

GDP ギャップと物価変動

— バブル期の経済情勢判断の再評価 —

宮尾 龍蔵*

2001年11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]

バブル期の金融引締はなぜ遅れたのだろうか。本稿は、GDP ギャップの推計値を利用して当時の景気・物価情勢を振り返り、政策判断に対する再評価を試みる。ここでは特に、金融引締への転換が模索されていたとされる 1988 年に焦点を当て、また GDP ギャップ推計に関する最近の研究 (鎌田・増田 (2001)) に立脚し、できる限りリアルタイムに近い形での検証を心がける。「従来型」あるいは「修正型」の GDP ギャップ、いずれの推計値を用いても、1988 年後半当時の景気の拡大は観測されるが、著しい景気過熱というほどではなかった。一方、従来型の推計値を求める際、ソロー残差に対して屈折トレンドではなく、固定トレンドを想定した場合には、著しい景気過熱が観測された。経済情勢判断は、ソロー残差の基調的な動きから生産性の変化をどう解釈するか大きく依存する。

*本稿は、第 2 回「物価に関する研究会」(日本銀行、2001 年 6 月 8 日) で報告した論文に修正を加えたものです。北坂真一氏はじめ、参加者から有益なコメントを多数いただきました。また本稿の作成過程では、木村武氏との議論が大変有益でした。同時期に執筆した関連研究 (宮尾 (2001)) に対する日本銀行スタッフの方々からのコメントも参考になっています。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の責に帰するものです。

1. はじめに

バブル期の金融政策運営を巡っては、当時の経済状況、社会情勢などを振り返りつつ、これまでもさまざまな角度からの検証、事後点検がなされてきた¹。1986年から1987年にかけての5度にわたる公定歩合の引き下げは、国際政策協調といった制約の中での政策運営であった面が否定できない。長期化する金融緩和状況の中で、日本銀行は、当時行き過ぎた緩和状況に対する警戒感を表明してはいたが、1987年10月のブラックマンデーの発生がさらに引締のタイミングを遅らせた。

しかしおそらく最も議論となるのは、なぜそのような緩和スタンスが1988年以降も維持されたのかという点である。1988年半ば、ドイツ、アメリカはブラック・マンデー後の緩和スタンスを改め、相次いで金利引き上げに転じていた。一方、日本では、株価・地価の上昇率がさらに高まり、マネーサプライも信用量も膨張を続けていたが、結局金利の引き上げは翌年(1989年)の5月まで待たなければならなかった。当時の景気過熱は明らかに行き過ぎであり、日銀は1988年後半にでも金利を引き上げるべきだったのではないか。これが一つの有力な見方だと思われる。

他方、当時の物価状況に着目すると、その見方に対する修正も考えられる。1987-88年のCPIインフレ率は1%以下と極めて安定しており、技術革新や円高、あるいは石油価格の下落によって生産性が上昇し、総供給曲線が右シフトしたという見方である²。もし当時の景気の拡大が生産性の上昇を伴っており、潜在産出量も拡大していたならば、需給の逼迫は見かけほどではないということになる。資産価格の上昇やマネー・信用の膨張といった面でバブル経済の兆候が明らかであったことには異論が少ないかもしれないが、需給ギャップの側面に関しては、まだ議論の余地は残されているように思われる。実際、1988年当時の需給ギャップ、潜在産出量の増加傾向はどの程度であったのであろうか。また、それから示唆されるインフレ圧力はどの程度と判断されるべきだったのだろうか。

本稿はこのような問題意識に基づき、バブル期後半の需給ギャップ(= GDP ギャップ)に焦点を当て、当時の経済情勢判断に関して、できる限りリアルタイムでの再検証を試みる。ここでは、最近のGDPギャップ推計に関する議論(Watanabe(1997)、経済企画庁(2000)、鎌田・増田(2001)、宮尾(2001)など)に立脚し、複数のアプローチからの推計を行う。なかでも鎌田・増田(2001)が整理・提唱し、宮尾(2001)がフォローアップ分析を行った「従来型GDPギャップ」と「修正型GDPギャップ」を分析の中心に据え、そのなかで登場するソロー残差と全要素生産性(Total Factor Productivity, TFP)の取扱いと解釈に注意を払いながら、検証を進めていくことにする。

¹ 黒木(1999)、香西・伊藤・有岡(2000)、翁・白川・白塚(2000)、日本銀行(2000)などを参照。

² たとえば香西・伊藤・有岡(2000, pp.229-230)も、その見方を支持している。

2. GDP ギャップの推計アプローチ

本節では、ここでのメインの推計アプローチである「従来型」と「修正型」の推計値を中心に、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³。

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が、ここでの「従来型」と「修正型」の推計値は、後者のマクロ生産関数に基づくものである。時系列アプローチは、おもに線形トレンドや2次トレンドなどの時間トレンド、あるいは Hodrick and Prescott (1997) フィルターなどフィルタリングによって計算されるが、基本的には自身の GDP 系列のみを情報として用いるため、計算が簡便な一方、「潜在産出量 (あるいは自然/均衡産出量)」としての経済理論的な裏付けに乏しい。

一方、マクロ生産関数に基づく方法は、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 (あるいは平均的な稼働水準の場合に達成される) 産出水準として定義され、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。もちろん生産関数の形状や、最大限利用可能な (平均的な) 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が、その一方で、日本銀行 (1989)、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。本稿でも、生産関数に基づく手法をメインの推計アプローチとして採用する。

以下、経済企画庁 (2000) や鎌田・増田 (2001) で採用されている推計ステップに基づいて、生産関数アプローチを概説する。まずコブ・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、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 \times 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 $\gamma_m K_{m,t} + \gamma_{nm} K_{nm,t}$ (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。完全競争および規模に関する収穫一定という標準的な想定の下、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 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。

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

³ 以下の説明は、鎌田・増田 (2001) および宮尾 (2001) に依拠している。

ここで $Lmax_t$ は最大可能な (あるいは平均的な) 労働時間、 $Kmax_t$ はフル稼働 (あるいは平均稼働) 資本ストックに相当する。そして GDP ギャップ ($ygapt$) は、

$$ygapt = (y_t - ymax_t)/ymax_t \quad (3)$$

によって求められる。

ここで重要な問題の一つは、ソロー残差と TFP の関係についてである。標準的な想定の下で、用いる諸変数に計測誤差がなければ「推計されたソロー残差 = TFP」と見なし問題ないが、鎌田・増田 (2001) が詳細に論じているように、実際には様々なタイプの計測誤差が存在する可能性があり、その場合誤差はソロー残差に混入することになる。なかでも非製造業の資本稼働率 (γ_{nm}) については、データ自体が存在しないため、これまで便宜的に 100 % と仮定されることが多く、その場合ソロー残差には明らかに計測誤差が混入する。従来、その問題に対しては、ソロー残差に線形トレンドを当てはめて、ソロー残差のトレンド系列 (屈折付き) が真の TFP であると想定して潜在 GDP が推計されてきた。これが鎌田・増田 (2001) の呼ぶ「従来型 GDP ギャップ」の推計方法である⁴。

その上で鎌田・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た。これが「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」—と呼ばれる推計値である。ここでは、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考え、ソロー残差そのものを TFP と見なしして利用することが大きな特徴である⁵。

この「従来型」と「修正型」という 2 つの GDP ギャップ推計値について、鎌田・増田 (2001) 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。また宮尾 (2001) は、そのフォローアップ分析を行い、GDP ギャップとインフレ率との共和分関係—総供給関数/フィリップス曲線に相当—という観点から両者を比較し、修正型 GDP ギャップがフィリップス曲線の共和分関係とより整合的であるという実証結果を示した⁶。また、単純な 2 変数から成る短期の階差システム—ベク

⁴ Watanabe(1997)、経済企画庁 (2000) の推計アプローチは、共にこの従来型に相当する。

⁵ 最近の別の試みとしては、深尾・村上 (2000) が、日本銀行「企業短期経済観測調査 (短観)」の設備判断 D.I. 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)。

⁶ また、その共和分関係には構造変化も検出され、フィリップス曲線の傾きがより緩やかになったと

トル自己回帰 (VAR) モデル、あるいはベクトル誤差修正 (VEC) モデル—に基づいて、インフレ予測のパフォーマンスを比較しても、修正型の推計値に基づくモデルの方が、最近のゼロインフレの状況をうまく予測するという結果を報告している。

3. バブル期後半の GDP ギャップ

3.1 「従来型」と「修正型」の推計値

本節では、バブル期後半の GDP ギャップの推計値を、時間をさかのぼって計算し、当時の経済情勢判断に関して、できる限りリアルタイムでの再評価を試みる。

まず、前節で議論した「従来型」と「修正型」のアプローチを利用して、GDP ギャップ推計値を求める。先述の通り、修正型の方がより優位であるという結果が報告されているので、そちらが本稿での preferred strategy である。しかしここでは、より歴史の長い従来型の推計アプローチも合わせて利用することにする。つまりここでは、この2つの推計手法がどちらも当時利用可能であった、という想定を置いていることに注意されたい⁷。

サンプル期間は、修正型の設備判断指数 BSI データの開始時期に合わせて、1983年2月(第1四半期)開始とした。また、完全稼働に相当する資本、労働投入量 (K_{max} , L_{max}) の導出の際、稼働率の過去の値の最高値を 100% と想定するアプローチはここでは採用できない。というのも過去のピークの値は、いずれも 1990 年以降の稼働率であり、1988 年当時はその天井については未知であった。したがってここでは、従来型、修正型とも、サンプル期間の平均値を利用して「平均的な」稼働率を計算し、それに応じた潜在産出量を計算する⁸。

さらに従来型の計算には、推計されたソロー残差にトレンドを当てはめる必要がある。ここでは先行研究にならって屈折トレンドを想定し、トレンド変化の時期は、ブラザ合意による円高 (85 年 9 月) と石油価格の下落 (86 年) を考慮して、1986 年第 1 四

いう結果も示唆されている。

⁷ 修正型の推計手法は、ごく最近提唱されたものであり、当時存在しなかったと考えて間違いない。一方、従来型に基づく推計値、あるいはマクロ生産関数を使ったアプローチそのものが当時利用可能であったかどうかについては、宮川 (1983) や日本銀行 (1989) などの考察が公表されているように、すでに十分利用可能であったと推察される。また旧経済企画庁の「経済白書」をさかのぼってみると、本稿で説明した生産関数アプローチと同タイプで、しかも四半期データに基づく推計値が登場するのは、平成 4 年度 (1992 年度) 以降である。それ以前の推計値 (たとえば平成 2 年度、3 年度) は、同じく生産関数 (ただし CES 型) を利用しているものの、最大可能な労働量 (本稿の L_{max}) の導出は「UV 曲線」に基づいており、年次データが使われている。その意味で、当時の経済企画庁における推計値は、リアルタイムの情勢判断には不向きであったと考えられる。

⁸ 具体的に、サンプル期間の平均値が利用されるのは、資本稼働率 (製造業、非製造業)、労働参加率 (就業人口/労働人口)、所定外労働時間、労働分配率である。

半期とした⁹。つまり、パーマネントな円高と石油価格の下落によって、日本経済の生産性が上昇したという想定を課す。また修正型の計算には、非製造業稼働率の推計値が必要であるが、ここでは宮尾(2001)と同様に、鎌田・増田(2001)の簡便法として、BSI そのものを推計値として利用する。

GDP ギャップの推計結果は、CPI インフレ率とともに、図1に示されている。まず最初のグラフ(「A. 1988:1 時点」)には、1987:4までのデータに基づいて計算された従来型、修正型それぞれの推計値がプロットされている(「YG1874」と「YG2874」の系列)。GDP 系列の公表には、約3ヶ月のラグがあることを考慮し、この最初のグラフは1988年第1四半期に利用可能だったのであろう GDP ギャップ推計値とインフレ率を表している(インフレ率に関しては1988:1の値までプロット)¹⁰。この最初の図を見ると、修正型は従来型よりなめらかな変動を示しているが、それは修正型がソロー残差そのものをTFPと見なして潜在GDPの導出に用いているからである(潜在GDPと現実GDPは同じ方向に変動するため、その差であるGDPギャップはスムーズな動きを示す)。この結果を見ると、当時観測されたGDPギャップの大きさは「平均的な」水準を1%程度上回っている。

以下同じ推計を、サンプル期間を1四半期ずつ追加して行った(最後は「F. 1989:2 時点」まで)。2つ目の「B. 1988:2 時点」における推計結果は、最初のグラフと基本的に変わっていない。またインフレ率は若干低下傾向を示している。「C: 1988:3 時点」と「D. 1988:4 時点」の結果になると、GDP ギャップは2%弱程度へと上昇していることが分かる。そして「E. 1989:1 時点」と「F. 1989:2 時点」からは、「平均的な」水準を2%上回る結果がより確実となり、インフレ率も上昇を見せ始める。

図1の6つのグラフから、次の2つの結果が見てとれる。第1は、いずれの推計値からも、1988年後半の時期に、過去の平均水準からの乖離(上昇)が顕著であり、その意味で金融引締への転換を模索すべき時期であったということ。第2は、1988年後半から1989年前半に観測される推計結果を比べると、同じ2%程度で特に目立った拡大はなく、1989年5月末の利上げを待つ以前に、追加的な景気過熱は観察されなかったということ。以上の2つの観察が可能である。2パーセント程度という大きさをどう解釈するかは見方が分かれるであろうが、少なくともそれが拡大していなかったという意味では、著しい景気過熱とは言えないのではないだろうか。

3.2 固定トレンドに基づく「従来型」推計値

次に、別の従来型の推計値として、ソロー残差のトレンドの屈折を容認しないケー

⁹ たとえば Watanabe(1997)、鎌田・増田(2001)では1985:1、経済企画庁(2000)では1987:1に、それぞれトレンド変化を仮定している。

¹⁰ ここで推計に用いられたGDP系列等はすべて確定値であり、いわゆるリアルタイム・データ(速報値)を使った分析ではないことに注意。

ス、つまり、1985:4以降の生産性の向上は実現しておらず、上方トレンドの変化もないというケースを推計した¹¹。その結果が図2で、同じく6つのグラフに描かれている(グラフ中の破線、「YG1X」の系列)。このグラフから、固定トレンドのケースでも、1988年前半の上昇は図1と同じく1-1.5%の範囲内に収まっているが(グラフA、B)、1988年後半に観測される推計値は、3%、そして4%を超えて上昇していき、非常に顕著な景気過熱の状況を示唆している(グラフC、D)。1989年前半にもその上昇は続き、「F. 1989:2時点」では、5%を超える上昇となる。

この「固定トレンド」の結果がもたらされるメカニズムは、図3のソロー残差の系列とトレンドの値を見れば理解できる。図3の実線(「SR2」系列)が、修正型の潜在GDPの計算に用いられるソロー残差そのもの、点線(「SR1」系列)が、従来型に用いられる屈折トレンド、そしてもう一つの直線で表されている破線(「SR1X」系列)が、固定トレンドである(なお、太実線の「SR11」系列は、「SR1」「SR1X」導出の基礎となるソロー残差の推計値そのものである)。当初仮定したような屈折トレンドを容認せず、日本経済に生産性の追加上昇は起こっていないと考えれば、それだけ潜在GDPの水準は低く抑えられるため、景気過熱は大きく現れることになる。

3.3 Hodrick and Prescott (1997) フィルターに基づく推計値

以上と同様の検証を、Hodrick and Prescott (1997) フィルター(HPフィルター)を使って行ってみた。図4には、HPフィルターに基づくGDPギャップ推計値(「YGHP」系列)、および比較のために従来型の推計値もプロットされている。図4から明らかのように、図1と同じく、1988年後半から1.5%程度の上昇が観察されるが、著しい景気過熱は観察されなかった。

4. 1988年当時の経済情勢判断の再評価

以上の検証結果をまとめると、マクロ生産関数を用いたGDPギャップ推計値(従来型、修正型)からは、1988年後半期、2%程度の需給逼迫は観察されたが、それが拡大していくような著しい過熱状況は見られなかった(図1)。一方、ソロー残差の上方トレンドを1985年以前の傾きで固定した「固定トレンド」を利用した場合、GDPギャップの急激な上昇が示された(図2)。そしてその違いは、図3で示したように、ソロー残差の基調的な動きから生産性の変化をどう解釈するかという問題に帰着する。したがって、当時の経済情勢判断は、当時の生産性の上昇について、どのシナリオが最もplausibleかという判断に大きく依存することが分かる。

¹¹ この推計については木村武氏から suggestion を頂いた。

ソロー残差には、鎌田・増田(2001)が詳細に論じたように、資本ストックや労働投入量、稼働率などに関する計測誤差が混入する可能性があり、その解釈には十分注意が必要である¹²。また標準的な想定とは違って、不完全競争や規模に関する収穫逓増が存在する場合には、それらの要因もソロー残差に混入し、生産性との区別がさらに困難になる(Hall(1990))。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、収穫逓増と生産性、そして稼働率変化の要因を識別しようと試みている¹³。産業レベルの分析をタイムリーに行うことができればベストだが、データが利用可能になるまでに数年以上かかり、速報性の面での課題も残されている¹⁴。ソロー残差から正確に生産性を抽出する作業には、さまざまなハードルが存在するというのが実情である。

以上の考察を踏まえ、再びマクロの情勢判断という実践的な観点に立ち返ると、やはり図3のようなソロー残差の推計結果に基づいて、そこから生産性の変化について複数のシナリオを容認しつつ、GDPギャップの推計値の妥当性を模索するというアプローチにならざるを得ないと思われる。計測誤差や不完全競争・収穫逓増などの問題は、それがたとえ含まれているとしても、期間中に大きな変動がないコンスタントな要因か相対的にはマイナーな要因として、ある程度捨象せざるを得ないだろう¹⁵。また今回用いたような、HPフィルターに基づく推計結果や、あるいは業況判断に関する他の景気指標、また他の経済変数の動きとの整合性などにも留意して、複数の中からより可能性の高いシナリオを総合的に絞り込んでいくというのが現実的なアプローチではないかと思われる。

再び図1、図2に戻ると、やはり現実には、製造業の技術革新や、東京の国際金融センター化などと言われたような、何らかの生産性の向上が1980年代後半に見られた

¹² ただし、たとえば資本・労働の質的变化(資本の減耗や陳腐化、労働技術の変化など)の問題については、修正型の推計値を利用すると、ソロー残差に混入した誤差と変数の計測誤差が丁度相殺しあって、潜在GDPは正確に推計される。詳しくは鎌田・増田(2001)を参照。

¹³ 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、たとえば櫻本他(1997)を参照。

¹⁴ 同じくマイ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、速報性の問題を克服しようと試みている。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変化率が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。

¹⁵ 実際ここでのソロー残差が、不完全競争等の影響から独立(invariant)と見なしてよいかについて、Hall(1990)と同様の検証を試みてみた。Hall(1990)は、産出や雇用と相関があり、かつ生産性とは無相関な操作変数(代表例として軍事支出)を利用して、各産業のソロー残差のinvarianceをtテストによって検証している。ここでは、それをマクロのソロー残差に応用し、また操作変数としては、Hall(1990)と同様に、アメリカの実質軍事支出(対数値、出所:米国商務省National Income and Product Accounts, Table 3.8B)を利用した。事前に、日本の実質GDP(対数値)との相関をチェックしたところ、tテスト(定数項、トレンドを含む回帰式、サンプル期間は1983:2-2000:2、standard errorはNewey-Westの推計値、MAラグは4期)からは、有意に正の相関が確認された。その上で、この操作変数とソロー残差(従来型「SR11」系列、修正型「SR2」系列)の相関を検証した結果、同様のtテスト、サンプル期間から、どちらの推計値からも有意な相関は検出されなかった。以上の結果から、ここでのソロー残差の推計値は、不完全競争等の影響からはある程度独立したものと判断してよいと思われる。

であろうし、また物価がほぼ安定していたという状況を考えると、固定トレンドのような景気過熱の可能性はそう高くはないかもしれない。しかし、過度の成長期待という面も含まれているとすれば、生産性を過大評価している可能性もある。したがって、ベースとしては、図1のシナリオを考え、図2の固定トレンドのような上振れの可能性も視野に入れた総合的な情勢判断が当時必要だったのではないかと推論される。であるならば、1988年後半の利上げの妥当性は、単に図1が示唆する以上に高かったと言えるのではないだろうか。

最後に、価格の変動との関連で、1988年後半という景気拡大の時期、CPIインフレが僅かながらも下落した事実をどう解釈すべきかについて、付言しておきたい。図5は、図1と同じ従来型、修正型のGDPギャップ推計値とともに、CPIインフレの代わりに、GDPデフレーターで測ったインフレ率(前年比)をプロットしている。GDPデフレーターで見ると、特に1988年後半の物価上昇の基調は明らかであり、CPIのようなミスリードさせる動きは見られない。CPIインフレの若干の下落は、結局のところ、1988年の石油価格の下落(ガソリンなどの輸入最終財価格の低下)を反映したものと推察される。一方、GDPデフレーターは、国内で生産された財・サービスに限定された価格であるため、国内の需給状況との整合性がより高いと考えられる。これは、中央銀行が目標とすべきインフレ率の定義—輸入物価を含む総合指数か、それとも国内インフレか—の問題とも関連し、重要な示唆を与えているように思う。もちろんこれは一つのエピソードに過ぎず、またGDPデフレーターには速報値と確報値との差が大きい場合もあり速断はできないが、景気・物価情勢判断にあたっては、GDPデフレーターの動きについても十分な注意が払われるべきであろう。

5. おわりに

本稿では、バブル期後半の経済情勢および政策判断について、当時のGDPギャップ推計値を利用した一つの再評価を試みた。鎌田・増田(2001)そして宮尾(2001)でも分析された「従来型」あるいは「修正型」のGDPギャップを、当時利用可能なデータ(ただし確報値)を使って推計したところ、1988年後半当時、若干の需給の逼迫は観測されたが、それが拡大していくような著しい景気過熱は見られなかった(図1)。一方、生産性の基調的な変化はなかったものとして、ソロー残差に固定トレンドを想定した場合には、著しい景気過熱が観測された(図2)。

結局、その経済情勢判断は、ソロー残差の基調的な動きから生産性の変化をどう解釈するかに大きく依存する。図を利用したインフォーマルな検証であり、またGDPギャップ推計値の信頼性にも問題が残るため、必ずしも明確な結果が得られた訳ではないが、図1のシナリオを基本として、図2の固定トレンドのような上振れの可能性

も視野に入れた総合的な情勢判断が当時必要であったと推論できる。とすれば、1988年後半期における利上げの妥当性は、図1が示唆する以上に高かったと判断できるであろう。

本稿では、GDPギャップの分析に焦点を当てたため、当時の資産価格上昇をどう考えるべきか—それがバブルかどうか、そして金融政策はどう対応すべきか—という点については十分な考察は行われなかった¹⁶。しかし実際、本稿で例示したようなGDPギャップの分析は、資産価格の問題とも関係する。すなわち、従来型GDPギャップで想定したように、当時生産性トレンドが屈折していたのであれば、資産価格の上昇もファンダメンタルズを反映したものと考えられ、逆に固定トレンドのケースが正しければ、景気過熱と同時に、資産価格についてもバブルと判断されることになる。

このように、ソロー残差の推計値と生産性の変化に注意を払えば、GDPギャップの計測は、資産価格とも密接な関係があることが理解できる。本文でも述べた通り、その推計にあたっては、計測誤差や不完全競争の問題など多くの留保条件が付くが、そういった問題を十分に認識した上で、様々なシナリオを議論する際の一つの判断材料として、やはり参考にされるべき有用な指標なのではないだろうか。

参考文献

- 翁邦雄、白川方明、白塚重典「資産価格バブルと金融政策：1980年代後半の日本の経験とその教訓」『金融研究』日本銀行金融研究所、2000年12月、pp.261-322。
- 翁邦雄、白塚重典「資産価格バブル、物価の安定と金融政策：日本の経験」日本銀行金融研究所 Discussion Paper No. 2001-J-27、2001年10月。
- 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』日本銀行金融研究所、2001年4月、pp.123-170。
- 黒木祥弘『金融政策の有効性』東洋経済新報社、1999年。
- 経済企画庁『平成12年度 年次経済報告』、2000年7月。
- 香西泰、伊藤修、有岡律子「バブル期の金融政策とその反省」『金融研究』日本銀行金融研究所、2000年12月、pp.217-260。
- 櫻本光、新保一成、菅幹雄、見沼直之、平下克己、浦島良日留、二宗仁史「わが国経済成長と技術特性」『経済分析』149号、1997年3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。

¹⁶ この点については、冒頭で述べた参考文献の他に、翁・白塚(2001)が考察を行っている。

- 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、pp.31-39。
- 日本銀行「『バブル期の金融政策』座談会の模様」『金融研究』日本銀行金融研究所、2000年12月、pp.323-343。
- 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。
- 宮尾龍蔵「GDPギャップの推計と供給サイドの構造変化」日本銀行調査統計局 Working Paper 01-18、2001年10月。
- 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、pp.64-71。
- Basu, Susanto, “Procyclical Productivity: Increasing Returns or Cyclical Utilization?” *Quarterly Journal of Economics* 111, 1996, pp.719-751.
- 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.
- Hall, Robert E., “Invariance Properties of Solow’s Productivity Residual,” in Peter Diamond ed., *Growth/ Productivity/Unemployment* (Cambridge, MA: MIT Press), 1990, pp.71-112.
- Hodrick, Robert J. and Edward Prescott, “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 29, 1997, pp.1-16.
- Vecchi, Michela, “Increasing Returns, Labour Utilization and Externalities: Procyclical Productivity in the United States and Japan,” *Economica* 67, 2000, pp.229-244.

図1 . CPI インフレ率と GDP ギャップ
従来型 vs 修正型

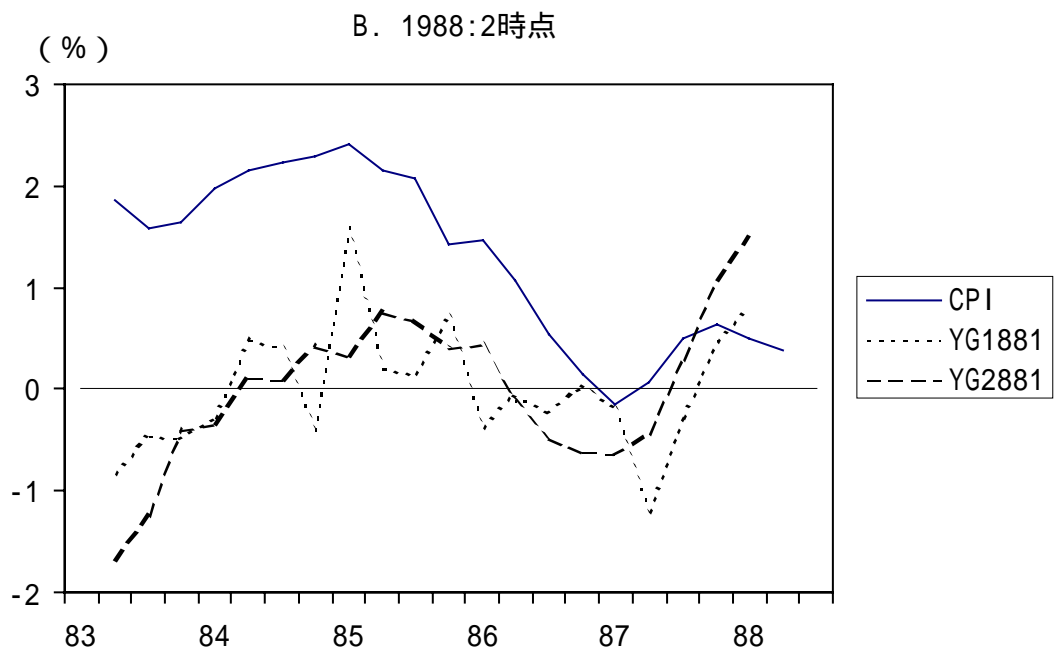
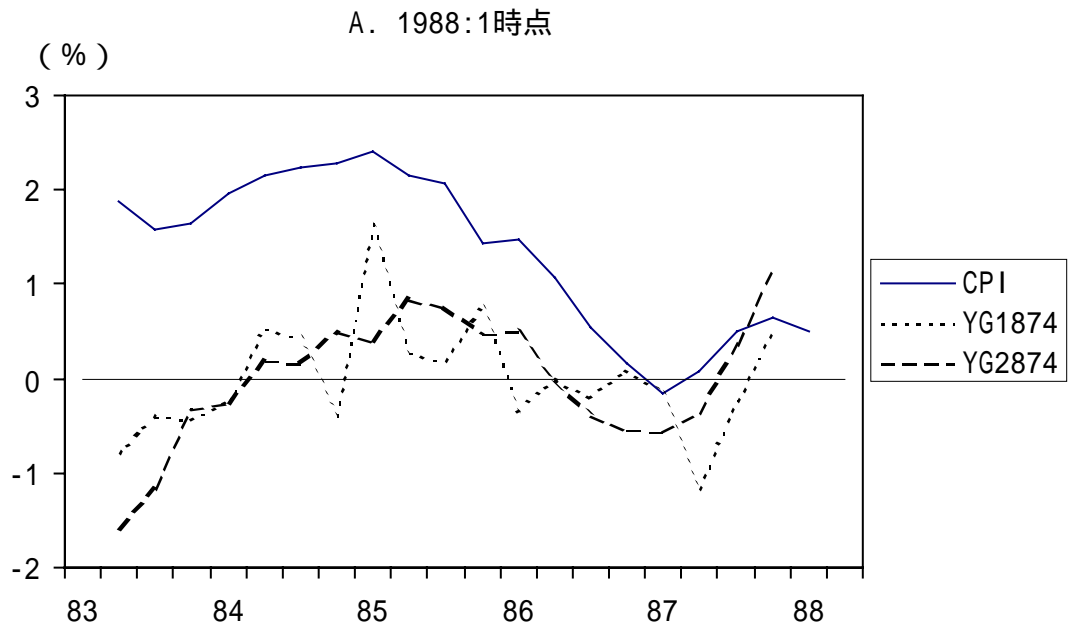


図1 . (続き)

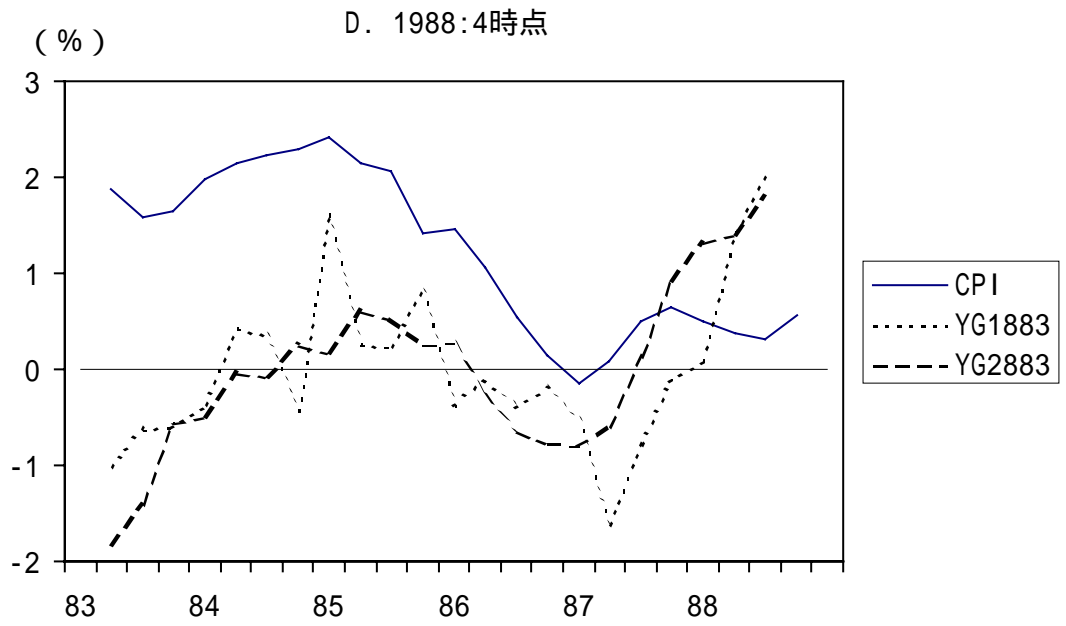
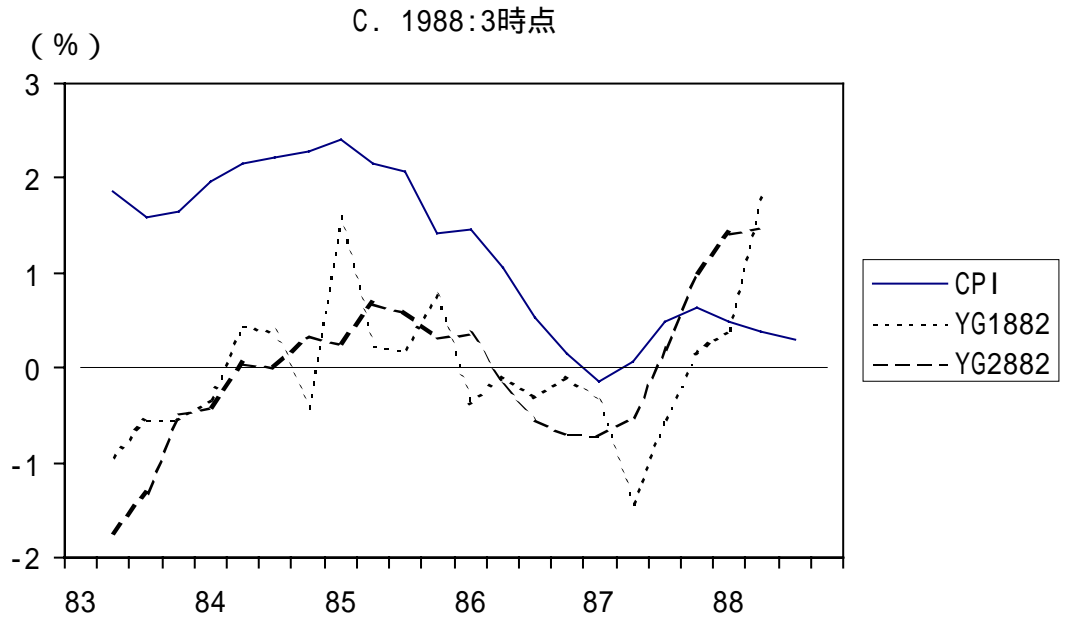


図1 . (続き)

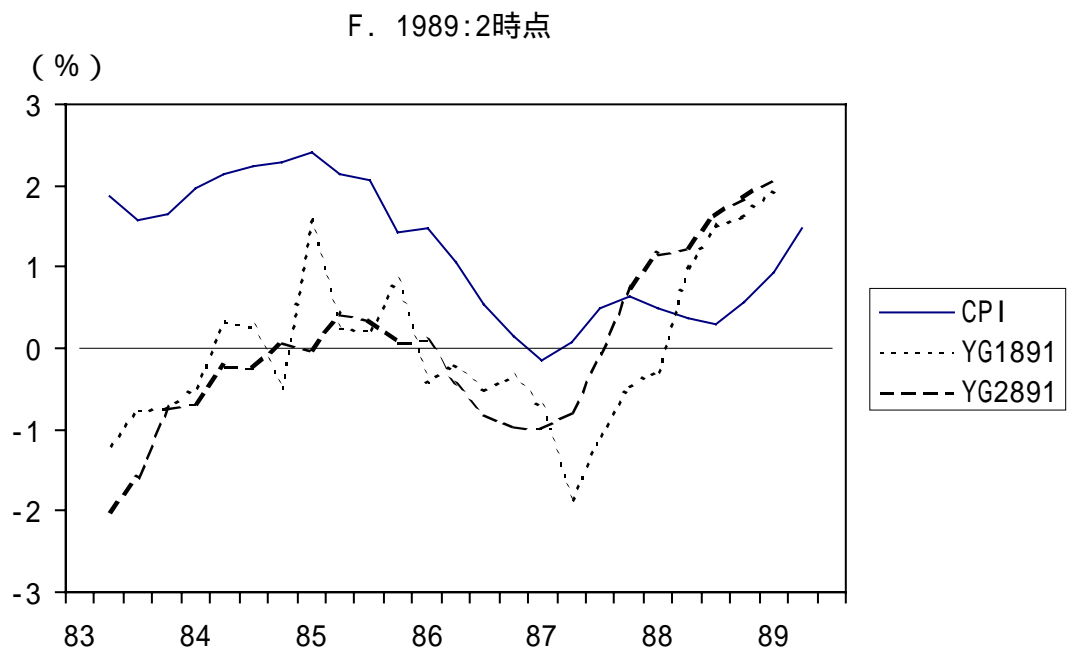
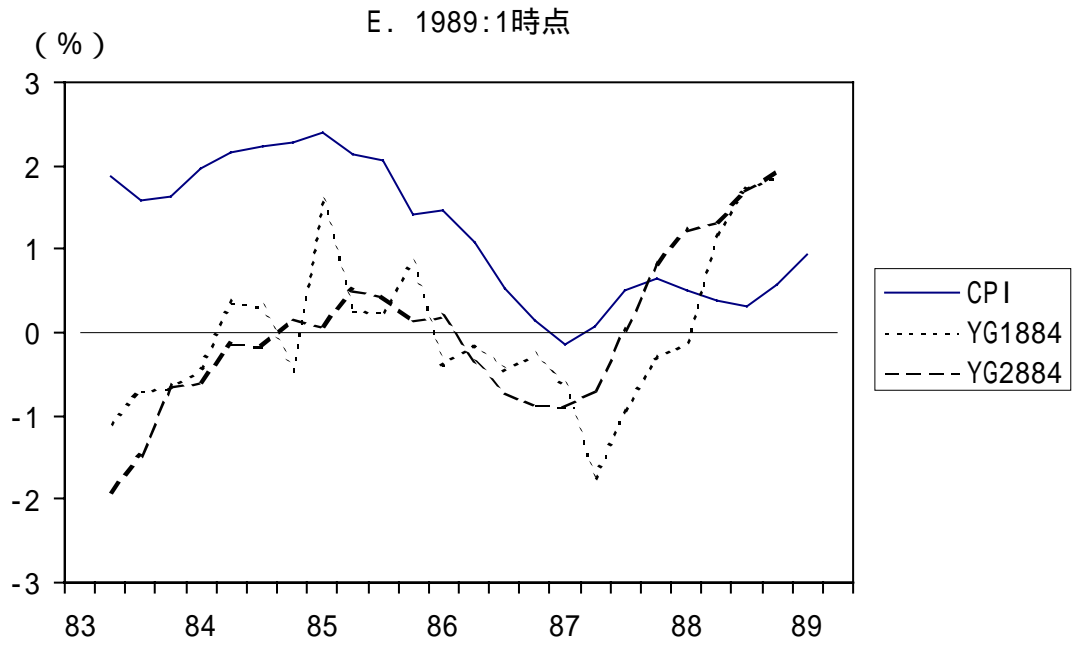
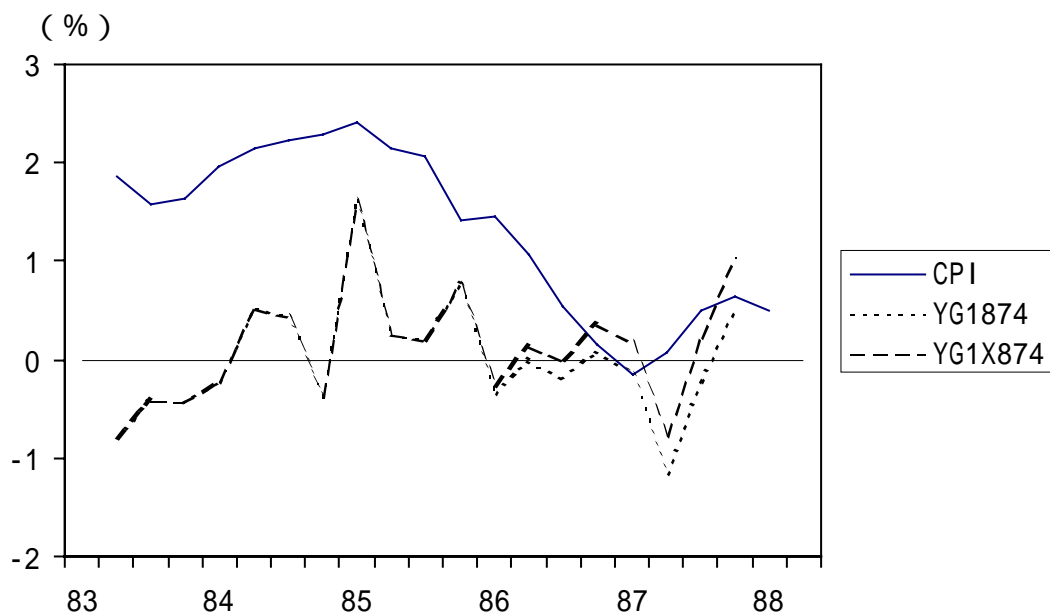


図2 . CPI インフレ率と従来型 GDP ギャップ：
屈折トレンド vs 固定トレンド

A. 1988:1時点



B. 1988:2時点

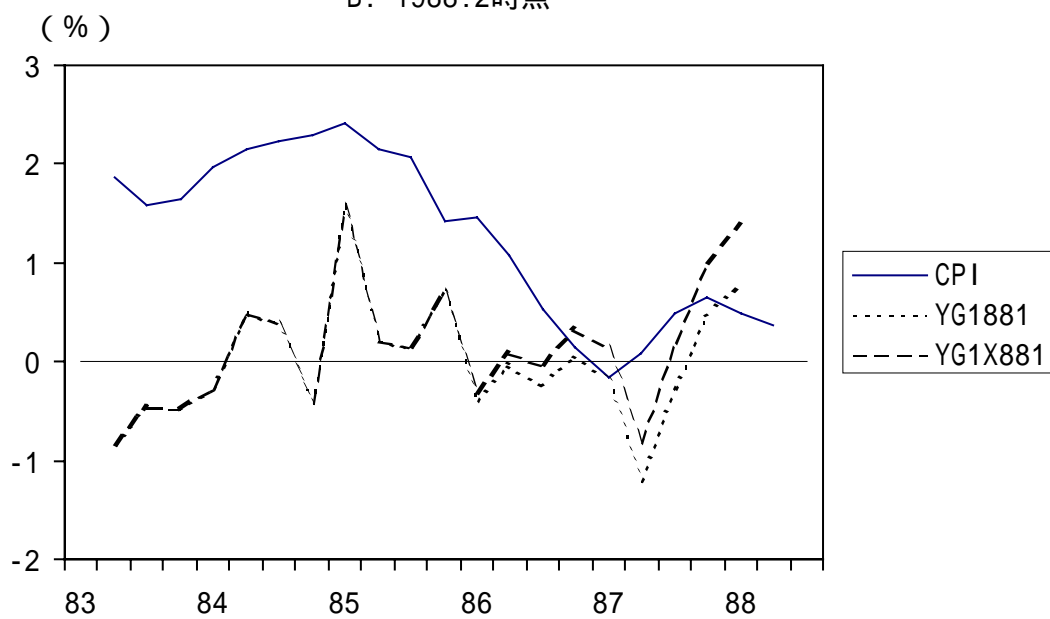
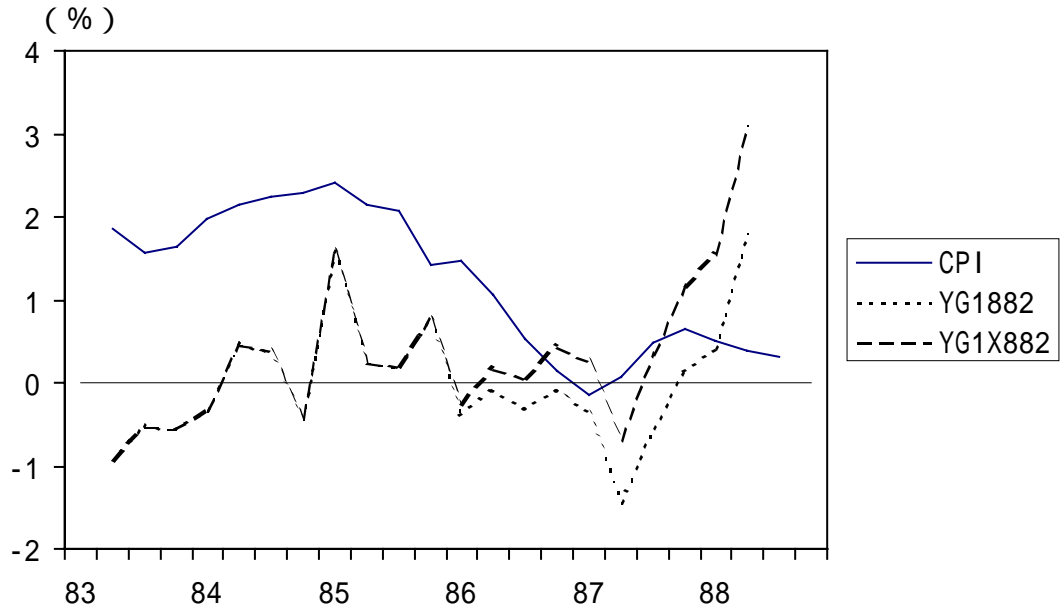


図2 . (続く)

C. 1988:3時点



D. 1988:4時点

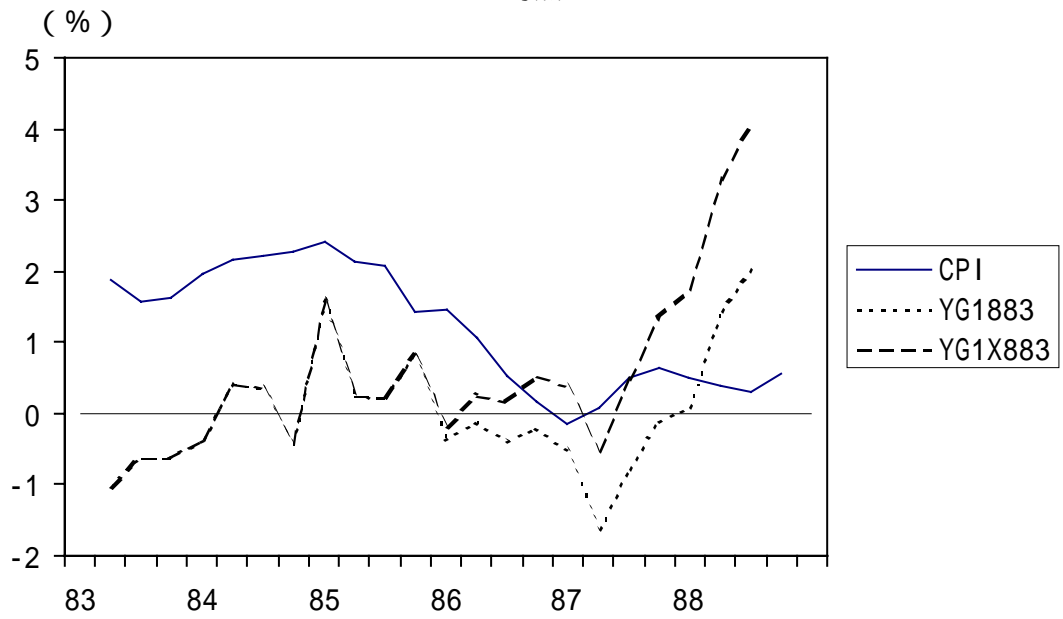
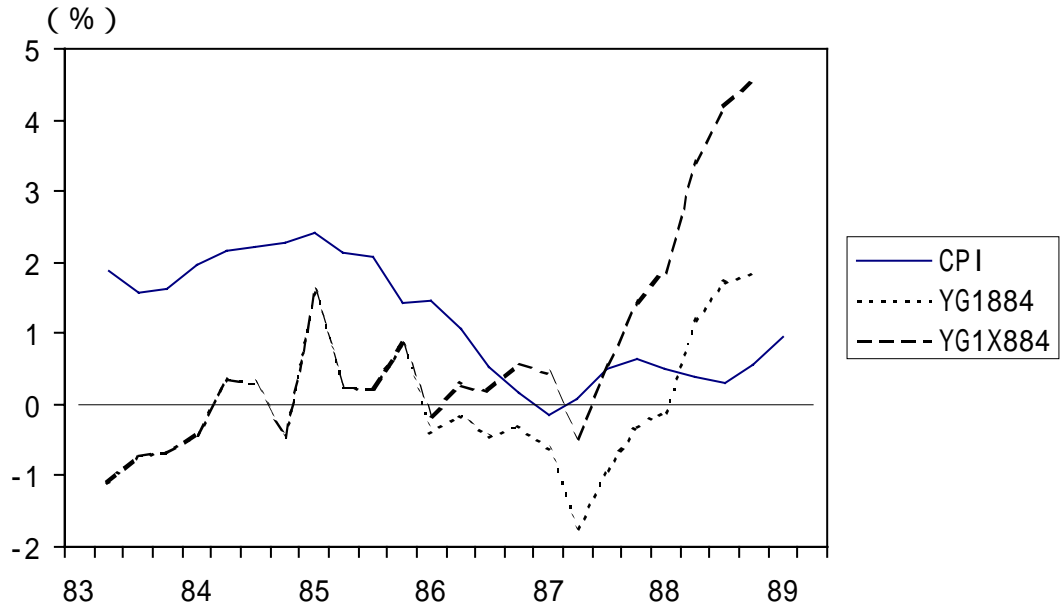


図2 . (続く)

E. 1989:1時点



F. 1989:2時点

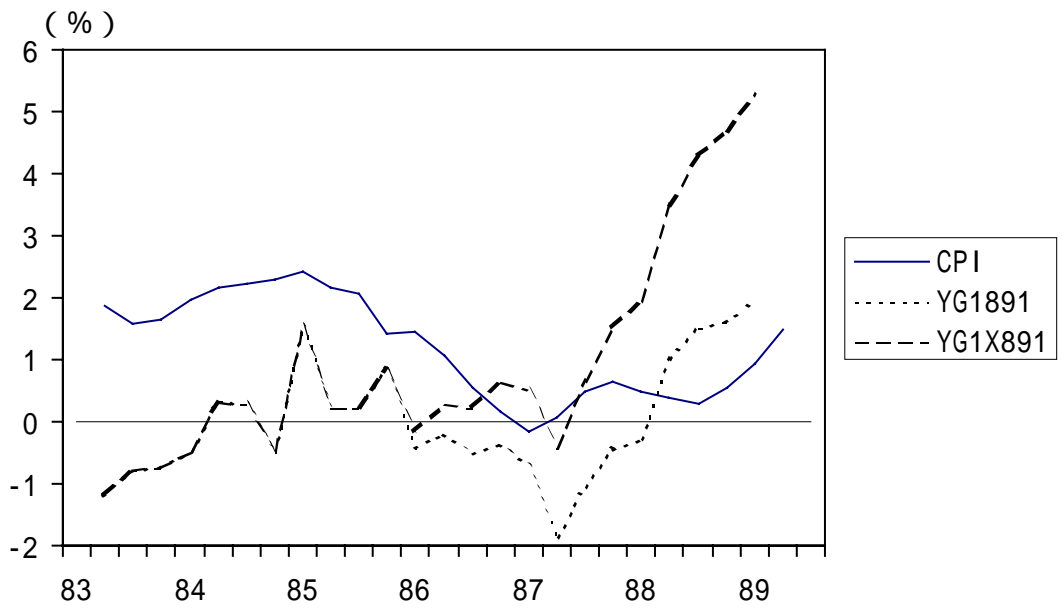


図3 . ソロー残差の推計値、屈折トレンド、固定トレンド

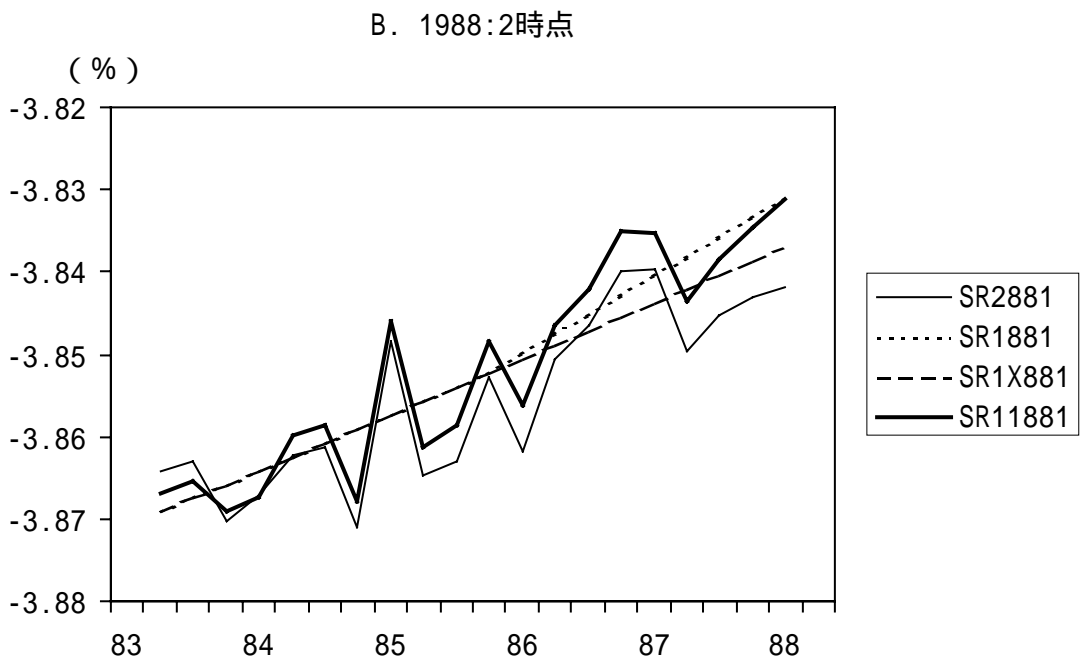
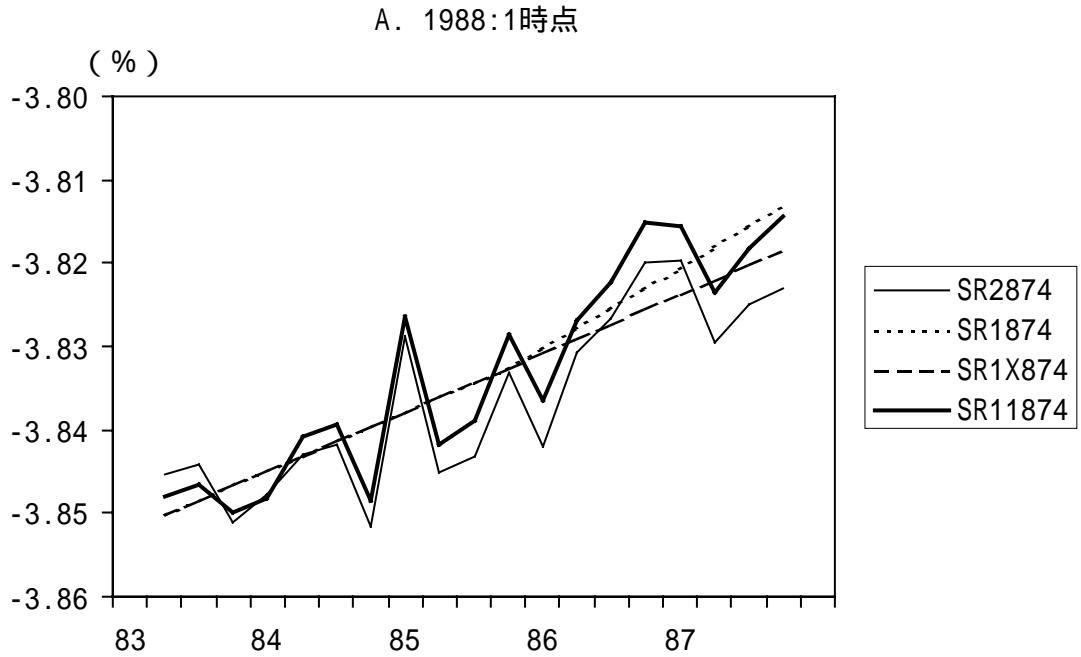
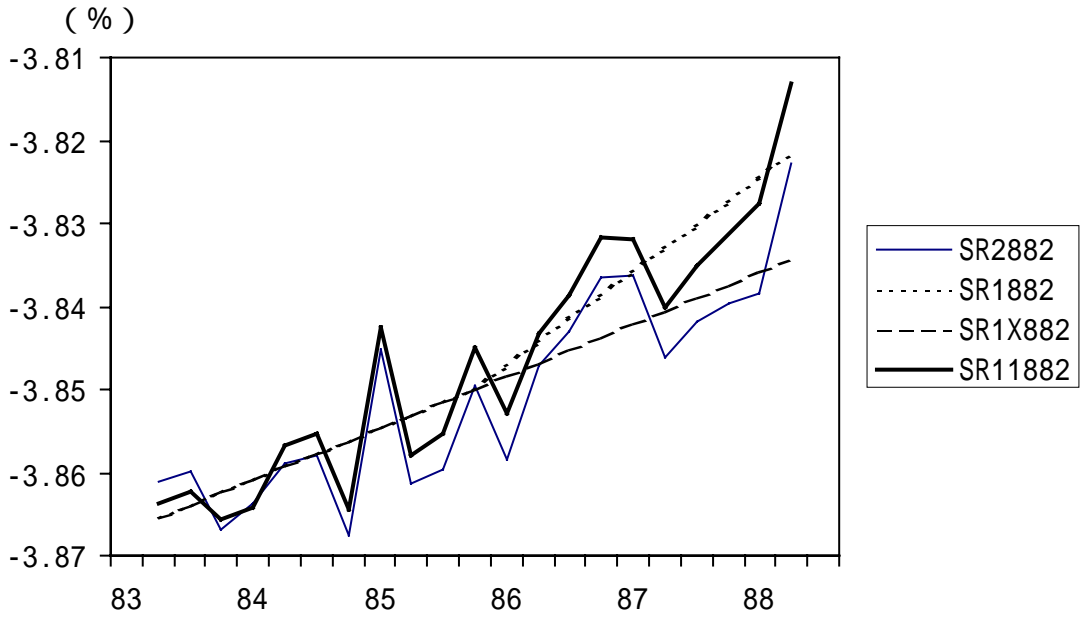


図3 . (続き)

C. 1988:3時点



D. 1988:4時点

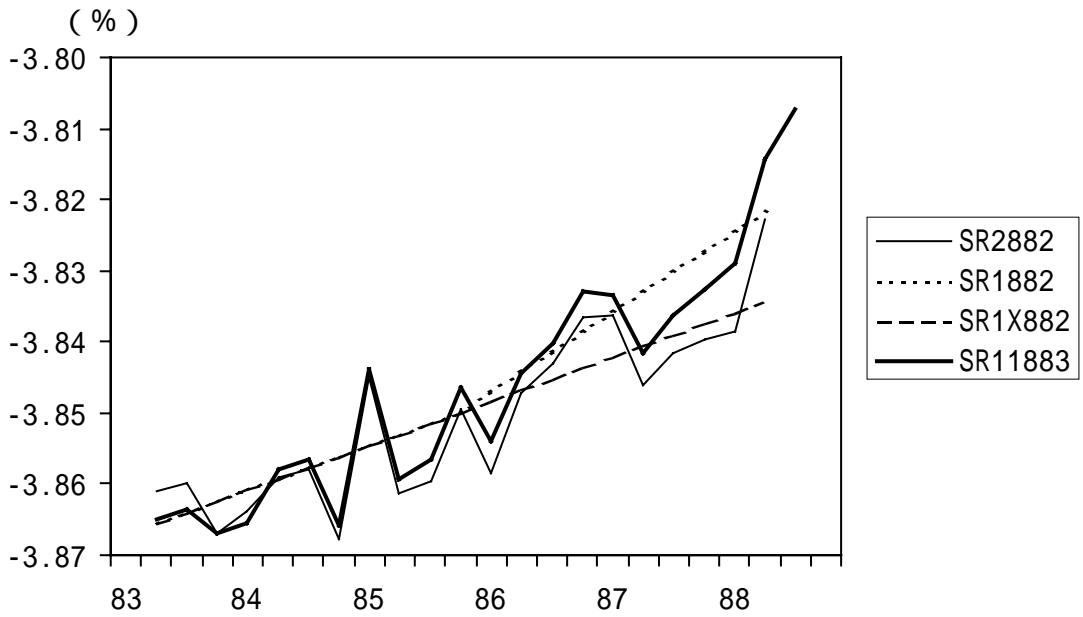
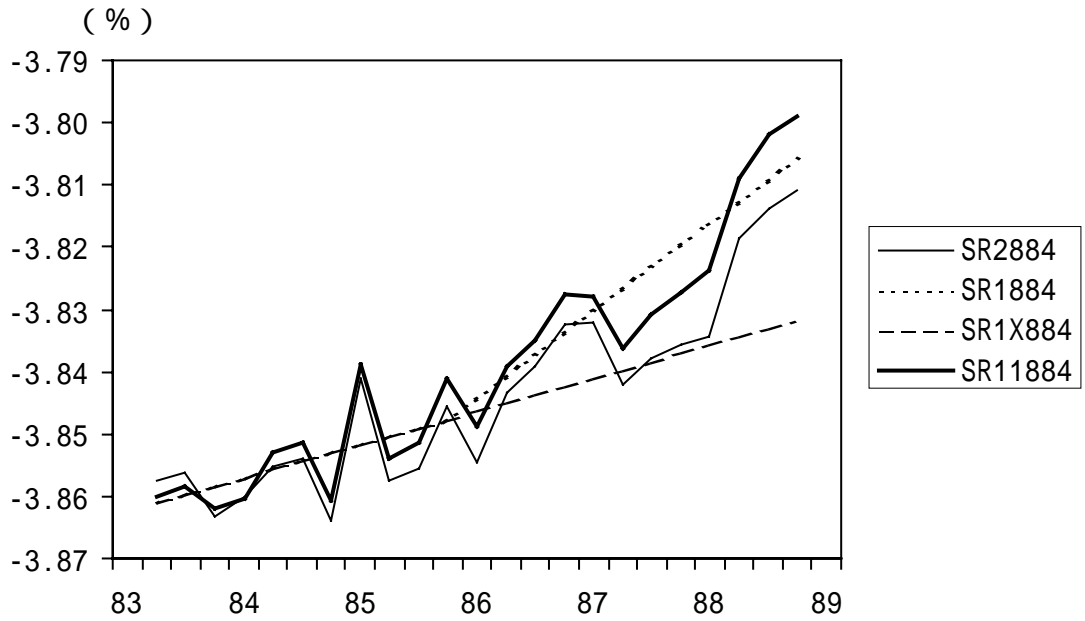


図3 . (続き)

E. 1989:1時点



F. 1989:2時点

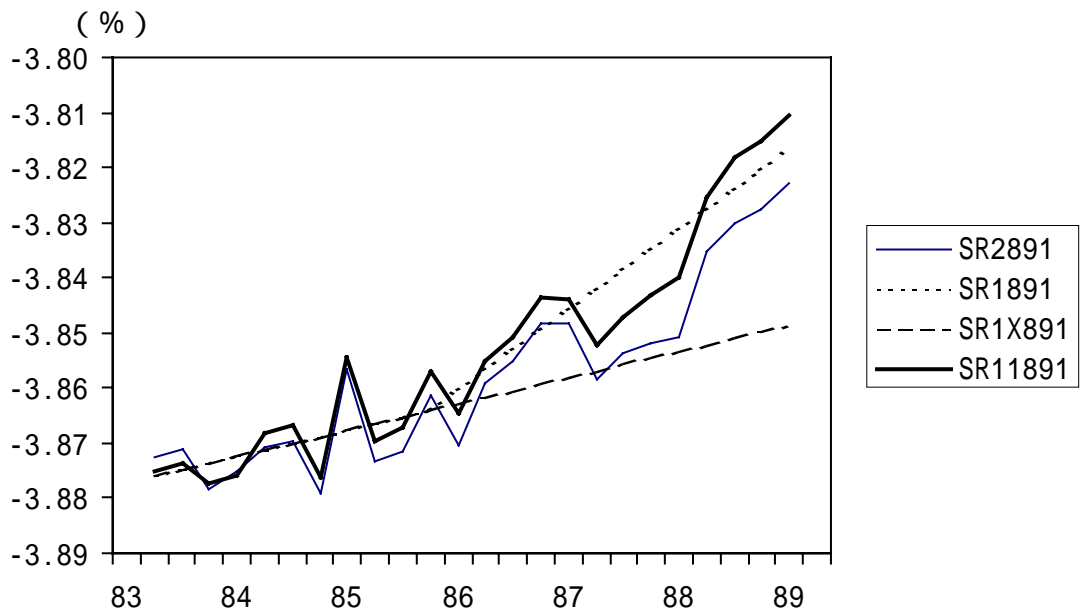
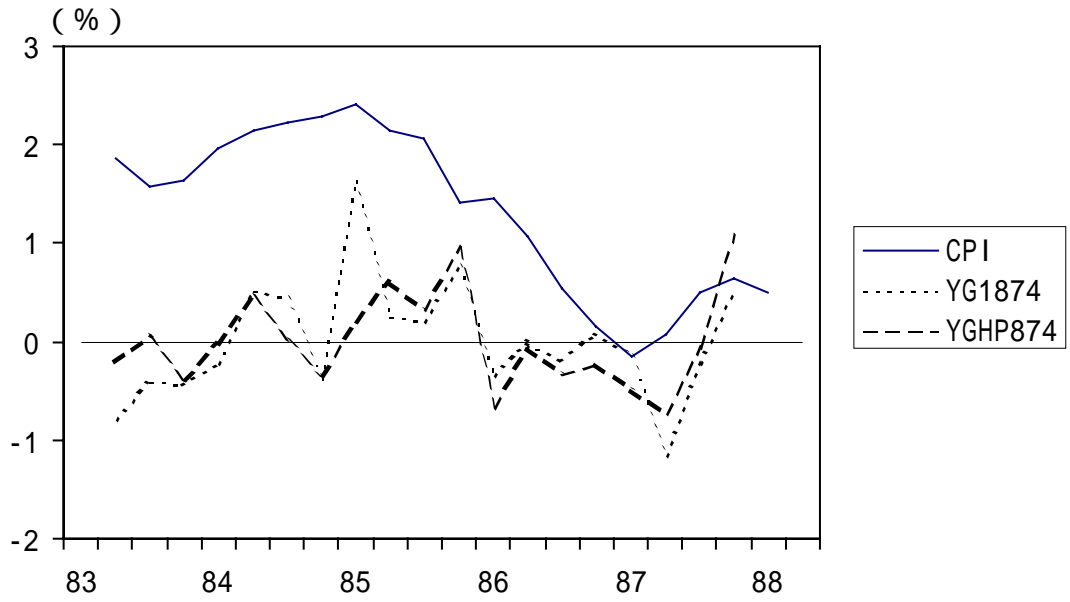


図4 . CPI インフレ率と GDP ギャップ
従来型 vs HP フィルター

A. 1988:1時点



B. 1988:2時点

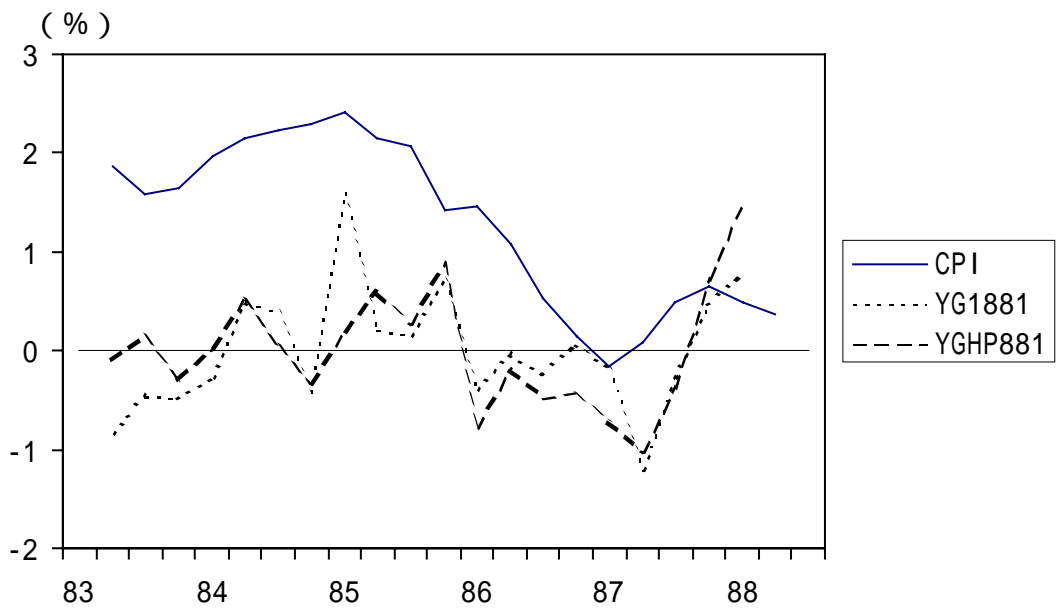
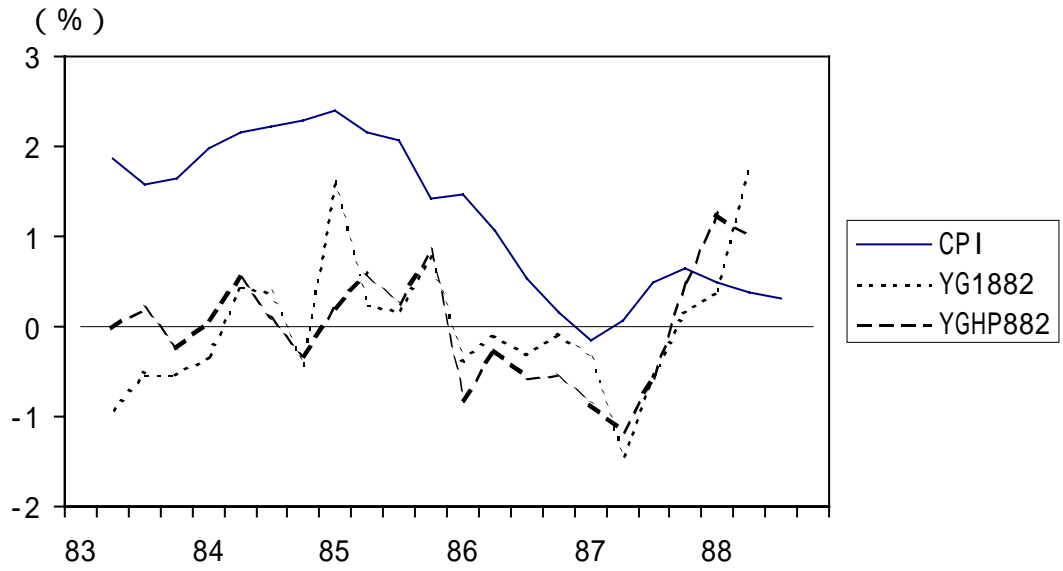


図4 . (続き)

C. 1988:3時点



D. 1988:4時点

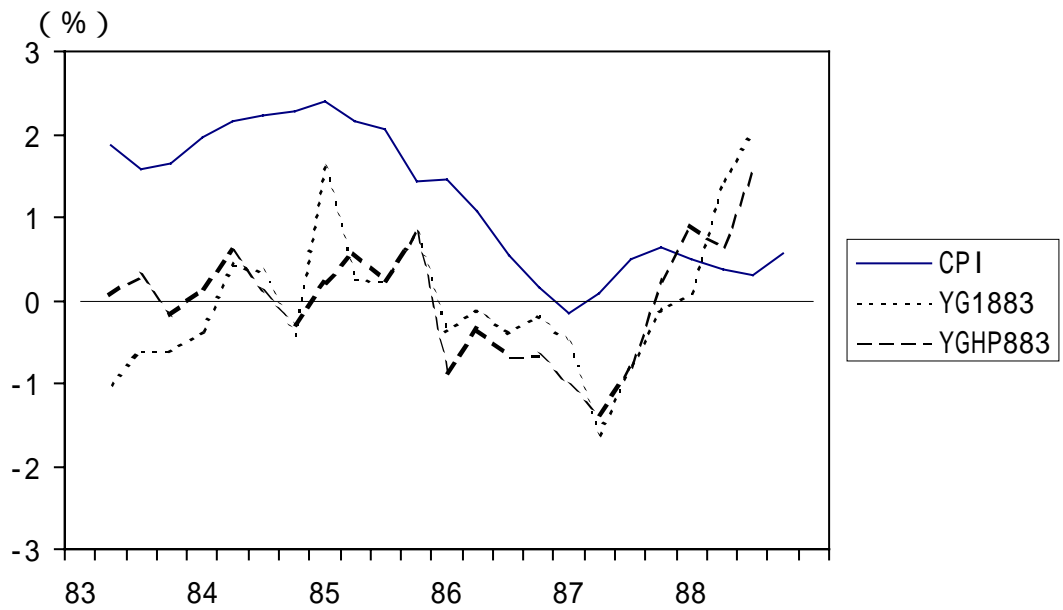
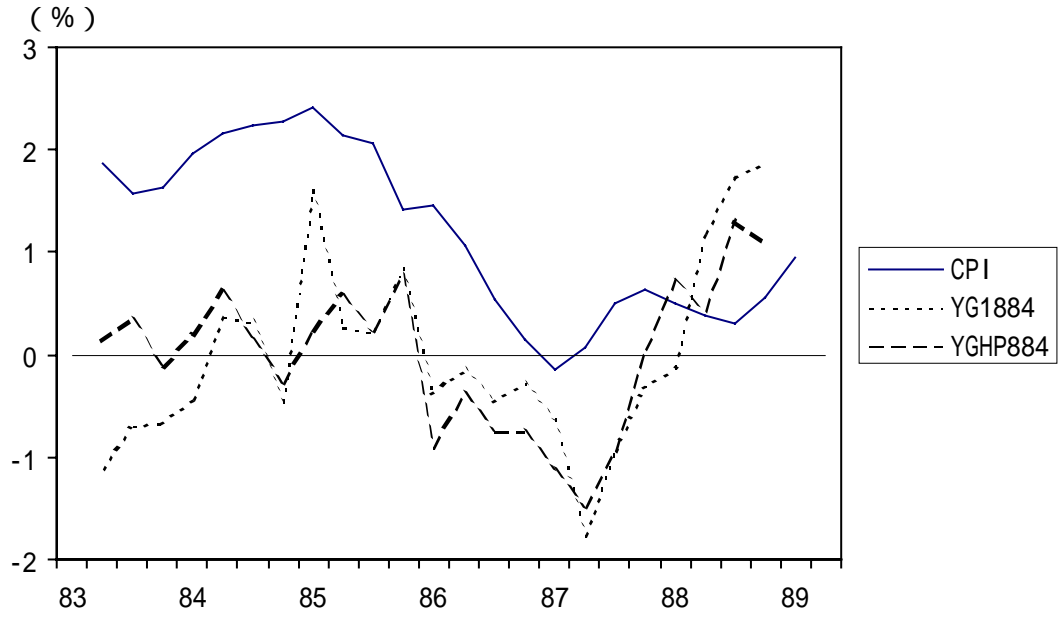


図4 . (続き)

E. 1989:1時点



F. 1989:2時点

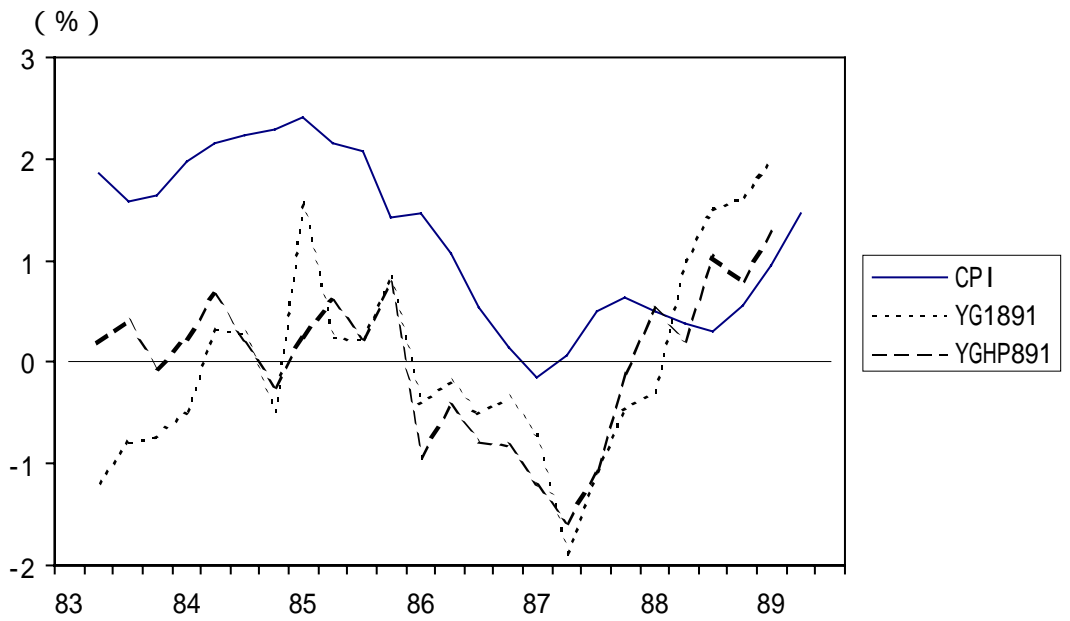


図5 . GDP デフレーター・インフレ率と GDP ギャップ
従来型 vs 修正型

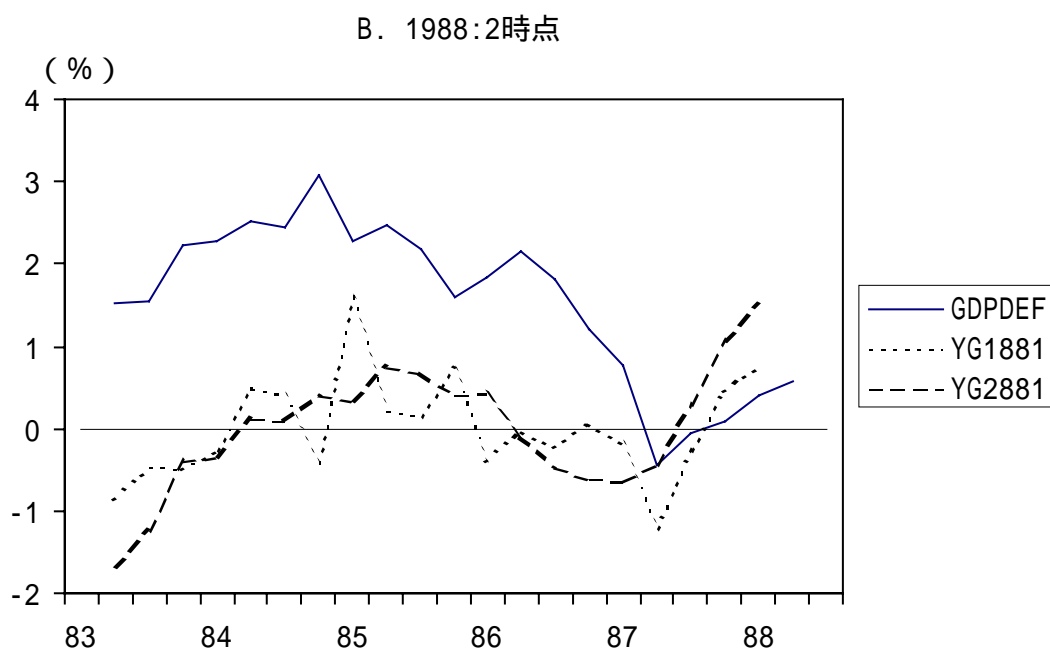
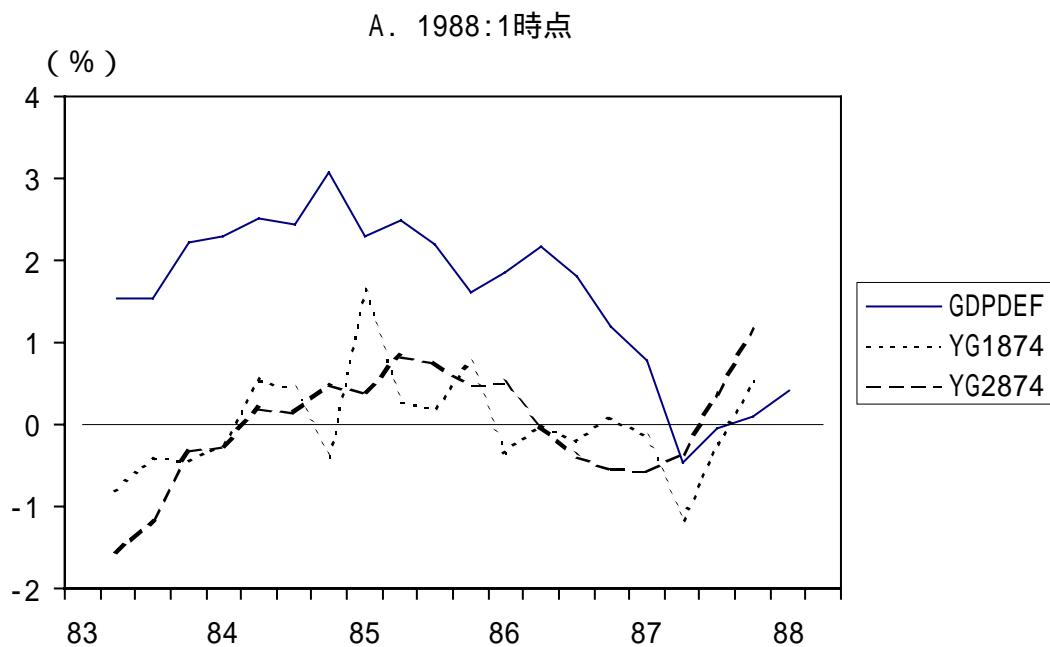


図5 . (続き)

C. 1988:3時点



D. 1988:4時点

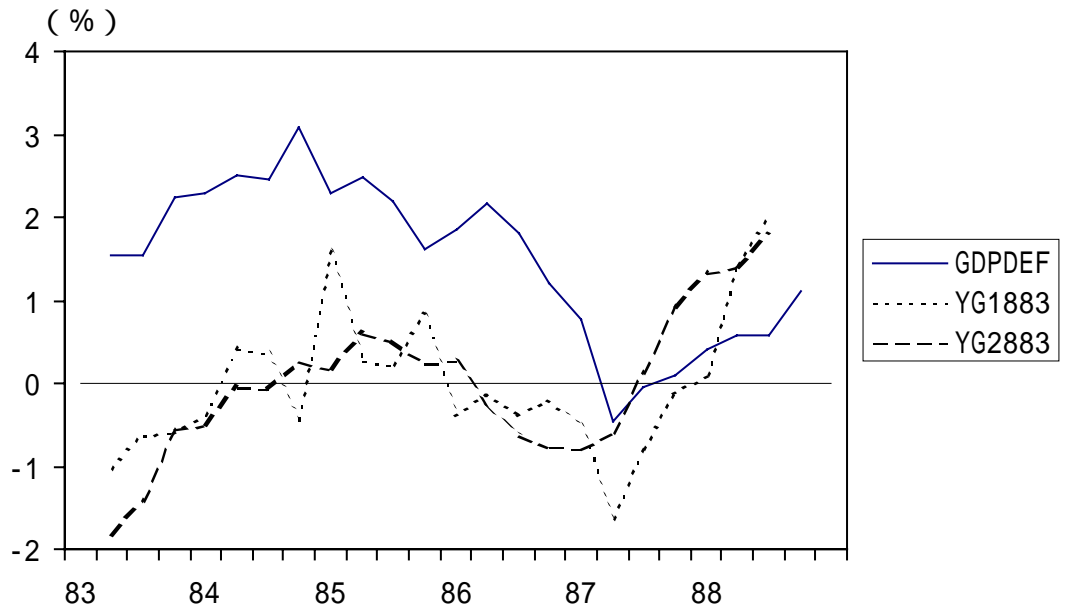
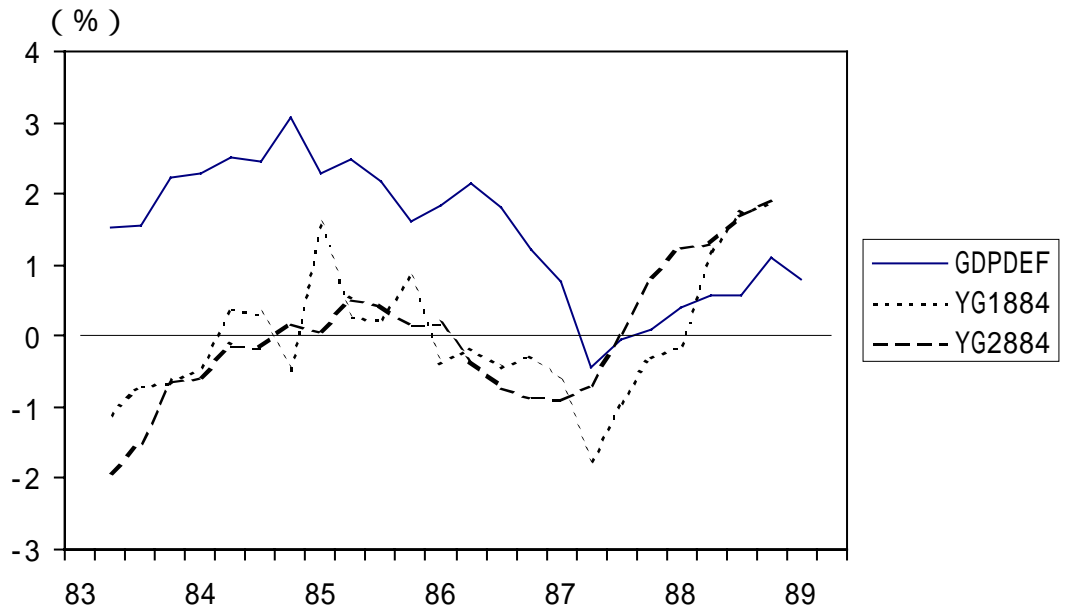


図5 . (続き)

E. 1989:1時点



F. 1989:2時点

