

金融政策における物価指標の検討*

一般物価インフレ予測のためのコア・インフレーション指標の検討

工 藤 健

Abstract

It is important to define the notion of price stability as a reference of monetary policy. Especially, core inflation indicators have been examined among economists and policymakers to predict the future inflation. In this research, we construct and examine two core inflation indicators: the “Edgeworth index” and the “sticky index”. As the results of our analysis, we can say that the “sticky index” is useful to predict the future inflation in the general price index and that the “Edgeworth index” fails to predict the future inflation.

Keywords: Monetary policy, Core inflation, Sticky price

1. はじめに

近年、インフレーション・ターゲッティングのような政策枠組みに限らず、物価安定の概念を特定指標により数値化することによって、世界各国で金融政策の透明性の確保が試みられている。日本でも、2013年に物価安定の目標を採用している¹。このように、何らかの形で物価を安定させることが

* 本稿の執筆にあたって、科学研究費助成事業(基盤研究C 課題番号: 25380308)の助成を受けた。

1 日本銀行においても、「中長期的な物価安定の目途を消費者物価の前年比上昇率

金融政策の重要な目標であることを否定する者はほとんどいないだろう。

しかし、物価の安定をどのように定義するかということに関しては、必ずしも明らかではない。特に、物価変動の基調的なトレンドと一時的な動きとの区別は、それほど簡単ではない。ある特定部門における一時的なショックは価格データに攪乱を生じさせ、一般物価指数に一時的な影響を及ぼす。このようなショックは基調的なものとは異なるので、金融政策当局はこれらのショックに対して過剰に反応すべきではないということになる。

そこで、物価変動から一時的な攪乱を取り除き、インフレーションの基調的な部分をコア・インフレーションとして抽出する方法が議論されてきた。食料やエネルギー価格を除いた物価指数が比較的多くの国々で用いられている。また、この考え方を応用して、物価指数に含まれる品目のうち、価格変動が激しいもののウェートをより低く見積もるエッジワース価格指数も提案されている。

しかしながら、インフレ抑制による費用が各部門によって異なる場合に、これらの指標が経済学的に望ましいかどうかは必ずしも明らかではない。従来の研究では、エッジワース価格指数を初めとするコア・インフレーション指標を厚生分析したものは少ない。そこで本稿では、一般物価指数とエッジワース価格指数を分析の対象として、各々が経済厚生観点から最適な価格指数と一致するための条件を求める。まず、価格粘性が存在する多部門マクロ経済モデルにおいて導出される粘着価格指数では、価格がより粘着的な部門のウェートが高くなることが示される。そのようにして求められた粘着価格指数を用いて、一般物価指数とエッジワース価格指数の最適性が満たされる条件を提示している。

で2%以下のプラスの領域にある」(「デフレ脱却に向けた取組について」2012年10月30日)としてきたが、2013年には正式に「物価安定の目標」が導入され、消費者物価の前年比上昇率で2%と定められることになった。(金融政策決定会合議事要旨：2013年1月22日)

また、本稿では、上記のような理論分析に基づいて、消費者物価指数の部門別データを用いて、エッジワース価格指数と粘着価格指数が、コア・インフレーション指標として将来の一般物価インフレ予測に寄与しうるかどうか検証を行なっている。その結果、粘着価格指数については一時的な変動となる攪乱要因が除去され、一般物価指数に比べて安定的に推移する一方で、エッジワース価格指数は一時的な攪乱要因を十分に除去できていない恐れがあることがわかった。また、粘着価格指数については、かなりの精度で将来の一般物価インフレを予測できた一方で、エッジワース価格指数は将来の一般物価インフレ予測に失敗していることがわかった。

本稿の分析結果から、エッジワース価格指数は、刈り込み平均指数などの従来のコア・インフレーション指標よりも理論的には優れている可能性があるものの、実際の物価データを用いた実証分析の結果、将来の一般物価インフレ予測にはそれほど役に立たないことが明らかになった。その一方で、ニュー・ケインジアン型フィリップス曲線の価格粘着性パラメータから導かれる粘着価格指数は、かなりの精度で将来の一般物価インフレを予測できることが明らかになった。

本稿の構成は以下のとおりである。まず第2節では、コア・インフレーションの概念に関する議論の整理を行ない、構造的マクロ経済モデルとコア・インフレーションの関係を明らかにする。そして、構造的モデルから導出される「最適な」価格指標と既存のコア・インフレーション指標を比較して、どのような場合に既存の指標が最適なものになりうるかを検討する。それを受けて第3節では、産業別データを用いたニュー・ケインジアン型フィリップス曲線の推定から粘着価格指数を求めて、既存の価格指数との間の関係を実証的に明らかにする。最後の第4節では結論を述べる。

2. コア・インフレーションと価格指数

この節では、基調的なインフレーションを表す価格指数とその理論的背景を、マクロ経済理論の視点から整理する。そして、既存の価格指数の「望ましさ」を経済厚生観点から評価する。最初に、コア・インフレーションの概念に基づく主な指標を紹介する。そして、その理論的な背景を明らかにするために、一定の構造を持つマクロ経済モデルの下で社会厚生関数を最大化するような「粘着価格指数」を導出し、この節で紹介したインフレーション指標と一致する条件を探ることにする。

まず、コア・インフレーションの概念についての研究を整理して、その概念に基づく既存の指標を紹介していく²。いわゆるコア・インフレーションの概念に対応するいくつかの指標が、政策担当者や学者たちによって提案されてきた。

まず、物価変動の一時的な要素を除去して長期的なトレンドを抽出するという考えから、移動平均やフィルタリングの手法を用いた指標が提案されている。これらは、計算が容易である一方で、採用するモデルに関する経済学的な根拠を欠く点で不十分である。一方で、政策当局によってしばしば用いられているのは、価格変動のノイズの部分が大きいと考えられている特定品目をあらかじめ取り除いた、特定品目除外指数である。食料品とエネルギーの品目を除いた指数がよく参照されている。

また、Bryan and Cecchetti (1994) は、Ball and Mankiw (1995) のメニュー・コストのモデルに基づいて、特定品目をアド・ホックに除くのではなく、各時点において大きな価格変化が生じた品目を除いていく方法を提案している。具体的には、品目ごとの価格変化を用いて、価格変化のクロスセ

2 コア・インフレーション指標に関する研究は各国中央銀行をはじめとする政策担当者の興味を惹くものである。この分野の研究としては、白塚 (1997, 2001)、三尾 (2000)、Clark (2001) および Wynne (1999) がある。

クシヨンの分布を作成して、両端の一定範囲にある品目を除いた上で平均価格を算出するものであり、刈り込み平均指数と呼ばれている。

しかしながら、特定品目除外指数や刈り込み平均指数では、除外された品目に含まれる物価変動に関する有用な情報が捨てられているという批判がある。そこで、すべての品目の情報を用いながら物価変動の基調的な部分を捉えるために、各品目の価格変化の分散や標準偏差の逆数で加重するエッジワース価格指数が提案されている³。エッジワース価格指数の基本的な考え方は次のとおりである。極端に価格変動が激しい品目の価格情報には、基調的なトレンドを観測する際にノイズとなる一時的な価格変動の部分が比較的大きく含まれているので、このような品目のウェートを低く見積もるべきだと考える。逆に言えば、価格変動の緩やかな品目はその変動の中に、基調的なインフレーションに関する情報を相対的に多く含んでいることになる⁴。

一方、貨幣経済の理論研究において、Aoki (2001) は、価格が粘着的な部門と伸縮的な部門からなる2部門モデルを用いて、価格の粘着的な部門のインフレ率がコア・インフレーションに対応することを示した。また、彼は、刈り込み平均指数がしばしばコア・インフレーション指標として適当ではなくなることを示唆している。Benigno (2004) および Benigno and Lopez-Salido (2006) は、Aoki (2001) を一般化して、ユーロ・エリアの各国における価格粘着度の違いにより、HICP (Harmonized Index of Consumer Prices) を安定化させる政策が最適になり得ないことを示している。

このような、価格粘着性に基づくコア・インフレーションの概念と、前述

3 Edgeworth (1887) は、価格指数におけるウェイト付けを論じる中で、「…平均からの乖離がより大きなクラスに属する観測値により小さなウェートを割り当てるべきである…」と主張している。このような考え方は Edgeworth (1889) などの彼の一連の著作で述べられている。

4 刈り込み平均指数は、エッジワース価格指数の特殊形と考えることもできる。つまり、刈り込み平均指数は、インフレ率の変動性がある特定の値を超えた場合にそのウェートをゼロと見積もるようなエッジワース価格指数であると見ることも可能であり、この意味で特殊形と考えられる。詳しくは、Wynne (1999) を参照せよ。

のエッジワース価格指数との間には、価格変動からコア・インフレーションの部分の抽出を試みる点で、一定の類似性があると考えられる。本稿では、価格粘性性を考慮した経済モデルを用いて、各々の価格指数の「望ましさ」を検討する。その際に、通常用いられる一般物価指数とともに、その概念の類似性から、既存のコア・インフレーション指標の代表として、エッジワース価格指数を主な分析対象とする。

2.1 本稿で用いられるインフレーション指標

ここで、本稿の分析に用いる主なインフレーション指標の定義を行なうことにしよう。特に、一般物価指数に加えて、コア・インフレーションを表す既存の指標として、部門別インフレ率の標準偏差を加重するエッジワース価格指数を定義する。まず、通常用いられている一般物価指数を以下のように定義する。

$$(1) \quad p_t \equiv \sum_{k=1}^K \omega_k p_{kt}$$

ただし、 p_t 、 p_{kt} はそれぞれ一般物価指数、および第 k 部門の価格指数の数値である。 ω_k は一般物価指数における第 k 部門のウェイトであり、 $\sum_{k=1}^K \omega_k = 1$ を満たす。通常、一般物価指数のウェイトは、財バスケットにおける各部門の平均的な割合から算出されている。(1)式に1階の階差をとると、一般物価指数に基づくインフレ率が以下のように導出される。すなわち、

$$(2) \quad \pi_t = \sum_{k=1}^K \omega_k \pi_{kt}$$

ただし、 π_t 、 π_{kt} はそれぞれ、一般物価指数に基づく総合インフレ率、および第 k 部門のインフレ率を表す。

上記のような総合インフレ率指標は幅広く採用されているが、実際にはすべての部門のインフレ率が、基調的なインフレーションに関して等しい量の情報をもっているとは限らない。(2)式に基づく総合インフレ率指標では、

いわゆる外れ値となる部門も評価の対象になってしまう。つまり、一時的な部門固有のショックにより、価格が乱高下する部門のインフレ率に平均値が引っ張られてしまい、物価の基調的な動きを見逃してしまうかもしれない。

以上のような理由から、いわゆるコア・インフレーションの指標として、ここでは、エッジワース価格指数として知られる指標を用いる。この指標では、各部門のインフレ率の標準偏差に逆数を取ったものを加重値に加味して用いる⁵。すなわち、

$$(3) \quad \pi_t^E = \sum_{k=1}^K \omega_k^E \pi_{kt}$$

ここで、 π_t^E はエッジワース価格指数に基づくインフレ率であり、 ω_k^E は、

$$(4) \quad \omega_k^E \equiv \frac{\omega_k \sigma_k^{-1}}{\sum_{j=1}^K \omega_j \sigma_j^{-1}}$$

としてエッジワース価格指数における各部門のウェートを表す。ただし、 σ_k は第 k 部門のインフレ率の標準偏差を表し、 ω_k^E は $\sum_{k=1}^K \omega_k^E = 1$ を満たす。エッジワース価格指数においては、(4)式のように各部門のインフレ率の標準偏差を加味して加重値が定義されているため、インフレ率の変動が激しい部門についてはウェートがより低く見積もられることになる。

2.2 価格粘着性とインフレーション動学

ここでは、価格粘着性とコア・インフレーションの関係を見ていくためのモデルを展開する⁶。まず、生産部門が k 部門からなる経済を考える。それ

5 Edgeworth (1887) の考え方に基づいて、Diewert (1995) は Neo-Edgeworthian モデルに基づく価格指数として、インフレ率の分散の逆数で加重した価格指数を提案している。Wynne (1999) もこの考え方にしたがっている。一方、Marques et al. (2000)、インフレ率の分散ではなく標準偏差を用いて同様の価格指数を定義している。後述の粘着価格指数との整合性のために、本稿でもインフレ率の標準偏差を用いてエッジワース価格指数を定義する。

6 この節の分析で用いられているモデルは、Benigno (2004) のモデルを多部門閉鎖経済に応用したものになっている。

それぞれの部門は多数の生産者からなり、各生産者の価格設定において価格粘性が存在し、その程度が部門間で異なると仮定する。価格粘性性は Calvo (1983) にしたがってモデル化される。具体的には、各期において $\theta_k, k=1,2,\dots,K$ の確率で各生産者が自らの生産物の価格を据え置かねばならないとして価格設定行動が規定される。したがって、ある時点において $1-\theta_k$ の確率で各生産者が価格設定の機会を得ることになる。ちなみに、 $\theta_k \in (0,1)$ が満たされる⁷。

以上のような生産者の価格設定行動より、各部門のインフレーション動学が、次のようなニュー・ケインジアン型フィリップス曲線が

$$(5) \quad \pi_{kt} = \beta E_t \pi_{kt+1} + \lambda_k m_{Ckt}, \quad k=1,2,\dots,K$$

として得られる。ここで、 m_{Ckt} は第 k 部門の限界費用であり、 β は主観的割引因子である。また、

$$(6) \quad \lambda_k \equiv (1-\theta_k)(1-\beta\theta_k)/\theta_k, \quad k=1,2,\dots,K$$

はフィリップス曲線の傾きであり、価格粘性性の程度を表す θ_k が高くなるとともに小さな値をとる。そしてこれは、伝統的なフィリップス曲線の分析において「犠牲率」と呼ばれている概念に対応している。

(5)式は各部門のインフレーション動学を表す。つまり、各部門のインフレ率 π_{kt} が現在の限界費用 m_{Ckt} のみならず将来の当該部門のインフレ率にも依存し、それらの相対的な影響は価格粘性性によって決まることを意味している。また、相対価格 p_{kt}^R は $p_{kt}-p_t$ で定義され、一般物価水準に対する各部門の相対価格を表すので、定義より、

$$(7) \quad p_{kt}^R = p_{kt-1}^R + \pi_{kt} - \pi_t$$

7 このとき、各時点と各生産者について価格改定機会が独立であることを考慮すると、平均価格改定期間は $(1-\theta_k)^{-1}$ となる。

という関係が得られる。

2.3 社会厚生関数と粘着価格指数

ここでは Benigno (2004) にしたがって、上記のモデルにおける生産者の効用関数から、社会厚生関数を導出する。そして、その社会厚生関数を最大化するようなウェイト付けが行われた価格指数を粘着価格指数として定義する。まず、0 時点における第 k 部門の生産者 i の生涯効用を

$$(8) \quad Z^i \equiv E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t [U(C_t^i) - V(y_t^i, A_t^k)], \quad k=1,2,\dots,K$$

と定義する。ここで、 C_t^i は消費バスケットを表し、すべての生産物が一般物価指数のウェイトの下で含まれている。一方、 y_t^i は第 k 部門の生産者 i の生産量を表し、 A_t^k は第 k 部門に関わる生産性ショックを表す。消費から得られる効用を表す関数 $U(C_t^i)$ は増加関数かつ凹関数であり、生産活動に伴う不効用を表す関数 $V(\cdot)$ は y_t^i に関して増加かつ凸関数である。

それぞれの生産者は生産物から得られる所得を消費や貯蓄に配分する。資産市場は完備市場であり、均衡において個別リスクは分散されとする。その結果、各生産者の消費のオイラー条件より総需要関数

$$(9) \quad y_t = E_t y_{t+1} - \rho^{-1} (i_t - E_t \pi_{t+1} - r_t^*)$$

が求められる。ここで、 i_t は名目金利を、 y_t は経済全体の GDP ギャップを表し、 r_t^* は均衡実質金利すなわち自然利子率である。 ρ は相対的危険回避度を表すパラメータである。また、(5) 式は次のように変形できる。

$$(10) \quad \pi_{kt} = \beta E_t \pi_{kt+1} + k_k^C y_t - k_k^R (p_{kt}^R - p_{kt}^{R*})$$

ここで、 p_{kt}^{R*} は相対価格の均衡水準であり、外生的な相対価格ショックから構成される変数である。また、 k_k^C 、 k_k^R はそれぞれ、 λ_k などを含めてまとめられた定数パラメータである。(10) 式は、(5) 式の限界費用の項が相対価格

調整部分と総需要項目に分解できることを表している。

(8)式に定常均衡の近傍で2次のテイラー展開を施し、経済全体で集計して変形すると、次のような社会厚生関数

$$(11) \quad W_0 \equiv -\Gamma E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t L_t$$

が得られる。ただし、 Γ は定数パラメータであり、 L_t は、

$$(12) \quad L_t \equiv \Lambda y_t^2 + \Omega \sum_{k=1}^K \omega_k (p_{kt}^R - p_{kt}^{R*})^2 + \sum_{k=1}^K \frac{\omega_k \lambda_k^{-1}}{\sum_{j=1}^k \omega_j \lambda_j^{-1}} \pi_{kt}^2 + t.i.p. + O(\|\xi\|^3)$$

なる損失関数である。ここで、 $t.i.p.$ は定数項などの政策とは無関係な項をまとめたものであり、最後の $O(\|\xi\|^3)$ は3次以上の高次の項である。(11)式および(12)式で表される社会厚生関数は、厚生損失がGDPギャップや各部門のインフレ率のみならず、各部門の相対価格変動にも依存することを示している。ここから、粘着価格指数に基づくインフレ率指標 π_t^O を

$$(13) \quad \pi_t^O \equiv \sum_{k=1}^K \frac{\omega_k \lambda_k^{-1}}{\sum_{j=1}^k \omega_j \lambda_j^{-1}} \pi_{kt} = \sum_{k=1}^K \omega_k^O \pi_{kt}$$

と定義する。これは、(11)式と(12)式で表される社会厚生関数に基づく参照指標であるといえる。また、(13)式に基づくインフレーション指標のウェイト付けは一般物価指数に基づく指標のウェイトに λ_k^{-1} を乗じたものになっている。(6)式の定義より、 λ_k^{-1} は価格粘着性パラメータ θ_k の値が高くなるにつれて大きな値をとるようになることが分かる。つまり、(13)式に基づくインフレーション指標は、価格が粘着的な部門により大きなウェイトを割り当てるようなものになっている。

2.4 インフレーション指標の最適性

以上の分析を受けて、ここからは既に導出した粘着価格指数を参照する形

で、この節で紹介した価格指数の望ましさを経済厚生観点から見てみる。

まず、粘着価格指数を表す(13)式において $\lambda_k = \bar{\lambda}$ 、すなわち

$$(14) \quad \theta_k = \bar{\theta}_k, \quad \forall k = 1, 2, \dots, K$$

という制約を課すと、一般物価指数と粘着価格指数が同値になる⁸。ここで、 $\bar{\theta}$ は定数である。つまり、この制約が正しければ、一般物価指数を参照する金融政策によって十分に高い厚生水準を達成することができるのである。

また、(13)式において、

$$(15) \quad \sigma_k = \alpha \lambda_k, \quad \forall k = 1, 2, \dots, K$$

という制約を課すと、エッジワース価格指数と粘着価格指数が同値になる。この場合は、エッジワース価格指数を参照する金融政策が最適政策になりうる。この点について、簡単な例を用いて検討しよう。まず、第 k 部門について(5)式を前向きに解くと、

$$(16) \quad \pi_{kt} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \lambda_k m c_{kt+s}$$

が得られる。ここで簡単化のために、限界費用が平均ゼロの定常な1階の自己回帰過程にしたがうとすれば、インフレ率の分散を

$$(17) \quad \text{Var}[\pi_{kt}] = E[\pi_{kt}^2] = \lambda_k^2 \frac{(\sigma_k^{mc})^2}{1 - (\beta \rho_k^{mc})^2}$$

と表すことができる。ここで、 $(\sigma_k^{mc})^2$ は第 k 部門の限界費用の分散であり、 ρ_k^{mc} はその部門の限界費用に関する1階の自己相関係数である。この場合、限界費用の分散 $(\sigma_k^{mc})^2$ と自己相関係数 ρ_k^{mc} が各部門について等しいとき、インフレ率の分散が λ_k^2 に比例する。この関係を整理して両辺に平方根を取

8 $\lambda_k = (1 - \theta_k)(1 - \beta \theta_k) / \theta_k$ より β が各部門で等しければ $\lambda_k = \bar{\lambda}$ と $\theta_k = \bar{\theta}$ は同値となる。

ると,

$$(18) \quad \sigma_k = \lambda_k \sqrt{\frac{(\sigma_k^{mc})^2}{1 - (\beta \rho_k^{mc})^2}}$$

として、上述の条件の下で、インフレ率の標準偏差と価格粘性パラメータが比例し、(15)式と同値となることが示される。つまり、エッジワース価格指数が粘着価格指数と一致するのは、すべての部門の限界費用のデータ生成過程が同一の場合になる。

ここで、エッジワース価格指数と刈り込み平均指数との関係について述べておこう。Bryan and Cecchetti (1994) は、大きな価格変動は当該部門における一時的かつ大きなショックにより発生すると考え、刈り込み平均指数を推奨している。

しかしながら Aoki (2001) も述べるように、各部門の限界費用に対するショックが一時的なものであるとは限らない。(16)式より、当該部門のショックの持続性パラメータ ρ_k^{mc} が大きいほど、その部門のインフレ率の分散が大きくなる傾向にあることが分かる⁹。

つまり、刈り込み平均指数では、限界費用に対する持続的なショックが発生する部門をコア・インフレーションから除去してしまうことになる。その点で、エッジワース価格指数はコア・インフレーション指標として、刈り込み平均指数よりも優れているといえる。

3. 消費者物価の部門別データを用いた実証分析

本節では、前節の分析を受けて、一般物価指数とエッジワース価格指数に基づくインフレーション指標が最適となる条件を満たすかどうか、それぞれ

9 この点で、本稿の分析は Aoki (2001) の示唆した点を裏付けるものになっている。

検証を行う。まず、本節の分析の際に参照指標となる粘着価格指数の作成に当たって必要となる価格粘着性パラメータの推定を行う。それから、一般物価指数とエッジワース価格指数に基づくインフレーション指標の最適性を検定する。最後に、前節(12)式に基づいて厚生分析を行う。

3.1 データと分析方法

この節では、本節の分析に用いるデータと分析手法について説明を行う。本節では、前節(5)式に基づいて価格粘着性パラメータ θ_k の推定を行う。この推定の際には部門ごとのインフレ率 π_{kt} と限界費用 m_{Ckt} が必要になる。前者のインフレ率については、総務省が発表している「消費者物価指数」の「財・サービス分類指数」における各部門の指数の変化率（対前期比）を用いる。後者の限界費用については、淵・渡辺（2002）に基づいて財務省の「法人企業統計（四半期データ）」から「中間投入費比率」として計算する¹⁰。

それぞれのデータは X 12-ARIMA によって季節調整を行う。インフレ率の季節調整の際には、消費税導入（1989年第2四半期）、消費税率変更（1997年第2四半期および2014年第2四半期）、および5年ごとの消費者物価指数基準替え時点に定数項ダミーを加え、そのほかにも異常値として検出されたものについても修正を加えている。データ期間は1975年第2四半期から2016年第4四半期までである。

表1には分析に用いる各系列の記述統計量がまとめられている。限界費用（対数変換済み）については、最も平均値が低い「電気・ガス・水道」から

10 淵・渡辺（2002）は「法人企業統計」のデータから次のように「中間投入費比率」を計算している。

$$(\text{中間投入費比率}) = [(\text{売上高}) - (\text{営業利益}) - (\text{人件費}) - (\text{減価償却費})] / (\text{売上高})$$

この右辺に一定の変形を加えると、

$$(\text{中間投入費比率}) = [(\text{製造費用}) + (\text{販売管理費}) - (\text{固定資産減価償却費})$$

$$- (\text{人件費}) - (\text{製品・商品・仕掛品増加額}[\text{原価ベース}])] / (\text{売上高})$$

の関係が得られ、中間投入費比率の定義となることが分かる。

最も高い「石油製品」までは大きな差が見られる。標準偏差は、「サービス」と「電気・都市ガス・水道」で高くなっている一方で、工業製品は全般的に低くなっている。

インフレ率については、平均値では大きな差は認められないものの、標準

表 1：各変数の記述統計

消費者物価上昇率

	平均	中央値	最大値	最小値	標準偏差
農水畜産物	0.004	0.005	0.105	-0.073	0.027
食料工業製品	0.003	0.001	0.031	-0.006	0.006
繊維製品	0.004	0.003	0.031	-0.014	0.007
石油製品	0.003	-0.001	0.170	-0.177	0.042
他の工業製品	-0.001	-0.001	0.042	-0.025	0.007
電気ガス水道	0.004	0.001	0.310	-0.051	0.028
出版物	0.005	0.002	0.114	-0.008	0.011
サービス	0.005	0.004	0.065	-0.004	0.008

限界費用（対数値）

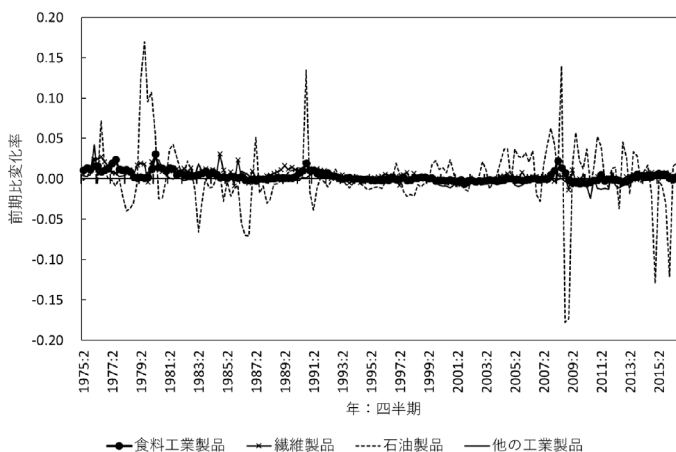
	平均	中央値	最大値	最小値	標準偏差
農水畜産物	-0.241	-0.239	-0.137	-0.377	0.040
食料工業製品	-0.192	-0.190	-0.169	-0.235	0.013
繊維製品	-0.257	-0.252	-0.182	-0.394	0.032
石油製品	-0.072	-0.071	0.022	-0.139	0.025
他の工業製品	-0.240	-0.243	-0.192	-0.265	0.018
電気ガス水道	-0.460	-0.495	-0.158	-0.705	0.121
出版物	-0.321	-0.320	-0.253	-0.417	0.031
サービス	-0.448	-0.444	-0.376	-0.543	0.038

- 1) データ期間について、消費者物価上昇率は1975年第2四半期から2017年第1四半期まで、限界費用は1975年第2四半期から2016年第4四半期までである。
- 2) インフレ率は「消費者物価指数」（総務省）の「財・サービス分類指数」の各部門の変化率に基づく。限界費用は渕・渡辺（2002）に基づき、「法人企業統計（四半期データ）」（財務省）から「中間投入費比率」を計算。
- 3) 各変数はX12-ARIMAによる季節調整済みのもの。季節調整においては、消費税導入（1989年第2四半期）、消費税率変更（1997年第2四半期および2014年第2四半期）、および消費者物価指数基準替え時点に定数項ダミーを加え、そのほかにも異常値として検出されたものについても修正を加えた。

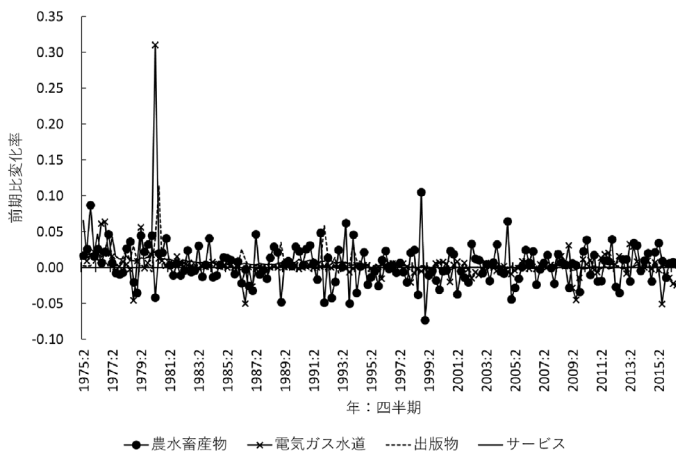
偏差は「農水畜産物」、「石油製品」と「電気・都市ガス・水道」で他の部門よりも高い値をとっている。インフレ率の推移を示しているのが図1である。ここでも、「農水畜産物」、「石油製品」と「電気・都市ガス・水道」で

図1：各部門の価格変化率の推移

(工業製品)



(非工業製品・サービス)



1) データの出典は表1と同じ。

変動が激しく、記述統計の傾向が確認できる。

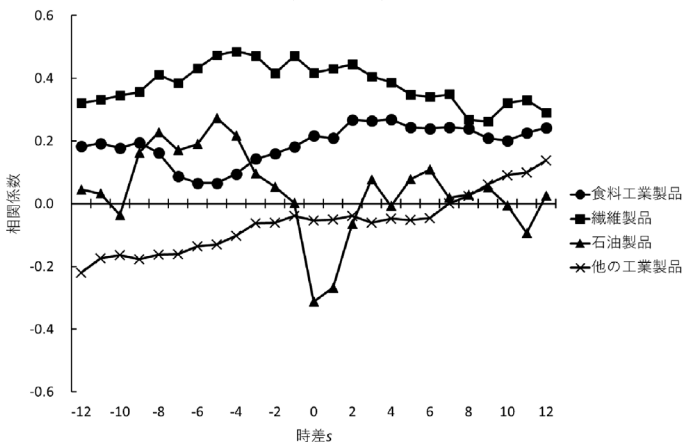
次に、(5)式の推定の際に満たされるべき性質のひとつとして、インフレ率が限界費用に対する先行性がある。この性質は、(5)式を前方に展開して得られる

$$(19) \quad \pi_{kt} = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \lambda_k m c_{kt+s}$$

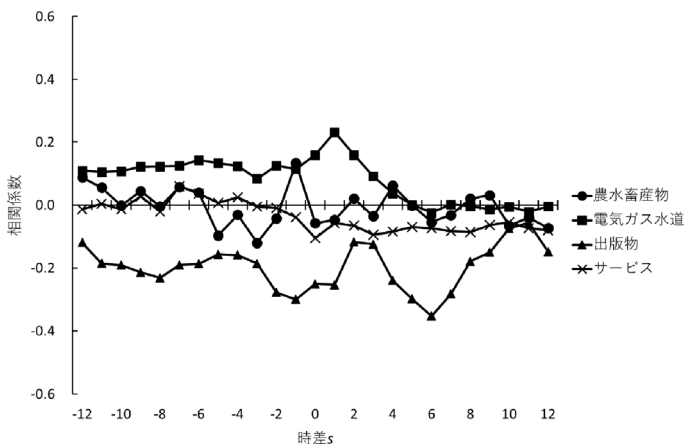
から確かめられる。つまり、現在のインフレ率は現在及び将来の限界費用の予想によって決まる。この性質が満たされるかどうかを、交差相関係数を見ることによって検証しているのが図2である。インフレ率が限界費用に先行する場合にグラフは時差 $s \leq 0$ の点で高い値をとり、 $s > 0$ の点で低下することになるが、繊維製品など一部を除き、そのような性質が満たされるかどうかは判別できず、前期の価格に影響される後ろ向きの項やドリフト項の存在を否定できない。そこで、それらを加えた

図2：限界費用 (t) とインフレ率 (t+s) の交差相関係数

(工業製品)



(非工業製品・サービス)



1) データの出典は表 1 と同じ。

$$(20) \quad \pi_{kt} = \beta E_t \pi_{kt+1} + r_k \pi_{kt-1} + \lambda_k m C_{kt} + \chi_k$$

を推定する。ここで、 λ_k, χ_k はそれぞれ、第 k 部門の後ろ向きの項の係数とドリフト項である。

さらに、各系列について単位根検定を行った結果を示しているのが表 2 である。ここでは、「その他工業製品」と「電気・ガス・水道」の限界費用において有意水準 5 % で単位根の帰無仮説を棄却できない点に注意が必要である。

以上のデータを用いて(5)式に含まれる価格粘性パラメータの推定を行うことになるが、以下においてその方法を説明する。(5)式のような「ニュー・ケインジアン型フィリップス曲線」は、Gali and Gertler (1999) によってマクロ経済の文脈で推定されており、それを産業部門別の分析に応用したのが 淵・渡辺 (2002) である。いずれの分析においても、(5)式の 1 期先の予想インフレ率のデータを得るのが困難であることから、経済主体の期待形成について合理的期待を仮定して 1 期先のインフレ率の実績値を用い、一般化

表2：各系列の単位根検定

	Augmented Dickey-Fuller検定（下段はラグ長）			
	消費者物価上昇率		限界費用（対数値）	
	水準	階差	水準	階差
農水畜産物	-15.766 ***	-10.519 ***	-5.284 ***	-15.408 ***
	0	5	3	1
食料工業製品	-4.201 ***	-14.117 ***	-4.857 ***	-16.420 ***
	0	0	0	0
繊維製品	-2.930 **	-10.912 ***	-3.682 ***	-13.389 ***
	4	3	1	1
石油製品	-8.864 ***	-14.240 ***	-5.485 ***	-16.855 ***
	0	1	0	0
他の工業製品	-6.608 ***	-10.941 ***	-1.830	-13.691 ***
	0	3	0	0
電気ガス水道	-10.801 ***	-13.460 ***	-1.836	-14.835 ***
	0	2	0	0
出版物	-9.856 ***	-9.131 ***	-3.655 ***	-13.102 ***
	0	7	0	1
サービス	-3.263 **	-15.604 ***	-4.108 ***	-10.851 ***
	2	1	0	3

- 1) 検定手法は Augmented Dickey-Fuller 検定を使用し、ドリフト項を含む。
- 2) データ期間について、消費者物価上昇率は1975年第2四半期から2017年第1四半期まで、限界費用は1975年第2四半期から2016年第4四半期までである。
- 3) 変数の出典は表1と同じ。
- 4) 推定値の右側に付してある***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%で検定における帰無仮説が棄却されている（あるいは推定値が統計的に有意に推定されていることを示す）。

積率法（GMM）で推定を行っている¹¹。本稿でも、この流れにしたがってGMMで分析を行う。

11 予想インフレ率は事後的に実績値と予測誤差に分解可能である。期待形成が合理的であるとすれば予測誤差の期待値がゼロになるが、予測誤差は説明変数と相関して推定値が一致性を持たなくなる恐れがあるので、推定の際に操作変数を用いる必要があり、そのため、一般化積率法（GMM）を用いることになる。

3.2 価格粘着性パラメータの推定

ここでは、前節で説明したデータと分析手法を用いて(20)式に含まれる価格粘着性パラメータの推定を行う。ここで、直交条件は

$$(21) \quad E_t \{ [\theta_k \pi_{kt} - \beta \theta_k \pi_{kt+1} - \gamma_k \pi_{kt-1} - (1 - \theta_k)(1 - \beta \theta_k) m c_{kt} - \chi_k] \cdot z_{kt} \} = 0$$

を用いる。ここで、 z_{kt} は操作変数ベクトルである。また、使用する操作変数はインフレ率と限界費用 $m c_{kt}$ の1期から4期ラグ値を使用する。

以上のようにして推定されたパラメータは表3に示されている。いずれの

表3：価格粘着性パラメータの推定結果

	θ_k (標準誤差)	γ_k (標準誤差)	χ_k (標準誤差)	過剰識別性検定 (P 値)	λ_k	価格改定頻度 (四半期)
農水畜産物	0.722 *** (0.075)	-0.122 * (0.069)	0.021 * (0.011)	11.348 (0.124)	0.107	3.598
食料工業製品	0.852 *** (0.082)	0.441 (0.108)	0.002 (0.003)	5.375 (0.614)	0.026	6.753
繊維製品	0.900 *** (0.042)	-0.195 * (0.076)	0.003 (0.003)	10.070 (0.185)	0.011	10.048
石油製品	0.474 *** (0.073)	0.168 * (0.070)	0.017 *** (0.005)	11.975 (0.101)	0.585	1.899
他の工業製品	0.794 *** (0.046)	0.409 *** (0.125)	0.006 ** (0.003)	8.865 (0.262)	0.053	4.864
電気ガス水道	0.924 *** (0.054)	0.111 * (0.064)	0.002 (0.004)	2.803 (0.903)	0.006	13.188
出版物	0.835 *** (0.074)	0.130 * (0.074)	0.007 (0.006)	7.051 (0.424)	0.033	6.055
サービス	0.970 *** (0.057)	-0.140 * (0.056)	0.000 (0.002)	3.006 (0.884)	0.001	33.758

- 1) 推定期間は1976年第2四半期から2016年第4四半期までである。
- 2) 推定方法は一般化積率法 (GMM) を用い、操作変数としてインフレ率と限界費用の1期から4期ラグ値が使用される。
- 3) 推定式は本文中の(20)式にしたがう。直交条件は、

$$E_t \{ [\theta_k \pi_{kt} - \beta \theta_k \pi_{kt+1} - \gamma_k \pi_{kt-1} - (1 - \theta_k)(1 - \beta \theta_k) m c_{kt} - \chi_k] \cdot z_{kt} \} = 0$$

である。ここで π_{kt} は第 $t-1$ 時点から第 t 時点までの第 k 部門の価格変化率を表し、 $m_{c_{kt}}$ は第 t 時点における第 k 部門の限界費用を表す。また、 β は（主観的）割引因子、 θ_k は第 k 部門の価格粘着性パラメータであり、 z_{kt} は操作変数ベクトルである。

- 4) 推定の際に β の値は 1 に制約している。
- 5) λ_k は価格粘着性パラメータの推定値を用いて $(1-\theta_k)(1-\beta\theta_k)/\theta_k$ により計算される。
- 6) 価格改定頻度は価格粘着性パラメータの推定値を用いて $(1-\theta_k)^{-1}$ により計算される。
- 7) 推定値の右側に付してある***, **, *はそれぞれ、有意水準 1%, 5%, 10% で検定における帰無仮説が棄却されている（あるいは推定値が統計的に有意に推定されていることを示す）。

部門も価格粘着性パラメータ θ_k は理論的に満たされるべき範囲 $0 < \theta_k < 1$ に収まっており、過剰識別性検定統計量からは定式化の誤りは認められない。

表 3 の価格粘着性パラメータの推定結果から、「石油製品」でそれぞれ 0.474 と低い値をとる一方で、「サービス」で 0.970 と極端に高い値をとっていることが分かる。「石油製品」を除く工業製品は概ね 0.8 から 0.9 の間の値をとっている。このパラメータからフィリップス曲線の傾きとして λ_k が計算でき、価格の粘着性に対応して「サービス」の値が非常に小さくなることがわかる。また、同様にして $(1-\theta_k)^{-1}$ として価格の平均改定頻度が計算できる。ここでは、「石油製品」がおおよそ 2 四半期となっている一方で、「サービス」がおおよそ 34 四半期と極端に長くなっている。

3.3 コア・インフレーション指標の検討

ここでは、一般物価指数、エッジワース価格指数および粘着価格指数に基づく各種インフレーション指標の「コア・インフレーション」指標としての評価について検討する。コア・インフレーション指標は、物価変動から非貨幣的な攪乱要因を除去することにより、将来のインフレ予測の精度を高め、金融政策の参照指標とするものである。したがって、本項では、エッジワース

ス価格指数と粘着価格指数について、将来の一般物価指数の予測を行う上で適切な指標となりうるか検討する。

まず、前節の分析に基づいて粘着価格指数ウェートを計算する。(13)式より、

$$(22) \quad \omega_l^0 = \frac{\omega_k \lambda_k^{-1}}{\sum_{j=1}^k \omega_j \lambda_j^{-1}}$$

として粘着価格指数ウェートが求められる。(2)式の一般物価指数ウェート、(4)式のエッジワース価格指数ウェートとともに粘着価格指数ウェートが表4および図3に示されている。

エッジワース価格指数ウェートにおいて、インフレ率の変動が激しい「石

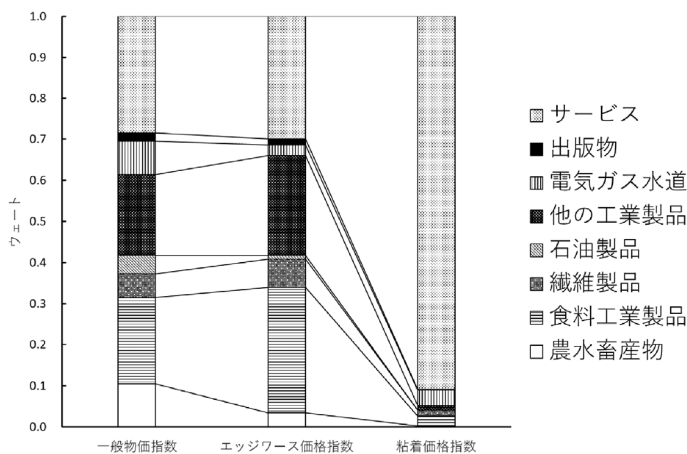
表4：インフレーション指標における各部門のウェート

	一般物価指数	エッジワース 価格指数	粘着価格指数
農水畜産物	0.1058	0.0347	0.0028
食料工業製品	0.2088	0.3049	0.0234
繊維製品	0.0578	0.0684	0.0152
石油製品	0.0449	0.0095	0.0002
他の工業製品	0.1967	0.2428	0.0107
電気ガス水道	0.0814	0.0257	0.0377
出版物	0.0196	0.0150	0.0017
サービス	0.2850	0.2989	0.9083

- 1) 一般物価指数は「消費者物価指数」(総務省)の財・サービス分類指数のウェートを用いる。ただし、本稿の分析対象となっていない家賃や公共サービス料金の部門は除かれる。
- 2) エッジワース価格指数は本文中の(4)式のように、財・サービス分類指数のウェートに各部門のインフレ率の標準偏差を加味して計算される。具体的には標準偏差の逆数が各部門のウェートにかけられる。
- 3) 粘着価格指数は本文中の(13)式のように、財・サービス分類指数のウェートに表2の価格粘着性パラメータの推定値を加味して計算される。具体的には「フィリップス曲線の傾き(λ_k)」の逆数が各部門のウェートにかけられる。

油製品」と「農水畜産物」「電気ガス水道」のウェートは一般物価指数ウェートよりも大幅に低下しているが、インフレ率の変動が比較的小さい「食料工業製品」, 「他の工業製品」と「サービス」のウェートは上昇している。一方, 粘着価格指数においては「サービス」のウェートのみ上昇し, 全体のおよそ9割を占めるに至っている。

図3：インフレーション指標における部門ごとのウェート



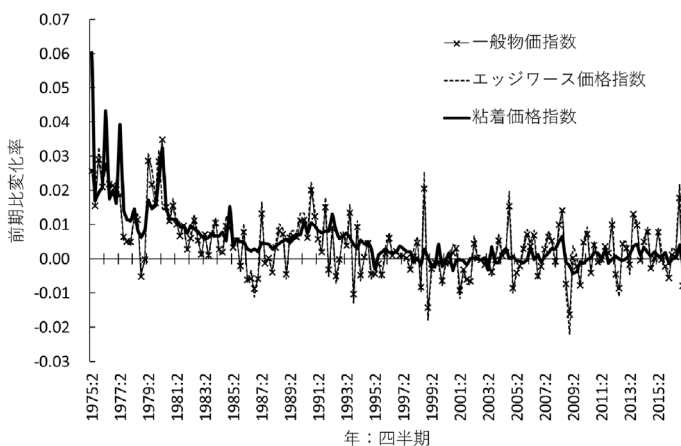
1) データの出典は表4と同じ。

表3に示されているウェートに基づいて算出された一般物価指数¹², エッジワース価格指数および粘着価格指数の推移を表しているのが図4である。エッジワース価格指数の系列は一般物価指数と同じような動きを示している一方で, 粘着価格指数は比較的変動が小さくなっていることがわかる。

表5は, 図4に示されている各種インフレーション指標の記述統計量である。ここでは, 本稿の分析期間全体(1975年第2四半期から2017年第1四半期)と1985年第2四半期以降の期間について, それぞれ示している。その結

¹² 本稿の分析で用いる一般物価指数は, 公共サービスや家賃を除いたものとして定義されている。

図4：各種インフレーション指標の推移



- 1) 「消費者物価指数」(総務省)の財・サービス分類指数、および表4のウェイトづけに基づき、各指標の系列を計算したもの。

表5：各種インフレーション指標の記述統計

(1975年第2四半期～2017年第1四半期)

	一般物価指数	エッジワース 価格指数	粘着価格指数
平均	0.004	0.005	0.005
中央値	0.003	0.004	0.003
最大値	0.035	0.033	0.060
最小値	-0.016	-0.022	-0.004
標準偏差	0.009	0.010	0.008

(1985年第2四半期～2017年第1四半期)

	一般物価指数	エッジワース 価格指数	粘着価格指数
平均	0.002	0.002	0.002
中央値	0.001	0.001	0.002
最大値	0.021	0.026	0.013
最小値	-0.016	-0.022	-0.004
標準偏差	0.007	0.008	0.003

- 1) データの出典は図4と同じ。

果、平均についてはすべての指標でほぼ等しくなっていることがわかる。また、1985年以降の期間について、粘着価格指数の標準偏差が小さく、他の指標に比べて安定して推移していることもわかる。

ここで、本稿で導き出した各種コア・インフレーション指標のインフレ予測精度について検討してみよう。ここでは、Clark (2001) と同様に s 期先の一般物価インフレの予測について、

$$(23) \quad \pi_{t+s} - \pi_t = \beta_0 + \beta_1(\pi_t^{core} - \pi_t) + \varepsilon_t$$

を推定する。ただし、 π_t は一般物価指数の前期比上昇率、 π_t^{core} はエッジワース価格指数または粘着価格指数といったコア・インフレーション指標の前期比上昇率を示す。コア・インフレーション指標に関する係数 β_1 が有意に正の値を示せば、コア・インフレーション指標が将来のインフレ予測に役立つといえる。まず、予備的な分析として各変数の単位根検定を実施した結果が表6に示されている。いずれの変数においても単位根の帰無仮説が棄却され

表6：コア・インフレーション指標の単位根検定

	検定統計量	
	(下段はラグ長)	
	水準	階差
エッジワース価格指数	-13.954 ***	-10.306 ***
$\pi_t^{core} - \pi_t$	0	4
粘着価格指数	-15.246 ***	-9.016 ***
$\pi_t^{core} - \pi_t$	0	5
4四半期後の予測	-8.173 ***	-7.957 ***
$\pi_{t+s} - \pi_t$	3	12
8四半期後の予測	-5.872 ***	-7.765 ***
$\pi_{t+s} - \pi_t$	8	8

- 1) 検定手法は Augmented Dickey-Fuller 検定を使用し、ドリフト項を含む。
- 2) 推定値の右側に付してある***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%で検定における帰無仮説が棄却されている（あるいは推定値が統計的に有意に推定されていることを示す）。

ていることがわかる。

表7は、(23)式の推定結果を示したものである。ここでは、本稿のサンプ

表7：将来のインフレーション予測の分析

(4 四半期先の予測)

推定期間	1975:2-2016:1		1985:2-2016:1	
	エッジワース 価格指数	粘着価格指数	エッジワース 価格指数	粘着価格指数
定数項	0.000 (0.001)	-0.001 ** (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
予測係数	-0.715 ** (0.328)	0.752 *** (0.098)	-3.010 *** (0.437)	1.022 *** (0.107)
自由度修正済 R^2	0.022	0.263	0.274	0.421
Durbin-Watson	1.642	1.511	1.609	1.860

(8 四半期先の予測)

推定期間	1975:2-2015:1		1985:2-2015:1	
	エッジワース 価格指数	粘着価格指数	エッジワース 価格指数	粘着価格指数
定数項	-0.001 (0.001)	-0.002 *** (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
予測係数	-1.002 *** (0.368)	0.864 *** (0.110)	-3.107 *** (0.447)	1.029 *** (0.111)
自由度修正済 R^2	0.039	0.277	0.284	0.417
Durbin-Watson	1.503	1.321	1.779	1.877

1) 推定式は、

$$\pi_{t+s} - \pi_t = \beta_0 + \beta_1(\pi_t^{core} - \pi_t) + \varepsilon_t$$

である。ただし、 π_t は一般物価指数の前期比上昇率、 π_t^{core} はエッジワース価格指数または粘着価格指数の前期比上昇率を示し、 β_0 、 β_1 はそれぞれ定数項と予測係数を示す。

2) 定数項と予測係数の推定値の下段のカッコ内は推定値の標準誤差を示す。

3) 推定値の右側に付してある***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%で検定における帰無仮説が棄却されている（あるいは推定値が統計的に有意に推定されていることを示す）。

ル期間全体（1975年以降）と1985年第2四半期以降のサブサンプル期間について、4四半期先と8四半期先の予測を推定している。いずれの推定においても、粘着価格指数については、予測係数 β_1 の推定値が有意に正の値をとっており、将来の一般物価インフレ予測において有効な指標となりうるということがわかる。特に、1985年以降の期間においては、予測係数 β_1 の推定値がほぼ1となっており、将来の一般物価インフレをかなりの精度で予測できることがわかる。一方、エッジワース価格指数については、予測係数 β_1 の推定値が有意であるものの負の値をとっており、将来の一般物価インフレをうまく予測できていない恐れがある。

4. 結 論

本稿では、金融政策運営の際に有力な参照指標となると考えられるコア・インフレーションに関わる諸指標を紹介し、その中から、一般物価指数、エッジワース価格指数およびニュー・ケインジアン型の価格粘着性を考慮した粘着価格指数について、コア・インフレーション指標としての評価を行なった。

理論的には、経済厚生観点から政策当局が選択すべき粘着価格指数を導出し、上記の価格指数との比較を行なった。その結果、一般物価指数が粘着価格指数と一致するためには、各部門の価格粘着性の度合いが等しくなる必要があるということが分かった。これは、Benigno（2004）の結果と整合的である。また、インフレ率の標準偏差を用いるエッジワース価格指数は刈り込み平均指数とは異なり、価格が粘着的な部門において持続的なショックが発生する場合にも当該部門の価格情報を用いることができる点で、コア・インフレーション指標として優れていると考えられる。また、エッジワース価格指数は、限界費用のデータ生成過程におけるいくつかの仮定を満たすと粘着価格指数に一致しうることが判明した。これらの結果は、各価格指数作成の

際に用いられる情報によって価格変動が説明される場合に、各々の価格指数が厚生分析の点からも最適になりうることを示している¹³。

以上の理論分析に基づいて、日本の消費者物価指数の部門別データを用いて、エッジワース価格指数と粘着価格指数を算出し、それぞれコア・インフレーション指標として、各期の非貨幣的な攪乱要因を除去し、将来の一般物価インフレ予測に寄与しうるか検討した。その結果、粘着価格指数については一時的な変動となる攪乱要因が除去され、一般物価指数に比べて安定的に推移する一方で、エッジワース価格指数は一時的な攪乱要因を十分に除去できていない恐れがあることがわかった。また、粘着価格指数については、かなりの精度で将来の一般物価インフレを予測できた一方で、エッジワース価格指数は将来の一般物価インフレ予測に失敗している。

本稿の分析結果から、エッジワース価格指数は、刈り込み平均指数などの従来のコア・インフレーション指標よりも理論的には優れている可能性があるものの、実際の物価データを用いた実証分析の結果、将来の一般物価インフレ予測にはそれほど役に立たないことが明らかになった。その一方で、ニュー・ケインジアン型フィリップス曲線の価格粘着性パラメータから導かれる粘着価格指数は、かなりの精度で将来の一般物価インフレを予測できることがわかった。しかし、粘着価格指数の算出には限界費用のデータを要するため、詳細な品目ごとの分析には膨大なデータが必要になり、リアルタイムで算出することが困難である。したがって、価格粘着性パラメータをリアルタイムで推計する方法を見出すことが今後の課題となろう。

13 本稿の例では、一般物価指数はインフレ率と限界費用のいずれの変動の情報も用いず、エッジワース価格指数はインフレ率の情報を使用しているが限界費用の情報を捨象している。したがって、一般物価指数はインフレ率と限界費用の相対的な関係を示す価格粘着性パラメータが部門間で等しい場合、エッジワース価格指数は限界費用のデータ生成過程が部門間で等しい場合に、それぞれ最適になりうる。これは、それらの情報が部門間のインフレ率の変動の違いを説明しないということから正当化される。

参考文献

- 白塚重典 (1997) 「物価の基調的な変動を捕捉するための指標の構築とその含意」『金融研究』, 第16巻第3号, pp. 1-32.
- 白塚重典 (2001) 「望ましい物価上昇率とは何か? : 物価の安定のメリットに関する理論的・実証的議論の整理」『金融研究』, 第20巻第1号, pp.247-287.
- 渕仁志・渡辺努 (2002) 「フィリップス曲線と価格粘性—産業別データによる推計—」『金融研究』, 第21巻第1号, pp.35-69.
- 三尾仁志 (2000) 「基調的なインフレ率とフィリップス曲線」『金融研究』, 第19巻第2号, pp. 73-99.
- Aoki,K. (2001) "Optimal Monetary Policy Responses to Relative-price Changes," *Journal of Monetary Economics*, 48, pp.55-80.
- Ball,L. and N.G.Mankiw. (1995) "Relative-price Changes as Aggregate Supply Shocks," *The Quarterly Journal of Economics*, 110, pp.161-193.
- Benigno,P. (2004) "Optimal Monetary Policy in a Currency Area," *Journal of International Economics*, 63, pp.293-320.
- Benigno,P. and D.Lopez-Salido. (2006) "Inflation Persistence and Optimal Monetary Policy in the Euro Area," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38, pp.587-614.
- Bryan,M.F. and S.G.Cecchetti. (1994) "Measuring Core Inflation," Chapter 6 in Mankiw,N.G.(ed.) *Monetary Policy*, The University of Chicago Press and NBER.
- Calvo,G.A. (1983) "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, 12, pp.983-998.
- Clark,T.E. (2001) "Comparing Measures of Core Inflation," *Economic Review*, Second Quarter 2001, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Diewert,W.E. (1995) "On the Stochastic Approach to Index Numbers," Discussion Paper 95-31, Department of Economics, University of British Columbia.
- Edgeworth,F.Y. (1887) "Measurement of Change in Value of Money," The first Memorandum presented to British Association for the Advancement of Science, Reprinted as pp.198-259 in Edgeworth,F.Y.(ed.) (1925) *Papers Relating to Political Economy* Vol. 1, Burt Franklin, New York.
- Edgeworth,F.Y. (1889) "Measurement of Change in Value of Money," The third Memorandum presented to British Association for the Advancement of Science, Reprinted as pp.259-297 in Edgeworth,F.Y.(ed.) (1925) *Papers Relating to Political Economy* Vol. 1, Burt Franklin, New York.

- Gali, J. and M. Gertler. (1999) "Inflation Dynamics : A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics*, 44, pp.195-222.
- Marques, C.R., P.D. Neves and L.M. Sarmento. (2000) "Evaluating Core Inflation Indicators," WP 3-00, Economics Research Department, Banco de Portugal.
- Wynne, M.A. (1999) "Core Inflation : A Review of Some Conceptual Issues," Working Paper 5, European Central Bank.

