

デフレ経済下における家計のインフレ期待 — 調整速度の変化に関する考察 —

馬 場 正 弘

概要

デフレ期における日本の家計部門のインフレ期待形成について、2006年以降の時系列データを用いて合理的期待との乖離およびその調整速度を推定した。さらに、家計が接触する物価変動に関するニュース量の変動がこの調整の過程に対して及ぼした影響について、係数の推定値の比較によって検討した。その結果、近年の物価安定下にあっても家計は比較的大きなインフレ期待を持ち、むしろ合理的期待からの乖離が拡大する可能性が示唆された。

1 はじめに

家計部門が形成するインフレーションに関する期待は、より多くのコストをかけて情報を入手する専門家が形成する期待に比べて一般に不完全である。馬場 [2007] においては、家計のインフレ期待が専門家のそれに影響を受けて部分的に形成されるとするモデルのひとつである、Mankiw and Reis [2003] 他において提唱された「粘着的情報モデル」を用いて、家計の不完全な期待が合理的な期待に向けて調整される速度にあたるパラメータを計測した。その際、Carroll [2003a] における着眼点に基づいて、家計が専門家による予測などの情報を入手する経路として、インフレーションに関するニュースへの接触の程度に注目し、家計部門にこれによっ

て得られた情報が伝播するというモデルを用いた。そこから得られた1980年代から2000年代前半にかけての日本の家計および企業部門を対象とした実証分析の結果は、家計のインフレ期待の形成とインフレに関する情報取得の機会との間に有意な関係が存在することを示唆するものであった。

一方、今日の日本における現象として、人々にデフレ経済という認識が定着する一方で、長期にわたる金融緩和政策の拡大と継続にもかかわらず、目標インフレ率の達成において困難に直面しているというものがある。人々がインフレに関して合理的期待に近い予想をするほど物価フィリップス曲線は垂直に近くなり、総需要拡大政策による実物的な景気の改善はより高いインフレ率を実現しやすいことから、ここには家計のインフレ期待の形成が関係している可能性がある。これについて本稿では、以前の試みにおける着眼点と手法を引き継ぎつつ、デフレないしそれに近い状態が長期化した局面において、特に家計部門の人々がインフレについてどのような期待を形成しているか、およびこれが何によって左右されているのかについて検討を試みる。すなわち、まず以前の馬場〔2007〕と同じ方法を用いて、1990～2000年代初頭を対象とした計測と2000年代中盤以降のデータを用いた計測を比較することから始める。続いて、同様なモデルに基づきながら、長期の物価安定に慣れた家計に対して物価変動の可能性に注目する機会を生じさせる情報として、インフレとともにデフレに関する情報への人々の接触にも注目し、さらなる分析に向けての出発点とする。本稿はこれらに関する現時点での計測結果とそれに関する考察を研究ノートとして記したものである。

2 粘着的情報モデルで見たインフレ期待形成

馬場〔2007〕において中心としたのは、Carroll〔2003b〕による、インフレに関する情報に人々が触れることによってその情報がインフレ率の予

想に利用されるにつれて、合理的なインフレ期待が徐々に形成されるとするモデルであった。そこでは、不十分な情報を有する、あるいは部分的にのみ情報を利用する家計が形成する不完全なインフレ期待と、十分な情報を利用して専門家が形成するインフレ期待との間にはギャップが存在し、人々が情報に接する、あるいは利用することによってこのギャップが修正され、結果としてこの情報への接触や利用を決定する要因がギャップの修正の速さを左右すると考えられる。以下でこのモデルを再び簡単に要約する。

2.1 粘着的情報モデルにおけるインフレ期待の形成

雇用やインフレーションに関する経済指標が各種の実物および貨幣的要因に対して合理的期待形成に従わない形で反応するという現象について Mankiw and Reis [2002] や Mankiw and Reis [2003] は、経済状況の変化に関する情報が賃金を決定する主体の間に徐々に広がり、それにあわせて雇用やインフレに対する反応が生じるという、情報が粘着的に拡散する世界を想定した。すなわち、経済主体は期待を合理的に形成することができが必ずしも頻繁に形成するわけではなく、合理的期待を形成する主体が経済全体の一部にとどまる結果、マクロ経済全体としては不完全に合理的な期待形成がなされると見る。そしてその原因として、必要な情報を獲得するための費用や最適な計画を再計算するための費用の存在に注目し、これらの費用が存在することで情報は瞬時にではなく人々の期待が形成されるのに合わせて人々の間へ徐々に浸透すると考える。結果として、経済全体の中には新しい情報を獲得せずに古い情報に基づいて期待を形成する経済主体がつねに存在し、そのような人々の間では過去のこの古い期待が現在の行動にも影響を及ぼすことになる¹⁾。Mankiwらは米国における1970～80年代の観察を通じてインフレ安定化政策と雇用安定化政策の波及の

動学的経路をシミュレートし、マクロ経済が新しい状況に移行する過程においては、その情報が経済全体に広がるまでに時間を要するという現象が認められ、それが雇用や産出に関するマクロ的指標の動きに表れていることを見出した²⁾。

粘着的情報モデルによれば、人々の合理的な期待形成を妨げる要因としては、主体が情報を処理する能力が限定されているという見方や、主体は様々な情報を同時に処理しているのではなく、主要な単一の要因に基づいて予測を形成しているという見方などがある。そこでは、ある問題について人々がどのくらい考えるかは彼がそれを行うことに関する費用と便益に依存するとされる。すなわち、利用可能な情報の利用とそれを処理する費用との間にはトレードオフ関係が存在し、このため人々は情報の処理を一度に1つだけ行い、そうでない場合には古い計画を継続すると考えられる。その結果、例えばインフレに関していえば、通常は金融政策について考えることに時間を費やさない人が大半を占め、その結果マクロ的に見て期待の更新はゆっくり行われるが、大きな制度改革があるとそれに関する豊富なニュースが提供され、人々がこれについて考えることが多くなり、人々のインフレに関する期待は以前よりも速やかに調整され、合理的な期待に近くなる³⁾。

2.2 「専門家」から「一般人」への情報の伝播のモデル

人々のインフレに関する期待の形成の不完全性に関して、Mankiwらと同様の現象について情報の拡散過程に注目して定式化を行ったものにCarroll [2003a] およびCarroll [2003b] がある。Mankiwらが情報の取得と解釈に要する費用とそこからの便益の比較でインフレ期待が改定されると考えるのに対し、Carrollの場合は、情報を入手し処理するための費用よりもむしろ情報を入手できる機会が期待の形成に影響を及ぼすと仮定する。

そして彼は、すべての人々がすべてのマクロ経済のニュースに注意を払うわけではないという現象をモデル化するために、彼らがニュースをある確率分布に基づいて吸収している結果、政策変更や経済の環境変化に関するニュースが全員に浸透するのには時間がかかる、という点に注目する。すなわち、ある個人がインフレ期待を更新するかどうかは、その個人がインフレに関するニュース記事に接する機会と、進んでその情報を得ようとする態度に依存する。そして、日常的にインフレに関する情報にさらされる機会が多い時期や主体ほど、より豊富な情報に基づいてインフレ予測を行い、その予測は合理的予測により近いものになるという仮説を提示した。

このモデルでは、経済主体は「予測の専門家」とそれ以外の人々という2つのグループに分けられる。そして前者のグループでは後者に比較してインフレ率の予測に関して優れており、後者は前者が形成する予測値に接することで期待を改善するが、そこにはラグを伴って反応する過程があるという想定が置かれる。このもとでは、インフレに関するニュースが多いほど一般の人々の期待形成は予測の専門家のそれに近くなると予想される⁴⁾。

このモデルにおいては、まず専門家が合理的な期待を形成し、一般人はその時点では情報を取得あるいは意識せず、時間とともにある確率 λ に従って前者の合理的期待に基づく情報に接し、それを受け入れるという段階を経る。Carroll [2003a] においてこの過程は、 π_{t+1} を t 四半期から $t+1$ 四半期にかけてのインフレ率、 $N_t[\pi_s]$ を s 四半期のインフレに関する t 四半期に掲載されたニュースにおける予測値、 $M_t[\pi_s]$ を t 四半期における s 四半期のインフレ期待の母集団平均をそれぞれ表すとして、

$$M_t[\pi_{t+1}] = \lambda N_t[\pi_{t+1}] + (1-\lambda) \{ \lambda N_{t-1}[\pi_{t+1}] + (1-\lambda)(\lambda N_{t-2}[\pi_{t+1}] + \dots) \} \quad (1)$$

と書かれる。この λ は今期の新しい情報と前期の既存の情報がインフレの予測に用いられる際のウェイトであり、Mankiwらにおける、一般の経済

主体のインフレに関する期待が合理的期待にキャッチアップする速さに相当する⁵⁾。

(1) 式では期待形成が無限の過去にまでさかのぼる構造になっているが、現実にはある時点での期待形成が無限の将来にまで影響を及ぼすことは考えにくい。Carroll [2003a] は一定以上過去の情報は今期における期待形成に影響しないとしてその部分を切り捨て、さらにインフレ率を対前年同期比として、最終的に次式を得る。

$$M_t[\pi_{t,t+4}] = \lambda N_t[\pi_{t,t+4}] + (1-\lambda)M_{t-1}[\pi_{t-1,t+3}] \quad (2)$$

これは、人々が今年から翌年にかけてのインフレ期待を、ウェイトを λ として、現在のニュースにおける予測値と過去において自分が形成したインフレ期待の加重平均によって形成しているということを表している⁶⁾。

3 データと仮説

馬場 [2007] ではこれらのモデルを用いつつ、人々がニュースに接触する程度がその国が置かれた経済状況の変化に影響されて変化する結果、合理的期待と適応的期待のウェイトすなわち調整速度が変化するという仮説を検討した。そして、期待の調整速度を直接推定するとともに、その経済主体間および時代間での差異を明らかにすることを試みた。本稿ではこの方法を引き続き利用しつつ、2000年代後半以降のデータに対してこれを適用し、長期的デフレ局面における家計のインフレ期待の形成の様子を検討する。すなわち、インフレ率の予測に関して一般人に比べて専門家に近い立場にある企業部門が形成する相対的に合理的なインフレ期待に対する、家計部門のインフレ期待の調整について、経済環境や情報への接触しだいで調整速度が変化する様子などを観察する。

3.1 期待インフレ率に関する時系列データの導出

このモデルを計測するために必要とされる期待インフレ率に関する時系列データについて本稿では、馬場 [2007] と同じく、Carroll [2003a] において失業率の予測値を算出するために用いられた、D.I. (ディフュージョン・インデックス) 形式の時系列データから変化率表示の時系列データを推計するという方法を利用し、これを、後述の内閣府調査による家計の物価動向に関する予想と日銀短観による企業のそれに対して適用する。これは以下の手順による。

Carroll [2003a] の実証分析では、消費者の雇用動向に関する将来の見通しに関して、「ミシガン・サーベイ」と呼ばれるミシガン大学によるアンケート調査の結果が利用されている。この調査においては、消費者の失業に関する予想について「上昇」、「不変」、「低下」の3つのうちから回答させるという方法がとられている。そして彼は、ここから予想失業率の時系列データを得るために、「上昇」と回答した比率から「低下」と回答した比率を差し引いたD.I.に対して実際の失業率の変化の大きさを回帰させた、

$$\bar{U}_{t,t+4} - \bar{U}_{t-4,t} = \gamma_0 + \gamma_1 M_t^U \quad (3)$$

($\bar{U}_{t,t+4}$ は翌年にかけての平均失業率、 $\bar{U}_{t-4,t}$ は前年から今年にかけての失業率、 M_t^U はミシガン・サーベイによる失業率の予想値のD.I.) のパラメータ $\hat{\gamma}_0$ および $\hat{\gamma}_1$ を推定し、これらを用いて翌年の失業率の予測値を

$$\hat{\bar{U}}_{t,t+4} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 M_t^U + \bar{U}_{t-4,t} \quad (4)$$

によって計算している⁷⁾。

馬場 [2007] においては、この方法をインフレ期待のデータに適用して以下の手順でインフレ期待の時系列を構築した。まず、向こう4四半期の消費者物価上昇率（対前年同期変化率）の平均を $\bar{\pi}_{t,t+4}$ 、過去4四半期の

消費者物価上昇率（同）の平均を $\bar{\pi}_{t-4,t}$ 、内閣府「消費動向調査」から計算した家計の向こう1年間の消費者物価上昇率に関する予想の集計値を M_t^π とし、

$$\bar{\pi}_{t,t+4} - \bar{\pi}_{t-4,t} = \delta_0 + \delta_1 M_t^\pi \quad (5)$$

を推定した。続いてここから得られたパラメータ $\hat{\delta}_0$ 、 $\hat{\delta}_1$ を用いて

$$\hat{\pi}_{t,t+4} = \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 M_t^\pi + \bar{\pi}_{t-4,t} \quad (6)$$

を計算し、この左辺の時系列を家計の消費者物価上昇率の予想値のデータとした。本稿においてもこの方法を用い、各データについて基準年変更への対応や推定期間の見直しなどによって、後述の新たな時系列データを得た⁸⁾。

3.2 検討する仮説と以前の計測結果の再検討

以前に試みた馬場〔2007〕の分析における着目点の一つは、一般人のインフレ期待の調整速度が、石油ショックと狂乱物価という経験を記憶していた1970年代、以前よりも物価が安定しつつ景気の拡大を経験した1980年代、そしていわゆるバブル崩壊後の物価安定よりも景気対策が注目された1990年代のそれぞれにおいてどのように異なっていたかを明らかにすることで、背景にある経済環境の違いが人々のインフレへの意識に及ぼす影響を見出そうというものであった。本稿では、その計測結果にも触れつつ、以下の仮説を検討する。

(i) 現実のインフレ率が調整速度へ及ぼす効果

粘着的情報モデルによれば、家計のインフレ期待に関する調整速度は、人々がインフレに関する情報を収集し、処理しようとする傾向が大きい時期ほど、大きくなると考えられる。このような状況としては例えば実際に物価高に直面した家計が該当すると考えられ、彼らが直面するインフレ率と調整速度との間に関連が生じうる。

仮説1：「インフレ期待の調整速度は、インフレに関心を持つ社会状況にある時代や立場にある人々ほど大きい。」

馬場〔2007〕ではこれについて、1980年代から2000年代初頭までの期間をいくつかに分け、係数ダミー変数を用いて期間中の平均インフレ率の高低との関係を検討し、また自営業世帯と勤労者世帯の比較を行った。その結果、インフレが起きているときに人々がそれを正しく認識して、専門家のより合理的な予測に近いインフレ期待を形成する程度は、実際のインフレという物価問題がより関心の対象となりやすい経済状況にあるかどうか、および彼らが物価に関しての情報により関心を持つ立場にいるかどうかにより左右されることが明らかとなった⁹⁾。本稿ではこのインフレ率との関係について、モデル内の変数として明示的に検討することを試みる。

(ii) インフレ情報の調整速度への効果

また、人々がインフレに関する情報に接触する機会は、ニュースとしてそれが提供される程度に左右される。そして頻繁にニュースに接する機会が多い時期ほどより多くの人がインフレを正しく認識し、その結果ニュースの数の多さと調整速度に関連が生じる。

仮説2：「インフレ期待の調整速度は、インフレに関するニュースが多い時期ほど大きい。」

馬場〔2007〕では企業によるインフレの予測について、各期間における新聞記事の検索結果からインフレに関するニュースの件数を得て、係数ダミー変数を用いて調整速度の推定値の変化を調べた。その結果、インフレ期待の形成と彼らがインフレを伝えるニュースにどの程度多く接したかという要因との間の有意な関係が示された。さらに企業の期待インフレ率と現実のインフレ率の乖離の2乗値をインフレに関するニュース件数へ帰帰させた場合の係数は有意な負の値で、ニュースが多く提供された時期ほど、家計の形成するインフレ期待と現実のインフレとの乖離が小さく、より合理的な期待が形成されやすいことが示唆された¹⁰⁾。本稿においても、この

関係について、より近年のデータを用いた検討を試みる。

(iii) デフレ情報がもたらす調整速度への作用

一方、これらの時代と比較して今日では、デフレからの脱却が目標とされながらその達成はまだ途上にあるとされる。この状況下での人々のインフレ期待の形成は従来と異なったものである可能性がある。すなわち、物価が安定している時期には人々のインフレへの関心も低く、期待形成はより不完全になると考えられるが、同時にインフレという言葉が物価への関心を引き起こす程度も低い可能性がある。むしろデフレ期にはデフレという言葉の方が、物価の継続的下落という意味で反対に物価問題およびそれと裏表の関係にある雇用・賃金問題に対する人々の関心を生じさせるかもしれない。

仮説3：「デフレという情報はインフレという情報と同様に物価の継続的変動傾向に関する期待形成のための情報である。」

これに関して本稿では、相反する以下の2つの可能性について検討する。

- ①インフレと対照的な現象であるデフレを伝えるニュースは人々に物価の安定の継続を予想させ、インフレへの関心を低めさせる結果、期待の調整により時間を要するようになり、また期待と現実の乖離は縮小しにくい。
- ②インフレと同様に、デフレという経済状況を伝えるニュースは物価の動向をより正確に認識する人々を増やし、インフレ期待はより早く調整されるようになる。インフレと異なりデフレのニュースは期待インフレ率を引き下げるが、インフレに関するニュースの場合と同様に人々の予想するインフレ率と現実の物価動向の間の乖離を小さくする。

3.3 本稿で用いるデータ

本稿ではCarroll [2003a] およびCarroll [2003b] の方法に従って、上

記の仮説を検証するための期待インフレ率のデータを計算し、回帰分析に用いる。

(1) 家計の期待インフレ率の計算

まず、不完全な期待によって形成される家計部門における物価変動の予想に関しては、2003年までについては内閣府の「消費動向調査」(『家計消費の動向—消費動向調査年報—』所収)における「消費者物価の上がり方」に関する問いへの、2006年以降については日銀の「消費生活アンケート」における「1年後の「物価」は、現在と比べるとどうなると思いますか」という問いへの、いずれも5段階の選択肢での回答を用い、これを前述の方法で期待インフレ率の時系列*GCPest*に変換したものを用いる¹¹⁾。この変数については、Carroll [2003a] およびCarroll [2003b] のモデルに従い該当する4期の値の移動平均とした。加えて、2006年以降については同調査における具体的なインフレ率の数値そのものを聞いた問いへの回答も用い、変数*GCPest2*とした。

(2) 専門家の期待インフレ率の計算

一方、専門家が行う合理的予測の指標としては、例えば日本においても2000年代以降発行されるようになった物価連動国債を用い、実質金利であるその利回りと長期金利の乖離(ブレイクイーブンインフレ率)を市場が形成する合理的なインフレ期待の指標として用いるという方法が考えられる。この時系列は財務省の既発債流通利回りのデータから作成されるが、市況の変動の影響が大きいことや、比較的近年のデータに限られるという問題がある。このため、本稿ではとりあえずの予備的考察として、馬場[2007]の場合と同じく、専門家予測に相当する変数として企業部門の期待インフレ率を用いる。このデータ系列*GW Pest*は、前述の家計の期待インフレ率を推計する際に用いた方法を、日銀短観の判断項目における全規

模・全企業の仕入れ価格の予測に関する指標（D.I.方式）と実際の企業物価指数の推移に対して適用して得た。これは、企業は経営上の意思決定のために家計よりも物価の動向に関心を持ち、その情報の収集のためにより大きなコストを支払うことを受け入れる企業経営者であるから、その予想は家計のそれに比較してより専門家の物価予想に近い性質を持つと考えたことによる¹²⁾。

その他、馬場〔2007〕の場合と同様、専門家予測に関する変数に代えて現実の消費者物価指数変動の4四半期の移動平均*GCPreal*を用いて、合理的期待そのものへの調整の速度に関する計測もあわせて試みる。

（3）ニュースの指標に関するデータ

物価動向に関するニュースの量の指標については、馬場〔2007〕同様、Carroll〔2003a〕の方法を用いて導出する¹³⁾。すなわち、代表的な新聞記事データベースにおいて「見出し」ないし「本文中」にインフレに関する語を含む記事を検索して記事数の時系列データを作成し、これを消費者が接触するインフレに関する情報量の指標とする。またデフレに関しても同様に時系列データを作成する¹⁴⁾。本稿においては、情報全体に占める割合や変化率ではなく、予想を形成する時点において新たに得た情報の量そのものの影響に注目して、当該期のインフレに関するニュース件数*NEWS*の対数値およびデフレに関するニュース件数*NEWSdef*の対数値をそのままデータとした場合の推定結果に基づいて検討を行う¹⁵⁾。

（4）いくつかの調査における近年の日本の消費者物価予想の動向

なお、2006以降の期間について消費者物価指数の動きを見ると、2008年に2%台のインフレ率を実現し、リーマンショック後の景気後退で大きなマイナスとなったのち上昇と下落の間を一進一退しながら、2013年以降1%台の上昇率を回復している。基調的な変動で見てもリーマンショック

後の回復からいったん踊り場を経たのち2014年に向けて上昇しているようにも見える。これに対し、いくつかの調査に基づく予想物価上昇率（1年後の物価予想）の指標をみると、消費動向調査におけるD.I.と％表示での予想物価上昇率はいずれも2008年のピーク、2009年の底、2011～12年の一進一退、2013年以降の上昇傾向を予想しており、2010年の予想は急上昇である。この期間中、％表示の予想値がマイナス近くまで低下したのは2009年末に限られ、実際の物価の動向と違って消費者が予想する物価には上昇トレンドがある。

このように、消費者のインフレ期待は同時点のインフレ率の動きをそのまま反映する一方で現実以上にプラスのインフレ率を予想する傾向があり、同様に同時点のインフレ率と連動しながらもマイナスの数値になる場合もある専門家予測に相当する旧物価連動国債10年物のBEIや「QUICK月次調査（債券）」の数値の動きとは異なる¹⁶⁾。その結果、2006年以降については、実際のインフレ率で見ても専門家予測で見てもインフレ傾向がないにもかかわらず消費者がインフレを予想するケースが生じうる¹⁷⁾。

4 計測結果

これらのモデルとデータに基づいて、1991～2003年および2006～2016年を期間として行った計測結果を以下に示す¹⁸⁾。これは、家計の期待インフレ率を専門家予測の代理変数へ回帰させることで調整速度を得る計測をベースとして、実際のインフレ率との関係をダミー変数を用いて説明するモデル¹⁹⁾、および物価変動のニュースに関する変数の導入へと展開したモデルである²⁰⁾。

(1) 家計のインフレ期待の調整速度：1990年代との比較

本稿ではまず、家計部門における仮説1の再検討として、情報への接触

が専門家ほど多くない家計が専門家の予想と自身の過去の予想のどちらにウェイトを置いてインフレ期待を形成するかを見ることで日本の家計部門の期待の調整速度を計測し、それが実際のインフレの程度によってどのように影響されるかを検討した。すなわち馬場[2007]において1980年代から2000年代初めに関して用いた方法を2000年代後半以降のデフレ期に適用し、1990年代の結果と比較するとともに、インフレ率の推移がそこにおいて人々の予想の形成に及ぼしている影響を調べた。専門家予測に相当するものとしては、家計よりもマクロ経済情勢に関して明確な利害を持ち正確な情報を必要としている企業部門がインフレをどのように予想しているかという、企業のインフレ期待を用いた。すなわち被説明変数を向こう1年間の平均で見た前述の消費者のインフレ期待 GCP_{est} として、これをより合理的な期待としての同じ期間に関する前述の企業のインフレ期待 GW_{Pest} 、過去1年間の平均で見た消費者のインフレ期待 $GCP_{est,t-1}$ 、足元のインフレ状況を反映する前期のインフレ率 GCP_{t-1} 、および消費税税率変更が対前年同期のインフレ率に上乗せされる期について1とする定数項ダミー変数 ($D97$ または $D14$) へ回帰させるモデルをベースとした²¹⁾。さらに、家計が直面する物価の動向が前後に比べて高いか否かが家計の物価動向への関心とインフレ期待の形成に影響を及ぼす可能性を検討するために、計測期間中の消費者物価上昇率の平均値に比べてインフレ率が高い場合と低い場合、およびインフレ率がプラスの場合とマイナスの場合に二分して、定数項および係数に関するダミー変数でこれらを検討した。すなわちダミー変数 $D_{average}$ は計測期間中の平均値よりも大きい時期について1、それ以外についてゼロとした変数であり、 D_{plus} は対前年同期でインフレ率が正の期において1、それ以外についてゼロとした変数である。

全世帯のインフレ期待を被説明変数とし、全企業のインフレ期待を専門家の合理的な予測値の代理変数とした場合の、1991～2003年を期間とした推計結果を表1に示す。表1 (1-1)～(1-4) からは、調整速度の有意性

に関して予想通りの結果が得られたことと、 $GW\text{Pest}$ の係数は係数ダミー変数を考慮しない場合に有意な正值をとり、考慮する場合にその有意性が下がることから、専門家予測に引け張られた家計によるインフレ期待は実際のインフレの動向に影響を受けていることがわかる。そしてこのとき、定数項ダミー変数 $Dplus$ および係数ダミー変数 $GW\text{Pest} \times Dplus$ の係数の符号と有意性から、現実に認識されたインフレ率がプラスである時期ほど家計の期待インフレ率は高く、また企業の予測で見た専門家のインフレ期待への調整速度は大きいことがわかる。同様に、ダミー変数 $Daverage$ および $GW\text{Pest} \times Daverage$ の係数により、現実に認識されたインフレ率が平均水準を上回る時期ほどインフレ期待は大きく、また調整速度も大きい

表 1 予想の調整速度とインフレ率・1990年代

期間：1991年Ⅲ期～2003年Ⅳ期

被説明変数 説明変数	(1-1)	(1-2)	(1-3)	(1-4)
	$GC\text{Pest}$ 係数 (t 値)	$GC\text{Pest}$ 係数 (t 値)	$GC\text{Pest}$ 係数 (t 値)	$GC\text{Pest}$ 係数 (t 値)
定数項	0.083 (0.491)	...	-0.127 (-0.511)	-0.052 (-0.618)
$GW\text{Pest}$	0.046 (1.161)	0.027 (4.842**)	-0.021 (-0.348)	0.027 (1.282)
$GC\text{Pest}_{t-1}$	0.749 (8.036**)	0.721 (8.071**)	0.850 (6.106**)	0.628 (14.172**)
GCP_{t-1}	0.199 (1.424)	0.250 (2.212*)	0.119 (1.032)	0.311 (5.493**)
$Dplus$	0.985 (2.135*)	...
$GW\text{Pest} \times Dplus$	0.234 (2.183*)	...
$GC\text{Pest}_{t-1} \times Dplus$	-0.147 (-0.822)	...
$GCP_{t-1} \times Dplus$	-0.050 (-0.497)	...
$Daverage$	0.896 (4.193**)
$GW\text{Pest} \times Daverage$	0.141 (3.139**)
$GC\text{Pest}_{t-1} \times Daverage$	-0.059 (-0.962)
$GCP_{t-1} \times Daverage$	-0.103 (-1.438)
$D97$	0.192 (1.885†)	0.175 (1.414)	0.058 (0.454)	-0.107 (-1.377)
自由度修正済み決定係数	0.988	0.988	0.988	0.992
DW	2.137	2.041	2.297	1.954
ρ	0.217 (0.495)	0.067 (0.181)	0.576 (2.321*)	-0.225 (-1.320)
標本数	50	50	50	50

注) **は1%水準、*は5%水準、†は10%水準で係数が有意であることを示す。

本稿での推定はいずれも誤差項に1階の系列相関を持つ回帰モデル(AR1)による。ラグ付き従属変数を含むため、推定方法は最初の観測値を落としたGLSである。

DW はダービン・ワトソン統計量。 ρ はGLSにおけるグリッドサーチの収束時の ρ の推定値。

(以下の各表でも同じ。)

(表 1 続き)

期間：1991年Ⅲ期～2003年Ⅳ期

被説明変数 説明変数	(1-5)	(1-6)	(1-7)	(1-8)
	<i>GCPest</i> 係数 (<i>t</i> 値)	<i>GCPest</i> 係数 (<i>t</i> 値)	<i>GCPest</i> 係数 (<i>t</i> 値)	<i>GCPest</i> 係数 (<i>t</i> 値)
定数項	-0.108 (-8.264**)	...	-0.109 (-2.381*)	-0.125 (-6.011**)
<i>GCPreal</i>	0.122 (5.058**)	0.182 (3.176**)	0.085 (2.320*)	0.108 (2.700**)
<i>GCPest</i> _{t-1}	0.666 (20.349**)	0.744 (15.780**)	0.640 (9.778**)	0.641 (14.353**)
<i>GCP</i> _{t-1}	0.261 (5.855**)	0.096 (2.197*)	0.309 (3.982**)	0.278 (4.568**)
<i>Dplus</i>	-0.028 (-0.497)	...
<i>GCPreal</i> × <i>Dplus</i>	0.067 (1.367)	...
<i>GCPest</i> _{t-1} × <i>Dplus</i>	0.059 (0.790)	...
<i>GCP</i> _{t-1} × <i>Dplus</i>	-0.085 (-1.024)	...
<i>Daverage</i>	0.048 (0.824)
<i>GCPreal</i> × <i>Daverage</i>	0.007 (0.130)
<i>GCPest</i> _{t-1} × <i>Daverage</i>	0.043 (0.637)
<i>GCP</i> _{t-1} × <i>Daverage</i>	-0.045 (-0.566)
<i>D97</i>	0.102 (1.606)	0.112 (1.158)	0.139 (1.949†)	0.114 (1.349)
自由度修正済み決定係数	0.992	0.990	0.988	0.991
<i>DW</i>	2.005	2.288	2.297	1.971
ρ	-0.257 (-1.476)	0.537 (4.168**)	-0.243 (-1.392)	-0.199 (-0.985)
標本数	50	50	50	50

といえる。また、定数項も有意ではなく、したがってこのデータにおいては、Carroll [2003b] が指摘したような専門家の予想においても現実においてもインフレ率がゼロであるにもかかわらずインフレが常に予想されるという結果は生じていない（本稿注17参照）。ただし専門家予測の代理変数として現実のインフレ率（4 四半期の移動平均）*GCPreal*を用いるとこれらダミー変数の有意性は下がった（表 1 (1-5)～(1-8)）。

これに対し、表 1 の計測の場合と同じ変数を用いて、2006年以降の時期における関係を推定した表 2 (2-1)～(2-3)を見ると、両期間の間で次のような変化が生じたことがわかる。まず、*GWpest*の係数が示すインフレ期待の調整速度については、表 1 における1990年代の計測と比較して、ダミー変数を用いない場合の調整速度は大きくなり、有意性も高い。そして、ダミー変数を用いた1990年代の計測結果での係数ダミー変数の係数との和で見ても、その値は大きい。

表 2 予想の調整速度とインフレ率・2000年代

期間：2006年Ⅳ期～2016年Ⅱ期

被説明変数 説明変数	(2-1) <i>GCPest</i>	(2-2) <i>GCPest</i>	(2-3) <i>GCPest</i>
	係数 (t 値)	係数 (t 値)	係数 (t 値)
定数項	0.152 (0.428)	...	0.161 (0.437)
<i>GW Pest</i>	0.165 (3.958**)	0.158 (3.817**)	0.149 (3.553**)
<i>GCPest</i> _{t-1}	0.458 (5.040**)	0.475 (5.090**)	0.454 (5.404**)
<i>GCP</i> _{t-1}	0.117 (2.700**)	0.122 (2.768**)	0.149 (2.206*)
<i>Daverage</i>	0.004 (0.039)
<i>GW Pest</i> × <i>Daverage</i>	0.076 (1.267)
<i>GCPest</i> _{t-1} × <i>Daverage</i>	0.116 (1.758 [†])
<i>GCP</i> _{t-1} × <i>Daverage</i>	-0.149 (-1.638)
<i>D14</i>	0.318 (2.916**)	0.327 (2.956**)	0.272 (2.500*)
自由度修正済み決定係数	0.983	0.983	0.984
<i>DW</i>	2.010	2.026	1.939
ρ	0.914 (10.285**)	0.899 (8.998**)	0.921 (11.311**)
標本数	39	39	39

(表 2 続き)

期間：2006年Ⅳ期～2016年Ⅱ期

被説明変数 説明変数	(2-4) <i>GCPest</i>	(2-5) <i>GCPest</i>	(2-6) <i>GCPest</i>
	係数 (t 値)	係数 (t 値)	係数 (t 値)
定数項	-0.048 (-1.446)	...	-0.040 (-1.180)
<i>GCPreal</i>	0.128 (3.962**)	0.119 (3.445**)	0.151 (3.413**)
<i>GCPest</i> _{t-1}	0.671 (17.698**)	0.663 (16.551**)	0.640 (19.121**)
<i>GCP</i> _{t-1}	0.275 (5.838**)	0.271 (5.406**)	0.343 (7.110**)
<i>Daverage</i>	0.179 (2.434*)
<i>GCPreal</i> × <i>Daverage</i>	-0.083 (-1.460)
<i>GCPest</i> _{t-1} × <i>Daverage</i>	0.124 (1.649 [†])
<i>GCP</i> _{t-1} × <i>Daverage</i>	-0.228 (-3.030**)
<i>D14</i>	0.251 (1.731 [†])	0.255 (1.648 [†])	0.401 (3.499**)
自由度修正済み決定係数	0.981	0.981	0.984
<i>DW</i>	1.810	1.804	1.696
ρ	0.205 (0.893)	0.270 (1.131)	0.175 (0.972)
標本数	39	39	39

しかし、この表の結果においては、ダミー変数を用いた場合でも用いなかった場合でも、*GW Pest*の係数の大きさと有意性は変わらない（表 2 (2-3)においてその係数ダミー変数は有意でない）。すなわち、この時期には1990年代と異なり、平均を上回るインフレ率の時期であるということが、

そうでない時期と比較して特に高い期待インフレ率や速い調整速度と結びついていない。なお、ここでもやはり定数項は有意ではない。同じモデルについて、合理的期待によるインフレ率により近いものとして専門家予測の代わりに現実のインフレ率（4四半期の移動平均） GCP_{real} を用いた同様の計測を試みた場合も、ベースラインモデルの計測では想定通りの結果が得られたが、その係数ダミー変数は有意ではなくインフレ傾向の強弱と調整速度との関係は認められない。一方、定数項ダミー変数が有意な正值であり、平均を上回るインフレ率の際にはインフレ期待の高止まりがみられた（表2（2-6））。

次に、近年比較的多くの期間数のデータが利用可能になった、日銀調査において家計に数値そのものを聞いた期待インフレ率のデータを利用して、2006年以降の期待形成の状況を検討した結果を表3に示す。ここでは調整速度の有意性に関してはこれまでの結果と同様であった。ただし、後述の同じ被説明変数を用いた計測でも見られるのでデータの特性によるものかもしれないが、こちらのインフレ期待変数を用いると表2の場合に比べて

表3 新しいインフレ予想データによる予想の調整速度の推定

期間：2006年Ⅳ期～2016年Ⅱ期

被説明変数 説明変数	(3-1) GCP_{est2} 係数 (t 値)	(3-2) GCP_{est2} 係数 (t 値)	(3-3) GCP_{est2} 係数 (t 値)
定数項	2.130 (2.044*)	...	3.940 (3.345**)
GCP_{real}	0.560 (2.289*)	0.474 (2.718**)	0.610 (1.583)
$GCP_{est2,t-1}$	0.470 (1.880 [†])	0.955 (23.599**)	0.063 (0.216)
GCP_{t-1}	0.194 (0.849)	-0.268 (-1.423)	0.801 (2.034*)
$Dplus$	-2.946 (-2.235*)
$GCP_{real} \times Dplus$	0.036 (0.089)
$GCP_{est2,t-1} \times Dplus$	0.648 (1.897 [†])
$GCP_{t-1} \times Dplus$	-0.874 (-1.889 [†])
$D14$	-0.892 (-1.235)	0.170 (0.239)	-0.482 (-0.637)
自由度修正済み決定係数	0.657	0.632	0.670
DW	1.838	1.910	1.851
ρ	0.387 (1.396)	0.033 (0.187)	0.328 (1.137)
標本数	39	39	39

インフレを予想する傾向が大きい。有意な定数項の存在はインフレを予想しやすいバイアスの存在をうかがわせるが、表3 (3-3) のように定数項ダミー変数の推定値は有意な負の値であり、ここから、誰もインフレを予想していなくても正のインフレ期待が生じるというこの傾向はインフレ期には弱まることがうかがえる。

これらの計測結果からは、1990年代においては、インフレ率が高くこの問題に高い関心を持ちがちな時期ほど人々は高いインフレ率を予想することと、そのような時期にはより合理的なインフレ率を予想する企業や実際のインフレ率に向けての調整速度がより大きくなることが示唆され、仮説1を支持する結果であると解釈できる。一方、調査方法が異なるデータであるため厳密な議論はできないものの、2000年代後半以降の家計部門では専門家予測のウェイトが1990年代よりも高い傾向があり、これは近年の家計のインフレに関する認識がより合理的である、言い換えれば物価の動きについてより敏感であるという可能性を示唆している。そしてこの敏感さは実際のインフレ率の高低に左右されないように見える。

(2) ニュース件数の変化と家計のインフレ期待の調整速度

次に、家計のインフレ期待形成における専門家の予想と自身の過去の経験のウェイトを左右する要因について、家計が接触するインフレに関する情報に注目する前述の仮説2の形で検討した結果を示す。馬場〔2007〕においては、インフレ下で「インフレ」が人々の物価への関心を集めさせ、期待を正確にするという関係を明らかにしたが、本稿では近年のデフレ下における期待の形成に焦点を当てる。

まず、インフレおよびデフレに関するニュースへの接触度について、ニュースが多い時期かそうでないかで家計のインフレ期待の調整速度が異なるという仮説を、次のようなダミー変数を用いて検討した。すなわち、各期の「インフレ」「物価高」に関するニュースの件数が1984年から2017

年における平均件数を上回るとき $Dnews=1$ 、そうでない場合ゼロ、また「デフレ」に関するニュースの件数が平均を上回るとき $Dnewsdef=1$ 、そうでない場合ゼロをとるダミー変数である。結果を表4に示す。なお家計のインフレ期待については、表3でも用いた期待インフレ率を%で聞いた新しいデータ系列を用いた。その結果、ニュースが及ぼす調整速度への効果が計測結果に有意に表れた。すなわち、変数 $GCPreal \times Dnews$ の係数からはインフレニュースが多い期ほど合理的期待への調整速度は大きくなり、 $GCPreal \times Dnewsdef$ の係数からは反対にデフレニュースが多い期ほど調整速度は小さいことがわかる。ただし同時に、定数項からはインフレに関するニュースが多い時期（ $Dnews=1$ ）やデフレに関するニュースが少ない時期（ $Dnewsdef=0$ ）ほどインフレ期待が小さくなるという、予想と異なる結果も見られた。

表4 新しいインフレ予想データによる、ダミー変数を用いたインフレとデフレのニュースの考慮

期間：2006年Ⅳ期～2016年Ⅱ期

被説明変数	(4-1)	(4-2)
	$GCPest2$ 係数 (t値)	$GCPest2$ 係数 (t値)
定数項	2.791 (3.577**)	1.098 (1.491)
$GCPreal$	0.555 (3.676**)	0.984 (4.705**)
$GCPest2, t-1$	0.268 (1.361)	0.791 (4.973**)
GCP_{t-1}	0.222 (1.154)	-0.311 (-1.078)
$Dnews$	-3.772 (-3.078**)	...
$GCPreal \times Dnews$	1.463 (2.411*)	...
$GCPest2, t-1 \times Dnews$	0.777 (3.383**)	...
$GCP_{t-1} \times Dnews$	-0.352 (-1.170)	...
$Dnewsdef$...	1.973 (1.893 [†])
$GCPreal \times Dnewsdef$...	-0.673 (-2.061*)
$GCPest2, t-1 \times Dnewsdef$...	-0.591 (-2.220*)
$GCP_{t-1} \times Dnewsdef$...	0.898 (3.182**)
$D14$	-0.976 (-1.518)	-1.382 (-1.720 [†])
自由度修正済み決定係数	0.718	0.707
DW	1.903	1.884
ρ	-0.065 (-0.303)	-0.045 (-0.196)
標本数	39	39

これらの計測結果は、インフレに関するニュースに接触する機会が多い時期ほど家計のインフレ期待の形成が合理的なものに近くなることを示しており、仮説2と整合するものといえる。なお、表4(4-1)において定数項が有意である一方で定数項ダミー変数が有意な負の関係を持つことについては、インフレニュースが多い時期には後述の高すぎるインフレ期待が修正されていることの表れと解釈すれば仮説と矛盾しない。

(3) 家計のインフレに関する予想の乖離とニュース

一方、このインフレやデフレに関するニュースへの接触が人々のインフレ期待の正確さに有意な効果を持つか否かを仮説3の形で検討するために、家計の期待インフレ率の%表示でのアンケート結果 $GCPest2$ と現実のインフレ率 $GCPreal$ の差の2乗を家計のインフレ期待形成の誤差を表す被説明変数とし、これをニュース件数の指標へ回帰させた。Carroll [2003a] が示すようにインフレに関するニュースが多いほど人々の予想が速やかに調整され、正確になるという関係が成り立つならば、回帰分析の結果から両者に有意な負の相関が観察されるはずである。

表5に示した計測結果はニュース件数と人々の形成するインフレに関す

表5 インフレ予想と現実のギャップとニュース
期間：2006年Ⅳ期～2016年Ⅱ期

被説明変数	(5-1)	(5-2)
	$GAPest2$	$GAPest2$
説明変数	係数 (t値)	係数 (t値)
定数項	-27.080 (-1.680 [†])	42.320 (3.712 ^{**})
$\log(NEWS)$	8.616 (2.339 [*])	...
$\log(NEWSdef)$...	-7.075 (-3.168 ^{**})
$GAPest2_{t-1}$	0.459 (2.313 [*])	0.438 (2.842 ^{**})
$D14$	-3.177 (-0.525)	-1.379 (-0.231)
自由度修正済み決定係数	0.662	0.695
DW	1.921	1.527
ρ	0.398 (1.616)	0.488 (2.836 ^{**})
標本数	39	39

る予想との間に有意な関係が存在することを示すが、表5 (5-1) が示すのはインフレニュースが多い時期ほど家計が形成する物価の動きに関する予測は不正確になるという関係であり、Carroll [2003a] の予想や馬場 [2007] で企業部門において1980～90年代に見られた、インフレに関する予想と現実の乖離とニュース件数との間の負の関係とは逆である。2006～2016年という期間がほぼデフレかそれに近い期間であることを考えると、これはインフレに関するニュースが活発に発信される時期ほど人々のインフレ期待は実際以上に上振れし、乖離を広げていることに対応する。これはインフレに関するニュースに関してはCarroll [2003a] の結果や前述の仮説2の予想と整合しない結果であり、ニュースによってインフレへの期待は形成されるが、このインフレ期待は実際のインフレにつながらないという関係の存在を示唆している。反対に、表5 (5-2) からはデフレのニュース件数と乖離の間に有意な負の関係が認められ、デフレ期においてデフレのニュースが発信され人々がそれを受け入れると、物価安定という現実と予想との乖離が縮小し、負の関係が生じるという仮説と整合する。すなわちデフレニュースに関しては、デフレであるという情報が人々のインフレ期待と合理的期待の乖離を縮小させるという結果となっている。

(4) 「ニュース」の直接的な効果

では、デフレ期には、物価上昇を予想させる「インフレ」という言葉は人々の関心を物価問題に向かわせていないのだろうか。これを検討するために、これらのニュースが本稿において用いたインフレ期待のデータ系列に対してどのような関係を有するかを計測した。表6によれば、インフレに関するニュース件数の多さが期待インフレ率自体と有意な正の関係(表6 (6-1) および (6-3)) を持ち、反対にデフレに関するニュースは有意な負の関係(表6 (6-2) および (6-4)) を持つことがわかる。これらからは、インフレに関する情報に人々が触れることで実際にインフレ率が高まる期

表 6 ニュースに関するいくつかの計測結果

期間：2006年Ⅳ期～2016年Ⅱ期

被説明変数 説明変数	(6-1) <i>GCPEst</i>	(6-2) <i>GCPEst2</i>	(6-3) <i>GCPEst</i>	(6-4) <i>GCPEst2</i>
	係数 (t 値)	係数 (t 値)	係数 (t 値)	係数 (t 値)
定数項	-0.573 (-2.558*)	-0.856 (-0.528)	0.428 (2.598**)	5.761 (4.263**)
<i>GCPreal</i>	0.124 (4.891**)	0.523 (2.646**)	0.135 (4.605**)	0.656 (2.923**)
<i>GCPEst_{t-1}</i>	0.682 (22.071**)	...	0.648 (18.712**)	...
<i>GCPEst2_{t-1}</i>	...	0.435 (2.310*)	...	0.361 (2.203*)
<i>GCP_{t-1}</i>	0.261 (6.814**)	0.142 (0.662)	0.253 (6.549**)	0.089 (0.449)
<i>log (NEWS)</i>	0.123 (2.377*)	0.734 (2.010*)
<i>log (NEWSdef)</i>	-0.105 (-2.919**)	-0.702 (-3.155**)
<i>D14</i>	0.236 (2.076*)	-0.859 (-1.235)	0.354 (2.964**)	-0.582 (-0.899)
自由度修正済み決定係数	0.982	0.677	0.984	0.720
<i>DW</i>	1.848	1.928	1.762	1.566
ρ	0.013 (0.066)	0.266 (1.136)	0.218 (1.134)	0.443 (2.380*)
標本数	39	39	39	39

待が形成され、デフレに関する情報でそれが沈静化することがうかがわれる。2006年以降の物価安定期においては、こうした関係は、ニュースによって形成されたインフレ期待の高まりや後退が現実には安定していた実際のインフレ率の周りを増減するという結果をもたらし、前述の乖離とニュースの間に仮説と異なる関係が生じる原因となったともみられる。

5 結果の含意と本稿のまとめ

本稿では、馬場〔2007〕において詳細に論じた手法をデフレ期における家計のインフレ期待の形成に対して適用し、新しいインフレ期待に関するデータを用いて計測を行った。そこでは、一応の景気拡大局面とはいってもその2000年代以前と比べて低いインフレ率が続く近年における家計のインフレ期待形成について、1990年代のそれと比較しつつ、その様子を明らかにすることを目指した。

本稿における試みの計測結果は、家計のインフレ期待が現実のインフレ率や専門家に近い企業が予測するインフレ率に向けて調整される過程に関

して、その調整速度はデフレ期の2000年代後半以降においても1990年代を上回る大きさを以って有意であること、およびインフレやそれと対照的な意味合いを聞き手に与えるデフレに関するニュースへの接触はデフレ下でもこの調整速度と有意な関係を有することを示した。さらにこの調整速度の推定結果からは以下の含意を読み取ることができる。すなわち、インフレ目標の達成が難しい近年のような経済環境にあっても、人々の物価問題への関心を高めるニュースへの接触には合理的期待への調整速度を高める作用があり、これは物価フィリップス曲線の傾きを大きなものになっている。一方でこの高いインフレ期待は現実のインフレ率の高低に左右されていない。これらの結果は、インフレ政策に対する家計の反応の鈍さが原因でデフレ傾向が生じているという見方と整合しない。むしろ、人々の期待インフレ率と合理的期待の乖離の2乗の説明要因としてニュース変数は有意な正の関係を持っていることから、物価が安定した状況下で予測が上方に乖離し、現実以上のインフレ期待が形成されていると解釈できる。これらは現実の物価安定にもかかわらず消費者が持続的な物価上昇を懸念していることを示唆し、将来の暮らし向きの低下を心配して財布のひもを締めることがさらなる消費の停滞を招くようであれば、この乖離は広がることもありうる。

注

- 1) Mankiw and Reis [2003], pp.79-80.
- 2) Mankiw and Reis [2003], pp.76-79. 粘着の情報モデルにおいて経済主体が形成するマクロ経済学的期待は、期待インフレ率を過去のインフレ率の加重平均であるとする適応的期待と、即座に完全なインフレ期待が形成されるとする合理的期待の中間に位置付けられる。すなわち、経済主体は完全に過去のインフレの経験の延長上でのみインフレを予想するわけではなく、ある程度合理的に期待の形成を行うことができるが、反対に合理的期待形成仮説が想定するような完全に合理的な期待を行っているわけでもない。Mankiw

らが計算したパラメータでは、平均的な賃金設定者が情報を4四半期ごとに（すなわち1年に1回）更新すると仮定した場合に、現実のマクロ的指標の動きが最も良く説明されるという。

- 3) 粘着の情報モデルに関するこの解釈についてはBegg and Imperato [2001], Chap.2を参照。また、Mankiw and Reis [2002], pp.1316-1317では、最新のマクロ経済的情報ではなく既知の古い情報に基づいて行動する経済主体が存在する原因となるこうしたメカニズムに関する説明として、その意思決定の過程への制約および人間の理解力の不完全さをモデル化するための方法について言及している。
- 4) このモデルの枠組みは、疾病に対する感染可能性（susceptible）、誰が感染者（infection）になるか、そしてどのように感染から回復する（recovery）かに関する一連の仮定（SIRモデル）からなる。彼によれば、まず一般人はニュースを通じて専門家の予測に触れ、それによって自身の予測を修正し、いったん修正された予測は元には戻らないという段階を経ると想定される。Carroll [2003b], Chap.2を参照。
- 5) (1) 式はCarroll [2003a], p.273による。これは t 期において人々のうち λ の割合が次四半期のインフレに関する現四半期の情報（ニュース） $N_t[\pi_{t+1}]$ に「感染」するが、残りの $(1-\lambda)$ の割合の人々は彼らが $t-1$ 期に持っていた $t+1$ 期のインフレに関する見方を維持し、一方 $t-1$ 期においては λ の割合の人々が $t-1$ 期の情報に遭遇して $t+1$ 期の予測 $N_{t-1}[\pi_{t+1}]$ を形成し、残りの割合の人々は $t+1$ 期のインフレに関する $t-2$ 期の見方を維持すると説明される。 λ が大きいほど全体としての予測はより速やかに新しい予測を反映する。
- 6) その根拠としてCarrollは、マクロ経済の根底には予測できない「基礎的な」インフレ率があり、次期における基礎的インフレ率の予測はランダムウォークであると仮定する。ある四半期における「実際の」インフレ率はその期におけるこの基礎的インフレ率 π_t^f と予測不可能な一時的ショックとしての誤差項の和である。これらに基づいて彼は、 ε_t を t 期におけるインフレ率への一時的ショック、 η_t を t 期における基礎的インフレの恒常的イノベーションとして、以下の関係を仮定する。

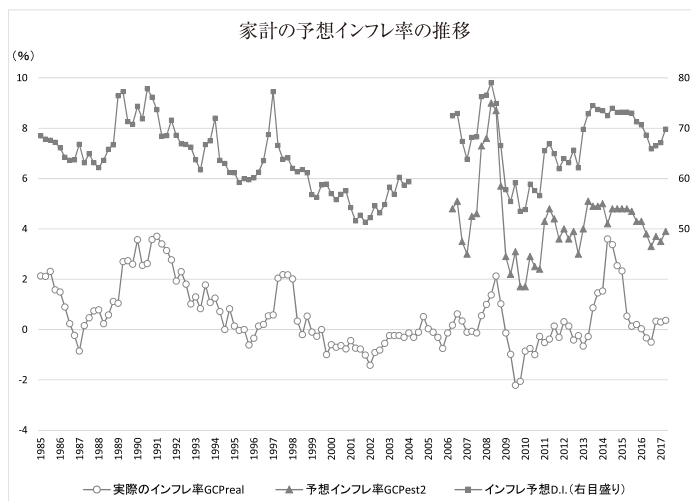
$$\pi_t = \pi_t^f + \varepsilon_t$$

$$\pi_{t+1}^f = \pi_t^f + \eta_{t+1}$$

これは、消費者は $t+1$ 期を過ぎた η および t 期を過ぎた ε の値を予測不可能なホワイトノイズと考えていると仮定するもので、基礎的インフレ率の将来の変化は予測不可能で、一時的ショックは消えてしまうという想定である。これらのモデルの導出の詳細はCarroll [2003a], p.278およびCarroll [2003b], Chap.2.2を参照。要約を馬場 [2007] pp.9-11に示した。

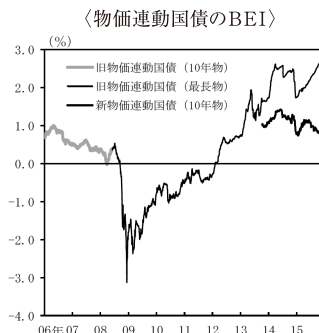
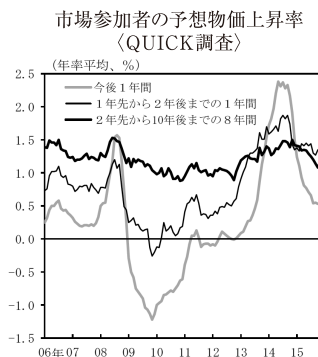
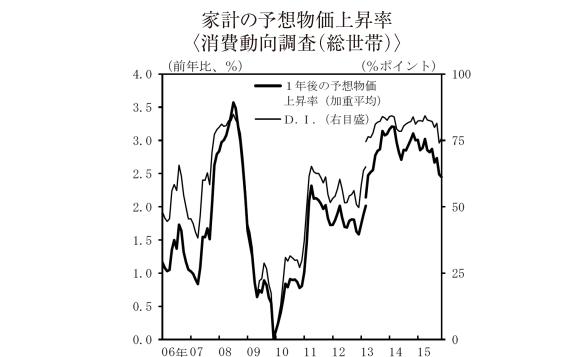
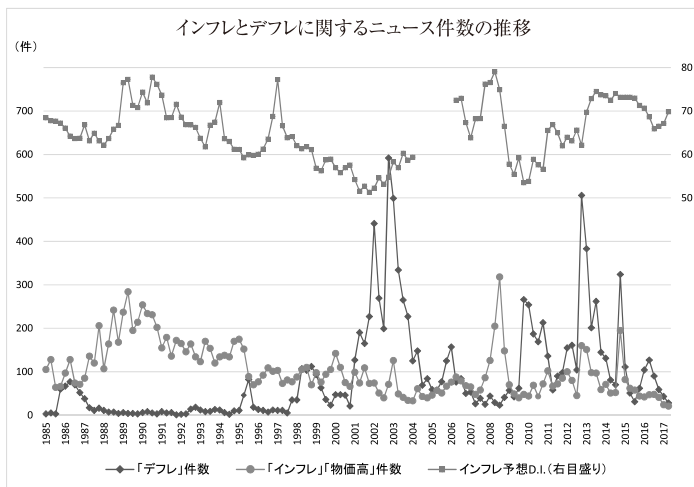
- 7) Carroll [2003a] pp.291-293.

- 8) 導出過程の詳細については馬場〔2007〕p.16を参照。
- 9) 詳細は馬場〔2007〕pp.21-25の表1を参照。
- 10) 馬場〔2007〕pp.31-32の表5、表6を参照。
- 11) ここで利用した調査結果は内閣府社会経済総合研究所景気統計部編『家計消費の動向—消費動向調査年報—』（各年版）および日本銀行『生活意識に関するアンケート調査』（http://www.boj.or.jp/research/o_survey/index.htm/）による。いずれも5段階評価で1年後の物価の予想を問うものだが、両者は質問項目が異なるため、2003年までと2006年以降とのデータの接続はできない。またこれらのデータを用いた計測における推定値の比較には注意を要する。データ作成に際しては、2003年までの内閣府調査については、1年後の消費者物価上昇率が消費にとって良い方向に進む場合（すなわち物価上昇率が低い）場合に「良くなる」、反対の場合に「悪くなる」と回答する消費者について、「良くなる」「やや良くなる」「変わらない」「やや悪くなる」「悪くなる」と答えた比率をそれぞれ0、0.25、0.5、0.75、1のウェイトをつけて加重した時系列データを作成した。2006年以降の日銀調査については、「1年後の「物価」は、現在と比べるとどうなると思いますか」という問いに「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」と答えた比率をそれぞれ1、0.75、0.5、0.25、0のウェイトをつけて加重した時系列データを作成した。実際の消費者物価上昇率および数値での回答を求めた日銀調査の期待インフレ率と比較すると、変化の方向と相対的な振幅はおおむね一致する（下図参照）。



本稿ではこの時系列データをCarroll [2003a]の方法に従って%表記のデータに変換した。これは、対前年同期での消費者物価上昇率（総平均）の4期移動平均を、これらの調査から作成したD.I.の系列へ単純回帰させたものに基づく。その際、OLSでは誤差項の系列相関が認められ、時系列データの作成にあたってはこれらの処理が必要とされたため、推定方法は最尤法による。

- 12) 出所は日本銀行調査統計局『全国企業短期経済観測調査』（<http://www.boj.or.jp/statistics/tk/index.htm/>）による。D.I.の作成は、1年後の仕入れ価格の判断について「上昇」回答（%）－「下落」回答（%）で計算した。計測に用いる時系列データへの変換は消費者物価に関する場合と同じ方法による。
- 13) Carroll [2003a] はニューヨークタイムズとワシントンポストの2紙を取り上げ、1980年以来的各四半期について、両紙から‘inflation’という語幹を含む語（例えば‘inflationary’や‘inflation-fighting’など）を含むストーリーを検索した。そして各年においてヒットしたこれらのストーリーの件数を期間中最大だった期における件数でわることによって、0～1の間に分布する時系列データを得た。Carroll [2003a], p.287.
- 14) インフレおよびデフレに関する記事の検索は『@niftyビジネスデータベースサービス』（<https://business.nifty.com/gsh/RXCN/>）上の「新聞・雑誌記事横断検索」を利用し、その一般紙データベース一覧から朝日新聞記事情報の検索サービスを使用した。インフレについては「インフレ」または「物価高」で、デフレについては「デフレ」で、各期（1～3月、4～6月、7～9月、10～12月）について見出しおよび本文を検索した結果ヒットした件数を用いた。
- 15) 本稿の計測のために用いたインフレおよびデフレに関するニュース件数そのものの推移は次頁図の通りである。1990年代末まで「デフレ」に関する件数はほとんどなかったが、2000年代に入ると急増している。一方2000年代後半以降は、必ずしも「インフレ」「物価高」に関する件数と比べて一方が増加すればもう一方が減少するという対照的な動きをしているわけではない。
 なお、説明変数としてこれらを用いるにあたって、件数そのもの、その対数値、過去1年間の件数の合計の対数値、全ニュース件数に対する割合などとして回帰分析を行い、結果を比較したところ、推定結果の傾向に大きな違いはなかった。本稿で用いた方法は、指数化してはいないものの情報の持つ意味と動きという点ではCarroll [2003a]と共通している。
- 16) これらについては日本銀行『金融経済月報』2015年12月（http://www.boj.or.jp/mopo/gp_2015/gp1512.pdf）の図表32（消費者物価）、図表33（同基調的な変動）、図表35（各種予想物価上昇率）から読み取ることができる。次頁の図は図表35に掲載されたいくつかの予想物価上昇率の推移に関する図表を引用したものである。なおここで引用した消費動向調査の加重平均は、



「-5%以上低下」は-5%、「-5%~-2%低下」は-3.5%、「-2%未満低下」は-1%、「2%未満上昇」は+1%、「2%~5%上昇」は+3.5%、「5%以上上昇」は+5%のインフレ率を予想していると仮定して計算されている。また、D.I.の定義は「上昇する」-「低下する」で計算されており、いずれも定義上物価下落予想が卓越すればマイナスになりうる計算法である。

- 17) Carroll [2003b] が想定し、本稿でも用いている (2) 式のモデルには本来定数項が存在しない。これが有意であるということは、実際のインフレ率およびすべての予想インフレ率が永久にゼロであっても家計が正のインフレ率を予想するということを意味し、本来は不自然である。Carroll自身はこれがある種の定式化の誤りと考え、ニュース以外の情報伝播などの関与を考察している (Carroll [2003b], Chap.3.1およびChap.3.3参照)。
- 18) 本稿における以下の推定は、TSP5.0のAR1コマンドを用いた、誤差項の系列相関を想定したモデルの推定結果である。推定方法は説明変数にラグ付き従属変数を伴うGLS推定による。
- 19) 本稿の計測にあたっては馬場 [2007] と重なる部分もあるが、今回は計測に使用するデータに関して見直しを行った。すなわち、消費者物価指数および企業物価指数の時系列については基準年次の改定に伴う修正を行うとともに、期待インフレ率の時系列データの算出にあたっての修正などを行ったため、計測期間とモデル自体が馬場 [2007] と同一であっても、計測結果そのものは異なる。
- 20) なお、本稿における一連の計測については、インフレ、デフレに関するニュースの多さと家計の期待インフレ率との間の関係に関する因果関係の方向および見せかけの相関という問題もある。まず、期待インフレ率が高い (あるいは低い) こととインフレあるいはデフレに関するニュースが多いこととの間には、ニュースの多寡が期待インフレ率に影響を及ぼすという直接の関係によるものではなく、どちらも現実のインフレ率が高いことの結果である可能性もある。これについては、説明変数として現実のインフレ率が含まれるため、両者の関係からはこの要因はある程度除かれているとみることができる。一方、人々がインフレやデフレなど物価問題に関心を持つことがそれらに関するニュースの価値を高め、ニュース件数を増やしている可能性はある。しかし、Carroll [2003b] では家計は期待形成に受け身であり、ニュースに接触して初めてインフレを意識するようになるという仮定が置かれていることから、なぜ人々がニュースへの接触以前に関心を持ったのかについては、本稿では実際に人々が直面したインフレ率の高さについてのみ考察の対象とした。
- 21) この消費税率変更による影響を説明するための変数としてのダミー変数については、1997年Ⅱ期~1998年Ⅰ期についてのみ1とする変数D97と、2014年Ⅱ期~2015年Ⅰ期についてのみ1とする変数D14を用い、消費税率変化

が家計のインフレ期待を上方向に一時的に変化させている可能性を考慮する。

参考文献

- Begg, David K. H. and Isabella Imperato [2001], “The Rationality of Information Gathering: Monopoly,” *The Manchester School*, Vol.69, No.3, pp.237-252.
- Carroll, Christopher D. [2003a], “Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.118, Iss.1, pp.269-298.
- [2003b], “The Epidemiology of Macroeconomic Expectations,” in Larry Blume and Steven Durlauf (eds.), *The Economy as an Evolving Complex System, III*, Oxford University Press.
(the article is available on the following site of the Johns Hopkins University: <http://econ.jhu.edu/people/ccarroll/epidemiologySFI.pdf>)
- Mankiw, N. Gregory and Ricardo Reis [2002], “Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.117, Iss.4, pp.1295-1328.
- and ——— [2003], “Sticky Information: A Model of Monetary Nonneutrality and Structural Slumps,” in Philippe Aghion et al. (eds.), *Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics: in honor of Edmund S. Phelps*, Princeton University Press, pp.64-86.
- Woodford, Michael [2003], “Imperfect Common Knowledge and the Effects of Monetary Policy,” in Philippe Aghion et al. (eds.), *Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics: in honor of Edmund S. Phelps*, Princeton University Press, pp.25-58.
- 馬場正弘 [2007]、「インフレ期待と情報の粘着性～「マクロ経済的期待の疫学」に基づく時系列分析～」、『敬愛大学研究論集』第70号、pp.1-37、敬愛大学経済学会。