

【調 査】

サーベイ調査におけるインフレ期待の不確実性の計測に関する一考察¹⁾

阿部修人・上野有子

インフレ期待は現代のマクロ経済学・経済政策における最重要変数の一つであるが、その計測に関し、いまだ確立された手法は存在しない。特に、経済主体間でインフレ期待が異なる場合、それは単なる平均値の違いのみならず、分散など、分布そのものが主体間で異なる可能性がある。しかしながら、経済主体に対して将来変数の分布の形状そのものを質問するサーベイは限られており、過去のインフレ期待調査の多くでは、点推定のみ調査されている。近年提案された Binder(2015)の指標は、点推定の調査結果から、個々の主体レベルの分散の代理変数を推計するものであり、それが可能であれば、インフレ期待の分析は飛躍的に進展することが予測される。本稿では、独自サーベイを用い、Binderの提案した不確実性指標が、主観的確率に基づいて求められた個々人のインフレ期待の分散とどのような関係にあるか分析した。その結果、Binder指標と主観分散の相関は、他の要因をコントロールすると必ずしも強いとは言えないが、仮にあるインフレ期待調査結果で主観的確率に関する情報が取れない場合でも、Binder指標はインフレ期待の標準偏差を推計するのに有益であることが示された。但し、Binder指標が推計結果のパフォーマンスを大きく改善するわけではなく、その貢献は限られたものにとどまった。

JEL Classification Codes: E31, C81, D80

1. 導入

将来の物価変化率に関する予測、インフレ期待は Fischer(1930)が有名なフィッシャー方程式において実質金利を定義する際に経済学に導入された。後年、Phelps(1967)と Friedman(1968)がフィリップス曲線に期待インフレ率を導入して以降、現代に至るまで、インフレ期待はマクロ経済学において非常に重要な役割を果たしている。無論、現在の経済学においては、インフレ率のみならず所得や生産性等、多くの経済変数の将来値に関する不確実性が重要な役割を演じているが、中でもインフレ期待は、多くの中央銀行が昨今採用しているいわゆる非伝統的金融政策での波及経路として、アカデミズムや政策当局者のみならず、日々の新聞や雑誌などでその動向が報じられるほど注目される経済指標となっている。

インフレ期待がフィリップス曲線に導入された後、家計や企業が直面する不確実性を理論的に扱う手法は、不確実性下の動学的最適化問題

として定式化され、その計算方法も飛躍的な進化を遂げている。しかしながら、インフレ期待に関する実証分析を行う場合、分析者は今も昔も変わらない深刻な問題に直面することになる。それは、各経済主体が直面・認識する将来の不確実性を直接観察できる機会が非常に限られていることである。一部の商品や証券に関しては先物市場での価格からある程度の将来予測に関する情報を得ることが可能であるが、現在でも家計や企業が予測する様々な経済変数の将来における確率分布の情報を観察することは困難である。

1970年代以降、マクロ経済学において非常に重要な役割を果たしている合理的期待形成仮説に従えば、各経済主体が認識する確率分布は、経済モデルから理論的に導き出される確率分布と一致する。この仮定の下では、分析者は、経済全体のシステムから生み出されるユニークな確率分布のみを推計するだけでよく、個々の主体レベルでの確率分布を計算する必要がなくなり、分析は容易となる。しかしながら、近年の

多くの研究では合理的期待仮説は棄却される傾向にある。合理的期待形成仮説の下では、全ての経済主体が、正しい経済モデルの形状を知り、かつ、経済に無数に存在する全ての確率変数の真の確率分布を知っていると想定されている。現在の多くの研究では、個々の家計にそのような知識を想定することは非現実的であり、家計や企業が持つ経済モデルの理解や主体ごとの情報集合は多様であると指摘されている²⁾。マクロ経済変数ではなく、各経済主体固有の変数、例えば個人の将来所得や企業の商品価格や株価等に関しては経済主体間で異なる確率分布に直面していると仮定することが自然であろう。

個々の経済主体が直面する不確実性を直接観察できなくとも、経済理論を用い、観察可能な変数から間接的に個々の主体の直面する確率分布を推計することは、ある程度可能である。例えば、不完備市場下でのライフサイクルモデルを用いれば、効用関数の形状について一定の仮定を置くことで、観察された過去の所得と消費データから個々の家計が直面する将来所得の不確実性をある程度推計することが可能である。しかしながら、経済理論を仮定しない場合、確率分布に強い仮定をおく必要が出てくる。個々の経済主体が直面する確率変数の分布が全ての主体間で共通であり、かつ過去と将来でも同一と仮定すれば、一度のクロスセクションデータから将来の確率分布を知ることが可能である(Dardanoni 1991 等)。さらに、パネルデータがあれば、時間方向の同一性を緩和することが可能であり、所得の恒常ショックや一時ショックなど、より複雑な確率過程を推計することが可能であるが(Abowd and Card 1989, Guvenen 2009)、いずれも、非常に強い仮定を確率分布に課す必要がある。この仮定は、例えば急速に変化するマクロ政策の影響を受けるような変数、インフレーションや株価、為替等の分析を行う場合は非常に強い制約となる。金融政策が大きく変化することが分かった時点で、たとえ過去の実績値が非常に安定的であったとしても、経済主体の将来予測は大きく変化しうる。将来の物価変化率に関する人々の予測は、まさ

にそのような変数であろう。さらに、確率変数の分布が経済主体間で異なる可能性も高い。研究者はどのようにすれば、個々の主体レベルでの確率変数の分布の形状を知ることが出来るだろうか？

経済理論や定常性に頼らずに推計する一番単純な手法は、人々に将来の出来事についての期待を直接尋ねることである。この方法は早くから考案されていたものの、経済学者は1960年代初めまではサーベイで期待を計測する方法の有用性を疑問視してきた(Juster, 1966)。それでも個人の持つ期待を直接調べる調査は一部で継続して行われ、特に1990年代以降になると、消費者や企業の意思決定には将来期待、及びその不確実性が強く影響しているはず、との考えから、例えばアメリカの主要なサーベイでも主観的確率を尋ねる項目が含まれるようになった³⁾。さらにManski(2004)は様々な分野での期待ないし将来事象に関する主観確率を尋ねる調査及びそれを用いた研究が成功を収めていることを指摘し、それらの将来性を主張した。

従来サーベイでは人々の期待を一つの数値(点推定値)で回答させるケースが多く、その背後の確率分布について情報を得ることは困難であった。既存研究では、点推定値のクロスセクション分散をその推定値の不確実性の代理変数とする考え方がしばしば用いられてきたが、こうしたアプローチの論理的な誤りはすでにZarnowitz and Lambros(1987)で指摘されている。以降経済学者の間では、クロスセクションサーベイデータの点推定値の分散が、各経済主体の期待の不確実性の代理変数となりうるのか議論が続いているが、実証研究から得られた結論は割れている(Rich and Tracy, 2010, Lahiri *et al.* 2010, Boero *et al.* 2015)。

これらの議論と並行して、上述の通り点推定値を尋ねるだけでなく、期待の不確実性を測るため個々の経済主体の主観的確率分布をサーベイで直接尋ねる試みも少しずつ広まりつつある。確率的な考え方が一般の人にはわかりにくい可能性があるため当初は専門家に限定されていた調査対象(Engelberg *et al.*, 2009)も、設問等を

工夫することにより一般の消費者に拡大し成功を収めたことから(De Bruine de Bruin *et al.*, 2011), ここ数年マイクロレベルの主観確率分布情報を直接実証研究に用いる研究成果の蓄積が進んでいる。

個々の主体・マイクロレベルのサーベイによる主観確率分布情報に多くの情報が含まれていることが知られるようになってきているが、そのようなサーベイは現在においても一般に行われているとは言い難い。例えば、日本銀行による将来予測調査である「全国企業短期経済観測調査」や「生活意識に関するアンケート調査」、European Union の Business and Consumer Sentiment Survey では、将来のインフレーションや景気動向に関する点推定は質問していても、その分布については調査していない。アメリカ合衆国の代表的なサーベイである Michigan Survey of Consumers においても、インフレ期待の項目に関しては点推定のみである。

近年、Binder (2015) は興味深い手法を提示している。それは、各主体の答える点推定の値から各主体の直面する不確実性の程度を推計するものである。すなわち、主体ごとに異なる分散等、点推定以外の質問を加えることなしに、主体間で不確実性がどの程度異なるかを定量的に示すことを可能にする手法を提案した。もしこの手法が有効であれば、過去に行われた、点推定しか含まないサーベイ調査にも応用可能であり、経済主体の直面する不確実性の「違い」に関する知識が飛躍的に増加することになる。

Binder (2015) は、自らの提唱する手法で計算された個人別不確実性指標が、確率分布を直接質問した場合に得られる不確実性指標とどの程度相関があるか検証していない。そこで、本稿は、インフレ期待に関する独自サーベイを行い、Binder により提唱された個人別不確実性指標が、どの程度、確率分布を直接質問した場合に得られる二次モーメントと関係があるか考察した。その結果、Binder が提唱した手法により計算された個人別セカンドモーメントと、確率分布を直接質問した場合に得られるセカンドモーメントとの相関は 0.4 と比較的大きく、年齢

や学歴、所得等、観察可能な個人属性をすべてコントロールした後でも有意な相関は残った。個人属性コントロール後の相関は決して大きいとは言えず、計測誤差の大きい指標として取り扱う必要があるものの、過去に行われた意識調査等、個人別不確実性指標が存在しない場合、Binder による不確実性指標は事実上唯一の不確実性に関する指標として価値があると考えられる。

2. インフレ期待の個人別不確実性の重要性

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。

各経済主体は、今期(t 期)に、来期($t+1$ 期)のインフレ率 π_{t+1} を予測する際に、今期利用可能な情報 S_t を用いるが、その情報には平均ゼロ、分散 $\sigma_{\varepsilon,t}^2$ の正規分布に従うノイズ ε_t が含まれていると仮定する。すなわち、

$$S_t = \pi_{t+1} + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon,t}^2).$$

今期の情報 S_t が来る前の事前のインフレ期待 π_{t+1}^0 もまた、平均 μ_{t+1}^0 、分散 $\sigma_{\pi,0}^2$ の正規分布に従うと仮定する。すなわち、

$$\pi_{t+1}^0 \sim N(\mu_{t+1}^0, \sigma_{\pi,0}^2).$$

このとき、ベイズ公式より、情報 S_t が利用可能な場合の将来インフレ率の条件付き期待値および条件付き分散は下記の式で表すことができる。

$$E[\pi_{t+1}^1 | S_t] = \frac{\sigma_{\varepsilon,t}^2}{\sigma_{\varepsilon,t}^2 + \sigma_{\pi,0}^2} \mu_{t+1}^0 + \frac{\sigma_{\pi,0}^2}{\sigma_{\varepsilon,t}^2 + \sigma_{\pi,0}^2} S_t, \\ \text{Var}(\pi_{t+1}^1 | S_t) = \frac{\sigma_{\pi,0}^2 \sigma_{\varepsilon,t}^2}{\sigma_{\pi,0}^2 + \sigma_{\varepsilon,t}^2}.$$

条件付き期待値および条件付き分散いずれの式においても、事前のインフレ期待の分散 $\sigma_{\pi,0}^2$

と情報に含まれるノイズの分散 $\sigma_{e,t}^2$ が重要な役割を果たしている。条件付き期待値の場合は、事前のインフレ期待の分散が大きいくほど、情報 S_t が与えるインフレ期待の変化は大きくなる。また、条件付き分散の改定式の場合は、事前のインフレ期待の分散が大きいくほど事後の分散も大きくなる。

マクロ経済学においてしばしば仮定される合理的期待仮説では、経済の全主体は、同一の経済モデル及び情報集合を用いてベイズ公式に従い、将来の期待形成を行う。上記の式では、 S_t が全期間、全ての主体間で共通であることを意味する。この場合、主体間で事前のインフレ期待 π_{t+1}^0 が同一になることが知られている。すなわち、インフレ期待形成に関しては、全ての主体が同一となってしまう。この合理的期待形成仮説は、しばしば、完全情報下(Full Information)での合理的期待形成仮説とも呼ばれる。それに対し、各主体がベイズ公式にしたがって期待形成を行うと仮定しても、情報 S_t が各主体で異なると仮定する場合を、制限付き情報下(Limited Information)での合理的期待形成仮説と呼ぶ。近年の多くの実証分析では、完全情報下での合理的期待形成仮説は棄却される傾向が強い。経済予測の専門家の間でも将来のインフレ予測値に相当程度のばらつきがあることを考えると、全ての経済主体でインフレ期待が同一であるという完全情報下での合理的期待形成仮説が各種アンケート調査により直ちに棄却されてしまうことは仕方ないと思われる。

一方、制限付き情報下での合理的期待形成仮説は、現在のインフレ期待分析において中心的な役割を果たしている。もしも S_t が主体間で異なれば、その情報に含まれるノイズの分散 $\sigma_{e,t}^2$ も主体間で異なるはずであり、したがって、事前のインフレ期待の分散 $\sigma_{\pi,0}^2$ もまた家計間で異なることになる。これは、制限付き情報下での合理的期待形成仮説を検証するには、人々のインフレ期待の分散 $\sigma_{\pi,0}^2$ の情報が必要であることを意味する。

3. Binderによる不確実性指標

前節において、制限付き情報下での合理的期待形成仮説を検証するには、主体間でのインフレ期待の分散情報が必要であることを指摘した。しかしながら、多くの期待調査では分散に関する調査をしておらず、モデルの推計が不可能になっている。Binder(2015)は、独自の不確実性指標(以下「Binder指標」)により、分散情報を間接的に推計する手法を提案した。

Binder指標とは、サーベイでインフレ期待を尋ねた場合の回答が5の倍数(0%, 5%, 10%など)であれば1、それ以外であれば0を取る二値指標である。Binder(2015)によれば、言語学などでは従前より、5の倍数のような切りの良い数と不確実性の間に密接な関係があることが指摘されている。例えば、人々は切りの良い数を見ると、真の値はその近辺にあるが丸められていると受け取る、と考えられている。確かに、経済学でも多くのサーベイで、勤続年数や所得を自己申告させると、5ないし10の倍数のところに堆積ができることはよく知られている。こうした回答傾向は、人々の記憶がややふやで正確な答えがすぐにわからない場合にみられるほか、例えばインフレ期待を答える際「 $x\%$ から $y\%$ の間」を予想しているものの正確な値を特定できなければ x と y の間の切りの良い数を答えるケースが考えられる(Manski and Molinari, 2010)。

これらの議論に基づき、Binder(2015)は消費者に対するサーベイ調査回答のインフレ期待の分布が5の倍数で山になっていることから、5の倍数の回答には不確実性が相対的に高く、丸められているものが数多く含まれていると想定した。Binder(2015)は、インフレ期待における5の倍数の割合の変動と様々なマクロ変数との長期の相関を分析しているが、前述のとおり自身が提唱した指標が、どの程度、個々の主体レベルでの不確実性と対応しているか検証していない。そこで、本稿では、独自サーベイを行い、Binder(2015)の提唱した指標が、主体レベルでの不確実性指標とどのような関係にあるかを考

察する。

4. データ

本稿で用いるデータは一橋大学が独自に行った2度の消費者に対するアンケート調査結果⁴⁾である。アンケート調査は、消費者のインフレ期待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1月下旬から2月初めの期間と、同11月中旬の2回、基本的に同一のフレームワークで実施した。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抽出したおよそ2万人(1回目:1-2月調査)と6万人(2回目:11月調査)⁵⁾で、有効回答数は1回目調査で14,426、2回目調査では14,835であった⁶⁾。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る。両調査ともに、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。

この調査では、何らかの公表情報を提示することで、消費者のインフレ期待が情報提示の前後でどのように変わるのか調べている⁷⁾。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」(設問A)を尋ねる⁸⁾。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、このインフレ期待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⁹⁾)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(%)で回答してもらう。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。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。提示する情報の内容は情報グループごとに異なるが、大別すると政府や日銀など専門機関の予測か、物価全般ではなく一部の身近な品物などの物価動向などに分けられ、インフレの先行きを予想するための情報源としては信頼度の観点から違いがあるようなバリエーションを設けた。

本稿では、設問Aの回答、すなわち情報提示前のインフレ期待を「事前期待」と呼ぶ。また2節で論じたようにインフレ期待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(各区分の中位値、両端は端点値)を用いて期待の標準偏差を求め、これを「事前期待の標準偏差」と呼ぶ。また、事前期待を用いて前節で説明したBinder指標を推計した。これら事前期待に関する要約統計量と、主な回答者属性の要約統計量を1回目調査結果、2回目調査結果のそれぞれについて整理した結果が表1である。

調査結果をみると、事前期待に100%を超える値など外れ値が散見されることから、表の脚注にあるようにそれぞれの変数の平均から5標準偏差以上離れた結果は外れ値として集計対象から除外した。外れ値処理後も、事前期待のバラつきは2回目調査のほうが1回目調査より大きく、特に右裾に大きめの値が分布していることから、事前期待の平均値は2回目調査のほうが低いにもかかわらず、例えば事前期待の3乗値の平均を比べると2回目調査のほうがはるかに大きな値となっている。Binder指標でみるとHタイプの比率は1回目調査結果のほうがやや高い。その他の属性については、母集団とともに2010年国勢調査であることもあり、1回目・2回目調査結果でほぼ同一の結果になった。

なお、事前期待の平均値はどちらの結果でも5%を超え、実現インフレ率よりも大幅に上振れしている。但し、主観的確率に基づいて各人

表 1. 要約統計量(1 回目調査・2 回目調査)

	1 回目調査結果		2 回目調査結果	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
事前期待の標準偏差	6.451	(4.161)	6.578	(4.380)
事前期待	6.602	(5.383)	5.429	(7.019)
事前期待の二乗	72.557	(145.774)	78.737	(272.040)
事前期待の三乗	1128.553	(5588.681)	2112.429	(12440.090)
女性	0.484	(0.500)	0.502	(0.500)
年齢	44.722	(12.016)	46.049	(13.854)
年齢の二乗	2144.444	(1052.241)	2312.415	(1278.786)
家族人数	2.845	(1.288)	2.865	(1.426)
世帯所得(対数値)	6.332	(0.378)	6.112	(0.684)
学歴, 高卒以下	0.259	(0.438)	0.197	(0.398)
学歴, 大学以上	0.456	(0.498)	0.316	(0.465)
職業, 自営	0.068	(0.252)	0.064	(0.244)
職業, 専業主婦	0.157	(0.364)	0.101	(0.301)
職業, 無職	0.146	(0.354)	0.135	(0.342)
職業, パートタイム及び内職	0.088	(0.283)	0.184	(0.388)
年齢×女性	21.465	(23.697)	23.222	(25.123)
所得(対数値)×女性	3.060	(3.169)	3.049	(3.073)
事前期待が H タイプ(H)	0.387	(0.487)	0.353	(0.478)
H×年齢	17.174	(22.872)	16.294	(23.514)
H×所得(対数値)	2.447	(3.091)	2.156	(2.948)
H×女性	0.193	(0.394)	0.179	(0.384)
H×事前期待	2.907	(5.276)	2.774	(6.976)
H×事前期待の二乗	36.287	(104.742)	56.350	(265.109)
H×事前期待の三乗	581.971	(3071.142)	1804.057	(12192.700)

注) 各調査結果のうち平均から 5 標準偏差以上離れたサンプルを除いたものを対象に集計。
H タイプとは, Binder 指標で H タイプであることを指す。

の標準偏差を計算すると、平均値は 6.5 程度と平均の水準に比して意外に低い。他方 Binder 指標の推計結果をみると、いわゆる「丸め」の回答をした人の割合は 4 割弱とかなり高いことがわかる。

事前期待の分布をヒストグラムで詳細に見てみると、Binder 指標を取り上げる意義が顕著になる。図 1 は 1 回目・2 回目調査の事前期待のヒストグラムで、5 の倍数値に該当する度数を斜線で示している。いずれの調査結果でも、

0, 5, 10 の 3 か所に突出した山があり、15, 20, 30 とさらに値が大きくなると 5 の倍数以外の回答はほとんど見られなくなるのに対し、5 の倍数値だけは回答が分布していることがわかる。両調査で事前期待の平均値が 5 以上と大きく上振れしているのは、5 や 10 などの 5 の倍数に回答が集まる傾向があることが一因となっていることが指摘できる。

次に、Binder 指標の推計結果について情報グループごとにやや詳しくみてみる。なお、以

図 1. 事前期待分布(1 回目調査・2 回目調査)

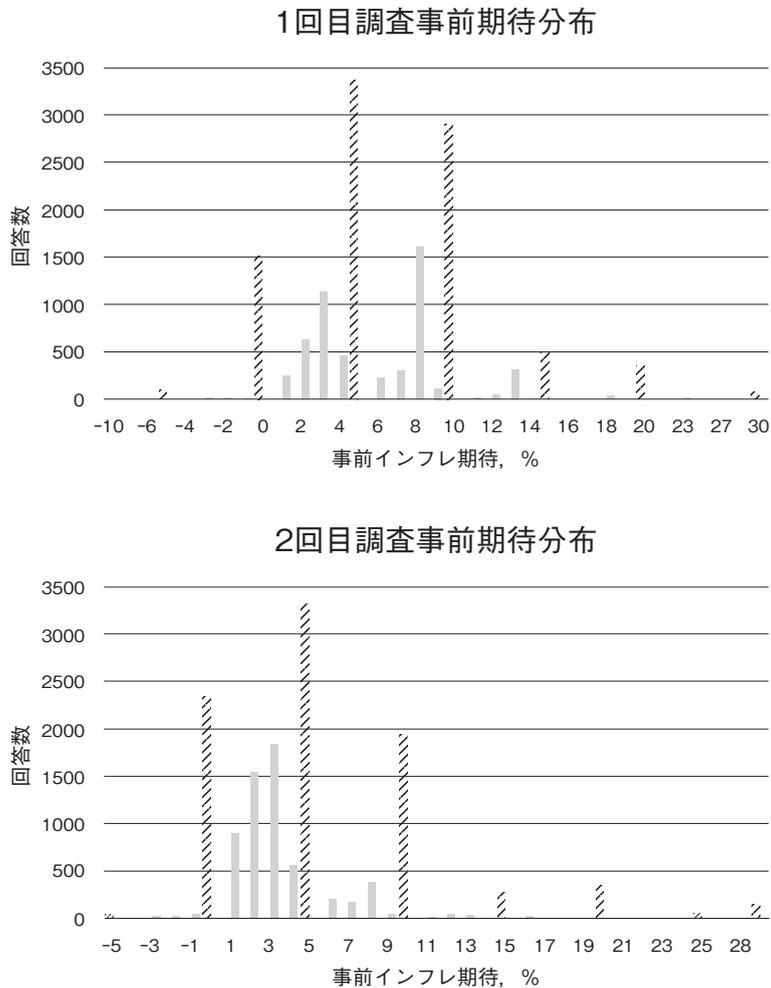


表 2. 5の倍数の回答シェア(グループ別, 事前事後期待別)

グループ	事前期待(A)	事前期待(B)	(B) - (A)
1	0.579	0.505	-0.074
2	0.599	0.474	-0.125
3	0.606	0.476	-0.130
4	0.585	0.600	0.014
5	0.596	0.693	0.098
6	0.609	0.671	0.062
Total	0.595	0.569	-0.026

下では設問Cの回答を「事後期待」と呼び、2回目調査結果を用いて情報の事前と事後の比較も行った。5の倍数が全回答に占める比率は事

前期待で6割近くとかなり高く、情報トリートメント後は情報グループ間で比率がかなり異なっている(表2)。

Binder 指標は 5 の倍数の単純なダミー変数ではなく、5 の倍数の回答者にも十分な情報を持ち不確実性は低いと期待がちょうど 5 の倍数だった人もいと仮定されている。すなわち、回答者は不確実性が高い H タイプと低い L タイプの両タイプに区分され、回答が 5 の倍数ではない人々は全員 L タイプである一方、5 の倍数の人々の一部は H タイプ、一部は L タイプで、分析者は 5 の倍数の回答者のタイプを識別することはできない。しかしながら 2 タイプの混合分布モデル (Finite mixture model) を推定することで、5 の倍数のうち H, L 各タイプの比率を求めることができる。

推定の手順は以下の通りである。回答者 i ($i = 1, 2, \dots, N$) の t 期 (ここでは事前、事後の 2 期) のインフレ期待回答 (点推定値) を R_{it} とし、Manski and Molinari (2010) の考え方に従って回答者 i の期待は区間 $[R_{it}^L, R_{it}^H]$ にあると想定する。区間 $[R_{it}^L, R_{it}^H]$ は回答が 5 の倍数か否かで下記のように表せる。

$$\begin{aligned} & \text{回答が 5 の倍数であれば,} \\ & [R_{it}^L, R_{it}^H] = [R_{it} - 2.5, R_{it} + 2.5], \\ & \text{回答が 5 の倍数以外であれば,} \\ & [R_{it}^L, R_{it}^H] = [R_{it} - 0.5, R_{it} + 0.5]. \end{aligned}$$

また、H タイプの回答 R_{it} は正規分布 $N(\mu_{Ht}, \sigma_{Ht}^2)$ に、L タイプの回答 R_{it} は正規分布 $N(\mu_{Lt}, \sigma_{Lt}^2)$ に従っていると仮定する。Binder (2015) の議論に従えば、 t 期の回答 R_{it} の分布は 2 種類の確率質量関数 (probability mass functions, pmf) の混合になっている。L タイプ、H タイプそれぞれの pmf (ϕ_{it}^L, ϕ_{it}^H) は下記のような正規分布の離散確率分布で表せる。

$$\begin{aligned} \phi_{it}^L &= P(R_{it} = j | i \text{ is } L\text{-type}) \\ &= \int_{j-0.5}^{j+0.5} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{Lt}^2}} e^{-\frac{(x-\mu_{Lt})^2}{2\sigma_{Lt}^2}} dx, j = \dots, 0, 1, 2, \dots \\ \phi_{it}^H &= P(R_{it} = j | i \text{ is } H\text{-type}) \\ &= \int_{j-2.5}^{j+2.5} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{Ht}^2}} e^{-\frac{(x-\mu_{Ht})^2}{2\sigma_{Ht}^2}} dx, j = \dots, 0, 5, 10, \dots \end{aligned}$$

したがって 2 タイプの混合分布モデルの密度関数は、タイプ k ($k=L, H$) の回答比率を π_{kt} とすると以下ようになる。

$$\begin{aligned} \phi_{it}(R | \mu_{Ht}, \mu_{Lt}, \sigma_{Ht}^2, \sigma_{Lt}^2, \pi_{Ht}, \pi_{Lt}) \\ &= \sum_{k=L, H} \pi_{kt} \times \phi_{it}^k, 0 < \pi_{kt} < 1 \\ & \text{かつ } \sum_{k=L, H} \pi_{kt} = 1. \end{aligned}$$

t 期の回答数を N_t とすると、事前ないし事後回答 $\{R_{it}\}_{i=1}^{N_t}$ を用いて以下の対数尤度関数を最大にする 5 つのパラメータ $\mu_{Ht}, \mu_{Lt}, \sigma_{Ht}, \sigma_{Lt}, \pi_{Ht}$ を推計することができる。

$$\max_{\mu_{Ht}, \mu_{Lt}, \sigma_{Ht}, \sigma_{Lt}, \pi_{Ht}} \ln L_t = \sum_{i=1}^{N_t} \left(\log \left(\sum_{k=L, H} \pi_{kt} \times \phi_{it}^k \right) \right).$$

表 3 はグループごとにパラメータの推計結果を示している。なお、各グループ番号の後に示されているのがトリートメントとして示した情報の内容である。すべてのグループに共通することは、

- ①事前・事後期待の両方で L タイプより H タイプの方が平均・標準偏差ともに大きい
- ②事後期待の方が事前期待より標準偏差が小さい。またほぼすべてのケースで平均も小さい。
- ③トリートメントを受けたグループの方がコントロール・グループよりほぼすべてのケースで事後期待分布の平均・標準偏差ともに小さい。

さらに、グループ間の違いに注目すると以下のような特徴がある。

- ④トリートメントを受けたことの効果を事前期待と事後期待の比較によって行くと、専門機関予測を示されたグループ 1~3 の方が、個別分野の実現インフレ率を示されたグループ 4~6 より平均や標準偏差の低下幅が大きい。
- ⑤トリートメントを受けたことの効果は個別

表 3. 最尤法による混合分布パラメータ推定結果

グループ 1 (政府見通し)					
	平均		標準偏差		
	L タイプ	H タイプ	L タイプ	H タイプ	H タイプ比率
事前期待	5.907	7.731	9.769	11.602	0.367
	(0.195)	(0.345)	(0.625)	(0.881)	(0.004)
事後期待	3.965	5.684	6.798	8.508	0.336
	(0.132)	(0.239)	(0.311)	(0.424)	(0.004)
うちコントロールグループ	4.901	6.510	7.131	8.216	0.379
	(0.278)	(0.423)	(0.557)	(0.729)	(0.008)
うちトリートメントグループ	3.652	5.325	6.654	8.609	0.320
	(0.153)	(0.296)	(0.389)	(0.533)	(0.005)
グループ 2 (民間予測)					
	平均		標準偏差		
	L タイプ	H タイプ	L タイプ	H タイプ	H タイプ比率
事前期待	5.908	7.708	8.713	10.459	0.375
	(0.171)	(0.302)	(0.510)	(0.794)	(0.005)
事後期待	3.731	5.616	6.693	8.750	0.322
	(0.135)	(0.262)	(0.456)	(0.685)	(0.005)
うちコントロールグループ	5.198	6.830	7.739	8.925	0.369
	(0.319)	(0.490)	(0.694)	(0.843)	(0.008)
うちトリートメントグループ	3.240	5.071	6.227	8.619	0.304
	(0.148)	(0.304)	(0.565)	(0.886)	(0.006)
グループ 3 (日銀)					
	平均		標準偏差		
	L タイプ	H タイプ	L タイプ	H タイプ	H タイプ比率
事前期待	5.633	7.097	8.867	10.646	0.377
	(0.178)	(0.307)	(0.566)	(0.816)	(0.005)
事後期待	3.334	4.675	5.961	7.674	0.322
	(0.121)	(0.232)	(0.280)	(0.419)	(0.005)
うちコントロールグループ	4.268	5.439	6.974	8.366	0.362
	(0.290)	(0.476)	(0.568)	(0.799)	(0.008)
うちトリートメントグループ	3.026	4.354	5.552	7.341	0.308
	(0.139)	(0.283)	(0.345)	(0.518)	(0.005)

注) 括弧内はブートストラップ法(N=1000)による標準誤差。

分野の実現インフレ率を示されたグループ 5・6 では H タイプの方が L タイプより大きいですが、その他のグループでは目立った差がみられない。

⑥トリートメント・グループの平均・標準偏

差は L タイプ、H タイプ共に日銀の予測を示されたグループ 3 で最も小さい。

表 3 の結果のうち不確実性の変化に注目して、Binder 指標のタイプ別、情報グループ別にグ

表3. 最尤法による混合分布パラメータ推定結果(続き)

グループ4(食料品実現インフレ率)					
	平均		標準偏差		
	Lタイプ	Hタイプ	Lタイプ	Hタイプ	Hタイプ比率
事前期待	5.724 (0.168)	7.373 (0.233)	8.246 (0.510)	9.720 (0.617)	0.369 (0.004)
事後期待	5.631 (0.142)	7.391 (0.209)	7.043 (0.286)	7.765 (0.309)	0.375 (0.004)
うちコントロールグループ	5.866 (0.312)	7.334 (0.417)	7.778 (0.717)	7.993 (0.633)	0.397 (0.007)
うちトリートメントグループ	5.555 (0.159)	7.412 (0.248)	6.787 (0.286)	7.679 (0.349)	0.367 (0.004)

グループ5(電気代, ガス代, 水道料金実現インフレ率)					
	平均		標準偏差		
	Lタイプ	Hタイプ	Lタイプ	Hタイプ	Hタイプ比率
事前期待	6.098 (0.188)	8.111 (0.258)	9.565 (0.600)	11.661 (0.733)	0.373 (0.003)
事後期待	4.528 (0.143)	5.460 (0.200)	7.060 (0.425)	7.887 (0.553)	0.409 (0.003)
うちコントロールグループ	5.371 (0.313)	6.700 (0.450)	8.037 (1.002)	9.233 (1.277)	0.402 (0.007)
うちトリートメントグループ	4.252 (0.160)	5.072 (0.218)	6.687 (0.449)	7.362 (0.592)	0.412 (0.004)

グループ6(交通通信関連実現インフレ率)					
	平均		標準偏差		
	Lタイプ	Hタイプ	Lタイプ	Hタイプ	Hタイプ比率
事前期待	5.707 (0.174)	7.354 (0.242)	8.537 (0.561)	10.198 (0.711)	0.379 (0.004)
事後期待	4.156 (0.154)	5.092 (0.223)	7.263 (0.403)	8.296 (0.514)	0.402 (0.003)
うちコントロールグループ	5.193 (0.317)	6.416 (0.438)	8.082 (1.009)	9.156 (1.283)	0.411 (0.006)
うちトリートメントグループ	3.787 (0.165)	4.601 (0.236)	6.911 (0.370)	7.865 (0.466)	0.398 (0.004)

注) 括弧内はブートストラップ法(N=1000)による標準誤差.

ラフにしたのが図2である。6情報グループ×2タイプの12グループのいずれで見ても、事後期待では事前期待より主観的標準偏差が低下していること、Binder指標のタイプ別ではHタイプでより主観的標準偏差が高い傾向にある

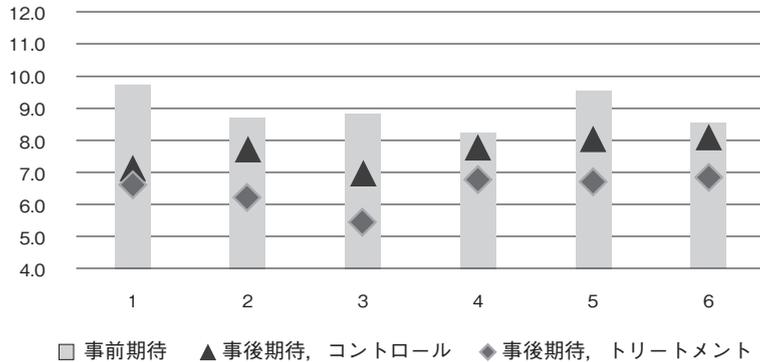
ことが見て取れる。

5. 推計結果

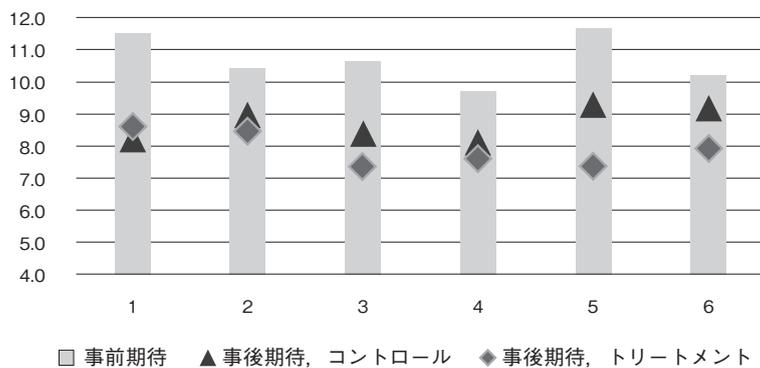
この節では、多くの調査でそうであるように、インフレ期待の水準はわかるもののその不確実

図2. 情報グループ別事前・事後期待の標準偏差(推定結果による)

事前・事後期待の標準偏差 (情報グループ別, L)



事前・事後期待の標準偏差 (情報グループ別, H)



性に関する情報が何も無い場合に、不確実性の代理指標としてBinder指標が有益な情報を含んでいるかを検証する。推計の具体的な手順は以下の通りである。まず1・2回目調査結果をそれぞれ個別に用いて、事前期待の標準偏差を被説明変数とし、事前期待水準や様々な属性をコントロールした推計を行う。なお、期待水準については両端に極端に大きいまたは小さい回答が散見されることから、推計時には外れ値処理として事前期待の平均値からプラスマイナス5標準偏差の範囲にサンプルを限定してブートストラップ推計を行った。こうして推計されたパラメータを用いて、それらの説明変数から予

測される事前期待の標準偏差の推定値と真の標準偏差(回答値)との相関を算出する。

次に、1回目の調査結果のみでしかこの推計ができない(2回目の結果には期待の標準偏差情報がない)と想定し、1回目の調査結果に基づく推計パラメータ、及び2回目調査の結果(期待の標準偏差以外)を用いて2回目調査の事前期待の標準偏差の推定値を求め、これが実際の回答とどの程度相関しているか確認する。相関係数を求める際には、推計式の説明変数にBinder指標が含まれている場合といない場合の比較を行い、Binder指標の情報を用いたほうがより正確に事前期待の不確実性の度合いを

表 4. 事前期待の標準偏差と Binder 指標(1)

	1 回目調査結果		2 回目調査結果	
	係数(平均値)	標準誤差	係数(平均値)	標準誤差
事前期待	0.307	(0.001)	0.320	(0.000)
事前期待の二乗	0.009	(0.000)	0.002	(0.000)
事前期待の三乗	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
女性	-1.329	(0.018)	-0.331	(0.031)
年齢	-0.065	(0.001)	-0.103	(0.001)
年齢の二乗	0.001	(0.000)	0.001	(0.000)
家族人数	-0.006	(0.001)	0.074	(0.001)
世帯所得(対数値)	-0.387	(0.002)	-0.347	(0.004)
学歴, 高卒以下	0.045	(0.003)	0.015	(0.002)
学歴, 大学以上	-0.418	(0.002)	-0.568	(0.002)
職業, 自営	0.013	(0.004)	0.348	(0.004)
職業, 専業主婦	0.177	(0.004)	-0.278	(0.003)
職業, 無職	-0.041	(0.004)	-0.006	(0.003)
職業, パートタイム及び内職	0.141	(0.004)	-0.109	(0.003)
年齢×女性	0.009	(0.000)	0.013	(0.000)
所得(対数値)×女性	0.176	(0.003)	0.053	(0.005)
事前期待が H タイプ(H)	0.258	(0.058)	0.326	(0.054)
定数項	7.786	(0.023)	9.179	(0.029)
決定係数	0.213		0.168	
自由度修正決定係数	0.212		0.167	
事前期待標準偏差(推定値)と同(回答)との相関係数	0.462		0.410	
	(0.001)		(0.000)	

注) 回答結果を平均事前期待プラスマイナス 5 標準偏差の範囲内に限定して OLS(ブートストラップ, $m=100$)推定.

再現できるのかどうか, 比較検証を行う.

この節では Binder 指標の有用性を確認するため, 最初に事前期待水準及び基本属性をコントロールした上で Binder 指標と標準偏差の関係を推計する.

$$SD = \alpha + \beta(EX) + \rho Binder + \Phi X + \varepsilon \quad (1)$$

SD は観察された事前期待の標準偏差, EX は事前期待の水準及びその二乗・三乗項, Binder は Binder 指標(H タイプかどうかのダミー項), X は回答者属性, $(\alpha, \beta, \rho, \Phi)$ はパラメータ, ε は誤差項である. 回答者属性には,

年齢, 性別, 家族人数, 世帯所得, 学歴, 職業内及び年齢と性別の交差項と所得と性別の交差項も加えた.

推計式(1)による推計結果は表 4 の通りで, 事前期待水準をコントロールしても H タイプダミー自体の係数は有意にプラスとなり, H タイプでは事前期待水準に関わらず L タイプよりも主観的標準偏差が高い傾向が確認できた.

次に, Binder 指標と事前期待水準や属性との各種の交差項を追加した推計式(2)を用いる.

$$SD = \alpha + \beta(EX) + \rho Binder + \Upsilon(Binder \times EX) + \Phi X$$

$$+\Psi(Binder \times X) + \varepsilon \quad (2)$$

($\alpha, \beta, \rho, \Upsilon, \Phi, \Psi$) はパラメータである。なお回答者属性は(1)と同じとした(「水準」モデル)。また、事前期待の標準偏差については0(主観的確率が一つのセルで100%、他のセルではすべて0%)のサンプルも一定数存在することから、その影響を除いた推計も比較のために行った(「水準、ゼロを除く」モデル)。さらに、事前期待水準とその標準偏差は、分布の右側の裾が長い(極端に大きな期待を回答するサンプルが一定比率存在することから、(2)の推計に当たり両者の対数を用いたモデル(「対数」モデル、標準偏差及び期待がゼロ以下のサンプルは推計対象に含めない)も用いることにする。加えて、Binder 指標の有用性を確認するため、Binder 指標と属性の交差項を含まない推計式(2A)及び Binder 指標に関する説明変数を全く含まない推計式(2B)も用いて結果の比較を行う。

$$SD = \alpha + B(EX) + \rho Binder + \Upsilon(Binder \times EX) + \Phi X + \varepsilon \quad (2A)$$

$$SD = \alpha + B(EX) + \Phi X + \varepsilon \quad (2B)$$

表5は2回目調査結果を用いた(2)式の推計結果を、表6は(2A)、(2B)式の推計結果を示す¹⁰⁾。決定係数はどの定式化でも「対数」モデルが最も大きく、0.2前後である。(2)式の推計結果についてモデル間での特徴を比較すると、Hタイプダミーの係数は「水準」、「水準、ゼロを除く」、「対数」モデルのいずれでもマイナスではあるが「対数」モデル以外では10%水準で有意ではない。他方「対数」モデルでは有意にマイナスであると同時に、事前期待(1次項)とHタイプダミーとの交差項の係数が大きなプラスになっている。

このため表5の事前期待水準とその標準偏差の関係について、「対数」モデルで推計されたパラメータを用いて試算すると、全体を平均してみれば事前期待が高いほどその標準偏差も大きい関係がみられるが、事前期待がかなり高く30%としても標準偏差の押し上げ効果は1.37

程度であり、標準偏差の平均値6.58の2割程度と試算される。次にHタイプダミー及び交差項の係数も併せて用いてHタイプの特徴に注目すると、1次の交差項の係数は大きい(3.78)ものの期待水準を対数変換していることから、事前期待が高いことによる標準偏差の押し上げ効果は全体の平均よりも小さく、事前期待が30%かつHタイプの場合の押し上げ効果は0.77程度である。事前期待が実現インフレ率と離れて極端に高い場合、回答者はインフレの先行きに関して限られた、もしくは偏った情報集合に基づいて期待形成を行っていると考えられるが、事前期待の水準が大きくなるほど、丸めた期待を答える回答者の一部では主観確率が1-2のセルに集中して分布しているケースも見られ、これがHタイプの押し上げ効果が平均より小さいことの背景にある可能性が考えられる。属性に関しては、低所得や高学歴だと有意に負、などの結果は表1と整合的である一方、性別に関する結果はやや曖昧であるが、「対数」モデルでは表1と同様に女性で不確実性が高いとの結果が得られた。

(2)式の推計結果と(2A)式の推計結果を比較すると、事前期待、属性の係数、Hタイプダミーの係数やHタイプと事前期待の交差項の係数いずれもほぼ整合的な結果が得られた。さらに、(2B)式の推計結果も事前期待の係数がやや大きめであるが、概ね(2)及び(2A)の結果と整合的である。

表5及び表6の下段には、これらの説明変数を用いて推計される事前期待の標準偏差(推定値)と、実際の回答値との相関が示されている。最も説明変数が多い(2)式を用いた場合相関係数は0.41-0.46であり、差はわずかであるが(2A)式やBinder指標を用いない(2B)式より大きい。

次に、(2)式、(2A)式、及び(2B)式を1回目調査の結果を用いて推計した結果を表7と表8に示す。表5、表6の結果と比べると、符号は10%水準で有意な結果に関しては整合的であるが、水準は例えば女性ダミーやHタイプダミー、Hタイプダミーと事前期待の交差項な

表 5. 事前期待の標準偏差と Binder 指標(2)

被説明変数=事前期待の標準偏差

2 回目調査結果	水準		水準, ゼロを除く		対数値	
	係数(平均値)	標準誤差	係数(平均値)	標準誤差	係数(平均値)	標準誤差
事前期待	0.304	(0.021)	0.234	(0.019)	0.132	(0.005)
事前期待の二乗	0.011	(0.002)	0.013	(0.002)	0.151	(0.002)
事前期待の三乗	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	-0.021	(0.002)
女性	-0.200	(0.061)	-0.480	(0.069)	0.004	(0.009)
年齢	-0.106	(0.002)	-0.094	(0.002)	-0.015	(0.000)
年齢の二乗	0.001	(0.000)	0.001	(0.000)	0.000	(0.000)
家族人数	0.076	(0.001)	0.093	(0.002)	0.009	(0.000)
世帯所得(対数値)	-0.402	(0.025)	-0.461	(0.026)	-0.063	(0.004)
学歴, 高卒以下	0.005	(0.006)	0.064	(0.009)	0.017	(0.001)
学歴, 大学以上	-0.568	(0.005)	-0.681	(0.007)	-0.089	(0.001)
職業, 自営	0.358	(0.009)	0.266	(0.012)	0.029	(0.001)
職業, 専業主婦	-0.259	(0.008)	-0.290	(0.011)	-0.036	(0.002)
職業, 無職	0.000	(0.006)	-0.131	(0.008)	-0.004	(0.001)
職業, パートタイム及び内職	-0.101	(0.006)	-0.182	(0.007)	-0.035	(0.001)
年齢×女性	0.013	(0.000)	0.018	(0.000)	0.003	(0.000)
所得(対数値)×女性	0.036	(0.007)	0.043	(0.009)	-0.006	(0.001)
事前期待が H タイプ(H)	-0.718	(0.516)	-0.072	(0.545)	-3.522	(0.269)
H×年齢	0.006	(0.004)	0.006	(0.004)	0.001	(0.001)
H×所得(対数値)	0.186	(0.070)	0.148	(0.076)	0.040	(0.011)
H×女性	-0.088	(0.125)	-0.171	(0.117)	-0.061	(0.016)
H×事前期待	-0.019	(0.034)	-0.027	(0.027)	3.778	(0.318)
H×事前期待の二乗	-0.009	(0.003)	-0.010	(0.002)	-1.321	(0.122)
H×事前期待の三乗	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.136	(0.015)
定数項	9.489	(0.194)	10.369	(0.195)	2.004	(0.024)
決定係数	0.172	(0.001)	0.170	(0.001)	0.214	(0.001)
自由度修正済決定係数	0.171	(0.001)	0.169	(0.001)	0.212	(0.001)
事前期待標準偏差(推定値)と同(回答)との相関係数	0.415	(0.001)	0.412	(0.002)	0.463	(0.001)
回答者数	14,568		13,247		11,232	

注) 回答結果を平均事前期待プラスマイナス 5 標準偏差の範囲内に限定して OLS(ブートストラップ, $m=100$) 推定.

どでやや異なる結果となっている。推定されたパラメータから得られる期待の標準偏差と実際の回答との相関は、どのモデルでも 1 回目調査結果をベースにした場合のほうが 2 回目調査の場合よりもやや高くなっている。前述のとおり、

1 回目調査と 2 回目調査では対象としたモニターが異なるため、属性の構成比率が異なること、また調査時点が若干異なることなどが両者の相違の背景にあると考えられる。

上述の通り、1 回目調査結果を用いた推計結

表 6. 事前期待の標準偏差と Binder 指標(3)

被説明変数=事前期待の標準偏差

2 回目調査結果	(2A)式推計結果				(2B)式推計結果	
	水準		対数値		水準	対数値
	係数(平均値)	標準誤差	係数(平均値)	標準誤差	係数(平均値)	係数(平均値)
事前期待	0.304	(0.021)	0.132	(0.005)	0.323	0.177
事前期待の二乗	0.011	(0.002)	0.152	(0.002)	0.003	0.185
事前期待の三乗	0.000	(0.000)	-0.021	(0.002)	0.000	-0.039
女性	-0.257	(0.038)	-0.028	(0.005)	-0.355	-0.046
年齢	-0.104	(0.001)	-0.015	(0.000)	-0.102	-0.015
年齢の二乗	0.001	(0.000)	0.000	(0.000)	0.001	0.000
家族人数	0.076	(0.001)	0.009	(0.000)	0.075	0.009
世帯所得(対数値)	-0.335	(0.005)	-0.051	(0.001)	-0.349	-0.053
学歴, 高卒以下	0.008	(0.006)	0.019	(0.001)	0.022	0.018
学歴, 大学以上	-0.568	(0.005)	-0.089	(0.001)	-0.564	-0.091
職業, 自営	0.359	(0.009)	0.029	(0.001)	0.346	0.033
職業, 専業主婦	-0.261	(0.009)	-0.038	(0.001)	-0.288	-0.039
職業, 無職	-0.001	(0.006)	-0.005	(0.001)	-0.010	-0.006
職業, パートタイム及び内職	-0.103	(0.006)	-0.036	(0.001)	-0.116	-0.036
年齢×女性	0.013	(0.000)	0.003	(0.000)	0.013	0.003
所得(対数値)×女性	0.040	(0.006)	-0.004	(0.001)	0.056	-0.001
事前期待がHタイプ(H)	0.663	(0.115)	-3.204	(0.263)		
H×年齢						
H×所得(対数値)		—		—		
H×女性						—
H×事前期待	-0.016	(0.034)	3.741	(0.320)		
H×事前期待の二乗	-0.009	(0.003)	-1.308	(0.122)		
H×事前期待の三乗	0.000	(0.000)	0.134	(0.015)		
定数項	8.994	(0.062)	1.925	(0.006)	9.263	1.883
決定係数	0.172	(0.001)	0.213	(0.000)	0.167	0.208
自由度修正済決定係数	0.171	(0.001)	0.212	(0.000)	0.166	0.207
事前期待標準偏差(推定値)と同(回答)との 相関係数	0.414	(0.001)	0.462	(0.001)	0.408	0.456
回答者数	14,568		11,232		14,568	11,232

注) 回答結果を平均事前期待プラスマイナス5標準偏差の範囲内に限定してOLS(ブートストラップ, $m=100$)推定。

果と2回目調査結果を用いた推計結果はやや異なる箇所もあるが、仮に2回目調査で事前期待の標準偏差を調査していないとすれば、1回目調査から得られたパラメータ $(\bar{\alpha}, \bar{\beta}, \bar{\rho}, \bar{\gamma}, \bar{\Phi}, \bar{\Psi})$

を用いて2回目標準偏差の推定値を求めることができる。例えば、推計式が(2)の場合は2回目調査の結果を説明変数として、以下の(2)'式から \widehat{SD} を求める。

表 7. 事前期待の標準偏差と Binder 指標(4)

被説明変数=事前期待の標準偏差

1 回目調査結果	(2)式推計結果					
	水準		水準, ゼロを除く		対数値	
	係数(平均値)	標準誤差	係数(平均値)	標準誤差	係数(平均値)	標準誤差
事前期待	0.331	(0.014)	0.286	(0.014)	0.226	(0.006)
事前期待の二乗	0.011	(0.001)	0.011	(0.001)	0.227	(0.003)
事前期待の三乗	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	-0.045	(0.001)
女性	-1.247	(0.086)	-0.609	(0.109)	-0.152	(0.013)
年齢	-0.071	(0.002)	-0.057	(0.002)	-0.010	(0.000)
年齢の二乗	0.001	(0.000)	0.001	(0.000)	0.000	(0.000)
家族人数	-0.006	(0.002)	0.020	(0.002)	0.003	(0.000)
世帯所得(対数値)	-0.355	(0.050)	-0.343	(0.045)	-0.061	(0.006)
学歴, 高卒以下	0.041	(0.006)	0.079	(0.007)	0.015	(0.001)
学歴, 大学以上	-0.411	(0.005)	-0.531	(0.006)	-0.053	(0.001)
職業, 自営	0.008	(0.008)	0.049	(0.011)	-0.002	(0.001)
職業, 専業主婦	0.175	(0.005)	0.054	(0.007)	0.011	(0.001)
職業, 無職	-0.052	(0.005)	-0.035	(0.007)	-0.005	(0.001)
職業, パートタイム及び内職	0.150	(0.008)	0.135	(0.011)	0.025	(0.001)
年齢×女性	0.009	(0.000)	0.010	(0.000)	0.002	(0.000)
所得(対数値)×女性	0.166	(0.012)	0.052	(0.016)	0.010	(0.002)
事前期待が H タイプ(H)	0.820	(0.966)	1.496	(0.880)	-2.226	(0.001)
H×年齢	0.010	(0.004)	0.009	(0.004)	0.002	(0.018)
H×所得(対数値)	-0.079	(0.143)	-0.123	(0.129)	0.003	(0.017)
H×女性	-0.057	(0.101)	-0.047	(0.094)	-0.009	(0.333)
H×事前期待	-0.069	(0.027)	-0.095	(0.026)	2.511	(0.378)
H×事前期待の二乗	0.000	(0.002)	0.001	(0.002)	-0.905	(0.152)
H×事前期待の三乗	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.098	(0.020)
定数項	7.554	(0.348)	8.017	(0.309)	1.508	(0.042)
決定係数	0.218	(0.001)	0.217	(0.001)	0.256	(0.000)
自由度修正済決定係数	0.217	(0.001)	0.216	(0.001)	0.254	(0.000)
事前期待標準偏差(推定値)と同(回答)との相関係数	0.467	(0.001)	0.466	(0.001)	0.506	(0.000)
回答者数	14,249		12,868		11,464	

注) サンプルを平均事前期待プラスマイナス 5 標準偏差の範囲内に限定して OLS(ブートストラップ, $m=100$) 推定.

$$\widehat{SD} = \bar{\alpha} + \bar{\beta}(EX) + \bar{\rho}Binder + \bar{\Upsilon}(Binder \times EX) + \bar{\Phi}X + \bar{\Psi}(Binder \times X) \quad (2)'$$

こうして推計された \widehat{SD} が 2 回目調査の実際の回答とどの程度整合的か調べるため, 両者の相関をとった結果が表 9 である. 試算の対象から 2 回目調査結果の外れ値を除いていくと(1.,

表 8. 事前期待の標準偏差と Binder 指標(5)

被説明変数=事前期待の標準偏差

1 回目調査結果	(2A)式推計結果				(2B)式推計結果	
	水準		対数値		水準	対数値
	係数(平均値)	標準誤差	係数(平均値)	標準誤差	係数(平均値)	係数(平均値)
事前期待	0.331	(0.013)	0.226	(0.006)	0.306	0.225
事前期待の二乗	0.011	(0.001)	0.226	(0.003)	0.009	0.259
事前期待の三乗	0.000	(0.000)	-0.045	(0.001)	0.000	-0.056
女性	-1.297	(0.047)	-0.159	(0.007)	-1.324	-0.141
年齢	-0.067	(0.001)	-0.009	(0.000)	-0.064	-0.009
年齢の二乗	0.001	(0.000)	0.000	(0.000)	0.001	0.000
家族人数	-0.006	(0.001)	0.003	(0.000)	-0.005	0.004
世帯所得(対数値)	-0.382	(0.007)	-0.060	(0.001)	-0.386	-0.058
学歴, 高卒以下	0.042	(0.005)	0.015	(0.001)	0.042	0.015
学歴, 大学以上	-0.411	(0.005)	-0.053	(0.001)	-0.419	-0.053
職業, 自営	0.010	(0.007)	-0.002	(0.001)	0.018	0.000
職業, 専業主婦	0.174	(0.005)	0.010	(0.001)	0.173	0.010
職業, 無職	-0.052	(0.005)	-0.005	(0.001)	-0.041	-0.004
職業, パートタイム及び内職	0.150	(0.008)	0.025	(0.001)	0.138	0.024
年齢×女性	0.010	(0.000)	0.002	(0.000)	0.009	0.002
所得(対数値)×女性	0.168	(0.008)	0.010	(0.001)	0.178	0.007
事前期待がHタイプ(H)	0.747	(0.116)	-2.069	(0.307)		
H×年齢						
H×所得(対数値)	—	—	—	—		
H×女性					—	—
H×事前期待	-0.066	(0.026)	2.467	(0.384)		
H×事前期待の二乗	0.000	(0.002)	-0.883	(0.154)		
H×事前期待の三乗	0.000	(0.000)	0.094	(0.020)		
定数項	7.562	(0.081)	1.466	(0.007)	7.849	1.424
決定係数	0.218	(0.001)	0.255	(0.000)	0.212	0.253
自由度修正済決定係数	0.217	(0.001)	0.254	(0.000)	0.211	0.252
事前期待標準偏差(推定値)と同(回答)との相関係数	0.467	(0.001)	0.505	(0.000)	0.461	0.503
回答者数	14,249		11,464		14,249	11,464

注) サンプルを平均事前期待プラスマイナス5標準偏差の範囲内に限定してOLS(ブートストラップ, $m=100$)推定.

2.3. の比較), 水準を用いた推計結果では例外があるものの, 相関は強くなる傾向にある。また, 表5, 表6のケースと同様に, Binder 指標を最大限活用した推計式(2)の相関係数が, 推

計式(2A)や(2B)のそれよりも常に大きくなり, 相関係数の水準でいえばそれほど大きな違いではないものの, Binder 指標は回答者の期待の標準偏差の予測に貢献していることは明らかで

表 9. 1 回目調査の推計結果を用いた推定値と 2 回目調査の回答の相関

事前期待標準偏差(推定値)と同(回答)との相関係数(括弧内は標準誤差)

	(2)式推計結果			(2A)式推計結果		(2B)式推計結果	
	水準	水準, ゼロを除く	対数値	水準	対数値	水準	対数値
1. 2 回目調査結果を 1 回目の係数で推計	0.291 (0.001)	0.255 (0.001)	0.454 (0.000)	0.287 (0.003)	0.453 (0.000)	0.335 —	0.449 —
2. 2 回目調査結果(外れ値処理①済)を 1 回目の係数で推計	0.3975 (0.001)	0.3966 (0.002)	0.448 (0.000)	0.3974 (0.001)	0.447 (0.000)	0.3955 —	0.443 —
3. 2 回目調査結果(外れ値処理②済)を 1 回目の係数で推計	0.4670 (0.001)	0.466 (0.001)	0.505 (0.000)	0.4666 (0.001)	0.504 (0.000)	0.461 —	0.502 —

注) 1. 外れ値処理①済とは、調査結果のうち事前期待の絶対値が 50 を超えるサンプルを除いたもの。

2. 外れ値処理②済とは、2 回目調査結果のうち平均から 5 標準偏差以上離れたサンプルを除いたもの。

ある。

6. 結論

本稿では、インフレ期待の形成過程に注目し、ベイズ定理によると事後インフレ期待の期待値水準の決定には事前のインフレ期待の分散が重要な役割を果たしていることから、インフレ期待の分散、より一般的にはインフレ期待の不確実性の代理指標としてどのような指標を使うことができるのか、検証を行った。具体的には、近年考案された Binder 指標が不確実性の代理指標としてどの程度有用なのか、主観的確率に基づいて計算されたインフレ期待の分散との相関を推計することで分析した。

Binder 指標の強みは、インフレ期待の水準さえわかれば推計できること、また二値変数であり非常にシンプルであることと考えられる。本稿の分析結果からは、主観的確率に基づいて求められた個々人のインフレ期待の分散との相関は、他の要因をコントロールすると必ずしも強いとは言えないが、仮にあるインフレ期待調査結果で主観的確率に関する情報が取れない場合でも、Binder 指標はインフレ期待の標準偏差を推計するのに有益であることが示された。但し、Binder 指標が推計結果のパフォーマンス

スを大きく改善するわけではなく、その貢献は限られたものとどまった。

なお Binder 指標の有用性について、「不確実性が低い人ほど正確な情報を多く有し、それに基づいてより精度の高い予測を行っている」と考えれば、不確実性が低い L タイプは H タイプより絶対値のみた予測誤差が小さい傾向になることが期待される。1 回目調査を実施した 1 年後の実現インフレ率 ▲0.1% と事前期待の回答との乖離(▲0.1-事前期待インフレ率)を予測誤差と考え、H タイプと L タイプの予測誤差の絶対値をブートストラップ推計時に作成したデータセットを用いて比較すると、前者は平均 7.8% ポイント、中位値 5.1% ポイント、標準偏差 5.9 に対し、後者は平均 6.2% ポイント、中位値 5.1% ポイント、標準偏差 4.6 と、L タイプの方が平均が 1% ポイント以上小さく、不確実性が低いと予測誤差の絶対値が小さくなる傾向がみられた。様々な指標で計測された不確実性の水準と予測誤差の関係は、今後深めるべき論点の一つと考える。

導入部で説明したように、世界中の主要なインフレ期待調査、特に消費者や企業対象の調査では今なお、回答したインフレ期待に関する不確実性を調査しているものはほとんど存在しな

い。前述のとおり不確実性に関する情報を調査客体から直接収集するケースは現在でも限られている。他方、経済主体が感じる不確実性を指標化して経済分析に使おうとする試みは、インフレ期待の文脈に限らず政策当局者などの間でも広がりつつある。Binder 指標が有用なものであるとすれば、インフレ期待に係る不確実性を個人レベルで推計し、その特徴を把握することが、過去の調査まで遡って可能となる。インフレ期待については、既存研究ではしばしば、主体間のクロスセクション分散が主体レベルでの不確実性の指標として利用されてきたが、経済主体の意思決定に直接関係するのはむしろ個人レベルで感じられている不確実性であるとも考えられ、こうした不確実性の把握がシンプルな指標を使うことで今後一層進むことが期待される。

(一橋大学経済研究所・内閣府)

注

1) 本研究は、研究は JSPS 科研費(15H01945, 26380233)の助成を受けたものである。本稿の執筆にあたっては中園善行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。

2) Pesaran(1987)は「同仮説は極端な前提に依存し安定的な長期均衡外では持続不可能」とその妥当性に疑問を投げかけた。また Manski(2004)は仮に合理的期待の前提が妥当としても、それ自体から人々の期待が特定できるわけではないと指摘した。

3) Health and Retirement Survey については Juster and Suzman, 1995, National Longitudinal Survey of Youth については Fischhoff *et al.*, 2000, Michigan Survey of Consumers については Dominitz and Manski, 2004 など参照

4) 「インフレ期待と学習に関する意識調査」(株インターネット)。

5) 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、2度の調査では調査票に含まれる総設問数が異なること、またモニター制度が異なることにより、回収率が大幅に異なることに留意が必要である。

6) なお、2度の調査両方に参加しているモニターは存在しない。

7) 調査の流れの詳細は Abe and Ueno(2016)を参照。

8) なお、期待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、期待の回答は実感の回答と一定程度相関している。

9) 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。

10) (2B)の推計は Binder 指標を含まないため、通常の OLS 推定を行った。このためブートストラップ標準誤差は表に示されない。

参考文献

- Abe, N. and Ueno, Y. (2016) "The Mechanism of Inflation Expectation Formation among Consumers," *RCESR Discussion Paper Series*, DP16-1.
- Abowd, J. and Card, D. (1989) "On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes," *Econometrica*, Vol. 57, No. 2, pp. 411-445.
- Binder, C. (2015) "Measuring Uncertainty Based on Rounding: New Method and Application to Inflation Expectations," *mimeo*.
- Boero, G., J. Smith and K. F. Wallis (2015) "The Measurement and Characteristics of Professional Forecasters' Uncertainty," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 30, No. 7, pp. 1029-1046.
- Bruine de Bruin *et al.* (2011) "Expectations of Inflation: The Biasing Effect of Thoughts about Specific Prices," Federal Reserve Bank of New York, Staff Reports, No. 489.
- Dardanoni, V. (1991) "Precautionary Saving under Income Uncertainty: A Cross-sectional Analysis," *Applied Economics*, Vol. 23, No. 1, pp. 153-161.
- Dominitz, J. and Manski, C. (2004) "How Should We Measure Consumer Confidence?" *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, No. 2, pp. 51-66.
- Engelberg, J., C. F. Manski and J. Williams (2009) "Comparing the Point Predictions and Subjective Probability Distributions of Professional Forecasters," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 27, No. 1, pp. 30-41.
- Fischer, I. (1930) *The Theory of Interest, as Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It*, The Macmillan Company.
- Fischhoff, B., A. M. Parker, W. Bruine de Bruin, J. Downs, C. Palmgren, R. Dawes and C. F. Manski (2000) "Teen Expectations for Significant Life Events," *The Public Opinion Quarterly*, Vol. 64, No. 2, pp. 189-205.
- Friedman, M. (1968) "The Role of Monetary Policy," *American Economic Review*, Vol. 58, No. 1 (March 1968), pp. 1-17.
- Güvenen, F. (2009) "An Empirical Investigation of Labor Income Processes," *Review of Economic Dynamics*, Vol. 12, pp. 58-79.
- Juster, F. T. (1966) "Consumer Buying Intentions and Purchase Probability: An Experiment in Survey Design," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 61, No. 315, pp. 658-696.
- Juster, F. T. and Suzman, R. (1995) "An Overview of

- the Health and Retirement Study,” *Journal of Human Resources*, S7-S56.
- Lahiri, K. and Sheng, X. (2010) “Measuring Forecast Uncertainty by Disagreement: The Missing Link,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 25, No. 4, pp. 514-538.
- Manski, C. F. (2004) “Measuring Expectations,” *Econometrica*, Vol. 72, No. 5, pp. 1329-1376.
- Manski, C. F. and Molinari, F. (2010) “Rounding Probabilistic Expectations in Surveys,” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 28, No. 2, pp. 219-231.
- Pesaran, H. (1987) *The Limits to Rational Expectations*. Oxford, Blackwell.
- Phelps, E. S. (1967) “Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Unemployment Over Time,” *Economica*, Vol. 34, No. 135 (August 1967), pp. 254-281.
- Rich, R. and Tracy, J. (2010) “The Relationships among Expected Inflation, Disagreement, and Uncertainty: Evidence from Matched Point and Density Forecasts,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 92, No. 1, pp. 200-207.
- Zarnowitz, V. and Lambros, L. A. (1987) “Consensus and Uncertainty in Economic Prediction,” *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 3, pp. 591-621.