

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

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

Discussion Paper No. 99-J-47

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES
BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

備考： 日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、論文の内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

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都度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、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

JEL Classification: C43,E31,E52

[†]日本銀行金融研究所(E-mail: hitoshi.mio@boj.or.jp)

本稿の作成に当たっては、吉川洋教授（東京大学）、青木浩介助手（神戸大学）から大変貴重なコメントを頂戴した。もっとも、本稿で示された意見やありうべき過ちは、全て筆者個人に帰する。

目次

1. はじめに.....	1
2. 基調的物価変動とフィリップス曲線の関係.....	2
(1) フィリップス曲線の定式化.....	2
(2) 供給ショックのコントロール(その1):ゴードン型.....	3
(3) 供給ショックのコントロール(その2):ポール=マンキュー型.....	4
(4) 供給ショックの代理変数の ADF テスト.....	6
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.....	7
(1) 4 種類のフィリップス曲線の推計.....	7
(2) 期待インフレ率と供給ショックの関係.....	11
(3) 推計結果の時系列的安定性.....	12
4. 推計結果の分析と考察.....	15
(1) 相対価格変動を引き起こす品目バスケットの変動.....	15
(2) 基調的なインフレ率と名目賃金の関係.....	17
5. 結論.....	19
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.....	21
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.....	23

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、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¹、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都度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、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²。

本稿の以下の構成は次のとおりである。まず、2. 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

¹ 従って、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、Bryan and Cecchetti[1994]、Bakhshi and Yates[1999]、Hogan[1998]、Álvarez and Matea[1999]、Roger[1997]、Monetary Authority of Singapore[1998]、Gartner and Wehinger[1998]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]等を参照。

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. では両者の手法の実証分析結果を比較する。4. 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. では、結論と今後の課題について述べる。

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³。

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

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惧れがある。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⁴。

ここでは、供給ショックをコントロールしたインフレ率を「基調的なインフレ率（ $CORE\pi$ ）」と呼び、単純化のため、 $l=n$ を仮定すると、(1)式は(2)式のように書き換えることができる。

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]、D.Romer[1996]、Mankiw[1997]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、その誘導形方程式をもたらした背後の構造方程式を決定できるか否かを扱う。

$$\begin{aligned}
\pi_t - \theta_0 \text{SupSHOCK}_t &= \alpha + \sum_{i=1}^l \beta_i \pi_{t-i} + \sum_{k=1}^n \theta_k \text{SupSHOCK}_{t-k} + \sum_{j=1}^m \gamma_j \text{GAP}_{t-j} + \varepsilon_t \\
&= \alpha + \sum_{i=1}^l \beta_i \left(\pi_{t-i} + \frac{\theta_i}{\beta_i} \text{SupSHOCK}_{t-i} \right) + \sum_{j=1}^m \gamma_j \text{GAP}_{t-j} + \varepsilon_t \\
\text{CORE}\pi_t &= \alpha + \sum_{i=1}^l \beta_i \text{CORE}\pi_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j \text{GAP}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)
\end{aligned}$$

ただし、

$$\begin{aligned}
\text{CORE}\pi_t &= \pi_t - \theta_i \text{SupSHOCK}_t, (i=0) \\
&= \pi_{t-i} + \frac{\theta_i}{\beta_i} \text{SupSHOCK}_{t-i}, (i=1,2,\dots,l)
\end{aligned}$$

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殆どなかったが、(2)式で示されるように、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。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、まず、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⁵。

(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」を予め控除したり、「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、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

⁵ 本稿で示される手法とは異なり、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るとの観点から、C.Romer[1996]は、1年前のGDPギャップは、今年の供給ショックとは相関がないと仮定し、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。

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⁶」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⁷。

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デフレーター	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 + ニクソングダミー
Fair [1999]	米国	民間非農業部門価格デフレーター	相対輸入物価のタイムトレンドからの乖離
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
肥後・中田 [1999]	日本他	CPI総合	輸入物価

(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⁸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るとの仮説を立て、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⁹、「品目レベルの供給ショックは多様な分野で発生す

⁶ 生鮮魚介、生鮮野菜、生鮮果物の3品目を予め控除して作成された指数。

⁷ 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。これまでの理論的研究では、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ものが多い（Bruno and Sachs[1985]等）が、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、実証結果には殆ど差をもたらしなと考えられる。

⁸ 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。

⁹ 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、80年代初頭まで学界の主流を占めた（Vining and Elwertowski[1976]、Barro[1976]、Parks[1978]、Hercowitz[1981]）。これに対し近年、個別品目へのリアル（特に供給サイドの）ショックが相対価格変動を引き起こし、ショックが部

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が示した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¹⁰。刈り込み平均指数とは、図1のように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¹¹。こうした刈り込み平均指数は、一部の品目に生じた大幅な相対価格変動の影響を受けにくいとの特徴を有する。この結果、一部の品目の大幅な相対価格変動によって価格変化率分布が歪む場合、総合指数前年比と刈り込み平均指数との間に乖離が生じ、歪みが大きいほど両者の乖離は大きくなる。こうした性質を利用して、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で計算された価格変化率分布の歪みの尺度を、フィリップス曲線推計における供給ショックの代理変数として利用する¹²。

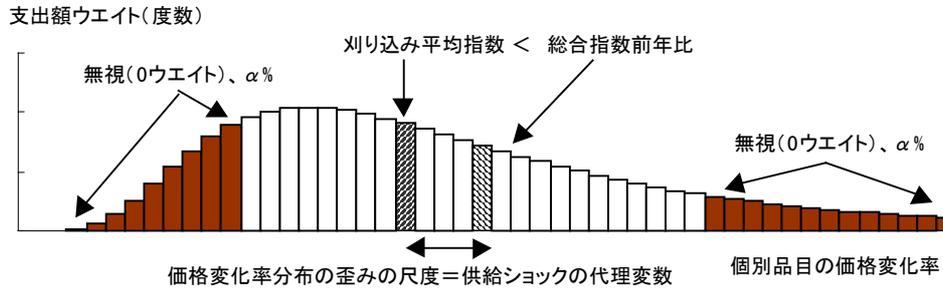
門間でスムーズに調整されない結果、一時的にマクロの物価が変動するとする仮説が注目を集めている（Ball and Mankiw[1995]、Balke and Wynne[1996]）。特に、短期的に生産要素間の代替性が低いことに着目した Balke and Wynne[1996]の指摘は、供給ショックの影響に関する標準的理解を提供していた Bruno and Sachs[1985]の想定とも近く、説得力が高いと思われる。また、実証面でも、相対価格変動の要因として、マネタリーショック以外の要因にも着目すべきであることが、Fischer[1981]以降、Bomberger and Makinen[1993]、Debelle 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る訳ではない（Ball and Mankiw[1999]、Jaramillo[1999]）。

¹⁰ 以下、特に断りが無い場合「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。

¹¹ 本稿では白塚[1997]、三尾・肥後[1999]の分析を参考に、30%（片側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、殆ど差がみられない。

¹² このように計算された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。補論2を参照。

図1 物価の刈り込み平均指数の概要



(4) 供給ショックの代理変数の ADF テスト

以下では、BM 型の手法で利用する供給ショックの代理変数の時系列的特性を明らかにするため、刈り込み平均指数（対数値・レベル）と CPI 総合指数（対数値・レベル）との乖離差の定常性を、ADF（Augmented Dickey-Fuller）テストによって検定する¹³。

実施した ADF テストの推計式は、以下のとおりである。

$$\Delta diff_t = \psi diff_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta diff_{t-i} + v_t \quad (3)$$

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

検定結果を示した表 2 をみると、ラグ項の次数にかかわらず、いずれも単位根の存在は 1% 有意水準で棄却され、総合指数と刈り込み平均指数の乖離差は定常過程に従うとの仮説が採択される。すなわち、総合指数（レベル）と刈り込み平均指数（レベル）は、長期的に乖離する関係になく、刈り込み平均指数を作成する際に無視された成分は、総合指数にとっての一時的な変動成分であることがわかる。

¹³ ADF テストで利用したレベル指数（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（総合指数では全ての品目を用いて）1995 年の 12 ヶ月分の近似的な幾何平均（レベル）指数を算出。次に、得られた 12 ヶ月分の平均値が 100 となるよう、段差を調整。最後に、得られた 12 ヶ月分の指数と、前年比刈り込み平均指数を利用し、レベル指数系列を作成。なお、作成されたレベル指数の和分の次数を ADF テストによって検定したところ、和分の次数が 1 であるとの結果が得られた。

表2 ADF テストの結果

	n=0	n=1	n=2	n=3	n=4
ψ	-0.051 (-3.148)***	-0.048 (-2.980)***	-0.042 (-2.723)***	-0.042 (-2.745)***	-0.043 (-2.808)***
δ_1		-0.115 (-1.961)	-0.151 (-2.645)	-0.186 (-3.149)	-0.201 (-3.451)
δ_2			-0.266 (-4.669)	-0.288 (-5.016)	-0.325 (-5.455)
δ_3				-0.125 (-2.177)	-0.153 (-2.606)
δ_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。データは月次データ。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。***はMacKinnonが示した分布に照らし、(片側)1%棄却域で単位根の存在を棄却することを示す。なお、定数項やトレンド項の存在を仮定したADFテストは、総合指数と刈り込み平均指数の間の恒常的な乖離を定式化として認めることとなるため、実施していない。

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3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「固定した品目バスケット」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、コントロールの仕方として、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予め控除した「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(4)～(7)式である。なお、(4)～(7)式の定式化の型名はそれぞれ表3の整理と対応している。

表3 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)
先験的に品目を特定 (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)

$$\dot{CPI} \text{ttl}_t = \alpha + \sum_{i=1}^l \beta_i \dot{CPI} \text{ttl}_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j \text{GDPGAP}_{t-j} + \sum_{k=0}^n \theta_k \dot{RIMP}_{t-k} \quad (4)$$

CPI 除く生鮮 + 相対輸入物価 (ゴードン-AB 混合型)

$$\dot{CPI} \text{exf}_t = \alpha + \sum_{i=1}^l \beta_i \dot{CPI} \text{exf}_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j \text{GDPGAP}_{t-j} + \sum_{k=0}^n \theta_k \dot{RIMP}_{t-k} \quad (5)$$

CPI 総合 + 価格変化率分布の歪みの尺度 (BM-A 型)

$$\dot{CPI} \text{ttl}_t = \alpha + \sum_{i=1}^l \beta_i \dot{CPI} \text{ttl}_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j \text{GDPGAP}_{t-j} + \sum_{k=0}^n \theta_k \text{SKEW}_{t-k} \quad (6)$$

CPI30%刈り込み平均指数 (BM-B 型)

$$\dot{Trim}30_t = \alpha + \sum_{i=1}^l \beta_i \dot{Trim}30_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j \text{GDPGAP}_{t-j} \quad (7)$$

$CPI \text{ttl}$: CPI 総合指数

$CPI \text{exf}$: CPI 除く生鮮指数

$Trim30$: 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]¹⁴

$SKEW$: 個別品目の価格変化率分布の歪みの尺度

= 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 ($l=1\sim3$)

m : GDP ギャップのラグ項の長さ ($m=1\sim3$)

n : 供給ショックのラグ項の長さ ($n=0\sim3$)

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、 \dot{GDPGAP} は負であることが期待される。

各変数の上に付されたドット(・)は、前年比変化率を示す。
消費税導入(1989年4月)と税率引き上げ(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。

推計法：OLS

推計期間：1976年第1四半期～1998年第2四半期¹⁵

推計結果を示した表4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、殆どのモデルで m テストの統計量である h -alt が2を超えており、誤差項に正の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、(6)式のモデルを除いて、自己相関の問題は概ね解消している¹⁶。全体を通じ、GDPギャップの項が2つ以上同時に有意となる定式化は皆無である¹⁷。

次に、フィリップス曲線の勾配である GDP ギャップ項の有意性をみると、(6)式、(7)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、GDP ギャップ項のパラメータが0であるとの帰無仮説を棄却できる。これに対し、(4)式、(5)式のゴードン型のモデルでは、パラメータは符号条件こそ満たすものの、統計的に有意でなく、定式化によって推定値にばらつきが存在する。ただし、相対輸入物価項のパラメータの有意性は総じて高く、パラメータ推定値もインフレ・ラグ項の長さに依存せず安定している。

¹⁵ 月次で計算されたインフレ率を、3ヶ月分単純平均して四半期のインフレ率を作成している。

¹⁶ (6)式のモデルのみ、 m テストの統計量からみて、誤差項に負の1階の自己相関の発生が示唆されるため、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、以下と全く同じ推計を行った。その結果、通常の最小自乗法のそれと殆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。

¹⁷ 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「speed limit effect」が存在すると解釈できるとしているが、表4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。

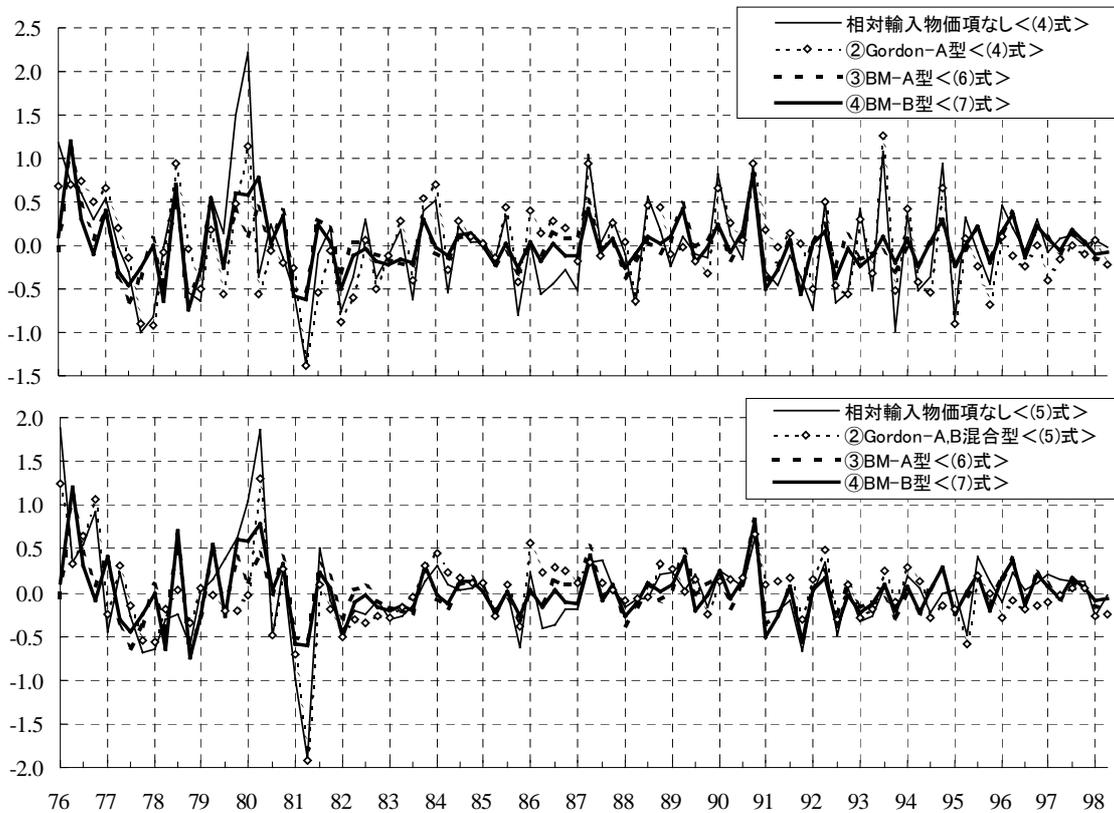
表4 様々なラグ項の長さに対応した4タイプのフィリップス曲線の推計結果

	5%有意		10%有意			θ_0	θ_1	θ_2	θ_3	h-alt	自由度修正済 決定係数		
	β_1	β_2	β_3	γ_1	γ_2							γ_3	
(4)式、n=1													
1	0.179	0.932		-0.012						1.252	0.965		
2	0.183	0.932		-0.009	-0.003					1.247	0.965		
3	0.152	0.932		-0.004	-0.095	0.096				1.224	0.965		
4	0.177	1.003	-0.068	-0.011						0.334	0.965		
5	0.175	1.003	-0.069	-0.014	0.004					0.323	0.965		
6	0.145	1.011	-0.076	-0.010	-0.093	0.101				0.102	0.965		
7	0.183	1.026	-0.152	0.059	-0.013					0.187	0.965		
8	0.183	1.026	-0.152	0.059	-0.013	0.000				0.191	0.964		
9	0.153	1.030	-0.146	0.050	-0.009	-0.091	0.095			0.015	0.964		
(5)式、n=1													
10	0.123	0.952		-0.011						4.004	0.973		
11	0.114	0.952		-0.031	0.023					4.038	0.973		
12	0.110	0.952		-0.030	0.010	0.014				4.017	0.972		
13	0.115	1.092	-0.136	-0.008						0.924	0.974		
14	0.096	1.100	-0.144	-0.048	0.046					0.814	0.973		
15	0.090	1.101	-0.145	-0.048	0.027	0.020				0.803	0.973		
16	0.122	1.138	-0.283	0.099	-0.012					-0.382	0.974		
17	0.102	1.148	-0.293	0.100	-0.054	0.048				-0.561	0.974		
18	0.102	1.148	-0.293	0.100	-0.054	0.048	0.000			-0.563	0.973		
(6)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
(7)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	

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、(4)式、(5)式のゴードン型の手法は、今期の相対輸入物価を説明変数に加えることで、確かに1980年近辺の過小推計を若干補正するものの、こうした操作は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¹⁸。

¹⁸ こうした結果を受け、(4)式と(6)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、

図2 推計式の残差



(2) 期待インフレ率と供給ショックの関係

次に、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4の(6)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關係に着目すると、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、(4)式、(5)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、こうした傾向は全くみられない。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 ($l=n$) のとき、同じ期のラグ項のパラメータ推定値は符号が逆で、絶対値がほぼ等しくなる ($\beta_n = -\gamma_n$)¹⁹。この

詳しくは蓑谷[1996]を参照)。J テストの結果をみると、(6)式のモデルが、(4)式のモデルを包含するとの検定結果は得られず、(4)式と(6)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。

¹⁹ 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、この2つの特徴は同様にみてとれる。

ことと、 $\rho_0 \cong 1$ であることを利用すると、(6)式は、(2)式を導出したのと同じ方法で、以下のように書き換えることができる。

$$\begin{aligned}\dot{CPI}ttl_t &= \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \dot{CPI}ttl_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j GDPGAP_{t-j} + \sum_{k=0}^n \theta_k SKEW_{t-k} \\ \dot{CPI}ttl_t - SKEW_t &= \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \left(\dot{CPI}ttl_{t-i} + \frac{\theta_i}{\beta_i} SKEW_{t-i} \right) + \sum_{j=1}^m \gamma_j GDPGAP_{t-j} \\ Trim30_t &= \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i Trim30_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j GDPGAP_{t-j} (\because \beta_i = -\theta_i)\end{aligned}$$

つまり、(6)式の BM-A 型は、(7)式の BM-B 型とほぼ同値となることを意味している²⁰。

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み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、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・説明力の観点でもっと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²¹。

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、(4) ~ (7)式の 4 種類のモデルを推計し、それぞれの結果から 4 四半期先までの予測を行って、予測誤差を計算する。次に、推計期間を 1985 年 2Q まで 1 四半期延長して同様の予測を行う。この作業を、推計期間の終期が 1997 年

²⁰ 例えば、表 4 の 25 番と 34 番の定式化を参照。34 番の定式化は 25 番のパラメータに $\rho_0 = 1$ 、 $\rho_n = -\beta_n$ ($n=1,2,3$) との制約を課していると解釈することができる。これらのパラメータ制約に関する F 検定を実施したところ、1% 有意水準で両者は有意に異なら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。

2Q になるまで繰り返し、それぞれの定式化に対して 1～4 四半期先までの 50 サンプルの予測誤差を得る。最後に、各々の定式化の予測期間ごとの予測誤差の平均値と標準偏差を計算する。この結果を纏めたものが表 5 である²²。

まず、予測誤差の平均値についてみると、(6)式、(7)式の BM 型の推計結果には殆どバイアスがみられないが、(4)式、(5)式のゴードン型のケースでは、予測期間を延長する毎に、実績値を過大予測するバイアスが拡大することがわかる。次に、予測誤差の標準偏差についてみると、ゴードン型は、BM 型に比べ、4 四半期先で約 2 倍となり、ゴードン型では、アウト・オブ・サンプルの予測パフォーマンスが大幅に悪化している。

表5 予測パフォーマンスの比較(サンプル数 50)

< 予測誤差の平均値 >

	①Gordon-A型 (4)式、n=1	②Gordon-A,B混合型 (5)式、n=1	③BM-A型 (6)式、n=3	④BM-B型 (7)式
1四半期	-0.130 <i>8311.2</i>	-0.079 <i>5017.4</i>	0.005 <i>243.1</i>	-0.002
2四半期	-0.196 <i>2718.8</i>	-0.118 <i>1603.6</i>	0.017 <i>145.3</i>	0.007
3四半期	-0.272 <i>1402.2</i>	-0.168 <i>829.0</i>	0.031 <i>69.5</i>	0.018
4四半期	-0.345 <i>924.1</i>	-0.221 <i>555.0</i>	0.048 <i>43.6</i>	0.034

< 予測誤差の標準偏差 >

	①Gordon-A型 (4)式、n=1	②Gordon-A,B混合型 (5)式、n=1	③BM-A型 (6)式、n=3	④BM-B型 (7)式
1四半期	0.724 <i>84.5</i>	0.649 <i>65.5</i>	0.402 <i>2.4</i>	0.392
2四半期	0.976 <i>98.7</i>	0.941 <i>91.7</i>	0.505 <i>2.9</i>	0.491
3四半期	1.239 <i>97.9</i>	1.215 <i>94.1</i>	0.625 <i>-0.1</i>	0.626
4四半期	1.449 <i>101.1</i>	1.453 <i>101.6</i>	0.699 <i>-3.1</i>	0.721

備考：下段の斜体字は、(7)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、(7)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。

こうした結果を生じさせた原因を探るため、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 5 の推計期間を、さらに 1998 年 2Q 迄延長し、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 6 に示されている²³。

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 dynamic forecasting を適用した。

²³ 推計式の安定性は、一般にチャウ・テストで検定されるが、表 6 の推計結果を示すことで、目的は十分達成されていると考えられるほか、構造変化の時期を特定することに主眼が置かれてい

表 6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、その信頼性が極めて低いことを示している。これが、表 6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なっていると考えられる。

表6 パラメータ推定値の変動係数(サンプル数 54)

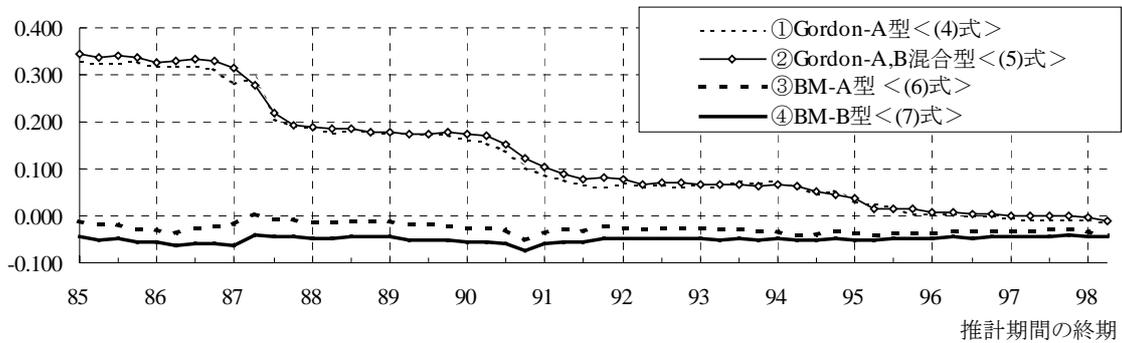
		①Gordon-A型 (4)式、n=1	②Gordon-A,B混合型 (5)式、n=1	③BM-A型 (6)式、n=3	④BM-B型 (7)式
定数項	α	2.274 <i>2037.0</i>	1.423 <i>1236.9</i>	0.199 <i>87.1</i>	0.106
インフレ・ラグ項	β_1	0.036 <i>40.9</i>	0.049 <i>92.2</i>	0.025 <i>-0.7</i>	0.026
	β_2	0.309 <i>365.4</i>	0.211 <i>218.0</i>	0.087 <i>30.4</i>	0.066
	β_3	0.348 <i>288.9</i>	0.249 <i>178.3</i>	0.128 <i>42.9</i>	0.089
GDPギャップ項	γ_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	θ_0	0.176	0.222	0.015	
	θ_1			0.038	
	θ_2			0.074	
	θ_3			0.144	

備考：下段の斜体字は、(7)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、(7)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。

このうち、フィリップス曲線の勾配である GDP ギャップ項のパラメータ推定値の推移を比較したものが図 3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極めて安定的であることがわかる。

るわけではないため、本稿ではこうしたテストは実施していない。

図3 GDPギャップ項のパラメータ推定値の推移



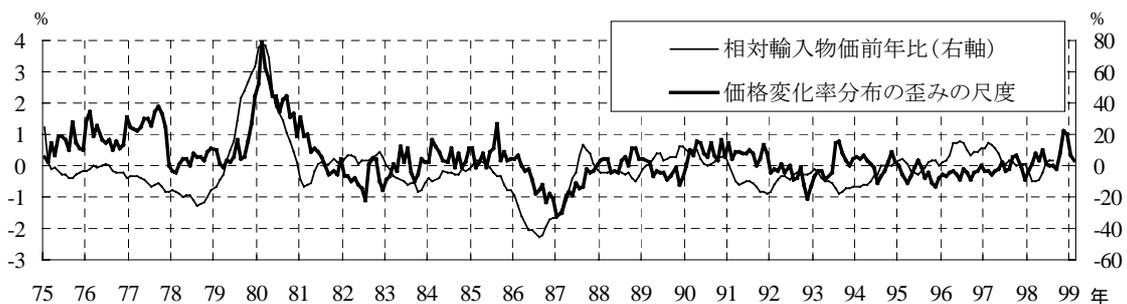
4. 推計結果の分析と考察

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4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4 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、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)。これは、実際には系統的要因でない相対輸入物価に対する係数が、1980 年近辺の高インフレを説明するよう有意に大きくなった結果、GDP ギャップ等の他のパラメータや、サンプル期間を変更した際のパラメータの安定性に悪影響が及んだ可能性を示唆している²⁴。

次に、図 5 に価格変化率分布の歪みの尺度を主要な構成品の寄与度に分解したものを示した²⁵。これをみると、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、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、その他の様々な品目が歪みに寄与していること、がみてとれる。特に、1975 年以降で見ると、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²⁶。相対価格変動が、全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言えないが²⁷、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評価できる。

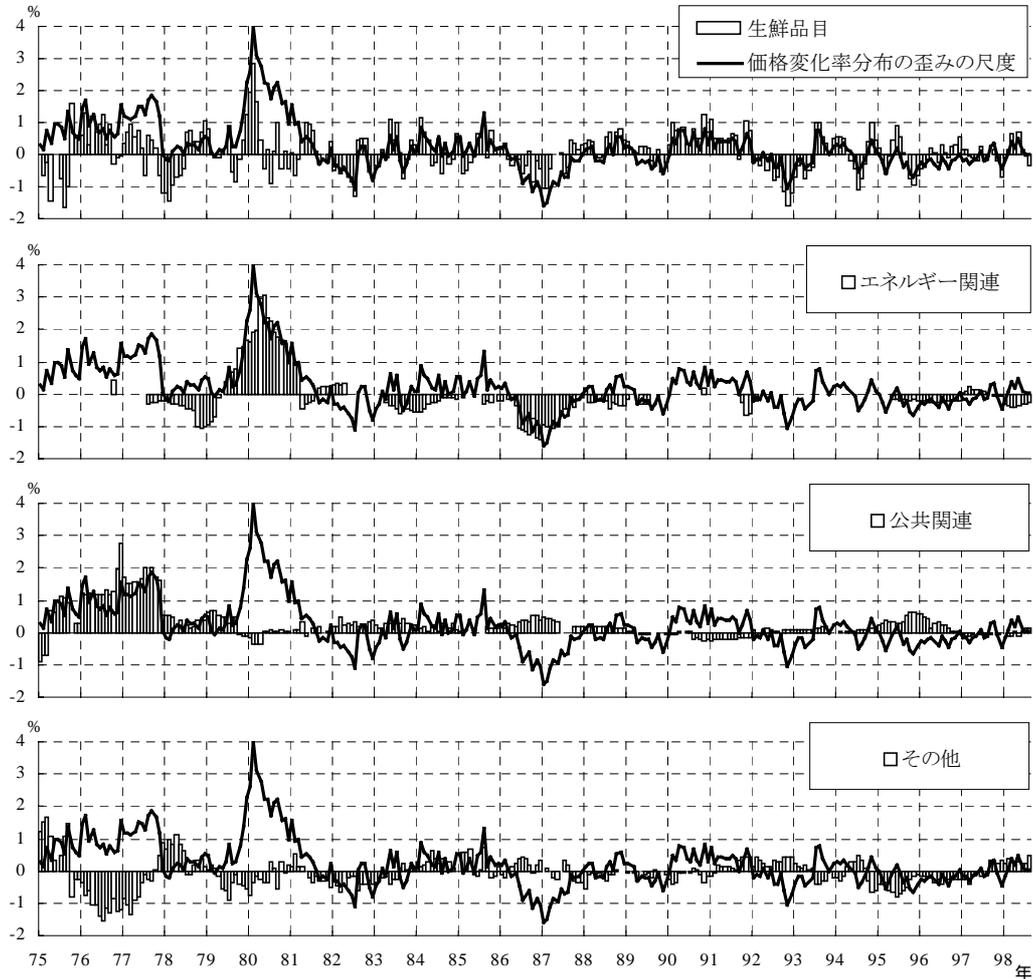
²⁴ ゴードン型的手法によるパラメータの不安定性を示す他の分析例として、植田[1983]、Ball and Mankiw[1995]を参照。植田[1983]は、1972 年~1981 年の推計期間で、交易条件変化率を供給ショックの代理変数とすると、1976 年以降、供給ショック項のパラメータ推定値の符号が逆になることを報告している。また、Ball and Mankiw[1995]は、食料・エネルギー・原材料価格の相対価格変化率と価格変化率分布の歪み具合を同時に説明変数に含んだ推計を実施し、価格変化率分布の歪み具合のみが有意となること、価格変化率分布の歪み具合を加えた推計式の説明力が大幅に向上す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

²⁵ 寄与度の計算方法については、補論 2 を参照。

²⁶ なお、唯一含まれなかった品目は「外食」である。

²⁷ 脚注 9 を参照。

図5 価格変化率分布の歪みの尺度に対する各品目の寄与度



備考：品目の定義については、三尾・肥後[1999]を参照。

(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型的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²⁸。従って、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

²⁸ 本稿同様にBM型的手法を利用した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実施されていない。

は、必ずしも適切とは言えない²⁹。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。

賃金決定過程において、マクロ的需給ギャップに加え、期待インフレ率が重要な役割を果たし、そこで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てくるというのが、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が、名目賃金と基調的でないインフレ率に比べ、より強い相互依存関係にあると予想される。こうした観点から、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。

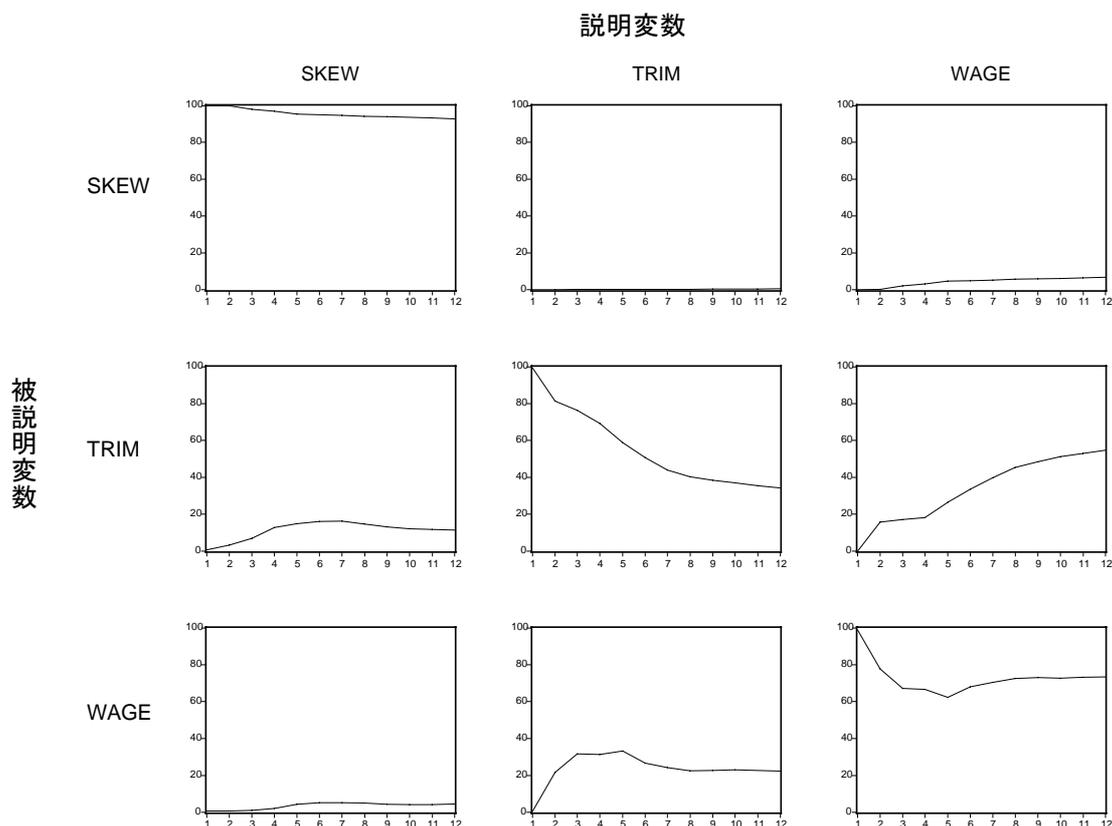
この結果を示したものが図6である。これをみると、価格変化率分布の歪みの尺度に対するイノベーションは、刈り込み平均指数、名目賃金率変化率の変動を殆ど説明せず（逆も正しく）、両者の相互依存は殆どみられない。これに対し、刈り込み平均指数に対するイノベーションは名目賃金率変化率の変動をある程度説明するし、名目賃金率変化率に対するイノベーションも同様に刈り込み平均指数の変動を説明するため、両者の相互依存の重要性は相対的に高い。つまり、刈り込み平均指数で測った基調的なインフレ率の変動は、基調的でないインフレ率と比較して、名目賃金率変化率の変動との結びつきが強く、賃金決定過程において、期待インフレ率として機能している可能性が高いことが示唆される。

なお、労働者側が生計費ベースで見た実質賃金に対し関心を持っているケースで、期待インフレ率が基調的なインフレ率となることが労働者側の行動と整合的となるためには、労働者側が、基調的でないインフレ率の変動を一時的変動成分と認識している必要があるとの指摘がある（Gordon[1975]）。表2のADFテストの結果をみる限り、価格変化率の歪みの尺度で定義された基調的でないインフレ率は、確かに一時的な変動成分であり、しかも「固定されたバスケット」を用いるより、広範な品目での一時的な変動成分を捕捉するよう機能して

²⁹ 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止める向きも多い（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ったとした 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。

いる。また、こうした賃金決定過程の解釈は、白塚[1997]、三尾・肥後[1999]と
 いった、刈り込み平均指数が基調的なインフレ率をより適格に捕捉する指標で
 あるとの分析結果とも整合的である。

図6 VAR モデルの推計結果に基づく分散分解の結果



備考：推計期間は 1973 年 1Q～1998 年 2Q。ラグの次数は 1～8 の間で AIC を基準に 5
 次を選択。なお、推計期間、ラグの次数、順序（ordering）の変更は、分析の帰結に
 大きな影響を及ぼさない。

WAGE：名目賃金率変化率（＜現金給与総額指数／総実労働時間指数＞）

Trim30：CPI30%刈り込み平均指数

SKEW：個別品目の価格変化率分布の歪みの尺度

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、供給ショックコントロール後の基調的なインフレ率として利用する手法と、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、これを期待インフレ率の代理変数としても利用した推計では、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上で、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、を考慮することの重要性を示している。

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。従って、従来のゴードン型の手法によるこの期間の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基に、一定の政策的有用性を認める動きもみられている³⁰。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上で、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の改善や、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改善に繋がることが期待される。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、免責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。

³⁰ 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³¹は産出量と物価の変動に関する全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³²をテストしたことにならないこと、を整理する³³。

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期前における全ての情報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仮説を仮定するか否か、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「observational

³¹ 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。

³² 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全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。

³³ 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。

equivalence」の問題³⁴）。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 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³⁵。

言い換えると、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、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にはならない³⁶。

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。

³⁴ この点を解説した論文として、翁[1986]を参照。

³⁵ 例として、D.Romer[1996, pp.250-251]を参照。

³⁶ 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]）。

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。

$$SKEW = \dot{CPI}^{ttl} - \dot{Trim}30 = \sum_{i=1}^n w_i \pi_i - \sum_{i=1}^m w_i \pi_i / \sum_{i=1}^m w_i \quad (A-2)$$

ただし、

$SKEW$ ：個別品目の価格変化率分布の歪みの尺度

CPI^{ttl} ：CPI 総合指数

$Trim30$ ：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。

w_i ：全体のウェイトを1とした場合の各品目の相対ウェイト

π_i ：各品目の価格変化率

n ：CPIを構成する品目数

m ：刈り込み平均指数を計算する際に、利用する品目数

従って、以下の(A-3)式が成立する。

$$\dot{CPI}^{ttl} = \sum_{i=1}^n w_i \pi_i = \sum_{i=1}^m w_i \pi_i + \sum_{i=m+1}^n w_i \pi_i \quad (A-3)$$

右辺第2項は、刈り込み平均指数を計算する際に、控除された品目のウェイトと価格変化率の積である。(A-3)式を(A-2)式に代入して変形すると、以下の(A-4)式を得る。

$$\begin{aligned} SKEW &= \sum_{i=1}^n w_i \pi_i - \left(\sum_{i=1}^n w_i \pi_i - \sum_{i=m+1}^n w_i \pi_i \right) / \sum_{i=1}^m w_i \\ &= \sum_{i=m+1}^n w_i \pi_i / \sum_{i=1}^m w_i - \left(\sum_{i=m+1}^n w_i / \sum_{i=1}^m w_i \right) \times \sum_{i=1}^n w_i \pi_i \\ &= \sum_{i=m+1}^n \frac{w_i}{\sum_{i=1}^m w_i} \times \left(\pi_i - \dot{CPI}^{ttl} \right) \end{aligned} \quad (A-4)$$

(A-4)式より、本稿で供給ショックの代理変数として利用する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た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)を、各々のウェイトで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、東大出版会、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」、IMES Discussion Paper No.99-J-7、日本銀行金融研究所、1999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
- 蓑谷千鳳彦、『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.^a de los Llanos Matea, “Underlying Inflation Measures in Spain,” *Banco de España Working Paper* No.9911, 1999.
- 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, “Supply Shocks and the Distribution of Price Changes,” *FRB Dallas Economic Review*, First Quarter, 1996, pp.10-18.
- 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," *Review of Economics and Statistics*, 1999, *forthcoming*.
- 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 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," *NBER Working Paper*, No.7023, 1999.
- 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.