

物価・賃金フィリップス曲線の推計： 粘着価格・賃金モデル

こがまいこ にしぎけんじ
古賀麻衣子 / 西崎健司

要 旨

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。

キーワード：フィリップス曲線、インフレ率、粘着価格、粘着賃金

本稿の作成に当たっては、渡辺努教授（一橋大学）、竹田陽介教授（上智大学）のほか、木村武氏（日本銀行調査統計局）、川本卓司氏（日本銀行調査統計局）、三尾仁志氏（日本銀行金融機構局）をはじめ多くの日本銀行のスタッフ、および匿名のレフェリーから有益なコメントを得た。記して感謝の意を表したい。ただし、本稿に示されている意見は、筆者たち個人に属し、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、すべて筆者たち個人に属する。

古賀麻衣子 日本銀行国際局（E-mail: maiko.koga@boj.or.jp）

西崎健司 日本銀行企画局（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持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」の枠組みのもと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]、Dupuis [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、これに加え、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, Henderson, and Levin [2000] は、価格と賃金の双方が粘着的な場合、物価およ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、現状少ない。淵・渡辺 [2002] は、マクロおよび産業別データを用いてGali and Gertler [1999] 型の物価版フィリップス曲線を推計し、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、Erceg, Henderson, and Levin [2000]、Woodford [2003] に倣い、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したモデルを実証的に検討する。名目賃金の粘着性をモデルに取り込む利点の1つは、粘着価格モデルが前提とする名目賃金の伸縮性という強い仮定を外し、労働市場を内生的に扱うことができる点にある。名目賃金が粘着的であるという事実は、古くはKeynes [1936] が強調し、近年においてもTaylor [1999]

等がその重要性を指摘している。わが国についてみても、例えば、黒田・山本 [2005] が示した賃金の下方硬直性等を踏まえると、賃金の粘着性を前提としたモデルはより現実的な設定といえる。また、賃金の粘着性を扱うもう1つの利点は、既にいくつかの先行研究によって知られているように、粘着価格モデルでは説明できなかった、物価インフレ率や実質賃金の動学的特性（例えば、金融政策ショックに対して物価インフレ率がゆっくり反応する、いわゆるインフレ率の粘着性）をより現実のデータに近い形で再現できることである（Christiano, Eichenbaum, and Evans [2005]、Smets and Wouters [2002] 等）。わが国についても、欧米と同様に、インフレ率の粘着性がみられることが知られており（照山 [2001]）、物価と賃金の双方の粘着性を導入したモデルを適用することが妥当と考えられる。

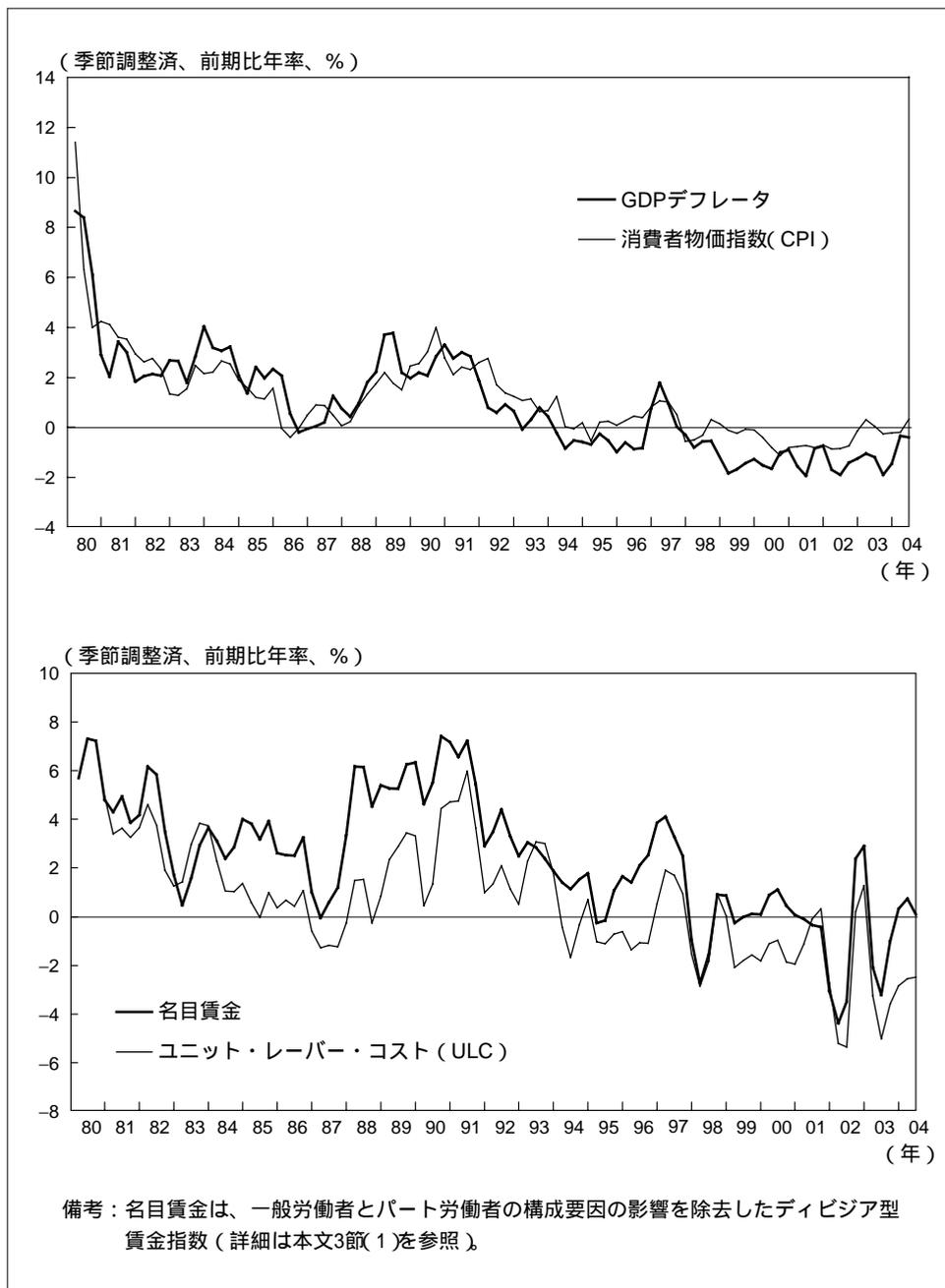
この粘着価格・賃金モデルの大きな特徴は、物価・賃金インフレ率が共に現実の実質賃金と均衡実質賃金の乖離である実質賃金ギャップに依存すること、そしてその変動に対する反応は、物価と賃金で符号が逆であるということである。マクロ経済学の教科書的な議論においては、物価版・賃金版フィリップス曲線は、共に期待インフレ率、労働市場や財市場の需給（GDPギャップや失業率）に依存すると定式化されることが多い（例えば、Blanchard [2002]、Mankiw [2002]）。わが国を対象として物価と賃金の関係を分析した先行研究（例えば、植田・吉川 [1984]、吉川・竹内 [1988] 等）においても、基本的にはこうした教科書的立場を踏襲し、もっぱ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・賃金インフレ率は共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で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。

本稿の構成は次のとおりである。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。

.....
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、物価とユニット・レバー・コスト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。

図表1 物価と賃金の動向



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) 粘着価格モデル

イ．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、 \hat{s}_t 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もと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の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」との乖離）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

2 以下の議論の整理は、Woodford [2003]、加藤・川本 [2005] によるところが大きい。このほか、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] が優れている。

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]）。

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と、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の変動をもたらす。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ギャップに対する傾き（ $\kappa > 0$ ）は、(1)式における α 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、期待インフレ率は、伝統的な物価版フィリップス曲線においては、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、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。

ロ．ハイブリッド型フィリップス曲線

現実には、物価のみならずインフレ率も粘着的である⁶。このため、将来に対する期待を基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）。

こうした指摘を受け、実証分析上の工夫として、バックワード・ルッキングな企業が存在（Gali and Gertler [1999]）や、価格決定が過去のインフレ率の値に連

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 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られ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 [2002]）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。

動するインデクセーション・ルールの存在 (Woodford [2003]、Christiano, Eichenbaum, and Evans [2005]) 等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はなくバックワード・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。

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

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。この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が、実証的パフォーマ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。

(2) 粘着価格・賃金モデル

イ．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は、名目値の硬直性を価格の粘着性にのみ着目してモデル化した結果、導出されるものである。

これに対して、Erceg, Henderson, and Levin [2000] は、財市場のみならず労働市場についても独占的競争とCalvo型の名目賃金の粘着性をモデルに導入した場合(「粘着価格・賃金モデル」)、財市場における実質限界費用が、GDPギャップ⁷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⁸」との乖離)にも依存すること、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。

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

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

7 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。

8 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])。

$\hat{\omega}$ 、 $\hat{\omega}^n$ および π^w は、それぞれ実質賃金、均衡実質賃金（共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ギャップおよ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。

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

ここで、 a_t 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、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上げ(押下げ)要因、賃金インフレ率の押下げ(押上げ)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⁹。

ロ．ハイブリッド型フィリップス曲線

2節(1)ロ.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いえよう。

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線を使用

9 このほか、粘着価格・賃金モデルでは、理論的には、金融政策はGDPギャップの安定化と物価インフレ率、賃金インフレ率の安定化の間のトレードオフに直面することが知られている(Erceg, Henderson, and Levin [2000])。

する¹⁰。具体的な定式化は、以下の(7) (8)式のとおりである。

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

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

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、物価および賃金インフレ率は、共に前期のインフレ率、インフレ期待、GDPギャップ、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¹¹。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。そのうえで、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

10 本稿の定式化は、Woodford [2003] 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、当期の賃金を前期の物価インフレ率に対してスライドすると仮定している。これに対して本稿では、当期の賃金を前期の賃金インフレ率にスライドするインデクセーション・ルールを仮定しており、名目賃金の設定における慣性や経験則的な側面をより強調する定式化になっている。なお、前期の物価インフレ率に対してスライドする定式化は、実証分析において統計的に有意な結果が得られなかった。

11 本稿では、粘着価格・賃金モデルに加えて、バックワード・ルッキングな価格・賃金の設定を考慮したモデルを推計しているが、これは欧米の先行研究を基に、最もパフォーマンスがよいとされているモデルに従っていることによる。日本のデータの動学的特性を再現するために、粘着賃金やバックワード・ルッキングな価格・賃金設定のうち、どの要素が不可欠であるかについては別途検証を要する課題である。

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。

(1) 分析対象期間とデータ

本稿の実証分析が対象とする期間は、1980年第1四半期～2004年第3四半期である¹²。実際にはリードおよびラグ項、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とおりである。

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¹³。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、総除く生鮮）の消費税調整・季節調整値¹⁴もあわせて使用した。

名目賃金（ W ）については、わが国においては近年パート労働者等の非正規雇用の増大により、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 ）¹⁵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1992年以前については、1993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統計の名目雇用量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

12 本稿では、GDP統計は2004年第3四半期2次QE時点の計数を基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1993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した。

13 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）で割り込んだものである（内閣府『国民経済計算』）。

14 総務省『消費者物価指数』を基に消費税調整および季節調整は筆者たちが実施。

15 いずれも厚生労働省『毎月勤労統計』。

除したもの¹⁶、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¹⁷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 Baxter and King [1999] のBand-Passフィルタを使用したGDPギャップ(以下、BPフィルタ・ギャップ)¹⁸、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¹⁹もあわせて使用した。

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を前提とすると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²⁰。しかし、この実質ULC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、前節のモデルに従えば、(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「失われた変数」が存在した可能性がある。

以下では、まず、本稿における実質賃金ギャップの事前推計について解説し、次にこれを用いた物価賃金フィリップス曲線の推計を行う。

16 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。

17 滑らかさの程度を表すパラメータ(λ)は1,600と仮定。

18 1.5年～8年の循環成分を抽出した。また、移動平均のリードおよびラグ次数は6とした。

19 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ギャップとしてとらえるものである。

20 このほか、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。

(2) 実質賃金ギャップの推計

イ．考え方

実質賃金ギャップは、前節で述べたとおり、「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、物価およ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)式に基づき、実質賃金ギャップを推計する。先行研究に倣い、マクロ生産関数をコブ・ダグラス型($Y_t = A_t(L_t H_t)^\alpha$)に特定化すると、(6)式は次の(10)式のように均衡における実質賃金と労働生産性の関係として表現できる²¹。

$$\log(W_t^n/P_t^n) = \log(Y_t^n/(L_t H_t)^n) + \text{定数項} . \quad (10)$$

ここで、「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の間の統計的な長期均衡(共和分)関係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(共和分)関係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。

$$\log P_t^n = \log(W_t^n(L_t H_t)^n/Y_t^n) - \text{定数項} . \quad (11)$$

なお、実質賃金ギャップの推計方法には、いくつかの手法が考えられるが、本稿では、Brayton, Roberts, and Williams [1999] 同様、物価とトレンドULCの乖離を用いて計測している。これに対して、Gali, Gertler, and Lopez-Salido [2001] 等は、現実の実質賃金と消費・労働の限界代替率との比として実質賃金ギャップを推計している。また、Giannoni and Woodford [2003] では、粘着価格・賃金モデルと整合的なVARモデルの推計において、賃金の粘着性に由来するメカニズムを表す変数として、実質賃金のトレンドからの乖離を利用している。

ロ．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

21 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。

図表2 単位根検定

検定		GDPデフレータ	CPI	ULC
ADF	水準	-0.109 (0.644)	0.504 (0.823)	0.078 (0.705)
	階差	-2.096 ** (0.035)	-2.114 ** (0.034)	-1.832 * (0.064)
PP	水準	1.686 (0.977)	2.830 (0.999)	-1.333 (0.168)
	階差	-5.916 ** (0.000)	-6.562 ** (0.000)	-4.977 ** (0.000)

備考：1) 変数は対数値。

2) 括弧内は p 値。

3) ADF検定のラグ次数は、Modified AICにより決定。

4) **は、5%水準で有意。*は、10%水準で有意。

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)式のとおりである ($\log P_t$ 、 $\log ULC_t$ 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、さらに物価としてCPIを用いた場合についてはタイム・トレンド項が存在することをも許容する定式化となっている²²。また、推計データ期間は1980年第1四半期～2004年第3四半期である。図表3に、共和分検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。

22 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、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デフレータの相対価格のトレンドを表す。

図表3 共和分検定

物価変数	Z_{α}	Z_t
GDPデフレーター	-38.09	-4.33
CPI	-60.31	-5.45
臨界値(定数項を含む)	-19.19	-3.40
臨界値(定数項、トレンド項を含む)	-25.51	-3.92

備考：1)「共和分なし」を帰無仮説とするPhillips and Ouliaris [1990] の検定による。
 2) 臨界値は、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

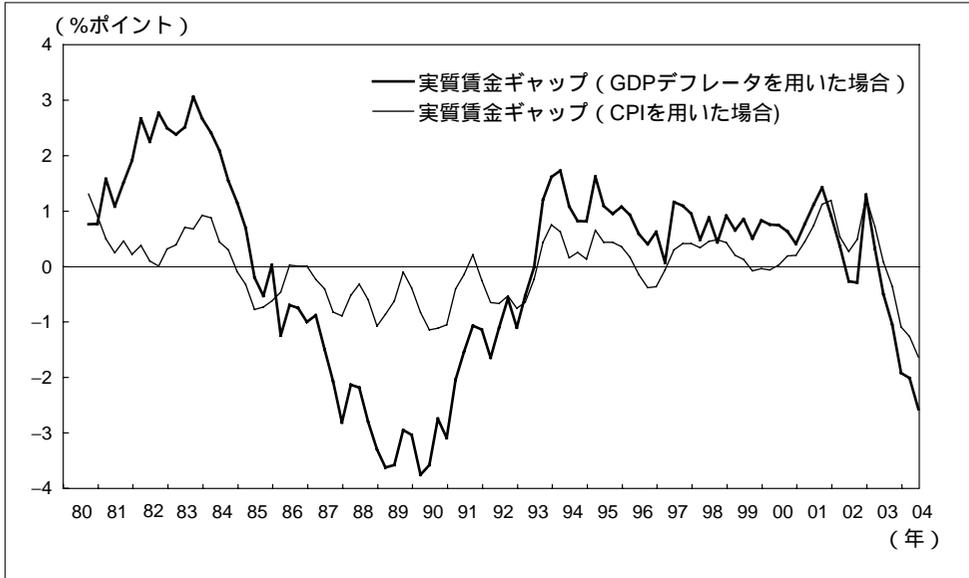
説明変数	SOLS		DOLS	
	GDPデフレーター	CPI	GDPデフレーター	CPI
定数項	5.216 ** (0.017)	4.901 ** (0.010)	5.229 ** (0.149)	4.914 ** (0.036)
トレンド項		0.001 ** (0.000)		0.001 ** (0.000)
log (ulc)	0.980 ** (0.025)	0.646 ** (0.013)	1.000 ** (0.230)	0.661 ** (0.046)
Adj-R2	0.939	0.993	0.933	0.996
S.E.	0.017	0.006	0.016	0.000

備考：1) 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)と仮定。
 2) () 内の値は標準偏差。
 3) **は5%水準で有意。

最後に、共和分ベクトルを推計するため、上記(12)式を2つの最小二乗法 (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、物価にかかわ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、1980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(2004年)では、バブル期並みにマイナス幅を拡大している。

図表5 実質賃金ギャップ



(3) ニューケインジアン・フィリップス曲線の推計

イ．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、いったん前方に解いた表現（closed form）を推計する方法（例えばSbordone [2002]）等、さまざま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 $E_t[\pi_{t+1}] = \pi_{t+1} + \eta_{t+1}$ (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。

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

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

ただし、 λ_l ($l = 1, \dots, 8$)は、次のとおりである。

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

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

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1980年第1四半期～2004年第2四半期である。

□．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、図表6の[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

図表6 推計結果

		単一方程式		システム		
			$\gamma=1$	$\gamma=1$	$\gamma=0$	$\gamma=1, \mu=0$
		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
(13) 式	γ_p	1.243 ** (0.044)	1.000	1.000	-	1.000
	κ_p	0.128 ** (0.032)	0.099** (0.008)	0.049 ** (0.018)	-0.011 (0.019)	0.036 (0.032)
	μ_p	0.068 ** (0.019)	0.049** (0.006)	0.023 ** (0.009)	0.021 (0.013)	-
(14) 式	γ_w	1.299 ** (0.000)	1.000	1.000	-	1.000
	κ_w	0.072 ** (0.041)	0.071** (0.019)	0.048 ** (0.012)	0.071 ** (0.025)	0.056 ** (0.023)
	$-\mu_w$	-0.059 ** (0.020)	-0.032** (0.049)	-0.013 ** (0.005)	-0.071 ** (0.025)	-
(13) 式	標準誤差	0.006	0.006	0.005	0.006	0.005
	J統計量	14.953 (0.244)	14.925 (0.312)			
(14) 式	標準誤差	0.002	0.002	0.002	0.004	0.002
	J統計量	10.955 (0.533)	11.622 (0.559)	9.844 (0.994)	13.074 (0.874)	10.622 (0.362)

備考：1) 推計値の下段の括弧内は標準偏差を示す。J統計量の下段の括弧内はp値を示す。
2) **は、5%水準で有意。

モデルと整合的な値($0 \leq \gamma \leq 1$)とならない。そこで、Christiano, Eichenbaum, and Evans [2005] に倣い $\gamma_p = \gamma_w = 1$ の制約を課したうえで推計すると(図表6の[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図表6の[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、推計期間中の物価と賃金の決定において、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が妥当であることを示している。以下では、図表6の[3]のケースをベンチマーク・ケースとする。

なお、図表6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し、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。

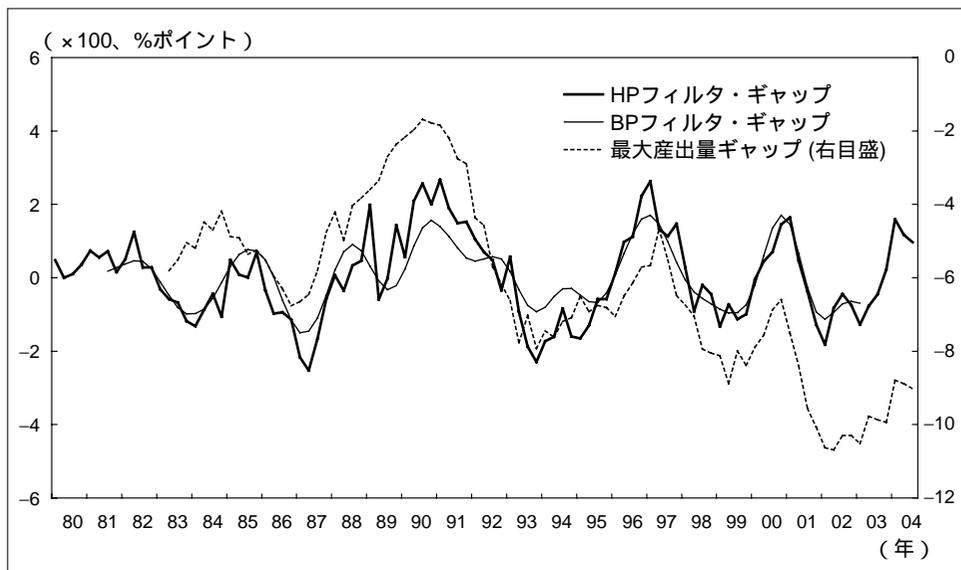
定式化の変更を行った場合の推計結果を確認するため、このシステム推計において、バックワードな変数を除き、フォワード・ルッキングな行動だけをとらえた定式化で推計を行ったところ(図表6の[4]、 $\gamma = 0$)、物価版フィリップス曲線の統計的な有意性が失われるとの結果が得られた。このことは、物価・賃金の決定においては、フォワード・ルッキングな要素に加え、Fuhrer and Moore [1995] やFuhrer [1997] が指摘したように過去のインフレ率が重要な決定要因となっていることを示唆するものである。同様に、実質賃金ギャップを除いた場合の推計を行った場合(図表6の[5]、 $\gamma = 1$ 、 $\mu = 0$)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持つ変数であることが確認された。

八．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、BPフィルタ・ギャップ、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・ギャップの時系列的な推移は、図表7のとおりである。BPフィルタ・ギャップは、HPフィルタ・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・ギャップよりも小さく、また算出する際にリードおよびラグ変数を用いるため、算出期間は1981年第3四半期～2003年第1四半期までとなっている。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

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・ギャップを用いた推計

		単一方程式		システム	
		$\gamma=1$	$\gamma=1$	$\gamma=0$	$\gamma=1, \mu=0$
		[1]	[2]	[3]	[4]
(13) 式	γ_p	1.000	1.000	-	1.000
		-	-	-	-
	κ_p	0.100 **	0.061 **	0.006	0.032
		(0.046)	(0.017)	(0.022)	(0.020)
	μ_p	0.070 **	0.020 **	0.013	-
		(0.028)	(0.007)	(0.010)	-
(14) 式	γ_w	1.000	1.000	-	1.000
		-	-	-	-
	κ_w	0.085 **	0.020 **	0.048 **	0.036 **
		(0.031)	(0.010)	(0.024)	(0.014)
	$-\mu_w$	-0.062 **	-0.016 **	0.040 **	-
		(0.016)	(0.005)	(0.010)	-
(13) 式	標準誤差	0.006	0.006	0.006	0.006
	J統計量	7.209			
		(0.302)			
(14) 式	標準誤差	0.002	0.002	0.004	0.002
	J統計量	11.493	21.089	25.898	11.252
		(0.570)	(0.977)	(0.680)	(0.666)

備考：1) 推計値の下段の括弧内は標準偏差を示す。J統計量の下段の括弧内は p 値を示す。

2) **は、5%水準で有意。

図表8 (続き)

		単一方程式		システム	
		$\gamma=1$	$\gamma=1$	$\gamma=0$	$\gamma=1, \mu=0$
		[5]	[6]	[7]	[8]
(13) 式	γ_p	1.000	1.000	-	1.000
		-	-	-	-
	κ_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)	-
(14) 式	γ_w	1.000	1.000	-	1.000
		-	-	-	-
	κ_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)	-
(13) 式	標準誤差	0.002	0.005	0.006	0.005
	J統計量	4.583 (0.205)			
(14) 式	標準誤差	0.005	0.002	0.004	0.002
	J統計量	4.052 0.399	9.707 (0.942)	13.538 (0.996)	12.427 (0.572)

備考：1) 推計値の下段の括弧内は標準偏差を示す。J統計量の下段の括弧内は p 値を示す。

2) **は、5%水準で有意。

プス曲線を単独で推計した場合（図表8の[1]）とシステムで推計した場合（図表8の[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（図表8の[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持つ。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

図表9 推計結果（CPIを用いた推計）

		単一方程式		システム	
		$\gamma=1$	$\gamma=1$	$\gamma=0$	$\gamma=1, \mu=0$
		[1]	[2]	[3]	[4]
(13) 式	γ_p	1.000	1.000	-	1.000
		-	-	-	-
	κ_p	0.031 **	0.021 **	0.016	0.003
		(0.015)	(0.007)	(0.009)	(0.004)
	μ_p	0.083 **	0.043 **	0.001	-
		(0.025)	(0.010)	(0.018)	-
(14) 式	γ_w	1.000	1.000	-	1.000
		-	-	-	-
	κ_w	0.056 **	0.040 **	0.095 **	0.068 **
		(0.026)	(0.012)	(0.030)	(0.008)
	$-\mu_w$	-0.090 **	-0.082 **	0.217 **	-
		(0.045)	(0.028)	(0.054)	-
(13) 式	標準誤差	0.001		0.001	0.001
	J統計量	16.119			
		(0.137)			
(14) 式	標準誤差	0.002	0.002	0.004	0.002
	J統計量	16.786	6.591	20.783	6.942
		(0.775)	(0.981)	(0.753)	(0.997)

備考：1) 推計値の下段の括弧内は標準偏差を示す。J統計量の下段の括弧内は p 値を示す。

2) **は、5%水準で有意。

考えられる²³。

次に、物価インフレ率の変数をGDPデフレーターからCPIに変更して作成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、図表9の[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、図表9の[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よ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。

23 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。

二．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、前節で述べたとおり、構造パラメータの関数となっている。具体的には、補論の(A-12) (A-25)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²⁴。

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の[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²⁵を置いたうえで、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($\theta \in [6, 7, 8, 9, 10, 11]$)²⁶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列をシャドー部分に表示している。

計算結果をみると、四半期ごとの価格改定確率 $1 - \alpha_p$ 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、同パラメータは65%程度との結果を得ている。また、こうしたマクロ・データを用いた推計とは異なり、物価の品目データを用いて価格改定確率を計算した才田ほか[2006]によれば²⁷、CPI総合(除く生鮮)では58%程度

24 本稿の推計では、構造パラメータを識別できないため、いわゆる「ルーカス批判」を回避しえず、政策ルールの変更がパラメータに影響を与えている可能性は排除できない。したがって、この試算では、後述するいくつかの仮定(労働供給の限界不効用の弾力性や財労働市場における代替の弾力性に関する仮定)に加え、方程式の係数を構成する構造パラメータに政策変更の影響がないことが仮定されている。なお、仮に、金融政策の変更に応じて推計期間を変更した場合、本稿の推計値は不安定になることが確認できるが、これが政策変更の影響によるものなのか、それとも推計方法に比してサンプル数が少ないため自由度が制限されることによるものなのかを判別することは難しい。

25 黒田・山本[2006]は、日本の都道府県・年齢層・性別の集計データ(1990年代以降)から労働供給の限界不効用の弾力性(フリッシュ弾力性)を計測し、0.7～1.0程度との結果を得ている。

26 代替の弾力性の値 $\theta \in [6, 7, 8, 9, 10, 11]$ は、物価や賃金のマークアップ($(1-\theta)/\theta$)が限界費用の1.1～1.2倍であることに対応し、Rotemberg and Woodford[1997]、Amato and Laubach[2003]、Giannoni and Woodford[2003]等と整合的な値の範囲である。

27 価格改定頻度を計測する研究には、本稿のようにマクロ・データから算出する研究のほかに、ミクロ・データを用いる分析が蓄積されている。Bils and Klenow[2004]は、米国のCPI構成品目について、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。また、Dhyne *et al.*[2004]は、同様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、才田ほか[2006]が同様の手法を日本の小売物価統計に適用した結果、日本の価格改定頻度はEU諸国よりは大きく、米国とほぼ同水準であるとの結果を得ている。

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

θ_p と $1-\alpha_p$ の組み合わせによる K_p の値

		財市場における財の代替弾力性 (θ_p)					
		6	7	8	9	10	11
物価の価格 改定確率 ($1-\alpha_p$)	0.70	0.253	0.220	0.194	0.173	0.157	0.143
	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

θ_w と $1-\alpha_w$ の組み合わせによる K_w の値

		労働市場における労働の代替弾力性 (θ_w)					
		6	7	8	9	10	11
賃金の価格 改定確率 ($1-\alpha_w$)	0.70	0.879	0.769	0.683	0.615	0.559	0.513
	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

(月次の四半期換算値、改定頻度は年2.3回程度)、CPI総合では69%程度(月次の四半期換算値、改定頻度は年2.8回程度)である。先行研究とは計測方法やその定式化、変数、時期等が異なるため、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みて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の[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。

CPIの価格改定確率がGDPデフレーターよりも低いことは、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である。

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関係を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、物価および賃金インフレ率は、共に前期のインフレ率、インフレ期待、GDPギャップ、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・賃金を共に押し上げる一方、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

実質賃金ギャップおよびインフレ率の慣性・粘着性を通じて物価を押し下げ、賃金を押し上げる効果を持つと考えられる。実際、1990年代以降の日本経済を振り返ると、1990年代から2000年代の初頭には、GDPギャップが下落したにもかかわらず、物価の下落が限定的であったが、この背景は実質賃金ギャップの上昇で説明可能である。また、2003年以降にGDPギャップが上昇したにもかかわらず、物価の上昇が生じなかった背景も、実質賃金ギャップの下落が影響していたと解釈できる。

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, Henderson, and Levin [2000]、Woodford [2003]、Giannoni and Woodford [2003] に基づき、価格と賃金の双方が粘着性を持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²⁸。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。財と労働は共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、共に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。

(1) 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 $[0, 1]$ 区間に一様分布に従って分布しており、生涯に亘る期待効用を最大化する。

$$E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} \beta^{T-t} [u(C_t^h) - v(H_t^h)] \right\}. \quad (\text{A-1})$$

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、

$$C_t^h \equiv \left[\int_0^1 c_t^h(z)^{\frac{\theta_p-1}{\theta_p}} dz \right]^{\frac{\theta_p}{\theta_p-1}}, \quad (\text{A-2})$$

は、家計 h による財 z について集計された消費量であり、代替の弾力性は $\theta_p > 1$ 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、(A-2)式を、制約式 $\int_0^1 p_t(z) c_t^h(z) dz \leq X^h$ のもと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。

$$c_t^h(z) = C_t^h \left(\frac{p_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta_p}. \quad (\text{A-3})$$

28 以下の議論は、政府およ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）。

また、物価指数は、以下の式で定義される。

$$P_t \equiv \left[\int_0^1 p_t(z)^{1-\theta_p} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta_p}} . \quad (\text{A-4})$$

次に、(A-3)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。先に述べたように、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おり、かつ外生的に与えられていると想定する。ここで、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 $1 - \alpha_p$ であるとすると、 α_p が1に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。

$$\log p_t(z) = \log p_{t-1}(z) + \gamma_p \pi_{t-1} . \quad (\text{A-5})$$

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

ここで、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、(A-4)式の物価指数は以下の(A-6)式を満たす。

$$P_t = \left[(1 - \alpha_p) p_t^*{}^{1-\theta_p} + \alpha_p \left(P_{t-1} \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^{\gamma_p} \right)^{1-\theta_p} \right]^{\frac{1}{1-\theta_p}} . \quad (\text{A-6})$$

これを定常状態近傍で対数線形近似すると、(A-7)式が導出される。ただし、 $\hat{p}_t^* \equiv \log(p_t^*/P_t)$ である。

$$\hat{p}_t^* = \frac{\alpha_p}{1 - \alpha_p} (\pi_t - \gamma_p \pi_{t-1}) . \quad (\text{A-7})$$

さて、(A-6)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・ファクターである。

$$E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} \alpha_p^{T-t} Q_{t,T} [\Pi_T(p_t(z))] \right\} . \quad (\text{A-8})$$

ここで、 T 期における企業の利潤は、以下の(A-9)式で与えられる。

$$\Pi_T(p_t) = p_t(z) \left(\frac{P_{T-1}}{P_{t-1}} \right)^{\gamma_p} \left(\frac{p_t(z)(P_{T-1}/P_{t-1})}{P_T} \right)^{-\theta_p} Y_T - W_T f^{-1}(Y_T(p_t(z))/A_T) . \quad (\text{A-9})$$

ただし、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 $y_t(z) = A_t f(H_t(z))$ であり（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。この企業の利潤最大化問題について、一階の条件を求め、(A-7)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。

$$E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} (\alpha_p \beta)^{T-t} [(1 + \omega_p \theta_p) (\hat{p}_t^*(z) - \sum_{\tau=t+1}^T (\pi_{\tau} - \gamma_p \pi_{\tau-1})) - \hat{\omega}_T - \hat{\psi}_T] \right\} = 0. \quad (\text{A-10})$$

ただし、 $\omega_p \equiv -f'' \bar{Y} / (f')^2$ 、 $\hat{\omega}_t \equiv \log((W_t/P_t)/\bar{\omega})$ 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。ここで、(A-6)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、(A-10)式の対数線形化された一階の条件を解くと、すべての企業に共通の最適価格 \hat{p}_t^* の決定式が以下のとおり得られる。

$$\hat{p}_t^* = E_t \left\{ \left[\sum_{T=t}^{\infty} (\alpha_p \beta)^{T-t} [(\pi_t - \gamma_p \pi_{t-1}) + \frac{1 - \alpha_p \beta}{1 + \omega_p \theta_p} (\hat{\omega}_T - \hat{\psi}_T)] - (\pi_t - \gamma_p \pi_{t-1}) \right] \right\}. \quad (\text{A-11})$$

この式を、(A-7)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。

$$\pi_t - \gamma_p \pi_{t-1} = \kappa_p (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \mu_p (\hat{\omega}_t - \hat{\omega}_t^n) + \beta E_t (\pi_{t+1} - \gamma_p \pi_t). \quad (\text{A-12})$$

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、価格や賃金が共に伸縮的な場合に達成される均衡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²⁹。

この(A-12)式によれば、物価インフレ率は、 $\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n$ で表現されるGDPギャップ、 $\hat{\omega}_t - \hat{\omega}_t^n$ で表現される実質賃金ギャップ、期待インフレ率、過去のインフレ率の慣性（inertia）の影響を受ける。

29 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。この点は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。

(2) 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。すべての企業は、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。

$$y_t(z) = A_t F(\bar{K}, H_t(z)) \equiv A_t f(H_t(z)). \quad (\text{A-13})$$

ここで、 $f' > 0$ 、 $f'' < 0$ であり、 $A_t > 0$ は、全要素生産性を示す。先述のとおり、 $c_t(z) = y_t(z)$ 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。

$$Y_t \equiv \left[\int_0^1 y_t(z)^{\frac{\theta_p - 1}{\theta_p}} dz \right]^{\frac{\theta_p}{\theta_p - 1}}. \quad (\text{A-14})$$

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。

$$H_t(z) \equiv \left[\int_0^1 H_t^h(z)^{\frac{\theta_w - 1}{\theta_w}} dh \right]^{\frac{\theta_w}{\theta_w - 1}}. \quad (\text{A-15})$$

ただし、代替の弾力性 $\theta_w > 1$ を仮定する。ここで、 h が労働のタイプを示すとする、企業 z のタイプ h の労働に対する労働需要 $H_t^h(z)$ は、与えられた賃金水準のもとで(A-16)式を最大化することにより得られる。

$$H_t^h(z) = H_t(z) \left(\frac{w_t(h)}{W_t} \right)^{-\theta_w}. \quad (\text{A-16})$$

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、

$$H_t^h = H_t \left(\frac{w_t(h)}{W_t} \right)^{-\theta_w}, \quad (\text{A-17})$$

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

また、 $w_t(h)$ をすべての h について集計した賃金指数は、物価指数と対称的に(A-18)式のように定義される。

$$W_t \equiv \left[\int_0^1 w_t(h)^{1 - \theta_w} dh \right]^{\frac{1}{1 - \theta_w}}. \quad (\text{A-18})$$

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。

$$\log w_t(h) = \log w_{t-1}(h) + \gamma_w \pi_{t-1}^w. \quad (\text{A-19})$$

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

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 ω_t^* を選択する、と仮定すると、(A-18)式の賃金指数は、次の(A-20)式を満たす。

$$W_t = \left[\alpha_w \left(W_{t-1} \left(\frac{W_{t-1}}{W_{t-2}} \right)^{\gamma_w} \right)^{1-\theta_w} + (1-\alpha_w)(w_t^*)^{1-\theta_w} \right]^{\frac{1}{1-\theta_w}}. \quad (\text{A-20})$$

これを、定常状態近傍で対数線形近似すると、以下の(A-21)式が導出される。

$$\hat{w}_t^* = \frac{\alpha_w}{1-\alpha_w} (\pi_t^w - \gamma_w \pi_{t-1}^w). \quad (\text{A-21})$$

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

次に、(A-21)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。

$$E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} (\alpha_w \beta)^{T-t} [\Lambda_T w_t(h) H_T(w_t(h)) - v(H_T(w_t(h)))] \right\}. \quad (\text{A-22})$$

これについて、一階の条件を求め、(A-21)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。

$$E_t \left\{ \sum_{T=t}^{\infty} (\alpha_w \beta)^{T-t} \left[(1 + \nu \theta_w)(w_t^*(h)) - \sum_{\tau=t+1}^T (\pi_{\tau}^w - \gamma_w \pi_{\tau-1}^w) + \hat{\omega}_T - \hat{w}_T \right] \right\} = 0. \quad (\text{A-23})$$

ただし、 $\nu \equiv v_{hh} \bar{H} / v_h$ 、 $\hat{v}_h \equiv \nu \hat{H}_t - \hat{\lambda}_t$ 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、 $\hat{H}_t \equiv \log(H_t/\bar{H})$ 、 $\hat{\lambda}_t \equiv \log(\Lambda_t P_t / \bar{\lambda})$ である。

ここで、(A-20)式の導出において仮定したように、すべ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、(A-23)式の対数線形近似された一階の条件を解くと、すべ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。

$$\hat{w}_t^* = E_t \left\{ \left[\sum_{T=t}^{\infty} (\alpha_w \beta)^{T-t} [(\pi_{\tau}^w - \gamma_w \pi_{\tau-1}^w) + \frac{1-\alpha_w \beta}{1+\nu \theta_w} (\hat{v}_T - \hat{\omega}_T)] \right] - (\pi_t^w - \gamma_w \pi_{t-1}^w) \right\}. \quad (\text{A-24})$$

この式を、(A-21)式で与えられる賃金指数の対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。

$$\pi_t^w - \gamma_w \pi_{t-1}^w = \kappa_w (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) - \mu_w (\hat{\omega}_t - \hat{\omega}_t^n) + \beta E_t (\pi_{t+1}^w - \gamma_w \pi_t^w) . \quad (\text{A-25})$$

ここで、

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

である。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 $\omega_w = \nu (f/\bar{H}f')$ 、消費の異時点間代替の弾力性である。なお、

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

である。(A-25)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、GDPギャップ、実質賃金ギャップ、賃金インフレ率に対する期待、および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、物価および賃金が共に粘着的であり、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 (A-12式、A-25式再掲)。

$$\pi_t - \gamma_p \pi_{t-1} = \kappa_p (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) + \mu_p (\hat{\omega}_t - \hat{\omega}_t^n) + \beta E_t (\pi_{t+1} - \gamma_p \pi_t) , \quad (\text{A-12})$$

$$\pi_t^w - \gamma_w \pi_{t-1}^w = \kappa_w (\hat{Y}_t - \hat{Y}_t^n) - \mu_w (\hat{\omega}_t - \hat{\omega}_t^n) + \beta E_t (\pi_{t+1}^w - \gamma_w \pi_t^w) . \quad (\text{A-25})$$

参考文献

- 植田和男・吉川 洋、「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、1984年、62～77頁
- 加藤 涼・川本卓司、「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、2005年
- 鎌田康一郎・増田宗人、「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No.00-15』、日本銀行、2000年
- 黒田祥子・山本 勲、「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、2005年、123～155頁
- ・、「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」、『金融研究所ディスカッション・ペーパーNo.2006-J-3』、日本銀行金融研究所、2006年
- 厚生労働省、『平成16年版 労働経済の分析』、厚生労働省、2004年
- 才田友美・高川 泉・西崎健司・肥後雅博、「『小売物価統計調査』を用いた価格粘着性の計測」、『日本銀行ワーキングペーパーNo.06-J-02』、日本銀行、2006年
- 田中英敬・木村 武、「Vector Error Correction Modelを用いた物価の決定メカニズムに関する実証分析」、『日本銀行調査統計局ワーキングペーパーNo.98-J-10』、日本銀行、1998年
- 照山博司、「VARによる金融政策の分析：展望」、『フィナンシャルレビュー』第59号、財務省財務総合政策研究所、2001年、74～140頁
- 日本銀行調査統計局、「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、2005年、1～53頁
- 淵 仁志・渡辺 努、「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、2002年、35～69頁
- 吉川 洋・竹内恵行、「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、1988年、97～132頁
- Amato, Jeffery, D., and Thomas Laubach, “Estimation and Control of an Optimization-Based Model with Sticky Prices and Wages,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27, 2003, pp. 1181-1215.
- Baxter, Marianne, and Robert G. King, “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series,” *Review of Economics and Statistics*, 81, 1999, pp. 575-593.
- Benigno, Pierpaolo, and Michael Woodford, “Optimal Stabilization Policy When Wages and Prices are Sticky: The Case of a Distorted Steady State,” NBER Working Paper, No.10839, 2004.
- Bils, Mark, and Peter J. Klenow, “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices,” *Journal of Political Economy*, 112, 2004, pp. 947-985.
- Blanchard, Olivier, *Macroeconomics: 3rd Edition*, Prentice Hall, 2002.
- Brayton, Flint, John M. Roberts, and John C. Williams, “What’s Happened To the Phillips Curve?,” Finance and Economics Discussion Series, No. 1999-49, The Federal Reserve Board, 1999.

- Calvo, Guillermo. A., "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), 1983, pp. 383-398.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles Evans, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, 113 (1), 2005, pp. 1-45.
- Dhyne, Emmanuel, Luis J. Álvarez, Hervé L. Bihan, Giovanni Veronese, Daniel Dias, Johannes Hoffman, Nicole Jonker, Patrick Lünemann, Fabio Rumler, and Jouko Vilmunen, "Price setting in the Euro Area: Some Stylised Facts from Individual Consumer Price Data," ECB Conference paper, European Central Bank, 2004.
- Dupuis, David., "The New Keynesian Hybrid Phillips Curve: An Assessment of Competing Specifications for the United States," Bank of Canada Working Paper, No. 2004-31, 2004.
- Erceg, Christopher J., Dale Henderson, and Andrew T. Levin, "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts," *Journal of Monetary Economics*, 46, 2000, pp. 281-313.
- Fuhrer, Jeffery C. "The (Un) Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications," *Journal of Money, Credit and Banking*, 29 (3), 1997, pp. 338-350.
- , and George Moore, "Inflation Persistence," *The Quarterly Journal of Economics*, 110 (1), 1995, pp. 127-159.
- Gali, Jordi, and Mark Gertler, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics*, 44 (2), 1999, pp. 195-222.
- , -----, and David J. Lopez-Salido, "European inflation dynamics," *European Economic Review*, 45 (7), 2001, pp. 1237-1270.
- Giannoni, Marc P., and Michael Woodford, "Optimal Inflation Targeting Rules," NBER Working Paper No. 9939, 2003.
- Hodrick, Robert J., and Edward C. Prescott, "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 1997, pp. 1-6.
- Keynes, John. M., *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Macmillan, 1936.
- Kimura, Takeshi, and Takushi Kurozumi. "Effectiveness of History-Dependent Monetary Policy," *Journal of the Japanese and International Economies*, 18, 2004, pp. 330-361.
- Mankiw, Gregory, N., *Macroeconomics: 5th Edition*, Worth Publishers, 2002.
- , and Ricardo, Reis, "Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve," *Quarterly Journal of Economics*, 117, 2002, pp. 1295-1328.
- Phillips, Peter C. B., and Sam Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, 58 (1), 1990, pp. 165-193.
- Roberts, John M., "Inflation Expectations and Transmission of Monetary Policy," The Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series, No. 1998-43, The Federal Reserve Board, 1998.
- Rotemberg, Julio, and Michael Woodford, "An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy," NBER Macroeconomic Annual, 12, 1997, pp. 297-346.

- Rudd, Jeremy, and Karl Whelan, "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*), 2002.
- Sbordone, Argia M., "Prices and Unit Labour Costs: A New Test of Price Stickiness," *Journal of Monetary Economics*, No. 49, 2002, pp. 265-292.
- , "A Limited Information Approach to the Simultaneous Estimation of Wage," manuscript, Department of Economics, Rutgers University, 2004.
- Smets, Frank, and Raf Wouters, "An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area," ECB Working Paper No. 171, 2002.
- Taylor, John B., "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics," in J. Taylor and M. Woodford eds., *Handbook of Macroeconomics*, 1B, Elsevier, 1999.
- Walsh, Carl E., *Monetary Theory and Policy: Second Edition*, The MIT Press, 2003.
- Woodford, Michael, *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University, 2003.

