



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

フィリップス曲線、粘着価格モデルと一般物価変動 米国のディスインフレーションの経験から

平田 渉*

wataru.hirata@boj.or.jp

加藤 涼*

ryou.katou@boj.or.jp

No.04-J-11
2004年8月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 日本銀行国際局

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。

フィリップス曲線、粘着価格モデルと一般物価変動*

米国のディスインフレの経験から

平田 渉[†] 加藤 涼[‡]

日本銀行国際局

2004年8月

概要

本稿では、一般物価の変動メカニズムについての、これまでの理論的研究成果を概観しつつ、特に名目値の硬直性 (nominal rigidity) が存在する下での価格調整メカニズムについて、「標準的な」理論モデルを紹介する。次に、米国のデータを用いた実証分析を通じて、理論モデルの適用例を示すとともに、90年代後半以降、企業部門の価格支配力が低下していた可能性を指摘する。最後に、紹介した「標準的な」理論モデルの限界について言及した後、今後の研究の方向性を展望する。

Key words: Sticky price, New-Keynesian Phillips curve, Unit labor cost, Mark-up, Sticky information.

*本稿の作成にあたっては、敦賀貴之氏 (オハイオ州立大学)、外山晴之氏 (日本銀行岡山支店)、鶴飼博史氏 (日本銀行企画局)、関根敏隆氏 (日本銀行調査統計局)、大山慎介氏 (日本銀行国際局)、齋藤克仁氏 (日本銀行企画局) から有益なコメントを得た。記して感謝の意を表す。ただし、ありうべき誤りは全て筆者に属する。本稿に述べられている見解は著者個人のものであり、日本銀行の公式見解ではない。

[†]E-mail: wataru.hirata@boj.or.jp

[‡]E-mail: ryou.katou@boj.or.jp (<http://aa4a.com/kato/>)

1 イントロダクション：二つのフィリップス曲線

一般物価変動に関する経験則としては、いわゆる「フィリップス曲線¹」が最もよく知られている。一般にフィリップス曲線を考える場合、インフレ率 (π_t)、期待インフレ率 (π_t^e) と GDP ギャップ (output gap, y_t) の間に漠然と、

$$\pi_t = \pi_t^e + ay_t + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

のような関係を想起するケースが多い(ただし、 a は正のパラメータ、 ε_t は確率的攪乱項)。このような定式化に基づくフィリップス曲線の分析は、邦文の先行研究にも数多くみられるが、定式化の背後にある経済主体の行動メカニズムの考察ではなく、むしろ実証分析上のテクニカルな議論、推計に用いるデータの問題(物価指数の選別の問題や GDP ギャップの定義・計測方法)に焦点を当てた研究が多い。本稿では、統計的なテクニカルな議論からは一線を画し、フィリップス曲線や一般物価の変動メカニズムを理解するための「標準的」な理論モデルを丁寧に紹介した上で、90年代後半から2000年初にかけてのデスインフレ期を含む米国のデータにこれを応用することで、理論モデルへの理解を深めることを目的とする。最後に、こうした「標準モデル」の限界と潜在的な欠陥について言及し、一般物価変動についての今後の研究の方向性について論じる。

議論の出発点として、まず、(1.1)式のようなコンベンショナルなフィリップス曲線に立ち戻る。ここでは、物価指数や GDP ギャップといったデータの統計・計測上の論点のほかに、観察されない変数である期待インフレ率 (π_t^e) の扱いが最も困難である。実証分析上、期待インフレ率の扱いに関しては、(i) サurvey・アンケートに基づく期待インフレ率指標を代用する、(ii) 過去のインフレ率を用いたアドホックな分布ラグで代用する、(iii) 合理的期待などの仮定のもとで、実績の将来のインフレ率を用いる、(iv) VAR などなんらかの統計的モデルによる予測値を代用する、という4つのパターンが考えられる。このうち、代表的なものとして、(ii)を採用した次のような回帰分析が散見される。

$$\pi_t = \sum_{j=1}^n \omega_j \pi_{t-j} + ay_t + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

ここで ω_j は、分布ラグのウェイトを示すパラメータを表す。(1.2)式の定式化は、我が国においても米国においても、比較的実証上のパフォーマンスが高いことが知られているが、(1.2)式は単なる経験則であり、こうした経験則の背景としての経済主体(企業や家計)の行動を捉えるという視点が抜け落ちている。このため、分布ラグで代用された期待インフレ率が何を表しているのか不明であるなど、重要な問題を内包する。

翻って、理論的な観点からは、インフレ期待が、前期時点の当期のインフレ率の予測 ($\pi_t^e = E_{t-1}\pi_t$) なのか、当期時点の来期のインフレ率の予測 ($\pi_t^e = E_t\pi_{t+1}$) なのかによっ

¹本稿で取り扱う「フィリップス曲線」は、全てインフレ率と GDP ギャップの関係を示す、いわゆる「物価版フィリップス曲線」であり、賃金と失業率の関係を示す古典的なフィリップス曲線については分析の対象外とする。

て、以下のように二つのフィリップス曲線を考えることが出来る。

$$\pi_t = E_{t-1}\pi_t + ay_t + \varepsilon_t \quad (1.3)$$

$$\pi_t = E_t\pi_{t+1} + ay_t + \varepsilon_t \quad (1.4)$$

これら二つのフィリップス曲線の区別は、一見すると些末な違いのようであるが、実は金融政策の効力について全く異なる結論が導かれるという意味で重要な違いを持っている。両者の違いは、経済主体の行動に立ち返って理論モデルを考察することで明らかとなる。

まず、(1.3)式は、経済理論上の区別として「新古典派型フィリップス曲線 (Neo-Classical Phillips curve : NCPC)」と呼ばれる。(1.3)式の背景となるミクロ的基礎付には、複数のバージョンが存在するが、もっともシンプルなものとして、経済に存在する企業群のうち一定割合 ($0 < \alpha < 1$) が、なんらかの摩擦や制約から当期には価格を設定することができず、1期前に価格を予め決めておく必要がある状況を想定した Fischer (1977) の事前決定価格モデル (Predetermined price model) があげられる²。企業群のうち、一定割合 ($= \alpha$) の企業は、当期に全く摩擦や制約が存在しない場合の最適価格 (p_t^*) を選ぶ一方、 $(1 - \alpha)$ の割合の企業は、前期時点で当期の予想最適価格 ($E_{t-1}p_t^*$) に等しくなるようプライシングを行う。このような状況では、マクロ的な一般物価のインフレ率は、次のようになることが確認できる。

$$p_t - p_{t-1} = \alpha(p_t^* - p_{t-1}) + (1 - \alpha)(E_{t-1}p_t^* - p_{t-1}) + v_t \quad (1.5)$$

右辺第一項は、当期に最適価格を選んだ企業群を表しており、第二項は前期時点での予測値で自社製品をプライシングした企業群を表しており、両辺から p_{t-1} が差し引かれることで、当期のインフレ率が算出されている。なお、 v_t は、確率的な(供給)ショックを表している。(1.5)式の両辺に p_{t-1} を足し、貨幣数量方程式 ($m_t - p_t = y_t$ と $m_t - p_t^* = y_t^f$: ただし、 y_t^f は潜在 GDP) を用いて p_t と p_t^* を消去すると次式を得る。

$$y_t = (1 - \alpha)(m_t - E_{t-1}m_t) + \alpha y_t^f + (1 - \alpha)E_{t-1}y_t^f - v_t \quad (1.6)$$

さらに(1.5)式と(1.6)式を組み合わせると、次のような NCPC が導かれる³。

$$\pi_t = E_{t-1}\pi_t + ay_t + \varepsilon_t \quad (1.7)$$

$$\text{ただし, } a = \frac{\alpha}{1 - \alpha}, \varepsilon_t = \frac{v_t}{1 - \alpha}$$

ここで注意すべき点は、NCPCの背景となっている(1.6)式をみると、「予想されたマネーサプライの変動は、実体経済に全く影響を及ぼさない」ことが示唆されていることが分かる。これは、NCPC自体を見ても殆ど自明ではあるが、インフレ予測が外れた場合 ($\pi_t \neq E_{t-1}\pi_t$) にのみ、 - - たとえば金融政策がサプライズ・ショックであった場合 - -、実体経済と一般物価の関係として、右上がりのフィリップス曲線が観察されることを意味している。以上の

²この他に、Lucas (1975) による、シグナル・エクストラクションのモデルからも同様に(1.3)式を導出することができることが知られている。Lucas モデルを用いた場合でも、金融政策に対するインプリケーションは、Fisher モデルと全く同様となる。

³ $y_t^f = 0$ に基準化して y_t を GDP ギャップとして再定義している点に注意。

議論は、60 - 70 年代に、政府・中央銀行が景気拡大を目的として金融緩和を行っても、これが民間主体に十分予想されてしまった場合、実体経済に対する政策効果は失われ、インフレ率のみが上昇してしまうという現象を説明する理論としてよく知られるようになった。

次に、同じく経済理論上の区別としてニューケインジアン・フィリップス曲線 (New Keynesian Phillips curves : NKPC) として知られる (1.4) 式について見てみよう。NKPC では、期待インフレ率として入るのが、当期時点で予想された来期のインフレ率 ($= E_t \pi_{t+1}$) であるため、仮に金融政策が予想されたものであっても、実体経済 (GDP ギャップ) に影響を与えることが想定されている⁴。つまり、NKPC は、NCPC と比べて、金融政策が実体経済により強く影響を及ぼすことを許容した物価理論モデルであるということが言える。

近年、欧米の学界や中央銀行では、実証上のパフォーマンスを含めさまざまな観点から、NCPC と比べ NKPC の方がより優れた理論モデルであるとの見方が広まっており⁵、金融政策分析の「標準モデル」となっている。そこで、本稿では、NKPC の考え方をやや詳細に述べるとともに、これを米国のデータに適用する。

本稿の構成は次の通りである。まず、2 節で粘着価格モデルの理論的展開を紹介する。NCPC の背後に Fischer の「事前決定価格モデル」が存在するように、NKPC の背後には、Calvo (1983)、Yun (1996) や Rotemberg (1995) らによる「粘着価格モデル」が存在している。これらの粘着価格モデルも、企業の利潤最大化行動から導出できるミクロ的基礎付けのあるモデルである。3 節では、本稿で行う実証分析の前段階として、近年の米国におけるディスインフレの経験についてデータを概観し、なぜ粘着価格モデルが有用なのか、視覚的な動機付けを行う。4 節では、粘着価格モデルを用いた実証分析を行い、モデルが現実の経済を説明するのにどの程度有用なのかを検討する。なお、本稿では NKPC を直接、実証分析パートで用いることはしない。これは、先に述べた GDP ギャップの定義・計測上の問題等を避けるためである。代わりに本稿では NKPC の背景にある経済主体の最適化行動を直接統計的にテストする Sbordone (2002) のアプローチを採用する。Sbordone (2002) は、粘着価格モデルを直接検定するユニークな手法を提唱している。本稿では、これを紹介し、推計から得られた構造パラメーターからマークアップ率の時系列的な変動の推定も行う。最後に 5 節において、今後の研究の方向性について述べる。

⁴NKPC より、

$$E_t \pi_{t+1} = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \alpha y_{t+i}$$

ただし、 $\lim_{i \rightarrow \infty} y_{t+i} = 0$

であるから、貨幣方程式を組み合わせると、

$$E_t m_{t+1} - m_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \alpha y_{t+i} + E_t y_{t+1} - y_t$$

となり、予想された金融政策が一般には中立的ではないことが分かる。

⁵例えば Gali and Gertler (1999) は、今期における来期の期待インフレ率 ($E_t \pi_{t+1}$) を、実績値 (π_{t+1}) で代用したフィリップス曲線について、GMM による推計を行い、期待インフレ率にかかるパラメーターが有意に推定されることを示している。この他にも NKPC を支持する実証分析として Woodford and Rotemberg (1997) などがある。

2 粘着価格モデルの導出

本節では、単純な完全競争 + 伸縮価格モデルの仮定を徐々に緩めていくことで、現在、一般物価変動の「標準モデル」となっている粘着価格モデルを導出する。粘着価格モデルの具体的な展開に関しては、複数のパターンがあることが知られているが、本稿では価格改定機会が確率的にしか与えられないような状況を想定した、いわゆる Calvo-Yun 型の確率的価格変更モデルを採用する⁶。

粘着価格モデルについては、Taylor(1979) を原型として、多くの先行研究が存在するが、Calvo-Yun 型のモデルは、その展開が完全競争モデルから順を追って理解しやすいというメリットがあるほか、4 節の実証分析パートで採用した Sbordone (2002) によるユニークな推計手法を適用しやすいという利点がある⁷。

2.1 完全競争 + 伸縮価格のモデル

まず、完全競争 + 伸縮価格という仮定をおいた場合、企業の最適価格設定条件がどのように決定されるかを示す。最終財市場、労働市場ともに完全競争であるため、価格、賃金は所与であり、企業は労働投入のみを変化させて利潤最大化を行う。利潤を売上高からコストを差し引いたもので記述できるとし、コブ・ダグラス型の生産関数を仮定した場合、1 階の最適条件は以下の通りとなる。

$$\frac{P_t}{ULC_t} = \frac{1}{1-\alpha} \quad (2.1)$$

ここで、 P は一般物価水準、 ULC はユニットレーバークスト、 $1-\alpha$ は労働分配率、添え字の t は時間を表す。(2.1) 式は、完全競争の下では、価格・ユニットレーバークスト比率は、常に一定の値（労働分配率の逆数）をとることを意味する。これは、実質賃金が労働の限界生産性に等しいという条件に他ならない。また、仮定からも自明な通り、マークアップ率は常にゼロとなっている。

しかし、現実のデータを見ると（図表 1）、利潤最大化行動を行っているはずの非金融法人部門の価格・ユニットレーバークスト比率には、無視し得ない変動が生じている。完全競争 + 伸縮価格という仮定をおいたモデルは、現実の経済を十分に説明できない。

2.2 不完全競争 + 伸縮価格：Blanchard-Kiyotaki モデル

次に、完全競争 + 伸縮価格という仮定をおいたモデルが、現実の経済を十分に説明できないため、不完全競争（独占的競争）を取り入れた Blanchard-Kiyotaki (1987) モデルを

⁶粘着価格モデルの他のバージョンとしては、価格改定には一定のコストがかかることを想定した Rotemberg(1982) の調整コストモデルがある。Calvo 型も Rotemberg 型も全く同様の NKPC の表現形を導出することが出来ることが知られている。議論の詳細については、たとえば、Roberts(1995)などを参照。

⁷第 4 節で行う実証分析のモデルは、理論的には NKPC と同値であるが、企業の最適価格設定条件を直接推計することで、計測誤差が大きいとされる GDP ギャップの代わりに、比較的観察が容易なユニットレーバークストを用いる点が特徴である。

扱う。実際、石油産業や自動車産業などの例を典型として、現実の経済ではある程度不完全競争が起きていると考えるのが妥当であろう。

完全競争のモデルと異なるのは、財・サービスが差別化されていて、各企業が価格支配力を持つという点である。この場合、企業 i の利潤最大化問題は、各財・サービスに対する需要曲線と生産関数を制約条件にして以下のように表される。

$$\begin{aligned} \max_{P_{i,t}, L_{i,t}} \quad & \Pi_{i,t} = P_{i,t}Y_{i,t} - W_tL_{i,t} - r_tK_{i,t} \\ \text{s.t.} \quad & Y_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t \\ & Y_{i,t} = K_{i,t}^\alpha L_{i,t}^{1-\alpha} \end{aligned} \quad (2.2)$$

ここで、 Π は利潤、 Y は生産量、 W は賃金、 L は労働投入量、 r は資本コスト、 K は資本ストックを表す。添え字に i についているものは、企業 i の変数を表し、ついていないものはマクロの変数を表す。制約条件の第 1 式（中段）は、価格弾力性（ $=\theta$ ）一定の右下がりの需要曲線を表す⁸。制約条件第 2 式（下段）は、資本と労働を用いるコブ・ダグラス型の生産関数を表している。これら二つの制約条件を目的関数に代入することで、企業の価格設定に関する次の 1 階の最適条件を導出できる⁹。

$$P_{i,t} = \underbrace{\frac{\theta}{\theta-1}}_{\text{定常状態のマークアップ率}} \times \underbrace{\left(\frac{1}{1-\alpha} ULC_{i,t}\right)}_{\text{限界費用}} \quad (2.3)$$

(2.3) 式は、企業の最適な価格設定が、限界費用（コブ・ダグラス型の生産関数ではユニットレーバークストに比例する）に定常状態のマークアップ率¹⁰を上乗せしたものと表される。 $ULC = WL/Y$ であることから、(2.3) 式は次のように変形出来る。

$$\frac{Y_{i,t}}{L_{i,t}} = \frac{\theta}{\theta-1} \frac{1}{1-\alpha} \frac{W_t}{P_{i,t}} \quad (2.3')$$

上記の関係は、定常状態のマークアップ率、労働分配率が急激に変動しない場合、労働生産性（左辺）の上昇率が実質賃金（右辺第 3 項）の上昇率と等しくなることを表している。全ての企業が均質で (2.3) 式に従って価格設定を行うとするならば、マクロの実質賃金と労働生産性についても (2.3') 式の関係が成り立つ。

ここで、実際の米国のデータをみると（図表 1）、CPI でデフレートした賃金は、上記の関係を満たしているとは言い難いが、非金融法人部門の価格指数を用いると、実質賃金と労働生産性の上昇率は長い目で見る限り、かなりの程度一致している。短期的には無視し得ない乖離が観察されるが、米国の企業部門が概ね利潤最大化の原則に従って行動しているものと考えられる。

⁸ 家計の費用最小化問題の解として得られる。詳細は 2.3 参照。

⁹ なお、各企業の資本ストックは每期所与であるとする。

¹⁰ 「定常状態」としたのは、現実のマークアップの値が、必ずしも理論で示唆されるマークアップ率と等しくなる保証がないためである。この乖離は、例えば何らかの理由で労働市場には摩擦があり、賃金や労働投入に歪みが発生している場合などに生じうる。

2.3 不完全競争 + 粘着価格：Calvo-Yun モデル

一般物価とユニットレーバークストの間には、長期的には安定的な関係がみられることが確認されたが、短期的には常に両者が一致して動くとは言えない。そうした価格・ユニットレーバークスト比率の短期的な変動は、企業の価格調整コストを明示的に取り入れた粘着価格モデルによってかなりの部分説明できることが知られている。実際、Cecchetti (1986)、Kashyap (1995)、Blinder et al (1998)らのサーベイでは、程度に差はあるものの、米国の企業が頻繁には価格を改定しないことを明らかにしており、価格粘着性を仮定するモデルの妥当性を支持している。以下では、Blanchard-Kiyotaki (1987)のモデルに名目値の硬直性を採り入れた粘着価格モデルの中でも、特に標準的とされる Calvo-Yun 型モデルの概要を説明する。

価格の粘着性についての扱いは何通りか考えられるが、本稿では Calvo (1983) にならい、以下のような仮定をおく。

仮定 価格の粘着性：各企業は、每期 $1 - \rho$ ($0 < \rho < 1$) の確率でしか価格改定の機会を与えられない。

これは、企業の数十分に多い場合、大数の法則から、每期 $(1 - \rho)$ の割合の企業だけが価格改定の機会を与えられるということと同値である。これとは別に、今まで紹介したモデルと同様、賃金水準は所与であり、企業の目的が利潤最大化であることには変わりはないものとする。

この場合、企業が直面している問題は以下のように表せる。

$$\begin{aligned} \max_{P_{i,t}, L_{i,t}} : \Pi_i = E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \beta^j (Y_{i,t+j} P_{i,t+j} - W_{t+j} L_{i,t+j} - r_{t+j} K_{i,t+j}) \right\} & \quad (2.4) \\ Y_{i,t} = K_{i,t}^\alpha L_{i,t}^{1-\alpha} & \quad \dots \text{企業 } i \text{ の生産関数} \\ \text{s.t. : } Y_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_t} \right)^{-\theta} Y_t & \quad \dots \text{企業 } i \text{ が生産する財の需要関数} \\ P_t = [(1 - \rho) Z_t^{1-\theta} + \rho P_{t-1}^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}} & \quad \dots t \text{ 期の一般物価水準} \end{aligned}$$

ここで、 β は企業の主観的割引率、 Z は t 期に価格を改定する機会を与えられた企業群が設定する価格を表す。

企業の利潤最大化問題は、伸縮価格のケース（例えば (2.2) 式）と異なり、当期の利潤だけでなく、将来にわたる期待利潤の割引現在価値の最大化が目的であることを表している。これは、将来にわたり価格を改定できないリスクがある状況では、企業は、将来の利潤のことも現在時点で考えなければならないためである。企業の生産関数、および企業が直面する需要関数は、(2.2) 式と同様で、一般物価水準は、当期に価格変更を行った企業群（割合 $1 - \rho$ ）の価格と、前期の一般物価水準の幾何平均として表現されるものとして

なお、制約条件のうち、需要関数と一般物価水準は、以下の家計の費用最小化問題の解として得られることが知られている。

$$\begin{aligned} \min_{c(i)} X &= \int_0^1 p(i)c(i)di & (2.5) \\ s.t. \quad U(c) &= \left[\int_0^1 c(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} = \bar{V} \end{aligned}$$

上段の式は、家計の総支出 (X) が、各財の価格 ($p(i)$) \times 消費量 ($c(i)$) の和であることを表しており、下段の式は、家計の効用水準 ($U(c)$) が、CES 関数で表されることを示している。全体として (2.5) 式は、家計が効用水準を一定に保つ消費バスケットのうち、総費用が最も小さくなるバスケットを選ぶ問題としてとらえることができる。従って、この問題の解を制約条件に組み込んだ (2.4) 式は、企業行動のミクロ的基礎だけでなく、家計行動のミクロ的基礎もインプリシットに取り入れている。

2.4 最適条件

次に、価格調整に摩擦が存在する下での企業の最適な価格設定メカニズムを明らかにする。2.2 節と同様の方法で、(2.4) 式の制約条件のうち生産関数と需要曲線を目的関数に代入することで、企業の価格設定に関する次の 1 階の最適条件が導出できる。

$$E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \beta^j \left[P_{i,t} - \frac{\theta}{\theta-1} \underbrace{\left(\frac{1}{1-\alpha} ULC_{i,t+j} \right)}_{t+j \text{ 期の期待限界費用}} \right] \right\} = 0 \quad (2.6)$$

$P_{i,t}$ は上述の通り、 t 期に企業 i が設定する価格を表しており、一方、 $E_t ULC_{i,t+j} / (1-\alpha)$ は、 $t+j$ 期における期待限界費用を表している。(2.6) 式を直感的に解釈すると、将来の限界費用 + マージンの期待値の加重和に等しくなるように今期の価格を設定することが最適ということになる。将来、価格を改定できないリスクが存在する状況では、現在の利潤のみを最大にするな価格設定を行ってしまうと、将来得られるであろう利益を失ってしまうかもしれないというトレードオフが存在する¹¹。合理的な企業は、このトレードオフの中で期待収益を最大化するよう行動する。その結果として、(2.6) 式のようなフォワードルッキングな価格設定が最適となる。

なお、冒頭で紹介した新古典派型フィリップス曲線 (NCPC) も、Fischer (1977) などの事前決定価格モデルの解釈を採用する限り、一見すると、粘着価格モデルと殆ど同じように思われる。両者の本質的な差異は、企業が 1 期先に予想されるマネーサプライに応じた最適価格を設定するのに、Fischer モデルでは調整コストがゼロであるのに対し、Calvo-Yun 型の粘着価格モデルでは、価格は一部固定されているため、調整にはコストが必要となるという点 (「名目値の硬直性」 = nominal rigidity) に求められる。¹²

¹¹ 価格調整に摩擦がない状況では、毎期の限界費用に応じてその都度価格を再設定することで、毎期の利潤を最大化できる。つまり現在と将来の利潤の間にトレードオフは存在しない。

¹² 1 節で紹介した Fisher の事前決定価格モデルは、企業の利潤最大化問題の枠組みを用いていないが、同モ

2.5 一般物価へのインプリケーション

ここまで、企業の最適な価格設定メカニズムについてみてきた。さらに、その最適価格設定条件と、(2.4)式の中の一般物価水準の定義式を用いることで、一般物価変動のメカニズムに関するインプリケーションが導出できる。以下では、基本的に Sbordone(2002) にならない、一般物価変動の決定式の導出過程を概観する。

全ての企業が均質であることを仮定すると、価格改定の機会を与えられた各企業が直面している問題は、常に(2.4)式の通りである。したがって、合理的な企業は、全て(2.6)式に則って価格設定を行うことが想定されるので、(2.6)式の $P_{i,t}$ (企業 i が設定する価格) を Z_t (t 期に価格改定の機会を与えられた企業群が設定する価格) に置き換えることができる。

次に、 $P_{i,t}$ を Z_t に置換した(2.6)式および、(2.4)式の一般物価水準の定義式を定常状態の近傍で線形近似し、いくつかのステップを踏むと、実質限界費用を用いた NKPC を導出できることが知られている¹³。

$$\hat{\pi}_t = \frac{1}{\phi_0} \widehat{rmc}_t + \phi_1 E_t \hat{\pi}_{t+1} \quad (2.7)$$

$$\phi_0 = f(\rho, \theta), \quad \frac{\partial \left(\frac{1}{\phi_0} \right)}{\partial \rho} < 0, \quad \frac{\partial \left(\frac{1}{\phi_0} \right)}{\partial \theta} < 0$$

ただし、 π は一般物価のインフレ率を、 rmc は実質限界費用¹⁴を表し、 $\hat{\cdot}$ を付した変数は、各変数の定常状態からの乖離を表している。(2.7)式は、当期のインフレ率は、当期の実質限界費用と、来期の期待インフレ率に依存することを表している。また、インフレ率を実体経済と関連付けるパラメータ ϕ_0 は、価格の粘着性を表すパラメータ ρ と、企業の価格支配力を表すパラメータ θ の関数 ($\phi_0 = f(\rho, \theta)$) として表され、価格の粘着性が下がる、あるいは企業の価格支配力が下がった場合には、所与の実質限界費用の下でインフレ率が低下するという関係にある((2.7)式下段の関係)。 ϕ_1 は、主観的割引率 (β) \times 定常状態の経済成長率 (γ_y^*) として表される。

さらに、(2.7)式を変形すると、一般物価水準とユニットレバークストについての以下の関係を得る。

$$p_t = \underbrace{\lambda_1 p_{t-1}}_{\text{過去の変数に依存する部分}} + \underbrace{(1 - \lambda_1) \left[(1 - \lambda_2^{-1}) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} E_t (ulc_{t+j} - \kappa) \right]}_{\text{将来の期待に依存する部分}} \quad (2.8)$$

デルを Calvo-Yun のように厳密な利潤最大化モデルに組み込むことも可能。例えば、Devereux and Yetman (2001) など。

¹³実際には、資本移動は短期的には硬直的であることも仮定している。この場合、価格改定を行う企業群の実質限界費用と、マクロの実質限界費用は一致せず、次のような関係にある。

$$\left(rmc_{z,t+j} = rmc_{t+j}^{avg} \left[\left(\frac{Z_t}{P_{t+j}} \right)^{-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \right)$$

上式を定常状態の近傍で線形近似したものも、NKPC 導出の際にも用いている。詳しくは補論 A.1 参照。

¹⁴厳密には、 $rmc = \ln RMC = \ln \left(\frac{1}{1-\alpha} \frac{WL}{PY} \right)$ 。

ただし、 λ_1, λ_2 は、 $1 - (1 + \phi_1 + \phi_0^{-1}) \phi_1^{-1} q + \phi_1^{-1} q^2 = 0$ の解を表す ($0 < \lambda_1 < 1$, $\lambda_2 \geq 1$)。小文字で表された変数は、元の変数（大文字）の対数変換値をあらわし、 κ は定数。つまり、今期の一般物価水準は、前期の一般物価水準と、将来の期待ユニットレーバークストに依存することを表している。不完全競争 + 粘着価格という前提の下では、(2.1) 式のように、価格・ユニットレーバークスト比率は一定ではなくなる。また、 λ_1, λ_2 は、 ϕ_0, ϕ_1 の関数として表され、価格の粘着性 ρ と企業の価格支配力 θ も物価変動を特徴づけていることがわかる。

以上、粘着価格モデルの概要についてみてきた。ここで、もう一度議論の要点を整理する。

1. 粘着価格モデルは、不完全競争（企業が価格支配力をもつ）+ 粘着価格（確率的な価格改定機会）という仮定の下で、企業の利潤最大化行動から導出される。
2. 確率的にしか価格改定の機会を与えられない場合、企業は将来にわたる利潤の割引現在価値を最大化するように価格を設定する（フォワードルッキングな行動）。
3. 企業が 2. にしたがって行動すると、今期の一般物価水準は前期の一般物価水準と将来の期待ユニットレーバークストに依存する。

粘着価格モデルが企業の最適化行動というミクロ的基礎から導出されることは既に見た通りであるが、ではこのモデルがどの程度、現実経済を説明できるのだろうか。次節以降では、米国のデータを用いて実証分析を行うことで、モデルの妥当性を検討する。

3 米国におけるディスインフレの経験

本節では、具体的な実証分析を行う前に、粘着価格モデルを適用する妥当性を視覚的に確認する目的で、米国の様々な物価指標を概観する。

3.1 データ観察

米国の物価動向に関するトピックとして、2001年3月にはじまる景気後退¹⁵に端を発するディスインフレとFRBの金融政策運営が注目されていた。しかし、やや長い目でみると、米国では1990年代以降、趨勢的にディスインフレが進んでいた。米国の代表的な物価指標である消費者物価指数や個人消費デフレータ（いずれもコア指数）をみると、90年代以降、循環的な変動はあるものの、趨勢的にディスインフレが進んでいたことが確認できる（図表2）。このように長期的にディスインフレが進行した背景には、インフレを抑制するなんらかの構造的なメカニズムが存在していた可能性が考えられる。

まず、どの財・サービス、あるいは業種でディスインフレ圧力が顕著だったのかを把握するため、次のような分解を行う。

1. 財価格とサービス価格

¹⁵NBERの景気基準日付による。

2. 民間企業部門が供給する財・サービスと政府部門が供給するサービス

まず、1. について CPI を財コア、サービスコアにわけると (図表 2)、一見してわかる通り、90 年代に入り、財コアのインフレ率が一貫して低下しており、2002 年以降は下落している。サービス価格も 2002 年後半以降、インフレ率が鈍化しているが、これには、ウェイトの大きい帰属家賃の統計作成上の技術的な問題に起因する面もあるということが指摘されており¹⁶、実勢を正しく反映しているかどうかについては留意する必要がある。その他のサービス価格、例えば教育サービスや、医療サービスなどはインフレ率のトレンドに特段の変化はみられない。

次に、2. について明らかにするため、非金融法人部門と政府部門のデフレータを比較すると、明らかに前者の伸び率低下が顕著である (図表 3)。競争原理がはたらく民間企業部門にディスインフレ圧力が集中していたことが分かる。

さらに、どの分野でディスインフレが最も進んでいたのかを知るため、業種別のデフレータを比較してみる (図表 3)。90 年代以降に限れば、専門ビジネスサービス、金融保険・不動産業では、トレンドに大きな変化はみられない一方、小売業、卸売業、製造業では 90 年代半ばを境に、インフレ率のトレンドに明らかな変化が生じていることがわかる。特に後者では、物価が持続的に下落するデフレーションが発生している時期もあった。

以上のデータ観察をまとめると以下ようになる。

1. 代表的な一般物価指標をみると、米国では 80 年代以降、趨勢的にディスインフレが進んでいた。このことから、物価に対して、景気変動による循環的要因だけではなく、構造的な下方圧力がはたらいていた可能性が考えられる。
2. 財価格とサービス価格を比べると、財価格の下落が著しい。
3. 財・サービスの提供主体別にみると、ディスインフレは、競争原理がはたらく民間企業部門に集中してみられる。
4. より詳細にみると、小売業、卸売業、製造業といった業種でディスインフレ、あるいはデフレ圧力が強い¹⁷。

これらの特徴点のうち、本稿では、なぜ、民間企業部門でディスインフレ圧力が強いのかという点に注目した。民間企業部門が供給する財・サービスでディスインフレ傾向が強いということは、企業の価格設定、あるいはそれに影響を及ぼす外部環境に何らかの構造変化がおきている可能性がある。

¹⁶ 帰属家賃を巡る問題として、次の 2 点があげられる。原統計として借家家賃の使用。米国では、借家から持家への趨勢的なシフトがおきているとされ、需要が減退している借家家賃から統計を作成した場合、実勢を過小評価する可能性がある。エネルギー価格の影響。帰属家賃の統計を作成する際、借家家賃には含まれるガスの使用料等を除去し、純粋な家賃の測定を試みている。このため、エネルギー価格が上昇している局面では、帰属家賃は逆に下落している可能性が指摘されている。これらの問題点を指摘したものとして、例えば、Barnanke (2003) を参照。

¹⁷ 近年では、世界的な業界再編等により、金融保険業でも競争環境が激化している可能性があることを考えると、この分野でインフレトレンドに変化が見えないことには違和感もある。ただし、米国の GDP 統計では、金融保険業のデフレータは、人件費などの投入要素価格や貸出金利と預金金利のスプレッドなどを用いて推計されており、実感と乖離が生じている可能性がある。

3.2 仮説：どこに構造変化が起きているのか

物価を、その財・サービスを生産するのに要するコストの積み上げと考えると、具体的な構造変化として次の4点が考えられる。

1. 労働コストの構造的低下
2. 資本コストの構造的低下
3. 中間投入物価格の低下
4. (不完全競争である場合) マークアップ率の低下

本稿では、特に4番目のマークアップ率の低下に注目する。90年代末から、新興諸国の市場参入に伴う世界的な競争の激化や、消費者の低価格志向の影響で、米国企業の価格支配力や利益率が脅かされているという各種報道がみられた。たとえば、全米製造業連盟(NAM)が公表しているレポート、“The Facts About Modern Manufacturing”では、世界的な貿易の拡大は米国製造業にとって恩恵をもたらしている一方、海外の低価格製品と競合するため、企業の価格支配力を低下させているとしている。

仮に米国で、競争環境の激化により、企業の価格支配力の低下が生じているならば、マークアップ率も構造的に低下し、インフレ率の上昇を抑える圧力となっていたはずである。本稿では、こうしたマークアップ率の構造変化に関する仮説を、粘着価格モデルを理論的バックグラウンドとしたモデルを実証分析に応用することで検討した。

なお、その他の点についても、全く構造変化が起きていないとにわかに断定することは出来ない。例えば、2001年3月よりはじまる景気後退局面では、賃金インフレが大幅に低下し、雇用者数の回復が過去の経験と比べて大幅に遅れるなど、労働市場になんらかの圧力が働いていた可能性は否定できない。また、中間投入物については、中国などの新興市場国の需要の高まりなどから、このところ価格が急騰するなど、逆にインフレ圧力となる動きがみられる。こうした事象は、物価に対して何らかのインプリケーションを持ち、無視し得ないものではあるが、粘着価格モデル単独では、こうした賃金、中間投入物価格の決定と、一般物価のあいだのダイナミクスは十分に捉え切れないため、本稿では分析の対象外とする¹⁸。

4 実証分析

本節では、粘着価格モデルを実証分析に応用し、前節でみた米国の非金融法人部門の物価動向をどの程度正確に表現できるかを検証する。また、モデルのパラメーターとマークアップ率の間の関係についても説明を行い、実証分析の結果から、マークアップ率の時系列的な変化についても考察する。

¹⁸家計部門の最適化行動をインプリシットに取り入れているとはいえ、粘着価格モデル単独では、経済全体の構造を表すには不十分である。このような部分均衡モデルでは、賃金などの要素価格は所与として扱うため、賃金決定メカニズム等についてのなんらかの仮説を検定することは困難である。

4.1 推計式：Sbordone (2002)

Sbordone(2002) は、Calvo-Yun 型の粘着価格モデルを実際に推計するにあたり、(2.8) 式を以下のように変形している。

$$p_t - ulc_t = \lambda_1 (p_{t-1} - ulc_{t-1}) - \Delta ulc_t + (1 - \lambda_1) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} E_t(\Delta ulc_{t+j}) - (1 - \lambda_1) \kappa \quad (4.1)$$

(4.1) 式の左辺、右辺第 1 項、および第 2 項は、いずれも既知の変数である。仮に第 3 項の期待ユニットレーバークスト変化率を知ることが出来れば、 λ_1 、 λ_2 の推定値を求めることが出来る。

本稿では、右辺第 3 項の期待ユニットレーバークスト変化率については、Sbordone (2002) にならい、 $X'_t = (\Delta ulc_t, \Delta p_t, p_t - ulc_t)$ の 3 変数からなるラグ 1 期の VAR モデルを用いて推定を行った。具体的には

$$X_t = \Gamma X_{t-1} + \varepsilon_t$$

というモデルを想定すると、 t 期 (現在) からみた、 $t + j$ 期の期待ユニットレーバークストは、

$$E_t X_{t+j} = \Gamma E_t X_{t+j-1} + E_t \varepsilon_{t+j} \quad \text{ただし、} E_t \varepsilon_{t+j} = 0 \quad (4.2)$$

$$\text{したがって、} E_t X_{t+j} = \Gamma^j X_t$$

となる。これより、(4.1) 式における右辺第 3 項の $\sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} E_t \Delta ulc_{t+j}$ 部分は、以下のベクトルの第 1 行成分となる。

$$\sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} E_t X_{t+j} = (I - \lambda_2^{-1} \Gamma)^{-1} X_t \quad (4.3)$$

ただし、 I は単位行列を表す。VAR モデルを推計して得られたパラメータ行列 $\hat{\Gamma}$ を (4.3) 式に代入し、その第 1 行成分を抽出すれば、将来の期待ユニットレーバークスト変化率の加重和である $\sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} E_t \Delta ulc_{t+j}$ の推定値が求まる。本稿では、この推定値を将来の期待ユニットレーバークスト変化率として用い、制約付き非線型最小 2 乗法によって (4.1) 式の推計を行った¹⁹。

なお、 λ_1 、 λ_2 は、(2.8) 式より、 ϕ_0 、 ϕ_1 の関数として表される。このうち、 $\phi_1 = \beta \gamma_y^*$ であることから、過去の先行研究に従い $\beta = 0.99$ とし、また、定常状態の成長率を、3%台であるとすると²⁰、 $\phi_1 \cong 1$ と仮定してもおおよそ問題はないと考えられる。

ϕ_1 に関して上記の仮定をおくと、 λ_1 、 λ_2 は、 $\phi_0 = f(\rho, \theta)$ にのみ依存することになり、その推定値から、 ϕ_0 、すなわち需要の価格弾力性 θ と価格粘性性 ρ に関する情報が得られる。さらに、価格改定の確率 ρ に関して一定の仮定をおけば、定常状態のマークアップ率 ($= \theta / (\theta - 1)$) に関して定量的な評価を行うことが出来る。

¹⁹推計に用いたデータと Matlab code は、<http://aa4a.com/kato/> でダウンロード可能。

²⁰代表的なものとして、米国議会予算局が 2004 年 1 月 26 日に公表した財政見通しでは、96~03 年平均の潜在 GDP 成長率は +3.4% としている。

4.2 推計結果と解釈

まず、全期間のサンプルを用いた推計結果をみると（図表4）、モデルから得られる価格・ユニットレバークスト比率は、現実のデータとあてはまりがよく、 ϕ_0 の推定値も統計的に有意であることがわかった。これより、粘着価格モデルは、現実の経済でおきている現象を、かなりの程度、説明できているということが出来よう。

また、上述の通り、 λ_1 、 λ_2 の推定値から、 θ と ρ について定量的な評価ができる。価格の粘着性については、Blinder et al (1998)の、米国企業は1年に1.4回程度価格を改定するという先行研究結果から、本稿では、 $0.6 \leq \rho \leq 0.65$ ²¹と仮定した上で、モデルのパラメータ λ_1 、 λ_2 の値から、マークアップ率を推定する。本稿では、企業の価格設定行動に変化が生じているかを検証することが目的なので、90年第1四半期からサンプルを1四半期ずつ伸ばすことで、各四半期ごとの θ の値を求め、マークアップ率の変化の推移を見るという手法を取った。

結果をみると、定常状態のマークアップ率は、90年代半ば以降、趨勢的に低下してきていることがみてとれる（図表5）。価格の粘着性が常に一定である保証はないため、本稿で推定されたマークアップ率については、幅を持ってみる必要がある。また、何が企業のマークアップ率を低下させているのかということはこのモデルからは判別できない。一般には、(1)グローバルイゼーションの進展による企業間の競争激化や、(2)IT技術の高度化による価格裁定機会の減少といった要因が、企業の価格支配力を低下させている可能性が指摘されている。推計結果はこうした見方を補完するものとも考えることも可能であるが、ここではマークアップ率低下の背景となる要因の特定化について、これ以上の議論には立ち入らない。

むしろ、推計から強調されるべき点は、得られたパラメータ ϕ_0 は経済主体の最適化行動を規定する「構造パラメータ（deep parameter）」であるという点である。実は ϕ_0 は、(2.7)式に示すように、フィリップス曲線（NKPC）の傾きの逆数に相当するため、 ϕ_0 の上昇は、フィリップス曲線のフラット化を意味している。こうした「構造パラメータ」の変化は、当然のことながら、金融政策の効果を変化させるほか、最適な金融政策反応関数をも変化させる。本稿の分析は部分均衡分析であるため、直接、政策効果を論じることは出来ないが、こうした「構造パラメータ」の計測が政策効果の分析には不可欠であることは、いわゆる「ルーカス批判」以降、広く認知されるようになってきている。

本稿の実証分析結果から得られるインプリケーションをまとめると以下の通り。

²¹例えば、ある1四半期に価格改定出来る企業の割合が、およそ1/3であるとすると（ $1 - \rho = 0.35$ ）、ある企業がn期後に価格改定出来る確率（ v ）は、 $v = (1 - \rho)\rho^{n-1}$ であるから、この分布関数（離散指数分布）の期待値をとることで、平均的な価格改定期間を求めることが出来る。つまり、

$$\begin{aligned} E(n) &= \sum_{n=1}^{\infty} n(1 - \rho)\rho^{n-1} \\ &= \frac{1}{1 - \rho} = 2.86 \end{aligned}$$

となるため、平均改定期間は、 $2.86 \times 3 = \text{約} 8.6$ ヶ月となる。これは、代表的な企業が年間1.4（ $= 12/8.6$ ）回価格改定を行うことを意味している。

1. 実証分析の結果が良好であることから、長期的には粘着価格モデルが現実の経済にもかなりの程度あてはまり、かつ企業は利潤を最大化するように、フォワードルッキングに行動している部分がある可能性が示唆された。
2. ただし、過去5年くらいに限ってみると、「企業の価格支配力」は低下していた。これが同期間の米国経済のデスインフレを加速させた可能性がある。

5 結語：フィリップス曲線再考

Sbordone (2002) は、推計のアプローチがユニークであった上に、検定結果が粘着価格モデルの仮説をアクセプトするものであったことから、注目を集めた。一方、NKPC を直接推計した先行研究の多くが、シンプルな NKPC が必ずしも米国のデータに当てはまりが良くないことを報告している。この原因としては複数が考えられており、主に (i) データ上の問題と、(ii) 理論モデルそのものの欠陥を指摘するもの、の二つに分かれている。(i) については、GDP ギャップの計測誤差の問題などが議論されているが、GDP ギャップの代わりに ULC を用いた場合でも NKPC そのものの推計パフォーマンスは、飛躍的に高まるというわけではないことも既に判明している。NKPC の推計パフォーマンスが芳しくないことに関連して、Fuhrer and Moore (1995) の指摘が興味深い。Fuhrer and Moore は、インフレの動学特性に注目して (GDP や消費、設備投資などと比べても) 極めて粘着性が高いことを報告している。NKPC がインフレのラグ項を全く含まないのに対して、現実のインフレ率のデータの時系列特性を調べると、3~4年程度という、かなりの長い期間にわたって正の自己相関を示すことが分かる (図表6)。こうした批判を踏まえ、先行研究では次のような NKPC にインフレ率のラグ項を加えた、「Hybrid 型フィリップス曲線」が、比較的データをよく説明することが確認されている²²。

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + (1 - \beta) \pi_{t-1} + a y_t + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

しかし、 π_{t-1} の項で表されるバックワードルッキングな企業行動が、どのような最適価格設定行動から導かれるのか理論的な説明が難しく、Hybrid 型 (またはバックワードルッキング型) は単に当てはまりの良い経験則であり、物価変動を説明したとは言えないとの批判も多い。

翻って本稿で採用した Sbordone のアプローチが成功している理由を考えると、将来の ULC の期待値として VAR による予測値を用いている点大きい。VAR を用いることでインフレの統計的な動学特性を捉えつつ、企業の最適価格設定行動と整合的な推計式を導出した点が Sbordone アプローチの巧みな点と言えよう。しかし、結局のところ、インフレ率が粘着的に動くことの説明をインフレ期待が粘着的に動くという問題に置き換えただけと捉えることも可能であり、インフレ期待がなぜゆっくりとしか変化しないのか、

²²例えば、Gali and Gertler (1999) など。期待インフレ率には実現値を使用。このほか、Gordon (1997) も類似の NKPC 批判を展開している。これら実証面からの批判以外にも、NKPC には理論面の欠陥があることも知られている。例えば、Ball (1994) は、NKPC のもとでは、予想された量的金融緩和は、デスインフレと不況を引き起こすことを理論的に証明しており、Mankiw and Reis (2002) もこれを引用している。

厳密な説明は学界でも得られていない²³。

インフレ率や期待インフレ率がゆっくりとしか調整されないことの金融政策への示唆は大きい。仮に NKPC が正しい場合、インフレ率やインフレ期待は速やかに変化する可能性が高い。将来の金融政策に関するコミットメントやインフレ目標政策は、NKPCのもとでは、成功しやすい性質を持っている。ところが、なんらかの理由で、インフレ率や期待インフレ率がゆっくりとしか変化しないような状況下では（日本でも米国でも現実経済はこちらに近いことに注意）、将来の政策に関するコミットメントが民間経済主体の期待形成を速やかに変化させる可能性は、当然のことながら小さい。したがって、NKPC を最初から仮定して、インフレ目標政策やコミットメント効果の有効性を述べる研究は、やや結論を先取りしている危険性が伴う。現に一般物価変動の研究の最前線では、インフレ期待がどのような条件のもとでゆっくり調整するのかについて、情報の不完全性の理論を応用したモデルの分析が進んでいる²⁴。

例えば、Mankiw and Reis (2002) では、全ての企業が同時に外生的なショックについての情報を利用できるわけではなく、一定割合 ($0 < \rho < 1$) のみが情報を得られるような状況を想定することで、インフレ率の粘着性を生み出すことに成功している²⁵。つまり、 i 期前に情報をアップデートした企業は、 $t-i$ 期時点の最適価格予想 ($E_{t-i}p_t^*$) に等しくなるように自社製品の当期価格 (z_t) を設定する。すなわち、

$$E_{t-i}p_t^* = z_t^i \quad (5.2)$$

となる。経済全体では、 i 期前に情報をアップデートした企業の分布は、粘着価格モデルと同様に幾何分布になっているため、一般物価 (p_t) は、

$$p_t = \rho \sum_{i=0}^{\infty} (1-\rho)^i \times z_t^i \quad (5.3)$$

として表される。最適価格 (p_t^*) の決定式、 $p_t^* = p_t + \alpha y_t$ ²⁶ と、(5.2) 式と (5.3) 式を合わせて、最終的に、

$$\pi_t = \rho \sum_{i=0}^{\infty} (1-\rho)^i E_{t-1-i}(\pi_t + \alpha g_t) + \frac{\alpha \rho}{1-\rho} y_t \quad (5.4)$$

ただし $g_t = y_t - y_{t-1}$

が導かれる。(5.4) 式は、過去の時点で形成されたインフレ期待の移動平均項が入っており、1 節で紹介したコンベンショナルなフィリップス曲線、(1.2) 式と類似の動学特性を持つことが直感的にも理解出来るだろう。このように、Mankiw and Reis のモデルは、企業

²³ (インフレ率ではなく) 物価水準や期待物価水準がゆっくりとしか調整されない理論モデルは数多く存在していることに注意。1 節の脚注で触れた Lucas のシグナル・エクストラクション・モデルなど。もっとも、物価水準が極めてゆっくり調整されるモデルは、インフレ率がある程度ゆっくり調整されるモデルと、ほぼ同じになることに注意。

²⁴ Mankiw and Reis (2000)、Woodford (2003) など。

²⁵ 先行研究との関連で言えば、アイデア的には、Lucas(1973) のシグナルエクストラクションモデルに近く、アルジェブラ的には Calvo pricing を模している点が興味深い。

²⁶ この最適価格の決定式にも厳密なミクロ的基礎付けが存在するが、ここでは立ち入らない。Mankiw and Reis(2002)などを参照。

の情報構造に現実的な仮定を採り入れることで実際に観察されるインフレの粘着性を再現したという点で、興味深い成果として注目を集めている。しかし一方で、同モデルは静学的なプライシングを仮定しているため、フォワードルッキングな企業行動を全く考慮していないという問題がある。企業が価格設定を行う時、将来の経済状況を全く考えないというのは、非現実的な仮定であるとの批判も多い。現実のインフレ動学特性は、先に述べたように、(5.1)式で表されるようにフォワードルッキングな性質とバックワードルッキングな性質とを併せ持っているため、Mankiw and Reis モデルは、理論モデルとしては重要な進展であったが、依然、改良の余地を残している。

「(インフレ)期待に働きかける金融政策」の重要性が我が国においても増大している状況下、インフレ期待が常にフレキシブルに変化する理論モデルを用いて政策論議を行うことは先に述べたように過度に楽観的な結論に結びつきやすい²⁷。反面、常にインフレ期待が粘着的なモデルを用いれば、期待に働きかける金融政策は殆ど意味をなさないという結論となる。今後の金融政策議論を深めていく上で、インフレ率や期待インフレ率の形成メカニズムを経済主体の最適化行動に立ち戻ってモデル化し、どのような状況でインフレ期待がジャンプし、どのような状況で粘着的に振る舞うのかを調べることが重要な課題となっている。引き続き、こうした観点から一般物価変動メカニズムについての研究を進めていくことが望まれよう。

以 上

²⁷Krguman (1998,2000)、Eggertsson and Woodford(2003) などの政策提言は、インフレ(期待)が常にジャンプするモデルに立脚している。

A 補論

A.1 ニューケインジアン・フィリップス曲線の導出

本論(2.4)式再掲。

$$\begin{aligned} \max_{P_{i,t}, L_{i,t}} : \Pi_i &= E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \beta^j (Y_{i,t} P_{i,t} - W_{t+j} L_{i,t+j} - r_{t+j} K_{t+j}) \right\} \\ Y_{i,t} &= K_{i,t}^\alpha L_{i,t}^{1-\alpha} \\ \text{s.t.} : Y_{i,t} &= \left(\frac{P_{i,t}}{P_t} \right)^{-\theta} Y_t \\ P_t &= [(1-\rho) Z_t^{1-\theta} + \rho P_{t-1}^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}} \end{aligned} \quad (\text{a.1})$$

(a.1)式より、 $Y_{i,t} L_{i,t}$ は $P_{i,t}$ の関数として表すことができる。企業の目的関数(最上段の式)を、 $P_{i,t}$ で微分することで、以下の1階の条件を得る。

$$E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \beta^j Y_{i,t+j} \left[P_{i,t} - \frac{\theta}{\theta-1} \left(\frac{1}{1-\alpha} ULC_{i,t+j} \right) \right] \right\} = 0 \quad (\text{a.2})$$

ここで、 $ULC_{i,t+j}/(1-\alpha)$ は、 $t+j$ 期の名目限界費用(= $MC_{i,t+j}$)を表している。 t 期に価格改定の機会を与えられた企業群は、全て同様に行動するため、(a.2)式の $P_{i,t}$ は Z_t に置き換えることが出来る。ここで、 $Y_{i,t} = (Z_t/P_t)^{-\theta} Y_t$ という関係を利用し、両辺を t 期(価格改定を行う時点)の一般物価水準 P_t で除し、 $P_{t+j} = P_t \prod_{k=1}^j \pi_{t+k}$ という関係を用いると、(a.2)式は以下のように展開できる。

$$E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \beta^j \left(\frac{Z_t}{P_{t+j}} \right)^{-\theta} Y_{t+j} \left(\frac{Z_t}{P_t} - \frac{\theta}{\theta-1} RMC_{z,t+j} \prod_{k=1}^j \pi_{t+k} \right) \right\} = 0 \quad (\text{a.3})$$

を得る。なお、 RMC_t は、実質限界費用(= MC_t/P_t)を表す。加えて、Sbordone(2002)では、各財・サービスの相対価格、相対生産量に応じて各企業の資本ストックが柔軟に調整されない場合、価格変更の機会を与えられた企業の実質限界費用とマクロ全体の実質限界費用は次のような関係にあることを示している。

$$RMC_{z,t+j} = RMC_{t+j} \times \left[\left(\frac{Z_t}{P_{t+j}} \right)^{-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (\text{a.4})$$

次に、(a.1)式における一般物価水準の決定式、(a.3)式、および、(a.4)式を定常状態の近傍で線形近似することで、以下の関係を得る。

$$\begin{aligned} (1-\rho) \widehat{z}_t - \rho \widehat{\pi}_t &= 0 \\ \widehat{z}_t &= (1-\rho\beta\gamma_y^*) \sum_{j=0}^{\infty} (\rho\beta\gamma_y^*)^j E_t \left\{ \widehat{rmc}_{z,t+j} + \sum_{k=1}^j \widehat{\pi}_{t+k} \right\} \\ \widehat{rmc}_{z,t+j} &= \widehat{rmc}_{t+j} - \frac{\theta\alpha}{1-\alpha} \left(\widehat{z}_t - E_t \sum_{k=1}^j \widehat{\pi}_{t+k} \right) \end{aligned} \quad (\text{a.5})$$

γ_y^* は定常状態での成長率を表す。小文字で表されている変数は、各変数の自然対数変換された値を表し、 $\hat{}$ がついている変数は、その変数の定常状態からの乖離を表している。ただし、 z_t だけは、 Z_t/P_t の自然対数変換値を表す。(a.5) の下式を中式に代入し、さらにそれを上式に代入することで、以下のニューケインジアン・フィリップス曲線(本論(2.7)式)の関係式を得る。

$$\hat{\pi}_t = \frac{1}{\phi_0} \widehat{rmc}_t + \phi_1 E_t \hat{\pi}_{t+1} \quad (\text{a.6})$$

$$\text{ただし、 } \phi_0 = \left\{ \frac{\rho}{(1-\rho)(1-\rho\beta\gamma_y^*)} \right\} \left(\frac{1-\alpha+\alpha\theta}{1-\alpha} \right), \quad \phi_1 = \beta\gamma_y^*$$

A.2 NKPC から導出される、価格・ユニットレバーコスト間の関係

ここでは、前節で得られたニューケインジアン・フィリップス曲線の関係から、価格とユニットレバーコストとの間の関係を導出する。まず、前節(a.6)式を変形して、

$$\widehat{rmc}_t = \phi_0 (\hat{\pi}_t - \phi_1 E_t \hat{\pi}_{t+1}) \quad (\text{a.7})$$

を得る。ここで、定義により、 $\widehat{rmc}_t = \ln RMC_t - \ln RMC^*$ (RMC^* は定常状態の実質限界費用の値 $= \theta/(\theta-1)$) であることを利用し、(a.7)式を次のように変形する。

$$p_t + \kappa - ulc_t = -\phi_0 (\Delta p_t - \phi_1 E_t \Delta p_{t+1})$$

$$\text{ただし、 } \kappa = \ln(1-\alpha)(\theta-1)/\theta$$

これを更に変形し、

$$ulc_t - \kappa = -\phi_0 \phi_1 E_t \left\{ 1 - \frac{1 + \phi_1 + \phi_0^{-1}}{\phi_1} \mathbf{L} + \frac{1}{\phi_1} \mathbf{L}^2 \right\} p_{t+1} \quad (\text{a.8})$$

$$= -\phi_0 \phi_1 E_t (1 - \lambda_1 \mathbf{L})(1 - \lambda_2 \mathbf{L}) p_{t+1}$$

ただし、 \mathbf{L} は、リードオペレータ ($\mathbf{L}x_t = x_{t+1}$) を表す。また、 λ_1, λ_2 は $1 - (1 + \phi_1 + \phi_0^{-1})\phi_1^{-1}q + \phi_1^{-1}q^2 = 0$ の根で、 $0 < \lambda_1 < 1$, $\lambda_2 \geq 1$ 。

$(1 - \lambda_1 \mathbf{L})p_{t+1} = \chi_{t+1}$ と定義すると、(a.8)式は、以下のように表現できる。

$$ulc_t - \kappa = -\phi_0 \phi_1 E_t (1 - \lambda_2 \mathbf{L}) \chi_{t+1}$$

$$= (\phi_0 \phi_1 \lambda_2) \chi_t - \phi_0 \phi_1 E_t \chi_{t+1}$$

つまり、

$$\chi_t = (\phi_0 \phi_1 \lambda_2)^{-1} (ulc_t - \kappa) + \lambda_2^{-1} E_t \chi_{t+1}$$

となる。これを、フォワードルッキングに解き、

$$\chi_t = (\phi_0 \phi_1 \lambda_2)^{-1} \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} E_t (ulc_{t+j} - \kappa) \quad (\text{a.9})$$

を得る。 $(1 - \lambda_1 \mathbf{L})p_{t+1} = \chi_{t+1}$ より、(a.9) 式は、以下の通りに変形できる。

$$p_t = \lambda_1 p_{t-1} + (\phi_0 \phi_1 \lambda_2)^{-1} \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} E_t (ulc_{t+j} - \kappa) \quad (\text{a.10})$$

ここで、 $\lambda_1 + \lambda_2 = 1 + \phi_1 + \phi_0^{-1}/\phi_1$ 、 $\lambda_1 \lambda_2 = 1/\phi_1$ より、 $(\phi_0 \phi_1 \lambda_2)^{-1} = (1 - \lambda_1)(1 - \lambda_2^{-1})$ となることを利用し、最終的に

$$p_t = \lambda_1 p_{t-1} + (1 - \lambda_1) \left[(1 - \lambda_2^{-1}) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} E_t (ulc_{t+j} - \kappa) \right] \quad (\text{a.11})$$

を得る。これは、本論(2.8)式にあたる。

参考文献

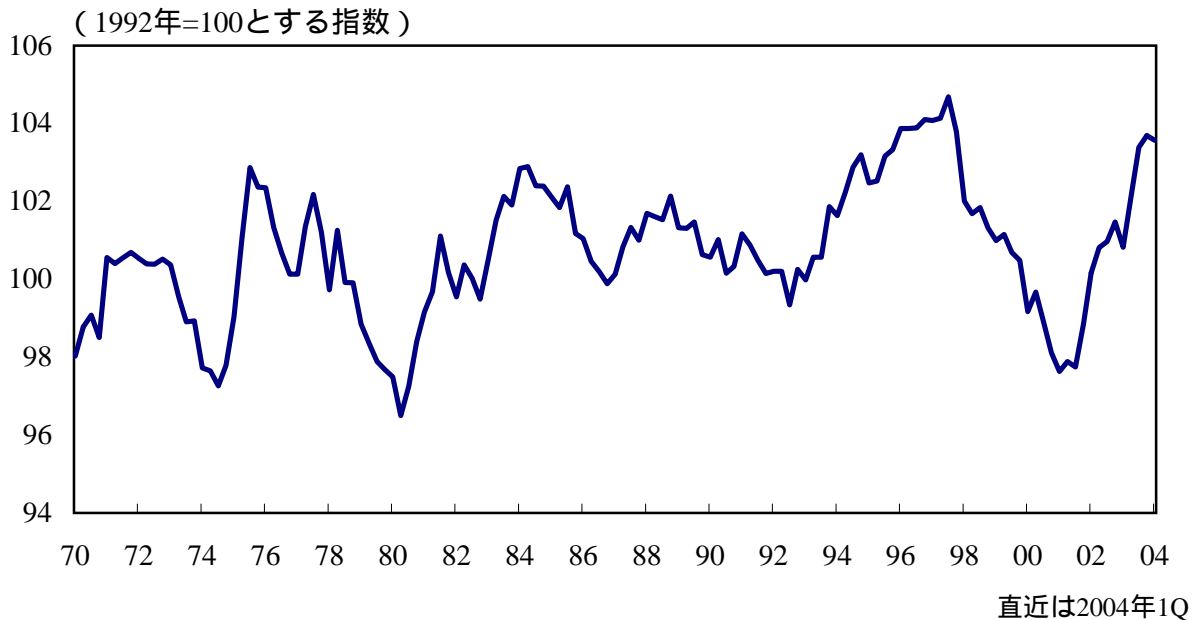
- [1] 深尾 光洋、原田 信行 (2004)「デフレ・円高・長期金利の経済分析 - 景気回復のダウンスイドリスク」、第10回金融研究報告、日本経済研究センター。
- [2] 峯岸 誠 (2003)「消費者物価は下げ止まったのか? - 5年ぶりプラスの背景 - 」、経済点描、2003-04、日本銀行。
- [3] Ball, L. (1994) “Credible disinflation with staggered price setting,” American Economic Review 84, pp282-289.
- [4] Bernanke, B. (2003) “The Economic Outlook” Federal Reserve Bank, Before the Bloomberg Panel for the Outlook on the U.S. Economy, New York, New York.
- [5] Blanchard, O. and N. Kiyotaki, (1987) “Monopolistic competition and the effects of aggregate demand,” American Economic Review 77, pp646-666.
- [6] Blinder, A., E.R.D. Canetti, D. Lebow and J.B. Rudd (1998) “Asking about prices: a new approach to understand price stickiness.” Russel Sage Foundation, New York.
- [7] Calvo, G. A. (1983) “Staggered prices in a utility maximizing framework.” Journal of Monetary Economics 12, pp383-98.
- [8] Cecchetti, S. G. (1986) “The frequency of price adjustment: A study of the newsstand prices of magazines,” Journal of Econometrics 31, pp255-274.
- [9] Devereaux, M. and J. Yetman, (2001) “Predetermined prices and the persistence effects of money on output,” Bank of Canada Working Paper 2001-13.
- [10] Eggertsson, G. B. and M. Woodford, (2003) “Optimal monetary policy in a liquidity trap” NBER Working Paper No. w9968.

- [11] Fischer, S. (1977) "Long term contracts, rational expectations and the optimal money supply rule," *Journal of Political Economy* 85, pp191-205.
- [12] Fuhrer, J. C. and G. Moore, (1995) "Inflation persistence," *Quarterly Journal of Economics* CX, pp127-159.
- [13] Gali, J. and M. Gertler (1999) "Inflation dynamics: a structural econometric analysis," *Journal of Monetary Economics* 44, 195-222.
- [14] Kashyap, A. K. (1995) "Sticky prices: New evidence from retail catalogs" *Quarterly Journal of Economics* 110, pp 245-274.
- [15] Kiley, M. (1998) "Monetary policy under Neoclassical and New-Keynesian Phillips curves, with an application to price level and inflation targeting," Board of Governors of the Federal Reserve System, Working Paper 1998-27, May 20, 1998.
- [16] Krugman, P. (1998) "It's baaack: Japan's slump and the return of liquidity trap" *Brooking Papers on Economic Activity* 2:1998, pp137-187.
- [17] Krugman, P. (2000) "Thinking about the liquidity trap" *Journal of the Japanese and International Economies* 14, pp221-237.
- [18] Lucas, R. (1975) "An equilibrium model of business cycle," *Journal of Political Economy* 83, pp1295-1328.
- [19] Mankiw, G. and R. Reis (2003) "Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the New Keynesian Phillips curve," *Quarterly Journal of Economics* 117, pp1295-1328.
- [20] National Association of Manufacturers. "The facts about modern manufacturing, 6th edition"
- [21] Roberts, J. (1995) "New-Keynesian economics and the Phillips curve," *Journal of Money, Credit and Banking* 27, pp975-984.
- [22] Rotemberg, J. J. (1982) "Sticky prices in the United States," *Journal of Political Economy* 99, pp1187 -1211 .
- [23] Sbordone, A.M. (2002) "Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness," *Journal of Monetary Economics* 49, pp265-292.
- [24] Taylor, J. B. (1979) "Staggered wage settings in macro model," *American Economic Review* 69, pp108-113.
- [25] Wolman, A. L. (2000) "The frequency and costs of individual price adjustment" *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quaterly* 86/4.

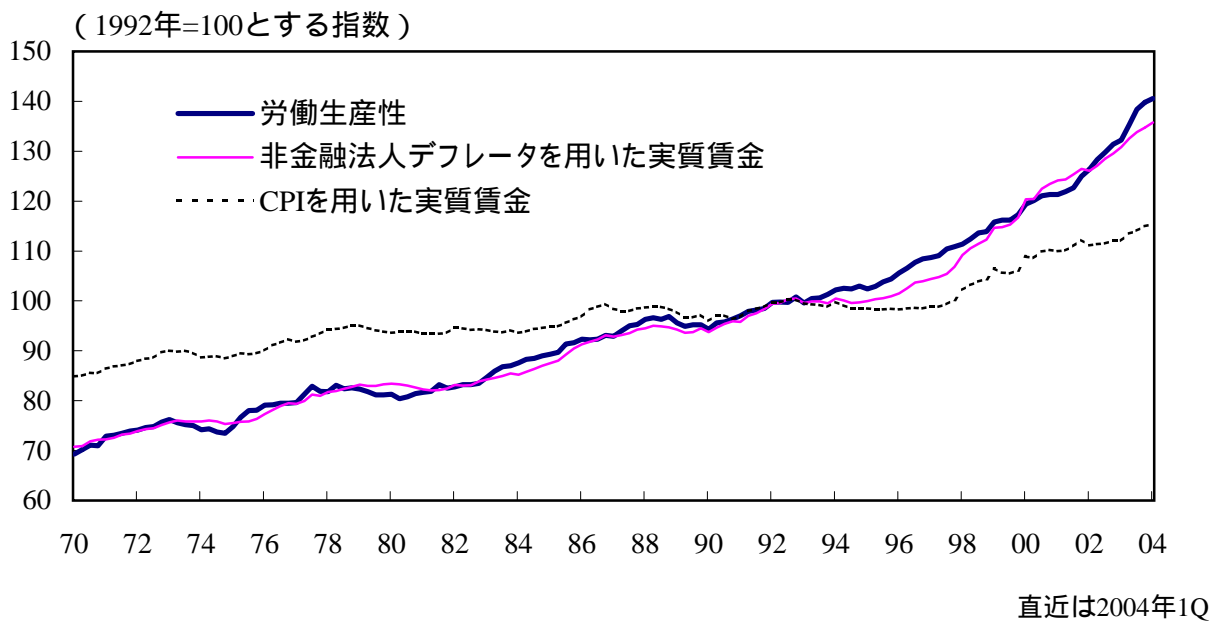
- [26] Woodford, M. and J. Rotemberg (1997) “An optimization-based econometric framework for evaluation of monetary policy,” NBER Macroeconomic Annual 12, pp297-346.
- [27] Woodford, M. (2003) “Imperfect common knowledge and the effects of monetary policy,” published in P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz, and M. Woodford, eds., Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honor of Edmund S. Phelps, Princeton Univ. Press.
- [28] Yun, T. (1996) “Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles.” *Journal of Monetary Economics* 37, pp345–70.

米国における企業部門の物価、労働コスト

(1) 価格・ユニットレバーコスト比率 (非金融法人部門)



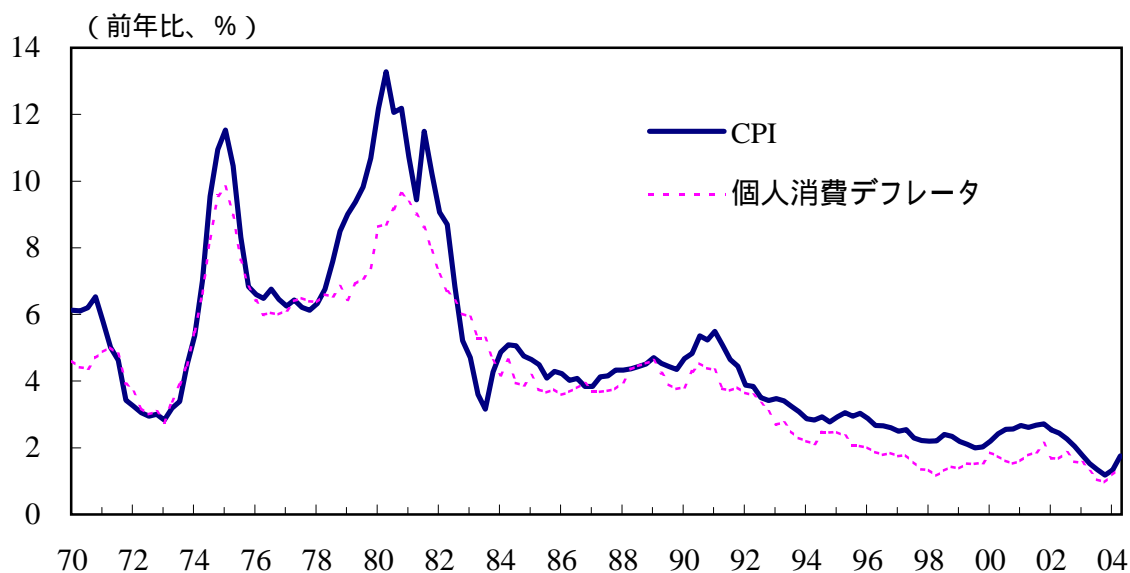
(2) 実質賃金と労働生産性 (非金融法人部門)



(資料) 米国商務省経済分析局、米国労働省労働統計局

米国の代表的な物価指標

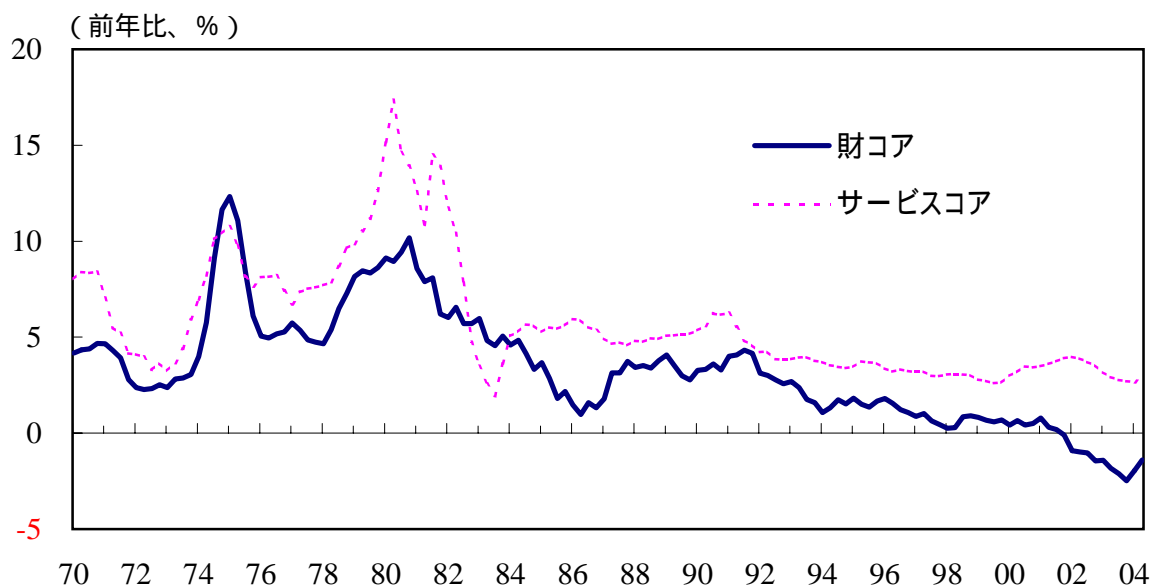
(1) CPI、個人消費デフレーター(コア指数)



直近は2004年1Q

(注) いずれも食料品、エネルギー価格を除くベース。

(2) CPIコアの内訳



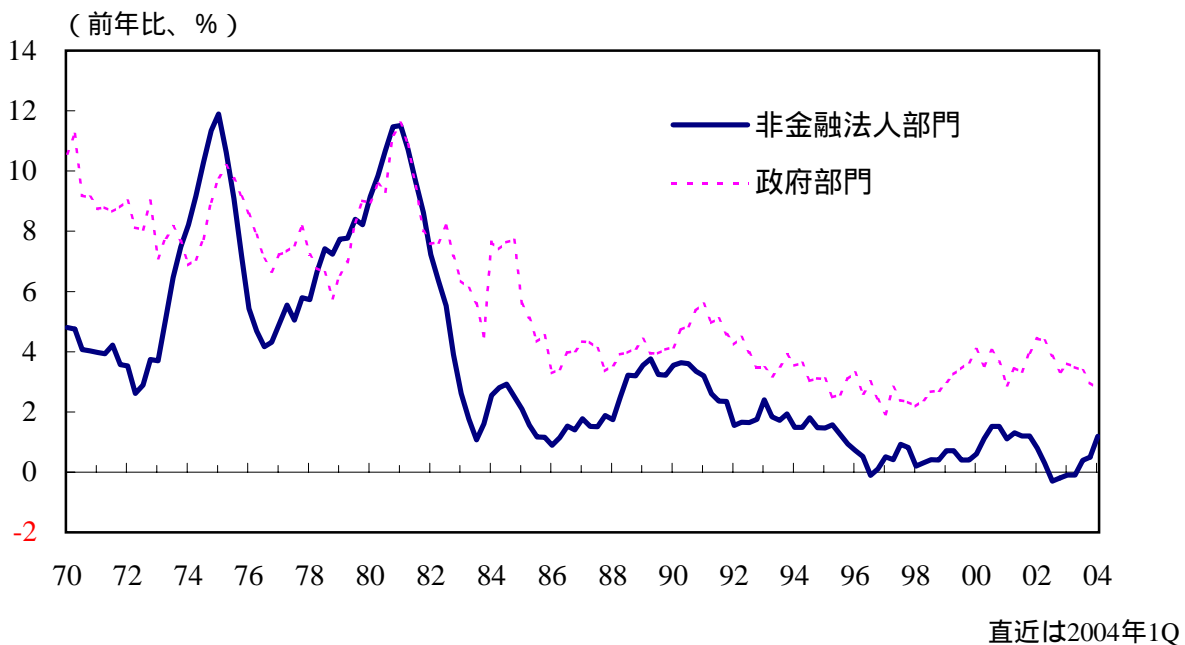
直近は2004年1Q

(注) 財コアは、食料品、エネルギー関連財を除くベース、サービスコアはエネルギー関連サービスを除くベース。

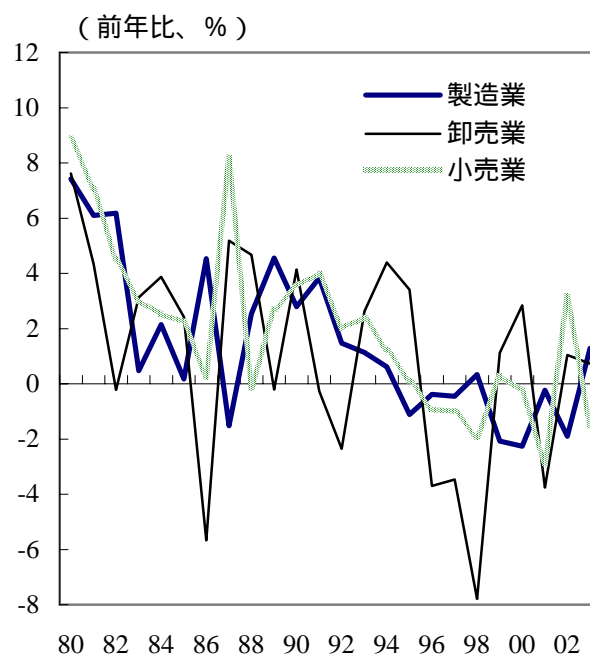
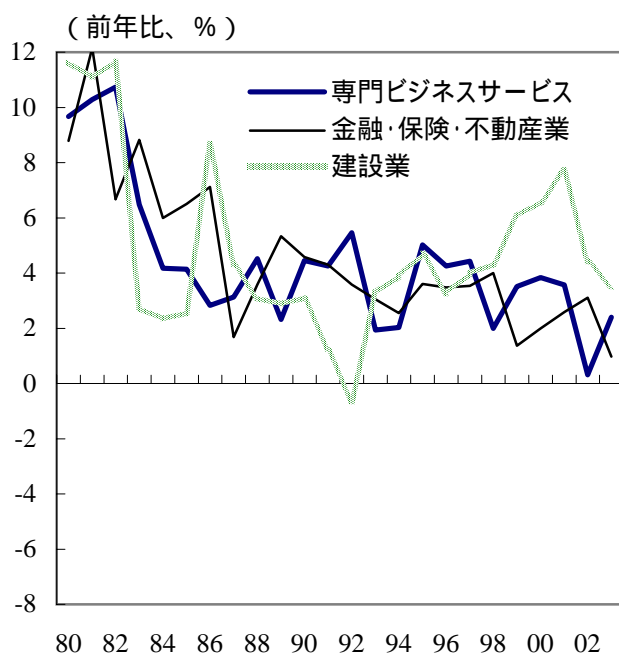
(資料) 米国商務省経済分析局、米国労働省労働統計局

業種別のデフレーター

(1) 非金融法人部門、政府部門



(2) 業種別のデフレーター



直近は2003年

(注) 97年まではSIC、98年以降がNAICSによる産業区分。両者の産業区分の定義は厳密には一致しない。

(資料) 米国商務省経済分析局

推計結果

(1) 推計式

$$p_t - ulc_t = \lambda_1(p_{t-1} - ulc_{t-1}) - \Delta ulc_t + (1 - \lambda_1) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_2^{-j} E_t(\Delta ulc_{t+j}) - c$$

$\phi_1 = 1$ という仮定の下では、

$$\lambda_1^2 - \left(2 + \frac{1}{\phi_0}\right) \lambda_1 + 1 = 0$$

$$\lambda_2^2 - \left(2 + \frac{1}{\phi_0}\right) \lambda_2 + 1 = 0$$

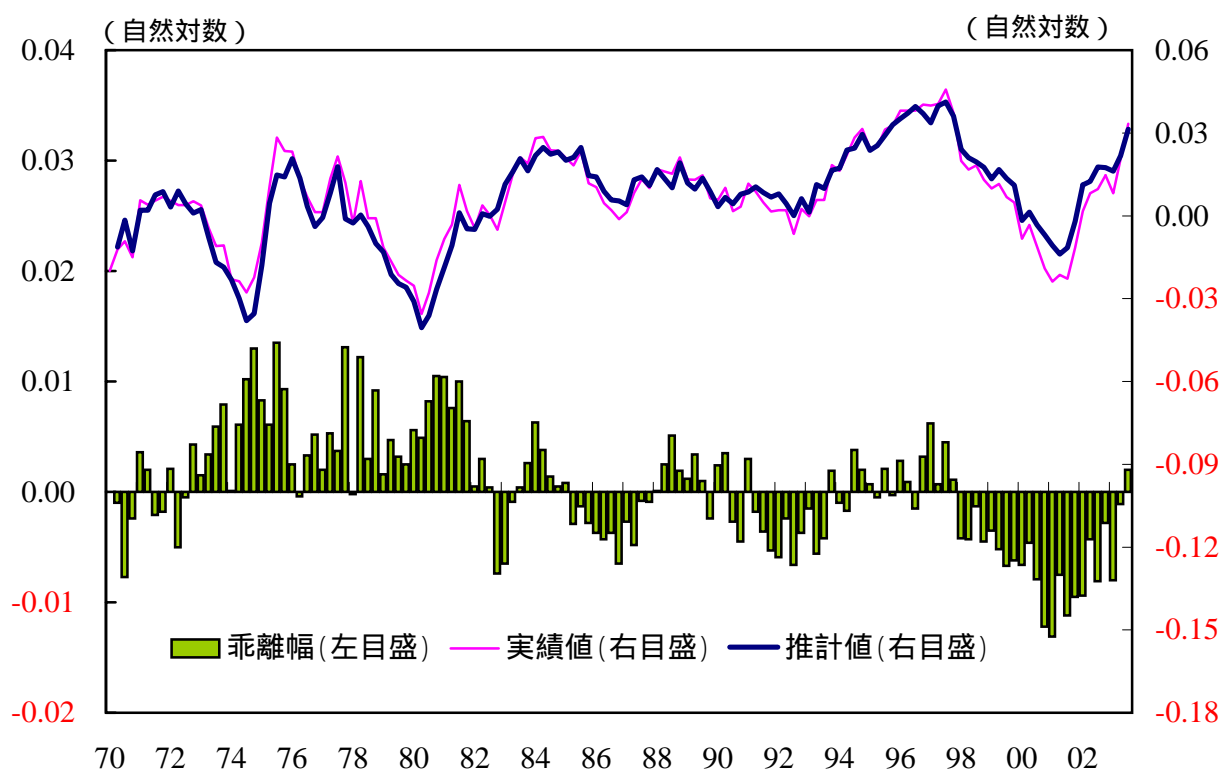
(2) 推計結果

Multiple NLS (同時非線型最小二乗法) による推計

パラメータ	推定値	標準誤差
ϕ_0	27.46	0.30
決定係数	0.900	

(注) 推計期間は1970/1Q ~ 2003/3Q

(3) 推計値と実績値の比較

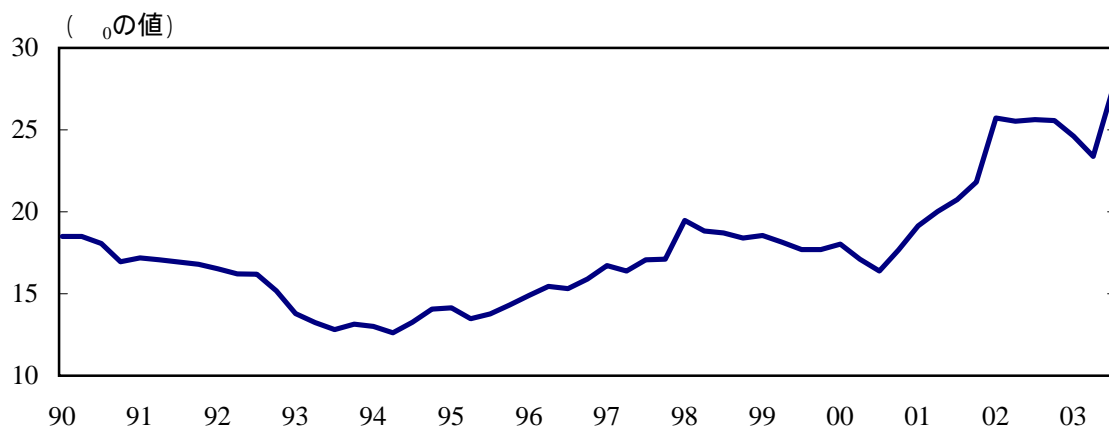


直近は2003年3Q

(資料) 米国商務省経済分析局

構造的な競争圧力

(1) リカーブに推計した ρ_0 (注) の値、および ρ_0 とマークアップ率の関係



直近は2003年3Q

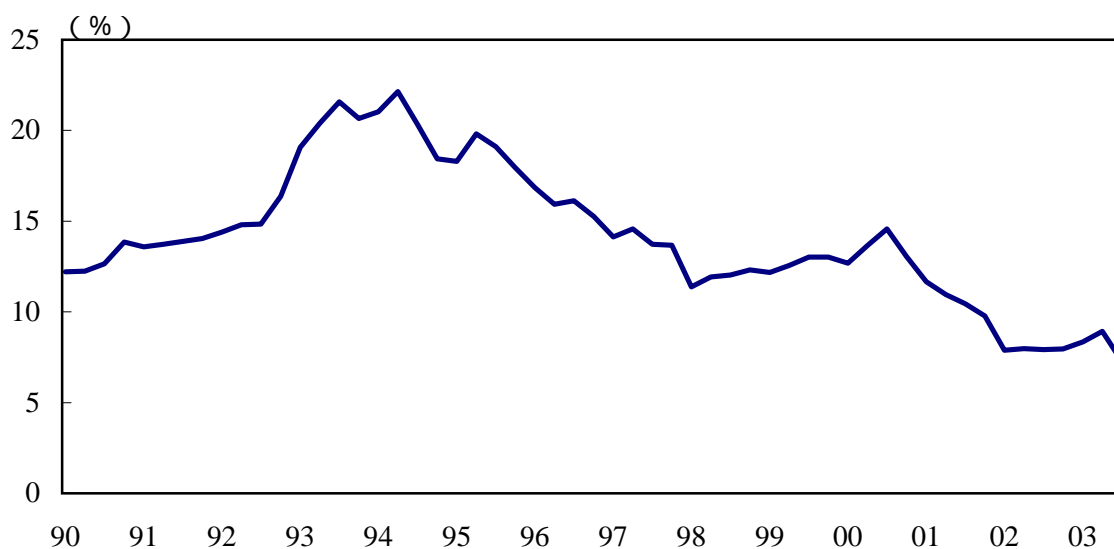
(注) $\rho_0 = [2 + (1 - \alpha)(1 - \beta)^2] / [1 - (\alpha + \beta)]$

α は価格を変更できない確率、 β は需要の価格弾力性を表すパラメータ。

マークアップ率	33%	25%	20%	17%	14%	13%	11%	10%	9%	8%	7%
一定期間に価格を改訂 出来ない企業の割合											
40%	3	3	4	4	5	5	6	6	7	7	8
45%	4	5	5	6	7	7	8	9	9	10	11
50%	5	6	7	8	9	10	11	11	12	13	15
55%	7	9	10	11	12	13	14	16	17	18	20
60%	10	12	13	15	17	18	20	21	23	25	28
65%	14	17	19	21	23	26	28	30	33	35	39
70%	21	24	28	31	34	38	41	44	48	51	58
75%	33	38	43	48	53	58	63	69	74	79	89
80%	54	63	71	80	89	97	106	114	123	131	149
85%	103	119	135	151	167	183	200	216	232	248	281

(注) 右下の枠内の値が ρ_0 。

(2) 定常状態のマークアップ率



直近は2003年3Q

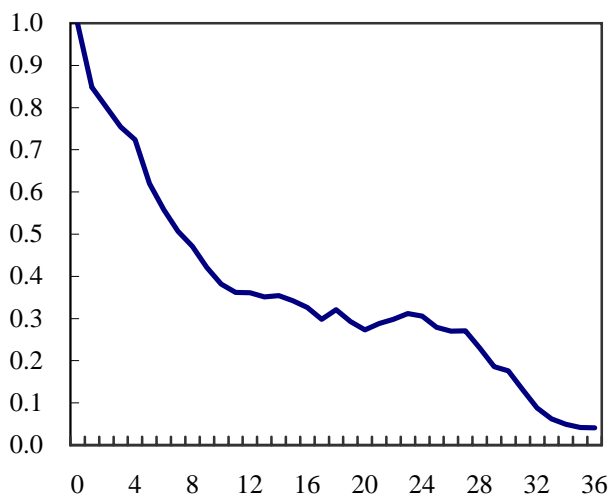
(注) 一定期間に価格を改訂できない企業が60%とした場合の値。

(資料) 米国商務省経済分析局

米国のインフレ率の動学的特性

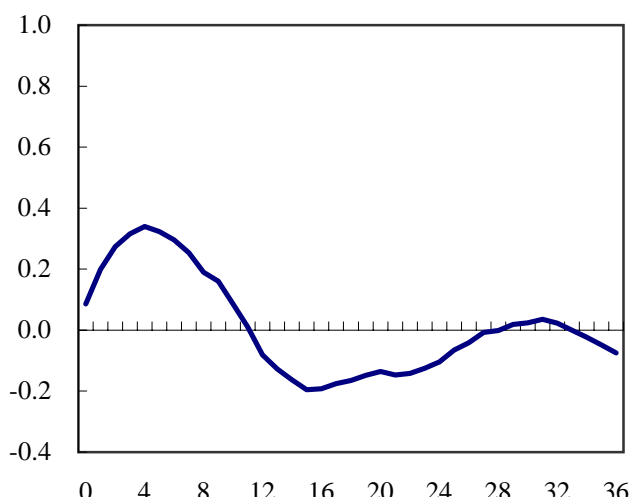
(1) インフレ率、GDPギャップの自己相関、および相互相関係数 (Cross Correlation)

インフレ率の自己相関



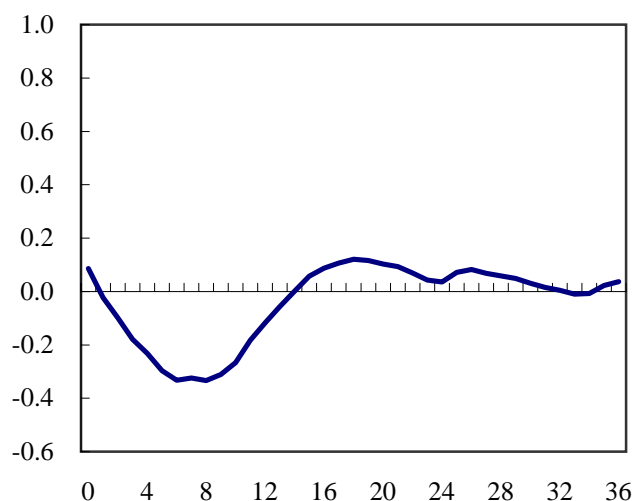
(四半期)

インフレ率とGDPギャップのラグ



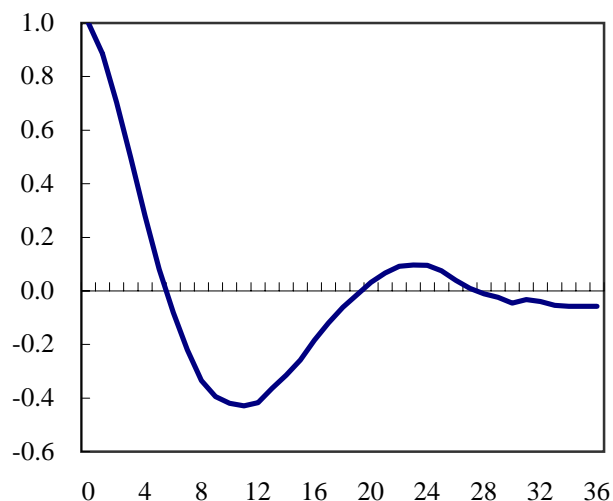
(四半期)

GDPギャップとインフレ率のラグ



(四半期)

GDPギャップの自己相関



(四半期)

(注) インフレ率は、非金融法人部門のデフレーターを使用。

(注2) GDPギャップは、非金融法人部門の実質付加価値のトレンド (HPフィルターにより算出) からの乖離として定義した。

(注3) サンプル期間：1970/1Q～2004/1Q

(資料) 米国商務省経済分析局