

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

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——

肥後雅博・中田（黒田）祥子

Discussion Paper No. 99-J-7

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

備考：日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、論文の内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

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關係の国際比較を中心に——

肥後雅博・中田（黒田）祥子*

要 旨

本稿では、需給ギャップと物価変動との關係について、主要先進国（日本、アメリカ、ドイツ、イギリス、カナダ）のインフレ関数を推計し、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）とに分類することにより、比較分析を行った。本稿の結果からは、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。

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から解釈すると、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ることを反映し、価格調整が速やかだった国（NAIRU型）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（フィリップス型）に変化したことが観察された。

さらに本稿では、こうした国毎・期間毎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

JEL classification: E31, E52

* 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 (新アドレス))

本論文を作成するに当たっては、林文夫教授（東京大学）、北村行伸客員助教授（慶應義塾大学）、吉川洋教授（東京大学）、木村武（日本銀行）、副島豊（同）、西崎健司（同）、渡辺努（同）の各氏をはじめ、多くの方々から貴重なコメントをいただいた。

(目次)

1 . はじめに	1
2 . 需給ギャップと物価との関係	3
(1) フィリップス型 vs. NAIRU 型	3
(2) フィリップス型か、NAIRU 型か——両者の違いが及ぼす影響.....	6
3 . 各国別インフレ率と需給ギャップとの関係	9
4 . NAIRU 型関数の推計	12
(1) 具体的に推計に用いた関数形	12
(2) 推計結果	13
5 . フィリップス型関数の推計	16
(1) 具体的に推計に用いた関数形	17
(2) 推計結果	18
(3) 推計結果の解釈	19
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.....	20
(1) インフレ率ラグ項は、「期待」か?	20
(2) 価格調整のダイナミクス——制度的要因と期待の関係	21
(3) 若干の考察	24
7 . 終わりに	29
参考文献	31
補論 1 GDPGAP の求め方	33
補論 2 時差相関	35
補論 3 NAIRU 型関数の推計結果	42

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、物価のみに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。従って、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、それが過度に行きすぎる前に、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」(GDPGAP: 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毎の分析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、我が国に限って言えば、欧米を

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、時間を経るに従ってなくなり、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開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。

中心に主流となっている NAIRU の研究は、まだ数少ない³。

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、我が国ではの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、アメリカはの 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、各国毎に明確なタイプ分けが可能なのであろうか——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。

本稿の結論を予め要約すると、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、国毎のタイプ分けを規定しているのは、国毎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、国毎のタイプ分けは、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。

本稿は、構成は以下のとおりである。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、

³ 我が国に関する 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44も参照のこと。

⁴ GDPGAP 項(フィリップス型)、GDPGAP 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、我が国については、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)。

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、各国毎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。

2. 需給ギャップと物価との関係

(1) 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、オークンの法則 (Okun's Law) を用いて、(1)式を以下のように書き替える。

$$\pi_t = \pi_t^e + \alpha_1 \text{GDPGAP}_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

ここで GDPGAP は実質 GDP と潜在 GDP⁷との乖離率である。

(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

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1参照。

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。従って、(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。

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、人々が毎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

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、同時に実体経済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。

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見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。

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

(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」とすると定義する。

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

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

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。

本稿では、(6)式に従って、まずは各国において NAIRU 型が成立するかどうかを検定し、この両者のタイプ分けを行うこととする。

(2) フィリップス型か、NAIRU 型か——両者の違いが及ぼす影響

推計に入る前に、以下では、上述のようなインフレ率(ないしインフレ加

¹⁰ ここでいう「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。

速度)と需給ギャップのトレード・オフ関係の違いが、金融政策にもたらす影響について、簡単に整理しておく。

そもそも需給ギャップと物価の間に、短期的なトレード・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。その一つは、財市場、労働市場とも完全競争の下にあるが、錯覚や情報の不完全性のために、労働者や企業が、物価上昇を実質賃金や相対価格の変動と誤って認識し、労働供給や生産を増加させる結果、短期的に実質 GDP が増加するとするものである。もう一つの考え方は、財市場、労働市場に、完全競争による均衡実現を阻害する何らかのミクロ的な摩擦があって、価格や賃金の調整がスムーズに進まないために、物価上昇と実質 GDP の増加が生じるというものである¹³。これまで、この2つの考え方をサポートする様々なモデル¹⁴が提案され、議論が行われてきたが、コンセンサスを得るには至っていない¹⁵。本稿では、比較的否定的な批評が少ないとみられる後者の、「名目値の硬直性の存在が両者間のトレード・オフを生じさせている」との見解に立ち、議論を進めることとしたい。

1970年代～1981年までのデータを用いてフィリップスカーブの推計を試みた植田・吉川[1984]は、 π^e の項に、1期ラグのインフレ率実現値を代入し、その項に係る係数の値が1に近いほど、名目賃金率に伸縮性がある——例えば金融緩和がなされたときに、その緩和分がインフレ率上昇として賃金(もしくは価格)に転嫁されるスピードが速い——とを述べている。この点を、本稿の議論に当てはめれば、中央銀行が金融緩和を行った際に、人々がインフレ期待を

¹³ また、これらの議論より以前から唱えられていたものに、リプシーやトービンによる解釈がある。彼らは、労働市場が互いに異質な多くの市場から成り、そこでの情報は不完全であるという事実、マクロの変動とは別に、経済に部門間調整を強いるようなランダムな攪乱が常に生じているという事実、の2つにより、マクロで観察されるインフレ率と失業率との間に、負の相関が生じる原因を説明している(詳細は、吉川[1984]参照)。

¹⁴ 前者の議論で代表的なものとしては、ルーカスらが提案した不完全情報モデルである。同モデルは、マクロの物価変動が起こった際に、生産者がそれを認識できず、相対価格の変動と受け止めて生産に関する意志決定を行うことを想定したモデルである。一方、後者の議論としては、非同時的調整モデルや費用モデル等が挙げられる。テイラーに代表される非同時的調整モデルは、全ての名目価格・賃金が、同時には調整されないことにより生じるミクロ的な小さな摩擦が積みかさなって、マクロレベルでは(短期的に)価格硬直が生じるモデルである。費用モデルは、名目価格・賃金を変更することに伴わずかな費用や、名目値調整に付随するその他の小さな摩擦が要因(いわゆる「メニューコスト」となっており、マクロで価格硬直が生じる結果、短期的にインフレ率と実体変数間でトレード・オフが生じることを説明したものである(詳細は、Romer[1996])。

¹⁵ 例えば、不完全情報モデルに関しては、マクロの物価変動を金融政策を通じて中央銀行が起こすことを想定(すなわち、緩和や引き締め)する場合、人々がそれを観察できないとするのは、あまり現実的ではない(例えば、公定歩合の引き上げ下げ等の政策変更は一般的に認識可能)であろうし、物価スライド制等を導入することで、雇用契約による名目賃金の硬直性も、ある程度は解消され得る(非同時的調整モデル)。

変化させ、それを名目賃金・価格に転嫁するまでのスピードの違いが、「フィリップス型」、「NAIRU 型」の区別として現われていると言える。これは、2 節(1)のモデルに即して言えば、(7)式が成立するか、成立するとすれば、どのくらいの時間(いくつのラグ数)を要するか、それとも長い時間が経っても成立しないか、という違いに相当する。

この解釈に立てば、NAIRU 型の国では、中央銀行が実体経済活動の刺激を目的として金融緩和を行ったとしても、人々のインフレ期待がただちに修正され、緩和分が名目価格に転嫁されやすくなる結果、実体経済への効果は然程大きくなく、インフレ率だけが上昇する。さらに、NAIRU 型の国では、人々のインフレ期待は直近のインフレ率実現値に基づいて次々に改訂されるため、一旦上昇し始めたインフレは、次第に加速することとなる。すなわち、NAIRU 型の国は、金融政策を景気調整に用いる余地が少ない。一方、フィリップス型の国では、人々の期待形成がゆっくりとしか動かず、短期的には名目賃金・価格が硬直的になるため、金融緩和が実体経済に影響を及ぼす可能性が高くなると言える¹⁶。

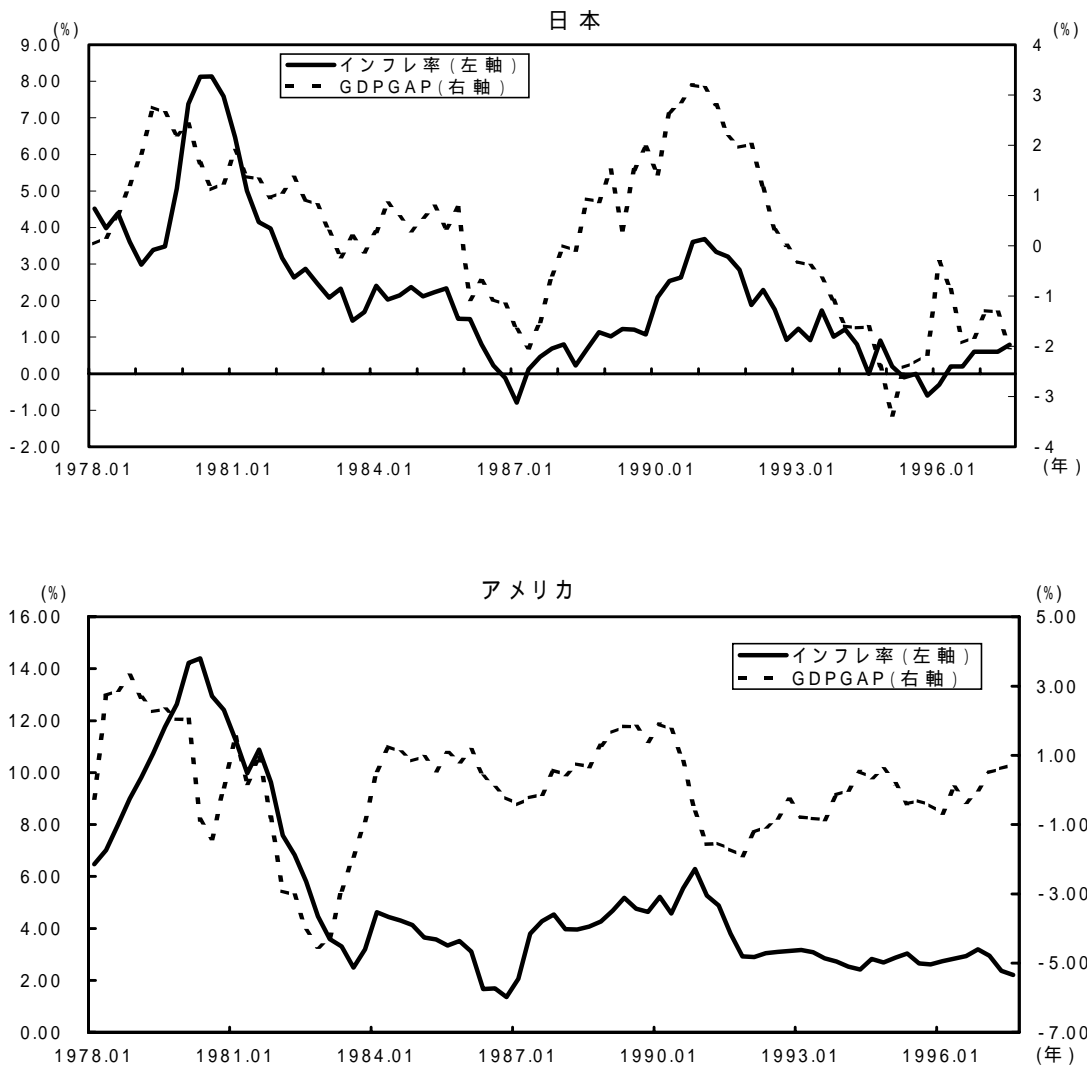
もっとも、フィリップス型の国においても、拡張的な金融政策スタンスを継続した場合、実現するインフレ率が期待インフレ率(定数値)を上回り続けることになるため、人々は次第に期待インフレ率を上方修正する筈である。その結果、より高い期待インフレ率の下での新しいトレード・オフ関係が成立することになる(フィリップス曲線の平行シフト)。この新しい関係の下では、同じ需給ギャップの水準で実現するインフレ率は、緩和政策実行前に比べると高いものとなり、その分だけ社会的な厚生水準は低下する。さらに、インフレ率の急激かつ大幅な上昇を中央銀行が容認したような場合には、人々のインフレ期待形成の仕方自体が変化し、もはや「高い値だが、依然として定数の期待インフレ率」にシフトするだけではすまないかもしれない。すなわち、フィリップス型の国であっても、中央銀行が物価と需給ギャップのトレード・オフを利用した“fine-tuning”を行い過ぎれば、それが原因となって人々のインフレ期待形成自体が変化し、それまでのトレード・オフ関係を失う可能性もある。これらの点については、本稿の推計結果を踏まえた 6 節にて、再度考察を行うこととし、次節~5 節では、過去のデータを用いた推計を行う。

¹⁶ NAIRU 型にしる、フィリップス型にしる、拡張的な金融政策が、ごく短期間にはある程度、実体経済に positive なインパクトを及ぼすことは想定できよう。このとき、実体経済に及んだこの影響が賃金・価格に反映される度合いを示すものとしては、GDPGAP 項の係数()の大きさが挙げられる。「期待」部分が、名目的賃金・価格の調整スピードを表しているのと本稿では解釈しているのに対し、これは、実質的賃金・価格の調整スピードを表

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¹⁷<対前年同期比伸び率>(%）、右軸：GDPGAP(%)¹⁸）。

図表1：各国別・インフレ率とGDPGAPの推移

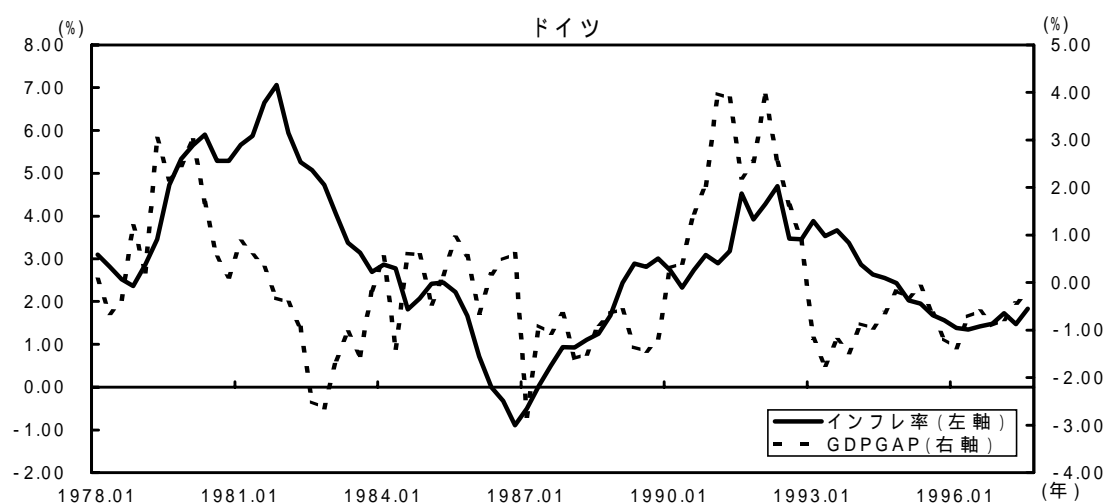


していると考えることができる（植田・吉川[1984]）。

¹⁷ 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、我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。

¹⁸ 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

図表1 (続き): 各国別・インフレ率と GDPGAP の推移



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 年入り後に比べて、インフレ率の振れ幅が大きかった、1970 年後半～1980 年代前半の時期の方が強いように見える。

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、前期のインフレ項の係数に「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¹⁹。

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 1 参照。

¹⁹ 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。なお、三尾[mimeo]は、輸入構造が変化することにより、輸入物価と国内物価変化率の反応関係が変わってしまうことが考えられるため、長期の推計期間において、供給ショックの項に輸入物価を用いると推計パ

時差相関の結果に関する詳しい考察は、補論 2 へ譲ることとして、以下では、得られた結果を簡単に整理することとしたい。

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見てとれ、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

フォーマンスが低下する可能性を指摘している。この点を考慮して、本稿の推計は期間を 10 年程度と比較的短期に区切るとともに、この分割点を最も大きな構造変化が生じたと考えられる 1986~1987 年とした。もっとも、こうした考慮をしても、推計期間中に大きな構造ショックが生じ、両者間の関係が変化した可能性を必ずしも否定できない。

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、インフレ率関数の推計を行う。

採用した関数形は、前述の(8)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)。

$$\pi_t = \alpha^N_0 + \sum_{i=1}^s \beta^N_i \pi_{t-i} + \alpha^N_1 \text{GDPGAP}_{t-1} + \sum_{i=0}^1 \gamma^N_i \text{IMPORT}_{t-i} + \varepsilon^N_t \quad (9)$$

(但し、「 π 」は CPI 変化率<前年同月比>、「GDPGAP」は、実質 GDP の潜在 GDP からの乖離率²⁰、IMPORT は輸入物価変化率(相対価格)、 ε^N は誤差項、添え字「t」は、時間を表す²¹)。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。

(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²²が

²⁰ 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。

²¹ (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。

²² (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、

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²³。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 力国である²⁴。

(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：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	前期	×	×	×	×	×	×	×
	後期	×	×	×	×	×	×	×
アメリカ	前期							
	後期							
ドイツ	前期							
	後期	×	×	×	×	×	×	×
イギリス	前期							
	後期							
カナダ	前期							
	後期							

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 期に限り採用した。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。

²³ 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。

²⁴ 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、予め調整済み)。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。

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²⁵。

F検定により、インフレ率とGDPGAP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²⁶、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²⁷、後期では日本、ドイツである²⁸。

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の間には、国毎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²⁹。

²⁵ (9)式の全ての推計結果は、参考までに補論3として掲載した。F検定の結果は、REST=1の欄に示した。

²⁶ 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。

²⁷ 因みに、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、全てGDPGAPの項は有意となった。

²⁸ 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、「 $\sum \beta_i = 1$ 」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期までののばしても、NAIRU型は成立しなかった。

²⁹ 図表4は、検定結果が「□」となった場合には、制約ありのケースの推計結果を、「○」及び「×」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。他の4カ国に比べると、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程度の値と比較すると目立って小さい。さらに、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に有意となった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。

図表4：NAIRU 型関数の推計結果

(1978-1986)														
	Const.	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	GDPGAP(1)	Import	R2-bar	Stan.Error	m-test	REST=1
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)	×
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	Inflat(7)	GDPGAP(1)	Import	R2-bar	Stan.Error	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)	×
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)	×
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t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。

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。

$$\pi_t = \alpha^P_0 + \sum_{i=1}^s \alpha^P_{1i} \text{GDPGAP}_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \gamma^P_i \text{IMPORT}_{t-i} + \varepsilon^P_t \quad (10)$$

(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いう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。式で見ると、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、以下のようになる。

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

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³⁰。

³⁰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。

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³¹。

(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 1%水準では帰無仮説が棄却されたものの、5%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出尽くすには、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。

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	R2-bar	Stan.Error	DW	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	R2-bar	Stan.Error	DW	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

³¹ 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。

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³²。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、先にも見たとおり、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、様々な解釈がありうるが、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出始めた1992年あたりのインフレ率上昇期に、先行して起こったためとも考えられる³³。

(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

³²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。

³³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。

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 GDPGAP 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。1980 年代も半ばになって、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、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。しかしながら、最近の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³⁴。このような解釈は、そもそも「期待」が観察できないため、「inertia」との識別が困難なこと、また仮に「期待」の存在を認めたとしても、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思われる。本稿の推計結果を考察する前に、本節では、こうした最近の考え方を簡単に整理しておくこととしたい。

³⁴ 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、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。

上記のような解釈は、例えば、現実の世界の賃金交渉³⁵を想起すれば、理解しやすいであろう。この場合、労働者は、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に、予測インフレ率分を上乗せした額を要求するものと考えられる³⁶。前節までに議論したように、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」とであると考えれば、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 inertia 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）。

さらに、こうした人々の行動が賃金に織り込まれる段階では、賃金交渉の社会的体系（例えば、1年毎なのか、3年契約なのか）によって、価格への波及スピードが異なる可能性がありうる。この波及プロセスも、また inertia として解釈し得る。

本稿ではここまでインフレ率ラグ項を「期待」であるとして議論を進めてきたが、その性格付けには上記のような考え方もあることには留意が必要であろう³⁷。特に、各国毎のタイプ比較を行う際には、国別の賃金交渉体系の違いを考慮に入れておく必要がある。従って、以下の6節(2)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。それを踏まえて、6節(3)では、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

6節(1)の議論に基づき、以下ではまず、価格調整に関するキーファクターで

³⁵ 価格と賃金の変動は、短期的には必ずしも1対1対応ではないが、本稿ではマークアップ率は一定とし、両者はほぼパラレルに変動していると捉えて議論を進めている。

³⁶ 賃金交渉を行う際の単位が、スポーツ選手の年棒交渉といった個人レベルのものから、組合レベル、業種レベル等のように大きくなったとしても、本稿の議論の大筋は変わらない。賃金交渉単位に関する詳細は、6節(2)も参照。

³⁷ インフレ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。サージェントは、 π^e の項を「インフレ率ラグ項の加重和=1」に代替し、これを「合理的期待」（すなわち、単位根に従っている）をしてい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。

ある、各国別賃金設定（wage-setting）の違いを整理する。具体的には、賃金設定に関する社会的体系を国際比較した Bruno&Sachs[1985]³⁸を基に考察を試みる。

Bruno &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 corporatism と 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）。

図表6：労働市場の賃金体系（Bruno&Sachs[1985]より）

		Corporatism		
		low	medium	high
Nomial Wage Responsi veness	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、 <u>デンマーク</u>
	medium	ヘルギー、 <u>フランス</u> 、 <u>イタリア</u>	フィンランド、 <u>日本</u>	オーストリア、 <u>ドイツ</u> 、 <u>ノルウェー</u> 、 <u>スウェーデン</u>
	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。

まず、横軸の corporatism 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、corporatism 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 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 low、その中間の業種ごとに交渉するケースが medium とされている。

Bruno&Sachs[1985]は、corporatism 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。

³⁸ Bruno&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。

一方、表の縦軸の Nominal wage responsiveness 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&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、大きな影響力を持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 corporatism 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 nominal wage responsiveness 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、我が国はどちらの指標も中間に位置する。このように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、いわゆる 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）が存在するというのが、Watanabe[1997]が指摘した、「(インフレ関数は、)各国別にタイプ分けが可能」という議論の一つの解釈であろう。

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³⁹。

³⁹ 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&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、Corporatism 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、Bruno&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。

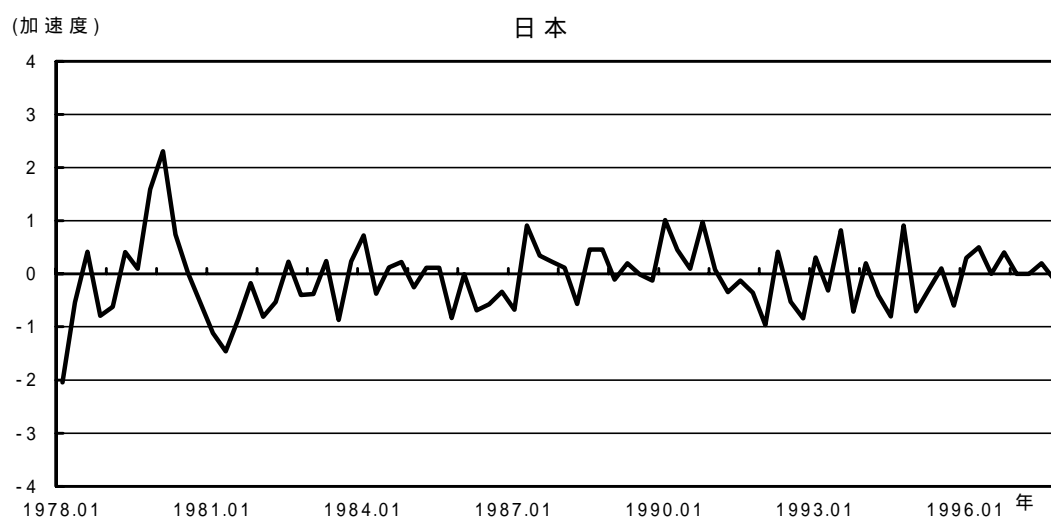
(3) 本稿の推計結果に関する若干の考察

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みられるケースに、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我が国には成立せず、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定する要因にはなっていないことが推察される。

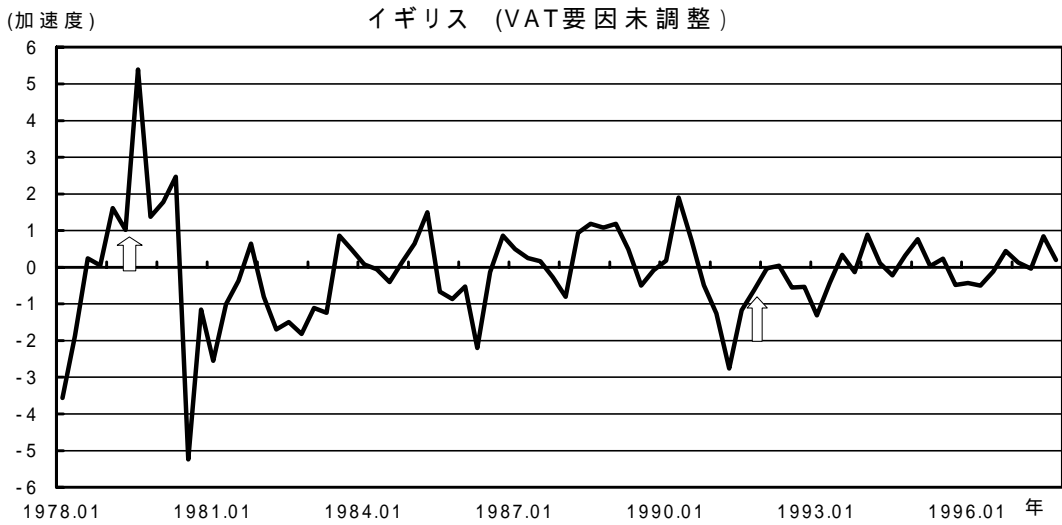
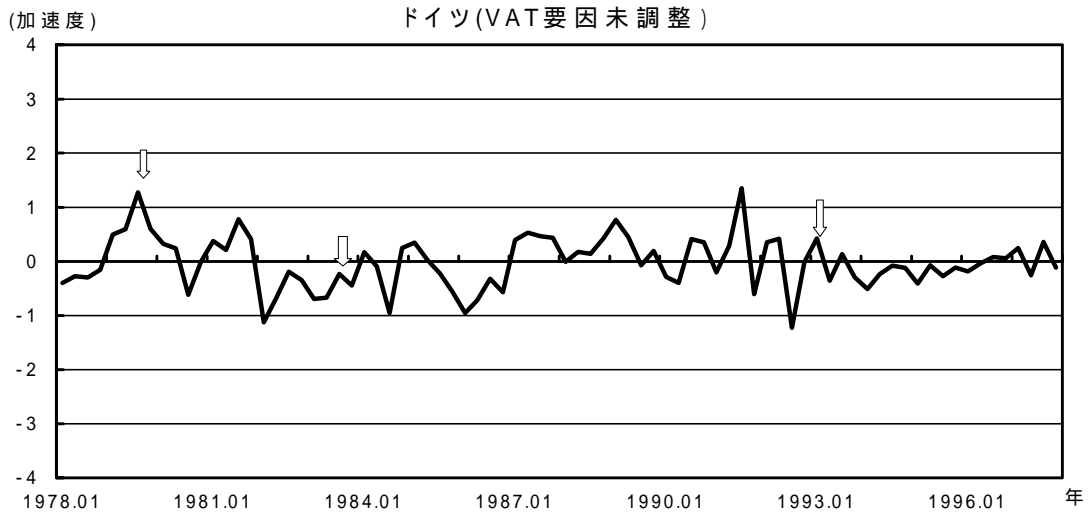
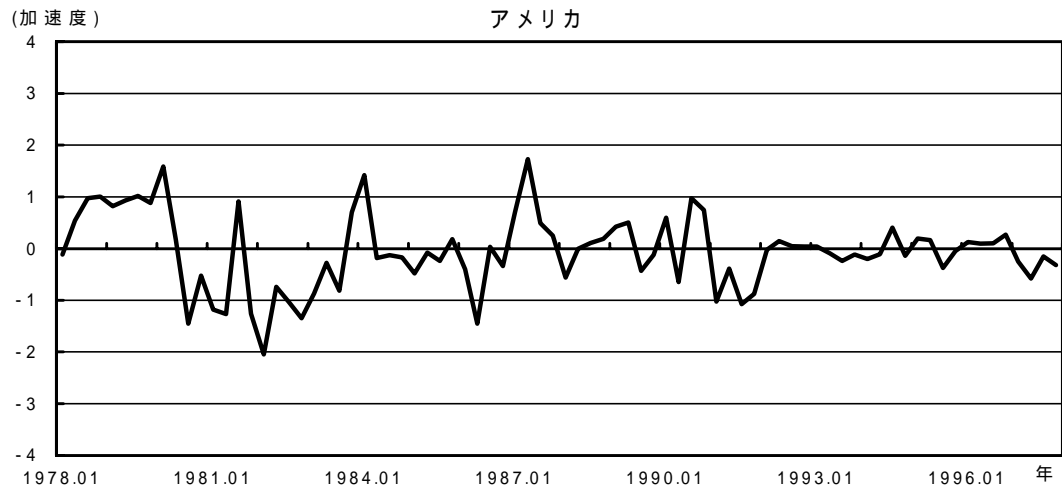
そこで、視点を変えて、各国のインフレ率ではなく、インフレ率加速度の推移を観察してみる（図表7）⁴⁰。図表7は、1978年以降におけるインフレ率加速度の推移を示したものである（単位：四半期率(%)、図中には、1%刻みで数値軸目盛り線を引いてある）。

図表7：各国・インフレ率加速度の推移（1978 - 1997年）

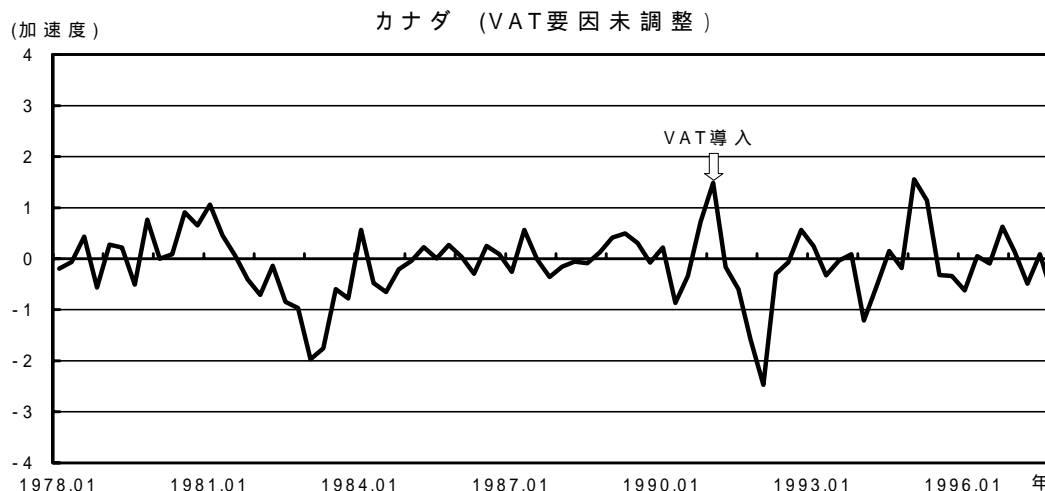


⁴⁰ 図表7に示した各国のインフレ率加速度は、VATの導入及び引き上げ（下げ）による効果が除去されていないため、以下の分析は、非常にラフなものに止まる点には、留意が必要（なお、参考までに、図表中に矢印で、VAT導入・税率変更時期を示した）。

図表7 (続き): 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「 $\pm 1\%$ 」を越えるほどに急激に物価が高騰した時期が、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、「 $\pm 1\%$ 」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、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おり、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分かる。

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の平均と分散

		日本	アメリカ	ドイツ	イギリス	カナダ
<前期>	平均	3.3460	6.8843	3.5172	8.5867	7.7574
	分散	2.0971	3.9616	1.9927	4.6179	3.1303
<後期>	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%』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⁴¹、という仮説が立てられる。

この解釈は、以下のように、損失関数を用いて表現することが可能である。

$$L_t = (\pi_t - \pi_t^e)^2 + c * n \quad (12)$$

(但し、 c は価格変化率の改訂コスト<同コストはインフレ期待を変更することに伴って発生すると考える>、 n は改訂を行うか否か{1 or 0}を表す変数)

人々は、この損失関数を最小化するように、「定数 α_0 」か「直近のインフレ率 $\pi_{t-1}, \pi_{t-2}, \dots$ 」のいずれかを π_t^e として選択すると考える。すなわち、物価が安定して推移しているときは、定数項周りに期待形成すれば、第二項の価格変化率の改訂コストは発生せず(ゼロ)、第一項のロスもそれほど大きくならずにすむ。一方、物価変動が激しくなった場合には、定数項周りの期待形成を続けると発生する第一項のロスが大きくなるため、直近の実現値をもとに期待形成をするようになる。この際、第一項のロスは小さくなる一方、改訂のコスト

⁴¹ 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GDPGAPを使用)、我が国においても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。

が発生する。つまり、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、損失関数 L が小さくなるように各期毎に期待形成を変化させて、選択していると考えられる。第二項で表わされ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)で述べた国毎の賃金体系である。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。

これらの解釈を本稿で得られた結果に当てはめると、直近の実現値を選ぶ頻度が多い場合は、NAIRU 型となり、定数項周りが多い場合は、フィリップス型との分類がなされるものと考えられる。この際、期待形成のスイッチのタイミングとして、本節の仮説が一つの例として考えることができるが、より詳細な検討は今後の検討課題として残される。

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するよう然るべく対処したか、或いは、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、“Concentration of Expectation”を高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⁴²。

⁴² フィリップス型が成立した後期の日本において、過去の我が国の政策が、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 80 年代後半以降は、資産価

7. 終わりに

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、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）とに分類することにより、比較分析を行った。

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） ⁴³ 、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。

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。

⁴³ 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。

さらに、こうした国毎・期間毎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見せるのかどうかは、現時点では不明である⁴⁴。また、ゼロ・インフレ近傍下にある我が国において、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。

以 上

⁴⁴田中・木村[1998]では、VECM (Vector Error Correction Model) を用いて推計した結果、我が国で 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るない。

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、「経済変数から基調的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、「刈り込み平均指数を用いたフィリップス曲線の推計」（仮題）未定稿。
- 吉川洋、『マクロ経済学研究』、東京大学出版会、1984年。
- 、『日本経済とマクロ経済学』、東洋経済新報社、1992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, Ray C., “Testing the NAIRU Model for 27 Countries,” downloaded from <http://www.fair.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.

補論1 GDPGAPの求め方

「GDPGAP」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、GDPGAP 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]）⁴⁵。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 GDPGAP 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、 e ：全要素生産性（TFP）、 γ ：資本分配率）。

$$\ln(Y_t / L_t) = \gamma \times \ln(K_t / L_t) + f(t)$$

⁴⁵ しかしながら、その国が「潜在的」に持つ 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。

< GDPGAP の求め方 >

GDPGAP は、以上のようにして求められた潜在 GDP を用いて、以下の式により求める。

$$\text{GDPGAP} = (\text{実質 GDP} - \text{潜在 GDP}) / \text{潜在 GDP} \times 100$$

補論 2 時差相関

補論 2 では、3 節でみた時差相関の結果（日本、アメリカ、ドイツ）を紹介するとともに、得られた結果に関する若干の考察を行う。

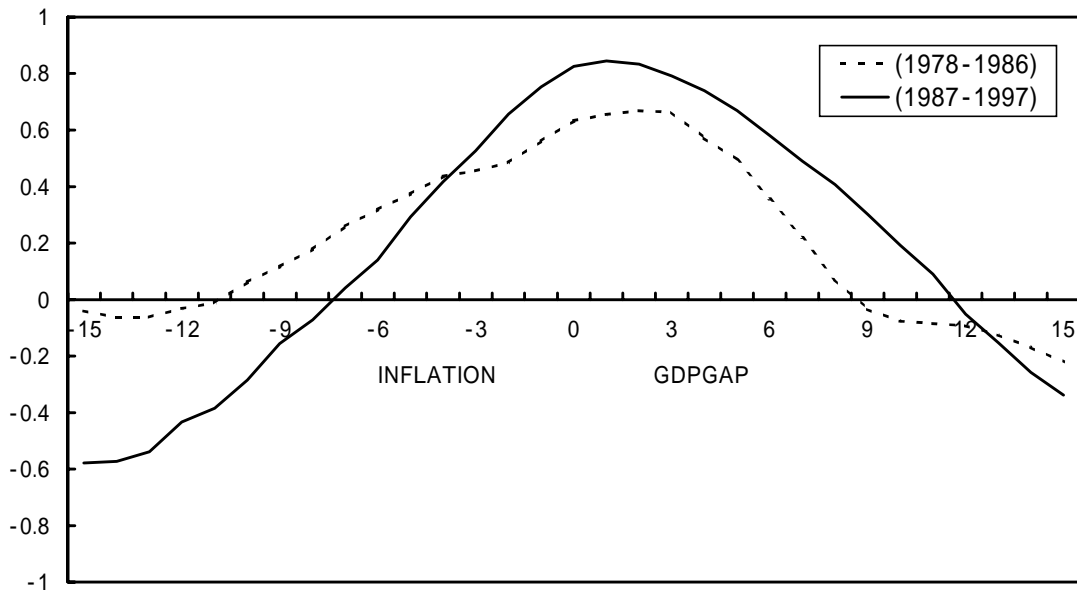
まず、得られた結果（補論 2 図表）を観察すると、図表 1 で見たとおり、インフレ率と GDPGAP との間には、比較的是っきりとした正の相関が見てとれ、またこの関係は、いずれの国も概ね 0~9 四半期程度のラグを伴って、GDPGAP が先行していることが分かる。さらに、この関係は、相関の強さという意味では、前期に比べて、後期の方が若干大きい値を示しており（特に、日本については、それが顕著である）、反応の速さについても、後期の方が 3 国ともに GDPGAP がインフレ率に先行する時間的なラグが小さくなっている。

一方、インフレ率と輸入物価変化率との間には、前期においては、日米とも輸入物価先行で 0.7~0.8 程度の強い相関関係が見られるが、後期においては、両国ともにその関係が弱くなっている。すなわち、この結果から解釈すると、前期では、輸入物価の上昇が国内物価の上昇に確実につながっていたのに対し、後期はそうした対応関係が、崩れてきていると言える。また、ドイツについては、インフレ率と輸入物価上昇率との関係は、後期には完全に崩れており、むしろ、インフレ率が上昇すると、輸入物価が下落するとの関係を示している。この結果に関しては、東西ドイツ統合後に生じた急激なインフレ圧力に対し、ブンデスバンクが急速に金融引き締めを行ったこと⁴⁸等が原因となって、マルク高となり、輸入物価が下落した時期があったことが、結果に大きな影響を及ぼしている可能性も考えられる。

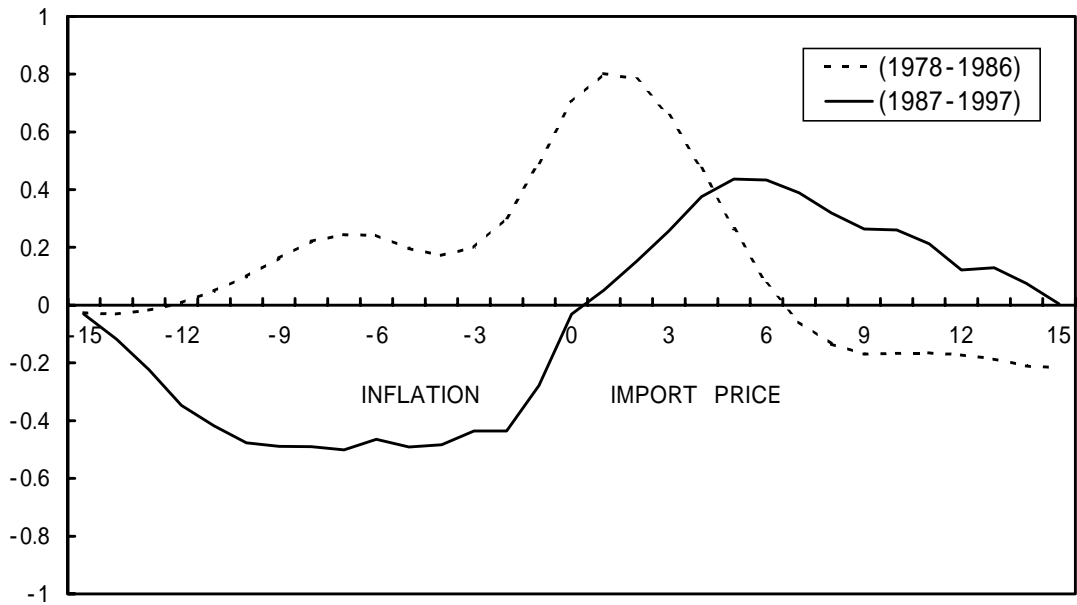
⁴⁸ 東西統合後のドイツ・ブンデスバンクは、統合のショックによるインフレ発生に対処するため、統合後 3 年間の間に急速な金融引き締めを行い、一時は戦後最高値の 8.75% を記録するまで、段階的に公定歩合を引き上げた。この間、実質実効為替レートも、一貫してマルク高となっていた。また、1990 年代前半のマルク高は、統合要因のみならず、それが一部きっかけとなってその後発生した欧州通貨危機の影響もある。

補論 2 図表：時差相関の結果（日本）

日本・インフレ率とGDPGAP



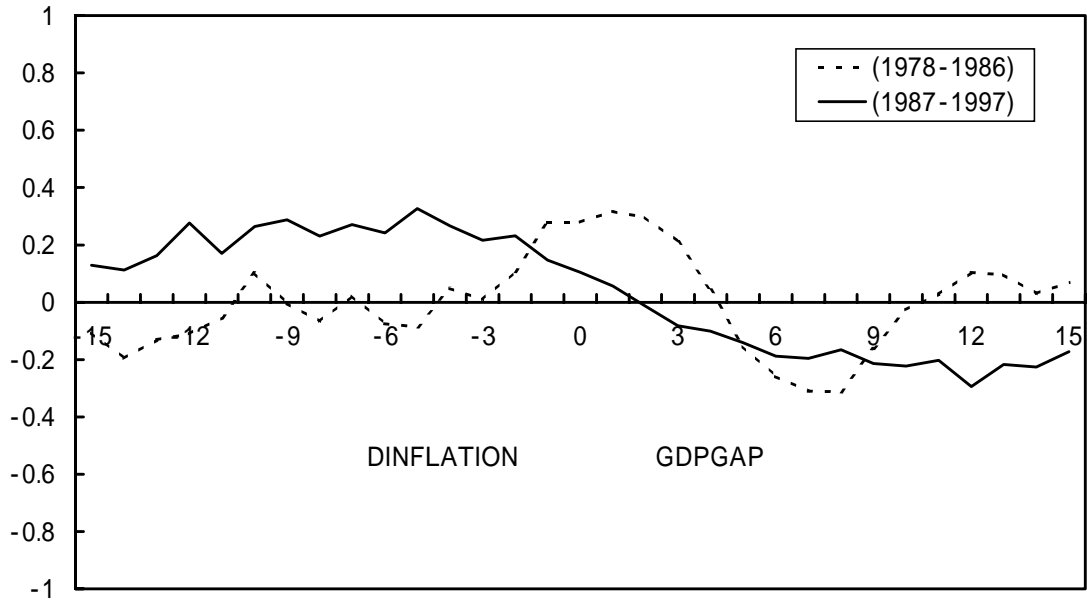
日本・インフレ率と輸入物価上昇率



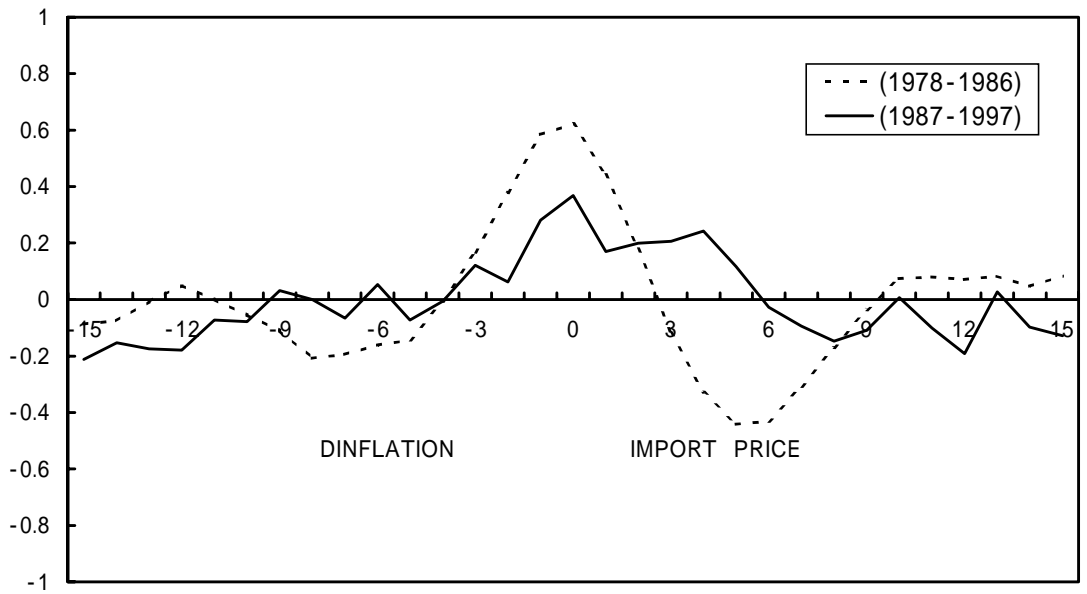
（備考）矢印の方向は、先行することを示している。

補論2 図表：時差相関の結果（日本・続き）

日本・インフレ率加速度とGDPGAP

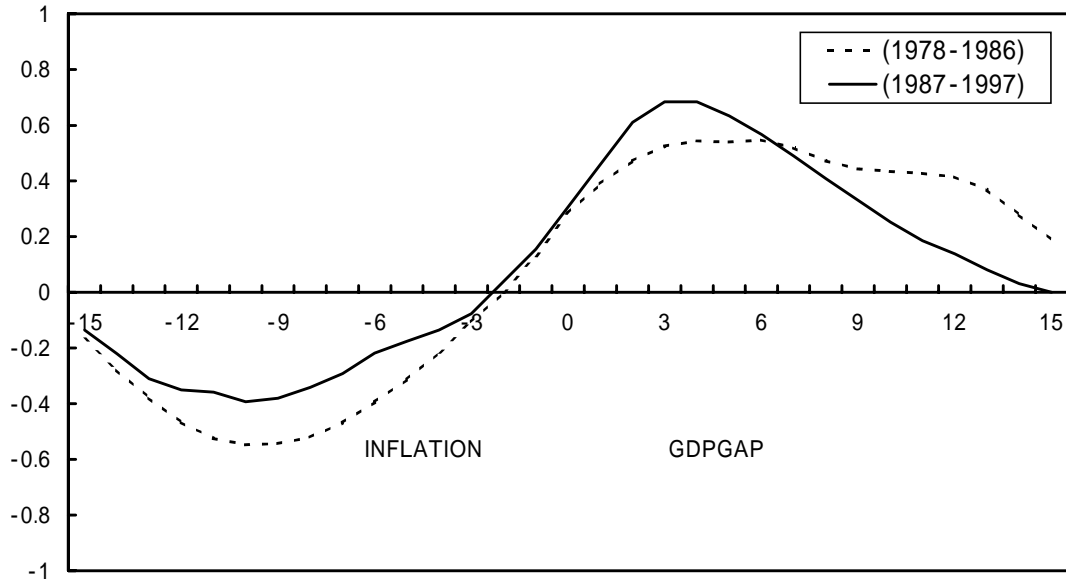


日本・インフレ率加速度と輸入物価上昇率

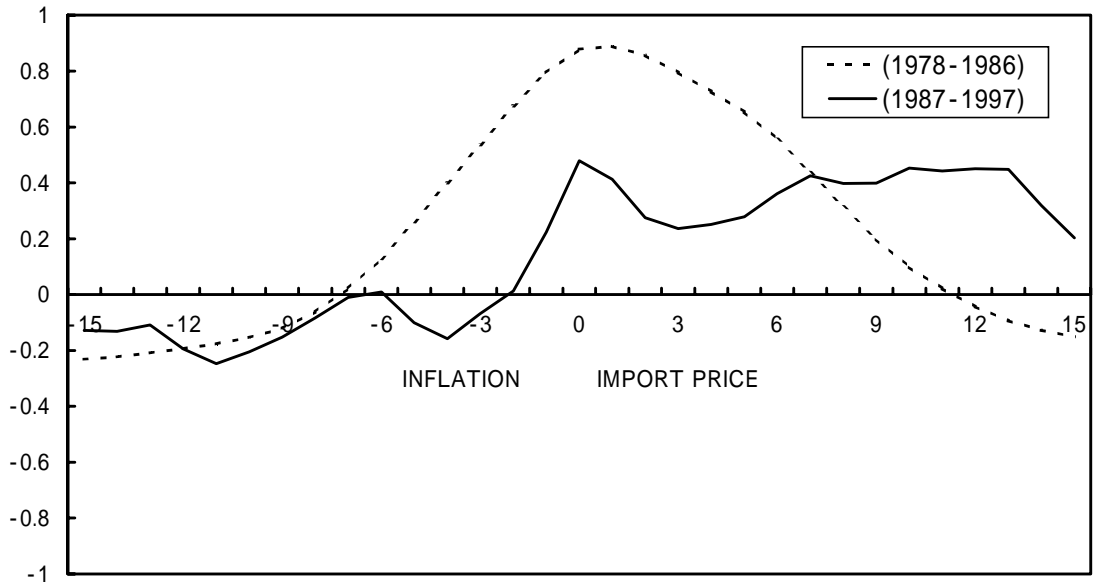


補論2 図表：時差相関の結果（アメリカ）

アメリカ・インフレ率とGDPGAP

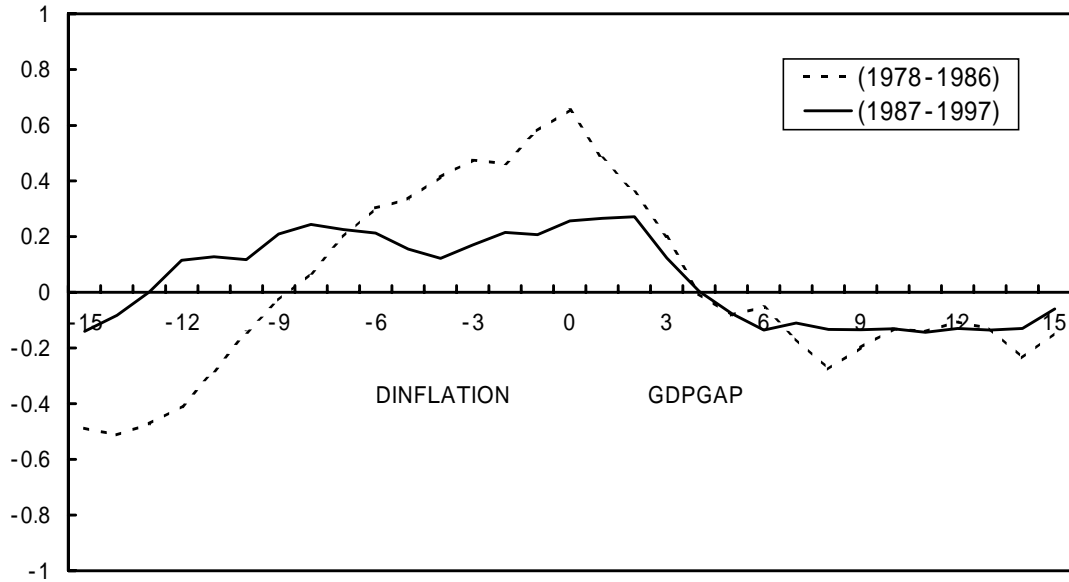


アメリカ・インフレ率と輸入物価上昇率

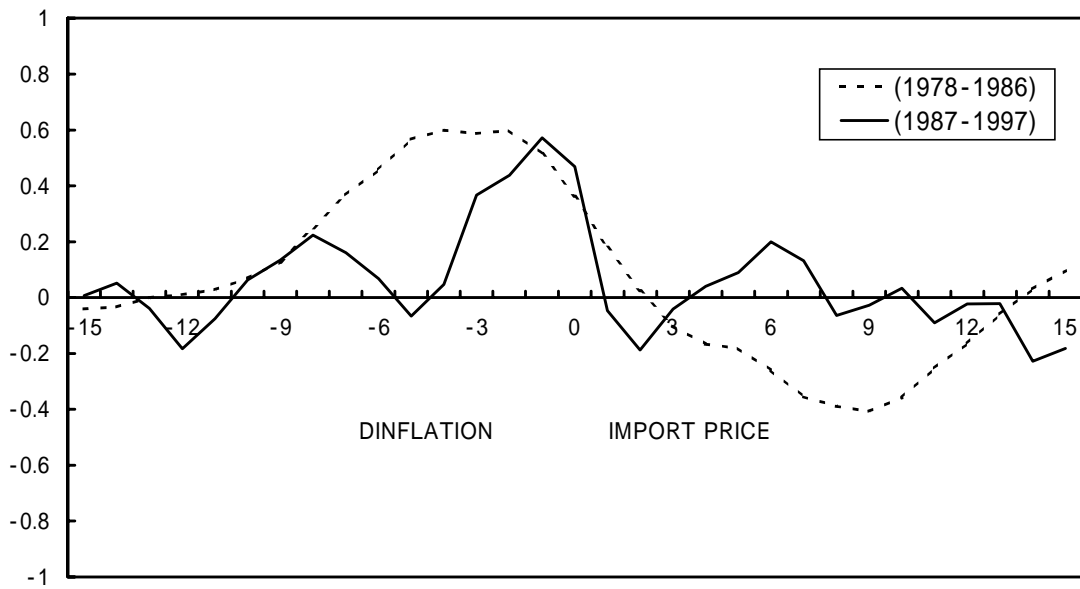


補論2 図表：時差相関の結果（アメリカ・続き）

アメリカ・インフレ率加速度とGDPGAP

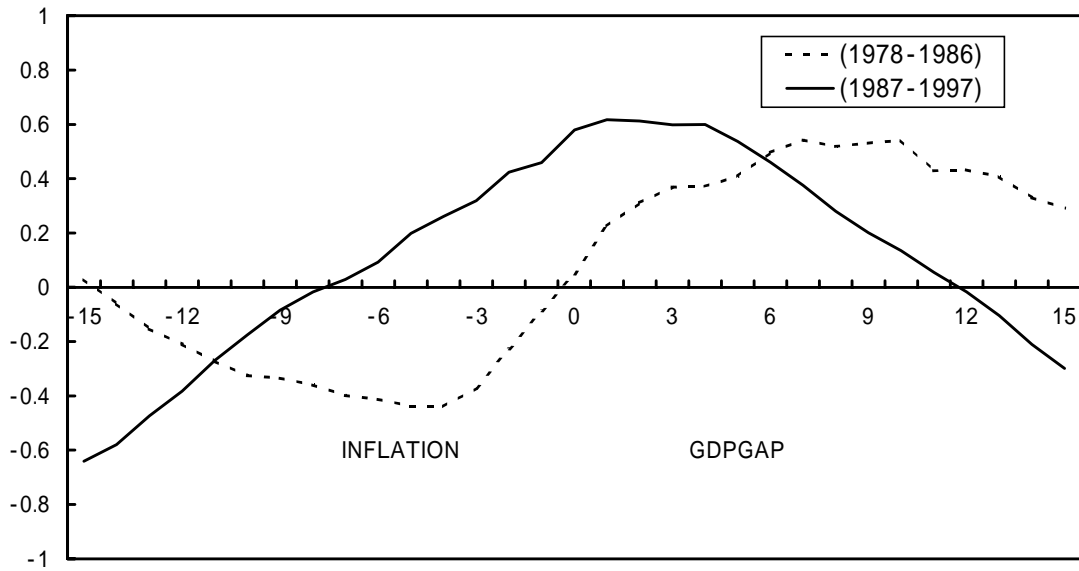


アメリカ・インフレ率加速度と輸入物価上昇率

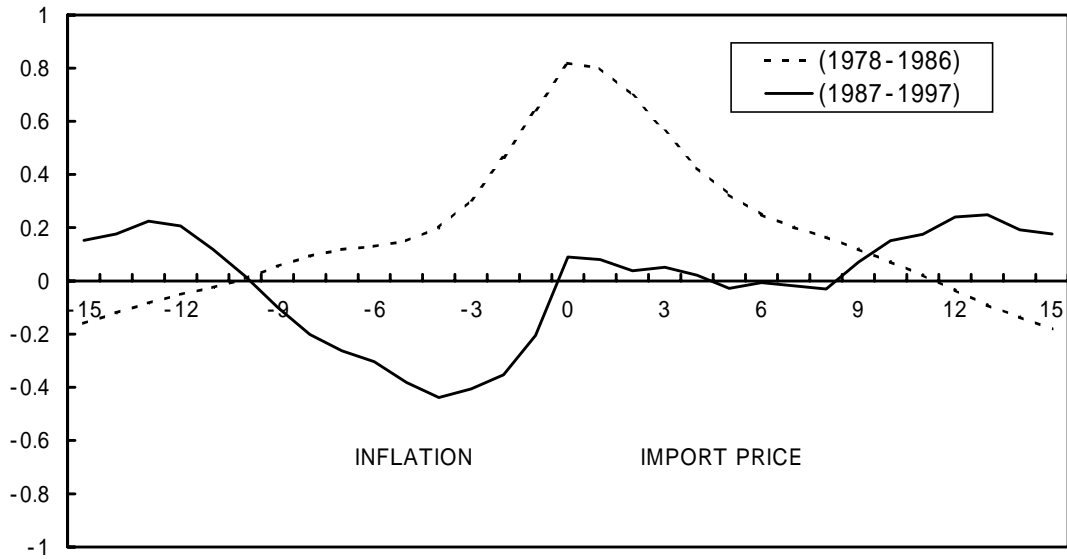


補論2 図表：時差相関の結果（ドイツ）

ドイツ・インフレ率とGDPGAP

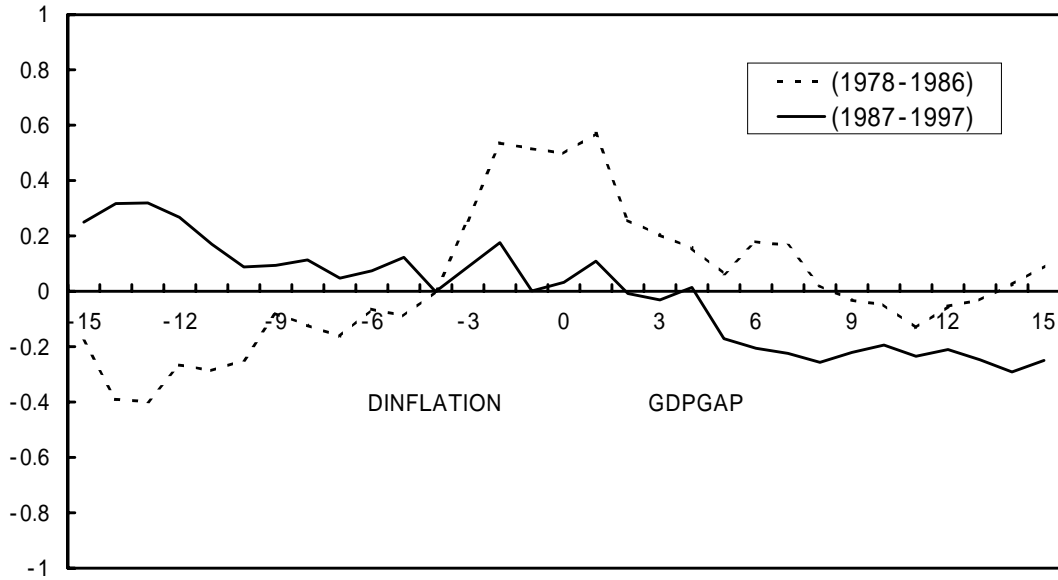


ドイツ・インフレ率と輸入物価上昇率

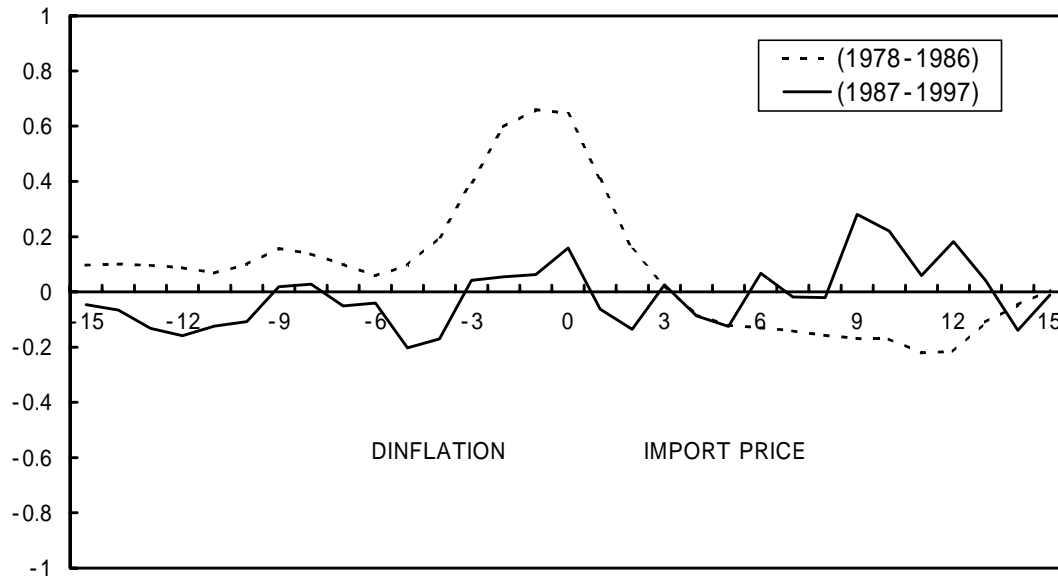


補論2 図表：時差相関の結果（ドイツ・続き）

ドイツ・インフレ率加速度とGDPGAP



ドイツ・インフレ率加速度と輸入物価上昇率



さらに、補論 2 図表には、インフレ率の加速度（インフレ率の差分）と、それぞれ GDPGAP および輸入物価変化率について、同様に時差相関を計算したものを示した（インフレ率の差分は、2 節(1)に従えば、前期のインフレ項の係数に「1」の制約をかけていることと同義である）。この結果によると、日本のインフレ率加速度と GDPGAP との関係については、非常に弱い関係しか見えず、さらに後期においては、はっきりとした関係が見られない。一方、アメリカについては、前期では強い関係が示されており、また先行性との観点からも、GDPGAP が当期もしくは、前期ラグをピークに、インフレ率加速度に対して先行していることが観察できる。こうした関係は、後期では弱くなっている。ドイツについても、前半ではアメリカと同様に比較的強い相関が示されているが、後期については、両者の間に全くの関連性が見られない。また、インフレ率加速度と輸入物価上昇率との関係については、日本は前期では弱い相関が見られるものの、この関係も後期になると消失している。関係の強さの時間的推移については、アメリカでも同様のことが指摘できるが、先行性との観点では、むしろアメリカのインフレ率加速度は輸入物価上昇率に先行している。後期のドイツでは、インフレ率加速度と輸入物価上昇率との間には、全く関連がみられない。

なお、図表としては掲載していないが、イギリスとカナダについても同様に時差相関係数の推計を行った。結果は、両国ともインフレ率と GDPGAP との間に、GDPGAP 先行で強い正の相関が見られた。この点は、上述の 3 カ国と変わらない結果であったが、インフレ率加速度と GDPGAP との間にも、全期間を通して（GDPGAP 先行で）正の相関が観察された点が、日米独との大きな違いである。

以上の推計から得られた各国時差相関係数の結果を、インフレ率と GDPGAP 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 GDPGAP 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、Watanabe[1997]の主張のように、物価変動と GDPGAP との関係は、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もあると推察される。

補論 3 NAIRU 型関数の推計結果

以下は、4 節で得られた NAIRU 型関数の各国別推計結果一覧である。

補論3 図表：NAIRU 型関数の推計（日本）

<1978-1986>													
Const.	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	GDPGAP(1)	Import	R2-bar	Stan.Error	m-test	REST=1
0.6918 (3.408)**	0.7339 (13.611)**							-0.0337 (-0.220)	0.0296 (5.499)**	0.9488	0.4743	-0.0997 (-0.509)	×
0.6849 (3.159)**	0.7518 (4.172)**	-0.0154 (-0.104)						-0.0297 (-0.185)	0.0287 (3.899)**	0.9472	0.4821	0.1670 (0.165)	×
0.6762 (3.138)**	0.7772 (4.310)**	-0.2199 (-0.968)	0.1649 (1.180)					-0.0033 (-0.021)	0.0306 (4.083)**	0.9478	0.4790	1.0109 (1.404)	×
0.7086 (3.390)**	0.8118 (4.630)**	-0.3508 (-1.514)	0.4637 (2.133)*	-0.2074 (-1.754)				0.0308 (0.196)	0.0284 (3.876)**	0.9513	0.4627	1.1488 (2.491)*	×
0.5292 (2.474)*	0.9439 (5.354)**	-0.5087 (-2.208)*	0.6681 (2.957)**	-0.6050 (-2.791)**	0.2585 (2.137)*			0.0656 (0.443)	0.0205 (3.490)**	0.9568	0.4357	0.6994 (1.538)	×
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)	×
0.5286 (2.368)*	1.0386 (5.293)**	-0.7092 (-2.371)*	0.8537 (2.793)**	-0.8163 (-2.738)*	0.5865 (1.826)	-0.2564 (-0.873)	0.0626 (0.434)	0.0668 (0.443)	0.0245 (3.397)**	0.9558	0.4408	0.8699 (1.209)	×
<1987-1997>													
Const.	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	GDPGAP(1)	Import	R2-bar	Stan.Error	m-test	REST=1
0.5778 (3.731)**	0.5341 (4.475)**							0.2608 (3.740)**	0.0179 (1.616)	0.8542	0.4248	-0.2680 (-1.256)	×
0.5291 (3.318)**	0.4117 (2.614)*	0.1692 (1.185)						0.2431 (3.425)**	0.0159 (1.976)	0.8558	0.4225	-0.1390 (-0.320)	×
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)	×
0.5548 (3.522)**	0.4138 (2.582)*	0.1891 (1.106)	0.1919 (1.118)	-0.2377 (-1.790)				0.2322 (3.311)**	0.0114 (1.292)	0.8605	0.4157	0.4243 (1.013)	×
0.5099 (3.406)**	0.4997 (3.213)**	0.1231 (0.752)	0.1353 (0.827)	-0.4679 (-2.932)**	0.3032 (2.324)*			0.2423 (3.656)**	0.0127 (1.526)	0.8760	0.3918	0.0413 (0.115)	×
0.5124 (3.384)**	0.5306 (3.159)**	0.0842 (0.464)	0.1405 (0.849)	-0.4537 (-2.774)**	0.3631 (2.077)*	-0.0722 (-0.523)		0.2342 (3.409)**	0.0120 (1.418)	0.8733	0.3960	-0.1324 (-0.267)	×
0.4984 (3.187)**	0.5390 (3.152)**	0.0590 (0.307)	0.1725 (0.948)	-0.4589 (-2.765)**	0.3516 (1.967)	-0.1301 (-0.686)	0.0681 (0.452)	0.2403 (3.391)**	0.0126 (1.454)	0.8702	0.4009	-0.2059 (-0.401)	×

(備考) 1. 図表中の ()内はt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。

補論3 図表(続き): NAIRU 型関数の推計(アメリカ)

<1978-1986>													
Const.	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	GDPGAP(1)	Import	R2-bar	Stan.Error	m-test	REST=1
-0.1867 (-1.395)	1.0000 (1.1e+9)**							0.1361 (2.114)*	0.0112 (0.923)	0.9689	0.6989	0.0247 (0.132)	
-0.1925 (-1.328)	0.9763 (4.731)**	-0.0237 (-0.115)						0.1409 (1.811)	0.0117 (0.897)	0.9679	0.7100	0.3404 (0.869)	
0.4338 (1.248)	0.7824 (3.659)**	-0.1794 (-0.691)	0.2570 (1.469)					0.1824 (2.317)*	0.0658 (2.553)*	0.9715	0.6691	0.4331 (0.963)	
-0.1574 (-0.957)	1.0547 (5.117)**	-0.2761 (-0.996)	0.5115 (1.915)	-0.2895 (-1.659)				0.1284 (1.514)	0.0059 (0.371)	0.9696	0.6904	0.9070 (2.468)*	
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)	
0.3074 (1.196)	0.8336 (3.155)**	-0.4445 (-1.527)	0.7071 (2.583)*	-0.7604 (-2.661)*	0.4922 (1.671)	0.0184 (-0.089)		0.2324 (2.398)*	0.0882 (2.406)*	0.9782	0.5848	0.4026 (0.986)	
0.3869 (1.205)	0.8423 (3.109)**	-0.4199 (-1.354)	0.6682 (2.129)*	-0.7299 (-2.339)*	0.4615 (1.439)	0.0789 (0.256)	-0.0521 (-0.270)	0.2181 (1.948)	0.0842 (2.097)*	0.9774	0.5955	0.4440 (1.052)	
<1987-1997>													
Const.	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	GDPGAP(1)	Import	R2-bar	Stan.Error	m-test	REST=1
0.3804 (1.947)	0.8704 (15.464)**							0.1180 (2.180)*	0.0416 (2.375)*	0.9062	0.3199	-0.1381 (-0.802)	
0.3841 (1.933)	0.8959 (6.696)**	-0.0247 (-0.206)						0.1164 (2.105)*	0.0393 (1.890)	0.9037	0.3240	-0.3966 (-1.484)	
0.3744 (1.859)	0.8904 (6.575)**	-0.0862 (-0.527)	0.0666 (0.558)					0.1210 (2.145)*	0.0451 (1.926)	0.9019	0.3271	-0.3862 (-1.451)	
0.3496 (1.661)	0.8732 (6.155)**	-0.0717 (-0.426)	0.0206 (0.132)	0.0523 (0.465)				0.1257 (2.170)*	0.0508 (1.908)	0.8997	0.3307	-0.5182 (-1.720)	
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)	
0.2773 (1.407)	0.8994 (5.576)**	-0.1734 (-1.002)	0.1213 (0.828)	-0.2811 (-1.845)	0.4244 (2.687)*	-0.1052 (-0.904)		0.1502 (2.506)*	0.0648 (2.472)*	0.9163	0.3022	-0.8079 (-1.856)	
0.2832 (1.378)	0.8983 (5.477)**	-0.1637 (-0.851)	0.1112 (0.655)	-0.2801 (-1.808)	0.4205 (2.573)*	-0.0879 (-0.483)	-0.0143 (-0.124)	0.1487 (2.390)*	0.0647 (2.424)*	0.9137	0.3068	-0.8317 (-1.859)	

補論3 図表 (続き): NAIRU 型関数の推計 (ドイツ)

<1978-1986>													
Const.	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	GDPGAP(1)	Import	R2-bar	Stan.Error	m-test	REST=1
-0.1549 (-2.130)*	1.0000 (-)**							0.1519 (2.562)*	0.0182 (2.527)*	0.9735	0.3245	-0.1057 (-0.541)	
-0.1351 (-1.626)	1.0776 (7.177)**	-0.0776 (-0.517)						0.1460 (2.437)*	0.0159 (1.851)	0.9472	0.3287	-0.5009 (-1.310)	
-0.2484 (-2.889)**	1.0747 (7.923)**	-0.4789 (-2.381)*	0.4042 (2.703)*					0.1651 (3.023)**	0.0283 (3.142)**	0.9778	0.2969	-0.0658 (-0.196)	
-0.3110 (-2.649)*	0.9962 (5.896)**	-0.4185 (-1.933)	0.2673 (1.164)	0.1550 (0.789)				0.1940 (2.935)**	0.0346 (2.872)**	0.9775	0.2990	-0.0747 (-0.196)	
-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)	
-0.3757 (-3.470)**	0.9825 (6.122)**	-0.5538 (-2.811)**	0.5049 (2.373)*	-0.3310 (-1.414)	0.4862 (2.505)*	-0.0888 (-0.780)		0.2246 (3.909)**	0.0425 (3.676)**	0.9836	0.2549	-0.0297 (-0.074)	
-0.3741 (-3.378)**	0.9875 (5.966)**	-0.5707 (-2.632)*	0.5259 (2.195)*	-0.3489 (-1.374)	0.5082 (2.264)*	-0.1279 (-0.578)	0.0260 (0.208)	0.2237 (3.803)**	0.0428 (3.602)**	0.9830	0.2601	-0.1180 (-0.280)	
<1987-1997>													
Const.	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	GDPGAP(1)	Import	R2-bar	Stan.Error	m-test	REST=1
0.5285 (3.156)**	0.7754 (11.146)**							0.1561 (3.619)**	0.0435 (2.684)*	0.9230	0.3291	-0.0497 (-0.279)	×
0.5308 (3.081)**	0.7651 (5.082)**	0.0095 (0.077)						0.1565 (3.555)**	0.0438 (2.602)*	0.9209	0.3337	-0.1177 (-0.373)	×
0.5308 (3.036)**	0.7651 (5.003)**	0.0102 (0.057)	-0.0007 (-0.005)					0.1565 (3.499)**	0.0438 (2.549)*	0.9186	0.3384	-0.1195 (-0.373)	×
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)	×
0.4729 (2.932)**	0.8350 (5.424)**	-0.0440 (-0.251)	0.3659 (2.243)*	-0.3827 (-2.111)*	0.0189 (0.143)			0.1269 (3.057)**	0.0288 (1.782)	0.9343	0.3040	-0.3448 (-1.106)	×
0.5344 (3.128)**	0.8514 (5.516)**	-0.1397 (-0.713)	0.4225 (2.469)*	-0.4075 (-2.235)*	0.1769 (0.895)	-0.1383 (-1.071)		0.1366 (3.222)**	0.0304 (1.881)	0.9346	0.3033	-0.5678 (-1.685)	×
0.5348 (3.080)**	0.8530 (5.392)**	-0.1374 (-0.683)	0.4144 (2.044)*	-0.4040 (-2.189)*	0.1739 (0.850)	-0.1237 (-0.538)	-0.0107 (-0.077)	0.1358 (3.060)**	0.0301 (1.794)	0.9325	0.3082	-0.6385 (-1.811)	×

補論3 図表 (続き): NAIRU 型関数の推計 (イギリス)

<1978-1986>													
Const.	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	GDPGAP(1)	Import	R2-bar	Stan.Error	m-test	REST=1
-0.0235	1.0000							0.6629	-0.0767	0.9231	1.2810	-0.1452	
(-0.082)	(1.7e+9)**							(3.077)**	(-2.687)*			(-0.825)	
-0.0332	0.9808	0.0192						0.6666	-0.0773	0.9205	1.3018	-0.2566	
(-0.110)	(6.610)**	(0.130)						(3.019)**	(-2.635)*			(-0.666)	
-0.0272	0.9796	0.0294	-0.0090					0.6676	-0.0776	0.9178	1.3240	-0.2338	
(-0.085)	(6.436)**	(0.129)	(-0.059)					(2.965)**	(-2.563)*			(-0.590)	
1.0568	0.8241	0.0817	0.1504	-0.1831				0.6495	-0.0691	0.9275	1.2437	0.0822	
(1.920)	(5.251)**	(0.378)	(0.664)	(-1.288)				(3.011)**	(-2.154)*			(0.211)	
-0.1433	0.9805	0.0586	0.1075	-0.4259	0.2793			0.5565	-0.0567	0.9234	1.2779	-0.0520	
(-0.433)	(6.492)**	(0.265)	(0.460)	(-1.951)	(1.845)			(2.382)*	(-1.573)			(-0.124)	
-0.1463	0.9787	0.0617	0.1069	-0.4262	0.2740	0.0050		0.5549	-0.0564	0.9205	1.3022	-0.0559	
(-0.414)	(5.858)**	(0.247)	(0.447)	(-1.914)	(1.141)	(0.028)		(2.272)*	(-1.446)			(-0.106)	
1.0321	0.8187	0.1980	0.0715	-0.4274	0.2097	0.2215	-0.2150	0.6085	-0.0591	0.9338	1.1878	-0.8647	
(1.752)	(4.987)**	(0.838)	(0.325)	(-2.100)*	(0.951)	(1.046)	(-1.814)	(2.706)*	(-1.635)			(-2.431)*	
<1987-1997>													
Const.	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	GDPGAP(1)	Import	R2-bar	Stan.Error	m-test	REST=1
0.0091	1.0000							0.1859	-0.0078	0.9460	0.4466	-0.0563	
(0.110)	(1.7e+9)**							(4.143)**	(-0.853)			(-0.317)	
0.0033	0.8928	0.1072						0.2019	-0.0065	0.9451	0.4506	-0.2186	
(0.039)	(4.756)**	(0.571)						(3.789)**	(-0.681)			(-0.566)	
-0.0188	0.8863	-0.0880	0.2017					0.2285	-0.0013	0.9457	0.4479	-0.4942	
(-0.219)	(4.748)**	(-0.356)	(1.204)					(3.982)**	(-0.128)			(-1.302)	
-0.0502	0.9068	-0.0805	-0.1574	0.3311				0.2670	0.0025	0.9511	0.4253	-0.7086	
(-0.608)	(5.109)**	(-0.343)	(-0.694)	(2.220)*				(4.669)**	(0.250)			(-1.724)	
-0.0980	0.8610	0.0115	-0.1158	-0.0699	0.3131			0.3175	0.0006	0.9555	0.4056	0.1835	
(-1.197)	(5.045)**	(0.050)	(-0.533)	(-0.295)	(2.117)*			(5.334)**	(0.063)			(0.497)	
-0.0550	0.9195	-0.0249	-0.1714	-0.0136	0.5102	-0.2199		0.2590	0.0030	0.9567	0.3999	-0.2212	
(-0.637)	(5.305)**	(-0.110)	(-0.787)	(-0.057)	(2.523)*	(-1.407)		(3.603)**	(0.315)			(-0.578)	
-0.0491	0.8968	0.0018	-0.1730	-0.0106	0.5027	-0.1769	-0.0408	0.2538	0.0039	0.9555	0.4057	-0.3407	
(-0.542)	(4.537)**	(0.007)	(-0.783)	(-0.044)	(2.424)*	(-0.758)	(-0.251)	(3.346)**	(0.375)			(-0.619)	

(備考)前期のイギリスについて、輸入物価項が負に有意となった点は、若干の考察が必要である。推計期間の前期に含まれる1970年代後半から1980年初め頃までのイギリスは、景気低迷にも関わらず、度重なるストにより、賃金上昇率が一般物価を大幅に上回って上昇した一方、北海油田の効率的な開発が進んだことで、他国が受けたほど大きなオイルショックの影響がなかったばかりか、ポンド高により輸入物価が下落し、これが高騰するインフレにむしろ負のインパクトを与えていた。従ってこの点を踏まえると、GDPGAPの負の乖離、インフレの高騰、輸入物価の下落が同時発生していた1978年～1980年初めまでの時期と、物価と国内実体経済がともに比較的安定したその後の時期との両時期を合わせて推計した本稿の結果は、かなりの幅をもって解釈する必要がある。

補論3 図表 (続き): NAIRU 型関数の推計 (カナダ)

<1978-1986>													
Const.	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	GDPGAP(1)	Import	R2-bar	Stan.Error	m-test	REST=1
-0.0331 (-0.215)	1.0000 (-)**							0.2401 (4.205)**	-0.0074 (-0.544)	0.9761	0.4839	0.1338 (0.654)	
-0.0058 (-0.036)	1.1148 (6.362)**	-0.1148 (-0.655)						0.2190 (3.321)**	-0.0091 (-0.652)	0.9757	0.4882	0.0057 (0.011)	
-0.0034 (-0.019)	1.1141 (6.209)**	-0.1076 (-0.398)	-0.0064 (-0.035)					0.2183 (3.105)**	-0.0093 (-0.611)	0.9749	0.4963	0.0405 (0.069)	
0.0048 (0.026)	1.1096 (6.018)**	-0.1105 (-0.401)	0.0311 (0.107)	-0.0302 (-0.168)				0.2166 (3.001)**	-0.0100 (-0.624)	0.9740	0.5045	0.1391 (0.232)	
-0.0236 (-0.131)	1.1206 (6.298)**	-0.0708 (-0.266)	0.0695 (0.248)	-0.3937 (-1.469)	0.2745 (1.782)			0.2245 (3.218)**	-0.0076 (-0.486)	0.9758	0.4866	1.0278 (1.913)	
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)	
0.0130 (0.072)	1.2973 (6.170)**	-0.2619 (-0.834)	-0.0072 (-0.026)	-0.4532 (-1.709)	0.7629 (2.524)*	-0.3987 (-1.276)	0.0608 (0.408)	0.2029 (2.923)**	-0.0100 (-0.644)	0.9773	0.4716	0.4687 (0.663)	
<1987-1997>													
Const.	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	GDPGAP(1)	Import	R2-bar	Stan.Error	m-test	REST=1
-0.2528 (-1.958)	1.0000 (8.2E+9)**							0.1745 (2.389)*	0.0907 (2.612)*	0.8666	0.6535	0.5462 (3.396)**	
-0.1942 (-1.536)	1.3542 (8.180)**	-0.3542 (-2.140)*						0.1359 (1.884)	0.0772 (2.283)*	0.8781	0.6262	0.5763 (1.390)	
-0.1984 (-1.602)	1.4459 (8.405)**	-0.6895 (-2.600)*	0.2436 (1.598)					0.1501 (-2.108)*	0.0698 (2.087)*	0.8830	0.6135	-0.2140 (-0.327)	
-0.1958 (-1.586)	1.3343 (6.717)**	-0.4833 (-1.497)	-0.0641 (-0.203)	0.2130 (1.112)				0.1641 (-2.276)*	0.0601 (1.742)	0.8837	0.6115	-0.5159 (-0.692)	
-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)	
-0.1664 (-1.444)	1.2185 (6.137)**	-0.4031 (-1.331)	0.0729 (0.245)	-0.3519 (-1.288)	0.5586 (-2.065)*	-0.0951 (-0.541)		0.1805 (-2.622)*	0.0273 (0.741)	0.8997	0.5679	0.4710 (0.698)	
-0.1652 (-1.417)	1.2225 (6.084)**	-0.3651 (-1.159)	0.0453 (0.148)	-0.3360 (-1.209)	0.5043 (1.722)	0.0194 (0.069)	-0.0905 (-0.519)	0.1732 (-2.438)*	0.0339 (0.861)	0.8974	0.5743	0.5694 (0.827)	