

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～

馬 場 正 弘

1. はじめに

一国の雇用水準とインフレーションが各種の実物的および貨幣的要因に対してどのように反応するかという問題を考察するために Mankiw and Reis [2002][2003] は、経済状況の変化に関するニュースという形で表される情報が賃金と価格の設定者の間にゆっくりと広がり、反応が生じるという、情報が粘着的な世界を想定した。彼らは、経済主体による実際の期待形成は適応的形成と合理的形成の中間に位置するとして「スマートだがスマートすぎない主体」をモデル化することを試み、経済主体は期待を合理的に形成するが、情報を獲得する費用や最適計画を再計算する費用が存在するためそれは頻繁には行われず、結果として情報は人々の間を時間をかけて浸透するため、古い情報に基づく期待が現在の行動にも影響を及ぼす、というモデルを構築した。これは、経済主体は標準的なモデルが仮定するような合理的な人間では決してないという観察から出発する、経済学の中に経済主体の行動心理に関する洞察を反映させようという試みとして近年注目されている「行動経済学」の視点を持つものである。

一方、Carroll [2003a][2003b] は経済主体の期待形成について同様の視点を持ちながら、現実のマクロ経済において合理的期待形成モデルと異なる結果が生じる原因として、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っているわけではなく、むしろ経済ニュースをある確率分布に基づいて吸収しているため、結果としてマクロ経済環境の変化に関するニ

ニュースが全員に浸透するのには時間がかかる、という点に注目した。そして、Mankiw and Reis [2002][2003] が考えるほどには経済主体が情報を更新する費用は大きくないものの、情報に注意を払う度合いが変化することが原因でインフレに関するニュースが多い時期には一般の人々の期待形成は専門の予測家のそれに近くなる、というモデルを構築し、そこにおける経済主体の行動と心理を分析した。

本稿は、これらの視点に基づきつつ、Mankiw and Reis [2002][2003] で扱われなかった期待の調整速度の直接的な推定および推定値の経済主体間および時代間の差異について、Carroll [2003b] などの手法を利用して検討することを試みたものである。

2. マクロ経済動学における粘着的情報の概念

2.1. MankiwとReisによる粘着的情報モデル

マクロ経済学における問題の1つに、雇用やインフレーションに関する指標が各種の実物的および貨幣的要因に対してどのように反応するかというものがある。これについてMankiw and Reis [2002][2003] は、経済状況の変化に関するニュースという意味での情報が賃金を決定する企業の間にくっくりと広がり、雇用やインフレに対する反応が生じるような世界を想定し、そのような情報の広がり方について、情報が「粘着的 (sticky)」であると呼んだ。そして、米国における1970年代の生産性鈍化に伴う失業の増加と1980年代のデイスインフレにおけるその再現の観察を通じてインフレ安定化政策と雇用安定政策のマクロ的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際にはその状況に関する情報が経済全体に広まるまでに時間を要するという現象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。すなわち、彼らは過去の一連の時点で行われる期待の形成に対して粘着性という要素が作用している

というモデルの下でこの情報の粘着性の程度を意味するパラメータの大きさを計算した。そして、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、マクロ的指標の現実の動きが最も良く説明されることを明らかにした¹⁾。

情報の経済主体間の広がり粘着的であるというモデルの構築において中心的な概念は、インフレと雇用の動学における期待形成である。粘着的情報モデルにおいては、経済主体が形成するマクロ経済学的期待は、期待インフレを過去のインフレ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予想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タイプのものである。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、ある程度合理的な予想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予想を行っているわけでもない。そして、人々の合理的な期待形成を妨げる要因として、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、主体は多変量ではなく最適な1変量予測を形成しているという見方などがとられている。Mankiw and Reis[2003]はこの「スマートだがスマートすぎない主体をモデル化する試み」において、経済主体は期待を合理的に形成することができるが、必ずしも頻繁に形成するわけではないと考え、その結果合理的期待を形成する主体は一部にとどまり、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。彼らは期待形成が妨げられる原因として、そのために必要な情報を獲得するための費用やその結果を受けて最適計画を再計算するための費用が存在するという点に注目し、これらの費用があるために情報は瞬時にではなく徐々に人々の期待が形成されるのに合わせて人々の間を時間をかけて浸透すると考える。その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常に存在し、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

るというのである²⁾。

一方、このような経済主体における緩慢な情報の伝播に起因する期待形成の特徴およびそこから導かれる粘着的情報モデルを考察するためには、前述のような決して合理的な行動をとっているとはいえないような経済主体の行動の心理を分析するという試みが必要である。これは今日行動経済学の名前で呼ばれる分野のテーマである。

2.2. 粘着的情報モデルと行動経済学

行動経済学とは、経済主体の行動をより現実的に即して分析するために経済学の中に心理学の手法を導入しようという試みであり、近年注目する経済学者が多い分野であるが、その基本は、人々は標準的な経済学のモデルで仮定されているような合理的な人間では決してないという観察にある。粘着的情報モデルには、情報の獲得と反応に関する経済主体の心理と合理的行動からの乖離に注目するという行動経済学の側面が存在する。例えば Mankiw and Reis [2003] 自身によれば、彼らの試みの最も近い先駆者は、消費行動と資産プレミアムのなぞを消費者は自らのポートフォリオの価値の変化を認識するのがゆっくりであるという仮定によって説明することを試みる Gabaix と Laibson の研究であり、Mankiw and Reis [2002][2003] が提示した粘着的情報モデルは、賃金設定過程へ同様の仮定を応用したものであるという³⁾。彼らはこの試みにおいて、自らの環境を即座に完全に理解することができず、むしろ時間とともにこれを徐々に学ぶような経済主体を記述することを試みている。

Mankiw and Reis [2002] 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前述のメカニズムに関する説明のミクロ的な基礎として、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という観点から、以下の点に言及している⁴⁾。

まず、これらを明らかにするひとつの方法として情報理論がある。例えばWoodford [2003] は、人々が情報を吸収するチャンネルが限られているという状況をモデル化し、価格設定者は常に金融政策に関する雑音を含む信号を受け取るという「雑音・情報モデル」を提示した。これに基づいてMankiw and Reis [2002][2003] が提示しているモデルは、価格設定者は常にある確率 λ で完全な情報を獲得するというものである。

また、彼らによれば、人々にとって予測が困難であるということは、金融当局の行動を知ることが困難であるということを示しているのではなく、むしろ当局の行動が意味することを理解することの難しさを指している。例えばBegg and Imperato [2001] は、粘着的情報モデルの解釈のひとつとして、合理的期待仮説では期待を形成し利用することには費用がかからないとされるのと対照的に、実際には情報を処理することには費用がかかるということに注目した。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のトレードオフ関係が存在するため人々は情報の処理を一度に1つだけ行い、他の時には古い計画を継続すると見て、ある問題について人々がどのくらい考えるかはそうすることの便益に依存するとした。彼らはこれを独占企業による産出の意思決定行動に対して適用しているが⁵⁾、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で、期待の更新はゆっくりだが、大きな制度改革があると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、一般人のインフレ期待は速やかに調整され、合理的なものに近くなるということになる。

この情報が時間をかけて浸透するという状況は、次のように解釈することができる。まず、価格設定者が情報にゆっくりと反応するという現象についてZbaracki他はその未刊行の論文において、価格表の印刷や配布という物理的な費用はわずかであり、むしろ重要なのは情報収集、意思決定、交渉、コミュニケーションの費用といった「経営と顧客のコスト」である

ということを明らかにした⁶⁾。またCarroll [2003a][2003b] は、経済主体を「予測の専門家」と「一般人」という2つのグループに分け、そのインフレ期待を比較し、一般人のインフレ期待が彼らよりもインフレの予測に優れた専門家の期待に対してラグを伴って反応する過程を分析した。Mankiw and Reis [2003]における結果とこれらを照らし合わせると、専門家が粘着的情報の影響を受けず合理的予想をしつつ、その一方で一般人がある確率 λ に従ってこの合理的予想に基づく情報を受け入れるという関係が考えられる。そしてこの受け入れ確率 λ は一般の経済主体の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ものと解釈できる。

一方、Carrollのような視点から粘着的情報を捉えたとき、ひとつの論点として、インフレに関するニュースの多寡が一般人の期待の調整に影響を及ぼす結果、情報獲得の確率 λ は時間、時代、経済主体が持つ様々な属性しだいで異なっているのではないかという点が考えられる。次節ではこの可能性について、インフレに関連した情報が人々の間に広まってゆくプロセスを疫病が人々の間に広まる過程を記述するモデルになぞらえることによって考察した、Carroll [2003b]のモデルについて検討する。

3. マクロ経済的期待の「疫学モデル」

3.1. 疫学モデルの考え方

Carroll [2003b] は情報が経済主体の間に伝播してゆく過程を疫学の分野における疫病の個体群への感染に関するモデルを用いて説明する⁷⁾。感染のモデルに関する標準的な仮定は、所与の期間病気に曝された感染可能性のある個人は一定の確率 p でこれに感染し、その結果 t 期において新たに感染者となった個人を N_t 、感染可能性のある個人を S_t として

$$N_t = pS_t \quad (1)$$

が成り立つというところから出発する。健康な個人が感染可能者になるには既感染者と接触することが必要で、単純な特殊ケースにおいては、これは感染の「共通の源」と接触することでなされ、健康な個人は每期において一定の確率でこの共通感染源から感染する。彼は経済的期待の形成における全成員に利用可能なこの情報の共通の感染源として、マクロ経済に関するメディアのニュース記事を想定する。そして感染した個人は二度と回復しない、すなわち経済主体はニュースによって獲得した情報を忘れないと仮定する。

疫病の感染に関する動学は次のように描かれる。まず期間1においては、個体群のうち p の割合が疫病にかかり、 $(1-p)$ が感染しない。次に期間2において、前期に感染しなかったグループの中から p の割合が新たに感染し、このグループについては2期間を通じての感染率は $p(1-p)$ となる。かくして2期間での感染率は全体で $p + p(1-p)$ となる。この結果、感染者なしを出発点とし、 t 期末に感染している個体の総比率は

$$\begin{aligned} FractionIll &= p + p(1-p) + p(1-p)^2 + \dots + p(1-p)^t \\ &= p \sum_{s=0}^t (1-p)^s \end{aligned} \quad (2)$$

となる。この(2)式はMankiw and Reis[2002][2003]において賃金決定の過程に何らかの粘着性の存在を仮定した場合のモデルの導出結果に相当する。そして粘着的情報を仮定する場合、ランダムに一定期間に一定比率の経済主体が情報更新を行い、次期においてその残りの経済主体のうちランダムに同じ比率の主体が新たに情報更新を行う、という解釈がなされる⁸⁾。

3.2. インフレ期待モデルの導出

この疫学モデルを用いて粘着的情報モデルに相当するインフレ期待形成を記述するために、Carroll[2003b]はさらに以下の仮定を置く。まず、

人々は共通感染源としての新聞記事を読むことによって将来のインフレに関する期待を形成しているとする。次に、どの新聞のインフレ記事も永遠の将来にわたるインフレ率の四半期ベースでの完全な予測を掲載しているとする。さらに、記事を読む人々が全員この予測をすべて記憶しているとする。なおすべての t 期においてはすべての新聞記事は同一の予測を掲載しているとみなす。これらが成立するならば、人々のインフレ期待は前述の疫学モデルの過程と一致することになる。そこではインフレに関する記事を読むことが共通感染源を持つ疾病に感染することを意味し、それによって最新の予測に「感染」する一定の確率に直面するが、記事に遭遇しない人は以前に遭遇した最新の予測を信じ続けることになる⁹⁾。

いま、 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、 p_t を t 期における総合物価指数とすると

$$\pi_{t+1} = \log(p_{t+1}) - \log(p_t) \quad (3)$$

である。そして、 $N_t[\pi_s]$ を s 四半期のインフレに関する t 四半期に掲載された新聞の予測値、 $M_t[\pi_s]$ 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とすると、

$$\begin{aligned} M_t[\pi_{t+1}] \\ = \lambda N_t[\pi_{t+1}] + (1-\lambda) \{ \lambda N_{t-1}[\pi_{t+1}] + (1-\lambda) (\lambda N_{t-2}[\pi_{t+1}] + \dots) \} \end{aligned} \quad (4)$$

が成り立つ。疫学モデルの言葉を借りれば、これは t 期においては個体群のうち λ の割合が「次四半期のインフレに関する現四半期での新聞の予測」 $N_t[\pi_{t+1}]$ に感染するが、残りの $(1-\lambda)$ の割合の個体は彼らが $t-1$ 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 の割合が $t-1$ 期の記事に遭遇して $t+1$ 期の新聞の予測 $N_{t-1}[\pi_{t+1}]$ を獲得し、残りの割合は $t+1$ 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。

インフレ期待に関するこの表現自体はMankiw and Reis[2002][2003]が提示したものと同一の考え方によるもので、人口のうちの限られた部分だけがインフレ期待を更新するため合理的期待が全体として形成されないという点で共通している。しかし、その原因となるメカニズムに関する認識は必ずしも同じではない。すなわち、Mankiwらのモデルでは、更新をする主体そのものは将来のマクロ経済に関する彼ら自身の合理的な予測を形成していると想定され、四半期単位で未来のインフレ率予測を行うことが一般の人々にとって非常に費用のかかる活動であるために、人々は場合に応じてこれを行うにとどまると考える。そしてこの費用が便益に対して相対的に低下した場合により多くの主体が合理的な予想を行い、その結果全体としても合理的期待に近い世界が出現しうると考える。これに対してCarrollの場合には、インフレに関する記事を読むことやニュースを見聞きすることで新しい予想に触れることができるため人々は自分で費用を払って予測する必要はなく、したがって予想の費用と便益を勘案して行動をするとは考えない。むしろ、Carrollの場合、ある個人がインフレ予想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確率および自らその情報を得ようとする態度に依存すると考えている。かくして後者の場合、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、またインフレに関する関心が高い時期や主体ほど、全体として経済主体のインフレ予測は合理的予測により近いものになる、という仮説が成り立つ。

3.3. モデル化に際しての考慮

しかし、現実にはCarroll[2003b]のような仮定は成立しない。すなわち、新聞記事は四半期単位の予測を無限の将来まで掲載していないし、また仮に無限の将来までの予測が存在していても、人々はそのような将来にわたるインフレ率のパターンを記憶しているとは考えられない。

そこでCarroll [2003b]では、実際のモデルの構築に際してさらに以下の仮定がおかれる¹⁰⁾。まず、マクロ経済の根底には「基礎的な」インフレ率があり、この基礎的インフレ率の将来の変化を予測することはできない。これは、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ことに他ならない。一方、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と予測不可能な一時的ショック（新聞が「特殊要因」とよぶもの）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、インフレに関する以下の式を仮定する。

$$\pi_t = \pi_t^f + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\pi_{t+1}^f = \pi_t^f + \eta_{t+1} \quad (6)$$

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予想である。

一方、新聞に掲載されているのは完全な将来の予測ではなく翌年にかけてのインフレ率の予測のみであるという点については、 $\pi_{s,t}$ を年率に換算した s 期と t 期の間のインフレ率とし、インフレ期待の過程を次式で表す。

$$M_t[\pi_{t,t+4}] = \lambda N_t[\pi_{t,t+4}] + (1-\lambda) M_{t-1}[\pi_{t-1,t+3}] \quad (7)$$

これは、人々が今年から翌年にかけてのインフレ期待を、現在の新聞に掲載されたその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ことを意味する。(4)式ではこの過去の期待形成は無限の過去にまでさかのぼる入れ子構造になっていたが、基礎的インフレと誤差項に関する(5)(6)式の仮定のように、現実にはある時点の期

待の形成が無限の将来にまで影響することは無く、したがって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ため、その部分は切り捨てられている。

3.4. Carrollにおける調整速度の計測

Carroll [2003a][2003b] では直接 (7) 式の推定が行われている。そのためには家計レベルでのインフレ期待と、彼らがニュースメディアを通じて接触するインフレ期待のデータが必要であるが、前者についてはミシガン大学のサーベイリサーチセンターが過去30年以上にわたって家計のインフレ予想に関する調査を行っており、この数字が用いられている。これは4四半期先にインフレ率がどれほどであるかを質問した結果を集計したもので、具体的にはまず「次の12ヶ月の間に、あなたは一般物価が上昇すると思いますか、下落すると思いますか、それとも今と同じ水準にとどまると思いますか」と質問し、上昇すると答えた人々に再び「次の12ヶ月の間に、あなたは平均して何パーセントくらい物価が上昇すると予想しますか」と質問する、という方法がとられている。

一方後者については、インフレに関する新聞記事には専門家の予測を引用する傾向があることから「専門家予測サーベイ (Survey of Professional Forecasters)」の平均予測が代理変数として用いられている¹¹⁾。

推定期間として1981年第3四半期から2000年第2四半期をとり、 M_t を t 期における平均インフレ期待のミシガン家計サーベイの値、 $S_t[\pi_{t,t+4}]$ を翌年にかけての平均インフレのSurvey of Professional Forecasters (SPF) の値として、

$$M_t[\pi_{t,t+4}] = \alpha_0 + \alpha_1 S_t[\pi_{t,t+4}] + \alpha_2 M_{t-1}[\pi_{t-1,t+3}] + \varepsilon_t \quad (8)$$

をベースに $\alpha_0 = 0$ あるいは $\alpha_0 = 0$ かつ $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ などいくつかの検定可能な制約を伴った派生形のモデルを計測した結果から彼は、Mankiw and

Reis [2002][2003]における粘着的情報モデルの期待の調整係数 λ に相当するものとして $\alpha_1=0.27$ 付近の推定値を得ている。これはMankiw and Reis [2002][2003]のシミュレーションにおける仮定のうち現実と最も適合するとされた0.25という値に近いものであった¹²⁾。これは、各四半期において家計の1/4が来るべき年のインフレ率について完全に最新の予測を有する一方で、32%の家計が1年以上昔のインフレ期待を維持しているということを意味する。彼によれば、家計の70%近くが1年以内という新鮮なインフレ期待を有するという点でこの値はマクロ経済の動きが期待が完全に最新のものである場合に似ているという直感を示しそうであるが、Mankiw and Reis [2002][2003]のメッセージは「この直感は誤っている」ことを示しているという。なぜならば、彼らのシミュレーションによれば、粘着的情報モデルから導かれる $\lambda=0.25$ の世界における雇用とインフレの動学は合理的期待モデルを想定した $\lambda=1$ の世界のそれと全く異なっており、前者の方が実証的証拠によく合致するからである¹³⁾。

一方、Carroll [2003a][2003b]自身も、別の点からこの推定に疑問を持っている。それは、定数項が統計的に有意であるという結果に関するものである。彼の本来のモデルは(4)式であり、そこから仮定により導いた計測の基本式(7)式もまた、本来このモデルには定数項が存在しないということの意味している。定数項を含むモデルを期待過程の真の「構造的」モデルと解釈することは妥当ではない。なぜならば、定数項の存在は、インフレ率が永遠にゼロですべての予測が永遠にゼロインフレ率を予測しても、家計が正のインフレを予想するということの意味しているからである。そこで彼は、これが何らかの形の定式化の誤りを反映している可能性があるとして、 λ の値の不均一性をもたらす集団間の期待形成の相違や、経済主体の期待がニュースメディア以外に人から人へ伝わるなど単純な共通感染源モデルが想定していない情報の伝播の可能性のあることを指摘し、モデルのシミュレーションを行っている¹⁴⁾。

3.5. ニュースと消費者の期待形成の正確さ

Carroll [2003a] は、消費者が十分な情報を入手してインフレ期待を形成する合理性の程度は、消費者がインフレに関するニュースに接する頻度によっても影響を受けるという点を強調している。これは、「人々はインフレ期待をニュースストーリーから得ている」という仮定を言葉通りに解釈するならばニュースストーリーがたくさんあるほど人々はよりよく情報付けられているはずである、と考えられるという点から始まる。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。そしてこれを用いて、1980年代初めというインフレに関するニュースが多かった時期におけるSPF予測とミシガン予測のギャップが、その後ニュースでの扱いが減った時期に比べて目立って小さかったことを観察した。この、ニュースでの扱いが大きいほど（SPF予測により近い予測という意味での）「より合理的な」家計の予測がなされるという仮説に関して彼は、ミシガン予測とSPF予測の差の2乗を $GAPSQ_t = (M_t - S_t)^2$ 、インフレに関するストーリーの指標を $NEWS_t$ として、簡単な最小2乗法によって

$$GAPSQ_t = \alpha_0 + \alpha_1 NEWS_t \quad (9)$$

を推定した。その結果、両者の間には系列相関の修正後で5%水準で統計的に有意な負の関係が存在することが示され、ニュースでの扱いが大きいときほど家計のインフレ予測が良好であるという関係が見出された。また、家計による情報の吸収率はニュースストーリーが多い場合ほど高いという仮説について彼は、ニュースの件数が平均値を上回る時期と下回る時期の

それぞれにおいて推定された λ の値を比較し、この差が有意であることを見出している¹⁵⁾。

4. 実証分析

4.1. 実証モデルの方針

本稿では上述の Carroll [2003a][2003b] のモデルを用いて、経済主体の期待インフレ率がどの程度専門家の合理的予測によって説明され、どの程度それまで抱いていたインフレ期待によって説明されるかを計測する。前者の要因に関するパラメータは上述のように Mankiw and Reis [2002][2003] における調整速度 λ に他ならないため、この計測を行うことによって期待が現状維持される程度、すなわち粘着的である程度を明らかにすることを試みる。

しかし、この現状維持の程度は、経済主体がどのくらいインフレという現象に対して関心を持ち、関連するニュースを積極的に摂取するかに依存するため、推定値の大きさはこれらによって影響を受ける。例えばハイパーインフレ期には人々は将来の物価動向に敏感になるが、デフレ期には関心はむしろ雇用などに向かうためインフレに関心を持つ程度は低下すると考えられる。またその経済主体が経済活動においていかなるカテゴリーに属しているかによってもこの関心の程度は異なる。例えば企業と家計とでは、さらには家計の中でも個人事業主と勤労者とではインフレと日常の活動の結びつきが異なるため異なった情報への関心の持ち方をしているとも考えられる。そこで本稿では、前者のケースについて物価上昇期と安定期の比較を行い、後者のケースについて、全世帯による傾向と並んで、勤労者世帯と自営業者世帯の比較という形で消費者をカテゴリー分けした計測を行う。

4.2. 期待物価上昇率に関するデータの作成方法

Carroll [2003a][2003b] のモデルを計測するためには、彼が用いたミシガン・サーベイや SPF に相当する、物価変動の予想に関する長期にわたる包括的な四半期集計の時系列データが必要である。日本の場合、消費者が有する物価の先行き予想に関する調査としては、内閣府の消費動向調査（『家計消費の動向』所収）がある¹⁶⁾。また企業の物価動向予想に関する調査としては日銀短観の調査がある。しかしこれらはいずれも回答者に対して1年後あるいは1四半期後の物価が現在と比較して上昇すると予想するか、現状と変わらないと予想するか、下落すると予想するかという質問をすることで得られた時系列であり、Carroll [2003a][2003b] が用いたミシガン・サーベイのようなその変化の幅までを細かく質問した調査ではない。また、質問項目の変化などのため時系列が不連続となる箇所が第1次石油ショック以降だけで2箇所存在する¹⁷⁾。この他、日本経済新聞社と日経産業消費研究所による近年の調査もまたこれと同様の方法で現在の物価感および1年間での動向予想のデータを収集したものである¹⁸⁾。

本稿では、このような質問に基づくデータを利用する方法として Carroll [2003a] が雇用動向に関するDI時系列から失業率に関する消費者の期待の時系列を推計した際に用いた方法を用い、予想インフレ率の時系列データを作成する。これは、ミシガン・サーベイにおいては消費者の失業に関する予想について、それが特定の値を家計に問うものではなく、上昇するか低下するか（あるいは不変にとどまるか）という調査しか行われていないために失業率の予想について時系列データが得られない、という問題に対処するためにとられた方法である。これはまず、回答者のうち「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DIについて、次式のように実際の失業率の変化の大きさをこの失業予想へ回帰した場合のパラメータを推定することから始まる。

$$\bar{U}_{t,t+4} - \bar{U}_{t-4,t} = \gamma_0 + \gamma_1 M_t^U \quad (10)$$

ただしここでは $\bar{U}_{t,t+4}$ は今年から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DIである。続いてこの式から推定された $\hat{\gamma}_0$ および $\hat{\gamma}_1$ を用いて、翌年の失業率の予測値は次式によって計算される¹⁹⁾。

$$\hat{U}_{t,t+4} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 M_t^U + \bar{U}_{t-4,t} \quad (11)$$

ただし、Carroll [2003a] 自身は、この方法で得られた時系列を用いた分析結果の評価について慎重である²⁰⁾。本稿においては、他にインフレ予想に関する十分な長さの時系列データを得ることが困難であること、および消費動向調査が家計をその特徴によって細分化した数値を提供しているという利点を有していることを考慮し、この方法を用いてインフレ期待の時系列を構築することを試みる。すなわち、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 $\bar{\pi}_{t-4,t}$ 、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、まず

$$\bar{\pi}_{t,t+4} - \bar{\pi}_{t-4,t} = \delta_0 + \delta_1 M_t^\pi \quad (12)$$

を推定する。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

$$\hat{\pi}_{t,t+4} = \hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 M_t^\pi + \bar{\pi}_{t-4,t} \quad (13)$$

を計算し、左辺の時系列を家計の消費者物価上昇率の予想値の時系列として用いる。実際の時系列の作成は次項で説明するデータによる。

一方、モデルにおいて合理的な予測として用いられるSPFに相当する専門家の予測についてはさらにデータの収集が困難である。近年の市場の発達によって物価連動債利回りの平均金利からの乖離を市場のインフレ期待

に関する指標作成に利用することができるようになったが、現在のところ四半期ベースでは十分な標本数を得るだけの期間がまだ経過していない。

そこで本稿では、この要因に相当する変数を得るための方法として以下の2通りを試みる。

- ① 日銀短観における企業の物価動向予測を専門家の合理的予測値に近いものとして利用する。企業が注目する物価動向と消費者が注目する物価動向は同じものではなく、また企業の予想は必ずしも合理的な予想ではないため、この方法による結果の解釈には注意を要するが、本稿では企業の仕入れ価格に関する予想と消費者の購入価格に関する予想を対応付けることによって、また、より生産現場に近く各種経済統計に関心を持つ理由が多い企業の予想がその他の人々の予想にどのように影響をしているかを見ることによって、企業部門から消費者に向かう情報の伝播が人々の予想の形成に影響を及ぼす過程を観察する。
- ② 現実の物価変動を合理的予測値の代理変数とし、企業および消費者のインフレ予想形成がここからどのような影響を受けているかを計測する。

このうち①の企業の物価動向予測については、次項に述べるデータを用いて前述の家計の消費者物価上昇予想と同様の方法で時系列データを作成する。

本稿においては、これらの変数をニュースメディアが情報として流す合理的予測の代理変数として用いることによって、以下のような関係を明らかにすることを試みる。まず、上述の理由から影響が限定されるものの、企業から消費者へのインフレに関する情報の伝播について、ミシガン・サーベイとSPF予測の間に存在するような関係が有意に存在するといえるかを検討する。次に、現実のインフレ率を変数とした場合のそこから消費者の期待への伝播については、消費者としての側面が大きい勤労者世帯と企業活動の側面も併せ持つ自営業者世帯との間に物価動向に関する関心の相

違が存在するか否かを調べる。さらに、現実のインフレ率と企業の物価の期待の関係については、上記の関係について消費者の期待の場合と比較することを試みる。

4.3. インフレのニュースでの扱いに関するデータの作成方法

本稿ではまた、人々がどの程度頻繁にインフレに関する情報に接しているかがそのインフレ予想の形成に影響を及ぼすという効果について、Carroll[2003a]の方法に倣ってインフレに関する情報の多さの調整速度 λ の大きさへの影響および実際のインフレ予測値と実際のインフレ率のギャップへの影響を検討する。そのためにここでは以下のような形でインフレのニュースでの扱いに関する時系列データを作成する。

まず、インフレに関する新聞記事数として、代表的な新聞記事データベースにおいて見出さ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、相対件数ないし総記事数比の数値の時系列を作成し、これを消費者の関心を引き起こすニュースの指標とする。前述の(9)式のようにCarroll[2003a]はこれに対して消費者によるインフレ予測値と専門家による予測値の乖離の2乗値を回帰させ、記事数の変化が消費者の期待をより合理的なものにするか否かを検討しているが、本稿ではこれに加え、期間を記事件数が期間中平均を下回る時期と上回る時期に二分し、ダミー変数を用いて両者の差を検討する²¹⁾。

4.4. 推定に用いるデータ

以上の方法によるデータの作成およびその他の変数データについては、以下の統計データを使用する。

まず、現実のインフレ率については消費者物価指数総平均および企業物価指数総平均の四半期原数値から計算した対前年同期変化率を用い、それぞれGCP、GWPと表記する²²⁾。

消費者のインフレ予想は上に挙げた調査のうち内閣府の消費動向調査を用い、そこにおける全世帯、勤労者世帯、自営業者世帯別のむこう半年から1年先の消費を増減させる要因に関する予想の1つとしての「消費者物価の上がり方」の時系列を基にして、以下の計算方法で作成したものを用いる。すなわち、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する。このデータを前述の方法によって消費者物価対前年同期変化率の予想値に変換したものを変数GCPestとして用いる。

企業のインフレ予想については、日本銀行『全国企業短期経済観測調査』判断項目における全規模、全産業の仕入れ価格に関する予測を基にデータを計算する。すなわち、3ヶ月先までの仕入れ価格の変化に関する判断として「上昇」「もちあい」「下落」の中から選択をしてもらい、「上昇」と回答した割合から「低下」と回答した割合を差し引いたDIの時系列を、同様に前述の方法によって国内企業物価指数総平均と結びつけ、その対前年同期変化率の予測値を計算したものを変数GWPEstとして用いる²³⁾。

ただし消費動向調査における消費者の物価上昇予想については、第1次石油ショック以前の1960年代までさかのぼって四半期データを得ることができるが、その間数回にわたって調査方法が改訂されているため、全期間を一括してカバーする計測を行うことはできない。具体的には、1982年3月調査以前の数値は1982年6月以降の調査のような前述の5段階からの選択ではなく、消費者物価の上がり方が消費にとって「良くなる」「変わらない」「悪くなる」の3つのうちのいずれであるかを問うた結果の数値であり、3者の中間的な「やや」という副詞を伴う選択肢が存在しない。その結果回答者が「変わらない」という慎重な選択肢を選ぶ割合が高まって

いるという影響が生じており、時系列は不連続となる。また、1991年3月以前の調査では質問内容が1年後の消費者物価の予想に関するものであるのに対し、1991年6月以降の調査では今後6ヶ月の予想を問うものとなっている。このため計測はこれらの3期間に区切ったものとせざるを得ず、計測毎の標本数がCarroll [2003a][2003b]ほど多くないが、各期間については現実のインフレ率が異なるので、推定値の違いとの間に関係があるかなどを検討する。

この他、合理的予想の代理変数としての現実の消費者物価および企業物価の対前年同期変化率については、消費者および企業の予想インフレ率を表す変数であるGCPestおよびGWPEstが t 期から $t+4$ 期までの移動平均値を用いて算出されたものであるため、現実の値そのものではなく同様に今期から4期先までの移動平均を用い、それぞれ変数GCPreal、GWPrealと表記する。

一方、インフレに関するニュース件数に関しては、発行部数から見て代表的な新聞のひとつであり、かつ1985年までさかのぼって本文の検索が可能な新聞データベースとして「朝日新聞記事データベース」を用い、その「見出し」ないし「本文」中に「インフレ」ないし「物価高」という語が含まれる記事を検索し、その件数の対数をとった時系列データをメディアにおけるインフレに関するニュースの扱いに関する変数LNEWSとした²⁴⁾。

4.5. 計測結果

以上の変数を用い、(8)式および(9)式を計測した結果を以下に示す。一連の推定においては、前述の理由から期間を分割し、その推定結果を比較するとともに、消費者をそのカテゴリーによって分割した結果の比較を行った。いずれのタイプの計測においても誤差項の系列相関が観察されたため、推定は1階の自己回帰モデルの最尤法ないしコ克蘭・オーカット法(ラグつき従属変数を説明変数に含む計測の場合)によった。

4.5.1. 企業の予測から消費者の予測への伝播

まず、合理的な予測としての専門家の予測が消費者の期待形成に影響を及ぼす程度について、影響を及ぼす源として消費者よりも経済的取引に関心が高いと思われる企業の予測を想定した場合の計測結果を示す。ここでは計測期間を消費動向調査のデータの連続性のために3期間に分割し、また全世帯、勤労者世帯、自営業者世帯についてそれぞれ検討した。

表1(1)は全家計を一括した場合の(8)式の推定期間別計測結果である。これらを見ると、 α_1 すなわち調整速度 λ の推定値は推定期間および他の変数の選択次第で大きく異なり0.03~0.2に分布しており、有意性も大きく異なっている。前期のインフレ予想の係数 α_2 の推定値はすべての式において有意であるが、モデル本来の関係である両者の係数の和が1になるという関係は多くの場合認められない。なお前期のインフレ率で見た適応的期待に関しては有意かそれに近い関係が安定して観察され、さらにこの変数を加えることによって α_1 の値が小さくなる様子も認められる。

前述のように消費者のインフレ予想に関するデータの取り方が1970年代と80年代以降とで大きく異なり、1990年代にも不連続な部分が存在するため厳密な比較はできないが、期間ごとにこの関係を見てみると、1970年代においてはダービン・ワトソン統計量が系列相関の存在を示唆しており、また本来有意にはならないはずの定数項が有意であることと合わせて、ここで考慮していない要因がなお存在していることがうかがえる。期間中の消費者物価対前年同期上昇率が7%という高さであるにもかかわらず α_1 の推定値すなわち λ が以降の期間の計測と比べると低いあるいは有意ではないという結果は予想に反するが、これにはインフレ予想に関する回答者の回答傾向が以降と異なることが関係していると考えられる。

1982年から1991年の期間については、系列相関の可能性は以前よりは低く、また α_1 の推定値も有意な正の値となっている。最小で0.08だがそれ以外の式では0.16~0.18となっており、Carroll[2003]の米国のケースに比べ

表1 家計の消費者物価予測に対する企業の物価予測の効果

(1) 全世帯に関する推定

被説明変数：GCPest

全世帯、1975年Ⅰ期-1982年Ⅰ期 n=29 期間中のGCP平均：7.01%

	定数項	GWPEst	GCPest(t-1)	GCP(t-1)	決定係数	DW統計量
(1.1.1)	...	0.038 0.962	0.872** 27.959	...	0.908	1.473
(1.1.2)	1.334** 4.268	0.100** 3.577	0.701** 15.037	...	0.953	1.394
(1.1.3)	...	-0.000873 -0.0336	0.513** 5.330	0.334** 3.908	0.963	1.296
(1.1.4)	0.894** 3.061	0.0579† 2.044	0.542** 6.830	0.201* 2.424	0.972	1.367

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%、†は10%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

全世帯、1982年Ⅳ期-1991年Ⅰ期 n=34 期間中のGCP平均：1.7%

	定数項	GWPEst	GCPest(t-1)	GCP(t-1)	決定係数	DW統計量
(1.1.5)	...	0.162** 3.088	0.651** 6.386	...	0.750	2.522
(1.1.6)	0.452** 7.610	0.184** 9.316	0.723** 20.116	...	0.979	1.906
(1.1.7)	...	0.0844** 7.190	0.645** 15.887	0.265** 8.141	0.985	1.994
(1.1.8)	0.326** 3.270	0.157** 6.291	0.683** 17.504	0.0892 1.487	0.985	1.930

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

全世帯、1991年Ⅳ期-2003年Ⅳ期 n=49 期間中のGCP平均：0.32%

	定数項	GWPEst	GCPest(t-1)	GCP(t-1)	決定係数	DW統計量
(1.1.9)	...	0.161* 2.513	0.639** 5.321	...	0.617	1.989
(1.1.10)	0.0754 0.359	0.165* 2.524	0.656** 4.421	...	0.627	1.997
(1.1.11)	...	0.0692** 2.938	0.741** 15.470	0.191** 3.300	0.963	2.221
(1.1.12)	-0.075† -1.917	0.0263 0.971	0.641** 18.625	0.351** 8.249	0.990	1.979

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%、†は10%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

表1 家計の消費者物価予測に対する企業の物価予測の効果(続き)

(2) 自営業者世帯に関する推定

被説明変数: GCPest

自営業世帯、1975年Ⅰ期-1982年Ⅰ期 n=29

	定数項	GW Pest	GCPest (t-1)	GCP (t-1)	決定係数	DW統計量
(1.2.1)	...	0.0337 0.841	0.878** 27.399	...	0.892	1.531
(1.2.2)	1.421** 4.105	0.0986** 3.322	0.693** 13.360	...	0.943	1.455
(1.2.3)	...	-0.00815 -0.267	0.529** 4.556	0.322** 3.129	0.946	1.355
(1.2.4)	1.053** 3.387	0.0577† 1.915	0.528** 5.875	0.196* 2.219	0.964	1.424

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%、†は10%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

自営業世帯、1982年Ⅳ期-1991年Ⅰ期 n=34

	定数項	GW Pest	GCPest (t-1)	GCP (t-1)	決定係数	DW統計量
(1.2.5)	...	0.164** 3.078	0.647** 6.302	...	0.748	2.487
(1.2.6)	0.453** 7.110	0.188** 8.686	0.719** 18.410	...	0.976	1.896
(1.2.7)	...	0.0891** 7.049	0.643** 14.630	0.264** 7.580	0.983	1.976
(1.2.8)	0.333** 3.120	0.163** 6.087	0.680** 15.892	0.0851 1.331	0.983	1.910

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

自営業世帯、1991年Ⅳ期-2003年Ⅳ期 n=49

	定数項	GW Pest	GCPest (t-1)	GCP (t-1)	決定係数	DW統計量
(1.2.9)	...	0.163* 2.409	0.619** 4.965	...	0.585	2.077
(1.2.10)	0.054 0.239	0.165* 2.393	0.632** 4.255	...	0.590	2.084
(1.2.11)	...	0.0713* 2.606	0.759** 15.281	0.162** 2.737	0.950	2.282
(1.2.12)	-0.0736 -1.630	0.030 0.965	0.663** 16.927	0.327** 6.580	0.987	1.999

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

表1 家計の消費者物価予測に対する企業の物価予測の効果 (続き)

(3) 勤労者世帯に関する推定

被説明変数：GCPest

勤労者世帯、1975年Ⅰ期-1982年Ⅰ期 n=29

	定数項	GW Pest	GCPest (t-1)	GCP (t-1)	決定係数	DW統計量
(1.3.1)	...	0.0391 0.981	0.869** 27.699	...	0.910	1.447
(1.3.2)	1.307** 4.209	0.101** 3.553	0.703** 15.171	...	0.954	1.375
(1.3.3)	...	0.00248 0.0988	0.511** 5.539	0.335** 4.083	0.965	1.290
(1.3.4)	0.844** 2.833	0.0585† 2.034	0.547** 6.913	0.200* 2.371	0.972	1.349

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%、†は10%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

勤労者世帯、1982年Ⅳ期-1991年Ⅰ期 n=34

	定数項	GW Pest	GCPest (t-1)	GCP (t-1)	決定係数	DW統計量
(1.3.5)	...	0.162** 2.997	0.642** 6.049	...	0.734	2.552
(1.3.6)	0.452** 7.934	0.183** 9.690	0.723** 21.109	...	0.980	1.908
(1.3.7)	...	0.0827** 7.411	0.642** 16.618	0.269** 8.655	0.986	2.004
(1.3.8)	0.313** 3.221	0.153** 6.301	0.680** 18.182	0.0974 1.639	0.987	1.939

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

勤労者世帯、1991年Ⅳ期-2003年Ⅳ期 n=49

	定数項	GW Pest	GCPest (t-1)	GCP (t-1)	決定係数	DW統計量
(1.3.9)	...	0.163* 2.599	0.642** 5.495	...	0.627	1.964
(1.3.10)	0.0852 0.431	0.164* 2.588	0.666** 4.454	...	0.645	1.974
(1.3.11)	...	0.0696** 4.134	0.686** 16.054	0.266** 5.436	0.982	2.066
(1.3.12)	-0.0743† -2.037	0.0259 1.026	0.634** 19.711	0.357** 9.101	0.991	1.984

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%、†は10%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

て小さい、より粘着的な結果となっている。なおこの期間中の消費者物価対前年同期上昇率の平均は1.7%であった。だがここでも定数項が有意であるという問題が残る。これに対して物価上昇率が平均で0.3%程度だった1991年から2003年の場合は、定数項の有意性がこれ以前の時期よりも小さくモデルとの整合性は高い。 α_1 の値は1つを除いて有意で、0.07~0.16付近に分布しており、直前の10年間に比べると低めとなっており、物価上昇率が高い時期と安定していた時期とでは前者のほうがインフレに関する関心が高いため予想の調整速度が大きくなる、という関係の存在を示唆する結果となっている。

これらの傾向は自営業者世帯について計測した表1(2)および勤労者世帯について計測した表1(3)でも同様だが、変数および期間について対応する式どうしで比較すると、 α_1 の推定値は自営業世帯で大きく、勤労者世帯で小さくなっており、自営業者のほうが企業の物価予測に大きく反応している様子がうかがえる。

4.5.2. 現実の物価の消費者の予測への影響

次に、合理的な予測の時系列データに代えて実際の物価変動の動向のデータを用い、消費者および企業がどの程度合理的に物価の変動を予想しているかを検討した。表2(1)~(3)は表1と同じく消費者について推定期間別および家計分類別に行った場合の計測結果である。 α_1 の推定値は表1の対応する計測式に比べると有意性が高く推定値も大きめの傾向がある。その他期間別、世帯別の違いもまた表1の計測と同様の傾向を有していた。

4.5.3. 現実の物価の企業の予測への影響

一方、4.5.1において想定したように企業のほうが消費者よりも実際の物価変動の予測の合理性に関して優れているとするならば、企業の予想を被説明変数にした場合には調整速度に違いが存在するはずであり、これを

表2 家計の消費者物価予測に対する現実の消費者物価の効果

(1) 全世帯に関する推定

被説明変数：GCPest

全世帯、1975年Ⅰ期－1982年Ⅰ期 n=29

	定数項	GCPreal	GCPest (t-1)	GCP (t-1)	決定係数	DW統計量
(2.1.1)	...	0.228* 2.575	0.695** 8.231	...	0.904	1.637
(2.1.2)	0.292 0.571	0.189 1.685	0.693** 7.932	...	0.900	1.653
(2.1.3)	...	0.108† 1.834	0.510** 5.821	0.257** 3.062	0.962	1.379
(2.1.4)	0.373 1.135	0.0475 0.626	0.497** 5.814	0.276** 3.336	0.963	1.382

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%、†は10%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

全世帯、1982年Ⅳ期－1991年Ⅰ期 n=34

	定数項	GCPreal	GCPest (t-1)	GCP (t-1)	決定係数	DW統計量
(2.1.5)	...	0.188* 2.085	0.795** 7.016	...	0.852	2.244
(2.1.6)	-0.270** -2.975	0.266** 5.131	0.825** 15.939	...	0.943	2.088
(2.1.7)	...	0.177 1.670	0.73** 4.783	0.0625 1.174	0.850	2.357
(2.1.8)	-0.331** -6.924	0.199** 6.091	0.699** 17.796	0.188** 3.865	0.985	1.999

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

全世帯、1991年Ⅳ期－2003年Ⅳ期 n=49

	定数項	GCPreal	GCPest (t-1)	GCP (t-1)	決定係数	DW統計量
(2.1.9)	...	0.220* 2.571	0.797** 11.315	...	0.900	1.934
(2.1.10)	-0.0734 -1.555	0.229** 2.997	0.807** 13.553	...	0.925	1.922
(2.1.11)	...	0.192* 2.700	0.727** 12.339	0.110** 3.559	0.939	2.221
(2.1.12)	-0.109** -8.027	0.113** 4.713	0.631** 25.824	0.310** 9.595	0.995	2.019

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

表2 家計の消費者物価予測に対する現実の消費者物価の効果 (続き)

(2) 自営業者世帯に関する推定

被説明変数: GCPest

自営業世帯、1975年Ⅰ期-1982年Ⅰ期 n=29

	定数項	GCPreal	GCPest (t-1)	GCP (t-1)	決定係数	DW統計量
(2.2.1)	...	0.240* 2.613	0.688** 7.891	...	0.896	1.654
(2.2.2)	0.334 0.655	0.197† 1.749	0.684** 7.607	...	0.893	1.665
(2.2.3)	...	0.145* 2.233	0.514** 5.063	0.225* 2.470	0.949	1.453
(2.2.4)	0.492 1.390	0.066 0.823	0.486** 5.019	0.259** 2.945	0.954	1.444

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%、†は10%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

自営業世帯、1982年Ⅳ期-1991年Ⅰ期 n=34

	定数項	GCPreal	GCPest (t-1)	GCP (t-1)	決定係数	DW統計量
(2.2.5)	...	0.189* 2.052	0.796** 6.903	...	0.850	2.246
(2.2.6)	-0.281** -3.149	0.272** 5.271	0.824** 16.224	...	0.946	2.078
(2.2.7)	...	0.179 1.628	0.730** 4.622	0.0621 1.138	0.843	2.362
(2.2.8)	-0.352** -7.455	0.206** 6.387	0.692** 17.598	0.196** 3.951	0.986	1.989

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

自営業世帯、1991年Ⅳ期-2003年Ⅳ期 n=49

	定数項	GCPreal	GCPest (t-1)	GCP (t-1)	決定係数	DW統計量
(2.2.9)	...	0.230* 2.688	0.791** 11.576	...	0.908	2.020
(2.2.10)	-0.0784† -1.773	0.240** 3.283	0.804** 14.732	...	0.936	1.990
(2.2.11)	...	0.203** 2.811	0.726** 12.168	0.105* 2.212	0.942	2.243
(2.2.12)	-0.115** -8.129	0.129** 5.189	0.637** 25.431	0.298** 8.936	0.995	2.019

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%、†は10%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

表2 家計の消費者物価予測に対する現実の消費者物価の効果 (続き)

(3) 勤労者世帯に関する推定

被説明変数：GCPest

勤労者世帯、1975年Ⅰ期-1982年Ⅰ期 n=29

	定数項	GCPreal	GCPest(t-1)	GCP(t-1)	決定係数	DW統計量
(2.3.1)	...	0.229* 2.563	0.692** 8.109	...	0.905	1.622
(2.3.2)	0.256 0.495	0.194 1.697	0.691** 7.798	...	0.900	1.638
(2.3.3)	...	0.101† 1.738	0.509** 5.951	0.263** 3.142	0.963	1.373
(2.3.4)	0.296 0.895	0.0538 0.703	0.503** 5.923	0.274** 3.288	0.964	1.374

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%、†は10%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

勤労者世帯、1982年Ⅳ期-1991年Ⅰ期 n=34

	定数項	GCPreal	GCPest(t-1)	GCP(t-1)	決定係数	DW統計量
(2.3.5)	...	0.188* 2.124	0.79** 7.006	...	0.854	2.264
(2.3.6)	-0.266** -2.995	0.265** 5.217	0.823** 16.217	...	0.944	2.103
(2.3.7)	...	0.175† 1.714	0.727** 4.820	0.0627 1.154	0.854	2.373
(2.3.8)	-0.328** -7.439	0.189** 6.205	0.690** 18.611	0.204** 4.341	0.987	1.994

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%、†は10%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

勤労者世帯、1991年Ⅳ期-2003年Ⅳ期 n=49

	定数項	GCPreal	GCPest(t-1)	GCP(t-1)	決定係数	DW統計量
(2.3.9)	...	0.214* 2.484	0.798** 11.001	...	0.895	1.915
(2.3.10)	-0.0718 -1.496	0.223** 2.892	0.809** 13.210	...	0.921	1.897
(2.3.11)	...	0.187* 2.599	0.728** 12.163	0.109* 2.458	0.935	2.232
(2.3.12)	-0.107** -7.986	0.105** 4.397	0.630** 26.026	0.314** 9.826	0.995	2.020

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

みるために実際の物価上昇率と企業のDIから計算した物価変動予想の関係を調べた。

表3は全期間を1つの期間として行った計測結果であるが、そこでは前期の企業物価上昇率を変数としない場合に誤差項の系列相関が強く認められ、また、定数項が有意にゼロと異なっている。ただし α_1 の推定値すなわち λ は家計部門に比べると大きく、企業のほうが実際の物価の動きに敏感であることを示している。

表3 企業の企業物価予測に対する現実の企業物価の効果・全期間での推定

被説明変数：GWPe_{st}

1975年Ⅰ期－2003年Ⅳ期 n=116 期間中のGWPの平均：0.48%

	定数項	GWPreal	GWPe _{st} (t-1)	GWP(t-1)	決定係数	DW統計量
(3.1)	...	0.264** 3.453	0.84** 13.002	...	0.739	0.669
(3.2)	-0.701* -2.486	0.240** 3.144	0.774** 9.902	...	0.826	0.645
(3.3)	...	0.173** 4.451	0.697** 21.344	0.323** 16.716	0.925	2.218
(3.4)	-0.97** -21.704	0.0816** 5.545	0.602** 53.698	0.384** 23.677	0.991	1.831

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。

決定係数は自由度修正済み決定係数。

そこで、計測期間を家計部門における計測の際の期間に合わせて分割し、計測を行った結果を表4に示す。まず期間中の企業物価指数対前年同期変化率が平均4.5%であった1970年代に関しては、 λ の値は0.14～0.23であるのに対し、物価上昇率が平均-0.7%であった1980年代にはこれは0.05付近にまで低下し、1990年代においても0.03～0.05付近に下がっている。また1970年代の計測では定数項が有意だがそれ以降では有意ではなくなっている。

表4 企業の企業物価予測に対する現実の企業物価の効果・期間別推定

被説明変数：GWPEst

1975年Ⅰ期-1982年Ⅰ期 n=29 期間中のGWP平均：4.53%

	定数項	GWPreal	GWPEst (t-1)	GWP (t-1)	決定係数	DW統計量
(4.1)	...	0.505** 3.435	0.986** 8.449	...	0.758	0.973
(4.2)	-2.595* -2.223	0.386* 2.414	0.844** 6.379	...	0.732	0.763
(4.3)	...	0.231* 2.707	0.686** 10.254	0.337** 8.108	0.935	2.063
(4.4)	-2.739** -10.934	0.142** 3.203	0.609** 19.005	0.389** 10.521	0.978	1.696

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

1982年Ⅳ期-1991年Ⅰ期 n=34 期間中のGWP平均：-0.68%

	定数項	GWPreal	GWPEst (t-1)	GWP (t-1)	決定係数	DW統計量
(4.5)	...	0.155* 2.085	0.890** 8.400	...	0.839	0.882
(4.6)	0.017 0.0763	0.157* 2.080	0.891** 7.639	...	0.835	0.882
(4.7)	...	0.0524** 3.039	0.642** 28.423	0.327** 13.923	0.994	1.820
(4.8)	0.00958 0.313	0.0535** 3.001	0.644** 26.649	0.326** 13.557	0.993	1.814

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

1991年Ⅳ期-2003年Ⅳ期 n=49 期間中のGWP平均：-1.15%

	定数項	GWPreal	GWPEst (t-1)	GWP (t-1)	決定係数	DW統計量
(4.9)	...	0.156† 1.806	0.895** 8.818	...	0.689	0.867
(4.10)	0.0184 0.063	0.161† 1.772	0.900** 4.623	...	0.683	0.871
(4.11)	...	0.032* 2.151	0.617** 33.191	0.368** 18.690	0.986	1.998
(4.12)	0.0493 1.420	0.0538* 2.515	0.634** 28.856	0.368** 19.178	0.986	2.032

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%、†は10%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

4.5.4. インフレに関するニュースと予想の合理性

さらに、インフレに関する新聞のニュース記事が多い時期ほど人々がインフレに関して関心を持ち、その結果インフレに関する予想の更新確率が上昇するという仮説に関して、(8)式を用いつつダミー変数を用いてニュースが多い時期とそうではない時期に期間を分け、 α_1 の値の比較を試みた。

前述の1985年～2003年における朝日新聞データベースにおける「物価高」「インフレ」を「見出し」ないし「本文」に含む記事の件数をインフレに関するニュースの件数とし、これが期間中の平均件数を上回る場合に1、それ以外の場合に0とするダミー変数Dを用いて、表3の計測の全変数に係数ダミー変数を想定した計測結果を表5に記す。この結果は、 $GWP_{real} \times D$ という変数について有意に正の係数が得られ、これは、インフレに関するニュースの件数が平均を上回る時期においてインフレに関する期待の更新比率 λ が有意に高まっていることを示している。

一方、Carroll [2003a]によれば経済主体が形成するインフレ予想の正確さ、すなわち予想と現実のインフレ率の間の乖離は、その主体がニュースを通じて専門家の予想などに接触する頻度や、実際にインフレに直面して自ら情報を求める程度によって左右される。そこで、インフレに関するニ

表5 企業の企業物価予測とニュース件数

被説明変数：GWPest

1985年Ⅲ期-2003年Ⅳ期 n=74

	定数項	GWP _{real}	GWPest(t-1)	GWP(t-1)	D	GWP _{real} ×D
(5.1)	-0.795**	0.0918**	0.653**	0.367**	0.057	0.0774*
	-5.953	3.579	17.945	11.991	0.370	2.033
	GWPest(t-1)×D		GWP(t-1)×D		決定係数	DW統計量
	0.00964		-0.0936 [†]		0.991	2.041
	0.210		-1.877			

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%、[†]は10%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

ユース件数自体を説明変数として用い、前述の(9)式の方法によってインフレ予測と実際のインフレの間のギャップを説明することで、このような効果を検討した。また、このギャップを小さくする人々の予想の正確さはニュースへの関心が高まるインフレ期ほど高いという仮説についても、実際の前期のインフレ率を説明変数として検討した。

1985年～2003年のデータを用いた計測結果を表6に示す。ここからはCarroll [2003a]と同じくインフレに関するニュースが多く提供される時期ほど、また実際のインフレ率が高い時期ほど予想インフレ率と現実のインフレ率のギャップが小さく、企業のインフレに関する予想が実際のインフレの動向を良く予測していることがうかがえる。

表6 企業の物価予測ギャップの計測

被説明変数：GGWP

1985年Ⅳ期－2003年Ⅳ期 n=73

	定数項	LNEWS(t-1)	GWP(t-1)	GGWP(t-1)	決定係数	DW統計量
(6.1)	17.435 [†] 1.989	-3.027 [†] -1.928	...	0.706* 2.137	0.519	1.288
(6.2)	0.995 0.863	...	-2.255** -5.778	0.689** 8.029	0.721	1.646

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%、[†]は10%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

4.5.5. 消費者の物価感と予想の合理性

最後に、企業の予測の場合と同様なダミー変数を用いて、消費者のインフレ期待形成における合理的予測の代理変数としての企業のインフレ予測の効果である α_1 の値に影響を及ぼす要因を検討した。計測期間は前述の消費動向調査の統計の不連続性のため、1991年以降に限った。

本稿では、物価の動向に対する関心の違いをもたらす要因として消費者が現在抱いている足元の物価に関する感じ方を見ることによって、人々が現実の物価高を意識している時期とそうでない時期との間で調整速度 λ に

違いが出るという可能性を検討した。現状の物価感に関する変数としては、現在の物価感について1984年以降の四半期データでの数値が利用可能な、前述した日本経済新聞他の調査における日経消費予測指数の算出基礎となる調査を用いた²⁵⁾。本稿ではこの指数が1985年Ⅰ期～2003年Ⅳ期における平均値を下回る場合にインフレ実感が強い時期であるとして1、それ以外について0をとるダミー変数D2を作成し、 α_1 の違いを調べた。インフレの実感が強いほど人々は新しい情報を求める結果、そのような時期においては λ がそれ以外の時期よりも大きくなるという仮説は、専門家予想の近似としての企業の予想インフレ率GW PestにこのD2を乗じた変数の係数が有意に正である場合に支持される。

表7に推定結果を示す。変数GW Pest \times D2の係数は有意に正であり、また前期の予想の係数GCPest($t-1$) \times D2は有意に負であり、消費者のインフレの実感が増す時期においては彼らの予想のうち過去の予想ではなく新しい予想に影響される部分が大きくなり、調整速度が増すということがわかる。同時に定数項も有意に大きくなることから、インフレの実感自体が予想インフレを引き上げることがわかる。

一方、企業の予測の場合と異なり、今回の計測ではインフレに関するニュース件数は有意な影響を持たなかった。

表7 家計の消費者物価予測と現在の物価感

被説明変数：GCPest

1991年Ⅳ期～2003年Ⅳ期 n=49

	定数項	GW Pest	GCPest($t-1$)	GCP($t-1$)	D2	GW Pest \times D2
(7.1)	-0.569*	0.0241	0.657**	0.364**	1.555*	0.365*
	-2.070	0.382	8.353	3.650	2.553	2.560
	GCPest($t-1$) \times D2		GCP($t-1$) \times D2		決定係数	DW統計量
	-0.641**		0.269		0.972	1.994
	-3.410		1.358			

上段は推定値、下段はt値。**は1%、*は5%水準で推定値が有意であることを示す。
決定係数は自由度修正済み決定係数。

5. 結果の要約と含意

本稿における計測の要点は以下の通りである。第一に、1970年代の家計行動に関しては本稿で検討したモデルを用いても有意な結果は得られにくく、このような単純な関係では説明できない部分が多いものの、1980年代以降の家計および企業について、専門家予測あるいは現実の物価動向によってインフレ予想の形成が影響される程度を表す λ の値は有意な正值であり、期待の更新は1四半期のうちに5～15%程度であることを示していた。この値は米国のケースよりも小さいが、モデルから予想される関係を支持する。また、専門家予測や現実値以外の変数を考慮しない場合や期間の分割を行わない場合には、計測結果の定数項は有意にゼロと異なっており、予想の形成に関して単純な共通感染源としての合理的期待以外の要因が重要であることを示した。そこで家計を勤労者および自営業者に分けて同一のモデルを計測し、その結果を比較したところ、差は小さいものの λ の値は自営業者においてより大きいことがうかがえた。一方期間別に分けた計測結果では、1980年代と90年代の双方について有意な関係が見出されたが、 λ の値は後者の方が小さかった。これは、インフレに関する認識が物価安定期においては小さいという、インフレへの関心と情報の取得に関するCarrollなどの仮説を支持する結果となった。これとならんで、消費者の現在の物価感の高低ごとに λ の値を比較すると、消費者がインフレに関する実感を強く持っている時期ほど調整速度 λ が大きいという結果が得られ、やはりCarrollの仮説の妥当性を補強するものであった。

次に、インフレに関するニュースの扱いとインフレ予測との関係については、新聞記事検索によるニュース記事数が多い時期には λ の推定値が大きいことがうかがえた。また、ニュース記事が多い時期あるいはインフレ率自体が高い時期においては企業のインフレ予測と実際のインフレ率の

乖離が有意ないし有意に近く小さいことがわかり、これらはインフレに関する関心が高い時期や実際にインフレが強く予想される時期ほど、人々が積極的に情報を取り入れ、合理的な期待に近い期待を形成するという関係の存在を支持する結果となった。

そして、これらの結果はインフレ予測の正確さが実際のインフレ率に依存することを意味しており、高インフレ率の時期ほど合理的期待に近い予想が形成される傾向が存在することを示唆する。これは、高インフレ率の時期においては物価フィリップス曲線が垂直に近く、低インフレ率の時期においては傾きが緩やかであるという、原点に凸なフィリップス曲線を説明するひとつの方法となりうると考えられる。

注

- 1) Mankiw and Reis [2003], pp.76-79.
- 2) Mankiw and Reis [2003], pp.79-80.
- 3) Mankiw and Reis [2003], p.80.
- 4) 以下のサーベイは Mankiw and Reis [2002], pp.1316-1317による。
- 5) Begg and Imperato [2001], Chap.2.
- 6) Mankiw and Reis [2002], p.1315.
- 7) 以下に示すモデルの一般的な枠組みは、誰が疾病に対して感染しやすい (susceptible) か、その中で誰が感染者 (infection) になるか、そしてどのように個人が感染から回復する (recovery) かに関する一連の仮定 (SIRモデル) からなる。Carroll [2003b], Chap.2を参照。
- 8) Mankiw and Reis [2002], pp.1297-1301.
- 9) Carroll [2003b], Chap.2.1.
- 10) 以下はCarroll [2003b], Chap.2.2による。
- 11) Carroll [2003b], Chap.2.3参照。Survey of Professional Forecasters は米国最古のマクロ予測のサーベイで、米国統計学会 (American Statistical Association) とNBERの調査から始まり、現在はフィラデルフィア連銀が行っている調査である。
- 12) Carroll [2003a], pp.282-287, Carroll [2003b], Chap.2.3.
- 13) Carroll [2003a], p.284.
- 14) λ の不均一性を考慮した集団のグループ分けによるモデルはCarroll [2003b], Chap.3.1を参照。また、疾病伝播のモデルとして病気が人と人の接触によっ

て伝染する、すなわちある人々のインフレに関する見解が直接他の人との会話によって形成されるという場合を想定したモデルとシミュレーションについてはCarroll [2003b], Chap.3.3を参照。

15) Carroll [2003a], pp.287-291.

16) 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)に詳細な調査結果がある。以降の実証分析ではこの原数値をデータとして用いた。

17) 後述のように、1982年3月調査と6月調査の間および1991年3月調査と6月調査との間において、質問方法や項目に変更がある。

18) 日本経済新聞社、日経産業消費研究所『消費マインドの波動2005—独自調査による階層消費分析—』(2005年9月)に集計結果の一部が記載されている。

19) Carroll [2003a], pp.291-293.

20) Carrollは、この方法は一見合理的だが、予測される失業変化の「大きさ」が失業が増えるか減るか予想する人間の「比率」に関係していると仮定しており、実際にこの2つの変量間の関係が線形であるとは限らないとし、また推定に関する計量経済学の問題も存在するとしている。Carroll [2003a], p.293.

21) Carroll [2003a]は異なる時期について別個の計測を行ったうえで係数の差についてF検定を行っているが、本稿では標本数が少ないためダミー変数を用いて一括するという方法をとる。

22) 物価上昇率についての実証分析では一般に食料品とエネルギーを除いた『コア』のインフレ率が使用される。一方で人々の物価に関する感覚では生鮮食料品などの短期的、季節的変動を一時的、季節的なものとして合理的に排除して物価の先行きなどを予想するとは限らない。本稿では、人々のインフレ予想の形成に際しては一時的、季節的な物価動向もまた影響することから、生鮮食料品等も含めた物価指数を使用した。

23) 日本銀行調査統計局『全国企業短期経済観測調査』

(http://www2.boj.or.jp/dlong/tk/tk3_1.htm) による。

24) 記事検索は『@niftyデータベースサービス

(<http://www.nifty.com/common/g-contents/index.htm>)』を利用し、その一般紙データベース一覧

(<http://www.nifty.com/common/cat/newspaper1.htm>) から朝日新聞記事情報の検索サービスを使用した。

25) 日本経済新聞社、日経産業消費研究所『消費マインドの波動2005—独自調査による階層消費分析—』(2005年9月)による。この調査から利用可能な「現状の物価感」の指標は、現在の物価感について「急激に上昇している」「ゆるやかに上昇している」「落ち着いている」の3項目からの選択を求め、消費にプラスになる回答に対して高い得点を与えて指数化したもので、した

がって現在のインフレを強く感じているほど小さな数値となる。

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.
- Carroll, Christopher D. [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.
- Mankiw, N. Gregory and Ricardo Reis [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, N.J.: Princeton University Press, pp.64-86.
- 日本経済新聞社、日経産業消費研究所『消費マインドの波動2005—独自調査による階層消費分析—』、2005年9月。
- 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, N.J.: Princeton University Press, pp.25-58.