

# 基調的なインフレ率とフィリップス曲線

み お ひと し  
三尾仁志

## 要 旨

フィリップス曲線推計の定式化には、1970年代以降、供給ショックと期待インフレ率という2つの重要なシフトパラメータが追加された。本稿では、フィリップス曲線推計において、これまで独立して扱われてきた供給ショックと期待インフレ率のコントロールを、統一して扱う必要性を実証的な観点から示す。具体的には、大幅な相対価格変動を経験した品目をそのつど物価指数から控除する「刈り込み平均 (trimmed mean) 指数」を利用して供給ショックの影響をコントロールし、同時にこれを期待インフレ率の代理変数として用いると、サンプル期間の変更に対するパラメータ推定値の安定性や、予測パフォーマンスが大幅に改善することが明らかにされる。こうした本稿の分析結果は、供給ショックが多様な品目で生じるため、そのマクロ的な影響をコントロールする際には、従来のように品目バスケットを固定することが望ましくないこと、期待インフレ率は、品目レベルで生じる供給ショックの影響を適切に控除した基調的なインフレ率に対して反応していることを示している。

キーワード：フィリップス曲線、供給ショック、刈り込み平均指数

.....  
本稿の作成に当たっては、青木浩介助手（神戸大学）、林文夫教授（東京大学）、吉川洋教授（東京大学）から大変貴重なコメントを頂戴した。もっとも、本稿のありうべき過ちはすべて筆者個人に帰し、示された内容および意見は日本銀行の公式見解を示すものではない。

三尾仁志 日本銀行金融研究所（E-mail: hitoshi.mio@boj.or.jp）

## 1. はじめに

本稿では、フィリップス曲線推計における供給ショックと期待インフレ率のコントロール手法の検討を通じて、基調的なインフレ率とフィリップス曲線の関係について考察する。

フィリップス曲線推計の定式化には、1970年代以降、供給ショックと期待インフレ率という2つの重要なシフトパラメータが追加された。前者については、輸入物価や食料品・エネルギー価格等、「固定された品目バスケット」の相対価格変動をその代理変数として利用する手法が広く採用されている。この背景には、食料・原材料部門では、製造業部門と異なり価格が伸縮的で供給ショックが頻繁に生じるとの「2部門モデル」的見方（Gordon [1975]、Okun [1981] 等）や、原油等、広範に利用される特定の中間財の相対価格変動がフィリップス曲線をシフトさせるとの見方（Bruno and Sachs [1985] 等）があると考えられる。後者については、インフレ率のラグ項をその代理変数として利用する手法が一般的であるが<sup>1</sup>、こういった概念のインフレ率を利用することが適切であるかとの論点を検討した研究は、あまりみられない。

本稿では、フィリップス曲線の推計において、これまで独立して扱われてきた供給ショックと期待インフレ率のコントロールを、統一して扱う必要性を実証的な観点から示す。具体的には、大幅な相対価格変動を経験した品目をそのつど物価指数から控除する「刈り込み平均（trimmed mean）指数」を利用して供給ショックの影響をコントロールし、同時にこれを期待インフレ率の代理変数として用いると、サンプル期間の変更に対するパラメータ推定値の安定性や、予測パフォーマンスが大幅に改善することが明らかにされる。こうした本稿の分析結果は、供給ショックが多様な品目で生じるため、そのマクロ的な影響をコントロールする際には、従来のように品目バスケットを固定することが望ましくないこと、期待インフレ率は、品目レベルで生じる供給ショックの影響を適切に控除した基調的なインフレ率に対して反応していることを示している<sup>2</sup>。

本稿の以下の構成はつぎのとおりである。まず、2章においては、これまで独立して扱われてきた供給ショックと期待インフレ率のコントロールを統一して扱うことが可能であることを指摘し、供給ショックをコントロールする従来の手法と、本稿の手法の特徴点を比較・整理する。続いて、3章では両者の手法の実証分析結果を比較する。4章では本稿で提案する手法がより望ましい結果をもたらした背景を考察する。5章では、結論と今後の課題について述べる。

1 したがって、ここでコントロールされるのは、インフレの慣性（inertia）効果であるとの考え方もある。本稿では、「期待インフレ率」という用語を、こうした慣性効果も含むものとして定義する。期待概念の導入とルーカス型総供給曲線については、補論1を参照。

2 基調的物価変動を巡る最近の各国の分析例として、Álvarez and Matea [1999]、Bakhshi and Yates [1999]、Bryan and Cecchetti [1994]、Gartner and Wehinger [1998]、Monetary Authority of Singapore [1998]、Roger [1997] 等を参照。日本の研究例として、白塚 [1997]、肥後・中田 [1998]、三尾・肥後 [1999]、Bryan and Cecchetti [1999] 等を参照。

## 2. 基調的物価変動とフィリップス曲線の関係

### (1) フィリップス曲線の定式化

本稿では、フィリップス曲線を、インフレ率とマクロの需給ギャップのトレードオフ関係を示すものとして、(1)式で示すような形で定式化する<sup>3</sup>。

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^l \beta_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j GAP_{t-j} + \sum_{k=0}^n \theta_k SupSHOCK_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

被説明変数はインフレ率、右辺第1項は定数項、第2項は期待インフレ率の代理変数であるインフレ・ラグ項（以下、インフレ・ラグ項）、第3項はマクロの需給ギャップ、第4項は供給ショックの代理変数項（以下、供給ショック項）、第5項は誤差項である。これらのうち、第2項と第4項は、1970年代以降のフィリップス曲線の定式化見直しで新たに追加された。

これらのシフトパラメータの影響を考慮しないまま、最小自乗法による推計を実施すると、観測されたインフレ率の変動が、シフトパラメータの変動によるフィリップス曲線自身のシフトによりもたらされているのか、総需要のショックによるフィリップス曲線上の動きとしてもたらされているのかを「識別」できず、真のフィリップス曲線の勾配を得られないおそれがある。このため、フィリップス曲線を推計する際には、期待インフレ率や供給ショックといったシフトパラメータ変動の影響を除去する必要がある<sup>4</sup>。

これまでの研究では、インフレ・ラグ項と供給ショック項の相互関係について意識されたことはほとんどなかったが、後述するように、両者は「期待インフレ率の代理変数として、基調的なインフレ率を用いるべきか」、あるいは「どのような手法で作成された基調的なインフレ率が、期待インフレ率の代理変数として適当か」との観点から統一した解釈を与えることも可能である<sup>5</sup>。本稿の以下の分析では、供給ショックのコントロール手法に焦点を当てるが、それは同時に、期待インフレ率の代理変数として何が適当であるかとの論点とも密接に関係している。以下では、これまでに利用されてきた供給ショックのコントロール手法の特徴を整理する<sup>6</sup>。

3 最近では、フィリップス曲線を総供給曲線と同様に解釈することが一般的となっているが、正の傾きを持つ総供給曲線を導出する方法は、財・労働市場が不完全競争か（情報の不完全性、価格支配力の存在）、財・労働市場で市場清算が達成されているか、を基準にいくつかの種類に分類することが可能である。Blanchard [1997]、Mankiw [1997]、D.Romer [1996] 等を参照。

4 こうした問題は一般に「識別問題」と呼ばれ、得られた1組の観測値に対応する誘導形方程式から、これをもたらしただ背後の構造方程式を決定できるか否かを扱う。

5 詳しくは、3章を参照。

6 本稿で示される手法とは異なり、C.Romer [1996] は、供給ショックの問題を、説明変数のGDPギャップと誤差項の相関による同時方程式バイアスの問題と捉え、今年のGDPギャップの操作変数として、1年前のGDPギャップを用いた分析を行っている。

## (2) 供給ショックのコントロール(その1) : ゴードン型

物価指数から「固定された品目バスケット」をあらかじめ控除したり、「固定された品目バスケット」の相対価格変動を説明変数として推計式に追加して、供給ショックの影響を除去しようとする手法で、標準的な供給ショックのコントロール手法として定着している。こうした手法が採用されてきた背景には、食料・原材料部門では製造業部門と異なり、価格が伸縮的で供給ショックが頻繁に生じるとの「2部門モデル」的見方(Gordon [1975]、Okun [1981]等)や、原油等、広範に利用される特定の中間財の相対価格変動がフィリップス曲線をシフトさせるとの見方(Bruno and Sachs [1985]等)があったと考えられる。

表1は、ゴードン型の手法を用いた日米における最近の分析を整理したものである。米国では、多少のばらつきはあるものの、食料・エネルギー・輸入物価の相対価格変動を説明変数として加えるアプローチが一般的である。日本では、「CPI除く生鮮指数<sup>7</sup>」で測ったインフレ率を被説明変数とし、輸入物価変化率を説明変数に追加する手法が多くみられる<sup>8</sup>。

表1 ゴードン型を利用した日米における最近の分析

	対象国	被説明変数	説明変数に追加する供給ショックの代理変数
Gordon[1990]	米国他	GNPデフレータ	食料品・エネルギーの相対価格、ニクソン(価格統制)ダミー、オイルショックダミー
Fuhrer[1995]	米国	CPI除く食料品・エネルギー	原油価格
Gordon [1997]	米国	CPI-U-X1他	食料品・エネルギーの相対価格 + 相対輸入物価
Staiger, Stock and Watson [1997]	米国	CPI総合	食料品・エネルギーの相対価格 + ニクソンダミー
Watanabe [1997]	日本	CPI除く生鮮	輸入物価
田中・木村[1998]	日本	CPI除く生鮮	輸入物価
Fair [2000]	米国	民間非農業部門価格デフレータ	輸入物価のタイムトレンドからの乖離
肥後・中田 [2000]	日本他	CPI総合	輸入物価

7 生鮮魚介、生鮮野菜、生鮮果物の3品目をあらかじめ控除して作成された指数。

8 なお、表1に示された日本の研究は、いずれも相対輸入物価ではなく絶対輸入物価を用いている。先行研究は、相対輸入物価を用いることが適切であることを示唆するが(Bruno and Sachs [1985]等)日本では、輸入物価が一般物価に比べはるかに激しく変動していたため、実証結果にはほとんど差をもたらさないと考えられる。

### (3) 供給ショックのコントロール(その2): ボール=マンキュー型

従来のゴードン型の手法に対し、Ball and Mankiw [1995] は、物価指数を構成する品目の価格変化率分布<sup>9</sup>の歪みの尺度を供給ショックの代理変数とすることを提唱した(以下、こうした手法をBM型と呼ぶ)。彼らは、メニューコストの存在によって相対価格の調整がスムーズには行われないため、品目レベルで生じる供給ショックが、マクロの物価変動にも一時的な影響を与えたとの仮説を立てた。そして、品目レベルで生じる供給ショックのマクロ的な影響を測るには、価格変化率分布の歪みの尺度を用いる方が、従来のゴードン型の供給ショックの尺度を用いるよりも望ましいとの実証結果を示した。

メニューコスト・モデルの妥当性については、必ずしもコンセンサスが得られているわけではないが<sup>10</sup>、「品目レベルの供給ショックは多様な分野で発生する」とのボールとマンキューの見解を受け入れる限り、「2部門モデル」的見方に沿って「固定された品目バスケット」を利用する従来のゴードン型の手法の妥当性については、なお検討の余地があるように思われる。

本稿では、こうした問題意識に沿って、BM型の手法を利用したフィリップス曲線の推計を実施し、その実証的パフォーマンスをゴードン型と比較する。その際、ボールとマンキューの手法とはやや異なり、CPIを構成する88品目の価格指数前年比系列から計算される「前年比刈り込み平均指数」を利用する<sup>11</sup>。刈り込み平均指数とは、価格変化率分布の両裾に存在する品目の一定割合を無視し、残った品目の価格変化率を加重平均して作成される<sup>12</sup>。

これを概念図で示したものが図1である。刈り込み平均指数は、一部の品目で大幅な相対価格変動が生じた場合、その影響を受けにくいとの特徴を有する。このとき、総合指数前年比と刈り込み平均指数の間に生じる乖離幅は、価格変化率分布の

9 以下、「物価指数を構成する品目の価格変化率分布」を単に「価格変化率分布」と呼ぶ。

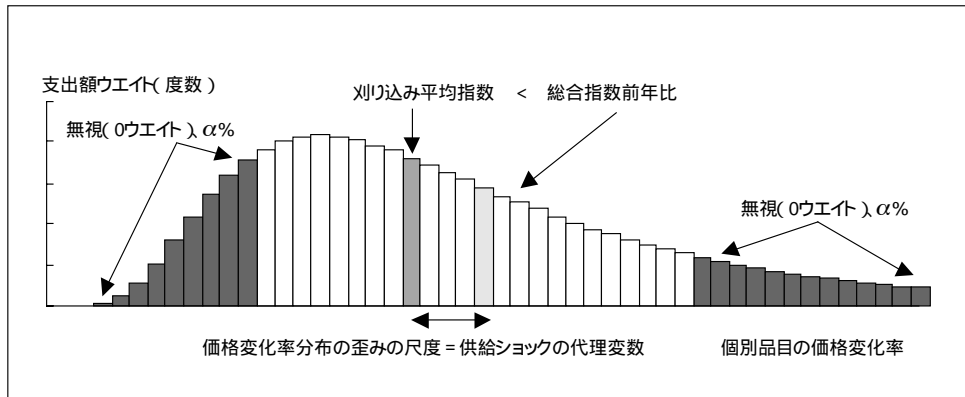
10 ミクロの相対価格変動とマクロの物価変動の正の相関の原因については、相対価格情報の不完全性とマネタリー・ショックの役割を強調する仮説が、1980年代初頭まで学界の主流を占めた(Barro [1976]、Hercowitz [1981]、Parks [1978]、Vining and Elwertowski [1976])。これに対し近年、品目レベルで生じる供給ショックが部門間でスムーズに調整されない結果、一時的にマクロの物価が変動するとする仮説が注目を集めている(Balke and Wynne [2000]、Ball and Mankiw [1995])。このうち、Balke and Wynne [2000] は、各生産要素が短期的に非代替であることを考慮する点で、供給ショックの影響に対する伝統的理解を提供してきたBruno and Sachs [1985]のエッセンスをとりいれているとも解釈できる。実証面では、相対価格変動の要因として、マネタリー・ショック以外の要因にも着目すべきであることが、Fischer [1981]以降、Bomberger and Makinen [1993]、Debelle and Lamont [1997]によって示されている。ただし、マネタリー・ショックとリアルな供給ショックのいずれがドミナントであるか、あるいは、供給ショックに着目するにしても、メニューコストの影響を重視するか否かといった点については、学界のコンセンサスが得られていないわけではない(Ball and Mankiw [1999]、Jaramillo [1999])。

11 以下、とくに断りが無い場合「前年比刈り込み平均指数」を単に「刈り込み平均指数」と呼ぶ。

12 本稿では白塚 [1997]、三尾・肥後 [1999] の分析を参考に、30% ( $\alpha=15\%$ ) の刈り込み率を選択した。なお、本稿の「総合指数」は、0%刈り込み平均指数で、近似的に5年連鎖ウエイト幾何平均指数となっている。詳しくは三尾・肥後 [1999] を参照。この系列と算術平均CPI総合指数系列の推移の間には、ほとんど差がみられない。

中心から離れたところに位置する品目が、分布の片側に偏るほど、いいかえれば、価格変化率分布の歪みが大きいほど、広がる傾向がある。この性質を利用し、本稿では刈り込み平均指数と総合指数前年比との乖離差を、価格変化率分布の歪みの尺度と呼び、品目レベルの供給ショックのマクロ的な影響を測る代理変数として利用する<sup>13</sup>。

図1 物価の刈り込み平均指数の概要



### 3. フィリップス曲線の推計と供給ショック控除方法の比較検討

#### (1) 4種類のフィリップス曲線の推計

以下では、従来、供給ショックをコントロールする手法として広く利用されてきたゴードン型の2種類のモデルと、個別品目の価格変化率分布の歪みの尺度を利用するBM型の2種類のモデルの計4種類のフィリップス曲線を推計し、それらの安定性を比較・検証する。表2はゴードン型とBM型の特徴を整理したものである。従来のゴードン型(上段)は、供給ショックの代理変数として「固定された品目バスケット」の相対価格変動を利用する。これに対し、BM型(下段)は、品目バスケットを固定せず、「価格変化率分布の歪みの尺度」を供給ショックの代理変数とする。また、供給ショックの代理変数を推計式に付加するA型(左列)と、供給ショックの代理変数をあらかじめ控除した「基調的なインフレ率」を利用するB型(右列)の2通りが存在する。推計する4種類のモデルの定式化は、下記の(2)~(5)式である。なお、(2)~(5)式の定式化の型名はそれぞれ表2の整理と対応している。

13 価格変化率分布の歪みの尺度は、価格変化率分布の両裾に位置する品目(図1の暗転部)の相対価格変動を每期每期加重集計したものと等しくなる。詳しくは補論2を参照。

表2 供給ショック・コントロール手法の比較（ゴードン型 vs. BM型）

供給ショックの代理変数	コントロールの仕方	
	説明変数として追加(A型)	「基調的なインフレ率」利用型(B型)
固定された品目バスケット (ゴードン型)	食料品 + エネルギー等、特定品目の 相対価格変動を説明変数に追加	CPI除く食料品 + エネルギー指数で 計算された基調的なインフレ率を利用
価格変化率分布の歪みの 尺度(BM型)	個別品目の価格変化率分布の歪み の尺度を説明変数に追加	刈り込み平均指数で計算された 基調的なインフレ率を利用

CPI総合 + 相対輸入物価（ゴードン-A型）

$$\dot{CPI}_{ttl_t} = \alpha + \sum_{i=1}^l \beta_i \dot{CPI}_{ttl_{t-i}} + \sum_{j=1}^m \gamma_j GDPGAP_{t-j} + \sum_{k=0}^n \theta_k \dot{RIMP}_{t-k} \quad (2)$$

CPI除く生鮮 + 相対輸入物価（ゴードン-AB混合型）

$$\dot{CPI}_{exf_t} = \alpha + \sum_{i=1}^l \beta_i \dot{CPI}_{exf_{t-i}} + \sum_{j=1}^m \gamma_j GDPGAP_{t-j} + \sum_{k=0}^n \theta_k \dot{RIMP}_{t-k} \quad (3)$$

CPI総合 + 価格変化率分布の歪みの尺度（BM-A型）

$$\dot{CPI}_{ttl_t} = \alpha + \sum_{i=1}^l \beta_i \dot{CPI}_{ttl_{t-i}} + \sum_{j=1}^m \gamma_j GDPGAP_{t-j} + \sum_{k=0}^n \theta_k SKEW_{t-k} \quad (4)$$

CPI30%刈り込み平均指数（BM-B型）

$$\dot{Trim}_{30_t} = \alpha + \sum_{i=1}^l \beta_i \dot{Trim}_{30_{t-i}} + \sum_{j=1}^m \gamma_j GDPGAP_{t-j} \quad (5)$$

$CPI_{ttl}$  : CPI総合指数

$CPI_{exf}$  : CPI除く生鮮指数

$Trim_{30}$  : CPI30%刈り込み平均指数

$GDPGAP$  : GDPギャップ [(潜在GDP-現実のGDP)/潜在GDP]<sup>14</sup>

14 GDPギャップの推計方法はWatanabe [ 1997 ] を参照。Watanabe [ 1997 ] はコブ・ダグラス型の生産関数を推計し、労働力人口と最大資本投入量から潜在GDPを求め、GDPギャップを計算している。なお、生産関数のTFPトレンドに関しては、1985年と1992年に変化があったことを仮定している。本稿ではGDPギャップの符号をWatanabe [ 1997 ] と入れ替えており、 $\gamma$ は負であることが期待される。

*SKEW* : 価格変化率分布の歪みの尺度

$$= \text{CPI総合指数前年比-30\%刈り込み平均指数} (\dot{CPI} \text{ttl} - \dot{Trim} 30)$$

*RIMP* : 相対輸入物価 (国内卸売輸入物価/CPI総合指数)

*l* : インフレ・ラグ項の長さ ( $l=1\sim 3$ )

*m* : GDPギャップのラグ項の長さ ( $m=1\sim 3$ )

*n* : 供給ショックのラグ項の長さ ( $n=0\sim 3$ )

各変数の上に付されたドット ( $\dot{\cdot}$ ) は、前年比変化率を示す。

ここで、(4)式のBM-A型と(5)式のBM-B型を比較すると、(4)式で当期の供給ショック項の係数 ( $\theta_0$ ) が1、かつインフレ・ラグ項の係数 ( $\beta_n$ ) が、供給ショック項の係数 ( $\theta_n$ ) と符号を変えて等しい ( $\beta_n = -\theta_n$ 、 $n=1, 2, 3, \dots$ ) とき、以下に示すように、(4)式と(5)式は同値である。

$$\begin{aligned} \dot{CPI} \text{ttl}_t &= \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \dot{CPI} \text{ttl}_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j \text{GDPGAP}_{t-j} + \sum_{k=0}^n \theta_k \text{SKEW}_{t-k} \\ \dot{CPI} \text{ttl}_t - \text{SKEW}_t &= \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \left( \dot{CPI} \text{ttl}_{t-i} + \frac{\theta_i}{\beta_i} \text{SKEW}_{t-i} \right) + \sum_{j=1}^m \gamma_j \text{GDPGAP}_{t-j} \\ \dot{Trim} 30_t &= \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \dot{Trim} 30_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j \text{GDPGAP}_{t-j} \end{aligned}$$

したがって、(4)式のBM-A型は、(5)式のBM-B型を、上記のパラメータ制約を課した特殊形として含むと解釈できる。

これら4本の推計式の推計結果を示した表3をみると、説明力に関して、定式化間でそれほど大きな差はみられない。インフレ・ラグ項の長さ ( $l$ ) が1のケースでは、(4)式以外、誤差項に自己相関が発生していないとの帰無仮説に対するダービンの  $h$  代替統計量 (alternative Durbin's  $h$ :  $h\text{-alt}$ ) が棄却域に落ち、1階の自己相関の発生が示唆される。 $l$  が2以上のケースでは、(4)式のモデルを除いて、自己相関の問題は解消している<sup>15</sup>。

つぎに、短期フィリップス曲線の勾配であるGDPギャップ項 ( $\gamma_j$ ) のパラメータ推定値についてみると、(4)式、(5)式のBM型のモデルでは、インフレ・ラグ項の長さに依存せず、統計的に有意だが、(2)式、(3)式のゴードン型のモデルでは、符号条件こそ満たすものの、統計的に有意でない。また、GDPギャップ項が2つ以上同時に有意となる定式化は皆無である<sup>16</sup>。

15 (4)式のモデルのみ、誤差項の1階の自己相関の発生を仮定した一般化最小自乗法を利用して、後述の3章2節以降とまったく同じ分析を行ったところ、通常の最小自乗法のそれとほとんど変わらない結果が得られたため、本稿では通常の最小自乗法の推計結果のみを示すこととした。

16 このため、以下では、GDPギャップのラグ項の長さ ( $m$ ) を1とした定式化のみを議論の対象とする。なお、Gordon [1997] は、GDPギャップ項が2つ以上同時に有意である場合、C.Romer [1996] のいう「スピード・リミット効果」が存在すると解釈できるとしているが、表3の分析結果はこうした効果が存在しないことを示唆している。



表3 さまざまなラグ項の長さに対応した4タイプのフィリップス曲線の推計結果

	5%有意			10%有意			自由度修正済						
	1	2	3	1	2	3	0	1	2	3	h-alt	決定係数	
(2)式、n=0													
1	0.179	0.932		-0.012			0.022				1.252	0.965	
2	0.965	0.932		-0.009	-0.003		0.022				1.247	0.965	
3	0.152	0.932		-0.004	-0.095	0.096	0.022				1.224	0.965	
4	0.177	1.003	-0.068	-0.011			0.021				0.334	0.965	
5	0.175	1.003	-0.069	-0.014	0.004		0.021				0.323	0.965	
6	0.145	1.011	-0.076	-0.010	-0.093	0.101	0.020				0.102	0.965	
7	0.183	1.026	-0.152	0.059	-0.013		0.021				0.187	0.965	
8	0.183	1.026	-0.152	0.059	-0.013	0.000	0.021				0.191	0.964	
9	0.153	1.030	-0.146	0.050	-0.009	-0.091	0.095	0.021			0.015	0.964	
(3)式、n=0													
10	0.123	0.952		-0.011			0.019				4.004	0.973	
11	0.114	0.952		-0.031	0.023		0.019				4.038	0.973	
12	0.110	0.952		-0.030	0.010	0.014	0.019				4.017	0.972	
13	0.115	1.092	-0.136	-0.008			0.017				0.924	0.974	
14	0.096	1.100	-0.144	-0.048	0.046		0.017				0.814	0.973	
15	0.090	1.101	-0.145	-0.048	0.027	0.020	0.017				0.803	0.973	
16	0.122	1.138	-0.283	0.099	-0.012		0.017				-0.382	0.974	
17	0.102	1.148	-0.293	0.100	-0.054	0.048	0.017				-0.561	0.974	
18	0.102	1.148	-0.293	0.100	-0.054	0.048	0.017				-0.563	0.973	
(4)式、n=3													
19	0.269	0.912		-0.050			1.243	-0.830	-0.139	-0.105	3.676	0.983	
20	0.274	0.913		-0.040	-0.011		1.242	-0.830	-0.014	-0.017	3.662	0.983	
21	0.267	0.913		-0.039	-0.031	0.021	1.238	-0.826	-0.014	-0.105	3.645	0.982	
22	0.202	1.286	-0.343	-0.037			1.190	-1.256	0.308	-0.069	1.597	0.985	
23	0.193	1.290	-0.349	-0.056	0.022		1.191	-1.261	0.314	-0.066	1.501	0.985	
24	0.180	1.294	-0.353	-0.054	-0.014	0.038	1.183	-1.259	0.318	-0.063	1.368	0.985	
25	0.227	1.379	-0.613	0.164	-0.040		1.179	-1.327	0.588	-0.217	-2.127	0.986	
26	0.219	1.383	-0.617	0.163	-0.057	0.020	1.179	-1.331	0.592	-0.214	-2.369	0.986	
27	0.210	1.383	-0.612	0.158	-0.056	-0.002	0.023	1.175	-1.328	0.586	-0.208	-2.312	0.985
(5)式													
28	0.282	0.946		-0.066							5.286	0.969	
29	0.291	0.947		-0.046	-0.024						5.284	0.969	
30	0.278	0.947		-0.043	-0.066	0.044					5.167	0.969	
31	0.195	1.404	-0.440	-0.041							1.551	0.976	
32	0.183	1.410	-0.447	-0.065	0.027						1.395	0.976	
33	0.163	1.415	-0.451	-0.061	-0.030	0.060					1.109	0.976	
34	0.215	1.511	-0.717	0.164	-0.046						-1.487	0.977	
35	0.205	1.516	-0.720	0.163	-0.065	0.022					-1.844	0.977	
36	0.190	1.513	-0.706	0.153	-0.063	-0.019	0.043				-1.850	0.976	

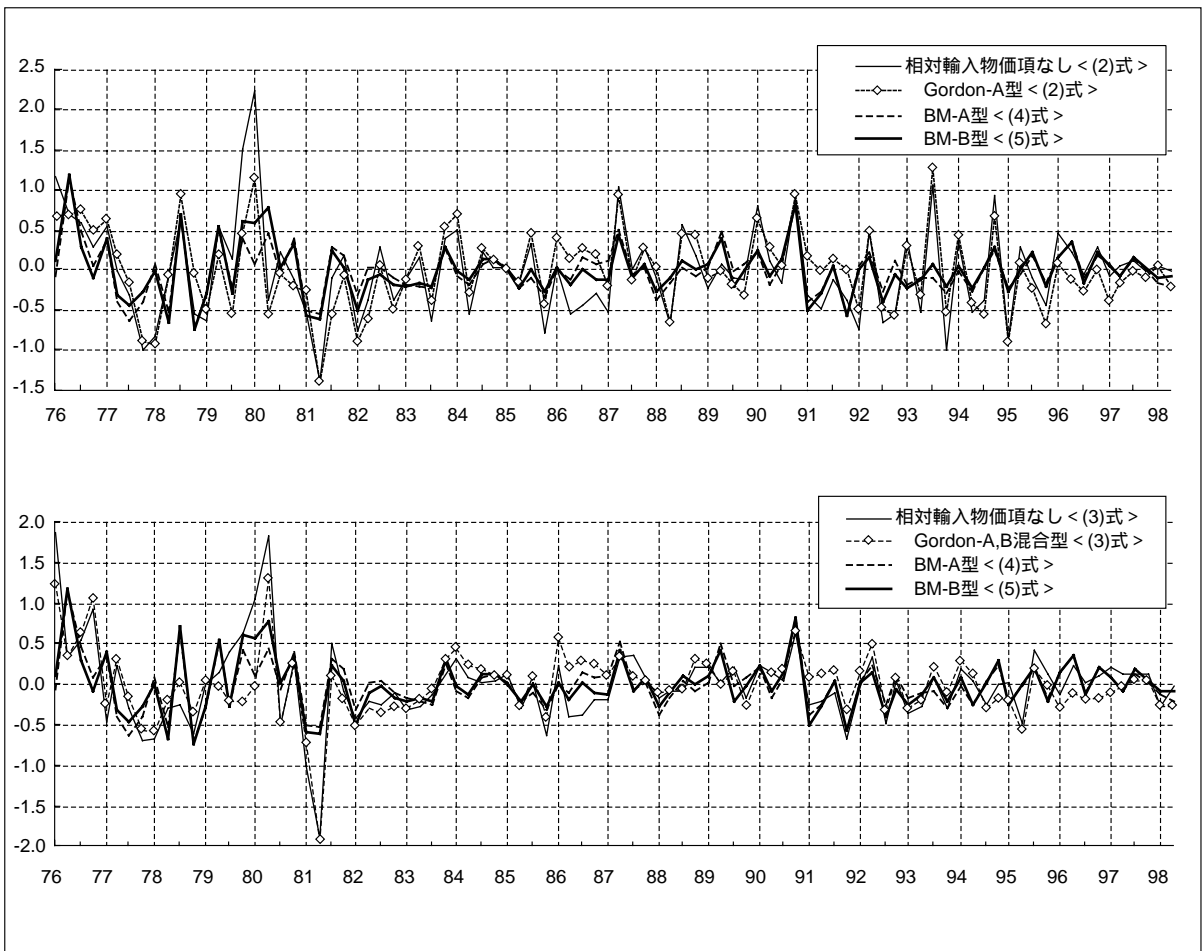
備考：推計期間は1976年1Q～1998年2Q<sup>17</sup>。推計方法はOLS。消費税導入（1989年4月）と税率引上げ（1997年4月）のCPIへの影響は、日本銀行調査統計局推計値により調整。

17 月次で計算されたインフレ率を、3カ月分単純平均して四半期のインフレ率を作成している。

最後に、(2)式、(3)式のゴードン型のモデルでは、相対輸入物価項のパラメータ推定値は、インフレ・ラグ項の長さに依存せず、統計的に有意で、その大きさも安定している。

図2は、相対輸入物価項を含まない定式化と、ゴードン型、BM型の残差を比較したものである。これをみると、ゴードン型の手法に従って、相対輸入物価を説明変数に加えることは、たしかに1980年近辺の過小推計を若干補正するものの、推計期間全般の残差の削減にはさほど貢献していない。これに対し、BM型の残差系列は、推計期間を通じてより平準化されている<sup>18</sup>。

図2 推計式の残差



18 こうした結果を受け、(2)式と(4)式が非入れ子型(non-nested)モデルであることに着目し、包括(encompassing)テストの一種であるJテストを実施した(Jテスト等、包括テストについて、詳しくは藪谷[1996]を参照)。Jテストの結果をみると、(4)式のモデルが、(2)式のモデルを包含するとの検定結果は得られず、(2)式と(4)式のイン・サンプルにおける統計的な優劣については、明確な結論は導かれなかった。

## (2) 期待インフレ率と供給ショックの関係

つぎに、期待インフレ率と供給ショックの関係について検討する。表3の(4)式の推計結果で、インフレ・ラグ項と供給ショック項のパラメータ推定値の関係に着目すると、2つの特徴がみてとれる。まず第1に、インフレ・ラグ項の長さが伸びるのに伴い、統計的に有意となる供給ショック項のラグの長さも伸びる。なお、ゴードン型の推計では、(2)式、(3)式いずれにおいても、当期の供給ショック項が有意となるだけで、こうした傾向はまったくみられない<sup>19</sup>。第2に、インフレ・ラグ項と供給ショック項の長さが等しい( $l = n$ )とき、当期の供給ショック項の係数( $\theta_0$ )がおおよそ1、かつインフレ・ラグ項の係数( $\beta_n$ )が、供給ショック項の係数( $\theta_n$ )と符号を変えておおよそ等しくなる( $\beta_n = -\theta_n, n=1, 2, 3$ )。このことは、先に述べたように、(4)式のBM-A型が、(5)式のBM-B型とほぼ同値となることを示している<sup>20</sup>。

以上より、BM型の定式化は、従来のゴードン型の定式化に比べ、インフレ・ラグ項の長さを問わず、GDPギャップ項のパラメータ推定値が安定していること、CPI総合+価格変化率分布の歪みの尺度の組合わせで供給ショックをコントロールするBM-A型と、刈り込み平均指数を基調的なインフレ率として利用するBM-B型は、実質的にほぼ同じ結果をもたらすこと、BM型の手法を採用した場合、期待インフレ率に関しても供給ショックをコントロールした基調的なインフレ率を利用すべきであることが明らかになった。

## (3) 推計結果の時系列的安定性

以下では、前節の推計結果のサンプル期間変更に対する頑健性を、アウト・オブ・サンプルの予測パフォーマンスと、パラメータ推定値の安定性から検証する。その際、BM型のモデルにおいてパラメータの有意性・説明力の観点で最も望ましい結果が得られたインフレ・ラグ項の長さ( $l$ )が3、GDPギャップ項の長さ( $m$ )が1のラグ構造を採用し、4種類のモデルのパフォーマンスを比較する<sup>21</sup>。

まず、予測パフォーマンスの比較方法であるが、1976年1Q～1985年1Qまでの期間で、(2)～(5)式の4種類のモデルを推計し、それぞれの結果から1～4四半期先までの予測を行い<sup>22</sup>、予測誤差を計算する。つぎに、推計期間を1985年2Qまで1四半

19 逆にインフレ・ラグ項の長さを固定し、供給ショック項の長さを逐次変更していった場合にも、上記同様の傾向がある。

20 例えば、表3の25番と34番の定式化を参照。この両者が異ならないとの帰無仮説を、パラメータ制約( $\theta_0=1, \beta_n=-\theta_n, n=1, 2, 3$ )に対するF検定で統計的に検定したところ、1%有意水準では帰無仮説が棄却できないとの結果が得られた。

21 なお、いずれのモデルでもインフレ・ラグ項の第3項目以降の係数のパラメータ推定値は小さいため、以下の分析の帰結は、 $l=3$ というインフレ・ラグ項の長さに依存しない。

22 予測を行う際、先決内生変数であるインフレ・ラグ項には、実績値ではなく、関数の予測値を用いるダイナミック・フォーキャストを行った。なお、GDPギャップや供給ショックは実績値を利用している。

期延長して同様に予測誤差を計算する。これを、推計期間の終期が1997年2Qになるまで繰り返し、定式化ごとに1～4四半期先の予測の平方平均自乗誤差（RMSE：root mean square error）を計算する。

この結果をまとめたものが表4である。これをみると、(2)式、(3)式のゴードン型は、(4)式、(5)式のBM型に比べ、RMSEが4四半期先で2倍以上大きくなり、アウト・オブ・サンプルの予測パフォーマンスが非常に悪いことがわかる。

表4 RMSEの比較（サンプル数50）

	Gordon-A型 (2)式、n=0	Gordon-A,B混合型 (3)式、n=0	BM-A型 (4)式、n=3	BM-B型 (5)式
1 四半期	0.735 <i>87.5</i>	0.654 <i>66.7</i>	0.402 <i>2.4</i>	0.392
2 四半期	0.995 <i>102.6</i>	0.949 <i>93.2</i>	0.506 <i>2.9</i>	0.491
3 四半期	1.269 <i>102.5</i>	1.227 <i>95.9</i>	0.626 <i>-0.1</i>	0.626
4 四半期	1.490 <i>106.5</i>	1.469 <i>103.7</i>	0.700 <i>-2.9</i>	0.722

備考：下段の斜体字は、(5)式のBM-B型のパフォーマンスを基準とした場合の乖離率(%)を示す。  
マイナスの場合、(5)式のBM-B型よりパフォーマンスが優れることを意味する。

こうした結果の原因を探るため、サンプル期間の変更に対するパラメータの安定性を検証する。表4の推計期間を、さらに1998年2Qまで延長し、それぞれのパラメータ推定値として54個のサンプルを得る。得られたパラメータ推定値の変動係数が表5に示されている。

表5から、ゴードン型では、いずれのパラメータ推定値の変動係数も、BM型に比べて著しく大きいことがみてとれる。このことは、推計期間の変更によって、ゴードン型のパラメータ推定値が大きく影響を受け、その信頼性が乏しいことを示している。こうしたパラメータ推定値の不安定性が、表5に示されたゴードン型のアウト・オブ・サンプルの予測パフォーマンスの悪化の原因と考えられる。

表5に示されたパラメータの安定性を統計的に検定するため、構造変化の有無を検定する逐次チャウ・テストを実施する。この結果を示した図3をみると、(2)式、(3)式のゴードン型の定式化では、(4)式、(5)式のBM型の定式化に比べ、検定統計量が全体的に大きく、構造変化がなかったとの帰無仮説が棄却されやすいことがわかる。反対に(4)式、(5)式のBM型の検定統計量は全体的に小さく、とくに(5)

表5 パラメータ推定値の変動係数 ( サンプル数54 )

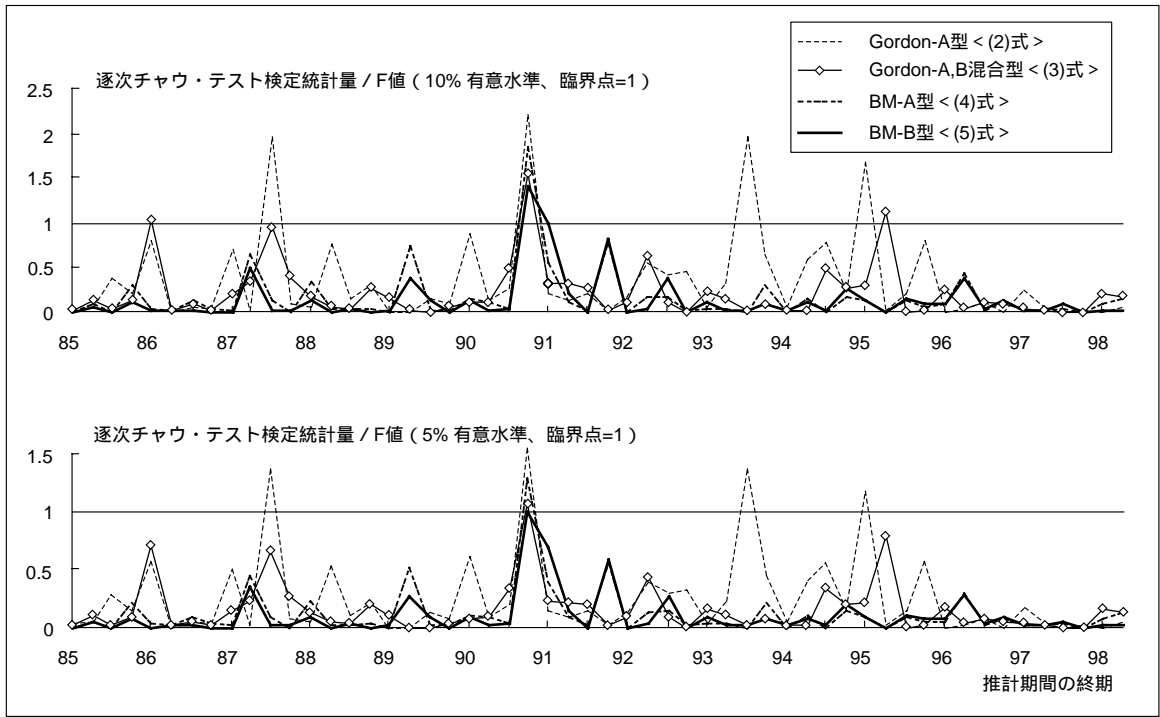
		Gordon-A型 ( 2 )式、n=0	Gordon-A,B混合型 ( 3 )式、n=0	BM-A ( 4 )式、n=3	BM-B型 ( 5 )式
定数項		2.274 <i>2037.0</i>	1.423 <i>1236.9</i>	0.199 <i>87.1</i>	0.106
インフレ・ラグ項	1	0.036 <i>40.9</i>	0.049 <i>92.2</i>	0.025 <i>-0.7</i>	0.026
	2	0.309 <i>365.4</i>	0.211 <i>218.0</i>	0.087 <i>30.4</i>	0.066
	3	0.348 <i>288.9</i>	0.249 <i>178.3</i>	0.128 <i>42.9</i>	0.089
GDPギャップ項	1	0.901 <i>644.1</i>	0.885 <i>631.0</i>	0.383 <i>216.1</i>	0.121
供給ショック項	0	0.176	0.222	0.015	
	1			0.038	
	2			0.074	
	3			0.144	

備考：下段の斜体字は、( 5 )式のBM-B型のパフォーマンスを基準とした場合の乖離率(%)を示す。  
 マイナスの場合、( 5 )式のBM-B型よりパフォーマンスが優れることを意味する。

式では、これらの定式化の中で唯一、85年以降構造変化がなかったとの帰無仮説が5%有意水準で、棄却されない<sup>23</sup>。

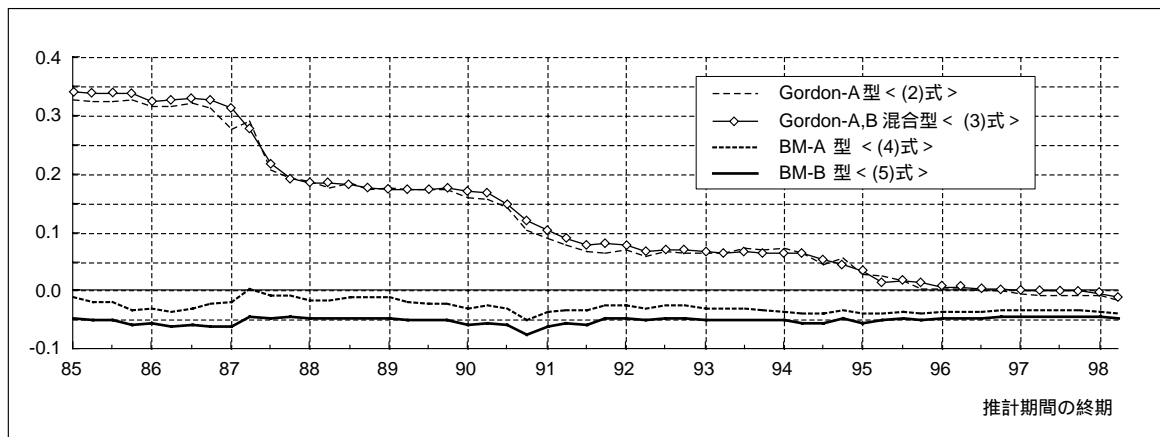
23 構造変化の時点が未知の場合、構造変化がないとの帰無仮説が正しい場合の分布として、F分布を仮定することは厳密には適当でない。このため、推計期間の未知の時点に、構造変化が1度だけ生じたとの対立仮説を設定するアンドリュースの尤度比検定(臨界点はAndrews [ 1993 ], Table 1)を実施したところ、いずれの定式化においても帰無仮説が棄却される。  
 こうした結果が得られた背景として、推計期間をサブ・サンプルに分割する尤度比検定と、1期先の予測誤差を利用する逐次チャウ・テストで結果が相違する可能性を指摘できる。ただし、尤度比と逐次チャウ・テストの検定統計量が最も高い時点が一致(1990年4Q)することから、( 5 )式を含むいずれの定式化でも、この時点で構造変換が生じた可能性も考えられる。このため、構造変化の有無に分析の焦点を絞った場合、より慎重な検討が必要となろう。  
 もっとも、それぞれの定式化の相対的優位性を、予測誤差を1つの軸として比較検討する本稿の主旨にとり、構造変化の有無そのものは必ずしも決定的な要素ではない。また、アンドリュースの尤度比検定は、構造変化の時点が未知にもかかわらず、それが1度だけ生じたことは既知と仮定している点にも注意が必要である。

図3 逐次チャウ・テストの結果



最後に、パラメータ推定値のうち、各定式化のGDPギャップ項の推移を比較したものが図4である。これをみると、ゴードン型では、推計期間の終期が97年以降まで伸びないと符号条件すら満たされないが、BM型では、パラメータ推定値は常に符号条件を満たしており、しかもその値がサンプル期間を変更しても安定的であることがわかる。

図4 GDPギャップ項のパラメータ推定値の推移



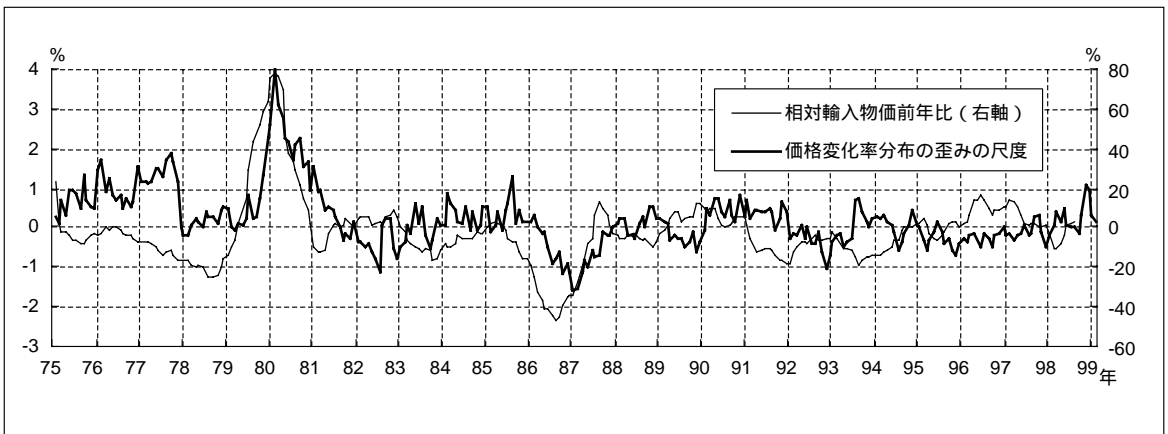
#### 4. 推計結果の分析と考察

以上の分析より、フィリップス曲線推計の際に、供給ショックの代理変数として、価格変化率分布の歪みの尺度を利用するBM型の推計は、サンプル期間の変更に対するパラメータ推定値の頑健性、予測パフォーマンスといった面で、従来のゴードン型の推計に比べ、非常に優れた結果をもたらすことがわかった。以下では、分析結果やその背景について考察する。

##### (1) 相対価格変動を引き起こす品目バスケットの変動

図5はゴードン型で用いられる相対輸入物価と、BM型で用いられる価格変化率分布の歪みの尺度の推移を示したものであるが、両者が一致した動きを示すのは1980年近辺等の限られた局面であることがみてとれる。つまり、相対輸入物価と価格変化率分布の歪みの尺度は、類似した動きを示す変数ではない。

図5 相対輸入物価と価格変化率分布の歪みの尺度の推移



ここで、両者がほぼ一致した動きを示す1980年近辺の時期に限って、相対輸入物価を説明変数に加えることが、残差の削減に貢献していることは興味深い(図2)。このことは、供給ショックの代理変数として、本来系統的要因でない相対輸入物価が、1980年近辺の高インフレを説明するため有意になり、この影響でGDPギャップ等、他のパラメータの安定性が損なわれた可能性を示唆している<sup>24</sup>。

24 ゴードン型の手法によるパラメータの不安定性を示す他の分析例として、植田 [1983]、Ball and Mankiw [1995] を参照。植田 [1983] は、1972～1981年の推計期間で、交易条件変化率を供給ショックの代理変数とすると、1976年以降、そのパラメータ推定値の符号が逆転することを報告している。また、Ball and Mankiw [1995] は、食料・エネルギー・原材料価格の相対価格変化率と価格変化率分布の歪みの尺度を同時に説明変数に含んだ推計を実施し、価格変化率分布の歪みの尺度のみが有意となること、価格変化率分布の歪みの尺度を加えた推計式の説明力が大幅に向上することを報告している。

つぎに、図6に価格変化率分布の歪みの尺度を主要な構成品目の寄与度に分解したものを示した。これを見ると、生鮮品目は相対価格変動の歪みの生成に非常に頻繁かつ大きく寄与していること、エネルギー関連品目は、1980年近辺等原油価格や為替レート的大幅な変動に伴って歪みに寄与していること、公共関連品目等、その他のさまざまな品目が歪みに寄与していることがみてとれる。とくに、1975年以降でみると、88品目中、実に87品目が、少なくとも1度は歪みの尺度のバスケットに含まれる<sup>25</sup>。相対価格変動が、すべて品目レベルで生じる供給ショックを反映しているとは必ずしもいえないが<sup>26</sup>、この結果と上記の推計結果を合わせると、フィリップス曲線推計の際に、固定された品目バスケットの相対価格変動を供給ショックの代理変数とすることは適切でないと考えられる。

## (2) 基調的なインフレ率と名目賃金の関係

期待インフレ率の代理変数であるインフレ・ラグ項からも、BM型の手法を利用して供給ショックの影響を控除すると、1970年代後半以降の推計期間でのフィリップス曲線の不安定性は大幅に改善される<sup>27</sup>。したがって、この期間におけるゴードン型のフィリップス曲線の推計結果の不安定性をもって、1970年代に展開されたフィリップス曲線に対する伝統的批判がサポートされたと解釈することは、必ずしも適切とはいえない<sup>28</sup>。以下では、刈り込み平均指数で測った基調的なインフレ率が、期待インフレ率を近似する際に有用であるとの本稿の主張を補足するため、刈り込み平均指数と名目賃金との関係について簡単に触れておく。

賃金決定過程では、マクロ的需給ギャップと期待インフレ率が重要な役割を果たし、決定された賃金がマークアップを通じて物価にもフィードバックされるというのが、期待拡張型物価版フィリップス曲線の基本的なアイデアである。もし、こうしたメカニズムが働く中で、基調的なインフレ率が期待インフレ率として機能するのであれば、名目賃金と基調的なインフレ率に比べ、名目賃金と基調的なインフレ率が、より強い相互依存関係にあると予想される。こうした関係が実際に観察されるか否かをチェックするため、名目賃金率変化率、刈り込み平均指数、価格変化率分布の歪みの尺度の3変数のVARモデルを推計し、各変数の変動が、他のどの変数に対するイノベーションの結果として説明できるかを示す分散分解を行った。

25 なお、唯一含まれなかった品目は「外食」である。

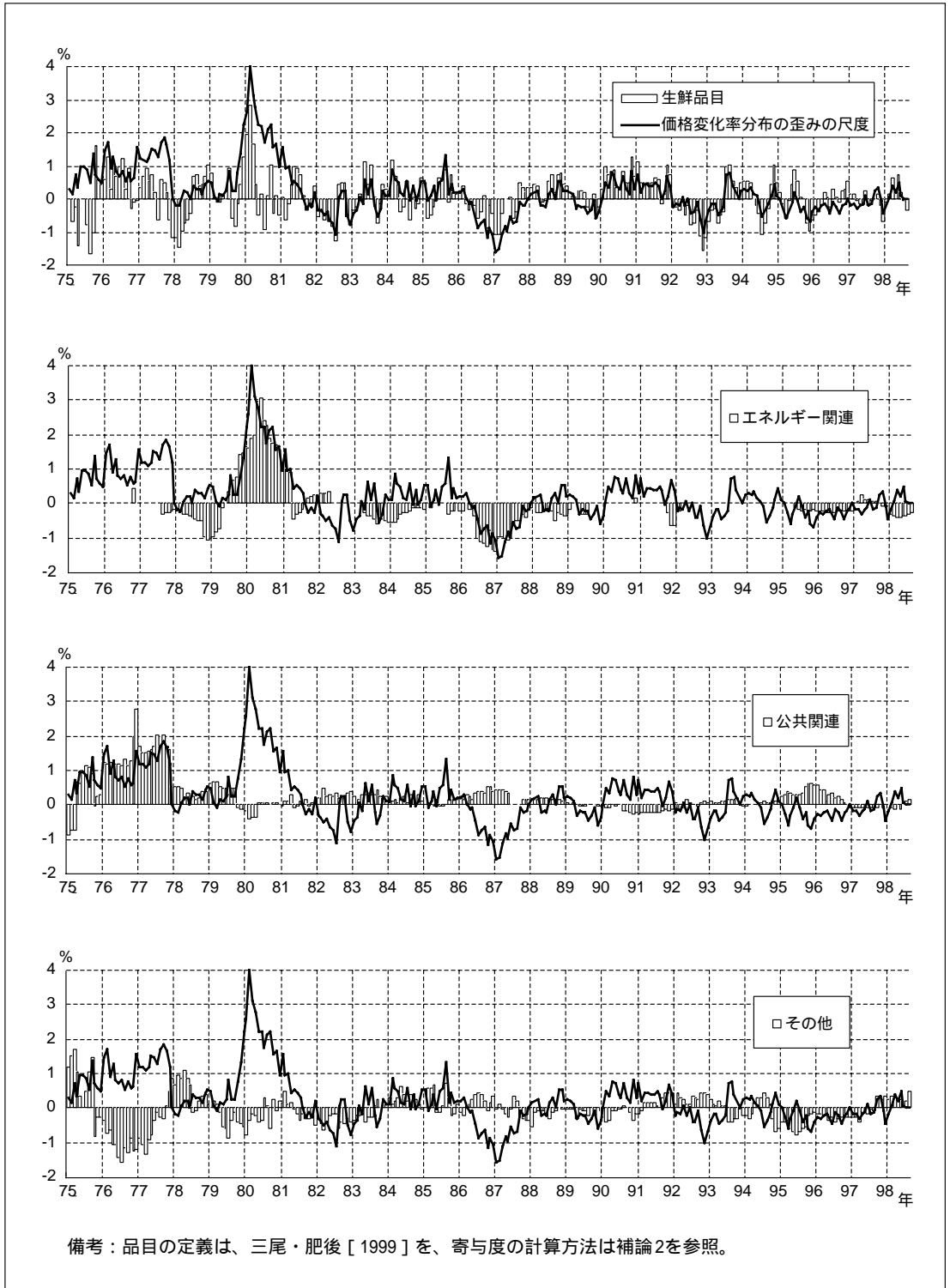
26 脚注10を参照。

27 本稿同様にBM型の手法を利用したBall and Mankiw [1995]、Nishizaki and Watanabe [1999]の先行研究では、インフレ・ラグ項に対する供給ショックのコントロールは行われていない。

28 ルーカス批判を理論的支柱とする伝統的批判は、フィリップス曲線の政策的観点からの利用を否定するものと受けとめる向きも多い(例えば、清水[1997]を参照)。ただし、誘導形方程式の推計期間を変更し、インフレ・ラグ項のパラメータの変動をチェックすることがルーカス批判のマグニチュードを簡便にチェックする方法であるとしたSargent [1976]の指摘に沿って本稿の結果を解釈すれば、少なくとも推計期間内における政策変更のマグニチュードの範囲内で、ルーカス批判はさほど深刻な影響を及ぼしていない、と考えることもできよう。



図6 価格変化率分布の歪みの尺度に対する各品目の寄与度



この結果を示したものが図7である。これをみると、価格変化率分布の歪みの尺度に対するイノベーションは、刈り込み平均指数、名目賃金率変化率の変動をほとんど説明せず（逆も正しく）、両者の相互依存はほとんどみられない。これに対し、刈り込み平均指数に対するイノベーションは名目賃金率変化率の変動をある程度説明する（逆も正しい）。つまり、刈り込み平均指数で測った基調的なインフレ率の変動は、価格変化率分布の歪みの尺度である基調的でないインフレ率と比較して、名目賃金率変化率の変動との結びつきが強く、賃金決定過程において、期待インフレ率として機能している可能性が高い。

こうした結果が観察される根拠について、さらに若干の考察を加える。品目レベルの供給ショックとマクロの物価変動の関係を2部門モデルで考察したGordon [ 1975 ] は、労働者の期待インフレ率が供給ショックの影響を受けない条件として「基調的でないインフレ率（供給ショックに服する品目の価格変化率）の将来の期待値が、現実の供給ショックの影響を受けないこと」を挙げた。

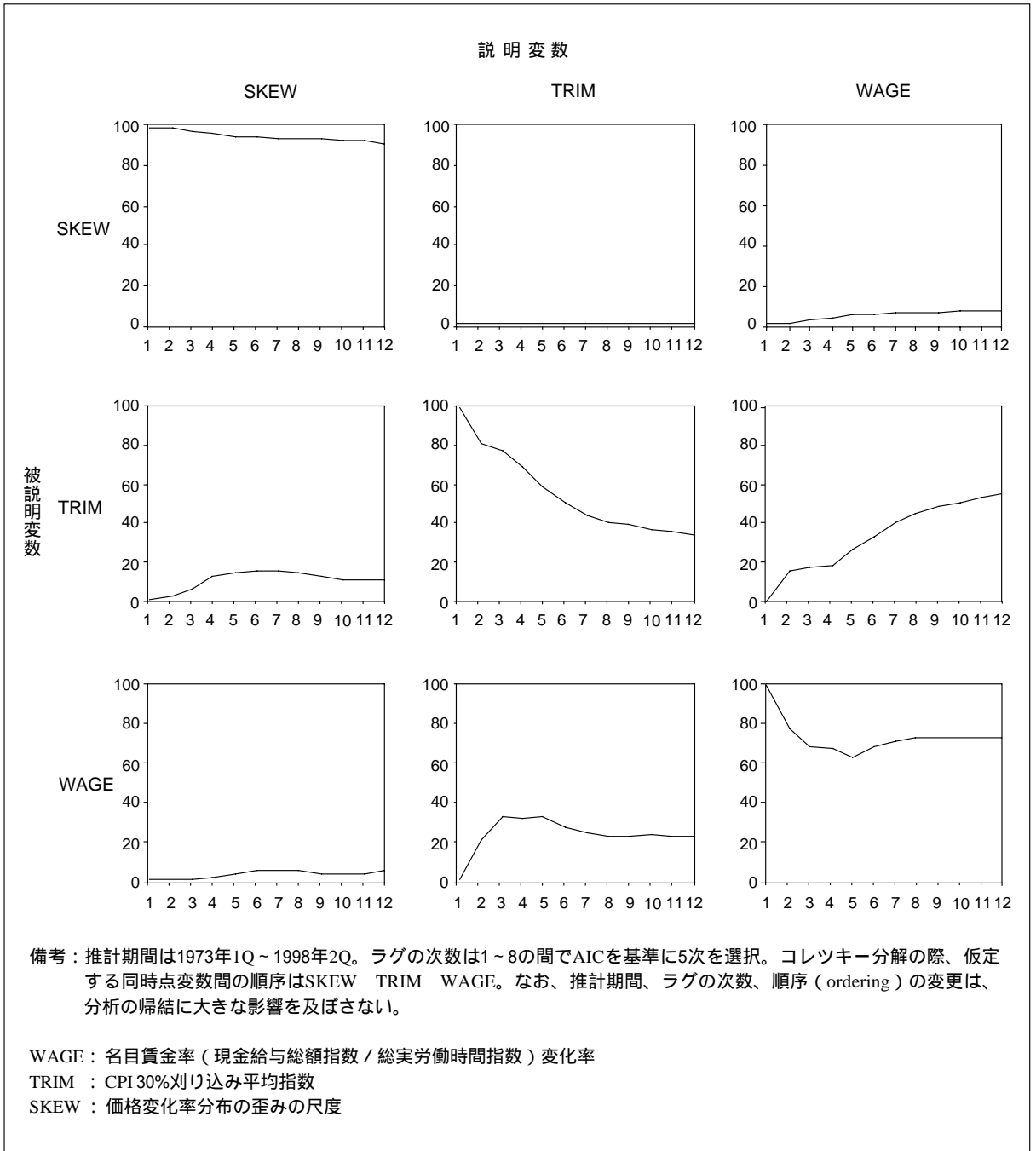
この条件は、現実のインフレ率と、基調的なインフレ率が共和分関係になく、両者の乖離差である基調的でないインフレ率が  $I(1)$  過程に従う場合、満たされるとは考えにくい。なぜなら、基調的でないインフレ率が  $I(1)$  過程に従う場合、その1期先の統計的期待値は、今期のそれと等しく、現実の供給ショックに影響を受けると考える方が自然と思われるからである。こうした問題意識に沿って、本稿では、総合指数と刈り込み平均指数の共和分関係を検定する。

まず、前年比ベースで作成された総合指数と刈り込み平均指数を用いて、それぞれのレベル変数系列（対数値）を作成する<sup>29</sup>。つぎに、作成されたレベル変数の和分の次数をADF（augmented Dickey-Fuller）テストで検定する。その結果、両者ともに  $I(1)$  との結果が得られた。この場合、両者のインフレ率は  $I(0)$  となるため、インフレ率ベースで共和分関係を議論することには意味がない。したがって、以下ではGordon [ 1975 ] の議論がレベル変数にも当てはまると仮定し、「基調的でないインフレ率」を「基調的でない物価水準の乖離」と読み替えて分析をすすめる。最後に、両者が既知の共和分ベクトル  $(1, -1)$  のもとで共和分しない（レベル変数でみた総合指数と刈り込み平均指数の乖離差が単位根を有する）との帰無仮説を、(6)式によって検定する<sup>30</sup>。

29 レベル変数系列（対数値）は、以下の方法に従って作成した。まず、前年比刈り込み平均指数を計算する際に、控除されずに残った品目の価格指数を用いて（総合指数ですべての品目を用いて）、1995年の12カ月分のレベル変数を算出。1995年の12カ月分のレベル変数の平均は、加重平均指数のウエイトを利用して等しい理由から、100と完全には一致しない（脚注12を参照）ため、これを一致させるよう補正。最後に、得られた12カ月分の指数とオリジナルの前年比系列を利用し、レベル変数系列を作成。

30 表6の備考を参照。

図7 VARモデルの推計結果に基づく分散分解の結果



$$\Delta diff_t = \psi diff_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta diff_{t-i} + v_t \quad (6)$$

$diff$ : CPI 総合指数(レベル・対数値)-30%刈り込み平均指数(レベル・対数値)

検定結果を示した表6をみると、ラグ項の次数にかかわらず、両者が既知の共和分ベクトル(1,-1)のもとで共和分しない( $\psi=0$ )との帰無仮説は、1%有意水準で棄却されることがわかる。これは、レベル変数でみた刈り込み平均指数が、Gordon [1975] の指摘する期待物価水準の条件をクリアしていることを意味している。もっとも、ここでの分析は、Gordon [1975] が挙げた条件をクリアするための必要条件をテストしたに過ぎない点に十分注意が必要である。今後は、本稿の分析結果がもたらされた背景について、さらに検討を深めていく必要がある。

表6 ADFテストの結果

	n=0	n=1	n=2	n=3	n=4
	-0.051 (-3.148)***	-0.048 (-2.980)***	-0.042 (-2.723)***	-0.042 (-2.745)***	-0.043 (-2.808)***
1		-0.115 (-1.961)	-0.151 (-2.645)	-0.186 (-3.149)	-0.201 (-3.451)
2			-0.266 (-4.669)	-0.288 (-5.016)	-0.325 (-5.455)
3				-0.125 (-2.177)	-0.153 (-2.606)
4					-0.124 (-2.153)
決定係数	0.033	0.046	0.115	0.130	0.144
DW比	2.21	2.05	2.05	2.02	1.99

備考：推計期間は1975年1月～1998年6月。データは月次。誤差項の4階までの自己相関に対応するため、nは4を採用。カッコ内はt値。本稿では、エンゲル=グレンジャー(Engle-Granger)の手法と異なり、共和分ベクトルを既知としている。このため、共和分ベクトルの残差が単位根を有するとの帰無仮説が正しい場合の分布としてディッキー=フラー(Dickey-Fuller)が示した分布を単純に適用し、臨界点をマッキノンが示した計算式で算出している。\*\*\*は、(片側)1%棄却域で単位根の存在が棄却されることを示す。

## 5. 結論

本稿では、フィリップス曲線推計における供給ショック・コントロール手法の検討を通じて、基調的物価変動とフィリップス曲線の関係について考察した。

具体的には、基調的物価変動を抽出する手法として近年研究が進められている「刈り込み平均指数」を利用する手法と、従来から広範に利用されてきた、輸入物価や食料品・エネルギー価格といった「先験的に定めた品目バスケット」の相対価格変動を供給ショックの代理変数として利用する手法とを比較・検討した。その結果、「刈り込み平均 (trimmed mean) 指数」を用いて供給ショックの影響をコントロールし、同時にこれを期待インフレ率の代理変数として利用した推計では、サンプル期間の変更に対するパラメータ推定値の安定性や、予測パフォーマンスが大幅に改善することが明らかになった。

これはフィリップス曲線を推計するうえで、供給ショックが多様な品目で生じるため、そのマクロ的な影響をコントロールする際には、従来のように品目バスケットを固定することが望ましくないこと、期待インフレ率は、品目レベルで生じる供給ショックの影響を適切に控除した基調的なインフレ率に対して反応していることを示している。

本稿で提案した手法で供給ショックをコントロールし、フィリップス曲線を推計すると、1970年後半以降の推計期間におけるパラメータ推定値の不安定性は、大幅に改善される。したがって、従来のゴードン型の手法による推計結果の不安定性をもって、フィリップス曲線に対する伝統的批判がサポートされたと解釈することは、必ずしも適切でないと考えられる。実際海外においても、フィリップス曲線によるインフレ予測が、他の手法に比べ良好なパフォーマンスを示しているとの実証結果をもとに、一定の政策的有用性を認める動きもみられている<sup>31</sup>。本稿の分析結果を踏まえると、わが国においても、その政策的有用性を引き続き検討していくことは有益であると思われる。

基調的なインフレ率を巡る従来の分析は、抽出された成分のパフォーマンスを、変動の滑らかさといった単変量の観点から評価したり、貨幣の中立性を念頭に置いたうえで、マネーとの相関関係の強さや因果性をチェックしたものが中心であった。これに対し、本稿の分析は、抽出された基調的なインフレ率を、総需要の変動との関係の深さから評価しようとしている。今回の分析で、より安定したフィリップス曲線が得られたことは、フィリップス曲線によるインフレ率予測や、最近盛んに行われている小型マクロ・モデルを利用した分析のパフォーマンスの改善に繋がると期待される。また、抽出された供給ショック成分に対する中央銀行の政策反応を検証したり、供給ショックに対する望ましい対応を、免費条項付金融政策ルールの実証分析へと拡張する可能性を提供していると考えられる。

31 最近の分析例として、例えば Stock and Watson [1999] を参照。

## 補論1 ケインズ・モデルの総供給曲線とルーカス型総供給曲線

補論1では、ケインズ・モデルの総供給曲線と、ルーカス型総供給曲線<sup>32</sup>は産出量と物価の変動に関するまったく逆の因果の成立を仮定していること、フィリップス曲線推計の際、期待インフレ率を本論(1)式のように、過去のインフレ・ラグ構造で近似する場合、係数のパラメータ推定値の和が1となることを統計的に検定してもルーカス型総供給関数、あるいは合理的期待形成仮説<sup>33</sup>をテストしたことになることを整理する<sup>34</sup>。

一般に、ルーカス型総供給曲線は(A-1)式で表わされる。 $P$ は物価水準、 $P^e$ は期待物価水準、 $E(p|\Omega_{-1})$ は、1期前における情報集合 $\Omega_{-1}$ を所与とした今期の物価水準についての条件付期待値、 $y$ はGDP、 $y^n$ は潜在GDPで、いずれの変数も対数値である。

$$P - P^e = \gamma'(y - y^n), \quad P^e = E(p|\Omega_{-1}) \quad (\text{A-1})$$

このルーカス型総供給曲線では、予期せざる物価変動が、財市場における相対価格情報の不完全性を通じて、産出量の変動を引き起こすことが背後に仮定されている。これに対し、ケインズ・モデルの総供給曲線では、ほぼ同様の定式にもかかわらず、総需要の変動が、期待物価水準を所与として物価水準を変動させることが想定されている。すなわち、2つの総供給曲線の本質的な相違は、期待形成に関して合理的期待形成を仮定するか否か、という点にあるのではなく、物価と産出量の変動に関する因果関係の方向に求められる。

この間、Sargent [1976]は、期待物価を所与として、総需要の変動が物価を変動させるモデル構造か、予期されない物価変動のみが産出量を変動させるモデル構造かを「直接観察できない期待物価変数」を含む誘導形方程式の推計によって識別できないことを、単純なモデルを用いて示した(いわゆる「観測同等性 (observational equivalence)」の問題<sup>35</sup>)。加えて、経済モデルにおける外生(政策)変数の確率過程、より簡単には、過去の政策運営方法次第では、インフレ・ラグ項の係数の和が

32 時系列モデルを用いて、現実のインフレを予期された要素と予期されない要素に分割し、ルーカス型総供給曲線のテストを行った代表的研究としてBarro [1978]を、こうした研究の実証面での問題点と、その後の一連の研究の展開を整理した論文として翁 [1986]を参照。

33 ここでいう合理的期待形成とは、「経済主体の持つ期待すなわちある変数に関する主観的分布が、モデルを所与としたその変数の客観的分布に等しい」期待形成の方法を指す(吉川 [1984])。モデルに確率的な要素がない場合、合理的期待は完全予見の仮定と等しいし、モデルに確率的な要素が含まれる場合、その時点で入手可能なすべての情報を用いて予測誤差を最小とする予測値、すなわち、利用可能な情報集合に対する条件付期待値と等しい。より一般的に、経済モデルの動学的側面を考慮することの重要性を強調した議論として、伊藤・林 [1983]を参照。

34 本節の議論は、吉川 [1984]に負うところが大きい。ルーカス型総供給関数の導出過程が丁寧な最近の解説書として、D.Romer [1996]を参照。

35 この点を解説した論文として、翁 [1986]を参照。

1と等しくならないとしても、それが合理的期待形成仮説と整合的である可能性を排除できない<sup>36</sup>。

要するに、フィリップス曲線を推計し、期待インフレ率を(1)式のように、過去のインフレ・ラグ構造で近似して、単純に係数のパラメータ推定値の和が1となることを統計的に検定しても、ルーカス型総供給関数や合理的期待形成仮説の妥当性を統計的にテストしたことにはならない<sup>37</sup>。

こうした理由から、本稿では、インフレ・ラグ項について厳密に解釈することを避け、インフレの慣性効果を含む期待インフレ率の代理変数という、やや漠然とした解釈を与えることにとどめた。

.....  
 36 例として、D.Romer [ 1996, pp.250-251 ] を参照。

37 同様に、ケインズ・モデルのフレームワークを採用したとしても、係数のパラメータ推定値の和が1である限り、インフレ率が不変となる定常状態として定義された「長期」において、フィリップス曲線は垂直となるのである(吉川 [ 1984, pp. 62 ] )。

## 補論2 価格変化率分布の歪みの尺度と相対価格変動の関係

補論2では、本稿で供給ショックの代理変数として用いる価格変化率分布の歪みの尺度が、価格変化率分布の両裾に位置する品目の相対価格変動を加重集計したものと等しいことを示す。

価格変化率分布の歪みの尺度は以下の(A-2)式のように計算される。

$$SKEW_t = \dot{CPI\ ttl}_t - \dot{Trim30}_t = \sum_{i \in N} w_{i,t} \pi_{i,t} - \sum_{i \in M(t)} w_{i,t} \pi_{i,t} / \sum_{i \in M(t)} w_{i,t} \quad (A-2)$$

ただし、

$SKEW_t$  : t期の価格変化率分布の歪みの尺度

$CPI\ ttl_t$  : t期のCPI総合指数

$Trim30_t$  : t期のCPI30%刈り込み平均指数

各変数の上に付されたドット(・)は、前年比変化率を示す

$N$  : CPIを構成する全品目の集合

$M(t)$  : t期に刈り込み平均指数を計算する際、集計対象となる品目の集合

$M^c(t)$  : t期に刈り込み平均指数を計算する際、控除される品目の集合

$\pi_{i,t}$  : t期の第*i*品目の価格変化率

$w_{i,t}$  : t期の第*i*品目のウェイト、ただし $\sum_{i \in N} w_{i,t} = 1$

ここで、CPI総合指数前年比を、(A-3)式のように分解し、(A-2)式の右辺第2項に代入して変形すると、(A-4)式を得る。

$$\dot{CPI\ ttl}_t = \sum_{i \in N} w_{i,t} \pi_{i,t} = \sum_{i \in M(t)} w_{i,t} \pi_{i,t} + \sum_{i \in M^c(t)} w_{i,t} \pi_{i,t} \quad (A-3)$$

$$\begin{aligned} SKEW_t &= \sum_{i \in N} w_{i,t} \pi_{i,t} - \left( \sum_{i \in N} w_{i,t} \pi_{i,t} - \sum_{i \in M^c(t)} w_{i,t} \pi_{i,t} \right) / \sum_{i \in M(t)} w_{i,t} \\ &= \sum_{i \in M^c(t)} w_{i,t} \pi_{i,t} / \sum_{i \in M(t)} w_{i,t} - \left( \sum_{i \in M^c(t)} w_{i,t} / \sum_{i \in M(t)} w_{i,t} \right) \times \sum_{i \in N} w_{i,t} \pi_{i,t} \\ &= \sum_{i \in M^c(t)} \frac{w_{i,t}}{\sum_{i \in M(t)} w_{i,t}} \times \left( \pi_{i,t} - \dot{CPI\ ttl}_t \right) \quad (A-4) \end{aligned}$$

(A-4)式より、価格変化率分布の歪みの尺度は、刈り込み平均指数から控除される品目の価格変化率の総合指数変化率からの乖離(相対価格変動)に各々のウェイトを掛けたもの(本文図6で示されたような、価格変化率の歪みの尺度に対する各品目の寄与度)を加重集計したものと等しくなることがわかる。



参考文献

- 伊藤隆敏・林 文夫、「合理的期待とマクロモデル」, 貝塚・浜田・藪下編『マクロ経済学と経済政策』所収、東京大学出版会、1983年
- 植田和男、『国際マクロ経済学と日本経済』, 東洋経済新報社、1983年
- 翁 邦雄、「日本経済に関する通貨量と産出量の関係について - LSW命題の実証を巡って」, 『金融研究』第5巻第3号、日本銀行金融研究所、1986年
- 清水啓典、『マクロ経済学の進歩と金融政策』, 有斐閣、1997年
- 白塚重典、「物価の基調的な変動を捕捉するための指数の構築とその含意」, 『金融研究』第16巻第3号、日本銀行金融研究所、1997年
- 田中英敬・木村 武、「Vector Error Correction Modelを用いた物価の決定メカニズムに関する実証分析」, Working Paper 98-10、日本銀行調査統計局、1998年
- 肥後雅博・中田(黒田)祥子、「経済変数から基調的な変動を抽出する時系列的手法について」, 『金融研究』第17巻第6号、日本銀行金融研究所、1998年
- ・ , 「物価変動の決定要因について - 需給ギャップと物価変動の関係を中心に」, 『金融研究』第19巻第1号、日本銀行金融研究所、2000年
- 三尾仁志・肥後雅博、「刈り込み平均指数を利用した基調的な物価変動の分析」, 『金融研究』第18巻第1号、日本銀行金融研究所、1999年3月
- 蓑谷千凰彦、『計量経済学の理論と応用』, 日本評論社、1996年
- 吉川 洋、『マクロ経済学研究』, 東京大学出版会、1984年
- Álvarez, Luis J., and M.<sup>a</sup> de los Llanos Matea, “Underlying Inflation Measures in Spain,” Banco de España Working Paper No. 9911, 1999.
- Andrews, Donald W. K., “Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point,” *Econometrica*, 61 (4), 1993, pp. 821-856.
- Bakhshi, Hasan, and Tony Yates, “To Trim or Not to Trim? An Application of a Trimmed Mean Inflation Estimator to the United Kingdom,” Bank of England Working Paper Series No.97, 1999.
- Balke, Nathan S., and Mark A. Wynne, “An Equilibrium Analysis of Relative Price Changes and Aggregate Inflation,” *Journal of Monetary Economics*, 45 (2), 2000, pp. 269-292.
- Ball, Laurence, and N. Gregory Mankiw, “Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks,” *Quarterly Journal of Economics*, 110 (1), 1995, pp. 161-93.
- and , “Interpreting the Correlation between Inflation and the Skewness of Relative Prices: A Comment on Bryan and Cecchetti,” *Review of Economics and Statistics*, 81 (2), 1999, pp. 197-198.
- Barro, Robert J., “Rational Expectations and the Role of Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, 2 (1), 1976, pp. 1-32.
- , “Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States,” *Journal of Political Economy*, 86 (4), 1978, pp. 549-581.
- Blanchard, Oliver, *Macroeconomics*, Prentice-Hall, 1997.
- Bomberger, William A., and Gail E. Makinen, “Inflation and Relative Price Variability,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25 (4), 1993, pp. 854-861.

- Bruno, Michael, and Jeffrey D. Sachs, *Economics of Worldwide Stagflation*, Harvard University Press, 1985.
- Bryan, Michael F., and Stephen G. Cecchetti, "Measuring Core Inflation," in N. G. Mankiw eds. *Monetary Policy*, University of Chicago Press, 1994, pp.195-215.
- , and                      , "The Monthly Measurement of Core Inflation in Japan," *Monetary and Economic Studies*, 17 (1), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 1999, pp.77-101.
- Debelle, Guy, and Owen Lamont, "Relative Price Variability and Inflation: Evidence from U.S. Cities," *Journal of Political Economy*, 105 (1), 1997, pp. 132-152.
- Fair, Ray C., "Testing the NAIRU Model for the United States," *The Review of Economics and Statistics*, 82 (1), 2000, pp. 64-71.
- Fischer, Stanley, "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation," *Brookings papers of Economic Activity*, 2, 1981, pp. 381-431.
- Fuhrer Jeffrey C., "The Phillips Curve is Alive and Well," *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, March/April, 1995, pp. 41-56.
- Gartner, Christine, and Gert D. Wehinger, "Core Inflation in Selected European Union Countries," Oestreichische Nationalbank Working Paper Series No. 33, 1998.
- Gordon, Robert J., "Alternative Responses of Policy to External Supply Shocks," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1975, pp. 183-204.
- , "What Is New-Keynesian Economics?," *Journal of Economic Literature*, Vol. XXVIII, 1990, pp. 1115-1171.
- , "The Time-Varing NAIRU and its Implications for Economic Policy," *Journal of Economic Perspectives*, 11 (1), 1997, pp. 11-32.
- Hercowitz, Zvi, "Money and the Dispersion of Relative Price," *Journal of Political Economy*, 89 (2), 1981, pp. 328-356.
- Jaramillo, Carlos Felipe, "Inflation and Relative Price Variability: Reinstating Parks' Result," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 31 (3), 1999, pp. 375-385.
- Mankiw, N. Gregory, *Macroeconomics*, Third Edition, Worth, 1997.
- Monetary Authority of Singapore Economics Department Domestic Economy Division, "Measures of Core Inflation for Singapore," MAS Occasional Paper, No.10, 1998.
- Nishizaki, Kenji, and Watanabe Tsutomu, "Output-Inflation at Near-zero Inflation Rates," Discussion Paper Series, A No.375, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, 1999.
- Okun, Arthur M., *Prices and Quantities: A Macroeconomic Analysis*, Basil Blackwell Oxford, 1981.
- Parks, Richard W., "Inflation and the Relative Price Variability," *Journal of Political Economy*, 86 (1), 1978, pp. 79-95.
- Roger, Scott, "A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand, 1949-96," Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper G97/7, 1997.

- Romer, Christina D., "Inflation and The Growth Rate of Output," NBER Working Paper, No.5575, 1996.
- Romer, David, *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, 1996.
- Sargent, Thomas J., "The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics," *Journal of Political Economy*, 84 (3), 1976, pp. 631-640.
- Staiger, Douglas, James H. Stock and Mark W. Watson, "How Precise Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?," in Christina D.Romer and David H. Romer eds. *Reducing Inflation*, University of Chicago Press, 1997, pp. 195-242.
- Stock, James H., and Mark W. Watson, "Forecasting Inflation," *Journal of Monetary Economics*, 44 (2), 1999, pp. 293-335.
- Vining, Daniel R. Jr., and Thomas C. Elwertowski, "The Relationship between Relative Prices and the General Price Level," *American Economic Review*, 66 (4), 1976, pp. 699-708.
- Watanabe, Tsutomu, "Output Gap and Inflation: The Case of Japan," in *Monetary Policy and the Inflation Process*, Bank for International Settlements Working Papers, Vol.4, 1997, pp. 93-112.

