



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

家計の生活意識にみるインフレ予想のアンカー

鎌田康一郎*

kouichirou.kamada@boj.or.jp

中島上智**

jouchi.nakajima@boj.or.jp

西口周作***

shusaku.nishiguchi@economics.ox.ac.uk

No.15-J-6
2015年7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

** 企画局（現・国際局）

*** 企画局（現・オックスフォード大学）

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。

家計の生活意識にみるインフレ予想のアンカー

鎌田康一郎[†] 中島上智[‡] 西口周作[§]

【要旨】

本稿は、家計のインフレ予想の性質と中央銀行による予想の安定化について考察する。家計のインフレ予想に関する個票データは、様々な歪みを伴っている。本稿では、正規逆ガウス分布を当てはめることによって、そうしたデータの歪みを除去する。こうして得られる分布は潜在分布と呼ばれ、その性質を調べることによって、家計のインフレ予想の特徴、特に、インフレ予想の期間構造的な関係性があぶり出される。分析結果によると、長期のインフレ予想は、現実の物価動向に左右されにくく、逆に、短期のインフレ予想は、現実のインフレ率によって影響されやすいことがわかった。また、本稿は、中央銀行の政策スタンスが家計のインフレ予想に、どの程度影響を及ぼし得るのかという点についても分析を行った。分析の結果、2013年に日本銀行が導入した物価安定目標や量的・質的金融緩和は、インフレ予想のアンカー強化に寄与したことが確認された。もっとも、家計のインフレ予想が現実の物価動向から全く影響を受けなくなった訳ではない。その意味で、インフレ予想のアンカーを強化する余地は残されている。

JEL 分類番号 : E31、E52、E58

キーワード : インフレ予想、期間構造、多様性、インフレ目標、インフレ・アンカー、量的・質的金融緩和

本稿の作成に当たり、日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂いた。特に、日本銀行リサーチ情報共有セミナーの参加者からは、貴重なコメントを頂いた。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ら個人に属する。本稿の内容と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。

[†] 日本銀行企画局 (kouichirou.kamada@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行企画局 (現・国際局、jouchi.nakajima@boj.or.jp)

[§] 日本銀行企画局 (現・オックスフォード大学、shusaku.nishiguchi@economics.ox.ac.uk)

1. はじめに

インフレ予想は、物価安定を目標とする金融政策の有効性をモニターする重要な指標の一つである。また、インフレ予想への働きかけは、現実の物価変動プロセスに影響を及ぼし得るとされており、物価の安定を実現する有力な手段の一つであると考えられている。インフレ予想が現実のインフレ率にどのような経路を通じて影響を及ぼし得るのか、主に理論面から膨大な研究が行われてきた (Mishkin, 2007 等)。しかし、実証面では、どのような要因によってインフレ予想が影響されるのか、中央銀行は民間経済主体のインフレ予想を制御できるのか、また、仮に可能であるとして、どの程度できるのかといった点について、十分に研究の蓄積があるとは言い難い。近年、こうしたギャップを埋めるべく、インフレ予想の変動パターンとその決定要因の解明に向けて、実証研究が精力的に行われている。本稿は、そうした研究成果のほんの一部である。

先行研究では、中央銀行によるインフレ予想の制御可能性という問題は、インフレ目標政策の有効性という文脈の中で議論されてきた (Svensson, 2011 等)。インフレ目標政策とは、目標となるインフレ率を明示し、中央銀行がその達成にコミットする政策である。これを通じて、インフレ予想がアンカーされ、現実のインフレ率が安定することが期待されている。1990年のニュージーランドを嚆矢として、インフレ目標政策は、先進国と新興国を問わず、多くの国によって採用されてきた。そして、世界経済が「大いなる安定」を享受する中、同政策は黄金時代を迎える。しかし、2000年代の終わりにかけて、国際商品市況が急騰し、世界金融危機が勃発すると、インフレ予想が不安定化し、これを契機にインフレ目標政策の効果に対する疑念が熾り始めた (Frankel, 2012)。こうした只中、2012年には米国連邦制度理事会が (Board of Governors of the Federal Reserve System, 2012)、そして、2013年には日本が (日本銀行, 2013)、物価安定目標の設定を開始した。こうして、インフレ目標政策は、インフレ予想を本当にアンカーできるのか、再びその効果を試されることとなった。

インフレ目標の予想アンカーとしての有効性を検証する際、先行研究では、次に挙げる2つの方法が用いられる。第1の検証方法は、インフレ予想の中心的な値 (中心点) の動態に着目するもので、インフレ目標が有効であるためには、現実の物価が攪乱されても、インフレ予想の中心点は目標水準から大きく外れてはならない (Bernanke, 2007)。以下ではこれを「中心点テスト」と呼ぶこととしたい。第2の検証方法は、インフレ予想のばらつきに着目するもので、インフレ目標が有効であるためには、インフレ予想の

ばらつきが減少し、目標水準の周りに集中することが必要である。以下、これを「拡散度テスト」と呼ぶこととしよう。ここで、インフレ目標を評価する際には、短期よりも、長期のインフレ予想に重点が置かれるという点に注意されたい。これには、次のような理由がある。いま現実のインフレ率が目標水準から乖離したとしよう。家計は、実際のインフレ率は粘着的にしか調整されないことを考慮しつつ、短期予想を形成する。このプロセスの中で、短期予想は、個人の生活スタイルの多様性や情報処理の能力の違いなどを反映し、そのばらつきが増大する。一方、長期予想は、足元の物価動向から受ける影響が相対的に小さい。このため、インフレ目標政策が有効であるならば、少なくとも長期インフレ予想は安定的であり、目標水準の周辺に集中している必要がある。

今のところ、インフレ目標政策が家計のインフレ予想に及ぼす影響に関する厳密な実証研究は数が限られている。いくつか例を挙げると、Bryan and Palmqvist (2005) は、スウェーデンの家計のインフレ予想が、インフレ目標を導入した 1993 年前後に、特定の点に集中したことを報告している。Rosenblatt-Wisch and Scheufele (2014) は、スイスの家計のインフレ予想が、1999 年の物価安定の数値的定義の設定以来 (Swiss National Bank, 1999)、安定性を増し、ばらつきが縮小したとしている。西口他 (2014) も、日本の長期インフレ予想のばらつきが、2013 年の物価安定目標の導入とともに縮小したとしている。これに対し、Trehan and Zorrilla (2012) は、インフレ目標政策の先駆者の一つである英国 (Bank of England, 1993) で、2000 年代の終わり頃から、インフレ予想が目標値から大きく乖離すると同時に、ばらつきが拡大したと報告している。彼らによると、この間、当時まだ正式にインフレ目標政策を採用していなかった米国でインフレ予想が安定的に推移するという逆説的な現象が発生していた。このように、インフレ目標政策が家計のインフレ予想をアンカーできるのかという点については、評価が分かれている。今後、様々な観点から検証が重ねられていくことが望まれる。

本稿の目的は、『生活意識に関するアンケート調査』（以下、生活意識調査）の個票データに基づいて、家計のインフレ予想の特徴を描き出すことにある。特に、日本銀行の政策変更に対し、インフレ予想がいかなる反応を示したかという点について議論したい。ここでは、3 つの特徴を指摘しておく¹。

¹ 本稿の目的は、インフレ予想の振舞いを記述することであり、それが実体経済にどのような影響を及ぼすのかという点は分析の対象外である。後者については、Ichiue and Nishiguchi (2015)、Bachmann et al. (2015) 等を参照されたい。

第 1 に、本稿では、サーベイの個票データに含まれる様々な歪みを取り除くため、正規逆ガウス分布を用いる。鎌田（2008）は、物価予想の下方硬直性などの歪みは、仮説検定に深刻な影響を及ぼし得ることを指摘した。この問題を迂回するため、先行研究では、予想の中心点として「メディアン」、散らばりの指標として「四分位範囲」(inter-quartile range) といったものが利用されていた（例えば、Capistrán and Ramos-Francia, 2010、Carroll, 2001、Dovern et al., 2012）。本稿では、正規逆ガウス分布を当てはめることによって歪みを除去するという別のアプローチをとる。これによって、「平均」、「分散」といった一般に馴染みの深い言語で、インフレ予想の性質を記述することができるようになった。

第 2 に、インフレ予想の性質について考える際、期間構造という観点の重要性に着目する。短期予想の形成過程で利用される情報は、長期予想の形成過程で利用されるものとは、量的にも質的にも異なる。その結果、短期のインフレ予想の振舞いは、長期予想とは異ならざるを得ない。本稿では、個票データを用いて、長期予想と短期予想の相互関係を解明するとともに、そうした関係が形成される背景について、特に現実の物価動向の果たす役割に注目しつつ分析を行う。

第 3 に、中央銀行の目的に関する家計の認識が、インフレ目標のインフレ予想への影響度を左右することをみる。全ての家計が中央銀行の目的について知識がある訳ではない。この点、日本銀行による物価安定目標と量的・質的金融緩和も例外ではない。そうした政策の意味をよく理解している家計があれば、ほとんど理解していない家計もある。このことは、インフレ目標政策の効果が、どれ程多くの家計がその政策をどの程度理解しているのかという点に依存していることを含意している。本稿では、家計を中央銀行の目的を認識しているグループと認識していないグループに分け、2つのグループ間で、インフレ目標政策がインフレ予想の形成に及ぼす効果が、どのように、また、どれほど異なるのかを示す。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では、家計のインフレ予想に関するサーベイには様々な歪みが含まれていることを指摘する。3 節では、本稿の中心的な手法であるパラメトリック推計法を導入し、家計のインフレ予想の特徴を整理する。4 節では、インフレ予想のアンカーに対する金融政策の役割について、さらに踏み込んだ分析を行う。5 節は結びである。

2. インフレ予想サーベイの歪み

2. 1 生活意識調査の概要

本稿では、『生活意識調査』の個票データを用いる。この調査は、日本銀行が1993年から実施しているもので、所得動向、労働環境、金融政策など、様々な経済活動について、家計の見方を調査している。毎回、全国の満20歳以上の個人から4千人の回答者が選ばれる。近年の有効回答率は概ね5割前後である²。ただし、調査回毎に回答対象者を抽出しているため、パネル・データにはなっていない。以下の分析では、2006年9月調査から2014年12月調査までの計34回分の四半期データを利用する。

『生活意識調査』では、家計の物価観に関して、①足元のインフレ実感、すなわち、1年前から現在までの実現したインフレ率、②1年後のインフレ予想、すなわち、今から1年後までの短期インフレ予想、③5年後のインフレ予想、すなわち、今から5年後までの長期インフレ予想（年率）という3つの質問項目を設けている³。これら3つの質問、それぞれについて、定性調査と定量調査の2つが行われている。長期インフレ予想の場合、定性調査では、「5年後の『物価』は、現在と比べるとどうなると思いますか」という質問に対して、家計は、5つの選択肢から1つを選ぶ方式を採用している⁴。一方、定量調査では、「5年後の『物価』は現在と比べ毎年、平均何%程度変わると思いますか」となっており、今後5年間の平均インフレ率を尋ねている。家計は、「上がる」か「下がる」に○を付けた後、特定の数値を空欄に書き込むこととなっている。本稿の分析では、定量調査に対する回答を分析対象とする。

2. 2 家計の回答における歪み

サーベイで得られた家計の回答には様々な歪みが含まれている。家計の経済活動に影響を及ぼす真のインフレ予想の動態を観察するためには、そうした回答の歪みを除去することが必要である。鎌田(2008)は、2004年3月から2007年9月までに実施された『生活意識調査』15回分の個票データを精査し、①整数での回答が多い、②ゼロ%という回

² サンプルの抽出に当たっては、地域等に偏りが出ないように「層化二段無作為抽出法」を採用している。

³ サーベイでは、消費税込みではなく、消費税抜きの価格を対象に、その変化について調査している。

⁴ 回答の選択肢は、「かなり上がる」、「少し上がる」、「ほとんど変わらない」、「少し下がる」、「かなり下がる」の5つである。

答が多い、③5の倍数の回答が多い、④負の回答が少ない、という4つの歪みを指摘している⁵。表1に示したとおり、今回2006年9月から2014年12月までに実施された34回分の個票データを精査したところ、同様の歪みが確認された。長期予想を例にとると、整数での回答の割合が91%、5の倍数の回答割合が39%、ゼロの回答割合が14%に上るのに対し、マイナスの回答割合は6%に過ぎない。図1は、2012年12月調査で得られた長期インフレ予想の個票データをヒストグラムで示したものであるが、上記②から④の歪みははっきりと表れている。同様の傾向は、短期インフレ予想や足元のインフレ実感にも認められる。

鎌田(2008)は、上記②と④の歪みは、いずれも、物価予想の下方硬直性の結果であり、下方硬直性は中央銀行の政策決定過程に影響を及ぼしたいという家計の戦略的行動に由来するとしている⁶。『生活意識調査』には、物価の上昇を好ましいと思うかという質問項目がある。2014年12月調査では、約8割の家計が、インフレは好ましくないと回答している。同じく『生活意識調査』で調査されている今後の収入の増減についての回答をみると、約9割の家計が「減る」ないし「変わらない」と回答している。家計の所得に関する予想が正しければ、インフレは彼らの実質所得を減少させる。したがって、インフレを予想する家計は、中央銀行が将来のインフレを阻止することを期待して、予想値をそのまま報告するインセンティブを持つ。逆に、デフレを予想する家計は、デフレを悪いことだとは考えていないので、予想値をそのまま報告してわざわざ中央銀行にデフレを止めさせるインセンティブはない。鎌田の戦略的仮説によれば、後者の家計は、彼らが考えているマイナスの予想値の代わりに、ゼロ%と書くと予想される。

いま一つの歪みは、サーベイの実施方法に由来するものである。『生活意識調査』は、2006年6月まで、訪問留置法によって調査が行われていたが、それ以降は、郵送法によって調査が行われている。2006年6月調査については、この回に限り、訪問留置法と郵送法による2つの調査結果を利用可能である。表2は、2つの方法で収集されたインフレ予想の平均とメディアンを比較したものである。郵送法を用いた場合のインフレ予想は、訪問留置法を用いたものよりも高くなる傾向が見られる。ここでもまた、鎌田(2008)の戦略的仮説が役に立つ。訪問留置法の場合、アンケート回収者が訪問するため、

⁵ これらの特徴は、日本の家計に特有のものではない。例えば、Bryan and Palmqvist (2005) は、米国の Michigan Survey of Consumer Attitudes やスウェーデンの Households Purchasing Plans Survey にも同様の特徴がみられると指摘している。

⁶ Bryan and Palmqvist (2005) は、こうした回答バイアスを家計の near rationality の観点から分析している (Akerlof et al., 2000 を参照)。

回答しなければならないというプレッシャーが回答者にかかる。対照的に、郵送法の場合には、そういったプレッシャーはない。鎌田の戦略的仮説によると、回答するインセンティブがある家計しか回答シートを返信しないと考えられる。すなわち、インフレを予想する家計は回答するが、デフレを予想する家計は無視するであろう。その結果、訪問留置法を用いた場合よりも、郵送法を用いた方が、インフレ予想が高くなる傾向が生ずる。以下、これを郵送法バイアスと呼ぶ。

物価予想の下方硬直性の存在や郵送法バイアスは、『生活意識調査』の結果を読み解く上で極めて重要である。図 2 は、インフレ予想についての回答の平均値とインフレ実績との推移を比べたものである。現実のインフレ率は、2009 年から 2010 年にかけてマイナス値となっており、その後も、2012 年に至るまでゼロ%近傍で推移していた。これに対し、『生活意識調査』の回答平均は、2010 年初にインフレ実感が一時的にマイナスとなったのを除けば、長短いずれのインフレ予想も、一貫してプラスの値で推移している。このように、サーベイで調査された家計のインフレ予想には、上方バイアスがあることは明らかである。こうしたバイアスの大きさを計測することが、家計のインフレ予想の振舞いを正しく理解するための第一歩となる。

2. 3 歪みのノンパラメトリック推計

鎌田 (2008) は、先に指摘した個票データの歪みのいくつかを修正するために、次のようなノンパラメトリック法を導入した⁷。この手法は、家計の回答に含まれる歪みの大きさを定量化し、仮に家計の回答に歪みがなければ得られたはずの「真の分布」を推計する。鎌田法を利用するメリットは、先験的に特定の分布を仮定する必要がないという点である。家計のインフレ予想の分布がどのような形であるのか分からないという状況の下では、こうした仮定は特に有用である。鎌田法の詳細について興味のある読者は、補論 A を参照されたい。

ここでは、2006 年 9 月～2014 年 12 月までに実施された計 34 回のサーベイに鎌田法を適用し、インフレ予想に関する家計の回答に含まれる歪みを定量化する。表 3 はその結果である。第 1 に、下方硬直性の程度が極めて大きいことに注意されたい。マイナスのインフレ率を予想あるいは実感している回答者のうち、ゼロ%と報告した回答者の割合

⁷ 鎌田 (2008) は、賃金の下方硬直性を検証するために開発されたカーン検定 (Kahn, 1997) を利用して、物価見通しの下方硬直性を定量化している。

は7、8割に上っている。第2に、5の倍数で回答する確率は、プラス領域では約12%ポイント、マイナス領域では1~2%ポイントだけ過大推計になっている。

真の分布は、歪みの大きさと同時推計される。図3は2012年12月調査で得られたデータをもとに、長期予想の真の分布を作成したものである。マイナス予想の割合が復活しており、代わりに、ゼロ%予想の割合が減少していることがわかる。表4は、真の分布に関する記述統計量（期間平均）をまとめたものである⁸。長期予想は短期予想よりもばらつきが小さく、短期予想は足元のインフレ実感よりもばらつきが小さいことに注目されたい。これは、家計のインフレ予想が持つ興味深い特徴の一つである。この性質については、次節で再度議論することとしたい。

いま一つの重要な問いは、真の分布を正規分布で近似することが可能かという点である。長期予想に絞って考えてみよう。表4に示したとおり、真の分布の歪度を計算すると、家計のインフレに対する警戒感を反映して、期間平均が0.3となった。また、尖度を計算すると、期間平均が3.2となった。この値は、正規分布の尖度である3に極めて近い。しかし、西口他（2014）が示したとおり、日本銀行による2013年の政策変更以降、真の分布は尖りを増している。これらの結果をみる限り、長期予想の真の分布を正規分布で近似することはミスリーディングである。そこで、インフレ予想の分布をパラメトリックに推計する次節では、正規分布よりも自由度の高い正規逆ガウス分布を採用することとしたい。

郵送法バイアスは次のように推計される。最初に、2006年6月までに訪問留置法を用いて収集されたサーベイに鎌田法を適用し、2006年6月調査について、真の分布の平均を計算する。次に2006年6月以降に郵送法を用いて収集されたサーベイを用いて、同様の計算を行う。これによって、2006年6月調査について、訪問留置法に基づく平均と郵送法に基づく平均という2種類の平均値を得る。郵送法バイアスの推計値は、これら2つの平均値の差として与えられる。表5によると、郵送法バイアスの推計値は、予想期間の長さに関わらず、約1%である。ただし、1回の調査だけで得られた結果であることに留意が必要である。

図4からわかるように、下方硬直性と郵送法バイアスを調整すると、インフレ予想とインフレ実感は、いずれも大幅に下方修正される。インフレ実感は、実際のインフレ率

⁸ まず、全34調査回について、長期予想、短期予想、足元の実感、それぞれの真の分布を推計する。表4は、推計された真の分布について、平均、標準偏差、歪度、尖度を推計し、平均したものである。

を追いかけるような形で、2000年代の終わりにかけて、マイナスの領域に沈んでいる。短期のインフレ予想が、インフレ実感よりも早い段階で、マイナス圏に突入しているのも興味深い。対照的に、長期予想は、サンプル期間中一貫して、2~3%近傍で比較的安定していたことが分かる。

3. インフレ予想の変動特性

3. 1 インフレ予想の潜在分布のパラメトリック推計

鎌田法には、推計に当たって特定の分布を仮定する必要がないというメリットがある反面、真の分布の形状が限界的にしか変化することができないというデメリットもある。これは、インフレ予想の分布の形が大きく変化する場合には大きな障害になり得る。つまり、鎌田法には、インフレ目標政策がインフレ予想に及ぼす効果を過小推計し、分散、歪度、尖度といった分布の形状を特徴付ける値の変化を見逃してしまう可能性が内在していると言える。

こうした点を踏まえ、本稿では、鎌田法に代えて、パラメトリックな方法を導入し、インフレ予想の「潜在分布」を捉えることとしたい。潜在分布とは、仮に家計の回答に歪みやノイズがなければ得られたはずの分布である⁹。ここでは、正規逆ガウス分布を利用して、潜在分布を推計する。正規逆ガウス分布は、株価収益率のような非対称で裾の厚い分布をモデル化できるものとして、ファイナンスの文献でよく使われている。同分布の密度関数は、次のように m 、 v 、 a 、 b という4つのパラメータで定義される。

$$f(x|m, v, a, b) = \frac{va \cdot \exp(v\sqrt{a^2 - b^2})K\left(a\sqrt{v^2 + (x - m)^2}\right) \exp(b(x - m))}{\pi\sqrt{v^2 + (x - m)^2}}. \quad (1)$$

ただし、 $K(\cdot)$ はベッセル関数の一種である¹⁰。また、記述統計量も同じ4つのパラメータの関数として表わすことができる。すなわち、

⁹ ここでは、鎌田 (2008) にならって、「真の分布」と「潜在分布」を区別している。前節で定義されたように、真の分布とは、仮に歪みがなければ得られたはずの分布である。別の言い方をすると、真の分布は歪みを排除するが、ノイズは含まれている。一方、潜在分布には、歪みのみならず、ノイズも含まれていない。

¹⁰ ここで使用しているのは、変形された第3種ベッセル関数と呼ばれるもので、以下のように定義される。

$$K(x) = \frac{1}{2} \int_0^{\infty} \exp\left\{-\frac{x}{2}\left(y + \frac{1}{y}\right)\right\} dy.$$

$$\text{平均} = m + vb/c, \quad (c = \sqrt{a^2 - b^2}) \quad (2a)$$

$$\text{分散} = va^2/c^3, \quad (2b)$$

$$\text{歪度} = 3b/a\sqrt{vc}, \quad (2c)$$

$$\text{尖度} = 3(1 + 4b^2/a^2)/vc, \quad (2d)$$

調査回 t における家計 i のインフレ予想の回答値を x_{it} とおき、インフレ予想の潜在分布を $f(x|m_t, v_t, a_t, b_t)$ とする。このとき、回答の歪みを含む家計のインフレ予想の分布が、以下の $g(x|m_t, v_t, a_t, b_t, \rho_t, \phi_t, \theta_t)$ で表わされるとする。

$$g(x | m_t, v_t, a_t, b_t, \rho_t, \phi_t, \theta_t) = \left\{ \begin{array}{ll} f(x) + \rho_t \int_{\underline{x}}^0 f(s) ds & \text{for } x = 0 \quad (3a) \\ (1 - \rho_t) f(x) & \text{for } -4 \leq x < 0 \quad (3b) \\ (1 - \rho_t)(1 - \theta_t) f(x) & \text{for } \underline{x} \leq x < -4, x \neq -5, -10 \quad (3c) \\ (1 - \rho_t) f(x) + \frac{1}{2} \theta_t \int_{\underline{x}}^{-4} (1 - \rho_t) f(s) ds & \text{for } x = -5, -10 \quad (3d) \\ f(x) & \text{for } 0 < x < 4 \quad (3e) \\ (1 - \phi_t) f(x) & \text{for } 4 \leq x < 14, x \neq 5, 10 \quad (3f) \\ f(x) + \frac{1}{2} \phi_t \int_4^{14} f(s) ds & \text{for } x = 5, 10 \quad (3g) \\ (1 - \theta_t) f(x) & \text{for } 14 \leq x < 19, x \neq 15 \quad (3h) \\ f(x) + \theta_t \int_{14}^{19} f(s) ds & \text{for } x = 15, \quad (3i) \end{array} \right.$$

ただし、 \underline{x} はサンプルとして採用されるための下限である。この値を下回ったサンプルは、異常値としてデータから取り除かれる。本節では、鎌田（2008）と同様に、メディアンから13を引いた値を下限とする。(3)式は鎌田法の自然な拡張となっていることに注意されたい（詳細は補論Aを参照）。(3a)～(3d)式は、物価見通しの下方硬直性に対応している。パラメータ ρ は、下方硬直性の程度を示している。(3c)～(3i)式は5の倍数での回答に対応している。パラメータ ϕ は、5と10の周辺の回答に対応し、パラメータ θ は、それ以外の5の倍数による回答に対応する¹¹。

¹¹ ここでの設定は鎌田法と若干異なる。鎌田法では、 ϕ はマイナス領域における5の倍数を取り扱い、 θ はプラスの領域における5の倍数を取り扱っていた。鎌田法の詳細については、補論Aを参照されたい。

パラメータの推計は、最尤法を用いて行う。尤度関数は、調査回毎に定義することができる。 t 期における尤度関数は、 $L_t = \prod_i g(x_{it} | m_t, v_t, a_t, b_t, \rho_t, \phi_t, \theta_t)$ で与えられる。こうした手法には2つのメリットがある。第1に、調査回毎にパラメータを推計することができる。これは、推計するために多数の調査回が必要であった鎌田法と対照的である。その結果として、第2に、ここでの方法は、柔軟に潜在分布の形を捉えることができる。潜在分布は時間と共に変形していくかもしれない。経済が大きなショックに見舞われた場合、例えば、金融政策のスタンスが抜本的に変更された場合には、そうした変化が起こり易いと考えられる。ここで提案された手法は、調査回毎に潜在分布が変形していくことを前提にしており、予想の動態を的確に捉えることができる。

3. 2 推計結果

図5は、歪みを示すパラメータの動向を示したものである。注目点は次の2つである。第1に、家計の回答のうち半分以上が下方硬直性で歪められており、データから何らかのインプリケーションを引き出すには、それらの歪みを調整することが必須であることを示唆している。長期予想の場合、 ρ の推計値は、0.5~0.8の間で、平均すると0.6であった。短期予想の場合は、0.6~1.0の間で平均は0.8であった。これらの数値は、鎌田法で求めたものとはほぼ同じ水準である。図6は、2012年12月調査を用いて、長期予想の潜在分布を推計したものである。分布の裾は鎌田法で求めたもの（図3）ほど厚くないが、その点を除けば両者の間に大きな差異はない。第2に、下方硬直性は、長期予想よりも、短期予想の方が深刻である。この結果は、鎌田（2008）の戦略的仮説で説明することができる。一般に、家計は遠い未来よりも近未来に意識が集中しがちである。このため、デフレを予想する家計は、長期予想に関する質問よりも、短期予想に関する質問に対して、ゼロ%と回答しがちであると考えられる。

表6は、郵送法バイアスの存在をテストした結果である。先に述べたとおり、このバイアスは2006年6月に訪問留置法と郵送法で収集された2つのデータセットから推計された2つの平均値の差として算出される。一番上の表をみると、長期予想と短期予想によらず、これら2つの平均値の間には、有意なギャップが存在している。一方、その他の統計量には有意なギャップは存在しない。したがって、平均値の差、すなわち、郵送法バイアスを推計する際、他の推計量のギャップは無視してよい。一番下の表が推計の結果であり、郵送法バイアスは、長期予想と短期予想の場合はいずれも1.0%、インフレ実感の場合は1.5%となった。

図7は、潜在分布の動態を示したものである。まずは、平均の推移に注目されたい。『生活意識調査』を利用することに躊躇する研究者の多くは、次のような事実を強調する。すなわち、日本では、2009年から2010年にかけてコアCPIでみてデフレが進行していた。一方、家計の物価に対する回答は、予想であるか実感であるかにかかわらず、ほとんど一貫してプラスの値であった。しかし、図7をみると、一旦歪みとノイズを取り除けば、インフレ実感は2009年から2013年にかけて、短期予想は2009年から2010年にかけて、平均値がマイナスの値をとる。注目すべきは、たとえ歪みとノイズを取り除いても、長期予想の平均値は、プラス圏に留まり続け、マイナスの値をとったことがないという点である。

次に、家計のインフレ予想の性質を期間構造という観点から捉え直してみよう。長期予想と短期予想の間のダイナミックな関係を明確に捉えるため、インフレ実感の変動を基準に、サンプルを以下のように4つに分ける。すなわち、①2000年代の景気回復の中で物価が上昇した局面（2007年3月～2008年9月）、②リーマン・ショックを受けて物価が急落した局面（2008年9月～2010年3月）、③金融危機後に世界経済が停滞する中で物価が停滞した局面（2010年3月～2012年12月）、④日本銀行が物価目標を導入してからの局面（2012年12月～2014年12月）である。

図8の各パネルは、上から順に、長期インフレ予想、短期インフレ予想、足元のインフレ実感の潜在分布を描いたものである。破線で描かれた潜在分布は、当該局面の最初の調査回で得られたもの、実線で描かれたものは、最後の調査回で得られたものである。白丸と黒丸はそれぞれ潜在分布の平均値を示している。これを繋いだ線は、物価上昇局面では右に、物価下落局面では左に、振り子のように揺れていることが分かる。つまり、インフレ予想は、予想期間が長いほど振幅が小さくなる傾向がある。さらに、家計のインフレ予想は、予想期間が長いほどばらつきが小さくなるという傾向がある。このように、わが国の家計のインフレ予想は、長い目でみると、なんらかの水準にアンカーされていたことがわかる。

ケインズは、『一般理論』の中で、企業の生産と投資の決定という文脈で、長期予想と短期予想について同様の対比を行っている。短期予想について彼は、“[T]he most recent results usually play a predominant part in determining what these expectations are” (Keynes, 1936, p. 51) として、足元の情報の重要性を強調している。一方、長期予想については、“[I]t is of the nature of long-term expectations that they cannot be checked at short intervals in the light of realized results” (同上) として、現実のイベントに必ずしも左右されないと述べている。

家計のインフレ予想の期間構造に関する我々の実証結果は、こうしたケインズの議論と整合的である。あるいは、我々の結果は、家計のインフレ予想という観点から、ケインズの議論を実証的にサポートしたものと解釈することもできる。

もともと、我々は、家計のインフレ予想が、金融政策から独立しており、自律的に変動していると主張している訳ではない。インフレ予想は、部分的に、人間の本能や社会習慣に支配されているかもしれない。しかし、同時に、物価安定を目的とする金融政策に対する家計の理解を反映しているとも考えられる (Bernanke, 2007)。再びケインズを引用すると、“[Long-term expectations] are liable to sudden revision. Thus the factor of current long-term expectations cannot be even approximately eliminated or replaced by realized results” (Keynes, 1936, p. 51) として、長期予想は、足元のイベントとかかわりなく、突然変化する傾向があるとしており、金融政策はそうした要因の一つとなり得る。以下に紹介する 2 つの事例は、家計のインフレ予想の形成に、日本銀行による金融政策が深くかかわっていた可能性を示すものである。

第 1 の事例は、2010 年 10 月に日本銀行が導入した包括緩和である。図 7 によると、同政策は、インフレ予想の水準を引き上げることに効果を発揮していたことがわかる。長期インフレ予想の平均値は、政策の導入を境に約 1% 上昇し、「中長期的な物価安定の理解」の枠組みの上限である 2% にまで達している。短期予想の上昇はさらに大きく、その平均値は、マイナス圏から上限である 2% まで、約 3% 上昇している。表 7 に示したとおり、これらの平均値の上昇は、いずれも統計的に有意である。しかし、他の統計量、特に分散には、有意な変化は認められない。1 節での用語法に従えば、包括緩和は、インフレ予想のアンカーのための中心点テストの基準は満たせたが、拡散度テストの基準は満たせなかったと言える。

第 2 の事例は、日本銀行による 2013 年 1 月の物価安定目標と 4 月の量的・質的金融緩和の導入である。なお、以下特に断らない限り、「QQE」は、これら 2 つの政策決定を合わせたものを指す。図 7 によると、短期予想の平均値は、目標水準である 2% へと約 2% の大幅な上昇を示している¹²。長期予想の平均値も、図 7 では横這いにみえるが、表 7 が示すとおり、統計的に有意な上昇を示した。QQE については多くの興味深い論点があるが、その一つは、インフレ予想の分布の形が変化したことである。第 1 に、インフレ予想の分散が、長期と短期によらず、有意に減少した。第 2 に、西口他 (2014) が指摘し

¹² 短期予想の平均は、包括緩和の導入と共に上昇したものの、その後は、ゼロ%に向かって徐々に低下した。

ているように、インフレ予想、特に長期予想の尖度が、政策の導入後直ちに上昇した。つまり、QQEはインフレ予想のばらつきを減少させたのみならず、その集中度を高めるように作用した。QQEがインフレ予想のアンカーのための2つのテストの基準を満たしているのは明らかである。

さらに、QQEは、インフレ予想の歪度にも影響を及ぼしている。同政策の目標の一つは、当時日本に蔓延していたデフレ・マインドの払拭である。図7にあるように、インフレ予想、特に長期予想の歪度が、政策の導入と同時に急上昇している。これに対し、包括緩和の場合は、デフレ・マインドの払拭には至らなかった。2010年から2012年に至る政策の実施期間中、長期予想の歪度が一時的に上昇したが、間もなく元の水準に戻っている。短期予想に至っては、ゼロからほとんど動いていない。

最後に、過去に実施された金融政策の中には、インフレ予想に影響を及ぼさなかったものもあることに言及しておくことがフェアであろう。2006年3月に中長期的な物価安定の理解を導入して以来、日本銀行は、段階的に物価安定の定義を強化してきた。例えば、2009年12月に中長期的な物価安定の理解の意味の明確化が行われ、2012年2月には、中長期的な物価安定の目途が導入された。しかし、表7が示しているとおおり、これらの政策は、インフレ予想に有意なインパクトを与えることはなかった。

4. インフレ予想アンカーの強化策

本節の目的は2つである。第1に、インフレ予想に影響を及ぼすとされる様々な要因の有意性を同時に検定する枠組みを構築する。前節では、家計のインフレ予想は足元のインフレ実感のみならず、中央銀行の金融政策スタンスによっても影響されることが別々に示唆された¹³。本節では、これらの要因を一度に考慮するための回帰モデルを提案し、インフレ予想の潜在分布の位置と形状に有意な影響を及ぼす要因を探索する。第2に、中央銀行の目的に関する家計の認識が金融政策の効果の大きさに影響を及ぼすかという点について議論する。そのために、サンプルを中央銀行の目的をよく理解している家計とあまり理解していない家計の2つのグループに分け、個々の政策手段がインフレ予想に及ぼした影響を2つのグループ間で比較する。

¹³ Badarinza and Buchmann (2009)は、インフレ実績ないしインフレ実感がインフレ予想に有意な影響を与えることを示した。Mankiw et al. (2004)は、専門家や家計のインフレ予想がインフレ実績に関するニュースに影響される可能性があることを統計的に示している。

4. 1 回帰モデルによるインフレ予想の分析

パラメータ m_{it} 、 v_{it} 、 a_{it} 、 b_{it} を被説明変数とし、 w_{it} を説明変数のベクトルとする。このとき、本節で用いられる回帰モデルの一般形は次のようになる。

$$m_{it} = \alpha^m + \beta_w^m w_{it}, \quad (4a)$$

$$v_{it} = \alpha^v + \beta_w^v w_{it}, \quad (4b)$$

$$a_{it} = \alpha^a + \beta_w^a w_{it}, \quad (4c)$$

$$b_{it} = \alpha^b + \beta_w^b w_{it}. \quad (4d)$$

ここで、 m 、 v 、 a 、 b に、個体を表わす添え字 i と時間を表わす添え字 t の2つが付いていることに注目されたい。前者の添え字は、説明変数の中に、個体差のある情報が含まれる可能性を考慮したものである。この場合、インフレ予想 x_{it} が従う確率分布 $g(x_{it} | m_{it}, v_{it}, a_{it}, b_{it}, \rho_t, \phi_t, \theta_t)$ も、家計毎に異なる。一方、回答の歪みを表わすパラメータは全ての家計に共通であると仮定する。このとき、分析対象となる調査回と個体を特定すると、最大化する尤度関数は、 $L = \prod_t \prod_i g(x_{it} | m_{it}, v_{it}, a_{it}, b_{it}, \rho_t, \phi_t, \theta_t)$ となる¹⁴。

本節では、実際のインフレ率の指標と中央銀行の政策変更を表わすダミー変数という2種類の説明変数を用いる。第1に、実際のインフレ率の指標として、家計のインフレ実感(π_{it})を用いる。もちろん、インフレ率の実績値を用いることも可能である。補論Bでは、消費者物価指数の「総合」や「総合(除く生鮮食品)」など、様々な指数を代替的に用いた場合の結果を紹介している。しかし、インフレ実績を用いると、インフレ予想の現実のインフレ率に対する感応度を誤って推計する可能性が高まる。消費バスケットは家計によって異なっており、インフレ実感にも個体差がある。そうした個体差を無視すると、現実の物価動向のインフレ予想への影響を計測する上で、何らかのバイアスを生み出す可能性がある。このため、本節では、家計のインフレ実感を現実のインフレの指標として用いる方が望ましいと考える。

家計のインフレ実感を現実のインフレの指標として用いる際、次のような点に留意する必要がある。家計のインフレ実感のデータには、様々な歪みが含まれている。したがって、回帰モデルで使われる前に、こうした歪みを調整する必要がある。例として、イ

¹⁴ 実際に推計を行う際には、計算負担を軽減するため、前節で得られた ρ_t 、 θ_t 、 ϕ_t を利用することとした。

インフレ実感がゼロ%であるという家計について考えてみよう。この場合、2つの可能性が考えられる。すなわち、本当に潜在的なインフレ実感がゼロ%であるかもしれないし、あるいは、本当はマイナスの数値であるが、戦略的にゼロ%と報告したのかもしれない。どちらが本当なのか確認する手段はない。しかし、インフレ実感が従う確率分布を特定化することはできる。それには、毎回、(3)式を使って、インフレ実感の潜在分布を推計するとよい。いま、推計された潜在分布を $\hat{f}(x)$ 、下方硬直性の推計値を $\hat{\rho}$ とする。すると、インフレ実感の条件付き密度は次式で与えられる。

$$P(y|x=0) \propto \hat{\rho}\hat{f}(y) \cdot I[\underline{x} < y < 0] + \hat{f}(0) \cdot I[y=0],$$

ただし、 I は[]内が満たされるときに1、それ以外るときに0をとる指示関数である。潜在的なインフレ実感のデータは、この条件付き密度関数からサンプリングすることによって得られる。同様に、5の倍数の回答についても条件付き密度関数を推計し、そこからデータをサンプリングすればよい。なお、回帰分析に当たっては、サンプリングを複数回行い、それら複数のデータセットを説明データとして複数個の尤度関数を求め、その平均を最大化することにより行った。

第2に、本節では2つのダミー変数を用いる。一つは、包括緩和を示すダミー d_t^c であり、2010年10月以前は0、それ以降は1をとる。もう一つのダミーは、QQEに対応する d_t^q で、2013年1月以前は0、それ以降は1をとる。金融政策は、インフレ予想に直接的に働きかけるのみならず、インフレ予想のインフレ実感に対する感応度に影響を及ぼすことを通じて間接的に働きかける可能性もある。この点を踏まえて、具体的に推計式を書き下すと、次のようになる。

$$m_{it} = (\alpha^m + \beta_\pi^m \pi_{it}) + (\alpha_c^m + \beta_c^m \pi_{it})d_t^c + (\alpha_q^m + \beta_q^m \pi_{it})d_t^q, \quad (5a)$$

$$v_{it} = \alpha^v + \alpha_c^v d_t^c + \alpha_q^v d_t^q, \quad (5b)$$

$$a_{it} = \alpha^a + \alpha_c^a d_t^c + \alpha_q^a d_t^q, \quad (5c)$$

$$b_{it} = \alpha^b + \alpha_c^b d_t^c + \alpha_q^b d_t^q. \quad (5d)$$

ここでは、現実のインフレーションは m_{it} 、すなわち、(5a)式にのみ影響を及ぼすと仮定している。しかし、 v_{it} 、 a_{it} 、 b_{it} にも影響を及ぼすように、モデルを変更することは容易である。

この定式化によって、ある政策がインフレ予想のアンカーの強化に貢献したか否かと

いう点について、有用な情報を引き出すことができる。通常、 β^m は正の値をとる。 α^m は、インフレ経済ではプラス、デフレ経済ではマイナスになる。まずは、 α^m が目標水準より低く、 π_{it} がプラスである状況から出発しよう。(5a)式の右辺の2つ目の()内は、包括緩和の平均値 m_{it} に対する限界的な効果を示しており、 α_c^m 、 β_c^m 、 π_{it} という3つの要因に依存している。① α_c^m がプラスであるか、② β_c^m がプラスであれば、 m_{it} は上昇する。ケース①は、インフレ率の引き上げを目指している中央銀行にとって望ましいケースである。逆に、ケース②は、予想が現実の物価動向に攪乱されやすくなるので望ましくない。最も望ましいのは、 α_c^m がプラスで、 β_c^m がマイナスになるケースである。QQEについても、 α_q^m と β_q^m を用いて、同様の議論を行うことができる。

推計の結果は表8のとおりである。「ベースライン」という項目の下に並んだ数値は、仮に包括緩和やQQEが実施されなかったとすれば、インフレ予想の平均値はどのように決定されていたのかを示している。また、「包括緩和」や「QQE」という項目の下に並んでいる数値は、それぞれの政策がインフレ予想の平均値に及ぼした限界的な効果を示している。いずれの政策についても、インフレ予想は、長短の別なく、政策導入と同時に上方にシフトし(α_c^m , $\alpha_q^m > 0$)、現実の物価動向に対する感応度が低下した(β_c^m , $\beta_q^m < 0$)。ただし、 α_q^m の値は、長期予想の場合、統計的に有意ではない。表7にあるとおり、インフレ予想の平均値は、包括緩和の導入と共に、ほぼ2%の水準まで既に上昇していた。この点を踏まえると、QQEが長期インフレ予想の平均値にさらなる効果を及ぼさなかったのは、ある意味自然であるとも言える。それにもかかわらず、インフレ予想のアンカーは強化される余地を残しているという意味で完全ではない。表の「合計」という項目の下にある数値をみると、現実の物価動向に対する予想の感応度は、有意にプラスである($\beta_\pi^m + \beta_c^m + \beta_q^m > 0$)。インフレ予想のアンカーは、 β_q^m を引き下げ、 α_q^m を引き上げることによってさらに強化され得る。

4. 2 中央銀行の目的に対する認識がインフレ予想に及ぼす影響

政策変更に対する家計の反応は区々である。西口他(2014)は、『生活意識調査』の個票データを、物価安定目標を知っている家計と知らない家計の2グループに分け、物価安定目標がインフレ予想の分布に及ぼす効果がグループ間で異なるという議論を展開している。特に、インフレ目標を知っている家計の長期インフレ予想の尖度は、それを知らない家計のものよりも大きいことを指摘した。これは次のような仮説を含意している。

金融政策に関心を持っている家計ほど、そうでない家計と比べて、中央銀行の政策アナウンスメントに対し敏感である。仮にこの仮説が統計的に支持されれば、金融政策を立案するに当たって重要な情報を提供するものとなる。

本節では、「日本銀行が『物価の安定』を目的としていることを見聞きしたことがあるか」という質問に対する回答を用いて、家計を A と B の 2 つのグループに分割する¹⁵。グループ A は、「知っている」ないし「見聞きしたことはあるが、よく知らない」と答えた家計のグループであり、グループ B は、「見聞きしたことがない」と答えた家計のグループである。図 9 にあるように、約 80% の家計がグループ A に属している。推計に当たって、それぞれの家計がいずれのグループに属しているかを識別するダミー変数を導入する。この点を除けば、推計式は(5)式と同じである。 A_{it} は、家計がグループ A に属していれば 1、そうでなければ 0 をとるダミー変数である。また、 B_{it} は、家計がグループ B に属していれば 1、そうでなければ 0 をとるダミー変数である。具体的に推計式を書き出すと次のようになる。

$$m_{it} = A_{it}\{(\alpha_A^m + \beta_A^m \pi_{it}) + (\alpha_{Ac}^m + \beta_{Ac}^m \pi_{it})d_t^c + (\alpha_{Aq}^m + \beta_{Aq}^m \pi_{it})d_t^q\} + B_{it}\{(\alpha_B^m + \beta_B^m \pi_{it}) + (\alpha_{Bc}^m + \beta_{Bc}^m \pi_{it})d_t^c + (\alpha_{Bq}^m + \beta_{Bq}^m \pi_{it})d_t^q\}, \quad (6a)$$

$$v_{it} = A_{it}\{\alpha_A^v + \alpha_{Ac}^v d_t^c + \alpha_{Aq}^v d_t^q\} + B_{it}\{\alpha_B^v + \alpha_{Bc}^v d_t^c + \alpha_{Bq}^v d_t^q\}, \quad (6b)$$

$$a_{it} = A_{it}\{\alpha_A^a + \alpha_{Ac}^a d_t^c + \alpha_{Aq}^a d_t^q\} + B_{it}\{\alpha_B^a + \alpha_{Bc}^a d_t^c + \alpha_{Bq}^a d_t^q\}, \quad (6c)$$

$$b_{it} = A_{it}\{\alpha_A^b + \alpha_{Ac}^b d_t^c + \alpha_{Aq}^b d_t^q\} + B_{it}\{\alpha_B^b + \alpha_{Bc}^b d_t^c + \alpha_{Bq}^b d_t^q\}. \quad (6d)$$

推計結果は表 9 に示したとおりであり、グループ A と B の 2 つの部分から構成されている。これを表 8 と比較することによって、金融政策に対する認識の違いが政策効果の大きさに及ぼす影響について議論することが可能になる。ここでは、次の 2 つの結果に注目されたい。第 1 に、グループ A から得られた結果は、家計全体から得られた結果とほぼ同じである。これは、8 割の家計がグループ A に属していることから考えれば自然である。特に、インフレ予想の現実の物価動向に対する感応度が低下したのは、グループ A の行動に変化が生じたことが原因であることが重要である。グループ B の感応度も低下してはいるが、その変化幅は統計的に有意ではない。

¹⁵ 西口他 (2014) は、「日本銀行が、消費者物価の前年比上昇率 2% の「物価安定の目標」を掲げていることをご存知ですか」という質問に対する回答を用いている。この質問項目は、2013 年 1 月の物価目標導入後に初めて導入されたものであり、長い目で金融政策の効果を分析する必要のある本稿では利用できない。

第2に、この表から、QQEによる長期予想の平均値の引き上げ幅が有意でなかった原因がわかる。グループAの家計は、インフレ予想を引き上げると同時に、現実の物価上昇に対する感応度を引き下げている。しかし、グループBに属する家計は、政策の導入に対して、インフレ予想を引き下げており、グループAで起こった政策効果を減殺している。このことは、政策効果の発現のタイミングに関して、重要なインプリケーションを持っている。インフレ目標政策の効果は、次の2段階で現れる。第1段階として、政策は、中央銀行の目的を認識している家計に対して直ちに効果を発揮し、インフレ予想を目標値に誘導する。第2段階として、現実のインフレ率が数四半期のラグを経て徐々に上昇し始めると、中央銀行の目的を認識していない家計も、インフレ予想を変更し始める。

最後に、本稿の議論と Mankiw et al. (2004)の分析との関係について触れておきたい。彼らは、1979年8月にFRBが開始したインフレ鎮静策が、その後のインフレ予想の分布の変動にいかなる影響を及ぼしたかを観察している。彼らの分析によると、インフレ予想の分布は、単純に平行にシフトするのではない。最初に山が一旦崩れ、徐々に左方向にずれていき、最後に再び山が高くなるといった経過を辿る。彼らは、こうした分布の変動は粘着情報 (sticky information) モデルで説明可能であるとしている。このモデルでは、政策情報を素早くキャッチできる人々がいる一方で、情報が伝わるのに時間がかかる人々もおり、これが先のような分布のダイナミクスを引き起こす。家計が2つのグループから構成されるとしている点では、本稿のモデルも彼らのモデルに似ている。しかし、インフレ予想が変動するときのメカニズムは異なる。本稿では、政策アナウンスに直ちに反応する人々がいる一方、その後、時間の経過と共に実際に物価がゆっくりと上昇し始めてから反応する人々もいると仮定している。こうした反応の差は、家計の情報処理能力に違いがあることが原因かもしれない。

この点で、本稿のモデルは、Sims (2003, 2006)による合理的不注意の議論と考え方を同じくしている。次のように話を単純化して考えてみよう。それぞれの家計は情報処理能力に限界があり、一度に一つの情報しか処理することができないとする。インフレ予想を形成する際、タイプIの家計は中央銀行のアナウンスしか利用せず、タイプIIの家計は実際のインフレ率しか信じないとする。本稿で展開してきた実証モデルでは、タイプIの家計はグループAに属し、タイプIIの家計はグループBに属している。この設定は、複雑な現実を単純化し過ぎているとも言えるが、どうすればインフレ予想のアンカーを強化することができるのかという点について、重要な示唆を与えてくれる。第1に、グ

グループ A の家計をタイプ I に純化することによってアンカーを強化することができる。実際、本稿の実証結果によると、QQE の導入以来、グループ A の家計はそのタイプ I の性格が強まっている。第 2 に、グループ A に属する家計の割合を増加することによっても、アンカーを強化することができる。しかし、図 9 に示された通り、政策の導入以来、グループ A の割合は極めてゆっくりとしか上昇していない。このことは、インフレ予想を完全にアンカーするにはインフレ目標をアナウンスするのみでは十分ではないということの意味している。中央銀行の情報に依存する家計を増やすには、どのような政策が有効なのか、さらなる知識の蓄積が求められている。

5. おわりに

本稿では、家計のインフレ予想の性格について、中央銀行による予想のアンカーの可能性という点にフォーカスしつつ、詳細な分析を展開してきた。正規逆ガウス分布を利用して長期と短期のインフレ予想の潜在分布を推計し、その平均、分散、歪度、尖度を算出して、期間構造の観点から解析した。分析の結果、家計のインフレ予想は、予想期間の長さによって、変動の幅が異なることがわかった。すなわち、予想期間が長いほど、インフレ予想の振れ幅は小さくなる傾向がある。また、インフレ予想は、所得やライフ・スタイル等の多様性を反映して、家計毎に異なっている。その拡散の程度は、予想期間が長いほど、小さくなる傾向がある。

本稿では、日本銀行の金融政策が家計のインフレ予想に及ぼした影響を厳密な統計的手法に従って論じた。とりわけ、次の 2 つの分析結果が注目される。第 1 に、2010 年の包括緩和と 2013 年の QQE とでは、日本の家計のインフレ予想に及ぼす効果が異なっていた。包括緩和は、家計のインフレ予想の水準を中長期的な物価安定の理解の上限である 2% に向けて引き上げることに成功した。しかし、予想のばらつきを小さくするまでには至らなかった。対照的に、QQE は、家計のインフレ予想のばらつきの削減にも成功している。第 2 に、日本の家計は中央銀行のアナウンスメントにより敏感に反応するようになった一方、現実の物価変動には反応しにくくなった。この政策は、主に中央銀行の目的を認識している家計を通じて発揮され、認識の低い家計にはあまり効果がなかった。したがって、中央銀行の目的に対する家計の認識を高めることができれば、インフレ予想のアンカーをさらに強化することができるであろう。

本稿は、短期金利の操作という伝統的金融政策の発動余地が限られる中、様々な非伝統的金融政策が試みられる中で、インフレ目標政策が効果を持ち得ることを示した。しかし、同時に、本稿の分析結果は、次のような新たな疑問を喚起するものでもある。日本銀行は、2006年3月に「中長期的な物価安定の理解」を導入して以来、段階的に物価安定の定義を強化してきた。なぜ、2009年12月の「中長期的な物価安定の理解」の明確化や2012年2月の「中長期的な物価安定の目途」の導入は、インフレ予想に有意な影響を及ぼさなかったのか。インフレ目標政策の支持者の中には、「目標」のみが政策効果を持ち得るのであると主張するものもいるかもしれない。しかし、そうした議論は、家計が「目標」を「理解」や「目途」と区別しているという前提に立っており、説得的とは思われない。実際、インフレ目標を正式に公表し続けてきた英国で、インフレ予想のアンカーが弱まっている。インフレ目標政策は、いかなる金融財政事情の下で機能するのか、また、大規模資産買入れ、フォワードガイダンス等、どのような政策パッケージと共に実施すべきなのかといった点について、さらに詳細な事例研究を蓄積することが、インフレ目標政策の機能度を高める上で有益であろう。

補論 A. 歪みのノンパラメトリック推計

鎌田（2008）は、仮に家計のサーベイに対する回答に歪みやノイズが無ければ得られたはずの分布を「潜在分布」と定義する。鎌田法では、推計期間中、潜在分布は位置を変えることはあっても、形状は不変であると仮定されている。いま、 m を家計のインフレ予想に関する回答のメディアン（中央値）とする¹⁶。 α_q を歪みやノイズがなければ $m+q$ 以上、 $m+q+1$ 未満となるはずであった潜在的な予想の比率とする。また、 $P_{q,t}$ を $m+q$ 以上、 $m+q+1$ 未満における実際の回答の比率とする。このとき、推計式は以下のような形で与えられる。

$$P_{q,t} = \alpha_q - \alpha_q \cdot \rho \cdot D0_{q,t} + (\sum_{j < q} \alpha_j) \rho \cdot Z_{q,t} - \theta \cdot D1_{q,t} + 4\theta \cdot D2_{q,t} - \phi \cdot U1_{q,t} + 4\phi \cdot U2_{q,t} + \varepsilon_{q,t}, \quad \forall q = -13, \dots, 13. \quad (A1)$$

ここで、 $D0_{q,t}$ は、 $m+q$ 以上、 $m+q+1$ 未満の区間がマイナスの領域にあるとき 1、そ

¹⁶ 2 節で述べたとおり、ほとんどの回答値は整数である。このため、ほとんどの場合、メディアンも整数となる。ただし、ごく稀に、メディアンが整数でないことがある。その場合は、メディアンを超えない最大の整数を用いる。また、極端な値を排除するため、 $-13 \leq q \leq 13$ の範囲の回答のみを推計の対象とする。

れ以外では 0 をとるダミー変数である。 $Z_{q,t}$ は、 $m+q$ 以上、 $m+q+1$ 未満の区間がゼロを含むときに 1、それ以外では 0 をとるダミー変数である。 ρ は、マイナス領域からゼロへ移った予想の割合であり、物価見通しの下方硬直性の程度を示している。 $D2_{q,t}$ は $m+q$ 以上、 $m+q+1$ 未満の区間が-5 ないし-10 を含むときに 1、それ以外は 0 をとるダミー変数である。 $D1_{q,t}$ は $m+q$ 以上、 $m+q+1$ 未満の区間が-4 以下でかつ-5 ないし-10 以外の数値を含むときに 1、それ以外なら 0 をとるダミー変数である。 θ は、5 の倍数に丸められた予想の割合である。同様に、 $U1_{q,t}$ 、 $U2_{q,t}$ 、 ϕ をプラス領域で定義する。第 2、3 項は、物価見通しの下方硬直性を捉えている。第 4、5 項は、マイナス領域での 5 の倍数バイアスに対応しており、本来は 5 の倍数の周辺の値を予想している家計のうち、 θ の割合の家計が 5 の倍数に丸められる。最後に、誤差項 $\varepsilon_{q,t}$ は、調査回 t に特有の現象を捉えたものであり、必ずしも歪みやノイズとして削除しなければならないものではない。真の分布は、潜在分布にこの誤差項を加えたものである。(A1)式は、連立方程式として、標準的な計量手法によって推計することができる。

補論 B. インフレ実績とインフレ予想

当補論の目的は、家計が将来のインフレ率について予想形成を行う場合、どの物価指数から最も大きな影響を受けるか、例えば、ヘッドライン指数からなのか、あるいは、何らかの部分指数なのか、という点を明らかにすることである。ここでは、現実のインフレの指標として、消費者物価指数のヘッドラインと 3 つの部分指数に注目する。すなわち、「総合」、「総合（除く生鮮食品）」、「総合（除く食料およびエネルギー）」、「食料およびエネルギー」である。これらの物価指数を(5)式に代入し、最尤値が最も大きくなるものを家計の予想形成過程において最も影響の大きい指数と定義する。

表 B は推計結果である。最も影響度の大きい消費財は、予想期間の長さによって異なる。長期予想を形成する際、家計はコア CPI、すなわち、「総合（除く生鮮食品）」に着目している。これに対し、短期予想を形成する際には、家計は CPI 総合に注目している。また、家計のインフレ実感が「食料およびエネルギー」、つまり、家計が日常接している消費財の価格と整合的であるという点は興味深い¹⁷。家計は、予想形成に当たっては、広い財・サービスの価格を考慮するが、足元の物価情勢を理解する際には必需品の価格に

¹⁷ この結果は、家計のインフレ予想はスーパーマーケットで売られている商品の価格変動に影響を受ける可能性が高いという Cavallo et al. (2014)の大規模個票データによる実証分析と整合的である。

注目する傾向がある。

最後の点は、家計のインフレ予想の安定性を考える上で重要な含意を持っている。4節で議論した通り、家計のインフレ予想は、インフレ実感からの影響を受けて変動する。そして、ここでの実証結果は、そのインフレ実感が食料品価格やエネルギー価格から特に強い影響を受けていることを示唆している。食料品価格とエネルギー価格の家計のインフレ予想形成における心理的役割は、家計の支出における金銭的な役割以上に重い。

【参考文献】

- 鎌田 康一郎 (2008)、「家計の物価見通しの下方硬直性：『生活意識に関するアンケート調査』を用いた分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No. 08-J-8
- 西口 周作・中島 上智・今久保 圭 (2014)、「家計のインフレ予想の多様性とその変化」、日銀レビュー・シリーズ、No. 14-J-1
- 日本銀行 (2013)、「金融政策運営の枠組みのもとでの『物価安定の目標』について」、金融市場調節方針に関する公表文、2013年1月22日
- Akerlof, George A., William T. Dickens, and George L. Perry (2000), “Near-Rational Wage and Price Setting and the Long-Run Phillips Curve,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2000, No. 1, pp. 1-60.
- Bachmann, Rüdiger, Tim O. Berg, and Eric R. Sims (2015), “Inflation Expectations and Readiness to Spend: Cross-Sectional Evidence,” *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 7, No. 1, pp. 1-35.
- Badarinza, Cristian, and Marco Buchmann (2009), “Inflation Perceptions and Expectations in the Euro Area: The Role of News,” European Central Bank Working Paper Series, No. 1088.
- Bank of England (1993), “Inflation Report,” *Bank of England Quarterly Bulletin, February 1993*, pp. 3-45.
- Bernanke, Ben S. (2007), “Inflation Expectations and Inflation Forecasting,” speech at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute, Cambridge, Massachusetts, July 10, 2007.
- Board of Governors of the Federal Reserve System (2012), Federal Reserve Press Release, January 25, 2012.
- Bryan, Michael F., and Stefan Palmqvist (2005), “Testing Near-Rationality Using Detailed Survey Data,” Sveriges Riksbank Working Paper Series, No. 183.
- Capistrán, Carlos, and Manuel Ramos-Francia (2010), “Does Inflation Targeting Affect the Dispersion of Inflation Expectations?” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42, Issue 1, pp. 113-134.
- Carroll, Christopher D. (2001), “The Epidemiology of Macroeconomic Expectations,” NBER Working Paper Series, No.8695.
- Cavallo, Alberto, Guillermo Cruces, and Ricardo Perez-Truglia (2014), “Inflation

- Expectations, Learning and Supermarket Prices: Evidence from Field Experiments,” NBER Working Paper Series No. 20576.
- Dovern, Jonas, Ulrich Fritche, and Jiri Slacalek (2012), “Disagreement among Forecasters in G7 Countries,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 94, No. 4, pp. 1081-1096.
- Frankel, Jeffrey (2012), “The Death of Inflation Targeting,” (<http://www.jeffrey-frankel.com/2012/05/23/the-death-of-inflation-targeting/>)
- Ichiue, Hibiki, and Shusaku Nishiguchi (2015), “Inflation Expectations and Consumer Spending at the Zero Bound: Micro Evidence,” *Economic Inquiry*, Vol. 53, No. 2, pp. 1086-1107.
- Kahn, Shulamit. (1997), “Evidence of Nominal Wage Stickiness from Microdata,” *American Economic Review*, Vol. 87, No. 5, pp. 993-1008.
- Keynes, John M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan.
- Mankiw, N. Gregory, Ricardo Reis, and Justin Wolfers (2004), “Disagreement about Inflation Expectations,” *NBER Macroeconomics Annual 2003*, Vol. 18, pp. 209-270.
- Mishkin, Frederic S. (2007), “Inflation Dynamics,” *International Finance*, Vol. 10, No. 3, pp. 317-334.
- Rosenblatt-Wisch, Rina, and Rolf Scheufele (2014), “Quantification and Characteristics of Household Inflation Expectations in Switzerland,” SNB Working Paper Series, No. 2014-11.
- Sims, Christopher A. (2003), “Implications of Rational Inattention,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 3, pp. 665-690.
- (2006), “Rational Inattention: Beyond the Linear-Quadratic Case,” *American Economic Review*, Vol. 96, No. 2, pp. 158-163.
- Svensson, Lars E. O. (2011), “Inflation Targeting,” in *Handbook of Monetary Economics*, North-Holland, Amsterdam, ed. by Benjamin M. Friedman and Micheal Woodford, Vol. 3B, Ch. 22, pp. 1237-1302.
- Swiss National Bank (1999), *Annual Report 1999*.
- Trehan, Bharat, and Oskar Zorrilla (2012), “The Financial Crisis and Inflation Expectations,” *FRBSF Economic Letter*, No. 2012-29.

表 1. 家計のインフレ率に関する回答の特徴

	総数	整数	5の倍数 (0を除く)	ゼロ	マイナス
長期予想	2,000	91	39	14	6
短期予想	2,034	95	45	27	7
足元の実感	2,027	95	47	29	11

(注 1) 「総数」の単位は個、それ以外の単位は%。

(注 2) 2006年9月調査から2014年12月調査までの平均。

表 2. 訪問留置法と郵送法の差

	平均値 (%)			中央値 (%)		
	訪問法	郵送法	差	訪問法	郵送法	差
長期予想	3.1	5.2	+2.1	2.0	3.0	+1.0
短期予想	3.7	4.8	+1.1	2.0	3.0	+1.0
足元の実感	2.4	3.6	+1.2	0.0	1.5	+1.5

(注) 2006年6月調査。

表 3. 鎌田法による回答バイアスの推計値

	デフレ予想のうち ゼロ%と報告された 割合 (%)	-5と-10に丸められた 回答値の割合 (%ポイント)	5と10に丸められた 回答値の割合 (%ポイント)
	ρ	4θ	4ϕ
長期予想	70.9 (1.9)	0.67 (0.05)	12.73 (0.13)
短期予想	82.9 (1.3)	1.00 (0.06)	13.23 (0.17)
足元の実感	75.6 (1.5)	1.86 (0.12)	12.03 (0.19)

(注) 括弧内は標準誤差。

表 4. 鎌田法により修正された真の分布の記述統計量

	平均 (%)	標準偏差 (%)	歪度	尖度
長期予想	3.1	5.0	0.3	3.2
短期予想	2.7	5.7	0.1	2.6
足元の実感	2.0	6.2	0.2	2.4

(注 1) 2006 年 9 月調査から 2014 年 12 月調査までの平均。

(注 2) 郵送法バイアスを修正していないベース。

表 5. 鎌田法により修正された真の分布の郵送法バイアス

	平均値 (%)		
	訪問法	郵送法	差
長期予想	2.5	3.7	+1.2
短期予想	2.5	3.4	+0.9
足元の実感	-0.1	1.1	+1.3

(注) 2006年6月調査。

表 6. パラメトリック法による潜在分布の郵送法バイアス

(1) 記述統計量

	平均値 (%)			標準偏差 (%)		
	訪問法	郵送法	差	訪問法	郵送法	差
長期予想	2.6	3.6	+1.0***	3.1	3.9	+0.8
短期予想	2.5	3.4	+1.0***	4.7	4.1	-0.7
足元の実感	0.0	1.4	+1.4***	4.9	4.5	-0.4

	歪度			尖度		
	訪問法	郵送法	差	訪問法	郵送法	差
長期予想	1.3	1.7	+0.4	4.1	5.9	+1.8
短期予想	0.3	0.4	+0.1	1.0	0.7	-0.3
足元の実感	0.0	0.1	+0.0	0.3	0.2	-0.1

(注 1) 2006 年 6 月調査。

(注 2) ***は 1%有意。

(2) 郵送法バイアスの推計値

	平均値 (%)		
	訪問法	郵送法	差
長期予想	2.8	3.8	+1.0***
短期予想	2.6	3.7	+1.0***
足元の実感	0.3	1.8	+1.5***

(注 1) 2006 年 6 月調査。

(注 2) ***は 1%有意。

表 7. 潜在分布の記述統計量における差の検定

長期予想	平均値 (%)		分散		歪度		尖度	
	前	後	前	後	前	後	前	後
2009年12月	1.24	1.15	17.6	18.3	0.55	0.58	2.55	2.97
2010年10月	1.15	1.76 ***	18.3	17.1	0.58	0.75	2.97	2.67
2012年 2月	1.76	1.89	17.1	15.9	0.75	0.71	2.67	2.11
2013年 1月	1.89	2.08 *	15.9	13.3 *	0.71	2.24 ***	2.11	10.82 ***

短期予想	平均値 (%)		分散		歪度		尖度	
	前	後	前	後	前	後	前	後
2009年12月	-1.05	-1.19	28.9	27.3	0.00	0.00	0.15	0.18
2010年10月	-1.19	0.93 ***	27.3	28.1	0.00	0.02	0.18	0.09
2012年 2月	0.93	0.85	28.1	25.3	0.02	0.05	0.09	0.16
2013年 1月	0.85	2.59 ***	25.3	16.1 ***	0.05	0.62 ***	0.16	1.36 *

(注1) 2009年3月調査～2014年12月調査について、表中の4つの月を区切りとして5つのサブサンプルに分割し、各月前後のサブサンプルの基本統計量を比較する仮説検定を行った。仮説検定の帰無仮説は「イベント前後の潜在分布の平均値/分散/歪度/尖度が等しい」である。

(注2) 2009年12月は「中長期的な物価安定の理解」の明確化、2010年10月は包括緩和、2012年2月は「中長期的な物価安定の目途」、2013年1月は「物価安定の目標」をそれぞれ導入した時点。

(注3) ***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意。

(注4) 平均値は郵送法バイアス（長期予想、短期予想ともに1.0%）を修正したベース。

表 8. 回帰モデルの推計結果

長期予想		ベースライン	包括緩和	QQE	合計
平均値	定数項	0.752 ***	0.220 **	0.084	1.056 ***
	インフレ実感	0.427 ***	-0.038 ***	-0.053 ***	0.336 ***
分散	定数項	20.106	-0.869	-3.277 ***	15.960
歪度	定数項	1.448 ***	0.030	1.410 ***	2.888 ***
尖度	定数項	3.129	0.688 ***	7.680 **	11.497

短期予想		ベースライン	包括緩和	QQE	合計
平均値	定数項	0.378 ***	0.681 ***	0.596 ***	1.655 ***
	インフレ実感	0.735 ***	-0.110 ***	-0.067 ***	0.558 ***
分散	定数項	32.092	0.272	-8.198 ***	24.167
歪度	定数項	0.161	-0.015	0.489 ***	0.635 ***
尖度	定数項	0.052	-0.002	1.118 **	1.168

(注 1) 「QQE」は物価安定目標と量的・質的金融緩和の2つを合わせたもの。

(注 2) ***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意。

(注 3) 平均値の定数項(ベースライン)は、郵送法バイアス(長期予想、短期予想ともに1.0%)を修正したベース。

表 9. 認知度別回帰モデルの推計結果

(1) 長期予想

見聞きしたことがある		ベースライン	包括緩和	QQE	合計
平均値	定数項	0.973 ***	0.202 **	0.167 ***	1.342 ***
	インフレ実感	0.414 ***	-0.037 ***	-0.098 ***	0.279 ***
分散	定数項	20.026	0.859	-4.124 **	16.761
歪度	定数項	1.508 ***	-0.018	1.408 ***	2.898 ***
尖度	定数項	3.120	1.307 ***	7.545 **	11.972

見聞きしたことがない		ベースライン	包括緩和	QQE	合計
平均値	定数項	0.448 ***	0.204 *	-0.154 **	0.498 ***
	インフレ実感	0.573 ***	-0.019 ***	-0.014	0.540 ***
分散	定数項	44.329	1.382 ***	11.897 **	57.608
歪度	定数項	0.828 ***	0.032	-0.227 **	0.633 ***
尖度	定数項	1.057	2.140 *	4.437 **	7.634

(2) 短期予想

見聞きしたことがある		ベースライン	包括緩和	QQE	合計
平均値	定数項	0.496 ***	0.655 ***	0.361 ***	1.512 ***
	インフレ実感	0.516 ***	-0.113 ***	-0.070 ***	0.333 ***
分散	定数項	14.448	-0.579 ***	-1.813 ***	12.055
歪度	定数項	0.157	0.018 ***	0.756 ***	0.931 ***
尖度	定数項	0.525	0.011 *	2.772 **	3.308

見聞きしたことがない		ベースライン	包括緩和	QQE	合計
平均値	定数項	0.297 ***	0.419 ***	0.054	0.770 ***
	インフレ実感	0.818 ***	-0.099	-0.056	0.663 ***
分散	定数項	30.769	-0.387	-3.259 ***	27.123
歪度	定数項	0.172	0.012 *	0.642 ***	0.826 ***
尖度	定数項	0.105	0.009	1.240 **	1.354

(注1) 「QQE」は物価安定目標と量的・質的金融緩和の2つを合わせたもの。

(注2) ***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意。

(注3) 平均値の定数項(ベースライン)は、郵送法バイアス(長期予想、短期予想ともに1.0%)を修正したベース。

表B. インフレ実績がインフレ予想に与える影響

対数尤度	長期予想	短期予想	足元の実感
総合除く食料・エネルギー	-140,246.5	-131,981.5	-132,093.1
総合除く生鮮食品	-140,130.5	-131,720.5	-130,639.2
総合	-140,143.0	-131,464.5	-131,050.0
食料・エネルギー	-140,178.9	-131,622.1	-130,443.5

長期予想		ベースライン	包括緩和	QQE	合計
平均値	定数項	1.759 ***	0.358 ***	0.081 *	2.198 ***
	インフレ実績	0.302 ***	-0.057	-0.069 ***	0.176 ***
分散	定数項	18.585	-0.283	-0.954 ***	17.347
歪度	定数項	1.233 ***	0.049	1.462 **	2.744 ***
尖度	定数項	5.526	0.661 ***	7.092 **	13.279

短期予想		ベースライン	包括緩和	QQE	合計
平均値	定数項	0.945 ***	0.512 ***	1.085 ***	2.542 ***
	インフレ実績	0.655 ***	-0.023	-0.006	0.626 ***
分散	定数項	35.474	0.911	-14.003 ***	22.382
歪度	定数項	0.009	-0.047	0.587 ***	0.549 ***
尖度	定数項	0.148	0.138	0.893 **	1.179

足元の実感		ベースライン	包括緩和	QQE	合計
平均値	定数項	0.152 ***	1.076	1.383	2.611 ***
	インフレ実績	0.877 ***	-0.037	0.086	0.926 ***
分散	定数項	38.415	0.835	-12.697 ***	26.553
歪度	定数項	0.165 ***	-0.171	0.079	0.073 ***
尖度	定数項	0.527	0.034	0.061	0.622

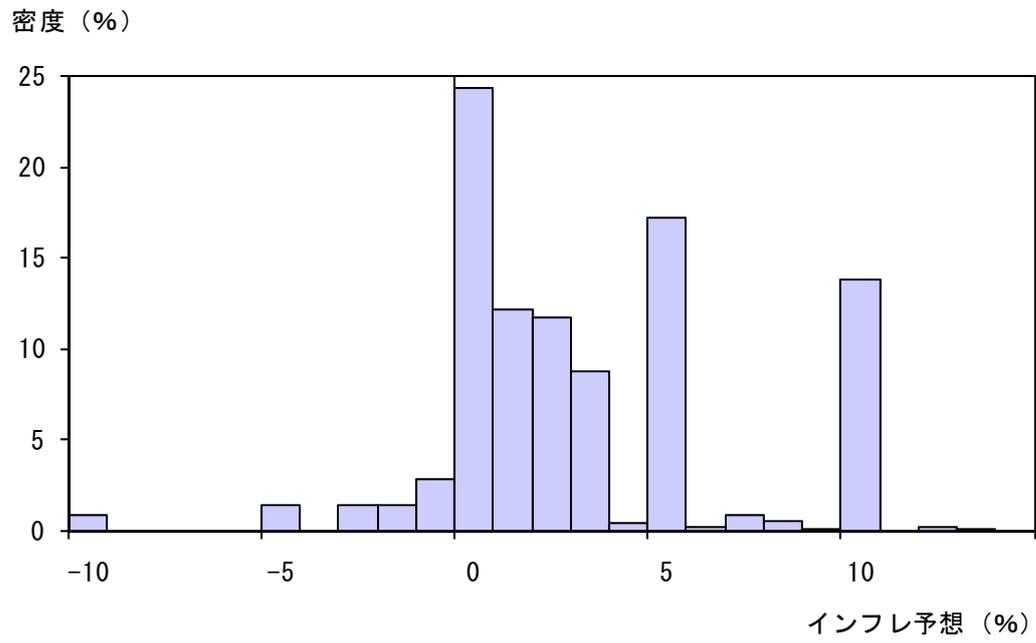
(注1) パラメータの推計値は、対数尤度が最も高くなる CPI 系列（最上段シャドー部分）を用いて推計した結果。

(注2) 「QQE」は物価安定目標と量的・質的金融緩和の2つを合わせたもの。

(注3) ***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意。

(注4) 平均値の定数項（ベースライン）は、郵送法バイアス（長期予想、短期予想は1.0%、足元の実感は1.5%）を修正したベース。

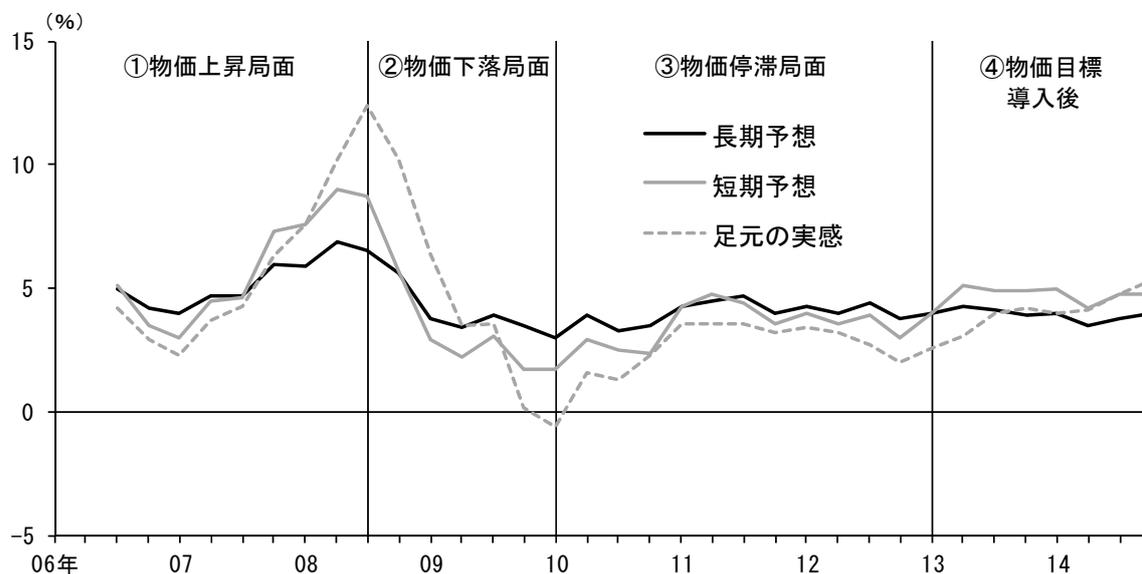
図1. 家計のインフレ予想（長期）の回答分布



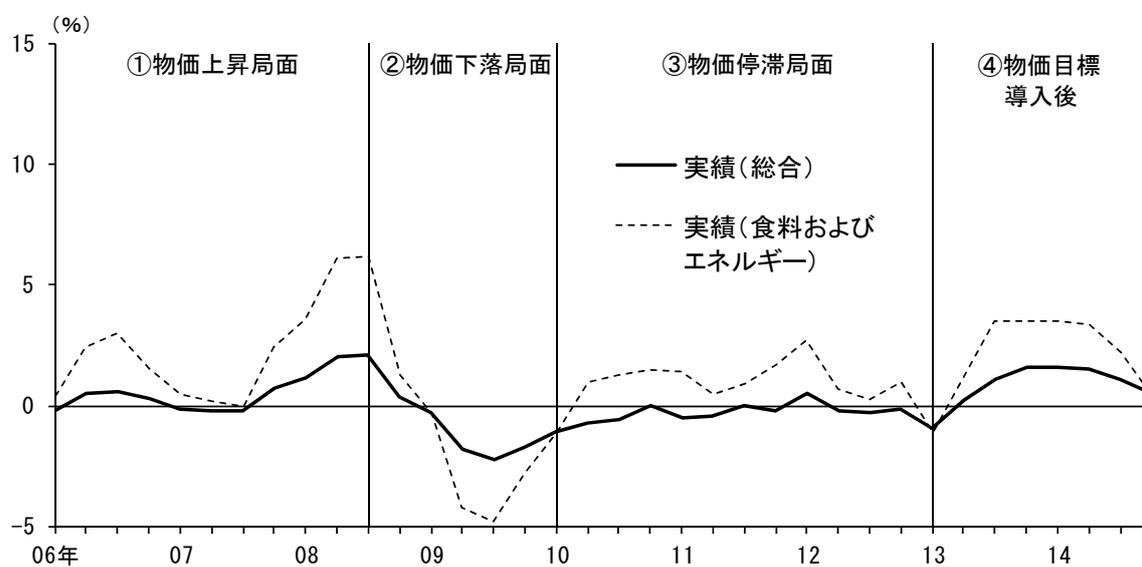
(注) 2012年12月調査。

図2. 家計のインフレ予想・実感（回答平均値）とインフレ実績の推移

(1) インフレ予想とインフレ実感



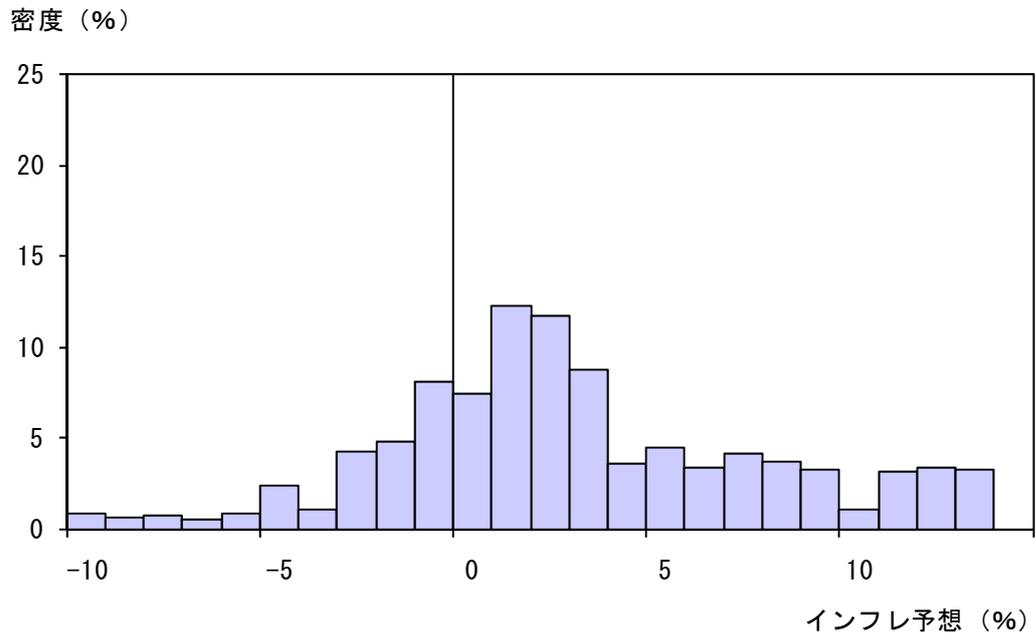
(2) インフレ実績



(注1) インフレ予想・実感は、上下各々0.5%のサンプルを除いて計算した平均値。

(注2) インフレ実績は、消費税率引き上げの直接的な影響を除く。

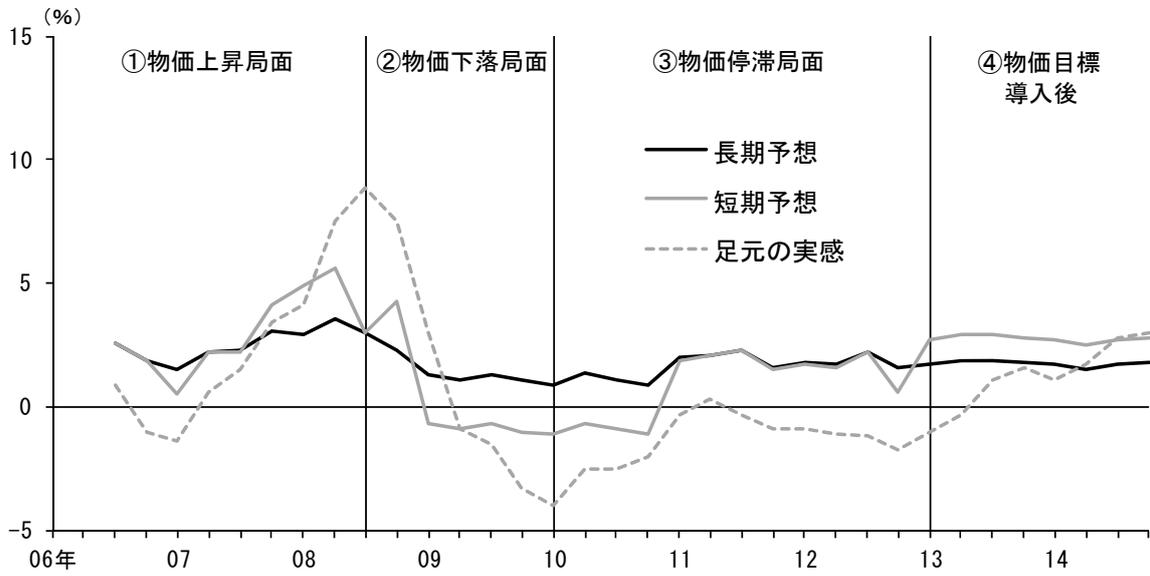
図3. 鎌田法によるインフレ予想（長期）の真の分布



(注1) 2012年12月調査。

(注2) 郵送法バイアスを修正していないベース。

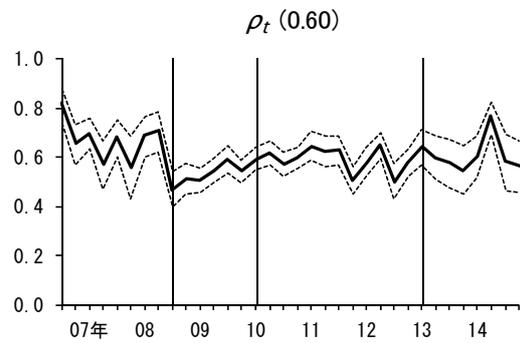
図4. 鎌田法によるインフレ予想・実感（真の分布の平均値）の推移



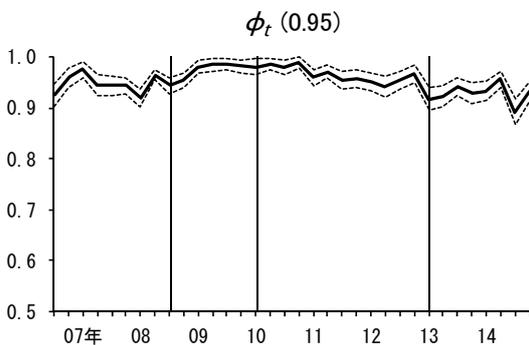
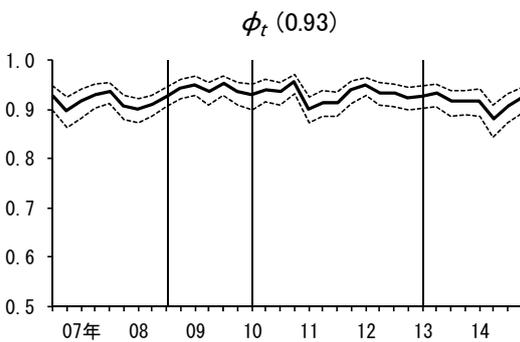
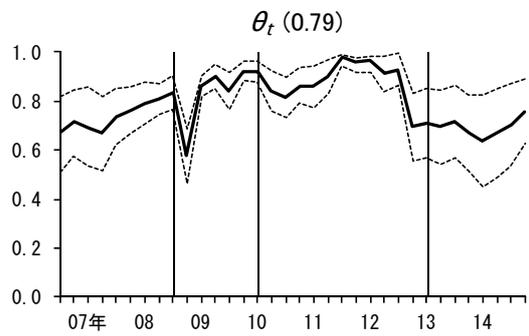
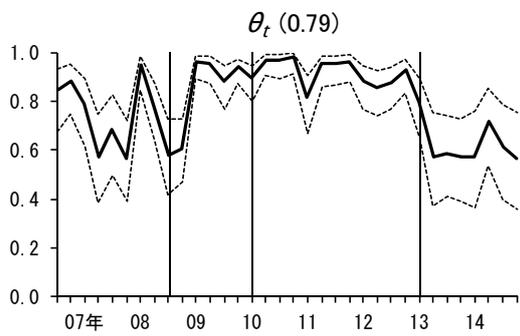
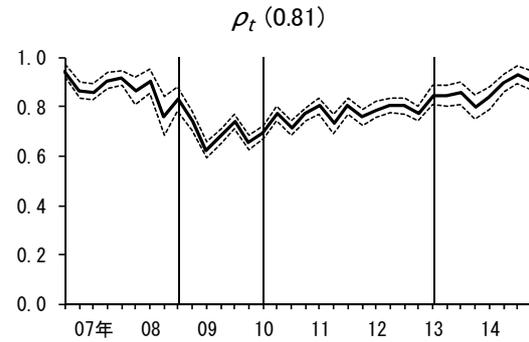
(注) 郵送法バイアス（長期予想は1.2%、短期予想は0.9%、足元の実感は1.3%）を修正したベース。

図5. パラメトリック法による歪みパラメータの推計結果

(1) 長期予想

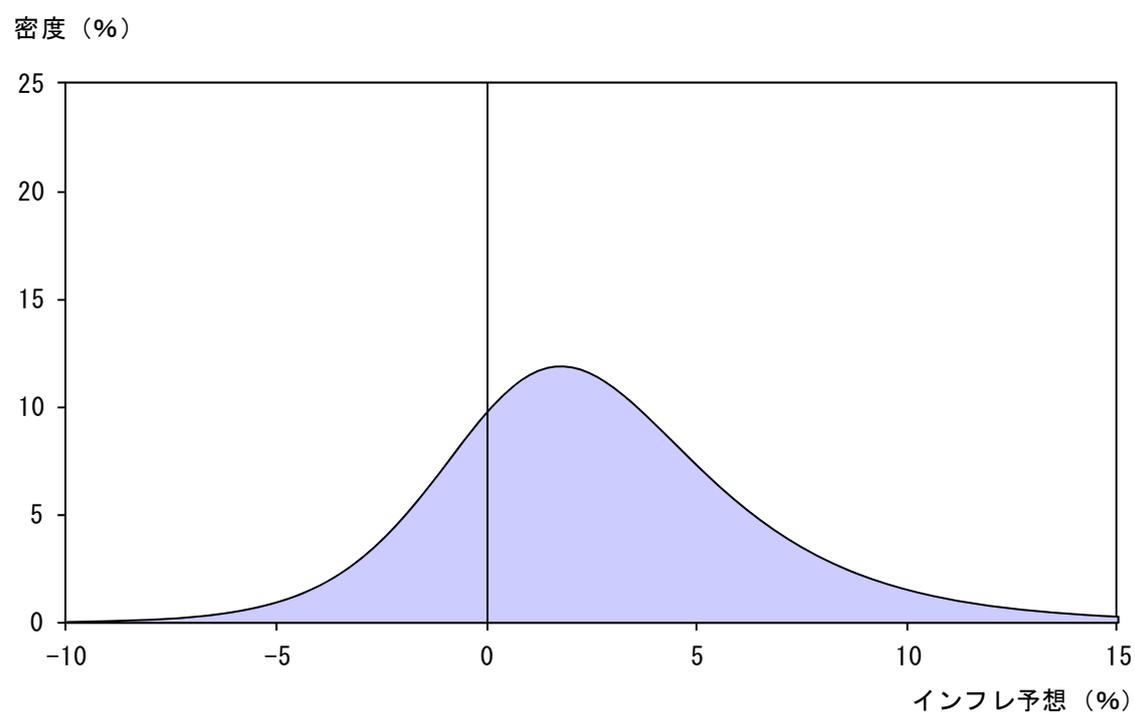


(2) 短期予想



(注) 点線は95%の信頼区間。括弧内は推計期間中の平均値。

図6. パラメトリック法によるインフレ予想（長期）の潜在分布

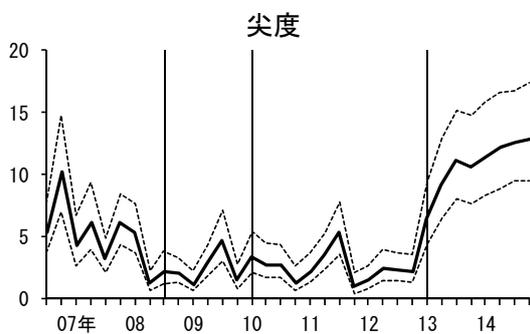
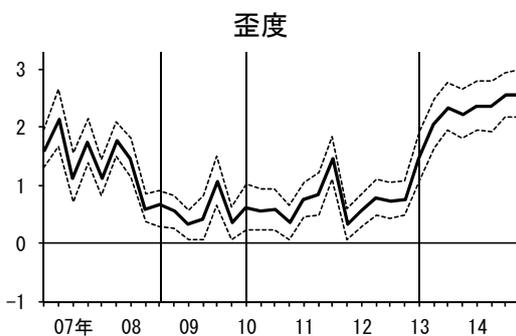
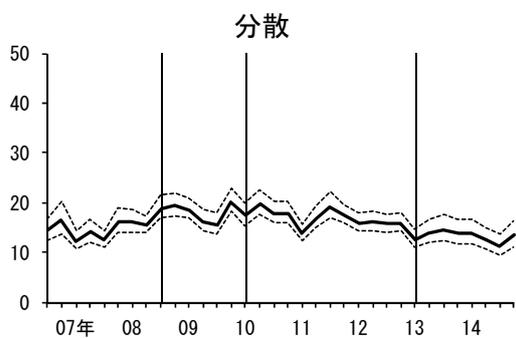
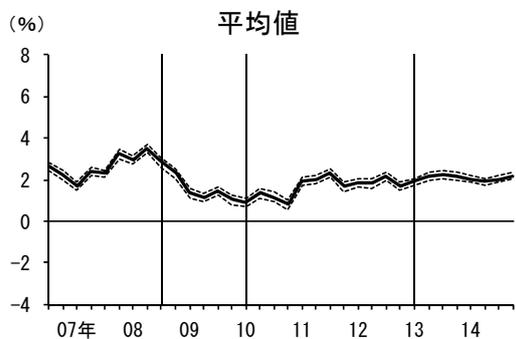


(注1) 2012年12月調査。

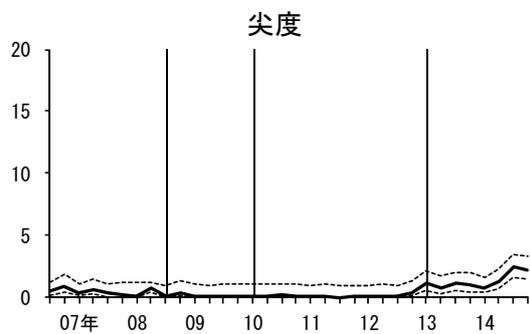
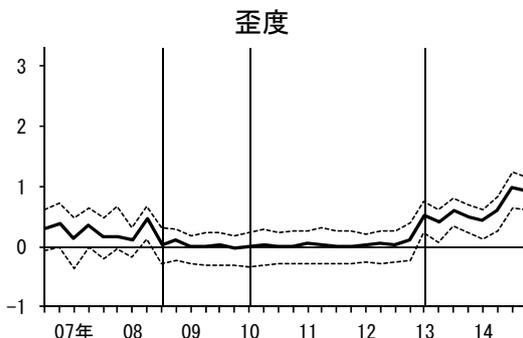
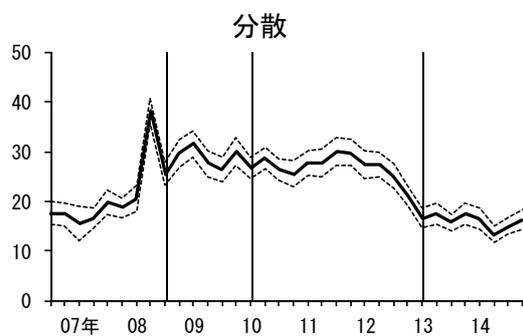
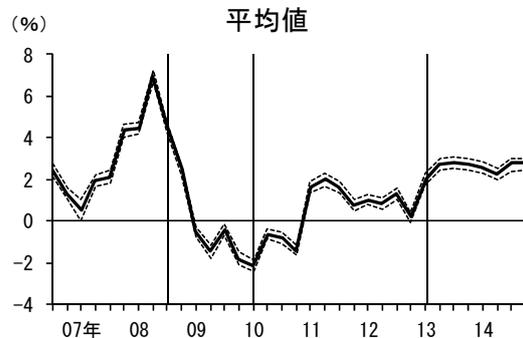
(注2) 郵送法バイアスを修正していないベース。

図7. パラメトリック法によるインフレ予想・実感の潜在分布の記述統計量

(1) 長期予想



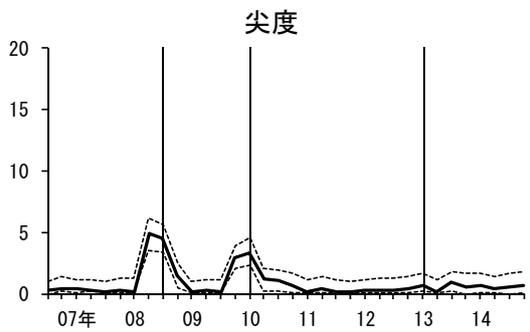
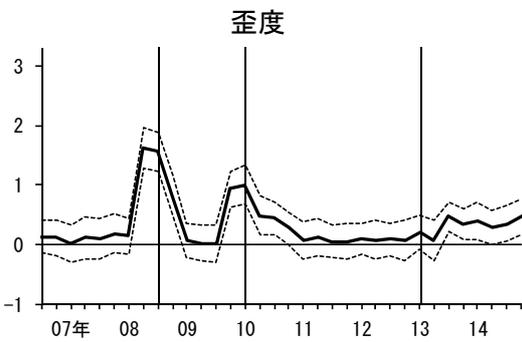
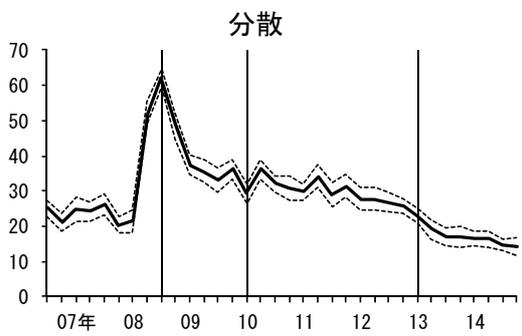
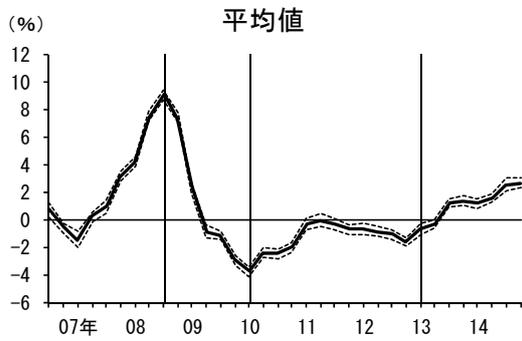
(2) 短期予想



(注) 平均値は、郵送法バイアス（長期予想、短期予想ともに 1.0%）を修正したベース。点線は 95%の信頼区間。

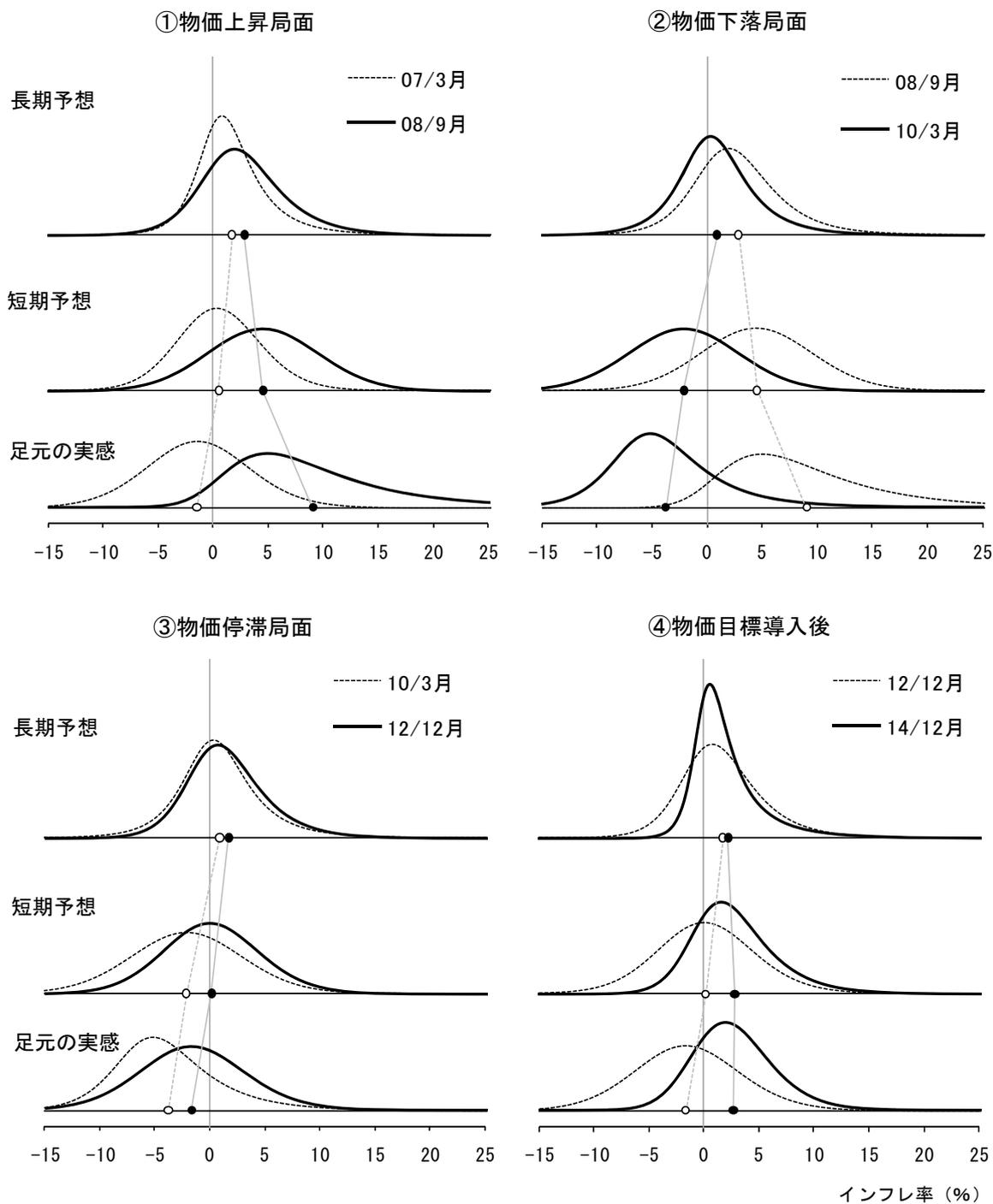
図 7 (続き)

(3) 足元の実感



(注) 平均値は、郵送法バイアス（足元の実感は1.5%）を修正したベース。点線は95%の信頼区間。

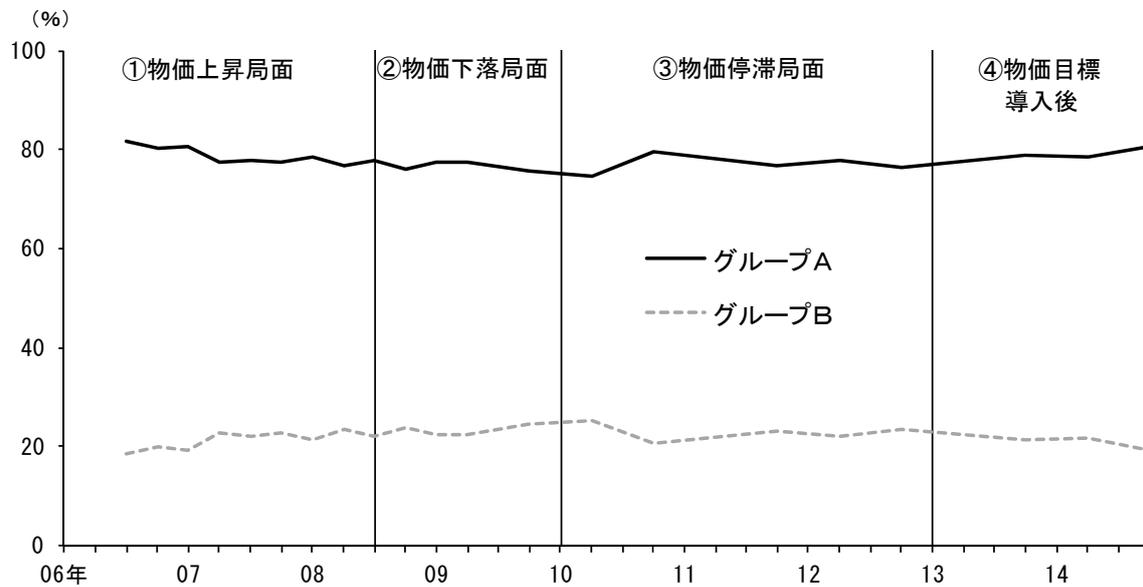
図8. パラメトリック法によるインフレ予想と時間の期間構造



(注1) ○、●はそれぞれ破線、実線で描かれた分布の平均値。

(注2) 郵送法バイアス (長期予想、短期予想は 1.0%、足元の実感は 1.5%) を修正したベース。

図9. 中央銀行の目的に関する認知度の推移



(注) グループAは、日本銀行が「物価の安定」を目的の一つとしていることを、「知っている」または「見聞きしたことはあるが、よく知らない」と回答した家計、グループBは「見聞きしたことがない」と回答した家計。