



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

長期低迷・デフレと財政

岩本 康志*

iwamoto@e.u-tokyo.ac.jp

榎本 英高**

hidetaka.enomoto@boj.or.jp

No.08-J-3
2008年2月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

* 東京大学、** 調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

長期低迷・デフレと財政*

岩本 康志**

榎本 英高***

要 約

本稿は、長期低迷・デフレが財政にどのような影響を与えたのか、長期低迷・デフレ期にどのような財政運営がされるべきだったのか、の2つの問題意識にかかわる分析をおこなった。

政府の支出・収入項目が経済環境にどのように反応するかを推定し、その結果をもとに長期低迷・デフレがかりになかったとした経済の経路を与えた場合には、政府債務残高（対名目 GDP 比）は現実値よりも **26** ポイント程度改善していたと推計された。

つぎに、景気循環会計の手法を用いて **GDP** の循環変動を分解したところ、労働投入の歪み、生産性の変動、政府支出・投資支出等の変動のいずれもが影響を与えていることを見た。

所得の変動を経済厚生の変動に変換すると、**1997** 年から最近まで、**2001** 年度を底にした、厚生水準の低迷があることがわかった。経済安定化の観点からは、この時期に拡張的な政策をとるのが適切である。小泉政権のもとで政府支出が縮小傾向に転じたのが、この底の時期にほぼ重なることは、非常に興味深い現象である。小泉政権期の歳出削減が適切であったかどうかを判断するには、政府支出の効用への直接的な影響に関する情報が必要である。本稿では、これについての確定的な知識がない現状を鑑み、特定化を進めて結論を導くのではなく、政府支出が直接的にもたらす効用の水準がどの程度であれば、財政支出の拡大が厚生への正の影響をもつかの試算をおこなった。

* 本稿は、東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局第2回共催コンファレンス「90年代の長期低迷は我々に何をもたらしたか」（2007年11月26・27日）の報告論文を改訂したものである。コンファレンスでは、小林慶一郎、櫻川昌哉、中里透、福田慎一氏から有益なコメントを頂戴した。岩本の研究の一部は科学研究費補助金・基盤研究(C)（課題番号17530141）の助成を受けている。ここに記して、感謝の意を表したい。なお、本稿の内容・意見は筆者の個人的見解であり、日本銀行あるいは同調査統計局の公式見解を示すものではない。

** 東京大学大学院経済学研究科教授。E-mail: iwamoto@e.u-tokyo.ac.jp

*** 日本銀行調査統計局経済分析担当。E-mail: hidetaka.enomoto@boj.or.jp

1 序論

1990年代から現在にいたるまで、わが国の政府は巨額の財政赤字を発生させ、債務を累積させてきた。バブルの終焉以降、経済成長率は低迷し、日本銀行調査統計局推計のGDPギャップは93年度から長くマイナスの水準にあった。GDPデフレーター成長率も、この期間はマイナス基調にあった。このような経済の長期低迷が財政収支の悪化の重要な要因であったことは疑いを容れない。一方で、経済環境が悪いなかで、財政はどのように振舞うべきだったのか（実際の財政は適切な対応をとっていたのか）という疑問も当然に生じるであろう。

本稿は、長期低迷・デフレが財政にどのような影響を与えたのか、長期低迷・デフレ期にどのような財政運営がされるべきだったのか、の2つの問題意識に関係する分析をおこなう。まず、バブル・長期低迷を財政以外の要因から生じた（その意味において外生的な）ものとみなして、それが財政収支をどれだけ悪化させたのかを定量的に評価する。つぎに、財政政策の厚生分析についての方法論を展望する。その際に、1980年以降の循環変動がどのような要因に基づくかを分析する。また、財政政策が経済に与える影響を考え、代替的な財政運営をおこなった場合の経済厚生を評価するための、若干の準備的考察をおこなう。

本稿では、ニュー・ケインジアン考え方に立脚して、財政の活動の便益と費用を評価することで、財政政策の厚生分析をおこなう¹。

ニュー・ケインジアン・モデルは、行動方程式のミクロ的基礎付けをもち、経済の循環的変動の原因となる価格の硬直性を一種の「市場の失敗」として理解することができ、公共経済学の方法論と統合的な形で安定化政策を議論する道を開いた。Woodford (2003)がその代表的な貢献である。

金融政策を扱う標準的議論では、政府支出は外生として取り扱われる。また、不完全競争がもたらす資源配分の非効率性と金融政策が統合政府の予算制約式に与える影響が、税を適当に調整することで消失するため、中央銀行が財政変数の動向に関心を払う必要がなくなる。

しかし、財政政策には金融政策では見られない、難しい問題が存在する。

(1) 金融政策では政府支出は外生変数と扱われたが、政策変数だとすると、変動する支出が経済厚生にどのような影響を与えるかを考慮する必要がある。しかし、政府支出の効用に対する直接的な影響に関して、研究は十分には進んでいない。

(2) 実際のデータでは政府支出の増加は消費を増加させるが、同時点間の代替によっ

¹ 本稿では、このように特定化された課題を掘り下げていくが、わが国の財政の全般的な動向を把握するには、井堀(2003)、井堀・土居(2007)の展望論文が有益である。

て消費行動を説明するモデルでは、政府支出がマークアップに影響を与えるというやや特殊な仮定を置かない限り、政府支出の増加は消費を減少させる結果が導かれる（例えば **Aiyagari, Christiano and Eichenbaum [1992]**, **Aschuer and Greenwood [1985]**, **Baxter and King [1993]**等）。これは、民間部門で利用できる資源が減少することによって、所得効果によって消費が低下するためである。同時に所得効果によって、余暇が減少し、労働供給（市場での生産）は増加する。政府支出が所得を増加させることは、現実の観察と整合的であるが、消費を減少させることは、実際のデータでは、消費は上昇するので、現実と整合的でない。

(3) 代表的個人のモデルでは等価命題が成立しない場合の分析が十分におこなえない。また、動的最適化を行うモデルを用いると、消費の平準化が行われるため、政府支出が消費や生産に大きな影響を持つ可能性は排除される。公債発行による減税が実体経済に与える影響を分析する、あるいは政府支出が消費や生産にある程度の影響を与える場合を分析するには、世代共存モデルや **rule-of-thumb consumers** のいるモデルを使用することが必要となる。

本稿で使用するマクロ経済モデルは、財・労働市場で価格が伸縮的に調整されないことによる循環的変動や企業が財市場において価格支配力を持っていることに起因する資源配分の歪み、税による資源配分の歪み等を考慮する。また、上にのべた、(2)の問題を踏まえ、市場の失敗と政府支出の関係については、内部の構造に立ち入らないで、誘導型で示すこととし、政府支出が増加するとマークアップが縮小する可能性を考慮している²。

その他の部分については、多くの点で単純化を図っている³。本稿では、政府支出が消費・生産に及ぼす影響の程度に関してコンセンサスがないことに鑑み、幾つかのケースを想定

² 政府支出が消費を増やすという観測と標準的モデルにおける同時点間の最適化の両方を受け入れる場合、政府支出の増加とマークアップの縮小が同時に生じると考える必要がある。政府支出の増加と所得税減税が同時に行われることが多いとすれば、こうした見方をすることも可能であろう。あるいは、家計の行動が何らかの理由で標準的モデルよりも強い制約を受けている場合を考えることでも政府支出と消費の関係を説明できる可能性がある。実際、**Gali, Lopez-Salido and Valles (2007)**は、**Campbell and Mankiw (1989)**の設定にしたがい、特殊な制約を受ける一部の家計が**rule-of-thumb consumers**的な行動をとる場合を考えることで、新しいケインズ経済学の枠組みで政府支出の効果を整合的に説明している。また、**Ravn, Schmitt-Grohe and Uribe (2006)**は、財の需要が過去の需要水準に依存する価格非弾力的な部分をもつ状況（**deep habit formation**と呼ばれる）のもとで、財政支出の増加によって総需要が増加すると、非弾力的な需要部分の比重が低下し、財の需要の価格弾力性が高まることでマークアップが減少する可能性を示した。

³ なお本稿では、集計量の循環的な変動に関心を払い、**idiosyncratic**なショックにより生じる厚生損失は、考慮の対象としないこととする。集計ショックのみに関心をもつことから、循環変動がもたらす実際の厚生損失よりも、過小評価されている。

して分析を行いたい。そこで、上にのべた**(3)**の問題を踏まえ、分析の便法として、動学的最適化を捨象したモデルを用いている。その結果、投資行動が外生的になることから、財政赤字と資本形成の関係についての考察は、残念ながら本稿の対象外である。また、**(1)**でのべた問題を受けて、政府支出が効用に直接的に与える影響を完全に特定化することはせず、幅をもたせて分析をおこなう。

本稿の構成は、以下の通りである。2節は、バブル・長期低迷期の財政の動向を概観する。3節は、かりにバブル・長期低迷がなかった場合の財政支出の動きを推定し、政府債務の対GDP比は実績値よりも約26ポイント低くなっていたであろうことを示す。4節は、長期低迷期のGDPの変動を、景気循環会計の手法を用いて分析し、政府支出・投資等の変動、労働投入の歪み、生産性の変動のいずれもが影響を与えていたことを見る。5節は、代替的な財政政策に関する厚生分析の手法を検討する。6節は、本稿の結論を要約する。

2 バブル・長期低迷期の財政の動向

2節では、バブル期とその後の長期低迷期の財政の動向を概観する。

1980年度以降の一般政府⁴の財政収支（純貸出／純借入）は、バブル期を除き一貫して赤字であり、98年度から2005年度まで対名目GDP比で5%を上回る、大きなものとなっている（図表1（1））。その結果、一般政府の純金融負債の対名目GDP比率は2005年度末には約81%に達している（図表1（2））⁵。

[図表1 を挿入]

図表2（1）は一般政府支出の項目別対名目GDP比率とGDPギャップの動きの関係をみたものである。この図からは、（1）一般政府支出のうち社会保障給付費（景気と関係が深いと考えられる雇用保険・失業給付を除く）、資本移転、土地の購入及び利子支払を除いた部分（以下、「その他一般政府支出」と略す）の対名目GDP比はGDPギャップと概ね逆相関している、（2）社会保障給付費の対名目GDP比は景気とはあまり関係なく、上昇傾向にある、（3）資本移転の対名目GDP比は低位で安定的に推移しているが、1998年度は例外的に目立って高まっており、その後数年もそれ以前と比べると高めで推移している、（4）土地の購入は基本的には対名目GDP比率でみて低位で安定的に推移しているが2005年度は例外的に目立って高まっている、ことがわかる。

[図表2 を挿入]

（1）は、景気が悪化したときに、政府がその他一般政府支出を拡大させていることを意味する（図表2（2））。このような関係があることから、長期低迷がない場合には支出の名目GDP比率が低めで推移することが予想される。

（2）のように社会保障給付費の対名目GDP比率が上昇している（図表3（1））のは、高齢化や医療の高度化等の要因を反映していると考えられる。社会保障給付費の対名目GDP比率とGDPギャップの間には明確な関係を見出せないことを踏まえると、長期低迷やデフレがない場合でもこれらの支出の対名目GDP比の上昇が生じていたと考えるのが自

⁴ 本稿では、『国民経済計算』（内閣府）ベースの一般政府、すなわち中央政府、地方政府及び社会保障基金を合算したものを考察の対象とする。

⁵ 国民経済計算ストック編の制度部門勘定の一般政府部門の負債から金融資産を差し引いたもの。時価ベース。

然であろう。本稿では、長期低迷やデフレがない場合でも社会保障給付費の対名目 GDP 比率は現実と同じ経路をたどるものとして試算を行うこととしたい。

[図表 3 を挿入]

(3)・(4)の資本移転と土地の購入の例外的な動き(図表3(2),(3))については、以下に示す特殊要因を反映している。資本移転については、(A)国鉄清算事業団、国有林野事業特別会計から一般会計への債務承継等(1998年度:約27兆円)、(B)破綻金融機関処理に伴う預金保険機構への交付国債の償還(1998年度:約1.2兆円、1999年度:約3.6兆円、2000年度:約3.6兆円、2001年度:約0.6兆円、2002年度:約1.4兆円)、(C)本州四国連絡橋公団の債務一部減免(2003年度:約1.3兆円)、が特殊要因として挙げられる⁶。土地の購入については、道路関係四公団の民営化にともなう『国民経済計算』上の対応(2005年度:約8兆円)、が特殊要因として挙げられる。本稿では、これらのうち、(B)については長期低迷・デフレがなかった場合には存在しなかった⁷ものとする。あるいは、それ以外の資本移転と土地の購入の対名目GDPの変動は、長期低迷・デフレがない場合でも生じていたものとして試算を行うこととしたい。

図表4には、実質GDP成長率と日本銀行統計局が試算したGDPギャップ、潜在GDP成長率の動きが示されている。GDPギャップの動きを見ると、バブル崩壊によってGDPギャップが大きく低下し、1993年度以降ずっと負となっており、98年度から2002年度にかけて、2000年度を除いては、マイナス3%弱の低い水準となっている。

[図表 4 を挿入]

図表5はGDPデフレーターの変動が示されている。94年度以降は97年度をのぞき、一貫して負となっている。97年度の物価上昇は消費税増税によるものであり、94年度以降はデフレ基調にあるといえる。名目GDPも98年度から2002年度まで、2000年度をのぞきマイナス成長となっている。

[図表 5 を挿入]

⁶ 以上は資本移転(支払)の特殊要因であるが、資本移転(受取)の特殊要因的な変動としては、代行返上に伴う金融機関部門から一般政府部門の社会保障基金への資本移転(2003年度:約3.5兆円、2004年度:約5.4兆円、2005年度:約3.5兆円)が挙げられる。

⁷ 金融危機がバブルから長期低迷・デフレへと連なる日本経済の動きとは独立に生じたとは考えられないので、(B)要因を何らかの形で調整する必要があると考えられる。客観的に金融危機への影響を推計することが困難ななか、本稿での調整は、長期低迷がなければ、金融危機は生じなかったという、ある意味で極端な想定をとるものとする。

3 バブル・長期低迷の財政への影響

3.1 分析枠組み

2節で見たような、膨大な政府債務が累積したことには様々な要因が指摘される。そのなかには、長期低迷の影響が当然に含まれると考えられる。

ここでは長期低迷を、トレンド成長率の低下と循環的要因の複合としてとらえてみる。かりに両者の要因が起こらなかったと想定した、安定成長の **counterfactual** な GDP を Y^* とする。現実 GDP を Y 、自然 GDP（かりに伸縮的な価格調整がおこなわれた場合に実現する生産水準）を Y^n とすると、長期低迷の要因を

$$\text{循環要因 (GDP ギャップ)} \quad \log Y - \log Y^n$$

$$\text{構造要因} \quad \log Y^n - \log Y^*$$

の2つに表すことができる。財政収支（正が黒字、負が赤字を示す）を、GDP ギャップに反応して生じる循環的財政収支 b^c （財政の自動安定化装置に相当する）と自動安定化装置を除いた構造的財政収支 b^s に分解する。さらにそれぞれが

$$\text{自動安定化装置} \quad b^c = a(\log Y - \log Y^n)$$

裁量的財政政策+問題先送り+構造要因

$$b^s = b(\log Y - \log Y^n) + c(\Delta \log Y^n - \Delta \log Y^*) - d \quad (\text{a})$$

の形で捉えられると考えてみよう。なお、ここで a 、 b 、 c は正の定数、 d は高齢化等の構造変化にともなう支出の変化のうち財源が十分に手当てできていない部分を表す。

循環的財政収支は、循環的要因によって形成された部分であり、長期低迷によって生まれた財政赤字に含まれると考えられる。構造的財政収支に対しては、長期低迷が2つの理由で影響を与えたことが考えられる。

第1は、裁量的財政拡張である。裁量的財政政策をとる場合も、好況で黒字、不況で赤字として、循環が一巡した場合には収支均衡を図らなければ、財政は持続可能とはならない。この時期には、景気対策として裁量的財政拡張をおこなったが、低迷期が長かったため、黒字額と通算して均衡を図ることができなかつたと考えられる。低迷期が長くなったことが事前に予想されていたかどうかは検討を要する問題であるが、ここではそのことに深くは立ち入らない⁸。

⁸ かりにトレンド成長率の低下が予想できなかった場合には、それを循環的要因と見誤って、財政拡張がおこなわれるかもしれない。本稿の以下の分析では、自然GDPと安定成長のGDPとして事後的に得られたデータも利用して推計された潜在GDPを用いている。これは、リアルタイムで政府が循環要因を識別していたと暗黙のうちに仮定していることを意味する。

第2は、**Alesina and Drazen (1991)**が示したように、成長率が低下したときに財政収支改善の試みをしなければいけないが、利害対立の解決が遅れ、結果として財政赤字が発生することである。**Alesina and Perotti (1995)**は、1980年代以降の先進諸国の財政赤字の発生原因として、この問題先送りによる説明が説得的であると判断している。

問題先送りは、循環的要因とトレンド成長率の低下のどちらによっても生じる可能性がある。したがって、(a)式の右辺の最初の2項が、裁量的財政政策と問題先送りにそれぞれ対応しているわけではない。

長期低迷がなかった場合の財政の経路については、以下のような推定手法が考えられる。

(1) 循環的財政収支を除去する。これは、構造的財政収支の変動はすべて長期低迷と関係ないとする立場である。

(2) 財政収支をすべて除去する。これは、構造的財政収支の変動はすべて長期低迷と関係するとする立場である。

(3) 循環的財政収支に加え、構造的財政収支のうち、長期低迷と関係のある部分も除去する。構造的財政収支のうち長期低迷と無関係の部分としては高齢化による社会保障支出増大の財源をすぐに手当てできない場合（構造的財政収支の d に相当）の財政収支の悪化等が考えられる。

(1)と(2)は極端であり、(3)が妥当な手法であると考えられるが、どういう識別条件を課して、無関係な部分を除去するのかが大きな問題になる。本稿では、歳出項目を区別して、長期低迷と関係する部分を特定化する。なお、以下の分析では、**counterfactual**な**GDP**と自然**GDP**がともに潜在**GDP**に等しいと仮定し、**GDP**の変動の構造要因と構造的財政収支を示す(a)式右辺第2項については考慮しない。

3.2 推計の前提

ここでは長期低迷・デフレがこれまでの政府債務の累積にどのように寄与していたかを試算する。

具体的には、長期低迷・デフレがなかったならばどっぴたであろう財政の経路を試算する。結論を先取りすると、(前提条件の置き方次第で結果が大きく左右されるので幅を持って見る必要があるが)バブル時の景気の過熱にともない蓄積された様々な歪みを副作用やコストなしに除去できるとする楽観的な想定をするケースでも、政府債務は実績値との対比ではある程度改善するものの、医療費や年金という循環要因ではない支出増を反映

このような仮定が妥当かという点を含め、予想の問題については、今後の研究が必要である。

して債務の対名目 **GDP** 比率の上昇は避けられない、というものである。

長期低迷・デフレがなかったならばたどっていたであろう財政の経路を試算するための前提とその考え方は以下の通りである。

(1) 実質 **GDP** 成長率・名目 **GDP** 成長率・名目金利

試算ではまず、長期低迷がなかった場合の経済状況に関する前提が必要である。本稿では、長期低迷がなかった場合として、経済が平均的な稼働率で推移する、すなわち、経済が日本銀行統計局で推計された潜在**GDP**上で推移する場合を考えることとする⁹。潜在**GDP**に相当するものは、新しいケインズ経済学の理論的枠組みでは、かりに価格が伸縮的に調整されたとしたら実現した生産水準であり、概念は必ずしも直接に対応するものではない。また、試算にあたっては、**1985** 年度までは実質**GDP**は現実値をとり、**86** 年度以降は前提条件に従って推移するものとする¹⁰。試算の開始時期を **1986** 年度とするのは、長期低迷をその直前のバブル期の好況と不可分のものにとらえ、バブル期の手前で**GDP**ギャップが概ねゼロであったところを試算の開始時期にしようとしたためである（図表4）。

なお、長期低迷がなかった場合として、バブル崩壊以降の低迷だけがなかった場合を想定する考え方もあり得る。このケースと現実の財政を比較した場合の改善の程度がわかるように、想定と現実の財政の経路の差分を **1986** 年以降 **1991** 年度までと **1992** 年度以降に分割して示すこととする。ただし、バブル経済の好調そのままに、**1992** 年以降の低迷だけなくなるというのは、バブル時の景気の過熱にともない蓄積された様々な歪みが副作用や費用なしに除去されたという楽観的な想定であることに留意が必要である。従って、長期低迷とともにその直前の経済の過熱もなかった振幅の小さい経済が実現するケースを本稿の基本の試算とする。

また、「デフレがなかったならば」については、単純に「**GDP**デフレーターの変化率がゼロであったとしたら」という設定とする¹¹。従って、名目**GDP** については **1985** 年度までは実績値を、**1986** 年度以降は想定の実質**GDP** と同率で変化するものとする（図表5）。支払金利¹²については、図表6にみられるように、支払金利は負債の平均残存期間が長いため足許の名目金利の影響を受けつつも、その水準は緩やかにしか変化しない。名目**GDP**成

⁹ 経済がたどる経路が異なると潜在**GDP** も異なってくる可能性があるが、ここでは単純化のためその可能性については考慮しないこととする。

¹⁰ この仮定のもとでは、**1987** 年度以降については潜在**GDP**と同率で実質**GDP**が成長することになる。

¹¹ デフレの定義はいくつか存在するが、この論点は本稿の主題そのものではないので、定義に深く立ち入ることなく、本文のように単純化を図る。

¹² 本稿では、(純利払/純有利子負債×100)を支払金利と呼ぶこととする。純有利子負債系列の作成方法については、図表6の注2を参照。

長率と名目金利の間には、はっきりとした正の相関があるので、名目経済成長の影響を受けるとも解釈できる。そこで支払金利と名目GDP成長率と前年度の支払金利の関係を推計して、それを基に名目GDP成長率の想定と整合的な名目金利の系列を算出し、それを試算に用いることとしたい。

[図表6 を挿入]

以上のような想定のもと、長期低迷・デフレがなかった場合として仮定する実質、名目成長率、支払金利のパスと現実値を比較すると図表7のようになる。

[図表7 を挿入]

(2) 財政収支

つぎにその他一般政府支出の対名目GDP比率とGDPギャップの関係を推計し、その関係に基づいてGDPギャップがゼロで推移するという上述の仮定と整合的なその他一般政府支出の系列を算出する。また、一般政府収入の前年比と名目GDPの前年比の関係を推計し、その関係に基づいて名目GDPが潜在成長率¹³で推移するという上述の仮定と整合的な一般政府収入の系列を算出する。

3.3 推計結果

一般政府のその他支出は、その対GDP比率の前年差がGDPギャップの前年差と比例的に動くものと想定する。推定結果は図表8に示されている通り、GDPギャップの変化の**0.27**倍だけ変化することを示している。GDPギャップをゼロと置いたシミュレーションでは、その他支出の対GDP比が一定となる。その結果、**92**年度までは現実の政府支出は推計値よりも低く、**93**年度から**2002**年度までは推計値よりも高く、**2003**年度以降は低くなっている。

[図表8 を挿入]

利子受取をのぞく一般政府収入は、その変化率を名目GDPの変化率に回帰したところ、係数(弾性値)が**1.11**という結果を得た。この弾性値をもとに、名目GDPが潜在GDP成長率に等しいと仮定したときの一般政府収入を外挿したのが、図表9である。実績値は、バブルが終焉する**1991**年まで推計値を上回っていたものの、**92**年以降は推計値を大きく

¹³ 先に説明した通り、厳密には、**1986**年度の名目GDP成長率の想定は潜在成長率と若干異なっている。

下回っている。

[図表 9 を挿入]

図表 10 は支払金利のパスである。実績値は推計値よりも若干高めになっている。

[図表 10 を挿入]

以上の推計結果をもとにして計算された基礎的財政収支の動きが図表 11 に示されている。推計値は 90 年度をピークにした以降、一貫して低下傾向にある。これに対して、実績値は 92 年度以降はずっと推計値を下回っていたが、2002 年度以降の回復傾向にあり、2005 年度には推計値とほぼ同水準となっている。

[図表 11 を挿入]

このような動きを受けて、図表 12 に示されたように、政府負債の推計値は 97 年度までは実績値を上回っていたが、それ以降は実績値を下回り、2005 年度では対 GDP 比で 26.4 ポイント低い数値となっている¹⁴。また感度分析として、GDP デフレーター変化率をゼロではなく、年 1% としたケースを同様の手順に沿って推計したところ、政府負債の推計値はさらに 10.4 ポイント低い数値となった。

[図表 12 を挿入]

バブル期とその崩壊に象徴されるような経済の大きな振幅を避けられていたら、一般政府の財政状況の改善に寄与したものと考えられる。安定化による財政へのプラス効果としては、収入増を通じた部分が大きく、次いで不安定化に伴う危機対応の支出が不要になることの効果がある程度期待される。

しかし、図表 13 の 1992 から 2005 年度の貯蓄投資差額の想定が一貫してマイナスで推移していることが示唆するように財政状況を本格的に改善するためには、経済の安定的な推移を実現するだけでは不十分であった。これは、高齢化や医療の高度化等による年金や医療費関連の支出の増加トレンド等が存在するためである。

[図表 13 を挿入]

¹⁴ 図表 12 はあくまで純有利子負債についてのものであるが、無利子の部分にあたる株式・出資金については現実と同じであると想定しているため、本文の記述の通り解釈できる。

4 所得変動の要因分解

4.1 labor wedge を用いた分析枠組み

4 節では、財政支出が所得水準に影響を与えることを考慮しながら、財政支出の厚生分析をおこなう。そのためには、財政政策が循環的変動に影響を与える構造モデルに基づき、GDP ギャップの変動を特定化する必要がある。ここでは資本について後述するような単純化をおこなったモデルを用いる。3 節で用いた GDP ギャップの変動は資本と労働の稼働率の変動から導かれたものであり、ここで用いるモデルと完全に対応させることはできない。そこで4 節では、GDP ギャップを決定する GDP のトレンドを 3 節で用いた潜在 GDP の推計方法と基本的には似た考え方をとりつつ、部分的にはやや異なった手法を用いて推計する。ここでの分析は、基本的には Gali, Gertler and Lopez-Salido (2007) でとられた方法に基づいており、Hayashi and Prescott (2002), Kobayashi and Inaba (2006) による景気循環会計とも関係をもつ。

ここで着目するのは、消費財と労働の限界転形率（労働の限界生産力）と消費と余暇の限界代替率が等しい場合に、効率的な生産がおこなわれる事実である¹⁵。市場に生じる何らかの摩擦で、限界転形率と限界代替率が食い違う場合に、資源配分上の損失が発生する。ニュー・ケインジアン・モデルでは、この摩擦は、不完全競争による価格支配力や価格調整の硬直性によって生じると考えられている。限界転形率と限界代替率の差に着目して、資源配分の非効率の程度を見ようとするのが、Gali, Gertler and Lopez-Salido (2007) がとった方法である。

t 期における消費者の効用関数が

$$U_t = \frac{c_t^{1-\tilde{\sigma}^{-1}}}{1-\tilde{\sigma}^{-1}} - \lambda \frac{\bar{A}_t^{1-\tilde{\sigma}^{-1}} \bar{h}_t^{-\nu} h_t^{1+\nu}}{1+\nu} \quad (1)$$

で表されるものとする。ここで、 c は 1 人当たり消費、 h は 1 人当たり労働時間である。 A は生産関数に現れる効率性、 \bar{h} は 1 人当たり労働時間のトレンドであり、具体的には就業者 1 人当たりの所定内労働時間と後に説明する同潜在所定外労働時間を合計したものに後に説明する人口に占める就業者の比率のトレンドを乗じたものを示す。 $\tilde{\sigma}$ は消費の異時点間の代替の弾力性、 ν は Frisch 労働供給の弾力性の逆数を示すパラメータである。なお、記号は Woodford (2003), Benigno and Woodford (2004) に基本的にしたがう。消費と労働の限界代替率は、

¹⁵ ただし、消費者が余暇からの効用を感じずに、労働供給に上限がある場合には、端点解が生じて、両者が等しくない場合が起こりえる。

$$-\frac{U_{ht}}{U_{ct}} = \frac{\lambda \bar{A}_t^{1-\tilde{\sigma}^{-1}} \bar{h}_t^{-\nu} h_t^\nu}{c_t^{-\tilde{\sigma}^{-1}}} \quad (2)$$

で表される。(2)式対数を mrs と表すと、

$$mrs_t = \tilde{\sigma}^{-1} \log c_t + \nu \hat{h}_t + (1 - \tilde{\sigma}^{-1}) \log \bar{A}_t + \log \lambda \quad (3)$$

となる。ここで、

$$\hat{h}_t = \log h_t - \log \bar{h}_t \quad (4)$$

と定義される。

生産関数は、

$$Y_t = A_t K_t^{1-1/\phi} H_t^{1/\phi} \quad (5)$$

で表されるものとする。 Y は生産量、 K は資本サービスの投入、 $H = hN$ は労働投入、 N は人口を表す。資本サービス投入の動きについては、外生的に決定され、

$$K_t = H_t \quad (6)$$

のように労働投入と比例的に動くことを想定する。

労働の限界生産力は、(5)式を H で偏微分して、

$$\frac{\partial Y_t}{\partial H_t} = \frac{1}{\phi} A_t K_t^{1-1/\phi} H_t^{1/\phi-1} = \frac{1}{\phi} \frac{Y_t}{H_t} \quad (7)$$

となり、その対数は

$$mpl_t = \log Y_t - \log H_t - \log \phi \quad (8)$$

で表される。また、生産関数では1人当たり生産量と1人当たり労働投入の関係として、

$$y_t = A_t h_t^{1-1/\phi} h_t^{1/\phi} \quad (9)$$

が成立している。

所得のトレンド変動について、以下の2種類の想定を考える。

$$\bar{Y}_{1t} = \bar{A}_t \bar{h}_t N_t \quad (10.a)$$

$$\bar{Y}_{2t} = A_t \bar{h}_t N_t \quad (10.b)$$

両者の違いは、生産性の変動をトレンドの変動に含めるか否かである。本節では、景気循環会計との関係について議論したいので、トレンドとして \bar{Y}_1 を用いた場合に主たる関心をもつ。**Hayashi and Prescott (2002)** では、生産性成長率の低下が長期低迷の主要な原因だと主張されている。一方、財政政策の厚生分析をおこなう5節では、生産性の変動はトレンドの変動とみなしている。これは、安定化政策の関心となる循環的変動には、通常は外生的な生産性の動向は含まれないと考えられるからである。

定常状態からの乖離率は,

$$\begin{aligned}\hat{Y}_{1t} &\equiv \log Y_t - \log \bar{Y}_{1t} = a_t + \hat{h}_t \\ \hat{Y}_{2t} &\equiv \log Y_t - \log \bar{Y}_{2t} = \hat{h}_t \\ a_t &= \log A_t - \log \bar{A}_t\end{aligned}\tag{11}$$

と表される。

所得や消費にかかる税が存在せず、市場が競争的である場合、伸縮的に価格調整がおこなわれれば、 mrs と mpl は賃金の対数に等しくなり、両者が一致するところで、雇用量が決定される。所得や消費にかかる税や労働市場または財市場が競争的でない場合には両者が乖離する。完全競争の下では、 mrs は労働供給曲線の高さ、 mpl は労働需要曲線の高さを示すので、 mrs が mpl を下回る程度が大きくなるほど、労働市場の歪みが大きくなり、雇用量が減少することになる。

また、実質賃金を w とし、実質賃金と限界代替率の乖離を賃金マークアップ (**wage markup**) と呼ぶと、その対数は、

$$\log \mu_t^w \equiv \log w_t - mrs_t = \log w_t - \tilde{\sigma}^{-1} \log c_t - \hat{v}h_t - (1 - \tilde{\sigma}^{-1}) \log \bar{A}_t - \log \lambda\tag{12}$$

で表される。一方で、生産の限界費用は、賃金と労働の限界生産力の逆数の積として定義されるので、その対数は、

$$\log s_t = \log w_t - mpl_t = \log w_t - \log Y_t + \log H_t + \log \phi\tag{13}$$

で表される。また、価格と限界費用の乖離を価格マークアップ (**price markup**) と呼ぶと、その対数は、

$$\log \mu_t^p \equiv -\log s_t\tag{14}$$

で表される。

mrs と mpl の差は、Gali, Gertler and Lopez-Salido (2007)でギャップ (**gap**), Kobayashi and Inaba (2006)による景気循環会計での **labor wedge** と呼ばれたものに相当する。本稿では、**labor wedge** の用語法を用い、

$$wedge_t = mrs_t - mpl_t = \log s_t - \log \mu_t^w\tag{15}$$

で定義する。

(15)式に(12), (13)式を代入して、整理すると

$$\begin{aligned}\log s_t - \log \mu_t^w &= \tilde{\sigma}^{-1} \log c_t + \hat{v}h_t + (1 - \tilde{\sigma}^{-1}) \log \bar{A}_t + \log \lambda + \log \phi + \log H_t - \log Y_t \\ &= \tilde{\sigma}^{-1} \log C_t + \hat{v}H_t + (1 - \tilde{\sigma}^{-1}) \log \bar{A}_t + \log \lambda + \log \phi + \log H_t - \log Y_t\end{aligned}\tag{16}$$

となり、定常状態からの乖離率をとると、

$$\hat{s}_t - \hat{\mu}_t^w = \tilde{\sigma}^{-1} \hat{C}_t + \nu \hat{H}_t + \hat{H}_t - \hat{Y}_t \quad (17)$$

となる。ここで、

$$\begin{aligned} \hat{C}_t &= \log C_t - \log \bar{C}_t \\ Y_t &= C_t + G_t + I_t \\ \hat{H}_t &= \log H_t - \log \bar{H}_t \\ \bar{H}_t &= \bar{h}_t N_t \\ \hat{s}_t - \hat{\mu}_t^w &= (\log s_t - \log \bar{s}_t) - (\log \mu_t - \log \bar{\mu}_t) \\ \log \bar{s}_t - \log \bar{\mu}_t^w &= \tilde{\sigma}^{-1} \log \bar{C}_t + (1 - \tilde{\sigma}^{-1}) \log \bar{A}_t + \log \lambda + \log \phi + \log \bar{H}_t - \log \bar{Y}_t - \tilde{\sigma}^{-1} \log N_t \end{aligned} \quad (18)$$

である。ここで、 G は政府支出、 I は投資・純輸出の合計を表す。 C と H を Y の関数として表すと、

$$\begin{aligned} \hat{C}_t &= s_c^{-1} (\hat{Y}_{1t} - \hat{G}_t - \hat{I}_t) \\ \hat{H}_t &= \hat{Y}_{1t} - a_t \end{aligned} \quad (19)$$

となる。(19)式を用いて、(17)式の C と H を消去すると、

$$\begin{aligned} \hat{s}_t - \hat{\mu}_t^w &= \sigma^{-1} (\hat{Y}_{1t} - \hat{G}_t - \hat{I}_t) + (1 + \nu) (\hat{Y}_{1t} - a_t) - \hat{Y}_{1t} \\ &= (\sigma^{-1} + \nu) \hat{Y}_{1t} - \sigma^{-1} \hat{G}_t - \sigma^{-1} \hat{I}_t - (1 + \nu) a_t \end{aligned} \quad (20)$$

となる。ここで、

$$\begin{aligned} \hat{G}_t &\equiv (G_t - \bar{G}_t) / \bar{Y}_t \\ \hat{I}_t &\equiv (I_t - \bar{I}_t) / \bar{Y}_t \\ \sigma &\equiv s_c \tilde{\sigma} \\ s_c &\equiv \bar{C}_t / \bar{Y}_t \end{aligned} \quad (21)$$

である。 \hat{G} を **government wedge**、 \hat{I} を **other spending wedge** と呼ぶことにする¹⁶。

(20)式を Y の変動を表す式として整理すると、

$$(\sigma^{-1} + \nu) \hat{Y}_{1t} = (\hat{s}_t - \hat{\mu}_t^w) + \sigma^{-1} \hat{G}_t + \sigma^{-1} \hat{I}_t + (1 + \nu) a_t \quad (22)$$

となる。

1人当たり所得の変動は、**labor wedge**、**government wedge**、**other spending wedge**、**productivity wedge** の4つの要素の関数として表すことができる。**Government wedge** が生産に与える影響は、Woodford (2003)で示された \hat{G} が自然 GDP に与える影響と同じであ

¹⁶ 景気循環会計における定義とは若干異なっているが、本質的な影響はない。

る。**Labor wedge** の改善は、生産を増加させる。

動学的資源配分のミクロ的基礎付けがモデルに含まれていないため、景気循環会計で考慮されてきた **capital wedge** あるいは **investment wedge** がここでは考慮されていない。

Kobayashi and Inaba (2006)では、**investment wedge** は長期低迷の大きな要因とはならなかったとされているものの、本稿の分析と景気循環会計の分析結果を比較する際には、留意が必要である。

また、すでにのべたように、財政赤字の影響については、この定式化では考慮することができない。

4.2 データ

Labor wedge の計算に当たって使用するデータは以下の通りである。

(1) 人口 N

人口は『推計人口』（総務省統計局）各月1日の総人口の期間平均を用いた。

(2) 人口1人当たり労働時間： h

人口1人当たり労働時間のトレンドからの乖離は本稿の主要な分析対象であり、重要な意味をもつ。人口1人当たりの労働時間のトレンドからの乖離は、2つの要因に分解できる。第1は、就業者の1人当たりの労働時間のトレンドからの乖離、第2は、人口に占める就業者の比率のトレンドからの乖離である。したがって、就業者1人当たりの労働時間のトレンドと人口に占める就業者の比率のトレンドについて考慮する必要がある。

就業者1人当たりの労働時間のトレンドについては、所定内と所定外に分けて考える。所定内労働時間はすべてトレンド（景気循環と無関係の変動）であると想定する。これは、所定内労働時間の変動は時短やパート化¹⁷等といった構造的な動きを反映していると考えられるものである¹⁸。

所定外労働時間は、分析期間の所定外労働時間の平均をトレンドと考える。90年代に生じた労働時間の減少を選好シフトとして処理するのか、限界代替率に影響を与えるものと

¹⁷ パート化は景気と連動している可能性もあるが、ここでは、単純化のため、パート化は、長時間労働をすることが困難だが短時間勤務なら可能な状況にある人（子を持つ女性等）の労働市場への参入という、景気とは無関係な構造的な動きと解釈して分析を進めている。

¹⁸ 制度要因やパート比率の調整を明示的に行い、そこからの乖離は景気要因と考えるという方法もあり得る。しかし、既存の分析（「GDPギャップと潜在成長率の新推計」、日銀レビュー2006-J-8）をみる限り、トレンドからの乖離は景気との同調性が明確ではなく、乖離幅も大きくない。

して処理するのは、以下の分析結果に大きな影響を与える。結果への含意については **4.3** 節でよりくわしく議論する。

ただし、パート化のトレンドに与える影響を考慮するため、つぎに示すような若干の調整をおこなった。まず、一般労働者とパートそれぞれに関して分析期間の所定外労働時間の平均を求める。つぎにそれらをその時々のパート比率でウェイト付けし、全体の所定外労働時間のトレンドを求める¹⁹。

ここでは、人口に占める就業者の比率のトレンドを以下に示す簡便な方法で求めることとする。(1) 労働力人口(就業者と完全失業者の和)に労働力人口に占める就業者の割合の分析期間の平均を乗じたものをトレンドの就業者数とする。(2) トレンドの就業者数を人口で除したものを人口に占める就業者の比率のトレンドとする。就業者数は『労働力調査』(総務省統計局)、1人当たり総労働時間、所定内労働時間は『毎月勤労統計』(厚生労働省)のいずれも季節調整済みデータである。

以上のようにして求められた人口1人当たり労働時間の動きは、図表 **14** に示されている。トレンドからの乖離は景気循環の変動におおむね沿った動きにあるが、バブル期にピークに達した後、**2002**年に底に達するまでの間には、低下傾向が見られる。**97**年から最近に至るまで、トレンドからの下方乖離が大きかったといえる。

[図表 14 を挿入]

以上のような方法によりトレンドを求めるのは、高齢化や女性の社会進出等の構造的な変化は労働力人口に反映され、循環に関わる部分は失業率に現れるとの見方に基づいている。しかし、この試算方法は少なくとも以下の2つの点で問題がある可能性がある。

まず、労働力人口の変化をここでは構造要因と分類しているが、実際には労働力人口の増減には景気に影響されている部分もあると思われる²⁰。また、失業率の変動をここでは循環要因として分類しているが、実際には失業率の変動には構造的な部分を反映したもの(構造失業率の変動)が含まれているかもしれない。例えば、**GDP**ギャップを計算するために

¹⁹ 一般・パートで区別されたデータが使用できるのは **1993**年からのため、実際のトレンドの計算は以下の通りやや複雑である。(1) **1993**年以降の足許までの所定外労働時間の平均を一般・パートそれぞれ計算する。(2) それらをパート比率を用いてウェイト付けをおこない、仮の所定外のトレンドとする。(3) **1992**年 **12**月以前の仮の所定外のトレンドは **1993**年 **1**月の仮の所定外のトレンドと同水準であったと仮定する。(4) 仮の所定外のトレンドの全期間平均を求め、実際の所定外の全期間平均との差分を求める。(5) 仮の所定外のトレンドを(4)で求めた差分だけ調整し、それを所定外のトレンドとする。

²⁰ 例えば、景気が大きく悪化し、職を得ることが非常に困難である場合、求職活動をとりやめ、完全失業者ではなく非労働力人口になってしまうことが考えられる。

試算されている構造失業率をトレンドとして考えて計算する場合と対比して考えると、本稿の試算結果は **2000-01** 年頃のトレンドからの下振れが大きくなっている点でやや相違が目立つ²¹。よって、構造失業率の推計を重視するならば、本稿で試算したトレンドからの下振れ幅はその分割り引いてみなければならぬだろう。

これら2つの点を踏まえて、本稿の試算結果は幅をもってみる必要がある。

(3) 生産 : Y

『国民経済計算』(内閣府)の国内総支出を用いる。生産のトレンドは、(10)式に基づき算出される。 \hat{Y}_1 の計算にあたっては、 \bar{A} は期間中の対数線形トレンドを用いる。 \hat{Y}_1 の動きは図表15に示されている。上段の生産のトレンドは、生産性の成長(対数線形トレンド)、1人当たり労働時間のトレンド、人口を反映して変動するが、実際の生産性の変動が対数線形トレンドから大きく離れているため、実際の生産はトレンド対比でバブル期をピークとして、**1988**年から**97**年まで上方に大きく外れ、**98**年以降は下方に大きく外れている。また、生産性の大きな振幅に隠れてしまっているが、生産のトレンドからの乖離には所定外労働時間の変動を反映した、順循環的な動きも含まれている。

[図表15 を挿入]

(4) 消費 : C

『国民経済計算』(内閣府)の民間最終消費支出を用いる。**4.1**節で線形近似するところで、トレンドにおいて s_c (消費の生産に対する比率)が一定になるという前提を置いている。実際の計算での近似誤差を小さくするため、消費のトレンド \bar{C} は分析期間の平均の(消費/生産)を s_c として、 $\bar{C} = s_c \bar{Y}$ にしたがうと仮定する。消費とそのトレンドの動きは図表16に示されている。

[図表16 を挿入]

(5) 政府支出 : G

『国民経済計算』の政府最終消費支出と公的固定資本形成の和を用いる。政府支出のトレンド \bar{G} は分析期間の平均の(政府支出/生産)を s_g として、 $\bar{G} = s_g \bar{Y}$ にしたがうと仮定す

²¹ 現実の失業率はIT景気でも高止まりしていた。

る。政府支出とそのトレンドの動きは図表 17 に示されている。

[図表 17 を挿入]

(6) 投資・純輸出： I

消費・政府支出以外の支出項目は $Y - C - G$ として求める。(3), (4), (5) と整合性を保つため、そのトレンドは、 $\bar{Y} - \bar{C} - \bar{G}$ に一致するものとして計算する。

パラメータは、 $\tilde{\sigma} = 1, \nu = 1$ を選択した。これは、Gali, Gertler and Lopez-Salido (2007) の基本ケースと同じである。 $\tilde{\sigma}$ は、Hayashi and Prescott (2002), Kobayashi and Inaba (2007) と同じ想定になっている。

4.3 labor wedge の動向

図表 18 は、米国のデータで Mulligan (2002) が示した図と同様に、 mpl と mrs の動きを示したものである。 mpl , mrs とも右上がりのトレンドがみられる。これらはそれぞれ生産性の上昇トレンドとそれに伴う消費の増加トレンドを反映したものである。さらに細かくみると、 mpl , mrs とも 90 年代前半にトレンドが下方屈折していること、 mrs の下方屈折の方がはっきりしていることがわかる。これは、生産性の上昇テンポの鈍化が mpl , mrs の両方の下方屈折に寄与するなかで、 mrs についてはさらに長期低迷に伴う失業の増加等を通じた 1 人当たり労働時間の短縮と消費の低迷が下方屈折を強める方向に寄与したためである。後で見るように labor wedge が 90 年代に入り悪化傾向となっているのは、この下方屈折の程度の違いを反映したものである。

[図表 18 を挿入]

価格マークアップと賃金マークアップは以下のような方法で推計された。まず、 λ の値は、モデルの labor wedge の期間平均が両マークアップの定常値の和にマイナス 1 を乗じたものと一致するように定める。なお、賃金マークアップ、価格マークアップの定常値としては、Gali, Gertler and Lopez-Salido (2007) にならい、それぞれ 0.35, 0.15 を仮定する²²。こう

²² Gali, Gertler and Lopez-Salido (2007) は、米国におけるもっともらしい定常値の範囲として、賃金マークアップについては 0.3~0.35, 価格マークアップについては 0.15~0.2 を

して求められた λ の値は **888** となる。

Labor wedge を賃金マークアップと価格マークアップに分解するためには、実質賃金 w に対応するデータが必要となる。本稿では、 w を以下のように求める。まず、『国民経済計算』（内閣府）の実質雇用者報酬を総労働時間（ hN ）で除することで時間当たり実質雇用者報酬の系列を作成する。 w はこの時間当たり実質雇用者報酬の系列に以下で定める定数を乗じることによって求める。

時間当たり実質雇用者報酬をそのまま用いないのは、実質雇用者報酬が個人企業の労働報酬にあたる部分（『国民経済計算』（内閣府）の混合所得の一部に相当）を含んでいないために報酬を過小推計しているためである。理想的には、個人企業の実質雇用者報酬を加えることで調整を行うべきだが、データの制約から不可能である。そこで本稿では代替的な調整として、先程求めた時間当たり実質雇用者報酬に定数を乗じるという方法をとった。ここで用いる定数は、モデルの賃金マークアップの期間平均が **0.35** に一致するように定めた。結果として定まった定数の値は **1.07** である。

このように本稿で用いる w の系列は強い仮定のもとで求められたものであり、その水準については一定の幅をもってみる必要がある。しかし、かりに w の信頼性に問題があるとしても、その影響は **labor wedge** の両マークアップへの分割にのみ表れ、**labor wedge** の推移等の分析結果には影響しない。

図表 19 は、価格マークアップ、賃金マークアップ、**labor wedge** の動向を表している。**Labor wedge** は 90 年から低下していき、93 年にいったん底を打った後、97 年にかけて少し回復しているが、再び 2000 年にかけて低下していった。その後は、概ね横這いとなっている。

[図表 19 を挿入]

図表 20 は、(22)式にしたがって、生産のトレンドの乖離を要因分解したものである。**Productivity wedge** は、バブル期から 97 年に至るまで、生産をトレンド対比上振れさせる方向に寄与している。この時期の前半は **other spending wedge** 要因が、後半期の 92 年以降は **Government wedge** 要因が同様にトレンド対比で上振れ方向に寄与している。**Labor wedge** 要因はすでに見たように、90 年から低下傾向にあるが、91 年までは他の要因が生産を増加させる効果に優越されるが、それ以降は生産の低下の一部は **labor wedge** 要因によるものと考えられる。**Other spending wedge** 要因は 98 年から 2005 年頃まで、**government**

挙げている。

wedge 要因は 2003 年以降に、生産をトレンド対比下振れさせる方向に寄与している。全期間を通して見ると、生産の変動に一番大きな影響を与えているのは、**productivity wedge** 要因であり、つぎは **other spending wedge** 要因となる。

[図表 20 を挿入]

Labor wedge の動きに影響を与えることから注意しなければならないのは、1990 年以降に観察される労働時間の傾向的な減少である。労働時間の減少には、労働時間の限界的減少の効用を低下させ、*mrs* を低下させる働きがある。このことについて、先行研究では違った接近方法をとっている。

Hayashi and Prescott (2002) では、効用関数は労働時間に関して線形となっており、労働の不効用は一定（すなわち労働供給は水平）になっている（本稿の記号法では、 $v = 0$ となる）。したがって、労働時間が減少しても、*mrs* の低下は生じない構造になっている。また、時短の影響をトレンドの変動として考慮し、93 年までは労働時間が外生的、それ以降は内生的とされる。**Labor wedge** は一定と考えている。

Kobayashi and Inaba (2006) は、労働時間ではなく余暇を変数とした他は、本稿と同じ関数形になっている。従って、ここでも労働時間の減少は *mrs* を低下させる働きをする。時短の影響をトレンドとしてとらえるような処理をしていないので、時短の進行で **labor wedge** が大きく悪化するような定式化となっている。

現実に観察された労働時間の減少が、循環要因に影響を与えるものかどうかは、議論の余地がある。**Hayashi and Prescott (2002)** で指摘されているように、この時期の労働時間減少に週休 2 日制の普及が寄与している。これは、景気循環を引き起こす要因としてではなく、選好シフトとして表現した方がよいであろう。

1990 年代には所定内労働時間の低下やパート比率の上昇にともなう所定外労働時間の低下が見られたが、こうした 1 人当たり労働時間のトレンドの動きは選好の変化によるものであって、*mrs* の動きではないものとの考えを本稿ではとる。これは、**Hayashi and Prescott (2002)** と **Kobayashi and Inaba (2006)** の折衷の考え方をとっていると解釈できる。**Kobayashi and Inaba (2006)** では、**labor wedge** の悪化が 1990 年代の長期低迷の重要な要因であると指摘されていたが、本稿での図表 20 がこれと異なる結果となっているのは、労働時間のトレンド処理における時短の捉え方の違いに起因するものと考えられる。

5 厚生分析

5節では、財政政策が経済安定化に果たす役割を経済厚生次元で評価する方法を検討する。経済厚生の評価をおこなうには、政府支出の便益とそれを操作することの費用についての知識が必要となる。しかし、残念ながら安定化政策の厚生分析の蓄積はまだ浅いため、これらの知見がまだ十分に確立していない。ミクロ的基礎づけをもったモデルを用い、金融政策と財政政策を同時に考慮した安定化政策の厚生分析が、Benigno and Woodford (2004, 2006), Eggertsson and Woodford (2006), Schmitt-Grohe and Uribe (2004a, 2004b, 2005), Siu (2004)等によって最近進展しているが、政府支出は外生とされている。これは、政府支出の便益の評価の定式化が難しいためであると思われる。このため、不確かなパラメータを選択して、具体的な分析をおこなうことは控え、分析の枠組みを説明し、今後の研究の発展への示唆をおこなうことを目指したい。

5.1節では、まず政府支出が所得に与える影響を定式化して、厚生分析をおこなうためのモデルを閉じる。5.2節では、政府支出の厚生分析について、2種類の接近方法を解説し、若干の例示的な分析をおこなう。

5.1 財政乗数

財政政策が効果をもつ場合、政府支出が **labor wedge** に影響を与えると考えられる。この影響を正確に推計することは難しい。「乗数」を外生的に設定すれば、政府支出の **labor wedge** に与える影響を考えることが可能になる。また、**counterfactual** な政府支出の経路を与えて、**labor wedge** を生成して、厚生損失を求めることが考えられる。

Y_2 の変動は、(22)式に至るまでと同等の過程を踏むことで、

$$(\sigma^{-1} + \nu)\hat{Y}_{2t} = (\hat{s}_t - \hat{\mu}_t^w) + \sigma^{-1}\hat{G}_t + \sigma^{-1}\hat{I}_t \quad (23)$$

のように、**labor wedge**、**government wedge**、**other spending wedge** の3つの要素によって表現される。**Labor wedge** と **other spending wedge** は、政府支出の影響を受ける部分と自律的に変動する部分とで構成されるとし、その関係を

$$\begin{aligned} (\hat{s}_t - \hat{\mu}_t^w) &= (\hat{s}_{1t} - \hat{\mu}_{1t}^w) + \omega_s \hat{G}_t \\ \hat{I}_t &= \hat{I}_{1t} + \omega_I \hat{G}_t \end{aligned} \quad (24)$$

で表されるものとしよう²³。政府支出の増加によって、投資または輸出がクラウドアウトさ

²³ ここでは基本的に静学的な設定となっているため、政府支出の**labor wedge**への影響は即時にすべてが現れると考えられている。より精緻化を図るには、何らかの動学的構造を考える必要があるだろう。

れる場合には、 $\omega_l < 0$ となる。(24)式を(23)式に代入すると、

$$(\sigma^{-1} + \nu)\hat{Y}_{2t} = (\hat{s}_{1t} - \hat{\mu}_{1t}^w) + (\sigma^{-1} + \omega_s + \omega_l)\hat{G}_t + \sigma^{-1}\hat{I}_t \quad (25)$$

となる。したがって、政府支出の変化に対する生産の反応（財政乗数）は、

$$\omega_Y \equiv \frac{\partial Y_t}{\partial G_t} = \frac{\partial \hat{Y}_{2t}}{\partial \hat{G}_t} = \frac{\sigma^{-1} + \omega_s + \omega_l}{\sigma^{-1} + \nu} \quad (26)$$

のように、モデルのパラメータによって表現することが可能になる。なお、公債の等価命題については、本稿のモデルでは特定の立場をとっていない。等価命題が成立するならば、正しくは均衡予算乗数と呼ぶべきであろう。

ここまでの定式化でモデルは閉じており、パラメータを特定化できれば、代替的な財政政策がもたらす Y の変動、さらには厚生の変動を考えることができる。財政乗数の大きさに着目するときには、**labor wedge** と **other spending wedge** の変化を通じた効果は、両者の和を特定すれば十分であり、個別の大きさを特定化する必要はない。議論を簡潔にするために、投資と純輸出は外生的であり、クラウディングアウトは発生しない ($\omega_l = 0$) と考えよう。

以上のような枠組みにおいて、財政乗数がどのようなメカニズムで導かれるかを説明しよう。**Labor wedge** を一定として、政府支出が増えた場合、同じ労働供給に対応して使用可能な消費が減少する。余暇と消費が正常財ならば、両者が減少することになる。したがって、労働供給が増加して、生産が増加する。財政支出がまったく効用を生み出さなければ、経済厚生は低下する。一方、財政支出の増分から得られる効用が財の単位でみて同程度の消費が減少することにより低下する効用に等しい場合には、労働供給の増加がもたらす影響が経済厚生を決める。ここでは、当初に **labor wedge** が存在して労働の過少供給による厚生損失が発生しているので、労働供給の増加は、厚生を改善する効果をもつ。完全競争市場において常に均衡価格が実現している新古典派モデルでは、**labor wedge** がつねにゼロで一定となる。よって、新古典派モデルでは上に述べたような消費と生産の変動が生じるが、これは先にのべたように現実の観察結果とは整合的でない。ケインズ的なメカニズムが働き、政府支出の増加によって消費が増加するならば、本稿ではその他の支出を外生的としているので、財政乗数が1を超えることになる。その場合、(26)式からわかるように、政府支出は **labor wedge** を改善する。経済厚生については、**labor wedge** がもたらす資源配分の歪みが縮小することからの改善効果が生じる。したがって、**labor wedge** が

また、投資・純輸出が **labor wedge** の変化に反応したり、その逆の経路を考えることも可能であるが、そのような詳細な構造型を特定化する利点はここでの議論では少ないので、簡単化を図っている。

変化しない場合よりも、政府支出がもたらす直接的な効用が低くても、経済厚生が改善が見込まれる可能性がある。

政府支出の拡大が望ましい、という帰結は政府支出のもたらす効用の想定に本質的に依存しているため、それを政策的含意として結論づけることは慎まなければいけない。

規模の是非の判断を避けてシミュレーションをおこなう方法としては、政府支出の流列の現在価値を一定としておいて、その支出のタイミングを変化させるシミュレーションをおこなうことが考えられる。この種類のシミュレーションの具体例としては、以下のような検討が考えられよう。90年代の政府支出を抑えて、そのかわりに小泉政権期以降の財政支出を増やした場合に経済厚生はどのようになっていたのか。政府支出を反循環的に変動させて、安定化を果たすのがいいのか、その場合どの程度循環要因に反応するのか、それとも政府支出を循環要因とは関係なく平準化した方がいいのか。各々の政策の経済厚生への影響が計測できれば、その判断をおこなうことができるものの、この場合のシミュレーションも、政府支出のもたらす効用に関する知識が必要とされる。その知識が十分に蓄積されているとはいえない状況では、シミュレーションで明確な結論を得るのは困難である²⁴。

5.2 厚生分析

(1) 厚生損失の計測

つぎに、Gali, Gertler and Lopez-Salido (2007)の手法に沿って、厚生分析の手法を提示する。効用を2次の項まで対数近似すると、

$$\begin{aligned}
 U_t - \bar{U}_t &\approx U_c(c_t - \bar{c}_t) + \frac{U_{cc}}{2}(c_t - \bar{c}_t)^2 + U_h(h_t - \bar{h}_t) + \frac{U_{hh}}{2}(h_t - \bar{h}_t)^2 \\
 &\approx U_c \bar{c}_t \left(\hat{c}_t + \frac{\hat{c}_t^2}{2} \right) + \frac{U_{cc}}{2} \bar{c}_t^2 \hat{c}_t^2 + U_h \bar{h}_t \left(\hat{h}_t + \frac{\hat{h}_t^2}{2} \right) + \frac{U_{hh}}{2} \bar{h}_t^2 \hat{h}_t^2 \\
 &= U_c \bar{c}_t \left(\hat{c}_t + \frac{\hat{c}_t^2}{2} - \frac{\tilde{\sigma}^{-1} \hat{c}_t^2}{2} \right) + U_h \bar{h}_t \left(\hat{h}_t + \frac{\hat{h}_t^2}{2} + \frac{v \hat{h}_t^2}{2} \right)
 \end{aligned} \tag{27}$$

²⁴ 経済を安定化させるのと政府支出を安定化させるのとどちらがより望ましいかは、政府支出のもたらす効用次第で結論が変わり得る。積極的に安定化を図ると、すでに説明してきたような経済安定化の利点が生じる一方で、別の厚生費用が発生する。すなわち、政府支出を増加させたときの限界効用が大きく低下するような状況であると、政府支出を安定的に推移させる方が、政府支出を大きく変動させるよりも、政府支出からの通時的な効用が高くなる可能性が生じる。この効果が、政府支出を変動させて経済安定化を図った場合の効用の改善効果を上回ると、政府支出を変動させない方が望ましくなるかもしれない。

となる²⁵。

ここまでの分析では、金融政策を分析した先行研究の多くと同様に、政府支出が直接に効用に与える影響を考慮していない。したがって、(27)式の効用関数をもとに厚生評価をおこなうことは、政府支出が増加したときに、おそらくは経済厚生を過小評価すると考えられる。これを避けて、より妥当な厚生評価をおこなうには、以下の4つの手法が考えられる。第1は、政府支出が要素に含まれるように、効用関数を定式化することである。第2は、政府支出が生産へ正の貢献をする経路を考えることで、例えば、

$$\hat{a}_t = \hat{a}_{1t} + \omega_a \hat{G}_t \quad (28)$$

のような関係を考慮することが考えられる。わが国で多数の研究がおこなわれている、産業基盤型の社会資本の生産性を推定する研究と関連づけることができる²⁶。以上の2つの方法では、効用関数や生産関数の特定化が必要であるが、特定化が現実とかけ離れていると、誤差の大きい推計になるおそれがある。とくに効用関数への影響については、既存研究の知見にとぼしい。そこで、関数形の特定化をすることなく、政府支出のもたらす効用を加味することのみで、現実の近似を図る手法が考えられる。本稿では、この方針に沿った2つの手法を用いる。まず、(2)で説明する、最初の方法は、多くの金融政策の厚生分析で用いられているように、1人当たり所得で効用を評価とするものである。(2)で見るように、これを正当化するためには、政府支出の限界効用が消費財の限界効用に等しいと想定する必要がある。これは、政府支出と消費財の相対価格が1であり、非撓乱的な税で財源調達が可能であれば、望ましい政府支出の規模が満たすべき条件となる。ただし、以下で示すように、(27)式の効用関数を前提にした場合に、限られた範囲のみでしか整合的な近似とはならないところに限界がある。(3)で説明する、第2の方法では、効用が改善するならば、政府支出からの限界効用がどれだけの水準にならなければいけないか、を推計する。この方法によれば、政府支出がもたらす効用に関する知識が曖昧な状況でも、政策の評価が場合によって可能となる。

²⁵ Benigno and Woodford (2004)が指摘したように、トレンドにおいてlabor wedgeが存在すると、効用関数の2次近似には所得の1次項が含まれてしまう。行動方程式を線形近似していると、1次の項の近似誤差が効用の評価に含まれ、効用関数を2次近似していることにはならない。彼らは行動方程式を2次近似することで、この問題に対処した。ただし、本稿の以下の議論では、行動方程式を効用関数に代入する分析はおこなっておらず、直接的にこの問題に直面するわけではない。かりにそのような分析をおこなうとしても、本稿では、*mrs*と*mpl*を示す式は厳密な展開で線形式となるようモデルが特定化されており、近似式は財市場の均衡を示す(19)式のみである。この式の近似精度は高く、近似値と実績値の乖離幅は最大で0.63 ベーシスポイントであるので、効用の評価にこの近似誤差が含まれても、分析への影響は小さいことが期待できる。

²⁶ 社会資本の生産性をめぐる研究については、岩本(2005)の展望を参照。

(2) 所得を用いた政策評価

(27)式で1人当たり消費ではなく、1人当たり所得で効用が評価されるものとし、

$$U_t - \bar{U}_t \approx U_c \bar{c}_t \left(\hat{y}_t + \frac{\hat{y}_t^2}{2} - \frac{\tilde{\sigma}^{-1} \hat{y}_t^2}{2} \right) + U_l \bar{h}_t \left(\hat{h}_t + \frac{\hat{h}_t^2}{2} + \frac{v \hat{h}_t^2}{2} \right) \quad (29)$$

で表されるものとする。

効用が1人当たり政府支出・投資・純輸出の和 g に依存して、消費と労働時間とともに加法分離型であるときに、効用関数を2次近似すると、

$$\begin{aligned} U_t - \bar{U}_t \approx & U_c (c_t - \bar{c}) + \frac{U_{cc}}{2} (c_t - \bar{c})^2 + U_h (h_t - \bar{h}) + \frac{U_{hh}}{2} (h_t - \bar{h})^2 \\ & + U_g (g_t - \bar{g}) + \frac{U_{gg}}{2} (g_t - \bar{g})^2 \end{aligned} \quad (30)$$

となる。(29)式が(30)式と等しくなるには、

$$U_c = U_g \quad (31.a)$$

$$U_{cc} (c_t - \bar{c}_t)^2 + U_{gg} (g_t - \bar{g}_t)^2 = U_{cc} (y_t - \bar{y}_t)^2 \quad (31.b)$$

が満たされる必要がある。(31.b)式は、

$$c_t - \bar{c}_t = \frac{U_{gg} - U_{cc}}{2U_{cc}} (g_t - \bar{g}_t) \quad (32)$$

のように変形され、とくに c と g がある方向に向かって動く場合にだけ、近似が成立することを意味している。すなわち、 c と g がどのような方向に動いても成立する近似とはなっていない。

効用評価に消費ではなく所得を用いる場合、投資から得られる効用が、それが後で資本サービスとして現れる時点でなく、投資時点で評価していることに注意する必要がある。この考え方で首尾一貫するには、資本減耗を控除した純所得を用いる方が望ましいが、現時点ではそれをおこなっていない²⁷。

生産のトレンド変動に生産性と人口の変動を含めた定義を採用し、2次近似をおこなう点が、このトレンド上であるとする、

$$\hat{y}_t = \hat{h}_t = \hat{Y}_{2t} \quad (33)$$

が成立する。(33)式を(29)式に代入して、 \hat{y} と \hat{h} を消去すると、

²⁷ Hayashi and Prescott (2002)では、政府支出は投資支出を含み、資本減耗を控除している。

$$\begin{aligned}
\frac{U_t - \bar{U}_t}{U_c \bar{c}_t} &\approx \hat{y}_t + \frac{1 - \tilde{\sigma}^{-1}}{2} \hat{y}_t^2 - (1 - \Phi_{yt}) \left(\hat{h}_t + \frac{1 + \nu}{2} \hat{h}_t^2 \right) \\
&= \hat{Y}_{2t} + \frac{1 - \tilde{\sigma}^{-1}}{2} \hat{Y}_{2t}^2 - (1 - \Phi_{yt}) \left(\hat{Y}_{2t} + \frac{1 + \nu}{2} \hat{Y}_{2t}^2 \right) \\
&= \Phi_{yt} \hat{Y}_{2t} + \frac{1 - \tilde{\sigma}^{-1} - (1 - \Phi_{yt})(1 + \nu)}{2} \hat{Y}_{2t}^2
\end{aligned} \tag{34}$$

が求められる。ここでは、 $1 - \Phi_{yt}$ を、

$$1 - \Phi_{yt} = -\frac{U_h \bar{h}_t}{U_c \bar{c}_t} \tag{35}$$

としている。

前節と違って、**GDP** のトレンド変動が違っているため、生産等のトレンドからの乖離分の動きも異なってくる。そこで、**GDP** の動きを図表 21 に、消費の動きを図表 22 に、政府支出の動きを図表 23 に、生産の変動の要因分解を図表 24 に示している。(11)式が示すように、**GDP** のトレンドからの乖離の動き(図表 21)は労働時間のトレンドからの乖離の動き(図表 14)とまったく同じになる。図表 24 では、生産のトレンドからの変動には、**government wedge** 要因、**labor wedge** 要因、**other spending wedge** 要因がいずれも影響を与えていることがわかる。90年代後半の生産の低下には**labor wedge** 要因と**other spending wedge** 要因の動きが大きな影響を与えている。2002年以降の回復には、**other spending wedge** 要因の改善が寄与していることがわかる。

[図表 2 1 を挿入]

[図表 2 2 を挿入]

[図表 2 3 を挿入]

[図表 2 4 を挿入]

厚生損失の試算結果は図表 25 の通りである。経済厚生は生産の動きを反映して変動するが、トレンドでも定常マークアップの存在により労働投入が過小となっているために、生産・労働が減少し**labor wedge** が悪化する(マークアップが大きくなる)ほど、厚生損失は大きくなる。そのため、生産・労働が上下に同程度トレンドから乖離している場合の厚生トレンドからの乖離幅を比べると、下方向の方が大きくなる。この特徴は **Gali, Gertler**

and Lopez-Salido (2007)でも現れているが、その非対称の程度は目でみて容易に確認できるほど明確ではない。期間中の厚生 of 最大値と最小値の幅は、消費の 1.76% となり、Gali, Gertler and Lopez-Salido (2007) の計算例よりもわずかに小さい値となっている。

[図表 25 を挿入]

(3) 政策評価

厚生評価のもうひとつの方法は、効用関数が政府支出を含んで、

$$\begin{aligned} \frac{U_t - \bar{U}_t}{U_c \bar{c}_t} &\approx \hat{C}_t + \frac{1 - \tilde{\sigma}^{-1}}{2} \hat{C}_t^2 - (1 - \Phi_y) \left(\hat{Y}_{2t} + \frac{1 + \nu}{2} \hat{Y}_{2t}^2 \right) \\ &+ E_g \left[\frac{\bar{G}_t + \bar{I}_t}{\bar{C}_t} \left(\log(G_t + I_t) - \log(\bar{G}_t + \bar{I}_t) + \frac{1 - \tilde{\sigma}^{-1}}{2} (\log(G_t + I_t) - \log(\bar{G}_t + \bar{I}_t))^2 \right) \right] \end{aligned} \quad (36)$$

として表されると仮定する。ここで E_g は政府支出が直接的に生み出す効用を消費が生み出す効用と比較した場合の大きさを示すウエイトである²⁸。本稿の標準的なパラメータの設定値である $\tilde{\sigma}^{-1} = 1, \nu = 1$ を続けて仮定すると、政府支出が厚生に与える限界的な影響は

$$\frac{\partial \left(\frac{U_t - \bar{U}_t}{U_c \bar{c}_t} \right)}{\partial G_t} \approx (1 + \omega_l) E_g \frac{\bar{G}_t + \bar{I}_t}{\bar{C}_t (G_t + I_t)} + \frac{1}{C_t} (\omega_y - 1) - \frac{1}{Y_t} (1 - \Phi_y) \omega_y (1 + 2\hat{Y}_{2t}) \quad (37)$$

となる。したがって、政府支出が経済厚生に与える影響が正になる条件は

$$E_g > \frac{\bar{C}_t (G_t + I_t)}{(1 + \omega_l)(\bar{G}_t + \bar{I}_t)} \left[(1 - \omega_y) + \frac{C_t}{Y_t} (1 - \Phi_y) \omega_y (1 + 2\hat{Y}_{2t}) \right] \quad (38)$$

で表される。

これは、通常の景気変動を前提にすれば、政府支出乗数が高いほど、 \hat{Y} が低いほど（景気が悪いほど）政府支出が直接的に生み出す効用（ E_g ）が低くてもよい。

定量的な特性をみるために、(38)式の右辺の値を \bar{E}_g とし、それを計算していく。投資のクラウディングアウト効果はない（ $\omega_l = 0$ ）と仮定し、財政乗数については、図表 26 のように、0.5, 0.64（ $\omega_s = 0$ の場合）、1, 1.5 の 4 つのケースを考えて、感度分析をおこなう。

VAR モデルによる財政乗数の分析を展望した北浦・南雲・松木(2005)によれば、90年代

²⁸ ここでも引き続き、効用関数は政府支出について加法分離であると仮定する。 $E_g = 0$ であれば、(36)式は(27)式に一致する。

の財政乗数は1から1.5程度と推定され、80年代以降のマクロ計量モデルの推定結果と遜色ない水準であるとされている。彼ら自身の推定では、1を若干上回る程度となっている。米国を対象とした代表的な研究である **Blanchard and Perotti (2002)** では、財政乗数は1に近い値であるとされている。堀・鈴木・萱(1998)は、同一構造のマクロ計量モデルで財政乗数を推定し、80年代と90年代に大きな変化は見られなかったとしている。一方で、1990年代に財政乗数が低下したとよくいわれるが、北浦・南雲・松木(2005)は、財政支出拡大時点で民間設備投資が減少した現象をどう評価するかの違いとして、この相違を整理している。すなわち、財政乗数が低下したという結果を導いた研究は、財政支出から民間設備投資への因果関係として織り込んでいる。しかし、投資の減退が生じる環境で財政出動をおこなうと解釈すれば、90年代でも以前と大きく変わらない乗数が得られる。本稿での財政乗数に関する感度分析は、このような研究の知見を反映して、設定された。

[図表 26 を挿入]

\bar{E}_g を図示したのが図表 27 である。図では、 \bar{E}_g の値は、政府支出乗数の影響を大きく受けること（具体的には、政府支出乗数が 0.5 上昇すれば、 \bar{E}_g は 0.3 程度低下）、政府支出乗数が高いほど景気に対する \bar{E}_g の反応は大きくなることが確認できる。

[図表 27 を挿入]

政府支出の水準（対 GDP）とその限界効用が安定的な関係にあり、かつ限界効用は逓減するとすれば、 \bar{E}_g が低下（上昇）すると望ましい政府支出水準は増加（減少）する。このような相関関係が実際に見られるかを確かめるために、その他政府支出（対名目 GDP 比）と \bar{E}_g を1つの図に重ねたのが、図表 28 である。小泉政権期以前には、方向は似通った動きをしていたが、小泉政権期以降は、 \bar{E}_g は低下していたにもかかわらず、政府支出も減少していることがわかる。この減少にはさまざまな解釈が可能である。まず、経済が低迷しており、政府支出を増加させるのが適切であったにもかかわらず、逆の政策をとったという解釈があり得る。しかし、方向が似通っていても水準が正しいとは限らず、小泉政権期以前は、政府支出が過大で、小泉政権期に縮小させることは、適正な水準に近づく過程であったという解釈も可能である。また、政府支出の水準とその限界効用が安定的な関係にはなく、小泉政権期には、政府支出の限界効用が低下したという解釈も可能である。

確定的な回答を出せないのは、政府支出がもたらす直接的な効用に関する知識が不足しているからである。より詳細な政策的含意を導き出すためには、政府支出を含んだ効用関数を特定化して、必要なパラメータを推定する必要がある。

[図表 28 を挿入]

6 結論

本稿は、長期低迷・デフレが財政にどのような影響を与えたのか、長期低迷・デフレ期にどのような財政運営がされるべきだったのか、の2つの問題意識にかかわる分析をおこなった。

政府の支出・収入項目が経済環境にどのように反応するかを推定し、その結果をもとに長期低迷・デフレがかりになかったとした経済の経路を与えた場合の、財政収支のシミュレーションをおこなった。その結果、政府債務残高（対名目 GDP 比）は現実値よりも **26** ポイント程度改善していたと推計された。

財政支出が所得に与えた影響について、景気循環会計の手法を用いた分析をおこなった。本稿では、**90** 年代に生じた労働時間の傾向的減少に関して、所定内労働時間の短縮等の構造的部分を取り出し、それらは循環要因ではなく、選好の変化にともなうトレンドの変動であると解釈している。この立場から、労働投入の歪み、生産性の変動、政府支出・投資支出等の変動のいずれもが影響を与えていることを見た。

さらに、特定化された同時点の消費と労働に関する効用関数を基に、所得の変動を経済厚生の変動に変換する手続きを紹介した。わが国に適用すると、**1997** 年から最近まで、**2001** 年度を底にした、厚生水準の低迷があることがわかった。経済安定化の観点からは、この時期に拡張的な政策が必要とされる。小泉政権のもとで政府支出が縮小傾向に転じたのが、この底の時期にほぼ重なることは、非常に興味深い現象である。この一致を見て直ちに、小泉政権期以降の財政再建が間違っていたとか、政府支出を増やすべきだったとは結論できない。それ以前の政府支出が過大であった可能性があるし、政府支出の便益と費用が計測されなければ、規模の是非を論じることはできないからである。本稿では、政府支出の効用への直接的な影響についての確定的な知識がない現状を鑑み、特定化を進めて結論を導くのではなく、将来の分析への足固めとなる方向への考察をおこなった。具体的には、政府支出の効用への直接的な影響の水準がどの程度であれば、財政支出の拡大が厚生への正の影響をもつかの試算をおこなった。今後の研究によって政府支出の効用への直接的な影響がより正確に計測できるようになれば、ここで示された方法に沿って、財政政策の是非が検討できるようになるであろう。

最後に残された課題について触れておく。本稿では選好パラメータは唯一の組み合わせしか採用していないが、感度分析をおこなう必要がある。また、5 節で示された厚生分析はまだ出発点に立ったばかりであり、明らかにされたこと以上に、将来の課題があり、今後の研究の進展が望まれる。

参考文献

- Aiyagari, S. Rao, Lawrence J. Christiano and Martin Eichenbaum (1992), "The Output, Employment, and Interest Rate Effects of Government Consumption," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 30, No. 1, October, pp. 73-86.
- Alesina, Alberto, and Alan Drazen (1991), "Why Are Stabilization Delayed?" *American Economic Review*, Vol. 81, No. 5, December, pp. 1170-1188.
- Alesina, Alberto, and Roberto Perotti (1995), "The Political Economy of Budget Deficits," *IMF Staff Papers*, Vol. 42, No. 1, March, pp. 1-31.
- Aschauer, David, and Jeremy Greenwood (1985), "Macroeconomic Effects of Fiscal Policy," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 23, Autumn, pp. 91-138.
- Baxter, Marianne and Robert G. King (1993), "Fiscal Policy in General Equilibrium," *American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, June, pp. 315-334.
- Benigno, Pierpaolo, and Michael Woodford (2004), "Optimal Monetary and Fiscal Policy: A Linear-Quadratic Approach," in Mark Gertler and Kenneth Rogoff eds., *NBER Macroeconomics Annual 2003*, Cambridge, MA: MIT Press, pp. 271-333.
- Benigno, Pierpaolo, and Michael Woodford (2005), "Inflation Stabilization and Welfare: The Case of a Distorted Steady State," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 3, No. 6, December, pp. 1185-1236.
- Benigno, Pierpaolo, and Michael Woodford (2006), "Optimal Inflation Targeting under Alternative Fiscal Regimes," NBER Working Paper No. 12158.
- Blanchard, Olivier and Roberto Perotti (2002), "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes and Input," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, Issue 4, November, pp. 1329-1368.
- Campbell, John Y., and N. Gregory Mankiw (1989), "Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence," in Olivier J. Blanchard and Stanley Fischer eds., *NBER Macroeconomics Annual 1989*, Cambridge, MA: MIT Press, pp.185-216.
- Eggertsson, Gaudi B., and Michael Woodford (2006), "Optimal Monetary and Fiscal Policy in a Liquidity Trap," in Richard H. Clarida, Jeffrey A. Frankel, Francesco Giavazzi and Kenneth D. West eds., *NBER International Seminar on Macroeconomics 2004*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Gali, Jordi, Mark Gertler and J. David Lopez-Salido (2007), "Markups, Gaps, and the Welfare Costs of Business Fluctuations," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 89, No. 1, February, pp. 44-59.
- Gali, Jordi, J. David Lopez-Salido and Javier Valles (2007), "Understanding the Effects

of Government Spending on Consumption,” *Journal of the European Economic Association*, Vol. 5, No. 1, March, pp. 227-270.

Hayashi, Fumio and Edward C. Prescott (2002), “The 1990s in Japan: A Lost Decade,” *Review of Economic Dynamics*, Vol. 5, No. 1, January, pp. 206-235.

堀雅博・鈴木晋・萱園理(1998), 「短期日本経済マクロ計量モデルの構造とマクロ経済政策の効果」, 『経済分析』, 第 157 号, 10 月

井堀利宏(2003), 「財政」, 橘木俊詔編『戦後日本経済を検証する』, 東京大学出版会, 161-225 頁

井堀利宏・土居丈朗(2007), 「財政政策の評価」, 林文夫編『経済制度設計』, 勁草書房, 3-50 頁

岩本康志 (2005), 「公共投資は役に立っているのか」, 大竹文雄編『応用経済学への誘い』, 日本評論社, 115-136 頁

北浦修敏・南雲紀良・松木智博(2005), 「財政政策の短期的効果についての分析」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第 78 号, 8 月, 131-170 頁

Kobayashi, Keiichiro and Masaru Inaba (2006), “Business Cycle Accounting for the Japanese Economy,” *Japan and the World Economy*, Vol. 18, No. 4, December, pp. 418-440.

Mulligan, Casey B. (2002), “A Century of Labor-Leisure Distortions,” NBER Working Paper No. 8774.

Ravn, Morten, Stephanie Schmitt-Grohe and Martin Uribe (2006), “Deep Habits,” *Review of Economic Studies*, Vol. 73, No. 1, January, pp. 195-218.

Schmitt-Grohe, Stephanie and Martin Uribe (2004a), “Optimal Fiscal and Monetary Policy under Sticky Prices,” *Journal of Economic Theory*, Vol. 114, No. 2, February, pp. 198-230.

Schmitt-Grohe, Stephanie and Martin Uribe (2004b), “Optimal Fiscal and Monetary Policy under Imperfect Competition,” *Journal of Macroeconomics*, Vol. 26, No. 2, June, pp. 183-209.

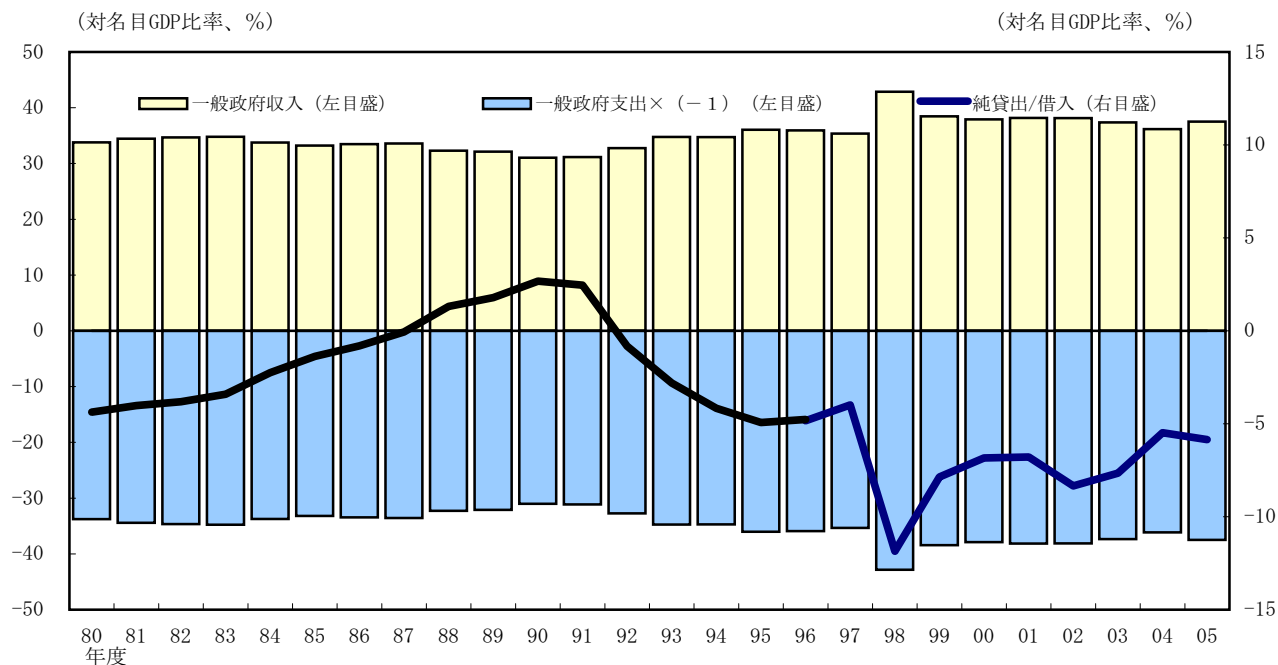
Schmitt-Grohe, Stephanie and Martin Uribe (2005), “Optimal Fiscal and Monetary Policy in a Medium-Scale Macroeconomic Model,” in Mark Gertler and Kenneth Rogoff eds., *NBER Macroeconomics Annual 2005*, Cambridge, MA: MIT Press, pp. 383-425.

Siu, Henry E. (2004), “Optimal Fiscal and Monetary Policy with Sticky Prices,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51, No. 3, April, pp. 575-607.

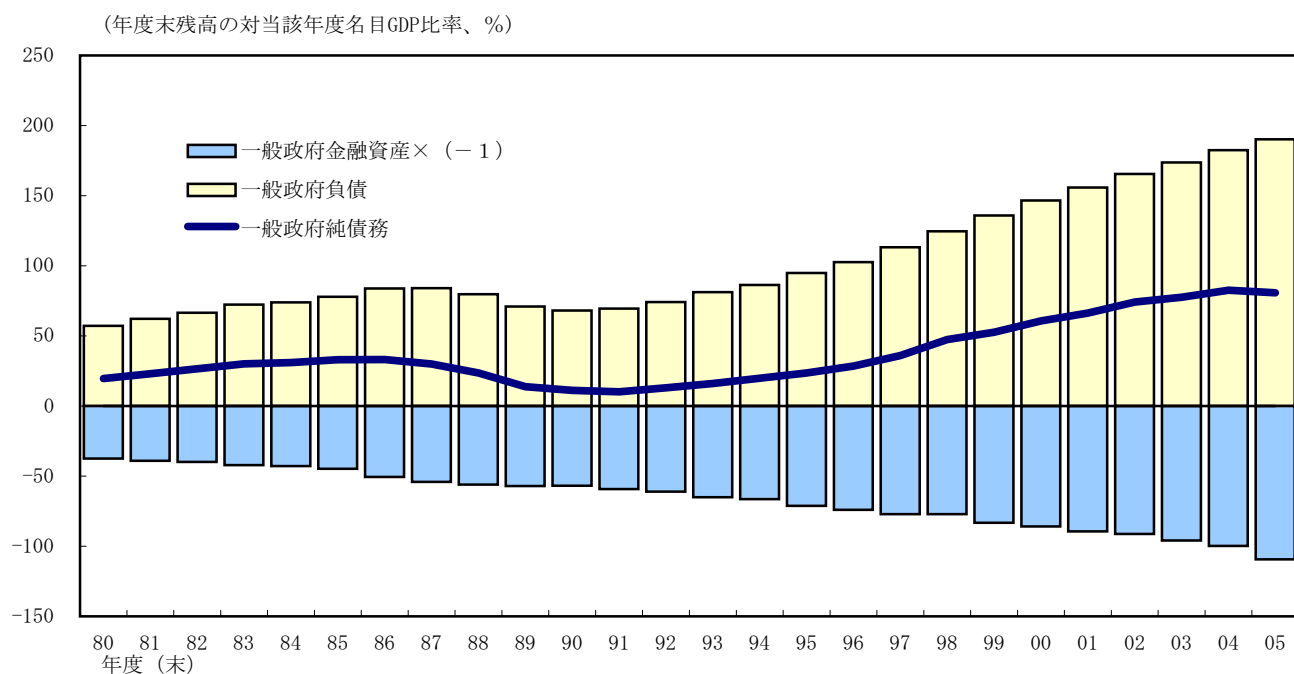
Woodford, Michael (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton, Princeton University Press.

一般政府の財政状況

(1) 純貸出/借入の対名目GDP比率



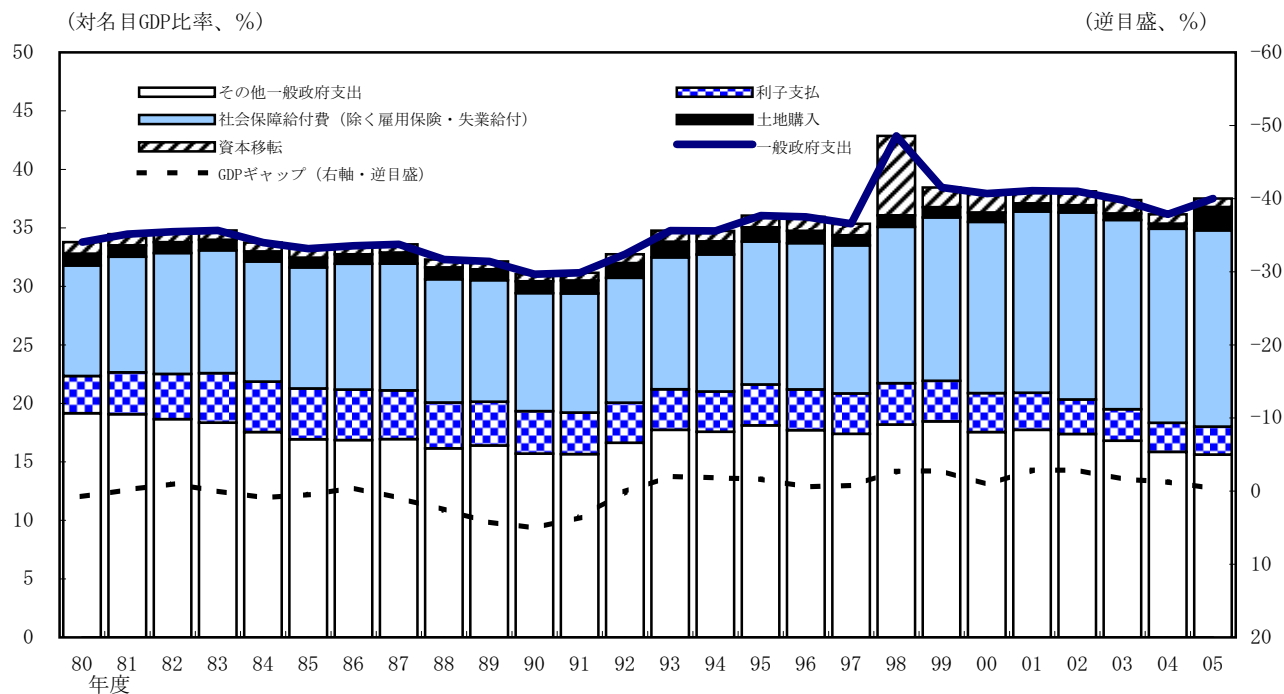
(2) 一般政府純債務の対名目GDP比率



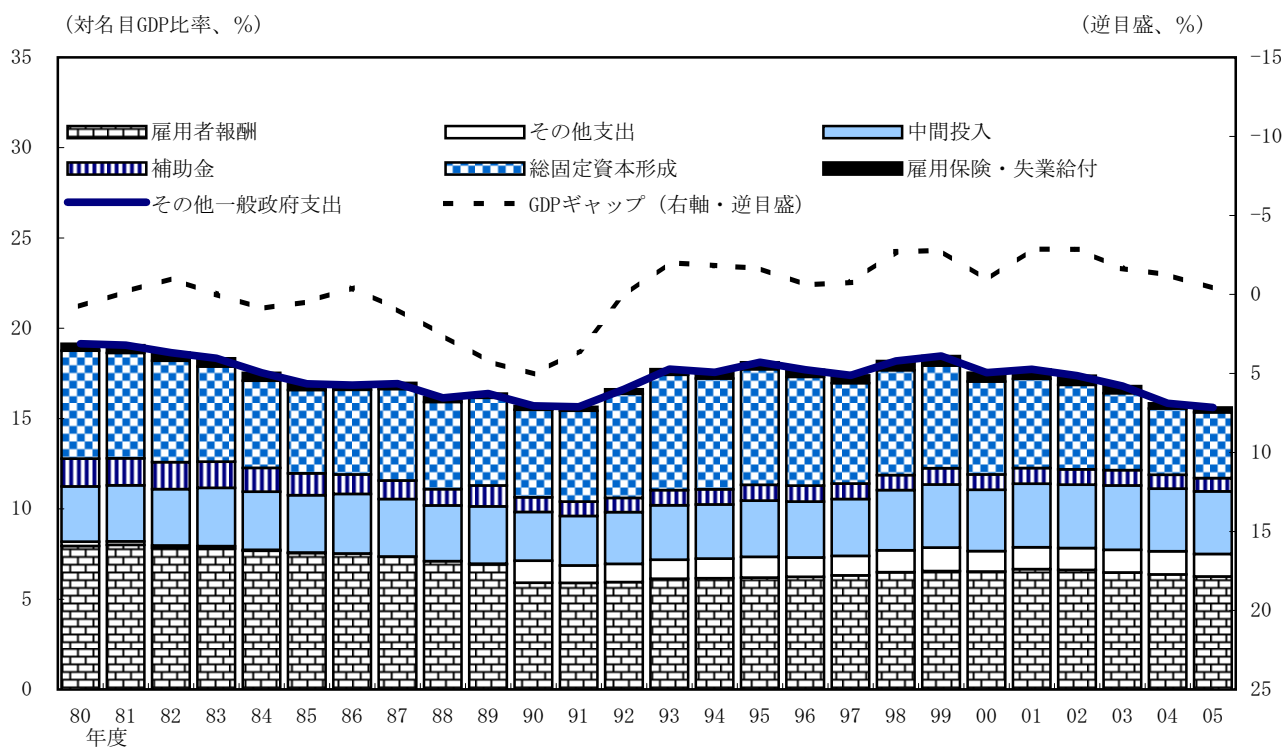
(注) 1. 全てSNAベース。
2. 純債務は負債から金融資産を差し引いたもの。時価ベース。
(資料) 内閣府「国民経済計算」

一般政府支出の対名目GDP比率

(1) 一般政府支出の対名目GDP比率



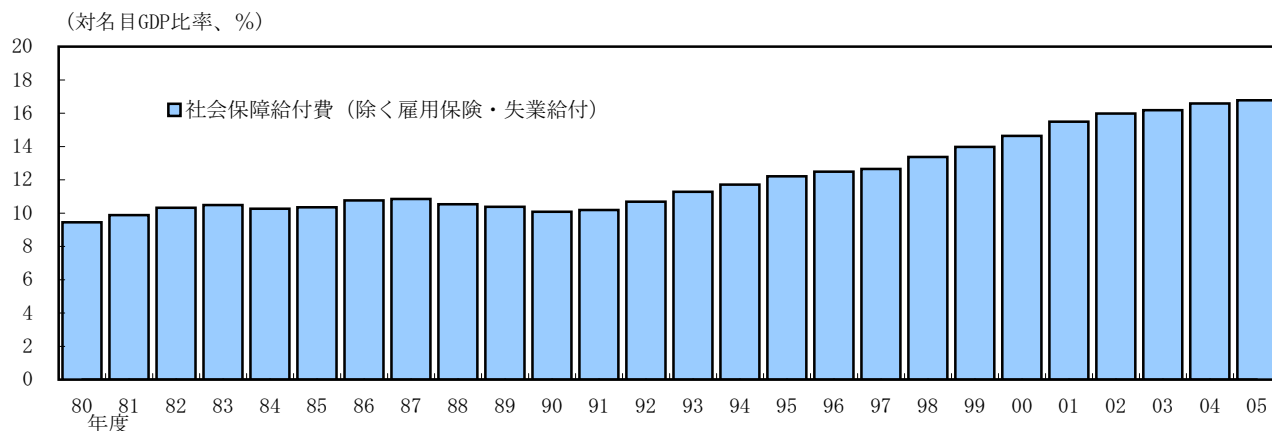
(2) その他一般政府支出の対名目GDP比率



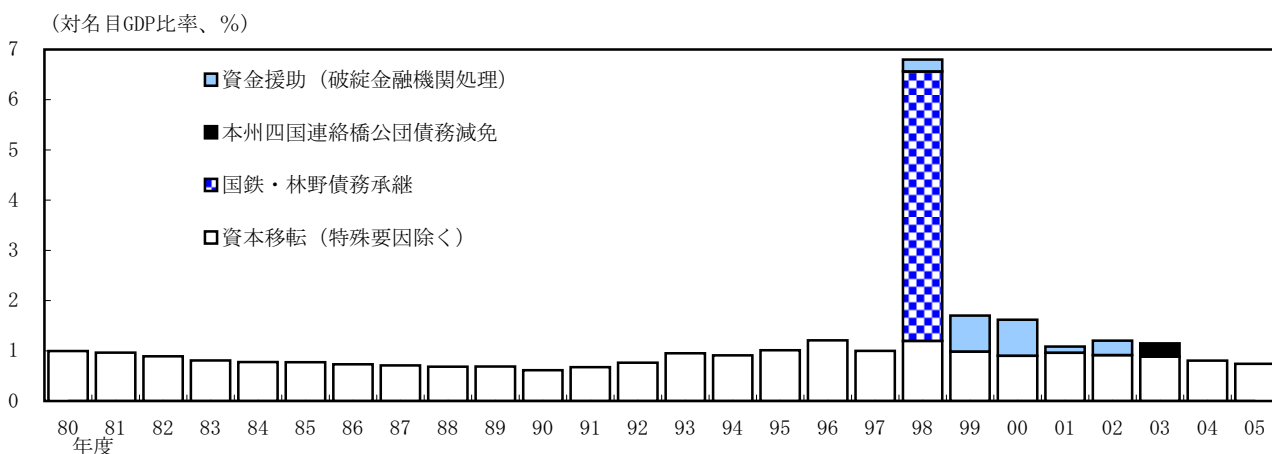
(資料) 内閣府「国民経済計算」等

社会保障・資本移転・土地の購入の対名目GDP比率

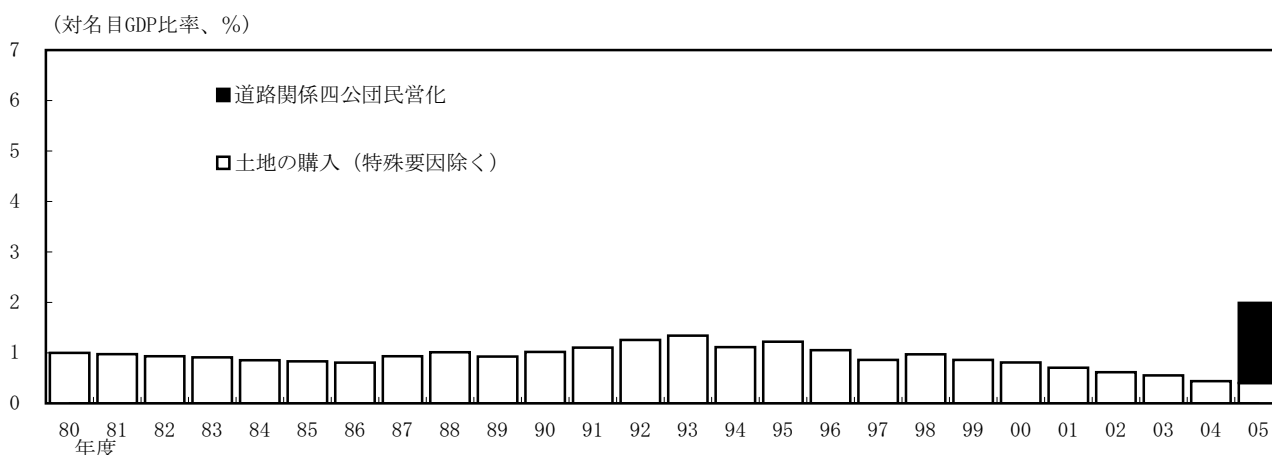
(1) 社会保障給付費（除く雇用保険・失業給付）の対名目GDP比率



(2) 資本移転の対名目GDP比率

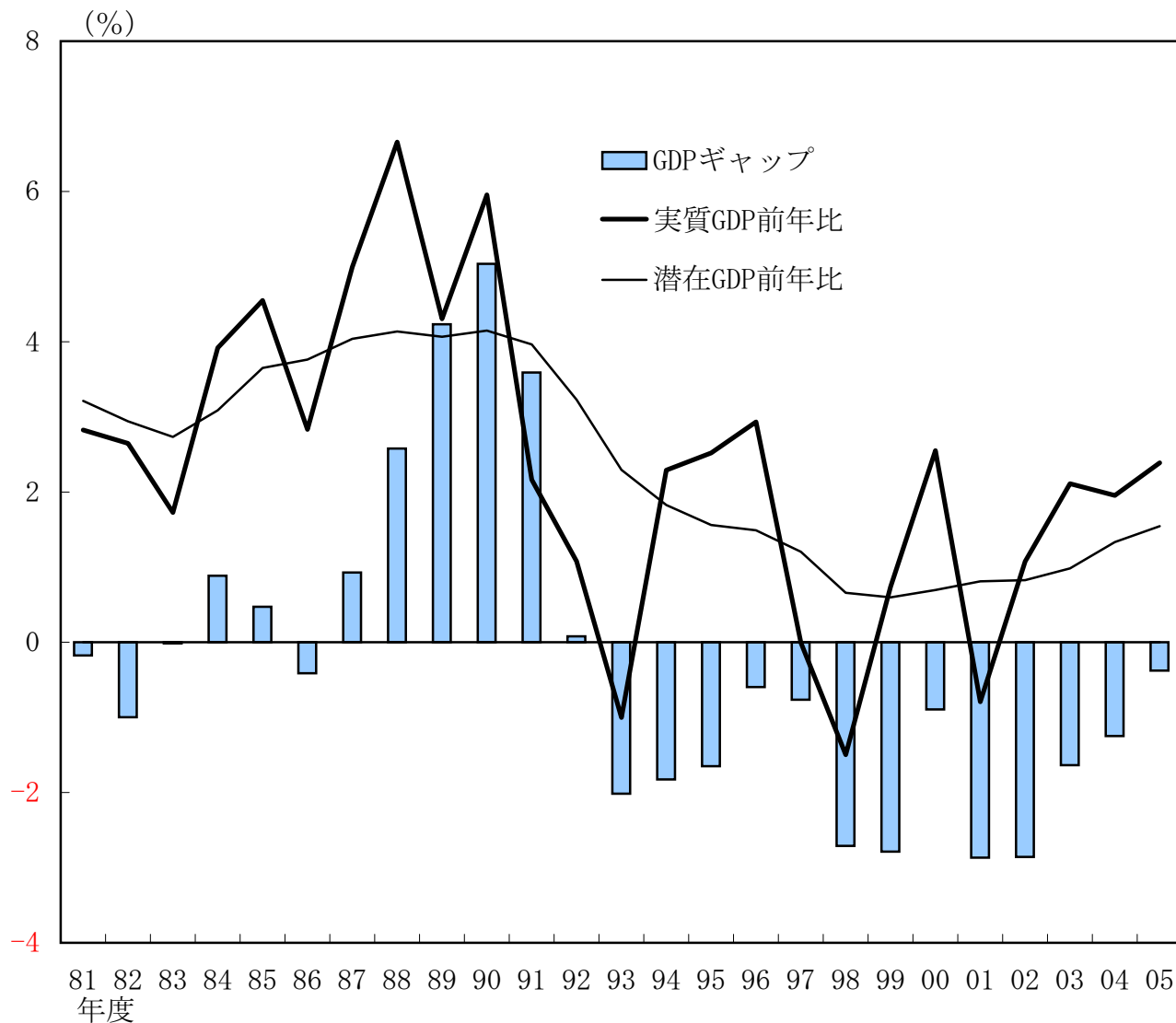


(3) 土地の購入の対名目GDP比率



(資料) 内閣府「国民経済計算」等

実質GDPと潜在GDP



(参考) 1986年度～2005年度までの平均値

実質GDP：(平均年率) 2.1%

潜在GDP：(平均年率) 2.1%

GDPギャップ：(単純平均) -0.3%

(参考) 1986年度～1991年度までの平均値

実質GDP：(平均年率) 4.5%

潜在GDP：(平均年率) 4.0%

GDPギャップ：(単純平均) 2.7%

(参考) 1992年度～2005年度までの平均値

実質GDP：(平均年率) 1.2%

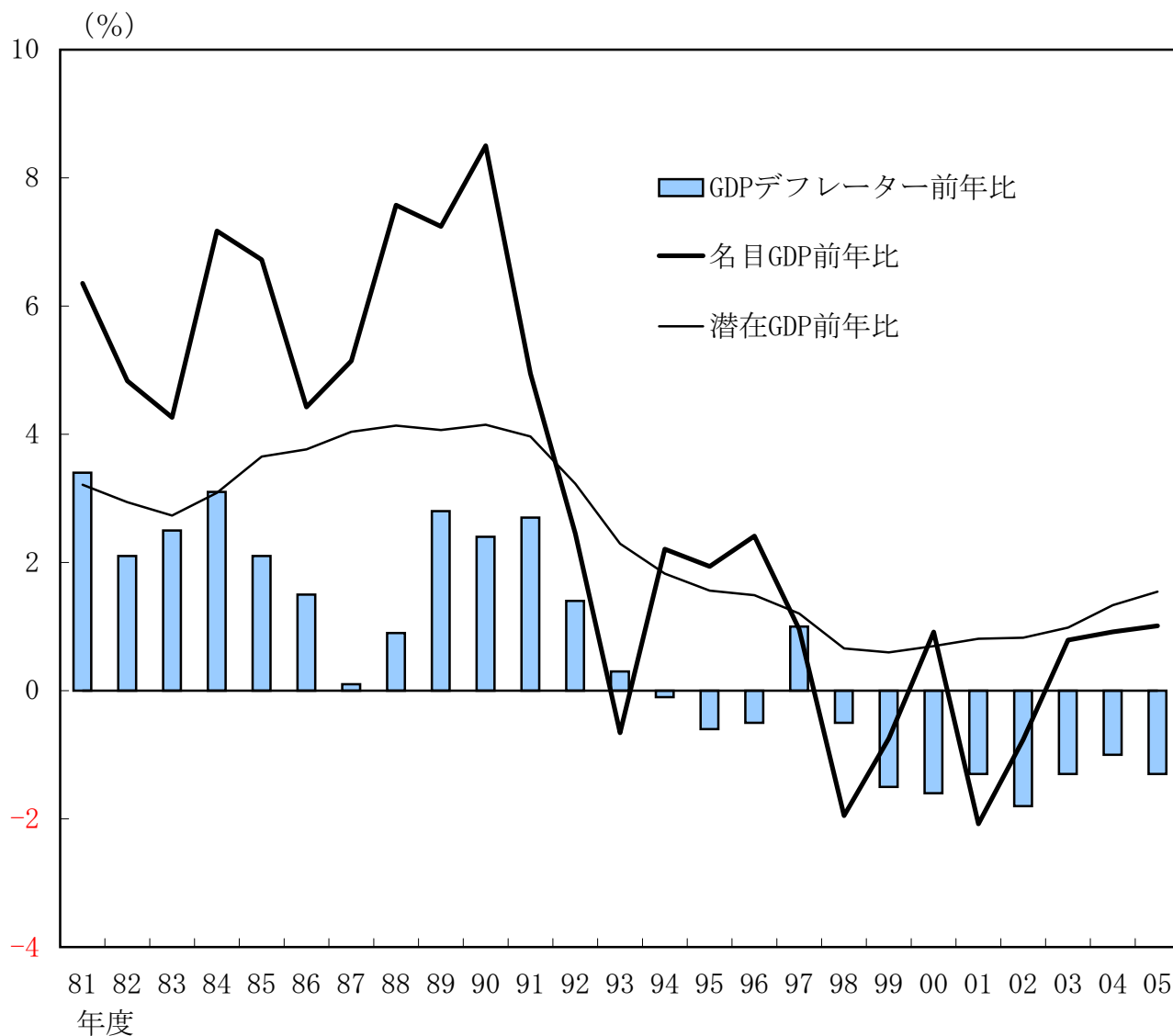
潜在GDP：(平均年率) 1.4%

GDPギャップ：(単純平均) -1.6%

(注) 潜在GDPとGDPギャップは日本銀行調査統計局が試算したもの。

(資料) 内閣府「国民経済計算」等

名目GDPとGDPデフレーター



(参考) 1986年度～2005年度までの平均値

名目GDP：(平均年率) 2.2%

潜在GDP：(平均年率) 2.1%

GDPデフレーター：(平均年率) 0.1%

(参考) 1986年度～1991年度までの平均値

名目GDP：(平均年率) 6.3%

潜在GDP：(平均年率) 4.0%

GDPデフレーター：(平均年率) 1.7%

(参考) 1992年度～2005年度までの平均値

名目GDP：(平均年率) 0.5%

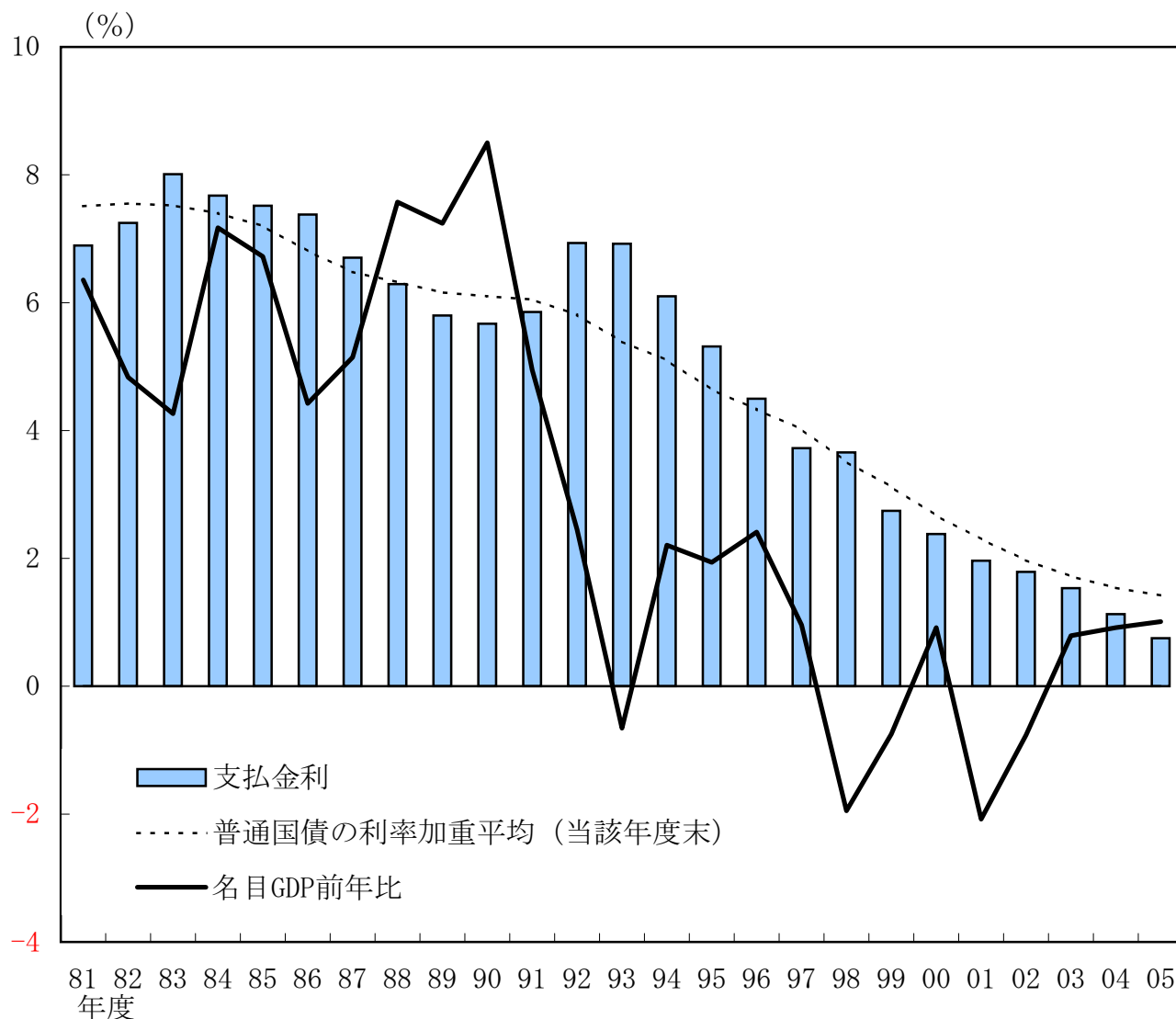
潜在GDP：(平均年率) 1.4%

GDPデフレーター：(平均年率) -0.6%

(注) 潜在GDPとGDPギャップは日本銀行調査統計局が試算したもの。

(資料) 内閣府「国民経済計算」等

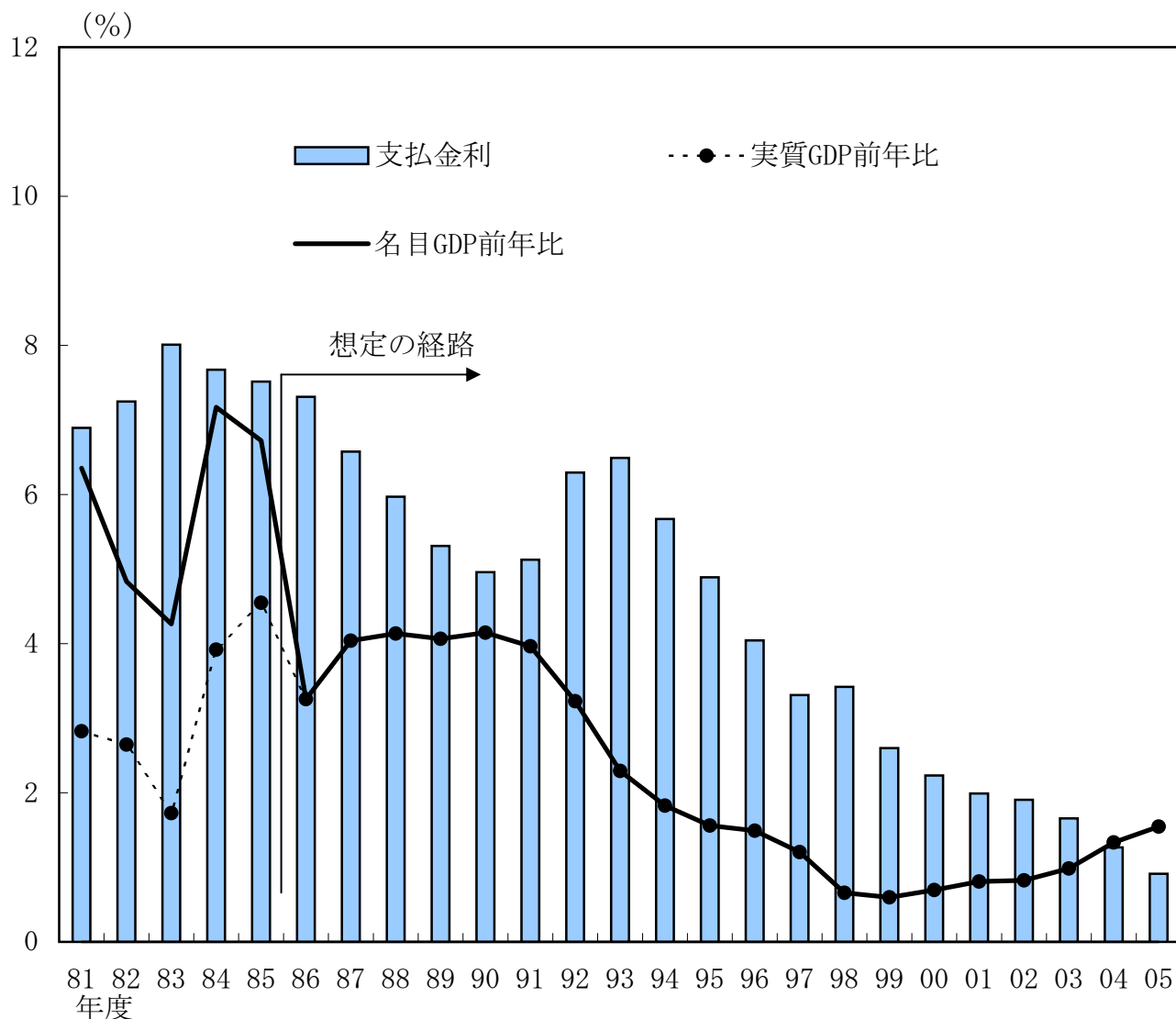
支払金利と名目GDP前年比



- (注) 1. 本稿では (当該年度純利払/前年度末純有利子負債) ×100を当該年度の支払金利と呼ぶこととする。
2. 本稿での一般政府の純有利子負債とは以下の方法で算出されたもの。まず、1980年度の一般政府の純債務から同負債側の株式・出資金を除き、同金融資産側の株式・出資金を加えたものを算出。それを1980年度の純有利子負債とする。それ以降については、前年度末の純有利子負債から当該年度の貯蓄投資差額と負債側の株式・出資金の前年度末からの増加分を差し引き、金融資産側の株式・出資金の前年度末からの増加分を加えたものを当該年度の純有利子負債とする。なお、他に潜在的に調整すべき項目として、直接投資と保険・年金準備金があるが、一般政府に関してはこれらはゼロとなっているため調整を要しない。

(資料) 内閣府「国民経済計算」、財務省

実質・名目GDP前年比と支払金利に関する仮定



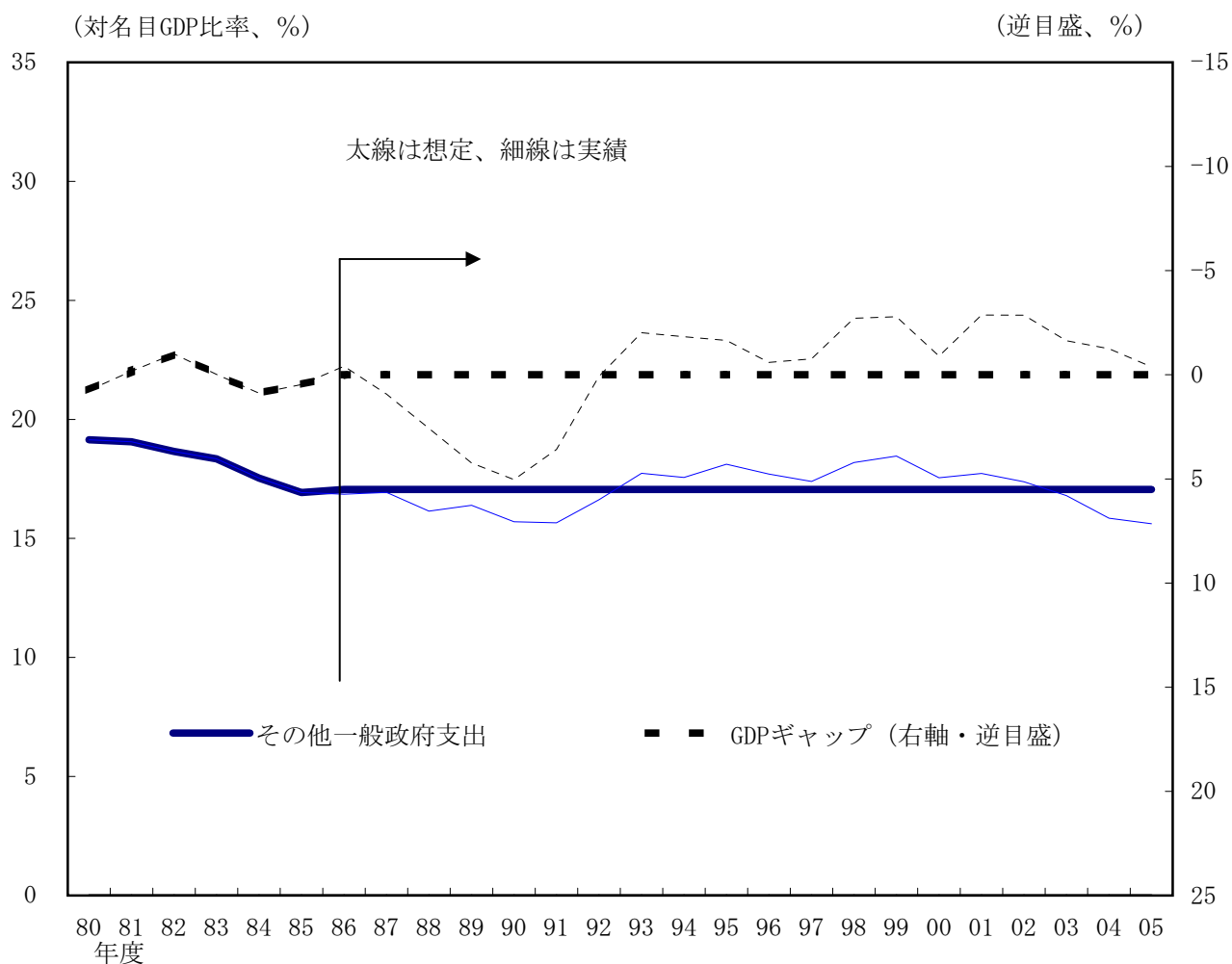
	1986-2005年度			1986-1991年度			1992-2005年度		
	想定	実績	差	想定	実績	差	想定	実績	差
実質GDP (平均年率)	2.1	2.1	0.0	3.9	4.5	-0.6	1.4	1.2	0.2
名目GDP (平均年率)	2.1	2.2	-0.1	3.9	6.3	-2.4	1.4	0.5	0.9
支払金利 (単純平均)	4.1	4.4	-0.3	5.9	6.3	-0.4	3.3	3.5	-0.2

(注) 1. 実質GDPについては、1985年度までは実績の経路、1986年度以降はGDPギャップがゼロで推移すると仮定。名目GDPについては1985年度までは実績の経路、1986年度以降は実質GDPと同じ伸び率で変化する (=GDPデフレーターが不変) と仮定。

2. 支払金利の経路の決め方については(図表10)を参照。

(資料) 内閣府「国民経済計算」等

その他一般政府支出の経路



(参考) その他一般政府支出の経路の想定方法
以下の推計式の関係とGDPギャップの想定を用いて、その他一般政府支出の想定経路を設定。

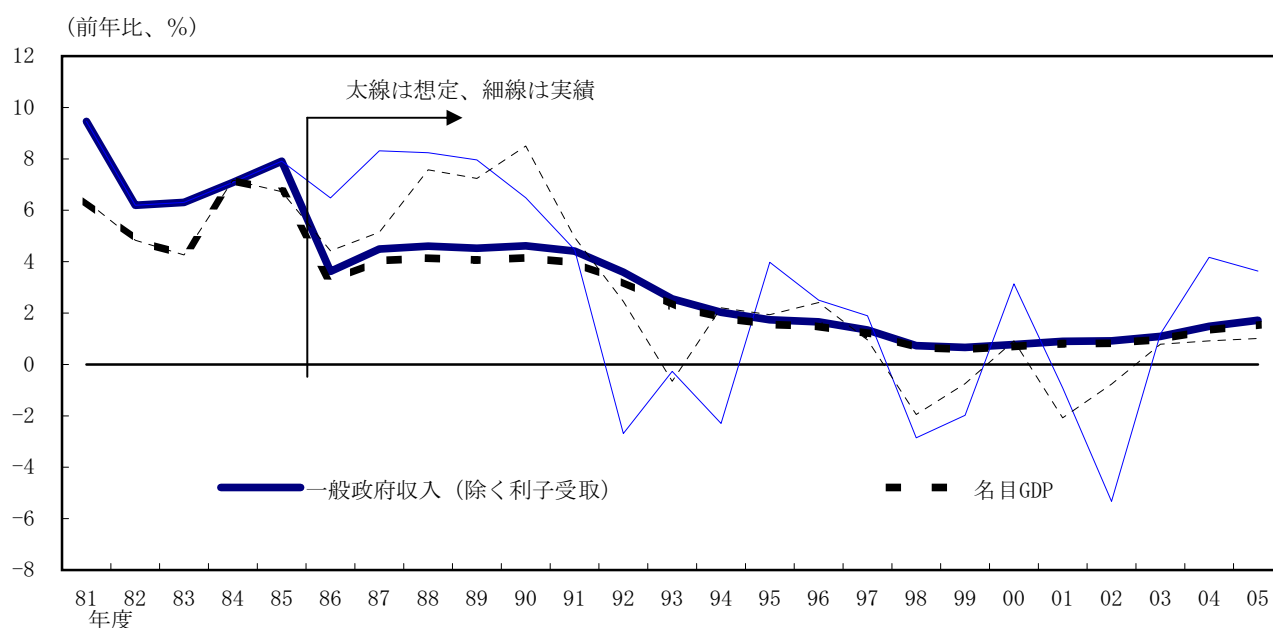
$$\text{その他一般政府支出の対名目GDP比率前年差} = -0.274528 \times \text{GDPギャップ前年差} \\ (-4.405562)$$

() 内の数値はt値。

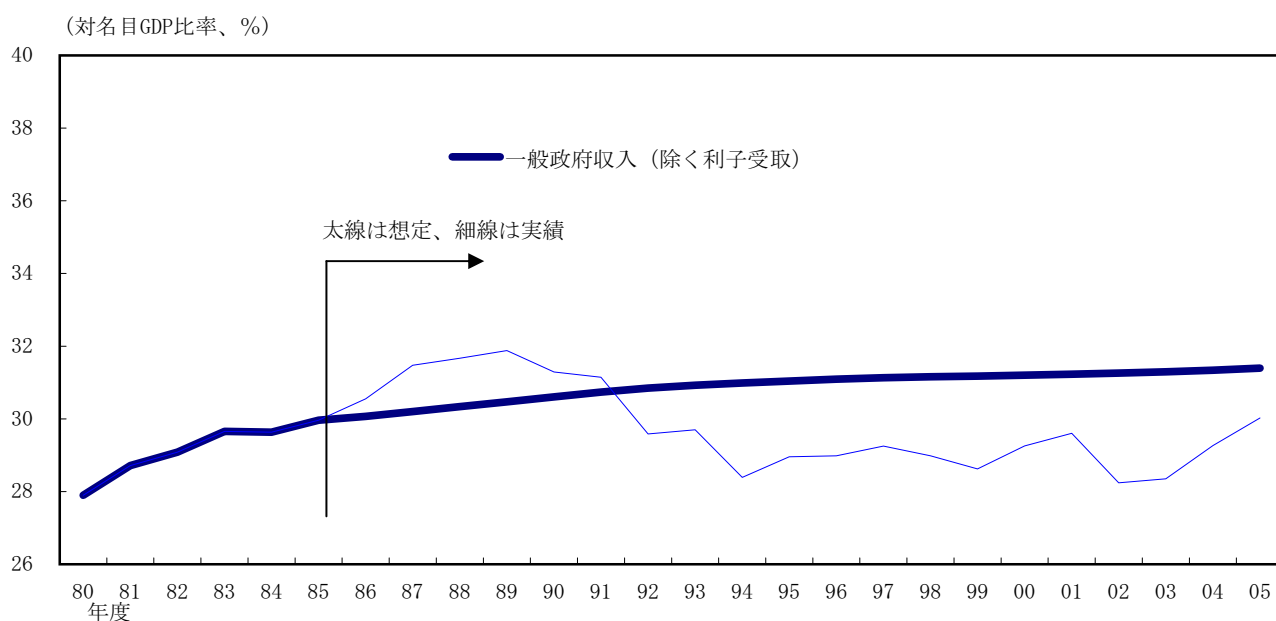
(注) 定数項を入れた定式の下でも推計を行ない、定数項は有意でない
(定数項のp値は0.0855) ことを確認済み。
(資料) 内閣府「国民経済計算」等

一般政府収入の経路

(1) 前年比



(2) 対名目GDP比率



(参考) 一般政府収入の経路の想定方法

以下の推計式の関係と名目GDPの想定を用いて、一般政府収入の想定経路を設定。

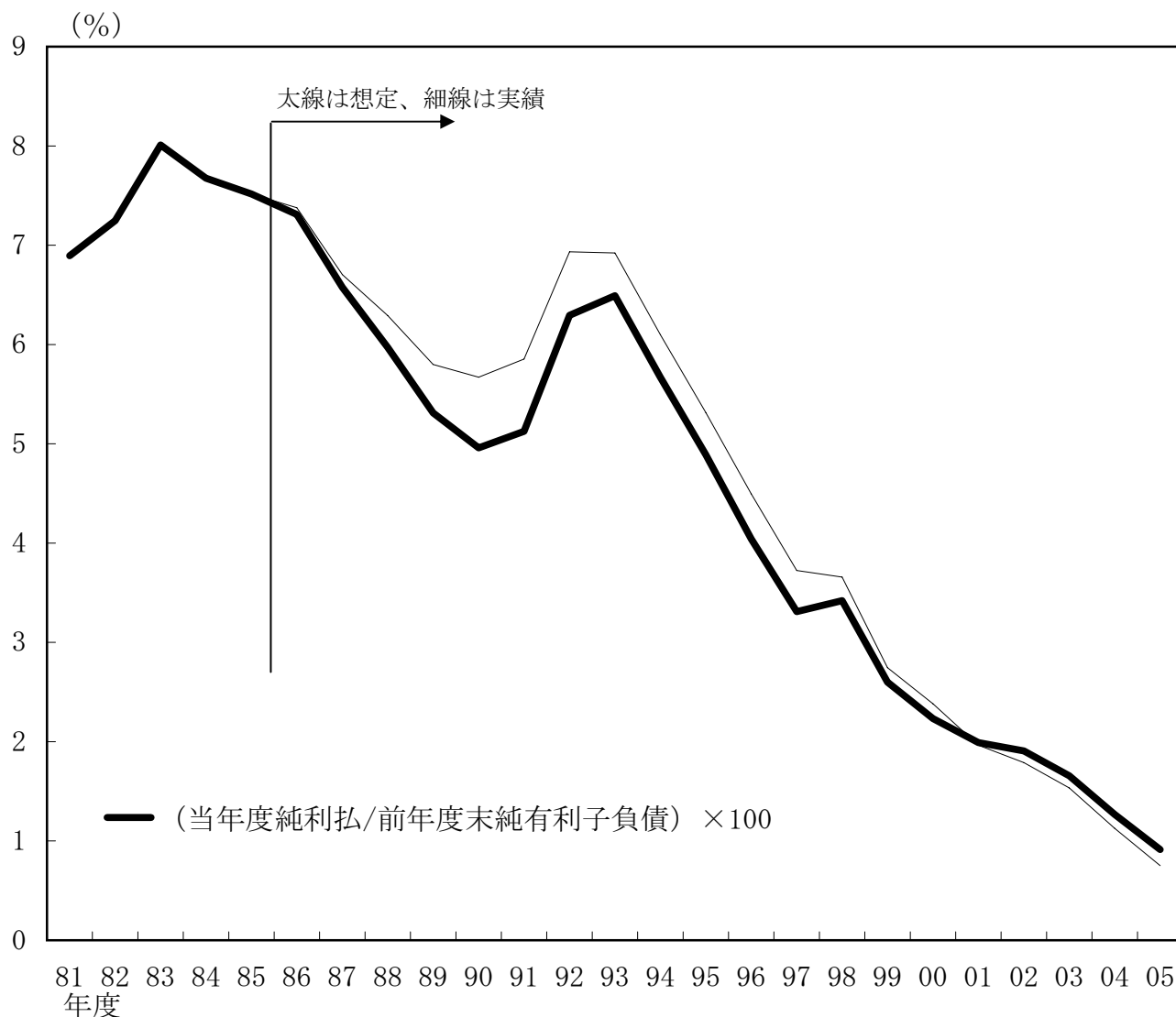
$$\text{一般政府収入 (除く利子受取) 前年比} = 1.112837 \times \text{名目GDP前年比} \\ (10.33443)$$

() 内の数値はt値。

(注) 定数項を入れた定式の下でも推計を行ない、定数項は有意でない
(定数項のp値は0.9923) ことを確認済み。

(資料) 内閣府「国民経済計算」等

支払金利の経路



(参考) 支払金利の経路の想定方法

以下の推計式の関係と名目GDP前年比の想定を用いて支払金利の経路を設定。
 なお、1986年度の支払金利を計算する時には、前期の支払金利としては前年度の支払金利実績を用いる。それ以降の年度については想定の前年度の支払金利を用いる。なお、想定を支払金利を求める際は、推計式より得られた値に実績を用いたフルサンプル推計時に得られる各年度の推計誤差を足し上げることとする。

— 誤差は外貨建資産等、名目GDPでは説明できない部分を表しており、その部分については想定の場合においても生じるものと仮定。

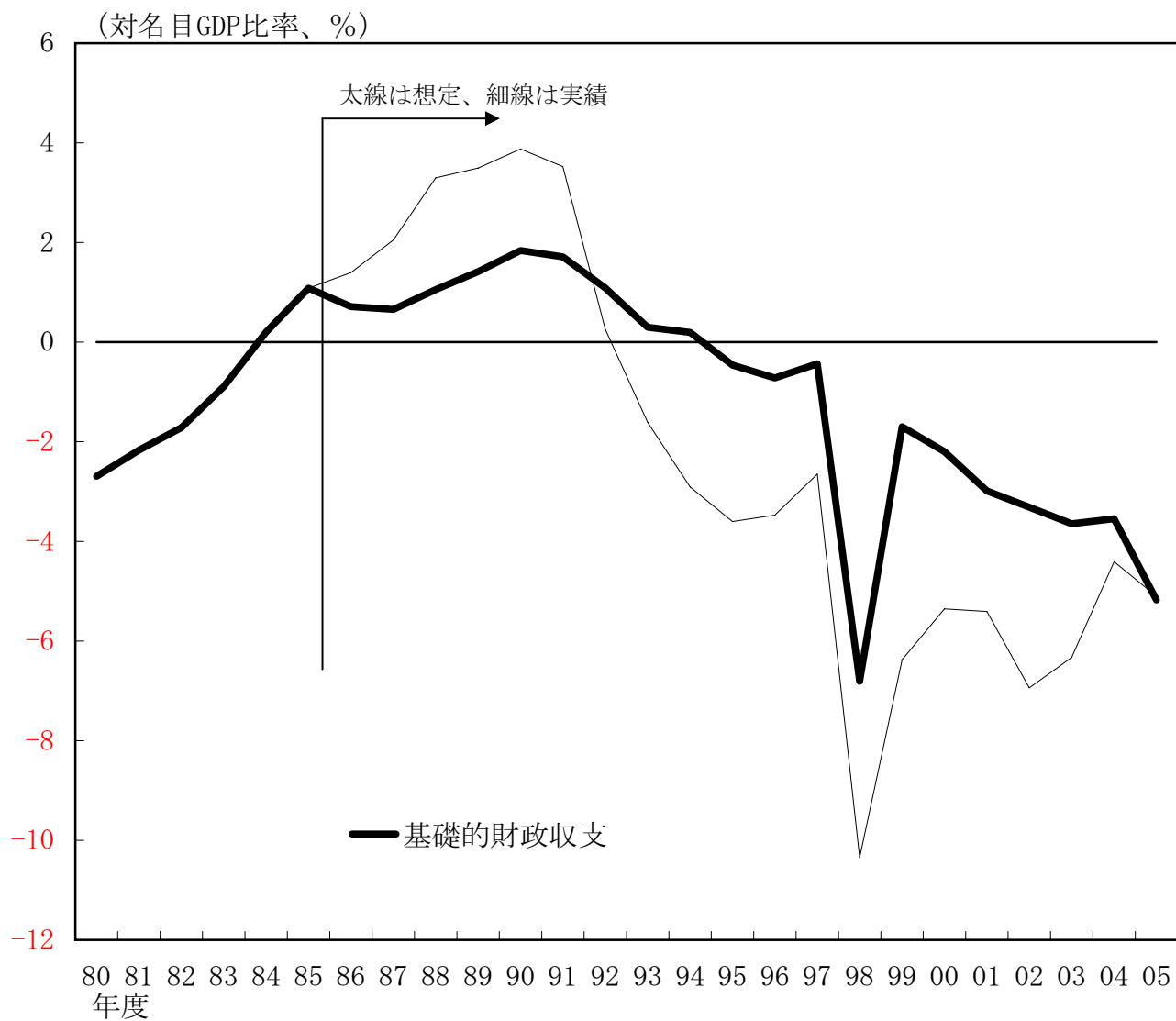
支払金利 = $(1-C) \times \text{名目GDP前年比} + C \times \text{前年度の支払金利}$

推計結果：C=0.941794、Cに関するt値：28.8

(注) Wald検定により、上記の定式化における係数の制約が正しいという帰無仮説を棄却できない (p値：0.3501) ことを確認済み。

(資料) 内閣府「国民経済計算」等

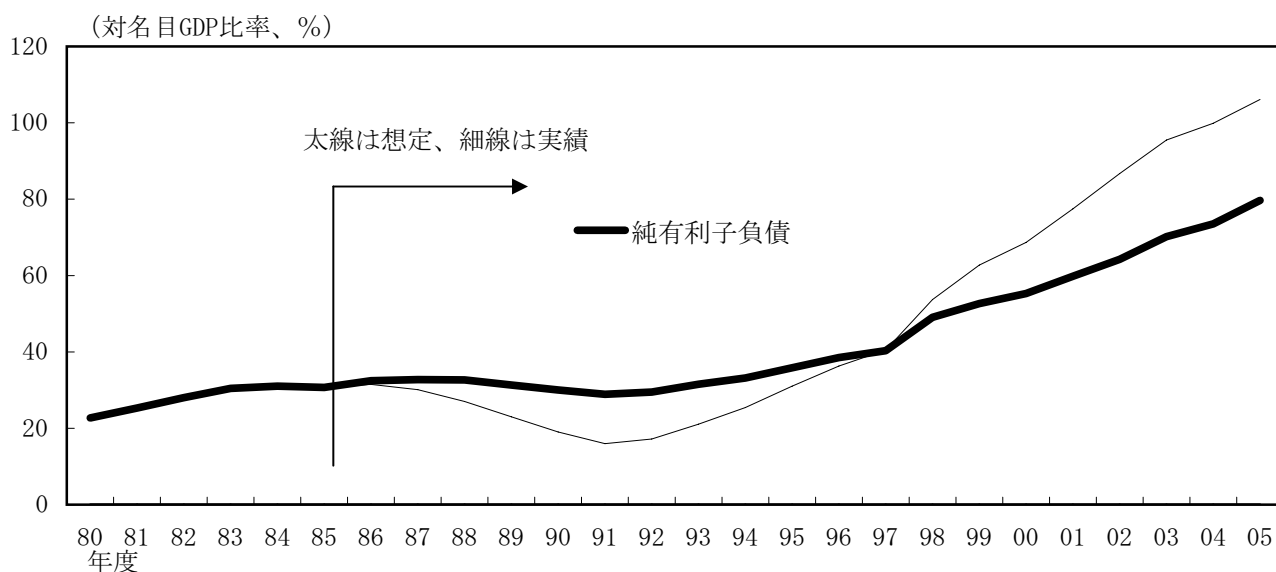
基礎的財政収支の経路



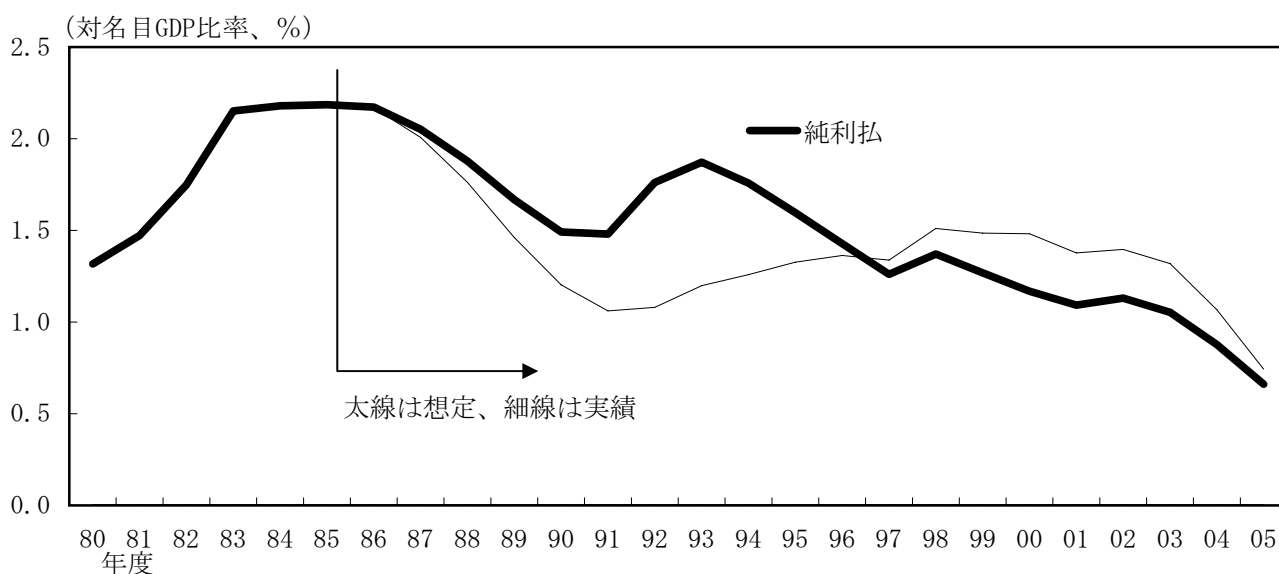
(資料) 内閣府「国民経済計算」等

純有利子負債と純利払の経路

(1) 純有利子負債の対名目GDP比率



(2) 純利払の対名目GDP比率

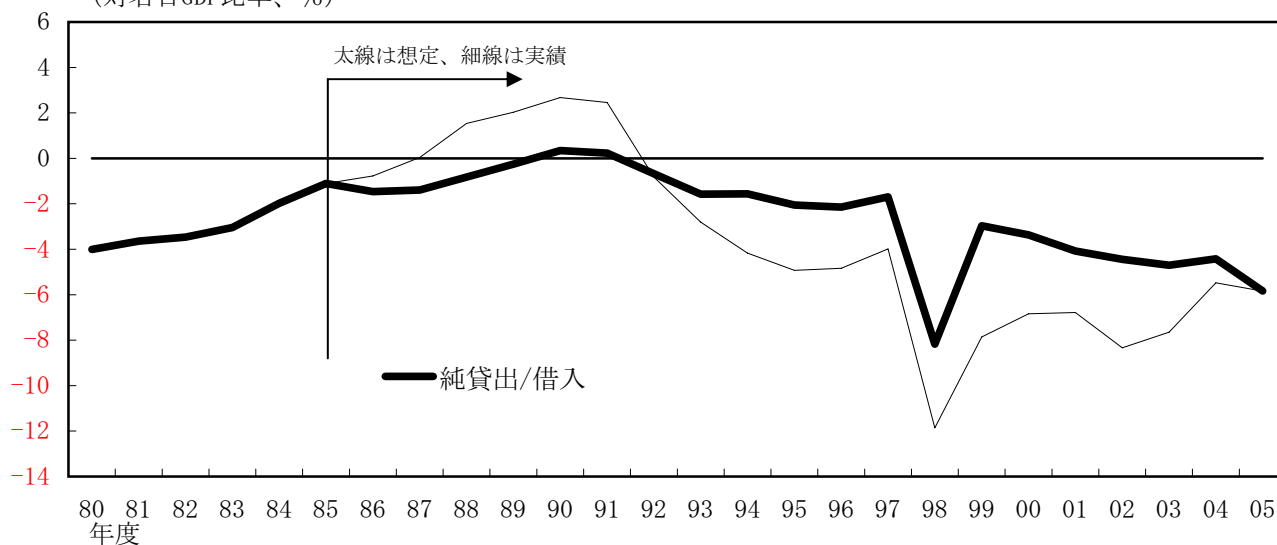


(注) 株式・出資金の対名目GDP比率は実現値と同じ値をとると仮定して試算。
(資料) 内閣府「国民経済計算」等

純貸出/借入の経路

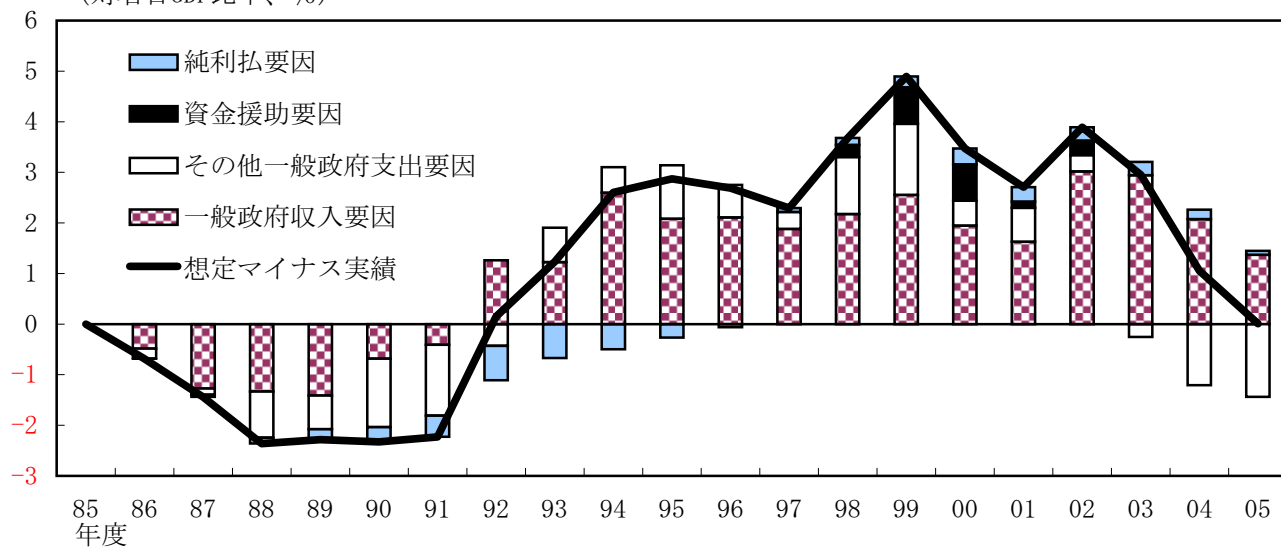
(1) 純貸出/借入の対名目GDP比率

(対名目GDP比率、%)



(2) 純貸出/借入の対名目GDP比率の想定と実績の差分の寄与度分解

(対名目GDP比率、%)



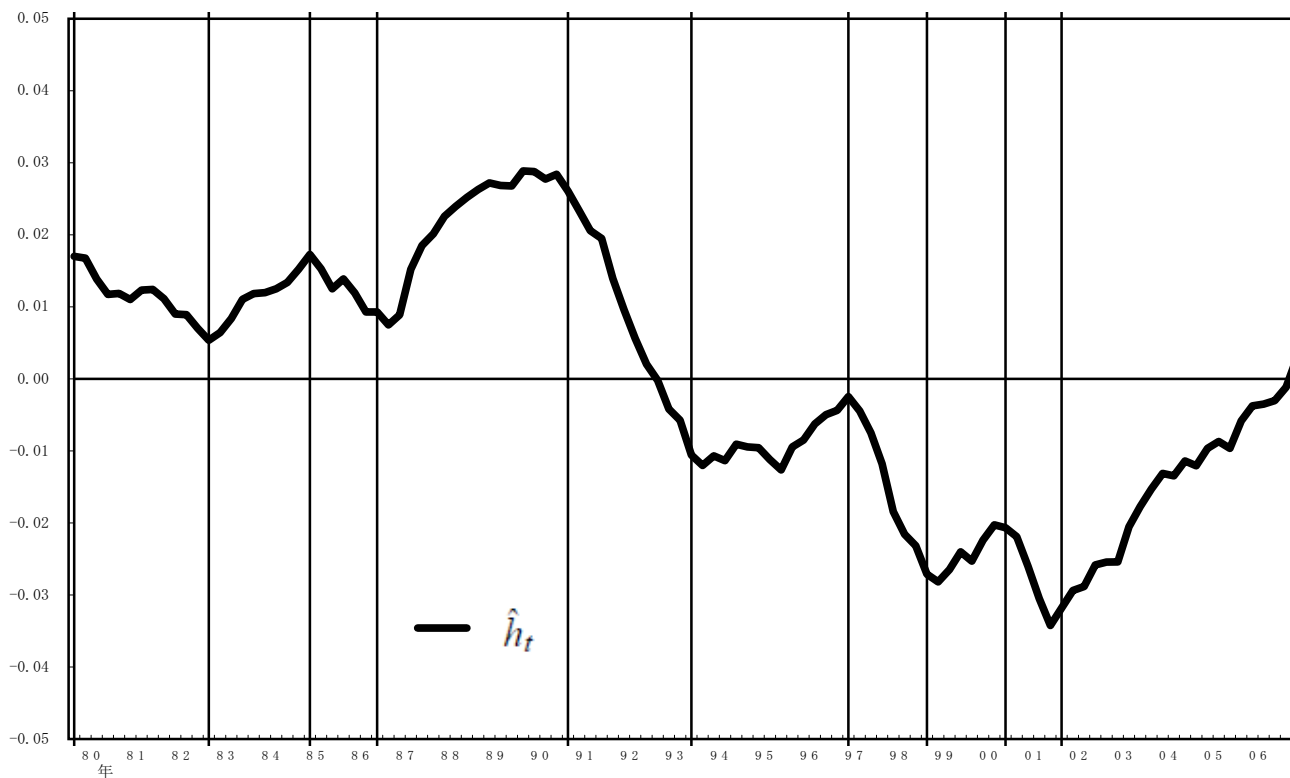
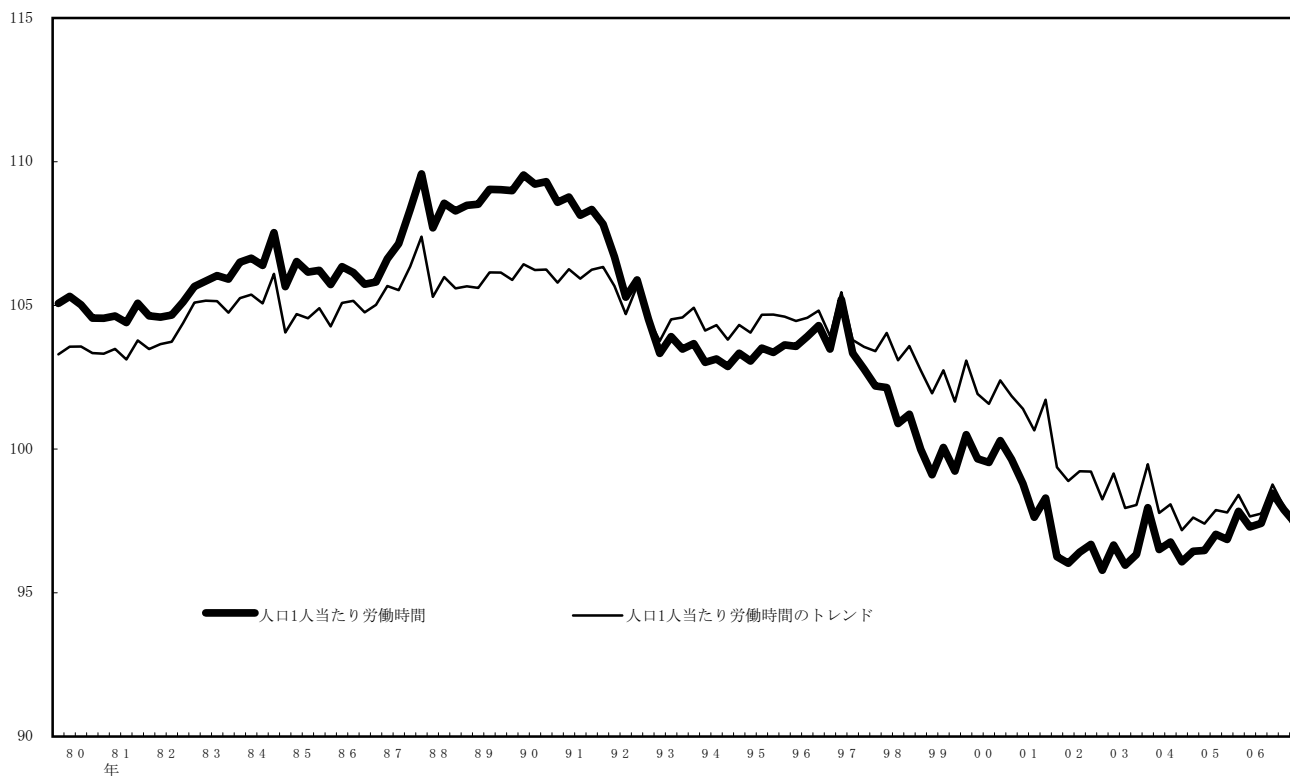
○ 純貸出/借入対名目GDP比率の想定と実績の差分の各期間の寄与度累積

	(参考) 前提 (想定-実績)			全体	個別			
	実質GDP	名目GDP	支払金利		純貸出差	収入	他支出	資金援助
1986-2005年度	0.0	-0.1	-0.3	23.2	23.3	-0.8	2.1	-1.4
1986-1991年度	-0.6	-2.4	-0.4	-11.3	-5.6	-4.7	0.0	-1.1
1992-2005年度	0.2	0.9	-0.2	34.5	28.9	3.9	2.1	-0.4

(資料) 内閣府「国民経済計算」等

人口1人当たり労働時間

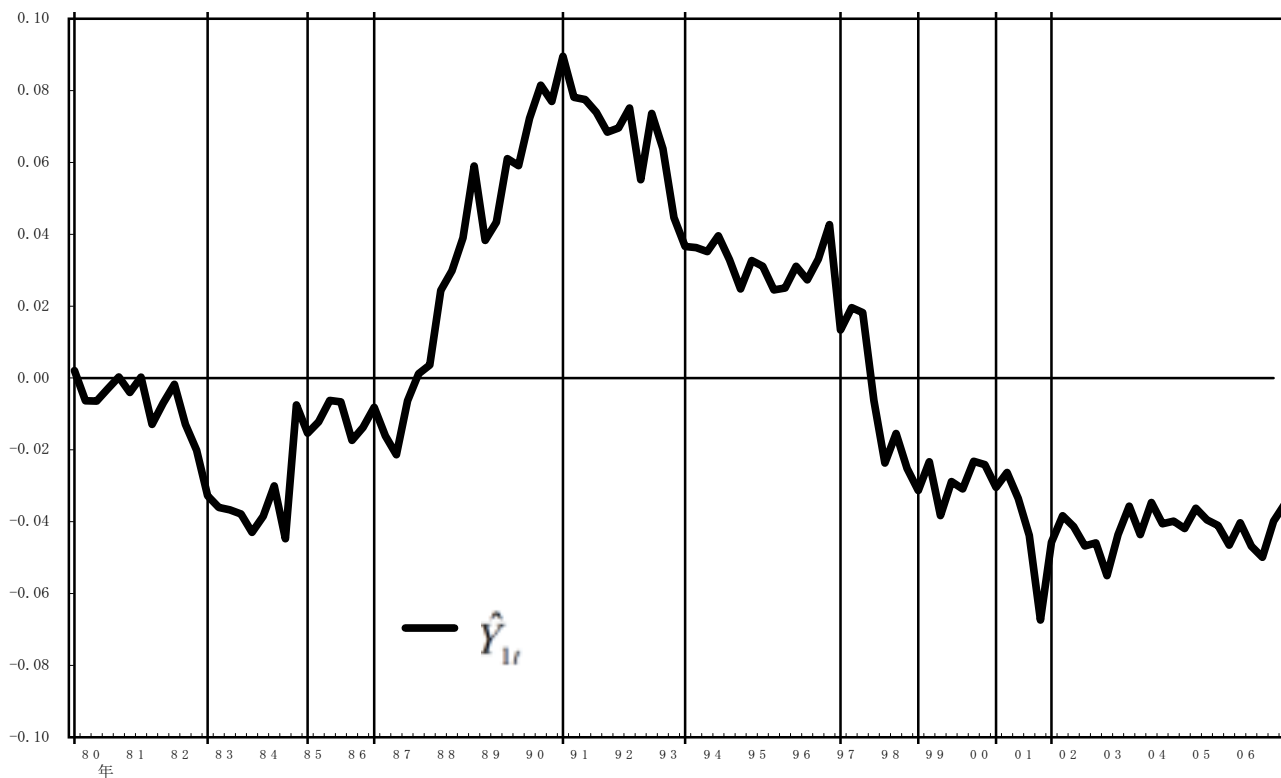
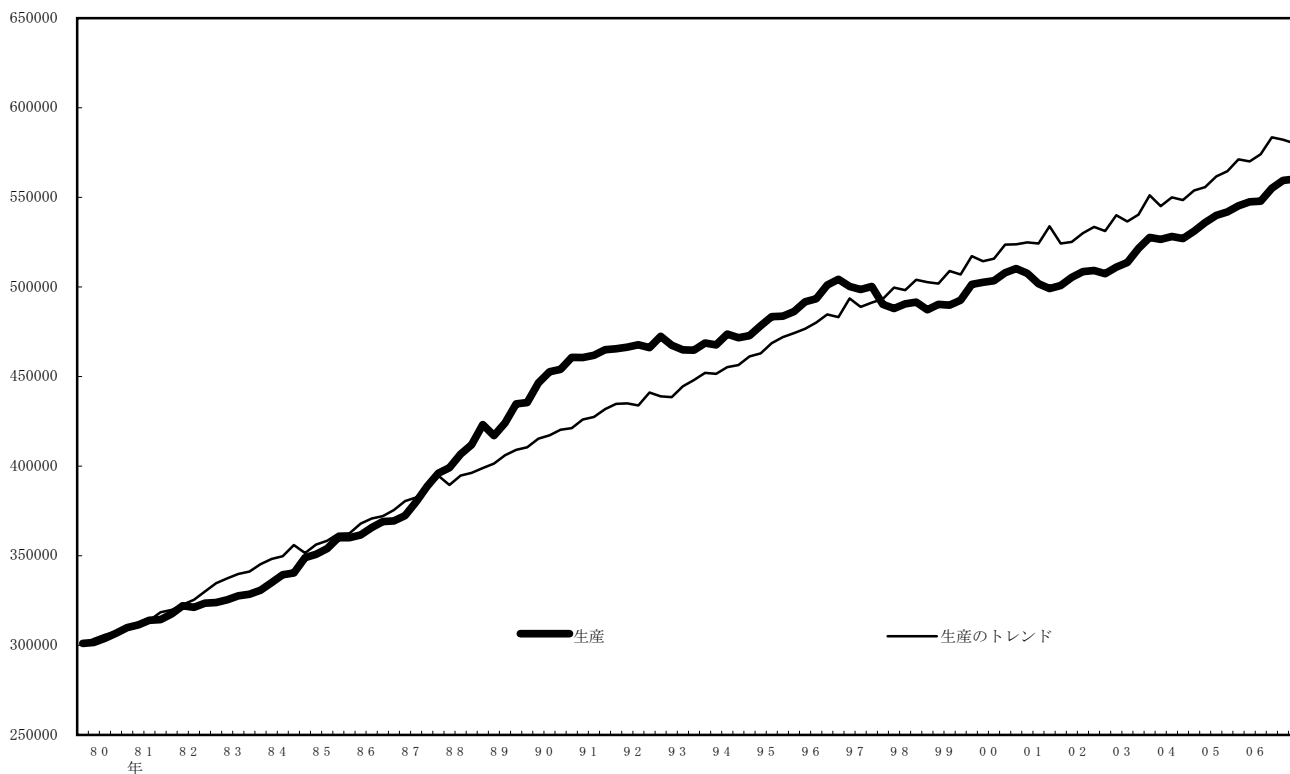
(人口1人当たり労働時間の2000年平均=100)



(注) 1. 縦線は景気基準日付における景気の転換点を示す。
2. \hat{h}_t は1人当たり労働時間の実績の対数値とトレンドの対数値の乖離幅を示す。
(資料) 厚生労働省「毎月勤労統計」等

生産

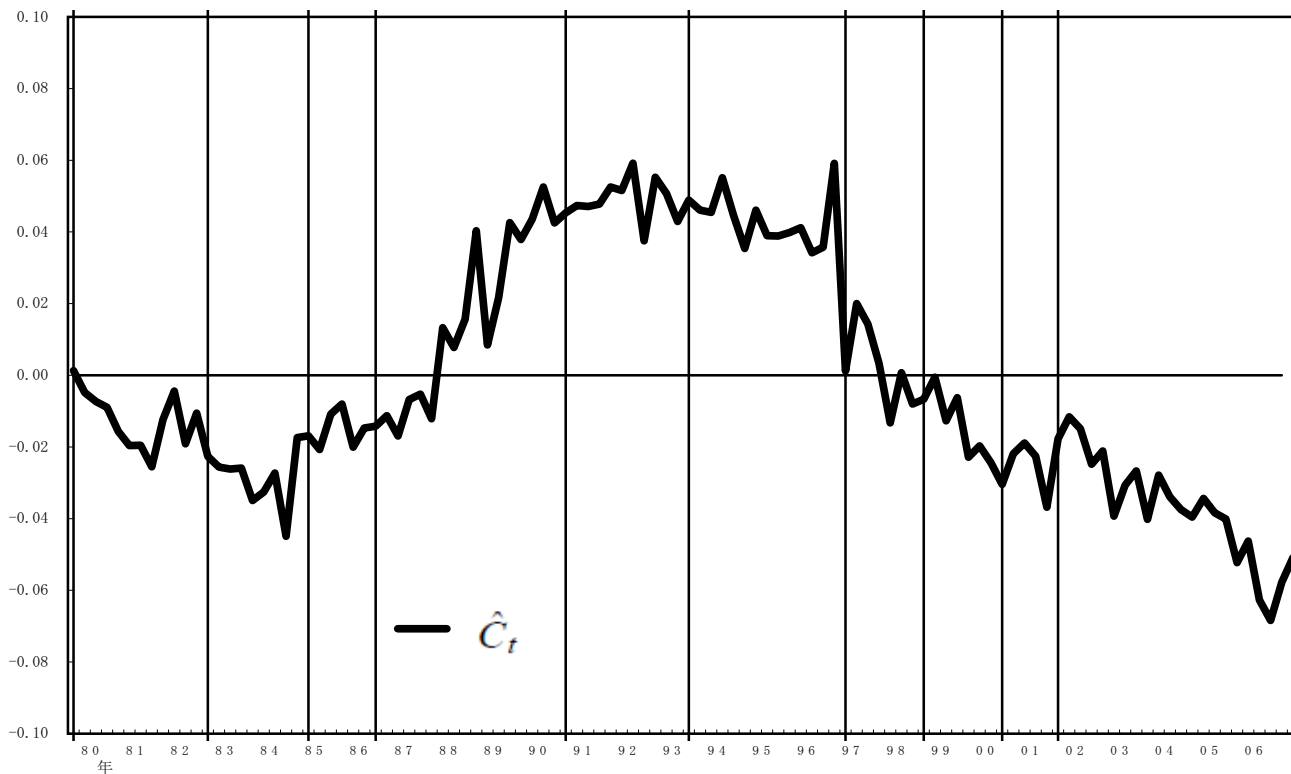
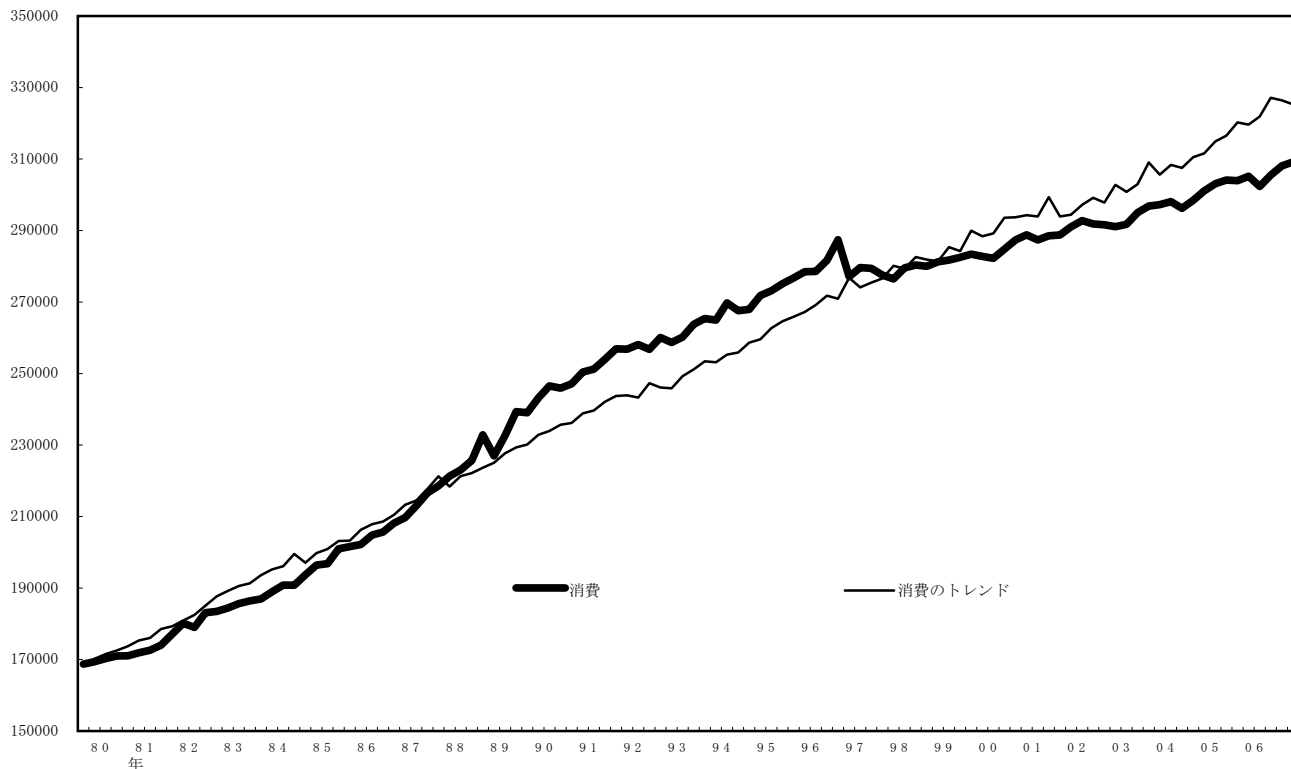
(2000年基準、10億円)



(注) 1. 縦線は景気基準日付における景気の転換点を示す。
2. \hat{Y}_{1t} は1人当たりの生産の実績の対数値とトレンドの対数値の乖離幅を示す。
(資料) 内閣府「国民経済計算」等

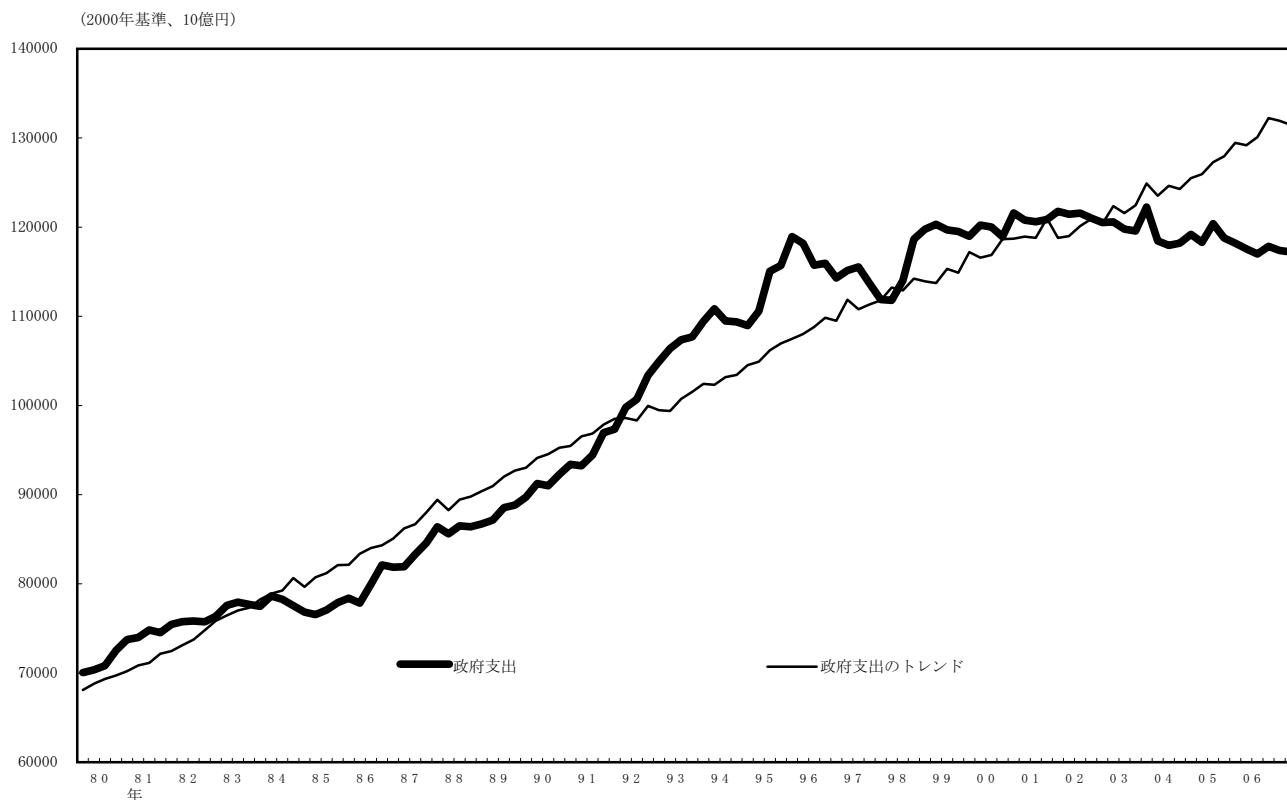
消費

(2000年基準、10億円)



(注) 1. 縦線は景気基準日付における景気の転換点を示す。
2. \hat{C}_t は1人当たりの消費の実績の対数値とトレンドの対数値の乖離幅を示す。
(資料) 内閣府「国民経済計算」等

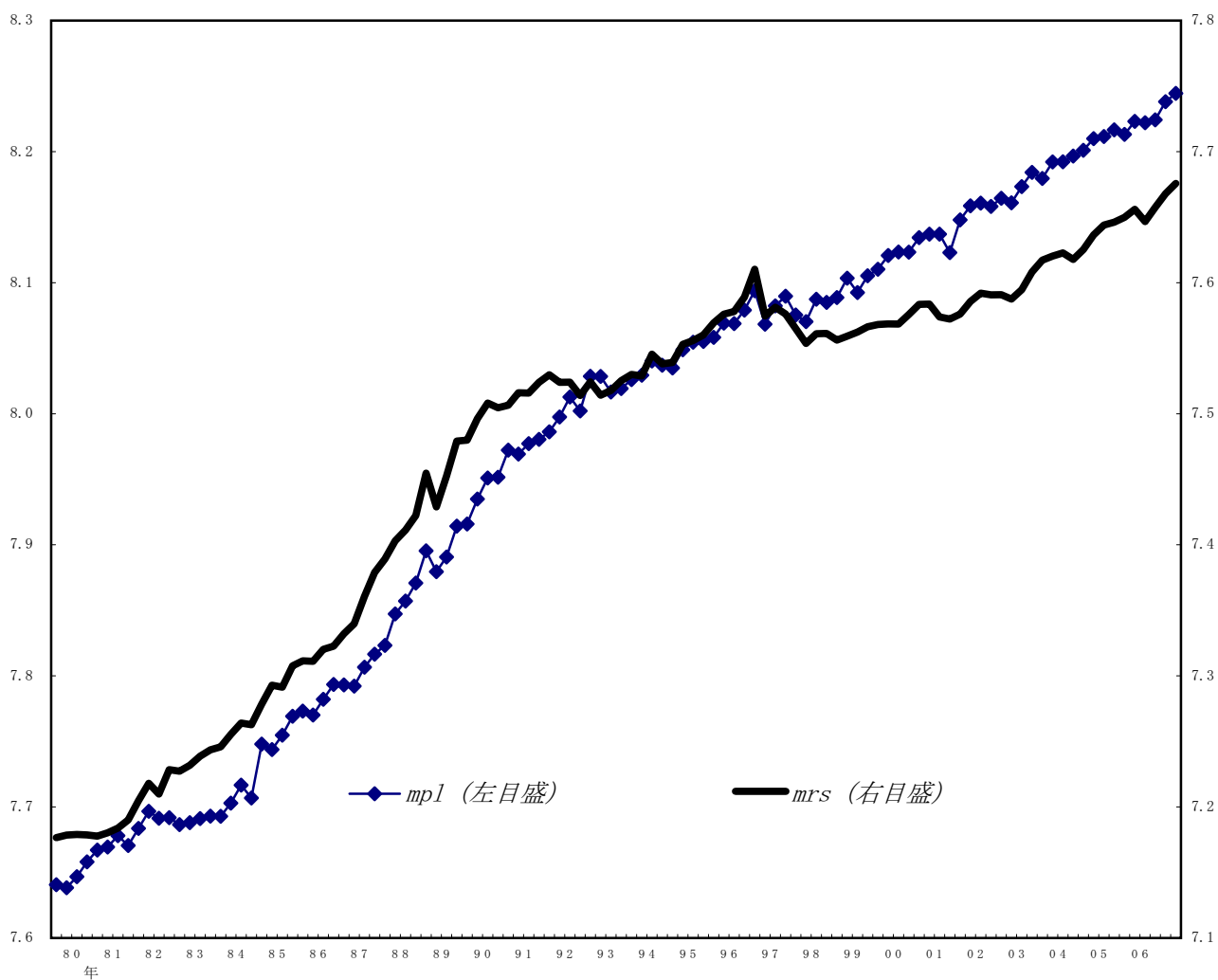
政府支出



(注) 1. 縦線は景気基準日付における景気の転換点を示す。
2. \hat{G}_t は1人当たりの政府支出の実績の対数値とトレンドの対数値の乖離幅を示す。
(資料) 内閣府「国民経済計算」等

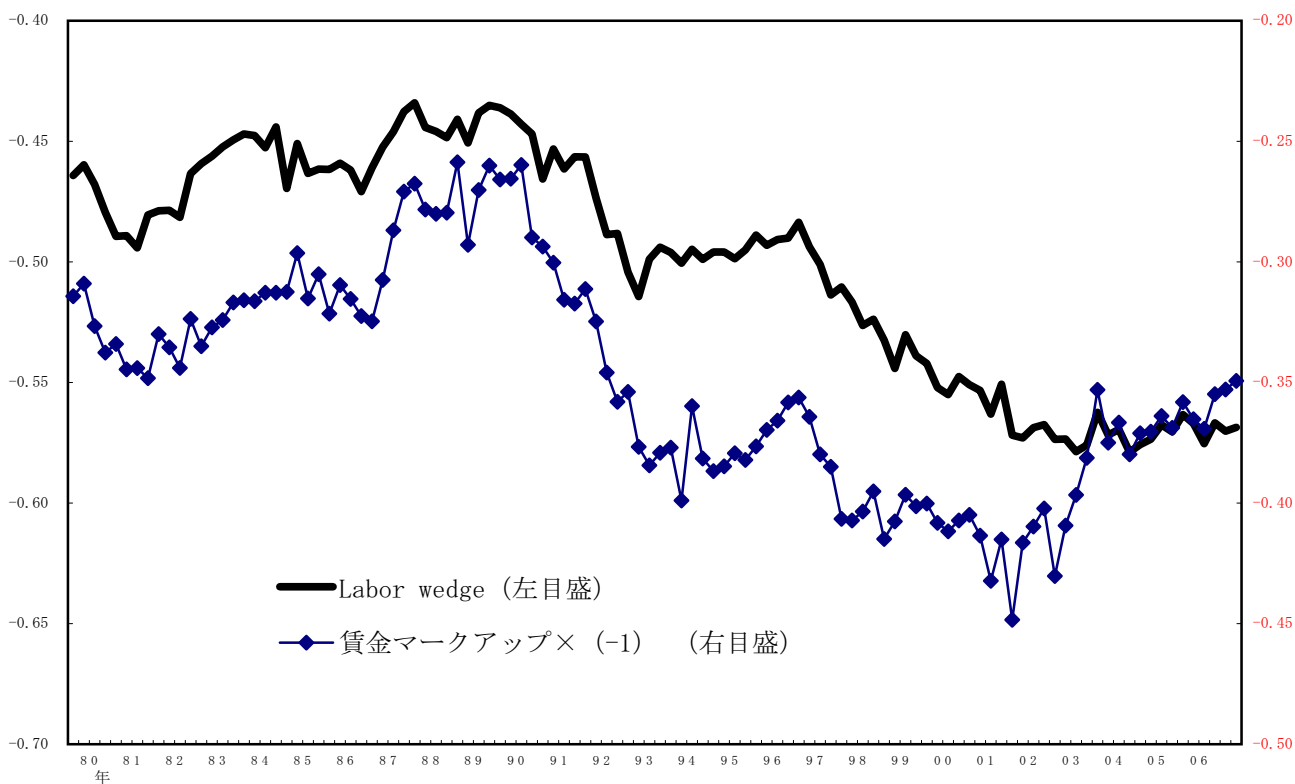
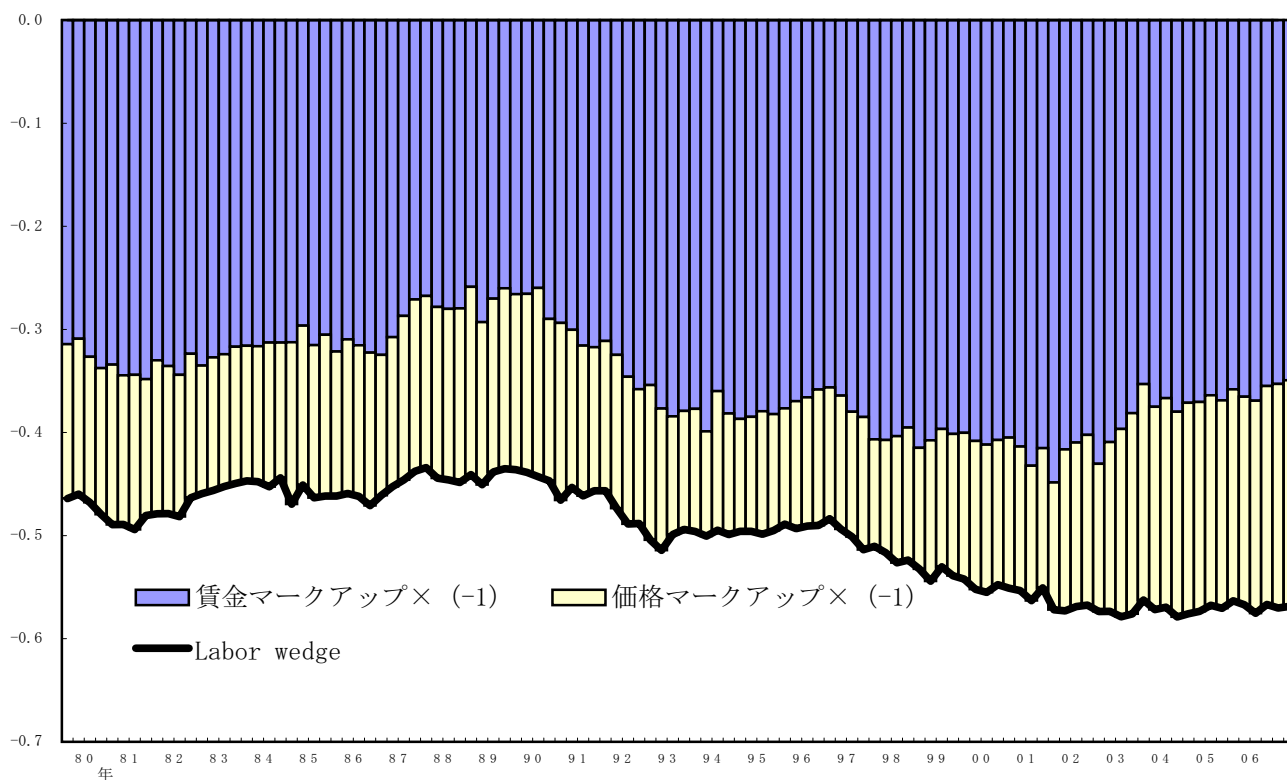
(図表18)

mrs と *mpl*



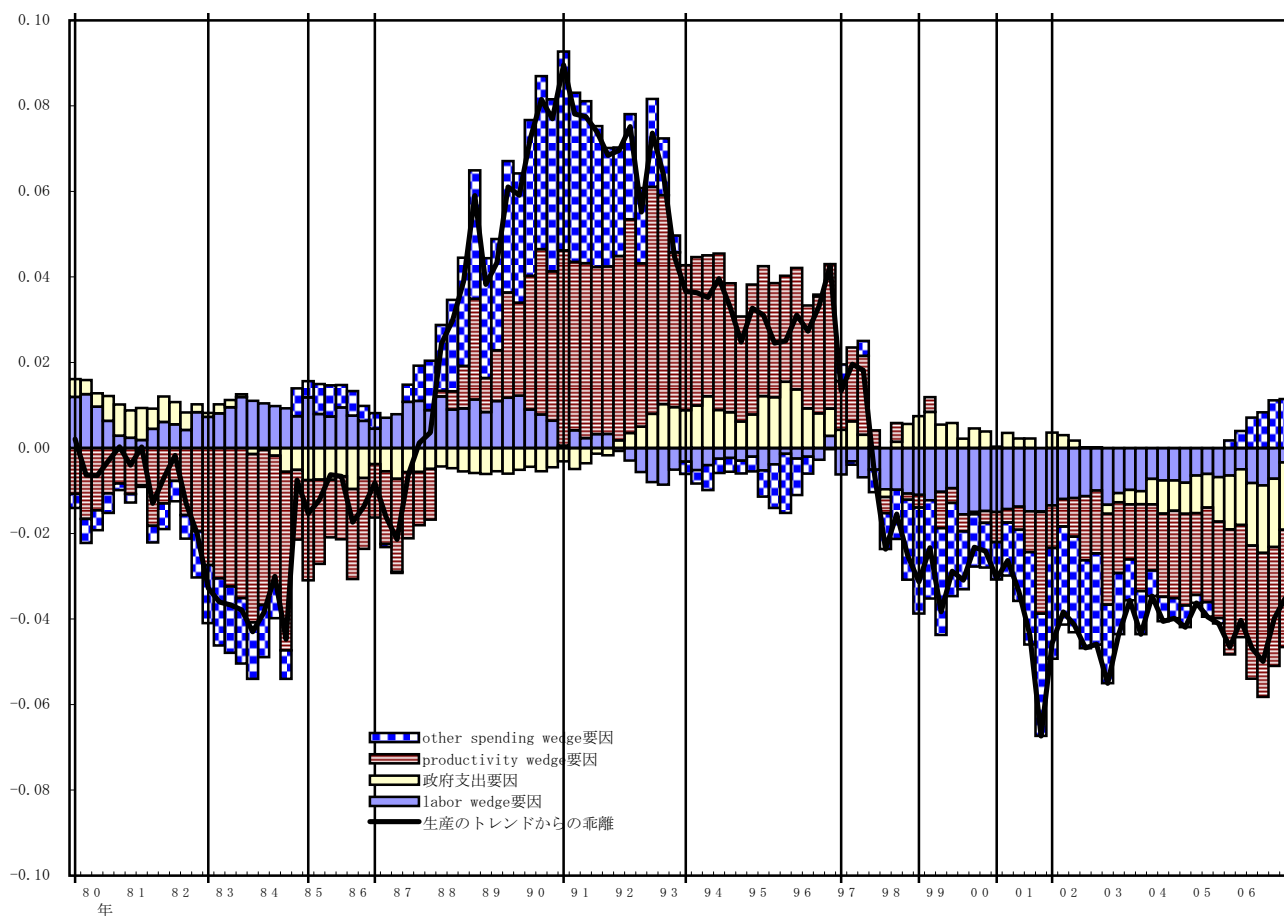
(資料) 内閣府「国民経済計算」等

価格マークアップ、賃金マークアップ、Labor wedge



(出所) 筆者計算

生産のトレンドからの乖離の要因分解

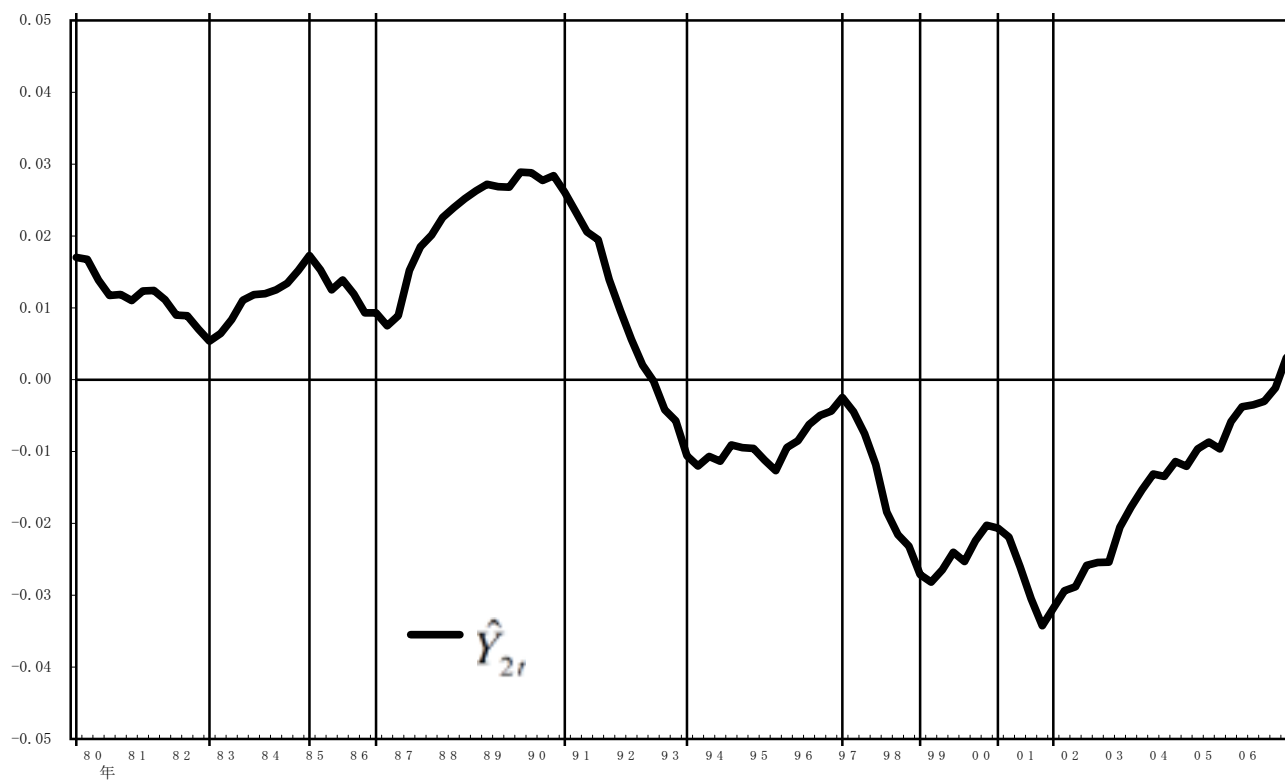
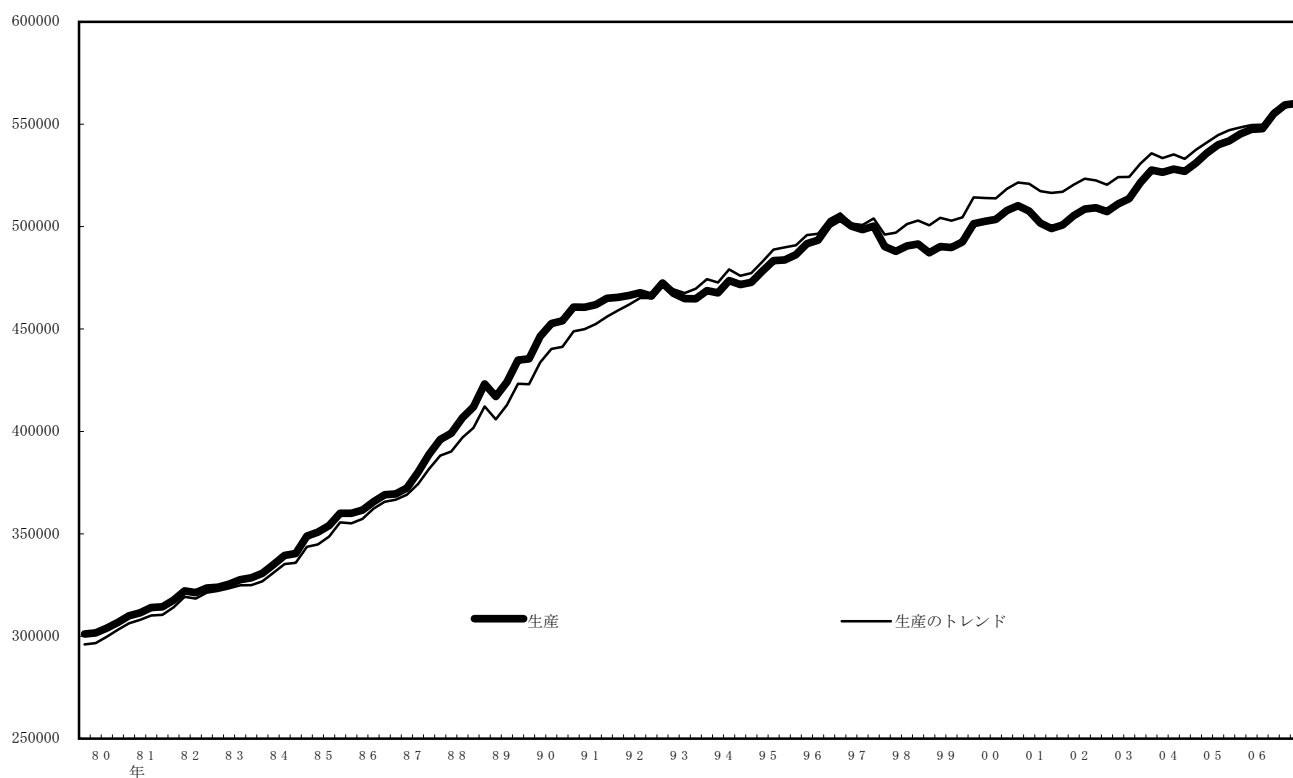


(注) 縦線は景気基準日付における景気の転換点を示す。
(出所) 筆者計算

(図表21)

生産

(2000年基準、10億円)

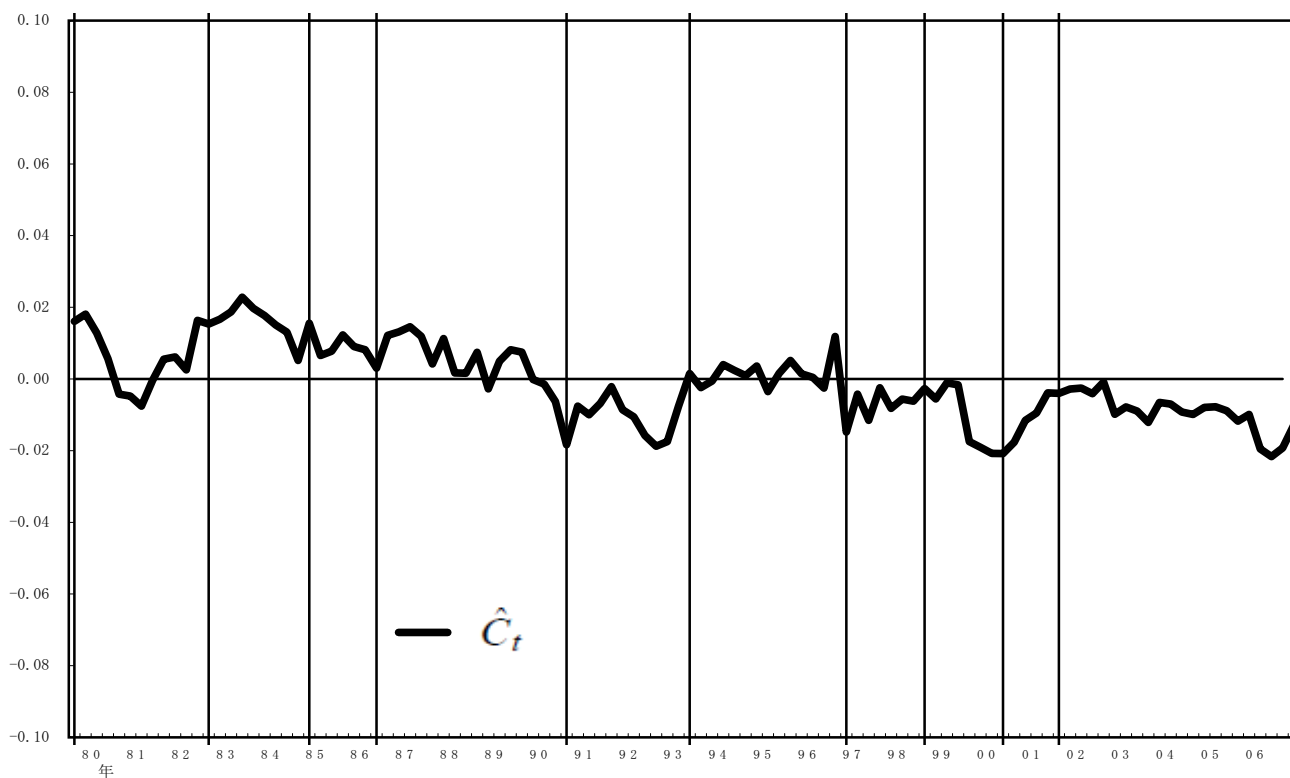
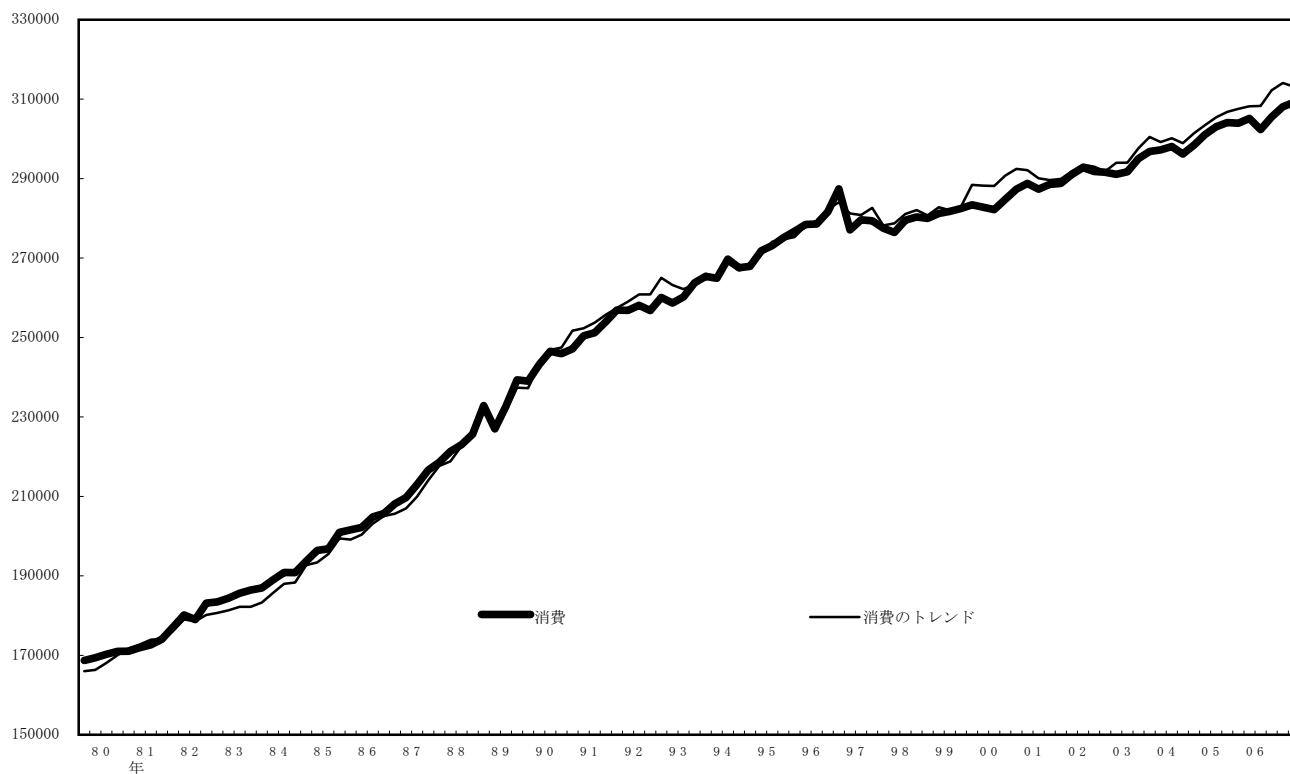


(注) 1. 縦線は景気基準日付における景気の転換点を示す。
2. \hat{Y}_{2t} は1人当たりの生産の実績の対数値とトレンドの対数値の乖離幅を示す。
(資料) 内閣府「国民経済計算」等

(図表22)

消費

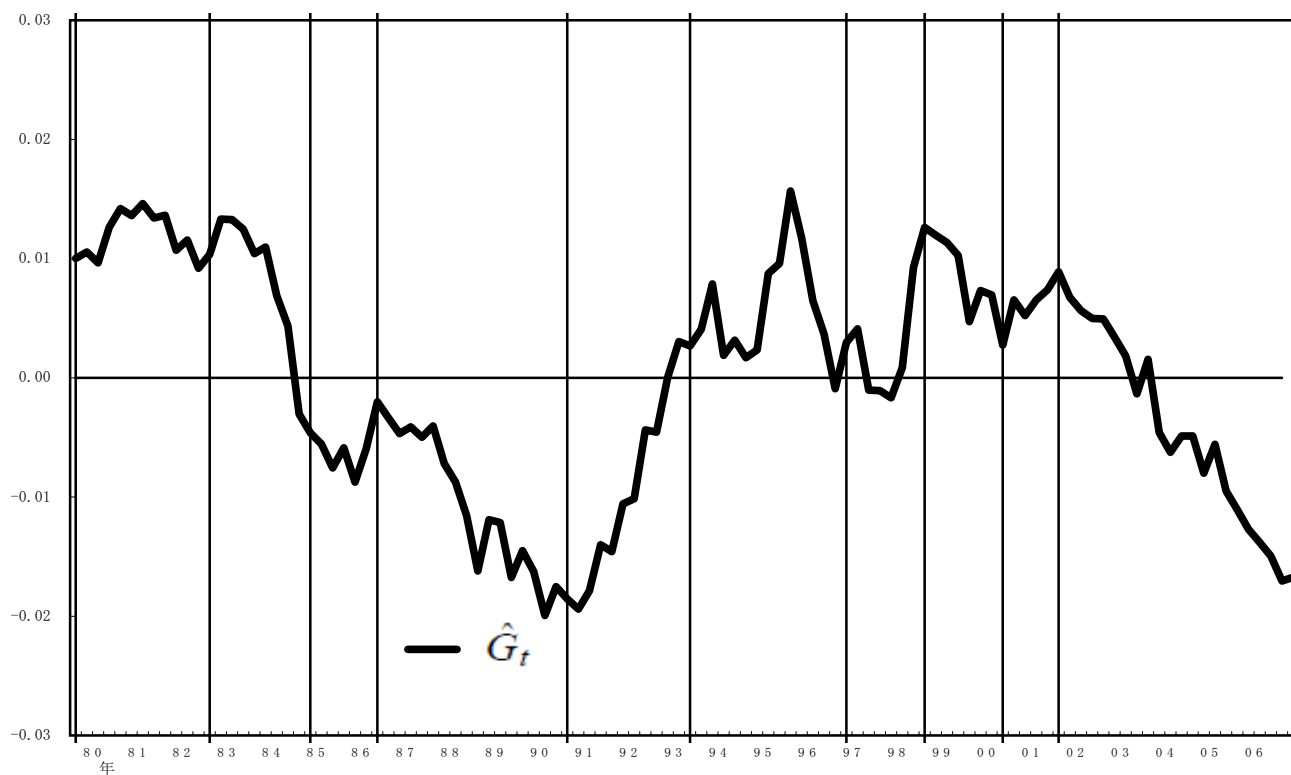
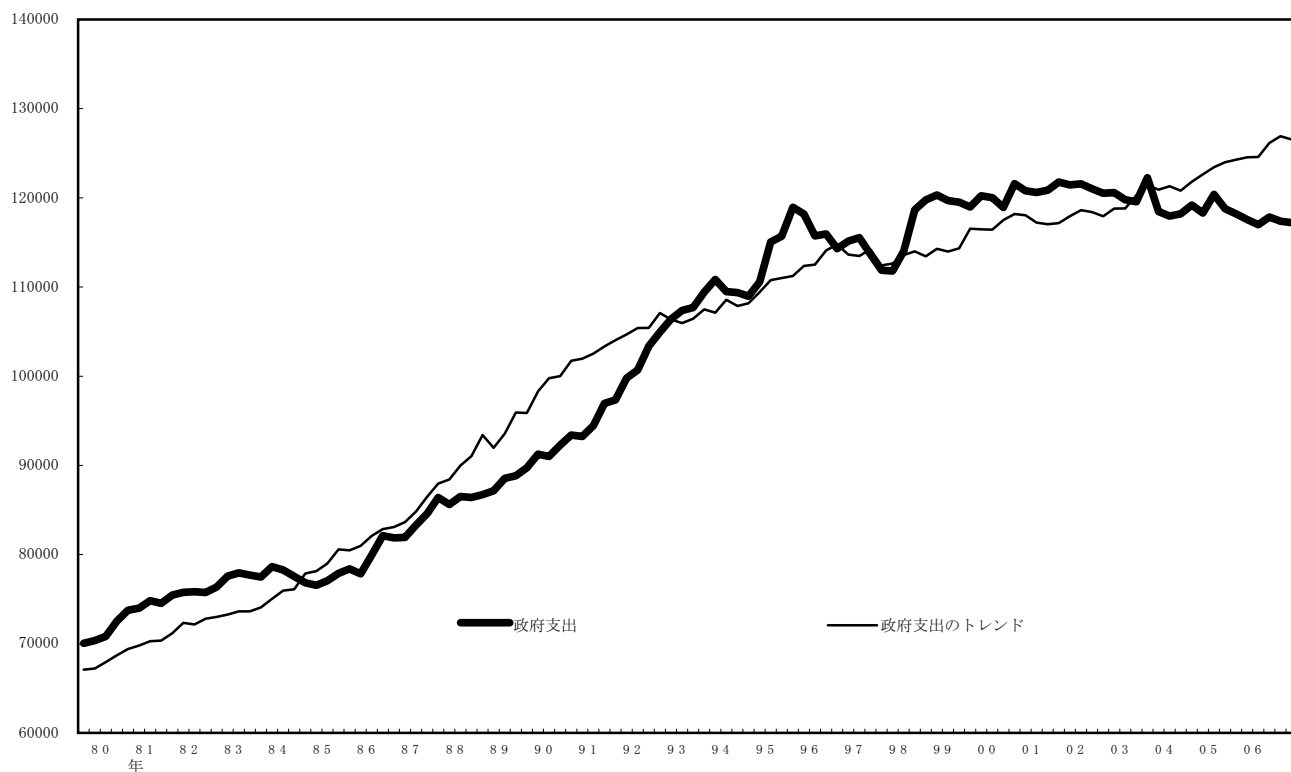
(2000年基準、10億円)



(注) 1. 縦線は景気基準日付における景気の転換点を示す。
2. \hat{C}_t は1人当たりの消費の実績の対数値とトレンドの対数値の乖離幅を示す。
(資料) 内閣府「国民経済計算」等

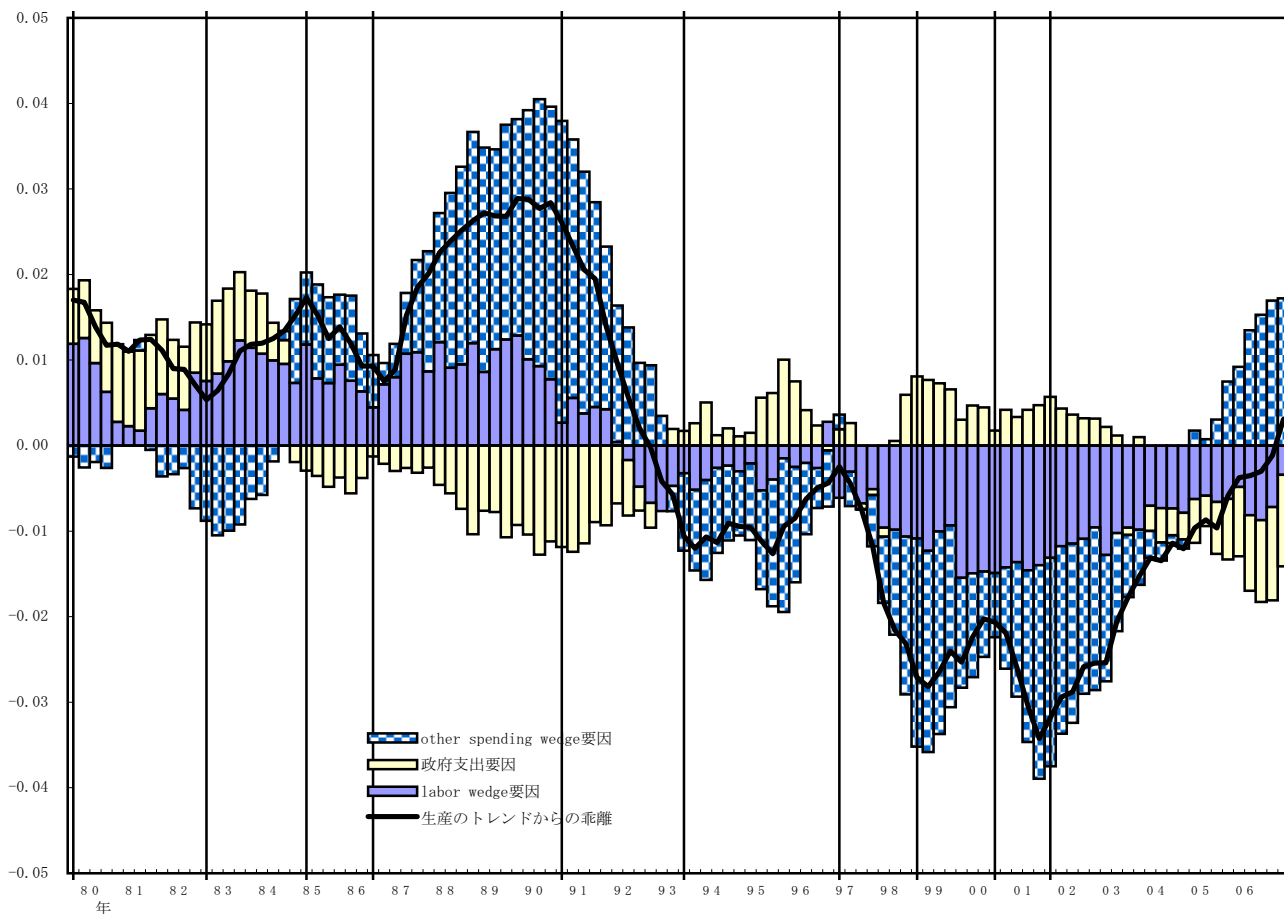
政府支出

(2000年基準、10億円)



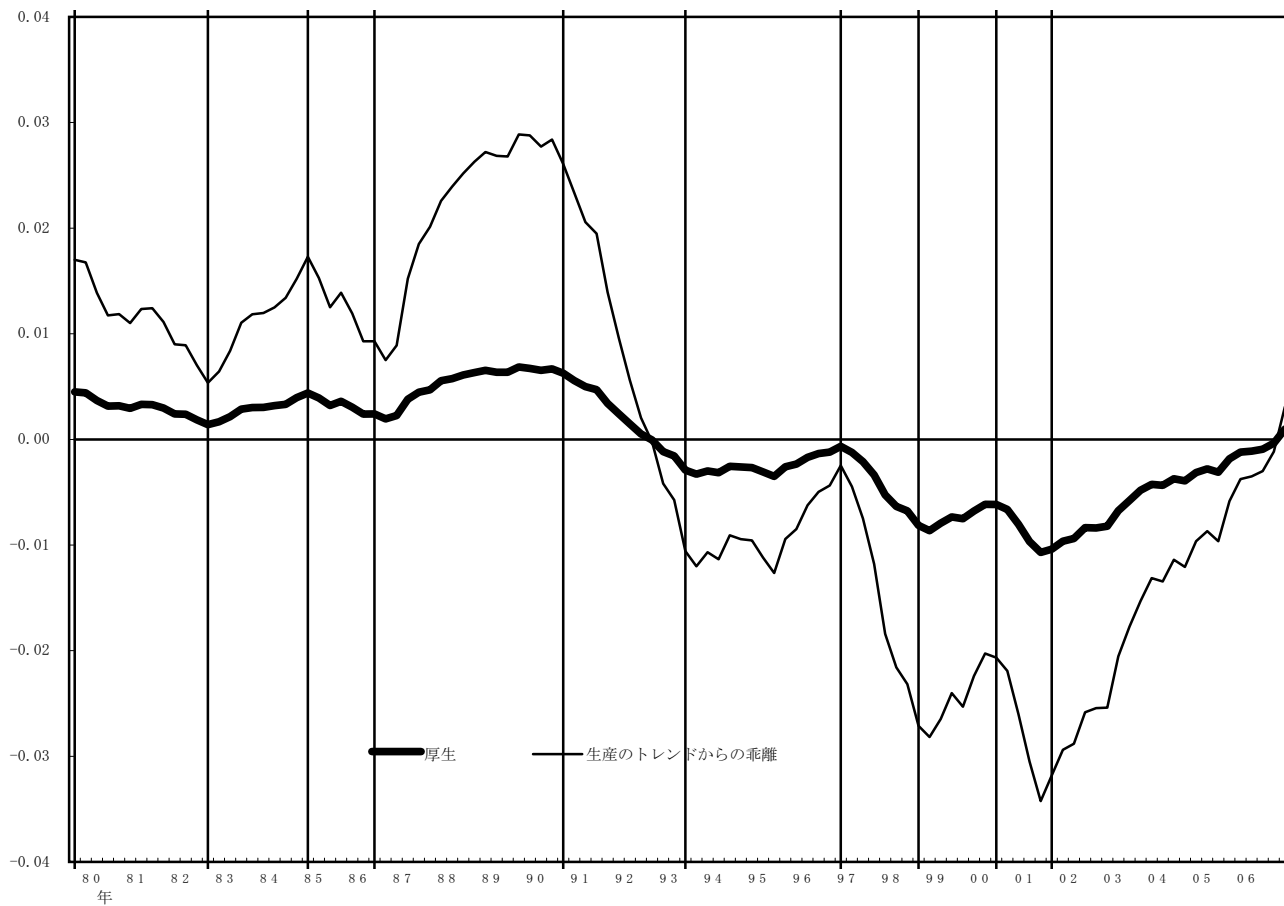
(注) 1. 縦線は景気基準日付における景気の転換点を示す。
2. \hat{G}_t は1人当たりの政府支出の実績の対数値とトレンドの対数値の乖離幅を示す。
(資料) 内閣府「国民経済計算」等

生産のトレンドからの乖離の要因分解



(注) 縦線は景気基準日付における景気の転換点を示す。
(出所) 筆者計算

厚生損失



(注) 縦線は景気基準日付における景気の転換点を示す。
(資料) 内閣府「国民経済計算」等

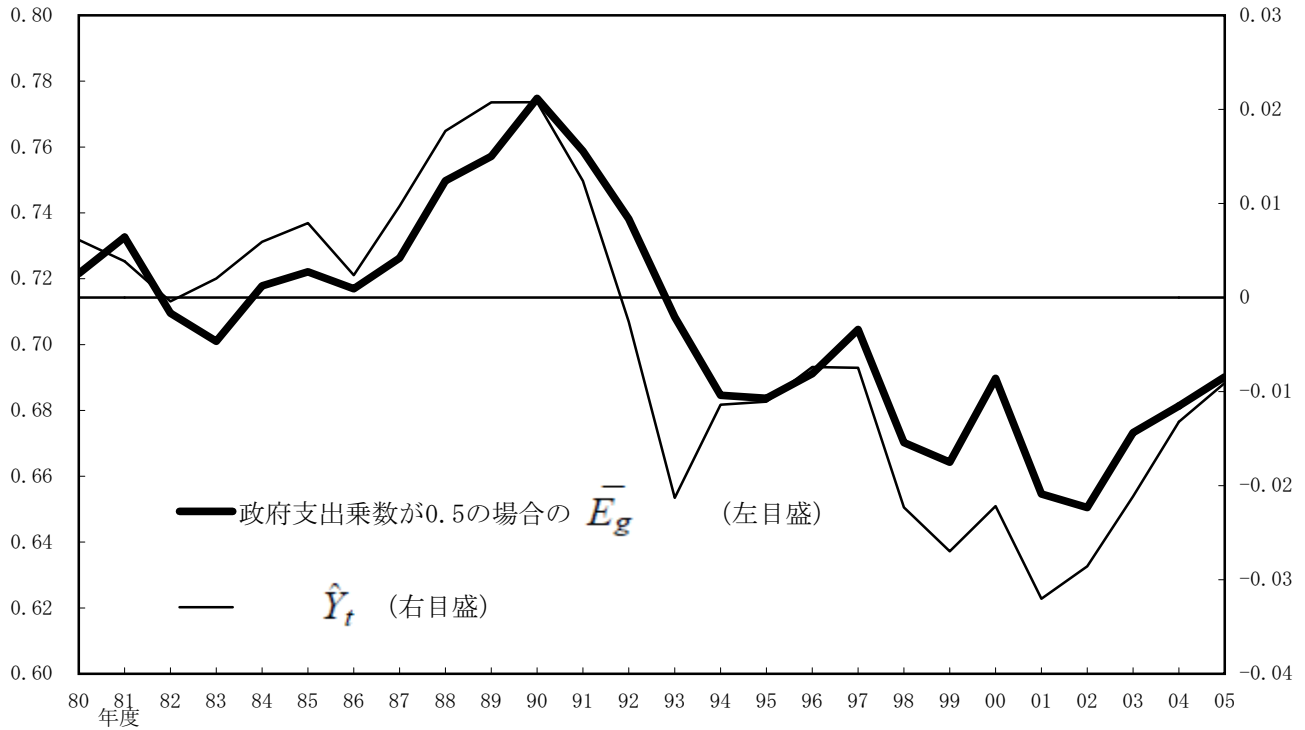
財政乗数とパラメーター

	パターン1	パターン2	パターン3	パターン4
ω_s (注)	-0.39	0.00	1.00	2.39
政府支出乗数	0.50	0.64	1.00	1.50

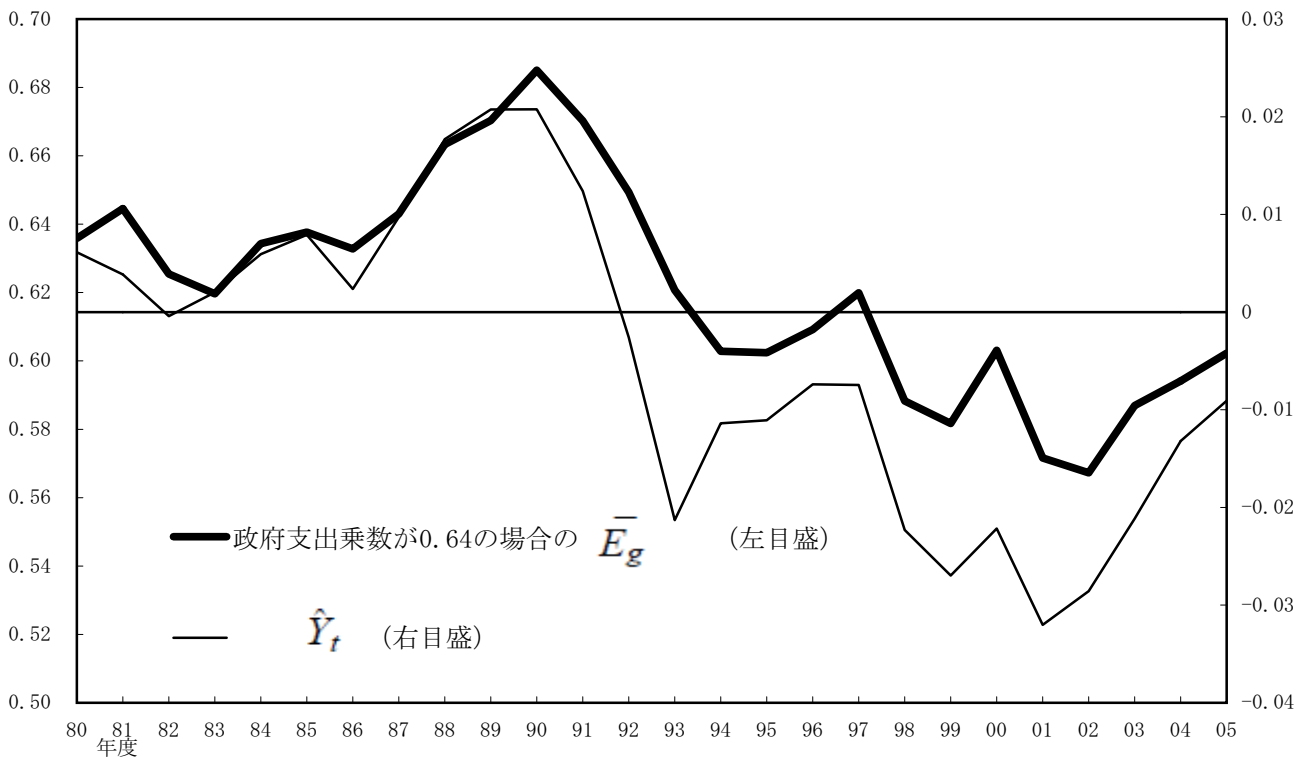
(注) ω_f が0でないときは、 $\omega_s + \omega_f$ 。

\bar{E}_g とGDPの変動

(1) パターン1



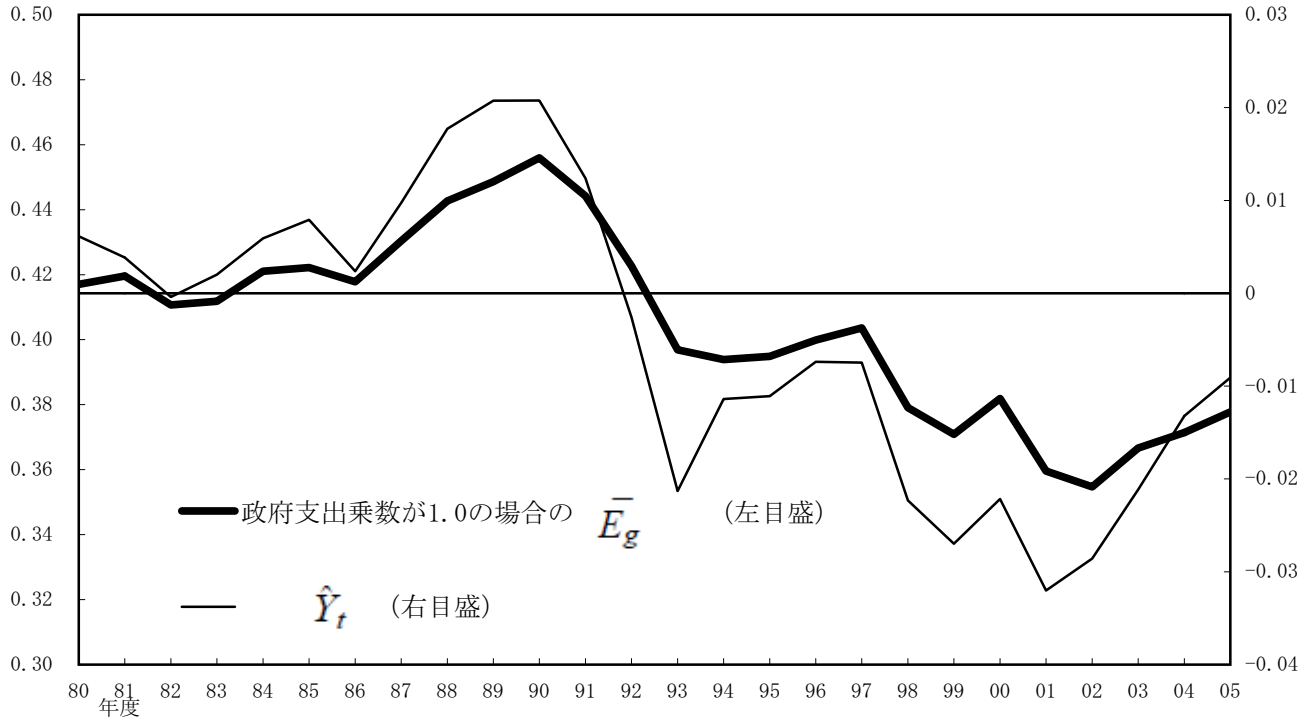
(2) パターン2



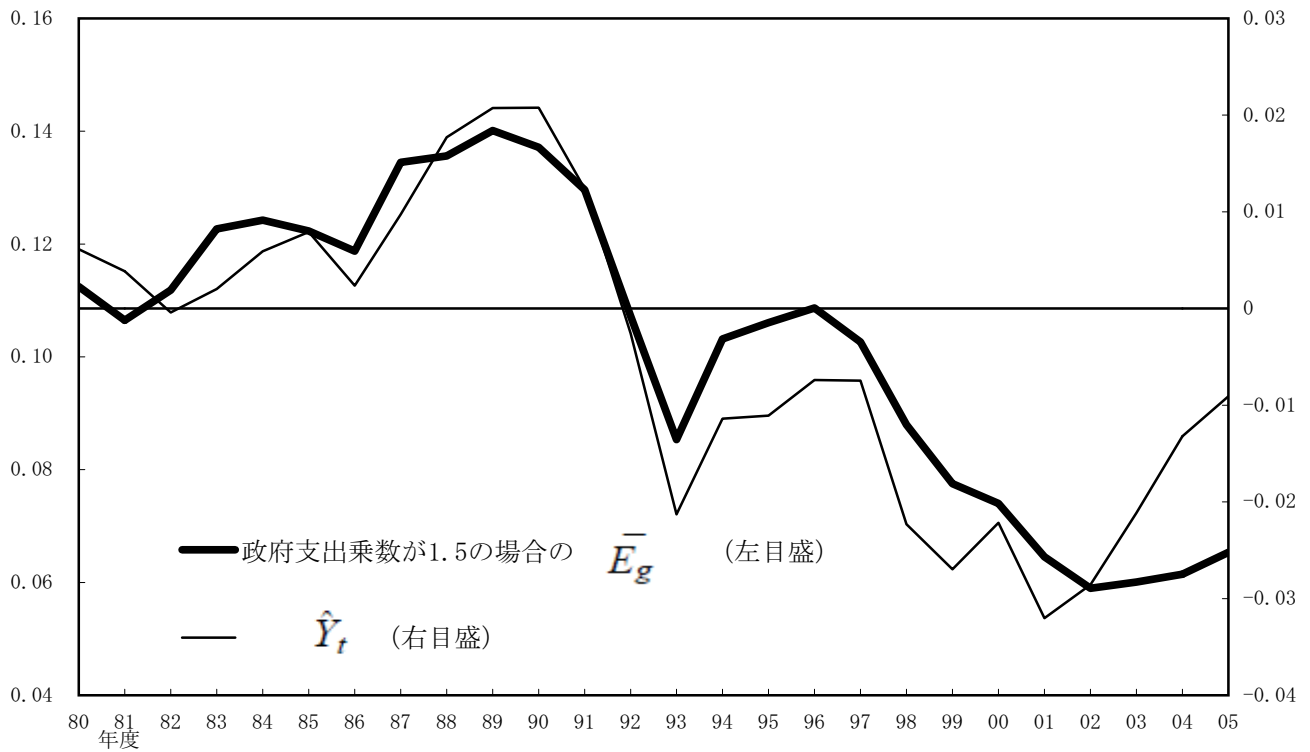
(資料) 内閣府「国民経済計算」等

\bar{E}_g とGDPの変動

(3) パターン3



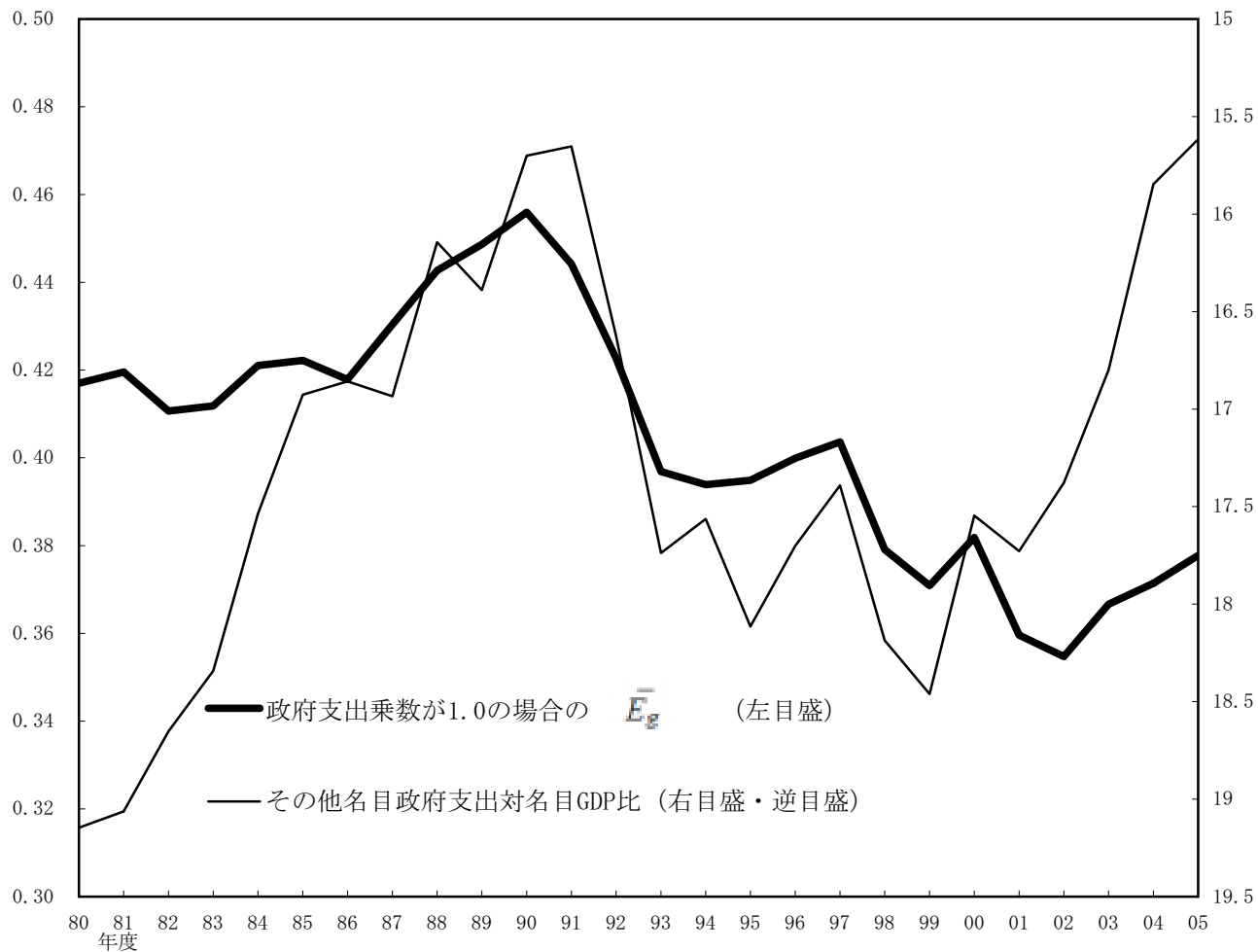
(4) パターン4



(資料) 内閣府「国民経済計算」等

(図表28)

政府支出と \bar{E}_g



(資料) 内閣府「国民経済計算」等