



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## 日本のフィリップス曲線に何が起こったか 企業の価格設定行動の変化と 名目硬直性の高まり

木村 武\*

takeshi.kimura@boj.or.jp

黒住卓司\*\*

takushi.kurozumi@boj.or.jp

原 尚子\*\*

naoko.hara@boj.or.jp

No.08-J-1  
2008年1月

日本銀行  
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱30号

\* 金融市場局、\*\* 調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

# 日本のフィリップス曲線に何が起こったか

## 企業の価格設定行動の変化と名目硬直性の高まり

木村 武 黒住 卓司 原 尚子

日本銀行調査統計局

2008年1月

### [要約]

日本の1990年代後半以降のインフレ率と実体経済の関係について振り返ってみると、1997年末以降、景気の悪化にもかかわらず、デフレは加速せず、インフレ率が小幅のマイナス領域に止まった、また、2002年以降、景気の長期回復にもかかわらず、インフレ率は目立って高まっていない、という特徴がうかがわれる。本稿は、これを、フィリップス曲線のフラット化という観点から捉え考察を行った。フラット化の原因については、既往理論をもとに、インフレ率の傾向的低下に伴う価格改定頻度の低下や、競争激化を背景とした需要の価格弾性値の上昇など幾つかの仮説が考えられるが、これらの要因だけで、計測されたフィリップス曲線の特性を十分に説明することは難しい。我々は、「経済のグローバル化や規制緩和などを背景に、財市場の競争構造や労働市場において、一方向の調整圧力が持続的に発生すると、企業は個々の需給動向よりも、世間相場を重視した価格設定を行うようになる」ことを理論モデルで示す。そして、そうした企業の価格戦略が名目硬直性を高め、フィリップス曲線のフラット化をもたらすことを指摘する。

キーワード: フィリップス曲線のフラット化、名目硬直性

---

\* 本稿は、東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局による第二回共催コンファレンス「90年代の長期低迷は我々に何をもたらしたか」(2007年11月)の報告論文である。論文作成に当たっては、一上響、加藤涼、川本卓司、塩路悦朗、代田豊一郎、新谷元嗣、関根敏隆、中村康治、西村清彦、福田慎一、福永一郎、廣瀬康生、前田栄治、門間一夫の各氏から有益なコメントを頂いた。ただし、本稿に示されている意見は日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りは、全て筆者たち個人に属する。

E-mail: takeshi.kimura@boj.or.jp、takushi.kurozumi@boj.or.jp、naoko.hara@boj.or.jp

## 1. はじめに

1990年代から2000年代初頭の長期にわたって、日本の景気は低迷した。所謂、「失われた10年」と呼ばれる時期である。この時期、インフレ率は低下し、デフレーションの問題がクローズアップされた。特に、ゼロ金利制約のもとで、金融不安が高まった1997年末以降は、デフレスパイラルに突入するのではないかと懸念が強まった<sup>1</sup>。しかし、景気の悪化にもかかわらず、デフレは加速せず、インフレ率は小幅のマイナス領域に止まった。一方、2002年以降は、景気が回復し、その拡張期間は、戦後最長のいざなぎ景気(57ヶ月)を超える長期のものとなっている。ただ、そうした長期の景気拡大にもかかわらず、インフレ率は目立って高まらず、2007年現在でもゼロ%近傍で推移している。

このように、インフレ率の変動は、実体経済の変動に比べると小幅なものになっており、フィリップス曲線は、近年フラット化してきていると考えられる<sup>2</sup>。実際、De Veirman(2007)やMourougane and Ibaragi(2004)、桜ほか(2005)は、日本のデータを用いて、誘導型フィリップス曲線を推計し、1990年代以降の同曲線のフラット化について確認している。既往の理論研究をもとにすると、フィリップス曲線のフラット化の原因として、インフレ率の傾向的低下に伴う価格改定頻度の低下(名目硬直性の高まり)や競争激化を背景とした需要の価格弾性値の上昇(実質硬直性の高まり)などの影響が考えられる<sup>3</sup>。これらは、企業の価格設定行動を描写した構造型フィリップス曲線のフラット化を經由して、誘導型フィリップス曲線のフラット化をもたらすと考えられる。また、構造型フィリップス曲線の傾きが不変であっても、中央銀行が物価安定をより重視した金融政策を行うようになると、実体経済の変動がインフレ率に与える影響は抑制されるという期待が民間部門で形成されることで、実際のインフレ率も安定

---

<sup>1</sup> 例えば、Ito(2004)や内閣府経済社会総合研究所(2001)を参照。

<sup>2</sup> 近年におけるフィリップス曲線のフラット化は、日本のみならず、米国など他の先進国でも、同様に観察される現象である。Roberts(2006)、Kroszner(2007)、Mishkin(2007)、Benati(2007)、Beaudry and Doyle(2000)、Williams(2006)、Gordon(2007)を参照。

<sup>3</sup> Ball et al.(1988)は、インフレ率の傾向的低下が価格改定頻度の低下をもたらす、すなわち、名目硬直性を高めることを指摘している。また、Sbordone(2007)やChen et al.(2004)は、競争激化による実質硬直性の高まりがフィリップス曲線の傾きに与える影響について論じている。

し、誘導型曲線はフラット化すると考えられる<sup>4</sup>。特に、構造型フィリップス曲線を上下にシフトさせる価格ショックが発生した場合には、中央銀行は、実体経済の安定性を犠牲にして、物価の変動圧力を抑制するよう政策対応を行うため、誘導型曲線のフラット化の傾向がより顕著に表れると考えられる。

我々は、ここで挙げたフラット化の仮説を否定しないが、これらの要因だけで、日本のフィリップス曲線の特性を十分に説明することは難しいと考える。次節で示す我々の誘導型フィリップス曲線の計測によれば、近年、確かにフィリップス曲線はフラット化しているが、同程度のフラット化は、1970年代後半から1980年代前半にもみられた現象である。インフレ率の水準（CPIベース）をみると、1970年代後半から1980年代前半は平均で5%程度、1990年代後半から2000年代前半は小幅のマイナスと、その間、約5%低下している。それにもかかわらず、フィリップス曲線の傾きが、両期間においてほぼ同じであるという事実は、インフレ率の低下による価格改定頻度の低下がフラット化の主因であると考えするには無理があることを示している。また、競争激化を背景とした需要の価格弾性値の上昇など実質硬直性の高まりは、定性的にはフィリップス曲線をフラット化させても、後述するように、定量的にみて同曲線の傾きの低下幅を十分説明できるものではないと考えられる。さらに、物価安定を重視した金融政策の遂行が誘導型フィリップス曲線のフラット化をもたらしたという仮説に関しては、中央銀行にとって、インフレ率の変動を安定化させるだけの政策対応の余地が十分ある場合に正当化されるものである。1990年代後半以降、日本銀行はゼロ金利制約に直面していたわけであり、この点を踏まえると、金融政策スタンスの変化によって日本のフィリップス曲線がフラット化したと考えるのは、あまり説得的であるようには思われぬ。

以上の考察を踏まえ、我々は、日本のフィリップス曲線のフラット化を説明するために、次の4点を考慮した。第一に、構造型曲線の傾きが不変のもとで、金融政策スタンスの変化によって誘導型曲線がフラット化したというよりも、基本的には、構造型のフラット化が誘導型のフラット化をもたらしたと考えられる。第二に、フラット化の程度を定量的に考えた場合、構造型のフラット化

---

<sup>4</sup> Roberts(2006)を参照。

は、実質硬直性よりも、名目硬直性の高まりによって  ただし、価格改定頻度の低下ではなく、企業の価格設定方法の変化によって  もたらされたと考えられる。第三に、その名目硬直性の高まりは、トレンド・インフレ率の低下以外の何らかの外的環境の変化によってもたらされたと考えられる。そして、最後に、その外的環境の変化は、1970年代後半から1980年代前半の時期と、1990年代後半から2000年代前半の時期の共通要因であると考えられる。

我々は、両時期に共通に作用した外的環境の変化として、財市場の競争構造や労働市場での調整圧力の高まりがあると考えた。すなわち、70年代後半から80年代初頭にかけては、石油ショックを機に、実質賃金が生産性対比大幅に割高な状況が続き、一方、90年代後半以降は、経済のグローバル化や規制緩和による競争激化などを背景に、賃金やマークアップ率に恒常的な低下圧力が加わった。これらは、いずれも、構造型フィリップス曲線を上下にシフトさせる価格ショックの慣性の高まりと解釈できる。すなわち、外的な物価変動圧力の影響が持続し、なかなかそれが剥落しない状況が両時期に発生したと考えられる。本稿では、こうした価格ショックの慣性の高まりという外的環境の変化が、企業の価格設定行動を変化させ、名目硬直性を内生的に強めることを理論的に示す。

本稿の理論モデルは、次の特徴を持つ。企業は価格を每期改定できるが、改定に際しては、  価格ショックと（限界費用を規定する）実質産出の将来流列に基づいた最適価格、  前期のインフレ率にインデックスした価格、  中央銀行のインフレ目標値にインデックスした価格、の3つの中から設定方法を確率的に選択すると仮定する。ただし、  の価格ショックと実質産出の将来流列に基づいた最適価格に設定するためには、情報収集や内部調整などの管理コストがかかるほか、買い手との交渉コストも、  や  の価格設定方法に比べて高くなる。このため、每期、最適な価格設定を行うことは、企業にとって収益最大化の観点で合理的ではない。情報収集や交渉などに伴う価格設定コストは、メニューコストなどの物理的なコストに比べ遥かに大きいことが、Zbaracki et al. (2004)によって定量的に示されており、このコストの存在が、本稿のモデルにおける名目硬直性の源泉である。

本稿のモデルの枠組み自体は、何も新しいものではなく、Christiano et al. (2005) 以降、ニューケインジアン・モデルをベースにした様々な研究で用いられてきている。しかし、既往の研究は、 $\theta$  の価格選択確率について、経済環境如何にかかわらず常に一定の構造パラメータであると仮定しているのに対して、本稿では、企業が収益最大化の観点から、経済環境に応じて価格選択確率を内生的に変化させると考えた。価格設定の選択確率が構造パラメータであるという仮定は、モデルの単純化としては有用でも、企業が収益最大化を追求するという前提に立って、現実を描写するうえでは、妥当なものとはいえない。むしろ、経済環境次第で、価格設定の戦略が変わると考える方が自然であろう。

モデル分析の結果、価格ショックの慣性が高くなると、企業は、 $\theta$  の最適価格の選択確率を低下させる一方で、 $\theta$  の前期のインフレ率にインデックスして価格を決める確率を増加させることが確認できた。この背景は、次のメカニズムによる。価格ショックの慣性が高まると、それに基づいた最適価格の慣性も高まる。このため、前期のインフレ率にインデックスするという、もともと慣性の高い価格設定方法は、価格ショックの慣性が高まるにつれて、最適価格との乖離幅を縮小させていく。したがって、コストを払ってまで、最適価格に頻繁に設定するよりは、前期のインフレ率にインデックスする価格設定を選択する方が、収益最大化の観点で合理的である。そして、こうした価格戦略を多くの企業がとるようになると、最適価格のベースとなる実質産出の動向が物価に反映されにくくなり、実際のインフレ率の慣性が高まる結果、前期のインフレ率へインデックスして価格を決めるという企業の選択の妥当性を高めることになる。つまり、価格ショックの慣性が高い状況のもとでは、前期のインフレ率へインデックスする確率を増やすという企業の価格設定は、ナッシュ戦略となり、そうした企業行動をマクロベースで集計すると、フィリップス曲線がフラット化することになる。

以上の理論考察を踏まえ、近年のフィリップス曲線のフラット化の背景について、より現実的な解釈を行うと次のようになる。1990年代後半以降、グローバル化や規制緩和を背景に競争圧力が高まるもとの、企業は生産性向上に努めるとともに、賃金の抑制スタンスを維持してきた。一方、労働者側は、新興諸

国の安い労働供給が出現する中で、特に、98年の金融危機以降は、賃金よりも雇用確保を最優先させてきた。こうしたことを背景に、ユニット・レーバークストの低下が続いたが、企業がそのコスト低下を製品価格にどの程度反映させるかを定めるためには、金融危機やグローバル化が需要動向や収益環境にどのような影響を及ぼし得るか、様々な角度から情報収集を行わなければならない。しかし、財市場の競争環境や労働市場に大きな調整圧力が発生した場合、いくらコストをかけて様々な情報収集を行っても、相応の不確実性が残ろう。そのようなケースでは、インデクセーションによる世間並みの値下げによって、様子をみていくという戦略は、調整圧力が一方向に持続的に作用する中で、大きな誤りをもたらすことも無く、妥当であると考えられる。そして、企業のこうした価格設定行動は、名目硬直性を高め、フィリップス曲線のフラット化につながっていくことになる。

本稿の構成は次の通りである。次の第2節では、フィリップス曲線の計測を行ったうえで、既往理論に基づいたフラット化仮説の妥当性について検討する。第3節では、価格ショックの定義とその慣性の高まりについて幾つかのエビデンスを示す。第4節では、経済環境に応じて企業の価格戦略が変化するモデルを導出し、第5節では、そのモデルを用いて、価格ショックの慣性が企業の価格設定行動にどのような影響を及ぼすかシミュレーションを行う。第6節では、理論モデルの考察を踏まえ、フィリップス曲線のフラット化について現実的な解釈を示す。また、近年、フラット化のみならず、インフレ慣性に関する議論が高まっていることを踏まえ、既往の実証分析と比較しつつ、慣性に関する我々の見方の現実的妥当性についても簡単にふれる。最後に、第7節で、本稿のまとめを述べる。

## 2. フィリップス曲線のフラット化とその背景

本節では、まず、誘導型フィリップス曲線の計測を通じて、近年、日本のフィリップス曲線がフラット化していることを示す。そのうえで、このフラット化が、既往研究で指摘されている仮説によって説明可能か考察する。

### (1) 日本のフィリップス曲線の計測結果

日本の四半期データを用いて、次の誘導型フィリップス曲線を OLS で逐次推計した<sup>5</sup>。

$$\pi_t = \sum_{j=1}^4 \lambda_j \pi_{t-j} + \kappa (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \psi z_t + \xi + v_t \quad (1)$$

ここで、 $\pi_t$  はインフレ率（前期比年率）、 $y_t - y_t^*$  は産出ギャップ、 $z_t$  は供給ショック、 $v_t$  は誤差項を表す。インフレ率  $\pi_t$  に関しては、CPI（総合除く生鮮）と企業間取引価格も含む国内民需デフレーター（SNA ベース）の2つを用いた（図表1）<sup>6</sup>。産出ギャップについては、日本銀行調査統計局計測の GDP ギャップ（以下「BOJ ギャップ」と、Hodrick-Prescott フィルターによるトレンド除去後の実質 GDP（以下「HP ギャップ」）を使用した<sup>7</sup>。また、供給ショック  $z_t$  としては、円建て輸入物価の変化率（前期比）を用いた<sup>8</sup>。逐次推計にあたっては、推計期間を10年間（40四半期）とし、推計始期をBOJ ギャップの利用可能な1976/1Qから1四半期ずつずらして計測した。なお、計測結果の頑健性をみるために、逐次推計期間を50四半期と60四半期に設定した計測も行った。

まず、インフレ率  $\pi_t$  として CPI を用い、計測期間を40期に固定して逐次推計した結果をみると（図表2）、傾き  $\kappa$  は、90年代以降徐々に低下し、近年は統計的にゼロと有意に異なるものとなっている。インフレの慣性  $\sum \lambda_j$  は、90年代入り後上昇しているが、出尽くしベースの傾き  $\kappa / (1 - \sum \lambda_j)$  をみても、すなわち、産出ギャップの変化に対するインフレ率の累積的な変化幅をみても、やはりフラット化の傾向が確認できる。こうしたフラット化は、1990年代以降の景気の長期低迷のもとでも、デフレが加速しなかったこと、そして、2002年以降の長期の景気回復局面のもとでも、インフレ率が目立って高まらなかったことを定量的に描写したものと考えられる。しかし、ここで興味深い点は、こうしたフィリップス曲線のフラット化は、近年だけではなく、1970年代後半から1980

<sup>5</sup> (1)式は、Rudebusch and Svensson(1999)と同型で、海外のフィリップス曲線の計測でもよく使用されるものである（例えば、Roberts(2006)などを参照）。

<sup>6</sup> いずれも、季節調整済み、消費税調整済みの計数。

<sup>7</sup> BOJ ギャップに関しては、伊藤ほか(2006)を参照。

<sup>8</sup> 輸入物価変化率のラグを4四半期分取り入れて、(1)式を推計した。



年代前半にかけても観察される 正確に言えば、1970 年代後半のデータを含む期間では、フラット化というより、傾きがマイナスになっている ということである<sup>9</sup>。

以上の結果は、使用する産出ギャップやインフレ率指標、逐次推計期間の長さに依存しない頑健なものである（図表3）。そして、フィリップス曲線のフラット化が近年だけではなく、1970 年代後半から 1980 年代前半にかけても観察されるという点は、フラット化の原因を考えるうえで、次節で考察する通り、重要なインプリケーションを持つものと考えられる。なお、1970 年代後半における誘導型曲線のマイナスの傾きに関しては、定式化の誤りや説明変数の欠落を示唆しているという見方があるかもしれないが、5 節で示す我々のモデルでは、フラット化が進むと、誘導型曲線の傾きがマイナスになることも理論的に説明可能であることを指摘する。

## （2）フィリップス曲線のフラット化に関する仮説

以下では、既往の研究に基づいたフィリップス曲線のフラット化に関する 3 つの仮説を取り上げ、その妥当性について検討する。考察に際しては、下記の構造型フィリップス曲線に適宜言及しながら、論点を整理していく<sup>10</sup>。

---

<sup>9</sup> De Veirman(2007) や Mourougane and Ibaragi(2004) は、1990 年代以降のフラット化を確認しているが、我々の計測結果とは異なり、1970 年代後半から 1980 年代前半のフラット化については検出していない。これは、彼らの計測では、第一次石油ショックを含む 1970 年代前半にサンプル始期を固定したうえで、終期を 1990 年代以降にずらし、計測期間全体を長くしていくという方法を採用しているためである。これに対して、我々の計測では、第一次石油ショックを含んでいないほか、計測期間を一定にしたままスライドさせているという違いがある。

<sup>10</sup> 本来であれば、構造型曲線(2)式の推計も行い、誘導型曲線(1)式の推計結果とあわせて考察することが望ましいが、GMMで 40～60 四半期の小標本による逐次推計を行っても、頑健な結果を得ることができなかった。このため、構造型曲線の推計から、企業の価格設定行動の変化を考察するというアプローチは採用しない。なお、東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局による第二回共催コンファレンス「90 年代の長期低迷は我々に何をもたらしたか」(2007 年 11 月)において、本論文を報告した際、指定討論者の新谷元嗣氏から、構造型(2)式を直接推計した結果が提示された。その内容は、第4～5 節で示す我々のモデルと整合的なものであったが、説明変数や操作変数、サンプル期間の選択などに対して、推計結果が頑健であるかどうか検討する必要がある。

$$\pi_t - \pi^* = \lambda_b(\pi_{t-1} - \pi^*) + \lambda_f E_t[\pi_{t+1} - \pi^*] + \kappa_y(y_t - y_t^*) + \kappa_u u_t \quad (2)$$

上式は、標準的なニューケインジアン・フィリップス曲線であり、 $\pi^*$  は中央銀行のインフレ目標値、 $u_t$  は同曲線を上下にシフトさせる価格ショックを表している。価格ショック  $u_t$  は、後述するように、賃金などのコスト要因のほか、マークアップ率の変化などが含まれる。

(仮説 1 : 名目硬直性の高まり)

第一の仮説は、インフレ率の傾向的低下に伴う価格改定頻度の低下が、構造型フィリップス曲線のフラット化 (2) 式のパラメータ  $\kappa_y$  の低下 をもたらしたという見方である。その理論的背景は、Ball et al. (1988) によって与えられている。トレンド・インフレ率の水準が高い時に、価格を変更せずに据え置くと、企業の相対価格が大きく変動し、限界費用を基に設定した最適な相対価格からの乖離幅も大きくなり、収益が悪化する。このため、企業は価格改定の頻度を増やし、限界費用の変化をより頻繁に価格に反映させるようになる。つまり、トレンド・インフレ率が高い場合、限界費用の変化はより物価に反映されることで、限界費用 (を規定する産出ギャップ) とインフレ率の構造上の相関が強まり、フィリップス曲線はスティープ化する。逆に、トレンド・インフレ率の水準が低くなれば、企業の相対価格の変化幅は小さくなるため、企業はコストのかかる価格改定の頻度を減らす方が得になる。この価格改定頻度の低下による名目硬直性の高まりが、インフレ率と限界費用の構造上の相関を弱める構造型フィリップス曲線をフラット化させる ことで、誘導型フィリップス曲線のフラット化につながると考えられる。

それでは、価格改定頻度の低下によって、日本の近年におけるフィリップス曲線のフラット化を説明できるであろうか。CPI のマイクロデータを分析した才田・肥後(2007)によれば、1989 年以降 2003 年までの 15 年間ににおける価格改定頻度は、財とサービスで異なる動きがみられるが、全体では一月当たり 20% 強でほぼ一定となっている<sup>11</sup>。つまり、価格改定頻度がこの間低下したという明確な

<sup>11</sup> 才田・肥後(2007)は、近年、財の価格改定頻度が上昇する一方で、サービスの価格改定頻度は低下しているとの結果を得ている。ただし、後者に関しては、本当に、価格改定頻

エビデンスは得られておらず、近年におけるフラット化と関連付けるのは必ずしも適当ではないと考えられる。さらに、先の実証分析でみた通り、日本のフィリップス曲線のフラット化は、90年代後半以降に限った現象ではなく、1970年代後半から80年代前半にかけても観察されるものである。インフレ率の水準（CPI前年比）は、1970年代後半から1980年代前半は平均で5%程度であったが、1990年代後半から2000年代前半は小幅のマイナスとなっており、その間、約5%低下している。それにもかかわらず、フィリップス曲線が、両期間において同程度にフラット化しているという事実は、インフレ率の傾向的低下による価格改定頻度の低下が近年のフラット化の主因であると考えerには無理があることを示している<sup>12</sup>。

（仮説2：実質硬直性の高まり）

第二の仮説は、企業間競争の激化に伴う需要の価格弾性値の上昇が、構造型フィリップス曲線のフラット化（2）式のパラメータ $\kappa_y$ の低下をもたらしたという見方である<sup>13</sup>。競争激化によって、企業が直面する需要の価格弾性値が高まってくると、企業のプライシング・パワーが低下し、限界費用の上昇を価格に転嫁することは困難になってくる。このため、仮に企業が每期コスト無しで価格を変更できるとしても、つまり、名目硬直性が存在しなくとも、企業は、限界費用の価格への転嫁度合いを小幅にするようになる。これが実質硬直性である。

フィリップス曲線のフラット化が、日本だけでなく、先進諸国で観察されることを踏まえると、世界共通要因である経済のグローバル化が、市場の競争構造に影響を与え、それがフラット化につながったと考えるのは尤もらしい。実

---

度が低下したのか、あるいは、改定頻度自体は変わっていないもとの、単に、企業が価格改定期に価格を据え置いた（価格変更の必要が無かった）のか、識別できていないことに注意が必要である。

<sup>12</sup> このように、70年代後半以降のフィリップス曲線の傾きの変化について、Ball et al. (1988)の仮説を当てはめることは適当ではないように考えられる。しかし、「1970年代前半・中頃において20%前後に達した高インフレ期」と「70年代後半以降の10%未満のマイルドなインフレ期、低インフレ期」を大掴みで比較すれば、価格改定頻度の低下が日本のフィリップス曲線のフラット化に寄与している可能性も考えられる。

<sup>13</sup> Sbordone (2007)、IMF (2007)、Borio and Filardo (2006)、Chen et al. (2004)などを参照。

際、Kawamoto and Nakakuki(2007)によると、日本のマークアップ率のトレンド値は90年代以降ごく緩やかに低下している。需要の価格弾性値が上昇していることが確認されている<sup>14</sup>。もっとも、詳細は省略するが、彼らの計測値をもとにした構造型フィリップス曲線の傾き $\kappa_y$ の低下幅では、観察される誘導型フィリップス曲線のフラット化を十分には説明できないことが、確率シミュレーションによって確認された<sup>15</sup>。また、米国に関しても、Ball(2006)が、経済のグローバル化が米国の誘導型フィリップス曲線のフラット化に与える影響はごく限定的であるとしているほか、Bowman(2003)も、米国市場の競争が激化したという確たる証拠は得られないとして、グローバル化や規制緩和による企業のプライシング・パワーの低下がフィリップス曲線のフラット化をもたらしているという仮説は実証的にはサポートされないとしている。さらに、先進諸国全体についてみても、OECD(2002)は、市場の競争構造の変化が検出されないとしているほか、Ihrig et al. (2007)もグローバル化によってフィリップス曲線がフラット化したという証左を見つけ出すことができないとしている<sup>16</sup>。

需要の価格弾性値やマークアップ率など市場の競争度合いの計測には、かなりの不確実性を伴うため、実証的なサポートが得られないからといって、実質硬直性の高まりが否定されるわけではないであろう。しかし、日本の場合、フィリップス曲線のフラット化が、近年のみならず、70年代後半から80年代前半にも観察されるという事実を踏まえると、競争激化を背景とした実質硬直性の高まりが近年のフラット化の主因であると考えるのであれば、70年代後半から80年代前半の時期のフラット化をもたらしたものは一体何であろうか。当時の

---

<sup>14</sup> このほか、Kiyota et al.(2007)は、企業活動基本調査を用いてマークアップ率の計測を行い、90年代は、1970～80年代に比べ、製造業、非製造業ともに、同比率が低下していることを指摘している。

<sup>15</sup> 理論的には、労働供給の弾性値上昇も、実質硬直性の高まりをもたらす得る。日本では、近年、パートタイム労働者をはじめとする非正規労働者のウェイトが高まっており、これには、女性や若年層の就業に関する嗜好の変化や労働市場の規制緩和を背景に、労働供給の弾性値が上昇していることが影響している可能性も考えられる。しかし、黒田・山本(2006)は、労働供給の弾性値は、90年代以降、概ね安定していることを指摘し、弾性値の変化で、フィリップス曲線のフラット化を説明することはできないとしている。

<sup>16</sup> Ihrig et al. (2007)は、グローバル化によるフィリップス曲線のフラット化を指摘した Borio and Filardo(2006)の計測結果について、頑健でないことを指摘している。

市場の競争環境が、グローバル化や規制緩和が進んだ近年と同じであるとは考えにくく、別途の説明が必要となる。

(仮説3：物価安定を重視した金融政策)

第三の仮説は、物価安定を重視した金融政策が、誘導型フィリップス曲線のフラット化をもたらしたという見方である。(2)式の構造型フィリップス曲線の傾き $\kappa_y$ が不変のもとでも、右辺第二項の期待インフレ率 $E_t[\pi_{t+1}]$ に金融政策が影響を与えることで、誘導型曲線(1)式の傾き $\kappa$ は変化し得る。例えば、実体経済が悪化し、(2)式の右辺第三項の産出ギャップ $y_t - y_t^*$ が下振れした場合を考えてみよう。中央銀行が物価安定を重視すればするほど、実体経済の悪化によるインフレ率 $\pi_t$ の下落圧力を抑制するために、金融緩和による将来の産出ギャップ $y_{t+j} - y_{t+j}^*$ の引き上げに積極的となる。そうした金融政策のスタンスを民間部門が予想すれば、期待インフレ率 $E_t[\pi_{t+1}]$ は下落せず、足もとのインフレ率 $\pi_t$ の低下幅も抑制されることになる。つまり、産出ギャップ $y_t - y_t^*$ が下振れしても、インフレ率はあまり下がらないため、誘導型曲線はフラット化する。こうしたフラット化は、価格ショック $u_t$ (構造型(2)式の右辺第4項)が発生するとより顕著なものとなる。例えば、負の価格ショック( $u_t < 0$ )が発生すると、中央銀行は、それに伴うインフレ率の下落圧力を抑制するために、金融緩和による産出ギャップ $y_t - y_t^*$ の引き上げを行う。そうした政策効果を民間部門が予想すれば、実際のインフレ率はさほど低下しなくなる。価格ショックが発生した場合、中央銀行が物価安定をより重視すればするほど、インフレ率と産出ギャップが反対方向に動くようになるため、誘導型曲線の傾きはよりフラット化しやすい。場合によっては、傾きが負になると考えられる。

1990年代以降、インフレーション・ターゲティングの拡がりに象徴されるように、物価安定を重視した金融政策の運営が世界的に浸透し、これが、先進諸国のフィリップス曲線のフラット化につながった可能性は十分考えられよう<sup>17</sup>。実際、Roberts(2006)は、米国で観察される誘導型フィリップス曲線のフラット化は、FEDの政策スタンスの変化 具体的には、金融政策ルールにおける政策

---

<sup>17</sup> Clarida et al.(1998, 2000)は、主要国の金融政策運営において、政策金利のインフレ率への反応度が上昇していることを示している。

金利のインフレ感応度の上昇 によって、ほとんど説明できるとしている。

それでは、日本のフィリップス曲線のフラット化の背景として、日本銀行の政策スタンスの変化が影響しているといえるであろうか。答えは、政策ルール(3)式の計測結果に見出すことができる(図表4)。

$$i_t = r^* + \pi^* + \phi_\pi (\tilde{\pi}_t - \pi^*) + \phi_y (y_t - y_t^*) \quad (3)$$

ここで、 $i_t$ は政策金利(コールレート)、 $r^*$ は均衡実質金利、 $\pi^*$ は中央銀行のインフレ目標値、 $\tilde{\pi}_t$ はインフレ率前年比( $\tilde{\pi}_t = \sum_{j=0}^3 \pi_{t-j}/4$ )を表す<sup>18</sup>。計測に際しては、サンプル期間を40四半期とし、OLSによる逐次推計を行った。政策金利のインフレ感応度 $\phi_\pi$ の推計値は、ゼロ金利制約を背景に、90年代中頃から低下し、90年代後半には1を下回るようになり、マクロ経済の安定性のための条件と考えられているテイラー原則(Taylor principle)を満たさなくなっている<sup>19</sup>。また、産出ギャップ感応度 $\phi_y$ も、90年代後半に低下している。

日本銀行は、ゼロ金利制約の下で、金融緩和効果を発揮するために、時間軸政策など期待に働きかける政策(コミットメント政策)を遂行したが、それでもゼロ金利制約が無いときに比べれば、全体の政策効果が制限されていたと考えるのが自然であろう。したがって、日本の誘導型フィリップス曲線のフラット化の背景として、金融政策の影響を挙げるのは、あまり説得的であるようには思われない<sup>20</sup>。

### 3. 価格ショックの慣性とフラット化に関する新仮説

<sup>18</sup> 実際の計測に際しては、目標インフレ率と均衡実質金利を一つの定数項として取りまとめて計測した( $i_t = \phi_\pi \pi_t + \phi_y (y_t - y_t^*) + c$ )。

<sup>19</sup> 70年代後半から80年代初の時期においても、テイラー原則が満たされていない。このことは、「第二次石油ショックが日本経済に深刻な影響を及ぼすことがなかったのは、適切な金融政策運営によるものである」という一般的な見方と矛盾するようにみえる。おそらく、当時は、窓口指導を活用したマネーサプライ重視の政策がマクロ経済の安定性に寄与したものと考えられ、そうした政策効果については、金利を軸にした政策ルールではうまく計測されないと考えられる。

<sup>20</sup> 金融政策の有効性が低下すると、フィリップス曲線はフラット化するのではなく、むしろスティープ化する。この点については、以下で示す我々のモデルを用いたシミュレーションによって確認できる。詳しくは、補論1を参照。

以上の考察を踏まえ、我々は、日本のフィリップス曲線のフラット化を説明するために、次の4点を考慮した。第一に、構造型曲線の傾きが不変のもとで、金融政策スタンスの変化によって誘導型曲線がフラット化したとは考え難く、基本的には、構造型のフラット化が誘導型のフラット化をもたらしたと考えられる。第二に、フラット化の程度を定量的に考えた場合、構造型のフラット化は、実質硬直性よりも、名目硬直性の高まりによって、ただし、価格改定頻度の低下ではなく、企業の価格設定方法の変化によって、もたらされている可能性が高い。第三に、その名目硬直性の高まりは、インフレ率の低下以外の何らかの外的環境の変化によってもたらされたと考えられる。そして、最後に、その外的環境の変化は、1970年代後半から1980年代前半の時期と、1990年代後半から2000年代前半の時期の共通要因であると考えられる。

我々は、両時期に共通に作用した外的環境の変化として、構造型フィリップス曲線を上下にシフトさせる価格ショック  $u_t$  (構造型(2)式の右辺第4項)の慣性の高まりがあると考えた。すなわち、外的な物価変動圧力  $u_t$  の影響が持続し、なかなかそれが剥落しない状況が両時期に発生したと考えた。そこで、まず、価格ショックの発生源について、改めて整理しよう。

#### (1) 価格ショックの発生源

価格設定に際して、いかなるコストも発生しなければ、すなわち、名目硬直性が存在しなければ、企業は、下記の対数で表示した「望ましい価格  $p_t^*$ 」に、每期設定すると考えられる<sup>21</sup>。

$$p_t^* = p_t + mc_t + \mu_t = p_t + \gamma(y_t - y_t^*) + u_t \quad (4)$$

ここで、 $p_t$  は一般物価  $P_t$  の対数值、 $mc_t$  は実質限界費用(定常状態からの乖離率)、 $\mu_t$  はマークアップ率(定常状態からの乖離率)を表している。つまり、企業にとって、名目限界費用( $p_t + mc_t$ )にマークアップ率  $\mu_t$  を上乘せした水準が、望ましい価格  $p_t^*$  である。

次に、企業の生産関数について、 $Y_t = z_t L_t^a$  ( $0 < a \leq 1$ ) を想定しよう。生産性  $z_t$

<sup>21</sup> 詳細は、Walsh(2003)を参照。

のもとで、労働  $L_t$  を投入することで、生産  $Y_t$  が与えられるという関係である。この時、実質産出  $Y_t$  の増加とともに、限界費用も増加するという関係式、 $mc_t = \gamma(y_t - y_t^*) + \tilde{u}_t$  を導出することができる。 $\tilde{u}_t$  は、生産性  $z_t$  に依存して決まる実質賃金の均衡水準と実際の実質賃金の乖離率（いわゆる、実質賃金ギャップ）を表しており、この乖離は賃金交渉プロセスにおける摩擦や賃金の粘性などから発生する<sup>22</sup>。なお、実質硬直性を示すパラメータ  $\gamma$  については、 $\gamma = (\sigma + \eta) / [1 + \theta(1 - a) / a]$  と定められる。ただし、 $\sigma$  は相対的危険回避度、 $\eta$  は労働の供給弾性値の逆数、 $\theta$  は需要の価格弾性値を示す（ $\sigma > 0, \eta \geq 0, \theta > 1$ ）。

最終的に、価格ショック  $u_t$  は、(4) 式の右辺において、マークアップ率  $\mu_t$  と、実質賃金の均衡水準からの乖離率  $\tilde{u}_t$  の合計として示すことができる（ $u_t = \mu_t + \tilde{u}_t$ ）。マークアップ率や実質賃金ギャップの動向は、本来、企業自身の意思決定を反映している面があり、企業にとって純粋に外生的なものとはいえないが、次節で示す通り、その慣性は、石油ショックや経済のグローバル化、規制緩和など企業にとっての外的環境の大きな変化に左右されると考えられる。そこで、本稿では、単純化のために、価格ショック  $u_t$  は、1 次の自己回帰過程に従う外生変数と仮定する（ $u_t = \rho_u u_{t-1} + \varepsilon_t^u$ ）。

## （2）価格ショックの慣性

誘導型フィリップス曲線(1)式のインフレ率のラグ項にかかるパラメータ  $\sum \lambda_j$  の推移をみると、1980 年代中頃から 1990 年代中頃は低いが、その前後は高くなっており、その時期にインフレの慣性が高まっていることが確認される（前掲図表 2）。これは、一つの可能性として、1970 年代半ばから 1980 年代前半の期間と 1990 年代後半以降の両期間において、価格ショックの慣性が高まっている 1 次の自己回帰パラメータ  $\rho_u$  が高まっていることを示唆したものと考えられる。

この背景を探るために、労働分配率（実質賃金 ÷ 労働生産性）の動きをみると、1970 年代半ばに、分配率は石油ショックの影響から上方にシフトしたまま、元の状態に戻らない状況が続いた（図表 5）。これは、原油価格の急激な上昇が、

<sup>22</sup> 詳細は、Erceg et al. (2000) を参照。



生産性を低下させる一方で、労働者側の賃上げ圧力を高めたことが影響している。つまり、価格ショックが、実質賃金ギャップの拡大を背景に、慣性を伴いつつプラス方向に拡大したと考えられる<sup>23</sup>。

一方、2002年以降の今次景気回復局面では、労働分配率の低下が目立っている。この点は、企業の売上高人件費比率の低下幅が、過去の景気回復局面と比べても大きいことから裏付けられ、経済のグローバル化が進む中で、製造業を中心に、人件費の抑制スタンスを維持し続けてきたことが、その背景にあると考えられる（図表6）。また、非製造業も、規制緩和などを背景に競争圧力が強まるもとの、90年代後半以降、賃金をはじめとするコストの削減に努めてきた。例えば、短観で、小売業の販売価格D Iと仕入価格D Iの動きをみると、90年頃までは両D Iにほとんど乖離はなかったが、「価格破壊」や「流通革命」などと言われ競争が激化した90年代半ば頃から、販売価格D Iが仕入価格D Iを下回る状況が続いている（図表7(1)）。販売価格の抑制が実現されてきた背後には、ユニット・レーバ・コストなど各種コストの不断の削減努力がある（図表8）。同様に、サービス業の販売価格D Iと仕入価格D Iの動きをみても、90年以降、販売価格D Iが仕入価格D Iを下回る状況が続いており、その乖離幅は拡大傾向にある（図表7(2)）。また、労働者側からみても、グローバル化に伴う新興諸国の安い労働供給が出現する中で、特に、98年の金融危機以降、賃金よりも雇用確保を最優先させてきた経緯がある。実際、この点に関しては、組合の賃上げ要求アップ率と妥結率の乖離幅が99年以降急速に縮小し、近年はほぼゼロの状態が続いていることから裏付けられる（図表9）。つまり、雇用が維持されるなら、生産性対比割安な実質賃金でも受け入れざるを得ない状態が続いたものと考えられる。

以上の事実は、1990年代半ば以降、賃金ギャップとマークアップ率からなる価格ショックが、慣性を高めつつマイナス方向に拡大したことを示唆している<sup>24</sup>。

<sup>23</sup> 実際、雇用者報酬ベースの労働分配率について、定数項付きのAR(1)モデルをあてはめ、自己回帰係数を計測すると、1960年代の0.80から、70年代の0.93へと上昇している。なお、事後的にみれば、労働分配率の平均値が上方シフトしただけで、慣性は変化していないという見方ができるかもしれないが、企業がリアルタイムにそうした評価を行うことは困難であろう。

<sup>24</sup> 労働分配率(図表5の雇用者報酬ベース)の自己回帰係数は、1990年代の0.76から、2000

以下では、こうした価格ショックの慣性の高まりという外的環境の変化が、(4)式の望ましい価格  $p_i^*$  の変化を經由し、企業の価格設定パターン(名目硬直性)を内生的に変化させる。すなわち、(2)式の構造型フィリップス曲線のパラメータ  $(\lambda_b, \lambda_f, \kappa_y, \kappa_u)$  を変化させることを理論的に示す。

#### 4. 内生的名目硬直性モデル

我々のモデルは、Christiano et al.(2005)やGiannoni and Woodford(2005)をベースにしたもので、企業は、価格設定方法に関する複数の選択肢の中から、每期、一つの設定方法を確率的に選択するというものである。しかし、彼らのモデルを含む多くのニューケインジアン・モデルとは違って、価格設定方法を、所与の確率によって決めるのではなく、経済環境に応じた最適な設定確率を企業が収益最大化の観点から、内生的に決めることを考える。価格設定の選択確率が構造パラメータであるという既往モデルの仮定は、モデルの単純化としては有用でも、企業が収益最大化を追求するという前提に立って、現実を描写するうえでは、妥当なものとはいえない。むしろ、経済環境次第で、価格設定の戦略が変わると考える方が自然であろう。

企業が、外部環境の変化に応じて価格設定の選択確率を内生的に決定するというモデルは、既に、Ball et al.(1988)やRomer(1990)、Kiley(2000)、Devereux and Yetman(2002)、Levin and Yun(2007)にみられる。これらの研究は、トレンド・インフレ率(中央銀行のインフレ目標値)の変化に応じて、企業の価格改定頻度が変化すると考えている。しかし、既述の通り、1970年代後半以降の日本のフィリップス曲線の傾きの推移やマイクロデータを分析した才田・肥後(2007)の計測結果を踏まえると、価格改定頻度がインフレ率に応じて変化するというのは、少なくとも、今回の日本の分析対象期間に関する限り、妥当な仮定ではない。

---

年代の0.89へと上昇している。また、販売価格DIと仕入れ価格DIの乖離がマイナスになったということは、負の価格ショックの発生を示し、そのマイナスの乖離が持続している。すなわち、もとの状態に戻らない。ということが、価格ショックの慣性の高まりを示している(図表7(1))。実際、両DIの乖離について、定数項付きのAR(1)モデルをあてはめ、自己回帰係数を計測すると、1980年代の0.48から、90年代の0.74へと上昇する。

そこで、我々は、トレンド・インフレ率以外の様々な外的環境の変化に応じて例えば、価格ショックの慣性の変化や金融政策ルールの変化などに応じて、価格設定の選択確率を内生的に変化させるモデルを考えた。また、Romer(1990)、Kiley(2000)、Devereux and Yetman(2002)では、家計の支出行動が数量方程式 (quantity equation) で表され、金融政策が貨幣成長率の確率過程によって外生的に与えられているが、我々は、効用最大化問題から家計の支出行動を導出し、また金融政策のスタンスは、政策ルールによって描写されるモデルを考えた。これらの点において、本稿のモデルは、先行研究に比べて、より現実的な分析フレームワークを提示していると考えられる。

以下では、企業の価格設定行動と市場均衡について説明する。

#### (1) 企業の価格設定行動

各企業  $j \in [0,1]$  は、一種類の差別化された財  $j$  を生産し、独占的競争市場においてその価格を設定して、家計に販売する。企業  $j$  は、每期、価格を変更するが、その際、価格ショックと (限界費用を規定する) 実質産出の将来流列に基づいて、最適価格  $p_{j,t}^o$  を選択する、前期の一般物価の変化率  $\pi_{t-1} (= \Delta p_{t-1})$  にインデックスして価格を決める、中央銀行のインフレ目標値  $\pi^*$  にインデックスして価格を決める (ゼロインフレが目標の場合は価格を据え置く) という3つの選択肢の中から、価格設定方法を確率的に選択する<sup>25</sup>。それぞれの選択確率については、企業の過去の価格設定の履歴に依存しないと仮定し、企業  $j$  が最適価格  $p_{j,t}^o$  を選ばない確率を  $\alpha_j$ 、最適価格を選ばなかった場合、前期のインフレ率にインデックスする条件確率を  $\delta_j$  とする。つまり、3つの選択肢を選ぶ確率は、それぞれ、最適価格  $p_{j,t}^o$  を選択する確率が  $1-\alpha_j$ 、前期のインフレ率  $\pi_{t-1}$  にインデックスする確率が  $\alpha_j \delta_j$ 、中央銀行のインフレ目標値  $\pi^*$  にインデックスする確率が  $\alpha_j(1-\delta_j)$  である。

ただし、最適価格  $p_{j,t}^o$  に設定する際には、その都度、固定費用  $F$  がかかると仮定する。このコストの存在が、我々のモデルにおける名目硬直性の源泉であり、

---

<sup>25</sup> Coenen et al.(2007)は、前期の一般物価の変化率にインデックスする方法を dynamic indexation、中央銀行のインフレ目標値にインデックスする方法を deterministic indexation と呼んでいる。

これは、メニューコストなどの物理的なコストというよりも、経営管理コスト (managerial cost) や顧客コスト (customer cost) を想定したものである<sup>26</sup>。Zbaracki et al.(2004) は、米国の製造業企業とその顧客に対する詳細な調査から、(1) 価格設定のための情報収集や意思決定、企業の内部調整などの経営管理コストは、メニューコストに比べ6倍以上大きい、(2) 顧客への説明や価格改定交渉など顧客コストは、メニューコストに比べ20倍以上の大きい、(3) これらのコストは、価格改定幅が大きいほど大きくなる (価格調整コストの convexity) ことを指摘している。Zbaracki et al.の調査結果を踏まえると、最適価格  $p_{j,t}^o$  の設定にコストがかかるというのは、リーズナブルな仮定である。まず、最適価格  $p_{j,t}^o$  を設定するためには、価格ショックや実質産出の将来流列に関する情報に加え、ライバル企業の価格改定も踏まえた需要の変化、収益に与える影響など詳細な情報収集を行う必要があるほか、企業内部での調整などの経営管理コストがそれ相応にかかる。また、企業間取引の場合には特に、世間相場から乖離した価格変更の際には、価格改定率の根拠など顧客への説明や交渉コストも嵩む。さらに、ショックに対して速やかに反応する最適価格  $p_{j,t}^o$  の設定は、インデクセーションに基づく価格設定に比べ、価格改定率が大きくなることが多く、これらの調整コストは相対的に大きくなると考えられる<sup>27</sup>。一方、前期のインフレ率や中央銀行の目標インフレ率へインデックスする価格設定は、情報収集コストがかからないほか、世間並みの価格改定というロジックはシンプルでわかりやすく、顧客の理解も得られ易いため、顧客コストも低いと考えられる。

以上のセッティングのもとで、企業の期待収益最大化問題は、次の収益損 (loss

---

<sup>26</sup> 我々のモデルでは、企業は、每期、価格を改定するため、中央銀行のインフレ目標値がゼロ%でない限り、どの価格設定を選択するにしても、同じだけのメニューコストがかかる。また、どの価格設定においても、経営管理コストや顧客コストはかかると考えられるが、ここで重要なのは、最適価格設定のコストが、インデクセーションのコストよりも大きいという点である。その意味で、最適価格の設定コスト  $F$  は、絶対的なものというより、相対的なものである。

<sup>27</sup> 価格調整コストの convexity を考えれば、最適価格の改定幅に応じて、設定コストが変化すると考えるのがより現実的かもしれない。しかし、最適価格の設定確率  $\alpha_j$  の内生化において重要なのは、設定コストの将来にわたる平均値であり、每期の設定コストの変化は重要ではない。したがって、我々のモデルの枠組みにおいて、最適価格の設定コストを固定とみなすことに問題はないと考えられる。

in profit) の最小化問題と同値であることが示される<sup>28</sup>。収益損は、最適価格の設定コスト、ならびに企業の設定価格と望ましい価格との乖離の二乗和に依存する。

$$\begin{aligned}
& L_t(\alpha_j, \delta_j; \alpha, \delta) \\
& = F + \min_{p_{j,t}} \left( (p_{j,t} - p_t^*)^2 + E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\beta \alpha_j)^k \left\{ p_{j,t+k} + \sum_{h=1}^k [\delta_j \pi_{t+h-1} + (1-\delta_j) \pi^*] - p_{t+k}^* \right\}^2 \right) \quad (5) \\
& \quad + \beta (1-\alpha_j) \sum_{k=1}^{\infty} (\beta \alpha_j)^{k-1} E_t L_{t+k}(\alpha_j, \delta_j; \alpha, \delta)
\end{aligned}$$

ここで、 $p_{j,t}$  は企業  $j$  が  $t$  期に設定する価格(対数值)を、 $\alpha, \delta$  は他の企業の価格設定確率を表す。また、 $E_t$  は  $t$  期に利用可能な情報に基づく期待オペレータ、 $\beta \in (0,1)$  は割引因子を表す。(5)式の右辺において、第一項と第二項は、 $t$  期に最適価格  $p_{j,t}^o$  に設定する固定費用  $F$  と、 $t+1$  期以降に最適価格を選び直さないことから発生する収益損を表している。第三項は、将来において最適価格を選び直し、その後は新たな最適価格を選び直さないことから発生する収益損を表している。

企業の収益最大化問題は、次の2段階で構成される。第一段階では、初期時点での期待収益損を最小化するように価格設定確率を選ぶ。第二段階では、選択した価格設定確率のもとで最適価格を決定する。この問題を解くために、まず、第二段階の問題、すなわち、(5)式の右辺第二項の最小化問題を解くことによって、 $t$  期における最適価格  $p_{j,t}^o$  を得る。

$$p_{j,t}^o = (1 - \beta \alpha_j) \left( p_t^* + E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\beta \alpha_j)^k \left\{ p_{t+k}^* - \sum_{h=0}^k [\delta_j \pi_{t+h-1} + (1-\delta_j) \pi^*] \right\} \right) \quad (6)$$

次に、第一段階の問題である価格設定確率  $\alpha_j, \delta_j$  の最適化、すなわち、名目硬直性の内生性について考える。企業  $j$  は、収益損(5)式の期待値を最小にするように、価格設定確率  $\alpha_j, \delta_j$  を選択する。このための最適条件  $\partial EL_t(\alpha_j, \delta_j; \alpha, \delta) / \partial \alpha_j = 0$ 、 $\partial EL_t(\alpha_j, \delta_j; \alpha, \delta) / \partial \delta_j = 0$  は、それぞれ次のようになる。

<sup>28</sup> 詳細は、Rotemberg(1987)、Romer(1990)、Devereux and Yetman(2002)、Walsh(2003)を参照。本稿では、Romer や Devereux and Yetman と同様に、初期時点で最適価格を選択することを仮定している。

$$F + E(p_{j,t}^o - p_t^*)^2 + E \sum_{k=1}^{\infty} (\beta \alpha_j)^{k-1} [\beta \alpha_j - k(1 - \beta \alpha_j)] \left\{ p_{j,t}^o + \sum_{h=1}^k [\delta_j \pi_{t+h-1} + (1 - \delta_j) \pi^*] - p_{t+k}^* \right\}^2 = 0 \quad (7)$$

$$E \sum_{k=1}^{\infty} (\beta \alpha_j)^k \left[ \sum_{h=1}^k (\pi_{t+h-1} - \pi^*) \right] \left\{ p_{j,t}^o + \sum_{h=1}^k [\delta_j \pi_{t+h-1} + (1 - \delta_j) \pi^*] - p_{t+k}^* \right\} = 0 \quad (8)$$

これら(7)(8)式に、(4)式の望ましい価格式  $p_t^*$ 、(6)式の最適価格  $p_{j,t}^o$ の双方を代入して整理すると、企業  $j$ の期待収益損の最小化条件は次のように書き換えられる<sup>29</sup>。

$$F + V \left\{ -\beta \alpha_j \left[ \delta_j (\pi_t - \pi^*) + \gamma (y_t - y_t^*) + \frac{1 - \rho_u}{1 - \beta \rho_u \alpha_j} u_t \right] + l_t(\alpha_j, \delta_j; \alpha, \delta) \right\} + \sum_{k=1}^{\infty} (\beta \alpha_j)^{k-1} [\beta \alpha_j - k(1 - \beta \alpha_j)] V \left\{ \begin{array}{l} (1 - \beta \alpha_j) \left[ \delta_j (\pi_t - \pi^*) + \gamma (y_t - y_t^*) + \frac{1}{1 - \beta \rho_u \alpha_j} u_t \right] \\ -(1 - \delta_j) \sum_{h=1}^{k-1} (\pi_{t+h} - \pi^*) - (\pi_{t+k} - \pi^*) \\ -\gamma (y_{t+k} - y_{t+k}^*) - u_{t+k} + l_t(\alpha_j, \delta_j; \alpha, \delta) \end{array} \right\} = 0 \quad (9)$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} (\beta \alpha_j)^k E \left[ \sum_{h=0}^{k-1} (\pi_{t+h} - \pi^*) \right] \left\{ \begin{array}{l} (1 - \beta \alpha_j) \left[ \delta_j (\pi_t - \pi^*) + \gamma (y_t - y_t^*) + \frac{1}{1 - \beta \rho_u \alpha_j} u_t \right] \\ -(1 - \delta_j) \sum_{h=1}^{k-1} (\pi_{t+h} - \pi^*) - (\pi_{t+k} - \pi^*) \\ -\gamma (y_{t+k} - y_{t+k}^*) - u_{t+k} + l_t(\alpha_j, \delta_j; \alpha, \delta) \end{array} \right\} = 0 \quad (10)$$

ここで、 $V$ は分散オペレータを表し、 $l_t(\alpha_j, \delta_j; \alpha, \delta)$ は次で与えられる。

$$l_t(\alpha_j, \delta_j; \alpha, \delta) = (1 - \beta \alpha_j \delta_j) \sum_{h=1}^{\infty} (\beta \alpha_j)^h E_t[\pi_{t+h} - \pi^*] + \gamma (1 - \beta \alpha_j) \sum_{h=1}^{\infty} (\beta \alpha_j)^h E_t[(y_{t+h} - y_{t+h}^*)]$$

## (2) 市場の均衡

消費に関するオイラー方程式と各財の市場均衡式から、次のIS曲線が導出

<sup>29</sup> 導出の詳細は、補論2を参照。

される。

$$y_t - y_t^* = E_t[y_{t+1} - y_{t+1}^*] - \sigma^{-1}(i_t - E_t\pi_{t+1} - r_t^*) \quad (11)$$

ここで、 $r_t^*$  は自然利子率を表し、 $r_t^* = r^* + \sigma(E_t y_{t+1}^* - y_t^*) - (E_t g_{t+1} - g_t)$  で与えられる。ただし、 $r^*$  は自然利子率の定常値、 $g_t$  は家計の選好ショックである。以下では、自然利子率は、一次の自己回帰過程に従うと仮定する ( $r_t^* - r^* = \rho_r(r_{t-1}^* - r^*) + \varepsilon_t^r$ )。

次に、企業の価格設定に関して、ナッシュ均衡を考えると、この均衡では、全ての企業が同一の価格設定確率 ( $\alpha_j = \alpha, \delta_j = \delta$ ) を選択するもとの、最適条件 (9) (10) 式が成立する。このとき、均衡では、一般物価の定義式  $P_t = \left( \int_0^1 P_{j,t}^{\theta-1} dj \right)^{\frac{1}{\theta-1}}$  から、

$$p_t = (1-\alpha)p_t^o + \alpha[p_{t-1} + \delta\pi_{t-1} + (1-\delta)\pi^*], \quad (12)$$

$$p_t^o = (1-\beta\alpha) \left( p_t^* + E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha)^k \left\{ p_{t+k}^* - \sum_{h=0}^k [\delta\pi_{t+h-1} + (1-\delta)\pi^*] \right\} \right) \quad (13)$$

が導かれる。これら (12) (13) 式と望ましい価格  $p_t^*$  を示した (4) 式から、前掲 (2) 式のフィリップス曲線が導出される。

$$\pi_t - \pi^* = \lambda_b(\pi_{t-1} - \pi^*) + \lambda_f E_t[\pi_{t+1} - \pi^*] + \kappa_y(y_t - y_t^*) + \kappa_u u_t \quad \text{前掲} \quad (2)$$

$$\lambda_b = \frac{\delta}{1+\beta\delta}, \quad \lambda_f = \frac{\beta}{1+\beta\delta}, \quad \kappa_y = \kappa_u \gamma, \quad \kappa_u = \frac{(1-\alpha)(1-\alpha\beta)}{\alpha(1+\beta\delta)} \quad (14)$$

これは、Old Keynesian 型と purely forward-looking New Keynesian 型を折衷したハイブリッド型フィリップス曲線である<sup>30</sup>。

<sup>30</sup> インデクセーションに起因した intrinsic persistence の有無 すなわち、 $\lambda_b$  と  $\delta$  がゼロなのか、それともプラスなのか については、経済学界で論争が続いており、現時点でもコンセンサスが得られていない。例えば、Fuhrer(1997, 2006) や Rudebusch(2002)、Roberts(2001) らは、 $\lambda_b = \delta = 0$  を統計的に棄却できるとする一方、Cogley and Sbordone(2006)、Coenen et al.(2007) らは、中央銀行のインフレ目標値  $\pi^*$  (インフレ率のトレンド) の変化を考慮したうえで、(2) 式を計測すると、 $\lambda_b = \delta = 0$  は棄却できないとしている。また、最近では、Fernandez-Villaverde and Rubio-Ramirez(2007) が、intrinsic persistence はルーカスの意味で structural ではなく、金融政策レジームなど外的環境に依存することを指摘している。この点に関して、我々のモデルは、Fernandez-Villaverde and Rubio-Ramirez の系統に属したものと見える。

経済の均衡は、(11)式のIS曲線、と(2)式のフィリップス曲線、そして、次式の金融政策ルールによって規定される<sup>31</sup>。

$$i_t = r^* + \pi^* + \phi_\pi(\pi_t - \pi^*) + \phi_y(y_t - y_t^*) \quad (15)$$

ただし、均衡の決定性を保証するために、テイラー原則 ( $\phi_\pi > 1$ ) が常に満たされていると仮定する。

## 5. 価格ショックの慣性の上昇がフィリップス曲線に及ぼす影響

### (1) パラメータの設定

モデル分析のためのベンチマークとなるパラメータを、以下の通り設定する(図表10参照)。

まず、金融政策ルール(15)式については、テイラールール値 すなわち、 $\phi_\pi = 1.5$ 、 $\phi_y = 0.5$  を設定した。これは、日本の1980年代後半から90年代前半までの期間における推計値にほぼ等しいものである(前掲図表4)。割引因子は $\beta = 0.99$ 、生産関数における労働弾性値は $a = 0.7$ 、需要の価格弾性値は $\theta = 6$ (したがって、マークアップ率は1.2)と設定した。労働供給の弾性値の逆数については、黒田・山本(2006)による日本のデータを用いたインテンシブ・マージンによる労働供給弾性値の推計を参考に、 $\eta = 5.8$ と設定した<sup>32</sup>。相対的危険回避度 $\sigma$ やショックの分散については、近年の代表的な実証研究であるLubik and Schorfheide(2004)を参考にして、 $\sigma = 1.9$ 、 $V[r_t^*] = (0.61)^2$ 、 $V[u_t] = (2.66)^2$ と設定した<sup>33</sup>。

残りの5つのパラメータ( $F$ 、 $\rho_r$ 、 $\rho_u$ 、 $\alpha$ 、 $\delta$ )については、次の5つの条

<sup>31</sup> なお、財政部門については、リカーディアン的な財政政策を仮定している。これにより、政府の予算制約や財政政策を明示的にモデルで取り扱う必要がなくなる。

<sup>32</sup> 米国では、Ball and Romer(1990)やReis(2006)などでも、ほぼ同様な値( $\eta = 6.67$ )が用いられている。

<sup>33</sup> これらのパラメータに関しても、日本のデータに基づいた設定を行うべきであるが、我々のモデル(2)(11)式に適合した信頼し得る計測値が見当たらないため、米国の計測を行ったLubik and Schorfheideの値を参考にした。



件を満たすように同時設定した<sup>34</sup>。最初の3つの条件は、モデルから生成したインフレ率 $\pi_t$ と産出ギャップ $y_t - y_t^*$ の系列が、誘導型フィリップス曲線(1)式の2つの推計パラメータ( $\Sigma\lambda_j$ 、 $\kappa$ )とインフレ率の分散 $V[\pi_t]$ を復元できることである。具体的には、誘導型曲線がフラット化していない時期(1980年代中頃から1990年代中頃)の計測結果  $\Sigma\lambda_j \approx 0.5$ 、 $0.2 \leq \kappa \leq 0.4$ 、 $V[\pi_t] \approx 1.1$  を復元できるように設定する<sup>35</sup>。残りの2条件は、均衡( $\alpha_j = \alpha$ 、 $\delta_j = \delta$ )における期待収益損の最小化条件(9)(10)を満たすことである。その結果、 $F = 11$ 、 $\rho_r = 0.6$ 、 $\rho_u = 0.3$ 、 $\alpha = 0.52$ 、 $\delta = 0.18$ を得た。

以下のシミュレーションでは、価格設定コストを $F = 11$ と固定したうえで、価格ショックの慣性(自己回帰パラメータ $\rho_u$ )の変化に対して、最適な価格設定確率 $\alpha$ 、 $\delta$ が、ベンチマーク( $\alpha = 0.52$ 、 $\delta = 0.18$ )からどのように変化していくかみていく。最適確率は、モデルから導出されるインフレ率 $\pi_t$ および産出ギャップ $y_t - y_t^*$ をもとに、均衡( $\alpha_j = \alpha$ 、 $\delta_j = \delta$ )における期待収益損の最小化条件(9)(10)を満たす確率を選択する。そして、その最適確率の変化がフィリップス曲線の形状にどのような影響を及ぼすか考察する。

## (2) シミュレーション結果

図表11に示したとおり、価格ショックの慣性( $\rho_u$ )の上昇は、最適価格 $p_{j,t}^o$ に設定しない確率 $\alpha$ と、前期のインフレ率へインデックスする条件確率 $\delta$ の双方を高める<sup>36</sup>。つまり、 $\alpha\delta$ が上昇することから、企業は、前期のインフレ率へインデックスして価格設定する傾向を強める。こうした企業の価格戦略の背景に関しては、次のように説明できる。

<sup>34</sup> 導出の詳細は、補論3を参照。

<sup>35</sup> モデルから生成したデータを使って誘導型フィリップス曲線を推計すると、 $\Sigma\lambda_j = 0.54$ 、 $\kappa = 0.27$ 、 $V[\pi_t] = (0.97)^2$ となる。モデルから生成したインフレ率の標準誤差が実績よりも幾分小さめであるのは、モデルでは輸入物価の変動を取り込んでいないためである。

<sup>36</sup> ここでのシミュレーションは、 $V[u_t] = (2.66)^2$ を固定したうえで、 $\rho_u$ の上昇の影響について分析している。つまり、価格ショックのイノベーションの分散を $V[\varepsilon_t^u] = (2.66)^2(1 - \rho_u^2)$ に調整して、シミュレーションを行っている( $u_t = \rho_u u_{t-1} + \varepsilon_t^u$ )。なお、 $V[\varepsilon_t^u]$ をベンチマークの水準に固定したうえで、 $\rho_u$ の上昇に応じて、 $V[u_t]$ を増加させても、定性的な結果に違いをもたらさない。すなわち、確率 $\alpha$ と $\delta$ を高めることを確認している。

価格ショック  $u_t$  の慣性が高まると、(4)式から望ましい価格  $p_t^*$  の慣性が高まり、したがって、最適価格  $p_{j,t}^o$  の慣性も(6)式を經由して高まることになる。このため、前期のインフレ率にインデックスするという、もともと慣性の高い価格設定方法は、価格ショックの慣性が高まるにつれて、最適価格との乖離幅を縮小させていく。そうした状況のもとでは、価格設定コスト  $F$  を頻繁に払ってまで、最適価格に設定するよりも、前期のインフレ率にインデックスする頻度を増やしていった方がコストの削減につながり、収益最大化の観点で望ましい。そして、こうした価格戦略を多くの企業がとるようになると、最適価格のベースとなる実質産出の動向は物価に反映されにくくなり、インフレ率の慣性が高まる結果、前期のインフレ率にインデックスして価格を決めるという企業の選択を妥当にすることになる。つまり、価格ショックの慣性が高い状況のもとでは、前期のインフレ率へインデックスする確率を増やすという企業の価格戦略は、ナッシュ戦略となり、そうした企業の戦略をマクロベースで集計すると、実質産出（ギャップ）とインフレ率の構造上の相関が弱まり、構造型フィリップス曲線のフラット化をもたらすことになる（図表 12(1)）。そして、それがまた、誘導型フィリップス曲線のフラット化につながっていく（図表 12(2)）。価格ショックの慣性が非常に高い状況のもとでは、誘導型曲線の傾きがマイナスになっており、これは、前掲図表 2 でみた日本の 1970 年代後半の状況と符合している。

また、価格ショックの慣性の高まりは、企業の価格設定確率を変化させることで、フィリップス曲線の傾きだけでなく、フォワード・ルッキングな期待形成の度合いにも影響を及ぼす（(2)(14)式参照）。最適価格  $p_{j,t}^o$  は、望ましい価格  $p_t^*$  の将来流列の期待値に基づいているため、価格ショックの慣性（ $\rho_u$ ）の上昇によって、最適価格  $p_{j,t}^o$  に設定しない確率  $\alpha$  とインデクセーションの設定確率  $\delta$  が上昇すると、構造型フィリップス曲線におけるフォワード・ルッキングな期待形成の度合い  $\lambda_f$  が低下する一方、バックワード・ルッキングな期待形成の度合い  $\lambda_b$  が強まる（図表 13(1)）。つまり、価格ショックの慣性の上昇は、インフレの慣性を高める方向に作用し、その影響は、誘導型曲線のインフレ率のラグ項にかかるパラメータ  $\Sigma \lambda_j$  の上昇として観察される（図表 13(2)）。これは、前掲

図表 2 で示した実際の誘導型曲線の計測値  $\Sigma\lambda_j$  が、1980 年代中頃から 1990 年代中頃は低い、その前後の時期は高くなっている状況と符合している。

なお、図表 13(1) にみるように、purely forward-looking New Keynesian Phillips curve ( $\lambda_b = 0, \lambda_f = \beta$ ) が正当化されるのは、価格ショックの慣性が極めて低いとき  $\rho_u$  が 0.1 未満のときに限られる。Purely forward-looking 型曲線のデータの当てはまりが良くないという実証分析が多くみられる背景には、現実の価格ショックの慣性が高いことが一因になっている可能性が考えられよう<sup>37</sup>。

## 6. フィリップス曲線のフラット化に関する現実的解釈

価格ショックは、実質賃金の均衡水準からの乖離率とマークアップ率の定常状態からの乖離率の和として表されるが、3.(2) で説明した通り、同ショックの慣性は、財市場の競争環境や労働市場に大きな調整圧力が発生したときに、高まると考えられる。

1970 年代中頃から 1980 年代初頭にかけて、石油ショックの発生によって、実質賃金は生産性対比で割高な状況となり、企業は、それに伴う収益圧搾を回避するために、製品価格の値上げ圧力を強めた。値上げに際しては、実質賃金の生産性対比割高な状況が今後どの程度続くのか情報収集が必要で、それには、

先々の石油価格がどのように推移するか、先々の生産性の改善がどの程度見込めるか、今後の労働組合との交渉がどのように進展すると予想されるか、

自他社の値上げによって需要がどう変化するか、など様々な情報収集のためのコストが嵩む。しかし、石油ショックのように、賃金と生産性の双方に大きな調整圧力をもたらすショックが発生した場合、コストをかけていくら情報収集を行っても、相応の不確実性が残るであろうし、その不確実性を少しでも低減させようとするれば、それに必要な情報収集のコストは大きく増加するものと考えられる<sup>38</sup>。このため、そのようなケースでは、世間並みの値上げ 前期の

<sup>37</sup> Purely forward-looking 型曲線のデータの当てはまりが良くないことを示した実証分析としては、敦賀・武藤(2007)や Rudd and Whelan(2005,2006,2007)、Kurmann(2005)などを参照。

<sup>38</sup> 本稿では、価格ショックを一次の自己回帰モデルで表しているが、ショックの慣性(自己回帰係数)が高まっていくと、ショックの分散は高まっていく。つまり、先行きの不確

インフレ率へのインデクセーション を行って、様子を見ていくという戦略は妥当であると考えられる。また、顧客に対しても、「世間並みの値上げは受け入れて下さい」というロジックは通りやすく、交渉コストも削減できる面があると考えられる。

次に、1990年代後半以降に関しては、グローバル化や規制緩和を背景に競争圧力が高まるもとで、企業は生産性向上に努めるとともに、賃金の抑制スタンスを維持し、また、労働者も、新興諸国の安い労働供給が出現する中で、特に、98年の金融危機以降は、賃金よりも雇用確保を最優先させてきた。この結果、ユニット・レバー・コストの低下が続いたが、そうしたコスト低下を背景に、企業が製品価格をどれだけ下げていくかを判断するためには、金融危機やグローバル化が先々の経済に与える影響について、様々な角度から情報収集を行わなければならない。例えば、金融危機のような大きなショックが加わる中、値下げを行って本当に需要がついてくるのか、また、安値輸入品との値下げ競争を行って、収益の改善につながるのか、生産性の改善余地はどの程度あるか、などである。しかし、金融危機やグローバル化など大きな調整圧力をもたらすショックが発生した場合、コストをかけていくら情報収集を行っても、相応の不確実性が残る。このため、そのようなケースでは、やはり、インデクセーションによる世間並みの値下げによって、様子を見るという戦略は妥当であると考えられる<sup>39</sup>。また、競争が激化するもとで、顧客の一層の値下げ要求に対しても、「当社も少なくとも世間並みには値下げして頑張っている」という説明は、ロジックとして通りやすいし、交渉コストも削減できると考えられる。

このように、財市場の競争環境や労働市場に大きな調整圧力が発生した場合、先々のコストや需給動向も踏まえながら価格を決めるにはコストが高つつく一方、企業が世間相場にスライドさせて価格を決めていくという方法は、設定コストが低いだけでなく、調整圧力が一方向に作用しているため、大きな誤りを

---

実性が高まっていく。

<sup>39</sup> CPIの個別価格について分析した才田・肥後(2007)によれば、近年の価格の改定幅は、90年代初に比べ、小幅になっている。これは、低インフレやゼロインフレ、あるいは小幅のデフレの環境下で、企業がインデクセーションの傾向を強めているということと整合的である。

もたらずことも無く、合理的な戦略と言える。企業のそうした価格設定行動は、名目硬直性を強めるナッシュ戦略であり、これをマクロ的に集計すると、フィリップス曲線のフラット化として表現されることになる。

以上、フィリップス曲線のフラット化に関する現実的な解釈について述べたが、最後に、インフレ慣性の高まりに関する現実的妥当性についても検討しておこう。我々は、財市場の競争環境や労働市場に調整圧力が持続的に発生すると、フィリップス曲線がフラット化するだけでなく、インフレの慣性が高まることを指摘した。近年、先進諸国におけるインフレの慣性について多くの実証分析が報告されているが、慣性の低下を指摘する研究の一方で、それを否定する研究もみられ、必ずしもコンセンサスは得られていない<sup>40</sup>。我々の分析結果は、日本を含む先進諸国のインフレの慣性が近年低下していることを示した Levin and Piger(2004)や Kumar and Okimoto(2007)の実証分析と異なっているが、両者の違いを理解するためには、インフレの慣性の定義をもう一度思い起こすことが有用である。インフレの慣性の程度とは、「インフレ率が何らかのショックの発生によって、いったん均衡水準から乖離したとき、どの程度の速さで元の均衡水準に戻るか」ということである<sup>41</sup>。インフレ率が近年ゼロ%近傍で推移し続けていることを踏まえると(前掲図1)、仮に、インフレ率の均衡水準をゼロ%と考えた場合には、慣性は極めて小さいということになるが、均衡水準を1%と考えた場合には、インフレの慣性は極めて高いということになる。

ところで、インフレ率の均衡水準は、過去のインフレ率の実績値だけで判断できるものではなく、政策当局の見方も踏まえて判断されるべきものであろう。そして、日本銀行の政策委員による「中長期的な物価安定の理解」の中心値が、大勢として、概ね1%の前後で分散しており、この水準を仮に均衡水準と仮定するならば、インフレの慣性が高いと考えるのは自然であろう<sup>42</sup>。我々の誘導形

---

<sup>40</sup> 例えば、Cogley and Sargent(2001,2005)は、米国のインフレ慣性が近年低下していることを指摘しているが、Pivetta and Reis(2007)は、そうした慣性の低下は統計的に有意ではないとしている。なお、海外諸国におけるインフレの慣性に関するサーベイについては、Melick and Galati(2006)を参照。

<sup>41</sup> Marques(2004)を参照。

<sup>42</sup> 実際、日銀の福井総裁(2006)や須田委員(2003)は、インフレ慣性の強さについて指摘している。

曲線の推計結果と理論モデルは、そうした見方を支持するものである。要するに、Levin and Piger(2004)等と我々の計測結果の違いは、計測モデルの違いによって、暗黙のインフレ率の均衡水準に乖離が生じていることを示唆したものと考えられよう<sup>43</sup>。

## 7. おわりに

本稿では、1997年末以降、景気の悪化にもかかわらず、デフレは加速せず、インフレ率は小幅のマイナス領域に止まったこと、また、2002年以降、景気の長期回復にもかかわらず、インフレ率が目立って高まってこないこと、の2つの事実について、フィリップス曲線のフラット化という観点から考察を行った。フラット化の原因については、既往理論をもとに、インフレ率の傾向的低下に伴う価格改定頻度の低下や、競争激化を背景とした需要の価格弾性値の上昇など幾つかの仮説が考えられるが、これらの要因だけでは、計測されたフィリップス曲線の特徴を十分に説明することはできないことを指摘した。そこで、我々は、「財市場の競争構造や労働市場に一方向への調整圧力が持続的に発生すると、企業が個々の需給動向よりも世間相場を重視した価格設定行動をとるようになる」という代替仮説を提示し、その妥当性について理論モデルを用いて検証した。シミュレーションの結果、我々の仮説に沿った企業の価格設定行動の内生的変化が名目硬直性を高め、近年におけるフィリップス曲線のフラット化につながっていることが確認された。

既往の仮説と我々の新仮説は相互に排他的なものではなく、フィリップス曲線のフラット化は、幾つかの要因が複合して発生したと考えるのが現実的であろう。ただ、フラット化の主因が何であるかによって、物価の見通しや金融政策の運営にも影響を及ぼしえることには注意が必要である。中央銀行が物価の安定という目標を達成するうえで、物価変動のダイナミクスを正確に理解することは必要不可欠であり、今後も、フィリップス曲線に関する研究を深めてい

---

<sup>43</sup> Levin and Piger(2004)やKumar and Okimoto(2007)の計測モデルは、インフレ率の自己回帰モデルに基づいたものであり、産出ギャップや供給ショックをコントロールした我々の推計式(2)式とは異なっている。

くことが極めて重要と考えられる。

最後に、本稿をまとめるにあたって、留意点を3つ指摘しておく。

第一に、現時点において構造型フィリップス曲線がフラット化していても、このことは、先々もフラットなままであることを意味するものではない。企業が世間相場の流れに沿って、価格を設定することが合理的であるのは、労働市場などで調整圧力が一方向かつ持続的に発生している場合に限られる。そうした調整圧力が減衰し、経済環境が比較的安定してきた時にすなわち、我々のモデルで言う、価格ショックの慣性が低下した時に、過去のトレンドに沿った従来通りの価格設定を続けると、今度は、逆に、世間から取り残されてしまう。このため、企業は、個々の需給動向をより反映させていく価格設定を行うことが合理的となり、その場合には、構造型フィリップス曲線は、ステップになっていくと考えられる。

第二に、企業の価格設定方法（価格設定確率）は、価格ショックの慣性のみならず、企業を取り巻く様々な外部環境に依存する。特に、重要な点は、金融政策の影響である。ニューケインジアン・フィリップス曲線をベースにした既往の理論研究では、価格の改定頻度や価格改定方法の選択確率は、政策スタンスの変更に対して不変であるすなわち、構造パラメータであるという前提を置いたうえで、分析を行っている。しかし、金融政策スタンスの変更は、マクロのインフレ率や産出ギャップの変動特性に影響を与えるため、それに応じて、企業は、収益最大化の観点から、自らの価格設定確率を変更すると考えられる（補論1参照）。したがって、価格設定確率が構造パラメータであることを前提にした既往のニューケインジアン・モデルは、ルーカス批判を免れないことに注意が必要である。

第三に、中央銀行は、企業の価格設定確率の内生的変化を踏まえたうえで、政策運営にあたるのが望ましい。5.(2)のシミュレーションで確認したように、価格ショックの慣性の上昇は、構造型フィリップス曲線のフラット化を経由して、犠牲比率（sacrifice ratio）を変化させるだけでなく、企業のフォワード・ルッキングな期待形成の度合いを弱めるため、時間軸政策など金融政策の有効性自体を低下させる可能性がある。中央銀行は、こうした企業の価格設定

行動の内生的変化と金融政策の有効性との間のフィードバックを考慮しながら、最適な政策運営方法を考える必要がある<sup>44</sup>。

以 上

---

<sup>44</sup> 企業の価格設定確率の内生的変化を考慮した金融政策分析に関しては、Kimura, Kurozumi and Hara(2007)を参照。また、現実には、中央銀行は、価格ショックの慣性などについて、リアルタイムに判断することが困難であるため、企業の価格設定方法が内生的にどの程度変化するかに関して、不確実性に直面している。実際、Nishimura(2007)は、近年、フィリップス曲線の傾き(計測値)の信頼区間が拡大しており、中央銀行の直面する不確実性が増していることを指摘している。Kimura and Kurozumi(2007)は、こうした不確実性を前提にした場合の金融政策のあり方について分析している。



## 補論 1. 金融政策ルールの変化が企業の価格戦略に及ぼす影響

金融政策ルール(15)式において、政策金利のインフレ感応度  $\phi_\pi$  が低下していくと、企業が最適価格  $p_{j,t}^o$  に設定しない確率  $\alpha$  は低下していく（参考図表(1)）。こうした企業の価格戦略の背景に関しては、次のように説明できる。

金融政策のインフレ感応度が低下すると、一般物価が不安定となり、それが、また、実体経済（産出ギャップ）を不安定にする。その結果、(4)式から望ましい価格  $p_t^*$  も不安定となり、したがって、最適価格  $p_{j,t}^o$  の振幅が拡大することになる。そうした状況において、前期のインフレ率や中央銀行のインフレ目標値にインデックスした価格設定をとると、自社製品の価格が最適価格から大きく乖離するようになるため、企業は、価格設定コスト  $F$  を払ってでも、最適価格  $p_{j,t}^o$  に頻繁に設定する。すなわち、価格設定確率  $\alpha$  を低下させることが、収益最大化の観点で望ましい。

そして、こうした価格戦略を多くの企業がとるようになると、最適価格のベースとなる実質産出の動向が物価に反映されやすくなるため、構造型フィリップス曲線はスティーブ化することになる（参考図表(2)）。

## 補論 2. (9)(10)式の導出

(4)式を(6)式に代入すると、次が得られる。ただし、 $\hat{\pi}_t = \pi_t - \pi^*$ 、 $\hat{y}_t = y_t - y_t^*$ 。

$$\begin{aligned}
 p_{j,t}^o &= (1 - \beta\alpha_j) \left\{ p_t + \gamma \hat{y}_t + u_t + E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k \left[ p_{t+k} + \gamma \hat{y}_{t+k} + u_{t+k} - \sum_{h=1}^k (\delta_j \hat{\pi}_{t+h-1} + \pi^*) \right] \right\} \\
 &= (1 - \beta\alpha_j) \left[ p_t + \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k E_t p_{t+k} - \delta_j \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k \sum_{h=1}^k E_t \hat{\pi}_{t+h-1} - \pi^* \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k k \right] \\
 &\quad + \gamma(1 - \beta\alpha_j) \hat{y}_t + \gamma(1 - \beta\alpha_j) \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k E_t \hat{y}_{t+k} + \frac{1 - \beta\alpha_j}{1 - \beta\rho_u \alpha_j} u_t
 \end{aligned} \tag{16}$$

このとき、

$$\sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k k = \frac{\beta\alpha_j}{(1 - \beta\alpha_j)^2}$$

$$\sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k \sum_{h=1}^k E_t \hat{\pi}_{t+h-1} = \frac{\beta\alpha_j}{1-\beta\alpha_j} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k E_t \hat{\pi}_{t+k}$$

が成立するので、(16)式は次のように書き換えられる。

$$p_{j,t}^o = (1-\beta\alpha_j) \left[ p_t + \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k E_t p_{t+k} - \frac{\beta\alpha_j \delta_j}{1-\beta\alpha_j} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k E_t \hat{\pi}_{t+k} - \frac{\beta\alpha_j}{(1-\beta\alpha_j)^2} \pi^* \right] \\ + \gamma(1-\beta\alpha_j) \hat{y}_t + \gamma(1-\beta\alpha_j) \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k E_t \hat{y}_{t+k} + \frac{1-\beta\alpha_j}{1-\beta\rho_u \alpha_j} u_t$$

さらに、上式は、

$$\sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k E_t p_{t+k} = \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k \left( \sum_{h=1}^k E_t \hat{\pi}_{t+h} + k\pi^* + p_t \right) \\ = \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k \sum_{h=1}^k E_t \hat{\pi}_{t+h} + \pi^* \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k k + p_t \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k \\ = \frac{1}{1-\beta\alpha_j} \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k E_t \hat{\pi}_{t+k} + \frac{\beta\alpha_j}{(1-\beta\alpha_j)^2} \pi^* + \frac{\beta\alpha_j}{1-\beta\alpha_j} p_t$$

が成立するので、次のように書き換えられる。

$$p_{j,t}^o = (1-\beta\alpha_j) \left[ p_t + \frac{1}{1-\beta\alpha_j} \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k E_t \hat{\pi}_{t+k} + \frac{\beta\alpha_j}{1-\beta\alpha_j} p_t - \frac{\beta\alpha_j \delta_j}{1-\beta\alpha_j} \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k E_t \hat{\pi}_{t+k} \right] \\ + \gamma(1-\beta\alpha_j) \hat{y}_t + \gamma(1-\beta\alpha_j) \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k E_t \hat{y}_{t+k} + \frac{1-\beta\alpha_j}{1-\beta\rho_u \alpha_j} u_t \\ = p_t - \beta\alpha_j \delta_j \hat{\pi}_t + \gamma(1-\beta\alpha_j) \hat{y}_t + \frac{1-\beta\alpha_j}{1-\beta\rho_u \alpha_j} u_t + l_t(\alpha_j, \delta_j; \alpha, \delta) \quad (17)$$

ただし、 $l_t(\alpha_j, \delta_j; \alpha, \delta)$  は、次式で与えられる。

$$l_t(\alpha_j, \delta_j; \alpha, \delta) = (1-\beta\alpha_j \delta_j) \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k E_t \hat{\pi}_{t+k} + \gamma(1-\beta\alpha_j) \sum_{k=1}^{\infty} (\beta\alpha_j)^k E_t \hat{y}_{t+k}$$

(4) (17)式を最適条件(7) (8)に代入して整理すると、(9) (10)式が得られる。

### 補論3. パラメータの具体的な設定手順

(ステップ1)

$F$ 、 $\rho_r$ 、 $\rho_u$ を任意の値  $F = F'$ 、 $\rho_r = \rho_r'$ 、 $\rho_u = \rho_u'$  に設定して、均衡( $\alpha_j = \alpha$ ,  $\delta_j = \delta$ )

における期待収益損の最小化条件(9)(10)を満たす $(\alpha, \delta) = (\alpha', \delta')$ を求める。

(ステップ2)

ステップ1で設定した $\rho_r = \rho'_r$ 、 $\rho_u = \rho'_u$ 、 $\alpha = \alpha'$ 、 $\delta = \delta'$ の下で、自然利子率ショック $r_t^* - r^*$ と価格ショック $u_t$ を1000年分(4000四半期分)生成し、これを構造型フィリップス曲線(2)式、IS曲線(11)式、政策ルール(15)式からなるモデルに与えて、インフレ率 $\pi_t$ と産出ギャップ $y_t - y_t^*$ の系列を生成する。この系列を用いて、(1)式の誘導型フィリップス曲線を計測して、 $V[\pi_t] \approx 1.1$ 、 $\Sigma \lambda_j \approx 0.5$ 、 $0.2 \leq \kappa \leq 0.4$ の3つの条件を満たしているかどうか確認する<sup>45</sup>。この3条件を満たしていれば、パラメータ設定は完了。満たしていなければ、ステップ1に戻って $F$ 、 $\rho_r$ 、 $\rho_u$ を選び直す。

---

<sup>45</sup> (1)式の誘導型フィリップス曲線を計測する際には、輸入物価で代理した供給ショック $z_t$ をゼロと仮定している。

## 参考文献

- 伊藤 智・猪又祐輔・川本卓司・黒住卓司・高川 泉・原 尚子・平形尚久・峯岸 誠、  
「GDPギャップと潜在成長率の新推計」、日銀レビュー 2006-J-8、日本銀行、  
2006年
- 黒田祥子・山本 勲、「人々は賃金の変化に応じて労働供給をどの程度変えるの  
か？：労働供給弾性値の概念整理とわが国のデータを用いた推計」、IMES  
Discussion Paper No. 2006-J-3、日本銀行金融研究所、2006年
- 須田美矢子、「量的緩和政策について その暫定的評価と今後の課題」、神  
戸大学金融研究会および金融財政事情研究会での講演要旨、2003年12月17日
- 才田友美・肥後雅博、「『小売物価統計調査』を用いた価格粘着性の計測：再論」、  
日本銀行ワーキングペーパー No. 07-J-11、日本銀行、2007年
- 桜 健一・佐々木仁・肥後雅博、「1990年代以降の日本の経済変動：ファクト・フ  
ァインディング」、日本銀行ワーキングペーパー No. 05-J-10、日本銀行、2005  
年
- 敦賀貴之・武藤一郎、「ニューケインジアン・フィリップス曲線に関する実証研究  
の動向について」、IMES Discussion Paper Series 2007-J-23、日本銀行、2007
- 内閣府経済社会総合研究所、「第5回 ESRI-経済政策フォーラム『デフレへの対応  
を巡って』議事録」、内閣府経済社会総合研究所、2001年
- 福井俊彦、「最近の金融経済情勢と金融政策運営」、日本記者クラブでの講演要旨、  
2006年6月20日
- Ball, Laurence, “Has Globalization Changed Inflation?” NBER Working Paper No. 12687,  
National Bureau of Economic Research, 2006.
- Ball, Laurence, N. Gregory Mankiw, and David Romer, “The New Keynesian Economics  
and the Output-Inflation Trade-off,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1988,  
pp. 1-65.
- Ball, Laurence, and David Romer, “Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money,”  
*Review of Economic Studies*, 57, 1990, pp. 183-203.
- Beaudry, Paul, and Matthew Doyle, “What Happened to the Phillips Curve in the 1990s in  
Canada?” in *Price Stability and the Long-Run Target for Monetary Policy*, Bank of  
Canada, 2000, pp. 51-82.
- Benati, Luca, “Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes,” Mimeo,  
Bank of England, 2006.
- Benati, Luca, “The Time-Varying Phillips Correlation,” *Journal of Money, Credit, and  
Banking*, 39, 2007, pp. 1275-1283.
- Borio, Claudio, and Andrew Filardo, “Globalisation and Inflation: New Cross-Country  
Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation,” BIS Working Papers No.  
227, Bank for International Settlements, 2006.

- Bowman, David, "Market Power and Inflation," International Finance Discussion Papers No. 2003-783, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2003.
- Calvo, Guillermo A., "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, 12, 1983, pp. 383-398.
- Chen, Natalie, Jean M. Imbs, and Andrew Scott, "Competition, Globalization and the Decline of Inflation," CEPR Discussion Paper No. 4695, Center for Economic Policy Research, 2004.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, 113, 2005, pp. 1-45.
- Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler, "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence," *European Economic Review*, 42, 1998, pp. 1033-1067.
- Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory," *Quarterly Journal of Economics*, 115, 2000, pp. 147-180.
- Coenen, Gunter, Andrew T. Levin, and Kai Christoffel, "Identifying the Influences of Nominal and Real Rigidities Aggregate Price-Setting Behavior." *Journal of Monetary Economics*, forthcoming, 2007.
- Cogley, Timothy, and Thomas J. Sargent, "Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics." *NBER Macroeconomics Annual* 16, 2001, pp.331-373.
- Cogley, Timothy, and Thomas J. Sargent, "Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post-WWII US." *Review of Economic Dynamics* 8, 2005, pp.262-302.
- Cogley, Timothy, and Argia M. Sbordone, "Trend Inflation and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve." Federal Reserve Bank of New York Staff Report 270, 2006.
- Devereux, Michael B., and James Yetman, "Menu Costs and the Long-Run Output-Inflation Trade-off," *Economics Letters*, 76, 2002, pp. 95-100.
- De Veirman, "Which Nonlinearity in the Phillips Curve? The Absence of Accelerating Deflation in Japan," Economics Working Paper Archive No. 536, Johns Hopkins University, 2007.
- Erceg, Christopher J., Dale W. Henderson, and Andrew T. Levin, "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts," *Journal of Monetary Economics*, 46, 2000, pp. 281-313.
- Fernandez-Villaverde, Jesus, and Juan F. Rubio-Ramirez, "How Structural Are Structural Parameters?" NBER Working Paper No. 13166, National Bureau of Economic Research, 2007.
- Fuhrer, Jeffrey C., "The (un)importance of forward-looking behavior in price specifications," *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1997, pp.338-350.
- Fuhrer, Jeffrey C., "Intrinsic and Inherited Inflation," MPRA Paper No.805, 2006.
- Giannoni, Marc P., and Michael Woodford, "Optimal Inflation Targeting Rule," in Ben S. Bernanke, Michael Woodford, eds., *The Inflation Targeting Debate*, University of Chicago Press, pp. 93-162.

- Gordon, Robert J., "Phillips Curve Specification and the Decline in U.S. Output and Inflation Volatility," Mimeo, Northwestern University, 2007.
- Ihrig, Jane, Steven B. Kamin, Deborah Lindner, and Jaime Marquez, "Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis," International Finance Discussion Papers 2007-891, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2007.
- International Monetary Fund, "How Has Globalization Affected Inflation?" in *World Economic Outlook April 2006 Globalization and Inflation*, International Monetary Fund, 2006, pp. 97-134.
- Ito, Takatoshi, "Inflation Targeting and Japan: Why has the Bank of Japan not adopted Inflation Targeting?" in Christopher Kent, Simon Guttman, eds., *The Future of Inflation Targeting*, Reserve Bank of Australia, 2004, pp. 220-267.
- Kawamoto, Takuji, and Masayuki Nakakuki, "Purified Solow Residuals in Japan's Manufacturing: Do technology Improvements Reduce Factor Inputs?" Mimeo, Bank of Japan, 2007.
- Kiley, Michael, "Endogenous Price Stickiness and Business Cycle Persistence," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 32, 2000, pp. 28-53.
- Kimura, Takeshi, and Takushi Kurozumi, "Optimal Monetary Policy in a Micro-Founded Model with Parameter Uncertainty," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31, 2007, pp. 399-431.
- Kimura, Takeshi, Takushi Kurozumi, and Naoko Hara, "Endogenous Nominal Rigidities and Monetary Policy," Mimeo, Bank of Japan, 2007.
- Kiyota, Kozo, Takanobu Nakajima, and Kiyohiko, G. Nishimura, "Measurement of the Market Power of Firms: The Japanese Case in the 1990s," Mimeo, 2007.
- Kroszner, Randall S., "The Changing Dynamics of Inflation," Speech at the National Association for Business Economics 2007 Annual Washington Economic Policy Conference, Arlington, VA, March 12, 2007.
- Kumar, Manmohan S. and Tatsuyoshi Okimoto, "Dynamics of Inflation Persistence in International Inflation Rates," *Journal of Money, Credit and Banking*, forthcoming, 2007.
- Kurmann, Andre, "Quantifying the Uncertainty about the Fit of a New Keynesian Pricing Model," *Journal of Monetary Economics*, 52, 2005, pp. 1119-1134.
- Levin, Andrew T., and Jeremy Piger, "Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?" ECB Working Papers Series No. 334, European Central Bank, 2004.
- Levin, Andrew T., and Tack Yun, "Reconsidering the Natural Rate Hypothesis in a New Keynesian Framework," *Journal of Monetary Economics*, 54, 2007, pp. 1344-1365.
- Lubik, Thomas A., and Frank Schorfheide, "Testing for Indeterminacy: An Application to U.S. Monetary Policy," *American Economic Review*, 94, 2004, pp. 190-217.
- Marques, Carlos R., "Inflation Persistence: Facts or Artefacts?" ECB Working Papers Series No. 371, European Central Bank, 2004.
- Melick, William, and Gabriele Galati, "The Evolution Inflation Process," BIS Working Papers No. 196, Bank for International Settlements, 2006.

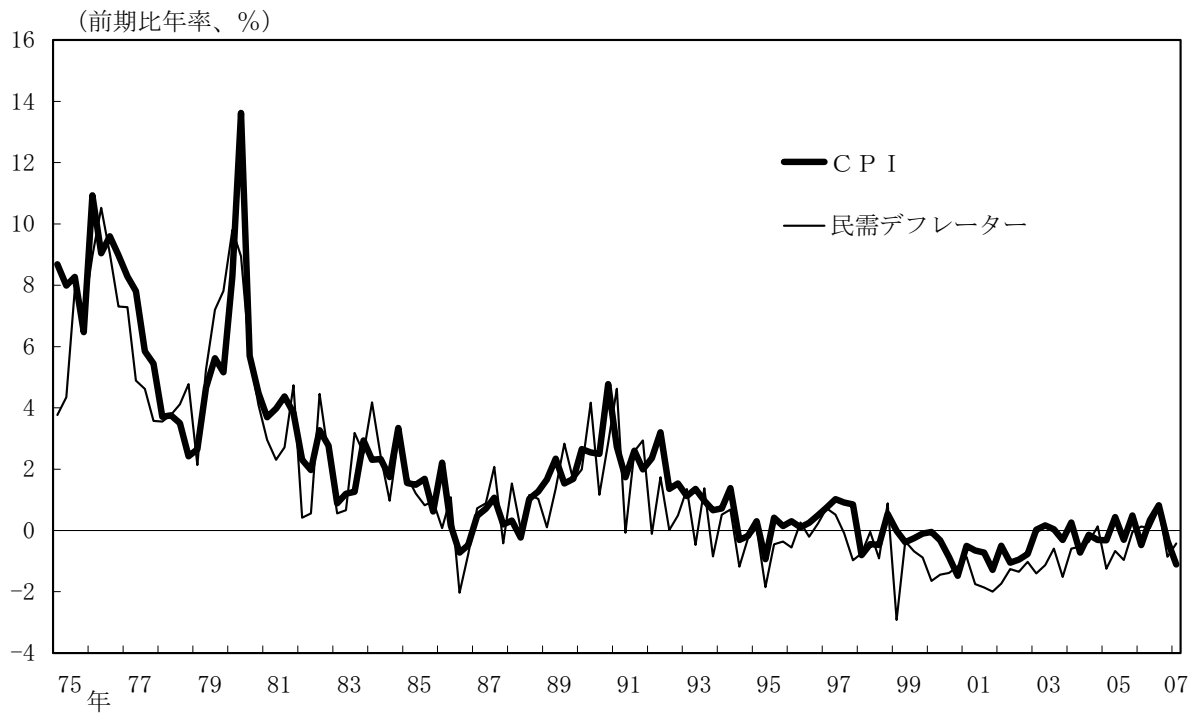
- Mishkin, Frederic S., "Inflation Dynamics," NBER Working Paper No. 13147, National Bureau of Economic Research, 2007.
- Mourougane, Annabelle, and Hideyuki Ibaragi, "Is There a Change in the Trade-Off Between Output and Inflation at Low or Stable Inflation Rates?: Some Evidence in the case of Japan," OECD Economics Department Working Papers No. 379, Organization for Economic Co-operation and Development, 2004
- Nishimura, Kiyohiko G., "Increased Diversity and Deepened Uncertainty: Policy Challenges in a Zero-Inflation Economy," *International Finance*, forthcoming, 2007.
- Organization for Economic Co-operation and Development, "Product Market Competition and Economic Performance: A Framework for EDRC Review," Working Paper ECO/CPE/WP1(2002)11, Organization for Economic Co-operation and Development, 2002.
- Orphanides, Athanasios, "Monetary Policy Rules, Macroeconomic Stability, and Inflation: A View from the Trench," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36, 2004, pp. 151-175.
- Pivetta, Federic, and Ricardo Reis, "The Persistence of Inflation in the United States," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31, 2007, pp. 1326-1358.
- Reis, Ricardo, "Inattentive Producers," *Review of Economic Studies*, 73, 2006, pp. 793-821.
- Roberts, John, "How well does the new Keynesian sticky-price model fit the data?" Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series 2001-13, 2001
- Roberts, John, "Monetary Policy And Inflation Dynamics," *International Journal of Central Banking*, 2, 2006, pp. 193-230.
- Romer, David, "Staggered Price Setting with Endogenous Frequency of Adjustment," *Economics Letters*, 32, 1990, pp. 205-210.
- Rotemberg, Julio J., "The New Keynesian Microfoundations," in Stanley Fischer, ed., *NBER Macroeconomics Annual 1987*, MIT Press, 1987, pp. 69-104.
- Rudd, Jeremy, and Karl Whelan, "Does Labor's Share Drive Inflation?" *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37, 2005, pp. 297-312.
- Rudd, Jeremy, and Karl Whelan, "Can Rational Expectations Sticky-Price Models Explain Inflation Dynamics?" *American Economic Review*, 96, 2006, pp. 303-320.
- Rudd, Jeremy, and Karl Whelan, "Modeling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39(S1), 2007, pp. 155-170.
- Rudebusch, Glenn D., "Assessing nominal income rules for monetary policy with model and data uncertainty," *Economic Journal*, 112, 2002, pp.402-432.
- Rudebusch, Glenn D., and Lars E.O. Svensson, "Policy Rules for Inflation Targeting," in John B. Taylor, ed., *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, 1999, pp. 203-246.
- Sbordone, Argia M., "Globalization and Inflation Dynamics: The Impact of Increased Competition," forthcoming in Jordi Gali, Mark Gertler, eds., *International Dimensions of Monetary Policy*, National Bureau of Economic Research, 2007.
- Smets, Frank, and Rafael Wouters, "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review*, 97, 2007, pp. 586-606.

- Taylor, John B., "Discretion Versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 1993, pp. 195-214.
- Walsh, Carl E., *Monetary Theory and Policy, Second Edition*, MIT Press, 2003.
- Williams, John C., "The Phillips Curve in an Era of Well-Anchored Inflation Expectations," Mimeo, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2006.
- Zbaracki, Mark J., Mark Ritson, Daniel Levy, Shantanu Dutta, and Mark Bergen, "Managerial and Customer Costs of Price Adjustment: Direct Evidence from Industrial Markets," *Review of Economics and Statistics*, 86, 2004, pp. 514-533.

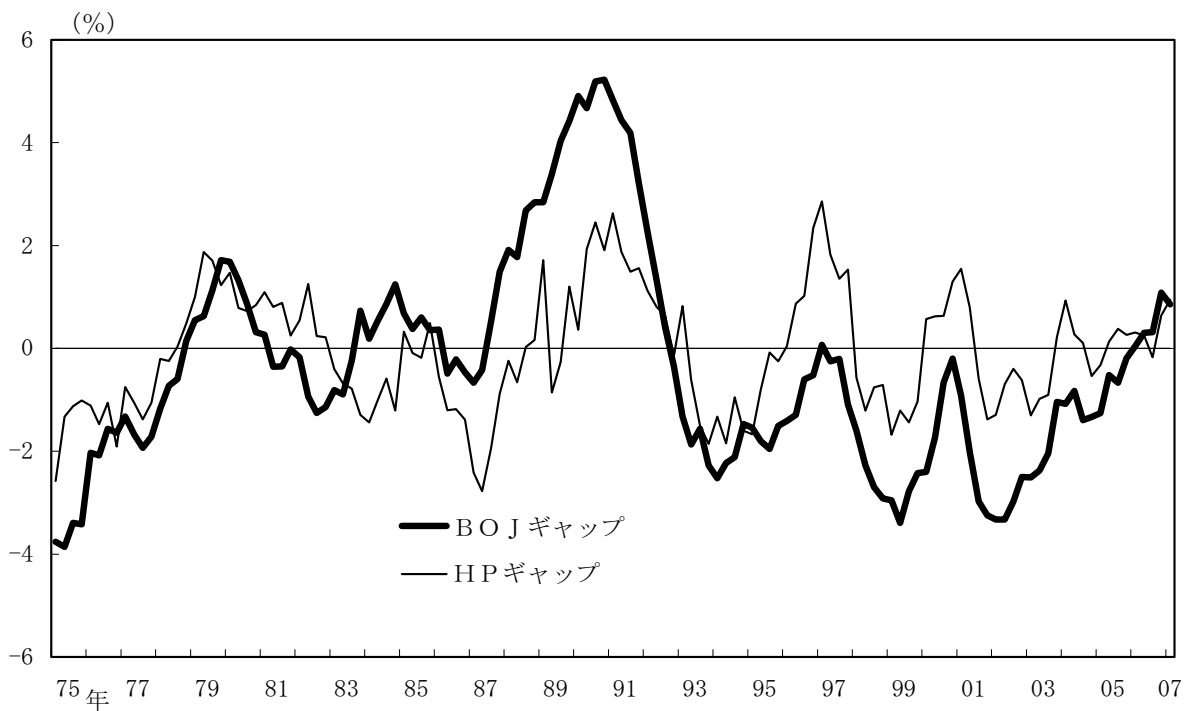


## インフレ率と産出ギャップ

### (1) インフレ率 $\pi_t$



### (2) 産出ギャップ $y_t - y_t^*$

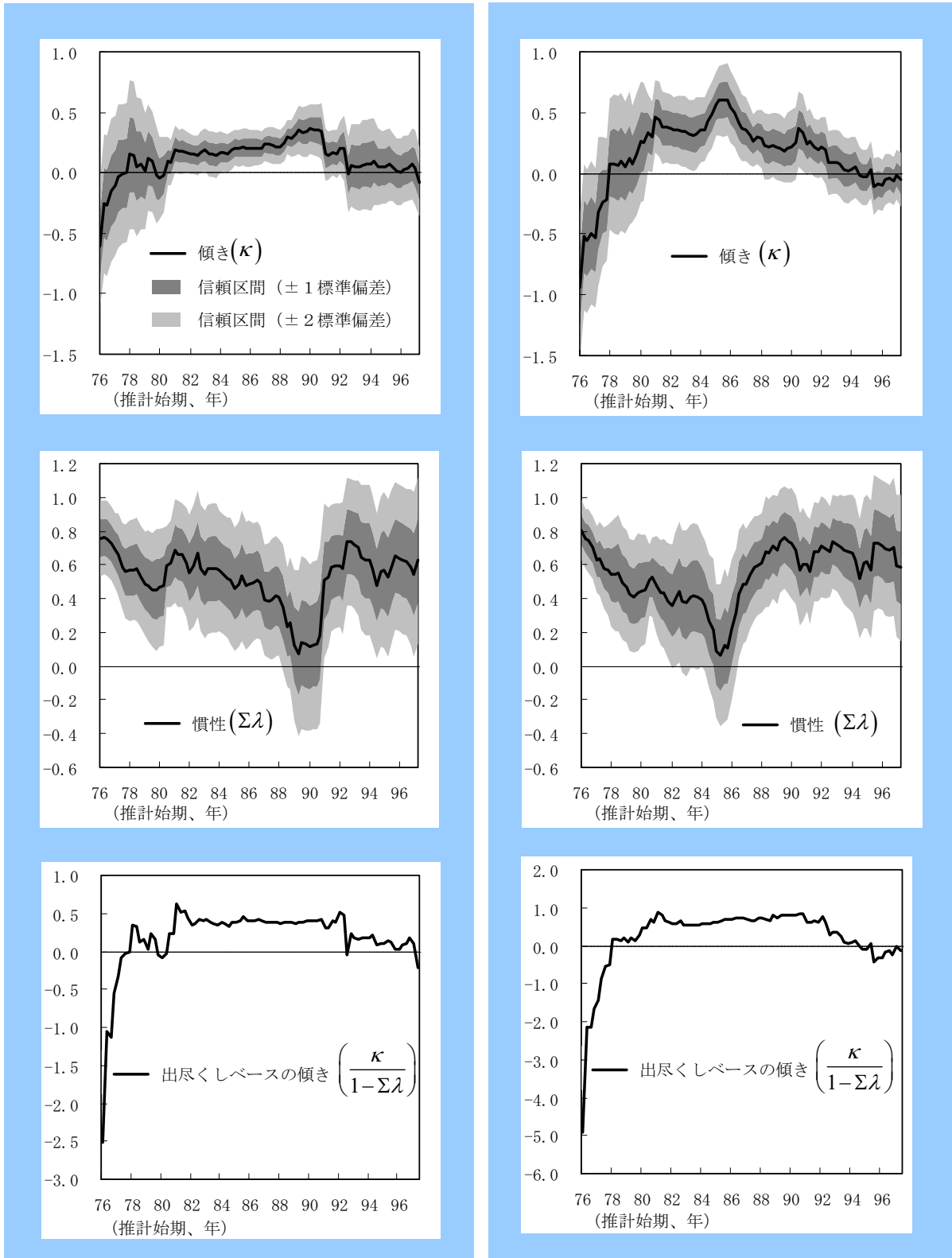


## 誘導型フィリップス曲線の推計結果

— インフレ率：CPI、計測期間：40期 —

(1) 産出ギャップ：BOJギャップ

(2) 産出ギャップ：HPギャップ

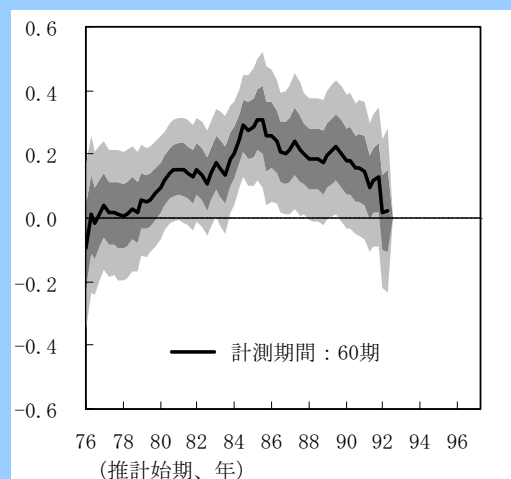
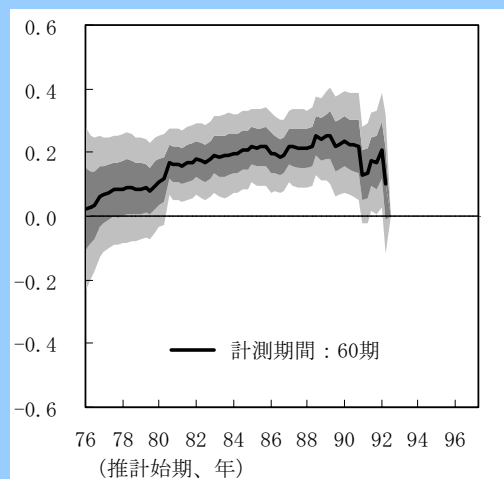
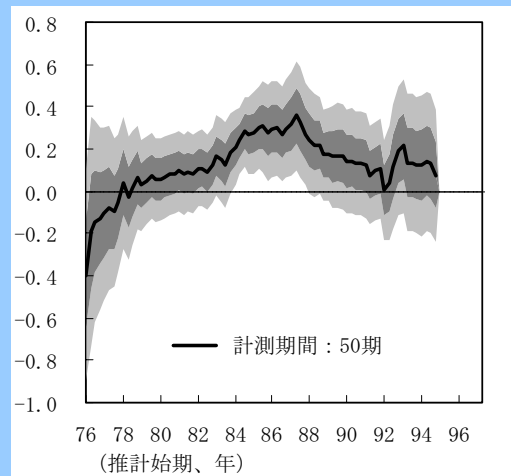
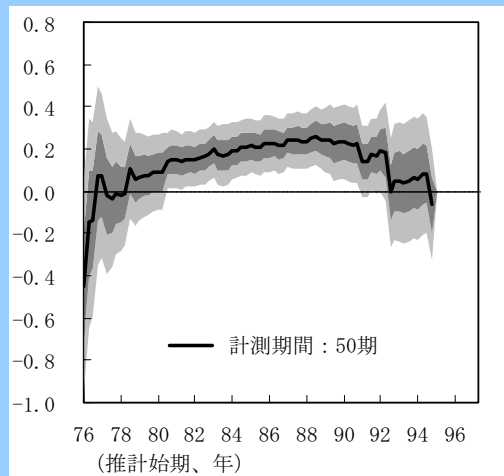
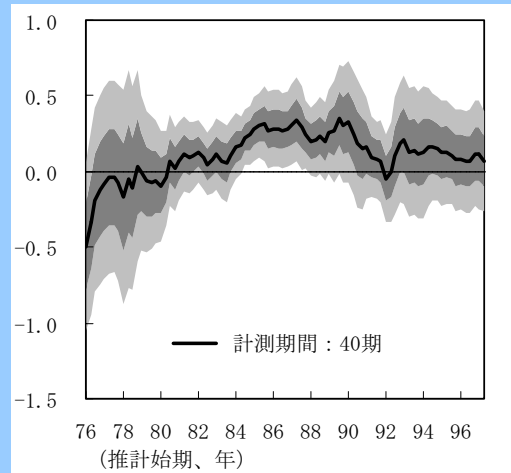
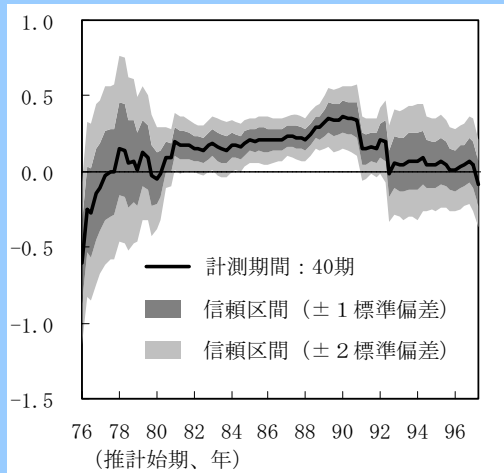


# 誘導型フィリップス曲線の傾き $\kappa$ の推計に関する頑健性

— 産出ギャップ：BOJギャップを使用 —

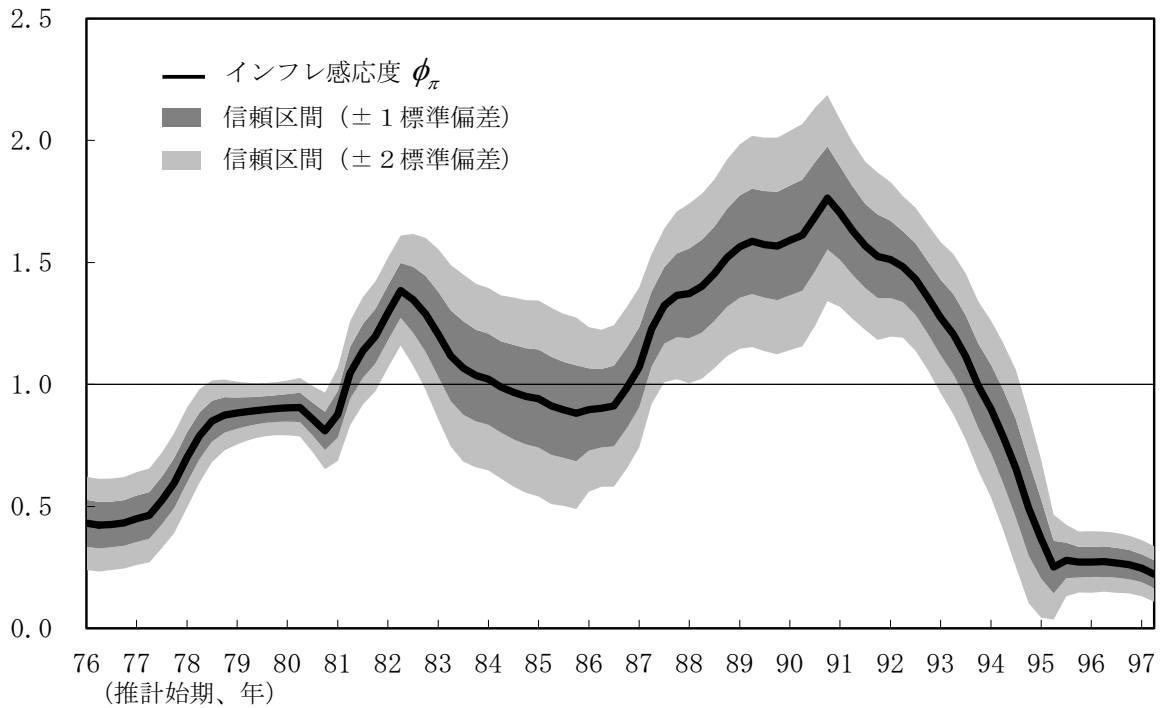
(1) インフレ率：CPI

(2) インフレ率：民需デフレーター

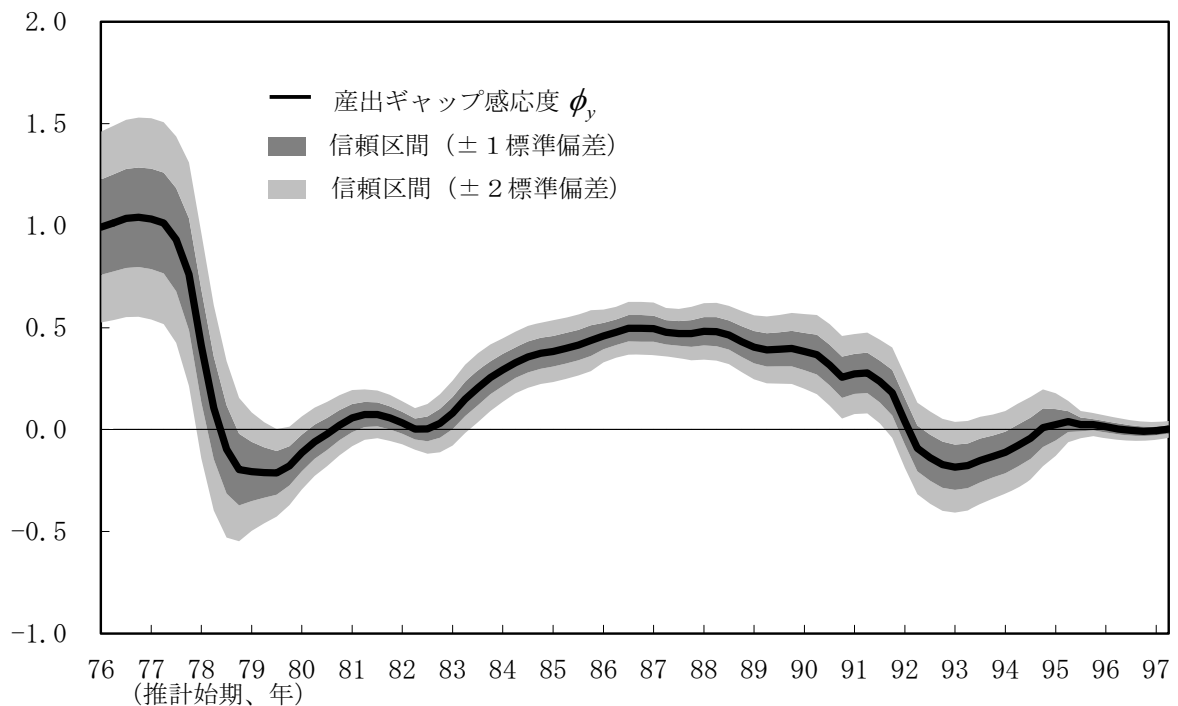


## 政策ルール<sub>の推計結果</sub>

### (1) 政策金利のインフレ感応度 $\phi_\pi$

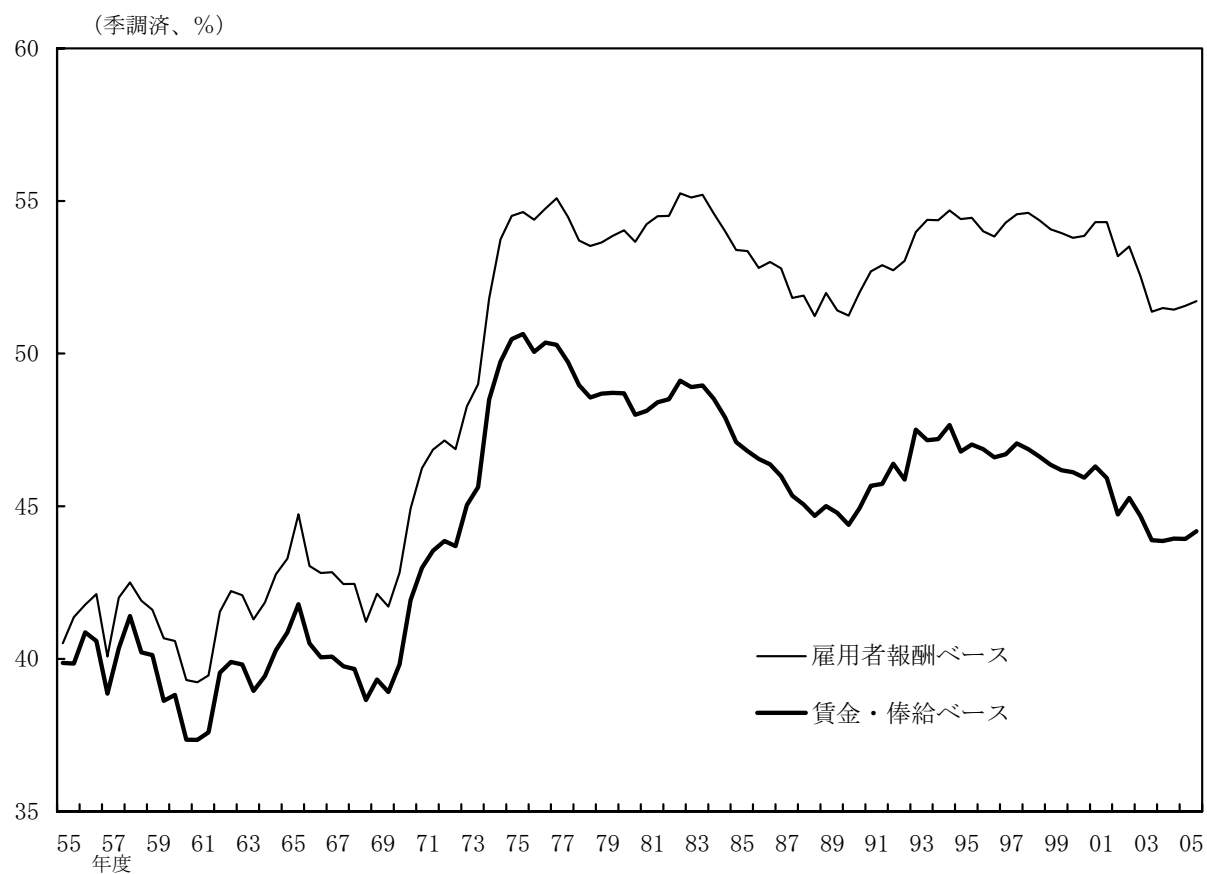


### (2) 政策金利の産出ギャップ感応度 $\phi_y$



(注) インフレ率はC P I、産出ギャップはB O J ギャップを使用。

## 労働分配率



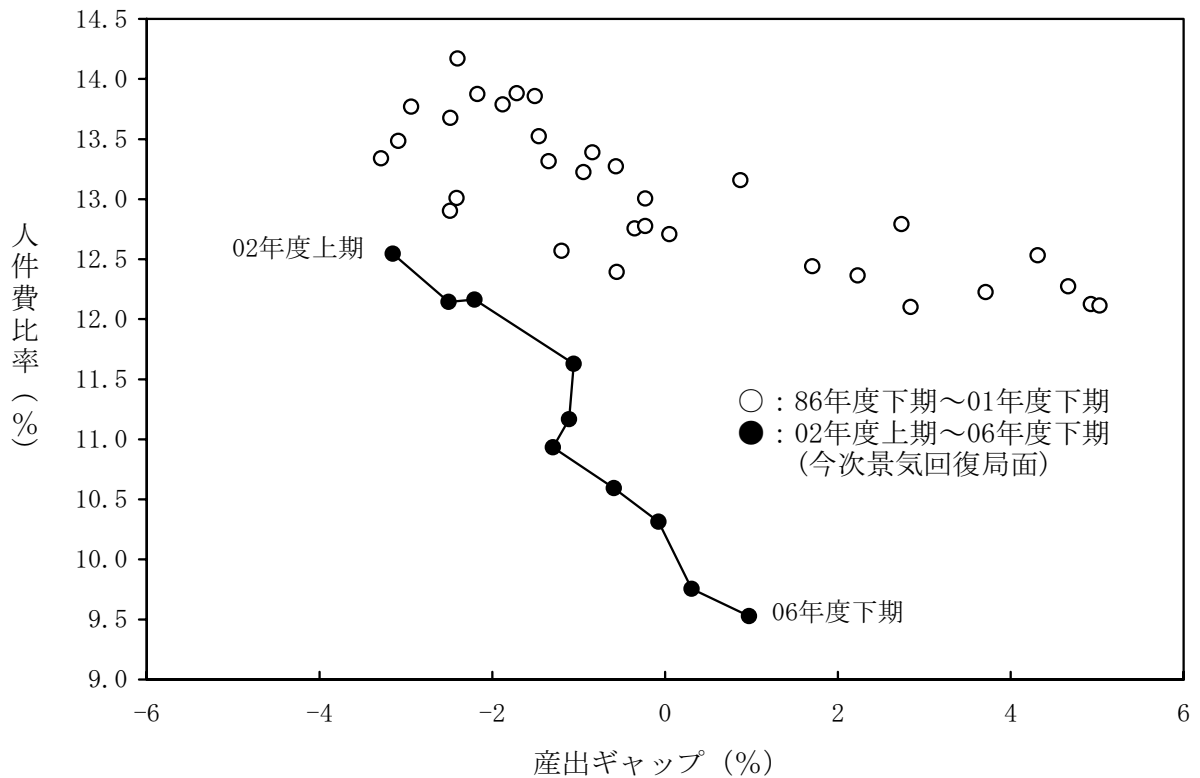
(注) SNAベースの雇業者報酬、もしくは賃金・俸給額の名目GDP比。

## 製造業大企業の売上高人件費比率

### (1) 売上高人件費比率の推移



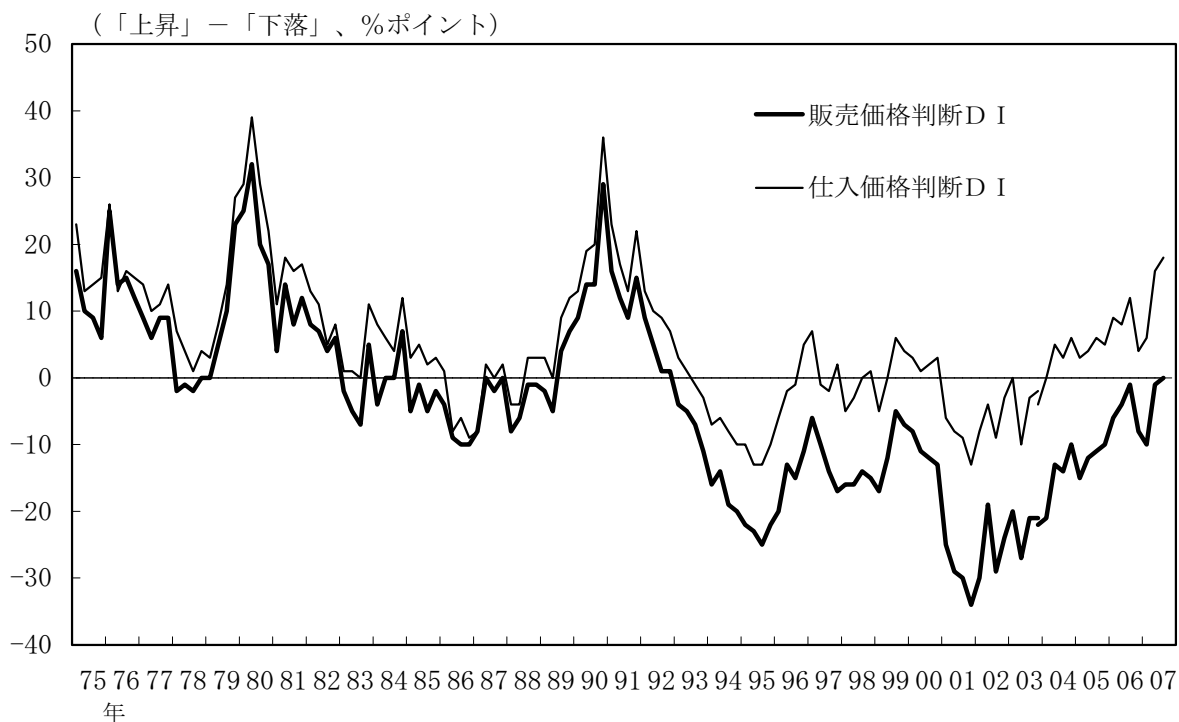
### (2) 売上高人件費比率と産出ギャップ



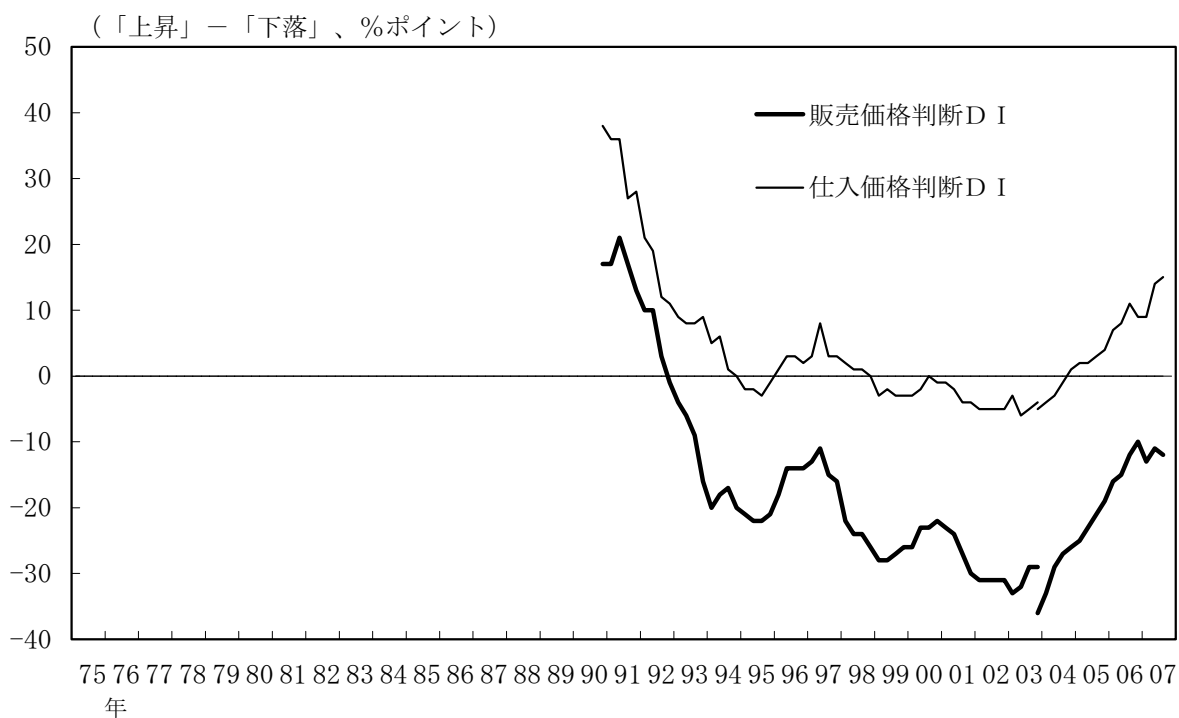
(資料) 財務省「法人企業統計季報」、内閣府「国民経済計算」等

## 販売価格と仕入価格

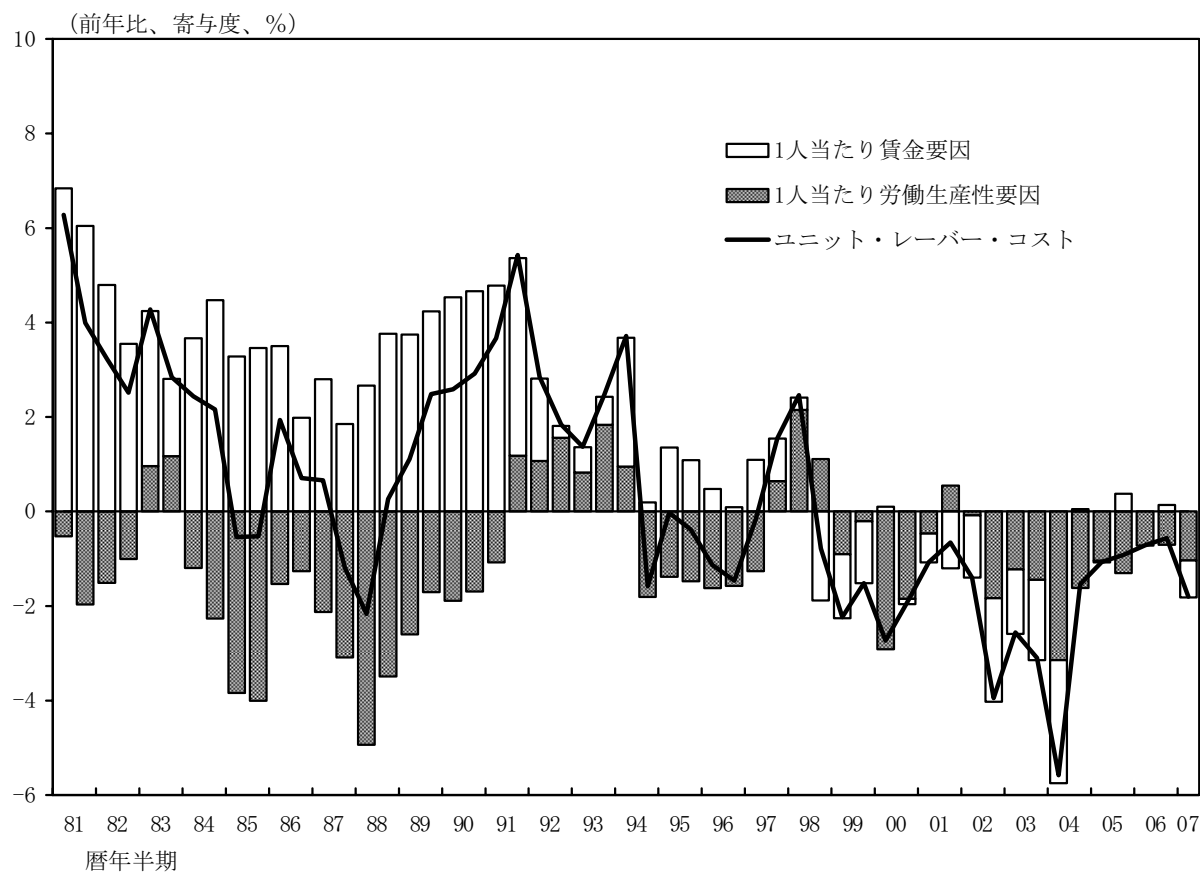
### (1) 全国短観・小売業



### (2) 全国短観・サービス業



## ユニット・レーバー・コスト

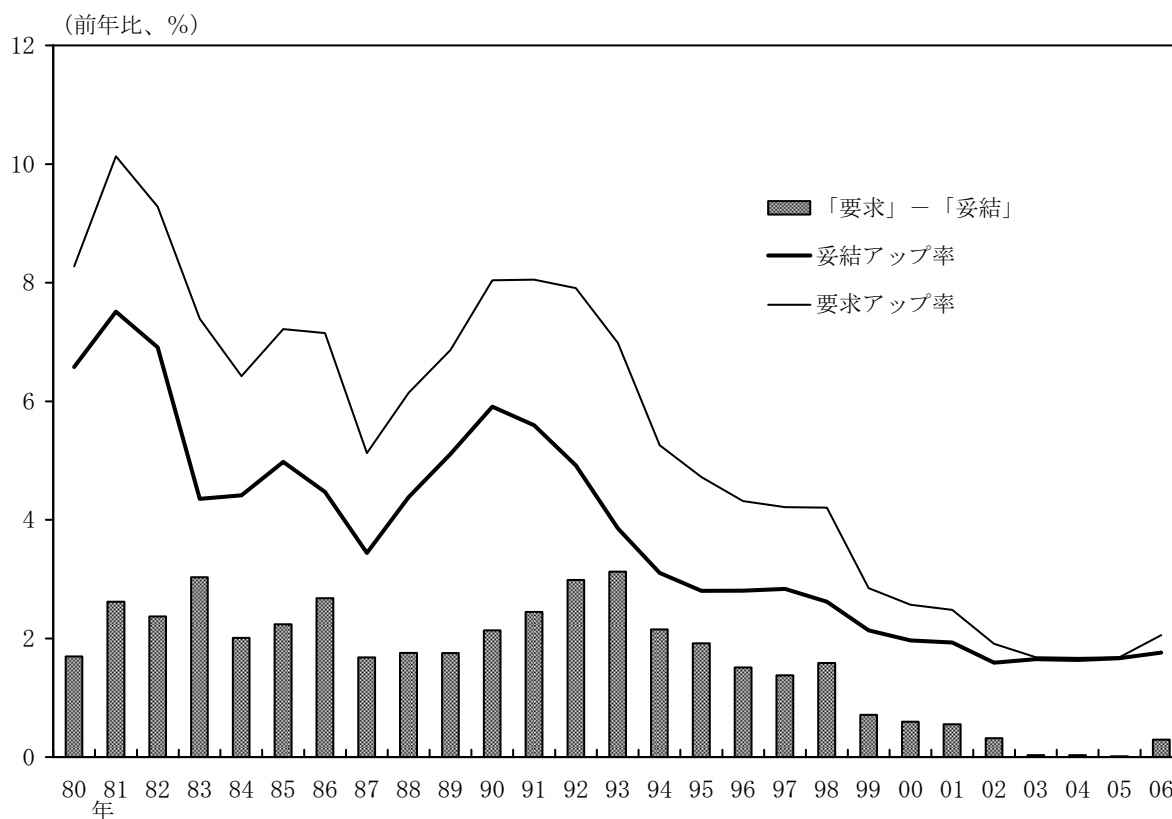


(注) 1994年以前は固定基準年方式(1995年基準)、1995年以降は連鎖方式(2000年基準)。

(資料) 厚生労働省「毎月勤労統計」、総務省「労働力調査」、内閣府「国民経済計算」



### 賃上げ要求率と妥結率



(注) 妥結アップ率と要求アップ率は、日本経済団体連合会「労働情報」による。ただし、要求アップ率は05年以降集計中止となったため、厚生労働省集計の春闘賃上げ要求額の伸び率で代替。

(資料) 厚生労働省「民間主要企業春季賃上げ要求・妥結状況について」、日本経済団体連合会「労働情報」

ベンチマーク・パラメータ

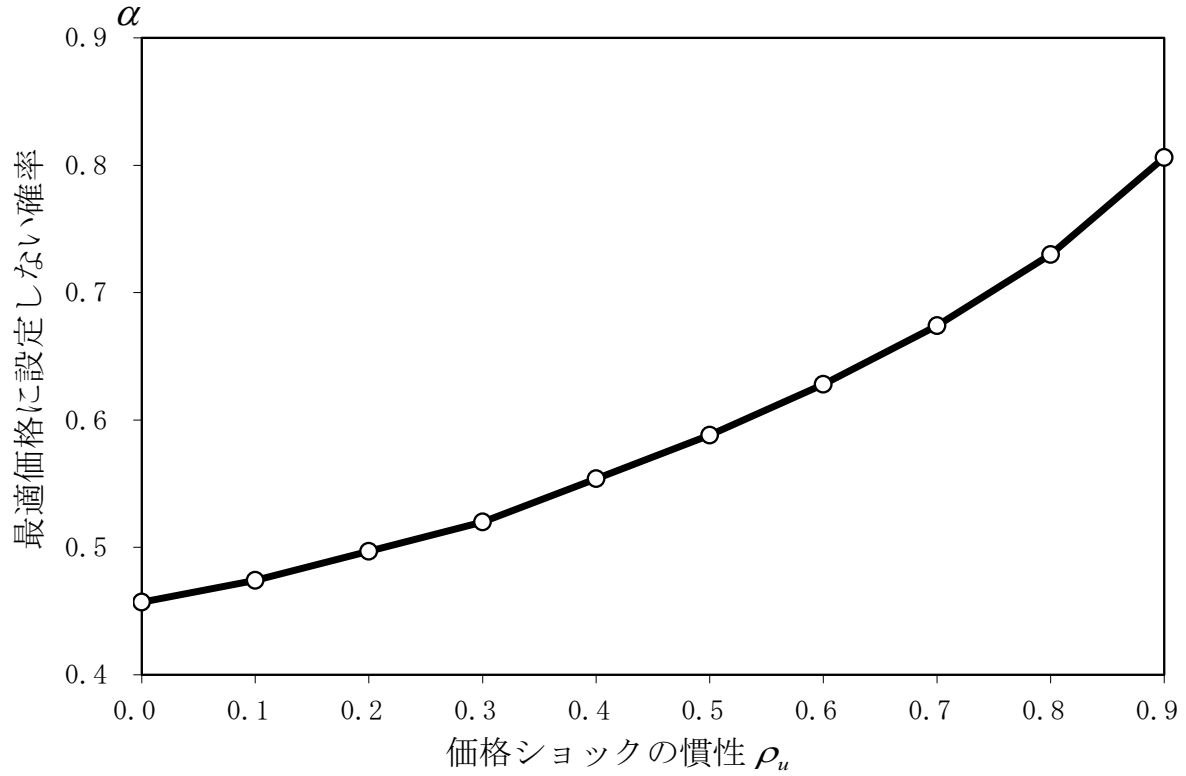
---

金融政策ルール	$\phi_\pi = 1.5, \phi_y = 0.5$
割引因子	$\beta = 0.99$
相対的危険回避度	$\sigma = 1.9$
労働供給弾性値の逆数	$\eta = 5.8$
生産関数の労働弾性値	$a = 0.7$
需要の価格弾性値	$\theta = 6$
自然利子率ショック	$\rho_r = 0.6, V[r_t^*] = (0.61)^2$
価格ショック	$\rho_u = 0.3, V[u_t] = (2.66)^2$
価格設定コスト	$F = 11$
価格設定確率	$\alpha = 0.52, \delta = 0.18$

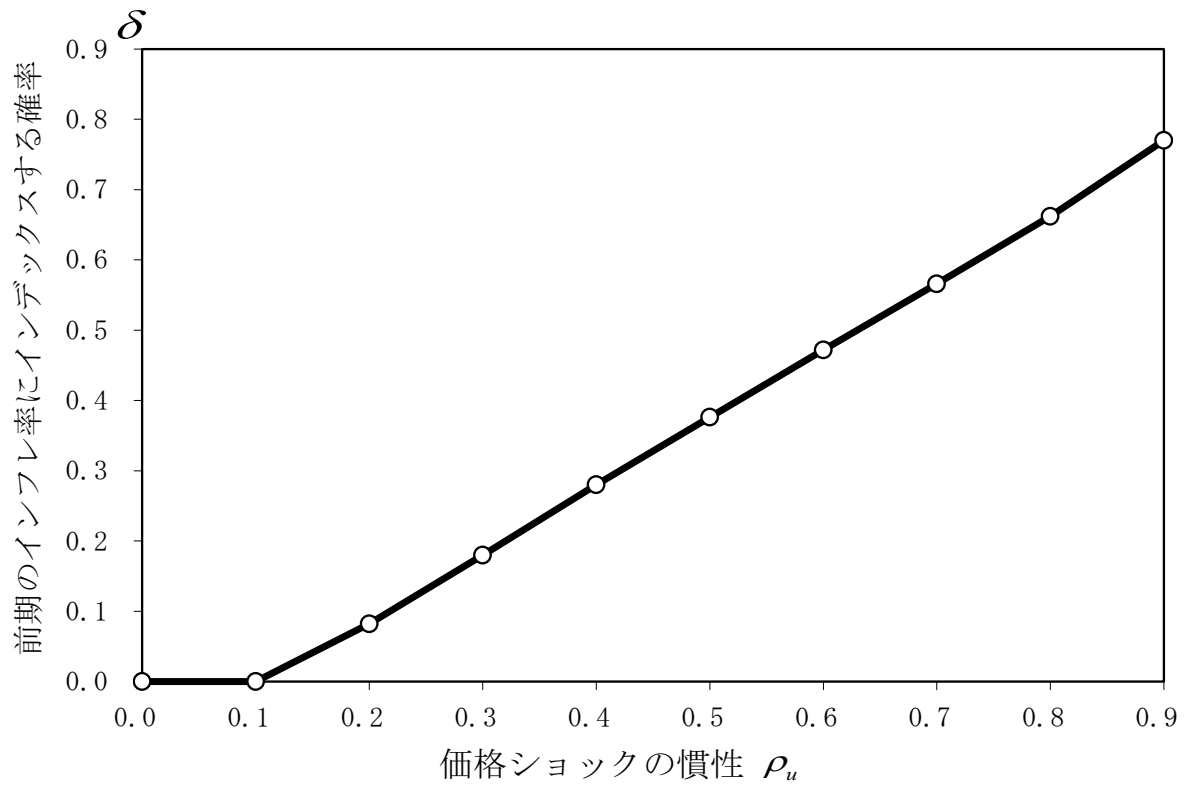
---

### 価格ショックの慣性と価格設定確率の内生的変化

(1) 最適価格に設定しない確率  $\alpha$

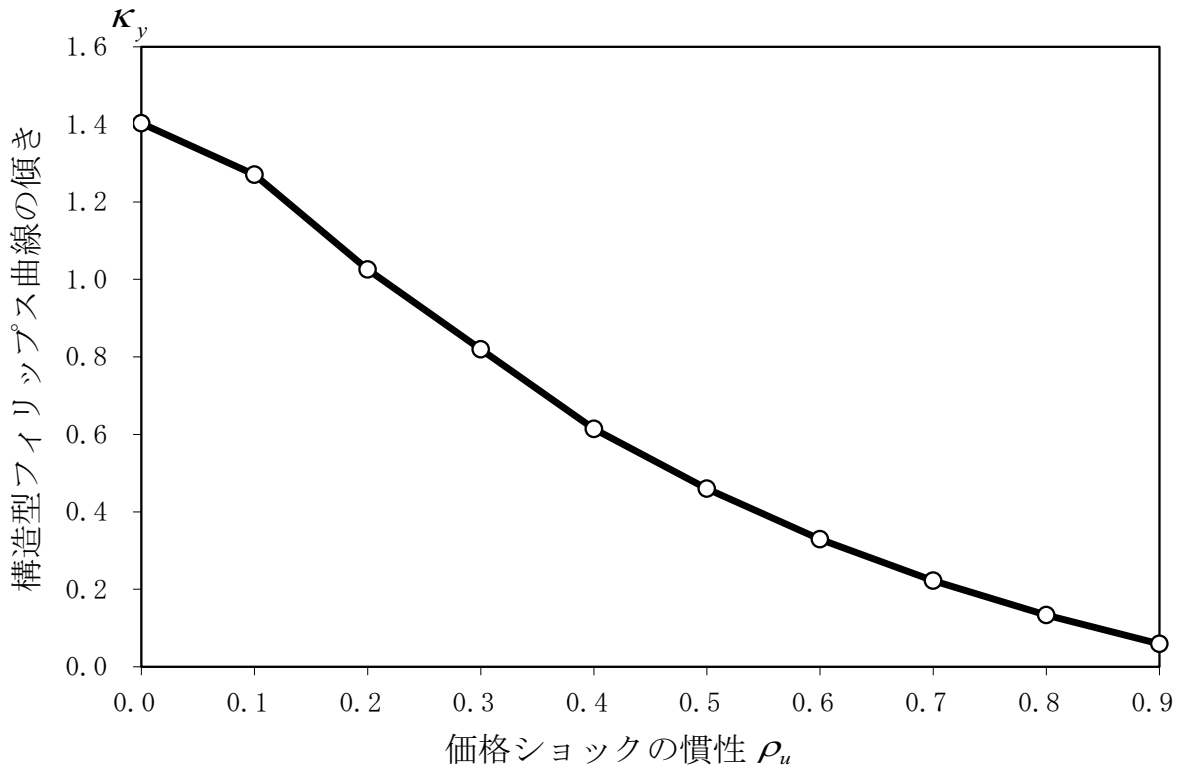


(2) 前期のインフレ率にインデックスする確率  $\delta$

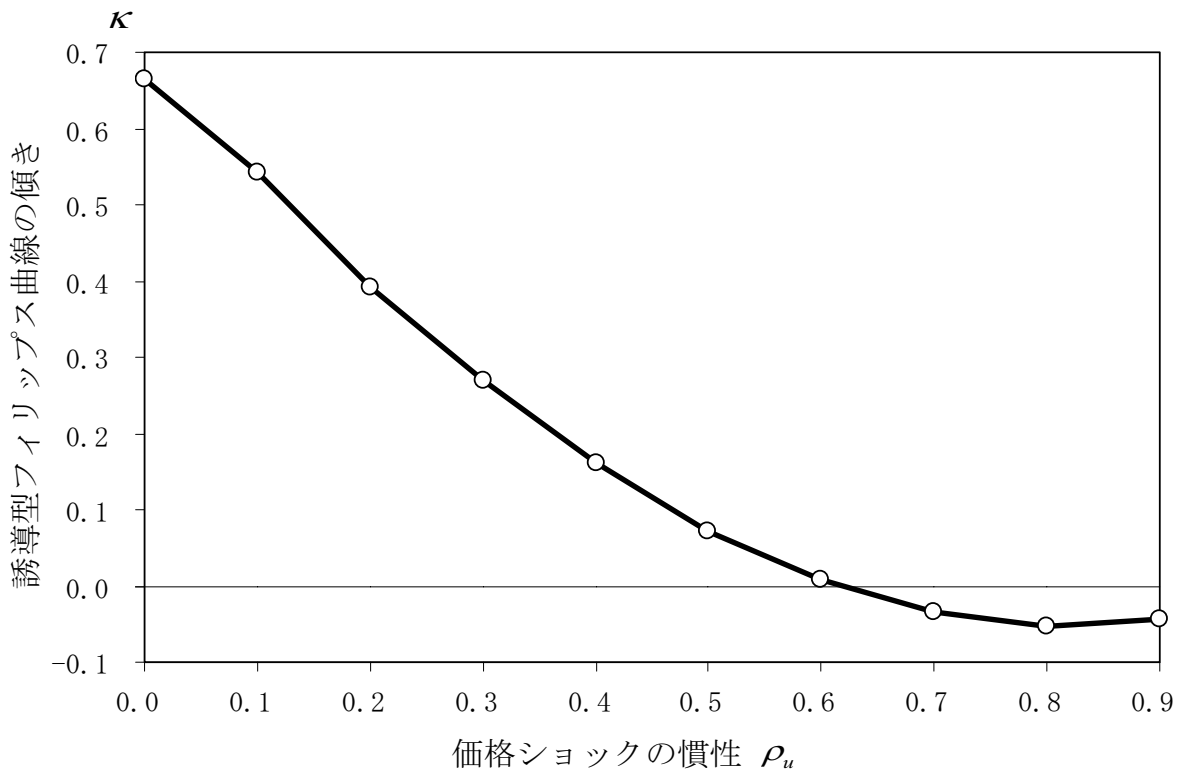


## 価格ショックの慣性とフィリップス曲線の傾き

### (1) 構造型フィリップス曲線

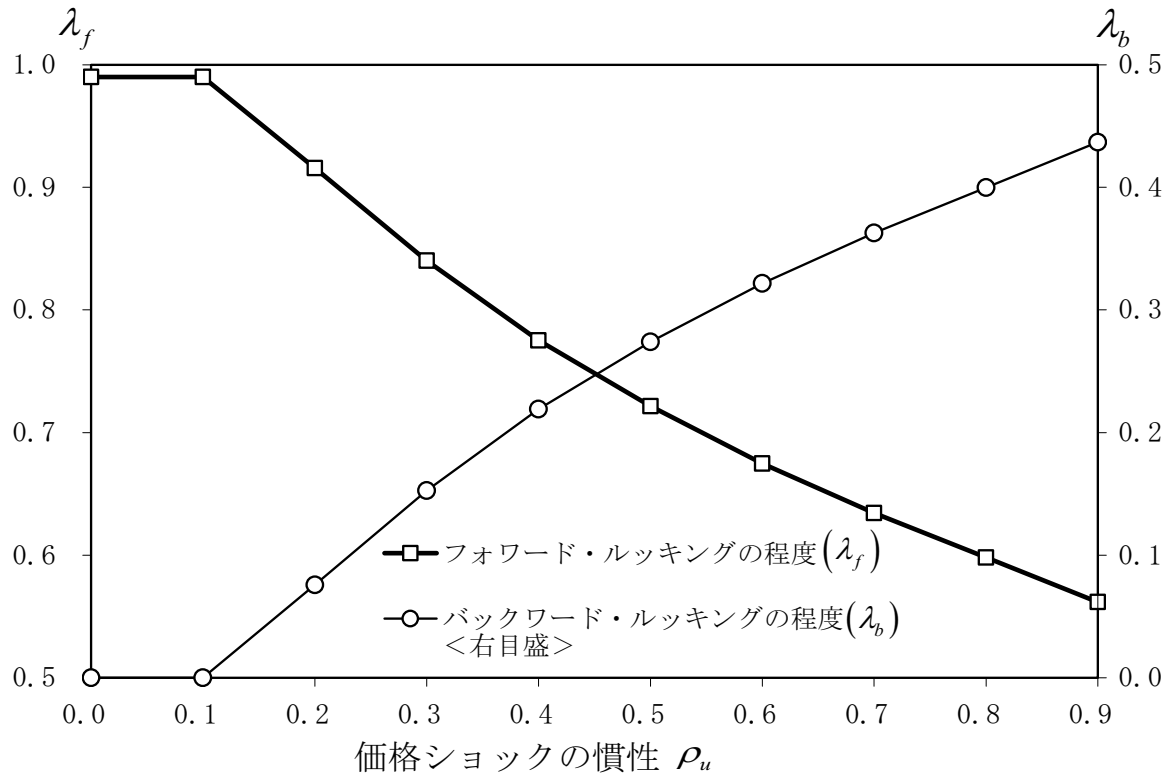


### (2) 誘導型フィリップス曲線

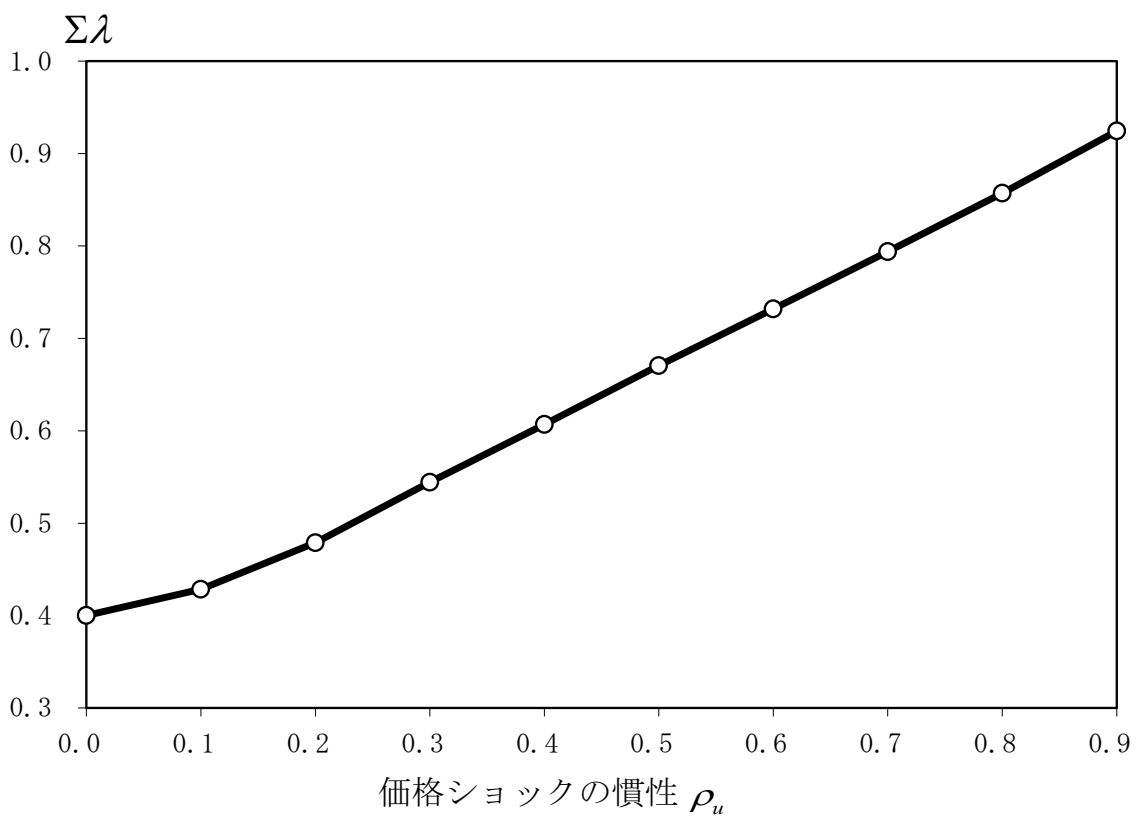


### 価格ショックの慣性と企業の期待形成

(1) 構造型フィリップス曲線

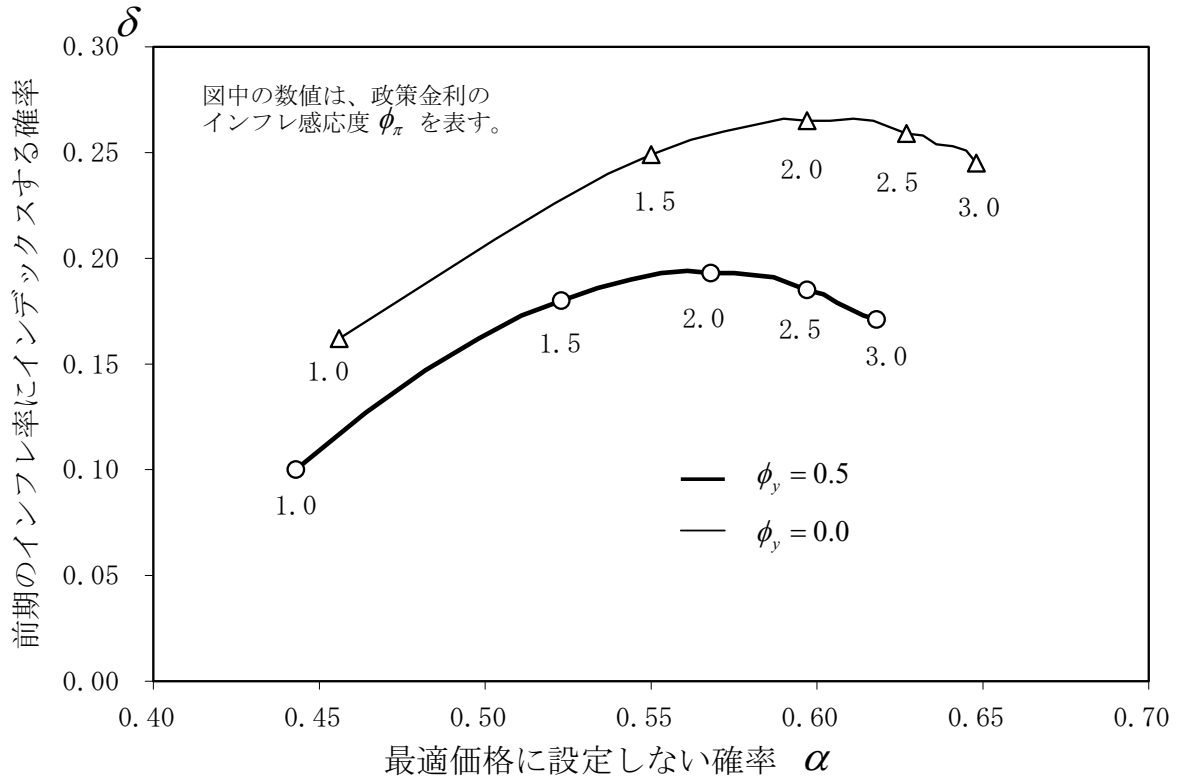


(2) 誘導型フィリップス曲線のインフレ慣性



## 金融政策スタンスと企業の価格設定確率

### (1) 金融政策ルールの変化と企業の価格設定確率



### (2) 金融政策ルールの変化とフィリップス曲線の傾き

