経済研究
Vol. 70, No. 2, Apr. 2019

インフレ予測調査における点予測と主観的分布の整合性について*

阿部修人† ・上野有子††

将来インフレ予測のサーベイ調査結果には多くの誤差が含まれていると考えられている．近年，インフレ予測に関して，(1)点予測および(2)主観的確率分布の二つの設問を用意するなど，質問手法による回答の違いに関する分析が行われているが，望ましい調査方法に関する統一した見解は得られていない．本稿は，一般消費者に対して二種類の質問方法によるインフレ予測の調査を行うと同時に，情報制約下の合理的期待形成を前提とした経済実験を行うことで，回答に含まれる誤差等，調査手法の違いが回答に与える影響を分析した．一般消費者のうち両設問に対する回答が整合的なのは全体の5割程度であり，点予測の答えは，分布から得られた平均値や中央値に比べて，水準・分散，及び含まれる回答誤差ともに大きかった．また，両者が整合的な回答の平均値は実現値に近くなり，分散も小さくなった．さらに，経済実験により将来インフレ予測に有用な情報を与えたグループの，両質問間での整合性は上昇した．二つの設問への回答は，いずれも理論と整合的な動きを示しており，Clements(2010)の指摘するような調整の遅れは観察されなかった．インフレ予測における分布の質問が特に有用であること，点予測と両方質問することで整合性チェックが可能であることから，二つの調査いずれも重要であるという結論を得た．
JEL Classification Codes: E31, C81, D80

1. イントロダクション

本稿の趣旨は，インフレ予測を調査するうえで，回答にどの程度の誤差が含まれるかを指標化すると共に，経済実験とベイズ更新ルールという期待形成理論を用い，将来予測を尋ねる際，どのような調査手法が望ましいか議論するものである．

個々の経済主体が有するインフレ予測は各種サーベイで調査可能であるが，一般に分散が大きく，かつ，年間100％といった極端な値や5％や10％等の，きりの良い数値における集中があり，インフレ予測の分布として不自然に思われる場合がある．また，各主体が予測を行ったときに参照した情報集合は分析者には観察できない上に，マクロ経済に関する情報を常に収集している者と，そうでない人の間にはこうした情報集合にも大きな差異がある可能性が高い．このため，サーベイの回答をマイクロレベルで用いて，期待形成の合理性を検証する試みには様々な課題が指摘されてきた[1)]．

近年，回答に含まれる誤差やその不確実性という観点から，同一経済主体にインフレ期待の点予測値と主観分布の両方を尋ねた場合の，二つの回答の関係に注目した研究がおこなわれ，論争が交わされている．サーベイ調査において，ある人が不確実な将来について点予測値を尋ねられた時，何らかの主観的な確率分布を基に予測を形成すると考えてみよう．合理的期待形成仮説に従う場合は，予測は主観的分布の期待値に一致する．この時，点予測値と主観的確率分布の両方を尋ねることで，各人の回答の点予測値と主観的確率分布が整合的かどうかを識別することができる．既存研究のうち，Engelberg *et al.*(2009)では，回答された主観確率情報に何らかの分布関数を当てはめることで，サンプルの大部分で両者は整合的であるものの，点予測に基づくものは現実よりも楽観的な回答が多いこと，および分布には点予測に含まれない不確実性に関する情報が含まれていることから，主観確率のサーベイの重要性を強く主張している[2)]．これに対しClements(2010)は，ほぼ同

一のデータに基づいた分析を行い，Engelberg *et al.*(2009)同様，点予測値と主観確率情報に基づく推定値は多くの場合整合的であるとしながらも，後者はマクロショックに対する調整が遅れるなどの違いがあり，主観確率よりも点予測値の方が，実現値との対比でより正確であると指摘している．こうした既存研究を踏まえ，本稿の分析でも点予測値と主観確率情報を並行して用いた分析を行い，期待の合理性を検証するためにはいずれの調査を用いるのがよいか考察する．なお，先行研究の多くはアメリカ合衆国における，専門家を対象とした調査(US Survey of Professional Forecasters: US-SPF)に基づいているが，本稿では一般消費者を対象としている．大学教授や民間エコノミスト達によるインフレ予測は，一般消費者によるインフレ予測との違いが大きいことが知られており，特に二つの設問に対する回答の整合性等，インフレ予測値の特徴に関して，一般消費者と専門家の間では結果が大きく異なる可能性がある[3)].

なお，期待形成時に使われる情報集合の異質性については，古くから，事前期待と事後期待の関係を検証する際の課題とされてきたが[4)]，近年では多くの論文が経済実験を用いることでこの問題の解決を図っている(Abe and Ueno, 2018; Armantier *et al.*, 2016; Binder and Rodrigue, 2018; Cavallo *et al.*, 2017; Coibion *et al.*, 2018[5)])．これらの研究のうち複数が，調査対象となった経済主体のインフレ期待形成に合理性があるとしている．本項の分析では，Abe and Ueno(2018)で論じた，期待に含まれる回答誤差の影響を考慮に入れたベイズ更新モデルを基にして設計された経済実験を行い，点予測値と主観確率情報から示唆される回答の合理性を検証する．

主要結果は次のとおりである．一般消費者の両質問への回答の整合性は五割程度であり，点予測の回答は，分布から得られた平均値や中央値に比べて，水準・分散・回答誤差ともに大きかった．特に，点予測に基づくインフレ期待変数の分散の約60% が回答誤差によるものである一方で，主観的確率分布に基づくインフレ期待変数では，回答誤差の割合は30% 程度に過ぎなかった．一方，経済実験の結果，将来インフレ予測に有用な情報を与えたグループの回答の整合性は上昇しており，二つの質問への回答は，いずれも制限情報下での合理的期待形成仮説と整合的な動きを示した．分布の質問から分散の情報が得られること，分布の回答が先行研究で指摘されるような遅れをもたないことから，インフレ予測における分布の質問が特に有用であること，点予測と両方質問することで整合性チェックが可能であることの有用性が明らかとなった．

2. データ

本稿で用いるデータは一橋大学が独自に行った消費者に対するアンケート調査結果である[6)]．このアンケート調査は，消費者のインフレ予測がどのように形成されているのか検証することを目的として，2015 年 11 月中旬に実施した．調査対象者は日本の大手調査会社(インテージ社)の登録モニターから 2010 年国勢調査結果を基に男女及び年齢に関して人口に比例したサンプルサイズを確保するよう抽出したおよそ 6 万人で[7)]，有効回答数は 14,835 であった．調査対象者はランダムに 6 種類の情報グループ(グループごとにトリートメントとして異なる情報を提供される)に割り振られ，各グループのメンバーはさらに，75% がトリートメント・グループ(情報提供を受ける調査対象者)，25% がコントロール・グループ(情報提供を受けない調査対象者)にランダムに割り振られた．6 つの情報グループそれぞれでトリートメント・グループでは 1,800 程度，コントロール・グループでは 600 程度の有効回答を得た．なお，本稿の分析ではトリートメントとして専門家(機関)のインフレ見通しを示した 3 グループのデータのみを用いる[8)]．

この調査では，何らかの公表情報を提示することで，消費者のインフレ予測が情報提示の前後でどのように変わるのか調べている[9)]．具体的には，最初に消費者に「1 年後の税込物価水準が今と比べて何％ぐらい変化しているか」(設

表1．整合性指標の平均値

	平均			
	事前期待	事後期待		
			トリートメントなし	トリートメントあり
平均値整合性	0.504	0.477	0.454	0.484
中位値整合性	0.608	0.636	0.610	0.644
最頻値整合性	0.437	0.466	0.436	0.476

注）N＝6,879，うちトリートメントなしはN＝1,721，トリートメントありはN＝5,158.

問A)を尋ねる[10)]．物価の定義は，「あなたが普段買っている品物などに対して支払う金額のことで，品物などの購入と同時に徴収される税を含みます」と注記されている．次に，インフレ予測に関する主観的確率を尋ねる．設問は，「来年の今頃の物価水準について，今と比べて次の(各選択肢[11)])はそれぞれどのぐらいの確率で起きると思いますか」(設問B)で，全体の合計が100になるような数値(%)を回答させている．続いていくつかの設問を挟み，トリートメント・グループの回答者に対して将来のインフレ動向に関係する何らかの公表された情報を提示し，その直後に上述の設問Aと全く同じ問(設問C)への回答を再度求める．また，コントロール・グループの回答者に対しては，情報提示なしに設問Cを尋ねる．続いて，設問Bと全く同じ問(設問D)への回答を再度求める．提示する情報の内容は情報グループごとに異なり，政府，民間エコノミスト，もしくは日銀といった専門機関の予測値を示したグループの結果を用いて分析を行った．

本稿では，実験前のインフレ予測を「事前期待」と呼ぶ．これに対し，実験後のインフレ予測を「事後期待」と呼ぶ．前述のとおり事前期待には点予測値(設問Aの回答)と，主観確率から得られる期待の分布に関する情報(設問Bの回答)が利用できる．前節で論じたようにインフレ予測の不確実性の分析が鍵であるため，設問Bの回答と選択肢に示された数値を用いて事前期待の平均値及び標準偏差を求める[12)]．同様に，事後期待の点予測値(設問Cの回答)と主観確率から得られる期待の分布に関する情報(設問Dの回答)から計算された，平均値や標準偏差も得られる．

期待の確率分布について調査結果をみると，選択肢の両端，すなわち10%以上の上昇，あるいは下落する確率を100%とする回答が散見される．こうした回答については，期待の分布に関する情報が下限または上限しかないため，外れ値として集計対象から除外した．

次に，期待の点予測値と分布に基づく平均値との整合性を示す指標を導入する．具体的には，各人の主観確率分布と各選択肢の上限および下限の値から，主観確率分布に基づく平均値の上限と下限を得ることが可能である．点予測値がその上限と下限の中に入っていれば[13)]「平均値整合的」，そうでなければ「平均値整合的でない」と考える．事前期待・事後期待のそれぞれについて，整合的であれば1，整合的でなければ0を取るダミー変数を作成した．さらに，平均値でみた整合性だけなく，主観確率が最も高い区間内[14)]に点予測値があれば1，なければ0とする「最頻値整合性(mode-consistency)」指標と[15)]，主観確率分布が中位値を取る区間内に点予測値があれば1，なければ0とする「中位値整合性(median-consistency)」指標の3種類の整合性指標を作成した．

表1は事前期待・事後期待別に整合性指標の統計量を示したものである．最頻値整合性を満たすケースが他と比べ少ないものの，いずれの指標で見ても半数前後が整合的との結果になった．また，事前期待と事後期待を比較すると統計量には大きな変化がなく，一見するとトリートメントは整合性にはあまり影響しないように見受けられる．なお，Engelberg *et al.*(2009)では本調査よりもはるかに高い，8〜9割程度の

表 2. 事前期待の主観確率と点予測値の例

	＞10%	5%＜＝x＜10%	2%＜＝x＜5%	0%＜＝x＜2%	−2%＜＝x＜0%	−5%＜＝x＜−2%	−10%＜＝x＜−5%	−10%＞	事前点予測値	平均整合性	中位値整合性	最頻値整合性
A	0.1	0.1	0.5	0.2	0.1	0	0	0	3%	1	1	1
B	0	0	0	1	0	0	0	0	1%	1	1	1
C	0.5	0.3	0.2	0	0	0	0	0	6%	0	1	0
D	0.4	0.3	0.1	0.15	0.05	0	0	0	10%	0	1	1
E	0.1	0.2	0.4	0.3	0	0	0	0	5%	1	1	0
F	0.3	0.2	0.2	0.1	0.05	0.05	0.05	0.05	3%	1	1	0
G	0	0	0.5	0.2	0.15	0.1	0.05	0	5%	0	0	0
H	0.01	0.1	0.15	0.3	0.19	0.15	0.1	0	3%	0	0	0

注）　表頭（＞10%，…，−10%＞）は事前期待の範囲，表側（A～H）は回答者の例．各整合性は整合性ありが 1，なしが 0．

表 3-1. 平均値整合性の有無別にみた事前・事後期待の基本統計量

				うち事前期待の平均値整合性あり			うち事前期待の平均値整合性なし		
統計量	平均	中位値	標準偏差	平均	中位値	標準偏差	平均	中位値	標準偏差
事前期待の点予測値	5.382	4.000	8.293	3.177	3.000	2.836	7.627	5.000	10.983
事後期待の点予測値	3.453	2.000	6.020	2.550	2.000	4.236	4.372	2.000	7.293
分布に基づく事前期待の平均値	3.550	3.150	3.300	3.431	3.098	2.943	3.670	3.221	3.623
分布に基づく事後期待の平均値	2.745	2.250	2.904	2.561	1.900	2.625	2.932	2.400	3.153
分布に基づく事前期待の標準偏差	3.726	3.495	2.143	2.987	2.764	1.899	4.479	4.211	2.115
分布に基づく事後期待の標準偏差	2.861	2.532	1.970	2.318	1.879	1.691	3.413	3.161	2.078

注）　N＝6,879．うち事前期待の平均値整合性ありが N＝3,470，同なしは N＝3,409．

整合性が得られているが，それは本稿のように一般消費者ではなく，大学教員やマーケットアナリスト等，経済分野の専門家を対象にした調査であるためと思われる．

本研究で用いている 3 つの整合性指標は一方が他方の部分集合になるといった関係にはなく，整合性のある回答を見つけるには補完的な役割を果たしているとも考えられる．表 2 は事前期待の主観確率と点予測値について，特徴的な回答例（A～H）を示したものである．回答例 A, B のように単峰型のヒストグラムを描く場合は，いずれの指標でも整合性ありと判定され，回答例 G, H のようにヒストグラムが単峰型でもピークが明らかにずれていればいずれの指標でも整合性なしとなる．他方，回答例 C, D, E のように分布のピークの位置と点予測値は一致していても，主観確率のウェイト次第で，平均値整合性や最頻値整合性を満たさない場合もある．逆に回答例 F では，ピークの位置はずれているが，確率値が分布の右側でフラットに推移しているため，最頻値以外の整合性は満たしていることになる．主観確率の回答は非常に多様で思いもよらない形を示す場合もあることから，いずれの指標が最もよいという評価は難しく，本稿では 3 指標を並行して用いる．

表 3-1 は平均値整合性（mean-consistency）の有無別に，事前期待及び事後期待の点予測値，分布から得られる平均値及び標準偏差の基本統計量を示している．平均値整合性の有無別に見た観察数はほぼ半々であるが，事前期待の点予測値，平均値ともに平均や標準偏差は整合性がない場合の方がはるかに大きい．これに対し，事後期待の統計量では，両者間の差はかなり小さくなっている．言い換えれば，設問の違いによって整合性が取れていない回答をした者は，事前の期待については，回答時の平均的なインフレ率や公的機関の見通しからはかなり上振れした水準の期待を回答する傾向が見られ，回答内容のバラつきも大きい．一方，経済実験を通じてインフレ予測に関して有用と思われる情報を与えられると，水準，バラつきともに小さくなり，回答の傾向がもともと整合的だったグループに近づく．但し，平均値整合性と期待水準は必ずしも 1 対 1 対応とは言えないことに留意

表 3-2．平均値整合性の有無別にみた事前・事後期待の基本統計量
（期待の絶対値が5未満のサンプルのみで集計）

統計量	該当サンプル数	平均	中位値	標準偏差	うち 事前期待の平均値整合性あり 該当サンプル数	平均	中位値	標準偏差	うち 事前期待の平均値整合性なし 該当サンプル数	平均	中位値	標準偏差
事前期待の点予測値	3,566	1.561	2.000	1.440	2,235	1.493	2.000	1.377	1,331	1.675	2.000	1.534
事後期待の点予測値	4,786	1.208	1.000	1.180	2,676	1.195	1.000	1.180	2,110	1.224	1.000	1.181
分布に基づく事前期待の平均値	4,740	1.883	1.937	1.772	2,571	2.036	1.950	1.642	2,169	1.700	1.900	1.900
分布に基づく事後期待の平均値	5,405	1.650	1.350	1.697	2,875	1.675	1.294	1.576	2,530	1.621	1.500	1.823

注） 該当する期待の絶対値が5未満のサンプルについて集計．

表 4．トリートメントの有無別にみた事前・事後期待の基本統計量

統計量	平均	中位値	標準偏差	うち コントロール・グループ 平均	中位値	標準偏差	うち トリートメント・グループ 平均	中位値	標準偏差
事前期待の点予測値	5.382	4.00	8.293	5.399	4.50	7.883	5.377	4.00	8.426
事後期待の点予測値	3.453	2.00	6.020	4.518	3.00	6.821	3.097	2.00	5.684
分布に基づく事前期待の平均値	3.550	3.15	3.300	3.487	3.09	3.341	3.570	3.18	3.286
分布に基づく事後期待の平均値	2.745	2.25	2.904	3.032	2.65	3.052	2.649	2.03	2.847
分布に基づく事前期待の標準偏差	3.726	3.50	2.143	3.843	3.60	2.172	3.687	3.46	2.132
分布に基づく事後期待の標準偏差	2.861	2.53	1.970	3.053	2.82	1.976	2.797	2.43	1.964

注） N=6,879．うちコントロール・グループが N=1,721，トリートメント・グループは N=5,158．

する必要がある．平均値整合性が担保されていない回答者のうち，点予測値の絶対値が5未満のケースも相当数存在し，こうしたサンプルでは回答の整合性は取れていないものの，期待の平均値や標準偏差は整合性が取れているグループとほぼ同水準となっている(表 3-2)．

次に，経済実験によるトリートメント効果を統計量レベルで確認する．表4はトリートメントの有無別に事前・事後期待の統計量を比較した結果を示す．トリートメント・グループで事前期待と事後期待の統計量が変化しているのは予想通りであるが，コントロール・グループでも点予測値の平均で 0.9%pt 弱，中位値も 1.5%pt 低下し，主観的確率分布でも同様の傾向が見られる(表 4)．なお，トリートメントとコントロールの両グループで事前期待の統計量にも若干の違いが見られるが，t 検定を行うと事前期待の統計量についてはいずれも 5% 水準で有意な差がないとの結果が得られており，トリートメント・コントロール間の割り振りはランダムになされているとみなすことができる(表 5-1)．一方，各統計量について，平均値整合性の有無別に同様の検定を行うと，事前・事後期待いずれの統計量に関しても有意な差が見られた(表 5-2)．いずれの統計量でも平均値整合性がないグループの方が大きな値となっており，整合的でない回答をするグループの方が，水準としてはより高く，また不確実性の高いインフレ予測を回答している傾向が顕著であった．

3．ベイズ更新モデルと仮説

マクロ経済学において，人々のインフレ期待形成を描写するうえで標準的なモデルは，下記のような正規分布を用いたベイズ公式を用いるものである．

経済主体 i は，今期(t 期)において，来期($t+1$ 期)に各人が直面するインフレ率 $\pi_{t+1,i}$ を予測する際に，今期において各人に利用可能な

表 5-1. 基本統計量に関する t 検定結果（トリートメントの有無別）

	コントロール・グループ	トリートメント・グループ	差
事前期待の点予測値	5.399	5.377	.0222
事後期待の点予測値	4.518	3.097	1.421***
分布に基づく事前期待の平均値	3.487	3.570	−.0834
分布に基づく事後期待の平均値	3.032	2.649	.383***
分布に基づく事前期待の標準偏差	3.843	3.687	.155*
分布に基づく事後期待の標準偏差	3.053	2.797	.256***
N	6,879		

注） *** $p<0.01$，** $p<0.05$，* $p<0.1$

表 5-2. 基本統計量に関する t 検定結果
（各統計量での平均値整合性平均値整合性の有無別）

	平均整合性なし	平均整合性あり	差
事前期待の点予測値	7.627	3.177	4.451***
事後期待の点予測値	4.372	2.550	1.823***
分布に基づく事前期待の平均値	3.670	3.431	.239**
分布に基づく事後期待の平均値	2.932	2.561	.370***
分布に基づく事前期待の標準偏差	4.479	2.987	1.492***
分布に基づく事後期待の標準偏差	3.413	2.318	1.094***
N	6,879		

注） *** $p<0.01$，** $p<0.05$，* $p<0.1$

情報 $S_{t,i}$ を用いるが，その情報には平均ゼロ，分散 $\sigma^2_{\varepsilon,t}$ の正規分布に従うノイズ $\varepsilon_{t,i}$ が含まれていると仮定する．すなわち，

$$S_{t,i}=\pi_{t+1,i}+\varepsilon_{t,i},\quad \varepsilon_{t,i}\sim N(0,\sigma^2_{\varepsilon,t}). \qquad [1]$$

今期の情報 $S_{t,i}$ を得る前の回答である事前のインフレ期待 $\pi^0_{t+1,i}$ もまた，各人の主観的な不確実性を反映し，平均 $\mu^0_{t+1,i}$，分散 $\sigma^2_{\pi^0_{t,i}}$[16] の正規分布に従うと仮定する．すなわち，

$$\pi^0_{t+1,i}\sim N(\mu^0_{t+1,i},\sigma^2_{\pi^0_{t,i}}). \qquad [2]$$

このとき，情報 $S_{t,i}$ を得た後の事後のインフレ期待 $\pi^1_{t+1,i}$ は，ベイズ公式より，条件付き期待値として下記の式で表すことが可能である．

$$\mathrm{E}[\pi^1_{t+1,i}|S_{t,i}]=\frac{\sigma^2_{\varepsilon,t}}{\sigma^2_{\varepsilon,t}+\sigma^2_{\pi^0_{t,i}}}\mu^0_{t+1,i}+\frac{\sigma^2_{\pi^0_{t,i}}}{\sigma^2_{\varepsilon,t}+\sigma^2_{\pi^0_{t,i}}}S_{t,i}, \qquad [3]$$

したがって，情報を与えられたトリートメント・グループの事後期待は以下のように表すことができる．

$$\pi^1_{t+1,i}\equiv\mathrm{E}[\pi_{t+1,i}|S_{t,i}]=\omega_{t,i}\mu^0_{t+1,i}+h_{t,i}$$
$$\omega_{t,i}=\frac{\sigma^2_{\varepsilon,t}}{\sigma^2_{\varepsilon,t}+\sigma^2_{\pi^0_{t,i}}} \qquad [4]$$
$$h_{t,i}=(1-\omega_{t,i})S_{t,i}$$

他方，情報のないコントロール・グループの事後期待は，

$$\pi^1_{t+1,i}\equiv\mathrm{E}[\pi_{t+1,i}]=\mu^0_{t+1,i} \qquad [5]$$

前節でみたようにコントロール・グループの事前期待と事後期待の統計量を比較すると相応の差が見られる．こうした差が観察される要因として，本稿では回答誤差(reporting error)を考え，それらを明示的にモデルに導入する．事前・事後期待の回答誤差をそれぞれ $v^0_{t,i}, v^1_{t,i}$ とすると，[4],[5]式からトリートメント・グループの事後期待は，

$$\pi^1_{t+1,i}=\frac{\sigma^2_{\varepsilon,t}}{\sigma^2_{\varepsilon,t}+\sigma^2_{\pi^0_{t,i}}}(\pi^0_{t+1,i}+v^0_{t,i})+\left(1-\frac{\sigma^2_{\varepsilon,t}}{\sigma^2_{\varepsilon,t}+\sigma^2_{\pi^0_{t,i}}}\right)S_{t,i}+v^1_{t,i} \qquad [6]$$

表 6. 事前期待と回答者属性

被説明変数	点推定値 (1)	点推定値 (2)	点推定値 (3)	分布からの期待値 (1)	分布からの期待値 (2)	分布からの期待値 (3)
女性ダミー	1.369***	0.633***	0.176***	0.703***	0.529***	0.276***
	(0.202)	(0.0875)	(0.0496)	(0.0806)	(0.0660)	(0.0526)
年間世帯所得(対数値)	−0.707***	−0.256***	−0.0415	−0.0996*	−0.128***	0.0615
	(0.153)	(0.0646)	(0.0359)	(0.0583)	(0.0483)	(0.0378)
専門職ダミー	0.171	−0.0320	0.136	0.458***	0.337**	0.159
	(0.417)	(0.186)	(0.107)	(0.176)	(0.148)	(0.116)
大卒以上ダミー	−0.465**	−0.238***	−0.0212	−0.0552	−0.0952	0.0941*
	(0.204)	(0.0913)	(0.0519)	(0.0840)	(0.0703)	(0.0557)
30 代ダミー	0.252	0.279**	0.140*	0.437***	0.350***	0.0980
	(0.322)	(0.141)	(0.0796)	(0.134)	(0.107)	(0.0871)
40 代ダミー	0.890***	0.713***	0.240***	0.688***	0.481***	0.176**
	(0.324)	(0.140)	(0.0784)	(0.130)	(0.105)	(0.0840)
50 代ダミー	1.406***	1.048***	0.269***	0.926***	0.673***	0.216**
	(0.348)	(0.146)	(0.0840)	(0.133)	(0.109)	(0.0873)
60 代ダミー	1.655***	1.058***	0.433***	1.063***	0.678***	0.380***
	(0.327)	(0.139)	(0.0800)	(0.129)	(0.104)	(0.0840)
定数項	8.265***	4.802***	1.518***	3.138***	3.551***	1.156***
	(0.938)	(0.399)	(0.222)	(0.366)	(0.299)	(0.234)
観察数	6,871	6,456	3,560	6,871	6,188	4,734
R-squared	0.018	0.027	0.014	0.024	0.021	0.012

括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差.
*** $p<0.01$，** $p<0.05$，* $p<0.1$

(1) 全サンプルを用いて推計，(2) 上下 5% 値を落として推計，(3) 水準の絶対値が 5% を超えるサンプルを落として推計.

注) 1. 専門職とは，教職員講師，医療専門職，またはその他専門職(弁護士や会計士など)を指す.
2. 学歴については不明が 3 割以上存在するが，こうしたサンプルは大卒未満とした.

コントロール・グループの事後期待は，

$$\pi^1_{t+1,i}=(\pi^0_{t+1,i}+v^0_{t,i})+v^1_{t,i} \qquad [7]$$

誤差項を考慮して，トリートメント・コントロール両グループをプールし，事後期待を事前期待に回帰した場合の，トリートメント効果を推計する推計モデルは以下のように表すことが出来る.

$$\begin{aligned}\pi^1_{t+1,i}=&(\pi^0_{t+1,i}+v^0_{t,i})\\&(\beta_i+(\omega_{t,i}-\beta_i)*I_i(\mathit{Treatment}))\\&+h_{t,i}*I_i(\mathit{Treatment})+v^1_{t,i}\end{aligned} \qquad [8]$$

β_i はコントロール・グループにおける，事前期待と事後期待の関係を表しており，回答誤差がない場合は 1 に一致するが，回答誤差がある場合，Attenuation バイアスが発生する.

本稿では，インフレ期待の平均値に着目するため，個人間の分散に相違はないものと仮定する．仮に，事前・事後期待の回答誤差の分散が等しく ($\sigma^2_{v,t}$)，事前期待との相関はないが，事前・事後回答誤差間には相関があることを許容すると，コントロール・グループでの事前期待の係数 β_i の期待値は以下[9]式となる．ただし，$\sigma^2_{\pi^0_t}$ は $\pi^0_{t+1,i}$ の個人間分散である．無論，$v^0_{t,i}=v^1_{t,i}=0$ の時には，この係数は 1 となる.

$$\mathrm{E}(\beta)=\frac{\sigma^2_{\pi^0_t}}{\sigma^2_{v,t}+\sigma^2_{\pi^0_t}}+\frac{cov(v^0_{t,i},v^1_{t,i})}{\sigma^2_{v,t}+\sigma^2_{\pi^0_t}} \qquad [9]$$

4. 推計結果

4.1 回答の整合性と回答誤差

表 6 は，回答者の属性と，事前期待の点予測値と分布から得られた期待値のそれぞれの関係について最小二乗回帰を行った結果を示している．全サンプルを用いたモデル(1)と，頑健性の確認のため外れ値処理を行ったモデル(2),

表 7．事前期待と事後期待（コントロール・グループ，整合性指標を用いた結果）

被説明変数：事後期待	点推定値			分布からの平均値		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
事前期待（点推定値）	0.448***	0.405***	0.873***			
	(0.0480)	(0.0858)	(0.0284)			
事前期待（分布からの平均値）				0.642***	0.733***	0.829***
				(0.0193)	(0.0292)	(0.0242)
定数項	2.099***	1.286***	0.161**	0.793***	0.570***	0.176***
	(0.231)	(0.243)	(0.0632)	(0.0781)	(0.0964)	(0.0638)
事前期待の平均値整合性			YES			YES
事後期待の平均値整合性		YES	YES		YES	YES
観察数	1,721	782	549	1,721	782	549
R-squared	0.268	0.341	0.790	0.494	0.577	0.746

注）　コントロール・グループでの推計
括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差
*** $p<0.01$，** $p<0.05$，* $p<0.1$

(3)の結果を比較すると，全サンプルでは，女性や年齢が高い層で事前期待が高く，大卒や高所得世帯サンプルでは低い傾向が見られる．外れ値処理を行った(2)，(3)では，いずれの属性の係数も絶対値で見て小さくなるものの，点予測値における年齢の影響は残っている．なお，頑健性の確認のため行った(2)，(3)の結果には標本選択による一致性の問題がある点には留意が必要である．

次に，観察された回答における回答誤差の影響を分析する．事後期待を事前期待に回帰すると，前節[7]式でみたように，回答誤差が存在しなければコントロール・グループの係数は1であることが予想される．推計結果は表7に示されている[17]．全サンプルの点予測値を使った推計結果（モデル(1)）の係数は0.448と1より大幅に小さく，事後期待で平均値整合性を満たしたサンプルに限定したモデル(2)でも係数は依然として小さい(0.405)が，事前期待及び事後期待で平均値整合性を満たしたサンプルに限定すると（モデル(3)）係数は大きく増加し1に近づく．分布からの平均値を用いた推計結果でも，全サンプルでの係数は0.642であるが（モデル(4)），事後期待で整合的なサンプルでは0.733（モデル(5)），事前・事後期待の双方で整合的であれば0.829と次第に1に近づき，理論と整合的である可能性が示唆される．

この結果は，3節[9]式が示すように，事後期待を事前期待に回帰すると，回答誤差による下方バイアスの影響で事前期待の係数は1を大きく下回るが，整合性の指標を用い，回答誤差の影響が相対的に小さいと考えられるサンプルに限定して推計しなおすと[18]，下方バイアスの影響がかなり小さくなったとの解釈と整合的である．

ここで表7の推計結果を前節のモデルに当てはめて，回答誤差の相対的な規模を試算してみよう．まず，インフレ期待変数に含まれる誤差 $v_{t,i}^{P}$ を $v_{t,i}^{P}=v_{tc,i}^{P}+v_{tr,i}^{P}$ $(P=0,1)$，と二つに分解し，$v_{tc,i}^{P}$ は整合的な場合には消える誤差で，事前（$P=0$）と事後（$P=1$）の間に相関があるものとする．一方，$v_{tr,i}^{P}$ は整合的な場合でも回答に含まれる誤差であり，事前と事後の間に相関はないとする．すると，モデル(1)と(4)は事前期待・事後期待の両方に回答誤差が含まれ，誤差間に相関もある場合に該当すると考えられる．一方，モデル(2)と(5)は事後期待では整合的であることから，事前期待と事後期待の誤差には相関がないケースと考える．モデル(3)と(6)は説明変数である事前期待も整合的なので，事後期待の回答誤差の影響のみを考慮すればよい．モデル(3)及び(6)の事前期待変数に含まれる回答誤差の分散を $\sigma_{vr,t}^{2}$，整合的な観察値にすることで消える誤差の分散を $\sigma_{ve,t}^{2}$ とする．モデル(1)と(4)の回帰係数をX，(2)と(5)の回帰係数をY，(3)と(6)の回帰係数をZとする

表 8-1．事前期待と事後期待（コントロール・グループ，整合性指標を用いたトービットモデル）

被説明変数：事後期待	点推定値			分布からの平均値		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
事前期待（点推定値）	0.341***	0.422***	0.902***			
	(0.0484)	(0.0919)	(0.0328)			
事前期待（分布からの平均値）				0.648***	0.741***	0.836***
				(0.020)	(0.030)	(0.026)
定数項	2.468***	1.264***	0.113	0.780***	0.553***	0.161**
	(0.221)	(0.258)	(0.0684)	(0.079)	(0.098)	(0.066)
事前期待の平均値整合性			YES			YES
事後期待の平均値整合性		YES	YES		YES	YES
サンプルサイズ	1,721	782	549	1,721	782	549
アンセンサード・サンプルサイズ	1,361	749	526	1,696	770	541
Pseudo R-sq	0.042	0.088	0.330	0.135	0.184	0.294

注）コントロール・グループでの推計，上 10%，下 −10% のトービットモデル．
括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差
*** $p<0.01$，** $p<0.05$，* $p<0.1$

と，回帰係数と分散・共分散の間には下記のような関係がある．

$$X=\sigma^2_{\pi^0_t}/(\sigma^2_{ve,t}+\sigma^2_{vr,t}+\sigma^2_{\pi^0_t})+\frac{Cov(v^0_{t,i},v^1_{t,i})}{\sigma^2_{ve,t}+\sigma^2_{vr,t}+\sigma^2_{\pi^0_t}} \qquad [10\text{-}1]$$

$$Y=\sigma^2_{\pi^0_t}/(\sigma^2_{ve,t}+\sigma^2_{vr,t}+\sigma^2_{\pi^0_t}) \qquad [10\text{-}2]$$

$$Z=\sigma^2_{\pi^0_t}/(\sigma^2_{\pi^0_t}+\sigma^2_{vr,t}). \qquad [10\text{-}3]$$

変形すると，誤差項の分散はいずれも事前期待の分散との対比で規模を示すことが可能であり，

$$\sigma^2_{vr,t}=\sigma^2_{\pi^0_t}\left(\frac{1}{Z}-1\right) \qquad [11\text{-}1]$$

$$\sigma^2_{ve,t}=\sigma^2_{\pi^0_t}\left(\frac{1}{Y}-\frac{1}{Z}\right) \qquad [11\text{-}2]$$

$$Cov(v^0_{t,i},v^1_{t,i})=\sigma^2_{\pi^0_t}(X/Y-1). \qquad [11\text{-}3]$$

上式から，点予測では，回答誤差の分散および共分散は，$\sigma^2_{vr,t}=0.145\times\sigma^2_{\pi^0_t}$，$\sigma^2_{ve,t}=1.324\times\sigma^2_{\pi^0_t}$, $Cov(v^0_{t,i},v^1_{t,i})=0.106\times\sigma^2_{\pi^0_t}$ となることから，回答誤差の分散が事前期待の分散より 46.9% 大きく，観察される事前期待の分散の 59.5% が回答誤差によるものという結果となった．これに対し，分布に基づく推定では，$\sigma^2_{vr,t}=0.206\times\sigma^2_{\pi^0_t}$，$\sigma^2_{ve,t}=0.158\times\sigma^2_{\pi^0_t}$，$Cov(v^0_{t,i},v^1_{t,i})=-0.124\times\sigma^2_{\pi^0_t}$ となり，観察される事前期待の分散のうち，誤差の分散が占める割合は 26.7% であり，点予測の場合に比べて著しく小さな値となった．

なお，整合性指標でサンプルを限定しつつ，打ち切りモデルを推計した結果が表 8-1 である．整合性指標を用いない場合には係数は点予測の場合より小さくなるが，整合性指標でサンプルを絞っているモデルでは，係数はむしろ大きくなる．分布推定値を用いた場合には打ち切り対象となる観察数が少ないことから，表 7 と結果はほぼ変わらなかった[19]．さらに，分布からの平均値についても結果の頑健性を確認するため，分布の上限・下限の値を条件付期待値ではなく絶対値が 10 より大きい一定の値に置き換えて再推計した結果を表 8-2 に示した．両端の幅を広くすることで，平均値整合性を満たす観察数は増加したが，結果は表 7 とほぼ変わらなかった[20]．

以上の結果から，分布に基づくインフレ期待情報が利用できる時は，回答誤差の影響を相対的に抑えた検証ができることが示唆された．しかしながら，現在わが国で利用できるインフレ期待データの大半は点予測値のみであり，特に時系列での期待の分析を行う際には点予測値を活用する必要がある．分布情報が利用できない場合，他の観察できる情報の範囲で，整合性指標を代理するような指標を作成することが可能

表 8-2. 事前期待と事後期待(コントロール・グループ，分布の上限・下限を変更した場合)

被説明変数：事後期待	分布からの平均値(A)			分布からの平均値(B)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
事前期待(分布からの平均値)	0.642***	0.739***	0.827***	0.642***	0.744***	0.825***
	(0.0193)	(0.0255)	(0.0206)	(0.0193)	(0.0230)	(0.0191)
定数項	0.793***	0.652***	0.198***	0.793***	0.658***	0.239***
	(0.0781)	(0.0979)	(0.0682)	(0.0781)	(0.0942)	(0.0709)
事前期待の平均値整合性			YES			YES
事後期待の平均値整合性		YES	YES		YES	YES
観察数	1,721	850	594	1,721	907	655
R-squared	0.494	0.573	0.741	0.494	0.592	0.733

注) コントロール・グループでの推計.「分布からの平均値(A)」は確率分布の上限・下限をそれぞれ 15, −15 とした場合.「分布からの平均値(B)」はそれぞれ 20, −20 とした場合.
括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差
*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$

表 9. 事前期待と事後期待(コントロール・グループ，外れ値などを処理した結果)

被説明変数：事後期待	点推定値①				点推定値②			点推定値③	
	(1)	(2)	(3)	(4)(再掲)	(5)	(6)	(7)(再掲)	(8)	(9)
事前期待(点推定値)	0.448***	0.261***	0.551***	0.448***	0.127***	0.597***	0.448***	0.0964	0.470***
	(0.0480)	(0.0384)	(0.0249)	(0.0480)	(0.0278)	(0.0340)	(0.0480)	(0.0590)	(0.162)
定数項	2.099***	2.436***	1.319***	2.099***	2.765***	1.103***	2.099***	1.504***	0.740**
	(0.231)	(0.167)	(0.102)	(0.231)	(0.122)	(0.120)	(0.231)	(0.177)	(0.307)
事前期待の処理			上下 5%			上下 5%			0 を除く 5 の倍数
事後期待の処理		上下 5%	上下 5%		上下 5%	上下 5%		0 を除く 5 の倍数	0 を除く 5 の倍数
観察数	1,721	1,556	1,505	1,721	1,010	848	1,721	1,059	796
R-squared	0.268	0.169	0.318	0.268	0.100	0.344	0.268	0.035	0.333

注) 1. コントロール・グループでの推計
2. 外れ値処理は，①では 5% 点を含んだ推計，②では含まない推計である．なお，事前期待・事後期待ともに，5% 点と 10% 点は同じ水準である．
括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差
*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$

かどうかは考察に値する．

そこで本稿では，Binder(2017)での「丸めた数字での回答は不確実性と関わりがあることが多い」との指摘を参考に，試行的に，水準でみた場合，外れ値とみなされない回答を整合的と見做す(ケース①，②)，または「0 を除く 5 の倍数」以外の回答を整合的と考える(ケース③)，の 2 つのケースを検証する．まず，水準での外れ値については，極端に大きいか小さい回答の場合，実現インフレ率とかけ離れていることから，整合性に欠ける回答である可能性が高いと考える．外れ値処理の基準としては，上下 5% と同 10% を基準とし，両者の組み合わせで表 7 に該当する推計結果を整理した(表 9 ケース①・②)[21]．次に 5 の倍数の回答については，5, 10 など倍数値に回答が集中する傾向にあることから，0 を例外として，5 の倍数値には相対的にみて整合性に欠ける回答が集まりやすいと想定し，それ以外のサンプルのみで推計結果を整理した(表 9 ケース③)．

これらの結果と表 7 の結果を比較すると，最も顕著な違いは事後期待のみが整合的(もしくは外れ値処理後)なケースであり，例えばモデル(2), (5), (8)の係数は表 7 のモデル(2), (5)の係数と比べてかなり小さい．また，事前・事後期待双方で外れ値処理した後も，処理前の結果と比較して係数がそれほど 1 に近づかない点も表 7 の結果とは異なる(モデル(3), (6), (9))．外れ値処理の範囲が異なるケース①と②を比較すると，事後期待の上下 5% 点に位置する 500

表 10. 事後期待の整合性(ロジット分析結果)

被説明変数	(1) 事後期待の 平均値整合性	(2) 事後期待の 中位値整合性	(3) 事後期待の 最頻値整合性
	限界効果	限界効果	限界効果
事前期待の平均値整合性	0.294***		
	(0.0117)		
事前期待の中位値整合性		0.259***	
		(0.0124)	
事前期待の最頻値整合性			0.216***
			(0.0119)
女性ダミー	−0.0958***	−0.0569***	−0.0825***
	(0.0129)	(0.0120)	(0.0124)
年間世帯所得(対数値)	0.0458***	0.0342***	0.0223**
	(0.00942)	(0.00918)	(0.00897)
専門職ダミー	−0.00219	0.000935	0.0123
	(0.0286)	(0.0272)	(0.0273)
大卒以上ダミー	0.0582***	0.0300**	0.0376***
	(0.0140)	(0.0131)	(0.0134)
観察数	6,871	6,871	6,871

括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差

*** $p<0.01$，** $p<0.05$，* $p<0.1$

注） 1. 各整合性変数は整合的であれば 1，整合的でなければ 0 のダミー変数.

2. 専門職とは，教職員講師，医療専門職，またはその他専門職(弁護士や会計士など)を指す.

3. 学歴については不明が 3 割以上存在するが，こうしたサンプルは大卒未満とした.

強のサンプルを落とすことで，事前期待の係数は半分以下の水準となる一方(モデル(2), (5)の比較)，事前期待についても同様に上下 5% 点に位置するサンプルを追加的に落とすと，ほぼ同水準の係数が得られた(モデル(3), (6)の比較).

また，ケース①での回答誤差の分散および共分散は，$\sigma^2_{vr,t}=0.815\times\sigma^2_{\pi^0_t}$，$\sigma^2_{ve,t}=2.02\times\sigma^2_{\pi^0_{t,i}}$, $Cov(v^0_{t,i}, v^1_{t,i})=0.716\times\sigma^2_{\pi^0_t}$，観察される事前期待の分散の 73.9% が回答誤差によるもの，ケース②では順に $\sigma^2_{vr,t}=0.675\times\sigma^2_{\pi^0_t}$，$\sigma^2_{ve,t}=6.199\times\sigma^2_{\pi^0_t}$, $Cov(v^0_{t,i}, v^1_{t,i})=2.528\times\sigma^2_{\pi^0_t}$，回答誤差の比率は 87.3%，ケース③では順に $\sigma^2_{vr,t}=1.128\times\sigma^2_{\pi^0_t}$，$\sigma^2_{ve,t}=8.246\times\sigma^2_{\pi^0_t}$, $Cov(v^0_{t,i}, v^1_{t,i})=3.647\times\sigma^2_{\pi^0_t}$ であり，事前期待分散の 90.4% が回答誤差によるものとなった．いずれのケースでも回答誤差の相対的な大きさが顕著であった．これは，外れ値や 5 の倍数など，点予測値から直接得られる情報に基づいてサンプルを絞ると，逆に回答誤差の問題が深刻になる可能性が高いことを示している.

続いて，整合性を満たすサンプルの特徴を分析する．表 10 は，事後期待の各整合性の有無を被説明変数とした回帰分析で，回答者属性をコントロールしつつ，事前期待の整合性との関係を見たものであり，表は限界効果を示している．この結果から，事前期待で平均(または中位値，最頻値)整合的であれば事後期待で平均(または中位値，最頻値)整合的である確率が高まることを伺うことができる．その他属性については，概ね表 6 の結果と逆の符号が得られており，例えば女性であれば整合的ではなく，世帯所得や学歴が高いほど整合的である傾向が強かった．なお，事前期待の整合性有無を被説明変数，属性を説明変数としても同様の結果が得られた．これらの結果から，事前期待でインフレ期待に関する聞き方に関わらず首尾一貫した回答をしたサンプルは，事後期待でも整合性のとれた回答をする傾向にあり，さらに，整合性の有無は各人の属性とも関わっていることが明らかになった.

表 11-1. 事前期待と事後期待（点予測値，政府見通し）

被説明変数：事後期待	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
事前期待	0.458***	0.668***	0.819***	0.635***	0.754***	0.464***	0.600***
	(0.0692)	(0.0660)	(0.0568)	(0.0900)	(0.0514)	(0.121)	(0.135)
トリートメントダミー	−0.240	−0.0428	0.0899	−0.534	−0.0237	−0.665	−0.506
	(0.398)	(0.262)	(0.150)	(0.376)	(0.186)	(0.570)	(0.689)
事前期待とトリートメントダミーの交差項	−0.200**	−0.165*	−0.171**	−0.123	−0.193***	−0.135	−0.160
	(0.0799)	(0.0903)	(0.0699)	(0.106)	(0.0615)	(0.131)	(0.150)
定数項	2.187***	0.967***	0.263**	1.419***	0.543***	1.969***	1.440**
	(0.350)	(0.219)	(0.126)	(0.352)	(0.169)	(0.535)	(0.650)
事前期待の平均値整合性		YES	YES				
事後期待の平均値整合性			YES				
事前期待の中位値整合性				YES	YES		
事後期待の中位値整合性					YES		
事前期待の最頻値整合性						YES	YES
事後期待の最頻値整合性							YES
観察数	2,334	1,176	763	1,398	1,042	1,018	604
R-squared	0.233	0.152	0.625	0.179	0.472	0.365	0.613

括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差
*** $p<0.01$，** $p<0.05$，* $p<0.1$

表 11-2. 事前期待と事後期待（点予測値，民間見通し）

被説明変数：事後期待	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
事前期待	0.590***	0.751***	0.918***	0.793***	0.851***	0.702***	0.704***
	(0.0915)	(0.0682)	(0.0401)	(0.0634)	(0.0387)	(0.0835)	(0.141)
トリートメントダミー	−0.295	−0.238	0.0763	−0.142	0.190	0.180	−0.268
	(0.477)	(0.329)	(0.110)	(0.302)	(0.128)	(0.454)	(0.552)
事前期待とトリートメントダミーの交差項	−0.293***	−0.219**	−0.280***	−0.339***	−0.328***	−0.423***	−0.247
	(0.103)	(0.0958)	(0.0548)	(0.0786)	(0.0507)	(0.100)	(0.160)
定数項	1.726***	0.937***	0.0658	1.005***	0.193*	1.209***	0.926*
	(0.420)	(0.289)	(0.0851)	(0.271)	(0.105)	(0.362)	(0.489)
事前期待の平均値整合性		YES	YES				
事後期待の平均値整合性			YES				
事前期待の中位値整合性				YES	YES		
事後期待の中位値整合性					YES		
事前期待の最頻値整合性						YES	YES
事後期待の最頻値整合性							YES
観察数	2,279	1,142	714	1,404	1,042	990	613
R-squared	0.225	0.124	0.721	0.146	0.532	0.288	0.557

括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差
*** $p<0.01$，** $p<0.05$，* $p<0.1$

4.2 トリートメント効果の分析

4.1 ではコントロール・グループの予測値を中心に主に回答誤差の影響を議論してきた．これに続いて本項では，3 節[8]式の枠組みに基づき，トリートメント効果について議論する．点予測値の事後期待を点予測値の事前期待に回帰した結果を，トリートメントの内容別に見たのが表 11-1 から 11-3 である[22]．政府の見通しをトリートメントとしたグループを例に挙げ，モデル(1)～(3)の結果を比較すると，全サンプルから期待が平均整合的ではないサンプルを除いていくに伴い，事前期待の係数は 0.5 弱から 0.8 以上に高まる一方，トリートメントダミーと事前期待の交差項の係数の大きさに目立った

表 11-3. 事前期待と事後期待(点予測値，BOJ 見通し)

被説明変数：事後期待	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
事前期待	0.301***	0.691***	0.868***	0.612***	0.712***	0.559***	0.650***
	(0.0724)	(0.0882)	(0.0450)	(0.0920)	(0.0598)	(0.128)	(0.178)
トリートメントダミー	−0.708	−0.158	−0.0501	−0.536	−0.0635	0.183	−0.577
	(0.448)	(0.334)	(0.120)	(0.359)	(0.152)	(0.550)	(0.681)
事前期待とトリートメントダミーの交差項	−0.0654	−0.258***	−0.176***	−0.173*	−0.196***	−0.332**	−0.144
	(0.0872)	(0.0988)	(0.0598)	(0.100)	(0.0699)	(0.144)	(0.190)
定数項	2.354***	0.899***	0.162	1.311***	0.510***	1.228**	1.191*
	(0.376)	(0.304)	(0.0999)	(0.336)	(0.132)	(0.478)	(0.647)
事前期待の平均値整合性		YES	YES				
事後期待の平均値整合性			YES				
事前期待の中位値整合性				YES	YES		
事後期待の中位値整合性					YES		
事前期待の最頻値整合性						YES	YES
事後期待の最頻値整合性							YES
観察数	2,266	1,152	697	1,379	1,025	998	626
R-squared	0.137	0.182	0.654	0.171	0.437	0.269	0.541

括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差
*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$

表 12-1. 事前期待と事後期待(主観確率から求めた平均値，政府見通し)

被説明変数：事後期待	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
事前期待	0.653***	0.688***	0.788***	0.682***	0.720***	0.728***	0.756***
	(0.0287)	(0.0475)	(0.0494)	(0.0399)	(0.0399)	(0.0364)	(0.0365)
トリートメントダミー	−0.191	−0.0789	0.0558	−0.182	0.0644	−0.0242	0.0438
	(0.143)	(0.177)	(0.153)	(0.175)	(0.171)	(0.190)	(0.148)
事前期待とトリートメントダミーの交差項	−0.0723**	−0.0847	−0.152**	−0.0786	−0.148***	−0.100**	−0.0688
	(0.0360)	(0.0557)	(0.0598)	(0.0481)	(0.0507)	(0.0438)	(0.0468)
定数項	0.853***	0.540***	0.334**	0.602***	0.464***	0.483***	0.375***
	(0.121)	(0.152)	(0.133)	(0.154)	(0.149)	(0.169)	(0.122)
事前期待の平均値整合性		YES	YES				
事後期待の平均値整合性			YES				
事前期待の中位値整合性				YES	YES		
事後期待の中位値整合性					YES		
事前期待の最頻値整合性						YES	YES
事後期待の最頻値整合性							YES
観察数	2,334	1,176	763	1,398	1,042	1,018	604
R-squared	0.450	0.453	0.599	0.464	0.520	0.552	0.667

括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差
*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.1$

変化はない．程度の差はあるが，モデル(4)～(7)の結果と比較しても，中位値整合性や最頻値整合性について同じ含意が得られた．なお，トリートメントの種類別(政府見通し，民間見通し，BOJ 見通し)で結果を比較しても，係数の水準や変化に目立った違いはなかった．

同様に，主観確率から事前・事後それぞれの加重平均値を求め，これを主観確率から得られる事前・事後期待とし，グループ別に事後期待を事前期待に回帰した結果を表 12-1 から 12-3 に示した．どのグループでも共通する特徴として，①事前期待の係数は正で有意，トリートメントダミーの係数はゼロ，両者の交差項目は負で有意またはゼロ，②整合性を満たすサンプル

表 12-2. 事前期待と事後期待（主観確率から求めた平均値，民間見通し）

被説明変数：事後期待	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
事前期待	0.664***	0.720***	0.853***	0.724***	0.790***	0.721***	0.822***
	(0.0349)	(0.0432)	(0.0300)	(0.0398)	(0.0344)	(0.0466)	(0.0341)
トリートメントダミー	−0.0518	0.107	0.134	0.168	0.298**	0.238	0.375***
	(0.147)	(0.161)	(0.110)	(0.156)	(0.138)	(0.172)	(0.134)
事前期待とトリートメントダミーの交差項	−0.113***	−0.133**	−0.229***	−0.141***	−0.272***	−0.125**	−0.267***
	(0.0403)	(0.0533)	(0.0488)	(0.0476)	(0.0466)	(0.0541)	(0.0495)
定数項	0.642***	0.306**	0.117	0.234*	0.184*	0.0886	0.0513
	(0.128)	(0.133)	(0.0775)	(0.131)	(0.107)	(0.146)	(0.0904)
事前期待の平均値整合性		YES	YES				
事後期待の平均値整合性			YES				
事前期待の中位値整合性				YES	YES		
事後期待の中位値整合性					YES		
事前期待の最頻値整合性						YES	YES
事後期待の最頻値整合性							YES
観察数	2,279	1,142	714	1,404	1,042	990	613
R-squared	0.448	0.512	0.652	0.490	0.546	0.540	0.631

括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差
*** $p<0.01$，** $p<0.05$，* $p<0.1$

表 12-3. 事前期待と事後期待（主観確率から求めた平均値，BOJ 見通し）

被説明変数：事後期待	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
事前期待	0.613***	0.653***	0.843***	0.655***	0.655***	0.650***	0.712***
	(0.0358)	(0.0515)	(0.0470)	(0.0470)	(0.0547)	(0.0439)	(0.0477)
トリートメントダミー	−0.177	0.0142	0.0835	−0.00417	−0.0427	−0.0812	−0.0140
	(0.168)	(0.185)	(0.134)	(0.185)	(0.184)	(0.178)	(0.192)
事前期待とトリートメントダミーの交差項	−0.0616	−0.0741	−0.162***	−0.0839	−0.103	−0.0683	−0.103*
	(0.0411)	(0.0592)	(0.0586)	(0.0540)	(0.0627)	(0.0524)	(0.0605)
定数項	0.868***	0.491***	0.0707	0.504***	0.547***	0.493***	0.412**
	(0.151)	(0.161)	(0.114)	(0.162)	(0.165)	(0.151)	(0.169)
事前期待の平均値整合性		YES	YES				
事後期待の平均値整合性			YES				
事前期待の中位値整合性				YES	YES		
事後期待の中位値整合性					YES		
事前期待の最頻値整合性						YES	YES
事後期待の最頻値整合性							YES
観察数	2,266	1,152	697	1,379	1,025	998	626
R-squared	0.427	0.474	0.641	0.439	0.469	0.498	0.588

括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差
*** $p<0.01$，** $p<0.05$，* $p<0.1$

に限定すると，多くの場合で事前期待の係数は1に近づく，③但し，点予測値の結果と比較すると，整合性の有無による係数の違いは限定的である，ことなどが挙げられる[23]．

これらの結果から，点予測値・主観確率から得られた平均値を用いて事前・事後期待の関係を検証した結果，いずれのグループでも，回答の整合性が高いサンプルでは回答誤差が推計結果に及ぼす影響が相対的に小さくなる傾向が示唆され，回答誤差と整合性指標の間に一定の関係があるという前提の下，理論モデルの予想と整合的となった．また，点予測値と主観確率から得られた平均値での推計結果を比較すると，後者では整合性の有無による影響が限定的であ

った．

5. 結語

一般消費者の間で，インフレ予測がどのような水準になっているか，その決定メカニズムはどのようになっているかは，現在のマクロ経済学及びマクロ経済政策にとって極めて重要な問題であるが，その実証分析には多くの困難が伴っている．本稿では，インフレ期待に関する独自調査を行い，点予測および主観的確率分布の両方の情報を収集すると同時に，期待形成に関するベイズ更新ルールに基づく経済実験を行うことで，一般消費者のインフレ予測の調査方法として適切なものはどのようなものか，調査結果にどの程度誤差が含まれているか，さらには人々の期待形成において，ベイズ更新ルールのような期待形成メカニズムが成立しているか考察した．

主要結果は次のとおりである．点予測と主観的確率分布に基づく平均値や中央値，最頻値等の各種統計量間の整合性は5割程度であり，アメリカ合衆国における専門家に対する調査の8割に比べ著しく低かった．点予測の回答は，分布から得られた平均値や中央値に比べて，水準・分散・回答誤差ともに大きく，特に，点予測に基づくインフレ期待変数の分散の約60%が回答誤差によるものである一方で，主観的確率分布に基づくインフレ期待変数では，回答誤差の割合は30%程度に過ぎなかった．これは，点予測に基づく調査には非常に大きな回答誤差が含まれていることを示している．整合的な観察値に限定すると，分散は小さくなり，平均値や中央値も実現値とそれほど大きな乖離はなくなる．これは，インフレ期待調査を行う際に，主観的分布と点予測の両方を質問し，整合的な回答に限定することで，回答誤差の問題を軽減可能であり，かつ，より「自然」な結果を得ることができることを示している．一方，経済実験の結果，将来インフレ予測に有用な情報を与えたグループの整合性は上昇しており，二つの質問への回答は，いずれも理論と整合的な動きを示した．このことから，今回の調査結果では，ごく短時間の経済実験で主観的確率分布でも有意なトリートメント効果がみられ，主観的確率分布は点予測に比べマクロ経済ショックに対する調整が遅い，としたClements(2010)の指摘は観察されなかった．

本稿における回答誤差の計算は試算であり，改善の余地がある．例えば，ここで行った調査には学歴や年齢，職種などの情報があり，それらは回答誤差や整合性有無に何らかの影響を与えると考えられる．したがって，それらの利用可能な情報を活用した二段階推計を行うことで，合理性の検証をより厳密に行うことが可能であると思われる．また，整合的な回答を行う可能性の高い家計属性を抽出し，点予測しか含まれない過去の調査に対して本分析結果を応用することで，なんらかのフィルターリングを行い，インフレ予測調査の精度向上が可能であるか否かも検討に値すると思われる．また，0%や5%といったきりのよい数値に対する集中(Heaping)への影響も今回は考察しておらず，将来の課題としたい．

(一橋大学経済研究所†・
内閣府経済社会総合研究所††)

注

＊　本研究はJSPS科研費16H06322，15H01945，18H00864の助成を受けている．本稿の執筆にあたっては村澤康友氏及び一橋大学経済研究所定例研究会参加者より極めて有益なコメントを頂いた．記して謝意を表したい．

1)　この分野の先駆者による近年の包括的サーベイとしてManski(2018)が挙げられる．

2)　さらに，Engelberg *et al.*(2009)は議論を進め「インフレ調査を行うときには点予測の質問をすべきではない(the agencies who commission forecasts should not ask for point predictions)，p. 40」と論じている．

3)　Ehrmann *et al.*(2017)等．

4)　サーベイ論文にはPesaran and Weale(2006)がある．

5)　これらの研究のうち，Coibion *et al.*(2018)は企業に対するサーベイの結果を分析しているが，その他は消費者サーベイ結果を用いている．

6)「インフレ期待と学習に関する意識調査」㈱インテージ)．

7)　調査には本稿で使用した結果に関するもの以外の設問も含まれることに留意が必要である．

8)　残りの3グループでは，トリートメントとして

分野別の CPI 前年比上昇率の実績値が示された．

9）調査の流れの詳細は Abe and Ueno（2016）を参照．

10）なお，予測を尋ねる前の導入として過去 1 年間のインフレ実感を尋ねており，予測の回答は実感の回答と一定程度相関している．

11）選択肢は「上がる ＋10% 以上，上がる ＋5～＋10% 未満，上がる ＋2～＋5% 未満，上がる 0～＋2% 未満，下がる▲2～0% 未満，下がる▲5～▲2% 未満，下がる▲10～▲5% 未満，下がる▲10% 未満」の 8 つである．

12）離散分布から標準偏差を計算する際，D'Amico and Orphanides（2008）による手法を参考にした．具体的には，各選択肢の中位値と回答された主観確率の値を用いて，主観的期待値及び主観的標準偏差を計算した．なお，両端のセルに正の確率を回答している場合は，本稿では全員の主観確率の累積値に対して当てはめた正規分布を基に両端のセルに該当する条件付期待値を計算し，これを上限値・下限値の推定量として同様の計算を行った．具体的には，事前期待分布の上限・下限の値はそれぞれ －11.937，12.914，事後期待分布の場合はそれぞれ －10.915，11.228 を用いた．

13）境界値上にある場合も「整合的」と見なした．

14）最も高い区間を選ぶ際，主観確率を区間の幅で基準化した．

15）なお，最も高い確率が 2 つ以上の区間で出現しているサンプルについては，インフレ期待値が最も高い区間の中に点予測値が含まれているか否かで判定している．

16）分散に添字 t が付されていないのは，インフレ期待の分散は時点に依存せず一定という強い仮定を置いているためである．時点間での分散の違いに焦点を当てた検証は Abe and Ueno（2016）で行っている．

17）なお，事前・事後両期待の上下 5% 値を落としたトービットモデルの推計結果でも，表 7 と整合的な結果が得られたことから，上述の結果は外れ値に関して頑健な結果と考えることができる．

18）本稿では，回答誤差と「真の」予測水準の間には有意な相関を想定していないが，何らかの関係がある可能性も考えられ（例えば真の予測水準が高いほど誤差も大きいなど），モデル（2），（3）及び（5），（6）の結果には一致性がない．この点の改善は今後の検討課題としたい．

19）表 8-1，8-2 のモデル（2），（3），（5），（6）の結果についても，表 7 と同様一致性については今後の課題である．脚注 18 参照．

20）表には示さないが中位値整合性，最頻値整合性を用いた推計結果についても頑健性が確認できた．

21）表 9 のモデル（2），（3），（5），（6），（8），（9）の一致性については，脚注 18 に指摘したのと同様，今後の検討課題である．

22）表 11-1 から 11-3 のモデル（3），（5），（7）の一致性については，今後の検討課題である（脚注 18 参照）．

23）煩雑さを避けるため結果表は掲載しないが，表 12-1，2，3 についても分布の上限・下限を ±20 に変更した推定を行い，結果の頑健性を確認した．いずれのグループでも，平均値整合性については整合的なサンプルが増え，中位値整合性については微増ないし不変，最頻値整合性については減少し，係数の絶対値に若干の変化は見られたが，本文で指摘した含意は変わらなかった．

参考文献

Abe, N. and Ueno, Y.（2018）"Mechanism of Inflation Expectation Formation among Consumers," mimeo.

Abe, N. and Ueno, Y.（2016）"Impact of Measurement Errors in Survey Data and the Update Formula of Inflation Expectations," mimeo.

Armantier, O., Nelson, S., Topa, G., Van Der Klaauw, W. and Zafar, B.（2016）"The Price is Right: Updating Inflation Expectations in a Randomized Price Information Experiment," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 98, Issue 3, pp. 503–523.

Binder, C.（2017）"Measuring Uncertainty Based on Rounding: New Method and Application to Inflation Expectations," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 90, pp. 1–12.

Binder, C. and Rodrigue A.（2018）"Household Informedness and Long-Run Inflation Expectations: Experimental Evidence," *Southern Economic Journal*, Vol. 85, No. 2. pp. 580–598.

Cavallo, A., Cruces, G. and Perez-Truglia, R.（2017）"Inflation Expectations, Learning and Supermarket Prices: Evidence from Field Experiments," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 9, No. 3, pp. 1–35.

Clements, M. P.（2009）"Internal Consistency of Survey Respondents' Forecasts: Evidence Based on the Survey of Professional Forecasters," In *The Methodology and Practice of Econometrics. A Festschrift in Honour of David F. Hendry*, Castle JL, Shephard, N（eds）. Oxford University Press: Oxford; pp. 206–226.

Clements, M. P.（2010）"Explanations of the Inconsistencies in Survey Respondents Forecasts," *European Economic Review*, Vol. 54, No. 4, pp. 536–549.

Clements, M. P.（2014）"Probability Distributions or Point Predictions? Survey Forecasts of US Output Growth and Inflation," *International Journal of Forecasting*, Vol. 30, Issue 1, January-March 2014, pp. 99–117

Coibion, O., Gorodnichenko, Y. and Kumar, S.（2018）"How Do Firms form Their Expectations? New Survey Evidence," *American Economic Review*, Vol. 108, No. 9, pp. 2671–2713.

D'Amico, S. and Orphanides, A.（2008）"Uncertainty and Disagreement in Economic Forecasting," Finance and Economics Discussion Series 2008-56, Board of Governors of the Federal Reserve System（U.S.）.

Ehrmann, M., Pfajfar, D. and Santoro, E.（2017）"Consumers' Attitudes and Their Inflation Expectations," *International Journal of Central Banking*, Vol. 13, No. 1, pp. 225–259.

Engelberg J, Manski C. F. and Williams, J. (2009) "Comparing the Point Predictions and Subjective Probability Distributions of Professional Forecasters," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 27, No. 1, pp. 30–41.

Lamont O. A. (2002) "Macroeconomic Forecasts and Microeconomic Forecasters," *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 48, Issue 3, pp. 265–280.

Manski, C. F. (2018) "Survey Measurement of Probabilistic Macroeconomic Expectations: Progress and Promise," in *NBER Macroeconomics Annual 2017*, Vol. 32, edited by Eichenbaum and Parker.

Murasawa, Y. (2013) "Measuring Inflation Expectations Using Interval-Coded Data," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 75, Issue 4, pp. 602–623.

Pesaran, M. H. and Weale, M. (2006) "Survey Expectations," in Elliott, G. *et al.*(Eds.) *Handbook of Economic Forecasting*. Elsevier, North-Holland, vol. 1, pp. 715–776.