



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

物価・賃金フィリップス曲線の推計 - 粘着価格・賃金モデル -

古賀麻衣子*

maiko.koga@boj.or.jp

西崎健司**

kenji.nishizaki@boj.or.jp

No.05-J-8
2005年5月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

*調査統計局 **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。

物価・賃金フィリップス曲線の推計

—粘着価格・賃金モデル—*

古賀麻衣子[†] 西崎健司[‡]

2005年5月

概要

本稿では、ニューケインジアン¹の最近の研究成果である粘着価格・賃金モデルに基づき、物価と賃金の相互依存関係を物価と賃金の2本のニューケインジアン・フィリップス曲線で記述し、そのわが国への適用可能性について、実証分析を行った。推計結果によれば、理論モデルの期待する符号条件が統計的に有意に得られること、かつ変数の選択に対して一定の高い頑健性を有すること、が確認され、粘着価格・賃金モデルのニューケインジアン・フィリップス曲線は、わが国の物価と賃金のダイナミクスを説明する枠組みとして有用であることが示された。すなわち、粘着価格・賃金モデルの理論的な予見のとおり、物価・賃金インフレ率の決定が、過去や現在の動向だけではなく、先行きに対する期待の影響を受けること、またGDPギャップのみならず実質賃金ギャップにも依存すること、が示された。さらに、本稿の推計結果は、物価や賃金の決定において、フォワード・ルッキングな要素に加えバックワード・ルッキングな要素も重要であることや、価格改定確率でみた粘着性は、GDPデフレーターがCPIよりも価格伸縮的であることも明らかにしている。

Keywords: フィリップス曲線、インフレ率、粘着価格、粘着賃金

JEL classifications: E31

*本稿の作成にあたっては、渡辺努教授（一橋大学）、竹田陽介教授（上智大学）、木村武氏（日本銀行調査統計局）、川本卓司氏（日本銀行金融研究所）、三尾仁志氏（日本銀行企画局）をはじめ多くの行内のスタッフから有益なコメントを得た。記して感謝の意を表したい。もちろん、有り得べき誤りは全て筆者の責任である。また、本稿における意見等は、すべて執筆者の個人的な見解であり、日本銀行および調査統計局の公式見解を示すものではない。

[†]日本銀行調査統計局経済分析担当 (E-mail:maiko.koga@boj.or.jp)

[‡]日本銀行調査統計局経済分析担当 (E-mail:kenji.nishizaki@boj.or.jp)

1 はじめに

物価と賃金は、基本的な経済理論に基づけば、相互依存的に決定される。この物価と賃金の相互依存関係を理論整合的かつ一定の予測精度をもつ枠組みで分析することは、物価の安定を目指す中央銀行にとって、重要な課題である。こうした物価と賃金に関する分析は、近年「ニューケインジアン・フィリップス曲線」の枠組みの下で発展してきており、その定式化は、各国の中央銀行エコノミストによる分析において、広汎に使用されるようになってきている (Smets and Wouters (2002)、Dupis (2004) 等)。

ニューケインジアン・フィリップス曲線を巡る研究については、初期においては財市場における価格粘着性に焦点を当てた分析が中心であった。しかし、最近では、財市場における価格粘着性に加え、労働市場における名目賃金の粘着性を明示的に導入したニューケインジアン・フィリップス曲線の分析が、理論・実証の両面から展開されてきている(「粘着価格・賃金モデル」)。Erceg et al. (2000) は、価格と賃金の双方が粘着的な場合、物価及び賃金インフレ率は、価格の粘着性に由来する「GDP ギャップ」と賃金の粘着性に由来する「実質賃金ギャップ」という2つのギャップに依存する対称的なフィリップス曲線により記述できることを示した。Woodford (2003)、Giannoni and Woodford (2003)、Sbordone (2004) は、価格と賃金の粘着性に加え、それぞれのインフレ率についてインデクセーションをモデルに導入し、物価と賃金のダイナミクスをこの2本のフィリップス曲線によって記述している。

本稿の目的は、こうしたニューケインジアンの最近の研究成果である粘着価格・賃金モデルに基づき、物価と賃金の相互依存関係について2本のニューケインジアン・フィリップス曲線で記述し、そのわが国への適用可能性を実証分析により明らかにすることである。

わが国のデータを用いて、ニューケインジアン・フィリップス曲線を推計した先行研究は、現状極めて少ない。淵・渡辺 (2002) は、マクロ及び産業別データを用いて Gali and Getler (1999) 型の物価版フィリップス曲線の推計し、財市場における価格粘着性を計測した。また、Kimura and Kurozumi (2004) が、わが国の金融政策を分析するための小型動学的一般均衡モデルの一部として、ニューケインジアン型の物価版フィリップス曲線を推計している。しかし、これらの先行研究は、いずれも労働市場を外生的に扱っており、物価と賃金の相互依存関係を記述したものではない。

これに対して、本稿では、労働市場における賃金の粘着性を明示的に導入し、物価と賃金の相互依存関係を記述する。本稿で用いる粘着価格・賃金モデルの大きな特徴は、物価・賃金インフレ率が共に現実の実質賃金と均衡実質賃金の乖離である実質賃金ギャップに依存すること、そしてその変動に対する反応は、物価と賃金で符号が逆であるということである。マクロ経済学の教科書的な議論においては、物価版・賃金版フィリップス曲線は、ともに ① 期待インフレ率、② 労働市

場や財市場の需給（GDPギャップや失業率）、に依存すると定式化されることが多い（例えば、Blanchard (2002)、Mankiw (2002)）。わが国を対象として物価と賃金の関係を分析した先行研究（例えば、植田・吉川 (1984)、吉川・竹内 (1988) 等）においても、基本的にはこうした教科書的立場を踏襲し、専らこれらの要因を通じた両者の相互連関に分析の対象が限定されていた。

しかし、本稿で用いる粘着価格・賃金モデルにおいては、物価・賃金インフレ率はともに実質賃金ギャップにも依存し、かつその符号は物価と賃金で逆となるため、「現実の実質賃金の水準が均衡実質賃金の水準を上回る（下回る）場合、物価インフレ率の上昇（低下）要因となる一方で、賃金インフレ率の低下（上昇）要因となる」といった従来の教科書的な枠組みにおいて十分に扱えなかったメカニズムを記述し、検証することが可能となる¹。近年のわが国のように、ユニット・レーバー・コスト（ULC）が歴史的にみて顕著に低下しているような経済環境（図表1）においては、実質賃金が均衡水準対比どのような水準にあるかという問題は極めて重要であり、これを実証的に明らかにすることは、政策的にも大きな意味を持つ。

本稿の構成は次の通りである。2節では、ニューケインジアン・フィリップス曲線の代表的な定式化について簡単に展望するとともに本稿において実証分析を行う粘着価格・賃金モデルに基づいたハイブリッド型フィリップス曲線の定式化を導入する。3節では、実証分析を行う。まず、分析対象期間やデータについて説明した後、粘着価格・賃金モデルにおいて、重要な役割を果たす実質賃金ギャップの推計を行う。この際、物価とULCの統計的な長期均衡関係（共和分関係）についても検証する。次に、2節の定式化に基づくニューケインジアン・フィリップス曲線を推計する。4節では結論を述べる。

2 定式化

本稿では、価格と名目賃金の双方が粘着性を持つ「粘着価格・賃金モデル」に基づき、かつ現在のインフレ率が過去のインフレ率にも依存する「ハイブリッド型」のニューケインジアン・フィリップス曲線について実証分析を行う。その数学的な導出過程については補論に譲り、本節では、ニューケインジアン・フィリップス曲線の代表的な定式化について簡単に展望し²、これらとの関係が明らかとなるように実証分析で使用する定式化を導入する。

¹物価と賃金の相互調整メカニズムについて明らかにした研究は少ないが、田中・木村 (1998) では、物価とULCの統計的な長期均衡関係に着目し両者の動学的な調整過程を分析している。

²以下の議論の整理は、Woodford (2003, Ch.3)、加藤・川本 (2005) に拠るところが大きい。この他、ニューケインジアン・フィリップス曲線の展望・解説としては、英文ではWalsh (2003, Ch.5) が優れている。

2.1 粘着価格モデル

2.1.1 フォワード・ルッキング型フィリップス曲線

まず、物価版ニューケインジアン・フィリップス曲線は、基本的には(1)式のようにインフレ率と期待インフレ率、実質限界費用の関係として定式化される。

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \xi \hat{s}_t. \quad (1)$$

ここで、 π_t は t 期のインフレ率、 β はディスカウント・ファクター ($0 < \beta < 1$)、 E は期待値オペレーター、 \hat{s} は実質限界費用 (定常状態値からの乖離率で表現) を示す。

よく知られているように、(1)式は、財市場が独占的競争かつ価格が粘着的な下での企業の最適な価格設定行動から導出される³。ここで、(1)式は労働市場を外生として成立する。

この物価版フィリップス曲線における実質限界費用に対する傾き $\xi (> 0)$ は、価格の粘着性の度合いを示す企業の価格改定確率や財市場における競争の程度を示す財の代替の弾力性等、経済の構造パラメータの関数となっている。例えば、財価格の粘着性が高ければ高いほど実質限界費用の変化にインフレ率の反応は鈍くなり、物価版フィリップス曲線はフラット化する。また、財市場が競争的であればあるほど実質限界費用の変化にインフレ率の反応は敏感になり、物価版フィリップス曲線はスティーブ化する (いずれも逆は逆)。

特に、労働市場が完全 (完全競争、かつ名目賃金が完全に伸縮的) である場合、実質限界費用は、価格粘着性に起因する財市場におけるスラックである GDP ギャップ (現実の実質 GDP と価格が伸縮的な場合に実現される実質 GDP である「均衡 GDP⁴」の乖離) に近似的に比例する。すなわち、財市場において財需要が変動し、実質 GDP が均衡 GDP から乖離した場合、労働需要は派生的に財需要と同方向に変動する。労働市場が完全であるとする、均衡は常に労働供給曲線上で実現するため、労働供給曲線がマクロ経済学において通常想定されるように実質賃金の増加関数であると考えれば、こうした財需要の変動は、実質賃金ひいては実質限界費用について比例的変動をもたらす。この関係を用いると、(1)式の物価版フィリップス曲線は、(2)式のように、インフレ率と期待インフレ率、GDP ギャップの関係として記述できる。

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \kappa(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n). \quad (2)$$

ここで、 \hat{Y} および \hat{Y}^n は、それぞれ実質 GDP、均衡 GDP (共に定常状態における値からの乖離を対数値で表現) である。また、物価版フィリップス曲線の GDP

³本稿においては、ニューケインジアン・フィリップス曲線に関する先行研究で最もポピュラーである Calvo (1983) の意味での価格粘着性 (価格の改定確率が外生的かつ一定に与えられている状況) を想定する。

⁴自然産出量 (natural rate of output) とも呼ばれる (Woodford (2003))。

ギャップに対する傾き ($\kappa > 0$) は、前式における ξ と同様に構造パラメータの関数となっている。

この GDP ギャップを用いた物価版フィリップス曲線は、マクロ経済学の入門レベルの教科書において登場する伝統的な物価版フィリップス曲線（総供給曲線）に形式的には類似した定式化となっている。しかし、伝統的な物価版フィリップス曲線（総供給曲線）においては、期待インフレ率は、当期のインフレ率に対する期待を表すことが一般的であるのに対して、(2) 式 ((1) 式も同様) の物価版フィリップス曲線においては、期待インフレ率は、翌期のインフレ率に対する期待となっている。このことは、インフレ率が現在の GDP ギャップと将来にかけての GDP ギャップに対する期待という純粋にフォワード・ルッキングな要因で決定されることを意味しており⁵、粘着価格モデルに基づくフィリップス曲線と伝統的な物価版フィリップス曲線（総供給曲線）とを峻別する大きな特徴となっている。

2.1.2 ハイブリッド型フィリップス曲線

しかし、現実には、物価のみならずインフレ率も粘着的である。このため、将来の対する期待をもとに定式化した純粋にフォワード・ルッキングな物価版フィリップス曲線よりも、過去の値に依存するバックワード・ルッキングな物価版フィリップス曲線の方が実証上のパフォーマンスがよいと指摘されてきた (Fuhrer (1997) 等)。

こうした批判を受け、実証分析上の工夫として、①バックワード・ルッキングな企業が存在 (Gali and Gertler (1999)) や②価格決定が過去のインフレ率の値に連動するインデクセーション・ルールの存在 (Woodford (2003)、Christiano et al. (2005)) などを仮定することにより、インフレ率が過去のインフレ率にも依存する「ハイブリッド型」の物価版フィリップス曲線が提唱されてきた。例えば、(2) 式の粘着価格モデルに基づく物価版フィリップス曲線について、Woodford (2003) の定式化に倣い、「価格を最適化できない企業は、価格を前期のインフレ率に連動させる」という価格設定行動を行う企業の存在を追加的に仮定すると、インフレ率がフォワード・ルッキングな要素だけでなくバックワード・ルッキングな要素にも依存する (3) 式のハイブリッド型の物価版フィリップス曲線が導出される⁶。

$$\pi_t = \gamma\pi_{t-1} + \beta E_t[\pi_{t+1} - \gamma\pi_t] + \kappa(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n). \quad (3)$$

ここで、 γ は 0 以上 1 以下の値をとる定数であり、インフレ率が過去の値に連動する程度を示すパラメータである。他のパラメータの定義は、(1) (2) 式と同じである。ハイブリッド型の物価版フィリップス曲線については、過去のインフレ率を導入する際に用いる仮定が恣意的との批判もある。しかし、実証的パフォーマ

⁵ (2) 式を前方に解くと、現在のインフレ率は、現在から将来に亘る GDP ギャップの割引現在価値の期待値の関数となる。

⁶ (3) 式を前方に解くと、現在のインフレ率は、現在から将来に亘る GDP ギャップの割引現在価値の期待値と前期のインフレ率の関数となる。

ンスが明確に向上するため、実証分析を中心に広範に用いられている⁷。

2.2 粘着価格・賃金モデル

2.2.1 フォワード・ルッキング型フィリップス曲線

(2) 式の物価版フィリップス曲線の背景に仮定されていた名目賃金が完全に伸縮的であるという仮定は、現実的には極めて強い仮定である。名目賃金の粘着性については、古くは Keynes (1936) が強調していた事象であり、近年においても Taylor (1999) 等がその重要性を指摘している⁸。

Erceg et al. (2000) は、労働市場について財市場と対称的に独占的競争と Calvo 型の名目賃金の粘着性をモデルに導入した場合（以下、「粘着価格・賃金モデル」と表記）①財市場における実質限界費用が、GDP ギャップ⁹だけでなく実質賃金ギャップ（現実の実質賃金と価格・賃金が共に伸縮的な場合に実現される実質賃金である「均衡実質賃金¹⁰」の乖離）にも依存すること、②賃金版フィリップス曲線が物価版フィリップス曲線と対称的な定式化により記述されること、を示した。この粘着価格・賃金モデルに基づく物価版・賃金版フィリップス曲線は、具体的には (4) (5) 式で与えられる。

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \kappa_p(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \mu_p(\hat{\omega}_t - \hat{\omega}_t^n). \quad (4)$$

$$\pi_t^w = \beta E_t[\pi_{t+1}^w] + \kappa_w(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) - \mu_w(\hat{\omega}_t - \hat{\omega}_t^n). \quad (5)$$

$\hat{\omega}_t$ 、 $\hat{\omega}_t^n$ および π_t^w は、それぞれ実質賃金、均衡実質賃金（ともに定常状態からの乖離を対数値で表現）、賃金インフレ率であり、両曲線の GDP ギャップ及び実質賃金ギャップに対する傾き κ_p 、 κ_w 、 μ_p 、 μ_w はいずれも構造パラメータの関数（符号は正）である。また、(1) (2) 式と同様に純粋にフォワード・ルッキングな定式化となっている。

ここで、均衡実質賃金 $\hat{\omega}_t^n$ は、次の (6) 式を満たすことが知られている。

$$\hat{\omega}_t^n = (1 - \omega_p)a_t + \omega_p\hat{Y}_t^n. \quad (6)$$

⁷インフレ率が粘着的である、という事実の説明としては、期待インフレ率が粘着的であるという考え方 (Roberts (1998)) や、そもそもニューケインジアンが想定しているように価格が粘着的であると考えるよりも企業が価格設定の際に用いる情報が粘着的 (sticky information) であるという考え方 (Mankiw and Reis (2001)) が提示されている。こうした議論を含め、インフレ率に粘着性が発生するメカニズムについては、理論・実証の両面で今後研究の進展が必要とされる重要な論点である。本稿においては、現在のところ実証分析において最もポピュラーであるハイブリッド型の定式化を中心として議論を進める。

⁸賃金の粘着性の背景として、労働市場の制度要因、労使交渉の存在等が考えられる。この点に関連して、黒田・山本 (2005) はわが国の名目賃金に下方硬直性が存在してきたと示しているが、これはわが国の賃金の粘着性を表す一つの証左といえる。

⁹この場合、均衡 GDP は価格・賃金が共に伸縮的であった場合の GDP として再定義される。

¹⁰均衡実質賃金は、自然産出量に対応して自然実質賃金 (natural rate of real wage) とも呼ばれる (Woodford(2003))。

ここで、 a は全要素生産性である（対数値で表現）。また、 $\omega_p (< 0)$ は定常状態で評価した産出量増加に対する労働の限界生産性の弾力性を示す（大きさは生産関数の形状に依存する）。この（6）式は、いささか解りにくい表現になっているが、左辺の「実質賃金の定常状態からの乖離」が右辺の「労働の限界生産力の定常状態からの乖離」に等しいことを示している。すなわち、定常状態近傍においては限界生産性原理が成立する。

（4）、（5）式で記述される粘着価格・賃金モデルに基づく物価版・賃金版フィリップス曲線の大きな特徴は、物価・賃金インフレ率が共に実質賃金ギャップに依存し、かつその影響が物価と賃金で逆であることである。すなわち、実質賃金が均衡水準を上（下）回る場合、実質賃金ギャップは定義により正（負）の値となり、物価インフレ率の押し上げ（下押し）要因、賃金インフレ率の下押し（押し上げ）要因となる。こうした実質賃金ギャップを通じた物価・賃金の変動メカニズムは、従来のフィリップス曲線を巡る研究においては、明示的には議論されてこなかったものであり、物価と賃金の関係について新たな視点を提供するものである¹¹。

2.2.2 ハイブリッド型フィリップス曲線

2.1.2 では、物価版フィリップス曲線についてインフレ率の粘着性を織り込む必要があることを議論した。同様の問題は、（5）式の賃金版フィリップス曲線についても存在する。すなわち、（5）式の賃金版フィリップス曲線は、賃金インフレ率が純粋にフォワード・ルッキングな要素で決定されることを示しているが、例えば、物価インフレ率の粘着性の議論で登場したインデクセーション等は、本来賃金決定との関連で登場した概念であり、むしろ賃金インフレ率の決定に織り込む方が自然な設定と言えよう。

こうした点も踏まえ、本稿の実証分析では粘着価格・賃金モデルに基づくフィリップス曲線（（4）、（5）式）に、「価格（賃金）を最適化できない企業（家計）は、価格（賃金）を前期のインフレ率（賃金インフレ率）にスライドさせる」という価格（賃金）設定行動を追加的に仮定したハイブリッド型のフィリップス曲

¹¹ 実質賃金ギャップに類似した概念として、Gali et al. (2002) 等により分析が行われた「賃金マークアップ (wage markup)」が挙げられる。これは、労働市場に存在する様々なフリクション（不完全競争や賃金の粘着性、税の歪み等）を実質賃金と消費・労働の限界代替率の比に集約して表現したものである。Gali et al. (2002) は、労働市場に何らかのフリクションが存在する場合、財市場における限界費用が、GDP ギャップだけでなく賃金マークアップ（定常状態における値からの乖離として表現）に依存することを示した。しかし、Gali et al. (2002) のモデルにおいては、労働市場が明示的に定式化されていないため、名目賃金がどのように決定されているか、という点は明らかでない。

線を使用する¹²。具体的な定式化は、以下の(7) (8)式の通りである。

$$\pi_t = \gamma_p \pi_{t-1} + \beta E_t[\pi_{t+1} - \gamma_p \pi_t] + \kappa_p (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \mu_p (\hat{\omega}_t - \hat{\omega}_t^n). \quad (7)$$

$$\pi_t^w = \gamma_w \pi_{t-1}^w + \beta E_t[\pi_{t+1}^w - \gamma_w \pi_t^w] + \kappa_w (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) - \mu_w (\hat{\omega}_t - \hat{\omega}_t^n). \quad (8)$$

ここで、 γ_p 、 γ_w はそれぞれ物価、名目賃金のスライドの程度を示すパラメータであり(0以上1以下の値をとる) 他のパラメータの定義は、(4) (5)式と同じである。また、定常状態近傍においては限界生産性原理が成立することを示す(6)式も成立している。

以下の実証分析で検証するこの(7) (8)式によれば、物価及び賃金インフレ率は、共に①前期のインフレ率、②インフレ期待、③GDPギャップ、④実質賃金ギャップ、に依存する。以上の定式化は、粘着価格モデルにおける実質限界費用が、粘着価格・賃金モデルの下では、GDPギャップと実質賃金ギャップの線形結合として表現されることを示している。ここでは、ハイブリッド型の定式化を採用しているため、過去のGDPギャップと実質賃金ギャップは前期のインフレ率を通じて、また、将来のGDPギャップと実質賃金ギャップに対する期待はインフレ期待を通じて、それぞれ現在のインフレ率に影響を与える。

3 実証分析

本節では、前節において導入した粘着価格・賃金モデルに基づいたハイブリッド型フィリップス曲線について現実への適用可能性を実証的に検討する。本稿では、実質賃金ギャップ(実質賃金の均衡値からの乖離)を推計し、その上でフィリップス曲線を推計する2段階のアプローチをとる。

以下では、まず、本稿の実証分析における分析対象期間とデータについて明らかにする。その上で、粘着賃金を導入したモデルにおいて重要な役割を果たす実質賃金ギャップを推計する。最後に、これを用いて、前節において導入した粘着価格・賃金モデルに基づいたハイブリッド型フィリップス曲線の推計を行い、わが国における適用可能性について検証する。

¹²本稿において用いる定式化は、Woodford (2003) の3章で示された定式化とほぼ同様のものである。ただし、Woodford (2003) では、賃金を最適化できない主体は、賃金を本稿のように前期の賃金インフレ率に対してではなく、前期の物価インフレ率に対してスライドさせる、というインデクセーション・ルールを仮定して分析を行っている。本稿における定式化は、これと比較すると名目賃金設定における慣性やルール・オブ・サム的側面をより強調する定式化になっている。

3.1 分析対象期間とデータ

本稿において実証分析の対象とする期間は、現行の GDP 統計において 93SNA ベースの計数が入手可能な 80 年 1Q ~ 04 年 3Q である¹³。実際にはリード及びラグ項、操作変数が存在するため、推計期間はこれより若干短くなる（後掲図表参照）。使用したデータの詳細については以下の通りである。

物価 (P) については、大部分の先行研究が理論整合性の観点から GDP デフレーターを用いている。本稿でもこれに倣い、基本的には GDP デフレーター（季節調整値）を使用した¹⁴。ただし、推計の頑健性をチェックするために消費者物価指数（CPI、総合除く生鮮）の消費税調整・季節調整値¹⁵も併せて使用した。

名目賃金 (W) については、わが国においては最近パート労働者等の非正規雇用者の増大により、マクロ経済全体の時間当たり賃金が押し下げられていることが指摘されている（厚生労働省 (2004)、日本銀行調査統計局 (2005)）。こうした賃金の低下は、正社員よりも賃金の低いパート労働者の比率が増大したことによるものだが、そもそも正社員とパート労働者の賃金格差は労働生産性の差、すなわち労働投入量の差に由来するものと考えられる。したがって、本稿では、この労働者の構成要因を調整し、同一労働への対価としての賃金を表わす指標としてディビジア型名目賃金指数を算出した。具体的には、以下の (9) 式により、一般労働者 ($i = 1$) とパート労働者 ($i = 2$) 別の現金給与総額 (W_t^i) と常用労働者数 (L_t^i)、総実労働時間 (H_t^i)¹⁶を用いて原系列を算出し、季節調整を行った。ただし、一般労働者・パート労働者別のデータが得られない 92 年以前については、93 年時点のパート比率を適用して計算している。

$$\Delta W_t = \sum_{i=1}^2 \frac{1}{2} \left(\frac{W_t^i L_t^i H_t^i}{\sum_i W_t^i L_t^i H_t^i} + \frac{W_{t-4}^i L_{t-4}^i H_{t-4}^i}{\sum_i W_{t-4}^i L_{t-4}^i H_{t-4}^i} \right) \Delta W_t^i. \quad (9)$$

ここで、 Δ は、対数階差 4 期ラグ（前年比）を示す。実質賃金 (W/P) は、以上で得られた名目賃金を物価で除して求めた。また、実質労働投入量 (LH) は、GDP 統計の名目雇用者報酬を上記の名目賃金で除したものであり、ディビジア数量指数となっている。労働生産性 (Y/LH) は実質労働投入量を実質 GDP (季節調整値) で除したもの¹⁷、 $ULC (ULC = W/(Y/LH))$ は名目賃金を労働生産性で除したものの、実質 ULC (労働分配率) ($ULC/P = WLH/PY$) は ULC を物価で除したものとしてそれぞれ定義される。

GDP ギャップについては、理論的には「実質 GDP の価格・賃金が完全に伸縮的である場合に実現する均衡 GDP からの乖離」として定義されるが、均衡 GDP

¹³本稿では、GDP 統計は 04 年 7-9 月期 2 次 QE 時点の計数をもとに分析を行っている。連鎖方式の系列が公表されていない 93 年以前の実質 GDP については、参考系列として公表されているパーシェ方式の季節調整値の前期比を用いて計算。

¹⁴名目 GDP (季節調整済系列) を同じく実質 GDP (Y) (季節調整済系列) で割り込んだもの（内閣府「国民経済計算」）。

¹⁵総務省「消費者物価指数」をもとに消費税調整及び季節調整は筆者が実施。

¹⁶いずれも厚生労働省「毎月勤労統計」。

¹⁷短期的な変動の影響を除去するため、後方 3 期移動平均により平滑化している。

は観測不可能な変数であり、計測も極めて難しい。そこで本稿では、先行研究で広汎に使用されている Hodrick and Prescott (1997) の HP フィルター¹⁸を用いた GDP ギャップを使用した。ただし、推計の頑健性をチェックするために①Baxter and King (1999) の Band-Pass フィルターを使用した GDP ギャップ (以下、BP フィルター・ギャップ)¹⁹、②鎌田・増田 (2000) の方法に基づいて算出した最大産出量ギャップ²⁰も併せて使用した。

GDP ギャップとして使用するこれらの諸指標は、その計測方法が理論と乖離しているため、計測誤差が大きい可能性は否めない。実際、Sbordone (2002) や Gali and Gertler (1999) 等は、こうした問題意識から (1) 式のインフレ率と実質限界費用の関係に立ち返り、コブ・ダグラス型の生産関数の下では実質限界費用は実質 ULC (労働分配率) に比例するという関係を用いて物価版フィリップス曲線の推計を行っている²¹。しかし、この実質 ULC にしても労働という生産要素が固定的な性質を持つ以上、実際に実質労働投入のシャドー・プライスをどの程度反映しているかは疑問の余地がある。また、この点と密接に関連して、そもそも景気循環と同一方向に変動する傾向を持つインフレ率を景気循環と反対の方向に変動する傾向を持つ実質 ULC だけで説明することについては、懐疑的な見方が存在する (Rudd and Whelan (2002) を参照)。

そこで、本稿ではむしろ粘着価格・賃金モデルにおいては実質限界費用が GDP ギャップと実質賃金ギャップの線形結合で記述されることに着目する。すなわち、(2) 式の GDP ギャップを用いた物価版フィリップス曲線の推計には実質賃金ギャップという重要な「失われた変数」が存在したのではないかと、という観点から分析を進める。以下では、本稿における実質賃金ギャップの推計について解説する。

3.2 実質賃金ギャップの推計

3.2.1 考え方

前節で述べた通り、実質賃金ギャップは「現実の実質賃金と均衡実質賃金との乖離」として定義される。ここで均衡実質賃金とは、物価及び賃金が完全に伸縮的であった場合の実質賃金であり、均衡 GDP と同様に観測不可能な変数である。そこで本稿では、「定常状態近傍では限界生産力原理が成立する」という均衡実質賃金が満たすべき前節 (6) 式に着目する。先行研究に倣い、マクロ生産関数をコブ・ダグラス型 ($Y_t = A_t L_t^\alpha$) に特定化すると、(6) 式は次の (10) 式のように均衡にお

¹⁸滑らかさの程度を表すパラメータ (λ) は 1600 を仮定。

¹⁹1.5 年-8 年の循環成分を抽出、移動平均のリード/ラグ次数は 6。

²⁰最大産出量ギャップは、「現存する経済構造のもとで資本や労働が最大限に利用された場合に達成できる経済活動水準」である最大産出量を生産関数アプローチにより推計し、これを均衡 GDP とみなして現実の実質 GDP との乖離を GDP ギャップとして捉えるものである。

²¹この他、淵・渡辺 (2002) では、一般に固定的要素が少ないと想定される中間投入比率を実質限界費用として採用し、産業別のニューケインジアン・フィリップス曲線を推計している。

ける実質賃金と労働生産性の関係として表現できる²²。

$$\log(W_t^n/P_t^n) = \log(Y_t^n/L_t^n) + Constant . \quad (10)$$

今、「長い目でみれば、経済はこの均衡関係に向かって調整が進んでいる」と考えると、(10)式の均衡における実質賃金と労働生産性の関係は、観察される実質賃金と労働生産性との統計的な長期均衡関係（共和分）で置き換えることが可能である。こうした考え方に立ち、本稿では、統計的な長期均衡関係（共和分）を満たす実質賃金を均衡実質賃金とみなし、観察される現実の実質賃金との乖離を実質賃金ギャップであるとする。実際には、この(10)式がさらに以下の(11)式のように物価とULCの関係に同値変形できることを用いて、物価水準の推計値と現実の物価水準との乖離として、実質賃金ギャップを算出した。

$$\log P_t^n = \log(W_t^n L_t^n / Y_t^n) - Constant . \quad (11)$$

3.2.2 実質賃金ギャップの推計

まず、予備検定として、物価とULCの単位根検定を行った。検定結果（図表2）をみると、ADFおよびPhillips-Perron (PP)の両検定において、物価、ULCとも水準の系列については単位根を持つという帰無仮説を棄却できないが、1階の階差をとった系列については単位根を持つという帰無仮説が5%水準で有意に棄却される。すなわち、物価、ULCともI(1)系列であることが示された。この結果は物価としてCPIを用いた場合も同様であった。

次に、単位根検定の結果を踏まえ、物価とULCの共和分検定を行った。本稿では、共和分関係式を推計し、その残差について定常性を検定する「残差に基づく共和分検定 (residual-based cointegration test)」を適用した。具体的な推計式は以下の(12)式の通りである（ $\log P_t$ 、 $\log ULC_t$ は、それぞれ物価とULCの対数値を表す）。

$$\log P_t = C_0 \log ULC_t + C_1 + \epsilon_t . \quad (12)$$

上記(12)式は、物価とULCがカバレッジの異なる統計から作成されていることを考慮して、ULCにかかる係数が1から乖離しうることを、さらに物価としてCPIを用いた場合についてはタイム・トレンド項の存在をも許容する定式化となっている²³。また、推計データ期間は80年1Q～04年3Qである。図表3に、共和分検

²²この関係式は均衡においては実質ULCが一定となることを意味している。

²³本稿における実質ULC（労働分配率）($ULC/P = WLH/PY$)については、SNA統計上、分子の名目雇用者報酬が分配面、分母の名目GDPが支出面から捕捉されているため、①固定資本減耗等「国民所得」に含まれない分配面の項目の諸計数、あるいは②分配面と支出面の「統計上の不突合」等がトレンド的に変動した場合には、コブ・ダグラス型の生産関数の仮定が正しい場合であっても統計的要因からトレンドが生じる可能性がある。

また、物価にCPIを用いた場合のトレンドは、主に消費財価格とGDPデフレーターとの相対価格のトレンドを表す。

定の結果を示している。これによれば、Phillips and Ouliaris (1990) の検定において、共和分関係がないという帰無仮説が5%水準で棄却された。単位根検定と同じくCPIについても同様の検定結果が得られた。

最後に、共和分ベクトルを推計するため、上記(12)式を最小二乗法(Static OLS, SOLS)とDynamic OLS(DOLS)の2つの方法により推計した。図表4に示した推計結果をみると、物価に係るパラメータはほぼ1であり、推計結果はSOLSとDOLSで大きな差はみられない。また、物価としてCPIを用いた場合には、ULCにかかる係数は0.6程度であり、トレンド項が有意となることが確認された。

本稿では、このSOLSの推計値と現実の物価水準との乖離を実質賃金ギャップとする。この実質賃金ギャップは、現実の実質賃金の水準が均衡水準を上回る場合、正の値をとる。逆に、現実の実質賃金の水準が均衡水準を下回る場合、実質賃金ギャップは負の値をとる。これをグラフで示した図表5によれば、実質賃金ギャップは、80年代半ばの円高不況期を除き景気循環に対して逆循環的に動く傾向がみられる。また、最近(04年)では、バブル期並みにマイナス幅を拡大している。

3.3 ニューケインジアン・フィリップス曲線の推計

3.3.1 推計の概要

以上で説明したデータと実質賃金ギャップを用いて、前節で解説した粘着価格・賃金モデルに基づいたハイブリッド型フィリップス曲線を推計し、物価・賃金の決定メカニズムとしての妥当性を検証する。

ニューケインジアン・フィリップス曲線の推計方法については、フィリップス曲線を直接推計する方法(例えばGali and Gertler (1999))や一旦前方に解いた表現(closed form)を推計する方法(例えばSbordone (2002))等様々な方法が提案されている。本稿では、より直接的であり、先行研究の蓄積が進んでいるGali and Gertler (1999)のアプローチを採用する。

ここで、前掲(7)(8)式の期待インフレ率 $E_t\pi_{t+1}$ を実現値に置き換えるため、合理的期待 $E_t[\pi_{t+1}] = \pi_t + \eta_{t+1}$ (η_{t+1} は予測誤差)を仮定すると、方程式の誤差項と説明変数間に相関が生じるため、一般化積率法(Generalized Method of Moment, GMM)を用いて以下の(13)(14)式を推計する。なお、 Z_t は、 t 期以前の変数であり、 $t+1$ 期のインフレ率と直交していると想定される。

$$E_t \left\{ (\pi_t - [\lambda_1\pi_{t-1} + \lambda_2\pi_{t+1} + \lambda_3(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \lambda_4(\hat{\omega}_t - \hat{\omega}_t^n)]) Z_t \right\} = 0. \quad (13)$$

$$E_t \left\{ (\pi_t^w - [\lambda_5\pi_{t-1}^w + \lambda_6\pi_{t+1}^w + \lambda_7(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \lambda_8(\hat{\omega}_t - \hat{\omega}_t^n)]) Z_t \right\} = 0. \quad (14)$$

ただし、 λ_l ($l = 1, \dots, 8$)は、次のとおりである。なお、先行研究に従いディスカウント・ファクター β は0.99と仮定している。また、操作変数は説明変数のラグ変数から選択した。推計に用いたデータ期間は80年1Q~04年2Qである。

$$\lambda_1 = \frac{\gamma_p}{(1 + \beta\gamma_p)}, \quad \lambda_2 = \frac{\beta}{(1 + \beta\gamma_p)}, \quad \lambda_3 = \frac{\kappa_p}{(1 + \beta\gamma_p)}, \quad \lambda_4 = \frac{\mu_p}{(1 + \beta\gamma_p)},$$

$$\lambda_5 = \frac{\gamma_w}{(1 + \beta\gamma_w)}, \quad \lambda_6 = \frac{\beta}{(1 + \beta\gamma_w)}, \quad \lambda_7 = \frac{\kappa_w}{(1 + \beta\gamma_w)}, \quad \lambda_8 = -\frac{\mu_w}{(1 + \beta\gamma_w)}.$$

3.3.2 推計結果

推計結果を図表 6 に示している。まず、物価版フィリップス曲線と賃金版フィリップス曲線を個別に推計すると、[1] で示すように、両方の方程式において、GDP ギャップと実質賃金ギャップが理論的に期待される符合条件を満たし、統計的に有意である。しかし、 γ_p および γ_w の値をみると、どちらも 1 を超えており、理論モデルと整合的な値 ($0 \leq \gamma \leq 1$) とならない。そこで、Christiano et al.(2005) に倣い $\gamma_p = \gamma_w = 1$ の制約を課した上で推計すると ([2])、GDP ギャップと実質賃金ギャップが理論的に期待される符合条件を満たし、統計的に有意である。この制約は、物価（賃金）の改定ができない企業は、今期のインフレ率が 1 期前のインフレ率と同じになるような価格を設定することを意味する。

さらに、前節で紹介した物価と賃金のフィリップス曲線は、物価と賃金の同時決定メカニズムを想定していることから、この 2 本のフィリップス曲線をシステム推計した結果が [3] である。この場合も、方程式をそれぞれ単独で推計した場合と同様に、理論と整合的な推計結果が得られる。こうした結果は、推計期間中における物価と賃金の決定における、粘着価格・賃金モデルに基づいたハイブリッド型フィリップス曲線の妥当性を示している。以下では、図表 6[3] のケースをベンチマーク・ケースとする。

なお、表の J 統計量は、操作変数の過剰識別制約に関するハンセンテストの結果を示す。括弧内は、p 値である。これによれば、どの結果も過剰識別制約であるという帰無仮説を棄却できない。

定式化の変更を行った場合の推計結果を確認するため、このシステム推計において、バックワードな変数を除き、フォワード・ルッキングな行動だけをとらえた定式化で推計を行ったところ ([4]、 $\gamma = 0$)、物価版フィリップス曲線の統計的な有意性が失われるとの結果が得られた。このことは、物価・賃金の決定においては、フォワード・ルッキングな要素に加え、Fuhrer and Moore (1995) や Fuhrer (1997) が指摘したように過去のインフレ率が重要な決定要因となっていることを示唆するものである。同様に、実質賃金ギャップを除いた場合の推計を行った場合 ([5]、 $\gamma = 1$ 、 $\mu = 0$) にも、物価版フィリップス曲線の統計的な有意性が失われ、実質賃金ギャップが特に物価版フィリップス曲線において一定の役割をもつ変数であることが確認された。

3.3.3 変数の変更

先に述べたようにニューケインジアン・フィリップス曲線の分析においてはデータの計測誤差の存在の問題が重要視されてきた。にもかかわらず先行研究においては、定式化や推計期間に対する頑健性の検証が重視される傾向があり、変数選択に対する頑健性を検証した事例は少ない。本稿では、この点に着目し、GDP ギャップと物価の2つについて変数選択に関する頑健性を検証した。具体的には、GDP ギャップについては、①BP フィルター・ギャップ、②最大産出量ギャップを用いた場合の結果を確認する。また、物価については、CPI を用いた場合の結果について考察する。

BP フィルター・ギャップの時系列的な推移は、図表7のとおりである。HP フィルター・ギャップと近い動きとなっているが、バブル期の振幅は、HP フィルター・ギャップよりも小さく、また算出する際にリード/ラグ変数を用いるため、算出期間は81年3Q - 03年1Qまでとなっている。このGDP ギャップを用いた推計結果が図表8に示されている。2本のフィリップス曲線を単独で推計した場合 ([1]) とシステムで推計した場合 ([2]) をみると、どちらもそれぞれの変数が統計的に有意かつ理論的に期待される符号を満たしている。また、バックワードな変数や実質賃金ギャップを推計から除外した場合 ([3][4]) をみると、良好な推計結果が得られない。具体的には、こうした定式化のもとでは、物価版フィリップス曲線は、統計的に有意な結果が得られず、またバックワードな変数を外した場合の賃金版フィリップス曲線では、実質賃金ギャップが理論とは逆符号で統計的に有意となっている。

続いて、鎌田・増田(2000)の最大産出量ギャップを用いた場合の推計結果を示す。最大産出量ギャップの推移は、前掲図表7に示している。最大産出量ギャップは、過去の最大値の要素投入を用いて算出されるため、常に均衡GDPがGDPを上回り、GDPギャップはマイナスの値をもつ。また近年においては、幾分マイナス方向へのトレンドを有している。このGDPギャップを用いて同様の定式化を推計すると、図表8の[5]-[8]に示すとおり、どのような定式化においても、良好な推計結果は得られない。この背景には、理論的に想定される均衡GDPの概念と最大産出量として計算される均衡GDPとの間の概念上の乖離が計測誤差を拡大させていることが考えられる²⁴。

次に、物価インフレ率の変数をGDPデフレーターからCPIに変更した場合の推計結果を図表9に示している。これによれば、ベンチマーク・ケースと同様、[3][4]では、物価版フィリップス曲線における各変数は統計的に有意ではなく、賃金版フィリップス曲線における実質賃金ギャップは理論と逆符号で統計的に有意となるが、[1][2]の推計ではいずれも、理論と整合的な推計結果が統計的に有意に得られる。

こうした結果から、前節で解説した物価と賃金に関する2本のニューケインジ

²⁴最大産出量ギャップが常にマイナスの値をとるデータであることに留意して、定数項を含めた推計も試みたが、この場合にも、良好な結果は得られなかった。

アン・フィリップス曲線の推計結果は、ベンチマークとなるケースにおける変数選択に必ずしも依存するものではないことが確認できる。また、バックワードな変数や実質賃金ギャップを除いた推計がいずれも良い結果を得られないことから、粘着価格・賃金モデルに基づいたハイブリッド型フィリップス曲線の説明力が他の定式化を上回る可能性が示唆される。

3.3.4 物価・賃金の改定確率の試算

以上で推計されたパラメータは、前節で述べた通り、構造パラメータの関数となっている。具体的には、補論 (A12)(A25) 式で示されるような関数となる。そこで、いくつかの仮定を追加することにより、得られた推計値からインプリシットに構造パラメータを計算する。

物価・賃金の改定確率について、ベンチマークケース (図表 6[3]) の推計値を用いて試算したものが図表 10 である。具体的には、定常状態における労働供給の限界不効用の弾力性 $\nu = 1$ という追加的仮定を置いた上で、物価および賃金の改定確率 $1 - \alpha_p$ 、 $1 - \alpha_w$ 、と財・労働市場における代替の弾力性 θ_p 、 θ_w の組み合わせとして κ_p 、 κ_w の理論値を計算する。これを κ_p 、 κ_w の推計値と比較し、現実的な財・労働市場における代替の弾力性の値の範囲 ($\theta_p \in [6, 7, 8, 9, 10, 11]$) に対応する物価・賃金の改定確率の範囲を特定した。図表 10 では、 κ_p 、 κ_w の値を範囲に含む 2 列をシャドーで表示している。

計算結果をみると、四半期毎の価格改定確率 $1 - \alpha_p$ は 45 - 50% 程度 (改定頻度は年 1.8-2 回程度)、賃金改定確率 $1 - \alpha_w$ は 25 - 30% 程度 (同、年 1-1.2 回程度) との結果が得られた。

日本のデータを用いた同様の先行研究をみると、淵・渡辺 (2002) は、バックワードな変数を含まない、フォワード・ルッキングなニューケインジアン・フィリップス曲線の推計を行い、価格改定確率のパラメータ (1-価格据置確率) は、大きくとも 36% 程度との結果を得ている。他方、Kimura and Kurozumi (2004) は、小型動学的一般均衡モデルの中で、ハイブリッド型のニューケインジアン・フィリップス曲線の推計を行い、65% 程度との結果を得ている。先行研究とは定式化や変数が異なるため、直接的な比較はできないが、本稿で推計された改定確率は、先行研究との比較でも妥当な範囲内であると思われる。

また、物価として CPI を用いた場合の推計結果 (前掲図表 9、定式化 [2]) を用いて、価格改定確率 $1 - \alpha_p$ を計算すると、35 - 40% 程度 (改定頻度は年 1.4-1.6 回程度) との結果が得られた²⁵。CPI の価格改定確率が GDP デフレーターよりも低

²⁵ 本来、このようなマクロ・ベースで計測された価格改定頻度は、より情報量が豊富なミクロ・データに基づいて計測された価格改定頻度と比較・検証されるべきである。Bils and Klenow (2004) は、米国の CPI 構成品目についてミクロ・データを用いて価格改定頻度を計測し、年 3 回弱という従来のニューケインジアン・フィリップス曲線の実証研究から得られる値よりも高い頻度で価格が改定されていることを示した。これに対し、Dhyne et al. (2004) は、Bils and Klenow (2004) の方法を踏襲してユーロ・エリアの CPI 構成品目について価格改定頻度を計測し、年 1 回強と米

いことは、消費財・サービスの価格は、投資財の価格よりも粘着的であることを示唆している。この結果は、淵・渡辺 (2002) の業種別推計において、素材業種よりも加工業種の価格粘着性が高く、特にサービス業では価格の粘着性が高いという結果と整合的に解釈可能なものといえる。

4 おわりに

本稿では、近年のニューケインジアン研究成果である粘着価格・賃金モデルを用いて、物価と賃金の理論的關係を2本のニューケインジアン・フィリップス曲線で記述し、日本への適用可能性について検討した。

本稿において用いた粘着価格・賃金モデルに基づいたハイブリッド型フィリップス曲線の定式化によれば、物価及び賃金インフレ率は、共に①前期のインフレ率、②インフレ期待、③GDPギャップ、④実質賃金ギャップ、により決定される。GDPギャップの上昇は、物価・賃金をともに押し上げる一方、実質賃金ギャップの上昇は、物価を押し上げ、賃金を押し下げる。また、過去のGDPギャップと実質賃金ギャップは前期のインフレ率を通じて、将来のGDPギャップと実質賃金ギャップに対する期待はインフレ期待を通じて、それぞれ現在のインフレ率に影響を与える。

本稿では、粘着価格・賃金モデルに基づいたハイブリッド型フィリップス曲線をGMMを用いて推計した。この結果、理論的に期待される符号条件を満たし、かつ統計的に有意な推計結果が得られ、変数の選択に対しても一定の頑健性を有することが確認された。このことは、粘着価格・賃金モデルが、わが国経済における物価・賃金決定の相互依存構造を記述するモデルとして一定の説明力を持つことを示す。すなわち、粘着価格・賃金モデルの理論的な予見のとおり、物価・賃金インフレ率の決定が、過去や現在の動向だけではなく、先行きに対する期待の影響を受けること、またGDPギャップのみならず実質賃金ギャップにも依存すること、が示された。さらに、本稿の推計結果は、物価や賃金の決定において、フォワード・ルッキングな要素に加えバックワード・ルッキングな要素も重要であることや、価格改定確率でみた粘着性は、GDPデフレーターがCPIよりも価格伸縮的であることも明らかにしている。

この分析結果を踏まえ、わが国の物価・賃金の動向への含意を考察すると、最近のULCの大幅な低下は、実質賃金と均衡実質賃金を大幅に乖離させており、これは実質賃金ギャップ及びインフレ率の慣性・粘着性を通じて物価を下押し、賃金を上押しする効果をもつと考えられる。

このように、本稿では粘着価格・賃金モデルがわが国の物価と賃金のダイナミクスを説明する枠組みとして有用であることを確認した。しかし、本稿における

国と比較して著しく価格粘着的であることを示した。わが国については、同様の実証分析は存在しないため、本稿の実証分析で得られた価格改定頻度をこれらの先行研究と比較すると、わが国のCPIは米国よりも粘着的だがユーロ・エリアよりも伸縮的である可能性が示唆される。

実証分析では、より本源的な構造パラメータを同定することはしなかった。こうした構造パラメータの同定は、ルーカス批判に対する頑健性という観点から政策的に極めて重要な意味を持つため、今後分析を積み重ねていく必要がある。

補論 フィリップス曲線の導出

本補論では、Erceg, et al. (2000)、Woodford (2003, Ch.3)、Giannoni and Woodford (2003) に基づき、価格と賃金の双方が粘着性をもつ場合のニューケインジアン・フィリップス曲線を導出する。

ここでは、簡単化のために家計と企業によってのみ成立する経済を想定する²⁶。家計は労働を供給し、財を需要する一方、企業は財を供給し、労働を需要する。財と労働はともに差別化されており、独占的競争の状態にある。また、価格および賃金は、ともに Calvo (1983) の設定に従い、最適な水準に設定できる確率が外生的に与えられているという意味で粘着的であると考えられる。さらに、最適な水準に調整できない場合の価格や賃金は、過去のインフレ率に部分的にスライドする。

物価版フィリップス曲線の導出

まず、家計 h の財 z に対する需要関数を導出する。この家計 h は $[0, 1]$ 区間に一様分布にしたがって分布しており、生涯に亘っての期待効用を最大化する。

$$E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} \left[u(C_T^h) - v(H_T^h) \right] \right\}. \quad (A1)$$

ここで、 β 、 C_t^h 、 H_t^h は、それぞれディスカウント・ファクター、家計 h の t 期における消費量と労働供給量を示す。 u 、 v は、それぞれ家計の消費による効用と労働供給による不効用を表す。 E_t は t 期初までの情報集合に基づく期待値オペレーターである。集計された消費は、Dixit and Stiglitz 型の指数で表現する。すなわち、

$$C_t^h \equiv \left[\int_0^1 c_t^h(z)^{\frac{\theta_p-1}{\theta_p}} dz \right]^{\frac{\theta_p}{\theta_p-1}}, \quad (A2)$$

は、家計 h による財 z について集計された消費量であり、代替の弾性は $\theta_p > 1$ であるものとする。

家計 h による財 z に対する最適な需要は、(A2) 式を、制約式 $\int_0^1 p_t(z) c_t^h(z) dz \leq X^h$ の下で最大化することにより求められる。ここで、 $p_t(z)$ は、財 z の価格であり、 X^h は、総所得である。

すると、家計 h による財 z に対する需要関数は、以下の式で与えられる。

$$c_t^h(z) = C_t^h \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta_p}. \quad (A3)$$

物価指数は、以下の式で定義される。

$$P_t \equiv \left[\int_0^1 p_t(z)^{1-\theta_p} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta_p}}. \quad (A4)$$

次に、(A3) 式の需要関数を前提とした場合の企業による価格設定行動について記述する。

本文中で述べたように、本稿では、企業は独占的競争において価格を設定し、Calvo (1983) の意味で価格が粘着的であると仮定する。すなわち、価格の調整機会は限定されて

²⁶以下の議論は、政府及び中央銀行の存在を導入しても本質的には変わらない(詳細は Giannoni and Woodford (2003) を参照)。

おり、かつ外生的に与えられていると想定する。今、企業 z がある期に価格を据え置く確率を $\alpha_p \in (0, 1)$ 、価格を改定できる確率を $1 - \alpha_p$ であるとする、 α_p が 1 に近ければ近いほど価格は硬直的であり、0 に近ければ近いほど価格は伸縮的である。

この設定に加えて、本稿では、Woodford (2003) の設定に従い、価格が最適な状態に改定されない場合には、その財の価格は前期のインフレ率に対して部分的にスライドすると仮定する。

$$\log p_t(z) = \log p_{t-1}(z) + \gamma_p \pi_{t-1}. \quad (\text{A5})$$

ただし、 $0 \leq \gamma_p \leq 1$ 、 $\pi_t \equiv \log(P_t/P_{t-1})$ である。

今、価格を改定する企業が同一の収益最大化問題に直面し、共通の最適価格 p_t^* が選択されると仮定すると、(A4) 式の物価指数は以下の (A6) 式を満たす。

$$P_t = \left[(1 - \alpha_p) p_t^{*1-\theta_p} + \alpha_p \left(P_{t-1} \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\gamma_p} \right)^{1-\theta_p} \right]^{\frac{1}{1-\theta_p}}. \quad (\text{A6})$$

これを定常状態近傍で対数線形近似すると、(A7) が導出される。ただし、 $\hat{p}_t^* \equiv \log(p_t^*/P_t)$ である。

$$\hat{p}_t^* = \frac{\alpha_p}{1 - \alpha_p} (\pi_t - \gamma_p \pi_{t-1}). \quad (\text{A7})$$

さて、(A6) 式で所与とした最適価格 p_t^* の決定について考える。価格を改定する企業 z は、 t 期において価格を設定する際に、 t 期初の情報に基づき、次のような将来収益の割引現在価値の期待値を最大化するような価格 p_t^* を選択する。ただし、 $Q_{t,T}$ は、ストキャスティック・ディスカウント・ファクター。

$$E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} \alpha_p^{T-t} Q_{t,T} [\Pi_T(p_t(z))] \right\}. \quad (\text{A8})$$

ここで、 T 期における企業の収益は、以下の (A9) 式で与えられる。財の需要は家計のみにより行われるため、各財 z について $c_t(z) = y_t(z)$ が成立している。また、後述するように、 f は生産関数 $y_t(z) = A_t f(H_t(z))$ である (ただし、 $y_t(z)$ は財 z の生産量、 A_t は全要素生産性)、 W_T は集計された賃金を表す。

$$\Pi_T(p_t) = p_t(z) \left(\frac{P_{T-1}}{p_{t-1}} \right)^{\gamma_p} \left(\frac{p_t(z)(P_{T-1}/P_{t-1})}{P_T} \right)^{-\theta_p} Y_T - W_T f^{-1}(Y_T(p_t(z))/A_T). \quad (\text{A9})$$

この企業の利潤最大化問題について、一階の条件を求め、(A7) 式と同様に定常状態近傍において対数線形近似すると、次の式が得られる。

$$E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} (\alpha_p \beta)^{T-t} [(1 + \omega_p \theta_p) (\hat{p}_t^*(z) - \sum_{\tau=t+1}^T (\pi_\tau - \gamma_p \pi_{\tau-1})) - \hat{\omega}_T - \hat{\psi}_T] \right\} = 0. \quad (\text{A10})$$

ただし、 $\omega_p \equiv -f''\bar{Y}/(f')^2$ 、 $\hat{\omega}_t \equiv \log(\frac{W_t/P_t}{\bar{\omega}})$ である。また、 β は、 $\Lambda Q_{t,T} = \beta^{T-t} \Lambda_T$ ($T \geq t$) を満たす (Λ は家計の所得の限界効用)、なお、 $\hat{\psi}_t \equiv \omega_p \hat{Y}_t - (1 + \omega_p) a_t$ は、限界生産性の定常状態の値からの乖離の企業間における平均を示している。今、(A6) 式の導出において仮定したように、企業が全て同様の収益最大化問題に直面していると考えて、(A10) の

対数線形化された一階の条件を解くと、全ての企業に共通の最適価格 p_t^* の決定式が以下の通り得られる。

$$\hat{p}_t^* = E_t \left\{ \left[\sum_{T=t}^{\infty} (\alpha_p \beta)^{T-t} [(\pi_t - \gamma_p \pi_{t-1}) + \frac{1 - \alpha_p \beta}{1 + \omega_p \theta_p} (\hat{\omega}_T + \hat{\psi}_T)] \right] - (\pi_t - \gamma_p \pi_{t-1}) \right\}. \quad (\text{A11})$$

この式を、(A7) 式で与えられる物価指数の対数線形近似式を用いて変形すると、本文 (7) 式の物価版フィリップス曲線が得られる。

$$\pi_t - \gamma_p \pi_{t-1} = \kappa_p (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \mu_p (\hat{\omega}_t - \hat{\omega}_t^n) + \beta E_t (\pi_{t+1} - \gamma_p \pi_t). \quad (\text{A12})$$

ここで、

$$\mu_p \equiv \frac{(1 - \alpha_p)(1 - \alpha_p \beta)}{\alpha_p(1 + \omega_p \theta_p)} > 0, \quad \kappa_p \equiv \mu_p \omega_p.$$

また、 $\hat{Y}_t \equiv \log(Y_t/\bar{Y})$ である。 $\hat{Y}_t^n \equiv \log(Y_t^n/\bar{Y})$ は、 t 期の産出量と価格や賃金が共に伸縮的な場合に達成される GDP (均衡 GDP) の定常状態における GDP \bar{Y} からの乖離を示す。 $\hat{\omega}_t^n \equiv \log(\omega_t^n/\bar{\omega})$ は、価格や賃金が共に伸縮的なもとで達成される実質賃金 (均衡実質賃金) の定常状態における実質賃金 $\bar{\omega}$ からの乖離である²⁷。

この (A12) 式によれば、物価インフレ率は、① $\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n$ で表現される GDP ギャップ、② $\hat{\omega}_t - \hat{\omega}_t^n$ で表現される実質賃金ギャップの影響を受ける。また、③ 期待インフレ率や④ 過去のインフレ率の慣性 (inertia) も、インフレ率の決定要因となる。

賃金版フィリップス曲線の導出

次に、労働市場における賃金の決定について考察する。全ての企業は、単一の労働市場において労働 H を雇い、賃金を支払い、財を生産する。資本 K は、固定的な投入要素であると仮定する。企業 z は、財 z についての独占的供給者であり、生産 $y_t(z)$ を以下の生産関数に基づいて行う。

$$y_t(z) = A_t F(\bar{K}, H_t(z)) \equiv A_t f(H_t(z)). \quad (\text{A13})$$

ここで、 $f' > 0$ 、 $f'' < 0$ であり、 $A_t > 0$ は、全要素生産性を示す。先述の通り、 $c_t(z) = y_t(z)$ が成立しているため、財の総需要は以下のように表現できる。

$$Y_t \equiv \left[\int_0^1 y_t(z) \frac{\theta_p - 1}{\theta_p} dz \right]^{\frac{\theta_p}{\theta_p - 1}}. \quad (\text{A14})$$

また、財 z を生産するために投入される労働は、次の CES 型の集計関数で表現される。

$$H_t(z) \equiv \left[\int_0^1 H_t^h(z) \frac{\theta_w - 1}{\theta_w} dh \right]^{\frac{\theta_w}{\theta_w - 1}}. \quad (\text{A15})$$

²⁷本稿では、財市場、労働市場の双方で独占的競争を仮定しているため、均衡 GDP および均衡実質賃金は共にパレート最適ではない。この点是最適な金融政策を議論する場合は論点となる (Benigno and Woodford (2004)) が、本稿のように議論の範囲を物価・賃金の決定に限定する限り、大きな問題は生じない。

ただし、代替の弾力性 $\theta_w > 1$ を仮定する。今、 h が労働のタイプを示すとすると、企業 z のタイプ h の労働に対する労働需要 H_t^h は、与えられた賃金水準の下で (A16) 式を最大化することにより得られる。

$$H_t^h(z) = H_t(z) \left(\frac{w_t(h)}{W_t} \right)^{-\theta_w}. \quad (\text{A16})$$

ここで $w_t(h)$ は、タイプ h の労働に対する賃金を示す。これを、企業 z について集計した、タイプ h の労働に対する労働需要関数は、

$$H_t^h = H_t \left(\frac{w_t(h)}{W_t} \right)^{-\theta_w}, \quad (\text{A17})$$

となる。ただし、 $H_t \equiv \int_0^1 H_t(z) dz$ である。

また、 $w_t(h)$ を全ての h について集計した賃金指数は、物価指数と対称的に (A18) 式のように定義される。

$$W_t \equiv \left[\int_0^1 w_t(h)^{1-\theta_w} dh \right]^{\frac{1}{1-\theta_w}}. \quad (\text{A18})$$

賃金決定に関する設定については、価格決定と同様に独占的競争下での Calvo モデルの設定に従う。すなわち、タイプ h の労働を供給する家計は、独占的競争の状況にあり、賃金は各期に $1 - \alpha_w$ の確率でのみ最適化される。また、賃金が最適化されない場合、賃金は前期の賃金インフレ率に部分的にスライドすると仮定する。

$$\log w_t(h) = \log w_{t-1}(h) + \gamma_w \pi_{t-1}^w. \quad (\text{A19})$$

ただし、 $0 \leq \gamma_w \leq 1$ 、 $\pi_t^w \equiv \log(W_t/W_{t-1})$ 。

このとき、物価指数の場合と対称的に、賃金を改定する家計が共通の最適賃金 w_t^* を選択する、と仮定すると、(A18) 式の賃金指数は、次の (A20) 式を満たす。

$$W_t = \left[\alpha_w \left(W_{t-1} \left(\frac{W_{t-1}}{W_{t-2}} \right)^{\gamma_w} \right)^{1-\theta_w} + (1 - \alpha_w) (w_t^*)^{1-\theta_w} \right]^{\frac{1}{1-\theta_w}}. \quad (\text{A20})$$

これを、定常状態近傍で対数線形近似すると、以下の (A21) 式が導出される。

$$\hat{w}_t^* = \frac{\alpha_w}{1 - \alpha_w} (\pi_\tau^w - \gamma_w \pi_{\tau-1}^w). \quad (\text{A21})$$

ただし、 $\hat{w}_t^* \equiv \log(w_t^*/W_t)$ である。

さて、(A21) 式で所与とした家計の最適賃金 w_t^* の決定について考える。家計は、 t 期に賃金を改定する際に、 t 期初の情報に基づいて、次のような効用を最大化するような賃金 w_t^* を選択する。

$$E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} (\alpha_w \beta)^{T-t} [\Lambda_T w_t(h) H_T(w_t(h)) - v(H_T(w_t(h)))] \right\}. \quad (\text{A22})$$

これについて、一階の条件を求め、(A21) 式と同様に定常状態近傍において対数線形近似すると、次の式が得られる。

$$E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} (\alpha_w \beta)^{T-t} \left[(1 + \nu \theta_w) (w_t^*(h)) - \sum_{\tau=t+1}^T (\pi_\tau^w - \gamma_w \pi_{\tau-1}^w) + \hat{w}_T - \hat{w}_T \right] \right\} = 0. \quad (\text{A23})$$

ただし、 $\nu \equiv \frac{v_{hh}\bar{H}}{v_h}$ 。 $\hat{v}_t \equiv \nu \hat{H}_t - \hat{\lambda}_t$ は、労働と消費の限界代替率の定常状態からの乖離の家計間における平均である。また、 $\hat{H}_t \equiv \log(H_t/\bar{H})$ 、 $\hat{\lambda}_t = \log(\Lambda_t P_t/\bar{\lambda})$ である。

今、(A20) 式の導出において仮定したように、全ての家計が同様の効用最大化問題に直面していると考えて、(A23) 式の数線形近似された一階の条件を解くと、全ての労働者に共通の最適賃金 w_t^* の決定式が導出される。

$$\hat{w}_t^* = E_t \left\{ \left[\sum_{T=t}^{\infty} (\alpha_w \beta)^{T-t} \left[(\pi_T^w - \gamma_w \pi_{T-1}^w) + \frac{1 - \alpha_w \beta}{1 + \nu \theta_w} (\hat{v}_T - \hat{w}_T) \right] \right] - (\pi_t^w - \gamma_w \pi_{t-1}^w) \right\}. \quad (\text{A24})$$

この式を、(A21) 式で与えられる賃金指数の数線形近似式との関係を用いて変形すると、本文 (8) 式の賃金版フィリップス曲線が導出される。

$$\pi_t^w - \gamma_w \pi_{t-1}^w = \kappa_w (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) - \mu_w (\hat{w}_t - \hat{w}_t^n) + \beta E_t (\pi_{t+1}^w - \gamma_w \pi_t^w). \quad (\text{A25})$$

ここで、

$$\mu_w = \frac{(1 - \alpha_w)(1 - \alpha_w \beta)}{\alpha_w(1 + \nu \theta_w)} > 0, \quad \kappa_w = \mu_w(\omega_w + \sigma^{-1}) > 0.$$

ただし、 ω_w と σ は、それぞれ労働の限界不効用の産出量に対する弾力性 ($\omega_w = \nu \frac{f}{Hf}$)、消費の異時点間代替の弾力性である。なお、

$$\hat{v} + \hat{\psi} = (\omega + \sigma^{-1})(\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n),$$

である。(A25) 式の賃金版フィリップス曲線によれば、賃金インフレ率は、インフレ率と同様に、①GDP ギャップ、②実質賃金ギャップ、③賃金インフレ率に対する期待及び④過去の賃金インフレ率の慣性により決定される。実質賃金ギャップは、物価版フィリップス曲線とは逆の符号で入っていることは粘着価格・賃金モデルの重要な特徴である。

以上の議論をまとめると、物価および賃金とともに粘着的であり、かつその慣性を前提としたモデルにおける物価版・賃金版フィリップス曲線は、以下のように書ける ((A12) 式、(A25) 式再掲)。

$$\pi_t - \gamma_p \pi_{t-1} = \kappa_p (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \mu_p (\hat{w}_t - \hat{w}_t^n) + \beta E_t (\pi_{t+1} - \gamma_p \pi_t).$$

$$\pi_t^w - \gamma_w \pi_{t-1}^w = \kappa_w (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) - \mu_w (\hat{w}_t - \hat{w}_t^n) + \beta E_t (\pi_{t+1}^w - \gamma_w \pi_t^w).$$

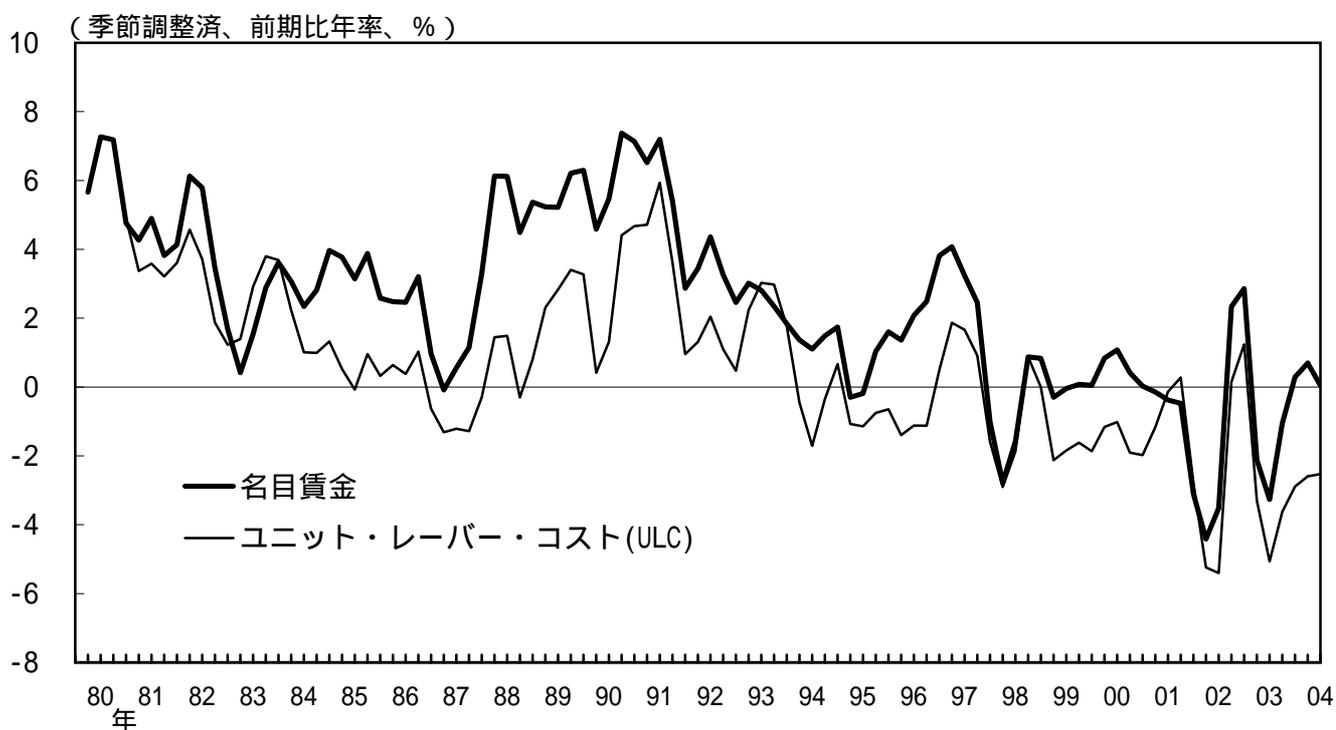
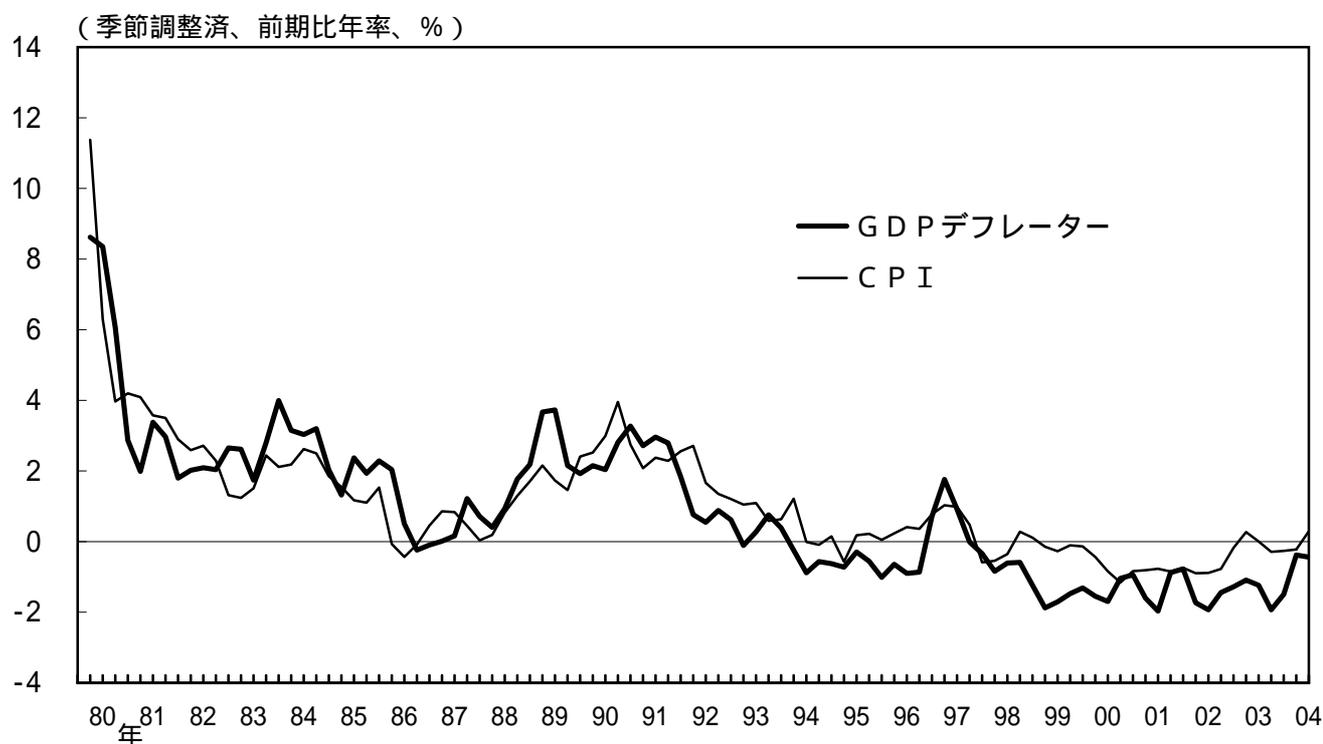
参考文献

- 植田和男・吉川洋 (1984) 「労働市場のマクロ経済分析」、『季刊現代経済』、春号、日本経済新聞社。
- 加藤 涼・川本卓司 (2005) 「ニューケインジアン・フィリップス曲線：粘着価格モデルにおけるインフレ率の決定メカニズム」、日銀レビュー・シリーズ、No. 2005-J-6、日本銀行。
- 鎌田康一郎・増田宗人 (2000) 「マクロ生産関数に基づくわが国のGDPギャップ - 統計の計測誤差が与える影響 - 」、日本銀行 調査統計局ワーキングペーパーシリーズ、No.00-15、日本銀行。
- 黒田 祥子・山本 勲 (2005) 「バブル崩壊以降のわが国の賃金変動：人件費および失業率の変化と名目賃金の下方硬直性の関係」、『金融研究』、第24巻、第1号、日本銀行金融研究所。
- 厚生労働省 (2004) 『平成16年版労働経済の分析』、厚生労働省。
- 田中英敬・木村武 (1998) 「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」、日本銀行 調査統計局ワーキングペーパーシリーズ、No.98-J-10、日本銀行。
- 日本銀行調査統計局 (2005) 「雇用・所得情勢にみる日本経済の現状」、『日本銀行調査季報』、冬号、日本銀行。
- 淵仁志・渡辺努 (2002) 「フィリップス曲線と価格粘着性—産業別データによる推計—」、『金融研究』、第21巻、第1号、日本銀行金融研究所。
- 吉川洋・竹内 恵行 (1988) 「実質賃金と日本経済」、『金融研究』、第7巻、第4号、日本銀行金融研究所。
- Baxter, M., and R. G. King. (1999) “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, pp.575-593.
- Benigno, P., and M. Woodford. (2004) “Optimal Stabilization Policy When Wages and Prices are Sticky: The Case of a Distorted Steady State,” NBER Working Paper No.10839.
- Bils, M. and P. Klenow. (2004) “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices,” *Journal of Political Economy*, Vol. 112, pp 947-985.
- Blanchard, O. (2002) *Macroeconomics: 3rd Edition*, Prentice Hall, New Jersey.

- Calvo, G. A. (1983) “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No.3, pp. 383-398.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans. (2005) “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy,” *Journal of Political Economy*, Vol. 113, pp.1-45.
- Dhyne, E., L.J. Álvarez, H. L. Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffman, N. Jonker, P. Lünemann, F. Rumler, and J. Vilmunen. (2004) “Price setting in the Euro Area: Some Stylised Facts from Individual Consumer Price Data,” ECB Conference paper, European Central Bank.
- Dupis, D. (2004) “The New Keynesian Hybrid Phillips Curve: An Assessment of Competing Specifications for the United States,” Bank of Canada Working Paper No. 2004-31.
- Erceg, C., D. Henderson, and A. Levin. (2000) “Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 46, pp.281-313.
- Fuhrer, J. C. (1997) “The (Un) Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 3, pp. 338-350.
- , and G. Moore. (1995) “Inflation Persistence,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 1, pp127-159.
- Gali, J., and M. Gertler. (1999) “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, No. 2, pp.195-222.
- , ———, and Lopez-Salido, J. D. (2002) “European inflation dynamics,” *European Economic Review*, Vol. 45, No. 7, pp.1237-1270.
- Giannoni, M., and M. Woodford. (2003) “Optimal Inflation Targeting Rules,” NBER Working Paper No. 9939.
- Hodrick, R. J., and E. C. Prescott. (1997) “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29, pp.1-6.
- Keynes, J.M. (1936) *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Macmillan, New York.

- Kimura, T., and S. Kurozumi. (2004) "Effectiveness of history-dependent monetary policy," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 18, pp.330-361.
- Mankiw, G. (2002) *Macroeconomics: 5th Edition*, Worth Publishers, New York.
- Mankiw, N. G., and R. Reis. (2002) "Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, pp.1295-1328.
- Phillips, P. C., and S. Ouliaris. (1990) "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, pp.165-193.
- Roberts, J. M. (1998) "Inflation Expectations and Transmission of Monetary Policy," The Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series, No.1998-43, Federal Reserve Board.
- Rudd, J. B., and K. Whelan. (2002) "Does the Labor Share of Income Drive Inflation ?" Board of Governors of the Federal Reserve Working Paper No. 2002-30, (Forthcoming in *Journal of Money, Credit and Banking*).
- Sbordone, A. M. (2002) "Prices and Unit Labour Costs: A New Test of Price Stickiness," *Journal of Monetary Economics*, No. 49, pp. 265-292.
- . (2004) "A Limited Information Approach to the Simultaneous Estimation of Wage," manuscript, Department of Economics, Rutgers University.
- Smets, F., and R., Wouters. (2002) "An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area," ECB Working Paper No. 171.
- Taylor, J.B. (1999) "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics," in J. Taylor and M. Woodford eds., *Handbook of Macroeconomics*, Vol.1B, Elsevier, Amsterdam.
- Walsh, C.E. (2003) *Monetary Theory and Policy: Second Edition*, The MIT Press, Cambridge.
- Woodford, M. (2003) *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University, New Jersey.

図表1: 物価と賃金の動向



(注) 名目賃金は、一般労働者とパート労働者の構成要因の影響を除去したディビジア型賃金指数。詳細は、本文参照。

図表2： 単位根検定

Type of Test		log(GDP)					
		deflator)		log(CPI)		log(ulc)	
ADF	level	-0.109		0.504		0.078	
		(0.644)		(0.823)		(0.705)	
	difference	-2.096	**	-2.114	**	-1.832	*
		(0.035)		(0.034)		(0.064)	
PP	level	1.686		2.830		-1.333	
		(0.977)		(0.999)		(0.168)	
	difference	-5.916	**	-6.562	**	-4.977	**
		(0.000)		(0.000)		(0.000)	

(注) ()内はp値。

ADF検定のラグ次数は、Modified AICにより決定。

**/*は、5%/10%有意。

図表3： 共和分検定

Variable of Price	Z	Zt
GDP deflator	-38.09	-4.33
CPI	-60.31	-5.45
Critical Value (with Const.)	-19.19	-3.40
Critical Value (with Const. and Trend)	-25.51	-3.92

(注) 「共和分なし」を帰無仮説とするPhillips and Ouliaris(1990)の検定による。

Critical Valueは、サンプル数200、説明変数1の5%水準。

図表4： 共和分ベクトルの推計

Explanatory Variable	SOLS				DOLS			
	Variable of Price				Variable of Price			
	GDP deflator		CPI		GDP deflator		CPI	
Constant	5.216	**	4.901	**	5.229	**	4.914	**
	(0.017)		(0.010)		(0.149)		(0.036)	
Trend	-	-	0.001	**	-	-	0.001	**
	-	-	(0.000)		-	-	(0.000)	
log(ulc)	0.980	**	0.646	**	1.000	**	0.661	**
	(0.025)		(0.013)		(0.230)		(0.046)	
Adj-R2	0.939		0.993		0.933		0.996	
S.E.	0.017		0.006		0.016		0.000	

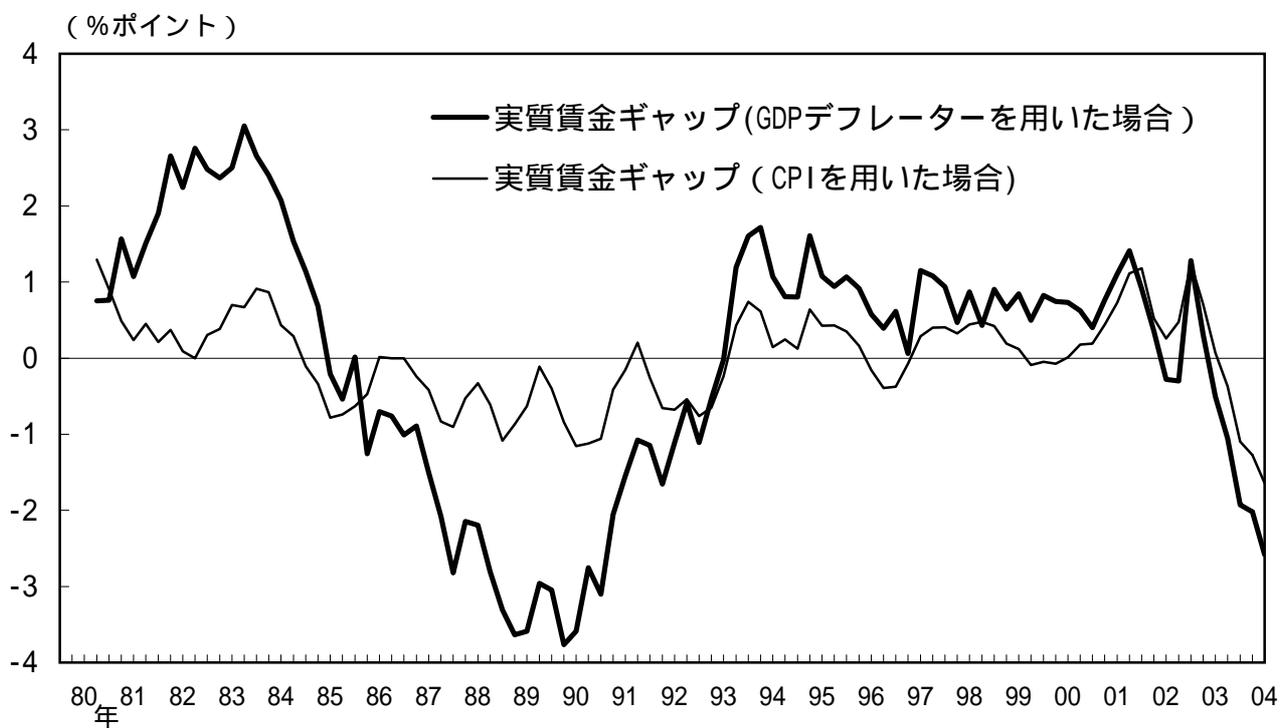
(注) DOLS 推計は、2期のリード変数とラグ変数を追加して推計。誤差項の時系列過程は、AR(2)。

()内の値は標準偏差。

**は、5%有意。

図表5：

実質賃金ギャップ



図表6:

推計結果

single eqs.					system						
		=1					=1	=0	=1, $\mu=0$		
		[1]		[2]			[3]	[4]	[5]		
eq. (13)	p	1.243	**	1.000			1.000	- -		1.000	
		(0.044)		- -			- -	- -		- -	
	p	0.128	**	0.099	**		0.049	**	-0.011	0.036	
		(0.032)		(0.008)			(0.018)	(0.019)		(0.032)	
	μp	0.068	**	0.049	**		μp	**	0.021	- -	
		(0.019)		(0.006)			(0.009)	(0.013)		- -	
eq. (14)	w	1.299	**	1.000			1.000	- -		1.000	
		(0.000)		- -			- -	- -		- -	
	w	0.072	**	0.071	**		0.048	**	0.071	**	0.056
		(0.041)		(0.019)			(0.012)	(0.025)		(0.023)	
	$-\mu w$	-0.059	**	-0.032	**		$-\mu w$	**	-0.071	**	- -
		(0.020)		(0.049)			(0.005)	(0.025)		- -	
eq. (13)	S.E.	0.006		0.006			S.E. of eq (13)	0.005	0.006	0.005	
	J-stat	14.953		14.925							
		(0.244)		(0.312)							
eq. (14)	S.E.	0.002		0.002			S.E. of eq (14)	0.002	0.004	0.002	
	J-stat	10.955		11.622			J-stat	9.844	13.074	10.622	
		(0.533)		(0.559)				(0.994)	(0.874)	(0.362)	

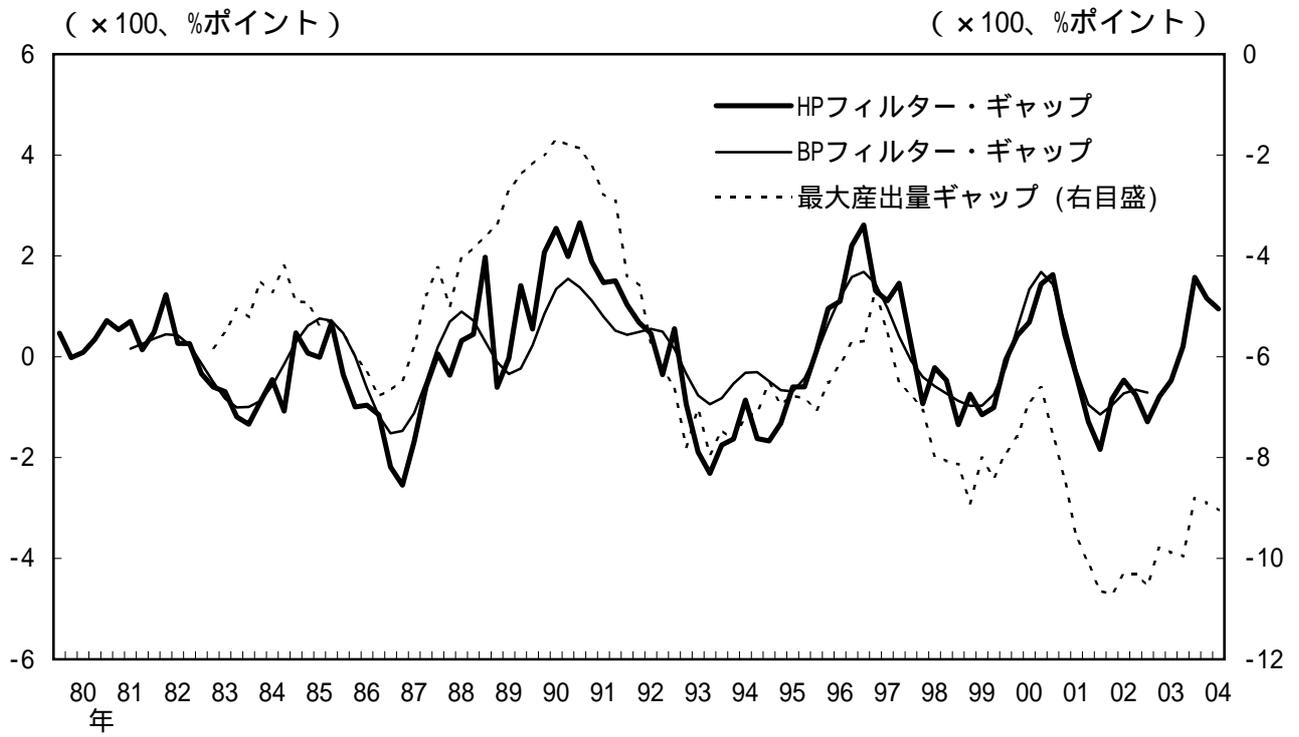
(注)

推計値の下段の()内は標準偏差を示す。J統計量の下段の()内はp値を示す。

**は、5%有意。

図表7:

GDPギャップの推移



図表8:

推計結果 (GDPギャップ変数の変更)

BPフィルター・ギャップを用いた推計 single eqs.				system							
				=1		=0		=1, $\mu=0$			
				[1]		[2]		[3]		[4]	
eq. (13)	p	1.000		p	1.000	-	-	p	1.000		
		-	-		-	-	-		-	-	
	p	0.100	**	p	0.061	**	0.006	p	0.032		
		(0.046)			(0.017)		(0.022)		(0.020)		
	μp	0.070	**	μp	0.020	**	0.013		-	-	
		(0.028)			(0.007)		(0.010)		-	-	
eq. (14)	w	1.000		w	1.000	-	-	w	1.000		
		-	-		-	-	-		-	-	
	w	0.085	**	w	0.020	**	0.048	**	0.036	**	
		(0.031)			(0.010)		(0.024)		(0.014)		
	$-\mu w$	-0.062	**	$-\mu w$	-0.016	**	0.040	**	-	-	
		(0.016)			(0.005)		(0.010)		-	-	
eq. (13)	S.E.	0.006		S.E. of eq (13)	0.006		0.006		0.006		
	J-stat	7.209									
		(0.302)									
eq. (14)	S.E.	0.002		S.E. of eq (14)	0.002		0.004		0.002		
	J-stat	11.493		J-stat	21.089		25.898		11.252		
		(0.570)			(0.977)		(0.680)		(0.666)		

(注)

推計値の下段の()内は標準偏差を示す。J統計量の下段の()内はp値を示す。

**は、5%有意。

図表8(続き):

推計結果 (GDPギャップ変数の変更)

最大産出量ギャップを用いた推計

single eqs.			system			
		=1 [5]	=1 [6]	=0 [7]	=1, $\mu=0$ [8]	
eq. (13)	p	1.000	1.000	- -	1.000	
		- -	- -	- -	- -	
	p	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.001)	0.000 (0.003)	
	μ p	0.005 (0.010)	0.076 (0.020)	** -0.028 (0.007)	** - -	- -
eq. (14)	w	1.000	1.000	- -	1.000	
		- -	- -	- -	- -	
	w	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.003)	0.001 (0.004)	
	$-\mu$ w	-0.014 (0.012)	-0.023 (0.009)	** 0.029 (0.006)	** - -	- -
eq. (13)	S.E.	0.002	S.E. of eq (13)	0.005	0.006	0.005
	J-stat	4.583 (0.205)				
eq. (14)	S.E.	0.005	S.E. of eq (14)	0.002	0.004	0.002
	J-stat	4.052 0.399		9.707 (0.942)	13.538 (0.996)	12.427 (0.572)

(注)

推計値の下段の()内は標準偏差を示す。J統計量の下段の()内はp値を示す。

**は、5%有意。

図表9:

推計結果 (CPIを用いた推計)

single eqs.				system					
		=1			=1	=0	=1, $\mu=0$		
		[1]			[2]	[3]	[4]		
eq. (13)	p	1.000			p	1.000	- -	1.000	
		- -				- -		- -	
	p	0.031 **			p	0.021 **	0.016	0.003	
		(0.015)				(0.009)		(0.004)	
	μp	0.083 **			μp	0.043 **	0.001	- -	
		(0.025)				(0.010)	(0.018)	- -	
eq. (14)	w	1.000			w	1.000	- -	1.000	
		- -				- -		- -	
	w	0.056 **			w	0.040 **	0.095 **	0.068 **	
		(0.026)				(0.030)		(0.008)	
	$-\mu w$	-0.090 **			$-\mu w$	-0.082 **	0.217 **	- -	
		(0.045)				(0.028)	(0.054)	- -	
eq. (13)	S.E.	0.001			S.E. of eq (13)		0.001	0.001	
	J-stat	16.119							
		(0.137)							
eq. (14)	S.E.	0.002			S.E. of eq (14)	0.002	0.004	0.002	
	J-stat	16.786			J-stat	6.591	20.783	6.942	
		(0.775)				(0.981)	(0.753)	(0.997)	

(注)

推計値の下段の()内は標準偏差を示す。J統計量の下段の()内はp値を示す。

**は、5%有意。

図表10:

物価・名目賃金の改定確率の試算

(1) 物価版フィリップス曲線

K_p推計値 0.0491

pと1-pの組み合わせによるK_pの値

p		財市場における財の代替弾力性					
1-p		6	7	8	9	10	11
	0.70	0.253	0.220	0.194	0.173	0.157	0.143
物 価 の 価 格 改 定 確 率	0.65	0.188	0.162	0.143	0.128	0.116	0.106
	0.60	0.140	0.121	0.107	0.096	0.087	0.079
	0.55	0.105	0.091	0.080	0.072	0.065	0.059
	0.50	0.078	0.068	0.060	0.053	0.048	0.044
	0.45	0.058	0.050	0.044	0.039	0.036	0.032
	0.40	0.042	0.036	0.032	0.029	0.026	0.024
	0.35	0.030	0.026	0.023	0.020	0.018	0.017
	0.30	0.020	0.018	0.016	0.014	0.013	0.011
	0.25	0.013	0.011	0.010	0.009	0.008	0.007
	0.20	0.008	0.007	0.006	0.005	0.005	0.005

(2) 賃金版フィリップス曲線

K_w推計値 0.0480

wと1-wの組み合わせによるK_wの値

w		労働市場における労働の代替弾力性					
1-w		6	7	8	9	10	11
	0.70	0.879	0.769	0.683	0.615	0.559	0.513
賃 金 の 価 格 改 定 確 率	0.65	0.650	0.569	0.506	0.455	0.414	0.379
	0.60	0.485	0.425	0.377	0.340	0.309	0.283
	0.55	0.363	0.318	0.282	0.254	0.231	0.212
	0.50	0.270	0.237	0.210	0.189	0.172	0.158
	0.45	0.200	0.175	0.155	0.140	0.127	0.116
	0.40	0.145	0.127	0.113	0.101	0.092	0.085
	0.35	0.103	0.090	0.080	0.072	0.065	0.060
	0.30	0.070	0.062	0.055	0.049	0.045	0.041
	0.25	0.046	0.040	0.036	0.032	0.029	0.027
	0.20	0.028	0.024	0.022	0.019	0.018	0.016