

Working Paper Series

潜在 GDP とフィリップス曲線を
同時推計する新手法

廣瀬康生*・鎌田康一郎**

Working Paper 01-7

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

* e-mail: yasuo.hirose@boj.or.jp

** e-mail: kouichirou.kamada @boj.or.jp

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の見解を示すものではありません。

潜在 GDP とフィリップス曲線を同時推計する新手法*

廣瀬 康生*、鎌田 康一郎**

日本銀行・調査統計局

2001 年 6 月 5 日

【要旨】

本稿の目的は、潜在 GDP とフィリップス曲線を同時に推計する新たな手法を提示することである。ここでいう潜在 GDP とは、インフレ率を加速も減速もさせない「インフレ中立的」な GDP 水準のことであり、単なる GDP のトレンドとは異なる。さらに、本稿では、この手法をわが国に加え、全ての G7 諸国に適用し、計測したインフレ中立的な GDP の性質をさまざまな側面から分析する。主な分析結果を挙げると、インフレ中立的な GDP からみた GDP ギャップは、1980 年代と 1990 年代を均してみるとマイナスで推移しており、当時の世界的ディスインフレ傾向を上手く反映している。また、この GDP ギャップは、企業の景況感と整合的に推移しており、景気指標としても有用である。1990 年代後半のわが国経済に注目すると、潜在成長率が 1% 台で低迷する中、GDP ギャップは激しく変動し、趨勢を捉えづらくなっている。さらに、わが国におけるインフレ率の GDP ギャップに対する感応度は、国際的にみても低いことがわかった。

(JEL: C63, E30, O40; キーワード: 潜在 GDP、フィリップス曲線、Hodrick-Prescott フィルター)

* 本稿の作成過程では、松林洋一 和歌山大学助教授、中田(黒田)祥子、白塚重典 両氏(日本銀行金融研究所) 日本銀行調査統計局の多くのスタッフから有益なコメントを頂いた。この場を借りて深く感謝の意を表したい。もちろん、あり得べき誤りは筆者に属する。なお、本論文の内容や意見は筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の公式見解を示すものではない。

* yasuo.hirose@boj.or.jp

** kouichirou.kamada@boj.or.jp

1. はじめに

フィリップス曲線は、インフレ率と生産活動の間に観察される経験的なトレードオフ関係を端的に表現したもので、フィリップスによる啓発的な論文（1958年）以来、その理論的な背景や実証面からの現実妥当性について、幾度も検討が加えられてきた¹。特に、物価の安定を主要な任務とする中央銀行にとって、フィリップス曲線は、政策的に重要なインプリケーションを持つものであり、いまでも大きな関心事の一つである。

近年、フィリップス曲線は、「潜在 GDP」や「GDP ギャップ」と絡めて議論されることが多い。いま、 π をインフレ率、 y を実質 GDP の自然対数値、 y^N を潜在 GDP の自然対数値としよう。このとき、最も簡単なフィリップス曲線は、次のように書くことができる。

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \beta(y_t - y_t^N) + \varepsilon_t \quad (1)$$

潜在 GDP という言葉はさまざまな意味で用いられているが、ここでの y^N は、「インフレ率を加速も減速もさせない実質 GDP のレベル」と定義されている。パラメータ β は、 y^N の系列が与えられれば、最小 2 乗法など標準的な統計手法を用いて容易に推計することができる。ところが、フィリップス曲線を推計する際の難問は、むしろ、この y^N をいかに計測するかという点にある。したがって、 β を決定すると同時に、 y^N を推計する方法を探る必要がある。

潜在 GDP を推計するために、これまでにさまざまな方法が試みられてきたが、それらは「生産関数アプローチ」と時系列的手法の 2 つに大別される。生産関数アプローチを要約すれば、まずマクロの生産関数を推計し、それに資本や労働の「ノーマル²」な投入量を代入し、最終的に潜在 GDP を計測する手法といえる。一方、時系列的手法とは、大雑把にいうと、実際の GDP に移動平均をかけて得られるトレンドを潜在 GDP とみなす方法である。Hodrick-Precott (HP) フィルターは、そうした時系列手法の一種であり、次式を最小化する系列 y^{HP} と定義される。

¹ フィリップス曲線を国際間で比較したものとして、Turner (1995) や Watanabe (1997) が挙げられる。また、肥後・中田 (2000) は、フィリップス曲線の性格が時間を経て変化する可能性を指摘している。

² 何を生産要素の「ノーマル」な投入量とするかという点について、いくつかの考え方が併存している。しばしば用いられる定義を挙げると、生産要素の稼働率を 100% とするもの（鎌田・増田 [2001]）、生産要素の稼働率を過去の平均水準とするもの（経済企画庁 [2000]）、要素価格のインフレ率が安定化する稼働率を推計するもの（Congressional Budget Office [1995]）などがある。本稿の考え方は、このうち、の定義に近いと考えられる。

$$\sum_{t=1}^T (y_t - y_t^{HP})^2 + \theta \cdot \sum_{t=2}^{T-1} (\Delta y_{t+1}^{HP} - \Delta y_t^{HP})^2 \quad (2)$$

この式から分かるように、 y^{HP} は実際の GDP から大きく乖離することなく（第 1 項）、しかも、スムーズに変化する（第 2 項）という性格を持った時系列である。 θ は y^{HP} のスムーズ度を定めるパラメータであり、これが大きくなるほど動きがスムーズになる³。

HP フィルターを通して得られた y^{HP} は、詰まるところ、実際の GDP を移動平均したものに過ぎず、物価との関連はかならずしも明らかではない。そもそも、この方法だと、潜在 GDP が長期間にわたって実際の GDP から乖離することが、計算上許容されなくなってしまう。したがって、 y^N の代わりに y^{HP} を用いて(1)式を推計すると、 β の推計値にバイアスがかかってしまう。この問題を解決する糸口として、仮に β の値が既知であるとして、新たな時系列 z を次のように定義しよう。

$$z_t \equiv y_t - (\pi_t - \pi_{t-1}) / \beta = y_t^N - \varepsilon_t / \beta$$

最後の等式では(1)式が利用されている。この式は、 y そのものではなく、インフレ率の変動を加味した z という時系列に HP フィルターをかけることによって、 y^N が得られることを示唆している。しかも、こうして得られた y^N は、フィリップス曲線の考え方を明示的に取り込んでおり、インフレ率を加速も減速もさせない潜在 GDP という明快な含意を持っている。本稿でも、こうした考え方に基づいて潜在 GDP を計測することにする。もっとも、この手法を適用するためには、 β の値を決定する必要がある。本稿の手法の最大の特徴は、フィリップス曲線の推計を予め独立して行うのではなく、潜在 GDP の計測と同時に行う点にある。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では、潜在 GDP とフィリップス曲線を同時推計する本稿の手法をフォーマルなかたちで展開する。3 節では、本稿の手法をわが国のデータにあてはめて、1980 年以降のわが国の潜在 GDP や GDP ギャップ（実質 GDP の潜在 GDP からの乖離率）⁴を推計し、その特徴点を明らかにすることを通じて、本稿で示した手法の重要性を定量的な側面からサポートする。さらに、フィリップス曲線の推計結果を吟味して、本稿で展開される手法の妥当性をチェックするほか、GDP ギャップの景気指標としての有用性を確認する。本稿の手法は非常にシンプルであり、物価

³ HP フィルターをかける際のスムーズ度として、月次データで 14400、四半期データで 1600、年次データで 100 がしばしば用いられる。

⁴ 本稿では、ことわりのない限り、「GDP ギャップ」は、実際の GDP の y^N からの乖離率を指している。この点、鎌田・増田（2001）の定義（実際の GDP の最大生産可能な GDP からの乖離率）とは異なっている点に注意されたい。

と実質 GDP など生産のデータだけで、各国の潜在 GDP を算出できるという利点を備えている。そこで、4 節では、G7 各国の GDP ギャップを算出し、これとの比較を通じて、わが国経済の特殊性を明らかにする。さらに、前節と同様の観点から、本稿の手法が主要先進国にとって、どの程度重要であるのかを定量的にチェックする。5 節では、本稿の手法を用いる際の留意点を列挙する。最後に、6 節では、本稿の分析結果を整理することによって結びとする。

2. 推定量の導出

期待によって修正されたフィリップス曲線は、一般に次のように書くことができる。

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta(y_t - y_t^N) + \varepsilon_t$$

ここで、 π はインフレ率、 π^e は期待インフレ率、 y は実質 GDP の自然対数値、 y^N は潜在 GDP の自然対数値である。これと突き合わせると、先述の(1)式は $\pi_t^e = \pi_{t-1}$ (静学的期待) を仮定していたと解釈することができる。一般に、このフィリップス曲線は NAIRU (non-accelerating-inflation rate of unemployment) 型と呼ばれている。これによると、 y が y^N を上回ればインフレ率が上昇し、下回ればインフレ率が低下する。本稿では、 y^N を「インフレ中立的な GDP」(non-accelerating-inflation level of output: NLO) と呼ぶこととする。なお、以下では、インフレ率に関する静学的期待を多少緩和した次のフィリップス曲線を仮定する。

$$\pi_t = \alpha \cdot \pi_{t-1} + (1-\alpha)\pi_{t-2} + \beta(y_t - y_t^N) + \varepsilon_t \quad (3)$$

インフレ率の説明変数に為替レートの変化率を加えるなど、更に複雑なモデルを考えることも可能であるが、そうした拡張については、後に議論することとする。

本稿では、「潜在 GDP はスムーズに変化する」という仮定の下で、フィリップス曲線と潜在 GDP を同時推計する。本稿の推計テクニックは、フィリップス曲線の推計誤差を最小化する最小 2 乗法 (OLS) と基本的には同じ原理に基づいているが、次のように、多少複雑な目的関数 V を用いる。

$$V(\alpha, \beta, y_1^N, \dots, y_T^N) \equiv \sum_{t=1}^T \{ \pi_t - \alpha \cdot \pi_{t-1} - (1-\alpha)\pi_{t-2} - \beta(y_t - y_t^N) \}^2 + \lambda \cdot \sum_{t=2}^{T-1} (\Delta y_{t+1}^N - \Delta y_t^N)^2 \quad (4)$$

(4)式が単純な OLS の目的関数と異なるのは、最後の 2 乗和の存在である。この項は、潜在成長率 (Δy^N) の急激な変化に対するペナルティーの合計であり、 λ が大きいほど

y^N の動きがスムーズになる。極端な場合、 λ が無限大ならば y^N は線形トレンドに従い、 λ がゼロの場合にはフィリップス曲線がパーフェクト・フィットするように y^N が決まる。

ここでの目標は、 V を最小化する α 、 β 、 (y_1^N, \dots, y_T^N) に、 λ を加えた合計 $(T+3)$ 個の未知数を決めることである。しかし、これらすべてを一度に推計するのはあまり効率的ではない。そこで、本稿では、 V を2段階に分けて最小化する。第1段階では、 α と β を任意の値に固定した上で、最適な (y_1^N, \dots, y_T^N) をもとめる。その際、 V を最小化する代わりに $W \equiv V/\beta^2$ を最小化しても結果が変わらないことを利用する。

$$W(\alpha, \beta, y_1^N, \dots, y_T^N) \equiv \sum_{t=1}^T (z_t - y_t^N)^2 + \mu \cdot \sum_{t=2}^{T-1} (\Delta y_{t+1}^N - \Delta y_t^N)^2 \quad (5)$$

ここで、 $z_t \equiv y_t - \{\pi_t - \alpha \cdot \pi_{t-1} - (1-\alpha) \cdot \pi_{t-2}\} / \beta$ 、 $\mu \equiv \lambda / \beta^2$ である。さて、(5)式は HP フィルターの定義式である(2)式ときわめてよく似ていることに注目されたい。両者の違いは、(2)式の y の代わりに、(5)式ではインフレ率を加味した z が用いられている点である。この類似性に着目すれば、時系列 z にHPフィルターをかけることによって、 W を最小化する T 個の未知数 (y_1^N, \dots, y_T^N) を効率的に計測することができる。こうして得られた最小値を $W^*(\alpha, \beta)$ と書くことにする。 W^* は α と β に関する条件付最小値であることに注意しよう。そこで、第2段階では、 α と β を変化させることによって、 $\beta^2 \cdot W^*(\alpha, \beta)$ を最小化する。これによって、最終的に V の最小値を得ることができる。

最後に、 λ の値をどのように決定するかを考えよう。 λ は y^N の重要な決定要因の一つであるが、 y^N のスムーズ度を直接規定しているのは、むしろ μ の値であることが、(5)式から明らかである。本稿では四半期データを用いるので、Hodrick and Prescott (1997)と同様、 μ が1600となるようにしたい。さて、 λ に何らかの値を与えると、先に議論した最小化プロセスによって、最適な β が求まる。しかし、この結果に基づいて $\mu (= \lambda / \beta^2)$ を計算しても、答えが1600に一致するとは限らない。本稿で用いた計算アルゴリズムでは、最終的に $\mu = 1600$ となるように、 λ をサーチするプロセスが組み込まれている(具体的な数値計算の手順については補論を参照)⁵。

⁵ Laxton and Tetlow (1992) は、 y^{HP} をベースにフィリップス曲線の情報を加味するという別のアプローチから、本稿で展開された手法とかなり近い潜在GDPの計測法に到達している(multivariate filter: MV フィルター)。Haltmaier (1996) が、MV フィルターを利用して潜在GDPを推計している。本稿のモデルと比較しやすいかたちで紹介しよう。最初に、実際のGDPにHPフィルターをかけ、「仮」の潜在GDPとして y^{HP} を計測する。次に、これを潜在GDPとみなしてフィリップス曲線のパラメータを推計し、結果を $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ とする。これらを所与として、

3. わが国の潜在成長率と GDP ギャップ

本稿が計測しようとしている潜在 GDP は、単なる実質 GDP のトレンドではなく、インフレ率を加速も減速もさせない GDP の水準である。前節では、そうした GDP 水準を NLO と呼び、その推計手法を詳しく説明した。しかし、こうした推計手法を開発する意義は、NLO が単なる実質 GDP のトレンドとどの程度異なるのか、また、そうした差異がどの程度フィリップス曲線の推計結果に影響を及ぼすのかという定量的な面にも依存している。そこで、わが国の物価と生産に関するデータを用いて、本稿の手法の重要性を定量的な側面から確認しておこう。サンプルは、1980～90 年代を中心とするわが国の消費者物価と実質 GDP の四半期データである。

本節では、わが国の NLO が持つ定量的な性格を、さまざまな側面から明らかにする。まず、 y^{HP} を「HP フィルターによる GDP のトレンド」(HP-filtered output trend: HPT) と呼び、これと NLO を潜在成長率という観点から直接比較する。その際のスムーズ度は、NLO の場合と同じ 1600 である。次に、実際の GDP の y^N からの乖離率を「インフレ中立的な GDP からみたギャップ」(non-accelerating-inflation output-level-based gap: NAIOG) さらに、 y^{HP} からの乖離率を「HP フィルターから得られた GDP ギャップ」(HP-filtered output gap: HPOG) と呼んで、GDP ギャップの観点から比較を行う。続いて、これら 2 つの GDP ギャップを景気を表す指標と比較することによって、NAIOG の景気指標としての有用性を指摘する。最後に、フィリップス曲線の推計結果を吟味して、フィリップス曲線を潜在 GDP と同時推計することの重要性を定量的な観点から確認する。

(1) わが国の潜在 GDP

わが国の潜在成長率を NLO と HPT の伸び率を用いて計測すると図表 1(1)のようにな

次の目的関数 \tilde{V} を構成する。

$$\tilde{V} = \sum_{t=1}^T (y_t - y_t^{LT})^2 + \lambda \cdot \sum_{t=2}^{T-1} (\Delta y_{t+1}^{LT} - \Delta y_t^{LT})^2 + \psi \cdot \sum_{t=1}^T \{ \pi_t - \hat{\alpha} \cdot \pi_{t-1} - (1 - \hat{\alpha}) \pi_{t-2} - \hat{\beta} (y_t - y_t^{LT}) \}^2$$

これを最小化する y^{LT} が、「最終的」な潜在 GDP である。ここで、第 1 項を無視して、さらに、 $\psi = 1$ とすると、 \tilde{V} は本稿の V と同じかたちになる。この MV フィルターの問題は、フィリップス曲線と潜在 GDP が同時決定されていないことである。したがって、最後に得られた y^{LT} を潜在 GDP としてフィリップス曲線を再推計すると、結果は先に得られた $\hat{\alpha}$ や $\hat{\beta}$ と一致しない。また、 ψ の決定に関して明確な基準が存在していないのも問題点である。こうした観点からすると、本稿で展開された同時推計法は、これらの問題を解決して、Laxton and Tetlow の手法を一步進めたものと解釈することもできる。

る。ここから、潜在 GDP をどちらで測るかによって、潜在成長率に大きな差が生ずることが容易にみてとれる。もっとも、2つの成長率の推移をより仔細に観察すると、1990年代央を境に両者の相違に変化が生じている。1995年以前の両者の差は明らかである。例えば、1980年代のはじめ、第2次石油危機（1979年）による記録的な高インフレが沈静化する過程で、NLOの成長率はHPTの成長率を大きく上回っていた。その後、バブル経済の始まりとともに2つの成長率は逆転し、バブル経済の崩壊とともに再び逆転することとなった。一方、1995年以降に目を転ずると、NLOとHPTのいずれで測っても、潜在成長率は1%程度で低迷している。

わが国のGDPギャップをNAIOGとHPOGを用いて計測すると図表1(2)のようになる。ここから明らかのように、1980～1990年代の2つのGDPギャップは、多かれ少なかれ乖離して推移してきた。1980年以降、バブル経済の数年間を除けば、NAIOGは全般的にマイナスで推移してきた（平均-1%弱、図表1(3)）。このことは、実際の景気に比べて物価下落が加速しやすい状況にあったことを意味しており、1980年代央以降のデスインフレ的な傾向を適切に反映したものと見える。一方、HPOGは、平均するとほぼゼロ%であり、この間のインフレ低下圧力を十分に把握できていない。NAIOGとHPOGの差は、NLOとHPTのレベル差に等しいので、2つのギャップの差を次の平均2乗誤差で測ると、1980年以降における両者の平均的な乖離率は1.5%に上る（図表1(3)）。

$$\rho = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (y_t^N - y_t^{HP})^2}{T}}$$

また、1980年以降における景気循環の振幅をGDPギャップの標準偏差で測ると、NAIOGでは2%弱あったのに対し、HPOGでは1%強に過ぎず、HPOGは景気の波を過小評価することもわかった。こうしたHPOGの欠陥は、その実体が実際のGDPの移動平均であり、計算上、長期間にわたって実際のGDPから乖離することができないというきわめて技術的な限界に起因している。もっとも、NAIOGとHPOGの推移を仔細にみると、1980年代は両者の差が大きかったのに対し1990年代央以降は、両者の差が縮まっている。

さらに、NLOとHPTが動く際のスムーズ度の違い（加速度の相違）を次の指標に基づいて比較してみよう。

$$\kappa = \frac{\sum_{t=2}^{T-1} (\Delta y_{t+1}^N - \Delta y_t^N)^2}{\sum_{t=2}^{T-1} (\Delta y_{t+1}^{HP} - \Delta y_t^{HP})^2}$$

NLO が HPT よりも急激な変動を示す場合には κ が 1 を超える。1980 年以降のわが国では、 κ が 1 を超えていた（図表 1(3)）。これは、実際の GDP 成長率が比較的均一に変化してきたのに対し、NLO の成長率がバブル経済の前後で、急速に屈折していることを反映している。

（2）わが国の景気と GDP ギャップの相関

ここでは、NAIOG が景況感を表す指標と整合的に動いており、景気指標としても有用である点を指摘する。わが国では、景気の転換点を表すものとして、内閣府が「景気基準日付」を公表している。そこで、NAIOG と HPOG という 2 つのギャップが景気基準日付と整合的に動いているかをチェックしよう。図表 2(1)のシャドー部分は、景気基準日付による景気後退局面（山から谷の期間）を表したものである。これをみると、NAIOG の低下局面はシャドー部分、上昇局面はシャドーのない部分と重なっており、景気基準日付と整合的な動きをしていることがわかる。より仔細に NAIOG の動きを景気循環と突き合わせてみよう。まず、NAIOG は、第 2 次石油危機後（1980 年 2 月～1983 年 2 月）に大きく低下した。その後、上昇に転じ、円高不況（1985 年 6 月～1986 年 11 月）で一服した後、平成景気とともに急上昇した。しかし、バブル経済が崩壊すると（1991 年 2 月～1993 年 10 月）それとともに急速にマイナスに落ち込んだ。その後、小幅の景気回復とともに、1996～97 年にはほぼゼロ%にまで回復した⁶。しかし、再び景気後退期（1997 年 3 月～1999 年 4 月）に入って、激しい振れを伴いながら⁷、-1%近傍で低迷を続けている。このように NAIOG は実に上手く景況感を伝えている。HPOG も、1980 年代半以降は、ほぼ景況見合いで動いているが、1980 年代前半は、ゼロ付近で小さな振幅を繰り返しているだけで、景気の後退を十分捉えていない。

企業短期経済観測（短観）は、日本銀行が企業の経営環境を把握するために行っているアンケート調査で、景気を総合的に判断する際の材料の一つである。そこで、2 つの GDP ギャップの短観との相関をチェックしておこう。短観の調査項目は多岐にわたるが、なかでも業況判断 D.I.（業況が「良い」と答えた企業の割合から「悪い」と答えた企業の割合を差し引いたもの）は、収益環境を含む企業の全般的な景況感を示す代表的な指標である（図表 2(2)）。この業況判断 D.I.と NAIOG との同時点相関係数を算出すると 0.68 に上り、HPOG との相関 0.55 よりも大きい。このように、NAIOG は、HPOG に比べて、景況感をより適切に反映している。

⁶ 以下のコメントでは、97 年第 1 四半期の消費税率引上げ前の駆け込み需要の影響を除いて考えることとする。

⁷ 近年の GDP ギャップの振幅は、GDP 統計の激しい振れを直接反映したものである。

もっとも、インフレ率の上昇と景気後退が同時に進行するスタグフレーションの状況では、NAIOG が景気指標としてミスリーディングになる可能性は否定できない。わが国経済は、1973～1975 年にかけて発生した第 1 次石油危機によって、インフレ率の上昇と実質成長率の低下に同時に見舞われる典型的なスタグフレーションに陥った。本稿の手法では、インフレ率の上昇が NLO を引き下げる方向に働くことを想起しよう(1 節の z を参照)。このことは、インフレ率の上昇がない場合に比べて NAIOG のマイナス幅が小さくなることを意味しているが、実際に景気の落込みがマイルドになったわけではない。このように、NAIOG が景気指標として決して万能ではない点には、十分な注意が必要である。

(3) わが国のフィリップス曲線

計測された GDP ギャップの信頼性は、フィリップス曲線の推計が成功しているか否かにも依存している。そこで、フィリップス曲線を NLO と同時推計した結果を吟味することから始めよう。そのために、まず、一度最適な y^N の系列を求めて、これを固定すると、(5)式の第 2 項は定数となることに注目されたい。このことは、フィリップス曲線の決定係数やパラメータ推計値の t 値など、回帰診断に必要な統計量が、(3)式を OLS で推計し直すことによって簡単に得られることを意味している。推計の結果は図表 3 のとおりである。まず、モデルの説明力を疑似 R^2 で測ると⁸、6 割強と良好なフィットであった。GDP ギャップにかかる係数は約 0.026 であり、これは GDP ギャップの 1% の拡大が消費者物価のインフレ率を年率で 0.1% 程度引き上げることを意味しており、比較的物価の安定しているわが国においては、リーズナブルな数値であろう。

次に、フィリップス曲線を潜在 GDP と同時推計することによって、パラメータの推計結果に、これまでと有意な差が生ずるのかをみておこう。そのために、HPOG や生産関数から算出された生産可能な最大の GDP 水準から計った GDP ギャップ(作成方法は鎌田・増田 [2001]を参照)を用いて、フィリップス曲線を独立に推計し、同時推計で得られた結果と比較してみた。まず、HPOG を用いた結果をみると、関数の当てはまりはほとんど変わらなかったが、GDP ギャップにかかるパラメータは 0.012 となり、NAIOG を用いた場合と比べて半減した。

⁸ モデルは定数項を含んでいないので、通常の R^2 を定義することはできない。そこで、本稿では、次の疑似 R^2 を計算した。

$$\text{疑似 } R^2 = \{\Sigma(\pi_t - \bar{\pi})(\hat{\pi}_t - \bar{\hat{\pi}})\}^2 / \{\Sigma(\pi_t - \bar{\pi})^2 \cdot \Sigma(\hat{\pi}_t - \bar{\hat{\pi}})^2\}$$

ここで、 $\bar{\pi}$ は π_t のサンプル平均、 $\hat{\pi}_t$ は推計値、 $\bar{\hat{\pi}}$ は推計値の平均である。なお、疑似 R^2 は通常の R^2 を包含するもので、定数項がある場合、両者は一致する。

さらに、生産関数から算出された生産可能な最大の GDP 水準から測った GDP ギャップ (G_t) をフィリップス曲線に用いてみた。このときのスペックは次のとおりである⁹。

$$\pi_t = \alpha \cdot \pi_{t-1} + (1-\alpha)\pi_{t-2} + \beta(G_t - G^N) + \varepsilon_t \quad (6)$$

ここで、 G^N は定数で、「GDP ギャップの自然率」と呼ばれる。この場合、関数の当てはまりは、疑似 R^2 で測って 8% 減少した。さらに、GDP ギャップにかかる係数もかなり低下している。これは、(6) 式のような NAIRU 型フィリップス曲線が成立しないことを意味している¹⁰。このように、NAIOG 以外の GDP ギャップをフィリップス曲線に用いると、ギャップの説明力が低下し、NAIRU 型フィリップス曲線が成立しなくなる。

4. G7 諸国の潜在成長率と GDP ギャップ

前節では、HP フィルターによる GDP のトレンドやさまざまな景気指標と比較することによって、わが国の潜在 GDP をフィリップス曲線と同時推計することの重要性を明らかにしてきた。また、そうした検証作業を行う過程で、潜在成長率、GDP ギャップ、インフレ率の景気感応度など、わが国経済の特徴点がある程度浮き彫りになった。しかし、こうした一国のみを対象とした分析では、わが国経済の特殊性について、十分な理解を得ることはできない。2 節の議論から明らかなように、本稿の手法は、物価と実質 GDP などの生産活動を表すデータさえあれば、どのような経済にも容易に適用できる。この利点を活かして、本節では、分析対象をわが国以外の G7 諸国に広げ、これら先進諸国との比較を通じて、わが国経済の特徴点をさらに明確にしていこう。

前節の議論の眼目は、同時推計された潜在 GDP とフィリップス曲線が、それぞれを独立に推計したものと無視し得ないほどに異なることを示す点にあった。同じ観点から

⁹ 鎌田・増田 (2001) の GDP ギャップは最大限生産可能な GDP (y^*) から測った GDP ギャップである。 G^N は、この GDP ギャップでみた経済の均衡活動レベルを表していると考えられ「GDP ギャップの自然率」と呼ばれる。これに対応する GDP 水準は、 $\tilde{y}_t \equiv y_t^* + G^N$ によって定義される。 $G_t \equiv y_t - y_t^*$ であるから、 $G_t - G^N = y_t - \tilde{y}_t$ となり、(3) 式と同じ形の推計式に帰着することがわかる。

¹⁰ 生産関数に基づいて計測された GDP ギャップをフィリップス曲線の説明変数として用いる場合、本稿では、GDP ギャップの自然率 G^N を定数として取り扱っている。これに対し、廣瀬・鎌田 (2001) は、 G^N が可変であるケースを分析しており、この場合には、ギャップにかかる係数がゼロと有意に異なるという結果を得ている。なお、(1) 式で、潜在 GDP の代わりに失業率を用いると、Gordon (1997) の可変 NAIRU が得られる。

すると、分析対象を G7 諸国に拡張すれば、潜在 GDP とフィリップス曲線を同時推計することの重要性を検証する効果的な手段となり得るし、したがって、そうした検証は本節のもう一つの狙いでもある。こうした要請に応ずるために、潜在 GDP をフィリップス曲線と同時推計することの重要性が国毎にどの程度異なっているのか比較してみよう。具体的には、NLO と HPT の推移が国毎にどの程度異なっているのか、NAIOG と HPOG がどの程度乖離しているのか、それらが景気指標とどの程度相関しているのか、フィリップス曲線の推計値にどの程度影響を与えるのかといった点が論点となる¹¹。

(1) G7 諸国における潜在 GDP

G7 諸国の潜在成長率を NLO と HPT の伸び率を用いて計測すると図表 4 のようになる。わが国と同様、潜在 GDP の定義いかんで、潜在成長率の計測にかなりの差が生ずる。一見して明らかのように、成長率の推移には 2 つの代表的パターンがある。まず、イギリスとアメリカでは、NLO と HPT が、同じ様な波形を描いて推移しており、1990 年代後半におけるイギリスの潜在成長率は 3% 程度、アメリカは 4% 程度となっている。一方、フランスやイタリアでは、1990 年代後半の潜在成長率の推移が NLO と HPT とでは、方向が逆になっている。その結果、両国では、HPT 成長率が 2% 付近であるのに対し、NLO 成長率は 1% を切る状態になっている。こうした米国と欧州における潜在成長率の違いをあえて解釈すれば次のようになるだろうか。まず、1990 年代後半の米国における好景気は、情報産業の広がりに支えられたものであった。これは、総需要を拡大させたのみならず、経済の効率化を通じて、供給能力の拡大にもつながった。その結果、好景気と低インフレが共存し得た。一方、欧州経済の盛上がりは、必ずしも供給能力の拡大を伴うものではなかった。その結果、総需要の拡大とともにインフレ率が上昇し、NLO はそれを反映して低い伸びに止まったのである。

GDP ギャップを NAIOG でみると、イギリス(平均 - 0.9%)からカナダ(平均 + 0.5%)まで、国毎にかなりの差があるとはいえ、ほとんどの G7 諸国で NAIOG の平均値がマイナスの値をとっている点が注目される(図表 5)。こうした結果は、1980 年以降、世界的なレベルでディスインフレ的な状況が広がっていたことを反映していると解釈で

¹¹ 本稿では、便宜上、全ての G7 諸国に(3)式のフィリップス曲線をあてはめている。しかし、フィリップス曲線のスプレッドは国毎に異なり得る。特に、当期の GDP ギャップが当期のインフレ率に影響を与えるという(3)式の枠組みとは別に、一期前の GDP ギャップが当期のインフレ率に影響を与えるというスプレッドを用いることも可能である。また、フィリップス曲線の右辺に含まれるインフレ率のラグ構造は、国毎に異なっている可能性がある。こうしたフィリップス曲線の国毎の特徴を考慮すれば、本稿における NLO の計測値に、多少なりとも影響が及ぶ可能性がある。

きる。とりわけ、わが国における NAI OG の平均値（ - 1%程度）は G7 諸国の中で最も低く、わが国の物価が海外との対比でもデフレ気味に推移してきたことを示唆している。一方、HPOG はいずれの国でもゼロ%になっており、この間のデフレ傾向を上手く捉え切れていない。NAI OG と HPOG の差を ρ によって集約すると、カナダを除いて、乖離率が 1%程度あり、わが国はフランス、イギリスに次いで、3 番目に大きかった。

また、1980 年以降における景気循環の振幅を NAI OG の標準偏差で見ると、国毎にサンプル期間が異なるとはいえ、わが国における景気循環の波の大きさ（2%弱）は、フランスやイギリスよりも小さいが、米国とほぼ同水準であり、わが国の需給環境は必ずしも安定的とはいえないことがわかった。しかし、こうした国際間の差があるせよ、わが国の場合と同様に、HPOG の標準偏差は NAI OG のそれを常に下回っており、HPOG が景気循環の波の大きさを過小評価してしまう問題は、いずれの国でも観察される。

NLO と HPT が変化する際のスムーズ度（加速度）の差をみると、国毎にかなりの相違があり、わが国のように前者の動きが後者に比べて激しいとは限らない。 κ によって、両者のスムーズ度を比較すると、仏独伊といった欧州大陸諸国では、わが国と同様に、 κ が 1 を超えていた。これに対し、その他の国々、特にアメリカでは、 κ が 1 を下回っており、NLO が HPT よりもスムーズに変化してきたことを表している。特に欧州諸国における NLO のスムーズ度の低さは、東西ドイツの統合（1990 年）に始まり、マーストリヒト条約の発効による EU の成立（1993 年）、ユーロによる通貨統合（1999 年）など、1990 年代の欧州で起こった経済構造の変化の大きさを物語っていると考えられる。したがって、わが国のデータでも確認したとおり、経済構造が激しく変化している状況下では、HPT を NLO の代理変数とみなすのはかなりミスリーディングな方法であると考えられる。

（2）G7 諸国の景気と GDP ギャップの相関

次に、海外の NAI OG が景況感を表す統計とどの程度整合的であるのか、言い換えると、NAI OG は景気指標として国際的に通用するものなのか確認しておこう（図表 6）。その際、わが国の短観と同様、企業の景況感を集約したものとして、次の統計を利用する。欧州各国（英独仏伊）は欧州委員会（European Commission）の「製造業コンフィデンス」（Industrial Confidence Indicator）¹²、アメリカは「全米購買者協会（NAPM）指数」

¹² 欧州委員会の製造業コンフィデンスは、EU 各国の調査機関による企業アンケートをもとに、生産見通し、受注、在庫の各 D.I. を加重平均したもので、欧州の景気判断指標として広く用いられている。

¹³、カナダはカナダ統計局の「景気アンケート調査」(Business Conditions Survey)¹⁴を使用した。

わが国の場合と同様、NAIOG や HPOG の景気指標との同時点相関係数を計算して、NAIOG の方が HPOG よりも景況感を適切に捕捉していることを確認しよう。図表 6 をみると、欧州諸国では、景気指標の NAIOG との相関は 5 割を超え、HPOG との相関を大きく上回っている。アメリカにおける NAIOG と景気指標の相関は 4 割程度とレベル自体は低いものの、HPOG の場合の 2 倍に上る。特に、EU 発足後、乱高下しながらも景況感が急上昇しているフランスやイタリアでは、これと歩調を合わせるように、NAIOG が HPOG 対比、急速に上昇している。また、1980 年代におけるイギリスでは景況感が急速に回復し、NAIOG もこれに合わせて上昇しているが、HPOG はこうした景況感の動きと必ずしも整合的ではない。このように、多くの国で、NAIOG は HPOG よりも景気指標との相関が高いことが確認される¹⁵。

(3) G7 諸国のフィリップス曲線

最後に、同時推計されたフィリップス曲線の内容をチェックしておこう。まず、フィリップス曲線の推計がどの程度成功しているか吟味しておく。この点、NLO を用いたフィリップス曲線の当てはまりをみると、独仏を除けば、全体的にフィットは良好であった(図表 7(1))。また、ダービン・ワトソン比は全ての国で 2 付近であり、フィリップス曲線の誤差項に系列相関がないことが確認された¹⁶。

¹³ 米国全国購買者協会 (NAPM) 指数とは、企業アンケートをもとに、生産、受注、在庫、雇用などの各 D.I. を加重平均したもので、米国における製造業の景気指標として広く認識されている。

¹⁴ カナダ統計局の景気アンケート調査は、企業アンケートをもとに、さまざまな項目について D.I. が掲載されている。本稿で使用した D.I. は、このうち、生産、受注、在庫の各 D.I. を単純平均したものである。

¹⁵ 本文では、景気指標との同時点相関係数によって、NAIOG と HPOG の景気指標としての有用性を比較したが、別の基準として、景気指標との時差相関係数の最大値を比較するという方法も考え得る。後者の基準を用いたところ、全般的に NAIOG と HPOG の相関係数の差が縮小した。しかし、カナダを除いて、NAIOG の相関係数が HPOG の相関係数を上回る点に変わりはなく、しかも、国によっては NAIOG よりも HPOG の方が景気指標に遅れるという結果が得られた。

¹⁶ フィリップス曲線にはインフレ率の自己ラグが含まれているので、ダービン・ワトソン比に基づく検定は、「系列相関がない」という結果を出しやすい点には留意が必要である。こうした問題を回避する統計量としてダービンの h が知られている。しかし、ここでの分析のようにサンプル数があまり大きくない場合には、必ずしもダービンの h が有効であるとはいえない。

インフレ率の GDP ギャップに対する感応度をみると、わが国は相対的に低いグループに属し、イタリアとほぼ同水準で、米英独の半分、カナダの 3 分の 1 以下に止まっている。このように、わが国のインフレ率は景気循環からの影響をあまり受けないことが確認された。フランスはわが国よりも感応度が低い、関数の当てはまりが低く、結果の解釈には多少留意が必要である。

次に、NAIOG の代わりに HPOG を用いて、G7 諸国のフィリップス曲線を推計してみた（図表 7(2)）。推計結果をみると、フィリップス曲線の当てはまりはほとんど変わらなかった。しかし、GDP ギャップにかかる係数については、結果が分かれた。カナダ、イギリス、アメリカでは、GDP ギャップにかかる係数に、ほとんど影響がみられなかったが、イタリアやフランスなどでは、わが国と同様、HPOG を用いることによって推計値が大幅に低下した。

5. 留意点

本稿の手法は、HP フィルターとフィリップス曲線を利用している以上、当然それらが抱える問題点を引き摺っている可能性がある。そこで、本稿の手法を用いる際の留意点を整理しておこう¹⁷。しばしば HP フィルターの問題点として経済理論による裏付けを欠いていることが指摘されるが、本稿の手法は主にこの問題を解決したと解釈することができる。しかし、HP フィルターには、スムーズ度の選択や潜在 GDP の末端計測値の不確実性といった問題がある。加えて、フィリップス曲線のスペックに問題がないかという点も検討されるべきである。以下、これらの問題を順に検討していく¹⁸。

（1）スムーズ度の選択

本稿では、HP フィルターをかける際のスムーズ度（ μ ）を 1600 としている。四半期データにはこの数値が適用されることが多い。しかし、潜在 GDP を推計する際、この選択が、あらゆる国のいかなる時期においても妥当であるかという点については、い

¹⁷ HP フィルターの問題点を記したものは数多い。例えば、European Central Bank (2000)を参照されたい。

¹⁸ 本稿の手法の問題点はこれだけに止まらない。例えば、Harvey and Jeager (1993)が批判しているように、HP フィルターは偽のサイクルを作り出す可能性がある点にも注意が必要である。また、急激に経済構造が変化している場合には、「潜在 GDP はスムーズにしか変化しない」という本稿の仮定自体が不適切になってしまう。しかし、これらの問題についての検討は本稿の視点を超えているので、取り扱わないこととする。

くつかの側面から検討しておくことが望ましい。

理論的には、潜在 GDP は μ の値によって変化する。しかし、 μ のどの程度の変化が、どの程度潜在 GDP に影響を与え、また、それがどの程度フィリップス曲線の推計に影響を与えるのかは、極めて定量的な問題である。図表 8 は、 μ の値を変更した場合に、わが国の NLO や NAIOG、ならびに、フィリップス曲線の推計がどれほど影響を受けるのかを示したものである。これによると、 μ の値を 1600 から 800 や 3200 へと多少変化させても、フィリップス曲線の推計には、ほとんど影響がない。もっとも、これは NLO がほとんど変化しなかったのが原因であり、 μ の値を 160 や 16000 など、NLO が明瞭に変化するほど大きく変化させると、フィリップス曲線の推計値も変化する。

もっとも、あまりに μ の値を変化させると、以下のような問題が生じるので、わが国の場合、 $\mu=1600$ はリーズナブルな選択であるといえる。まず、 μ が小さ過ぎれば、NLO の動きが激しくなってしまう、その潜在 GDP という性格が失われる。逆に、 μ が大き過ぎると、NAIOG と景気指標との整合性が失われる部分が出てくる。したがって、 μ は 1600 からあまり乖離すべきではないと考えられる。加えて、前節で確認したとおり、カナダとアメリカを除く G7 諸国では、NAIOG と景気指標が整合的に推移している。これは、G7 諸国にとって $\mu=1600$ がリーズナブルな選択である証左とみなすことができよう。

(2) 潜在 GDP の末端計測値の不確実性

HP フィルターは、基本的には、現在・過去・未来にわたる中心移動平均の一種である。しかし、データの始期ではそれ以前のデータがないし、終期ではそれ以降のデータがない。したがって、HP フィルターによるトレンドは、データが追加される毎に改訂されてゆく。本稿で展開した潜在 GDP の推計法も、推計途中で HP フィルターを利用しているので、データ追加の度に潜在 GDP が改訂される可能性がある。特に、推計された潜在 GDP の末端部分で、比較的大きな改訂が起こると予想され、こうした可能性は、政策当局が正確な GDP ギャップを把握し、景気判断を行う際に、深刻な問題を惹起する。そこで、本稿の手法がサンプルの追加に対して、どのような影響を受けるのかチェックしておこう（例えば、Orphanides and van Norden [1999] や鎌田・増田 [2001] を参照）。

図表 9 は、サンプルを徐々に長くしていった場合に、NLO の成長率や NAIOG、さらには、フィリップス曲線の推計値が、どの程度影響を受けるのかをみたものである。これをみると、近年のように GDP 統計が激しい振幅を繰り返している局面では、わずか 1 年分のデータが追加されるだけで、NLO 成長率や NAIOG が無視し得ない影響を被ることがわかる。具体的には、1 年間のサンプル追加によって、4 年間程度にわたって NLO

成長率の修正を余儀なくされることがあり、NAIOG は将来的に 1%も改訂される可能性がある。このことは、NLO や NAIOG をリアルタイムでの政策判断に用いるには、十分な注意が必要となることを示唆している。

(3) 為替レートがフィリップス曲線に与える影響

ここまでのフィリップス曲線には、消費税の導入・税率の変更、原油価格等輸入価格の変動、為替を通じた輸入価格の変動など、供給ショックと呼ばれるものを説明変数として含んでいなかった。こうした要因のうち、影響が短いものは、HP フィルターによって切り捨てられ、誤差項に吸収されるが、長めの影響を持つものは、切り捨てられないで、NLO の変化に吸収されてしまう。

したがって、そこから算出される NAIOG は、主に景況感を反映しているとはいえ、正確には、こうした供給面でのショックを含んでいると考えることができる。例えば、為替レートが円高に振れているときには、これによって輸入品価格が低下するので、需要が増えても、その価格上昇圧力を幾分かは相殺してしまう。したがって、この場合、NLO は上昇し、NAIOG のマイナス幅は拡大する（プラス幅は縮小する）。

NAIOG をより純粋な景気指標に近づけたい場合には、上記のような供給ショックの影響を取り除く必要がある。そのための手段として、それらの供給ショックをフィリップス曲線の説明変数に加えることが考えられる。先の例では、為替レートの変化率を説明変数として加え、これが NLO の計測やフィリップス曲線の推計に与える影響をみればよい。そこで、次のようにフィリップス曲線を拡張する。

$$\pi_t = \alpha \cdot \pi_{t-1} + (1-\alpha)\pi_{t-2} + \beta(y_t - y_t^N) + \gamma \cdot x_t + \varepsilon_t$$

ここで、 x は名目実効為替レートの変化率である。推計手順の拡張は自明であるので、詳細は省くが、 γ という推計すべきパラメータが一つ増えたことに注意しよう。

推計の結果、イタリアや日本など影響があった国もあるが、ほとんどの国で為替変化率にかかるパラメータは t 値でみて有意ではなかった（図表 10）。その結果、NLO はあまりシフトしないし、フィリップス曲線のパラメータ推計値もほとんど変化しなかった。この結果は、為替の影響は NLO には吸収されておらず、むしろ、フィリップス曲線の回帰誤差の中に含まれていることを意味している。もっとも、為替レートの代わりに原油価格を用いれば、これとは異なる結果が得られる可能性がある。原油価格の高騰は、大きな供給ショックとして NLO に影響を与えるかもしれないし、その場合には、

フィリップス曲線のパラメータ推計値にも影響が及ぶことが十分に考えられる¹⁹。

6 . むすび

本稿では、フィリップス曲線と潜在 GDP を同時推計する簡便法を紹介した。また、この手法を実際のデータにあてはめて、G7 諸国の潜在 GDP とフィリップス曲線を同時推計し、それらの特徴点を明らかにした。まず、わが国経済の特徴点として、以下の諸点が明らかになった。

- ・インフレ中立的な GDP 水準(NLO)と HP フィルターによる GDP のトレンド(HPT)は、1980 年代を中心にかなり異なった経路を辿ってきた。しかし、1990 年代後半に至って、潜在成長率が 1%程度となるなど、両者の差は縮小しつつある。
- ・NAIOG (NLO から測った GDP ギャップ)は、HPOG (HPT から測った GDP ギャップ)に比べ、企業の景況感を表す指標との相関が高く、景気指標としても有用である。
- ・NAIOG 以外の GDP ギャップを用いると、インフレ率の景気に対する感応度が低下し、場合によっては NAIRU 型のフィリップス曲線が成立しなくなる。

次に、国際比較を通じてわが国経済の特徴点を探ると、以下のような点が明らかとなった。

- ・1990 年代後半、イギリス、アメリカなどでは、NLO、HPT いずれで測っても、潜在成長率が 3~4%あったのに対し、フランスやイタリアなど欧州大陸諸国では、HPT と比べて NLO の成長率がかなり低く、わが国の潜在成長率を下回る国もあった。
- ・1980 年以降、世界的なディスインフレ傾向を反映して、多くの G7 諸国の NAIOG は平均的にマイナスで推移していたが、とりわけ、わが国はディスインフレの傾

¹⁹ 本稿の手法は、更に、容易に拡張することができる。一般的に次の形をしているものなら、本稿の手法を直ちに適用することができる。

$$\pi_t = f(\Gamma, X_t) + \beta \cdot (y_t - y_t^N) + \varepsilon_t$$

ここで、 $f(\cdot)$ は任意の関数で、非線型なものを含む。 Γ は推計すべきパラメータ、 X_t は説明変数で、時点 t で入手可能な任意の変数である。この場合、最小化の過程で、

$$z_t = y_t - \{\pi_t - f(\Gamma, X_t)\} / \beta$$

に HP フィルターをかけることになる。

向が強かった。

- ・わが国と同様、多くの G7 諸国で、NAIOG が HPOG よりも企業の景況感を表す指標との相関が高いことがわかった。
- ・フィリップス曲線の推計で、HPOG よりも NAIOG を用いる方が、ギャップに対するインフレ率の感応度が高まる国があった。わが国でも感応度は上昇したが、国際的にみても、感応度は小さい方である。

本稿の手法を利用する際の留意点として、HP フィルターをかける際のスムーズ度の選択や潜在 GDP の末端計測値の不確実性が挙げられる。これらについて検討した結果、次のような結論を得た。

- ・HP フィルターのスムーズ度として、1600 はある程度妥当な選択であると考えられる。
- ・サンプルの追加が GDP ギャップに与える影響は無視し得ない大きさであり、本稿の結果のうち、末端の計測値に関する評価については留意が必要である。

なお、ここでのフレーム・ワークでは、潜在 GDP の変動が、資本や労働といった生産要素の増大など、いかなる要因に依存しているのかという点は明らかではない。特に、経済の生産性がどのような経路を辿って成長しているのか、NAIRU が変動している可能性はないのかといった点が重要である。こうした問題を取り扱うためには、生産要素を明示的に考慮したモデルを考えることが必要である（Haltmaier [1996] はそうした試みの一つである）。

補論．数値計算の手順

本稿では、以下の手順を用いて、 α 、 β 、 λ 、 y^N を数値的に計算している。手順は、大まかに分けると、 y^N の算出、 α と β の算出、 λ の算出という3つのパートから構成されている。

λ に適当な数値を与える。

α と β に適当な数値を与える。

α と β から z の系列を作成する。

λ と β から HP フィルターのスムーズ度 μ を計算する。

z にスムーズ度 μ の HP フィルターをかけて y^N を計算する。

W の最小値 W^* を計算する。

β の値を適当な刻みで動かす。

先の 以下を実行し、 W^* が最小になるまで続ける。

α の値を適当な刻みで動かす。

先の 以下を実行し、 W^* が最小になるまで続ける。

λ の値を適当な刻みで動かす。

μ が 1600 になるまで 以下の手順を繰り返す。

一度 y^N を固定すると、(5)式の第2項は定数となる。ここから、目的関数 V を最小化する (α, β) は、その第1項目を同時に最小化していることがわかる。したがって、単純にフィリップス曲線を OLS で推計して得られる (α, β) と上の手順で得られた (α, β) は、理論上は一致するはずである。もし2つの推計値が大きく乖離しているならば、 α 、 β 、 λ を動かす際の刻みを小さくするなどの処置を施す必要がある。

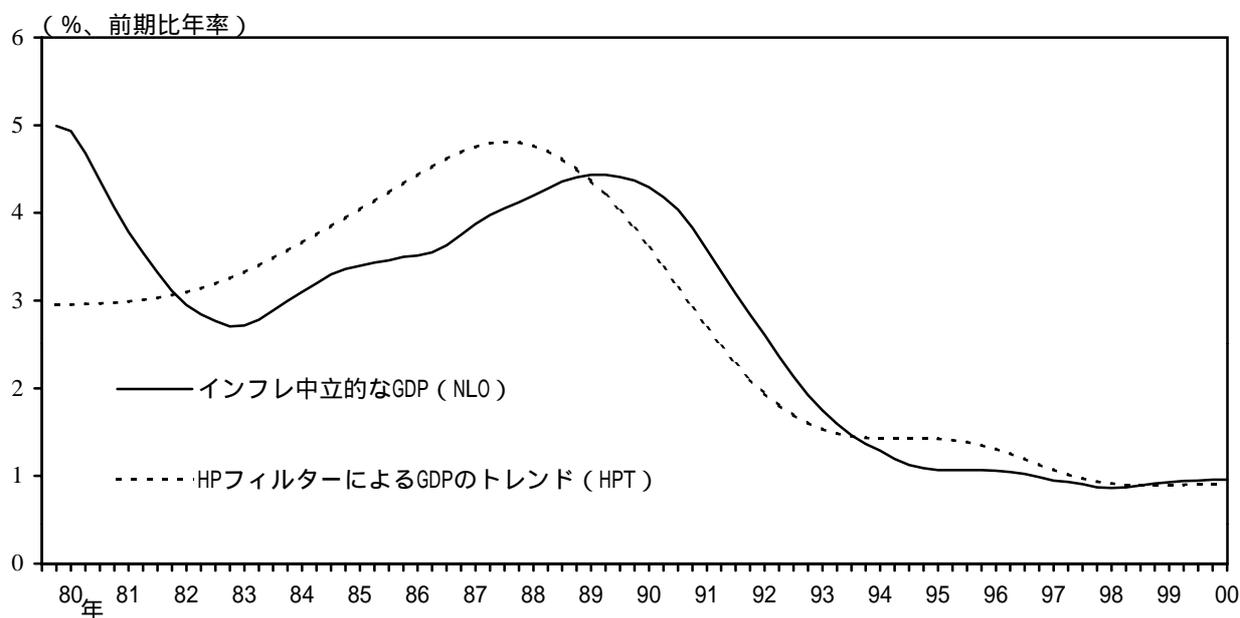
【参考文献】

- 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、39-97 頁
- 肥後雅博・中田（黒田）祥子、「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 - 」、『金融研究』、第 19 巻第 1 号、日本銀行金融研究所、2000 年、49-78 頁
- 廣瀬康生・鎌田康一郎、「可変 NAIRU を用いたわが国の潜在成長率の推計」、2000 年（未定稿）
- 鎌田康一郎・増田宗人、「統計の計測誤差がわが国の GDP ギャップに与える影響」、『金融研究』、第 20 巻第 2 号、日本銀行金融研究所、2001 年、123-70 頁
- 経済企画庁、『経済白書 - 新しい世の中が始まる - 』、2000 年
- Butler, L., “A Semi-Structural Method to Estimate Potential Output: Combining Economic Theory with a Time-Series Filter (The Bank of Canada’s New Quarterly Projection Model Part 4),” *Bank of Canada Technical Report*, No. 77, 1996.
- Congressional Budget Office, “CBO’s Method for Estimating Potential Output,” *CBO Memorandum*, October, 1995.
- European Central Bank, “Potential Output Growth and Output Gaps: Concept, Uses and Estimates,” *ECB Monthly Bulletin*, October, 2000, pp. 37-47.
- Gordon, J. R., “The Time-varying NAIRU and its Implications for Economic Policy,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, 1997, pp. 11-32.
- Gordon, J. R., “Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU,” *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, 1998, pp. 297-346.
- Haltmaier, J., “Inflation-Adjusted Potential Output,” *Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers*, 561, 1996.
- Harvey, A. C., and A. Jeager, “Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle,” *Journal of*

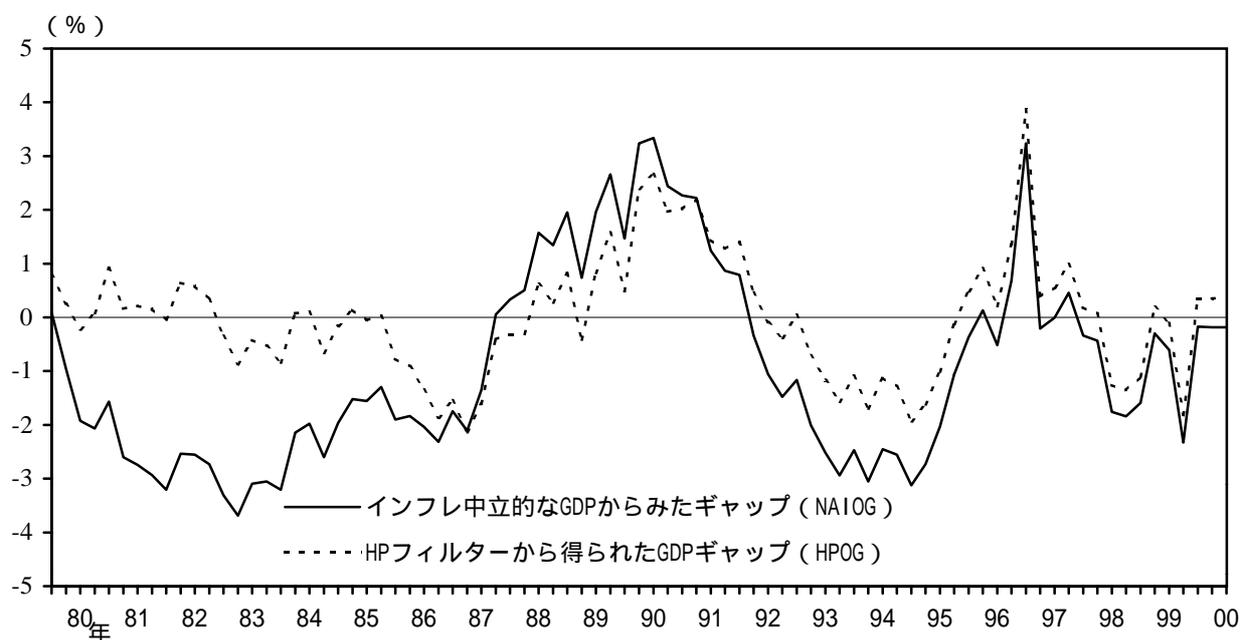
- Applied Econometrics*, Vol. 8, 1993, pp. 231-47.
- Hodrick, R. J., and E. C. Prescott, "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29, No. 1, 1997, pp. 1-16.
- Laxton, D., and R. Tetlow, "A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output," *Bank of Canada Technical Report*, No. 59, 1992.
- Orphanides, A., and S. van Norden, "The Reliability of Output Gap Estimates in Real Time," *Board of Governors of the Federal Reserve System Finance and Economic Discussion Paper Series*, No. 38, 1999.
- Phillips, A. W., "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957," *Economica*, No. 25, 1958, pp. 283-99.
- Turner, D., "Speed Limit and Asymmetric Inflation Effects from the Output Gap in the Major Seven Economies," *OECD Economic Studies*, No. 24, 1995, pp. 57-87.
- Watanabe, T., "Output Gap and Inflation: The Case of Japan," *BIS Conference Papers: Monetary Policy and the Inflation Process*, Vol. 4, 1997, pp. 93-112.

わが国の潜在成長率とGDPギャップ

(1) 潜在成長率



(2) GDPギャップ



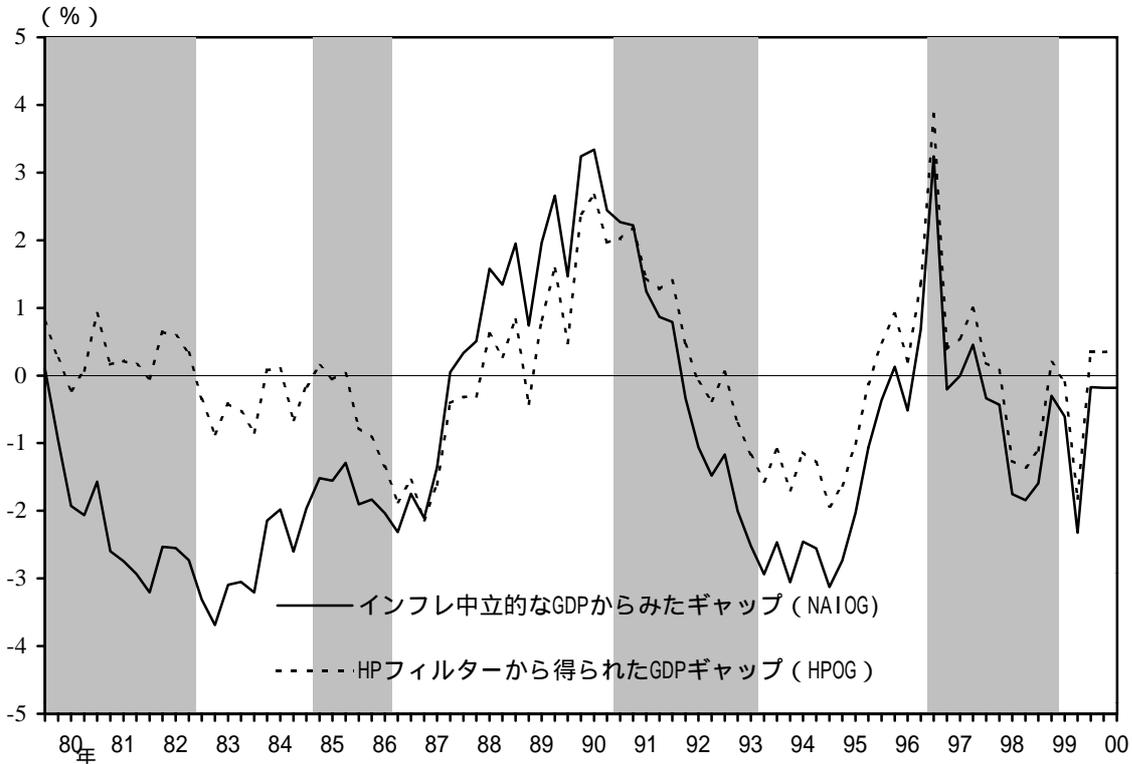
(3) 基本統計量

| GDPギャップ | 平均値 | 標準偏差 | ρ | κ | サンプル |
|---------|--------|-------|--------|----------|---------------|
| NAIOG | -0.925 | 1.790 | 0.015 | 2.108 | 1980Q1-2000Q3 |
| HPOG | 0.000 | 1.130 | | | |

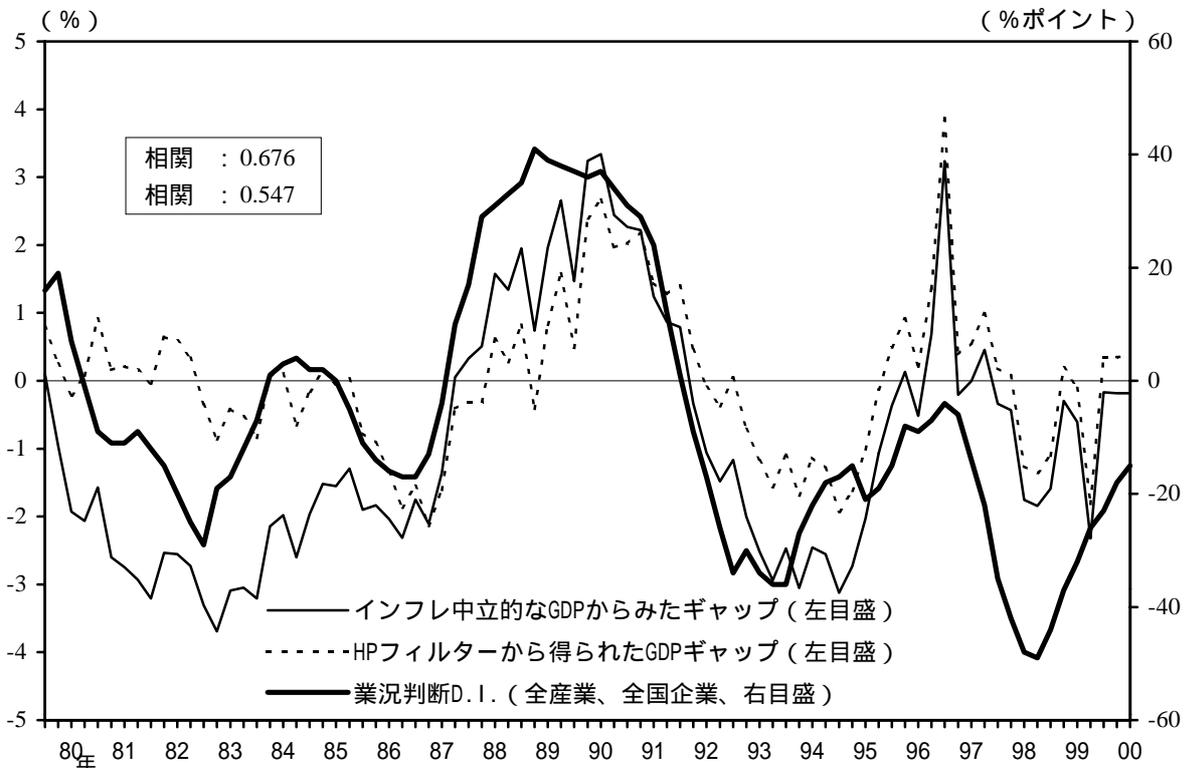
(資料) 内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」

わが国のGDPギャップの景気指標との整合性

(1) 景気基準日付との整合性



(2) 短観の業況判断D.I.との整合性



(注) 図中、相関 はインフレ中立的なGDPからみたギャップ (NAIOG) と業況判断D.I.の相関係数。相関 はHPフィルターから得られたGDPギャップ (HPOG) と業況判断D.I.の相関係数。

(資料) 内閣府「国民経済計算」「景気基準日付」、総務省「消費者物価指数」、日本銀行「企業短期経済観測調査」

わが国のフィリップス曲線

< 推計式 >

ケース 1 : インフレ中立的なGDP (NLO) を使用

$$\pi_t = \alpha \cdot \pi_{t-1} + (1-\alpha)\pi_{t-2} + \beta(y_t - y_t^N) + \varepsilon_t$$

ケース 2 : HPフィルターによるGDPのトレンド (HPT) を使用

$$\pi_t = \alpha \cdot \pi_{t-1} + (1-\alpha)\pi_{t-2} + \beta(y_t - y_t^{HP}) + \varepsilon_t$$

ケース 3 : 最大GDPから測ったGDPギャップを使用

$$\pi_t = \alpha \cdot \pi_{t-1} + (1-\alpha)\pi_{t-2} + \beta(G_t - G^N) + \varepsilon_t$$

π_t : 消費者物価指数 (前期比、%)

y_t : 実質GDPの自然対数値

y_t^N : インフレ中立的なGDP (NLO) の自然対数値

y_t^{HP} : HPフィルターによるGDPのトレンド (HPT) の自然対数値

G_t : 最大GDPから測ったGDPギャップ (%)

< 推計結果 >

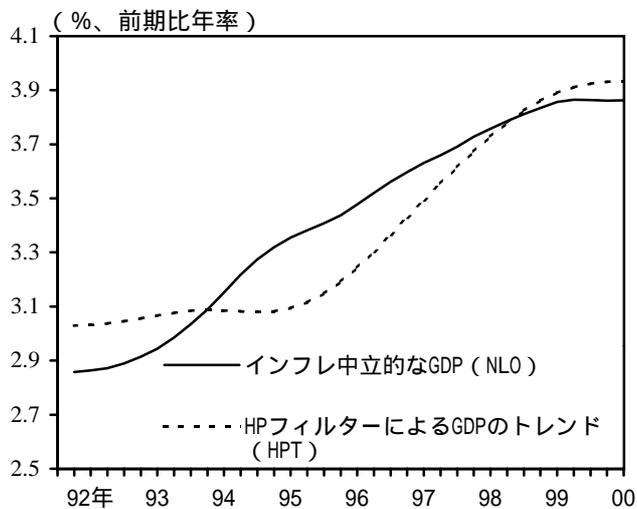
| ケース | α | β | G^N | R^2 | D.W. | サンプル |
|-----|------------------|------------------|--------------------|-------|-------|---------------|
| 1 | 0.677 (6.139) | 0.026 (1.356) | - | 0.635 | 2.108 | 1980Q1-2000Q3 |
| 2 | 0.693 (6.186) | 0.012 (0.355) | - | 0.632 | 2.083 | 1980Q1-2000Q3 |
| 3 | 0.561 (5.461) | 0.009 (0.796) | -0.047 (-1.644) | 0.557 | 2.212 | 1983Q2-2000Q3 |

- (注) 1 . 消費者物価指数は消費税の影響を調整済み。
 2 . 推計方法 : ケース 1 は本稿の同時推計法、ケース 2 と 3 は OLS。
 3 . 括弧内は t 値。
 4 . R^2 は疑似決定係数。
 5 . インフレ中立的なGDPとHPフィルターによるGDPのトレンドのスムーズ度は1600。

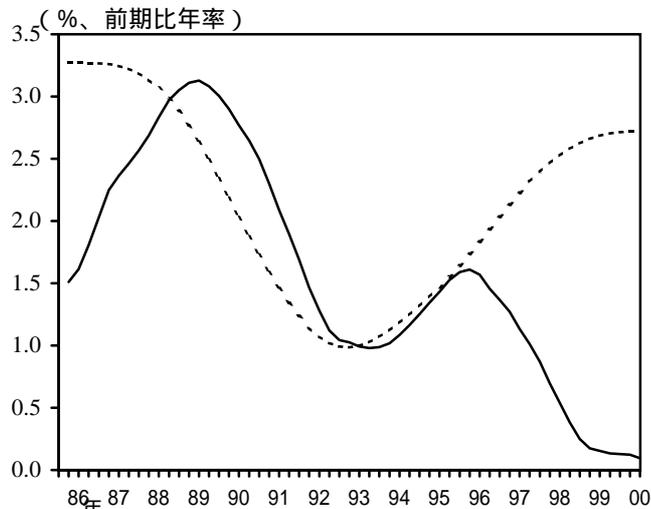
(資料) 内閣府「国民経済計算」「民間企業資本ストック」等、総務省「消費者物価指数」

G7諸国の潜在成長率

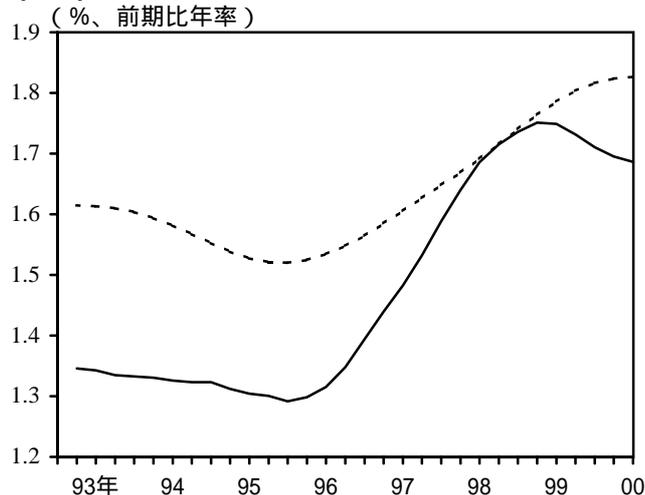
(1) カナダ



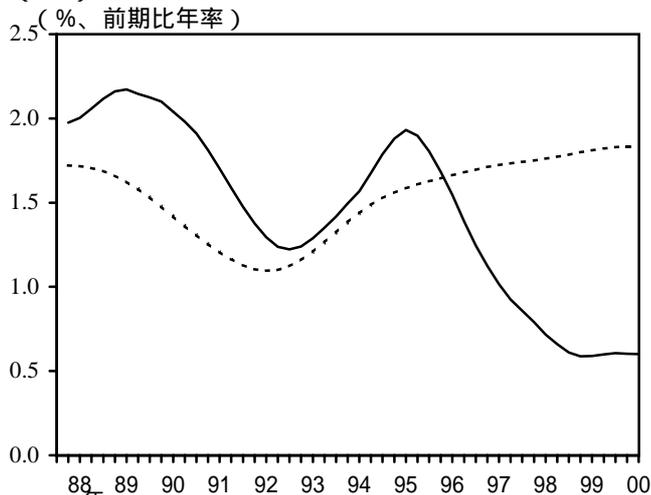
(2) フランス



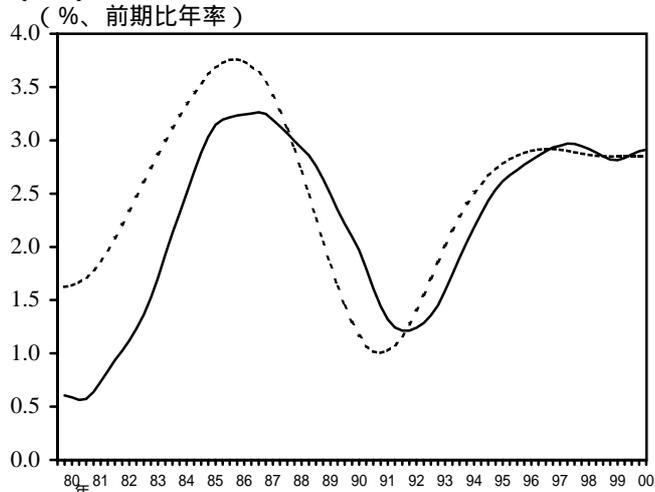
(3) ドイツ



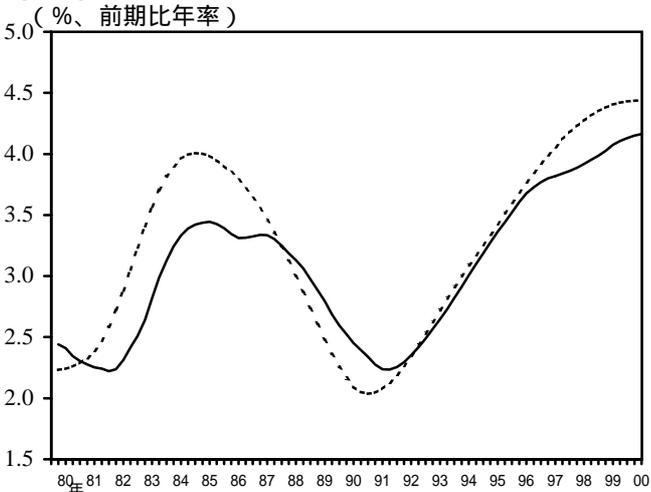
(4) イタリア



(5) イギリス



(6) アメリカ



(資料) フランスのGDPは National Institute of Statistics and Economic Research, *Comptes Nationaux*。カナダの消費者物価指数は Bank of Canada, *CPI excluding food and energy*。その他のデータは International Monetary Fund, *International Financial Statistics* を参照。

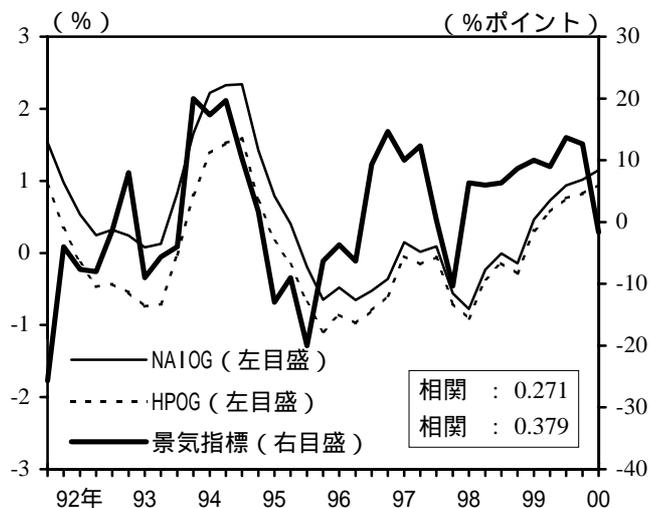
G7諸国の潜在GDPとGDPギャップ

| 国名 | NAIOGの 平均 | NAIOG の標準偏差 | HPOGの 平均 | HPOGの 標準偏差 | ρ | κ | サンプル |
|------|--------------|----------------|-------------|---------------|--------|----------|---------------|
| カナダ | 0.458 | 0.859 | 0.000 | 0.753 | 0.005 | 0.918 | 1992Q1-2000Q3 |
| フランス | -0.422 | 2.246 | 0.000 | 0.827 | 0.019 | 2.068 | 1986Q1-2000Q3 |
| ドイツ | -0.722 | 0.635 | 0.000 | 0.531 | 0.008 | 2.923 | 1993Q1-2000Q3 |
| 日本 | -0.925 | 1.790 | 0.000 | 1.130 | 0.015 | 1.747 | 1980Q1-2000Q3 |
| イタリア | -0.561 | 1.344 | 0.000 | 0.832 | 0.012 | 5.322 | 1988Q1-2000Q3 |
| イギリス | -0.858 | 2.195 | 0.000 | 1.365 | 0.018 | 0.930 | 1980Q1-2000Q3 |
| アメリカ | -0.500 | 1.815 | 0.000 | 1.324 | 0.011 | 0.612 | 1980Q1-2000Q3 |

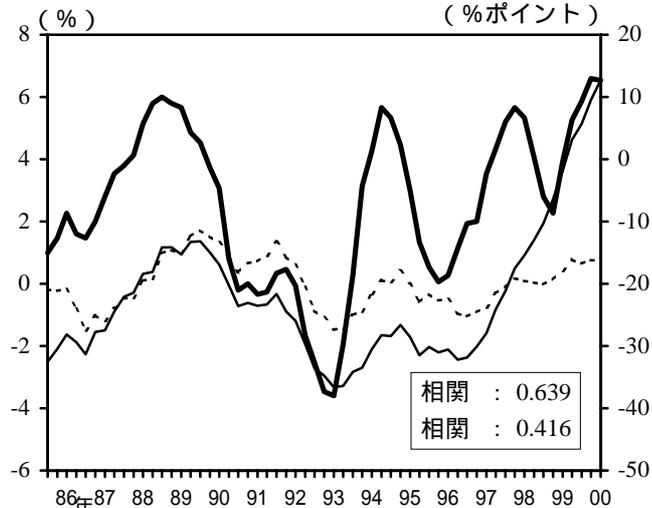
(資料) 日本は内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」。フランスのGDPは National Institute of Statistics and Economic Research, *Comptes Nationaux*。カナダの消費者物価指数は Bank of Canada, *CPI excluding food and energy*。その他のデータは International Monetary Fund, *International Financial Statistics* を参照。

G7諸国のGDPギャップの景気指標との整合性

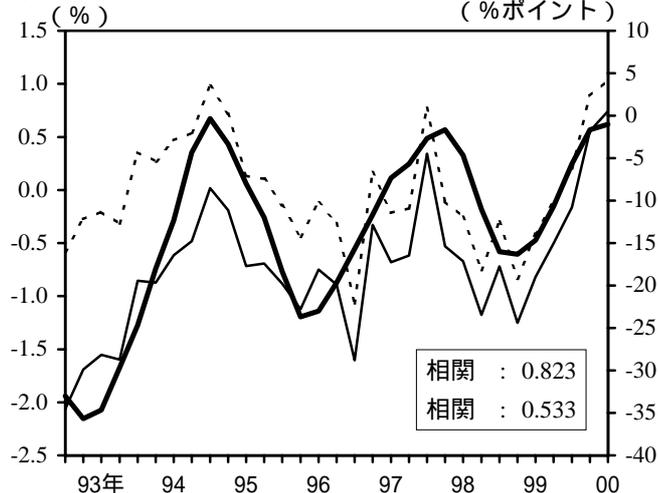
(1) カナダ



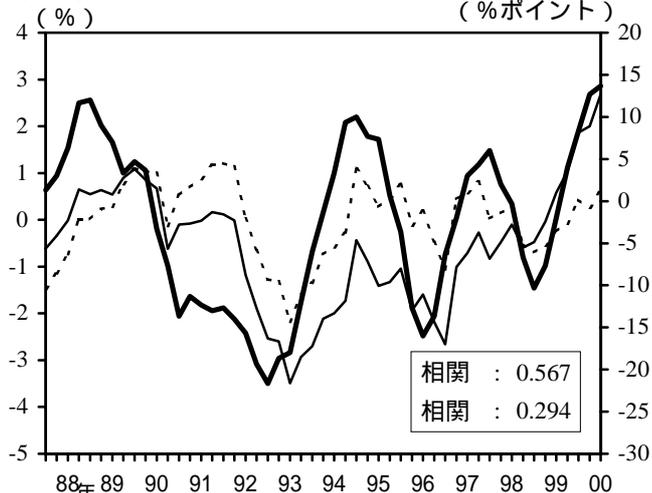
(2) フランス



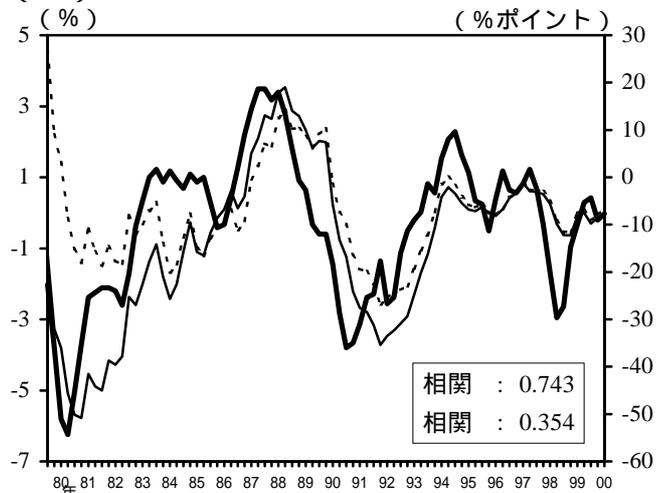
(3) ドイツ



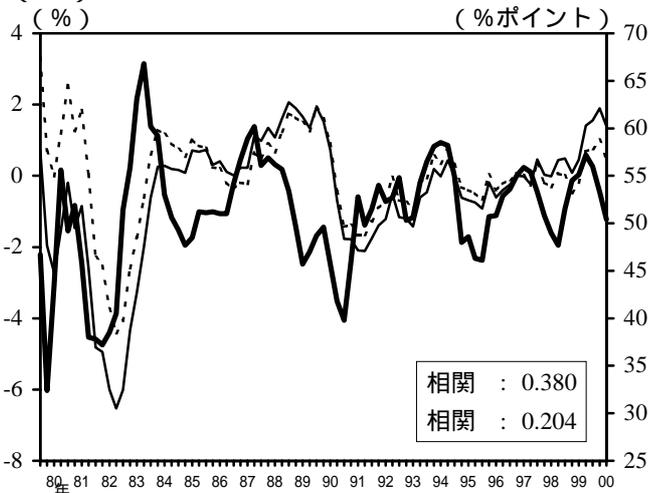
(4) イタリア



(5) イギリス



(6) アメリカ



- (注) 1 . 景気指標として、カナダは Statistics Canada, *Business Condition Survey* の生産見通し・受注・在庫に関するD.I.の平均値、フランス・ドイツ・イタリア・イギリスは European Commission, *Industrial confidence indicator*、アメリカは NAPM, *Purchasing Managers' Index* を使用。
- 2 . 図中、相関 はインフレ中立的なGDPからみたギャップ (NAIOG) と景気指標の相関係数。相関 はHPフィルターから得られたGDPギャップ (HPOG) と景気指標の相関係数。

G7諸国のフィリップス曲線

(1) インフレ中立的なGDPを使用した場合の推計結果

| 国名 | α | β | R ² | D.W. | サンプル |
|------|------------------|------------------|----------------|-------|---------------|
| カナダ | 0.817 (6.507) | 0.090 (2.290) | 0.548 | 2.143 | 1992Q1-2000Q3 |
| フランス | 0.650 (5.026) | 0.015 (1.063) | 0.403 | 2.213 | 1986Q1-2000Q3 |
| ドイツ | 0.407 (2.295) | 0.067 (0.787) | 0.482 | 2.495 | 1993Q1-2000Q3 |
| 日本 | 0.677 (6.139) | 0.026 (1.356) | 0.635 | 2.108 | 1980Q1-2000Q3 |
| イタリア | 0.750 (5.358) | 0.028 (1.179) | 0.752 | 2.096 | 1988Q1-2000Q3 |
| イギリス | 0.653 (7.584) | 0.070 (2.580) | 0.719 | 1.856 | 1980Q1-2000Q3 |
| アメリカ | 0.724 (6.589) | 0.065 (2.130) | 0.580 | 2.192 | 1980Q1-2000Q3 |

(2) HPフィルターによるGDPのトレンドを使用した場合の推計結果

| 国名 | α | β | R ² | D.W. | サンプル |
|------|------------------|--------------------|----------------|-------|---------------|
| カナダ | 0.813 (6.344) | 0.092 (1.777) | 0.528 | 2.029 | 1992Q1-2000Q3 |
| フランス | 0.660 (5.048) | -0.001 (-0.036) | 0.396 | 2.172 | 1986Q1-2000Q3 |
| ドイツ | 0.440 (2.557) | 0.055 (0.643) | 0.496 | 2.381 | 1993Q1-2000Q3 |
| 日本 | 0.693 (6.186) | 0.012 (0.355) | 0.632 | 2.083 | 1980Q1-2000Q3 |
| イタリア | 0.771 (5.434) | 0.009 (0.217) | 0.745 | 2.066 | 1988Q1-2000Q3 |
| イギリス | 0.705 (7.955) | 0.075 (1.737) | 0.730 | 1.823 | 1980Q1-2000Q3 |
| アメリカ | 0.743 (6.644) | 0.075 (1.816) | 0.600 | 2.153 | 1980Q1-2000Q3 |

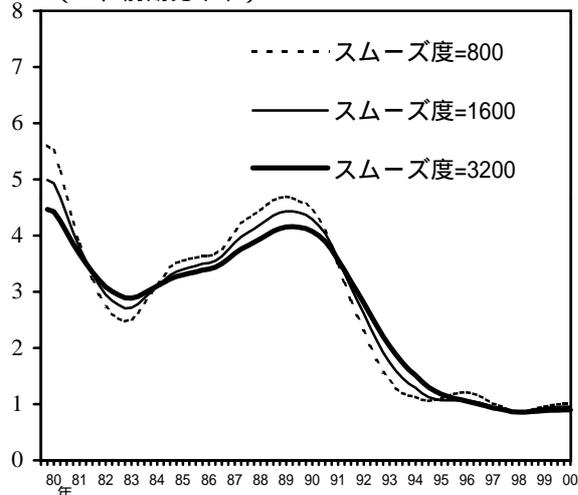
- (注) 1 . ドイツの物価はGDPデフレーター、その他の国は消費者物価指数を使用。
 2 . フランス、イタリア、イギリスの消費者物価指数は季節調整済み。
 3 . 日本の消費者物価指数は消費税の影響を調整済み。その他の国については未調整。
 4 . カナダの推計では消費者物価指数の1994年第1四半期の間接税の影響を考慮し、ダミー変数を加えている。ダミー変数にかかるパラメータは、(1) の場合は -0.014 (t 値=-6.187)、(2) の場合は -0.013 (t 値=-5.675)。
 5 . 括弧内は t 値。
 6 . R²は疑似決定係数。

(資料) 日本は内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」。フランスのGDPは National Institute of Statistics and Economic Research, *Comptes Nationaux*。カナダの消費者物価指数は Bank of Canada, *CPI excluding food and energy*。その他のデータは International Monetary Fund, *International Financial Statistics* を参照。

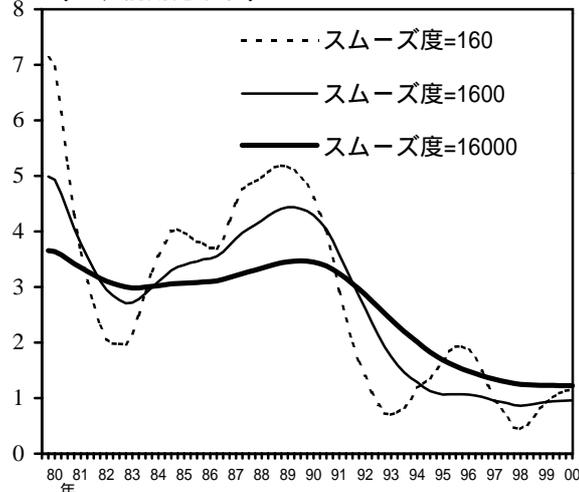
スムーズ度の影響 (わが国のケース)

(1) 潜在成長率

(%、前期比年率)

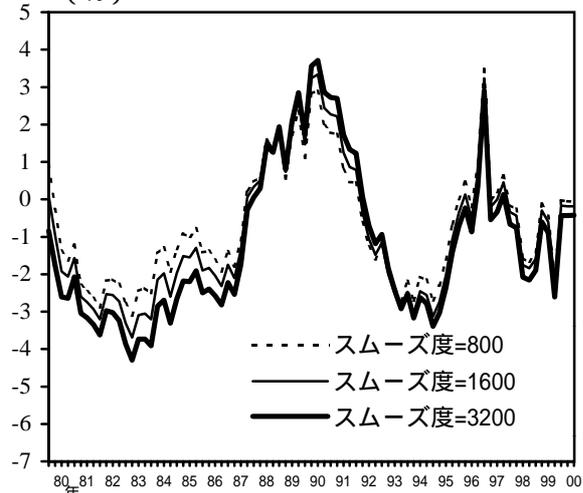


(%、前期比年率)

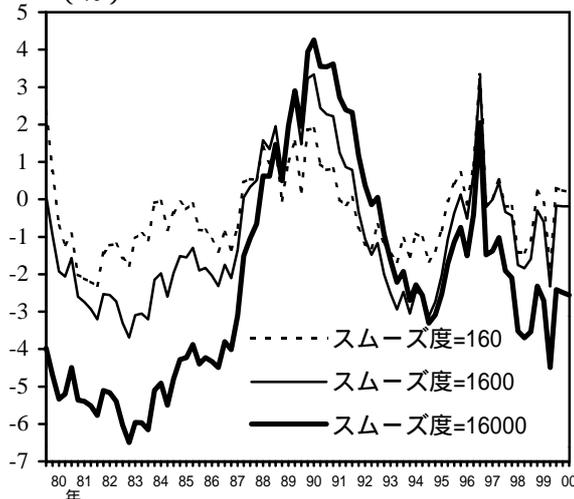


(2) GDPギャップ

(%)



(%)



(3) フィリップス曲線の推計

| スムーズ度 | α | β | R^2 | D.W. | ρ | κ |
|-------|------------------|------------------|-------|-------|--------|----------|
| 160 | 0.656 (6.034) | 0.067 (2.158) | 0.648 | 2.159 | 0.009 | 2.402 |
| 800 | 0.672 (6.119) | 0.034 (1.539) | 0.638 | 2.116 | 0.013 | 1.964 |
| 1600 | 0.677 (6.139) | 0.026 (1.356) | 0.635 | 2.108 | 0.015 | 1.747 |
| 3200 | 0.680 (6.152) | 0.020 (1.209) | 0.634 | 2.102 | 0.017 | 1.548 |
| 16000 | 0.684 (6.157) | 0.011 (0.947) | 0.630 | 2.095 | 0.028 | 1.169 |

(注) 1 . サンプルはすべて1980Q1-2000Q3。

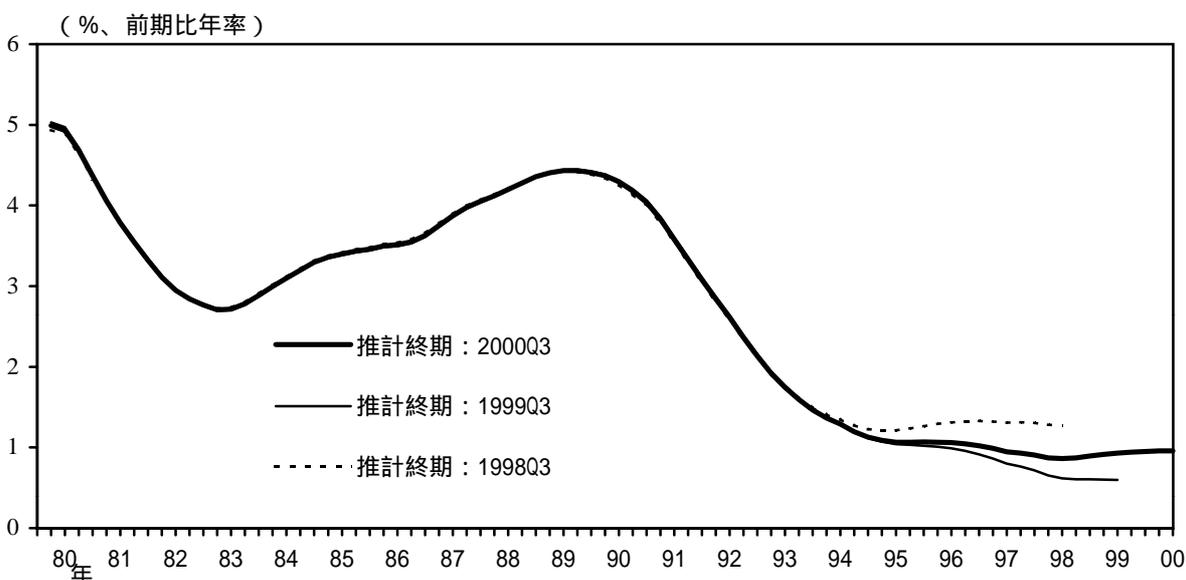
2 . 括弧内は t 値。

3 . R^2 は疑似決定係数。

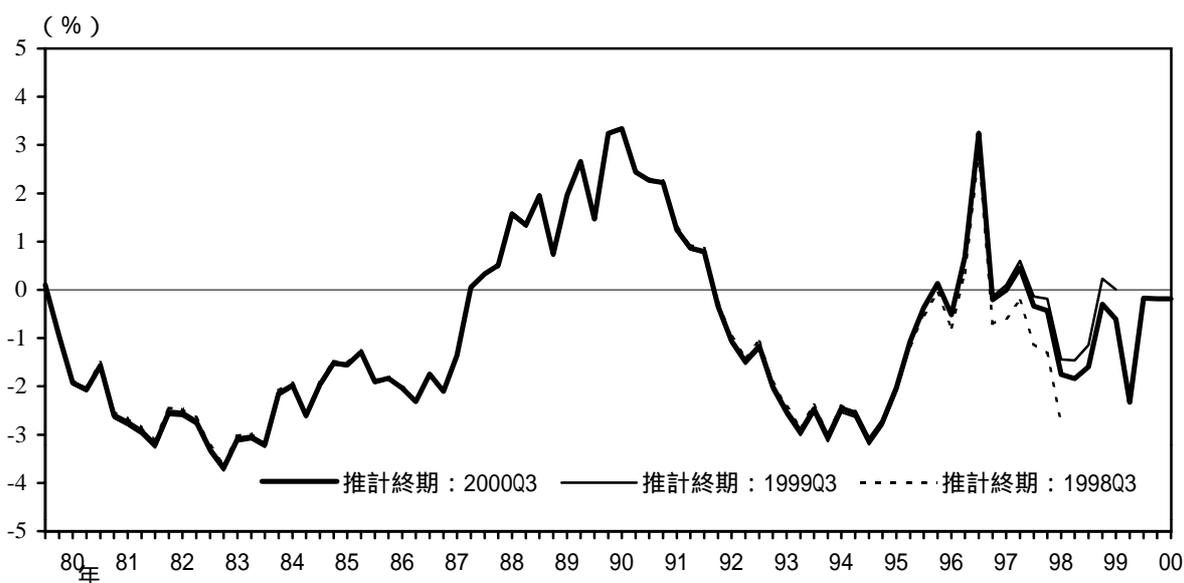
(資料) 内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」

サンプル追加の影響

(1) 潜在成長率



(2) GDPギャップ



(3) フィリップス曲線の推計結果

| サンプル | α | β | R^2 | D.W. |
|---------------|------------------|------------------|-------|-------|
| 1980Q1-2000Q3 | 0.677 (6.139) | 0.026 (1.356) | 0.635 | 2.108 |
| 1980Q1-1999Q3 | 0.678 (5.992) | 0.025 (1.293) | 0.620 | 2.109 |
| 1980Q1-1998Q3 | 0.679 (5.836) | 0.026 (1.292) | 0.610 | 2.111 |

- (注) 1 . 消費者物価指数は消費税の影響を調整済み。
2 . 括弧内は t 値。
3 . R^2 は疑似決定係数。

(資料) 内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」

為替レートがフィリップス曲線に与える影響

(1) 基本統計量

| | NAIOGの平均 | NAIOGの標準偏差 | ρ | κ | サンプル |
|------|----------|------------|--------|----------|---------------|
| カナダ | 0.322 | 0.832 | 0.004 | 1.024 | 1992Q1-2000Q3 |
| フランス | -0.303 | 1.837 | 0.014 | 1.915 | 1986Q1-2000Q3 |
| ドイツ | -0.827 | 0.576 | 0.009 | 2.777 | 1993Q1-2000Q3 |
| 日本 | -0.642 | 2.101 | 0.018 | 2.557 | 1980Q1-2000Q3 |
| イタリア | -0.921 | 1.416 | 0.014 | 2.535 | 1988Q1-2000Q3 |
| イギリス | -0.871 | 2.202 | 0.018 | 0.853 | 1980Q1-2000Q3 |
| アメリカ | -0.504 | 1.879 | 0.012 | 0.583 | 1980Q1-2000Q3 |

(2) フィリップス曲線の推計結果

| | α | β | | R^2 | D.W. | サンプル |
|------|------------------|------------------|--------------------|-------|-------|---------------|
| カナダ | 0.810 (6.442) | 0.090 (2.114) | -0.018 (-0.954) | 0.551 | 2.154 | 1992Q1-2000Q3 |
| フランス | 0.634 (4.866) | 0.014 (0.852) | -0.026 (-0.960) | 0.411 | 2.210 | 1986Q1-2000Q3 |
| ドイツ | 0.426 (2.186) | 0.058 (0.738) | -0.014 (-0.421) | 0.481 | 2.530 | 1993Q1-2000Q3 |
| 日本 | 0.658 (5.988) | 0.019 (1.108) | -0.011 (-1.456) | 0.643 | 2.196 | 1980Q1-2000Q3 |
| イタリア | 0.653 (4.368) | 0.035 (1.518) | -0.024 (-1.762) | 0.765 | 2.189 | 1988Q1-2000Q3 |
| イギリス | 0.658 (7.577) | 0.070 (2.573) | -0.011 (-0.681) | 0.719 | 1.898 | 1980Q1-2000Q3 |
| アメリカ | 0.719 (6.472) | 0.065 (2.158) | 0.007 (0.458) | 0.581 | 2.184 | 1980Q1-2000Q3 |

- (注) 1 . イタリアの名目実効為替レートの変化率は2期ラグ、その他の国は1期ラグ。
 2 . ドイツの物価はGDPデフレーター。その他の国は消費者物価指数を使用。
 3 . フランス、イタリア、イギリスの消費者物価指数は季節調整済み。
 4 . 日本の消費者物価指数は消費税の影響を調整済み。その他の国については未調整。
 5 . カナダの推計では消費者物価指数の1994年第1四半期の間接税の影響を考慮し、ダミー変数を加えている。ダミー変数にかかるパラメータは-0.014 (t 値=-6.181)。
 6 . 括弧内は t 値。
 7 . R^2 は疑似決定係数。

(資料) 日本は内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」。フランスのGDPはNational Institute of Statistics and Economic Research, *Comptes Nationaux*。カナダの消費者物価指数はBank of Canada, *CPI excluding food and energy*。その他のデータはInternational Monetary Fund, *International Financial Statistics*を参照。