予想インフレ率の形成に重要な役割を果たしていることを明らかにしている。

2. 2 予想インフレ率を含む構造VARモデル分析に関する先行研究

本稿は、予想インフレ率と実現したインフレ率とのかい離がどのような経済ショックによって生じているかを定量的に分析することを目的としている。そのため、インフレ率と予想インフレ率がどのような経済ショックを受けて変化しているのかを構造VARモデルを用いて分析する。そこで、ここでは、予想インフレ率を含む構造VARモデル分析についてサーベイを行う。

まず、Leduc, Sill and Stark (2007)は、アメリカについて、予想インフレ率、インフレ率、コモディティ価格、失業率、短期国債利回りを内生変数とする構造VARモデルを推計している。その際、予想インフレ率にはエコノミストを対象としたサーベイを使用しており、短期制約によりショックを識別している。分析の結果、1979年以前の米国では予想インフレ率ショックに対しインフレ率は恒久的に上昇する一方、1980年以降は一時的な上昇にとどまることを示している。

Ueda (2010)は、日本について、GDPギャップ、貸出金利、インフレ率、予想インフレ率を内生変数とする構造VARモデルを推計している。その際、予想インフレ率には消費動向調査を用いたカールソン・パーキン法による推計値を使用しており、短期制約によりショックを識別している。分析の結果、日本では、金融政策ショックに対し、予想インフレ率はインフレ率よりも急速に反応することを示している。

また、Barnett, Groen and Mumtaz (2010)は、イギリスについて、予想インフレ率、インフレ率、GDP成長率、短期国債利回り、原油価格を内生変数とする時変 (マルコフ・スウィッチング) 構造VARモデルを推計している。その際、予想インフレ率には国家経

³ 沖本 (2017) は、過去 30 年間の日本の予想インフレ率には 3 つのレジームが存在し、1985 年から 1995 年までの伝統的な金融政策レジーム、1995 年から 2012 年までの超低金利政策レジーム、2013 年以降のインフレ目標政策レジームにほぼ一致すると述べている。

済社会研究所（N I E S R）の予想を使用しており、符号制約によりショックを識別している。分析の結果、英国では、予想インフレ率ショックに対するインフレ率の反応は、1970年代は大きかったが、その後、小さくなってきていることを示している。

最後に、岩田・原田（2013）は、マネタリーベース、予想インフレ率、銀行貸出、為替レート、輸出、株価、鉱工業生産指数を内生変数とする構造VARモデルを推計している。その際、予想インフレ率にはB E Iを使用しており、短期制約によりショックを識別している。分析の結果、日本では、予想インフレ率は金融政策ショックに対して上昇するほか、輸出や生産は予想インフレーションショックに対し増加することを示している。

3. データと分析手法

3. 1 予想インフレ率の指標

ここでは、まず、日本における代表的な予想インフレ率を示す指標を整理する（図表1）。消費者が予想するインフレ率としては、内閣府の消費動向調査、日本銀行の生活意識に関するアンケート調査がある。消費動向調査は全国の約6,700世帯を対象に1年後の日ごろよく購入する品目の価格を調査しており、生活意識に関するアンケート調査は全国の個人4,000人を対象に1年後、今後5年間の予想インフレ率を調査している。エコノミストが予想するインフレ率としては、日本経済研究センターのE S Pフォーキャスト、コンセンサス・フォーキャスト社のコンセンサス・フォーキャストがある。E S Pフォーキャストは、民間エコノミスト約40名を対象に先行き2年程度の消費者物価指数の前年同月比等を調査している。コンセンサス・フォーキャストは、700名以上のエコノミストを対象に消費者物価上昇率等を調査している。金融市場参加者が予想するインフレ率としては、ブレイク・イーブン・インフレ率（B E I ; Break Even Inflation rate）、インフレ・スワップ・レート、QUICK社のQUICK債券調査がある。B E Iは固定利付国債と物価連動国債の利回り格差から、またインフレ・スワップ・レートは消費者物価指数を原資産とした金融派生商品から算出される。QUICK債券調査は市場参加者を対象に行われるアンケート調査によるものである。また、日本銀行短期経済観測（短観）は、2014年から企業のC P Iについての予想インフレ率を調査し公表している。これらのうち、生活意識に関するアンケート調査、コンセンサス・フォーキャスト（2014年4月より前は半期調査）、短観は四半期毎の調査であり、それ以外は月次である。

本稿では、内閣府において利用可能な消費動向調査、生活意識に関するアンケート調査、E S Pフォーキャスト、B E I、インフレ・スワップ・レートの5つの指標を対象に分析を行った（図表2）。

なお、2014年4月に消費税率が引き上げられたが、本稿で分析対象としている5つの指標のうち、生活意識に関するアンケート調査及びE S Pフォーキャスト⁴は消費税率引上

⁴ E S Pフォーキャストは、2013年4月～9月における消費税率引上げの影響を除く予想インフレ率が存在しないため、2013年10月における消費税の影響を含む予想インフレ率と消費税の影響を除く予想インフレ率の差（2.02%ポイント）を用いて2013年4月～9月の消費税率引上げの影響を調整した。

げの影響を除いて調査されており、BEIはその影響を含んでいない。一方、消費動向調査及びインフレ・スワップ・レートはその影響を含んでいる。本稿では、消費税率引上げの影響を含む予想インフレ率の指標については、その影響を取り除いて分析を行った⁵。

(図表 1) 予想インフレ率の指標

(図表 2) 予想インフレ率の推移

3. 2 予測力の評価方法

分析対象とした5つの予想インフレ率の指標と実現したインフレ率との乖離についてRMSEを算出し比較することで、どの指標の予測力が高いかを確認した。具体的には、 t 月における $(t+12)$ 月にかけての予想インフレ率と $(t+12)$ 月におけるCPIの前年同月比との乖離についてRMSEを算出した。CPIの実績値については、総合、生鮮食品を除く総合、生鮮食品及びエネルギーを除く総合の3つの指標を用いた。使用したデータの期間は、生活意識に関するアンケート調査は2004年第1四半期以降、消費動向調査及びBEIは2004年4月以降、ESPフォーキャストは2004年5月以降、インフレ・スワップ・レートは2007年3月以降である。終期はいずれの指標についても2015年12月とした。

予想インフレ率の指標は、恒常的にバイアスを持っていることが指摘されている⁶。例えば、消費動向調査や生活意識に関するアンケート調査による家計の予想インフレ率は実際のCPI上昇率を大幅に上回っている。また、デフレ期と非デフレ期、あるいはアベノミクス導入の前後では、予想インフレ率の指標が持つバイアスが構造的に変化している可能性もある。そこで、Ang et al.(2007)に基づき、以下の式による予測値を用いることで、予想インフレ率の指標が持つバイアスを取り除いたうえで、実現したインフレ率との乖離についてRMSEの算出を試みた。

$$\pi_{t+12} - \pi_t = \alpha_1 + \alpha_2 D_t + \beta_1 (f_t^S - \pi_t) + \beta_2 D_t (f_t^S - \pi_t) + \varepsilon_{t+12}$$

ここで、 π_t はCPI上昇率、 f_t^S は予想インフレ率、 D_t は期間によるシフトを示すダミー変数である。ダミー変数としては、月例経済報告においてデフレと記載されていない2006年7月～2009年10月及び2013年12月以降を1と設定したダミー変数(dummy1)を用いてデフレ期と非デフレ期のバイアスの変化を調整した。また、安倍政権発足後の2013年1月以降を1と設定したダミー変数(dummy2)を用いてアベノミクス前後のバイアスの変化

⁵ 消費動向調査は、消費税率引上げの影響を除く予想インフレ率が存在しないため、2013年4月～2014年3月は2014年3月と4月の差(0.24%ポイント)を用いて、また、2014年10月、11月は2014年9月と10月の差(0.09%ポイント)を用いて、消費税率引上げの影響を調整した。インフレ・スワップ・レートは、消費税率引上げの影響を含んでいるため、2013年6月から7月にかけての変化幅(1.32%ポイント)を消費税率引上げの影響とみなし、2013年7月～2014年6月のインフレ・スワップ・レートから差し引いて消費税率引上げの影響を調整した。

⁶ 例えば、上野・難波(2013)参照。

を調整した。

また、バイアス調整は、まず、全サンプルを用いてバイアス調整を行った。加えて、推計開始月から推計期間を延ばしていく逐次推計を実施することにより、インフレ予想を行う時点で利用可能なデータを用いたバイアス調整も実施した。

3. 3 構造VARモデル

前述の通り、本稿では、マクロ変数と予想インフレ率からなる構造VARモデルを推計することで、予想インフレ率と実際のインフレ率との乖離を生じさせる経済的な要因を定量的に分析する。具体的には、先行研究を踏まえ、予想インフレ率、インフレ率、コモディティ価格、国内需要変数、金融政策変数の5変数を用いた構造VARモデルを推計する（図表3）。ただし、我が国のデータ特性を考慮し、以下の点について先行研究とは異なる方法を用いる。

国内需要変数としては、景気循環をより直接的に示す指標として、内閣府の景気動向指数のコンポジット・インデックス（C I ; Composite Index）の一致指数を用いる。

Leduc et al.(2007)では失業率を用いているが、我が国の失業率は、米国のそれと異なり、必ずしも景気循環の代理変数とは言えない。これは、我が国の失業率が、景気に遅行し、また、2000年半ばにかけて均衡失業率が大きく上昇しているためである。

金融政策変数としては、Leduc et al.(2007)では短期国債利回りを用いているが、本稿では日銀当座預金残高を用いる。推計対象期間は予想インフレ率のデータ制約から2005年1月から2016年12月までだが、この間、日本銀行により実施された量的緩和政策

（2001年3月～2006年3月）や量的・質的金融緩和政策（2013年4月以降）の下では、日銀当座預金残高が当局による金融市場調節の動向を反映していると考えられるためである。なお、金融市場調節の直接的な目標であったマネタリーベースは、震災時における金融機関の資金需要増への対応など、金融政策以外の影響も受けることから使用しなかった⁷。

推計期間が2005年以降と短いため、Barnett et al.(2010)が用いた可変パラメーターは採用せず、構造パラメーターは固定とする。また、月次で推計するため、Ueda(2010)が使用した四半期データのGDPギャップは用いない。

予想インフレ率の上昇ショックが景気にどのように波及するかは本稿の直接的な関心ではないため、岩田・原田（2013）と異なり、輸出や株価といった波及経路を示す変数は考慮しない。

なお、予想インフレ率には予測力が最も高かった予想インフレ率の指標（ESPフォーキャスト）を用いる。インフレ率には、CPIの総合、生鮮食品を除く総合、生鮮食品及びエネルギーを除く総合の3指標を用いる。また、コモディティ価格については、日経42種コモディティ・インデックスを用いる。変数はいずれも前年同月比とする。

（図表3）構造VARモデルに用いた変数

⁷ もっとも、日銀当座預金残高の代わりにマネタリーベースを用いても、ほぼ同様の結果が得られた。

3. 4 ショックの識別

上述の考え方にに基づき、以下の構造VARモデルを推計する。

$$\mathbf{A}_0 \mathbf{y}_t = \alpha + \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \varepsilon_t$$

$$\mathbf{e}_t \equiv \begin{pmatrix} e_t^{Commodity\ price} \\ e_t^{Inflation} \\ e_t^{Composit\ Index} \\ e_t^{BOJ\ Current\ Account} \\ e_t^{Expected\ inflation} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} X & 0 & 0 & 0 & 0 \\ X & X & 0 & 0 & 0 \\ X & X & X & 0 & 0 \\ X & X & X & X & 0 \\ X & X & X & X & X \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{Commodity\ price\ shock} \\ \varepsilon_t^{Inflation\ (Supply)\ shock} \\ \varepsilon_t^{Demand\ shock} \\ \varepsilon_t^{Monetary\ policy\ shock} \\ \varepsilon_t^{Expected\ inflation\ shock} \end{bmatrix} \equiv \mathbf{A}_0^{-1} \varepsilon_t$$

ここで、 $\mathbf{y}_t$ は予想インフレ率、インフレ率、コモディティ価格、国内需要変数、金融政策変数の5変数を表すベクトル、 ε_t は構造ショックを表すベクトル。 $\mathbf{e}_t$ は誘導型VARモデルの誤差項を意味する。なお、誘導型VARモデルのラグはHannan-Quinn情報基準に従い2ヵ月とした。

短期制約は外生性が強い順番とした。即ち、コモディティ価格は、グローバルな需給に依存するため、最も外生的であり、同月に他のショックの影響を受けないものとした。

インフレ率は価格設定を行う企業は国内需要や金融政策の変化などを同月中に捉えることができないと考え、コモディティ価格に次いで外生性が高い変数とした。

国内需要は、グローバルな需給変動や企業の価格設定行動の変化の影響は受けるが、同月中の金融政策やエコノミストの予想インフレ率の変化に即座には反応しないと考える。

金融政策は、中央銀行の情報収集により、同月のコモディティ価格やインフレ率、国内景気の動向を踏まえて政策決定を行うと考える。実際は、同月のインフレ率や国内需要の状況をマクロ統計から知ることは困難だが、企業へのヒアリング等を通じて状況を把握できていると考える。

最後に、エコノミスト（ESPフォーキャスター）は1年後のインフレ率を同月に起きたすべてのショックを踏まえて即座に予想すると考える。

4. 推計結果

4. 1 予想インフレ率の予測力の評価

5つの予想インフレ率指標について、3つのCPI指標とのかい離のRMSEを算出したところ、図表4の結果となった。

全サンプルを用いて、バイアス調整を行う前の結果を見ると、CPI総合とCPI生鮮食品を除く総合に対するRMSEは、BEIが最も小さく、続いてESPフォーキャスト、インフレ・スワップ・レート、消費動向調査、生活意識に関するアンケート調査の順に大きくなる。また、CPI生鮮食品及びエネルギーを除く総合に対するRMSEは、E

ESPフォーキャストが最も小さく、続いてインフレ・スワップ・レート、BEI、消費動向調査、生活意識に関するアンケート調査の順に大きくなる。このように、消費者の予想インフレ率に比べると、金融市場参加者とエコノミストの予想インフレ率は予測力が高く、その中では、ESPフォーキャストとBEIがインフレ・スワップ・レートに比べてやや予測力が高い。

また、いずれの予想インフレ率指標についても、CPI総合とCPI生鮮食品を除く総合に対するRMSEはほぼ同程度の大きさだが、それらに比べて、CPI生鮮食品及びエネルギーを除く総合に対するRMSEは小さい。このことは、予測力を低下させる要因として、生鮮食品価格の変動はあまり重要ではなく、エネルギー価格の変動が重要であることを示唆している。

各予想インフレ率指標に対しバイアス調整を行った場合⁸、金融市場参加者とエコノミストの予想インフレ率（BEI、インフレ・スワップ・レート、ESPフォーキャスト）のRMSEの低下幅は小幅なものにとどまっている。一方、消費者の予想インフレ率（消費動向調査、生活意識に関するアンケート調査）は、大きな上方バイアスを持っているため、RMSEが大幅に低下する。ただし、それでもなお、金融市場参加者とエコノミストの予想インフレ率に比べて予測力が低い。その他の点については、上述のバイアス調整を行う前の結果と同じ特徴がみられる。

また、デフレ期と非デフレ期を分けてバイアス調整を行っても、アベノミクス期とそれ以前を分けてバイアス調整を行っても、それぞれRMSEの低下幅は小さく、期間の違いによってバイアスに大きな差があるとは言えない。

なお、逐次推計で算出したRMSEと全サンプルを対象に算出したRMSEとの間にも大きな違いはみられなかった。

全体として、家計の予想インフレ率はバイアスが大きく予測力が低いのに対して、エコノミストや市場関係者の予想インフレ率は予測力が高く、なかでもESPフォーキャストとBEIの成績がよい。

（図表4）予想インフレ率と実績値のRMSE

4. 2 構造VARモデルのインパルス・レスポンス

前述のとおり、コモディティ価格、インフレ率（CPI生鮮食品を除く総合）、景気動向指数（CI一致指数）、日銀当座預金残高、予想インフレ率（ESPフォーキャスト）からなる構造VARモデルを推計し、インパルス・レスポンスを確認した⁹。

⁸ バイアス調整におけるパラメーターについては、付図1を参照。

⁹ 各ショックに対する5変数のインパルス・レスポンスについては、付図2を参照。（1）はインフレ率としてCPI総合を用いた場合、（2）はCPI生鮮食品を除く総合を用いた場合、（3）はCPI生鮮食品・エネルギーを除く総合を用いた場合に対応。いずれも経済的におおむねリーズナブルな結果が得られた。なお、国内需要ショックに対して、金融政策変数（日銀当座預金残高の対数値の前年同月差）がマイナスとなる背景には、景気回復に伴い、金融機関が日銀当座預金に預けていた資金を資金需要がある企業向け貸出に振り向けることなどがあると推察される。

インフレ率、予想インフレ率のインパルス・レスポンスをみると、符号条件はおおむね満たされている（図表5）。即ち、両者ともに、コモディティ価格が上昇するショック、国内需要が拡大するショック、金融政策を緩和するショック、予想インフレ率が上昇するショックに対してポジティブに反応する。一方、供給ショックは1年後には景気にネガティブな影響を与えると考えられることから、インフレ率は当該ショックに対し当初ポジティブに反応するが、1年後には予想インフレ率と同様にネガティブに反応する。なお、変数の順番を変えても結果はほとんど変わらないことを確認した。

（図表5）インパルス・レスポンス（CPI生鮮食品を除く総合）

構造ショック発生後に、予想インフレ率のインパルス・レスポンスが1年後のインフレ率（CPI生鮮食品を除く総合）のそれをどの程度トレースできるか（モデルの予測精度）について確認すると、その程度は構造ショックごとに異なる（図表6）。即ち、予測誤差の（絶対値の）最大値や時間の経過とともに生じる予測誤差の振れ幅は、コモディティ価格ショック、供給ショックで大きく、国内需要ショック、金融政策ショック、予想インフレショックで小さい。また、予測誤差の方向は、金融政策ショックと予想インフレショックでは、比較的安定している。

（図表6）インパルス・レスポンスの比較（CPI生鮮食品を除く総合）

4. 3 予想インフレ率とインフレ率の実績値の間にかい離が生じる要因

上述の構造VARモデルを用いて、インフレ率と予想インフレ率をヒストリカル分解し、予想インフレ率とそれに対応するインフレ率の実績値の差（1年後のインフレ率－予想インフレ率）がどの構造ショックによってどの程度の影響を受けているかを確認した（図表7）¹⁰。

（図表7）ヒストリカル分解（CPI生鮮食品を除く総合）

これによると、予想インフレ率に対応する時期でみて、2007年、2008年、2009年後半～2010年前半、2013年、2015年の5つの時期で特にかい離幅が大きい。かい離が大きくなる要因を考察するに当たっては、予測誤差（インフレ率（1年後の実績）－予想インフレ率）を、「モデルの予測誤差」と「事後的なショックによる予測誤差」に分解し、それぞれの寄与を確認した（図表8）。前者はエコノミストが既に観察している経済ショックが1年後のインフレ率に与える影響をどの程度予想できたのかを示している。一方、後者は予想時点以降に生じたショックに起因する予測のズレを示しており、これはそもそも予想することが困難なものである。

¹⁰ インフレ率として、CPI総合、CPI生鮮食品・エネルギーを除く総合を用いた場合については、付図3を参照。

(図表 8) 予測誤差のモデルの予測誤差と事後的なショックによる予測誤差への分解
(C P I 生鮮食品を除く総合)

かい離の大きい時期について確認すると、以下のように背景を整理できる。

第一に、2007 年頃については、予想インフレ率が実績を大きく下回っている。これは、「事後的なショックによる予測誤差」の拡大が主因である（図表 8（1））。特に、コモディティ価格ショック要因と供給ショック要因において、「事後的なショックによる予測誤差」が拡大している（図表 8（3））。このことから、エコノミストが予想を行った時期以降に、コモディティ価格ショックと供給ショックが発生したことが影響していると考えられる。

第二に、2008 年頃については、予想インフレ率が実績を大きく上回っている。このかい離には、「モデルの予測誤差」の拡大が 1/3 程度、「事後的なショックによる予測誤差」の拡大が 2/3 程度寄与している（図表 8（1））。前者は、供給ショックを主因に拡大している一方、後者はコモディティ価格ショック要因で拡大している（図表 8（2））。エコノミストが、過去のプラスの供給ショックの発生を認識し、予想に折り込んでいたものの、その後のインフレ率への影響を十分にトレースできなかったことが影響していると考えられる（図表 6）。また、エコノミストが予想を行った時期以降、2009 年頃にマイナスのコモディティ価格ショックが発生したことが影響していると考えられる（図表 8（3））。

第三に、2010 年頃については、予想インフレ率は実績を大きく下回っている。「モデルの予測誤差」がプラス、「事後的なショックによる予測誤差」がマイナスで推移する中、前者のプラス幅が後者のマイナス幅を上回っていることが要因である（図表 8（1））。

「モデルの予測誤差」については、5つのショックがいずれもプラスに寄与しているが、その大きさはコモディティ価格ショック、供給ショック、国内需要ショックで大きい。これは、エコノミストが過去のショックの発生を認識し、予想に折り込んでいたものの、その後のインフレ率への影響を十分にトレースできなかったことが影響している（図表 6）。一方、「事後的なショックによる予測誤差」がマイナスになっているのは、主として、2010～2011 年頃に生じたコモディティ価格ショック、供給ショックの影響によると考えられる（図表 8（3））。

第四に、2013 年頃については、予想インフレ率は実績を大きく下回っている。「モデルの予測誤差」の拡大が 1/4 程度、「事後的なショックによる予測誤差」の拡大が 3/4 程度寄与しており（図表 8（1））、共にコモディティ価格ショック要因の影響が大きい（図表 8（2））。エコノミストが過去のプラスのコモディティ価格ショックの発生を認識し、予想に折り込んでいたものの、その後のインフレ率への影響を十分にトレースできなかったこと（図表 6）や、エコノミストが予想を行った時期以降、2014 年頃にプラスのコモディティ価格ショックが発生したことが影響していると考えられる（図表 8（3））。

第五に、2015 年頃については、予想インフレ率が実績を大きく上回っている。「モデルの予測誤差」の拡大が 1/3 程度、「事後的なショックによる予測誤差」の拡大が 2/3 程度影響している（図表 8（1））。前者は予想インフレショック要因が大きく、後者は、コモディティ価格ショック要因と供給ショック要因が影響している（図表 8（2））。エコノミ

ストは過去のプラスの予想インフレショックの発生を認識し、予想に折り込んでいたものの、その後のインフレ率への影響を十分にトレースできなかったことが影響している（図表6）。また、エコノミストが予想を行った時期以降、2016年頃にマイナスのコモディティ価格ショックと供給ショックが発生したことが影響している（図表8（3））。

なお、1年後のインフレ率の実績と予想インフレ率のかい離について、比較対象となるインフレ率にCPI生鮮食品を除く総合、CPI生鮮食品及びエネルギーを除く総合を用いた場合を比較すると、両者で推計された構造VARモデルが異なるため厳密な横並びの比較はできないものの、後者の方が予測誤差は小さい¹¹。

この背景には、CPI生鮮食品・エネルギーを除く総合では、エネルギー関連価格の影響が除外されていることから、主としてコモディティ価格ショック及び供給ショックの影響が小さくなっていることが影響している（図表9（1））。

同時に、いずれのショックに対しても、予測誤差が小さくなっており、このことは、CPI生鮮食品を除く総合を予測することを求められているESPフォーキャストの回答者が、実際には、変動が大きく海外要因に影響されやすいため予測の難しいエネルギー価格を除いたCPI生鮮食品及びエネルギーを除く総合を予測している可能性を示唆している（図表9（2））。

（図表9）CPI除く生鮮とCPI除く生鮮・エネの比較

5. おわりに

本稿の分析から以下の諸点が明らかになった。

第1に、予想インフレ率指標のうち、インフレ率の予測力が高いのは、ESPフォーキャストとBEIであり、両者の予測力は概ね同程度である。この結果は当該指標のバイアスを調整しても変わらない。

第2に、予想インフレ率指標の予測力は、CPI総合、CPI生鮮食品を除く総合に対しては同程度だが、両者に比べてCPI生鮮食品及びエネルギーを除く総合に対する予測力が高い（RMSEが小さくなる）。これは、同指標には、予測時点以降に生じるコモディティ価格の変化の影響が含まれないことによるところが大きい。

第3に、デフレ期と非デフレ期、アベノミクス期とそれ以前では、予測力に大きな変化は生じていない。

第4に、ESPフォーキャストの予想インフレ率と実際のインフレ率（CPI生鮮食品を除く総合）がかい離するケースとしては、予想した後に大きな経済ショックが発生した場合や、予想時点に発生したショックがインフレ率に与える影響をエコノミストが予測し難い場合などが考えられるが、2005年以降のかい離要因を振り返ると、特に後者の影響が大きい。

¹¹ 比較対象となるインフレ率にCPI総合を用いた場合は、CPI生鮮食品を除く総合を用いた場合と大きな差はない（付図3参照）。

第5に、CPI生鮮食品及びエネルギーを除く総合は、供給ショックとコモディティ価格ショックのインパクトが小さいため、CPI総合、CPI生鮮食品を除く総合に比べて、予想インフレ率と実際のインフレ率の乖離幅が小さい。

今後の課題として、本稿では、コンセンサス・フォーキャストやQUICK調査による予想インフレ率の指標が利用できなかったが、これらを含め、より幅広い予想インフレ指標を対象にした分析が望まれる。

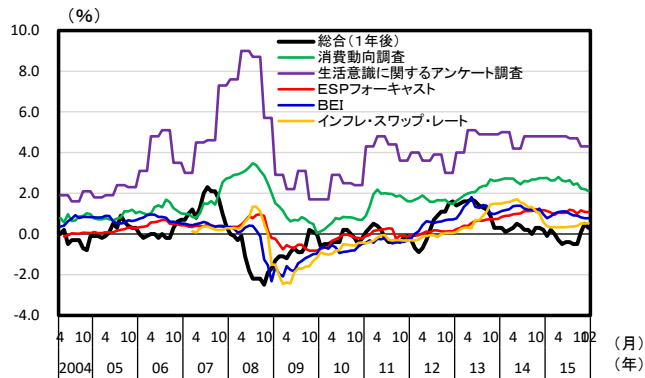
参考文献

- Ang, Andrew, Greet Bekaert, and Min Wei.(2007)“Do Macro V A R iable, Asset Markets,or Surveys Forecast Inflation Better” *Journal of Monetary Economics* 54, 1163-1212
- Barnett, Alina, Jann JJ Groen, and Haroon Mumtaz.(2010)“Time-V A R ying inflation expectations and economic fluctuations in the United Kingdom: a structural V A R analysis” Bank of England Working Paper No. 392.
- Leduc, Sylvain, Keith Sill, and Tom Stark. (2007)“Self-fulfilling expectations and the inflation of the 1970s: Evidence from the Livingston Survey” *Journal of Monetary Economics* 54, 433-459
- Trehan, Bharat(2015)“Survey Measures of Expected Inflation and the Inflation Process” *Journal of Money, Credit and Banking* 47(1),207-222
- Ueda, Kozo(2010)“Determinants of households’ inflation expectations in Japan and the United States” *Journal of The Japanese and International Economies* 24, 503-518
- 岩田規久男・原田泰（2013）「金融政策と生産：予想インフレ率の経路」早稲田大学現代政治経済研究所ワーキングペーパーNo. 1202.
- 上野有子・難波了一（2013）「我が国家計のインフレ期待形成における異質性とバイアス」内閣府経済社会総合研究所 ESRI ディスカッション・ペーパー・シリーズ No.300.
- 沖本竜義（2017）「日本における期待インフレ率の変遷」内閣府経済社会総合研究所「経済分析」第193号,197-225

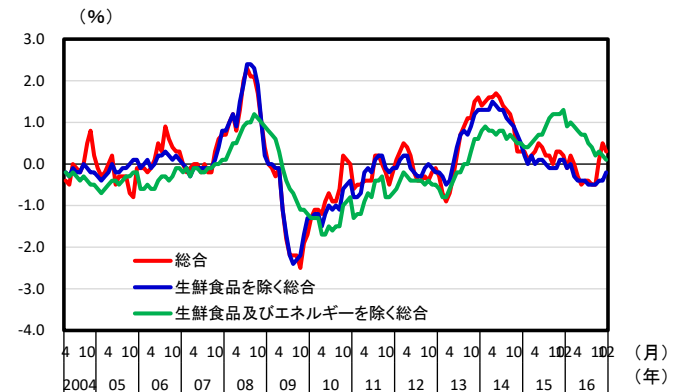
(図表1) 予想インフレ率の指標

	調査名	公表元・入手先	データ期間	予想対象	消費税率上げの影響の有無
家計	消費動向調査	内閣府	2004年4月以降	日ごろよく購入する品目の価格	消費税率上げの影響を含む
	生活意識に関するアンケート調査	日本銀行	2004年第1四半期以降	物価（家計が購入する物やサービスの価格全体）	消費税率上げの影響を含まない
エコノミスト	ESPフォーキャスト	日本経済研究センター	2004年5月以降	CPI生鮮食品を除く総合	消費税率上げの影響を含む系列と含まない系列を公表（ただし、2013年4月～9月は消費税率上げの影響を含む系列のみ）
	コンセンサス・フォーキャスト	Consensus Economics社	1989年10月以降	CPI総合	消費税率上げの影響を含む
金融市場参加者	BEI	財務省	2004年4月以降	CPI生鮮食品を除く総合	10年物国債の利回りから算出しており、長期の物価変動を示すと考えられることから、消費税率変更の影響は含まれないとみられる
	インフレ・スワップ・レート	Bloomberg	2007年3月以降	CPI	消費税率上げの影響を含む
	QUICK債券調査	QUICK	2004年7月以降	CPI生鮮食品を除く総合	消費税率上げの影響を含む
その他	全国企業短期経済観測調査（日銀短観）	日本銀行	2014年第1四半期以降	物価全般	消費税など制度の変更を含まない

(図表2) 予想インフレ率の推移
予想インフレ率の各指標とCPI総合



(参考) CPIの各指標



(図表3) 構造VARモデルの推計に用いた変数

変数	使用する経済指標	出所
予想インフレ率	ESPフォーキャストの1年後の消費者物価の前年同期比上昇率予想	日本経済研究センター
インフレ率	消費者物価指数(総合、生鮮食品を除く総合、生鮮食品及びエネルギーを除く総合、前年同月比) ※消費税率引上げの影響を調整した系列を使用	総務省
コモディティ価格	日経商品価格指数42種(対数値の前年同月差)	日本経済新聞社
国内需要	景気動向指数のコンポジット・インデックスの一致指数(対数値の前年同月差) ※原系列は存在しないため季節調整済値を使用	内閣府
金融政策	日銀当座預金残高(対数値の前年同月差)	日本銀行

コモディティ価格:日経商品価格指数42種



インフレ率:CPI



国内需要:景気動向指数/
CI/一致指数



金融政策:日銀当座預金残高



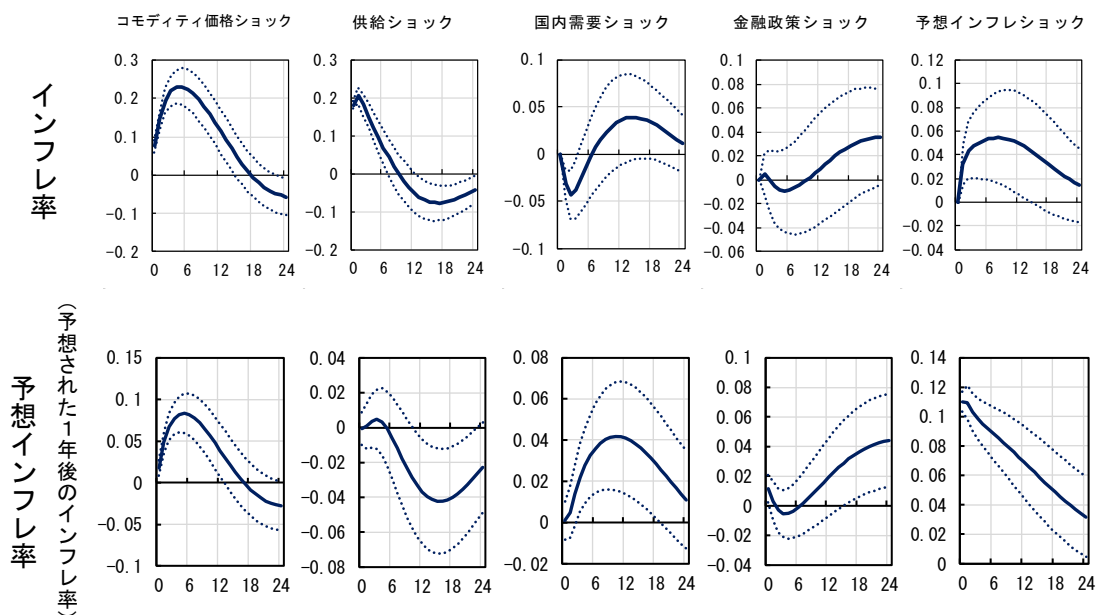
予想インフレ率:ESPフォーキャスト



(図表4) 予想インフレ率と実績値のRMSE

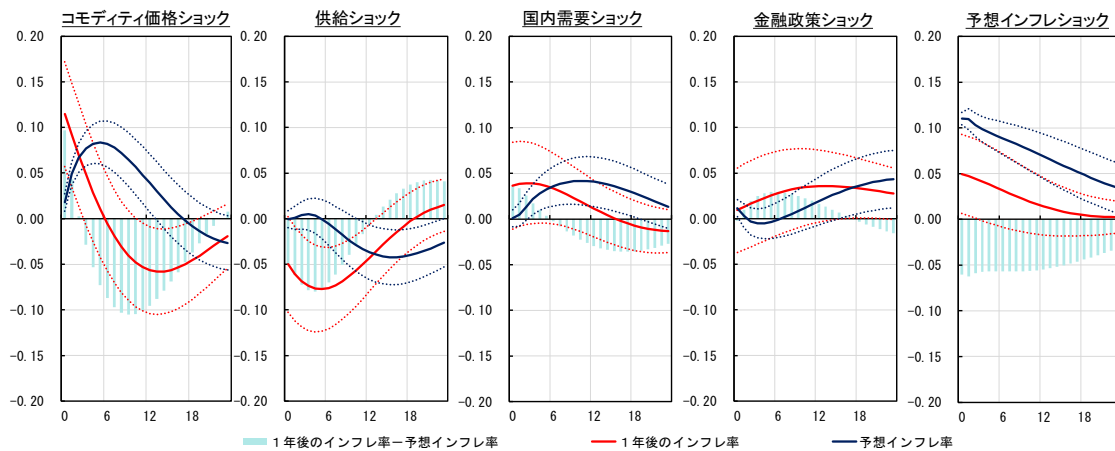
	全サンプル			逐次推計		
	総合	生鮮除く	生鮮・エネ除く	総合	生鮮除く	生鮮・エネ除く
消費動向調査						
バイアス調整なし	2.017	2.047	1.877	2.017	2.047	1.877
バイアス調整あり	1.251	1.216	0.720	1.234	1.194	0.708
バイアス調整あり (dummy1)	1.137	1.093	0.678	1.099	1.047	0.656
バイアス調整あり (dummy2)	1.228	1.188	0.692	1.213	1.164	0.690
生活意識に関するアンケート調査						
バイアス調整なし	4.375	4.411	4.335	4.375	4.411	4.335
バイアス調整あり	1.245	1.153	0.791	1.183	1.100	0.765
バイアス調整あり (dummy1)	1.120	1.064	0.709	1.021	0.977	0.647
バイアス調整あり (dummy2)	1.161	1.100	0.733	1.159	1.076	0.739
ESPフォーキャスト						
バイアス調整なし	0.974	0.971	0.617	0.974	0.971	0.617
バイアス調整あり	0.842	0.879	0.463	0.828	0.860	0.452
バイアス調整あり (dummy1)	0.789	0.802	0.442	0.757	0.764	0.420
バイアス調整あり (dummy2)	0.774	0.774	0.431	0.755	0.750	0.430
BEI						
バイアス調整なし	0.901	0.899	0.671	0.901	0.899	0.671
バイアス調整あり	0.863	0.854	0.480	0.843	0.824	0.461
バイアス調整あり (dummy1)	0.851	0.821	0.460	0.816	0.787	0.435
バイアス調整あり (dummy2)	0.808	0.777	0.470	0.785	0.740	0.455
インフレ・スワップ・レート						
バイアス調整なし	1.160	1.138	0.638	1.160	1.138	0.638
バイアス調整あり	1.089	1.105	0.617	1.028	1.052	0.577
バイアス調整あり (dummy1)	1.032	1.035	0.603	0.963	0.971	0.559
バイアス調整あり (dummy2)	0.962	0.972	0.615	0.886	0.902	0.569

(図表5) インパルス・レスポンス (CPI生鮮食品を除く総合)



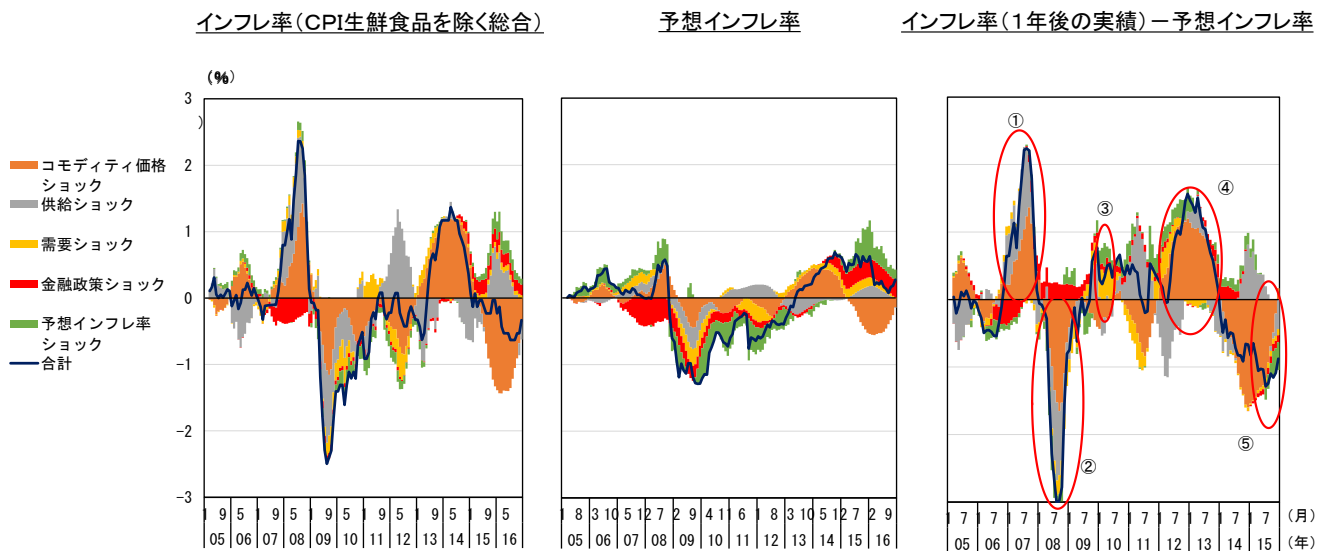
(注) 点線は1標準偏差。

(図表6) インパルス・レスポンスの比較 (CPI生鮮食品を除く総合)



(注) 点線は1標準偏差。

(図表7) ヒストリカル分解 (CPI生鮮食品を除く総合)

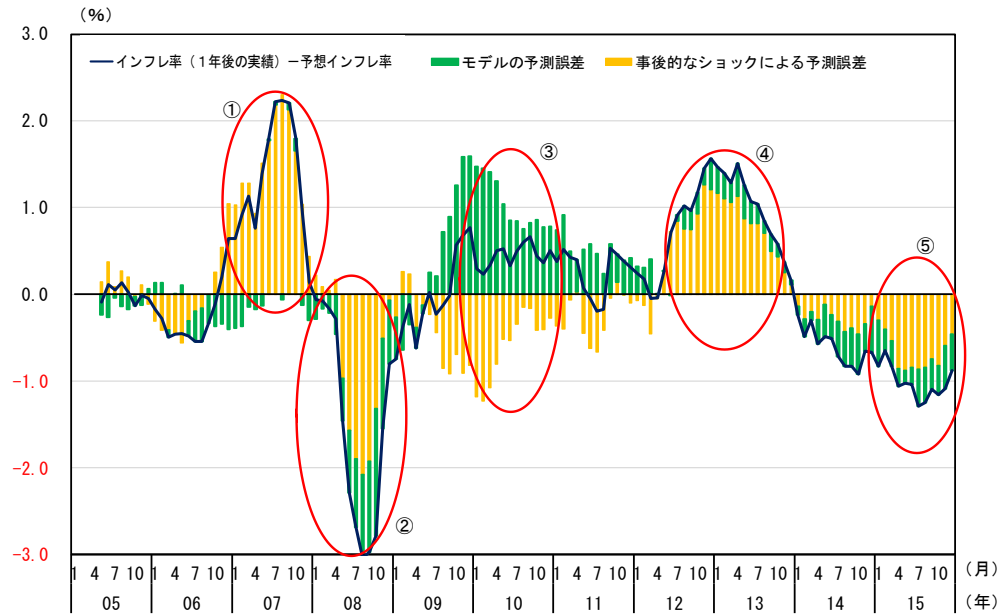


(注) ヒストリカル分解は初期値及び定数項効果を除いたベース。

1年後の予想インフレ率の予想時点に横軸を設定

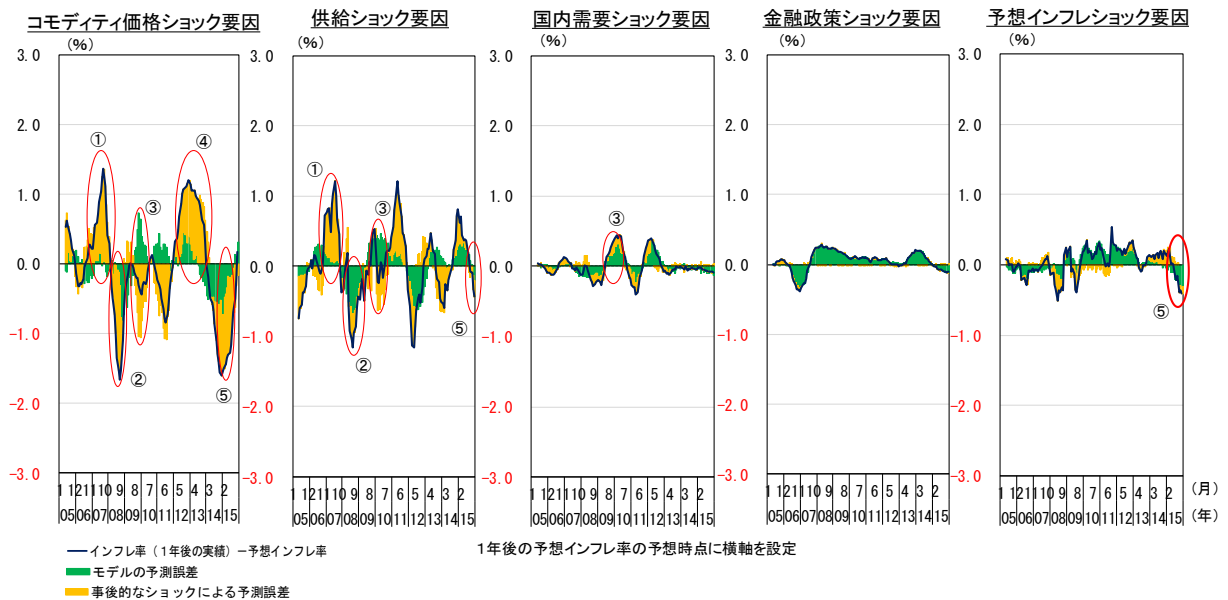
(図表8) 予測誤差のモデルの予測誤差と事後的なショックによる予測誤差への分解 (CPI生鮮食品を除く総合)

(1) 全体



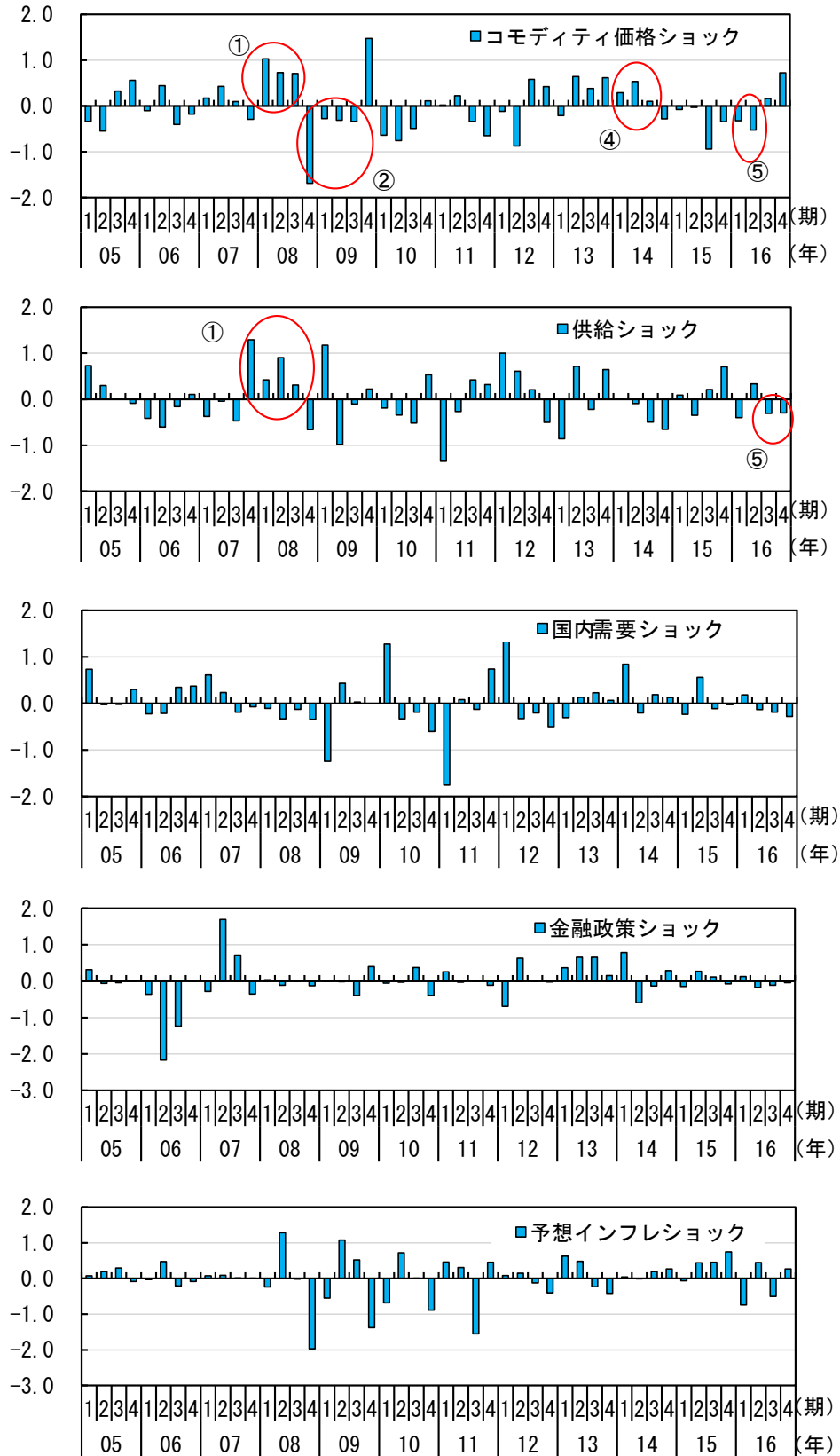
1年後の予想インフレ率の予想時点に横軸を設定

(2) 構造ショック要因別

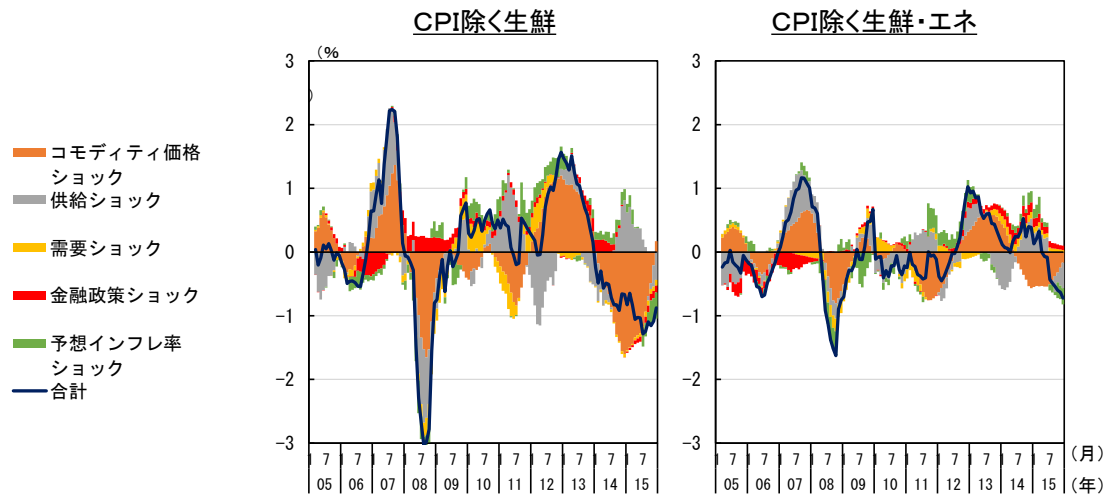


1年後の予想インフレ率の予想時点に横軸を設定

(3) 構造ショックの推移



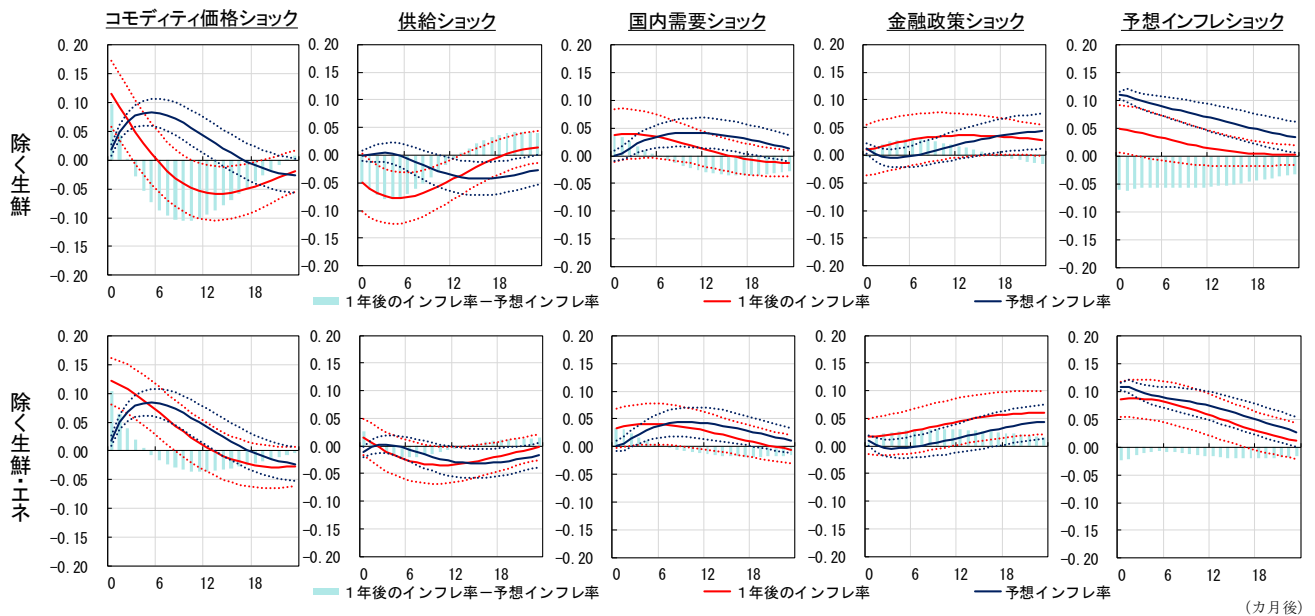
(図表9) CPI除く生鮮とCPI除く生鮮・エネの比較
(1) ヒストリカル分解



1年後の予想インフレ率の予想時点に横軸を設定

(注) 初期値及び定数項効果を除いたベース。

(2) インパルス・レスポンス



(注) 点線は1標準偏差。

(付図1) 予想インフレ率のバイアス調整におけるパラメーター
(1) 消費者物価指数(総合)

	α_1	α_2	β_1	β_2
消費動向調査	-1.297 ** (0.295)		0.821 (0.176)	
dummy1	-1.145 ** (0.371)	-0.738 (0.548)	1.038 (0.232)	-0.198 (0.325)
dummy2	-1.209 ** (0.331)	-1.063 (0.767)	0.848 (0.208)	0.298 (0.415)
生活意識に関するアンケート調査	0.659 (0.568)		-0.172 ** (0.138)	
dummy1	-0.688 (0.744)	1.612 (1.173)	0.319 ** (0.210)	-0.637 * (0.284)
dummy2	1.017 (0.561)	-5.734 * (2.237)	-0.256 ** (0.137)	1.371 * (0.541)
E S Pフォーキャスト	-0.379 ** (0.076)		1.692 ** (0.115)	
dummy1	-0.093 (0.111)	-0.589 ** (0.150)	1.637 ** (0.203)	-0.023 (0.241)
dummy2	-0.353 ** (0.081)	-0.088 (0.163)	2.018 ** (0.128)	-1.025 ** (0.232)
B E I	-0.257 ** (0.075)		1.136 (0.080)	
dummy1	-0.069 (0.128)	-0.240 (0.167)	0.886 (0.151)	0.330 (0.184)
dummy2	-0.091 (0.081)	-0.784 ** (0.186)	1.164 (0.085)	0.212 (0.206)
インフレ・スワップ・レート	0.089 (0.108)		1.622 ** (0.167)	
dummy1	0.369 * (0.155)	-0.619 ** (0.213)	1.984 ** (0.351)	-0.638 (0.398)
dummy2	0.442 ** (0.124)	-1.257 ** (0.235)	1.779 ** (0.167)	1.144 * (0.544)

(注) 括弧内は、標準誤差を示し、 α_1 、 α_2 、 $\beta_2=0$ 、 $\beta_1=1$ と5%、1%水準で有意に異なるものをそれぞれ※、※※で表す。

(2) 消費者物価指数（生鮮食品を除く総合）

	α_1	α_2	β_1	β_2
消費動向調査	-0.946 ** (0.322)		0.577 * (0.189)	
dummy1	-0.582 (0.442)	-1.369 * (0.603)	0.654 (0.278)	0.179 (0.356)
dummy2	-1.088 ** (0.360)	-0.463 (0.886)	0.765 (0.225)	-0.087 (0.464)
生活意識に関するアンケート調査	0.874 (0.542)		-0.227 ** (0.131)	
dummy1	-0.190 (0.740)	0.970 (1.164)	0.169 ** (0.208)	-0.454 (0.280)
dummy2	1.126 * (0.542)	-5.153 * (2.487)	-0.277 ** (0.132)	1.185 (0.591)
E S P フォーキャスト	-0.415 ** (0.082)		1.505 ** (0.125)	
dummy1	0.006 (0.133)	-0.795 ** (0.168)	1.232 (0.278)	0.242 (0.306)
dummy2	-0.370 ** (0.083)	-0.081 (0.175)	1.888 ** (0.129)	-1.328 ** (0.254)
B E I	-0.288 ** (0.076)		1.034 (0.081)	
dummy1	0.107 (0.140)	-0.530 ** (0.174)	0.545 * (0.181)	0.550 ** (0.204)
dummy2	-0.098 (0.078)	-0.929 ** (0.206)	1.105 (0.081)	0.182 (0.240)
インフレ・スワップ・レート	-0.019 (0.108)		1.418 * (0.168)	
dummy1	0.336 * (0.167)	-0.729 ** (0.220)	1.665 (0.478)	-0.456 (0.509)
dummy2	0.390 ** (0.123)	-1.433 ** (0.366)	1.730 ** (0.164)	0.811 (0.973)

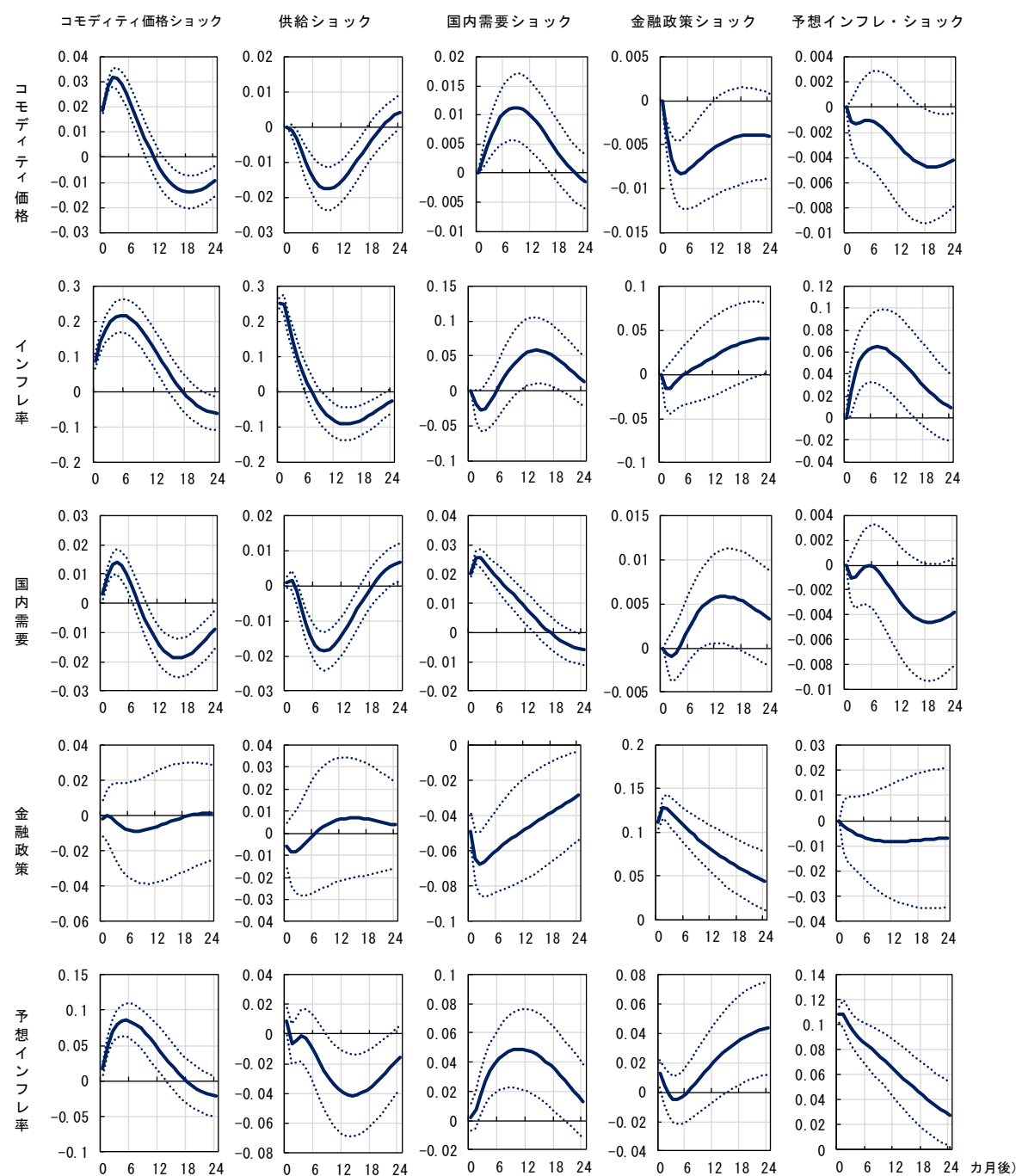
(注) 括弧内は、標準誤差を示し、 α_1 、 α_2 、 $\beta_2 = 0$ 、 $\beta_1 = 1$ と5%、1%水準で有意に異なるものをそれぞれ※、※※で表す。

(3) 消費者物価指数（生鮮食品・エネルギーを除く総合）

		α_1	α_2	β_1	β_2
消費動向調査		-1.174 ** (0.205)		0.695 ** (0.108)	
	dummy1	-0.651 * (0.284)	-0.803 * (0.393)	0.535 ** (0.144)	0.175 (0.209)
	dummy2	-0.895 ** (0.215)	-1.849 ** (0.579)	0.529 ** (0.117)	0.972 ** (0.288)
生活意識に関するアンケート調査		-0.289 (0.347)		0.087 ** (0.079)	
	dummy1	-0.602 (0.478)	-0.096 (0.673)	0.247 ** (0.122)	-0.150 (0.156)
	dummy2	-0.158 (0.340)	-3.628 * (1.528)	0.042 ** (0.077)	0.911 * (0.357)
E S P フォーキャスト		-0.520 ** (0.053)		1.321 ** (0.077)	
	dummy1	-0.368 ** (0.119)	-0.134 (0.133)	1.033 (0.149)	0.577 ** (0.185)
	dummy2	-0.545 ** (0.056)	-0.059 (0.126)	1.232 ** (0.077)	0.733 ** (0.213)
B E I		-0.237 ** (0.045)		0.700 ** (0.043)	
	dummy1	-0.085 (0.114)	-0.071 (0.128)	0.478 ** (0.107)	0.347 ** (0.121)
	dummy2	-0.225 ** (0.050)	-0.165 (0.121)	0.658 ** (0.046)	0.291 * (0.123)
インフレ・スワップ・レート		-0.026 (0.061)		0.819 * (0.070)	
	dummy1	-0.132 (0.168)	0.009 (0.188)	1.156 (0.255)	-0.434 (0.268)
	dummy2	-0.007 (0.075)	-0.016 (0.142)	0.852 (0.081)	-0.136 (0.183)

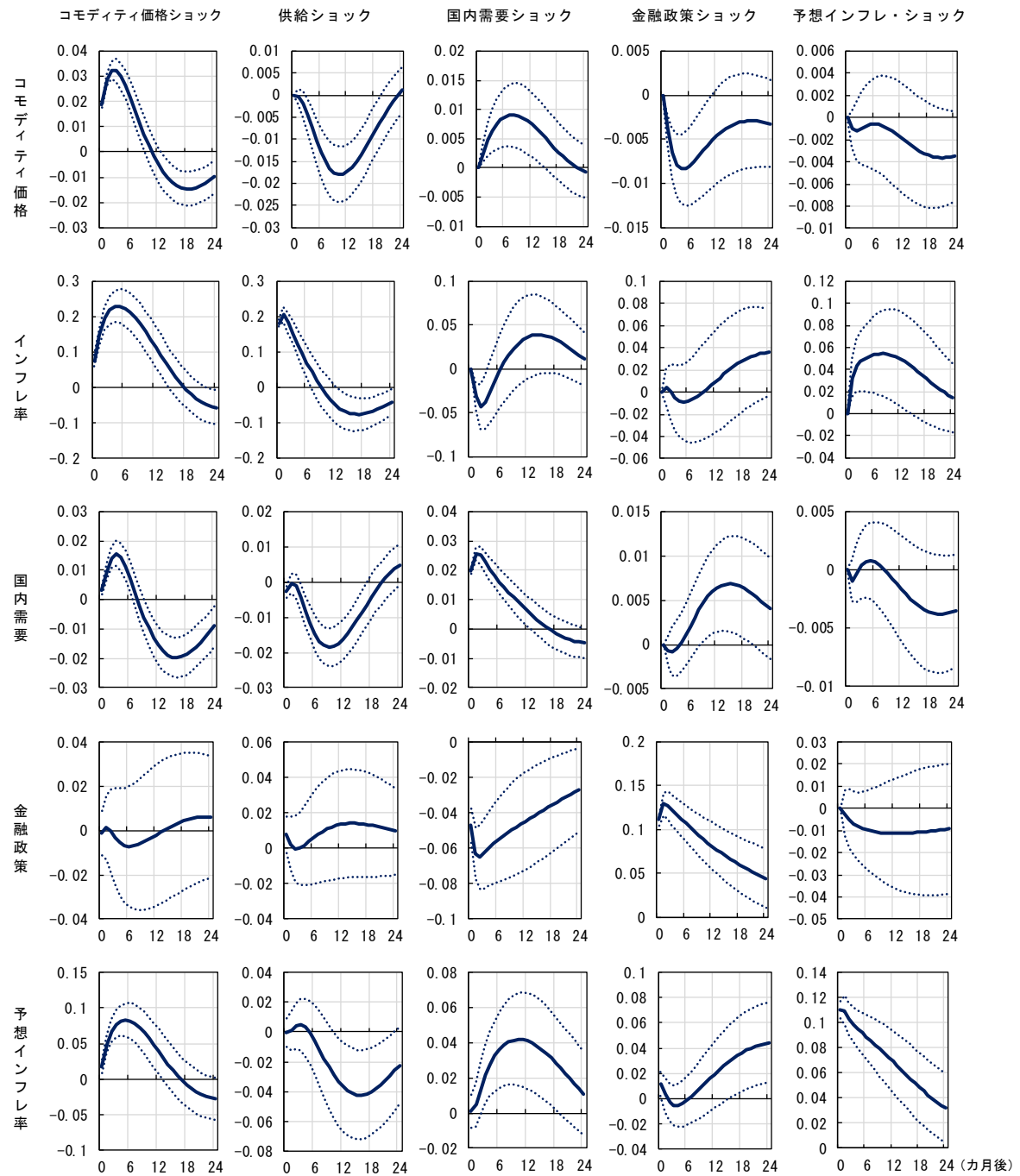
(注) 括弧内は、標準誤差を示し、 α_1 、 α_2 、 $\beta_2 = 0$ 、 $\beta_1 = 1$ と5%、1%水準で有意に異なるものをそれぞれ※、※※で表す。

(付図2) 各ショックに対する5変数のインパルス・レスポンス
(1) インフレ率にCPI総合を用いた場合



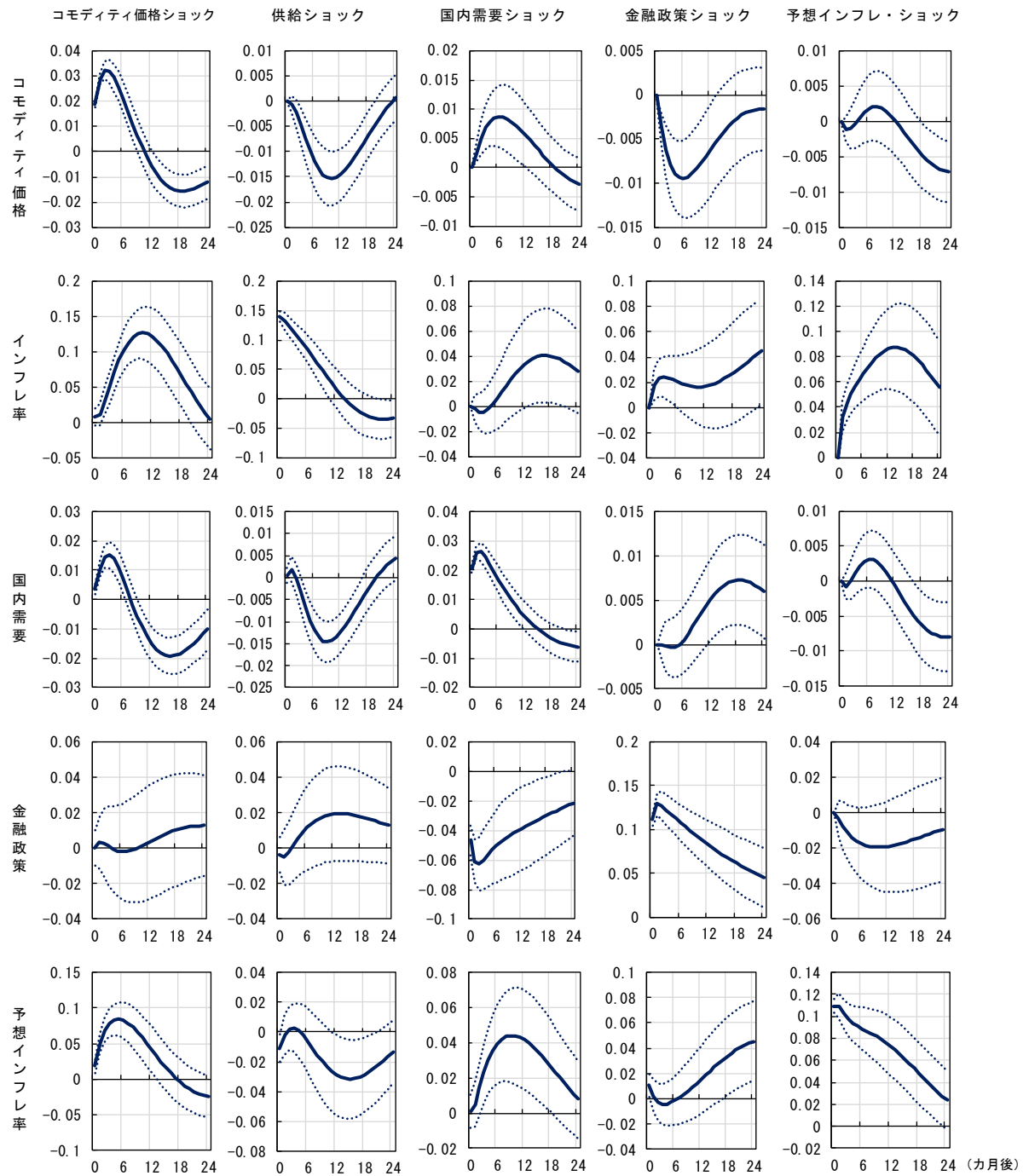
(注) 点線は1標準偏差。

(2) インフレ率にCPI生鮮食品を除く総合を用いた場合

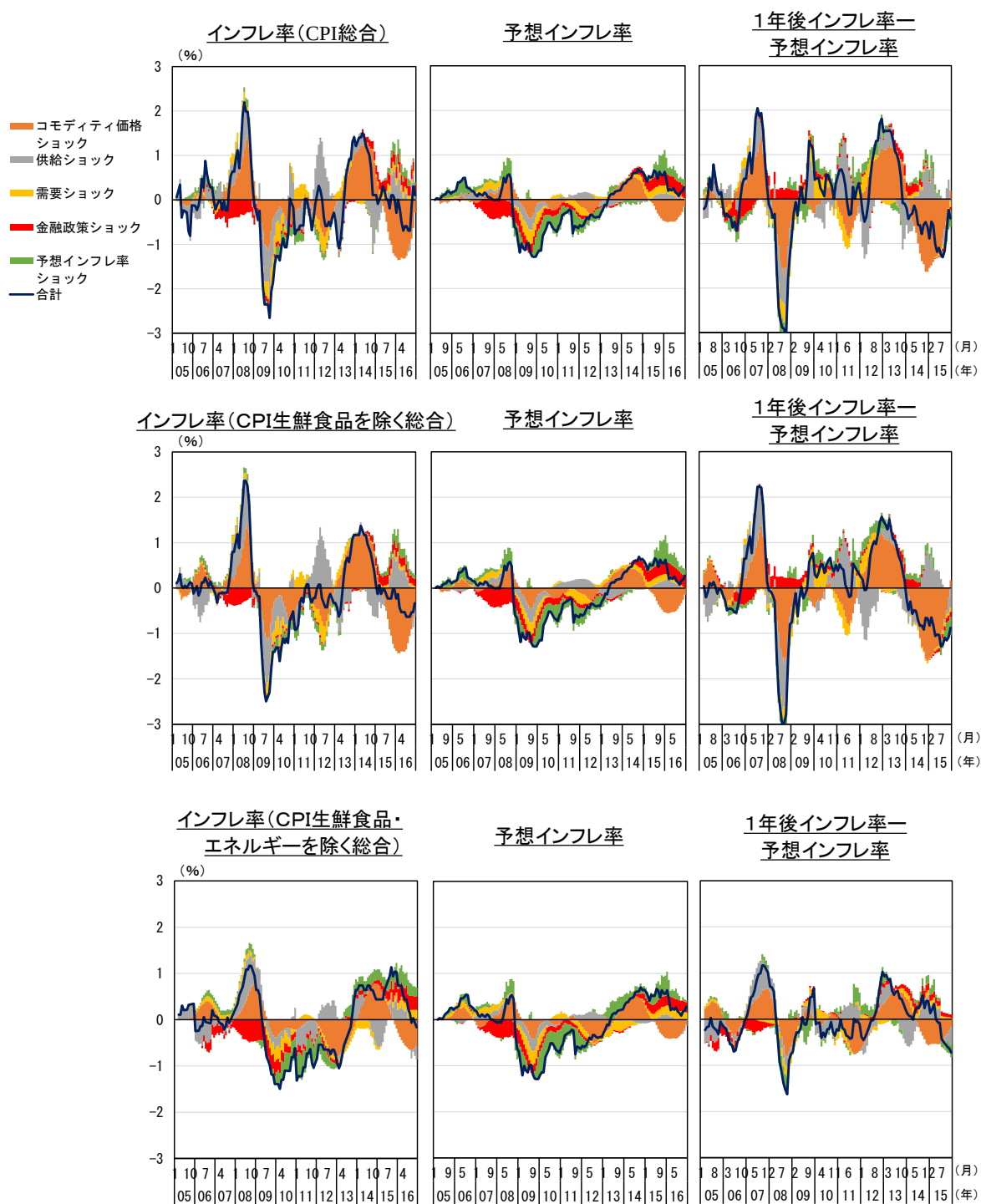


(注) 点線は1標準偏差。

(3) インフレ率にCPI生鮮食品・エネルギーを除く総合を用いた場合



(付図3) ヒストリカル分解



(注) 初期値及び定数項効果を除いたベース。