

不完全情報に基づく 期待形成モデルに関する一考察

西田小百合

目次

1. はじめに
 2. 不完全情報モデル
 3. Demery and Duck(2007)の不完全情報に基づく期待形成モデル
 4. ニューケインジアン・フィリップス曲線による実証分析
 5. おわりに
- 参考文献

1. はじめに

経済主体の意思決定において重要な役割を果たす期待形成 (expectation formation) は、経済学の主要研究対象の1つとなってきた。なかでも、Muth(1961)が提案した伝統的な合理的期待形成 (rational expectations) モデルでは、経済主体は現時点において対象期の期待形成に利用できる情報は、データから経済理論まで、すべてを最も効率的に利用し尽くすという、完全情報 (full-information) を仮定している。伝統的合理的期待形成に関するマクロ経済学的先行研究では、強い前提条件のために、現実のマクロ経済を考察するには限界があることが提示されてきた。

伝統的合理的期待形成仮説を組み入れたマクロ経済モデルの現実のデータによる検証は、棄却されるものがほとんどである。たとえば、ニューケインジアン・フィリップス曲線 (New Keynesian Phillips Curve : 以下では NKPC と略す) の議論では、伝統的合理的期待形成仮説を組み入れたフィリップス曲線の推定結果は、現実に観測されるインフレ率の粘着性 (inflation ratio inertia) を説明できないといった問題が生じる¹⁾。このような結果を受けて、近年、現実との不一致に対応するために、伝統的な合理的期待の仮定を緩めた限定合理性 (bounded-rationality) に基づくモデルが提示されている。限定合理性

東海大学政治経済学部紀要 第40号 (2008) 171

を扱う先行研究としては、経験則に基づく消費者 (rule-of-thumb consumers), backward-looking firms などの非合理的経済主体を扱う議論、期待の硬直性を導く粘着的情報 (sticky information) などの不完全情報を扱う議論などがある。

本稿の目的は、不完全情報を扱う先行研究の一つで、Demery and Duck(2007)の提示する不完全あるいは部分情報に基づく合理的期待形成 (partial information rational expectations : 以下では PI-RE と略す) モデルの適用可能性について考察することである。Demery and Duck は、経済全体では、完全情報を有する主体と過去の古い情報や知識に基づいて期待を形成する主体が混在している状態を想定している。ただし、経済主体は、利用可能なすべての情報に基づいて期待を形成するという意味で合理的に期待形成を行う。このような不完全情報に基づいた期待形成について考えることにより、Demery and Duck は、経済主体は、情報集合に系列を追加することによる追加の費用 (extra costs) が、系列の追加によってもたらされる予測の正確さから得られる便益 (benefits) とちょうど等しいところまで情報集合に含まれる系列の数を増加させるという、選択理論アプローチと整合的な考え方を展開している。また、このモデルは、現実に観測される期待の異質性 (heterogeneity of expectations) を説明することができるなどの特徴を持っている。本稿では、このような特徴を持つ Demery and Duck の PI-RE を考慮したフィリップス曲線を推定することで、日本経済における適用可能性について考察する。

本稿の構成は、以下のとおりである。2 節では、不完全情報モデルに関する先行研究を概観する。3 節では、Demery and Duck(2007)の PI-RE モデルについて考察し、4 節で NKPC を用いて PI-RE モデルの適用可能性についての検証を試みる。最後に、結果と残された課題について述べ、結論とする。

2. 不完全情報モデル

伝統的合理的期待形成仮説では、経済主体は期待形成を行う際、マクロ経済構造も含めたすべての利用可能な情報を用いることが前提となっている。しかしながら、経済主体の期待形成に関する実証分析をみると、合理的期待が成立しているという分析結果はほとんどなく、したがって経済主体が合理的期待形成に基づく予想を行っていると主張する研究者はほとんどいないだろう。そこで、経済政策における期待の影響を考える際、完全に (fully) 合理的な期待ではなく、合理的期待の仮定を緩めた、限定合理性を扱うモデルが導入されることがある。

限定合理性を重視する議論としては、いくつかの立場がある²⁾。第1の立場として、経済主体が、各時点において更新されるデータを用いて、最小2乗法によって最適な予測を

していく適応的学習の議論がある³⁾。

第2の立場は、主体の行動が伝統的合理的期待形成仮説で仮定するほどには合理的ではないケースを想定した議論である。このような議論では、たとえば恒常所得仮説に従う合理的な家計だけでなく、今期の所得に依存して消費を行うような惰性や経験則に基づく消費者や、forward-looking に価格設定を行う企業だけではなく、過去の価格に引きずられる backward-looking な行動をする企業の存在をモデルに導入する⁴⁾。

また、Akerlof and Yellen(1985)は、近似合理性 (near-rationality) の概念を提示している。近似合理性とは、「経済主体が自らの効用あるいは利益を最大化しないという意味で非合理的ではあっても、この主体が合理的に行動しないことによる損失はきわめて小さい」という考え方である。Akerlof and Yellen は、完全に最適な行動をとらない企業が、賃金や価格をゆっくり調整すれば、最適行動と比べれば損失を被るが、その損失の大きさは大変小さい可能性があることを指摘する。近似合理性のもとでは、経済主体がある種の惰性や経験則に基づいて行動していたとしても、その行動を考え直し、常に自らの利益を最大化するように行動する必要性はほとんどなくなる (福田 (2001) 参照)。Akerlof and Yellen(1985)は、仮に経済の中にこのような近似合理性を持つ人々が存在していると、個人々人としては大変損失は小さいが、経済全体では無視できないほど大きな (1次のオーダーの) 影響が発生する可能性があることを示している⁵⁾。

限定合理性を扱う第3の立場は、不完全情報に基づく議論である。代表的なものとしては、経済状況の変化に関するニュースが経済主体の間でゆっくりと広がり、ゆっくりと反応が生じる状況を想定した粘着的情報モデルがある。情報の粘着性を扱う先行研究としては、Mankiw and Reis(2002)が有名である。

Mankiw and Reis(2002)は、人々の合理的な期待形成を妨げる要因の一つとして、経済主体が情報を獲得する際の費用や、獲得した情報に基づいて最適計画を再計算する費用が存在することを重視する。経済主体は期待を (主体が持っている情報を完全に利用するという意味で) 合理的に形成するが、情報を獲得する費用や処理、最適計画の再計算に高価な費用が存在するために期待の形成は頻繁には行われないと考える。これらの費用のために、情報は瞬時にではなく、人々の期待が形成するのに合わせて時間をかけて浸透する。その結果、一部には合理的期待を形成する主体がいる一方で、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存在し、過去の古い情報および期待が現在の行動にも影響を及ぼすことから、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想定する。

フィリップス曲線に関して議論が展開されるため、ここでの経済主体は企業である⁶⁾。すべての企業はその価格をすべての期に設定するが、企業は時間にわたって情報および再

計算された最適価格 (desired price) をゆっくり集めるものとする。一定の割合 q の企業は、各期に経済状態に関する新しい情報を得て、最適価格の新しい方針を計算する。他方、他の $(1-q)$ の割合の企業は、古い計画および時代遅れの情報に基づいた価格を設定し続ける。各企業は、最後の改定からどれくらいの時間が経過したかにかかわらず、価格決定計画を改定する企業になる確率は同じであると仮定する⁷⁾。

企業の最適価格は、その時点で利潤を最大化するような価格である。つまり、

$$p_t^* = p_t + v y_t \quad (2.1)$$

となる。ここで、すべての変数は対数表示であり、 p^* は企業の最適価格、 p は総物価水準、 y は総生産量 (ここでは潜在生産量を 0 と基準化し、 y は output gap と再定義する)、 v は正のパラメータであるとする。 j 期前に最後にその計画を改定した企業は、次式のように価格を設定する。

$$z_t^j = E_{t-j} p_t^* \quad (2.2)$$

ここで、 z_t^j は $t-j$ 期における当期の価格の予想を表し、 E_{t-j} は期待値オペレータ (expectational operator) であり、 $t-j$ 期において期待が形成されることを示す。総物価水準は、経済におけるすべての企業の価格期待値の加重平均である。つまり、

$$p_t = q \sum_{j=0}^{\infty} (1-q)^j z_t^j \quad (2.3)$$

と表される。(2.1)~(2.3) 式から、物価水準に関する次式が導かれる。

$$p_t = q \sum_{j=0}^{\infty} (1-q)^j E_{t-j} (p_t + v y_t) \quad (2.4)$$

(2.4) 式より、インフレ率 (π) に対する次の方程式を導出することができる。

$$\pi_t = \left[\frac{vq}{1-q} \right] y_t + q \sum_{j=0}^{\infty} (1-q)^j E_{t-1-j} (\pi_t + v \Delta y_t) \quad (2.5)$$

ここで、 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ は生産量の増加率である。(2.5) 式より、インフレ率は生産量、インフレ率の期待および生産量の増加率の期待値に依存し、情報を改定する速さに違いがあるという仮定は、インフレ率の粘着性を導入することがわかる。

Mankiw and Reis は、NKPC でよく用いられる標準的粘着的価格モデル (sticky-price model) との対比により、このモデルを粘着的情報モデルと呼ぶ。標準的粘着的価

格モデルでは、将来の経済状態の今期の期待はインフレ率を決定する際に重要な役割を果たすのに対して、粘着的情報モデルでは今期の経済状態に対する過去の期待値がインフレ率の決定において重要であることがわかる。しかし、このモデルは、企業の価格設定については自由に変更できると仮定していることから、企業は将来の限界費用の変動に応じて自由に価格を改定することができる。このため、forward-looking な構造を考慮していないという点で改良の余地がある⁸⁾。

他の粘着的情報モデルの例として、Carroll(2003)がある。Carroll は、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、むしろ経済のニュースをある確率分布に基づいて情報として取り込むため、結果としてマクロ経済環境の変化に関するニュースが浸透するのに時間がかかると考える。このことから、Carroll(2003)では、経済主体が最新の情報に触れる頻度が小さいために、予想に関する集計された指標に硬直性が生じることが示された。また、Carroll は、Mankiw and Reis(2002)が考えるほどには経済主体が情報を更新する費用は高くないものの、情報に注意を払う度合いが変化することが原因で、たとえば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家の予測における期待形成に近くなるというモデルを構築している⁹⁾。

このように、さまざまな粘着的情報に基づく研究が行われているが、本稿では Demery and Duck(2007)の不完全情報モデルに注目する。次節では、Demery and Duck の PI-RE モデルが具体的にどのように展開されているのかについてみていく。

3. Demery and Duck(2007)の不完全情報に基づく期待形成モデル

完全情報に基づく期待形成 (full-information rational expectations: 以下では FI-RE と略す) ではミクロの理論的基礎が弱いことがよく指摘されるが、前節で概観した不完全情報を取り扱うモデルにおいても経済主体の情報集合の選択に関して同様に理論的基礎が不十分であるように思われる。本節で考察する Demery and Duck(2007) のモデルでは、経済主体は情報集合に系列を追加することによる追加の費用が、系列の追加によってもたらされる予測の正確さから得られる便益とちょうど等しいところまで情報集合に含まれる系列の数を増加させるという点で、選択理論アプローチと整合的である。

また、合理的期待を扱う多くのモデルでは、経済主体には、彼らの通常の経済活動の副産物として自由に、安価に (あるいは無料で) そして瞬時に受け取ることができる情報が存在することを無視している。このような情報に基づいて形成される予測が十分な精度を確保できるのであれば、経済主体は有料の集計データを収集し、処理する必要はなくなる。

あるいは、集計データがすぐに利用可能であっても、経済主体の意思決定に対して有用な情報を与えないなら、経済主体は集計情報を利用しないことを選択するかもしれない。Demery and Duck(2007)では、マクロ経済変数あるいは集計変数 (aggregate variable) は通常同等のミクロ経済変数あるいは個人の対応物の合計であるという点から出発し、モデルを展開することで、経済主体の集計変数と主体自身の経済および社会活動の結果として得られる系列を明確に分けて取り扱う。さらに、経済全体では、完全情報に基づいて期待を形成する主体と不完全情報に基づいて期待を形成する主体とが混在すると仮定してモデルを構築することから、サーベイ・データなどで観察される期待の異質性を説明できる。このように、他の不完全情報モデルと比べてミクロ的基礎付けがあり、また主体が期待を形成する際に利用する情報集合の取り扱いが明示的であることから、本節では Demery and Duck(2007)の提示する PI-RE モデルについて考察を行うことにする¹⁰⁾。

多くのマクロ経済変数にはそれに対応するミクロ経済変数が存在することから、マクロ集計データは対応するミクロデータの合計として表すことができる¹¹⁾。 x_t は t 時点における集計変数を表し、 $x_{j,t}$ はその第 j 構成要素を表すとする。このとき、 x_t と $x_{j,t}$ の一般的な関係は、次式のように表すことができる。

$$x_t = \sum_{j=1}^N w_j x_{j,t}$$

ここで、 w_j は集計時に $x_{j,t}$ に付け加えられるウェイトであり、 N は構成要素の数である。簡略化のために、すべての変数は等しいウェイトで集計される、つまり、

$$x_t = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N x_{j,t}$$

と仮定しよう。また、 x_t と $x_{j,t}$ を区別することで、 x_t を2つの成分に分けることができる。

$$x_{j,t} \equiv x_t + (x_{j,t} - x_t)$$

右辺第1項は集計であり、すべての構成要素において共通である。第2項は第 j 構成要素に特有の (idiosyncratic) 成分であり、 j に関して合計すると0になる。 x_t および $(x_{j,t} - x_t)$ はともに定常 (stationary) であり、互いに無相関であると仮定する¹²⁾。

集計変数 x_t は、次のような反転可能な (invertible) 移動平均 (moving-average : 以下では MA と略す) 誤差形式 (error form) で表すことができるとしよう¹³⁾。

$$x_t = d + \alpha(L) \varepsilon_t \tag{3.1}$$

ここで、 d は定数項であり、 L はラグ・オペレータ、 $\alpha(L)$ は $\alpha_0=1$ の T_1 次ラグ多項式である。また、 ε_t は平均0、分散 σ_ε^2 の正規ホワイト・ノイズ誤差プロセス (Gaussian white noise error process) である¹⁴⁾。

同様に、特有の成分 $(x_{j,t} - x_t)$ を、次のような反転可能な MA 誤差形式で表す。

$$x_{j,t} - x_t = \gamma(L) u_{j,t} \quad (3.2)$$

ここで、 $\gamma(L)$ は $\gamma_0=1$ の T_2 次ラグ多項式であり、 $u_{j,t}$ は平均0、分散 σ_u^2 の正規ホワイト・ノイズ誤差プロセスである。 $u_{j,t}$ は、すべての時点において ε_t と無相関であり、また 0 以外のすべての m および k に対して $u_{j-m,t-k}$ と無相関であると仮定する¹⁵⁾。

以下では、少なくともいくつかの α_j と γ_j は異なっているとす。また、単純化のために、 $T_1 = T_2 = T$ と仮定する。(3.1) および (3.2) 式より、

$$x_{j,t} = d + \alpha(L) \varepsilon_t + \gamma(L) u_{j,t} \quad (3.3)$$

となる。 t 時点では、すべての $k \geq 0$ に対して ε_{t+k} および $u_{j,t+k}$ は既知ではないが、 $k < 0$ では ε_{t+k} および $u_{j,t+k}$ の値は既知であり、 t 期における主体の情報集合の構成要素になりうると仮定する。(3.3) 式は、単一の MA プロセスとして書くことができる¹⁶⁾。

$$x_{j,t} = d + \theta(L) \eta_{j,t} \quad (3.4)$$

ここで、 $\theta(L)$ は $\theta_0=1$ の T 次のラグ多項式であり、 θ_i および $\eta_{j,t}$ の分散 $\sigma_{\eta_j}^2$ は α_i 、 γ_i および 2 つの分散 $\sigma_\varepsilon^2, \sigma_u^2$ の関数である。また、 $\eta_{j,t}$ はホワイト・ノイズである¹⁷⁾。

より一般的なケースとして、ある個人が $x_{j,t}$ と $S-1$ 個の他の系列を観察することを選択する場合について考える。 $x_{j,t}$ の過去の観測値は、系列 $\{d + \alpha(L) \varepsilon_t + \gamma(L) u_{j,t}\}$ の過去の観測値を集計したものである。また、他の系列 $x_{j_s,t}$ ($s=1, \dots, S-1$) の各々の観測値は、系列 $\{d + \alpha(L) \varepsilon_t + \gamma(L) u_{j_s,t}\}$ の過去の観測値の集計である¹⁸⁾。すべての系列の過去の観測値は、 S 個の系列 $\{x_{j_s,t}^s\}$ の平均値の過去の観測値を与える。ここで、 $x_{j,t}^s = \frac{1}{S} \left[x_{j,t} + \sum_{s=1}^{S-1} x_{j_s,t} \right]$ であり、

$$x_{j,t}^s = d + \alpha(L) \varepsilon_t + \gamma(L) u_{j,t}^s \quad (3.5)$$

と書くことができる。ここで、 $u_{j,t}^s \left[\equiv \frac{1}{S} \left[u_{j,t} + \sum_{s=1}^{S-1} u_{j_s,t} \right] \right]$ は分散 $\sigma_{u^s}^2 \left[= \frac{1}{S} \sigma_u^2 \right]$ のホワイト・ノイズ誤差である。この式のパラメータを再定義すれば、これらの S 個の系列の過去値を観察することで、主体は次式のようなホワイト・ノイズ誤差項 $\eta_{j,t}^s$ の過去値を得ることができる。

$$x_{j,t}^s = d + \theta^s(L) \eta_{j,t}^s \quad (3.6)$$

ここで、 $\theta^s(L)$ は $\theta_0^s=1$ のラグ多項式であり、 $\eta_{j,t}^s$ の分散 $\sigma_{\eta^s}^2$ および $\theta^s(L)$ の成分は、 α_i, γ_i および2つの分散 σ_ε^2 と σ_u^2 の関数である。

(3.3), (3.5)および(3.6)式から、

$$x_{j,t} = d + \sum_{i=0}^T \theta_i^s \eta_{j,t-i}^s + \sum_{i=0}^T \gamma_i (u_{j,t-i} - u_{j,t-i}^s) \quad (3.7)$$

となる。この式において、 $S=1$ のとき、 $u_{j,t-i} - u_{j,t-i}^s$ はすべての i に対して0であることから、(3.7)式は(3.4)式と同等である。また、 $S=N$ のとき、すべての i に対して、 $u_{j,t-i}^s = 0$ 、 $\eta_{j,t-i}^s = \varepsilon_{t-i}$ 、 $\theta_i^s = \alpha_i$ であり、したがって(3.7)式は(3.3)式と同等である。

最適な情報集合を選択する問題は、 S の最適な値を選択する問題として表すことができ、 $S=1$ のケースは単一系列からなる情報集合の選択に相当し、また $S=N$ のケースは完全情報、つまりFI-REのケースに相当する。ここでは、追加の系列の収集、処理および分析は大きな費用がかかると仮定しているが、この場合には、主体は追加の情報に対する費用がより大きな追加の便益を生み出す場合にのみ、情報系列の数を増加すると想定している。一般的には、経済主体は追加の情報を得ることによる限界費用と便益を計算し、自分にとって最適な S の値を選択する。したがって、 $S < N$ を選択する主体の期待は、制限はあるが最適に選択された情報に基づいて形成される。

経済において、 $S=N$ を選択する主体と、 $S < N$ を選択する主体を考え、どちらの主体もそれぞれの持っている情報集合を完全に利用すると仮定しよう。 $S=N$ を選択する主体、つまり完全情報を選択する場合について考える。この主体の $x_{j,t}$ の1期先期待を

$$E_{j,t-1}^{FI} x_{j,t} = d + \sum_{i=1}^T \alpha_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^T \gamma_i u_{j,t-i} \quad (3.8)$$

として導出する¹⁹⁾。上付記号 FI は、FI-REのケースに相当することを意味する。期待誤差は、

$$x_{j,t} - E_{j,t-1}^{FI} x_{j,t} = \varepsilon_t + u_{j,t} \quad (3.9)$$

である。これは、分散 $\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_u^2$ のホワイト・ノイズであり、主体の情報集合の任意の構成要素と関連はない。この主体の x_t の期待は次式で導出することができる。

$$E_{j,t-1}^{FI} x_t = d + \sum_{i=1}^T \alpha_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.10)$$

また、期待誤差は次のようになる。

$$x_t - E_{j,t-1}^{FI} x_t = \varepsilon_t \quad (3.11)$$

期待誤差はホワイト・ノイズであり、分散は σ_ε^2 である。また、期待誤差はこの主体の情報集合の任意の構成要素と関連はない。

次に、合理的に選択した部分情報のみに基づいて期待形成を行う主体について考える。 $x_{j,t}$ の 1 期先期待は、(3.7) 式から、

$$E_{j,t-1}^{PI} x_{j,t} = d + \sum_{i=1}^T \theta_i^s \eta_{j,t-i}^s + \sum_{i=1}^T \gamma_i (u_{j,t-i} - u_{j,t-i}^s) \quad (3.12)$$

となる²⁰⁾。ここで、上付記号 PI は PI -RE に相当することを示している。この主体の期待誤差は、次式のようになる。

$$x_{j,t} - E_{j,t-1}^{PI} x_{j,t} = \eta_{j,t}^s + u_{j,t} - u_{j,t}^s \quad (3.13)$$

期待誤差はホワイト・ノイズであり、この主体の情報集合の任意の要素とは関連はない²¹⁾。また、期待誤差の分散は、この主体が選択した予測の手順の不正確さであると解釈できるが、これは FI -RE の場合と比べて大きく、 S が増加するにつれて FI -RE の分散に収束する²²⁾。この主体の x_t に対する期待は、次式で導出することができる。

$$E_{j,t-1}^{PI} x_t = \sum_{i=1}^T \lambda_i \eta_{j,t-i}^s \quad (3.14)$$

ここで、

$$\lambda_i = \frac{cov(x_t, \eta_{j,t-i}^s)}{var(\eta_{j,t-i}^s)}$$

である²³⁾。したがって、期待誤差は次のようになる。

$$x_t - E_{j,t-1}^{PI} x_t = x_t - \sum_{i=1}^T \lambda_i \eta_{j,t-i}^s \quad (3.15)$$

この期待誤差は、主体の情報集合の任意の要素と独立であるが、一般にホワイト・ノイズではないだろう。これは、不完全情報に基づいて期待を形成する主体は x_t を観測しないことから、この予測誤差が情報集合に含まれないためである。

FI-RE と PI-RE の両方のケースで、主体は情報集合を完全に利用すると仮定するので、予測誤差は情報集合の任意の構成要素と無関係であり、したがっていずれのケースでも情報集合を改良しなければ予測を改良することができないという共通の特徴を有している。しかし、FI-RE と PI-RE は異なる特徴も持っている。第1に、FI-RE では期待は同質であるが、PI-RE では期待の異質性が存在する、つまり個々の経済主体は利用する情報集合が異なることから、形成される期待も異質である。この点で、PI-RE モデルはサーベイ・データで観察される性質と整合的である。第2に、FI-RE では、期待誤差が任意のラグ付きの情報と無相関であるが、PI-RE ではそうではない。このことから、ラグ付きの macro 集計情報は、個人の意思決定においてあまり大きな役割を果たさないことが推測できる。

FI-RE のケース、つまり主体が $S=N$ を選択する場合には、予測の平均および予測誤差の平均は、(3.8)～(3.11)式より、以下のようになる。

$$\overline{E_{j,t-1}^{FI} x_{j,t}} \equiv \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N E_{j,t-1}^{FI} x_{j,t} = d + \sum_{i=1}^T \alpha_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.16)$$

$$\overline{x_{j,t} - E_{j,t-1}^{FI} x_{j,t}} = \varepsilon_t \quad (3.17)$$

$$\overline{E_{t-1}^{FI} x_t} \equiv \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N E_{j,t-1}^{FI} x_t = d + \sum_{i=1}^T \alpha_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.18)$$

$$\overline{x_t - E_{j,t-1}^{FI} x_t} = \varepsilon_t \quad (3.19)$$

PI-RE のケース、つまり主体が $S < N$ を選択するケースでは、予測の平均および予測誤差の平均は、(3.12)～(3.15)式より、以下のようになる。

$$\overline{E_{j,t-1}^{PI} x_{j,t}} \equiv \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N E_{j,t-1}^{PI} x_{j,t} = d + \sum_{i=1}^T \theta_i^s \eta_{t-i}^s \quad (3.20)$$

$$\overline{x_{j,t} - E_{j,t-1}^{PI} x_{j,t}} = \eta_t^s \quad (3.21)$$

$$\overline{E_{t-1}^{PI} x_t} \equiv \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N E_{j,t-1}^{PI} x_t = \sum_{i=1}^T \lambda_i \eta_{t-i}^s \quad (3.22)$$

$$x_t - \overline{E_{j,t-1}^{PI} x_t} = x_t - \sum_{i=1}^T \lambda_i \eta_{t-i}^s \quad (3.23)$$

ここで、 $\eta_{t-i}^s \equiv \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \eta_{j,t-i}^s$ である。このことから、不完全情報を用いる主体については、集計変数のショックに対する応答が長引くことがわかる。

次に、期待に影響を受けるマクロ経済変数の動学的変動が FI-RE と PI-RE では異なることをみる。FI-RE を行う主体は、1 期内ですべてのショックについて認識し、その期のうちにショックに対して正確に反応する。他方、PI-RE を行う主体は、ショックを認識するのに時間がかかり、さらにショックに対して正確に反応するのに時間がかかる。この点を形式的にみるために、変数 y_{jt} についての主体の意思決定は、変数 $x_{j,t}$ の値の $t-1$ 期における期待に対して線形従属であるような期待に関する単純なマクロ経済モデルについて考える。主体は期待を制限された情報に基づいて形成すると仮定すると、

$$y_{jt} = \phi_0 + \phi_1 E_{j,t-1}^{PI} x_{j,t} = \phi_0 + \phi_1 \left[d + \sum_{i=1}^T \theta_i^s \eta_{j,t-i}^s + \sum_{i=1}^T \gamma_i (u_{j,t-i} - u_{j,t-i}^s) \right] \quad (3.24)$$

を得ることができる。ここで、 ϕ_0 および ϕ_1 は正の定数である。また、第 j 構成要素が y_{jt} として表される集計変数 y_t は、

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 \left[d + \sum_{i=1}^T \theta_i^s \eta_{t-i}^s \right]$$

となるだろう。(3.5) および (3.6) 式から、次のように書くことができる。

$$\eta_{t-i}^s = \frac{\alpha(L)}{\theta^s(L)} \varepsilon_t \quad (3.25)$$

主体が $S=N$ を選択するなら、 $\theta^s(L) = \alpha(L)$ であり、 η_{t-i}^s は ε_t と等しい。

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 \left[d + \sum_{i=1}^T \alpha_i \varepsilon_{t-i} \right] \quad (3.26)$$

しかし、主体が $S < N$ を選択するなら、 $\theta^s(L)$ は $\alpha(L)$ と同一ではなく、次式のような

る。

$$\begin{aligned}
 y_t &= \phi_0 + \phi_1 \left[d + \sum_{i=1}^T \theta_i^s \left[\frac{\alpha(L)}{\theta^s(L)} \varepsilon_{t-i} \right] \right] \\
 &= \theta^s(1) \phi_0 + \theta^s(1) \phi_1 d + \sum_{i=1}^T \theta_i^s \phi_1 \alpha(L) \varepsilon_{t-i} - \theta_1^s y_{t-1} - \dots - \theta_T^s y_{t-T} \quad (3.27)
 \end{aligned}$$

(3.26)式と(3.27)式を比較すると、(3.26)式は T 次の MA プロセスであるのに対して、(3.27)式は自己回帰移動平均プロセスであることから、FI-RE モデルと PI-RE モデルとの差は y_t の自己回帰部分によって集約可能であるといえる。このようにして、PI-RE モデルは、 y に関する追加の動学を持ち込み、不完全情報を使用する主体は共通のショックに対して y の反応がゆっくりであることがわかる。また、不完全情報を使用することによって、 y の反応を長引かせるだけでなく、 $x_{i,t}$ に対する主体の期待値の変化が誤った影響を及ぼす可能性がある。このことは、完全情報に基づくのか不完全情報に基づくかによって、個人の反応が異なることに起因する。完全情報に基づいて期待を形成する主体は、共通のショックと特有のショックを別々に観測することで、これらのショックに別々に、正確にそして瞬時に反応することができる。他方、不完全情報に基づいて期待を形成する主体は、共通のショックと特有のショックを見分けることができないため、個人の行動が混乱し、特有のショックであったとしても、共通のショックに不正確に反応してしまう。したがって、集計では、不正確な反応は共通のショックに対する総合的な反応であるようにみえるのである。このようにして、マクロ経済データでは、少なくともいくつかの粘着性が、非合理的な (irrational) 行動の結果ではなく、情報を獲得するためのコストに直面する主体の合理的な行動の結果として生じてくることがわかる。

本節では、Demery and Duck(2007)の PI-RE モデルについてみたが、次節では PI-RE の考え方から NKPC を導出し、日本経済における適用可能性について考察する。

4. ニューケインジアン・フィリップス曲線による実証分析

本節では、前節で見た Demery and Duck(2007)の FI-RE および PI-RE モデルを用いて、日本のデータによる NKPC の適用可能性について考察する。

NKPC に関する先行研究は大変多く、Taylor(1979,1980,1999)や Calvo(1983)の非同時賃金モデルから始まり、これらを修正してインフレ率の粘着性を生じるモデルとしては、Fuhrer and Moore(1995)の相対実質賃金モデル、Roberts(1997)、Ball(2000)、Akerlof,

Dickens and Perry(2000)などによる近似合理的期待を考慮したモデルなどがある²⁴⁾。ここでは、Demery and Duck(2001)が提示する限界費用に基づくNKPCに関して、前節の方法を応用した分析を試みる。

(1)不完全情報モデルによるニューケインジアン・フィリップス曲線の定式化

Demery and Duck(2001)では、NKPCに関してGalí et al.(2001)で提示されたものと同様の仮定をおく²⁵⁾。各企業は、独占的競争の下で、異なる財 $Y_{j,t}$ を生産し、名目価格 $P_{j,t}$ で販売する。各企業は弾力性一定 (iso-elastic) の需要曲線に直面しており、需要曲線は、 $Y_{j,t} = \left[\frac{P_{j,t}}{P_t} \right]^{-\delta} Y_t$ である。ここで、 Y_t は総生産量、 P_t は総物価水準である。企業 j に対する生産関数は、 $Y_{j,t} = A_{j,t} N_{j,t}$ である。ここで、 $N_{j,t}$ は t 期において企業 j によって雇用される労働量、 $A_{j,t}$ は企業 j に影響を及ぼす技術的要因である²⁶⁾。ここでは技術的要因 $A_{j,t}$ は企業にわたって確率的に (stochastically) 変化し、したがって限界費用は企業ごとに確率的に異なると仮定する。

Calvo(1983)と同様に、各企業は名目価格を設定するが、価格を各期に $1-\rho$ の確率で改定するとし、 ρ は最後の価格改定から経過した時間とは独立であると仮定する。つまり、各期において $1-\rho$ の割合の企業は価格を改定し、 ρ の割合の企業の価格は古い情報に基づく。 t 期に価格を改定する企業は、技術、生産要素の価格および価格の改定確率である $1-\rho$ が与えられるとき、期待される割引利潤 (expected discount profit) を最大化するように価格を選択する。このような企業は、次式のような対数線形ルールにしたがって新しい価格を設定する。

$$p_{j,t}^* = \log(\varphi) + (1-\beta\rho) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\rho)^k E_{j,t} MC_{j,t+k} \tag{4.1}$$

ここで、 $p_{j,t}^*$ は企業 j が新しく設定する価格の対数、 $\varphi \equiv \frac{\delta}{\delta-1}$ は企業の最適マークアップ率、 β は主観的割引率 (subjective discount rate) である。 $MC_{j,t+k}$ は t 期に最後に価格改定した企業 j の $t+k$ 期における名目限界費用の対数、 $E_{j,t}$ は t 時点において企業 j が利用可能な情報を条件とする期待値オペレータである (Galí et al.(2001)参照)。企業は自社の限界費用は知っているが他社の限界費用は知らない、つまり企業は単一系列に基づいて期待を形成すると仮定する。したがって、ここでは前節の S は 1 である。(4.1)式を書き直すと、

$$p_{j,t}^* = \log(\varphi) + MC_{j,t} + \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\rho)^k E_{j,t} (\Delta MC_{j,t+k}) \tag{4.2}$$

西田小百合

となる²⁷⁾。 ΔMC_t は企業全体における平均名目限界費用の対数における変化であり、定常なプロセスに従うと仮定すると、Woldの表現定理によって、次のような反転可能なMA形式で書くことができる。

$$\Delta MC_t - \mu = \alpha(L) \varepsilon_t \quad (4.3)$$

ここで、 $\alpha_0=1$ 、 μ は ΔMC_t の平均値であり、 ε_t はホワイト・ノイズである。さらに、 $\Delta MC_{j,t}$ の平均からの偏差は、次式のような定常で反転可能なMA誤差プロセスであると仮定する。

$$\Delta MC_{j,t} = \Delta MC_t + \gamma(L) u_{j,t} \quad (4.4)$$

ここで、 $\gamma_0=1$ であり、 $u_{j,t}$ はホワイト・ノイズである。

(4.3)および(4.4)式を組み合わせるとパラメータを再定義すると、次式の反転可能なMAプロセスをえることができる。

$$\Delta MC_{j,t} = \theta(L) \eta_{j,t} \quad (4.5)$$

ここで、 $\theta_0=1$ であり、 $\eta_{j,t}$ はホワイト・ノイズの誤差である²⁸⁾。企業は、将来の限界費用の期待を形成するときに、FI-REの下では(4.4)式を、PI-REの下では(4.5)式を使用する。 $E_{j,t} \Delta MC_{j,t+k} = \sum_{i=k}^{\infty} \rho_i \eta_{j,t-i+k}$ および(4.2)式から、次式のように書くことができる。

$$p_{j,t}^* = \log(\varphi) + MC_{j,t} + \kappa(L) \eta_{j,t} \quad (4.6)$$

ここで、 $\kappa_0 = \sum_{i=1}^{\infty} (\beta\rho)^i \theta_i$ 、 $\kappa_1 = \sum_{i=1}^{\infty} (\beta\rho)^i \theta_{i+1}$ 、 \dots 、 $\kappa_T = \sum_{i=1}^{\infty} (\beta\rho)^i \theta_{i+T}$ である。したがって、平均価格は、

$$\kappa_0 = \sum_{i=1}^{\infty} (\beta\rho)^i \theta_i, \kappa_1 = \sum_{i=1}^{\infty} (\beta\rho)^i \theta_{i+1}, \dots, \kappa_T = \sum_{i=1}^{\infty} (\beta\rho)^i \theta_{i+T}$$

$$p_t^* = \log(\varphi) + MC_t + \kappa(L) \eta_t \quad (4.7)$$

と書くことができる。ここで、 η_t は t 期に再設定する $\eta_{j,t}$ の j 個の企業にわたる平均値である。 $u_{j,t-i}$ の企業にわたる平均値はゼロであるという仮定をおくために、各期に価格を再設定する企業数は十分に大きいと仮定する。また、 $u_{j,t}$ は企業間で独立であり、有限の分散を持つとする。(4.3)式と(4.5)式を比較すると、次式となる。

$$\alpha(L) \varepsilon_t = \theta(L) \eta_t \quad (4.8)$$

経済全体では、再設定した価格を使用する企業と過去の価格を使用する企業が混在していると仮定する²⁹⁾。過去の価格を使用する企業の割合を ρ とすると、

$$p_t = (1-\rho)p_t^* + \rho p_{t-1} \quad (4.9)$$

と書くことができる。ここで、 p_t は総物価水準の対数である。インフレ率 $\pi_t = (1-\rho)\Delta p_t^* + \rho\pi_{t-1}$ および(4.7)、(4.9)式から、次式を導くことができる³⁰⁾。

$$\pi_t = \rho\pi_{t-1} + (1-\rho) \left[\Delta MC_t + \kappa_0\eta_t + \sum_{i=1}^{\infty} ((\kappa_i - \kappa_{i-1})\eta_{t-i}) \right] \quad (4.10)$$

ここで、簡便化のために、定数項は無視する。さらに、

$$\pi_t = \rho\pi_{t-1} + (1-\rho) \sum_{i=0}^{\infty} \kappa_i^* \eta_{t-i} \quad (4.11)$$

と書くことができる。ここで、 $\kappa_0^* = \theta_0 + \kappa_0$, $\kappa_1^* = \theta_1 + \kappa_1 - \kappa_0$, ..., $\kappa_T^* = \theta_T + \kappa_T - \kappa_{T-1}$ である。(4.8)式から、

$$\eta_t = \frac{\alpha(L)}{\theta(L)} \varepsilon_t \quad (4.12)$$

となり、(4.11)式に(4.12)式を代入すると、次式が得られる。

$$\pi_t = \rho\pi_{t-1} + (1-\rho) \sum_{i=0}^{\infty} \kappa_i^* \frac{\alpha(L)}{\theta(L)} \varepsilon_{t-i} \quad (4.13)$$

T が有限であると仮定して、(4.13)式を別の形式で書き直すと、

$$\pi_t = (\rho - \theta_1)\pi_{t-1} + (\rho\theta_1 - \theta_2)\pi_{t-2} + \dots + \rho\theta_T\pi_{t-(T+1)} + (1-\rho) \sum_{i=0}^T \kappa_i^* \Delta MC_{t-i} \quad (4.14)$$

と書くことができる。推定の際には、(4.14)式をPI-REの下でのNKPCとして用いる。

また、FI-REの下では、企業は ε_t と $u_{j,t}$ を別々に観察することから、 $\frac{\alpha(L)}{\theta(L)}$ は1に等しい。したがって、(4.11)式を次式のように書くことができる。

$$\pi_t = \rho\pi_{t-1} + (1-\rho) \sum_{i=0}^{\infty} \kappa_i^* \varepsilon_{t-i} \quad (4.15)$$

(4.14)式と(4.15)式を比較すると、FI-REの下でのNKPCモデルよりもPI-REの下でのモデルの方がインフレ率のより大きな次元の粘着性を導くことがわかる。推定の際に

西田小百合

は、(4.1)および(4.9)式より、次式のように書き直した伝統的なNKPCを用いる（導出の詳細については、Galí et al.(2001), pp.1244-1245 参照）。

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda (MC_t - p_t) \quad (4.16)$$

ここで、 $\lambda \left[= \frac{(1-\rho)(1-\beta\rho)}{\rho} \right]$ は正である。

以下の推定では、 $\alpha(L)$ 、 $\gamma(L)$ および $\theta(L)$ が 1 次のラグ多項式 ($T=1$) である単純なケースを考察する。 $T=1$ の場合には、(4.14)式は、

$$\pi_t = (\rho - \theta_1) \pi_{t-1} + \rho \theta_1 \pi_{t-2} + (1-\rho) \kappa_0^* \Delta MC_t + (1-\rho) \kappa_1^* \Delta MC_{t-1} \quad (4.17)$$

となる。これを書き直すと、

$$\begin{aligned} \pi_t = & (\rho - \theta_1) \pi_{t-1} + \rho \theta_1 \pi_{t-2} + (1-\rho) (\kappa_0^* (MC_t - p_t) + (\kappa_1^* - \kappa_0^*) (MC_{t-1} - p_{t-1}) \\ & - \kappa_1^* (MC_{t-2} - p_{t-2})) + (1-\rho) \kappa_0^* \pi_t + (1-\rho) \kappa_1^* \pi_{t-1} \end{aligned}$$

あるいは

$$\begin{aligned} \pi_t = & \frac{1}{(1 - (1-\rho) \kappa_0^*)} \{ [\rho - \theta_1 + (1-\rho) \kappa_1^*] \pi_{t-1} + \rho \theta_1 \pi_{t-2} \\ & + (1-\rho) (\kappa_0^* (MC_t - p_t) + (\kappa_1^* - \kappa_0^*) (MC_{t-1} - p_{t-1}) - \kappa_1^* (MC_{t-2} - p_{t-2})) \} \end{aligned} \quad (4.18)$$

を得る。(4.18)式では、インフレが0から負の値になるにつれて実質限界費用は下がるので、 $0 < (1-\rho) \kappa_0^* < 1$ となる。推定では、FI-REモデルについては(4.16)式、PI-REモデルについては(4.18)式を使用する。

(2)日本のデータによる実証分析

(4.16)および(4.18)式を推定する際に用いるデータは、以下のとおりである。インフレ率(π)としては、GDPデフレータの対数の一階差分を用いる。実質限界費用の対数($MC_t - p_t$)は、労働分配率(share of labor)の対数と同等であることから、労働分配率を代理変数として用いる³¹⁾。データ出所は、国民経済計算年報(総務省)であり、四半期データを使用する。推定期間は1997年第4四半期～2006年第4四半期である。

Demery and Duck(2001,2007)のモデルでは、変数は定常であると仮定している。インフレ率(π)および実質限界費用の対数($MC_t - p_t$)についてDickey-Fuller(DF)検定を行った結果³²⁾、インフレ率の検定統計量およびp値は-59.2628および0.000、実質限界費用の対数の検定統計量およびp値は-3.5113および0.0382であることから、両系列は定常であると考えられる。

各式の推定法については、説明変数にインフレ率および実質限界費用のラグが含まれることから、操作変数法 (instrumental variable method) を使用する。ここで、操作変数として、 $t-2$ 期の情報集合に含まれているもののうちインフレ率の6期前までの値、実質限界費用の4期前までの値および output gap を使用する。なお、output gap は、実質 GDP の対数をトレンドに回帰した際の残差として推計する。Demery and Duck(2007)の PI-RE を考慮したフィリップ曲線の推定結果との比較のために FI-RE モデル(4.16)式の推定も行う。(4.16)式の π に関する1期先期待については、 $E_t \pi_{t+1} = \pi_{t+1}$ と仮定する。また、(4.16)式の推定において期待される係数の符号は、 $\beta > 0$ および $\lambda > 0$ である。

分析の結果は、以下に示すとおりである。

FI-RE の下でのフィリップス曲線：(4.16)式

$$\pi_t = -0.98754 E_t \pi_{t+1} + 0.20400 (MC_t - p_t)$$

(0.0327) (0.0033)

$$\overline{R^2} = 0.9587, SER = 0.00688, DW = 1.73577$$

PI-RE の下でのフィリップス曲線：(4.18)式

$$\pi_t = -0.06004 - 2.7107 \pi_{t-1} - 1.6726 \pi_{t-2}$$

(0.1307) (5.8388) (5.7518)

$$- 1.3893 (MC_t - p_t) + 1.58187 (MC_{t-1} - p_{t-1}) - 0.32322 (MC_{t-2} - p_{t-2})$$

(6.6643) (9.2539) (2.8676)

$$\overline{R^2} = 0.5073, SER = 0.03101, DW = 2.26995$$

ここで、()内は係数推定値の標準誤差、 $\overline{R^2}$ は自由度修正済み決定係数、SER は標準誤差、DW はダービン・ワトソン比である。

推定結果をみると、FI-RE の下でのフィリップス曲線では、モデルの当てはまりは比較的良いものの、係数 β の符号は期待されるものと逆であることがわかる。また、PI-RE の下でのフィリップス曲線は、当てはまりが良くなかった。

FI-RE モデルの当てはまりの悪さの理由としては、以下の点が考えられる。分析で用いたモデルでは、企業は自社の限界費用のみを既知として期待を形成すると仮定しているが、実際にはより多くの系列を用いて予測を行っていると考えられることから、情報集合に関するさらなる検討が必要である。また、今回の分析で用いたデータ期間が短いことも影響していると考えられる。さらに、推定法については、PI-RE モデル(4.18)式は誘導型であり、一般化モーメント法 (generalized method of moments) を用いて、誘導型モデルの識別過剰な状態を想定して行う必要があることなどを考慮すると³³⁾、PI-RE モデルの適用可能性についてはさらなる検討が必要である。

5. おわりに

本稿では、Demery and Duck(2007)の提示する不完全情報に基づく合理的期待形成仮説について考察した。2節では、限定合理性についての先行研究を概観し、不完全情報モデルに関する代表的先行研究である Mankiw and Reis(2002)の粘着的情報モデルについて概説した。3節では、Demery and Duck(2007)の提示する PI-RE モデルを紹介した。このモデルでは、経済主体は経済活動を行うことで自由に得られるような情報（不完全情報）に基づいて合理的に期待が形成されるケースについて展開されるが、サーベイ・データなどで観察される期待の異質性を説明することができること、情報の選択において選択理論のアプローチと整合的であるという意味でミクロの理論的基礎付けを持っていることなどが分かった。4節で日本経済における適用可能性について検証した。

NKPC に関する研究では、Dupor, Kitamura, and Tsuruga(2006)で価格の粘着性もたらす forward-looking な要素と、情報の粘着性もたらす backward-looking な要素がともに重要であるが、この2つの粘着性を導入したモデルは、NKPC の推定でよく用いられる Hybrid 型 NKPC とほぼ同程度の実証的パフォーマンスが示されることが発見されるなど、議論が行われている。いずれにしても、期待形成が重要であることは間違いなく、さらに理論的にも実証的にも研究の進展が必要であろう。

本稿で検証した PI-RE モデルを組み入れた NKPC は、当てはまりは良くなかった。しかしながら、今回使用したデータは期間が短かったこと、企業の情報集合は自社の限界費用のみからなる単一系列であると仮定して分析を行ったことなどから、さらなる検証が必要であると考えられる。推定については、一般化モーメント法などによる推定法の改善、モデルのラグ多項式の次数および操作変数についての検討が必要である。また、Demery and Duck(2007)のモデルは、NKPC だけでなく、消費者の行動を説明するときにも応用することができることから、消費者行動に関する研究も行いたい。これらは今後の課題とする。

注

- 1) インフレ率の粘着性とは、現実の経済で観察されるインフレ率の持続のことである。合理的期待形成仮説を受け入れた上で NKPC を導出するモデルのうち、インフレ率の粘着性を説明できないモデルとしては、Taylor(1979,1980,1999)や Calvo(1983)の非同時的賃金調整 (staggered wage adjustment)モデルがある。
- 2) 経済主体の期待形成や、マクロ経済学における期待形成についての説明としては、竹田他(2005)などが詳しい。

- 3) 適応的学習の解説については、竹田他 (2005), 敦賀・武藤 (2007)などを参照。
- 4) backward-looking firms を扱うものとしては Galí and Gertler(1999)などがある。ここで、backward-looking な期待とは現在からみて過去の状況を反映した期待形成であり、forward-looking な期待とは現在からみて将来の状況を反映した期待形成のことである。
- 5) Akerlof and Yellen(1985)の近似合理性では、人々が最適な行動をしないという意味で合理性から乖離し、それによって個人の損失は(2次のオーダーで)大変小さいが、経済全体では無視できないほど大きな(1次のオーダーの)影響が発生する可能性があることを提示した。他方、本稿で考察する Demery and Duck(2007)では、人々は最適に行動するが、不完全な情報を合理的に使用することから、個人の2次のオーダーの損失と経済全体における1次のオーダーの損失が生じるとしている(Demery and Duck(2002,p.17)を参照)。
- 6) ここでの粘着的情報モデルについては、Mankiw and Reis(2002, pp.1299-1300)を参照のこと。
- 7) Mankiw and Reis は、情報到着に関して、Calvo(1983)モデルの調節の仮定と類似した仮定をおいている。
- 8) Mankiw and Reis(2002)のモデルに関する議論については、敦賀・武藤 (2007, pp.26-27), 平田・加藤 (2004, pp.16-17) 参照。
- 9) Carroll(2003)の議論については、馬場 (2007)などを参照。
- 10) 本節の議論は、すべて Demery and Duck(2007)による。
- 11) たとえば、名目総支出に対する個人の名目支出、実質総生産に対する特定の企業あるいは個人の実質生産量などである。
- 12) x_t の成分として、さらに地域要因などの他の要因についても考えることができるが、ここでは単純化のために集計および特有の成分のみを考える。
- 13) Woldの表現定理(Wold representation theorem)より、共分散定常な変数はMA誤差形式で表すことができる。ここでは、有限次元のMAプロセスを仮定する。
- 14) ホワイト・ノイズとは、平均0, 分散一定, 自己相関のない系列のことである。
- 15) したがって、 $\sum_{j=1}^N u_{j,t-i} = 0$ である。また、すべての m に対して、 $u_{j,t}$ と $u_{j-m,t}$ が無相関であるという仮定は、 N が十分に大きいことを必要とする。
- 16) Hamilton(1994,pp.102-107)参照
- 17) (3.4)式より、 $x_{j,t}$ の過去の観測値は $\eta_{j,t}$ の観測値の集計であることから、 $x_{j,t}$ の過去値のみを観察する主体の情報集合はホワイト・ノイズ誤差 $\eta_{j,t}$ (ε_t と $u_{j,t}$ の合成関数形式)の過去値で表現できる。したがって、2つのホワイト・ノイズ誤差 ε_t と $u_{j,t}$ の独立な過去値の集計である $x_{j,t}$ と x_t を別々に観察する主体は、 $x_{j,t}$ だけを観察する主体よりもより多くの情報を持っているので、情報の正確さで勝る。
- 18) σ_u^2 および $\gamma(L)$ のパラメータは、すべての系列において共通であると仮定する。
- 19) FI-RE では、経済主体は集計と特有のショックを別々に観察する。したがって、1期先期待は(3.8)式のようになる。さらに先の期待については、次式のように導出する。

$$\begin{cases} E_{j,y}^{FI} x_{j,t+k} = d + \sum_{i=k+1}^T \alpha_i \varepsilon_{t+k-i} + \sum_{i=k+1}^T \gamma_i u_{j,t+k-i} & 0 \leq k < T \text{ の場合} \\ E_{j,y}^{FI} x_{j,t+k} = d & \text{その他の場合} \end{cases}$$

- 20) PI-RE の下では、経済主体は集計におけるショックと特有のショックを別々に観察することができないか、あるいは観察することを選択しない。したがって、 ε と u_j を区別することができない。
- 21) 証明については Demery and Duck(2007,pp.15-16),Appendix A 参照。
- 22) 証明については Demery and Duck(2007,pp.16-17),Appendix B 参照。
- 23) 証明については Demery and Duck(2007,p.17),Appendix C 参照。
- 24) インフレ率の粘着性が発生するメカニズムについては、さまざまな研究が行われている。NKPC の研究動向については、竹田他 (2005)、敦賀・武藤 (2007) などを参照。
- 25) Galí et al.(2001,pp.1244-1246)参照。
- 26) Galí et al.(2001)のように、通常は企業の技術的要因はすべての企業に対して共通であると仮定されるが、Demery and Duck(2001)では技術的要因は企業の特有の要因であると仮定している。
- 27) Demery and Duck(2001)と同様に、企業は共通の賃金率で労働者を雇用するという仮定をおく。
- 28) 他の値については、前節(3.4)式と同様である。
- 29) 価格改定に関する仮定は、Calvo(1983)の仮定と同様である。
- 30) (4.10)式の導出については、Demery and Duck(2001),Appendix A を参照。
- 31) 労働分配率を実質限界費用の代理変数として用いることに関する問題、実質限界費用の計測などの議論については、加藤・川本 (2005)、敦賀・武藤 (2007) などを参照。
- 32) DF 検定については、Dickey and Fuller(1979)参照。
- 33) Demery and Duck(2001)では、一般化モーメント法で推定し、パラメータの識別を行う方法を提示している。

参考文献

- 加藤涼・川本卓司 (2005)：“ニューケインジアン・フィリップス曲線：粘着価格モデルにおけるインフレ率決定メカニズム,” 日銀レビュー2005-J-6, 日本銀行。
- 竹田陽介・小巻泰之・矢島康次 (2005)：期待形成の異質性とマクロ経済政策——経済主体はどこまで合理的か, 東洋経済新報社。
- 敦賀貴之・武藤一郎 (2007)：“ニューケインジアン・フィリップス曲線に関する実証研究の動向について,” IMES Discussion Paper Series, No.2007-J-23。
- 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巻, pp.1-37。
- 平田渉・加藤涼 (2004)：“フィリップス曲線, 粘着価格モデルと一般物価変動——米国のデイスインフレの経験から——,” 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.04-J-11。
- 福田慎一 (2001)：“マクロ経済動学における期待の役割,” フィナンシャル・レビュー, 財務省財務総合政策研究所, pp.4-27。
- Akerlof, G.A., W.T. Dickens and G.L. Perry(2000)：“Near-Rational Wage and Price Setting and the Long-Run Phillips Curve,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1, pp.1-44.
- Akerlof, G.A. and L. Yellen(1985)：“A Near-rational Model of the Business Cycle, with Wage and Price Inertia,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.100, No.5, pp.823-838.

- Ball, L. (2000): "Near-rationality and Inflation in Two Monetary Regimes," NBER Working Paper No.7988.
- Calvo, G.A.(1983): "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, Vol.12, No.3, pp.383-398.
- Carroll, C.D.(2003): "Macroeconomic expectations of households and professional forecasters," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.118, pp.269-298.
- Demery, D. and N.W.Duck (2001): "The new Keynesian Phillips curve and imperfect information," University of Bristol Working Paper 01/528.
- Demery, D. and N.W.Duck (2002): "Optimally Rational Expectations and Macroeconomics," University of Bristol Working Paper 02/533.
- Demery, D. and N.W.Duck(2007): "The Theory of Rational Expectations and the Interpretation of Macroeconomic Data," *Journal of Macroeconomics*, Vol.29,pp.1-18.
- Dickey,D.A. and W.A.Fuller(1979): "Distiribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.
- Dupor,B., T. Kitamura and T. Tsuruga(2006): "Do Sticky Prices Need to be Replaced with Sticky Information," IMES Discussion Paper Series ,06-E-23.
- Fuhrer,J.C. and G.R. Moore (1995): "Monetary Policy Trade-offs and the Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output," *American Economic Review*, Vol.85, No.1, pp.219-39.
- Galí, J. and M. Gertler(1999): "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics*, Vol.44, No.2, pp.195-222.
- Galí, J. , M.Gertler and J.D.López-Salido(2001): "European Inflation Dynamics," *European Economic Review*, Vol.45, pp.1237-1270.
- Hamilton,J.D.(1994): *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Mankiw, N.G. and R.Reis(2002): "Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve," *Quartaly Journal of Economics*, Vol.117,pp. 1295-1328.
- Muth,J.F.(1961): "Rational Expectations and the Theory of Price Movement," *Econometrica*, Vol.29, pp.315-335.
- Roberts, J.M. (1997): "Is Inflation Sticky," *Journal of Monetary Economics*, Vol.39, No.2, pp.173-196.
- Taylor, J.B.(1979): "Staggered Wage Setting in a Macro Model," *American Economic Review*, Vol.69, No.2, pp.108-113.
- Taylor, J.B.(1980): "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts," *Journal of Political Economy*, Vol.88, No.1, pp.1-23.
- Taylor, J.B.(1999): "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics," in J.B.Taylor and M. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, Vol.1B, North Holland, pp.1009-1050.