

Working Paper Series

可変 NAIRU によるわが国の潜在成長率

廣瀬康生\*・鎌田康一郎\*\*

Working Paper 02-8

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。

# 可変 NAIRU によるわが国の潜在成長率<sup>◆</sup>

廣瀬 康生<sup>\*</sup>・鎌田 康一郎<sup>\*\*</sup>

日本銀行 調査統計局

2002 年 11 月

---

◆ 本稿の作成過程で、松林洋一 和歌山大学助教授、また、日本銀行の多くのスタッフから有益なコメントを頂戴した。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に属するものであり、日本銀行および調査統計局の公式見解を示すものではない。

<sup>\*</sup> yasuo.hirose@boj.or.jp

<sup>\*\*</sup> kouichirou.kamada@boj.or.jp

## 【要旨】

本稿では、可変 NAIRU の考え方をを用いて、インフレ率を加速も減速もさせない潜在成長率を推計する。理論的には、そうしたインフレ中立的な潜在成長率は、技術進歩率、生産要素の成長率、NAIRU の変化、という 3 つの要素で規定される。80 年代後半以降のわが国のデータを用いて実証分析を行ったところ、90 年代初頭以降、これら 3 つのいずれもが、潜在成長率を引き下げる方向に作用していたことが分かった。とりわけ、90 年代半ば、NAIRU の変化が持続的に潜在成長率を押し下げる要因となってきた。さらに、2000 年以降、東アジアを中心とした国際競争圧力が高まる中、わが国経済は大規模な構造調整を余儀なくされており、NAIRU の変化が加速している可能性が示された。ただし、NAIRU の推計値やそのインフレ率との関係には、様々な不確実性がつきまとっているため、推計値を評価する際には、十分な注意が必要である。

(JEL code: E3, N1, O1; keywords: GDP ギャップ、潜在成長率、NAIRU)

## 1 . はじめに

わが国の経済は、90年代初頭に資産バブルが崩壊して以来、長期にわたって低迷を続けており、2001年度の実質GDPは前年比-1.9%の成長に落ち込んだ（図表1）。この間の物価動向をみると、経済活動の長期低迷、東アジアからの国際競争圧力、規制緩和といった下押し圧力を受けて、2000年入り後はデフレが慢性化している。もっとも、物価と実質GDPの関係を細かく観察すると、経済が深い調整局面に入った割に物価下落率は比較的落ち着いていた局面も散見される。ちなみに、90年代後半の米国では、4%を超える高成長の中、インフレ率が低下し、わが国とは逆の現象が発生していた。

日米におけるこうした現象は、経済活動と物価の関係を理解する上で、重要な問題を提起していると考えられる。フィリップス曲線の考え方に従えば、現実の経済成長が鈍化したにもかかわらずデフレが進行していないのは、潜在成長率が同時に低下したからである<sup>1</sup>。その要因は次のように考えられる。第1に、景気が低迷して、企業のR&Dが減少したことなどによって、技術進歩が減速した。第2に、資本蓄積が鈍化するなど、生産要素の増加率が低下した。そして、第3に、生産要素の「正常」な稼働率が低下した可能性がある。

第3の点を敷衍しておこう。いま、全生産要素の平均的な乖離率を経済の「需給ギャップ」または「GDPギャップ」と呼ぶこととする（厳密な定義は2節）。失業率に自然失業率、あるいは、NAIRU（Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment）が存在するように、需給ギャップにも正常な水準が存在する。本稿では、そのような需給ギャップの水準を広義のNAIRUと呼び、現実のGDPギャップとNAIRUとの差が実質的なインフレ圧力になると考える。すなわち、景気の落ち込みにもかかわらずデフレが加速しなかったのは、NAIRUの低下によって、潜在成長率に下方圧力が掛かっていたことが原因の一つであると考えられる。

---

<sup>1</sup> わが国のフィリップス曲線の推計例として、Watanabe (1997)、肥後・中田 (2000)、日本銀行調査統計局 (2000)などを参照。米国におけるフィリップス曲線の安定性について議論したものとして、Fuhrer (1995)を参照。また、米国の高成長は、「IT革命」と重なったことから、情報技術に新たな成長の源泉をもとめる「ニュー・エコノミー論」を生み出すきっかけとなった。

NAIRU が変化する可能性は、Friedman (1968)の頃から指摘されてきたが<sup>2</sup>、近年、金融政策と物価安定という観点から再び注目を集めるようになった<sup>3</sup>。わが国の物価動向を理解する上でも、可変 NAIRU の考え方は有用であると考えられる。例えば、GDP ギャップが低下しても、NAIRU が同時に低下すれば、デフレは加速しない。例えば、東アジアからの国際競争圧力は、わが国に産業構造の変化を余儀なくさせ、その過程で生じた労働のミスマッチが NAIRU を動かしている可能性がある。また、自分の適性に応じた職場が見つかるまで就職を先延ばしにする、といった若者層における就労意識の変化も、NAIRU を変化させる要因となる。本稿の目的は、この可変 NAIRU の観点から、わが国の潜在成長力に生じた変化を把握し、その情報を物価動向の把握に役立てることにある。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では、潜在 GDP、GDP ギャップ、NAIRU など、本稿で用いられる基本概念とそれらの相互関係を整理する。併せて、可変 NAIRU の推計方法について、簡単な解説を行う。3 節では、実際にわが国の可変 NAIRU を推計し、それを用いて潜在成長率を推計する。4 節では、本稿の推計結果を解釈する際の留意点を列挙する。最後に、5 節では、本稿の議論を整理して、結びに代える。

## 2 . 基本モデル

本節では、なぜ潜在成長率を計測するのに NAIRU を推計する必要があるのか、また、いかなる手法を用いれば、NAIRU を計測することができるのか、という 2 点をごく簡単な数式を用いて整理しておく。

### ( 1 ) 概念整理：潜在 GDP、GDP ギャップ、NAIRU

まず、本稿で頻繁に用いられる「潜在 GDP」、「GDP ギャップ」、「NAIRU」という 3 つのキーワードを定義することから始めよう。「潜在 GDP」については、2 つの概念を区別することが重要である。一つ目は、労働や設備など利用可能な生産要素をフル稼働させて得られる、いわば「完全雇用産出量」であり、「最大 GDP」( $Y^*$ ) と呼ばれる。現実の GDP ( $Y$ ) の最大 GDP からの乖離率は「GDP

---

<sup>2</sup> Friedman (1968)は、米国経済で NAIRU を変化させる要素として、最低賃金法の存在、労働組合の交渉力、労働派遣の容易さ、求人・求職情報の有無などを挙げている。

<sup>3</sup> *Journal of Economic Perspective* (97 年冬号) では、NAIRU に関する特集が組まれた。

ギャップ」(  $G$  )と呼ばれ、鎌田・増田 (2001)の「非製造業稼働率修正型 GDP ギャップ」は、その一例である。

$$G \equiv \ln Y - \ln Y^* . \quad (2-1)$$

二つ目の潜在 GDP は、インフレ率を加速も減速もさせない産出量であり、「インフレ中立的な GDP」(  $Y^N$  )と呼ばれる。インフレ中立的な GDP の最大 GDP からの乖離率は「NAIRU」(  $G^N$  )と呼ばれる。

$$G^N \equiv \ln Y^N - \ln Y^* . \quad (2-2)$$

換言すると、NAIRU とは、「インフレ率を加速も減速もさせない GDP ギャップ」のことである。このとき、次の関係が成立することに注意しよう。

$$G - G^N = \ln Y - \ln Y^N . \quad (2-3)$$

マクロ生産関数を用いれば、GDP ギャップを生産要素に溯って解釈することができる。いま、次のコブ・ダグラス生産関数を考える。

$$Y = A \cdot L^\alpha \cdot (\gamma \cdot K)^{1-\alpha} . \quad (2-4)$$

ここで、 $A$  は全要素生産性 (TFP: Total Factor Productivity)、 $\alpha$  は労働分配率、 $L$  は労働時間、 $K$  は資本、 $\gamma$  は設備稼働率である。最大限利用可能な労働時間を  $L^*$  とすると、労働力の稼働率を  $\eta = L/L^*$  で定義できる。これを生産関数に代入して、両辺の自然対数をとると、

$$\ln Y = \ln A + \{\alpha \cdot \ln \eta + (1-\alpha) \cdot \ln \gamma\} + \{\alpha \cdot \ln L^* + (1-\alpha) \cdot \ln K\} . \quad (2-5)$$

ここに  $\eta = 1$ 、 $\gamma = 1$  を代入すれば、最大 GDP が得られる。

$$\ln Y^* = \ln A + \{\alpha \cdot \ln L^* + (1-\alpha) \cdot \ln K\} . \quad (2-6)$$

したがって、GDP ギャップ (  $\equiv \ln Y - \ln Y^*$  ) は、

$$G = \alpha \cdot \ln \eta + (1-\alpha) \cdot \ln \gamma . \quad (2-7)$$

インフレ中立的な GDP が産出されるときを生産要素の稼働率を「インフレ中立的な要素稼働率」と呼べば、NAIRU から次式を通じて、インフレ中立的な労働と設備の稼働率 (  $\eta^N$ 、 $\gamma^N$  ) をインプリシットに定義することができる。

$$G^N \equiv \alpha \cdot \ln \eta^N + (1-\alpha) \cdot \ln \gamma^N . \quad (2-8)$$

もっとも、(2-8)式だけでは 2 つの稼働率を別々に定義することはできない。この点に関して、補論 A では、失業率と GDP ギャップの関係を表す「オークンの法則」を紹介し、本稿のモデルを再検討している。さらに、補論 B では、新たな仮定を設けてインフレ中立的な要素稼働率を識別する方法を紹介する。

次に、インフレ中立的な潜在成長率を推計する方法について考える。(2-2)式の一階差をとると、

$$\hat{Y}^N = \hat{Y}^* + \Delta G^N \quad (2-9)$$

$$= \hat{A} + \{\alpha \cdot \hat{L}^* + (1 - \alpha) \cdot \hat{K}\} + \Delta G^N. \quad (2-10)$$

ここで、 $\hat{X}$  は変数  $X$  の変化率を表す。(2-10)式を得るために(2-6)式の一階差を代入した。これによると、インフレ中立的な潜在成長率は、TFP の成長率、生産要素の成長率、NAIRU の変化に 3 分割されることがわかる<sup>4</sup>。

## (2) 可変 NAIRU の推計手法

ここでは、インフレ中立的な潜在成長率を規定する 3 つのファクターのうち、NAIRU の変化について、その推計方法を紹介する。TFP の成長率と生産要素の増加率の推計についての詳細は鎌田・増田 (2001) に譲る。

NAIRU とは、「インフレ率を加速も減速もさせない GDP ギャップの水準」のことである。したがって、 $G^N$  は次のフィリップス曲線を満たす必要がある。

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta \cdot (G_t - G_t^N) + \varepsilon_t. \quad (2-11)$$

ここで、 $\pi$  はインフレ率、 $\pi^e$  は期待インフレ率である。実証研究では、期待インフレ率を過去のインフレ率の後方移動平均で表現するのが一般的である。

$$\pi_t^e = \sum_{i=1}^q \alpha_i \cdot \pi_{t-i}, \quad \sum_{i=1}^q \alpha_i = 1. \quad (2-12)$$

---

<sup>4</sup> インフレ中立的な GDP の成長率を算出する別の方法として、次の関係式を使うこともできる。

$$\hat{Y}^N = \hat{Y} - \Delta G + \Delta G^N.$$

(2-7)式によると、GDP ギャップは資本稼働率と労働稼働率から推計できる。したがって、仮に NAIRU の変化が分かれば、インフレ中立的な潜在成長率は、(製造業と非製造業の資本稼働率を加重平均する以外には)資本ストック統計を一切使うことなく推計できる。

$G^N$  は直接観察できない変数である。本稿ではこれがランダム・ウォークすると仮定する。

$$G_t^N = G_{t-1}^N + v_t. \quad (2-13)$$

$G^N$  を状態変数、(2-11)式を観測方程式、(2-13)式を遷移方程式と考えれば、状態空間モデルを構成することができ、カルマン・フィルターを用いれば、 $G^N$ 、 $\alpha_i$ 、 $\beta$  を同時に推計することができる。

### 3 . 実証分析

本節では、実際にわが国のデータを用いて、NAIRU（固定型と可変型）とインフレ中立的な潜在成長率を推計する。ここで、固定 NAIRU を推計する目的は 2 つある。第 1 に、固定 NAIRU が 90 年代以降のわが国の物価動向を把握する上でどの程度パフォーマンスが悪化しているのかを示し、可変 NAIRU の必要性を説くことである。第 2 に、カルマン・フィルターを使って可変 NAIRU を推計する際、初期値として固定 NAIRU を利用したいからである。可変 NAIRU が推計できたならば、インフレ中立的な潜在成長率を推計するのは容易であり、これによって、NAIRU の変化がわが国の潜在成長率をどの程度引き下げてきたのかを数量的に示すことができるようになる。

#### ( 1 ) 固定 NAIRU の推計

可変 NAIRU を推計する前に、まずは固定 NAIRU を推計し、その結果を吟味しておこう。固定 NAIRU は可変 NAIRU の特殊ケースで、遷移方程式のイノベーション ( $v$ ) の分散がゼロの場合に当たる。もっとも、この場合は  $G^N$  が定数なので、通常最小 2 乗法を用いて推計して差し支えない。

推計が必要なパラメータの数を節約するために、期待インフレ率を次のように 2 つの移動平均を加重平均する形で表現し、そのウェイトを推計する。後に可変 NAIRU を推計する際にも、これと同じ定式化を用いる。

$$\pi_t^e = \alpha \cdot \sum_{i=1}^4 \pi_{t-i} / 4 + (1 - \alpha) \cdot \sum_{i=5}^8 \pi_{t-i} / 4. \quad (3-1)$$

また、代表的な供給ショックとして輸入物価を説明変数に加えた。具体的には、当期の輸入物価伸び率の過去 4 四半期平均からの乖離幅を用いた。



サンプルは、インフレ率がCPI（生鮮食品を除く総合指数、消費税調整済み）の季節調整済み前期比（年率、%）、GDPギャップが鎌田・増田（2001）の非製造業稼働率修正型GDPギャップである。推計期間は、1983年第2四半期～2002年第2四半期とした。推計結果は図表2(1)にまとめたとおりである。フィリップス曲線の説明変数は全て有意であり、理論的な符号条件を満たしている。 $R^2$ は71%あり、わが国のCPI前期比フィリップス曲線としては、当てはまりが悪い方ではない。GDPギャップにかかるパラメータ $\beta$ の推計値が有意にプラスであったことは、フィリップス曲線の成立を示すものとして重要である。注目の固定NAIRUの推計値は-4.7%であった。

## （2）可変NAIRUの推計

次に、NAIRUが可変であると仮定し、カルマン・フィルターで推計する。これに関して2つの論点が存在する。第1に、カルマン・フィルターによる推計結果は状態変数（ここではNAIRU）や固定パラメータの初期値に依存しており、それらをどのように設定するかが問題である。この点に関して、本稿は固定NAIRUに対する可変NAIRUの有用性を議論していることもあり、固定NAIRUに基いて得られた推計結果をカルマン・フィルターの初期値として、推計をスタートさせるのがフェアであると考えた。

第2の論点として、可変NAIRUのイノベーション（ $v$ ）の分散をどのように設定するのかという問題がある。これは、GDPギャップや輸入物価など、明示的にフィリップス曲線の説明変数となっているもの以外の要因によってインフレ率が変化するとき、それをフィリップス曲線の回帰誤差（ $\varepsilon$ ）と捉えるのか、NAIRUが変化したと考えるのか、という問題に翻訳できる。

理屈の上では、 $v$ と $\varepsilon$ の分散を別々に推計して問題が無いように思えるが、実際に推計するとなると意外に難しい。そもそも、NAIRUは、動くとしても、スピードが緩慢なので、 $v$ の分散はかなり小さいと予想される。Stock and Watson（1998）も、ゆっくりとしか変化しない状態変数の分散を最尤法で求めようとする、「分散0」という帰無仮説を棄却することが難しいと指摘している。実際、本稿の作成途上で、 $v$ と $\varepsilon$ の分散を最尤法で求めようとしたところ、サンプル期間の選択によっては、NAIRUの変化を規定する $v$ の分散が有意に0と異なることが多かった<sup>5</sup>。

---

<sup>5</sup> 最尤法を用いると可変NAIRUの分散が0と推計されることが多いことは、米国のデータを用いた実証研究でも報告されている。Stock and Watson（1998）は、最尤推計値が極めて0に近い場合に有用な不偏推定量の代替案を紹介している。Gordon（1998）は、同

そこで、本稿では、NAIRUの推移がある程度滑らかになるように、 $v$ の分散と $\varepsilon$ の分散の比率( $=\theta$ )を先験的に与える、というアプローチをとった。図表3は、 $\theta$ を1、1/5、1/10と変化させた場合のNAIRUの推移をプロットしたものである。 $\theta=1$ (破線)とすると、NAIRUの振幅があまりに激しくなる。また、 $\theta=1/10$ (細線)とすると、あまりに滑らかすぎて、固定NAIRUを仮定した場合と結果が変わらない。そこで、本稿では、 $\theta=1/5$ (太線)を標準ケースとして、議論を進めることとする。

可変NAIRUを仮定した場合の推計結果は図表2(2)のとおりである。 $R^2$ は75%と固定NAIRUの場合(71%)を僅かに上回ったに過ぎない。しかし、GDPギャップに掛かるパラメータ( $\beta$ )は0.23と、固定NAIRUの場合の2倍になっており、有意水準も上昇している。このことは、固定NAIRUを仮定すると、景気が原因で物価が変動している場合でも、あたかも期待インフレ率や輸入物価など、他の要因でインフレ率が変動しているかのような結論に達してしまう可能性があることを示唆している。可変NAIRUを仮定すると、そうした誤りが是正され、物価と経済活動の間に存在するフィリップス曲線の特性が鮮明化するのである。

推計された可変NAIRUは図表4のように推移している(太線)。80年代、NAIRUはほぼ-4%台で推移していた。しかし、その後、90年代初頭から低下傾向を辿り、92年第2四半期~2002年第2四半期の間に3%以上低下している。ただし、NAIRUの標準誤差は0.7%あり(点線は67%信頼区間)、ある程度の幅をもって評価する必要がある(95%信頼区間は上下1.4%)。もっとも、同様の不確実性は固定NAIRUにも存在しており、1標準偏差が0.8%であるのに比べれば、可変NAIRUの不確実性は小さいといえよう。

次に、GDPギャップとNAIRUを比較して、90年代における物価変動圧力について考えてみよう(前掲図表4)。2000年には、GDPギャップ(細線)がNAIRUの67%信頼区間(破線で挟まれた範囲)に入っており、景気から来るデフレ圧力は小休止していたことが分かる。当時のデフレ進行は、アパレル産業や食品加工業を中心に巻き起こった「価格破壊」と呼ばれる現象によるところが大きいと考えられる(Kamada and Hirakata [2002]を参照)。なお、97年頃には、GDPギャップが信頼区間の上限を突破しており、実際、この頃、消費者物価のインフレ率は上昇していた。

最後に、NAIRUを固定とするか可変とするかで、どの程度、物価の将来予測の精度に差が出るのかみておこう。図表5は、95年第1四半期からサンプルを

---

手法を用いて、実際に米国のNAIRUの分散を推計しており、今後、わが国の可変NAIRUの分散を推計するに当たって、同手法の有効性を確認していくことが望ましい。

徐々に延ばしながら、1 四半期先のインフレ率を予測し、実現値と比較したものである。これをみると、少なくとも 99 年までは、わずかながら可変 NAIRU の方が予測パフォーマンスに優れていたといえそうである。実際、99 年までの予測誤差を平均 2 乗誤差 (RMSE) で測ると、固定 NAIRU の場合が 0.80% なのに対して、可変 NAIRU の場合は 0.57% に止まっている。もっとも、2000 年以降は可変 NAIRU の予測能力が低下している。この点については、4 節で、さらに詳細な分析を行うこととする。

## (2) インフレ中立的な潜在成長率の推計

インフレ中立的な潜在成長率を推計するためには、NAIRU の変化、TFP の成長率、要素賦存量の成長率を積み上げればよい。ここでは後 2 者の成長率を推計する手順をごく簡単に説明し (詳細は鎌田・増田 (2001) を参照) 実際に推計されたインフレ中立的な潜在成長率について、その特徴点を整理する<sup>6</sup>。

TFP 成長率の推計から始めよう。(2-5) 式を多少変形した形で再掲する。

$$\ln A = \ln Y - \{\alpha \cdot \ln \eta + (1 - \alpha) \cdot \ln \gamma\} - \{\alpha \cdot \ln L^* + (1 - \alpha) \cdot \ln K\}. \quad (3-2)$$

左辺は「ソロー残差」と呼ばれ、TFP (A) は基本的にはここから抽出される。しかし、ソロー残差には、生産要素の稼働率に関する統計上の計測誤差、生産要素の質的变化、GDP 統計の計測誤差などが混入しており、それをそのまま TFP とみなすことはできない。そこで、ソロー残差を HP フィルターに通すことによってノイズを除去する。なお、HP フィルターのスムーズ度パラメータは、Hodrick and Prescott (1997) に従って 1600 とする。

潜在的な要素投入量は次のように推計される。設備については、現実の資本ストックの賦存量をそのまま潜在的な資本投入量と考える。労働力は、一人当たり労働時間と就業者数に分けて考える。一人当たり労働時間は、所定内が時短を考慮した屈折線形トレンド、所定外は既往最大値で一定と仮定する。就業者数は、15 歳以上 65 歳未満とそれ以上に分け、それぞれの潜在労働参加率が過去の時系列の天井を形成するトレンドに沿って変化すると仮定する。労働と設備の潜在的な増加率を加重平均したものが、生産要素の潜在成長率である。

これで、インフレ中立的な潜在成長率を算出するための 3 つのコンポーネン

---

<sup>6</sup> 廣瀬・鎌田 (2001) は可変 NAIRU を経由することなく、直接的にインフレ中立的な GDP を推計する新たな手法を紹介し、実証例として、G-7 諸国のフィリップス曲線を推計している。

トが推計できた。図表 6 は、これらを積み上げて、それぞれが 85 年以降の潜在成長率の変動にどの程度の影響を与えたのかを描いたものである。図中、太線がインフレ中立的な潜在成長率、積上げ棒グラフはそれを要因分解したものである。大きな流れを見ると、80 年代のインフレ中立的な潜在成長率は年率 4% を超えており、その源泉は旺盛な資本蓄積と労働力の上昇<sup>7</sup>、高い生産性上昇にあったことがわかる。それが、90 年初頭に急速に低下し、2000 年以降は年率で 1% 台にまで落ち込んでいる。しかも、全てのコンポーネントが趨勢的に下落しており、成長鈍化の原因が極めて多岐にわたっていることが分かる。

90 年代以降のインフレ中立的な潜在成長率の特徴点をいくつかピックアップし、それらの原因についてやや詳しく考えてみよう。まず、90 年～93 年の成長鈍化は、「時短促進」によって一人当たり労働時間が減少したことに加え、バブル経済の終焉と共に資本蓄積が鈍化し、TFP が伸び悩んだことが影響している。その後の 96 年頃、TFP は引き続き緩やかに低下を続けたが、短期ながらも景気が回復し、資本蓄積が進んだので、両者が相殺する形で、潜在成長率はほぼ横這いで推移した。2001 年入り後は、再び資本蓄積、TFP の伸びがいずれも低迷する中、NAIRU の低下が止まったために、かろうじて潜在成長率が横這い圏内に収まったことが分かる。

## 4 . ディスカッション

前節までの議論で、潜在成長率を測る場合に NAIRU の変化を推計することの重要性と実際にわが国の NAIRU が 80 年代後半以降どのように変化してきたかという点が明らかになった。ここでは、潜在成長率や NAIRU の推計値を利用する際に特に重要と思われる留意点を取り上げて、実践的な議論を深めることとする。論点として、データ蓄積と NAIRU の不確実性、フィリップス曲線のパラメータの安定性、供給サイドの定式化の難しさ、という 3 つの問題を取り上げる<sup>8</sup>。

---

<sup>7</sup> 労働参加率の上昇は、資産バブルとともに経済が拡大していく過程で加速した。また、「男女雇用均等化促進法」(1985 年)によって、女性の労働参加率が上昇したことも、最大労働時間の増大をもたらしたと考えられる。

<sup>8</sup> Staiger, et al. (1997) は、不確実性の観点から NAIRU の政策的有用性に疑問を投げかけている。

## ( 1 ) データ蓄積が NAIRU に与える影響

NAIRU の推計値は、データの蓄積と共に改訂されていく。いま、サンプル始期を固定して、終期を順次延ばしながら推計した足許の NAIRU を「リアル・タイム可変 NAIRU」、フル・サンプルで推計した NAIRU を「ファイナル可変 NAIRU」と呼ぶことにしよう<sup>9</sup>。図表 7 の細線はリアル・タイム可変 NAIRU で、破線はその標準誤差である。また、太線はファイナル可変 NAIRU である。両者の差は、時間の経過と共に NAIRU の推計値が修正される度合いを示している。当然、サンプルの終期での修正はない<sup>10</sup>。

ここで、2 つの点が重要である。第 1 に、サンプル終期付近 (1~2 年程度) を除けば、サンプルが長くなるにつれてリアル・タイム可変 NAIRU とファイナル可変 NAIRU の差が縮むという訳ではない。言い換えると、NAIRU の予想は、仮に可能だとしても、精々 1~2 年程度でしかない。第 2 に、そうはいうものの、ファイナル可変 NAIRU はリアル・タイム可変 NAIRU の上下 1 標準誤差内 (67% 信頼区間) にほぼ収まっている。すなわち、予想が間違える確率は 3 分の 1 であり、情報価値は低くない。

サンプルの追加が、足許の NAIRU のみならず、過去に遡って改訂される点も無視し得ない。図表 8 は、2000 年第 2 四半期を出発点として、1 年毎にデータを蓄積して、NAIRU の推計値が過去に遡ってどの程度改訂されるのかを示したものである。これによると、1 年 (4 つ) のサンプル追加であっても、遡及効果は結構大きいことをみてとれる<sup>11</sup>。

## ( 2 ) フィリップス曲線のパラメータの安定性

ここでは、フィリップス曲線のパラメータ、とりわけ(2-11)式の  $\beta$  について、

---

<sup>9</sup> カルマン・フィルターは、サンプルを順に延ばしながら、足許の状態変数を次々に推計して行く。これを専門用語でフィルタリングという。また、サンプルが延びて足許の状態変数が推計されると、そこから遡って過去の状態変数が全て再推計される。これを専門用語でスムージング (平滑化) という。リアル・タイム可変 NAIRU はフィルタリングで得られた状態変数であり、ファイナル可変 NAIRU はスムージングによって得られた状態変数である。

<sup>10</sup> もちろん、1 四半期後にサンプルが追加されると、現時点での NAIRU は修正され、リアル・タイム可変 NAIRU とファイナル可変 NAIRU に差が生じる。

<sup>11</sup> GDP ギャップの推計値自体、データの蓄積や改訂によって変化する。米国の例として Orphanides and van Norden (1997)、わが国の例としては鎌田・増田 (2001) を参照。

推計値の安定性をチェックする。図表 9 は、可変 NAIRU と固定 NAIRU のそれぞれについて、推計の始期を 83 年第 2 四半期に固定して、終期を 95 年第 1 四半期から 1 四半期ずつ順に延ばしていったときの  $\beta$  の推計値をプロットしたものである。固定 NAIRU の場合、ここ 10 年の間に、推計値は 0.45 から 0.1 強にまで低下しており、景気から物価へというフィリップス曲線の関係が急速に薄れているという結果になる。一方、可変 NAIRU の場合に得られる  $\beta$  の推計値は、少なくとも 2000 年まで安定的に推移していた。もっとも、2000 年以降に関しては、可変 NAIRU を仮定しても、推計値は不安定化しており、何らかの構造変化が起こった可能性を示唆している。

2000 年入り後  $\beta$  の推計値が不安定化したことについて、いくつかの仮説が考えられる。第 1 に、消費者物価の時系列特性が、2000 年基準になって変化したことが考えられる。実際、フィリップス曲線に、2000 年第 1 四半期以降は 1、それ以前は 0 をとるダミー変数を加えて推計したところ、推計値の安定性が著しく改善した(図表 10(1))。ちなみに、消費者物価の下落幅が拡大した原因として、パソコンと外国パック旅行が新たに調査品目となったことが指摘されることがある。実際、これらを取り除いた消費者物価指数を作成し、推計を行ってみたところ(前掲図表 10(1))  $\beta$  の推計値がある程度改善することが分かった。

$\beta$  の推計値が不安定化した第 2 の仮説として、NAIRU の変化速度を、実際には加速しているにもかかわらず、一定と考えて推計している結果、GDP ギャップと NAIRU との差が過大評価になっている可能性がある<sup>12</sup>。この仮説を検証する際、フィリップス曲線の回帰誤差が NAIRU の変化速度とともに増加しているか否かが問題となる。本稿ではこの問題を 2 段階に分けて考える。

【ケース 1】フィリップス曲線の回帰誤差は一定であり、NAIRU の変化だけ加速する。

【ケース 2】NAIRU の変化の加速と共に、フィリップス曲線の回帰誤差も増加する。

まず、ケース 1 について、NAIRU の変化の分散を次のように設定する。

$$\sigma_v^2 = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2/5 & \text{for } 2000Q3 \text{ 以前} \\ (\sigma_\varepsilon + \sigma_+)^2/5 & \text{for } 2000Q4 \text{ 以降} \end{cases}$$

その上で、「 $\sigma_+$  が有意に 0 と異なるか」という帰無仮説を検定したところ、仮説

<sup>12</sup> GDP ギャップの時系列特性が変化した可能性もあるが、それは NAIRU の変化速度が変わったという仮説と区別できないので、ここでは後者の考え方で統一した。

は棄却された。すなわち、「NAIRU の変化速度は不変」という結果が得られてしまう。この場合は、話が振り出しに戻ってしまい、 $\beta$  が不安定化した理由は不明なままである。

次に、ケース 2 について、フィリップ曲線の回帰誤差と NAIRU の変化の分散を次のように設定する。

$$\sigma_{\varepsilon}^2 = \begin{cases} \sigma_{\varepsilon 1}^2 & \text{for } 2000Q3 \text{ 以前} \\ \sigma_{\varepsilon 2}^2 & \text{for } 2000Q4 \text{ 以降} \end{cases}$$

$$\sigma_v^2 = \begin{cases} \sigma_{\varepsilon 1}^2/5 & \text{for } 2000Q3 \text{ 以前} \\ \sigma_{\varepsilon 2}^2/5 & \text{for } 2000Q4 \text{ 以降} \end{cases}$$

この形で推計を行うと、 $\sigma_{\varepsilon 2}$  の推計値は  $\sigma_{\varepsilon 1}$  の 2 倍程度になった<sup>13</sup>。これは、同時に、NAIRU の変化速度が 2 倍になることを意味している。しかも、図表 10(2)を見て分かるように、サンプル期間を通じて分散構造が変わらないと仮定した場合に比べて、 $\beta$  の推計値は明らかに安定化している。

NAIRU の変化が加速した要因としては、次の 2 点が考えられる。第 1 に、わが国の労働参加率は減少傾向にあり、その一因として若年層の就労意識が低下するなど、経済が失業の発生しやすい体質に変化しつつある可能性が挙げられる。第 2 に、近年、新規求人の割りには雇用者数が増えない傾向が目立ってきており、これを GDP ギャップが拡大している割りにはデフレが加速していない現状と重ね合わせると、労働需給のミスマッチ拡大によって NAIRU がさらに低下している可能性が考えられる<sup>14</sup>。

以上、フィリップス曲線のパラメータを不安定化させた背景には、消費者物価指数の時系列特性の変化と NAIRU の変化の加速という 2 つの可能性がある点を指摘した。ここで敢えて両者を比較すると、の方が、パラメータ推計値がギクシャクしないし、2000 年以降の低下幅も小さく、より尤もらしい考え方と言えそうである<sup>15</sup>。

<sup>13</sup> 正確な推計結果は  $\sigma_{\varepsilon 1}=0.59$ 、 $\sigma_{\varepsilon 2}=1.03$  であった。

<sup>14</sup> 労働参加率低下や労働需給のミスマッチの原因については、大澤 他 (2002) や中田 (2002) を参照。

<sup>15</sup> もっとも、4 節の(1)で述べたように、可変 NAIRU には多くの不確実性が含まれており、今後のデータ蓄積次第では、 $\beta$  の推計値の不安定性が自然に解消することも考えられるので、確定的な答えを得るにはある程度時間の経過を待つ必要がある。

### (3) 供給サイドの定式化

NAIRU の変動の他にも、フィリップス曲線を不安定化させる原因は様々である。その内、輸入物価の変化は代表的である。原油価格や為替の変動は、伝播の程度や速度の差はあれ、国内物価に影響を与えると考えられる。見方を変えると、そうした輸入物価の変化率が国内インフレ率の重要な決定要因であるならば、それを無視してフィリップス曲線を推計すると、パラメータの推計のみならず、NAIRU の推計にもバイアスが生ずる可能性がある。

こうした影響を取り除くために、本稿では輸入物価をフィリップス曲線の説明変数の一つとして加えている。推計結果は、輸入物価が有意な説明変数であることを示している（前掲図表 2）。しかし、輸入物価を説明変数に加えることによって得られるゲインは余り大きくないし、可変 NAIRU の推計値が受ける影響は余り大きくない（図表 11）。これは、輸入物価を説明変数に加える際の変数加工が十分でないことが原因であるとも考えられる。この点については、輸入物価に限らず、様々な供給要因をいかにしてフィリップス曲線の中に取り込んでいくかというより大きな問題意識の中で、さらに分析が深められることが望まれる。

## 5 . 結び

本稿では、インフレ率が加速も減速もしない実質 GDP を「インフレ中立的な GDP」と呼ぶ。そこから求められたインフレ中立的な潜在成長率は、全要素生産性の成長率、生産要素の成長率、NAIRU の変化、という 3 つの要素に分解できる。本稿では、主に、NAIRU の変化の可能性について、実証手法を含めて、詳しい議論を展開してきた。

わが国のデータを用いた実証分析によると、わが国のインフレ中立的な潜在成長率が 90 年代の初頭に年率 1% 台にまで低下してしまったのは、先の 3 つの要素がいずれもマイナス要因として作用した結果であることが分かった、とりわけ、90 年代中は、潜在成長率の引き下げ要因として NAIRU の変化が持続的に作用してきたことが注目される。

2000 年入り後は、フィリップス曲線のパラメータが不安定化してきているが、これは、NAIRU 変化の加速が原因である可能性が高い。さらに、NAIRU は、データの蓄積とともに変動するなど、常に不確実性に晒されているので、本稿の



推計値もある程度の幅を持って評価されるべきである。

原油価格や為替の変動は消費者物価に影響を与える。そうした要因が重要である程、それを無視してフィリップス曲線を推計すると、パラメータや NAIRU の推計にバイアスが生ずる。本稿では、輸入物価を代表的な供給要因として、説明変数に加えたが、フィリップス曲線の当てはまりは目立って改善しなかったし、可変 NAIRU の推計値にも余り影響はなかった。

## 補論 A. オークンの法則とフィリップス曲線

本稿では、経済の需給バランスを表すものとして GDP ギャップを用いてきたが、伝統的なフィリップス曲線の推計では失業率が用いられてきた。これは失業率が経済の需給を大まかに近似することができるという仮定に他ならず、次の関係を仮定することに等しい。

$$\ln \gamma = \psi + \phi \cdot \ln \eta. \quad (\text{A-1})$$

いま、 $U$  を失業率とすると、 $\ln \eta = -U$  であるから、GDP ギャップを次のように表現できる。

$$G = (1 - \alpha) \cdot \psi - (\phi - \alpha \cdot \phi + \alpha) \cdot U. \quad (\text{A-2})$$

これは「オークンの法則」と呼ばれるものに他ならない。

インフレ中立的な要素稼働率にも同様に関係があるとすると、GDP ギャップ版の NAIRU は失業率に関する NAIRU 水準  $U^N$  を用いて、次のように表現できることが分かる。

$$G^N = (1 - \alpha) \cdot \psi - (\phi - \alpha \cdot \phi + \alpha) \cdot U^N.$$

これらを(2-11)式に代入すると、Gordon (1997)で展開された失業率を用いた NAIRU 型フィリップス曲線に帰着する (Samuelson and Solow [1960]はこれに固定 NAIRU を仮定したもの)。

$$\pi_t = \pi_t^e + \beta' \cdot (U_t - U_t^N) + \varepsilon_t, \quad \beta' = -(\phi - \alpha \cdot \phi + \alpha) \cdot \beta. \quad (\text{A-3})$$

上の議論は 2 つの仮定を含んでいた。資本と労働の稼働率の間には正の相関がある。資本と労働のインフレ中立的な稼働率は、現実の稼働率と同じ正の相関を持っている。このうち、 $\beta'$  については、実際に資本と労働の稼働率を観察することによって正当化できる (図表 A1)。実際、(A-1)式を推計してみると、 $\phi = 2$ 、 $\psi = 0$  であることがわかる。つまり、

$$\ln \gamma = 2 \cdot \ln \eta + \xi_t. \quad (\text{A-4})$$

この場合、67%信頼区間は回帰線の上下 3%である。

しかし、<sup>1)</sup>の方は俄かに正当化し難い。なぜなら、インフレ中立的な稼働率は必ずしも景気変動とともに変化するものではないからである。資本のインフレ中立的な稼働率は、生産技術が陳腐化する速度が速かったり、プロダクト・サイクルが短くなったりすると、思わぬ需要増に備えて供給能力を高めるよりも、設備投資自体を抑制するインセンティブが高まり、結果として高まる可能性がある。一方、労働のインフレ中立的な稼働率の低下は、自然失業率の上昇を意味するが、失業保険制度の充実、高等教育の普及によって促進され、女性の労働市場参加の増加によって抑制される。

このように、それぞれのインフレ中立的な稼働率はそれぞれの論理によって変化し、必ずしも正の相関があるとはいえないし、ましてやそれが、現実の稼働率の稼働率と同じ相関を持っているともいえない。したがって、GDPギャップの代わりに失業率を用いるのは、望ましいアプローチとは言えない。

## 補論 B. インフレ中立的な要素稼働率

ここでは、資本と労働のインフレ中立的な稼働率のとり得る範囲について検討する。概念上は、NAIRU( $G^N$ )を資本のインフレ中立的な稼働率 $\eta^N$ と労働のそれ $\gamma^N$ に分けて考えることができる。しかし、NAIRUが分かっても、その内訳を分離・識別することはできず、一つの $G^N$ の値に対して、次式を満たす $\eta^N$ と $\gamma^N$ は全てインフレ中立的な稼働率である可能性がある。

$$\ln \gamma^N = -\frac{\alpha}{1-\alpha} \ln \eta^N + \frac{1}{1-\alpha} G^N. \quad (\text{B-1})$$

図表 B1 は、 $(\ln \eta^N, \ln \gamma^N)$  平面に、そうした可能性の幅を示したものである。推計の結果、直近における $G^N$ の67%信頼区間は-6.5~-8.3%なので、2つのインフレ中立的な稼働率は2つの右下がりの斜線に挟まれた部分にあることがわかる。

これ以上にインフレ中立的な稼働率がどのように動いたのか検討するためには、更なる仮定が必要である。ここでは、「GDPギャップがNAIRUに近づくと、2つの要素稼働率はそれぞれインフレ中立的な要素稼働率に近づく」と仮定した。これは、GDPギャップがNAIRUと等しいとき、次の関係が成り立つことを意味している。

$$\ln \gamma^N = 2 \cdot \ln \eta^N + \xi_t. \quad (\text{B-2})$$

(これは、(B-2)式が常に成り立つとする補論 A の仮定よりも緩いことに注意しよう。) インフレ中立的な要素稼働率は、2つの右上がりの斜線に挟まれた部分の間にある。とを併せて考えると、インフレ中立的な稼働率は、(B-1)と(B-2)が交差する部分に存在している可能性が高い。

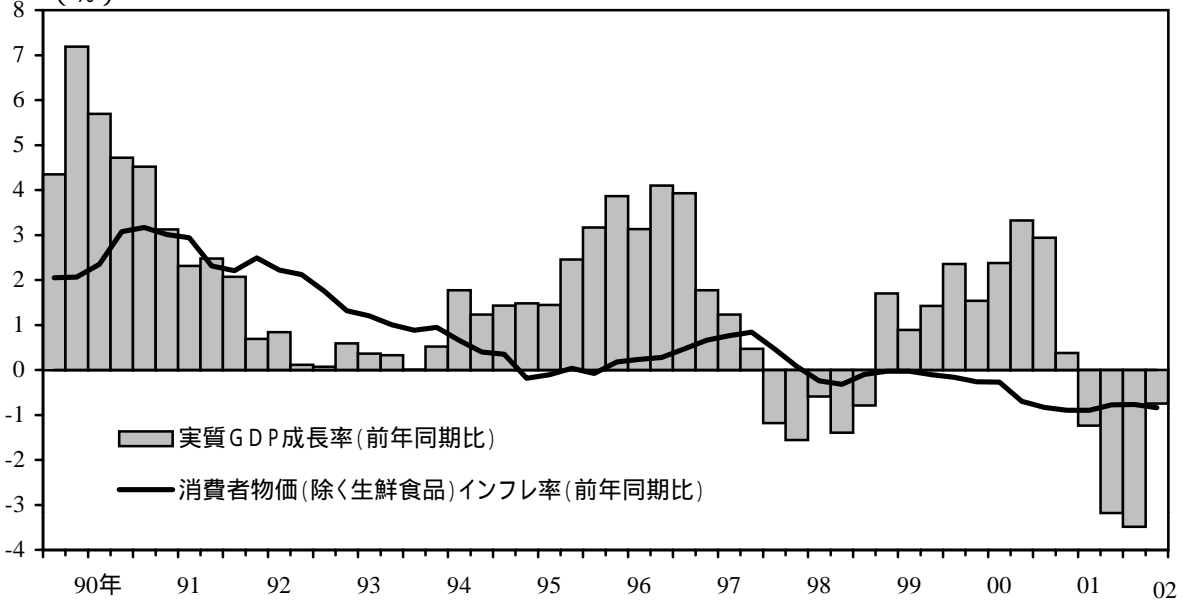
## 【参考文献】

- 大澤直人・神山一成・中村康治・野口智弘・前田栄治（2002）「わが国の雇用・賃金の構造的変化について」、『日本銀行調査月報』、2000年8月号、133-197頁
- 鎌田康一郎・増田宗人（2001）「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
- 中田（黒田）祥子（2002）「わが国失業率の変動について フロー統計からのアプローチ」、『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、No. 2002-J-21、日本銀行金融研究所
- 日本銀行調査統計局（2000）「わが国の物価動向 - 90年代の経験を中心に - 」、『日本銀行調査月報』、2000年10月号、47-138頁
- 肥後雅博・中田（黒田）祥子（2000）「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、49-78頁
- 廣瀬康生・鎌田康一郎（2001）「潜在GDPとフィリップス曲線を同時推計する新手法」、『日本銀行調査統計局ワーキングペーパー・シリーズ、No. 01-7
- Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy," *American Economic Review*, Vol. 58, No. 1, pp. 1-17.
- Fuhrer, J. C. (1995), "The Phillips Curve is Alive and Well," *Federal Reserve Bank of Boston New England Economic Review*, March/April, pp. 41-56
- Gordon, J. R. (1997), "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, pp. 11-32.
- Gordon, J. R. (1998), "Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, pp. 297-346.
- Harvey, A. C., and A. Jeager (1993), "Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 8, pp. 231-47.
- Hodrick, R. J., and E. C. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29, No. 1, pp. 1-16.
- Kamada, K., and N. Hirakata (2002), "Import Penetration and Consumer Prices," *Bank of Japan Research and Statistics Department Working Paper Series*, No. 02-1.

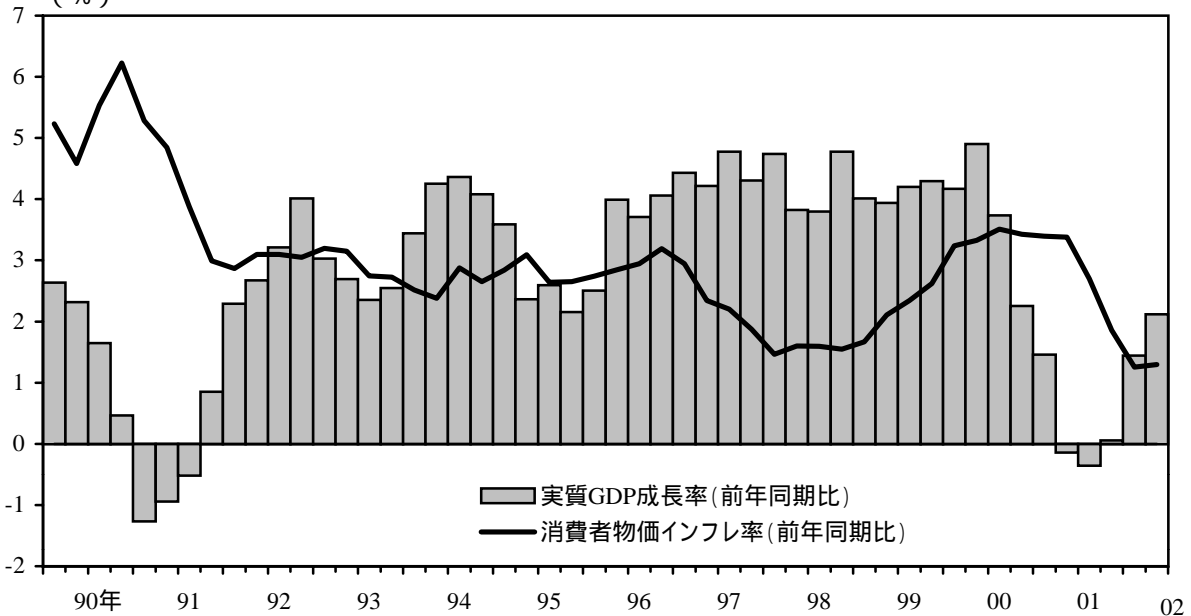
- Orphanides, A., and S. van Norden (1999), "Reliability of Output Gap Estimates in Real Time," *Board of Governors of the Federal Reserve System Finance and Economic Discussion Paper Series*, No. 38.
- Samuelson, P. A., and R. M. Solow (1960), "Problem of Achieving and Maintaining a Stable Price," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 50, No. 2, pp. 177-94.
- Staiger, D., J. H. Stock, and M. W. Watson (1997), "The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 1, pp. 33-49.
- Stock, J. H., and M. W. Watson (1998), "Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time-Varying Parameter Model," *Journal of the American Statistical Association*, 1998 March, pp. 349-358.
- Turner, D. (1995), "Speed Limit and Asymmetric Inflation Effects from the Output Gap in the Major Seven Economies," *OECD Economic Studies*, No. 24, pp. 57-87.
- Watanabe, T. (1997), "Output Gap and Inflation: The Case of Japan," *BIS Conference Papers: Monetary Policy and the Inflation Process*, Vol. 4, pp. 93-112.

## 日米の実質成長率とインフレ率

( 1 ) 日本  
( % )



( 2 ) 米国  
( % )



( 注 ) 1 . 日本の消費者物価指数は消費税の影響を調整済み。米国については未調整。  
2 . 日本のGDPは、2001年第2四半期以降に速報、1994年第1四半期以降2001年第1四半期以前に「参考系列」、1993年第4四半期以前に確報を用いて接続したもの。

( 資料 ) 日本は、内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」。米国は、International Monetary Fund, International Financial Statistics。

フィリップス曲線の推計

## ( 1 ) 固定NAIRU

$$\pi_t = 0.84 \cdot \sum_{i=1}^4 \pi_{t-i} / 4 + (1 - 0.84) \cdot \sum_{i=5}^8 \pi_{t-i} / 4 + 0.11 \cdot (G_t - G^N) + 0.02 \cdot ipi_t + \varepsilon_t$$

(6.58)

(2.46)

(3.31)

$$G^N = -4.74$$

(6.58)

( サンプル期間 1983:2Q ~ 2002:2Q、 $R^2=0.71$ <疑似決定係数>、括弧内はt値 )**【変数説明】** $\pi$  : 消費者物価インフレ率 (総合・除く生鮮食品、消費税調整済み、季調済み) $G$  : GDPギャップ (非製造業稼働率修正型) $G^N$  : NAIRU $ipi$  : 輸入物価 (前期比年率の後方4期移動平均からの乖離幅)

## ( 2 ) 可変NAIRU

$$\pi_t = 0.64 \cdot \sum_{i=1}^4 \pi_{t-i} / 4 + (1 - 0.64) \cdot \sum_{i=5}^8 \pi_{t-i} / 4 + 0.23 \cdot (G_t - G_t^N) + 0.02 \cdot ipi_t + \varepsilon_t$$

(3.88)

(3.69)

(2.77)

$$G_t^N = G_{t-1}^N + v_t$$

$$\sigma_\varepsilon = 0.66 \quad \sigma_v^2 = \sigma_\varepsilon^2 / 5$$

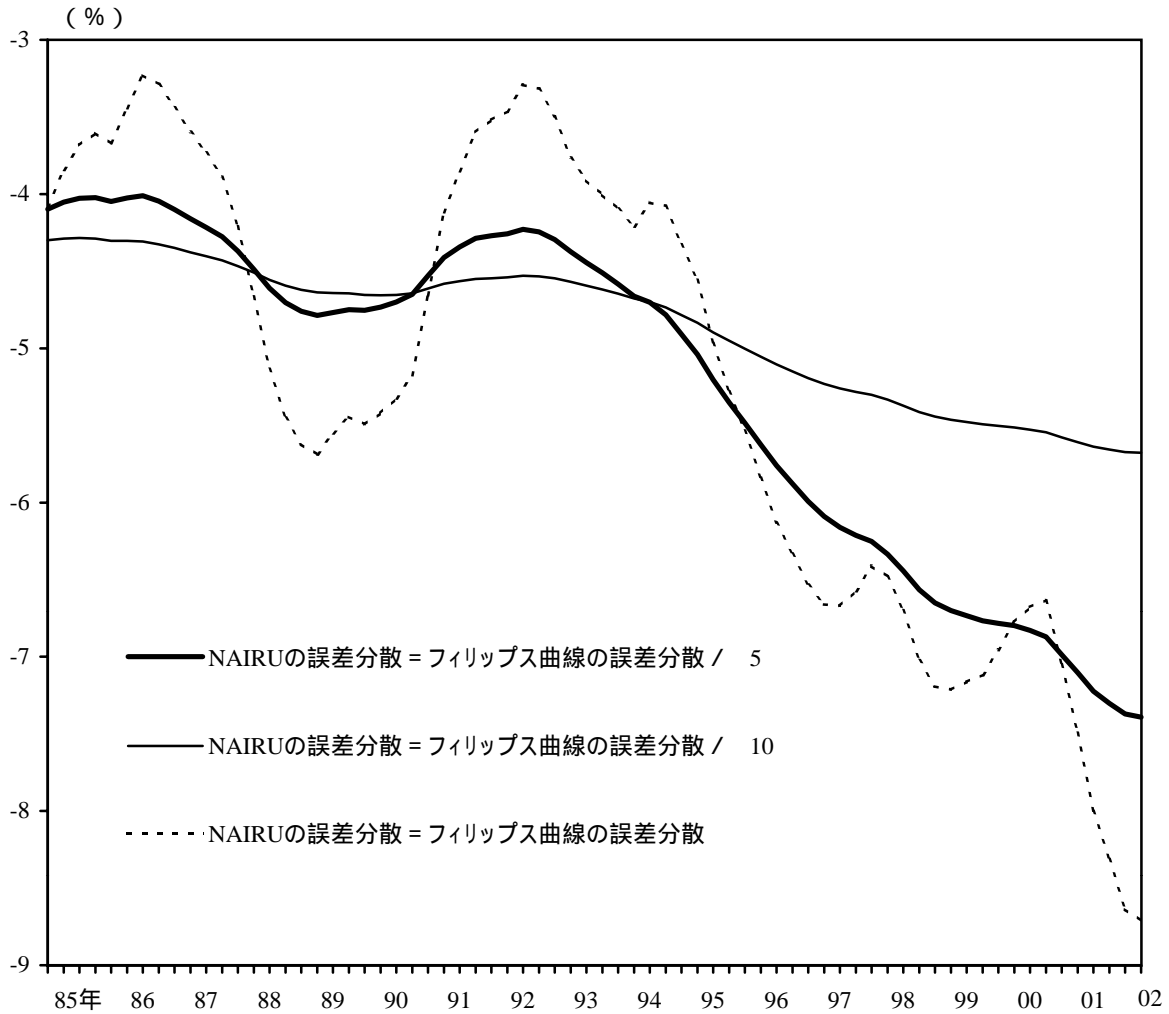
(11.25)

( サンプル期間 1983:2Q ~ 2002:2Q、 $R^2=0.75$ <疑似決定係数>、括弧内はz値 )



( 図表 3 )

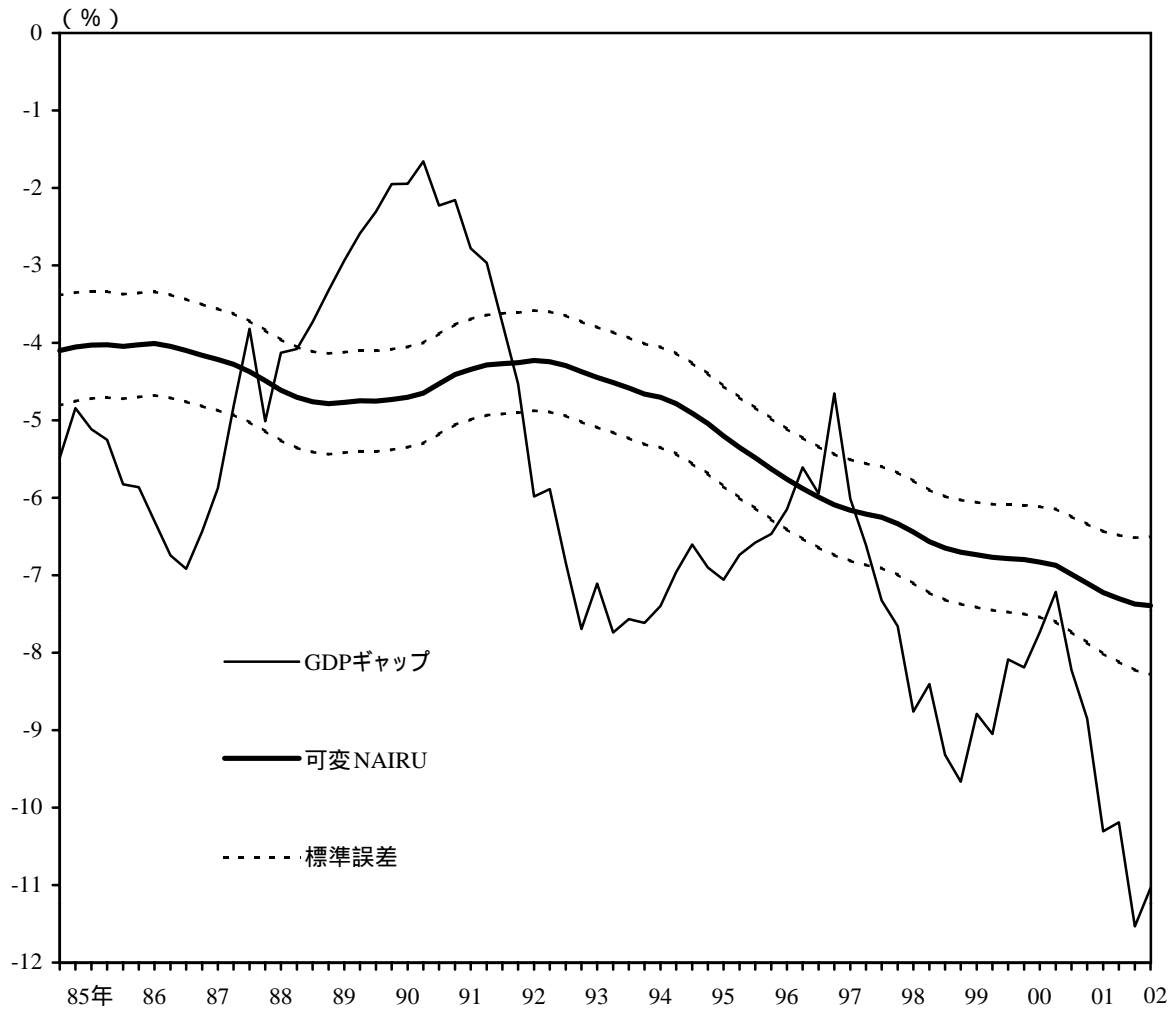
## NAIRUの変化速度



( 資料 ) 内閣府「国民経済計算」「民間企業資本ストック」、  
総務省「消費者物価指数」「労働力調査」、経済産業省「鉱工業指数統計」等

( 図表 4 )

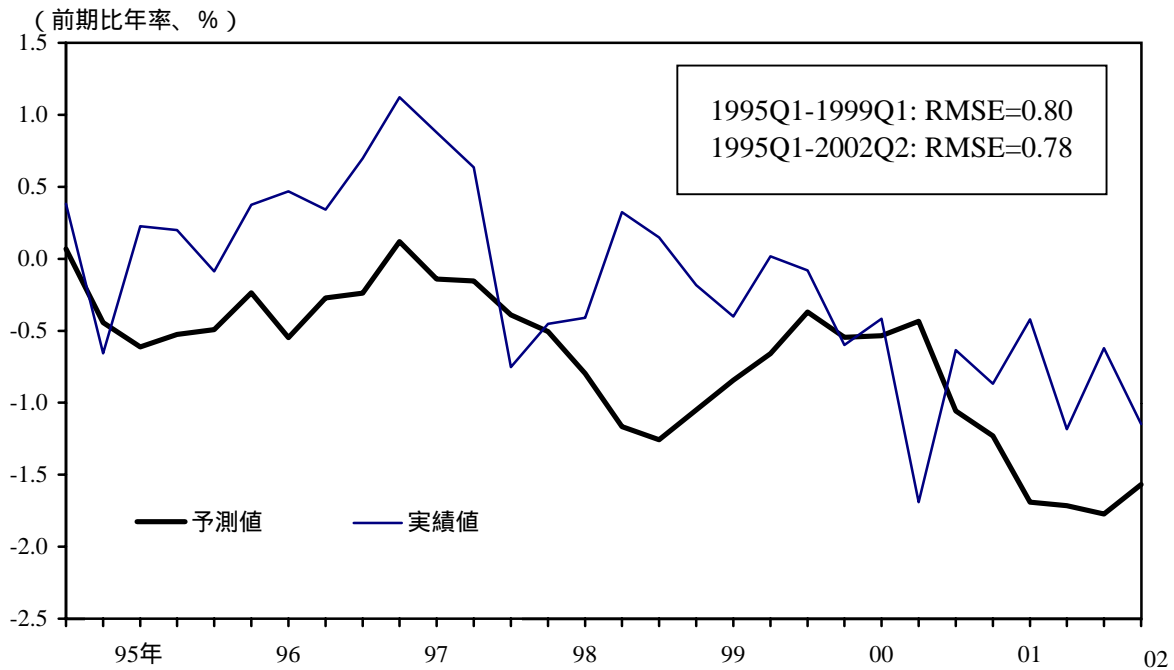
## 可変NAIRUとGDPギャップ



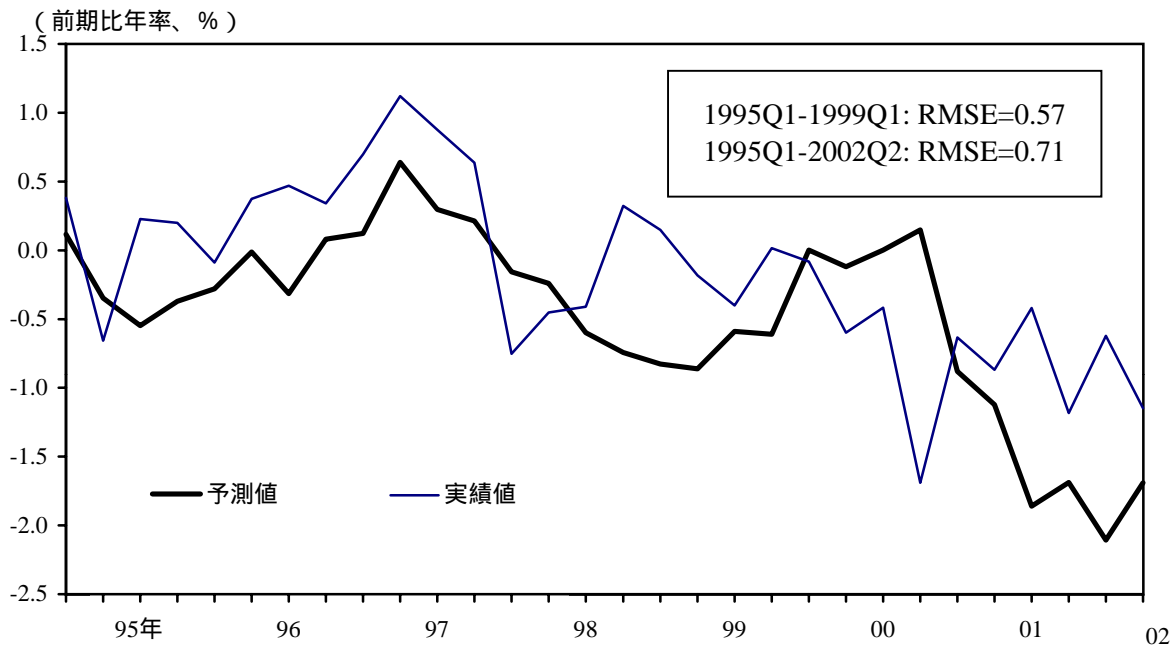
( 資料 ) 内閣府「国民経済計算」「民間企業資本ストック」、  
総務省「消費者物価指数」「労働力調査」、経済産業省「鉱工業指数統計」等

## フィリップス曲線の予測精度

### ( 1 ) 固定NAIRU



### ( 2 ) 可変NAIRU



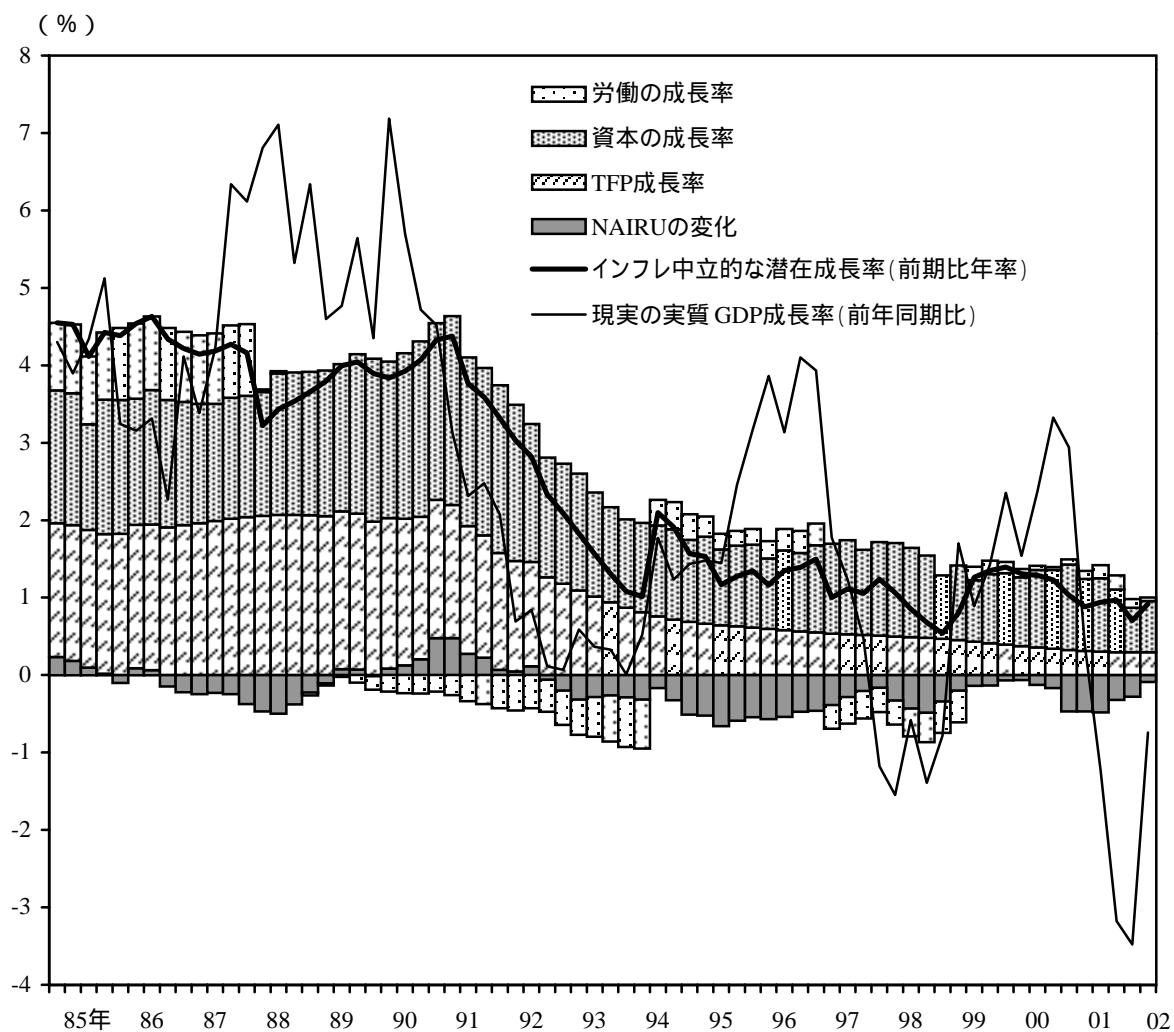
( 注 ) 予測の際、可変NAIRUは前期の値と同じであると仮定した。

( 資料 ) 内閣府「国民経済計算」「民間企業資本ストック」

総務省「消費者物価指数」「労働力調査」、経済産業省「鉱工業指数統計」等

( 図表 6 )

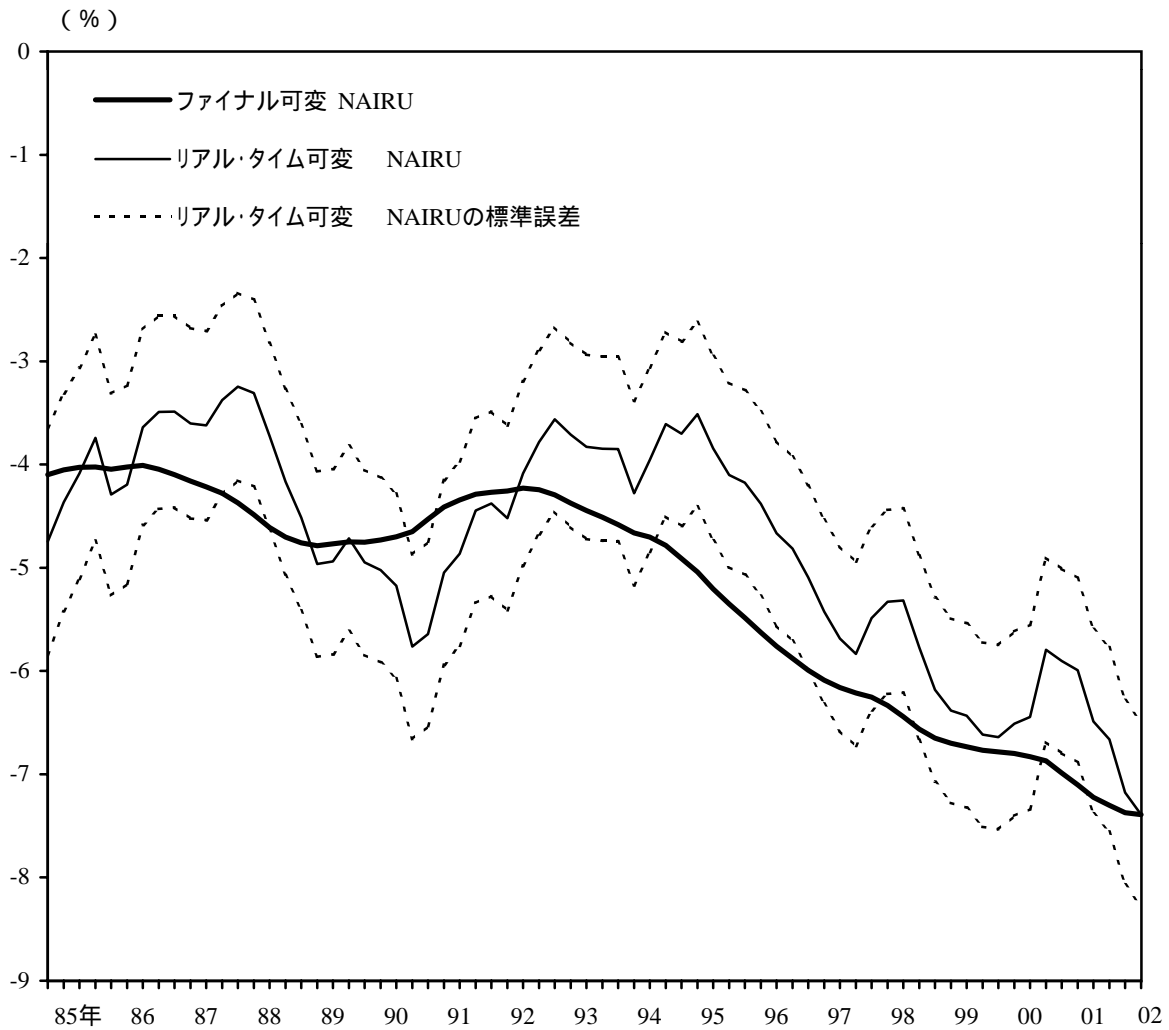
## インフレ中立的な潜在成長率と要因分解



( 注 ) GDPは、2001年第2四半期以降に速報、1994年第1四半期以降2001年第1四半期以前に「参考系列」、1993年第4四半期以前に確報を用いて接続したもの。

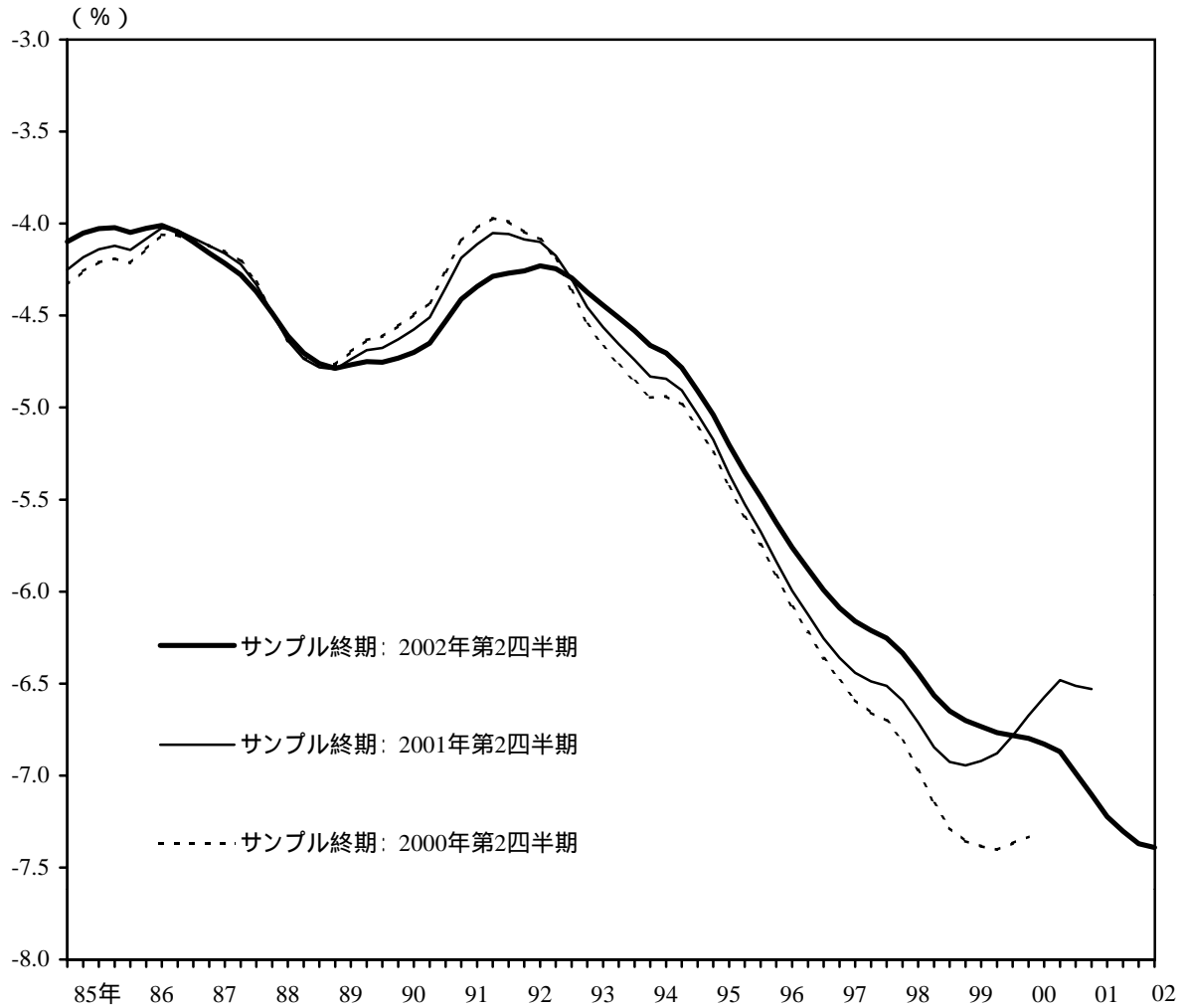
( 資料 ) 内閣府「国民経済計算」「民間企業資本ストック」  
総務省「消費者物価指数」「労働力調査」、経済産業省「鉱工業指数統計」等

## データの蓄積が可変NAIRUに与える影響 ( その 1 )



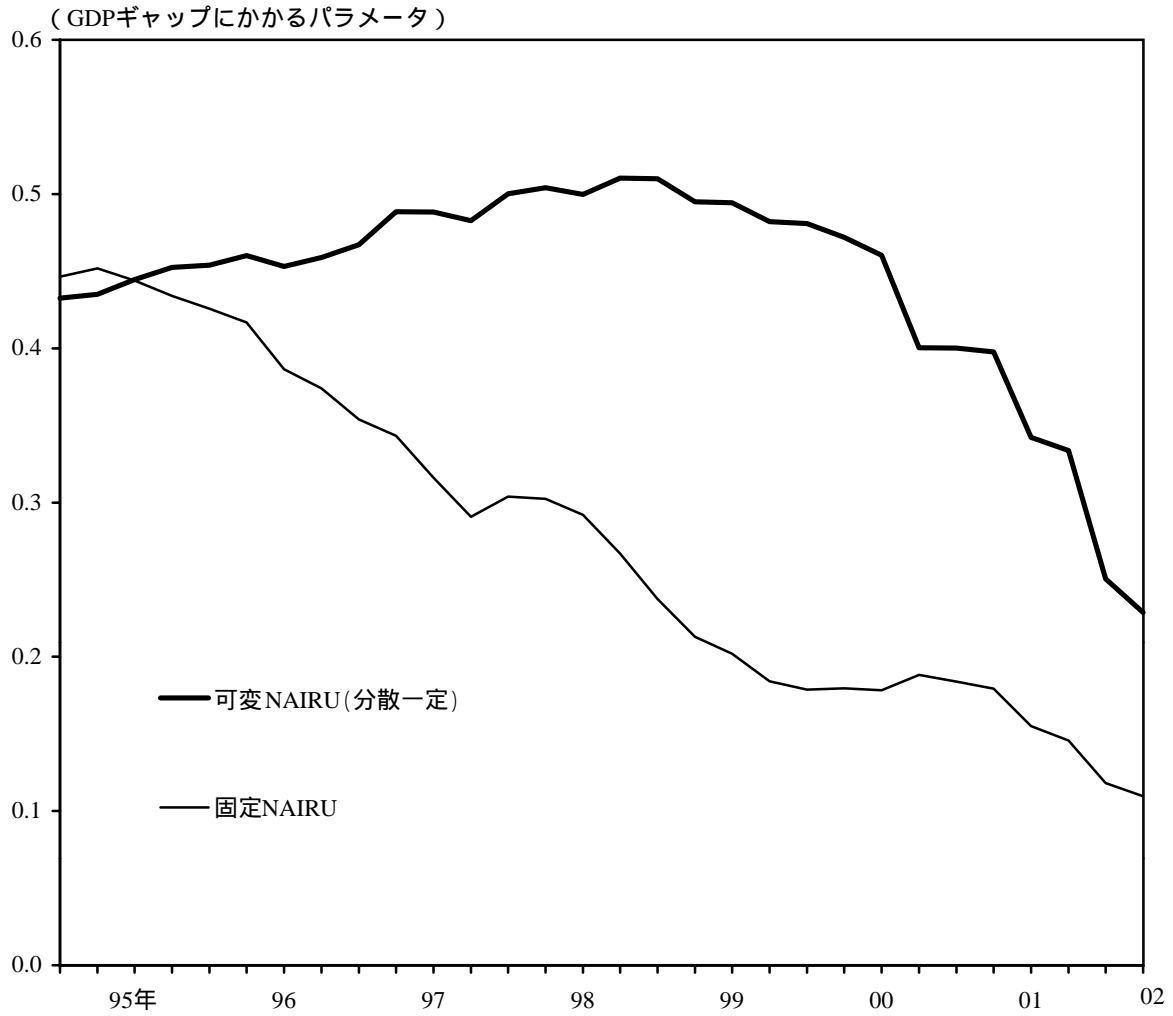
( 資料 ) 内閣府「国民経済計算」「民間企業資本ストック」、  
総務省「消費者物価指数」「労働力調査」、経済産業省「鉱工業指数統計」等

## データの蓄積が可変NAIRUに与える影響 ( その 2 )



( 資料 ) 内閣府「国民経済計算」、「民間企業資本ストック」、  
総務省「消費者物価指数」、「労働力調査」、経済産業省「鉱工業指数統計」等

## フィリップス曲線のパラメータの安定性 ( その 1 )

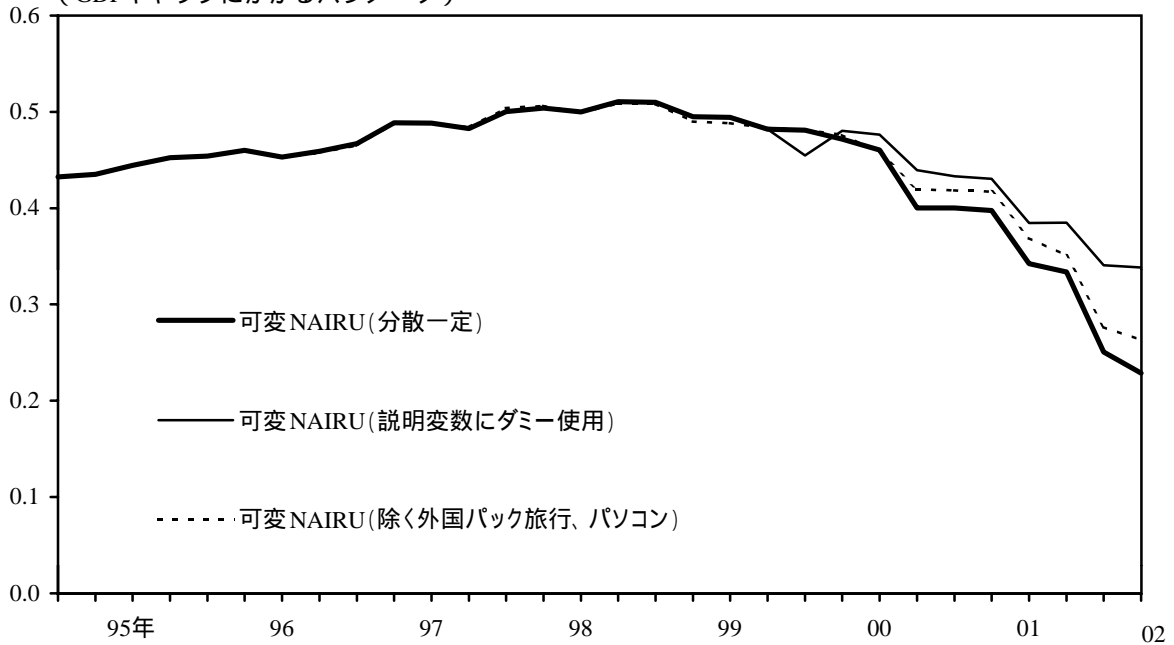


( 資料 ) 内閣府「国民経済計算」「民間企業資本ストック」、  
総務省「消費者物価指数」「労働力調査」、経済産業省「鉱工業指数統計」等

## フィリップス曲線のパラメータの安定性 ( その 2 )

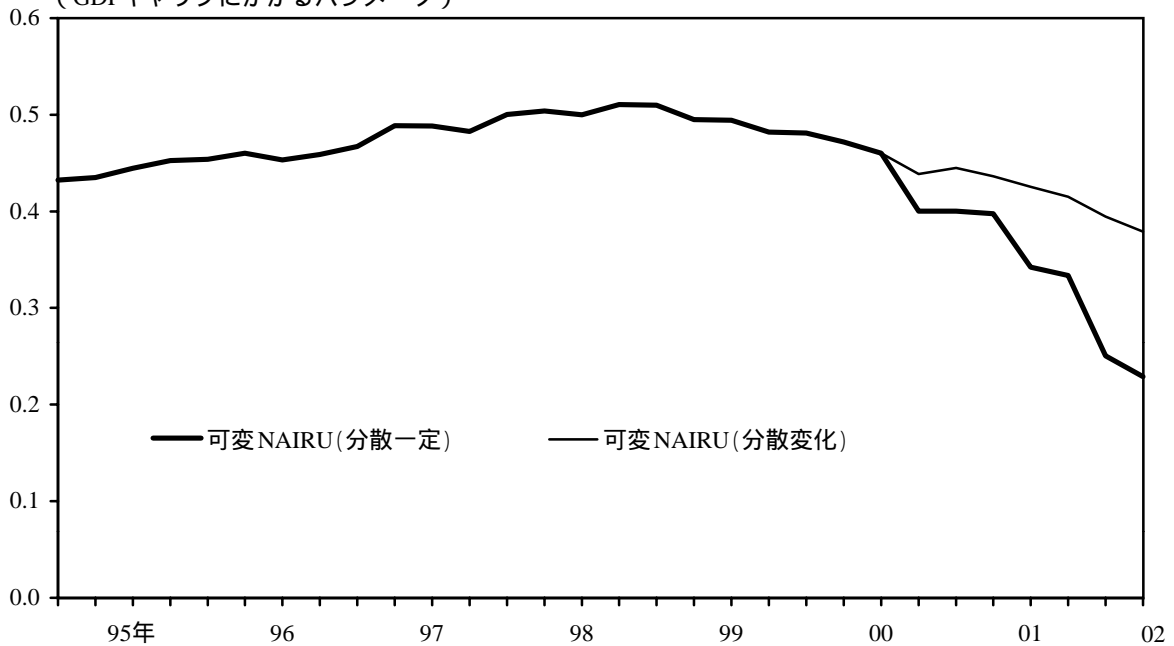
### ( 1 ) 消費者物価の時系列特性が変化した可能性

( GDPギャップにかかるパラメータ )



### ( 2 ) NAIRUの変化が加速した可能性

( GDPギャップにかかるパラメータ )

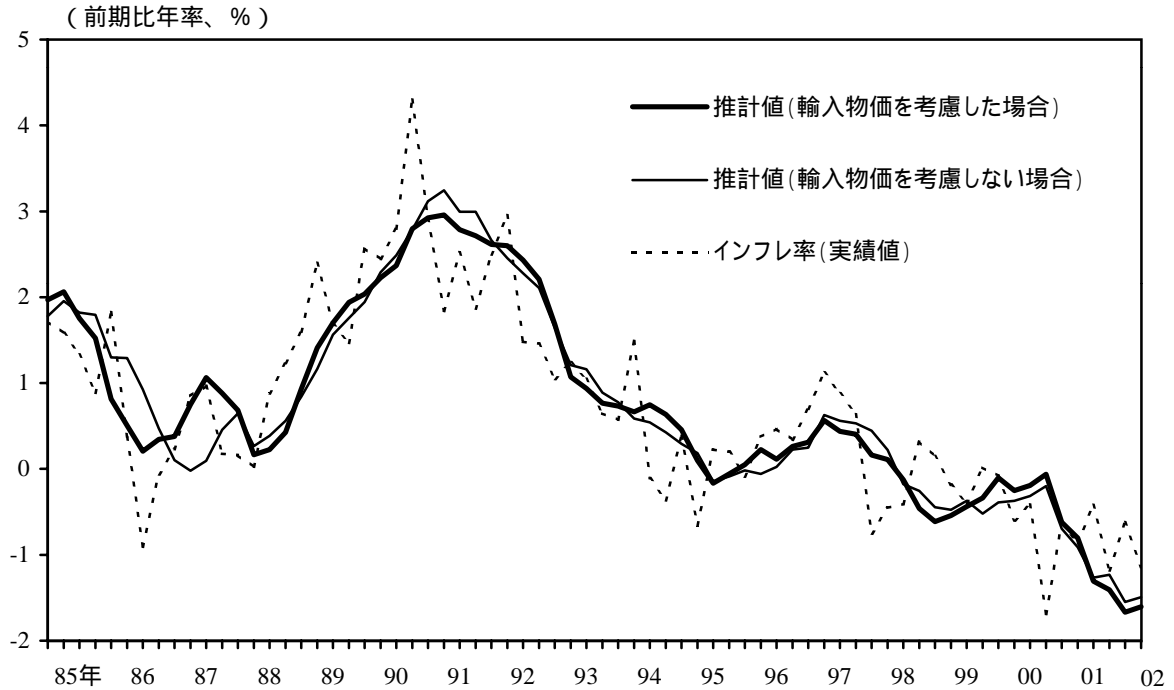


( 資料 ) 内閣府「国民経済計算」「民間企業資本ストック」  
総務省「消費者物価指数」「労働力調査」、経済産業省「鉱工業指数統計」等

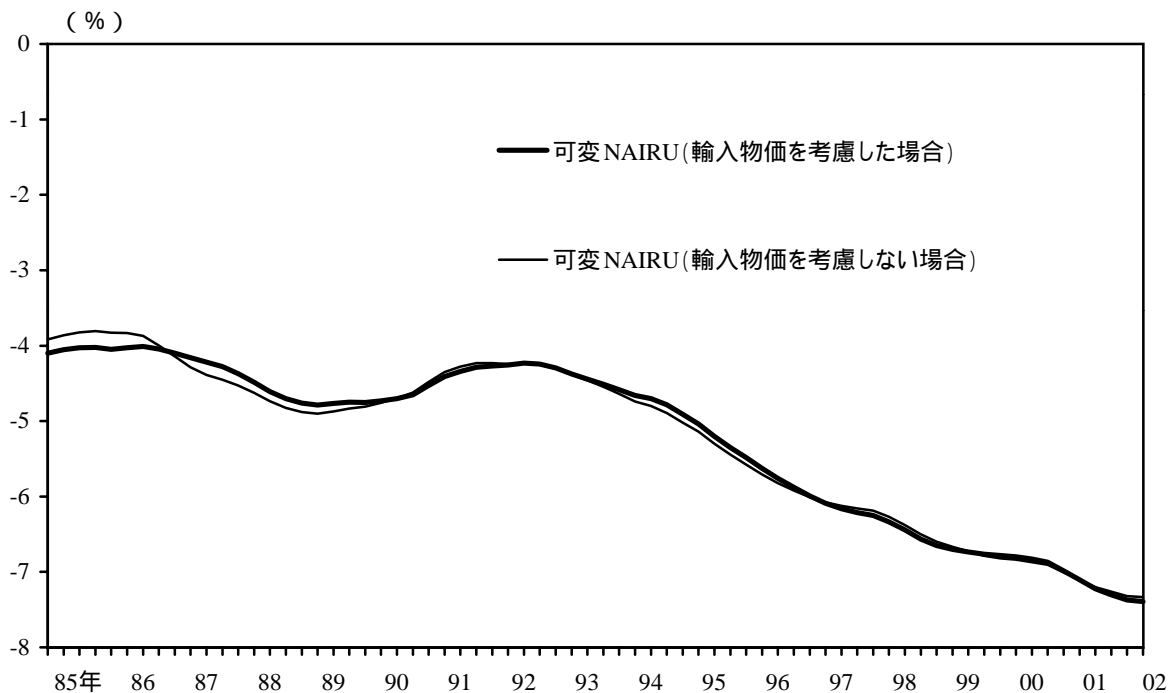


## フィリップス曲線における輸入物価要因

### (1) フィリップス曲線の当てはまり

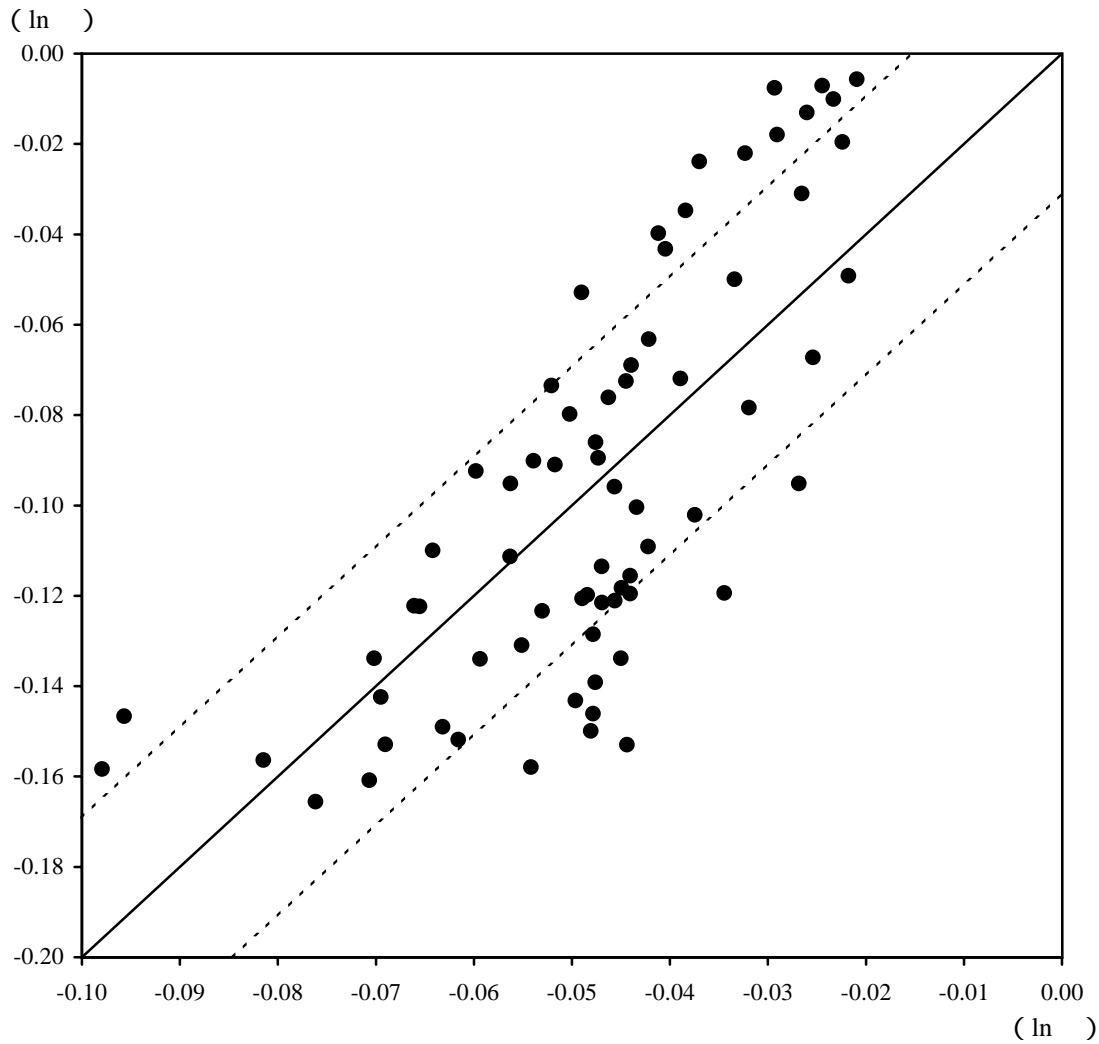


### (2) 可変NAIRUの推移



(資料) 内閣府「国民経済計算」「民間企業資本ストック」、  
総務省「消費者物価指数」「労働力調査」、経済産業省「鉱工業指数統計」等

## 資本と労働の稼働率



**【推計結果】**

$$\ln \gamma_t = -0.003 + 2.00 \cdot \ln \eta_t + \xi_t$$

(-0.27) (9.06)

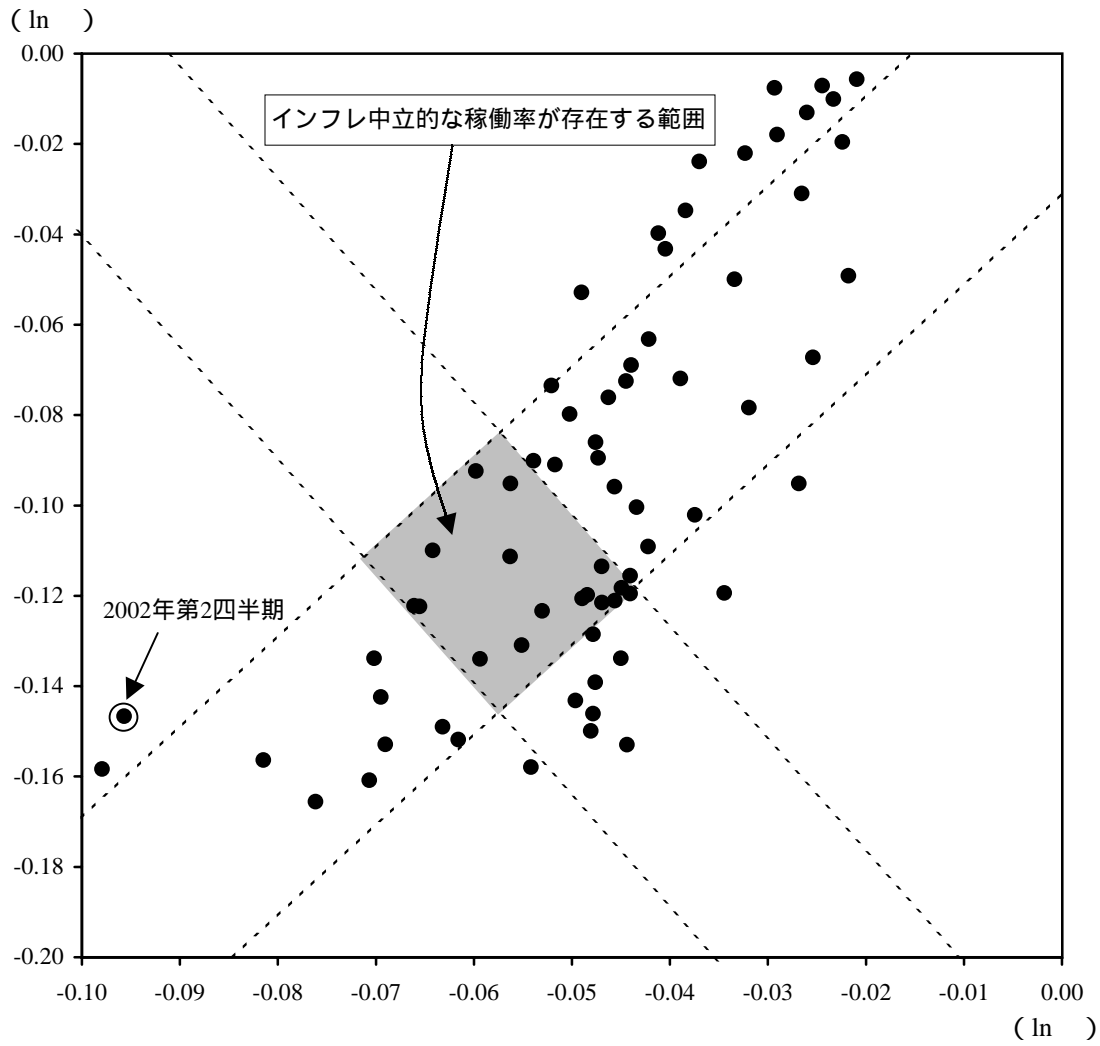
( サンプル期間 1983:2Q ~ 2002:2Q、 $R^2=0.52$ 、回帰誤差=0.03、括弧内はt値 )

**【変数説明】**

$\gamma$  : 資本の稼働率  
 $\eta$  : 労働の稼働率

( 資料 ) 内閣府「国民経済計算」「民間企業資本ストック」、  
総務省「消費者物価指数」「労働力調査」、経済産業省「鉱工業指数統計」等

## インフレ中立的な稼働率



( 資料 ) 内閣府「国民経済計算」「民間企業資本ストック」、  
総務省「消費者物価指数」「労働力調査」、経済産業省「鉱工業指数統計」等