

物価変動の決定要因について

需給ギャップと物価変動の関係の国際比較を中心に

ひごまさひろ なかだ くるだ さちこ
肥後雅博・中田(黒田)祥子

要 旨

本稿では、1978年～1997年のデータを用いて、主要先進国（日本、アメリカ、ドイツ、イギリス、カナダ）における需給ギャップと物価変動の関係について比較分析を行った。推計では、前期（1978年～1986年）においては、日本以外の4カ国でNAIRU型（需給ギャップ変動に応じて、インフレ率の変化率が変動）の関係が成立する一方、後期（1987年～1997年）では、日本とドイツはフィリップス型（需給ギャップ変動に応じて、インフレ率が変動）が、アメリカ、イギリス、カナダはNAIRU型の関係が示されるとの結果が得られた。これは、需給ギャップと物価変動の関係が、国別だけではなく、同一国においても、期間により異なる可能性があることを示唆するものである。

さらに本稿では、各国の賃金体系の違いを踏まえた上で考察した結果、こうした国ごと・期間ごとの価格調整の背後には、人々はインフレ率が短期間に急激な振幅を経験すると、直近に実現したインフレ率を参考に、期待形成を素早くスイッチするというメカニズムが存在しているのではないかとの仮説を提示した。これは、中央銀行が、上下方向問わず短期間にインフレ率が急激に変動することを防ぐことができれば、人々のインフレ期待形成を安定的なものにすることが可能である、とのインプリケーションを有するものと考え得る。

キーワード：フィリップス曲線、NAIRU、期待インフレ率、価格調整、需給ギャップ、物価変動、金融政策

本稿を作成するに当たっては、林文夫教授（東京大学） 地主敏樹助教授（神戸大学） 北村行伸助教授（一橋大学） 渡辺努助教授（一橋大学） 吉川洋教授（東京大学） 木村武（日本銀行） 西崎健司（同） 副島豊（同）の各氏をはじめ、多くの方々から貴重なコメントを頂いた。ただし、本稿で示されている意見およびあり得べき誤りは、筆者たち個人に属するものである。

肥後雅博・中田(黒田)祥子 日本銀行金融研究所研究第1課
(E-mail: masahiro.higo@boj.or.jp, sachiko.kuroda@.boj.or.jp)

1. はじめに

中央銀行が目指す最終目標が、「物価安定」であることについては、昨今、先進諸国間では概ねコンセンサスが得られていると言えよう。しかし、このことは、物価動向自身のみ注目した金融政策運営が適切であることを意味する訳ではない。すなわち、物価は遅行指標である。実体経済に起きた何らかのショックが物価変動に波及するまでにはタイムラグがある。ため、物価のみ注目していると政策発動の的確なタイミングを逃してしまうリスクがある。したがって、中央銀行は、経済に加わったショックが時間を経て物価に波及し、それが過度に行き過ぎる前に、その防止策を採り、大幅な「物価変動」を回避する必要がある。そのためには、物価に先行する各種の指標を細かく観察することによって、政策実行のタイムラグを小さくすることが不可欠である。

「需給ギャップ」(実質GDPの潜在GDPからの乖離率)は、物価変動との間に短期的にはトレード・オフの関係を有し、また、物価変動に対して先行性があるとされていることから、政策当局が観察すべき指標の一つとして挙げられる。需給ギャップと物価変動との関係は、これまでも政策当局を中心に各国ごとの分析¹が試みられてきた。これらの分析では、インフレ率を需給ギャップで回帰(いわゆるインフレ関数を推計)し、そのパフォーマンスや予測力をチェックするものが主流となっている。その際、推計に用いるインフレ関数の形は、需給ギャップと物価変動との間に、フィリップス曲線タイプの関係(需給の逼迫度合いに応じて、インフレ率が変化する関係)を仮定するもの、NAIRUタイプ(Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment: 需給の逼迫度合いに応じて、インフレ率が加速する関係)を仮定するもの、スピードリミット(実質GDP(実績値)が潜在GDP以下の水準であっても、それらの乖離が小さくなるにつれ、インフレ率が上昇する現象)²の有無を検証するものなど、その分析によって様々である。また、わが国に限って言えば、欧米を中心に主流となっているNAIRUの研究は、まだ数少ない³。

1 例えば、最近では、需給ギャップを説明変数に取り込んだインフレ関数によってアメリカの物価動向を分析する Lown and Rich[1997]、イギリスに関する分析を行った Fisher, Mahadeva and Whitley[1997]などがある。

2 スピードリミットについての検証を行った先行研究としては、Romer, C.[1996]が挙げられる。同論文は、アメリカの1890年代～1990年代までの長期のデータを用いて、スピードリミットの有無を推計し、推計期間の前半期においては、スピードリミットが検出されるが、時間を経るにしたがってなくなり、1973年以降はスピードリミットが完全に消滅していること、推計の前半期にスピードリミットが観察された理由として、原材料(raw materials)の存在を挙げ、一次産業が大部分を占める経済では、仮にマクロ全体では需給ギャップがひらいている状態であっても、これらのセクターで供給が細くなると財の性質上価格が高騰するため、この影響がマクロ全体の価格の高騰を招きやすいのではないかと述べている。また、Turner [1995]は、同様の推計を、G7 諸国に拡張して行っている。

3 わが国に関するNAIRUの研究は、例えば、各国の比較分析を行っているTurner [1995](脚注2)や、Fair [1997]等のように、複数の分析対象国の一つとしては、これまでも取り上げられてきた。また、最近の分析例としては、田中・木村[1998]が挙げられる。田中・木村論文については、脚注40も参照のこと。また、フィリップスカーブの推計を行った過去の先行研究では、1970年代～1981年のデータを使って分析した植田・吉川[1984]がある。

この点、Watanabe [1997] は、日本を対象に、NAIRU仮説を含めて、物価と需給ギャップの関係の分析を行った数少ない先行研究である。Watanabe [1997] は、需給ギャップと物価変動との関係は、国別に上記3タイプに分類できるとの仮説を立て、これらの3つの仮説を1本の入れ子型 (nested) インフレ関数を推計することで検証を試み、わが国では フィリップス曲線型の関係が成立することを主張した⁴。同論文は、アメリカは NAIRU型であるとの推測をしているが、実際にアメリカについての実証は試みていない。Watanabe [1997] が主張するように、需給ギャップと物価変動との関係は、各国ごとに明確なタイプ分けが可能なのだろうか。もし、そうであれば、それはどのような要素に起因していると考えられるだろうか。これが、本稿のテーマである。

本稿の結論をあらかじめ要約すると、以下の通りである。本稿の推計結果からは、Watanabe [1997] の主張通り、各国 (本稿の分析対象は、日本、アメリカ、ドイツ、イギリス、カナダ) の物価変動と需給ギャップとの関係には、国によってタイプ分けが可能であること、しかしながらそのタイプは同じ国でも、期間によって異なることが示された⁵。すなわち、国ごとのタイプ分けを規定しているのは、国ごとの賃金設定体系といった制度的要因のみではなく、名目価格調整のスピードに反映される人々の期待形成が影響を及ぼしている可能性がある。言い換えれば、国ごとのタイプ分けは、過去における中央銀行の政策運営がどの程度インフレを加速させたかに依存している可能性が示唆された。

本稿の構成は、以下の通りである。まず、2 .では、需給ギャップと物価の関係について、簡単な概念整理を行う。次に、3 .において、インフレ率と需給ギャップの過去の推移を観察し、さらにこの需給ギャップと、物価を変動させる外生的な要因の一つである輸入物価変化率の2変数について、インフレ率との時差相関を検証して変数間の関係を概観する。4 .では、日本を含む各国別にNAIRU関数の推計を行い、その結果の解釈を行う。その結果を踏まえ、5 .ではNAIRU型が成立しなかったケースについて、補完的にフィリップス曲線型関数の推計も試みる。最後に6 .において、各国ごとに推計された関数の成立の仕方に違いが生じる背景には、人々のインフレ期待形成が関与している可能性に着目し、若干の考察を行う。

4 需給ギャップ項 (フィリップス型)、需給ギャップの変化率項 (スピードリミット型)、インフレ率のラグ項 (NAIRU型) の3つを取り込んだ入れ子型モデルを採用し、各項の有意性を検証。Romer, C. [1996] (脚注2) のモデルも、これに類似したものであるが、インフレ率ラグ項についてはNAIRU検証の目的ではなく、インフレ率のinertiaと解釈している点でWatanabe [1997] と異なる。

5 なお、本稿では、スピードリミット効果が消滅しているとのRomer, C. [1996] の主張 (脚注2) に則り、スピードリミットについての検証は行わなかった (因みに、わが国については、実際に若干の推計を行ったが、スピードリミットの影響は検出されなかった)。

2. 需給ギャップと物価との関係：フィリップス型 VS. NAIRU型

本節では、需給ギャップと物価との関係について、スタンダードな説明を簡単に行う⁶。

インフレーションと失業の短期的なトレード・オフを示す代表的な表現であるフィリップス曲線（Phillips Curve）は、通常以下のような（「フリードマン=フェルプス」タイプ）の式で表される。

$$\pi_t = \pi_t^e + \alpha_1(u_t - u^*) + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、 π はインフレ率、 π^e は期待インフレ率、 u は失業率、 u^* は自然失業率、 ε は供給ショックに相当する誤差項である（期待インフレ率を巡る議論の詳細は、後述6節(1)を参照）。

本稿では、労働市場の需給を示す失業率ではなく、経済全体の需給を示すと考えられる需給ギャップを用いて分析を行うため、オクンの法則（Okun's Law）を用いて、(1)式を以下のように書き替える。

$$\pi_t = \pi_t^e + \alpha_1 GDPGAP_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

ここでGDPGAPは実質GDPと潜在GDP⁷との乖離率（需給ギャップ）である。

(2)式によると、インフレ率は以下の3つの要因により変動する。すなわち、期待インフレ率（ π^e ）、需給ギャップ（GDPGAP）、そして ε で示される供給ショックによる変動である。供給ショックとしては、天候や災害等による一時的供給ショックや石油価格、為替レートの変動による外生的なショックを挙げることができる。したがって、(2)式は、供給ショックがインフレ率に及ぼす影響を除けば、期待インフレ率が一定の下では、需給ギャップとインフレ率との間に正の相関（トレード・オフ）関係が存在することを示している⁸。

6 本稿の以下の説明は、主としてBlanchard [1997] に基づくものである。

7 本稿の定義では、潜在GDPとは期待インフレ率や供給ショックが所与の下で、インフレ率が上がりも下がりもしない定常状態でのGDPを示す。失業率に置き換えると、自然失業率（ u^* ）に対応するものである。なお、潜在GDPの算出手法については、補論参照。

8 むろん、人々のもつ期待インフレ率が変化したり、大きな供給ショックが生じる場合には、それまでに観察されていた需給ギャップとインフレ率の正の相関関係が消失してしまう可能性もある。もしくは、大きな供給ショック自体がひきがねとなって、期待インフレ率が変化する場合もあり得よう。事実、大規模な石油ショックに見舞われた1970年代は、それまで安定していた需給ギャップとインフレ率のトレード・オフ関係が多くの国で崩れてしまったと言われているが、これは供給ショックが、期待インフレ率の変動を促した結果、実際のインフレ率の上昇を引き起こし、同時に实体经济に大きな負のインパクトを与えた一例である。このような事態が生じたのは、供給ショックは比較的短期間に変動が終了するのに対し、人々がもつインフレ期待の形成パターンは一旦変化すると相当期間持続するために、需給ギャップとインフレ率のトレード・オフ関係が長期間にわたって不安定になったためと考えられる。

以下では、ややナイーブなモデルではあるが、(2)式において、2つの期待形成パターンについて検討してみる。

期待インフレ率が一定の値となる場合 ($\pi_t^e = \alpha_0$)

この場合、フィリップス曲線を表す(2)式は(3)式のように書き替えることができる。

$$\pi_t = \alpha_0 + \alpha_1 GDPGAP_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

(3)式は、人々が、平均的にはインフレ率は一定の値 (α_0) を取るという期待形成していること、言い換えれば、インフレ率が定数項周りの定常過程となると予想していることを意味している。この場合、需給ギャップとインフレ率との間にトレード・オフの関係が成立する。本稿では、このようなケースを「フィリップス曲線型」(以下、簡略化のために「フィリップス型」と呼ぶ)。

期待インフレ率が直近のインフレ率の実績値となる場合 ($\pi_t^e = \pi_{t-1}$)

この場合、(2)式は(4)式のように書き替えることができる。

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha_1 GDPGAP_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

(4)式は、人々が每期ごとに前期のインフレ率実現値に合わせて期待インフレ率を修正する(例えば、前期のインフレ率が3%であれば当期のインフレ率も3%と予想)ことを示している。これは、実際のインフレ率がランダムウォークに従う非定常過程にあることを念頭においた考え方であるともいえる⁹。この場合の注目すべき特徴は、前述のフィリップス型でみられる需給ギャップとインフレ率とのトレード・オフ関係がなくなり、代わりに、以下の(5)式にみられるように、

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \alpha_1 GDPGAP_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

インフレ率加速度(インフレ率の変化率)と需給ギャップが一定の正の相関をもつことである。これは、インフレ率が加速した1970年代以降、アメリカを中心として議論がなされてきたNAIRUの関係である。本稿では、このように、需給ギャップの変動に応じて、インフレ率加速度が変化するケースを、「NAIRU型」の関係と定義することとする。

このように、スタンダードな教科書的議論では、期待形成パターンについて2つの基本的なタイプを仮定して、インフレ率と需給ギャップとの間の関係が整理される。しかしながら、これら2つのモデル設定は、人々の期待インフレ率を、「ある

9 すなわち、 π_t がランダムウォーク過程に従っている ($\pi_t = \pi_{t-1} + e_t, e_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$) とすると、インフレ期待は、 $\pi_t^e = E(\pi_t) = \pi_{t-1}$ となる。

定数」ないし「前期の実現値」に限っているという点で、現実の世界に照らし合わせると、制約がかなり厳しい。そこで本稿ではこれらの制約を少し緩めた、以下の(6)式のようなモデルを考えることとする。

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^s \beta_i \pi_{t-i} + \alpha_1 \text{GDPGAP}_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

(6)式は、期待インフレ率(π_t^e)として、定数項(α_0)や前期のインフレ実績値(π_{t-1})だけでなく、さらに遡ったインフレ率のラグ項($\pi_{t-2}, \pi_{t-3}, \pi_{t-4} \dots$)が付け加わったモデルである。

本稿では、(6)式のインフレ率ラグ項の係数が次のような制約式を満たし、かつ需給ギャップの係数が有意となる場合を(広い意味での)「NAIRU型」とであると定義する。

$$\sum_{i=1}^s \beta_i = 1 \quad (7)$$

つまり、先ほどまでの(5)式では、前期のインフレ率の係数(β_1)が1となるケースのみをNAIRU型として説明したが、本稿では、一定の項数(s)のインフレ率ラグ項を付け加え、その係数の総和が1となる(かつGDPGAPの係数(α_1)が有意にゼロと異なる)場合にも、NAIRU型が成立すると考える。すなわち、インフレのラグ項を順次追加していくと、ある時点で係数の総和が1となり、インフレ率と需給ギャップとの間のトレード・オフ関係がなくなる場合も、NAIRU型に含める。

一方、上記のNAIRU型の制約条件(7)式を満たさない(すなわち、 $\sum_{i=1}^s \beta_i < 1$)ケースのうち、GDPGAPの項の係数が有意であるものを、本稿ではフィリップス型と考えることとする。この場合、期待インフレ率は、(6)式のうち、

$$\pi_t^e = \alpha_0 + \sum_{i=1}^s \beta_i \pi_{t-i} \quad (8)$$

に相当すると考えられる。(8)式は、期待インフレ率が過去のインフレ率の一部¹⁰と定数項の和になることを示すものである¹¹。これは、経済にあるショックが生じても、人々のインフレ期待が緩やかにしか調整されない(インフレラグ項の総和が、どれだけラグ項数を増加させても1とはならない)結果、その期間においてはトレード・オフ関係が維持されるとの考え方である^{12,13}。

10 ここという「一部」とは、インフレラグ項の係数の総和が1未満であるため、過去のインフレ率が、部分的にしかインフレ期待として反映されないことを受けたもの。

11 (5)式の制約を緩めた(6)式のNAIRU型に対し、(8)式は、人々の期待を定数項に限定して表現した、(3)式のフィリップス型の一類型と解釈できる。

12 インフレ率ラグ項の係数の総和が1を下回っていることは、あるショックが作用しても、期待インフレ率が実際のインフレ率に及ぼすインパクトは長期的には減衰していき、最終的には定数項部分だけが影響を及ぼすことを意味する。

13 本稿の分析では、議論の単純化を考慮して、「ラグ項の係数和=1」の有無をタイプ分けのリファレンス

そもそも、上述のような短期的なインフレ率（ないしインフレ率加速度）と需給ギャップのトレード・オフ関係が、何故生じるかについては、大きく分けて2つの考え方がある。すなわち、ルーカスらが提案した不完全情報（錯覚）を前提とした考え方と、テイラー（非同時的調整モデル）やマンキューら（費用モデル（メニューコスト））に代表される、「名目値の硬直性」を原因とする考え方である。本稿では、基本的に後者の立場に立って議論を進める¹⁴。

まずは、(6)式に従って、各国においてNAIRU型が成立するかどうかを検定し、国ごとにタイプ分けを行うこととする。

3. 各国別インフレ率と需給ギャップとの関係

図表1は、1978年以降の約20年間における、日米独の3カ国について、インフレ率と需給ギャップの推移を示したものである（左軸：インフレ率¹⁵<対前年同期比伸び率>（%）、右軸：需給ギャップ（%）¹⁶）。

総じてみると、両変数は、ラグを伴いつつも、ある程度一貫して同方向に動いていることが分かる。また、時系列方向にみると、この傾向は、1990年代に比べて、インフレ率の振れ幅が大きかった、1970年後半～1980年代前半時期の方が強いようにみえる。

こうした関係を詳しくみるために、まず、インフレ率と需給ギャップ、インフレ率と輸入物価変化率（対前年同期比伸び率：（%））、および、インフレ率加速度（インフレ率の差分）と需給ギャップ、インフレ率加速度と輸入物価上昇率の4パターンについて、日米独に加えてイギリスとカナダの5カ国で時差相関を計測した（インフレ率の差分は、2節（1）に従えば、前期のインフレ率の係数に「1」の制約をかけることと同義である）。輸入物価の変化率は、インフレ率を変動させる典型的な供給ショックとして取り上げた。なお、計測期間としては、期待インフレの形成過程がインフレ期とディスインフレ期で異なることを考慮して、石油価格の

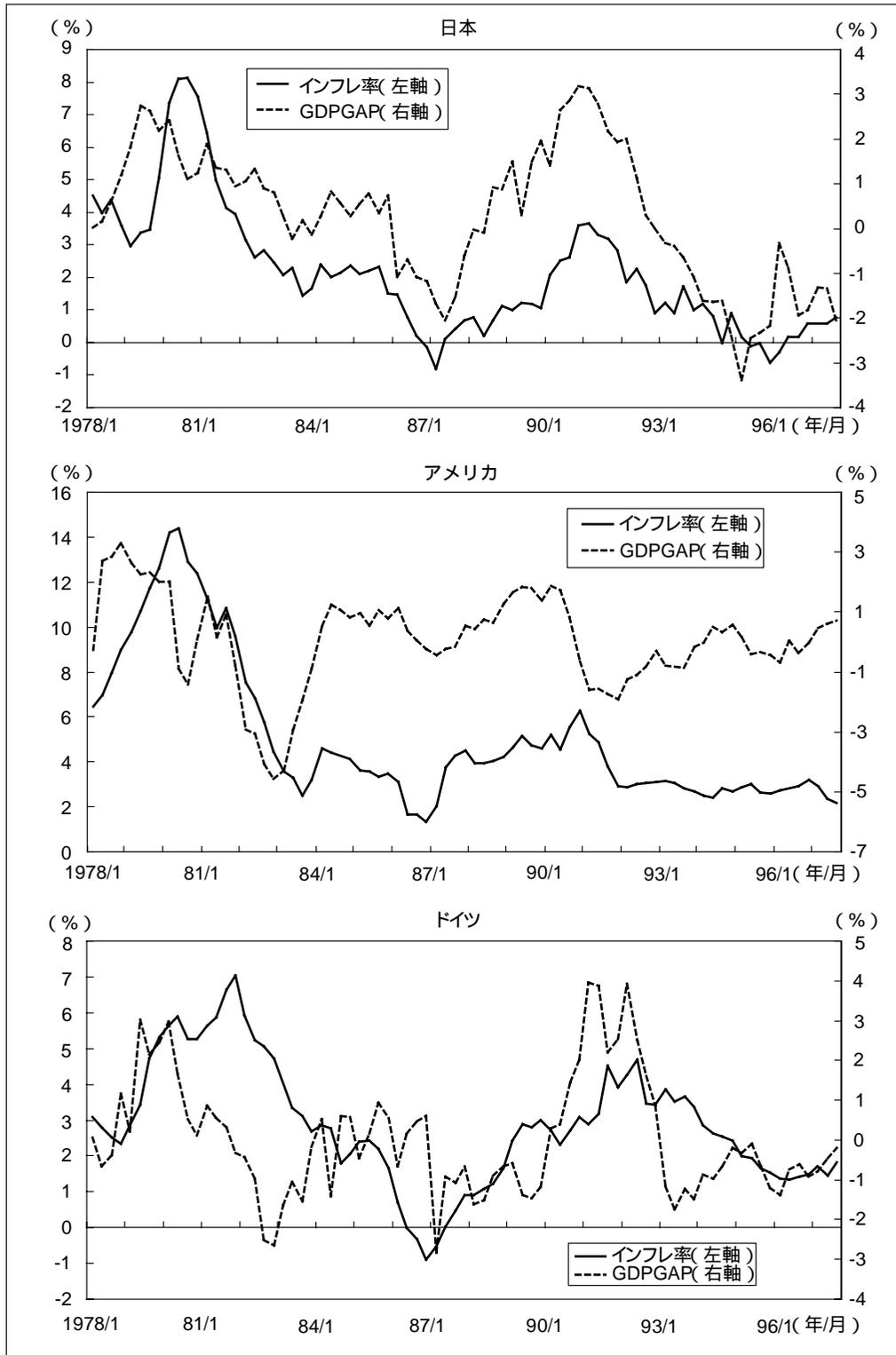
ポイントとした。もっとも、政策運営を行う立場として、より本質的なのは、上記のようにラグ項の係数和=1かどうかということよりも、ラグ項の係数の大きさがどのくらいか、すなわち価格への波及がどの程度の速さで行われるか、という点であろう。この点については、分析の結果を検討した4節（2）および政策的インプリケーションに言及した6節（3）でも若干の考察を加えているので、参照されたい。

14 詳細は、Romer, D. [1996]、また、これらより以前から唱えられていたものに、リップシーやトービンによる解釈がある。彼らは、情報に不完全性があるとする異質な労働市場の存在、マクロ的変動以外に、部門間ショックが常に生じること等により、マクロで観察されるインフレ率と失業率との間に、負の相関が生じることを説明している（吉川 [1984] 参照）。

15 図表1 インフレ率の推移における付加価値税（VAT）の影響については、わが国の消費税導入の影響は調整済み。ドイツについては、本稿の推計期間中に計4回にわたって、VATの引き上げが行われたが、図表1ではその影響は未調整のままである。

16 需給ギャップは、日本については生産関数から算出し、その他の国については、HPフィルターを用いて推計したものを採用した。詳細は、補論参照。

図表1 各国別・インフレ率と需給ギャップ（GDPGAP）の推移



変動が非常に大きく、それにより国内のインフレ率が大きく影響を受けたと考えられる1978年第1四半期から1986年第4四半期まで（前期）と、石油価格の安定期に入った1987年第1四半期から1997年第3四半期まで（後期）の2つの計測期間に分割して、計算を行った¹⁷。

以下に掲載した図表2は、時差相関で得られた結果のうち、最も相関が高かったラグ数と、その時の相関係数をまとめたものである。

図表2 時差相関の結果

		日本		アメリカ		ドイツ		イギリス		カナダ	
		ラグ数	相関係数	ラグ数	相関係数	ラグ数	相関係数	ラグ数	相関係数	ラグ数	相関係数
インフレ率と 需給ギャップ	(78-86)	2	0.6683	6	0.5471	7	0.5427	4	0.7083	6	0.6511
	(87-97)	1	0.8445	3	0.6845	1	0.6176	7	0.8227	5	0.7464
インフレ率加速度と 需給ギャップ	(78-86)	1	0.3170	0	0.6557	1	0.5704	0	0.5837	0	0.6664
	(87-97)	-	-	2	0.2713	-	-	0	0.5716	2	0.3356
インフレ率と 輸入物価上昇率	(78-86)	1	0.8028	1	0.8882	0	0.8186	6	0.7669	2	0.7916
	(87-97)	5	0.4368	0	0.4789	-	-	0	0.1385	-1	-0.6464
インフレ率加速度と 輸入物価上昇率	(78-86)	0	0.6221	-4	0.5992	-1	0.6605	-3	0.4378	-2	0.6376
	(87-97)	0	0.3679	-1	0.5712	-	-	-	-	-	-

- (備考) ・ラグ数の見方：需給ギャップ or 輸入物価上昇率が先行 「+（プラス）」で表示。
インフレ率 or インフレ率加速度が先行 「-（マイナス）」で表示。
・図表中の棒線（-）は、相関がはっきりと判別できなかった場合に記した。

図表2をみると、インフレ率と需給ギャップとの関係では、どの国も需給ギャップがインフレ率に先行しており、相関も0.6~0.8とかなり高い。また、この関係は、総じて後期の方が強まっており、特に、日米独については、需給ギャップがインフレ率に先行する時間が短くなっている。これをインフレ率加速度との関係に置き換えると、前期は日本を除く4カ国でほとんどラグを伴わずに比較的高い相関が観察できるが、この関係も後期の日米独では崩れている。

また、輸入物価との関係については、前期においては輸入物価が先行して、インフレ率との間に高い相関があることがみてとれ、前期においてインフレ率の変動に、輸入物価が強く影響していたことが窺える。一方、インフレ率加速度との関係は、日本の前期において輸入物価先行で比較的高い相関が観察され、当時の日本の急激

17 供給ショックの代理変数として、輸入物価を採用したのは、輸入物価が、石油を中心とするエネルギー価格変動の影響以外に、為替レート変動の影響等も反映することを意図したためである。これまでの先行研究では、供給ショックを表す指標として輸入物価のほか、石油価格を採用しているLown and Rich [1997] 等もある。また最近では、三尾 [1999] のように、供給ショックのコントロールに刈り込み平均指数を利用し、これを期待インフレ率の代理変数としてフィリップスカーブの推計を行う方法もある。三尾 [1999] は、供給ショックは多様な品目に生じうるため、従来のように品目バスケットを固定したコントロール手法は望ましくないこと、また期待インフレ率は、供給ショックの影響を適切に控除した基調的なインフレ率に反応していること等から、刈り込み平均指数を用いて供給ショックと期待インフレ率のコントロールを統一して扱う必要性を指摘している。

な物価上昇が、輸入物価の高騰に影響されていた可能性が示唆される。しかし、後期には、多くの国で、輸入物価上昇率とインフレ率、インフレ率加速度との関係が崩れていることが観察できる。

こうした各国の時差相関係数を、インフレ率と需給ギャップに正の相関がある場合をフィリップス型、インフレ率加速度と需給ギャップに正の相関がある場合をNAIRU型と解釈するならば、Watanabe [1997] の指摘がある程度的を得ていると言える。ただ、こうした関係が期間によっても異なるとの結果が得られたことから、物価変動と需給ギャップの関係は、国別にタイプ分けがされるだけでなく、同じ国でも、期間を経て関係が変化していく場合があるのではないかと推察される。

4. NAIRU型関数の推計

(1) 具体的に推計に用いた関数形

3節の時差相関係数の観察結果から推察されるように、物価変動と需給ギャップとの間の関係は、国別、期間別のタイプ分けが可能であろうか。本節では、この点をより厳密に検証するために、インフレ関数の推計を行う。

採用した関数形は、前述の(6)式に、供給ショックを表す代理変数として、さらに輸入物価の変化率を加えて推計することとした(以下(9)式)。

$$\pi_t = \alpha_0^N + \sum_{i=1}^s \beta_i^N \pi_{t-i} + \alpha_1^N GDPGAP_{t-1} + \sum_{i=0}^1 \gamma_i^N IMPORT_{t-i} + \varepsilon_t^N \quad (9)$$

(但し、「 π 」はCPI変化率<前年同期比>、「 $GDPGAP$ 」は、実質GDPの潜在GDPからの乖離率¹⁸、 $IMPORT$ は輸入物価変化率、 ε^N は誤差項、添え字「 t 」は、時間を表す¹⁹)。推計期間は、時差相関を計算した時と同様、前期(1978年第1四半期～1986年第4四半期)、後期(1987年第1四半期～1997年第3四半期)とに分割して行った。

18 $GDPGAP$ 項は、同時方程式バイアスの可能性を考慮し、1期ずらすこととした。これは、どの国においても需給ギャップがインフレ率にある程度先行していることが示された、前節の時差相関の結果とも整合的である。

19 (9)式中の定数項(α_0)は、期待インフレ率を含むものとして解釈を進めてきたが、厳密な意味でNAIRUが成立するためには、前述の制約式(7)式(インフレラグ項係数の総和=1)の他に、 $\alpha_0=0$ の条件が必要となる。しかしながら、本稿で用いた潜在GDPの算出は、期間分割せず通期で行ったため(補論参照)、必ずしもそれぞれの期間で $GDPGAP$ の平均がゼロとなっているとは限らないこと、また推計期間においてインフレ加速(減速)局面がより多く観察される国では、期間中の平均インフレ率加速度が正(負)になること等から、推計結果は必ずしも $\alpha_0=0$ となっていない。

(9)式において、「 β_i^N の総和=1」が成立し、かつGDPGAPにかかる係数²⁰が有意となれば、物価変動と需給ギャップの間にNAIRU型の関係が成立しているとみなし、インフレ率ラグ項数を7期まで増加させても総和が1とならない場合は、NAIRU型が成立しないと考えることとする²¹。具体的には、「 β_i^N の総和=1」の制約をかけた関数を帰無仮説 (H_0)、制約なしの関数を対立仮説 (H_1) としてF検定を行い、帰無仮説が棄却できなければ、NAIRU型が成立していると解釈する。推計対象は、時差相関と同様、日米独英加の5カ国である²²。

(2) 推計結果

(9)式の推計では、インフレ率ラグ項を7期分<2年分>まで順次伸ばし、それぞれ係数の総和についてF検定を行った。F検定の結果をまとめたのが、図表3である。

図表3では、インフレ率ラグ項を順次伸ばした場合に、各々の項数ごとに「インフレ率ラグ項の係数の総和=1」との帰無仮説が、1%水準で有意に棄却される場合を「×」、1%水準では棄却されないが5%水準では棄却される場合を「△」、5%水準でも棄却されない場合を「○」として示した。

F検定により、インフレ率と需給ギャップとの間にNAIRU型が成立するとみなされるのは、前期(1978年第1四半期～1986年第4四半期)においては、アメリカ、ドイツ、イギリス、カナダであり、後期(1987年第1四半期～1997年第3四半期)では、アメリカ²³、イギリスとカナダであった。反対に、検定結果から、NAIRU型が成立せずフィリップス型の成立が示唆されるのは、前期では日本²⁴、後期で

20 (9)式では、GDPGAPのラグ項を1期だけに限定している。価格の調整に相応の時間を要する現実の世界に照らし合わせれば、前期だけでなくそれ以前のGDPGAPもインフレ率に影響を及ぼすと考える方が自然であるが、(9)式にGDPGAPのラグ項を追加した場合、GDPGAPのラグ項がインフレ率のラグ項と相関をもつため、係数の推計結果にバイアスが生じてしまう。この問題を回避するため、(9)式ではGDPGAPのラグ項を1期に限って採用した。この場合、1期前よりも以前の需給ギャップの影響は、インフレ率のラグ項に含まれていることになる。GDPGAPのラグ項を増やした推計については、5節も参照。

21 ラグ項の項数の上限を、四半期で7期(2年)としたのは、景気循環の半周期(谷から山、ないし山から谷)が平均2年程度であり、金融政策が同一方向に発動される期間も同程度となることから、2年程度の「短期」において、こうしたトレード・オフ関係が存在するかどうか中央銀行の関心事となることに配慮したものである。

22 付加価値税率(VAT)の変更・導入が、インフレ率に及ぼす影響については、各国別にVATダミーにより調整した(日本に関しては、日本銀行調査統計局試算値により、あらかじめ調整済み)。しかしながら、各国によってVATの適用範囲が異なっていたり、税率引き上げに先駆けて他の税率が引き下げを行っていたり等、ダミーのみでは完全な調整が困難であることには、留意が必要である。

23 後期のアメリカについては、5%水準ではNAIRU型の帰無仮説が棄却されるが、1%水準ではどのラグ数を採用した場合も棄却されないとの結果となった。したがって、後期のアメリカをNAIRU型とみなすか否かには、若干の留保が必要であり、本稿では、参考までに次節のフィリップス型関数の推計に、後期のアメリカも含めて考察することとした。

24 ちなみに、前期の日本の推計結果は、GDPGAPの係数も有意とならなかった。日本の後期および他国の前後期は、すべてGDPGAPの項は有意となった。

は日本、ドイツである²⁵。

図表3 F検定の結果一覧

		-.1まで	-.2まで	-.3まで	-.4まで	-.5まで	-.6まで	-.7まで
日本	(78-86)	x	x	x	x	x	x	x
	(87-97)	x	x	x	x	x	x	x
アメリカ	(78-86)							
	(87-97)							
ドイツ	(78-86)							
	(87-97)	x	x	x	x	x	x	x
イギリス	(78-86)							
	(87-97)							
カナダ	(78-86)							
	(87-97)							

これらの結果は、3節の時差相関係数の観察結果から得られた解釈と概ね整合的である。すなわち、インフレ率加速度と需給ギャップの間に強い関係が見いだせなかった日本と、後期に関係が崩れたドイツの2カ国については、2年分のインフレ率ラグ項をのばしても、NAIRU型が成立しなかったのに対し、前後期ともにインフレ率加速度と需給ギャップの間に比較的強い正の相関があったイギリスとカナダについては、両期間ともNAIRU型が成立している。なお、アメリカについても、同様に前期はNAIRU型が成立する一方、後期はその成立が疑問視される結果であり、図表2から得られた知見とほぼ一致している。すなわち、本稿の推計結果からは、物価変動と需給ギャップとの間には、国ごとに成立する関係が異なること、しかも推計期間によっても成立するタイプが違ふ可能性があること、が確認できる。図表4には、推計結果のうち、各国で最も当てはまりが良かったものを一つずつ選び、まとめたものを掲載した²⁶。

図表4で、インフレ率ラグ項にかかる係数の大きさをみってみる。まず、各国ごとに、前期と後期の結果を比較すると、前期の日本では、1期ラグが1.02、2期ラグが-0.65と、1期ごとに大きなプラスとマイナスの値がでているものの、各項が双方でうち消しあうため、総和は小さな値となっている。一方、後期の日本は、どのラグ項も係数がプラスであるが、その値は小さく、総和も前期よりさらに小さく

25 7期分のラグ項を追加しても係数の総和が1とならなかった前期の日本と、後期の日本とドイツについては、さらに1年分、合計3年分(11期分)のラグをのばして再推計を行った。日本については、前期は3年のラグをのばしても、係数の総和が1とならなかったのに対し、後期には10期のラグを足したところで、「 β_1 の総和=1」の帰無仮説が棄却されなくなった(すなわち、係数の総和が1となった)。また、後期のドイツについては、ラグ数を11期までのばしても、NAIRU型は成立しなかった。

26 図表4は、検定結果が「 β_1 」となった場合には、制約ありのケースの推計結果を、「 β_1 」および「x」との検定結果が得られた場合には、制約なしのケースの推計結果をそれぞれ掲載した。

図表 4 NAIRU型関数の推計結果

	Const.	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	GDGPAP(1)	IMPORT	R ²	S.E.	m-test	REST=1
(1978-1986)														
日本	0.5507 (2.574)*	1.0200 (5.411)**	-0.6505 (-2.477)*	0.7770 (3.165)**	-0.7503 (-2.971)**	0.5008 (2.008)	-0.1403 (-1.109)		0.0725 (0.490)	0.0244 (3.443)**	0.9572	0.4339	1.0944 (1.715)	x
アメリカ	0.3682 (1.216)	0.8480 (4.315)**	-0.4586 (-1.916)	0.7183 (3.012)**	-0.7739 (-3.267)**	0.5143 (3.331)**			0.2271 (3.028)**	0.0862 (3.055)**	0.9790	0.5740	0.2083 (0.681)	
ドイツ	-0.4003 (-3.900)**	0.9295 (6.445)**	-0.5039 (-2.726)*	0.4573 (2.261)*	-0.2433 (-1.194)	0.3604 (3.372)**			0.2284 (4.021)**	0.0458 (4.275)**	0.9839	0.2528	0.0228 (0.061)	
イギリス	1.0321 (1.752)	0.8187 (4.987)**	0.1980 (0.838)	0.0715 (0.325)	-0.4274 (-2.100)*	0.2097 (0.951)	0.2215 (1.046)	-0.2150 (-1.814)	0.6085 (2.706)*	-0.0591 (-1.635)	0.9338	1.1878	-0.8647 (-2.431)*	
カナダ	0.0299 (0.172)	1.2580 (6.838)**	-0.1938 (-0.740)	-0.0188 (-0.069)	-0.4680 (-1.809)	0.7095 (2.645)*	-0.2869 (-1.939)		0.2084 (3.107)**	-0.0111 (-0.743)	0.9780	0.4620	0.1757 (0.388)	
(1987-1997)														
Const.	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	GDGPAP(1)	IMPORT	R ²	S.E.	m-test	REST=1	
日本	0.5289 (3.273)**	0.4051 (2.454)*	0.1539 (0.879)	0.0231 (0.156)				0.2435 (3.383)**	0.0163 (1.897)	0.8519	0.4280	-0.0577 (-0.109)	x	
アメリカ	0.2534 (1.301)	0.8146 (6.222)**	-0.1024 (-0.666)	0.1114 (0.764)	-0.2615 (-1.738)	0.3261 (2.852)**		0.1712 (3.103)**	0.0710 (2.811)**	0.9167	0.3014	-0.0713 (-0.260)		
ドイツ	0.4776 (3.069)**	0.8254 (6.040)**	-0.0341 (-0.215)	0.3618 (2.287)*	-0.3624 (-3.263)**			0.1276 (3.144)**	0.0288 (1.816)	0.9362	0.2996	-0.2216 (-0.878)	x	
イギリス	-0.0550 (-0.637)	0.9195 (5.305)**	-0.0249 (-0.110)	-0.1714 (-0.787)	-0.0136 (-0.057)	0.5102 (2.523)*	-0.2199 (-1.407)	0.2590 (3.603)**	0.0030 (0.315)	0.9567	0.3999	-0.2212 (-0.578)		
カナダ	-0.1667 (-1.463)	1.1911 (6.269)**	-0.3899 (-1.305)	0.0715 (0.243)	-0.3148 (-1.203)	0.4422 (-2.726)*		0.1877 (-2.808)**	0.0213 (0.613)	0.9018	0.5620	0.2514 (0.633)		

(備考) 1. 図表中の () 内は値。ただし、*、**は、それぞれ5%、1%水準で有意であることを示す(以下、同)。
 2. M-testは、説明変数に被説明変数の自己ラグがある際に、誤差項の系列相関の有無を検定するもの。有意であれば、相関がある可能性を示す。
 3. REST=1は、F検定の結果を示したものの。記号は、図表3と同じ。

なっている。他方、イギリスやカナダは、両期間とも一貫して、インフレ率の1期ラグがほぼ1に近い大きな値となっている。また、アメリカとドイツについては、前期はイギリスやカナダ同様大きな値であるが、後期はラグ項の係数が幾分か小さくなっていることがみて取れる。

次に各国間で係数の大きさを比べると、他の4カ国と比較して、前後期とも日本のインフレ率ラグ項の値が小さいこと、特に後期のラグ項の係数の小ささが目立つ結果となっている。例えば、後期の日本のインフレ率1期ラグ項にかかる係数は、0.5前後となっており、他国の同ラグ項の係数(0.8~1.1)と比較すると非常に小さい。そして、ラグ項全体の係数の総和も0.6前後に止まり、NAIRU型が選択される3カ国(アメリカ、イギリス、カナダ)はもちろん、NAIRU型が棄却されるドイツ(0.8前後)と比較しても小さくなっている。

また、1期ラグのGDPGAPに係る係数については、GDPGAPの係数が前後期とも有意となった4カ国では、どの国も後期の方が前期に比べて、概ね小さくなっている。

5. フィリップス型関数の推計

(1) 具体的に推計に用いた関数形

4節(2)の結果からは、日本のように、前・後期いずれにおいてもNAIRU型が成立しない国や、ドイツのように、時期によってはNAIRU型が成立しない国があることが分かった。本節では、フィリップス型の成立が示唆されるとの結果を得たこれらの国について、補完的にフィリップス型の関係を表わす以下の(10)式の推計も行うこととする。

$$\pi_t = \alpha_0^P + \sum_{i=1}^s \alpha_{1i}^P \text{GDPGAP}_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \gamma_i^P \text{IMPORT}_{t-i} + \varepsilon_t^P \quad (10)$$

(ただし、 ε^P は、誤差項)

(10)式は、(9)式のインフレのラグ項にかかる係数の総和がどれだけラグの項数を増やしても1とならない場合(すなわち係数の大きさが比較的小さい場合)(10)式の時間を1期ずつ前にずらしたものを次々に(9)式に代入することで、最終的にインフレのラグ項の総和は、残差として定数項に吸収させることができるとの考え方に基づくものである。

つまり、この定式化では、インフレのラグ項にかかる係数が小さく、過去に遡るに従って、それがさらに小さくなっていくような場合を想定している。式でみると、以下の通りである。(9)式の推計結果より、以下が得られたとする(IMPORT部分は、省略)。

$$\pi_t = \alpha_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-2} + \beta_3 \pi_{t-3} + \beta_4 \pi_{t-4} \cdots + \alpha_1 \text{GDPGAP}_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{かつ} \quad \sum_{i=1}^s \beta_i \neq 1 \quad (<1)$$

このとき、時間を1期前にずらすと、以下ようになる。

$$\pi_{t-1} = \alpha_0 + \beta_1 \pi_{t-2} + \beta_2 \pi_{t-3} + \beta_3 \pi_{t-4} + \beta_4 \pi_{t-5} \cdots + \alpha_1 \text{GDPGAP}_{t-2} + \varepsilon_{t-1}$$

これを、上の式に代入し、さらに時間をずらしたものを次々と代入していくと、最終的には、インフレ率ラグ項は、GDPGAPのラグ項と定数項で置き換えることができる²⁷。

このように、(10)式は、 π^e に該当する部分を定数項として固定する代わりに、GDPGAPのラグ項を多く含んだ式となる。このとき、(10)式のGDPGAPラグ項にかかる係数の総和は、犠牲比率の大きさ　つまりインフレ率を1%低下させるのにどの程度GDPが低下する必要があるか　を表している²⁸。

(2) 推計結果

以上の解釈に基づき、4節(2)において1%水準でNAIRU型の帰無仮説が棄却された、前期ならびに後期の日本と後期のドイツ、さらに参考までに5%水準では帰無仮説が棄却されたものの、1%水準では棄却されなかった後期のアメリカを含む3カ国を対象に、フィリップス型関数の推計を行った。その際、GDPGAPのラグの項数については、3節の時差相関の結果に基づき、GDPGAPの影響が物価変動に尽くすには、2年分程度のGDPGAPラグ項が必要との判断から、7期分を入れることとした。

図表5に示した推計結果をみると、後期の日本、ドイツともに、GDPGAPの係数が有意となっており、(10)式でも、フィリップス型が成り立っていることが確認された。

また、NAIRU型の帰無仮説が完全には棄却されなかったアメリカについては、GDPGAPの係数は有意との結果が得られたものの、日独に比べて決定係数が小さい²⁹。一方、前期の日本については、GDPGAPの係数が有意となっておらず、フィリップス型が成立していない。これは、GDPGAPの項が有意とならなかった(9)式の推計

27 実際には、計算の便宜上から、一定の項数までで代入を打ち切ることになるが、その場合も残るインフレ率ラグ項の係数は β の高次の積であるため、非常に小さくなることから、残差として無視することが可能である。

28 もちろん、犠牲比率は、(9)式においても、事後的に算出することは可能であるため、これは(10)式に特有のものではない。

29 この点を踏まえると、やはりアメリカは後期もNAIRU型と分類した方がよいかもいずれ、5節(2)のアメリカに関する解釈は、あくまでも参考までに止める必要がある。

図表5 フィリップス型(10式)の推計結果

1978 1986年(参考)

	Const.	GDPGAP	IMPORT	R ²	S.E.	D.W.	F値
日本	3.001 (2.40)*	0.110 (0.23)	0.058 (3.19)**	0.62823	1.27867	0.718	7.572

1987 1997年

	Const.	GDPGAP	IMPORT	R ²	S.E.	D.W.	F値
日本	1.212 (16.01)**	0.597 (10.74)**	0.017 (1.62)	0.80783	0.48769	1.265	20.617
アメリカ	3.320 (24.46)**	0.945 (5.66)**	0.087 (2.31)*	0.55816	0.69428	0.411	6.895
ドイツ	2.365 (21.13)**	0.717 (6.43)**	0.141 (3.77)**	0.69523	0.65483	0.922	10.581

と同じ結果となった。前期における日本の物価変動の大部分が、輸入物価により決定されていたと言える。

後期の日米独の3国について、GDPGAPに係る係数の大きさを比較すると、アメリカが最も大きく、次いでドイツ、日本、の順となっている。これは、アメリカやドイツに比べ、日本のフィリップス曲線がフラットであること、すなわち、日本の犠牲比率(GDPGAP/インフレ率)が大きいことを示している。

一方、輸入物価による影響をみると、日本については、先にもみたとおり、前期の輸入物価の係数が有意であるが、後期においてはその関係が弱くなっており、5%水準では棄却される。後期のアメリカでも、5%水準では有意性は棄却できないものの、係数の大きさ自体は比較的小さい。これは、3節でみた時差相関係数の解釈とも整合的である。しかしドイツについては、必ずしも3節の解釈とは一致しておらず、輸入物価に係る係数の大きさは小さくなく、1%水準で有意である。この結果に関しては、様々な解釈があり得るが、そのひとつとしては、1980年代後半と湾岸戦争が起こった1990年初めという2つの時期において、原油価格が高騰し、それが、国内需給要因によりインフレ圧力がかかった1990年前後と、ドイツ統合の影響が顕著に始まった1992年あたりのインフレ率上昇に、先行して起こったためとも考えられる³⁰。

30 この解釈が正しいとするならば、後期のドイツの推計結果から得られたGDPGAPに係る係数の大きさに関しては、これを過小に推定している可能性もあり得る。

(3) 推計結果の解釈

これまでの推計からは、推計期間の前期においては日本以外の国でNAIRU型が成立し、後期においては、日独の2カ国にフィリップス型が成り立つとの結果が得られた（後期のアメリカについては、棄却水準によって、結果が異なる）。これを、2節(1)のスタンダードな説明に戻って解釈するならば、NAIRU型が成り立った国については、人々のインフレ期待が「直近に実現したインフレ率に依存して形成」されており、一方でフィリップス型が成り立った国については、人々のインフレ期待が、ある定数項まわりに形成されていたと考えることができよう。前期においてNAIRU型が成立していた国が、後期においては成立しなかった背景には、高インフレの時期が期間中に含まれる前期では、人々がインフレ分を直ちに価格に転嫁するため、価格調整のスピードが速かったのに対し、インフレ率が比較的安定的に推移した後期においては、価格調整がゆるやかに行われるように人々の期待形成が変化した可能性がある。

5節(2)で推計結果を示した後期の日米独3カ国のうち、定数項部分の推計結果に注目すると、日本は1.21、アメリカは3.32、ドイツは2.37となっている（それぞれ1%水準で有意）。これらに上記の解釈をそのまま当てはめると、日本は約1%、アメリカは3%、ドイツは2%程度のインフレ率がコアの値となり、この値に、景気振幅による短期的な需給ギャップの変動や、外生的なショックの影響が加わって、実際のインフレ率が実現したと解釈できる。また、参考までに、フィリップス型が成立しなかった前期の日本では、定数項は3.00と後期に比べて大きな値となっている。これは、人々が念頭におくコアのインフレ率が3%であったことを意味する。わが国では、その後1980年代半ばに、インフレ率が沈静化し、その後も極めて低い水準で推移した結果、人々がコアとするインフレ率もそれに応じて、下方にシフトしたものと思われる。

6. フィリップス型か、NAIRU型か 決定要因に関する若干の考察

(1) インフレ率ラグ項は、「期待」か？

本稿では、 π^e の項を、過去に実現したインフレ率ラグ項で代替し、これを人々が形成する期待インフレ率と解釈して、議論を進めてきた³¹。しかしながら、最近の

31 インフレ率ラグ項に関する議論を、別の角度から検討したものとして、Sargent [1971] が挙げられる。サージントは、 π^e の項を「インフレ率ラグ項の加重和=1」で代替し、この項を「合理的期待」(すなわち、単位根に従っている)であるとする解釈に対して、アメリカのインフレ率実現値は定常であることを示し、この解釈を前提とするならば、むしろ人々は非合理的な期待形成をしていることになる、としてインフレ率ラグ項を純粋な「合理的期待」として解釈を進めることに対して、批判的な見解を示した。

ケインジアン議論では、期待インフレ率の他に、慣性部分 (inertia) の存在もとりこみ、これらを包括した概念で捉えようとする考え方が多い³²。このような解釈は、そもそも「期待」が観察できないため、「慣性」との識別が困難なこと、また仮に「期待」の存在を認めたととしても、その期待自体とそれが織り込まれて価格に反映されるまでのスピード (inertia) とを区別できないこと等を考慮したものとされる³³。

したがって、各国ごとのタイプ比較を行う際には、「期待」と「慣性」との識別上ポイントとなる国別の賃金交渉体系の違いを考慮する必要がある。以下では、インフレ率ラグ項に「期待」が含まれることを前提とした上で、さらにそれが価格調整に織り込まれるスピード (以下、価格調整のダイナミクス) が、各国の賃金交渉体系の違いにどの程度依存するかについて、まずは先行研究を中心に整理を行う。また、それを踏まえて、本稿の推計結果に関する若干の考察を行う。

(2) 価格調整のダイナミクス 制度的要因と期待の関係

まず、価格調整に関するキーファクターである、各国別賃金設定 (wage-setting) の違いを、賃金設定に関する社会的体系を国際比較した Bruno and Sachs [1985]³⁴ を基に整理する。

Bruno and Sachs [1985] は、組合組織率、賃金交渉が行われるレベル、労使の協調性、ストライキの発生数、契約期間、インデグゼーション等、様々な項目を点数化し、それをコーポラティズム (corporatism) と名目賃金感応度 (nominal wage responsiveness) という2つの指標に集約して、国別の分類を行った (図表6)。

まず、横軸のコーポラティズムは、主に賃金交渉がどのレベルで行われ、労使の協調があるか等を反映しており、より中央集権的かつ協調的に賃金交渉が行われるほど、コーポラティズムが高いと定義している。具体的には、労働組合の上部組織と経営者団体が直接交渉し、全国レベルで均一の賃上げが行われる場合が高 (high)、逆に企業・工場レベルで労使が個別的に交渉するケースを低 (low)、その中間の業種ごとに交渉するケースが中 (medium) とされている。

32 例えば、Romer, D. [1996] は、この項はフィリップス曲線の切片に相当する基調的なインフレ率を示すもので、期待インフレのほかに、価格調整に時間を要することを反映した慣性部分 (inertia) を反映しているとしている。また、Gordon [1997] も、“The role of the lagged inflation terms is to capture the dynamics of inertia, whether related to expectation formation, contracts, delivery lags or anything else.”として、インフレラグ項に、期待以外のものが含まれる可能性を示している。

33 例えば、現実の世界の賃金交渉において、労働者が、前年の実績に基づいた予測 (希望) 賃金に、その賃金がインフレによって目減りすることがないよう、予測インフレ率分を上乗せした額を要求すると考える。ここで、「インフレ予測の際に最も参考にするのは、直近の (ないし数期前までの過去の) 実現値である」と考えると、NAIRU型の関係が導出されるが、これを、過去の値であるから、単に慣性であるとする考え方もあれば、インフレ率に関して現時点で得られる最も身近な情報を参考にして、予測を行っているという意味で、期待と解釈することもできる (これまでの本稿の議論は、基本的に後者の立場をとったものである)。

34 Bruno and Sachs [1985] は、実質賃金の伸縮性がマクロパフォーマンスを良好ならしめる、との新古典派的な立場を取ったものであり、その議論自体には様々な解釈が存在しうる。

Bruno and Sachs [1985] は、コーポラティズムが高いほど、急激な賃金上昇が発生しにくいメカニズムであると指摘している。つまり、中央集権的かつ協調的に賃金交渉を行う場合には、全国レベルの過大な賃上げはインフレ上昇をもたらすため、労働サイドの利益につながらないことが理解されやすい。また、人々のインフレ期待が全国レベルで決定された賃金上昇率に収束しやすい（“concentration of expectation”）ため、インフレ期待の変動もより穏やかになる。

図表 6 労働市場の賃金体系

		コーポラティズム (Corporatism)		
		低(low)	中(medium)	高(high)
名目賃金感応度 (Nominal Wage Responsiveness)	高 (high)	オーストラリア、 <u>ニュージーランド</u> 、 <u>イギリス</u>		オランダ、デンマーク
	中 (medium)	ベルギー、フランス、イタリア	フィンランド、 <u>日本</u>	オーストリア、ドイツ、 <u>ノルウェー</u> 、 <u>スウェーデン</u>
	低 (low)	<u>カナダ</u> 、 <u>アメリカ</u>	スイス	

(備考) 本稿で取り扱った国には、下線を引いた。

(資料) Bruno and Sachs [1985].

一方、表の縦軸の名目賃金感応度は、賃金契約改訂の期間や個別の賃金交渉がどのくらい同時性があるかなどから作成された指標であり、賃金契約改訂期間がより短く、かつ個別の賃金交渉の時点がばらつくほど、同指標はhighとなっている。すなわち同指標が高くなるほど、人々のインフレ期待がより短期間のうちに賃金に反映されやすくなることを示している。

Bruno and Sachs [1985] の解釈に基づくと、こうした賃金交渉の社会的体系は、人々のインフレ期待の賃金・価格への反映のされ方に、大きな影響力をもっているものと予想される。そこで、本稿で取り扱った5カ国をみると、アメリカ、イギリス、カナダはコーポラティズムが低いという意味で、インフレが起こりやすい国であり、かつイギリスは名目賃金感応度も高いので、最悪の環境にあると言える。一方、ドイツは5カ国の中で最もインフレが発生しにくい環境にあり、わが国はどちらの指標も中間に位置する。これは、本稿で分析上用いてきた分類（NAIRU型、フィリップス型）に照らし合わせると、人々の期待が価格に反映するメカニズムが各国によって違うために、価格調整がスピーディに行われやすい、NAIRU型体質の国（イギリス）と、行われにくいフィリップス型体質の国（ドイツ）が存在すると解釈しうる。

しかしながら、本稿の推計では、例えば上記の社会的な賃金交渉体系でみるとインフレが発生しにくいドイツでも、前期にはNAIRU型が成立していたとの結果が得られており、これは、同一の制度的な枠組みの中でも、期間によってタイプが異なり得ることを示唆するものである。つまり、本稿の結果からみると、上述の賃金設定体系は、各国の価格調整のダイナミクスを説明する要因の一つとはなりえても、

それだけが決定要因となるわけではなく、やはりインフレに関する期待形成の在り方自体が、価格調整の速度を決定する上で無視できない影響を及ぼしている可能性があるものと考えられる³⁵。

(3) 本稿の推計結果に関する若干の考察

前節までは、価格調整ダイナミクスを決定する要因として、各国の賃金交渉体系が重要であることは確かであるが、インフレ期待が激しく変動しているときには、この体系の枠組みを越えて、価格転嫁へのスピードが速くなる可能性がある点が示唆された。そこで、本節では、本稿の推計結果からみてNAIRU型が成立していると思われるケースに、何らかの（賃金交渉体系以外の）共通要因があるかどうかについて、追加的な考察を行う。

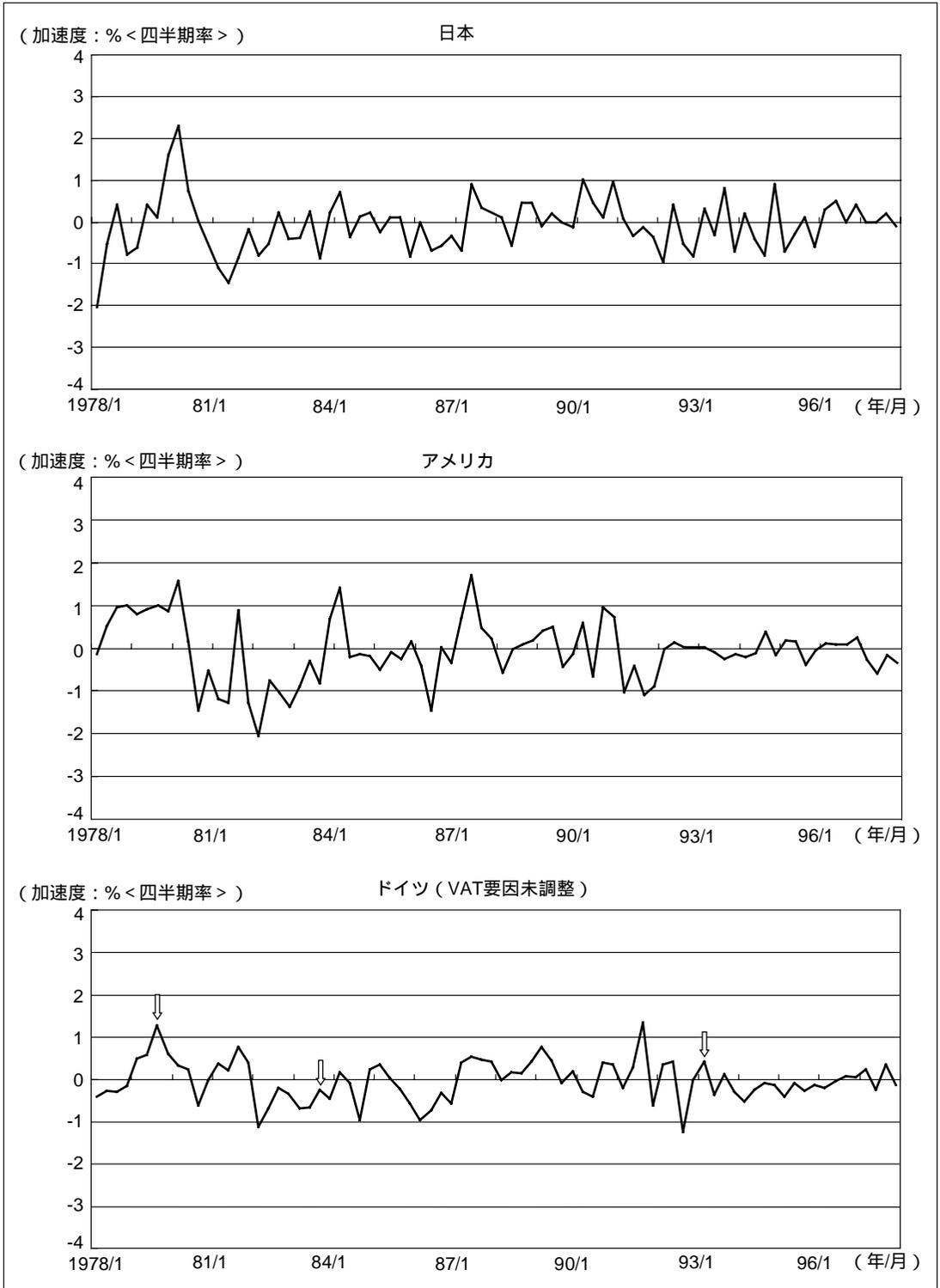
推計結果からみると、NAIRU型は、高インフレ期が推計期間内にあったときに成立する傾向があるという想定はできるものの、第二次オイルショックで（第一次ほどではなかったにしろ）物価水準の高騰を経験したわが国には成立せず、反対にオイルショック時のような狂乱的な物価水準の高騰がみられない後期においてもNAIRU型が成立する国（イギリス、カナダ）があることを考えると、インフレ率の高低だけが、NAIRU型が成立するか否かを決める要因にはなっていないことが推察される。

そこで、視点を変えて、各国のインフレ率ではなく、インフレ率加速度の推移を観察してみる（図表7）³⁶。図表7は、1978年以降におけるインフレ率加速度の推移を示したものである（単位：四半期率（%）、図中には、1%刻みで数値軸目盛り線を引いてある）。

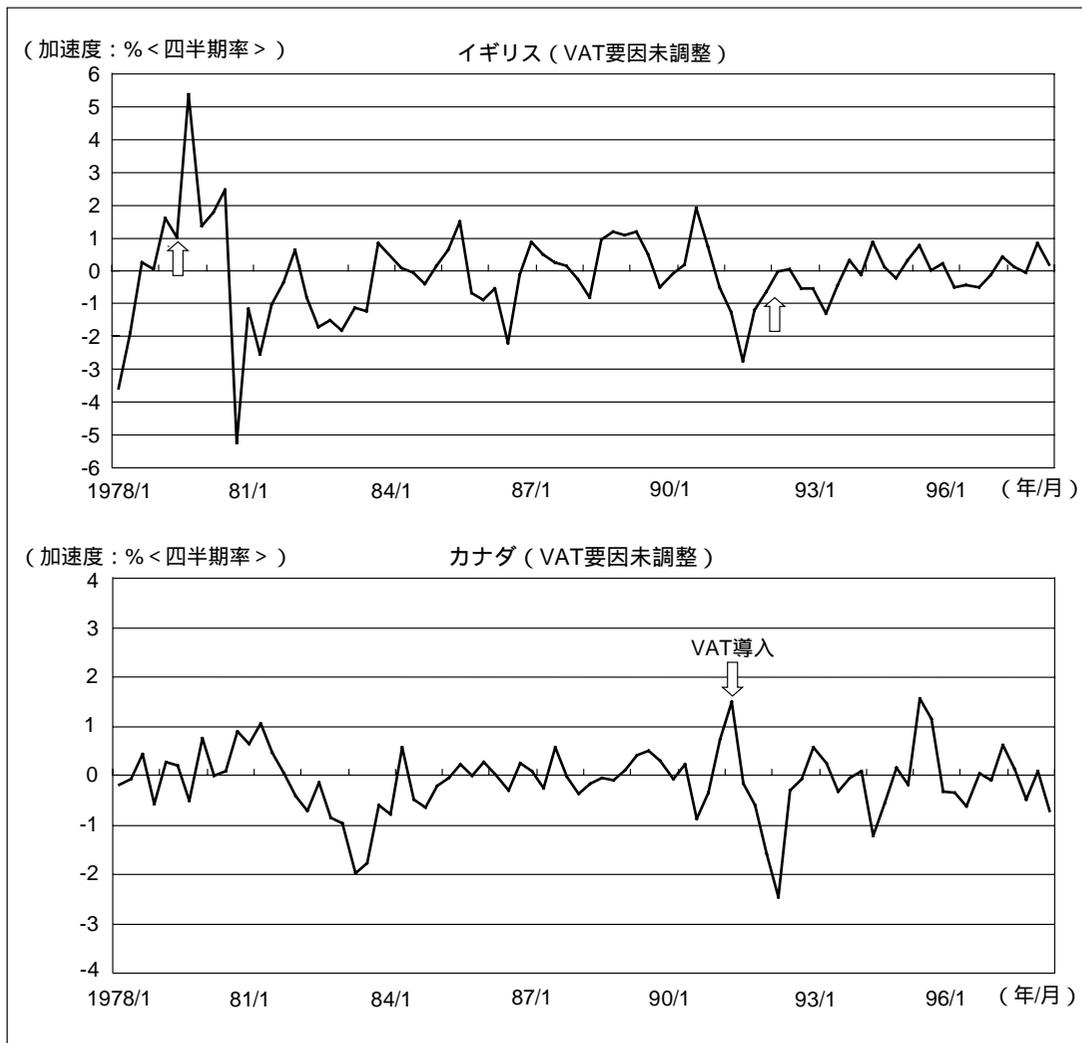
35 国別賃金体系の違いが、各国の経済パフォーマンスに格差をもたらすとの議論は、Bruno and Sachs [1985] 以外にも、いくつかの先行研究がある（OECD [1997] は、これらのリストを掲載）。中でも、コーポラティズムに関する議論は、そもそも分類の仕方に恣意性が残ることもあり、分類や期間が異なるデータセットで検証した結果、中央集権的もしくは分権化された国の方が、中間的な国に比べて経済パフォーマンスが良いとする「U-shape 現象」を支持するもの等もあり、未だいくつかの点でコンセンサスが得られていない（OECD [1997]）。本稿では、高インフレ期を含む期間を対象とし、もっぱら物価が上昇する局面に焦点を当てているため、当時の代表的な文献であるBruno and Sachs [1985] の議論を引用したが、各国の賃金体系の違いが経済に及ぼす影響は、高インフレ期と低インフレ期とでは、異なってくる可能性がある点については、留意が必要である。

36 図表7に示した各国のインフレ率加速度は、VATの導入及び引き上げ（下げ）による効果が除去されていないため、以下の分析は、非常にラフなものに止まる点には、留意が必要（なお、参考までに、図表中に矢印で、VAT導入・税率変更時期を示した）。

図表7 各国・インフレ率加速度の推移（1978 - 1997年）



図表7（続き） 各国・インフレ率加速度の推移（1978 - 1997年）



後期においてもNAIRU型が成り立つカナダ、イギリスの2カ国に注目し、これら2国の共通点を探すと、インフレ率加速度が「±1%」を越えるほどに急激に物価が変動した時期が、第二次石油ショック時に限らず、全期間を通して何度か観察され、しかもそうした大きな（同方向の）振幅は、例えば3年間といった比較的短い期間内に何度も散見される点が挙げられる。一方、NAIRU型が成立しなかった日本に関しては、前期には、「±1%」を越える時があったものの、それも一回限りの高騰およびその反動による下落のみであり、大きな振幅が何度も観察されるわけではない。また、インフレ率ラグ項にかかる係数が非常に小さくなった後期では、ほぼ上下1%以内に加速度が収まっている。さらに5%水準でしかNAIRU型が成立しなかった後期のアメリカでも、1990年代入り後は、インフレ率加速度は比較的モ

デレートな推移をしている。前期に比べてラグ項の係数が小さくなり、NAIRUが成立しなかった後期のドイツも、統合時の一時的なインフレ高騰（および急激な金融引き締めによるその後の下落）以外には、極めて物価変動の振幅が小さいことがわかる。

これらをもう少し詳しくみるために、以下の図表8では、各国のインフレ率実現値の平均と分散を、前・後期別に計算したものを掲載した。

図表8をみると、NAIRU型が検出された前期の4カ国の分散はどの国も2~5%と大きい一方、フィリップス型が示唆された後期の日本およびドイツ、そしてNAIRU型の成立が疑問視されたアメリカのインフレ率分散はほぼ1%程度となっている。この間、後期でもNAIRU型が成立したイギリスとカナダの分散は約2%と大きく、ここでも、本節の指摘とほぼ整合的であることが確認できる。

図表8 各国別のインフレ率(対前年同期比：%)の平均と分散

		日本	アメリカ	ドイツ	イギリス	カナダ
(78-86)	平均	3.3460	6.8843	3.5172	8.5867	7.7574
	分散	2.0971	3.9616	1.9927	4.6179	3.1303
(87-97)	平均	1.1302	3.5724	2.3538	4.3751	3.0152
	分散	1.1125	1.0445	1.1861	1.9224	1.7933

こうした事実の観察からは、人々のインフレ期待の形成には、過去のインフレ率加速度が関係している可能性が推測される。すなわち、NAIRU型が成立する要因として、「『インフレ率加速度=(約)±1%』(1四半期で)を同方向に越えるような大幅な物価高騰(もしくは下落)を約3年間に1回ではなく『2回以上』経験すると、人々の期待形成が直近の実績依存型に変わり、その結果、価格調整スピードが速くなる」という仮説が立てられる³⁷。

つまりこの仮説に基づけば、人々は、インフレ期待が実現値と乖離することに伴うロスと、価格変化率の改訂を行うことのコストとのトレード・オフを、極力自己の損失が小さくなるように各期ごとに期待形成を変化させて、選択していると考えられることができる。価格変化率改訂のコストの大きさを決める要因の一つは、言うまでもなく6節(2)で述べた国ごとの賃金体系である。しかしながら、本節での観察結果は、インフレ率加速度が約1%を越えるような急激な物価変動が生じる状況

37 この仮説の妥当性は、上述のようにインフレ率加速度の推移を単純に比較し、各国の共通性を観察しただけでは、むろん判断できない。過去の物価動向を決定した要因として、需給ギャップの他に、その国しかない特有の要因(国民性等)の寄与が大きく、それが偶然、表面的に上述のような結果になって表れただけなのかもしれない。そこで、1968-1977年における日本について、本稿のNAIRU関数と同様の推計をしたところ(HPフィルターで算出した需給ギャップを使用)わが国においてもNAIRU型の帰無仮説が5%の有意水準でも棄却されない(すなわち、NAIRU型が成立する)との結果が得られた。この結果は、本稿の解釈に対する若干の裏付けとなっている。

下では、たとえ国別に価格変化率改訂のコストが多少異なるとしても、それは大きな違いとならないことを意味している。

人々の期待形成やそれを価格に転嫁する際のスピード（本稿では、インフレ率ラグ項の係数の大きさに相当）が、過去のインフレ率の振る舞い（特に本稿の仮説に従えば、どれだけインフレ率が加速するような局面が存在したか）に大きく依存しているとの主張は、中央銀行の行動に対して直接のインプリケーションを有している。すなわち、過去のインフレ率の振る舞いは、価格変化が急激に起こるようなショックが生じた際に、中央銀行がそれを沈静化しよう然るべく対処したか、あるいは、景気刺激策のために名目価格の硬直性を過度に利用した結果、インフレを増幅させるような行動を行わなかったか、等によって決まると考えられる。つまり、中央銀行の政策発動の際に、それが速やかに名目価格に転嫁されて政策効果が失われてしまうか否かは、中央銀行の過去の行動自体に大きく依存している。

例えば、後期のドイツで、フィリップス型が成立したのは、東西統合という大きなショックが起こったにもかかわらず、インフレに対して強固な姿勢を崩さなかった政策運営の帰結と思われる。また、1990年入り後、カナダとイギリスが採用したインフレーション・ターゲティングは、いわば中央銀行の目標値を公言することによって、「期待の収れん（concentration of expectation）」を強めることを意図したフレームワークとも解釈することができる。両国の中央銀行が、この枠組みを遵守すれば、元来の賃金体系がNAIRU型体質であるカナダとイギリスにおいても、将来、フィリップス型が成立することとなるかもしれない。この点については、今後の動向を注意深く観察していく必要がある³⁸。

7. おわりに

本稿では、需給ギャップと物価変動との関係について、主要先進国のインフレ関数を推計し、価格調整スピードの違いに応じて、各国をフィリップス型（需給の変動に応じて、インフレ率が変化）と、NAIRU型（需給の変動に応じて、インフレ率の加速度が変化）の国とに分類することにより、比較分析を行った。

38 フィリップス型が成立した後期の日本において、過去のが国の政策が、景気刺激策のために名目値の硬直性を利用してこなかったか、ということ振り返ると、その限りではない。ただ、本稿の解釈を当てはめると、バブルが発生した1980年代後半以降は、資産価格が極端に高騰したにもかかわらず、一般物価は比較的安定的に推移し続けたため、一連の金融緩和が人々のインフレ期待に影響し、一般物価の調整スピードを変化させるには至らなかったと推察される。資産価格が、一般物価および人々の期待形成に及ぼす影響については、また別の角度から議論を要するテーマであり、今後の課題として残される。

まず、期間を2つに分けて推計したところ、前期（1978年～1986年）においては、日本以外の国でNAIRU型が検出され、反対に後期（1987年～1997年）においては、アメリカ、イギリスとカナダでNAIRU型となり、日本とドイツの2カ国については、フィリップス型が成立するとの結果が得られた。結果を国別に整理すると、図表9の通りである。

図表9 各国別の分類結果

	前期（1978年1Q～1986年4Q）	後期（1987年1Q～1997年3Q）
フィリップス型	-	日、独
NAIRU型	米、独、英、加	(米) ³⁹ 、英、加

このようなフィリップス型とNAIRU型との違いを、各国の賃金体系の違いを踏まえた上で、期待を織り込んだ価格調整のスピードの違い（フィリップス型：比較的安定的な「コア（定数項）」となるインフレ率の周りでゆるやかに価格調整を行う、NAIRU型：前期の実現インフレ率を今期のインフレ率として形成された期待が価格に織り込まれる結果、価格調整の速度が速くなる）と解釈すると、推計期間の前期においては、人々のインフレ期待が、過去のインフレ実現値に依存して形成され、従って価格調整が速やかだった国が多く、後期になって、インフレ率の変動がモデレートに推移した国においては、ある定数項周りに安定したインフレ期待形成をするようになり、ゆるやかに価格調整がなされるように変化したことが観察された。

さらに、こうした国ごと・期間ごとの価格調整の背後には、人々はインフレ率が短期間に急激な振幅を経験する（つまり一回限りではない、インフレの激しい上下動が繰り返されるような不安定な状態が続く）と、直近に実現したインフレ率を参考にするように、期待形成を素早くスイッチするというメカニズムが存在しているとの仮説が得られた。これは、中央銀行が、上下方向問わず短期間にインフレ率が急激に変動しすぎることを防ぐことができれば、人々のインフレ期待形成を安定的なものにすることが可能である、とのインプリケーションを有するものと考え得る。逆に、人々のインフレ期待が安定的に推移している場合でも、中央銀行が物価と需給ギャップとの間のトレード・オフを過度に利用し、景気調整のために短期間にインフレ率の極端な変動を容認するような政策を行えば、人々の期待形成が変化し、トレード・オフ関係が消滅することも示唆される。

タイプ分けの結果、NAIRU型が検出された、アメリカ、カナダとイギリスを含む、本稿の推計対象国である5カ国の直近の物価動向に焦点を当てると、どの国も物価が安定的に推移している。今後この極めて緩やかに推移している期待インフレ

.....
39 後期のアメリカが、()で表示されているのは、検定の棄却水準によっては、NAIRU型の成立が疑問視される結果となったためである。

率が、ある定数項周りを安定的に推移し続け、フィリップス型の国となるか、下方向に急激に加速したり、逆に景気が過熱してインフレが再燃し、NAIRU型の関係が再び姿をみせるのかどうかは、現時点では不明である⁴⁰。また、ゼロ・インフレ近傍下にあるわが国において、本稿で得られたインプリケーションが果たして適用可能か(上方への名目値調整のダイナミクスが、そのまま下方にも当てはまるのか、上下に非対称性が存在するのか)ということについても現段階では答えが得られていない。しかしながら、政策当局としては、引き続き、本稿で残された課題を含む、需給ギャップをはじめとする先行指標と物価との関連性について分析を推し進めるとともに、期待インフレ率の動向を注視していくことが重要であろうと思われる。

.....
40 田中・木村 [1998] では、VECM (Vector Error Correction Model) を用いて推計した結果、わが国でNAIRU型が成立することを示しており、この結果はフィリップス型を示唆した本稿のものと異なる。本稿の推計では、いくらインフレ率ラグ項を増加させても、ラグ項の総和=1との制約をかけると、残差平方和が著しく大きくなり、F検定によりNAIRUが棄却されてしまうが、田中・木村 [1998] の推計で用いたエラーコレクション項は、この残差平方和を吸収する役割を果たす結果、本稿との違いが生じているのではないかと推察される。しかしながら、いずれにせよ、田中・木村 [1998] 論文の推計結果も、個々のインフレ率ラグ項の係数にはさほど違いはなく、ある程度の時間を要しながら価格調整が進行する、という意味においては、本稿の解釈と大きく異ならない。

補論 需給ギャップの求め方

「需給ギャップ」は、その国の潜在的な産出量（潜在GDP）から、その時々
の産出量がどの程度乖離しているか、を示すものである。この概念を使うことにより、
需給ギャップは、その国の需給の関係が、逼迫しているのか、緩んでいるのかを表
す指標として、これまでも広く用いられてきた。しかしながら、この「潜在的な産
出量」を何によって特定化し、どう算出するかは、コンセンサスが得られている訳
ではない。

例えば、従来から用いられてきた比較的オーソドックスな手法として、実質GDP
の時系列データに当てはめた線形トレンドで代替する方法、マクロ生産関数を推計
し、そこから算出する方法、HPフィルター等の時系列的手法を使って、時系列
データにスムージングをかけることにより、それを潜在GDPとみなす方法等が挙
げられる。また、昨今においては、こうした手法のメリットを統合しようと意図し
て、生産関数と、HPフィルターを併用する、いわゆる「Multivariate Filter」を使っ
て、潜在GDPの算出を試みている論文も多い（例えば、Haltimaier [1996]、Giorno
et al. [1995]）⁴¹。以上のような様々な手法が考えられる中で、本稿では、日本の潜
在GDP算出には、Watanabe [1997]の手法を使うこととし、その他の4カ国につい
ては比較的算出が容易である、HPフィルターを用いて、潜在GDPの算出を行うこ
ととした。以下では、それぞれ簡単に、算出方法を説明する。

<日本の潜在GDPの求め方>

生産関数を推計し、それを用いて潜在GDPを算出しているWatanabe [1997]の
手法の概要を説明すると以下の通りである。

まず、コブ・ダグラス型生産関数を仮定し、両辺を労働投入量で割り、対数変
換して、以下の式を得る（但し、 Y ：実質生産量、 K ：資本投入量、 L ：労働投
入量、 H ：総労働時間、 $t_{1,2}$ ：線形タイムトレンド）。

$$\ln(Y_t/L_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(K_t/L_t H_t) + \alpha_2 t_1 + \alpha_3 t_2$$

ここでTFP（全要素生産性）は、それぞれ、通常時（ α_2 ）とバブル期（ $\alpha_2 + \alpha_3$ ）
とで線形トレンドで近似する。

次に、資本投入量、就業者数、総労働時間の潜在的な最大値を代入する。

より、潜在GDPを算出する⁴²。

41 しかしながら、その国が「潜在的」にもつGDPがどのような値であるかを、明確に分かる術は依然として
ない。

42 各要素の潜在的な値の求め方および、生産関数、潜在GDP算出の詳細については、Watanabe [1997] 参
照。

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』、Spring、日本経済研究会、日本経済新聞社、1984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」、『調査統計局ワーキングペーパーシリーズ、98-10、日本銀行調査統計局、1998年
- 肥後雅博・中田(黒田)祥子、「経済変数から基調の変動を抽出する時系列的手法について」、『金融研究』、第17巻第6号、日本銀行金融研究所、1998年
- 三尾仁志、「基調的なインフレ率とフィリップス曲線」、『金融研究所ディスカッションペーパーシリーズ、99-J-47、日本銀行金融研究所、1999年
- 吉川 洋、『マクロ経済学研究』、東京大学出版会、1984年
- Blanchard, O., *Macroeconomics*, Prentice Hall, 1997.
- Bruno, M., and J. Sachs, “Labor Markets and Comparative Macroeconomic Performance,” in *Economics of Worldwide Stagflation*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts, 1985.
- Fair, R. C., “Testing the NAIRU Model for 27 Countries,” downloaded from [http:// fairmodel.econ.yale.edu/](http://fairmodel.econ.yale.edu/), 1997.
- Fisher, P. G., L. Mahadeva and J. D. Whitley, “The Output Gap and Inflation—Experience at the Bank of England,” *Monetary Policy And the Inflation Process*, Conference Papers, Vol. 4, Bank for International Settlements, 1997.
- Giorno, C., P. Richardson, D. Roseveare and P. van den Noord, “Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances,” *OECD Economic Studies*, No. 24, 1995.
- Gordon, R., “The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, Winter, 1997.
- Haltmaier, J., “Inflation-Adjusted Potential Output,” Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers* 561, 1996.
- Hodrick, R. and E. Prescott, “Post-war U.S. Business Cycles: An Investigation,” *Working Paper*, Carnegie-Mellon University, 1980.
- Lown, C. S., and R. W. Rich, “Is There An Inflation Puzzle?,” *Research Paper* No. 9723, Federal Reserve Bank of New York, 1997.
- OECD, *Employment Outlook*, OECD, June, 1997.
- Romer, C., “Inflation and the Growth Rate of Output,” *NBER Working Paper Series*, No. 5575, NBER, May, 1996.
- Romer, D., *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, 1996.
- Sargent, T., “A Note on the ‘Accelerationist’ Controversy,” *Journal of Money, Credit and Banking*, August, 1971.
- Turner, D., “Speed Limit And Asymmetric Inflation Effects from the Output Gap in the Major Seven Economies,” *OECD Economic Studies*, No. 24, 1995.

Watanabe, T., "Output Gap and Inflation: the case of Japan," *Monetary Policy And the Inflation Process*, Conference Papers, Vol. 4, Bank for International Settlements, 1997.