

Working Paper Series

**GDP ギャップの推計と
供給サイドの構造変化**

宮尾 龍蔵（神戸大学経済経営研究所）

Working Paper 01-18

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: miyao@rieb.kobe-u.ac.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。

GDPギャップの推計と供給サイドの構造変化

宮尾 龍蔵*

2001年10月

神戸大学経済経営研究所
神戸市灘区六甲台町 (〒657-8501)

Phone: +81-78-803-7014

Fax: +81-78-861-6434

Email: miyao@rieb.kobe-u.ac.jp

[要旨]

GDPギャップの大きさを正確に推計することは、マクロの政策判断にとって欠かすことのできない視点である。本稿は、経済企画庁(2000)および鎌田・増田(2001)に立脚し、わが国のマクロ生産関数に基づくGDPギャップ推計の問題を取り上げる。ここでは特に、鎌田・増田(2001)で論じられた「従来型」と「修正型」の2つの推計方法を取り上げ、両者の妥当性について、総供給関数/フィリップス曲線との整合性—ここではインフレ率とGDPギャップとの共和分関係—という観点から比較検討する。その結果、共和分関係は、従来型からは支持されなかったが、修正型からは一貫して支持され、修正型GDPギャップの妥当性が確認された。また同じフィリップス曲線に関する構造変化について検証したところ、1990年代に入り、曲線の傾きが緩やかになった可能性が示唆された。最後に、インフレの予測力についても比較してみたが、修正型の共和分モデル(構造変化付き)を考慮したモデルの予測パフォーマンスが最も高く、修正型GDPギャップの優位性が再び示された。

*本論文は、宮尾(2001)を本質的に拡張したもので、共和分関係の構造変化、インフレ予測、およびNAIRU型フィリップス曲線の検証など新たな分析が追加されています。本研究の開始および作成過程において、粕谷宗久氏との議論が大変有益でした。真木和彦氏、有永恵美氏には研究上の補助、渡辺努氏からは文献をご教示いただきました。本稿のベースとなる未定稿は、日本銀行調査統計局、同志社大学、神戸大学、慶應義塾大学のワークショップ・セミナーで報告し、木村武氏、藤木裕氏、鹿野嘉昭氏をはじめ、参加者から有益なコメントをいただきました。また2名の査読者、日本銀行スタッフの方々から寄せられたコメントも参考になりました。記して感謝申し上げます。言うまでもなく、あり得べき誤りは筆者に帰するものです。

1. はじめに

GDP ギャップの大きさとその変動傾向を正確に把握することは、現在進行中のマクロ政策議論にとって、欠かすことのできない視点である。これまで、追加的な景気対策や金融緩和策の効果、副作用については、さまざまな側面・立場から論じられてきた。しかし、GDP ギャップの大きさとその推計の問題については、いくつかの先行研究が散見される程度で、十分議論が尽くされたとは言い難い。これは財政・金融を問わず、すべてのマクロ政策判断に共通する根本問題であるはずであり、推計上の困難がたとえあったとしても、より正確な推計値を求める努力がもっと傾注されなければならない。

本稿は、このような問題意識に立ち、GDP ギャップ推計の問題を取り上げる。GDP ギャップ (あるいは潜在 GDP) の推計アプローチは、大別すると、時間トレンドに代表される時系列モデルに基づく手法と、マクロ生産関数に基づくものがある。以下では、より一般的とされる生産関数アプローチに焦点を絞り、経済企画庁 (2000) および鎌田・増田 (2001) の議論に立脚した考察を行う。¹

具体的には、まず鎌田・増田 (2001) によって論じられた「従来型」と「修正型」の2つの推計方法に焦点を当て、その妥当性を比較する。両者の基本的な違いは非製造業の資本稼働率の取扱いに帰因し、それを 100 % と仮定する場合は「従来型」、稼働率の推計値を利用する場合は「修正型」とされる。そこでの推計値は、後述のとおり、財務省作成の非製造業の設備判断指数 (データは 1983 年以降利用可能) および電力量データに基づく。また最近の別の試みとしては、深尾・村上 (2000) が、日本銀行「短期経済観測 (短観)」の設備判断インデックスを利用して非製造業の資本稼働率を推計し、経済成長の要因分解を行っている (ただし短観データは 1990 年第 4 四半期からのみ利用可能)。²

本稿では、より長期の推計が可能な鎌田・増田のアプローチに従い、従来型、修正型それぞれの GDP ギャップ推計値について比較検討を行う。その際の比較基準としては、彼らと同様に、GDP ギャップとインフレ率との関係—総供給関数/フィリップス曲線—を利用するが、ここでは特にデータの時系列的な特性に注意を払い、新たに共和分モデルを用いた分析を試みる。

¹ 生産関数に基づく先行研究としては、日本銀行 (1989)、過去の経済白書 (平成 5 年度、6 年度版など)、Watanabe (1997) 等も参照。同じく生産関数に基づいて潜在成長率を議論したより初期の考察に、たとえば宮川 (1983) がある。

² 深尾・村上 (2000) は、非製造業設備稼働率の取扱いに関する先行研究のサーベイについても行っている。これまでの取扱いとしては、(i) 稼働率の推計を試みる方法—本稿の鎌田・増田アプローチ、深尾・村上 (2000)、産業レベルデータを用いた Basu (1996) 等の研究 (後述) などが相当する—、(ii) 非製造業の生産水準の過去のピークを調べ、現実の生産額とピークの差を稼働率と見なす方法、(iii) 費用概念に基づき、短期の平均費用を最小にする生産水準を生産能力とみなす方法、(iv) 製造業の資本稼働率を代理変数として利用する方法、などが存在する。

次に、妥当と判断される GDP ギャップの推計値を使って、90年代の日本における供給サイドの構造変化の可能性について検証する。総供給関数・フィリップス曲線の構造変化については、それぞれ異なるアプローチからではあるが、いくつかの先行分析で示唆されている(たとえば Nishizaki and Watanabe (2000)、Miyao (2000) など)。本稿では、共和分モデルにおけるパラメーター(共和分ベクトル)の変化という観点から、供給サイドの構造変化について検証する。

さらに、以上の共和分分析を踏まえた上で、インフレ率に対するモデルの予測力についても比較する。短期の予測モデルは、共和分関係の有無に応じて定式化されることから、ここでのテスト結果を活用した分析が可能となる。

本論文の実証結果は次のように要約される。まず GDP ギャップの推計については、修正型 GDP ギャップの方が、よりフィリップス曲線との整合性が高いという結果を得た。「従来型」「修正型」それぞれ複数の推計値を使って検証した結果、共和分関係は、従来型からは支持されなかったが、修正型からは一貫して支持され、後者の妥当性が確認された。

次に供給サイドの構造変化については、90年代に入ってフィリップス曲線のパラメーターが変化している可能性が示唆された。修正型 GDP ギャップを使って、同じく共和分モデルに基づいて構造変化の可能性を検証した結果、92年あるいは97年の時期にパラメーターの変化が検出された。実際、構造シフトの大きさ、方向について推定したところ、いずれのケースにおいても、傾きの係数が有意に低下した。先行研究と同様に、総供給関数・フィリップス曲線の傾きは90年代に入ってより緩やかになったと考えられる。

最後に、インフレ率に関する予測パフォーマンスを比較したところ、修正型で共和分関係(構造変化付き)を考慮した予測モデル—ベクトル誤差修正モデル—のパフォーマンスが、他のモデル(従来型に基づく VAR モデル、あるいは修正型でも構造変化を含まない誤差修正モデル)よりも高いという結果が得られ、修正型 GDP ギャップの優位性、および供給サイドに構造変化の正当性が、再び実証的に示された。

2. GDP ギャップの推計

2.1 推計アプローチ

分析に先立ち、GDP ギャップの推計アプローチについて簡単に整理しておきたい。GDP ギャップは、現実 GDP と潜在 GDP の差として定義される。潜在 GDP の推計方法は、時系列モデルに基づくアプローチとマクロ生産関数を利用する手法に大別できる。前者は、現実 GDP から一時的・短期的な変動を取り除いたトレンド部分を用いるもので、決定論的(deterministic)なトレンド—線形トレンドや2次トレンドなど—あるいはフィルタリングに基づく手法— Hodrick-Prescott フィルター (Hodrick and

Prescott 1997) やカルマン・フィルター (Kuttner 1994) がある。後者は、マクロ生産関数を利用する手法で、労働、資本などの生産要素を完全稼働した場合に達成可能な産出水準として定義される。

前者の時系列アプローチは、確かに簡便な手法であり、GDP ギャップを用いる実証分析で採用されるケースも見られる。³ しかし反面、経済理論的な裏付けに乏しいためにモデル選択が恣意的となり、選択するモデルによって推計値が大きく異なる可能性がある。たとえば図 1 には、線形トレンドと 2 次トレンドに基づく GDP ギャップ推計値を比較している (サンプル期間は 1983:2 から 2000:2、四半期データ)。上の図では、両トレンドをプロットしており (実線が現実の実質 GDP)、下図では、それぞれの GDP ギャップ推計値を表している (実線が線形トレンド、点線が 2 次トレンドに基づく推計値)。どのモデルを採用するかによって、推計値の大きさ、変化の方向などが明らかに異なっている。同様に図 2 では、屈折トレンド・モデルについて比較してみたが、屈折時点の想定を 1991:4 あるいは 1995:4 と変更することで、GDP ギャップの推計値も大きく変化する (図 2 の下図を参照、実線は 1991:4 の屈折トレンド、点線が 1995:4 の屈折トレンド・モデル)。

さらにもう一点、時系列アプローチで、これまで議論されることの少なかった問題について指摘しておきたい。それは、仮に同じモデルを利用していても、データを新しく更新・追加することで、過去の推計値が変化してしまう可能性があるという点である。図 3 では、単純な線形トレンドを使って、この問題を例示している。上図には、全期間、および 1996:4 までの期間で推計された線形トレンドが、下図にはそれぞれの GDP ギャップ推計値がそれぞれ表されている (下図では、実線が全サンプル、点線が 1996:4 までのサンプルに基づいた推計値)。下図で、たとえば 1994-95 年の推計値を比較してみよう。1996 年末までのサンプルを使って求めた推計値をみれば、マイナス 4-5 % と過去最大の落ち込みとなっているが、サンプルを延長して全期間で再推計すればゼロ% 近辺となり、大きく上方に修正されている。新しいデータに引っ張られる形で過去の推計値が影響を受けるとするのは、自分 (現実 GDP) の過去の情報のみを利用するという時系列モデル全般に内在する問題であり、それがこの例では最も顕著に現れている。GDP ギャップという重要な経済変数を、このような信頼性の低いアプローチで推計することは、やはり問題が大きいと言わざるを得ない。⁴

一方、マクロ生産関数に基づく方法は、非常に単純ではあるが経済学のアイデアを利用している。もちろんその推計ステップの中で、生産関数の形状や、最大限利用可能な生産要素量の導出など、アドホックな仮定を置かざるを得ない面は否定できない

³ たとえば Clarida, Gali and Gertler (1998) では、2 次トレンドが用いられている。

⁴ 生産関数アプローチでも、以下で説明するように、平均やトレンドを利用している箇所があるため、サンプル期間の影響はゼロではない。しかし、時系列アプローチに比べてより多くの変数を情報として利用しているため、その影響はごく軽微なものにとどまっている。後述の議論 (3.1 節) および図 5 を参照。

が、その一方で、Watanabe(1997)、経済企画庁(2000)、鎌田・増田(2001)など、政策当局の現場でも議論されてきており、より一般的なアプローチと言える。⁵ 本稿では生産関数アプローチを採用し、上記の先行研究に立脚した分析を試みる。

2.2 マクロ生産関数に基づく推計

生産関数アプローチの基本的な推計ステップは以下の通りである。⁶ まず単純にコブ・ダグラス型の生産関数を想定する。

$$\ln y_t = \ln a_t + \alpha \ln L_t + (1 - \alpha) \ln \gamma K_{t-1} \quad (1)$$

ここで y_t 、 L_t 、 K_t 、 a_t はそれぞれ実質 GDP、総労働時間、資本ストック、ソロー残差、そして α 、 γ は労働分配率、資本稼働率である。

次に、この生産関数を用いて、全要素生産性 (total factor productivity: TFP) を導出する。計算の際には、 α は雇用者所得/国民所得 (サンプル期間の平均値)、 L_t は一人あたり労働時間×就業人口、 γK_t は実際に稼働した資本ストック系列—すなわち $\gamma_m K_{mt} + \gamma_{nm} K_{nmt}$ (m : 製造業、 nm : 非製造業)—の実際のデータを使い、実質 GDP とともに (1) 式に代入して、ソロー残差を導出する。以上の諸変数が全て正確に計測されている場合には、ソロー残差 $\ln a_t$ は TFP に一致する。

TFP の推計値が得られれば、それを使って潜在 GDP (y_{max_t})、そして GDP ギャップ (y_{gap_t}) を計算する。まず潜在 GDP は、次の式によって導出される。

$$\ln y_{max_t} = \ln TFP_t + \alpha \ln L_{max_t} + (1 - \alpha) \ln K_{max_{t-1}} \quad (2)$$

ここで L_{max_t} は最大可能な労働時間、 K_{max_t} はフル稼働資本ストック (すなわち K_t) に相当する。そして GDP ギャップ (y_{gap_t}) は、

$$y_{gap_t} = (y_t - y_{max_t})/y_{max_t} \quad (3)$$

によって求められる。

以上の推計ステップの中で、形式的な問題を 1 点指摘しておきたい。それは、潜在 GDP を求める際の労働時間 (L_{max_t}) や資本ストック (K_{max_t}) を、最大可能な水準 (最大労働時間、フル稼働資本ストック) で評価するか、分析期間の平均的な水準 (平均労働時間、平均的な稼働率の下での資本ストック) で評価するかどうか、という点である。

⁵ また IMF でも、日本の GDP ギャップに関する主要な推計値の一つとして生産関数アプローチが採用されており、たとえば Bayoumi(2000) の実証分析でも利用されている。

⁶ 以下の説明は、基本的に、鎌田・増田(2001)および経済企画庁(2000)に依拠している。また Watanabe(1997) は、同様の生産関数アプローチ (以下で分類する「従来型」) を採用している (ただし労働分配率については、期間の平均値ではなく、OLS 推計値を利用)。

る。鎌田・増田(2001)では「最大可能な」値を使い、経済企画庁(2000)では「平均的な」値を使っている。その結果、得られるGDPギャップの推計値も、前者の場合は常にマイナスの値を取るが、後者の場合はプラスとマイナス両方の値を取る。⁷ 最大値と平均値、どちらが望ましいかは確定した答えはないが、後で比較するように、実際の系列をプロットを見る限り、符号の違いのみで、基調的な動きに大きな違いは見られない。この問題は、本稿の実証分析にとって本質的な違いをもたらさないという点を強調しておきたい。

推計上の重要な問題の一つは、各変数の計測誤差がもたらす推計値のバイアスに関してである。鎌田・増田(2001)では、計測誤差について包括的な整理が試みられているが、その中でも特に重要と思われるのは、非製造業の資本稼働率(γ_{nm})に関する計測誤差についてである。そもそも資本稼働率のデータは製造業のみ利用可能であって、非製造業に関してはデータ自体が存在しない。この γ_{nm} について、これまでは、その推定が試みられるというより、便宜的に100%と仮定されることが多かった。これは彼らが「従来型」と呼ぶ取扱いである。非製造業稼働率を常に100%と仮定することで、ソロー残差には計測誤差が混入することになるが、それに対しては、ソロー残差に線形トレンド(屈折付き)を当てはめることで対処する。すなわち、ソロー残差の屈折トレンド系列が真のTFPであると想定して潜在GDPを推計する。⁸ これが「従来型GDPギャップ」の推計方法である。

鎌田・増田(2001)は、この従来型に代替するアプローチとして、非製造業の資本稼働率を直接推計する手法を提唱している。これが彼らの「修正型GDPギャップ」—より正確には「非製造業稼働率修正型GDPギャップ」—である。そこでは、業務用の使用電力量を契約電力量で割った値(「電力原単位」と呼ばれる)を一種の稼働率と見なし、それを直接利用する方法と、それに加えて、非製造業の設備判断に関する指数(ビジネス・サーベイ・インデックス:BSI、財務省作成)を利用する手法が試みられている。修正型では、非製造業の稼働率を推計することによって、ソロー残差に計測誤差が混入しないと想定し、ソロー残差そのものをTFPと見なして利用することが大きな特徴である。その上で彼らは、従来型と修正型のパフォーマンスを比較し、他の景気指標(景気基準日付や日銀短観の業況判断)との相関や、フィリップス曲線を利用した判断基準(パラメーターの安定性やインフレ率の予測)で、修正型の方がより優れているという結果を報告している。

⁷ 潜在産出量を「自然産出高(natural rate of output)」つまり価格や賃金が完全に伸縮的な場合に実現する均衡の産出水準と見なす場合には、プラス・マイナスの両方を取る後の方が、直感的にフィットするかも知れない。しかし、なぜ「平均的な」稼働水準がそのような「均衡」の産出高に対応するのか、ロジックは必ずしも明らかではない。

⁸ トレンドの取扱いについては、鎌田・増田(2001)では、通常の線形トレンドにバブル期のトレンド(1985:1から1991:4まで)が追加される形で定式化されている。他方、経済企画庁(2000)では、1987:1と1994:1にタイム・トレンドが変化する屈折トレンドが想定されている。

資本稼働率以外の計測誤差については、資本や労働の質的变化の問題がある。たとえば資本の減耗、陳腐化によって、資本ストック量を過大評価してしまう可能性が指摘できる。また労働の質的变化(たとえば教育水準や労働技術の変化)などによって、効率単位で実際に生産に使われた労働時間を正確に捕捉していない可能性がある。これらの問題は、いずれも修正型で対応可能である。たとえば資本ストックが過大推計され、誤って \bar{K} ($> K$) である場合を考える。その時、推計誤差を含むソロー残差 ($\ln \bar{a}_t$) は、

$$\begin{aligned}\ln \bar{a}_t &= \ln y_t - \alpha \ln L_t - (1 - \alpha) \ln \gamma \bar{K}_{t-1} \\ &= \ln a_t + (1 - \alpha)(\ln K_{t-1} - \ln \bar{K}_{t-1})\end{aligned}\quad (4)$$

となり、右辺第2項の分だけ過小に評価される。この誤ったソロー残差をそのまま TFP と見なして、潜在 GDP を計算すると、

$$\begin{aligned}\ln \overline{ymax}_t &= \ln TFP_t + \alpha \ln Lmax_t + (1 - \alpha) \ln \bar{K}_{t-1} \\ &= \ln a_t + (1 - \alpha)(\ln K_{t-1} - \ln \bar{K}_{t-1}) + \alpha \ln Lmax_t + (1 - \alpha) \ln \bar{K}_{t-1} \\ &= \ln ymax_t\end{aligned}\quad (5)$$

となる。すなわち資本の過大評価が、TFP の過小評価分によって相殺され、潜在 GDP は正しく推計することができる。したがって GDP ギャップの推計値も正しい。労働時間の質的变化についても、まったく同じことが言える。この点が修正型の大きなメリットと評価できる。

一方、労働稼働率、労働分配率の計測誤差については、資本稼働率の場合と同様に、従来型で対応可能である。ただし同じく「ソロー残差の線形トレンドが真の TFP」という強い想定が置かれている点に注意が必要である。

以上は計測誤差に関する議論であるが、それに加えて、完全競争および規模に関する収穫一定といったスタンダードな想定が満たされず、不完全競争(マークアップ)や収穫逓増、外部性が存在する場合には、それらの要因もソロー残差に混入するという問題も存在する(Hall, 1990)。たとえば Basu (1996) は、産業レベルの投入・産出データを使って、特に原材料投入の変動に着目して、生産性と収穫逓増、そして労働稼働率(効率単位、labor utilization)の変化といった要因を識別しようと試みている⁹。こういった産業レベルの分析によってマクロの推計値の妥当性をチェックできれば良いのだが、問題は、投入産出データが利用可能になるまでに数年以上かかり、タイムリーな推計結果を得ることは難しいという点である。¹⁰ ソロー残差から正確に生産性を

⁹ Fernald and Basu (1999) も参照。このタイプの日本に関する実証には、Vecchi(2000)がある。また日本の産業レベルの生産性の推計としては、たとえば櫻本・新保他(1997)を参照。

¹⁰ 同じくミクロデータを使った分析で、中島他(2001)は、数量データではなく価格データを使ってタイムリーな TFP 推計値を得ようと試みている。ただ産業別 TFP を集計したマクロベースの推計結果を見ると、1980年代後半の TFP 変化率は直感とは異なってマイナスとなっており、推計誤差の問題が課題として残されている。またそこでは、標準的な生産関数アプローチと同様に、完全分配の想定が置かれていることにも注意が必要である。

抽出する作業には、こういったさまざまなハードルが存在するというのが実状である。修正型 GDP ギャップの推計の際には、ソロー残差自体を TFP として取扱うため、この問題は潜在的に含まれることになる。また従来型 GDP ギャップの場合であっても、ソロー残差の基調的なトレンド部分(屈折トレンド)に、同じ影響が含まれているかもしれない、その場合には、両推計アプローチに共通する問題となる。いずれにせよ、GDP ギャップを推計する際には、各種の計測誤差に加え、こういった不完全競争や収穫逓増等の問題の可能性についても十分留意しなければならない。¹¹

3. 実証分析

3.1 従来型と修正型 GDP ギャップ

以上の議論を踏まえ、本節では、従来型と修正型 GDP ギャップの妥当性について実証分析を行う。ここでは、以下の6つの GDP ギャップ推計値を利用する。

- (i) 従来型 1($ygap1$) — 鎌田・増田(2001)の推計値
- (ii) 従来型 2($ygap2$) — 筆者による「従来型 1」の再推計値
- (iii) 従来型 3($ygap3$) — 「平均的な潜在 GDP(経済企画庁, 2000)」を使った推計値
- (iv) 修正型 1($ygap1^*$) — 鎌田・増田(2001)の推計値
- (v) 修正型 2($ygap2^*$) — 筆者による「修正型 1」の再推計値(非製造業稼働率は設備判断 BSI を利用)
- (vi) 修正型 3($ygap3^*$) — 「平均的な潜在 GDP(経済企画庁, 2000)」を使った推計値(非製造業稼働率は設備判断 BSI を利用)

(i) と (iv) は鎌田・増田(2001)の推計値そのもので、(iv) については、電力原単位と設備判断の両方を利用して求めた「修正型」推計値である。(ii) と (v) は、彼らの推計方法に基づいて自ら再推計を行ったものである。ただし (v) の導出の際には、簡便法として、設備判断 BSI そのものを非製造業稼働率の推計値として利用した。¹² (iii) と (vi) は、経済企画庁(2000)に基づき、潜在 GDP を求める際の労働時間($Lmax_t$)や資本ストック($Kmax_t$)に分析期間の「平均的な」値を使って自ら再推計した値である。

¹¹ この問題への対処は今後の課題であるが、たとえば Hall(1990) は、ソロー残差が外生的な生産性のみ依存するかどうか(マーケットパワー等の影響から invariant かどうか)、適当な操作変数を用いて検証を行っている。

¹² 鎌田・増田(2001)の図表 5 から、(iv) で用いられる非製造業稼働率の推定値と設備判断 BSI の系列とは、ほぼ同じ動きをしていることが見て取れる。したがって、ここでは単純に設備判断 BSI そのものを利用し、その最大値を 100% に基準化した値を非製造業稼働率の推定値とした。

(vi) の非製造業稼働率については、(v) と同じく設備判断 BSI を利用している。データはいずれも四半期で、サンプル期間は 1983:2-2000:2(*ygap3*、*ygap3**は 2000:1 まで)。また GDP 系列には旧 SNA 基準を用いた。

図 4 には、これら 6 つの GDP ギャップの推計値を、従来型、修正型に分けてプロットしている。従来型、修正型その中で比較する限り、大きな違いは見られない。しかし従来型対修正型(上図対下図)で比較すると、その変動には顕著な違いが観察される(修正型推計値の変数名には最後の“B”が付いている)。特に後半期(とりわけ 95 年以降)、従来型の方が明らかに大きな変動を示しており、たとえば 96 年末から 97 年初めにかけての回復期のピークを比較すると、従来型でみれば、バブル期のピークに迫るほどの GDP ギャップが大幅に縮小しているが、修正型でみればそれほどではない。また 97 年以降の落ち込みも従来型の方が明らかに大きく、99 年で比較すれば、従来型ではもう一段の落ち込みが見られる一方、修正型では、99 年第 2 四半期を底に回復傾向を示している。

この相違は、もちろん TFP に関する取扱いの違いが原因である。従来型では、非製造業稼働率は 100% と仮定し、ソロー残差のトレンド(屈折付き)を真の TFP と見なししている。一方、修正型では、非製造業稼働率の推定が試みられており、したがってソロー残差には計測誤差が混入していないものとして、ソロー残差そのものを真の TFP と見なししている。どちらの推計値がより妥当なのであろうか。次節ではフィリップス曲線の共和分モデルを利用して比較検討を行う。

分析に先立ち、時系列アプローチで例示したサンプル期間の影響の問題(図 3)について、生産関数アプローチの場合ではどうか見ておきたい。図 5 では、修正型 2 の推計値(*ygap2**)を使って、図 3 と同様のエクササイズを行った。図 5 の結果から明らかに、サンプル期間の終期を 1996 年から 2000 年までに延長しても、潜在 GDP および GDP ギャップの推計値はほとんど影響を受けない。生産関数アプローチでも平均やトレンドを利用している箇所があるため、サンプル期間の影響はゼロではないが、時系列アプローチに比べてより多くの変数を情報として利用しているため、その影響はごく軽微なものにとどまっている。したがって、この問題に関する限り、推計値への信頼性は損なわれていない。

3.2 総供給関係の共和分分析

「従来型」「修正型」GDP ギャップの妥当性を、鎌田・増田(2001)同様、インフレ率との関係(総供給曲線/フィリップス曲線)を使って評価する。ここでは、彼らは利用していない共和分モデルを用いた分析を行う。フィリップス曲線としては、

$$\pi_t = b_0 + b_1 ygap_t + \epsilon_t \quad (6)$$

を想定する。ここで π_t は CPI インフレ率(生鮮品を除く総合、対前年同期比、消費税

調整済)である。 π_t 、 $ygap_t$ ともに1次の和分系列($I(1)$)、そして誤差項 ϵ_t が $I(0)$ であれば、両変数に共和分関係が存在することになる。この共和分モデルを応用することができれば、係数をより適切に推定可能であること(super consistency)、識別の問題(需要曲線と供給曲線の識別)を考えなくても良いといったメリットがある。したがって本分析は、鎌田・増田(2001)の拡張と見なされる。

ここで上記(6)式に関連して、フィリップス曲線に関する理論的バックグラウンドについて若干整理しておきたい。教科書タイプの伝統的なフィリップス曲線は、

$$\pi_t = E_{t-1}\pi_t + b_1 ygap_t + \epsilon_t \quad (7)$$

として表現される。ここで $E_{t-1}\pi_t$ は、今期のインフレ率 π_t に対する予想値であり、このタイプのフィリップス曲線は、たとえばルーカスの不完全情報モデル(Lucas 1972, 1973)から導出可能である。ここでさらに、予想インフレの形成に静学的予想($E_{t-1}\pi_t = \pi_{t-1}$)の仮定を追加すると、

$$\pi_t = \pi_{t-1} + b_1 ygap_t + \epsilon_t \quad (8)$$

となり、マクロ分析にしばしば登場するNAIRU(Non-Accelerating-Inflation Rate of Unemployment)型のフィリップス曲線—つまりGDPギャップがゼロならばインフレ率を上昇(加速)させない—が得られる。一方、価格の硬直性が存在する下で、独占競争的企業が将来を見据えて最適な価格設定を行う場合、ニュー・ケインジアン型のフィリップス曲線(Calvo 1983, Roberts 1995など)、

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + b_1 ygap_t + \epsilon_t \quad (9)$$

が導出される。ここで β は企業の価格設定行動で想定される割引因子、 $E_t \pi_{t+1}$ は来期のインフレ率の予想値である。企業はメニュー・コスト等の理由から、每期每期、限界費用に基づく価格付け(価格変更)を行わないため、当期の価格設定は、将来の経済情勢を予想してフォワード・ルッキングな形で行われる。

以上、フィリップス曲線の代表的モデルを確認したが、ここで(6)式の共和分モデルに戻って議論したい。本稿で、GDPギャップの妥当性を判断する基準として(6)式を利用するということは、すなわち、伝統的なフィリップス曲線でかつインフレ予想が一定というケースを想定していることになる。インフレ予想一定という仮定が妥当かどうか、他のNAIRU型あるいはより一般的な予想形成に基づくモデルの場合はどうなのか、さらにニュー・ケインジアン型のモデルに基づいた検証についてはどうか、等の疑問がわき起こるであろう。これら全てに答えることは困難であるが、NAIRU型モデル、およびそれを含むより一般的なモデルについては、3.5節で取り扱う。¹³

¹³ なお(6)式のインフレ予想(定数項 b_0)については、後の構造変化の分析で議論するように、必ずしも期間を通して一定と仮定している訳ではない。実際、定数項、傾きとも有意な構造シフトが検出されるため、予想インフレは構造変化後に低下することが示唆される。

さて(6)式の共和分分析の予備的な検証として、インフレ率および6つのGDPギャップ変数に対して、単位根テスト(ここではAugmented Dickey-Fuller(1979)テスト)を行う。テストには定数項のみを含み、ラグ次数はSBICより選択した。表1にはテスト結果が表されている。まず各変数のレベルに対してテストしたところ、単位根を持つという帰無仮説は棄却されなかった。次に階差を取って同じテストを行ったところ、帰無仮説はいずれも強く棄却された。したがって変数は全て、1次の和分過程と見なしてよいことが判明した。

ここでGDPギャップをI(1)とする取扱いについて、若干補足しておきたい。本稿のGDPギャップ = I(1)という想定に対しては、異論があるかも知れない。たとえば「トレンド」と「サイクル」という分類によってGDPギャップを捉えた場合には、「サイクル」であるGDPギャップは、概念的にI(0)に対応する。また潜在GDPを何らかの均衡GDP水準と考え、経済がその均衡へ調整される安定的な体系であると想定するならば、やはりGDPギャップもI(0)と見なされるべきかも知れない。しかし、ここで採用したGDPギャップ推計アプローチ(生産関数アプローチ)は、このいずれにも対応していない。潜在GDPは、技術革新等の確率的なトレンドを含むI(1)過程と考えられ、かつ現実GDPも、実際のデータからI(1)と判断されることが多い。したがって、少なくとも限られたサンプル期間内で、現実GDPが潜在GDPから乖離したまま戻らず、現実データの近似としてGDPギャップがI(1)変数と表現されることは可能性として十分ありうる。ここではこのような実践的な立場から、I(1)モデルを採用することにした。¹⁴

次に共和分テストを行う。まず標準的なテスト手法として、Augmented Dickey-Fuller(ADF)テスト、Johansen(1988)、Johansen and Juselius(1990)のmaximal eigenvalueテスト(JOH)を用いた(いずれも定数項のみを含めたモデル)。ラグ次数は、ADFについてはSBICより選択し、JOHについては8期ラグを想定した。¹⁵ 臨界値は、ADFについてはMacKinnon(1991)、JOHについてはOsterwald-Lenum(1992)の値にCheung and Lai(1993)の小標本修正を施した。テスト結果は表2の第2、第3列にまとめられている。明らかに、従来型のGDPギャップ($ygap1$ 、 $ygap2$ 、 $ygap3$)を用いた場合、ADF、Johansenいずれのテストからも共和分関係は支持されなかった。一方、修正型($ygap1^*$ 、 $ygap2^*$ 、 $ygap3^*$)を用いた場合には、共和分は一貫して支持された。図6にはインフレ率と修正型推計値($ygap1^*$ 、 $ygap2^*$)をプロットしているが、この図からも、

¹⁴ その一方で、後述の追加分析(3.5節のNAIRU型を含む検証)では、以上の異論にも対処するべくこの想定を緩め、GDPギャップをI(0)と想定した検証も行う。

¹⁵ Johansenテストのラグ選択をSBICで行った場合、各モデルとも1期ラグが選択されたが、ここでは十分なラグを考慮するという観点から、一律に8期ラグを用いることにした。その妥当性について、Sims(1980)の尤度比検定を使ってチェックしたところ、各モデルとも「4期ラグ vs 8期ラグ」のテストからは帰無(4期ラグ)が棄却され、「8期ラグ vs 12期ラグ」のテストから帰無(8期ラグ)は棄却された。したがって、一律に8期ラグという想定は、ある程度妥当なものと考えられる。

直感的に2つの系列がそれぞれ共通した確率トレンドを持って変動している様子が理解できるであろう。

従来型で共和分関係が支持されなかった理由として、帰無仮説に共和分関係の構造変化が適切に考慮されていないという可能性が考えられる。そこで、未知のタイミングで発生する構造変化を容認した Gregory and Hansen (1996) のテストも行った。ここでは ADF タイプで、定数項と傾き共に変化するモデル (C/S モデル) を用いた (ADF*、ラグ次数は SBIC より選択)。その結果、依然、従来型では共和分関係は支持されず、修正型では支持されるということが判明した (表 2、第 4 列)。なお Gregory-Hansen テストでは、共和分の存在が示された場合に構造変化の時期も推定されるが、 $ygap1^*$ については 1992 年、 $ygap2^*$ 、 $ygap3^*$ については 1997 年と、いずれも 1990 年代に入って共和分関係が変化した可能性も示唆された (表 2、最後列)。

以上の実証結果から、修正型 GDP ギャップは、一貫して、総供給関数ないしフィリップス曲線の共和分関係と整合的であるという結論を得た。従来型より修正型 GDP ギャップの方が経済理論との整合性が高く、その意味でより妥当と判断できる。鎌田・増田 (2001) も同じく修正型がより優れていると評価しており、彼らの結論を補強する結果と言えよう。

3.3 供給サイドの構造変化

先の Gregory-Hansen テストの結果 (表 2) では、修正型 GDP ギャップを用いた場合、フィリップス曲線の関係に構造変化が起こっている可能性が示唆された。ここではその構造変化の可能性について、さらに掘り下げて分析する。¹⁶

まず共和分関係に構造変化が生じたかどうかについて、Hansen and Johansen (1993) の安定性テストを用いて検証する。このテスト方法は、Johansen の最尤推定法に基づく reduced rank アプローチをサブ・サンプルに応用する手法で、「全期間で推定された共和分パラメターの値がサブ・サンプルの推定パラメターと等しい」という帰無仮説がテストされる。ここでは $ygap1^*$ と $ygap2^*$ について、それぞれサンプル期間を順に 1 年ずつ短くして行って検証を行った。テスト統計量は、自由度 2 のカイ 2 乗分布に従うことになり、その結果が表 3 にまとめられている。まず $ygap1^*$ についてみると、順にサンプルを短くしていった結果、92 年のサブ・サンプル (および 91 年サンプル) の場合に帰無仮説が棄却された。したがって共和分ベクトルは、92 年前後でシフトしたという可能性が示唆された。また $ygap2^*$ の場合には、98 年のサブ・サンプルで 10 % 水準、97 年、96 年サンプルでは 5 % 水準でそれぞれ棄却され、97 年前後でパラメターが

¹⁶ Gregory-Hansen テストの対立仮説は、特殊ケースとして、構造変化のない共和分の存在も含んでおり、また先の標準的な共和分テストからは、構造変化の含まない共和分関係が支持されている。したがって、共和分ベクトルの安定性については、以下のようなフォーマルな検証を別途行う必要がある。

変化している可能性が示された。これらの結果は、表 2 の Gregory-Hansen テストで推計された構造変化時期とも整合的である。Hansen-Johansen の安定性分析から、1990 年代に入り、総供給サイドに構造変化が生じたという仮説が支持された。

では次に、構造変化の方向や規模に関してはどのようなことが言えるだろうか。以下では Stock and Watson (1993) の dynamic OLS(DOLS) 法を利用して、構造シフトを含んだ共和分パラメーターを推定し、構造変化の方向と大きさに関して統計的な分析を行う。推計式は、

$$\pi_t = b_0 + b_1 ygap_t + c_0 D_{\hat{\tau}t} + c_1 ygap_t D_{\hat{\tau}t} + d(L)\Delta ygap_t + \epsilon_t \quad (10)$$

である。ここで $D_{\hat{\tau}t}$ は、推定された構造変化時期 ($\hat{\tau}$) 以降に 1 を取るダミー変数、 $d(L)$ はラグ・オペレータの多項式 ($d(L) = \sum_{j=-K}^K d_j L^j$ 、 K (リード・ラグ次数)=8 と想定) である。この推計式は、短期のダイナミクスは一定の下で、共和分ベクトルが構造変化前の (b_0, b_1) という値から (c_0, c_1) の大きさだけ変化するという状況を表している。ここで構造変化の時期としては、先の Gregory-Hansen テストの結果を勘案して、1992:1($ygap1^*$) および 1997:1($ygap2^*$) とする。また、推定値の標準誤差の計算には、Newey and West (1987) の共分散行列を用いた (ラグ・トランケーションは 8 期)。

推定結果は表 4 にまとめられている。まず $ygap1^*$ についてみると、構造変化以前のフィリップス曲線の傾きの係数は、理論通り正でかつ有意であり (b_1 の点推定値 0.632、標準誤差 0.038)、それが構造変化後、有意に低下している (c_1 の推定値 -0.247、標準誤差 0.053)。 $ygap2^*$ の場合にも同様に、定数項、傾きの係数ともに有意に低下している。また表 4 の最後列には、構造シフトのパラメーター (c_0, c_1) が共にゼロという仮説をテストする Wald 統計量 (自由度 2 のカイニ乗分布に従う) が記されている (カッコ内は p 値)。その結果、帰無仮説はいずれも有意に棄却されており、構造変化の統計的な有意性はここでも確認された。これらの実証結果は、1990 年代に入り、わが国の供給サイドに構造変化が生じており、フィリップス曲線の傾きはより緩やかになったという結果を統計的に支持している。Nishizaki and Watanabe (2000) あるいは Miyao (2000) などでも、異なるアプローチから同様の結論が報告されており、本稿の分析結果はそのような先行研究とも整合的であることが示された。

この実証結果の厳密な解釈については今後の課題であるが、たとえばルーカスの「不完全情報仮説」(あるいは「ルーカス供給曲線」: Lucas 1972, 1973) の議論を利用すれば、次のような解釈も可能と思われる。ルーカス供給曲線の傾きは、金融ショックと実物ショックの相対的な分散の比率に依存する。たとえば金融政策の分散が大きい高インフレの国ではマネタリー・ショックの分散が相対的に大きく、総供給曲線の傾きの係数は高い (傾きは急)。さて日本についての解釈であるが、1980 年代後半から 90 年代初頭の金融政策が、よく言われるように、行き過ぎた緩和・引締政策によってバブル景気とその崩壊をもたらしたのであれば、当時の金融政策ショックの変動はかなり大

きいものであったと考えられる。そしてその後、金融政策の運営がより中立的となり、金融ショックの変動が相対的に減少したとすれば、構造ショックの分散比率が低下し、供給曲線の傾きが緩やかになったと解釈できる。また、90年代後半から不良債権問題がディスクローズされはじめ、将来の成長見通しに関する不確実性が高まって、実物ショックの分散が相対的に増大したとすれば、それも分散比率を低下させ、供給曲線の傾きの低下につながる。これらの解釈は、厳密に92年、あるいは97年といった構造変化の時期を特定するものではないが、ストーリーとしてはあり得るのではないかと考える。

3.4 インフレ率の予測パフォーマンスによる比較

本節では再び GDP ギャップ推計の問題に戻り、従来型と修正型の妥当性について、インフレ率の予測力という観点から検証してみたい。I(1) 変数に関する短期の予測モデルは、共和分関係の有無に応じて定式化が行われ、共和分が存在しない場合には階差のベクトル自己回帰 (vector autoregressive: VAR) モデル、共和分が存在する場合には、共和分関係の1期前の誤差—「誤差修正項 (error correction term)」—を含むベクトル誤差修正 (vector error-correction: VEC) モデルとして定式化される。

いま単純に、インフレ率と GDP ギャップから成る2変数システムを考える。そのとき、インフレ予測の推計式は、

$$\Delta\pi_t = \mu + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta ygap_{t-j} + \epsilon_t \quad (11)$$

あるいは、

$$\Delta\pi_t = \mu + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta\pi_{t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta ygap_{t-j} + \delta EC_{t-1} + \epsilon_t \quad (12)$$

と表される (μ は定数項)。前者は共和分関係が存在しない場合の VAR モデル、後者は共和分が存在する場合の VEC モデルに相当し、 EC_t は誤差修正項である。先の共和分分析の結果から、従来型 GDP ギャップの場合には共和分関係は支持されなかったため上記の (11) 式が、修正型では共和分が支持されたので (12) 式が、それぞれ適当な推計モデルとなる。

これら2式を使って、インフレ率の予測パフォーマンスを比較しよう。従来型として $ygap1$ 、修正型として $ygap1^*$ を利用し、まず 1992:1 までのデータに基づいて各モデルを推計する (ラグ次数 p は8期と想定)。そして、その推計パラメータを固定し、右辺の説明変数にはたとえば t 期までの現実値を代入して $\Delta\pi_{t+1}$ (1期先の予測値) を求め、インフレ率の予測値 ($\pi_{t+1}, \pi_{t+2}, \dots$) を順次計算する。修正型の誤差修正項の導出には、共和分ベクトルの構造変化を考慮して、表4の DOLS 推定値を利用した。また、構造

変化の重要性を調べるため、構造変化を考慮しない誤差修正項(共和分ベクトルは同じく DOLS で推定)に基づいた予測も合わせて計算した。

インフレ予測の結果は、図7に表されている。1992:1時点では、いずれの予測値も現実のインフレ率と同じと想定する。図中の実線は現実のインフレ率(「CPIINF」)、点線の予測値は図中ボックス内の系列名の順に、(i) 従来型 VAR(「VAR1」)、(ii) 構造変化を含む修正型 VEC(「VEC1B」)、(iii) 構造変化を考慮しない修正型 VEC(「VEC1BZ」)である。これら3つのモデルの予測パフォーマンスを比較すると、明らかにモデル(ii)の予測力が最も高く、次いでモデル(iii)、(i)の順となっている。各予測値のRMSE(root mean squared error)を計算すると、順に0.769、2.150、3.465である。修正型のモデル(ii)が、期間を通じて良好な予測パフォーマンスを示している一方で、従来型のモデル(i)では、特に1999年以降、大幅なデフレを予測しており、予測誤差が際だって大きくなっている。インフレ予測という観点からも、修正型 GDP ギャップの妥当性が改めて確認された。

また同じ修正型でも、モデル(ii)と(iii)を比較した場合、(iii)は常に(ii)の予測値を下回っており、予測誤差は時間と共に拡大している。共和分関係の構造変化を考慮しない結果、過小な予測値(行き過ぎたデフレ予測)をもたらす傾向が明らかであり、供給サイドの構造変化を適切に考慮することの重要性が、インフレ予測の結果からも示された。

同様の分析を、1996:1までのサンプル期間に基づいて行ってみた。各モデルの予測値は、図8に表されているが、ここでも修正型のモデル(ii)のパフォーマンスが最も高く、次いでモデル(iii)、(i)の順となっている(RMSEは、それぞれ0.370、0.728、1.563)。修正型を利用して、かつ共和分関係の構造変化を適切に考慮した場合に、非常に良好なインフレ予測が得られており、また最近のゼロ・インフレの状況もほぼ正確に予測されていることが分かる。ここでのインフレ予測に関する比較からも、修正型 GDP ギャップの妥当性がより高いという見方が支持された。

3.5 NAIRU 型を含む他のフィリップス曲線モデルに基づく検証

最後に、NAIRU 型を含む他の伝統的フィリップス曲線を想定した場合について検証してみたい。まず(8)式の NAIRU 型を想定した場合について。実際の推計式としては、左辺を階差表現($\Delta\pi_t = \pi_t - \pi_{t-1}$)に書き直し、

$$\Delta\pi_t = \mu + b_1 ygap_t + \epsilon_t \quad (13)$$

という式を利用する(μ は定数項)。ここでインフレ率は $I(1)$ であるという仮説を維持し、GDP ギャップを $I(0)$ と想定すれば、この推計式は、共和分モデルではなく、通常の定常的な回帰式と見なすことができる。GDP ギャップ = $I(0)$ という想定は、前節ま

での共和分分析での取扱いとは異なっているが、ここでは他のモデルの検証という実践的な立場から、そして先の単位根テストのパワー不足の問題も考慮に入れ、定常モデルを仮定する。

また、NAIRU 型をネストするより一般的な定式化として、たとえば Watanabe(1997)等を参考にして、

$$\pi_t = \mu + \alpha\pi_{t-1} + b_1 ygap_t + \epsilon_t \quad (14)$$

も併せて検証する。ここでも同じく実践的な立場から、GDP ギャップに加えてインフレ率も $I(0)$ であると想定し、定常的な回帰式と見なすことにする。¹⁷

これら 2 式は通常回帰式と想定することから、その推定に際しては、内生性(識別)の問題に対処する必要がある。ここでは一般化モーメント法(GMM)を採用し、操作変数としては、前者には定数項および $\Delta\pi_t$ と $ygap_t$ それぞれの 1 期ラグから 4 期ラグまで、後者には定数項および π_t と $ygap_t$ それぞれの 1 期ラグから 4 期ラグまでを用いた。また最適なウエイト行列は Newey-West タイプ(ラグは 4 期まで)とした。

まず(13)式の NAIRU 型モデルに関する検証を行う。GDP ギャップの従来型、修正型推計値としては $ygap1$ 、 $ygap1^*$ を利用し、はじめにフルサンプルに基づき推計した。その結果、傾きの係数の推計値は、 $ygap1$ 、 $ygap1^*$ それぞれ 0.0276 (s.e. は 0.0146)、0.0410 (同 0.0147) となり、共に正で有意(特に後者の修正型)であり、NAIRU 型フィリップス曲線と整合的な推定結果が得られた。

次に、構造変化の可能性について、逐次タイプの Chow テストにより検証した。1990 年代以降の毎年第 2 四半期を構造変化の候補時期として、その時期以降を 1 を取るダミー変数を定数項と GDP ギャップ項に乗じたものを説明変数として加えて GMM 推計を行う。その上で、追加された変数の有意性をカイ二乗分布(自由度 2)を用いてテストした。その結果、 $ygap1$ について 1994 年と 1995 年、 $ygap1^*$ は 1993 年から 1995 年にかけて構造変化が生じた可能性が示唆された。ここでは最初に構造変化が示唆された 1994 年、1993 年をそれぞれの構造変化時期と見なし、その前後の傾きの係数の推定値を比較した。すると、 $ygap1$ は 0.0644(s.e. は 0.0239) から 0.0177(同 0.0098) へ、 $ygap1^*$ は 0.1030(同 0.0133) から 0.0179(同 0.0127) へとそれぞれ変化し、いずれもフィリップス曲線の傾きが 1990 年代前半により緩やかになったという結果が得られた。

ここまでの結果からは、従来型と修正型で大きな違いは見られなかったが、続いて前節と同様に、インフレ率の予測パフォーマンスを比較した。ここで比較するモデルは、(i) 構造変化を考慮した従来型(予測系列名は「NAIRU1」)、(ii) 構造変化を考慮した修正型(「NAIRU1B」)、(iii) 構造変化を考慮しない従来型(「NAIRU1Z」)、(iv)

¹⁷ 鎌田・増田(2001)も、(14)式と同様の推計式を利用している(ただしインフレ率は前期比、また輸入物価変化率も右辺に含まれている)。また肥後・中田(2000)、三尾(2000)は(14)式をベースに、インフレに関するより長期のラグを想定したモデルも推計している。一方、田中・木村(1998)は、Vector Error Correction アプローチに基づいた推計式を用いて、NAIRU を支持する結果を報告している。

構造変化を考慮しない修正型(「NAIRU1BZ」)である。1996:1までのサンプルを用いて各モデルを推計し、その推計モデルを使って1996:2以降の1期先 static forecast を計算した。結果は図9に報告されている。まずモデル(i)と(ii)を比べると、明らかに(ii)修正型の予測パフォーマンスが優れていることが見て取れる。また構造変化を考慮しないモデル(iii)、(iv)はともに大きなデフレを予想しており、予測力は低い。各モデルのRMSEは、順に、2.841、0.372、2.020、2.457であり、(ii)構造変化を考慮した修正型がベストである。つまり先の共和分モデルの場合と同様に、インフレ率の予測力という観点から比較して、90年代の構造変化(フィリップス曲線の水平化)を考慮した修正型推計値が、最も妥当性が高いことが示された。

以上と同様の分析を、(14)式の推計モデルを利用して行ってみた。まずフルサンプルに基づいて傾きの係数を推計したところ、 $ygap1$ 、 $ygap1^*$ それぞれについて、0.0614(s.e. 0.0197)、0.0965(同0.0179)となり、やはり共にフィリップス曲線と整合的であった。次に同じく逐次タイプのChowテストを行った結果、 $ygap1$ 、 $ygap1^*$ ともに1991年に最初の構造変化が検出された。そして構造シフト前後の傾きの係数を推定すると、 $ygap1$ は0.1371(s.e.は0.0388)から0.0366(同0.0090)へ、 $ygap1^*$ は0.1558(同0.0264)から0.0686(同0.0183)へとそれぞれ変化し、従来型、修正型ともに、フィリップス曲線の傾きが90年代に入ってより緩やかになったという結果が示された。その上で、インフレ率の予測力について、同じ4つのモデル—(i)から(iv)まで—に基づいて比較したところ、図10のような結果が得られ、(ii)構造変化を考慮した修正型推計値(図中の「NAIRU1B」系列)のパフォーマンスがベストであることが判明した(RMSEは、順に、0.645、0.155、0.501、0.251)。

このように、NAIRU型を想定あるいは容認する定常的なフィリップス曲線を用いた検証からも、インフレ率の予測力の観点から、修正型GDPギャップの優位性、そしてモデルの構造変化を適切に考慮することの重要性が再び確認された。これらの追加的な検証を通じて、本稿のメインの実証結果が補強されたものと考えられる。

4. おわりに

本稿では、マクロ生産関数に基づき、わが国のGDPギャップの推計の問題について考察した。鎌田・増田(2001)で論じられた「従来型」と「修正型」の2つの推計方法を取り上げ、両者の妥当性について、総供給関数/フィリップス曲線との整合性—ここではインフレ率とGDPギャップとの共和分関係の存在—という観点から比較検討を行った。その結果、フィリップス曲線の共和分関係は、従来型からは支持されなかったが、修正型からは一貫して支持され、修正型GDPギャップの妥当性が確認された。また共和分関係の構造変化について検証したところ、1990年代に入り、フィリップス曲線の傾きが緩やかになった可能性が示唆された。その上で、インフレの予測力につ

いても比較してみたが、修正型の共和分モデル(構造変化付き)を考慮したモデルの予測パフォーマンスが最も高く、修正型 GDP ギャップの優位性が再び示された。最後の NAIRU 型を容認するフィリップス曲線に基づいた分析でも、インフレ予測の観点から、同じく修正型の妥当性を支持する結果が得られ、本稿の結論はより補強されたものと考えられる。

本文で議論したように、GDP ギャップの推計値には、計測誤差や不完全競争、収穫逓増といったさまざまな問題が含まれており、そういった問題を clarify していくという重要な課題は残されている。そのような限界を踏まえた上で、本稿は、より plausible な GDP ギャップ推計値を求めるといった観点から、新しい知見を提供しようと試みている。本稿で展開された分析が今後の議論を喚起し、その進展に少しでも貢献できればと願ってやまない。

参考文献

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 4 月、p. 123-170。

経済企画庁『平成 12 年度 年次経済報告』2000 年 7 月。

櫻本 光、新保 一成他「わが国経済成長と技術特性」『経済分析』149 号、1997 年 3 月。

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」日本銀行調査統計局 Working Paper 98-10、1998 年 11 月。

中島 隆信・粕谷 宗久・才田 友美・種村 知樹「セクター別生産性変化の分析と構造変化の検証」日本銀行調査統計局 Working Paper 01-14、2001 年 9 月。

日本銀行「マクロ需給ギャップの計測について—輸入の安全弁を考慮した生産関数アプローチ」『調査月報』日本銀行調査統計局、1989 年 2 月、p.31-39。

肥後 雅博、中田 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 3 月、p.49-78。

深尾 京司、村上 友佳子「非製造業における設備稼働率と成長会計」一橋大学、2000 年 8 月。

- 三尾 仁志「基調的なインフレ率とフィリップス曲線」『金融研究』第 19 巻第 2 号、日本銀行金融研究所、2000 年 6 月、p.73-99。
- 宮尾 龍蔵「GDP ギャップの推計：生産関数アプローチに基づく再検証」『国民経済雑誌』第 184 巻第 2 号、2001 年 8 月、p.77-87。
- 宮川 努「技術進歩率と q 理論—潜在成長率論争への一視点」『ESP』1983 年 5 月、p.64-71。
- Basu, Susanto, “Procyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilization?” *Quarterly Journal of Economics* 111 (1996), 719-751.
- Bayoumi, Tamin, “The Morning After: Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s,” NBER Working Paper No. 7350, (1999), forthcoming in *Journal of International Economics*.
- Calvo, G. A., “Staggered Prices in a Utility- Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12 (1983), 983-998.
- Clarida, Richard, Jordi Gali and Mark Gertler, “Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence,” *European Economic Review* 42 (1998), 1033-1067.
- Cheung, Yin-Wong and Kon S. Lai, “Finite-Sample Sizes of Johansen’s Likelihood Ratio Tests for Cointegration,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55 (1993), 313-328.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of American Statistical Association* 74 (1979), 427-431.
- Fernald, John G. and Susanto Basu, “Why is Productivity Procyclical? Why Do We Care?” Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper No. 638, June 1999.
- Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York: John Wiley and Sons, 1976.
- Gregory, Allan W. and Bruce E. Hansen, “Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts,” *Journal of Econometrics*, 70 (1996), 99-126.

- Hall, Robert E. "Invariance Properties of Solow's Productivity Residual," in P. Diamond ed., *Growth, Productivity, Employment* (Cambridge, MA: MIT Press), 1990, pp.71-112.
- Hansen, H. and Johansen, S. "Recursive Estimation in Cointegrated VAR-models," Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen, 1993.
- Higo, Masahiro and Sachiko Kuroda Nakada, "What Determines the Relation between the Output Gap and Inflation? An International Comparison of Inflation Expectation and Staggered Wage Adjustment," *Monetary and Economic Studies*, December 1999, 129-155.
- Hodrick, Robert J. and Edward Prescott, "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking* 29 (1997), 1-16.
- Johansen, Soren, "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12 (1988), 213-54.
- Johansen, Soren and Katarina Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52 (1990), 169-210.
- Kuttner, Kenneth N., "Estimating Potential Output as a Latent Variable," *Journal of Business and Economics Statistics*, 12 (1994), 361-368.
- Lucas, R. E., "Expectations and the Neutrality of Money," *Journal of Economic Theory*, 4 (1972), 103-124
- Lucas, R. E., "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs," *American Economic Review*, 63 (1973), 326-334.
- MacKinnon, James G., "Critical Values for Cointegration Tests" in R. F. Engle and C. W. J. Granger eds. *Long-Run Economic Relationships* (Oxford: Oxford University Press, 1991), 267-276.
- Miyao, Ryuzo, "The Price Controllability of Monetary Policy in Japan," manuscript, Kobe University, October 2000.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West, "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55 (1987), 703-708.

- Nishizaki, Kenji and Tsutomu Watanabe, "Output-Inflation Tradeoff at Near-Zero Inflation Rates," *Journal of the Japanese and International Economies*, 14 (2000), 304-326.
- Roberts, John M., "New Keynesian Economics and the Phillips Curve," *Journal of Money, Credit, and Banking* 27 (1995), 975-984.
- Sims, Christopher A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48 (1980), 1-48.
- Stock, James. H. and Mark. W. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica* 61 (1993), 783-820.
- Vecchi, Michela, "Increasing Returns, Labour Utilization and Externalities: Pro-cyclical Productivity in the United States and Japan," *Economica* 67, (2000), 229-244.
- Watanabe, Tsutomu, "Output Gap and Inflation: the Case for Japan," *Monetary Policy and the Inflation Process*, Bank for International Settlements Conference Papers, Vol. 4 (1997).

表 1. 単位根テスト結果

| 変数 | レベル | 階差 |
|----------------|----------|------------|
| π | -1.43(1) | -5.58(0)** |
| <i>ygap1</i> | -0.66(0) | -8.18(0)** |
| <i>ygap2</i> | -2.07(0) | -8.72(0)** |
| <i>ygap3</i> | -1.60(0) | -9.02(0)** |
| <i>ygap1</i> * | -1.32(2) | -3.93(1)** |
| <i>ygap2</i> * | -1.50(2) | -3.89(1)** |
| <i>ygap3</i> * | -1.94(2) | -2.96(1)* |

注) この表は、各変数(レベル、階差)に対する Augmented Dickey-Fuller (1979) テストの結果を報告している。 π は CPI インフレ率(前年同期比)、*ygap1* から *ygap3* は従来型 GDP ギャップ、*ygap1**から *ygap3**は修正型 GDP ギャップ(詳しくは本文を参照)。期間は 1983:2-2000:2(*ygap3*、*ygap3**は 2000:1 まで)。テストは全て定数項のみを含み、ラグ次数(かっこ内の値)は SBIC より選択した。臨界値は Fuller (1976) から採用し、10% (†)、5% (*)、1% (**) の臨界値はそれぞれ-2.58、-2.89、-3.51 である。

表 2. 共和分テスト結果

| 変数 | <i>ADF</i> | <i>JOH</i> | <i>ADF</i> * | 構造変化時期 |
|----------------|------------|------------|--------------|--------|
| <i>ygap1</i> | -2.42(0) | 16.67 | -2.90(1) | — |
| <i>ygap2</i> | -2.53(0) | 13.70 | -2.40(1) | — |
| <i>ygap3</i> | -2.20(0) | 11.91 | -2.81(6) | — |
| <i>ygap1</i> * | -4.57(7)** | 24.42* | -5.11(8)* | 1992:1 |
| <i>ygap2</i> * | -4.56(7)** | 18.72† | -4.91(7)† | 1997:1 |
| <i>ygap3</i> * | -4.48(7)** | 18.50† | -4.75(7)† | 1997:1 |

注) この表は、インフレ率 (π) と各 GDP ギャップ変数との間の共和分テストの結果を報告している。*ADF* は残差に基づく Augmented Dickey-Fuller タイプの共和分テスト、*JOH* は Johansen の maximal eigenvalue テスト、*ADF** は、Gregory and Hansen (1996) が提唱した、未知のタイミングで生ずる構造変化 (共和分ベクトルの変化) を容認する共和分テスト (*ADF* タイプ、*C/S* モデル)。最後列は *ADF** で検出された構造変化の時期である。テストはすべて、共和分関係に定数項のみを含めた。ラグ次数は、*ADF* と *ADF** については SBIC より選択 (かっこ内の値)、*JOH* については 8 期ラグを想定。臨界値は、*ADF* については MacKinnon(1991)、*JOH* は Osterwald-Lenum(1992) の臨界値に Cheung and Lai (1993) の小標本修正を施した値、そして *ADF** は Gregory and Hansen (1996) からそれぞれ採用した。各テストの 10 % (†)、5 % (*)、1 % (**) の臨界値は次の通り。*ADF*: -3.11, -3.43, -4.06; *JOH*: 18.29, 20.93, 26.97; *ADF**: -4.68, -4.95, -5.47。

表 3. 安定性テスト結果

| サンプル | $ygap1^*$ | $ygap2^*$ |
|------|----------------------------|--------------------------|
| 1999 | 0.04 (0.98) | 0.18 (0.91) |
| 1998 | 0.56 (0.75) | 4.93 (0.09) [†] |
| 1997 | 3.26 (0.20) | 9.30 (0.01) [*] |
| 1996 | 2.68 (0.26) | 8.18 (0.02) [*] |
| 1995 | 1.08 (0.58) | — |
| 1994 | 0.68 (0.71) | — |
| 1993 | 1.69 (0.43) | — |
| 1992 | 27.73 (0.00) ^{**} | — |
| 1991 | 32.24 (0.00) ^{**} | — |

注) この表は、Hansen and Johansen (1993) の安定性テストの結果を報告している。このテストでは、共和分ベクトルの全期間 (1983:2-2000:2) の推定値が、各サブ・サンプル (第 1 列の年の第 2 四半期を終期とする) の推定値と等しいという仮説をテストする。表中の値は、自由度 2 のカイ二乗分布に従うテスト統計量 (かっこ内は p 値)。[†]、^{*}、^{**}は、それぞれ 10 %、5 %、1 %水準で帰無仮説を棄却するケースを表す。

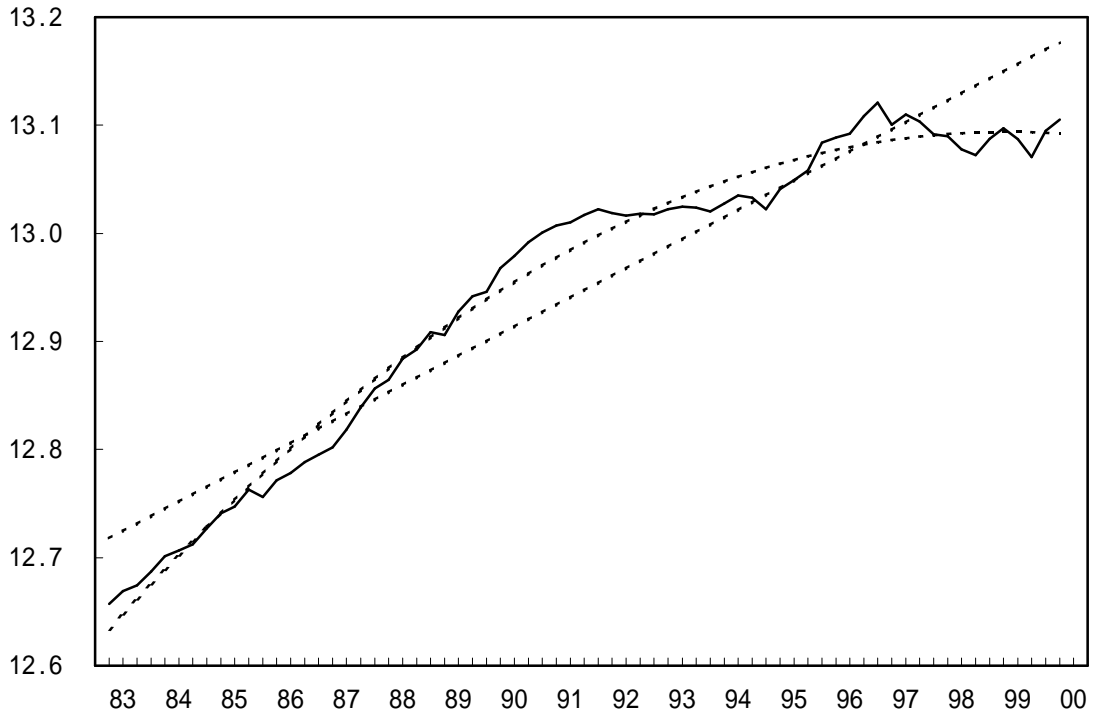
表4. 構造変化を含んだフィリップス曲線の推定

| 変数 | b_0 | b_1 | c_0 | c_1 | Wald 統計量 (p 値) |
|-----------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|----------------------|
| $ygap1^*$ | 4.094 (0.136) | 0.632 (0.038) | -1.186 (0.349) | -0.247 (0.053) | 45.334 (0.000) |
| $ygap2^*$ | 2.253 (0.236) | 0.300 (0.055) | -1.470 (0.519) | -0.160 (0.076) | 8.098 (0.017) |

注) この表は、修正型GDPギャップ ($ygap1^*$ 、 $ygap2^*$)に関するフィリップス曲線の推定結果を報告している。ここでの推定はすべてStock and Watson (1993)のdynamic OLS法に基づく(8期のリードとラグ付き)。サンプル期間は1983:2-2000:2、構造変化時期としては、1992:1($ygap1^*$)と1997:1($ygap2^*$)。推定値の標準誤差(かっこ内の値)は、Newey and West (1987)の共分散行列を用いて求めた(ラグ・トランケーションは8期)。最後列には、構造シフトのパラメーター(c_0 、 c_1)が共にゼロという仮説をテストするWald統計量(自由度2のカイニ乗分布に従う)が記されている(かっこ内は p 値)。

図1 . タイム・トレンドに基づく潜在GDPとGDPギャップ
 - 線形 vs 2次トレンド -

A. 現実GDPと潜在GDP (線形および2次トレンド)



B. GDPギャップ

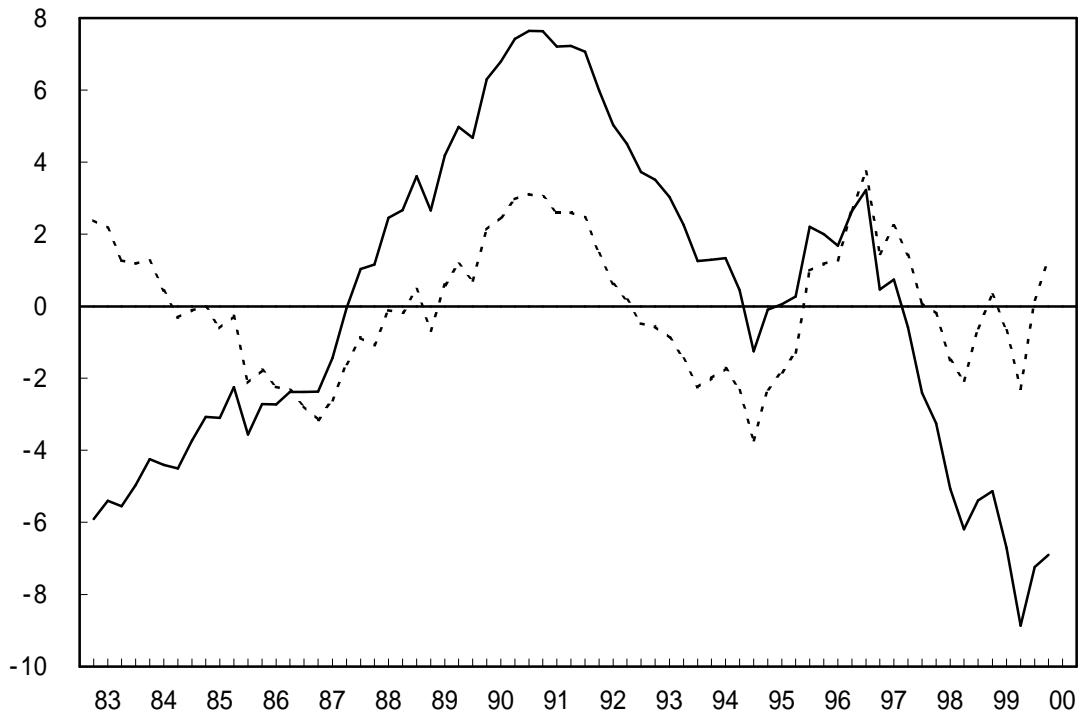
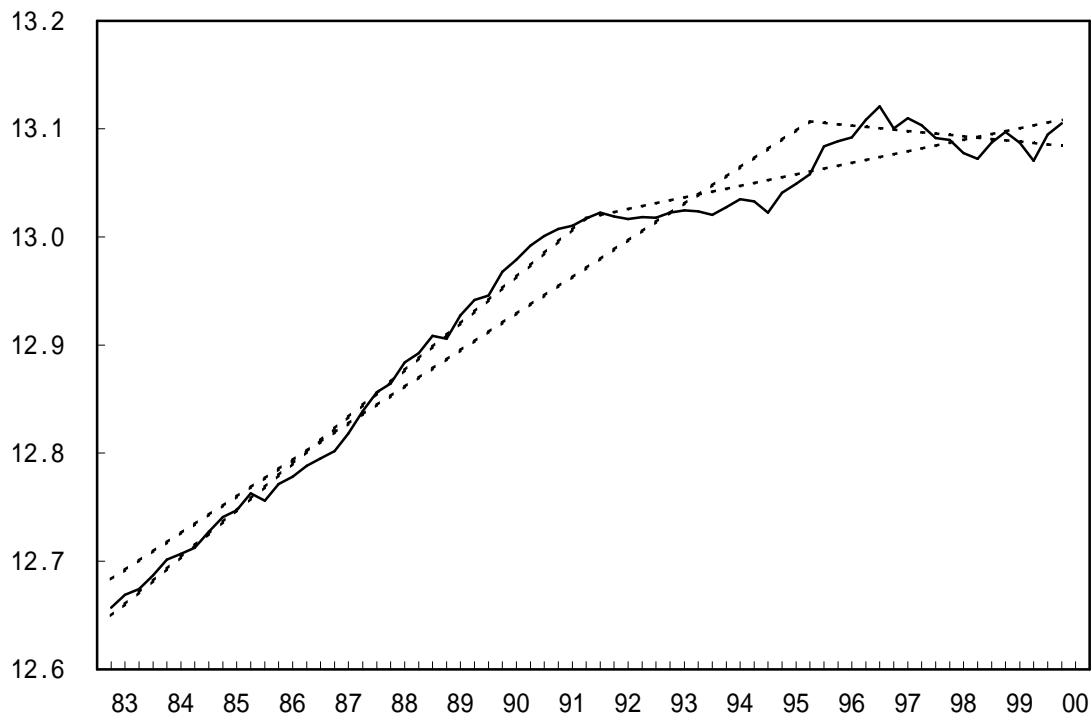


図2 . タイム・トレンドに基づく潜在GDPとGDPギャップ
 - 屈折トレンド -

A. 現実GDPと潜在GDP (1991:4および1995:4屈折トレンド)



B. GDPギャップ

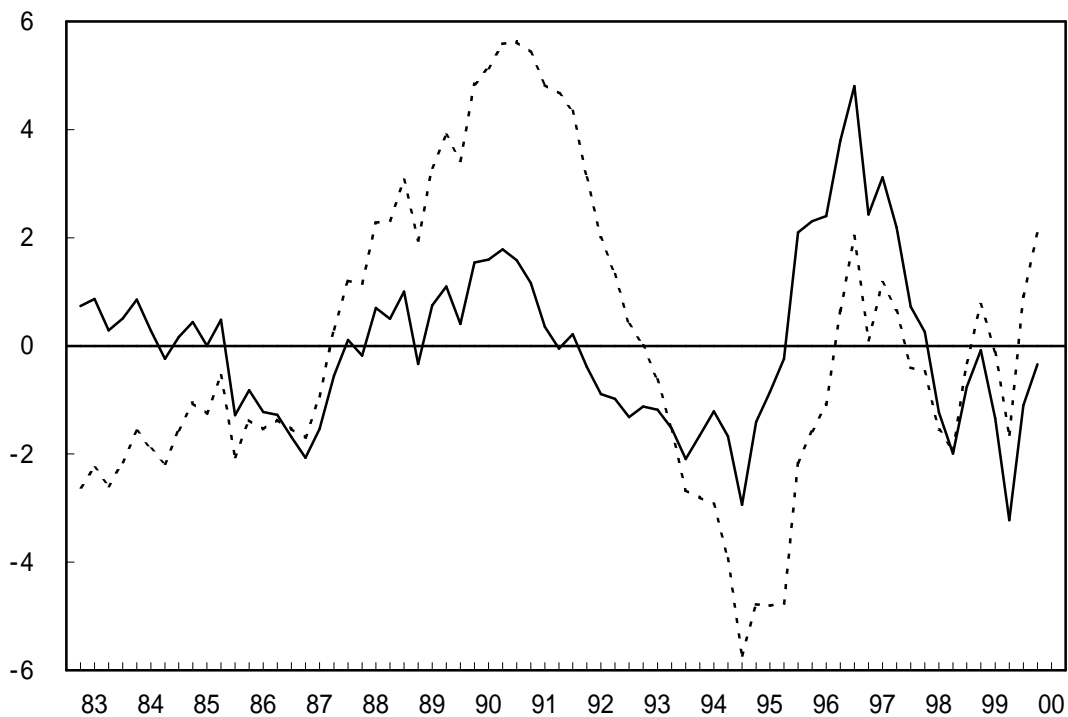
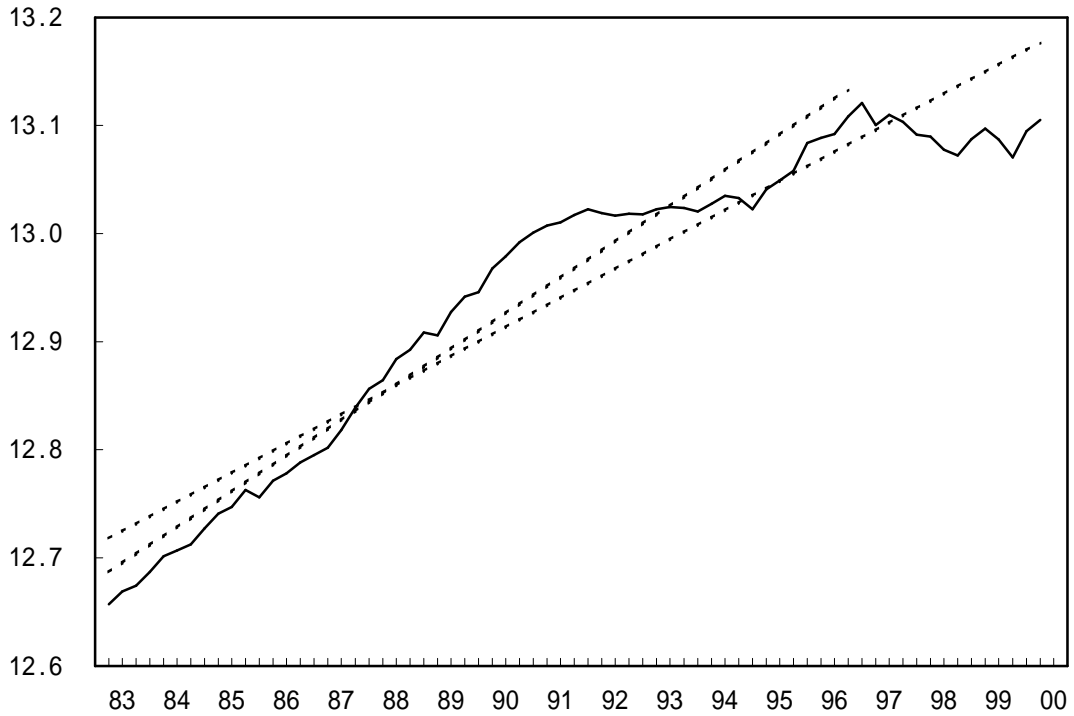


図3 . タイム・トレンドに基づく潜在GDPとGDPギャップ
 - サンプル期間の影響 -

A. 現実GDPと潜在GDP (全期間および1996年サブ・サンプル)



B. GDPギャップ

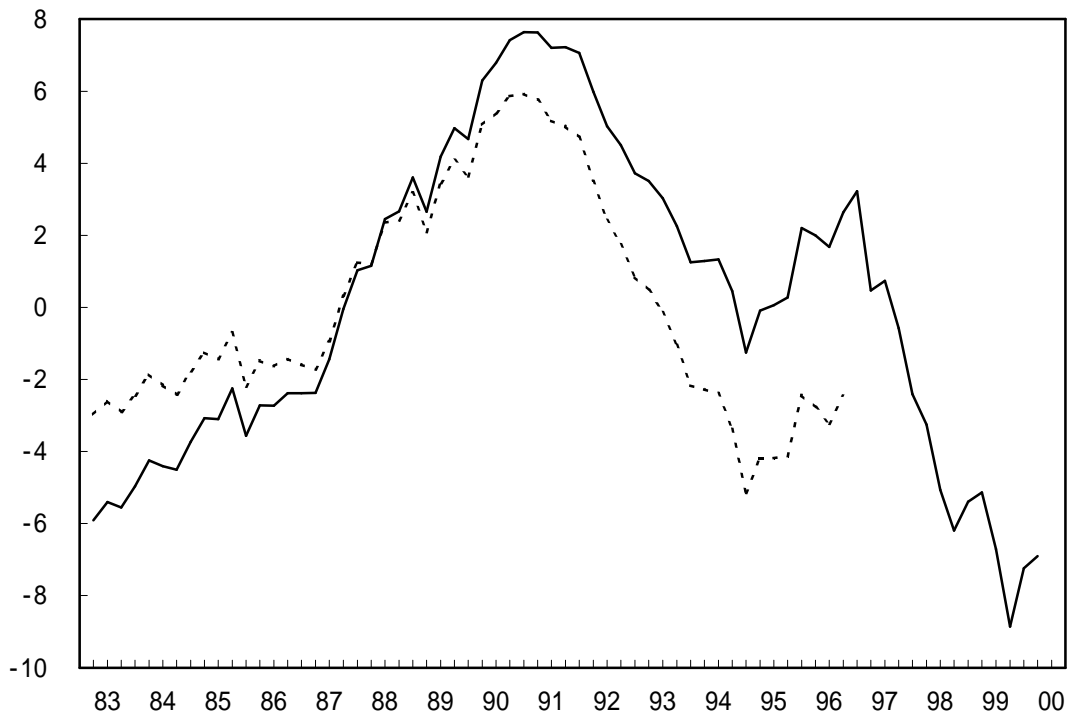
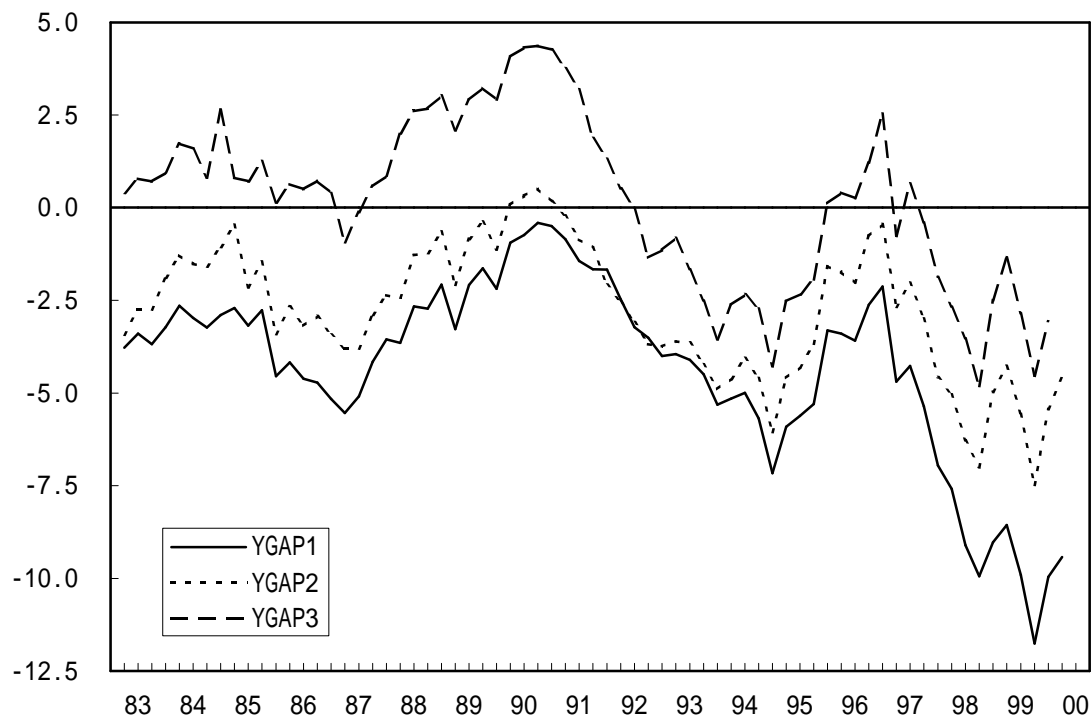


図4 . 生産関数に基づくGDPギャップ：従来型と修正型

A. 従来型



B. 修正型

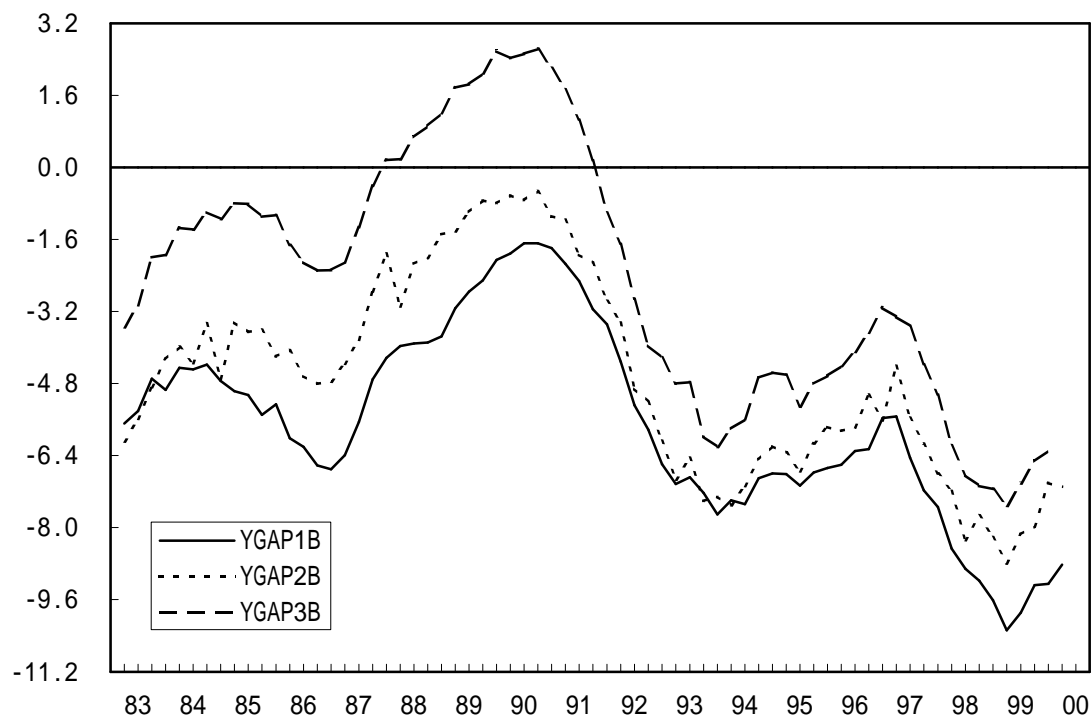
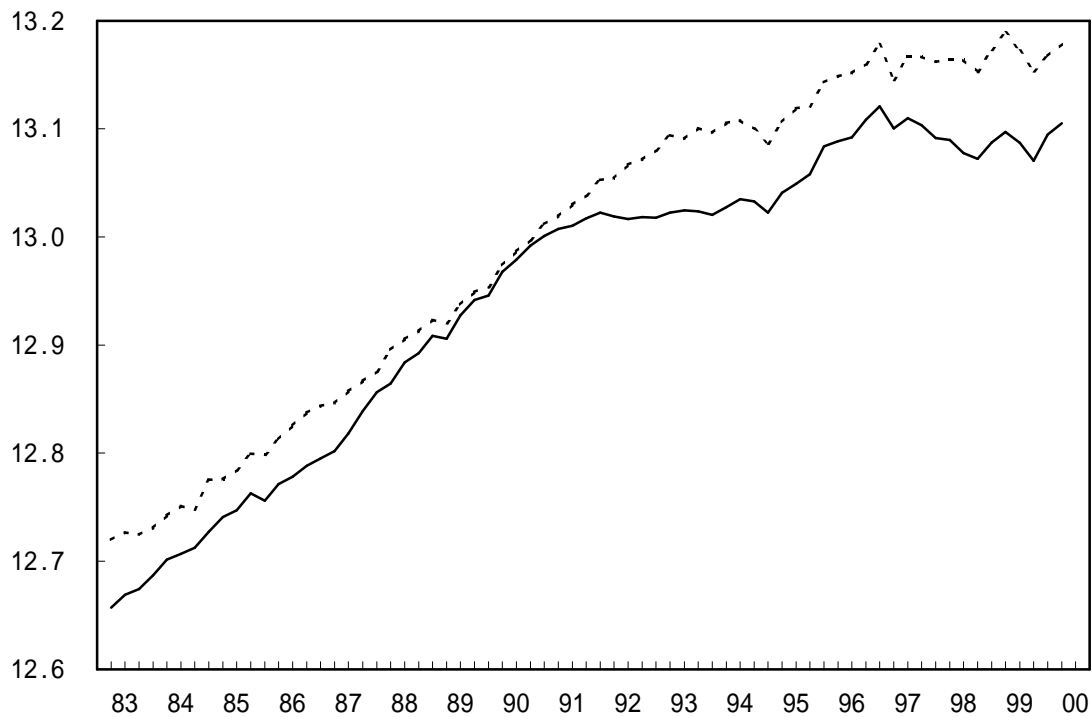


図5 . 生産関数に基づく潜在GDPとGDPギャップ
 - サンプル期間の影響 -

A. 現実GDPと潜在GDP (全期間および1996年サブ・サンプル)



B. GDPギャップ

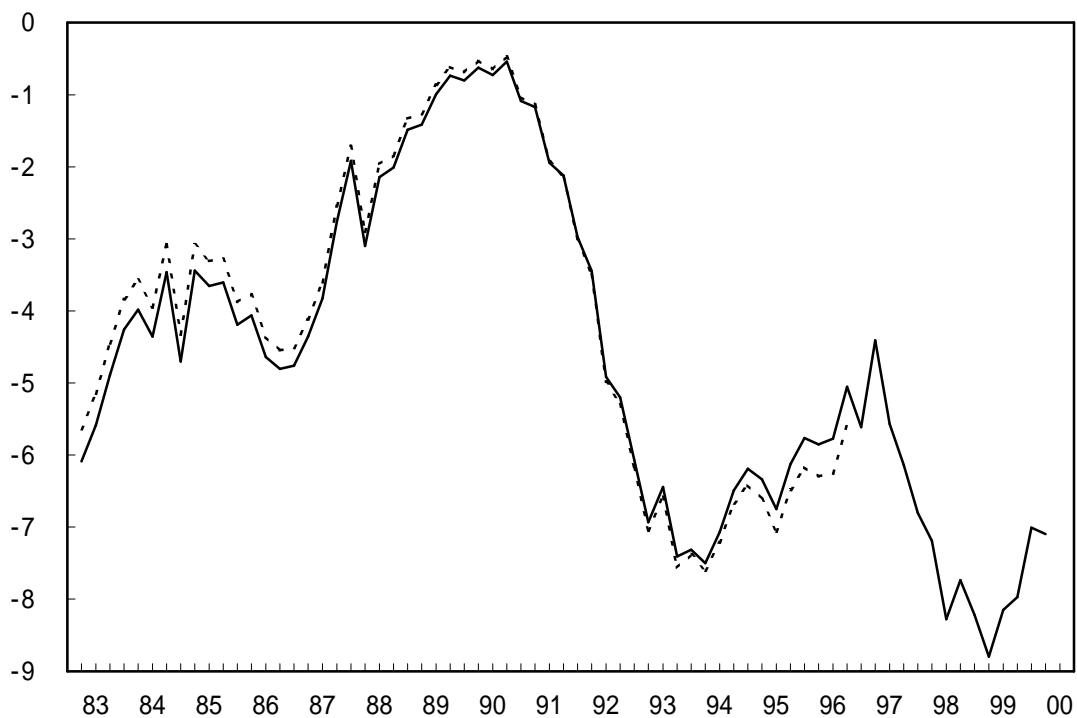


図6 . インフレ率と修正型GDPギャップ

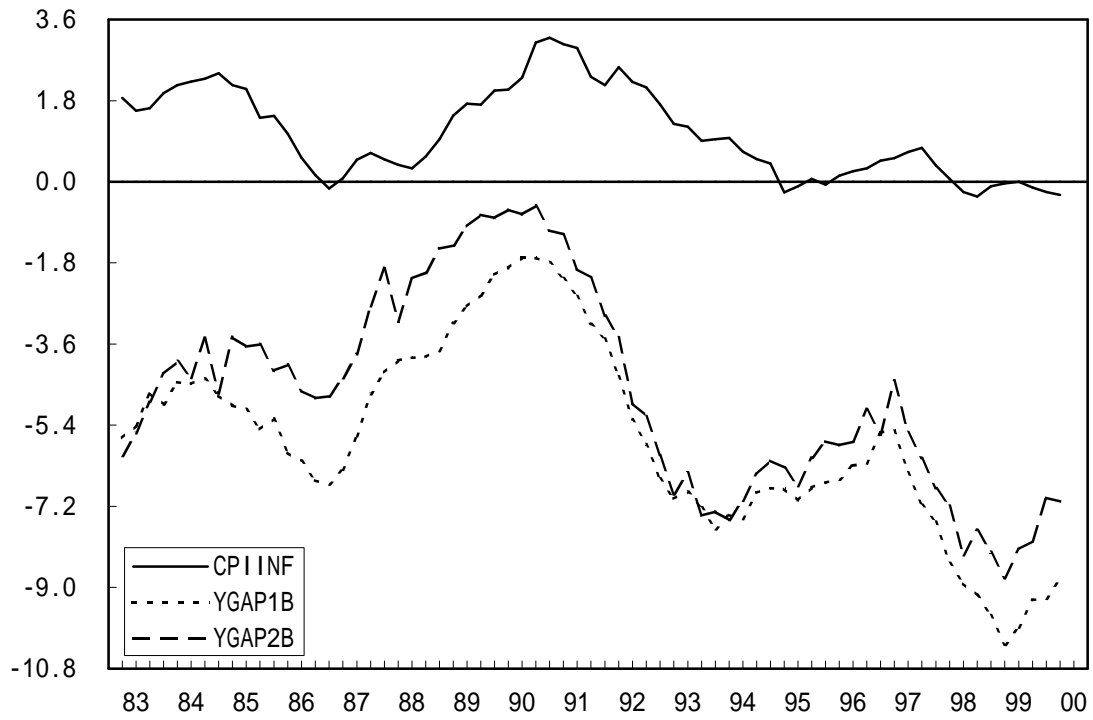


図7 . インフレ率に関する予測パフォーマンス
 - 予測期間：1992:2 ~ 2000:2 -

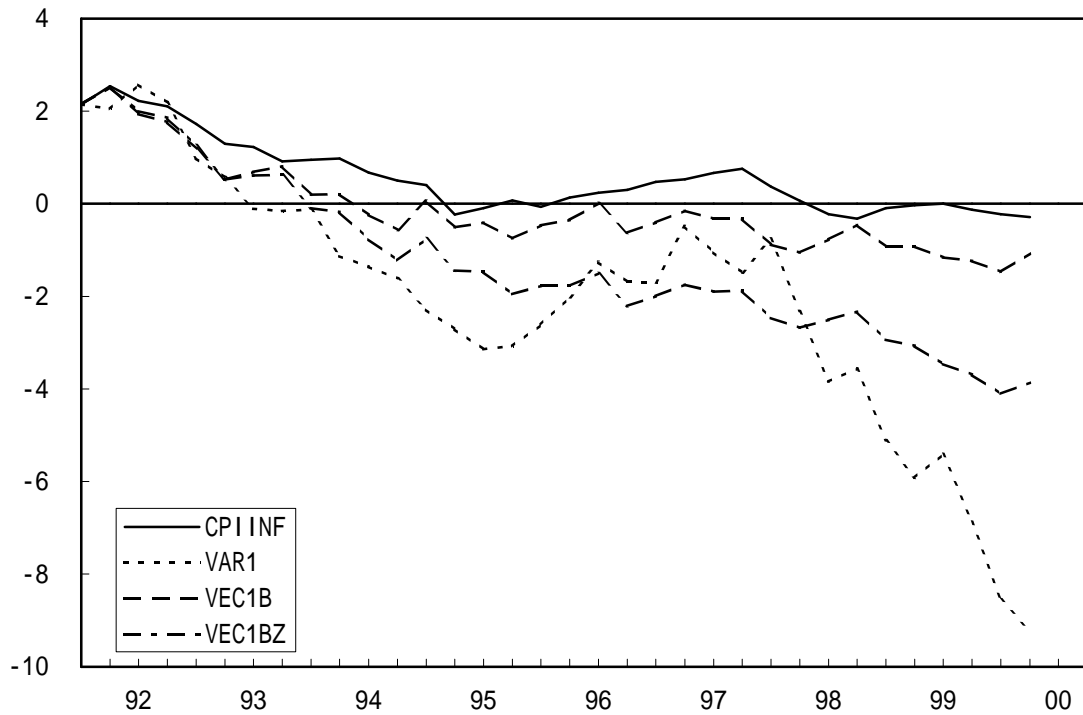


図8 . インフレ率に関する予測パフォーマンス
 - 予測期間：1996:2 ~ 2000:2 -

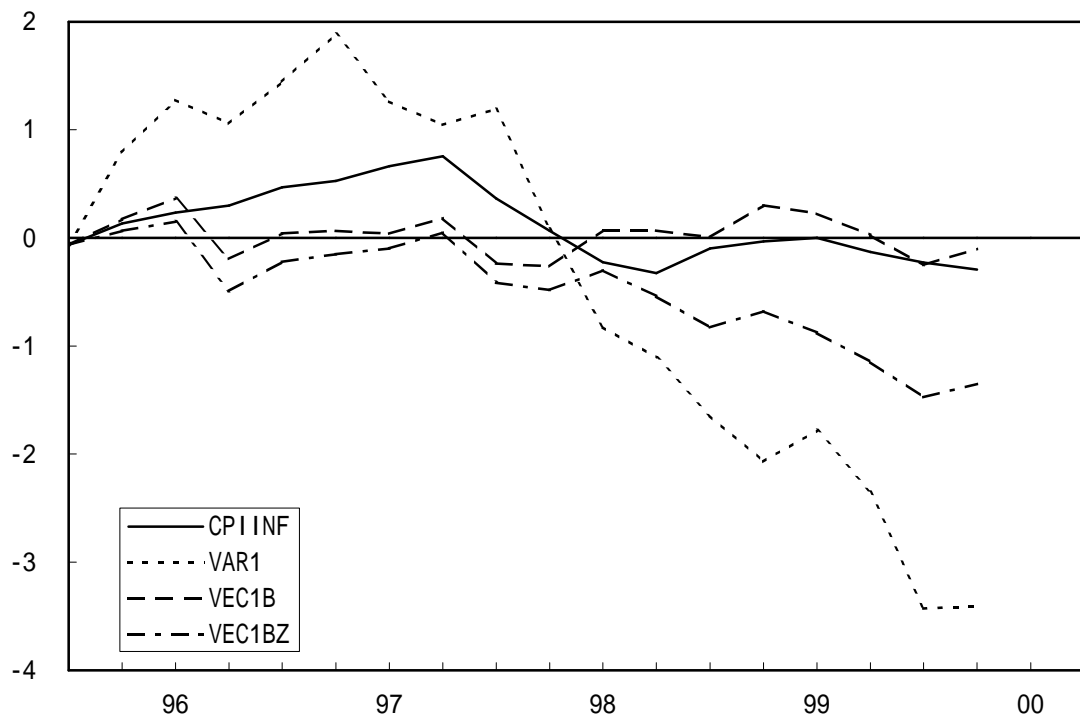


図9 . インフレ率に関する予測パフォーマンス
 - NAIRU型、予測期間：1996:2 ~ 2000:2 -

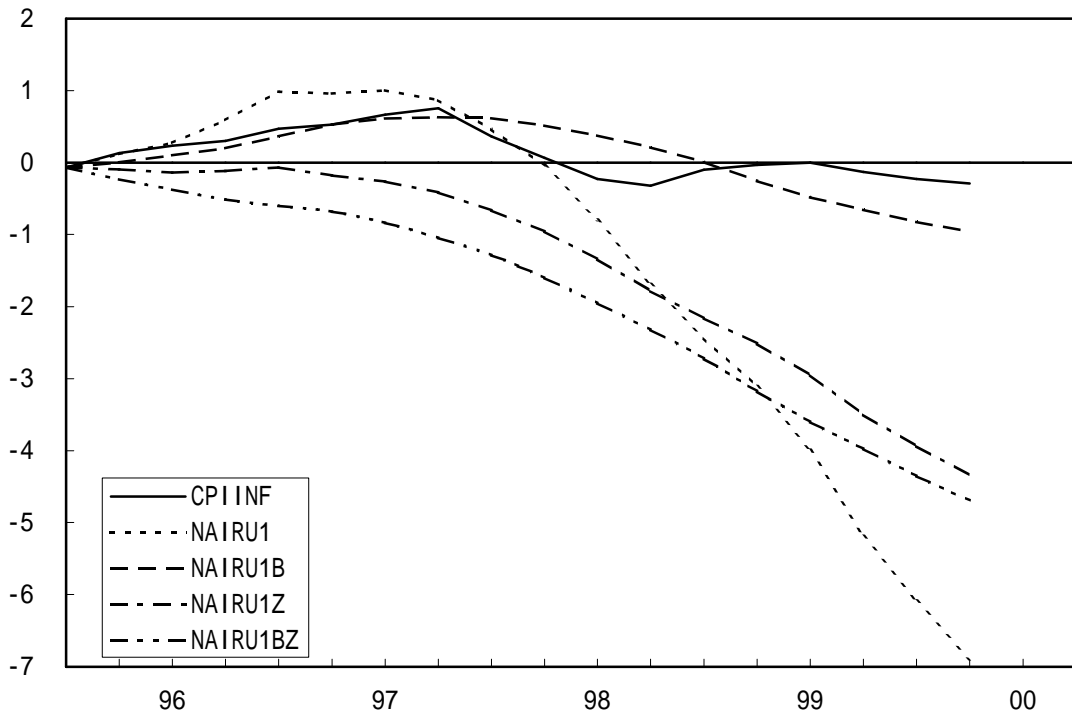


図10 . インフレ率に関する予測パフォーマンス
 - NAIRUを含む一般型、予測期間：1996:2 ~ 2000:2 -

