



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

1990年代以降の日本の経済変動： ファクト・ファインディング

桜 健一*

kenichi.sakura@boj.or.jp

佐々木 仁**

hitoshi.sasaki@boj.or.jp

肥後 雅博***

masahiro.higo@boj.or.jp

No.05-J-10
2005年12月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱30号

* 調査統計局、** 調査統計局、*** 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。

1990年代以降の日本の経済変動

ファクト・ファインディング

桜 健一[†]・佐々木 仁[‡]・肥後 雅博[§]

2005年12月

【要旨】

本稿は、1990年代以降の日本の経済変動について、実質成長率およびインフレ率の分散の変化に着目して、ファクト・ファインディングを行ったものである。時系列分析や寄与度分解を用いて検討を行った結果、以下の点が判明した。1990年代以降においては、実質成長率の変動は不安定化（分散が拡大）している可能性が高い一方で、インフレ率の変動は安定化（分散が縮小）している。このうち実質成長率については、設備投資の不安定化がその変動を不安定化させる方向に寄与しており、マクロ的なショックの拡大および経済構造の変化等が不安定化の要因である可能性が高い。一方、インフレ率の安定化には、石油製品価格の変動縮小に代表される外生的な供給ショックの縮小とともに、フィリップス曲線の「フラット化」が寄与している。

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共催による「1990年代以降の日本の経済変動」に関する研究会（2005年11月24、25日）の導入論文である。本稿の作成過程においては、西村清彦氏（日本銀行審議委員）、阿部修人助教授（一橋大学）、関根敏隆氏（BIS）、および木村武氏、山本勲氏、黒田祥子氏、三尾仁志氏をはじめとする日本銀行の多くのスタッフから有益なコメントを得た。記して感謝の意を表したい。ただし、あり得べき誤りは筆者に属する。また、本稿に記された内容・意見は、筆者個人のものであり、日本銀行および調査統計局の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行調査統計局（E-mail: kenichi.sakura@boj.or.jp）

[‡] 日本銀行調査統計局（E-mail: hitoshi.sasaki@boj.or.jp）

[§] 日本銀行調査統計局（E-mail: masahiro.higo@boj.or.jp）

1 . はじめに

本稿では、1990年代以降の日本の経済変動について、実質成長率とインフレ率の両面から事実の整理を行う。1990年代以降、わが国の経済成長率が大きく低下した（成長率の「平均値」が低下した）こと、およびディスインフレ・デフレを経験してきた（インフレ率の「平均値」が低下した）ことはよく知られた事実である。また、それらの背景についても、未だコンセンサスが得られていないものも含めて、数多くの研究が蓄積されている。これに対し、実質成長率とインフレ率の「標準偏差」（或いは「分散」）に着目した分析はさほど多くない。これらの変動に着目して、日本経済についてのファクト・ファインディングを行うのが、本稿の目的である。

一方、米国では、実質成長率とインフレ率の変動（標準偏差）に着目した研究が数多く存在する。これらの研究は、米国の実質成長率、インフレ率が、ともに1980年代後半以降安定化している（標準偏差が縮小している）ことを示している。また、その要因についても、ショックの縮小によるものか、企業行動の改善によるものか、或いは金融政策の改善によるものか、といった面から、多くの分析がなされている。

ここで、米国についての先行研究の一部を簡単に概観しておこう。McConnell *et al.* (1999) は、米国の実質成長率が1980年代半ば以降安定化しており、その主要な要因が、民間消費および在庫投資の安定化にあることをコンポーネントへの寄与度分解によって検証した。また、Kahn *et al.* (2002) は、この分析を拡張し、米国の実質成長率の安定化は、主に企業の在庫管理能力が向上したためであること、インフレ率の安定化は、主に金融政策の改善によることを報告している。一方、VARを用いてそれらの安定化の要因を探った研究として、Ahmed *et al.* (2004) や Stock and Watson (2002) が挙げられる。これらの研究は、米国の実質成長率の安定化は、主に外的なショックの縮小によること、インフレ率の安定化は、主に経済構造、或いは政策の変化によることを示している¹。

また、G7各国の経済成長率の標準偏差の推移を比較した研究として、Blanchard and Simon (2001) がある。Blanchard and Simon は、日本以外のG7各国ではGDP成長率の変動が近年安定化しているのに対し、日本のGDP成長率の変動は例外的に不安定化していることを報告している。Stock and Watson (2003) も同様の点を指摘した上で、日本の成長率の変動の拡大は、対外的な要因よりも、日本の国内的な要因によって説明されると報告している。

これらの先行研究を踏まえて、本稿では、1990年代以降の日本の経済変動についてのファクト・ファインディングを行う。本稿では、1990年以降の日本経済の実質成長率の変動は、それ以前と比較して若干拡大している可能性が高いこと、およびインフレ率の変動は縮小していることを示した上で、その背景について考察を行う。いずれ

¹ ただし、それらの定量的な評価には文献により差がある。詳細は3節で後述。

も、わが国の先行研究では十分に取り上げられてこなかった論点といえる。

本稿の構成は、以下のとおりである。2 節では、1990 年代以降の日本の実質成長率、およびインフレ率について、基本的な事実の確認を行う。3 節では、VAR を用いて、VAR の「パラメータ」の変化と「ショック」の変化が、実質成長率、インフレ率の安定化、或いは不安定化に対して、それぞれどのように寄与してきたかについて分析を行う。4 節では、設備投資の変動の拡大が、実質成長率を不安定化させる方向に寄与してきたことに着目して分析を行う。5 節では、インフレ率の安定化の要因として、CPI の財・サービスのウエイト構成の変化よりも、財・サービスそれぞれの価格変動が安定化していることが重要であることを明らかにした上で、「消費関連価格の安定化」、「サービス価格の硬直性」と「賃金変動の安定化」という 3 つの論点を提示する。6 節で、本稿を纏める。

2 . 基本的な事実

本節では、1990 年代以降の日本経済の特徴について、実質成長率とインフレ率の変動（標準偏差）に着目して、基本的な事実を確認する。

（1）期間とデータ

本稿で分析の対象とする期間は、第一次石油ショックの影響が一段落したと考えられる 1977 年から直近の 2004 年までの期間である。

データは、原則として、実質成長率は国内総生産（GDP：68SNA と 93SNA を 1980 年で接続した系列）、インフレ率は消費者物価指数（CPI）、或いは GDP デフレータを用いて算出する。その詳細は、データ補論（補論 A）に譲る。

（2）基本的な事実

1990 年以降の日本の実質成長率をそれ以前と比較してみると、実質成長率の水準が大きく低下する一方で、その変動（標準偏差）はほぼ不変ないし若干拡大（不安定化）していることが分かる（図表 1）。

その傾向を確認するため、まず²、HP（Hodrick-Prescott）フィルターを用いて実質 GDP からトレンド成分を抽出し、実質成長率を、トレンド成長率とトレンド成長率からの乖離、に分解する²（図表 2）。この図表からは、トレンド成長率は大きく低下する一方で、そこからの乖離は若干拡大していることが確認される。

ただし、ここで確認される標準偏差の拡大幅があまり大きくない（拡大が明確でな

² ここでは、HP フィルターのパラメータはデフォルト（ $\lambda=1600$ ）としている。パラメータの値を変更（ $\lambda=400$ 、 $\lambda=16000$ ）したときも、実質成長率のトレンドからの乖離の拡大は、同様に観察される。HP フィルターの詳細については、Hodrick and Prescott (1997) を参照。

い)という点も事実である。そこで、頑健性を確保する観点から、他の代替的な系列・手法を用いた場合の標準偏差の変化について確認を行った。ここでは、以下の3通りの代替的な方法を用いた。

第一に、用いる指標を変更した場合である。93SNA のデータを用いず、直近(2001年第1四半期)まで68SNA のデータのみを用いて検証したところ、図表3(1)に示されるとおり、トレンドからの乖離の拡大が明確に観察された³。また、GDP の代わりにIIP(鉱工業生産指数・付加価値生産)を用いて確認したところ、図表3(2)に示されるとおり、ここでも、トレンド成長率からの乖離の拡大が観察された。

第二に、季節調整済み系列の前期比ではなく、GDP 原系列の前年同期比を用いた場合についても確認を行った⁴。この場合も、図表3(3)に示されるとおり、トレンド成長率からの乖離の拡大が観察された。

第三に、HP フィルターの代わりに、Baxter and King (1999) の Band-Pass フィルターを用いた確認も行った⁵。ここでは、同フィルターを用いて、景気循環成分に概ね該当する周期が6~32四半期の成分を抽出した。この結果、この成分に該当する周期においては、1990年代に実質成長率の変動が拡大していることが確認された(図表3(4))。

以上のように、用いるデータや手法によって定量的な評価に差はあるものの、上記の何れの場合においても、1990年代以降、日本の実質成長率が不安定化している可能性が高い(標準偏差は少なくとも一定ないしある程度拡大している)ことが分かる。

こうした日本における実質成長率の特徴は、1節でとりあげた Blanchard and Simon (2001) 等による G7 各国の比較分析の結果とも整合的である。すなわち、多くの先進国で実質成長率が安定化している中、わが国では、その安定化が確認されない(むしろ不安定化している可能性が高い)。たとえば比較のために、同時期の米国の実質成長率の推移を確認すると、トレンド成長率はこの期間ほぼ一定である一方、トレンド成長率からの乖離は縮小している(図表4)。

続いて、インフレ率の動きを観察する。日本のインフレ率は趨勢的に低下しており、特に1995年以降は継続的にマイナス(デフレ)となっている(図表5)。ただし、その一方で、インフレ率の標準偏差は縮小しており、その変動は明確に安定化している。翻って、米国のインフレ率は、その変動という点では、日本のインフレ率と同様に縮小する傾向が見られるものの(図表6)、インフレ率の水準自体は、日本と異なり、プラスのまま推移している。

³ 93SNA での標準偏差の拡大が僅かであったのに対し、68SNA では、標準偏差が大きく拡大しているという点で相違があるが、なぜこうした相違が生じるかについての分析は、本稿の範囲を超える。

⁴ 68SNA と 93SNA の GDP を、前年同期比を用いて 1980 年の前後で接続した系列を作成した。

⁵ Baxter and King (1999) にもとづき、移動平均のリードとラグは、それぞれ 12 期に設定した。

(3) まとめ

米国と日本との比較を念頭に以上の点を纏めると、下表のとおりとなる。

	実質成長率		インフレ率	
	トレンド	トレンドからの乖離	平均	標準偏差
日本	低下	不変ないし若干拡大 (不安定化)	低下 (デフレ)	低下 (安定化)
米国	不変	縮小 (安定化)	低下	低下 (安定化)

日本は、インフレ率が安定化する一方で、実質成長率の安定化が見られないという点で、インフレ率、実質成長率ともに安定化した米国とは異なっている。また、Blanchard and Simon (2001) や Stock and Watson (2003) が主張するように、多くの主要先進国で実質成長率が安定化する中、日本の実質成長率にはそうした傾向が見られないという点も、特徴的であるといえよう。

3 . VAR モデルによる分析

本節では、日本の実質成長率、インフレ率の変動が変化した要因を、VAR を用いて検証する。具体的には、VAR の「パラメータ」の変化、「ショック」の変化が、実質成長率、インフレ率の安定化、或いは不安定化に、それぞれどのように寄与していたのかを分析する。

(1) 分析の概要

本節では、Ahmed *et al.* (2004) の手法に基づいて分析を行う。具体的には、VAR の推計と、その推計結果を用いたシミュレーション、という2段階で分析を行う。分析の概要は以下のとおりである。

まず、対象とする期間を「前半」「後半」の2期間にわけ、各期間について以下の誘導型 VAR を推計する。なお、Ahmed *et al.* (2004) は、この VAR の変数として、実質 GDP 成長率、インフレ率、素材価格インフレ率、政策金利の4変数を用いている。

$$\text{前半: } \begin{matrix} \mathbf{y}_t & = & \mathbf{a}_1 & + & \sum_{i=1}^{p_1} & \mathbf{B}_{1,i} & \mathbf{y}_{t-i} & + & \mathbf{e}_{1,t} \\ (n \times 1) & & (n \times 1) & & & (n \times n) & (n \times 1) & & (n \times 1) \end{matrix}$$

$$\text{後半：} \quad \begin{matrix} \mathbf{y}_t & = & \mathbf{a}_2 & + & \sum_{i=1}^{p_2} & \mathbf{B}_{2,i} & \mathbf{y}_{t-i} & + & \mathbf{e}_{2,t} \\ (n \times 1) & & (n \times 1) & & & (n \times n) & (n \times 1) & & (n \times 1) \end{matrix}$$

ここで、 \mathbf{y}_t は内生変数のベクトル、 $\mathbf{B}_{1,i}$ 、 $\mathbf{B}_{2,i}$ はパラメータ、 \mathbf{a}_1 、 \mathbf{a}_2 は定数項、 $\mathbf{e}_{1,t}$ 、 $\mathbf{e}_{2,t}$ は推計残差 (unidentified shocks)、 p_1 および p_2 はラグ次数を表す。各変数の下に行列・ベクトルの要素数を記入しているが、ここでの n は内生変数の数である。

続いて、コレスキー分解を用いてショックの識別を行う⁶。すなわち以下の式で、ベクトル $\boldsymbol{\varepsilon}_{1,t}$ 、 $\boldsymbol{\varepsilon}_{2,t}$ に含まれる個別のショックが *i.i.d.* に従うショック (identified shocks) となるよう、下三角行列 \mathbf{A}_1 、 \mathbf{A}_2 を推定する。

$$\begin{matrix} \mathbf{A}_1 & \mathbf{e}_{1,t} & = & \boldsymbol{\varepsilon}_{1,t} \\ (n \times n) & (n \times 1) & & (n \times 1) \end{matrix}$$

$$\begin{matrix} \mathbf{A}_2 & \mathbf{e}_{2,t} & = & \boldsymbol{\varepsilon}_{2,t} \\ (n \times n) & (n \times 1) & & (n \times 1) \end{matrix}$$

$$\text{ただし、} \mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2 \text{ は } \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ * & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ * & \dots & * & 1 \end{pmatrix} \text{ の形の行列 (* は任意の実数)}$$

以上の VAR を推計することで、前半、後半それぞれのパラメータの推定値 ($\hat{\mathbf{a}}_1, \hat{\mathbf{a}}_2, \hat{\mathbf{B}}_{1,i}, \hat{\mathbf{B}}_{2,i}, \hat{\mathbf{A}}_1, \hat{\mathbf{A}}_2$) が得られる。また、各期間のショックの大きさを、その標準偏差の大きさとして求めることができる (前半は $SD(\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_1) = \hat{\sigma}_1$ 、後半は $SD(\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_2) = \hat{\sigma}_2$)。

続いて、推計されたパラメータ ($\hat{\mathbf{a}}_1, \hat{\mathbf{a}}_2, \hat{\mathbf{B}}_{1,i}, \hat{\mathbf{B}}_{2,i}, \hat{\mathbf{A}}_1, \hat{\mathbf{A}}_2$) とショックの大きさ ($\hat{\sigma}_1, \hat{\sigma}_2$) を用いて、シミュレーションを行い、 \mathbf{y}_t の系列を発生させる。ここで行うシミュレーションは、以下の 4 通りである。

$$\mathbf{y}_t = \hat{\mathbf{a}}_1 + \sum_{i=1}^{p_1} \hat{\mathbf{B}}_{1,i} \mathbf{y}_{t-i} + \hat{\mathbf{A}}_1^{-1} \mathbf{u}_{1,t}$$

$$\mathbf{y}_t = \hat{\mathbf{a}}_2 + \sum_{i=1}^{p_2} \hat{\mathbf{B}}_{2,i} \mathbf{y}_{t-i} + \hat{\mathbf{A}}_2^{-1} \mathbf{u}_{2,t}$$

⁶ Ahmed *et al.* (2004) では、コレスキー分解の手法をとらず、誘導型 VAR のみで分析を行っている。本稿では、同時点制約 (本文中の $\mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2$) も「パラメータ」に含めて (「ショック」とは切り離して) 考えるべきとの観点から、コレスキー分解を用いている。なお、コレスキー分解を行う上では、変数の ordering (配列順) が問題となるが、本稿では、ordering を変更しても、結果に大きな変化がみられない点を確認することで、結果の頑健性を確保する。

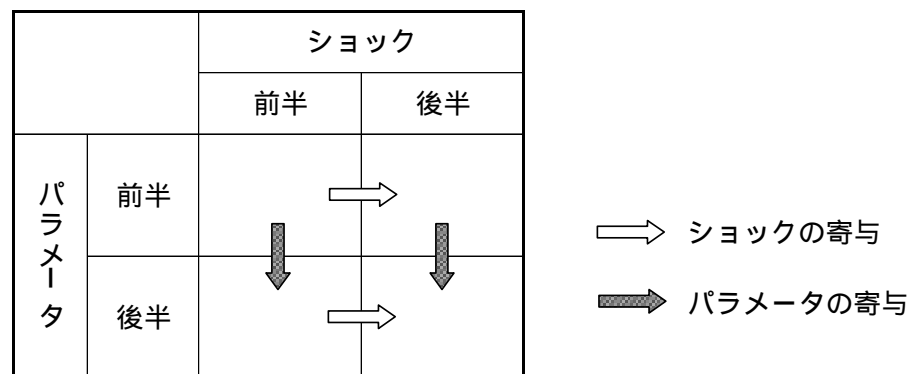
$$y_t = \hat{a}_2 + \sum_{i=1}^{p_2} \hat{B}_{2,i} y_{t-i} + \hat{A}_2^{-1} u_{1,t}$$

$$y_t = \hat{a}_2 + \sum_{i=1}^{p_2} \hat{B}_{2,i} y_{t-i} + \hat{A}_2^{-1} u_{2,t}$$

ただし $u_{1,i.i.d.} \sim N(0, \hat{\sigma}_1^2)$, $u_{2,i.i.d.} \sim N(0, \hat{\sigma}_2^2)$.

は、前半のパラメータとショックを用いて、前半の系列を再現することを意味している。同様に、 は後半の系列を再現している。一方、 は前半のパラメータに対して後半のショックを与えており、「前半の経済構造に、後半の大きさのショックを加えたら、どのような経済変動が実現されるか」を意味するシミュレーション (Counterfactual Simulation) である。 では逆に、後半のパラメータに前半のショックを加えている。

実際の経済は から へと変化しているが、ここに 、或いは を導入し、その変化を「パラメータの寄与」と「ショックの寄与」に分解することが、このシミュレーションの目的である (下表参照)。具体的には、シミュレーションにより生成された各系列の標準偏差を測定することで、前半から後半にかけての標準偏差の拡大 (不安定化) 或いは縮小 (安定化) に対するパラメータとショックの寄与を観察する。



ここで、米国における先行研究の結果を概観しておく。

Ahmed *et al.* (2004) は、米国経済を対象に、誘導型 VAR で分析を行っている。時期は、前半を 1960 年第 1 四半期 ~ 1979 年第 4 四半期、後半を 1984 年第 1 四半期 ~ 2002 年第 1 四半期とし、変数は、実質成長率 (GDP 前期比)、インフレ率 (CPI 前期比)、素材価格インフレ率 (PPI <Crude materials>前期比)、政策金利 (FF 金利) の 4 変数を用いている。VAR の推計ならびにシミュレーションの結果、Ahmed *et al.* は、後半の時期に生じた GDP 成長率の標準偏差縮小のうち、50 ~ 75% がショックの縮小によって、残る 25 ~ 50% がパラメータの変化によって説明される一方、インフレ率の標準偏差縮小のうち、85 ~ 90% がパラメータの変化によって、残る 10 ~ 15% がショックによって説明されると報告している。

また、米国について同様の分析を行った研究に、Stock and Watson (2002) がある。時期は前半を 1960～1983 年、後半を 1984～2001 年とし、実質成長率（GDP 前年同期比）、インフレ率の階差（GDP デフレーター）、財価格インフレ率、政策金利（FF 金利）を用いて VAR を推計している。Stock and Watson のシミュレーション結果によれば、GDP 成長率（前年同期比）の標準偏差縮小のうち約 90%、インフレ率の階差の標準偏差縮小のうち 40～60% がショックの寄与で説明される。

使用している変数等が異なるため、両研究の結果を直接比較することはできない。しかし、どちらの研究でも、GDP 成長率の安定化に対してはショックの変化が大きく寄与しており、インフレ率の安定化については、パラメータの変化が大きく寄与している点は共通している。

（２）推計とシミュレーション

（データと推計期間）

本稿では、GDP ギャップ、CPI インフレ率、金利ギャップによる 3 変数 VAR を基本形として分析を行う⁷。データの詳細や記述統計量は、データ補論（補論 A）および図表 7、8 に示す。なお、補論 B では、68SNA のデータのみを用いて本節と同様の分析を行った結果を示している。

VAR の推計を実施するにあたっては、推計時期を「前半」と「後半」に区切る必要がある。本稿では、1977 年第 1 四半期～1986 年第 4 四半期を「前半」、1991 年第 1 四半期～2004 年第 2 四半期を「後半」とする⁸。

ただし、1987～1990 年は、分析から除いている。バブル期を含むこの時期は、成長率のトレンドが高まると同時に、その変動も大きくなった期間である（前掲図表 1）。本稿では、この時期の経済の動向を「前半」の経済構造で説明することは困難であると考え、この期間を分析の対象外とした。この点、サンプルから 1987～1990 年の期間を先見的に除くことに対しては、批判もありえよう。本稿では、頑健性を確保する

⁷ 先行研究に倣い、当初は GDP 成長率を用いて同様の VAR を推計したが、適切なインパルス・レスポンスが得られなかった。そこで本稿では、より適切な結果が得られた GDP ギャップを変数として採用している。ただし、GDP ギャップの測定には、測定誤差の問題が付きまとう点には留意する必要がある。詳細は日本銀行調査統計局（2003）参照。

金利については、コールレートではシミュレーションによる系列の再現性が悪いため、金利ギャップを用いている。なお、金利ギャップは、現実の金利が均衡実質金利からどれだけ乖離しているかを示す指標で、金融政策の「引き締め度合い」を表す変数と解釈できる。詳細は、木村・古賀（2005）を参照。

⁸ Hosoya *et al.* (2005) は、1960 年以降の日本経済は、第 1 次石油ショック後（1974 年）、第 2 次石油ショック後（1981 年）、バブル崩壊（1991 年）の 3 度にわたって構造変化を体験したが、このうちの構造変化は軽微なものであったと報告している。本稿での「前半」は から までの時期に、「後半」は 以降の時期に対応する。なお、本分析に先立って、逐次 Chow 検定等によって構造変化点の検出を試みたが、時点の特定はできなかった。

観点から、「前半」を 1977 年第 1 四半期～1988 年第 2 四半期、「後半」を 1993 年第 1 四半期～2004 年第 2 四半期とした場合についても、同様の分析を行う。この場合、前半、後半ともサンプル期間は 46 四半期となる。

(VAR の推計結果)

VAR のラグ次数は、前半と後半を揃える ($p_1 = p_2$) こととし、ここでは 2 期とした。推計した基本形 VAR のインパルス・レスポンスを図表 9 に示す。

前半のインパルス・レスポンスからは、以下の点が確認できる。すなわち、(必ずしも有意に示されていないが)GDP ギャップの上昇がインフレ率上昇をもたらし、インフレ率の上昇は金利ギャップの上昇(引き締め政策)をもたらす。また、金利ギャップの上昇(引き締め政策)は、GDP ギャップの低下、インフレ率の低下をもたらす。

一方、後半については、上記の関係が必ずしも見られない。特に、他のショックに対するインフレ率の反応は、前半に比べて小さくなっている。この点は、2 節で確認したインフレ率安定化の影響が現れている可能性が高い⁹。

ここで、前半から後半にかけての変化を、パラメータとショックの両面から確認しておく。

まずパラメータであるが、誘導型 VAR を構成する 3 本の式それぞれについて、「後半」の始期である 1991 年第 1 四半期に構造変化があったことを前提に Chow 検定を行う。この結果、特にインフレ率の式については、構造が変化している可能性が高いことが示される(図表 10(1))。この点は、次の小節(3)で詳述するように、誘導型でみたフィリップス曲線が「フラット化」していると解釈することができる。

続いて、前半と後半でショックの大きさが変化していることを、Goldfeld-Quandt 検定を用いて確認する。コレスキー分解の ordering を「GDP ギャップ CPI インフレ率 金利ギャップ」として識別されたショックについて確認すると、GDP ギャップのショックは上昇(ただし、統計的に有意ではない)しているのに対し、インフレ率、金利のショックは有意に低下していることが分かる(図表 10(2))。

(シミュレーション)

続いて、推計されたパラメータとショックを用いて、前述の 4 通りのシミュレーションを行う。シミュレーションではデータを 1 万期生成し、その後、生成されたデータについて、標準偏差の値の評価を行う。

本稿で関心があるのは、「GDP ギャップの階差」と「インフレ率」のそれぞれの標

⁹ このインパルス・レスポンスにおいては、変数の配列順(ordering)を「GDP ギャップ CPI インフレ率 金利ギャップ」としているが、この ordering を変更しても、結果に大きな違いは生じなかった。

準偏差である¹⁰。シミュレーションで生成されるデータは、VAR に含まれる 3 つの内
生変数（GDP ギャップ、インフレ率、金利ギャップ）であるが、このうち GDP ギャ
ップについては、階差をとった上で標準偏差の値の評価を行う。GDP ギャップの階差
は、下式のとおり、GDP 成長率のトレンドからの乖離を表す。前掲図表 2(2)では、こ
の乖離が拡大（実質成長率の不安定化）している可能性が高いことを確認した。すな
わち、GDP ギャップの階差について評価を行うことで、実質成長率の不安定化に対す
る評価を行うことができる¹¹。

$$GDPGAP = \underbrace{\log(GDP)}_{\text{実際のGDP}} - \underbrace{\log(GDPtrend)}_{\text{潜在(トレンド)GDP}}$$

$$\rightarrow \underbrace{\Delta GDPGAP}_{\text{GDPギャップの階差}} = \underbrace{\Delta \log(GDP)}_{\text{実際のGDP成長率}} - \underbrace{\Delta \log(GDPtrend)}_{\text{潜在(トレンド)成長率}}$$

シミュレーション結果は、図表 11 のとおりである。

最初に、推計されたパラメータとショックの妥当性を確認しておく。前半のパラメ
ータと前半のショックを用いて発生させた系列(p.6 の 式のケース)の標準偏差は、
GDP ギャップの階差および CPI インフレ率いずれについても前半の現実のデータに
近い値であることが分かる。また、後半のパラメータと後半のショックを用いた場合
(p.7 の 式のケース)についても同様のことがいえる。このことは、推計されたパ
ラメータとショックが、現実のデータの特徴を概ね再現できていることを示している。

次に、パラメータの変化およびショックの変化が、実質成長率、インフレ率の安定
化、不安定化に、それぞれどの程度影響したかを確認する。

まず、インフレ率（CPI）について、パラメータの変化およびショックの変化の寄
与を確認しよう。パラメータの変化については、前半・後半いずれのショックを用い
ても、インフレ率の標準偏差を 0.10～0.11 程度縮小させる方向に働いている（図表
11(2)の黒矢印のケース）。一方、ショックについては、前半・後半いずれのパラメ
ータのもとでも、その標準偏差を 0.24～0.26 程度縮小させる方向に寄与していることが
分かる（図表 11(2)における白矢印）。

続いて、GDP ギャップの階差について確認する。まず、パラメータの変化の影響を
みてみよう。前半・後半どちらのショックを用いるかによって、GDP ギャップの階差
の標準偏差の拡大幅は大きく異なり、特に後半のショックを用いた場合の拡大幅はご
く僅かである（前半のショック：+0.21、後半のショック：+0.00<図表 11(1)における
黒矢印>）。パラメータの変化は、標準偏差を拡大させる方向に寄与している可能性

¹⁰ 本稿では、金利ギャップについて、特に検討を行うことはしない。

¹¹ この式からも明らかなように、実質成長率の標準偏差を厳密に評価する際には、トレンド成長率の
標準偏差も考慮する必要がある。しかし、本稿では、トレンド成長率が「前半」「後半」の各期間内
では安定的に推移しているため（前掲図表 2(1)）、GDP ギャップの階差のみにより評価を行っている。

が高いが、その寄与は、幅をもって解釈する必要があるといえよう。一方、ショックの変化については、前半・後半いずれのパラメータのもとでショックが変化するかによって符号が異なり(前半のパラメータ: +0.12、後半のパラメータ: -0.09 < 図表 11(1)における白矢印 >)、明確な結論が得られない。

(個別のショックの影響)

以上の分析では、実質成長率に対する「ショック」の影響については明確な結論が得られなかった。その要因は、GDP やインフレ率へのショックを、すべて同時に入れ替えてシミュレーションを行った点にあると考えられる¹²。

そこで、以下では、コレスキー分解によって識別されたショックのうち、1つのショックのみを前半・後半で入れ替えてシミュレーションを行う。これにより、実質成長率、インフレ率の安定化、或いは不安定化に対する個別ショックの影響を定量的に把握することが可能となる。

結果は図表 12 に示すとおりである。

まず、GDP ギャップに対するショックのみを入れ替えると、GDP ギャップの階差の標準偏差は、0.10~0.11 程度拡大する(図表 12(1)の白矢印の部分)。この値は、シミュレーションに前半、後半いずれのパラメータを用いても大きくは変化しない。GDP ギャップの階差の標準偏差は、前半で 0.57(シミュレーション上は 0.59)であったことから、GDP ギャップに対するショックの変化は、その標準偏差を 20%程度拡大させる方向に寄与したといえる。

一方、インフレ率に対するショックのみを入れ替えると、インフレ率の標準偏差は 0.14、ないしは 0.25 程度縮小する(シミュレーションに用いるパラメータが前半か後半かによって値に幅がある < 図表 12(2)の白矢印の部分 >)。インフレ率の標準偏差は、前半で 0.61(シミュレーション上は 0.55)であったことから、インフレ率に対するショックの変化は、インフレ率の標準偏差を 20%~40%程度縮小させる方向に寄与したといえる。

(頑健性の確認)

以上の分析の頑健性を確認した結果を図表 13 に示す。白矢印 A,B は個別のショックの寄与を表し、黒矢印 C,D はパラメータの寄与を表す。当図表で、(1) はシステ

¹² VAR に含まれるある変数へのショックは、シミュレーションのダイナミクスをつうじて、その他の変数にも波及する。その波及度合い(どのショックの影響が強く波及するか)は、シミュレーションの際にベースとするパラメータに依存する。この点、本稿で推計した VAR では、図表 10 で示したとおり、推定されるパラメータが前半と後半で異なる一方、ショックの変化も変数によって区々である。これらの変数のショックをすべて同時に入れ替える場合、前半と後半のどちらのパラメータをベースにするかによって、どのショックの変化の影響が強く表れるかが異なる。このために、ショックをすべて同時に入れ替えたシミュレーションでは、ショックの影響の定量的な評価が困難となっている可能性が高い。

ムに含める変数を変更した場合¹³、(2)はコレスキー分解の ordering を変更した場合、(3)は VAR のラグ次数を変更した場合、のそれぞれのシミュレーション結果である。また、各表の右段には、前半、後半の期間の設定が結果に与える影響を観察するため、時期の区切りを変更した場合の結果を掲載している。ここでは、前半を 1977 年第 1 四半期～1988 年第 2 四半期、後半を 1993 年第 1 四半期～2004 年第 2 四半期とし、前半と後半のサンプル数を 46 四半期で揃えている。

まず、前半を 1977 年第 1 四半期～1986 年第 4 四半期、後半を 1991 年第 1 四半期～2004 年第 2 四半期とした場合(図表 13 の左段)について確認しよう。上述した(1)～(3)のいずれの場合においても、以下の点が概ね頑健である。実質成長率については、GDP ギャップへのショックの変化が、その標準偏差を 0.10～0.15 程度拡大させている(20～30%程度の寄与に相当)。また、幅をもってみる必要があるが、パラメータの変化は実質成長率の不安定化に寄与している可能性が高い。インフレ率についてみると、インフレ率へのショックの変化、およびパラメータの変化は、ともにインフレ率の標準偏差を縮小させる方向に寄与している(インフレ率に CPI を用いた場合、どちらも 0.10～0.25 程度<20～40%程度の寄与に相当>、その標準偏差を縮小させている)¹⁴。

次に、前半を 1977 年第 1 四半期～1988 年第 2 四半期、後半を 1993 年第 1 四半期～2004 年第 2 四半期とした場合(図表 13 の右段)について確認する。GDP ギャップへのショックの変化による実質成長率の標準偏差の拡大幅はやや縮小し、概ね 0.05～0.12 の範囲(10～25%の寄与に相当)に収まる。その一方で、実質成長率の標準偏差に対するパラメータの変化の寄与は(やはり幅をもってみる必要があるものの)拡大している。なお、インフレ率の標準偏差の結果に、大きな違いが見られなかった。

ここで得られた結果は、次のように纏められる。まず実質成長率については、ショック・パラメータとも、その不安定化に寄与している可能性が高い。この点は、定量的には幅をもってみる必要があるものの、定性的には頑健である。一方、インフレ率については、ショック・パラメータが、いずれも同程度、その安定化に寄与している。この点については、定性的にも定量的にも安定的な結果が得られた。

(3) 誘導型フィリップス曲線の「フラット化」

先の分析で明らかになったように、1990 年代とそれ以前では、VAR 上のインフレ率の式に明確な構造変化が認められる(前掲図表 10(1))。ここでは、その意味について考察する。

¹³ 外的なショックの代理変数として、輸入物価指数の前期比を加えた 4 変数 VAR を推計した。また、物価指数として CPI の代わりに内需デフレーターを用いた場合、金融政策の引き締め度合いを示す指標として金利ギャップの代わりに実質金利を用いた場合についても推計を行った。

¹⁴ ただし、インフレ率のデータに内需デフレーターを用いた場合、ショックの寄与がやや小さくなっている。

VAR 上のインフレ率の式は、誘導型のフィリップス曲線に対応する式として解釈することができる。すなわち、金利ギャップの項を無視すれば、この式は、当期のインフレ率 (π_t) が、インフレの慣性 (前期までのインフレ率 π_{t-i} の影響) と、GDP ギャップ (x_{t-i}) によって規定されることを示している。

いま、単純化のためにラグを 1 期とし、以下の式についてローリング推計を行ってみよう。図表 14 に示すとおり、 $\hat{\gamma}$ の値には有意な変化が認められない一方、 $\hat{\beta}$ の値は、推計期間を後方にずらしていくほど低下していることが分かる。このことは、誘導型フィリップス曲線が「フラット化」していることに対応していると考えられる。

$$\pi_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \gamma \pi_{t-1} + \delta i_{t-1} + \varepsilon_t$$

π : インフレ率、 x : GDP ギャップ、 i : 金利ギャップ

一般にフィリップス曲線は、金利ギャップを含まない式として記述されることが多い。また、GDP ギャップや過去のインフレ率が、ラグを伴って当期のインフレ率に影響を及ぼすことも考えられよう。そこで、ここではさらに、以下の式を同様にローリング推計する。説明変数に 4 期のラグを考慮することによって、インフレ率に対する GDP ギャップと過去のインフレ率の長期的な影響を許容する定式化となっている。

$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^4 \beta_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t$$

図表 15 にローリング推計の結果を示す。この図表では、長期的な影響の大きさを、GDP ギャップにかかる係数の和 $\sum_{i=1}^4 \hat{\beta}_i$ として表現している。この図表からも、誘導型フィリップス曲線が「フラット化」していることを知ることができる。すなわち、GDP ギャップの変動に対するインフレ率の反応が、何らかの理由により「鈍化」していると考えられる。

前小節の分析では、VAR を用いたシミュレーションにより、インフレ率の安定化に対してパラメータの変化が相当の寄与をしていることを示した。また、本小節では、1990 年代以降、誘導型でとらえたフィリップス曲線が「フラット化」していることを示した。以上の分析から、1990 年代以降におけるインフレ率変動の安定化 (標準偏差の縮小) の背景には、誘導型フィリップス曲線の「フラット化」があると考えられる。

(4) まとめ

VAR によるシミュレーション結果から、GDP ギャップに対するショックの変化が実質成長率を 20% 程度不安定化させる方向に寄与してきたこと、パラメータの変化も (幅をもって解釈する必要はあるものの) 実質成長率を不安定化させてきた可能性が高いことが明らかとなった。一方、インフレ率の安定化には、インフレ率に対するショックの縮小とパラメータの変化いずれもが、同程度寄与していることが示された。加えて、VAR 分析におけるパラメータの変化で、もっとも明確なものは、誘導型でみ

たフィリップス曲線の「フラット化」であることが分かった。

次節からは、実質成長率とインフレ率の標準偏差を変化させてきた要因について、それぞれより掘り下げた分析を行うことにしたい。

4 . 実質成長率の不安定化

本節では、寄与度分解を用いて、実質成長率の標準偏差の変化要因を分析する。

具体的には、設備投資の変動の拡大が、実質成長率の標準偏差を拡大させる方向に寄与してきたことを明らかにする。その上で、設備投資の変動拡大について、産業別データを用いてより詳細に分析する。

(1) 実質成長率の寄与度分解：設備投資の役割

ここでは、実質 GDP 成長率を需要コンポーネント別に寄与度分解することによって、その変動に大きく寄与している要因を探る。

まず、実質 GDP の平均成長率を単純に寄与度分解すると、1990 年以降の平均成長率の落ち込みについては、民間最終消費支出、民間企業設備の落ち込みの寄与が大きいことが分かる(図表 16)。

続いて、この寄与度分解を景気の「拡大期」と「後退期」に分けて行う¹⁵(図表 17)。後半は、前半と比べて拡大期と後退期との実質成長率の「落差」が大きいことが分かるが、これは景気変動の振幅が拡大したことに対応している。図表 17(1)は、後半における実質成長率の「落差」の拡大に最も大きく寄与しているのが民間企業設備であることを示している。時期を細かく区切ってデータを観察すると、1990 年以降は、民間企業設備が増加と減少を繰り返し、GDP 成長率の変動に大きな影響を与えている(図表 17(2))。

さらに、実質成長率の分散の寄与度分解をみると、民間企業設備の分散の拡大が、実質成長率の分散を拡大させるもっとも重要な要因であることが分かる(図表 18)¹⁶。

以上のことから、1990 年以降の日本経済においては、民間企業の設備投資の不安定化が、実質成長率を不安定化させる方向に寄与してきたと考えられる。本節では、以下、民間企業設備の分散拡大に焦点を絞り、ファクトの整理を行う。

¹⁵ 景気の「山」「谷」は、内閣府公表の景気基準日付による。

¹⁶ 民間在庫品増加の寄与も拡大しているが、これについては、1994 年以降統計作成上の推計方法が変更されていることもあって解釈が難しいため、本稿では、分析の対象から除いている。

(2) 設備投資の分散拡大の背景：産業別設備投資データを用いた考察

ここでは、産業別のデータを用いて、設備投資の変動について考察する。産業別の設備投資データとして『民間企業資本ストック統計』(内閣府)の「産業別・新設投資額」を用いる。

具体的な分析に入る前に、留意点を2点述べておく。

第一点は、GDPの「民間企業設備」と民間企業資本ストック統計・全産業の「新設投資額(進捗ベース)」の相違点である。両者を比較すると、その推移は概ね一致している(図表19(1))。しかし、民間企業資本ストック統計のデータは、固定年基準であるため、GDPで連鎖基準が採用されている1994年以降のデータについては、連鎖基準のデータと乖離が生じる。前年同期比の分散を比較すると、連鎖基準より固定年基準のデータの分散が大きくなっている(図表19(2))。以下の分析は、固定年基準のデータを用いることから、特に2001年以降の分散の拡大を過大評価している可能性がある。

第二点は、本節では、原系列の「前年同期比」を用いて分析を行う点である¹⁷。季節調整済み系列の「前期比」に着目した前節までの分析とは異なる点に注意が必要である。

(分散成分と共分散成分への分解)

ここでは、全産業の設備投資前年同期比(ΔI)の分散を、産業別の前年同期比寄与度(ΔI_i ; i は産業を表す添え字)を用いて、「分散成分」と「共分散成分」に分解する。寄与度分解は、下式で示される。

$$\begin{aligned} \text{Var}(\Delta I) &= \text{Var}\left(\sum_i \Delta I_i\right) \\ &= \underbrace{\sum_i \text{Var}(\Delta I_i)}_{\text{分散成分}} + \underbrace{\sum_i \sum_{j \neq i} \text{Cov}(\Delta I_i, \Delta I_j)}_{\text{共分散成分}} \end{aligned}$$

ただし、 $I = \sum_i I_i$, $\Delta I_i = (I_{i,t} - I_{i,t-4}) / I_{t-4}$

共分散成分は、下式で示されるとおり、産業別データ相互の相関係数の加重和である。産業共通の要因により、多くの産業の設備投資が同時に変動する(高い相関をもって変動する)場合、それは共分散成分の拡大として表現される。

$$(\text{共分散成分}) = \sum_i \sum_{j \neq i} \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}$$

¹⁷ データの四半期ごとの振れが大きいため、前期比ではやや結果が見づらくなる。また、産業ごとに季節調整をかけると、産業別設備投資額の前年比寄与度を合計した値が産業計の前年比と一致しなくなる。このため、本節で寄与度分解を行う際に不都合が生じる。

ただし、 σ_i は i 産業の前年同期比寄与度の標準偏差、
 ρ_{ij} は、 i 産業と j 産業の前年同期比寄与度の相関係数。

この寄与度分解の結果、全体の分散増大に占める分散成分の増大の寄与が大きければ、個別産業の設備投資の変動の拡大が、トータルの設備投資の変動を拡大させていると解釈できる。逆に、共分散成分の寄与が大きければ、産業別の設備投資が同時的に変動することによって、トータルの設備投資の変動が拡大していると解釈できる¹⁸。

結果を見ると、1990 年以降の設備投資の分散の拡大は、主に「共分散成分」によってもたらされていることが分かる(図表 20)¹⁹。すなわち、設備投資の変動の拡大は、多くの産業の設備投資が同時的に変動することによってもたらされている。この結果は、1990 年以降の設備投資の変動を拡大している要因が、個別産業へのショックではなく、多くの産業に同時的に影響を及ぼす何某かのマクロ的な要因である可能性が高いことを示唆している²⁰。

(3) まとめと考察

本節の分析では、民間設備投資の変動の拡大が、実質成長率の不安定化に寄与してきたことを確認した。また、その民間設備投資の変動拡大の大部分は、多くの産業に共通するマクロ的な要因によってもたらされている可能性が高いことが分かった²¹。

1990 年代以降の日本の設備投資の変動については、多くの要因が指摘されている。ここでは、多くの産業の設備投資を同じ方向に変動させてきたと考えられる要因を、実物的な面と金融的な面から、簡単に指摘しておこう。すなわち、実物的な要因としては、バブル崩壊に伴い、バブル期の過剰投資の反動として大幅なストック調整が行われた可能性が挙げられる²²。金融的な要因としては、1990 年代に表面化したとされ

¹⁸ 吉川 (1992) は同様の手法を用いて 1956-1973 年と 1974-1989 年の日本の設備投資の分散を比較し、1974-1989 年の日本の総投資の安定化には、「産業間の跛行性」(共分散の低下)が大きく寄与していると報告している。

¹⁹ 図表 20 から明らかなとおり、「分散成分」の寄与はほとんどみられない。参考までに、「分散成分」を産業別に分解すると、「サービス業」の寄与はほぼ一貫して増大していることが分かる(図表 21)。また、直近では、「製造業」の寄与が拡大してきている。ただし、直近の分散の拡大は、本分析で固定年基準のデータを用いたことに起因する可能性もあるため、解釈には注意が必要である。

²⁰ Comin and Philippon (2005) は、米国においては、マクロの GDP でみた実質成長率のボラティリティが低下する一方、個別企業の売上等でみたミクロのボラティリティは上昇していると報告し、個別企業レベルの変動における負の共分散の存在を指摘している。本稿の分析は、設備投資について産業レベルでの分析を行ったものであり、Comin and Philippon における企業レベルの分析と直接対応するものではない。しかし、本稿の分析を発展させ、わが国における個別企業レベルでの分散・共分散の関係を確認することは、日米比較の観点からも興味深いと考えられる。この点は今後の研究課題としたい。

²¹ 以下で考察するマクロ的な要因以外にも、異業種へのアウトソーシングの活発化(たとえば電気機械産業の企業が、業務の一部をサービス産業の企業に委託する、等の現象)などに伴う産業間の連関の強まりも、産業間の共分散を拡大させる方向に寄与している可能性がある。

²² 日本銀行調査統計局 (1997) は、企業の先行き期待の強気化が 1980 年代後半から数年間の設備投資の急増につながり、通常の循環を上回る設備ストックの増加をもたらしたことで、1990 年代前半の設

る不良債権・過剰債務問題により、設備投資が大きく制約されたことが指摘できる²³。

上記のような要因が設備投資を大きく制約したことにより、結果として 1990 年代以降の設備投資の変動が拡大した可能性がある。実質成長率の不安定化の要因を探る上では、こうした要因に着目して研究を行なうことが有益であると考えられる。

5．インフレ率の安定化

本節では、CPI や CGPI、GDP デフレータを詳細に観察することで、インフレ率の変動が安定化した要因について検討する。まず、供給ショックの縮小の影響と、CPI 品目ウエイトの変化の影響を確認する。その上で、消費段階における価格変化率の安定化、サービス価格の硬直性と賃金変動の安定化という 3 つの論点を提示する。

(1) 供給ショックの縮小

VAR 分析でも示されたとおり、インフレ率の変動が縮小した一つの要因は、ショックの縮小である。その代表例は、1980 年代以前にみられた大規模な石油ショックが 1990 年以降は生じていないことである。

その影響を確認するため、石油・エネルギー関連（石油製品・電気・都市ガス）品目を除いた CPI 総合指数（除く生鮮食品）を作成し、それらを含む CPI 総合指数（同）と比較した。図表 22 からは、生鮮食品を除く総合指数の標準偏差の減少幅（1981～1985 年 2001～2004 年）が 0.9%ポイント程度であったのに対して、石油・エネルギー関連品目を除く総合指数の減少幅は、0.7%ポイント程度であったことが分かる。このことは、石油・エネルギー関連品目の寄与が（他の品目への波及を無視しても）0.2%ポイント程度あったことを示している。

もっとも、石油・エネルギー関連品目を除いた CPI 総合指数をみても、1990 年以降にその変動が安定化していることは事実である。こうした事実を踏まえれば、石油・エネルギー関連品目の価格変動の縮小が他の品目にも波及したことが、石油・エネルギー関連品目を除いた CPI 総合指数が安定化した主たる要因であるとみなすの

備投資のストック調整が深刻化した可能性を指摘している。

²³ 不良債権・過剰債務問題と設備投資の関係については、多くの実証研究が蓄積されている。資金の借り手である企業側に着目して分析を行なった代表的な研究には Ogawa and Suzuki (2000)、鈴木 (2001) 等があり、1980 年代後半以降の資産価格、特に土地価格の大幅な変動が企業のバランスシートを通して設備投資に影響を与えたことを示している。貸し手である銀行のバランスシートの悪化が企業の設備投資を制約したとする研究には Gibson (1995) 等がある。貸し手・借り手双方のバランスシートを考慮した研究としては、Nagahata and Sekine (2005) や福田・粕谷・中島 (2005) があり、それぞれ上場企業、非上場企業について、取引銀行の健全性の悪化と借り手企業のバランスシートの悪化が共に企業の設備投資を制約したことを示している。

また、こうした実証研究に加えて、金融仲介機能と設備投資変動の関係を表すモデルを構築した研究も存在する。Fukunaga (2002) は、金融市場の不完全性が経済のショックを増幅するフィナンシャル・アクセラレータ効果を導入した DGE モデルを構築し、当該効果が、1990 年代の日本の設備投資の変動拡大を説明できると報告している。

は無理があるだろう。3 節の VAR 分析結果とあわせると、こうした外生的な供給ショックだけではなく、何らかの経済構造の変化（VAR のパラメータの変化）がインフレ率の安定化に寄与していると考えられるべきである。

（2）品目ウエイトの変化

インフレ率の変動縮小は、品目のウエイト構成が変化して、価格変化率の変動が小さい品目が占めるウエイトが増加することによっても、もたらされる。すなわち、経済のサービス化等に伴い、農水畜産物・石油製品等価格変化率の変動が大きい品目のウエイトが減少する一方で、価格変化率の変動が小さいサービス等の品目ウエイトが増加していることが、CPI 全体のインフレ率の安定化に寄与している可能性が考えられる。

こうした品目ウエイト変化の影響を確認するため、ここでは、品目ウエイトを 1980 年時点の水準で固定した場合の CPI 総合指数（生鮮食品を除く）を作成し²⁴、現在の CPI 総合指数（同）と比較した。図表 23(1)からは、CPI インフレ率の標準偏差の減少幅（1981～1985 年 2001～2004 年）が 0.9%ポイント程度であったのに対して、品目ウエイトを固定して作成した指数の標準偏差の減少幅は 0.8%ポイント程度であったことが読み取れる。このことは、インフレ率安定化に対する品目ウエイトの変化の寄与が、0.1%ポイント程度であったことを示している。

この結果は、ウエイトの変化だけでは、インフレ率の安定化を説明することは難しいことを示している。むしろ、図表 23(3)に示されるように、財・サービス各々の価格変化率の変動が安定化しているという点が、より重要であると考えられる。

（3）消費関連価格の安定化

価格変動の安定化が、主にどの分野で生じているのかを特定するために、GDP デフレーターや CGPI の推移をみしてみる。

図表 24 では、民間最終消費デフレーターと設備投資デフレーターの推移を比較している。この図表からは、設備投資デフレーターに比べて民間最終消費デフレーターの変化率がより安定化していることが読み取れる。

また、図表 25 は、CGPI の需要段階別・用途別指数の推移を表したものである。この図表からは、素原材料、中間財、資本財と比較して、消費財の価格変化率の標準偏差が小さく、かつその標準偏差の減少率が大きいこと、すなわち消費財の価格変化率の変動が目立って安定化していることが分かる。なお、消費財を耐久消費財と非耐久消費財に分類して価格変化率の推移を確認したものが図表 25(5),(6)である。耐久消費

²⁴ ここでは、農水畜産物、石油製品・電気・ガス、農水畜産物・石油製品・電気・ガス・生鮮食品を除く財、帰属家賃、帰属家賃を除くサービスの 5 区分に分類し、それぞれの区分のウエイトを 1980 年基準のそれに固定した場合の指数を作成した。

財の価格変化率の標準偏差はさほど減少していない一方で、非耐久消費財については、1990年代後半以降、価格変化率の標準偏差が顕著に減少していることが分かる。

以上のことから、最終段階の財のうち、消費財、特に非耐久消費財の価格変化率の変動が安定化していると考えられる。

(4) サービス価格の硬直性

CPIを財とサービスにわけ、サービスのみの価格変化率を観察した場合も、時間の経過とともにその変動が安定化していることが分かる(図表26)。また、1998年以降の直近数年については、その価格変化率がゼロ近傍となるとともに、その標準偏差も著しく縮小している。後者は、サービス価格の硬直性(価格の下方硬直性、或いは価格変化率ゼロ近傍での硬直性)の存在を示唆するものであり、財の価格変動にはみられない特徴であるといえよう。

こうしたサービス価格の硬直性の背景をみるために、1998年以降の6年間について、サービスの各品目の指数の動きを観察してみる。図表27は、CPIのサービス品目のうち、一定以上のウェイトをもつ品目を抽出し、直近数年の価格変化率の変動が安定している順に並べたものである。表の下方には、固定電話通信料や航空運賃等、規制緩和(自由化)による新規企業の参入等に伴って、価格変化率が大きく変動している品目が存在するが、そうした品目は全体のうちごく少数である。それ以外のほとんどの品目では、価格変化率(前年比)がゼロ近傍に近づくとともに、価格変化率の標準偏差が大きく縮小している。この表から、近年は、価格変化率がゼロ近傍で硬直化している品目が多いために、サービス価格全体の変動が硬直化していることが示唆される。

(5) 賃金変動の安定化

物価と賃金が長い目で見れば高い相関をもって変動していることを考慮すれば、物価変動の安定化の背景に賃金変動の安定化がある可能性が高い。特に、CPIのサービス品目の中には、月謝や大工手間代等、価格に占める賃金のウェイトが高いと考えられる品目も存在する。したがって、物価変動について考察する上では、労働市場からみた分析も不可欠と考えられる。

ここでは、「非正規雇用者比率の上昇」に代表される近年の労働市場の変化を考慮しながら、賃金変動の変化について考察を行う。その際、非正規雇用には、パート労働者のほか、派遣、請負等の形態があるが、本稿ではデータの入手が容易な一般労働者とパート労働者の区分によるデータを用いる。

まず、長期にわたって一般労働者とパート労働者のデータを利用できる『賃金構造

基本統計』を用いて両者の推移を確認する²⁵。図表 28(1)は、一般・パート労働者のいずれもその賃金変動が縮小していること、近年では、パート労働者の賃金変動が一般労働者と比較して小さいこと、を示している。このうちについては、1993 年以降の一般・パート別賃金を入手できる『毎月勤労統計』でも確認できる(図表 28(2))。

この点については、1990 年代以降の日本でパート労働者の比率が趨勢的に上昇している(図表 29(1)) ことと併せて解釈すると興味深い。すなわち、生産量の変動を調整する上で、賃金変動の小さいパート労働者の役割が強まった可能性を指摘することができる。実際に、労働投入量の推移を観察すると、パート労働者は一般労働者に比べてその変動が大きい(図表 29(2))。上述の点に加え、1990 年代以降、こうした特性をもつパート労働者の割合が上昇したことも、経済活動の変動に対する賃金変動の安定化に寄与していると考えられる。

(6) まとめと考察

ここでは、本節の分析で得られた結果を、その背景についての考察も交えながら纏める。

石油等の価格変動に着目した分析から、インフレ率の安定化には、ショックの縮小が寄与していることが確認された。この点は、インフレ率の安定化にショックの縮小が寄与してきたとする 3 節の VAR の分析と整合的といえる²⁶。

また、CPI 上の品目ウェイトの変化と、インフレ率の変動の関係についても分析した。この結果、インフレ率の安定化については、経済のサービス化等に伴って価格変動の大きい品目のウェイトが縮小したことよりも、財・サービスそれぞれにおいて、その価格変化率の変動が縮小している点が重要であることが分かった。

続いて、需要段階別・用途別指数等を用いて価格指数の動きを観察した。この結果、消費者段階の財・サービスの価格変動は、川上段階の価格変動と比較して安定化が目立つことが分かった。この背景については、川上の価格変動がマークアップ比率の変動により吸収されている可能性を指摘することができよう²⁷。たとえば有賀・大日(1996) は、流通段階のマークアップ比率が、逆循環的に変動していることを示している。こうしたマークアップ率の逆循環的な変動は、本稿で得られたファクトと整合的

²⁵ ここでは、長期遡及できる女性パート労働者のデータを使用している。

²⁶ 石油等の価格変動が、外的な「ショック」を大きく反映したものであることは明らかと思われる。しかし、以下で述べるこれ以外の論点を「ショック」の変化と「パラメータ」の変化に峻別することは、必ずしも容易ではない。

²⁷ この他に、消費財とその他の財の投入構造の違いが、こうした違いをもたらしている可能性もある。すなわち、中間財のうち、価格変動の小さいものが消費財の生産に使われている、といった可能性も排除することはできない。

に捉えることができよう²⁸。

サービス価格については、個別品目の価格前年比がゼロ近傍になるとともに、その変動が安定化していることが分かった。この点を説明する一つの仮説として、いわゆる「メニュー・コスト」の考え方がある。すなわち、マクロ的なインフレ率が低下する状況下、個々の企業にとって望ましい価格変化率もゼロ近傍となったため、価格改定によるデメリットがメリットを上回っているという状況が想定できる。この場合、企業が価格改定を行う頻度が低下するために、各品目の価格変化率の標準偏差が縮小している可能性がある。

最後に、物価変動の安定化には、賃金変動の安定化が関係している可能性が高いことが示唆された。日本銀行調査統計局（2005）は、経済の変動に対する賃金の反応が従来よりも小さくなっている点に対し、「労働供給の弾力性の上昇」という仮説を与えている。すなわち、非正規雇用の増加に伴い、労働需要側の事情に応じて、労働供給がスムーズに反応するようになっている可能性がある。賃金変動の安定化の背景を探る意味では、このような労働市場の変化に着目した分析も有益であると考えられる。

6．おわりに

1990年代以降の日本の経済変動を観察すると、実質成長率は低下するとともにその変動が不安定化している可能性が高いこと、一方でインフレ率は水準が低下するとともにその変動が安定化していることが分かる。本稿では、この実質成長率の不安定化、インフレ率の安定化という点に着目して、ファクト・ファインディングを行った。

実質成長率については、VARによる分析から、GDPギャップに対するショックの拡大、およびVAR上のパラメータの変化がともに実質成長率を不安定化させる方向に寄与してきた可能性が高いことが示された。一方、寄与度分解を用いて分析したところ、多くの産業に共通する要因が設備投資の変動を不安定化させており、実質成長率の不安定化に寄与していることが分かった。これらの結果から、1990年代においては、多くの産業に同時に影響を与えるマクロ的なショック、或いは経済構造の変化等

²⁸ マークアップ率については、他に、マークアップ率の趨勢的な低下とフィリップス曲線の「フラット化」の関係を論じた研究もある。たとえば、平田・加藤（2004）は、ニュー・ケインジアン経済学（粘着価格モデル）の枠組みのもと、米国におけるニュー・ケインジアン型フィリップス曲線の「フラット化」とマークアップ率の低下の関係を指摘している。日本でも、たとえばグローバル化にともなう競争環境の激化によって、マークアップ率が趨勢的に低下している可能性がある。

ただし、本稿の分析とニュー・ケインジアン経済学の枠組みでは、フィリップス曲線の定式化やGDPギャップの概念が異なる点に留意が必要である。すなわち、ニュー・ケインジアン型フィリップス曲線は、「将来の」期待インフレ率が当期のインフレ率に影響を与える定式化となるのに対し、本稿の誘導型フィリップス曲線は、「過去の」インフレ率が当期のインフレ率に影響を与える定式化となっている。また、ニュー・ケインジアン経済学の枠組みにおけるGDPギャップは、価格が粘着的な場合に実現されるGDPと価格が伸縮的な場合に実現されるGDPの乖離を示すものであり、HPフィルターで測定した本稿のGDPギャップとは概念が異なる。

に伴う全産業的な設備投資の変動拡大が、実質成長率を不安定化させてきた可能性が高いことが示唆される。この背景については、バブル期の過剰投資の調整が相当深かったことや、金融的な要因が設備投資に大きな影響を与えてきたこと、を指摘することができる。

一方、インフレ率については、VAR 上のショックの縮小、パラメータの変化がともに安定化の要因であることが示された。代表的なパラメータの変化として、誘導型フィリップス曲線の「フラット化」が、インフレ率安定化の背景にある。物価指数を詳細に分析した結果からは、まず、外的なショックの縮小がインフレ率の安定化に寄与していることが確認された。また、経済のサービス化等に伴って価格変動の大きい品目のウエイトが縮小していることの寄与は小さく、財・サービスともに、それ自身の価格変化率の変動が縮小している点が重要であることが分かった。需要段階別・用途別にみた場合には、消費段階の価格変化率の変動が、川上の価格と比較して安定化している。この点からは、マークアップ率の変動などに着目した分析が有益であることが示唆される。一方、サービス価格については、特に近年その変動の安定化が顕著である。この点については、メニュー・コストをはじめとした、個別価格の変動を規定する要因について分析することが有益と考えられる。加えて、経済変動の大きさに対して賃金変動が安定化していることも、物価変動の安定化の背景として指摘しておく価値があるだろう。

本稿で指摘したファクトについては、まだその要因・背景について十分コンセンサスの得られていないものも多い。1990 年代の日本の経済変動を理解する上では、これらの背景について分析を積み重ねていくことが必要である。

補論 A：データ補論

ここでは、本稿で用いたデータの作成方法を解説する。

GDP（国内総生産）

内閣府『国民経済計算』の、68SNA、93SNA 固定年基準、93SNA 連鎖基準の3系列の実質季節調整済み前期比を接続して長期の実額データを作成した。使用した前期比データは、1980年第1四半期までは68SNA、1980年第2四半期～1994年第1四半期は93SNA 固定年基準、1994年第2四半期以降は93SNA 連鎖基準のものである。なお、2004年第2四半期以降は速報値を用いている。

続いて、作成した時系列データから、消費税要因による異常値を除去した。1989年4月に消費税が導入され、1997年4月には消費税率が引き上げられたため、それぞれの前後で、駆け込み需要とその反動減が生じている。本稿では、1989年第1四半期と同第2四半期、1997年第1四半期と同第2四半期について、駆け込み需要と反動減の大きさを推定し、これを消費税要因による異常値とみなして時系列から除去した。異常値の推定には、季節調整プログラム X-12-ARIMA を利用した。この際、駆け込み需要と反動減は同じ大きさであることを前提に推定を行い、有意に推定された部分のみを除去している。なお、この調整は支出項目ごとに実施し、GDP はそれらの合計として算出した。実際に有意に推定され、調整を行った項目は、民間最終消費支出および民間在庫品増減であった。

GDP ギャップ

上記の手法で作成した GDP 系列を対数変換し、HP フィルターを用いて、トレンド成分とサイクル成分を抽出した²⁹。GDP ギャップは、ここで抽出したサイクル成分に100を掛けたものとして算出している。なお、HP フィルターのパラメータは1600と設定している。

CPI（消費者物価指数）

総務省『消費者物価指数』（月次データ）から、消費税導入および消費税率引き上げの要因を除去したデータを作成した。具体的には、1989年4月と1997年4月について、季節調整プログラム X-12-ARIMA により Level Shift の発生が有意に認められた部分を除去した。

²⁹ HP フィルターにより抽出された成分は、時系列の始期と終期で、信頼性が低下することが知られている（詳細は肥後・中田（1998）を参照）。本稿では、1950年代まで遡って作成した GDP データに対して HP フィルターを適用することで、分析の始期である1977年前後については、この問題を回避している。

VAR の推定とフィリップス曲線の推定(3節)に際しては、前年同月比ではなく前四半期比のデータを用いた。そのため、「生鮮食品を除く総合」指数については、消費税調整に加えて季節調整も行った上で、四半期に変換したデータを作成した。

内需デフレーター、GDP デフレーター

内閣府『国民経済計算』の実数データから、「名目値÷実質値」により算出した。CPIと同様、消費税調整済みデータを作成して使用した。

CGPI(企業物価指数)

日本銀行『企業物価指数』の「消費税を除く国内企業物価指数」(参考指数)を使用した。

輸入物価指数

日本銀行『企業物価指数』の「輸入物価指数」(総平均、円ベース)を使用した。

実質金利

以下の算式で算出した³⁰。

$$\begin{aligned} (\text{実質金利}) &= (\text{コールレート}) \\ &\quad - (\text{CPI 除く生鮮食品前期比年率} \cdot \text{中心5四半期移動平均}) \end{aligned}$$

金利ギャップ

以下の算式で算出した。

$$(\text{金利ギャップ}) = (\text{実質金利}) - (\text{均衡実質金利})$$

ここでは、均衡実質金利は潜在成長率に一致するものとした。潜在成長率のデータは、HP フィルターで抽出した GDP のトレンド成分の成長率(前期比年率)を用いた。

³⁰ 金利のデータとしては、コールレートよりも長期の国債利回り等を用いることも考えられる。しかし、本稿では、1980年代以前は長期国債の市場がさほど整備されていなかったと考えられる点、および 先行研究との対応関係の観点から、コールレートを指標として採用している。

補論 B : 68SNA のデータによる VAR 分析

本補論では、68SNA のデータのみを用いて第 3 節と同様の VAR 分析を行った結果を示す。以下に示すとおり、本補論の分析結果は、定量的な評価には差があるものの、第 3 節の分析結果と整合的なものであった。

第 3 節の分析では、データ補論（補論 A）で詳述したとおり、68SNA と 93SNA 固定年基準、93SNA 連鎖基準のデータを接続したデータを用いている。こうした対応を行ったのは、長期間のデータを得ることができる、連鎖基準データを用いることで、直近で拡大した可能性が指摘されている固定年基準デフレータの「下方バイアス」の問題を回避できる、といった利点があるためである。

しかし、一方で、分析の期間を通じて基準を揃えた方が望ましいという考え方もありうる。本補論では、こうした考え方から、68SNA のデータのみを用いた分析を行っている。

（データと推計期間）

68SNA ベースの GDP ギャップおよび内需デフレータの作成方法は、データ補論に準じている。ただし、68SNA のデータは 2001 年第 1 四半期までであるため、「後半」の期間を 1991 年第 1 四半期～2001 年第 1 四半期に変更している³¹。68SNA でみた実質成長率の推移については、本文図表 3(1)を参照されたい。

（VAR の推計結果）

得られたインパルス・レスポンスを補論図表 1 に、Chow 検定等の結果を補論図表 2 に示す。これらはそれぞれ本文図表 9、10 に対応するが、93SNA と 68SNA では、結果に大きな変化がないことを示している。ただし、68SNA を用いた場合、GDP ギャップに対するショックの拡大が、明確となっている（補論図表 2(2)）。

（シミュレーション結果）

シミュレーションの結果を補論図表 3、4 に示す。これらはそれぞれ本文図表 11、13 に対応する。補論図表 4 に示された結果は、パラメータの変化は実質成長率の不安定化に寄与している可能性が高いが、その影響は幅をもってみる必要がある、GDP ギャップに対するショックの変化は、実質成長率の不安定化に寄与している、インフレ率の安定化には、パラメータの変化とインフレ率に対するショックの変化の

³¹ 本文中では時期の区切りを変更した場合の頑健性を確認しているが、本補論では、「後半」の期間について十分なサンプル数を確保するため、この確認を行っていない。

両方が寄与している³²、という本文中の定性的な結論と整合的なものである。

ただし、GDPギャップに対するショックの変化が実質成長率の不安定化に与える影響の定量的な評価は、本文での分析と異なっている。すなわち、93SNAを用いた場合、GDPギャップに対するショックの変化はGDPギャップの階差の標準偏差を20%程度拡大させる方向に寄与していたのに対し、68SNAの場合は、80%程度拡大させている（前半の標準偏差0.58に対し、+0.45程度の影響を与えている）。

この点は、前述したように、GDPギャップに対するショックの拡大が明確になっているためであると考えられる。ショックをすべて入れ替えた場合（補論図表3）のシミュレーションでも、ショックの変化が実質成長率の不安定化に与える寄与が明確に観察される（用いるパラメータにより符号が異なるということがない）点も、このことを反映していると考えられる。

³² ただし、インフレ率に68SNAベースの内需デフレーターを用いた場合は、ショックの寄与は明確でなくなった（この点については、脚注14も参照）。

参考文献

- ・有賀健・大日康史 (1996)、「製造・流通各段階におけるマーク・アップの循環性に関する研究」、大蔵省財政金融研究所、フィナンシャル・レビュー、February 1996。
- ・木村武・古賀麻衣子 (2005)、「経済変動と3つのギャップ：GDPギャップ、実質金利ギャップ、実質賃金ギャップ」、日本銀行、日銀レビュー・シリーズ 2005-J-3。
- ・鈴木和志 (2001)、『設備投資と金融市場』、東京大学出版会。
- ・日本銀行調査統計局 (1997)、「構造調整下の設備投資回復について」、日本銀行調査月報 1997年2月号。
- ・日本銀行調査統計局 (2003)、「GDPギャップと潜在成長率：物価変動圧力を評価する指標としての有用性と論点」、日本銀行調査月報 2003年2月号。
- ・日本銀行調査統計局 (2004)、「雇用・所得情勢にみる日本経済の現状」、日本銀行調査季報 2005年冬号。
- ・肥後雅博・中田(黒田)祥子 (1998)、「経済変数から基調的変動を抽出する時系列的手法について」、日本銀行金融研究所『金融研究』17巻6号。
- ・平田渉・加藤涼 (2004)、「フィリップス曲線、粘着価格モデルと一般物価変動：米国のディスインフレの経験から」、日本銀行、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 04-J-11。
- ・福田慎一・粕谷宗久・中島上智 (2005)、「非上場企業の設備投資の決定要因：金融機関の健全性および過剰債務問題の影響」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 05-J-2。
- ・吉川洋 (1992)、『日本経済とマクロ経済学』、東洋経済新報社、1992年。
- ・Ahmed, S., A. Levin, and B. A. Wilson (2004), "Recent U.S. Macroeconomic Stability: Good Policies, Good Practices, or Good Luck?," *The Review of Economics and Statistics* 86(3), pp.824-832.
- ・Baxter, M. and R. G. King (1999), "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series," *The Review of Economics and Statistics* 81(4), pp.575-593.
- ・Blanchard, O. and J. Simon (2001), "The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility," *Brookings Papers on Economic Activity* 32:1, pp.135-164.
- ・Comin, D. and T. Philippon (2005), "The Rise in Firm-Level Volatility: Causes and Consequences," *NBER Working Paper* 11388.
- ・Fukunaga, I. (2002), "Financial Accelerator Effects in Japan's Business Cycles," Research and Statistics Department, *Bank of Japan Working Paper Series*, 02-E-6.

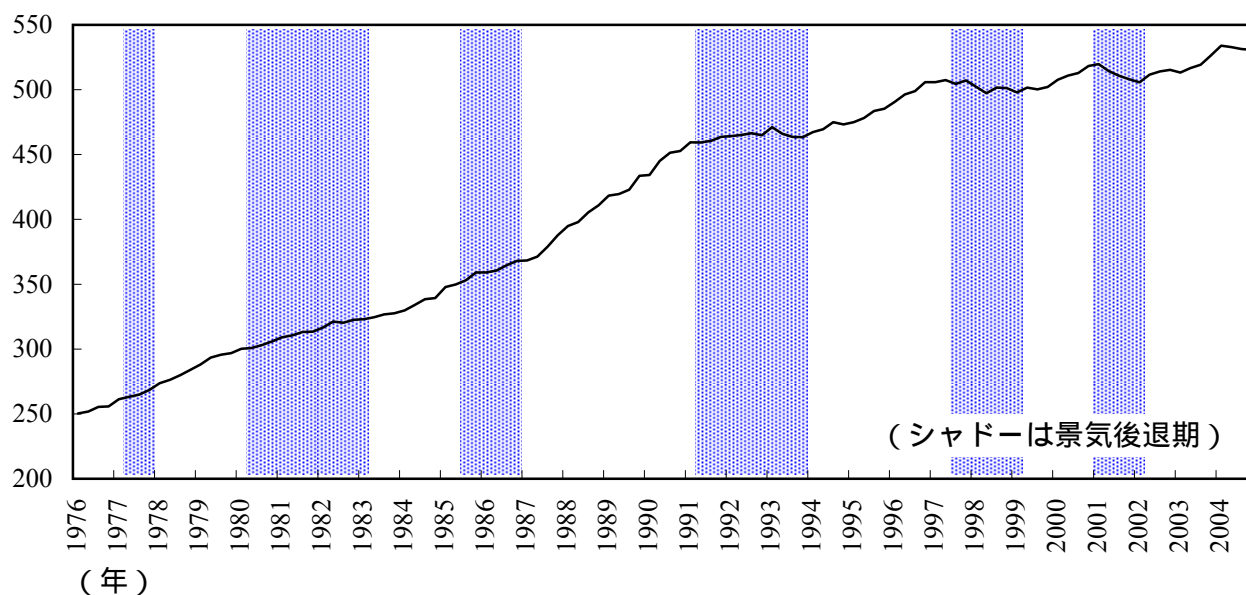
- Gibson, M. (1995), "Can Bank Health Affect Investment? Evidence from Japan," *The Journal of Business* 68(3), pp.281-308.
- Hodrick, R. and E. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking* 29, pp.1–16.
- Hosoya, Y., F. Yao, and T. Takimoto (2005), "Testing the One-Way Effect in the Presence of Trend Breaks," *The Japanese Economic Review* 56, pp.107-126.
- Kahn, J. A., M. M. McConnell, and G. Perez Quiros (2002), "On the Causes of the Increased Stability of the U.S. Economy," Federal Reserve Bank of New York, *Economic Policy Review*.
- McConnell, M. M., P. C. Mosser, and G. Perez Quiros (1999), "A Decomposition of the Increased Stability of GDP Growth," Federal Reserve Bank of New York, *Current Issues in Economics and Finance*.
- Nagahata, T. and T. Sekine (2005), "Firm Investment, Monetary Transmission and Balance-Sheet Problems in Japan: an Investigation using Micro Data," *Japan and the World Economy* 17, pp.345-369.
- Ogawa, K. and K. Suzuki (2000), "Demand for Bank Loans and Investment under Borrowing Constraints: A Panel Study of Japanese Firm Data," *Journal of the Japanese and International Economies* 14, pp.1-21.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (2002), "Has the Business Cycle Changed and Why?," *NBER Macroeconomics Annual 2002* (Cambridge, MA: MIT Press, 2003).
- Stock, J. H. and M. W. Watson (2003), "Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics," *NBER Working Paper* 9859.

実質GDPの推移

日本

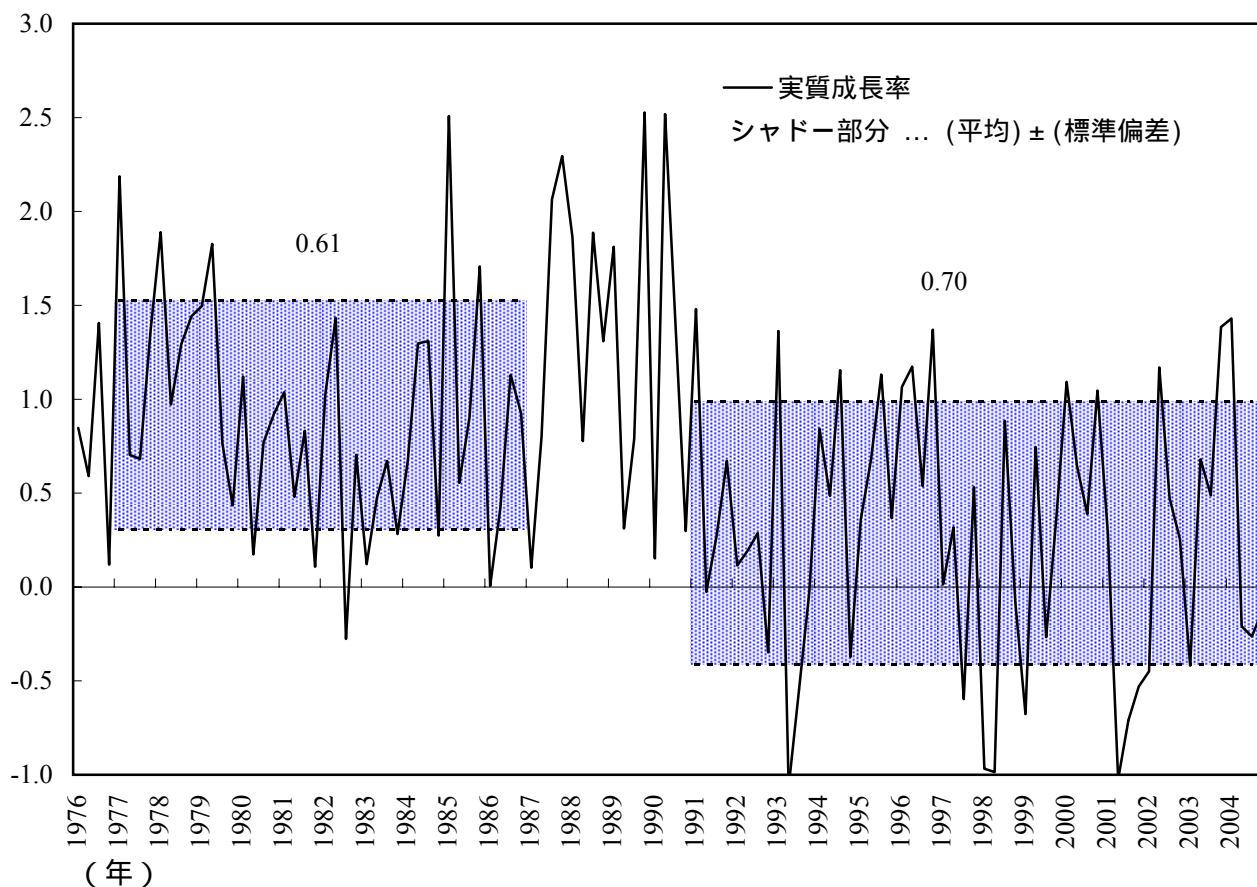
(1) 実質GDPの推移 (季節調整済み)

(兆円、2000暦年基準)



(2) 実質成長率 (前期比)

(%)



(注) 1 . 実質GDPは、消費税要因 (駆け込み需要およびその反動) 調整済み。68SNAと93SNAを前期比で接続した系列 (1994年以降は連鎖基準のデータ) 。

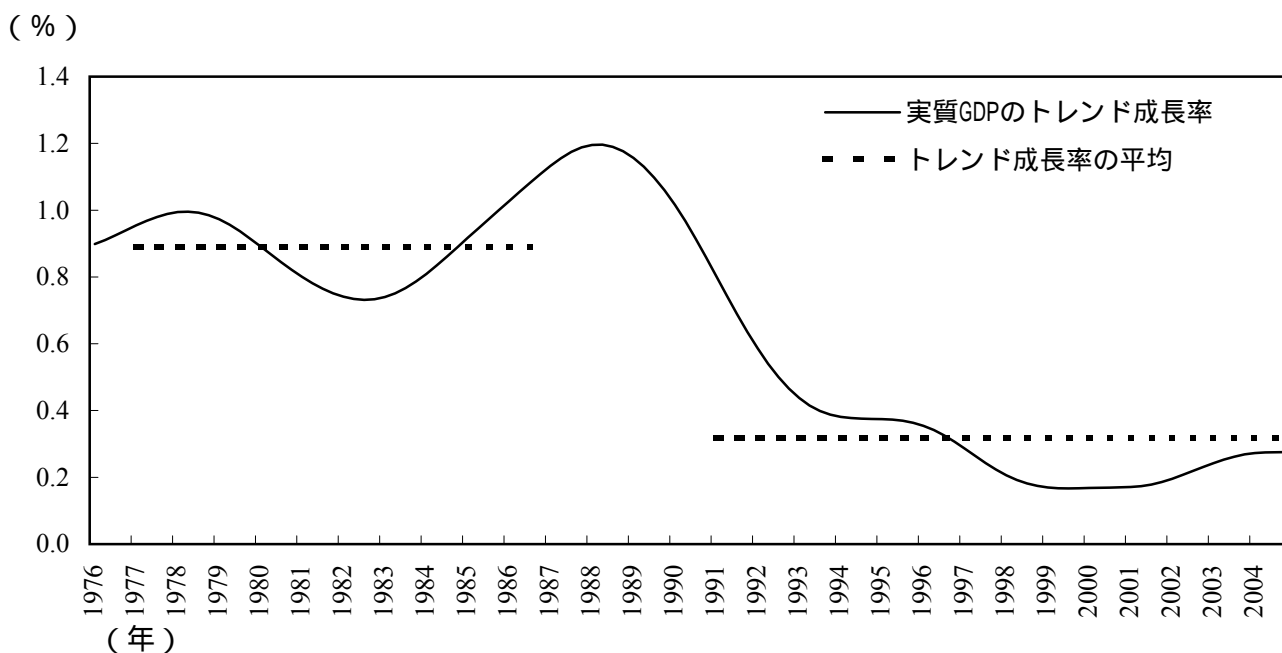
2 . (2) 図中の数字は、前半・後半の標準偏差の値 (シャドー部分の大きさ) 。

(資料) 内閣府「国民経済計算」

実質成長率の変動

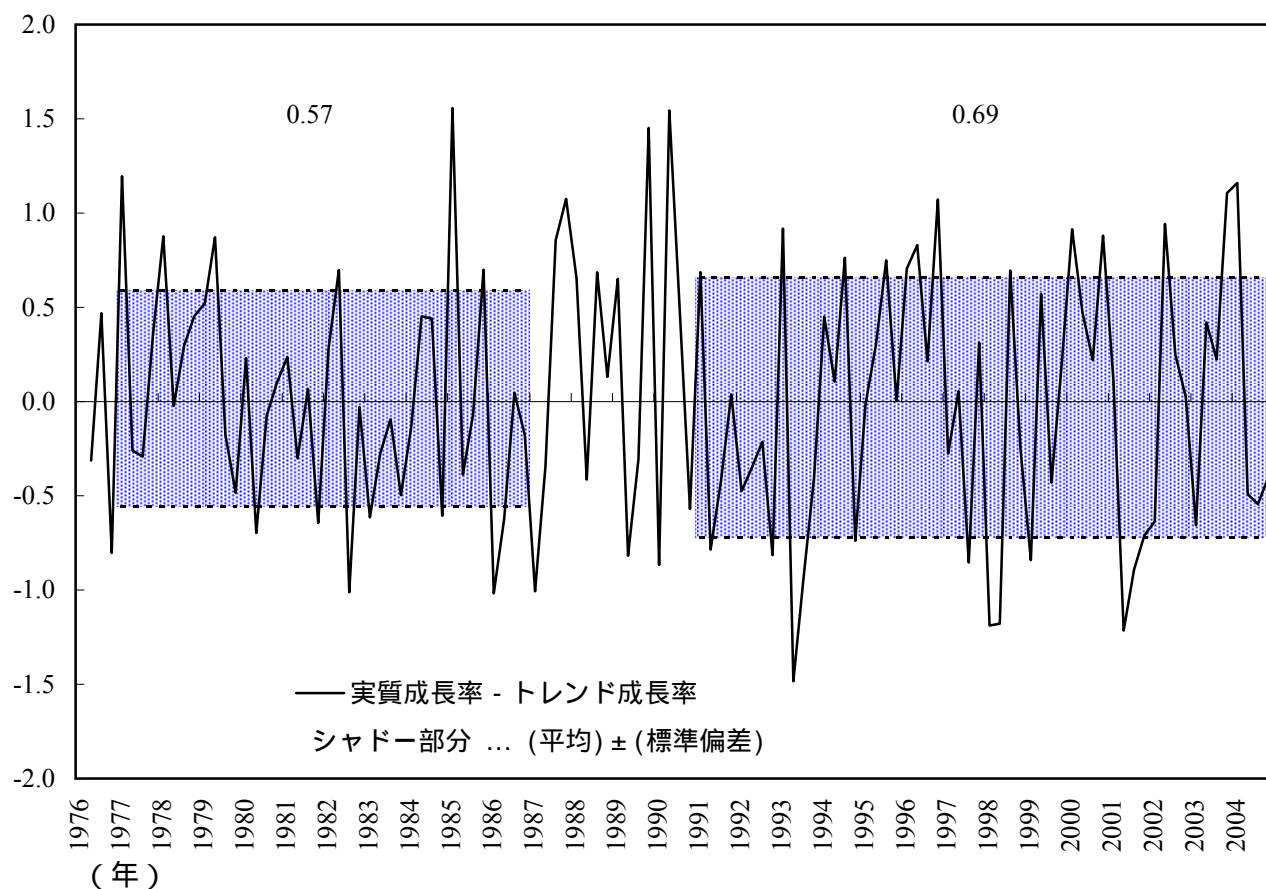
日本

(1) トレンド成長率 (前期比)



(2) トレンド成長率からの乖離

(%ポイント)



(注) 1 . 「トレンド成長率」は、HPフィルター ($\lambda = 1600$) により抽出した、実質GDPのトレンド成分の成長率。

2 . (2) 図中の数字は、前半・後半の標準偏差の値 (シャドー部分の大きさ) 。

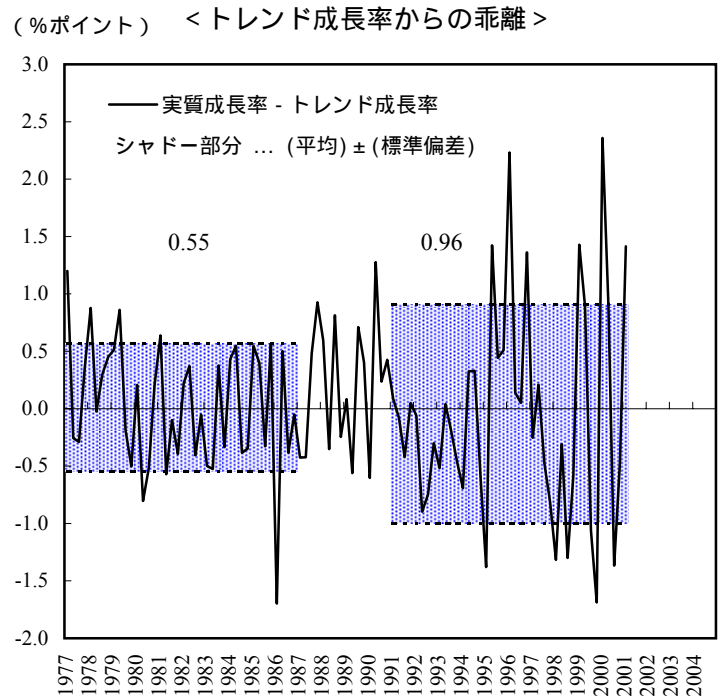
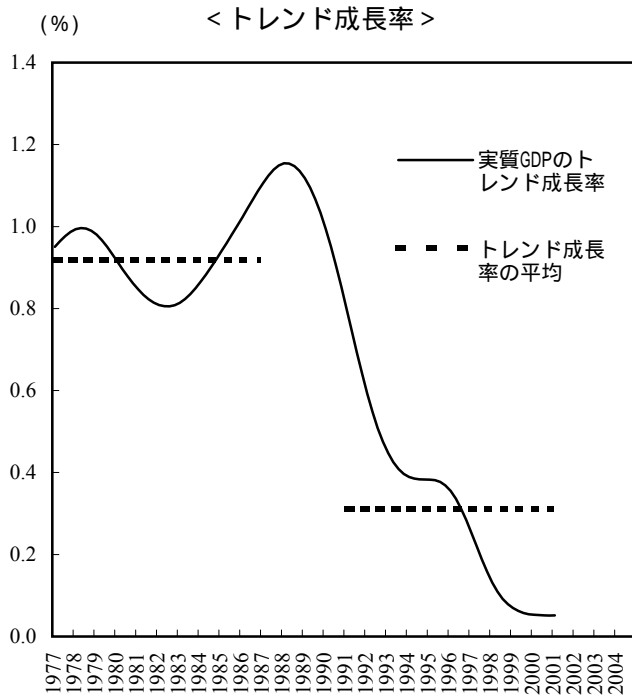
(資料) 内閣府「国民経済計算」

実質成長率の変動

日本

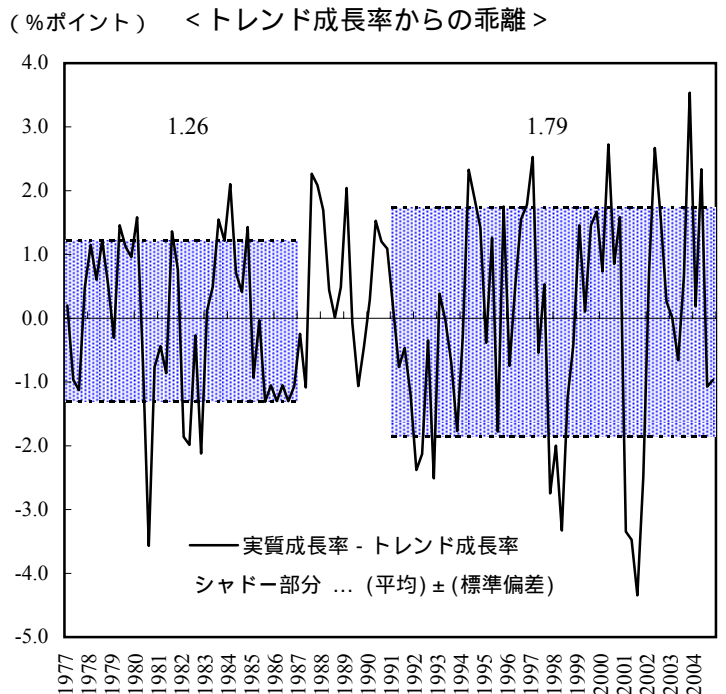
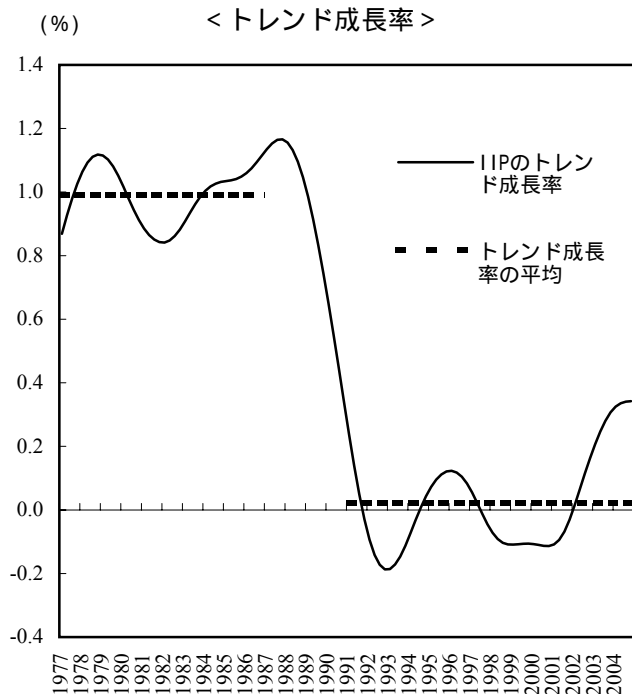
(1) GDP (68SNA) 前期比

HPフィルターによる分解

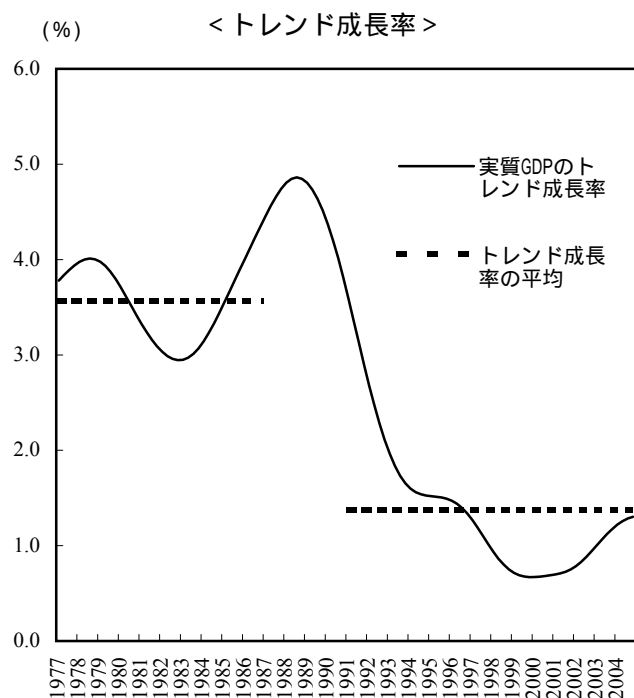


(2) IIP (付加価値生産) 前期比

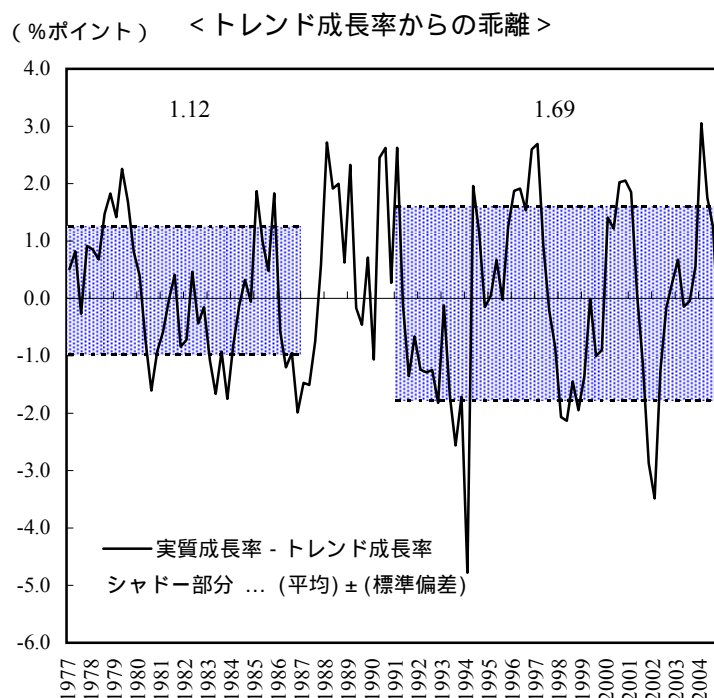
HPフィルターによる分解



(3) GDP (93SNA) 前年同期比 (原系列)

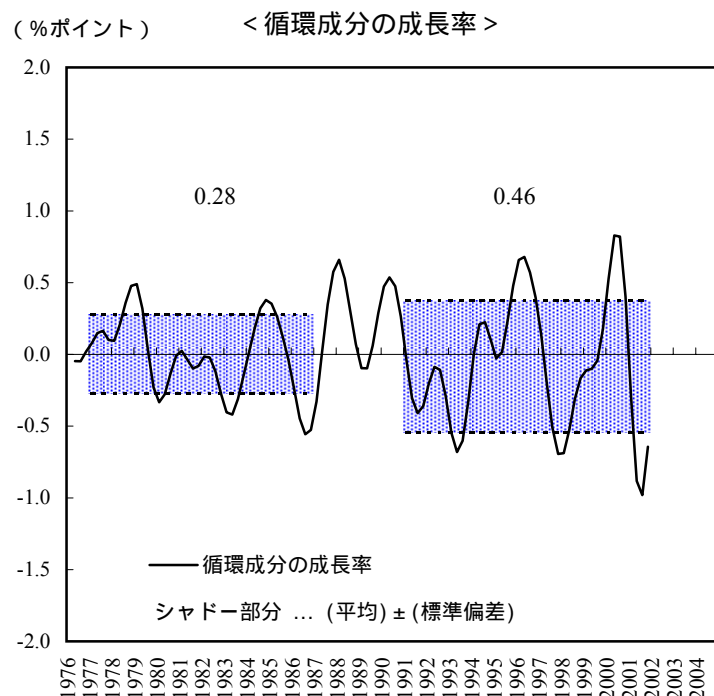
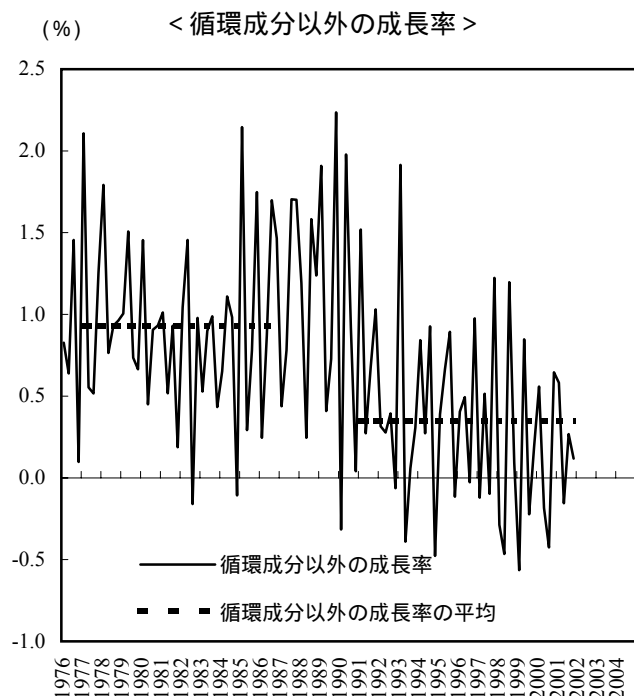


HPフィルターによる分解



(4) GDP (93SNA) 前期比

Band-Passフィルターによる分解

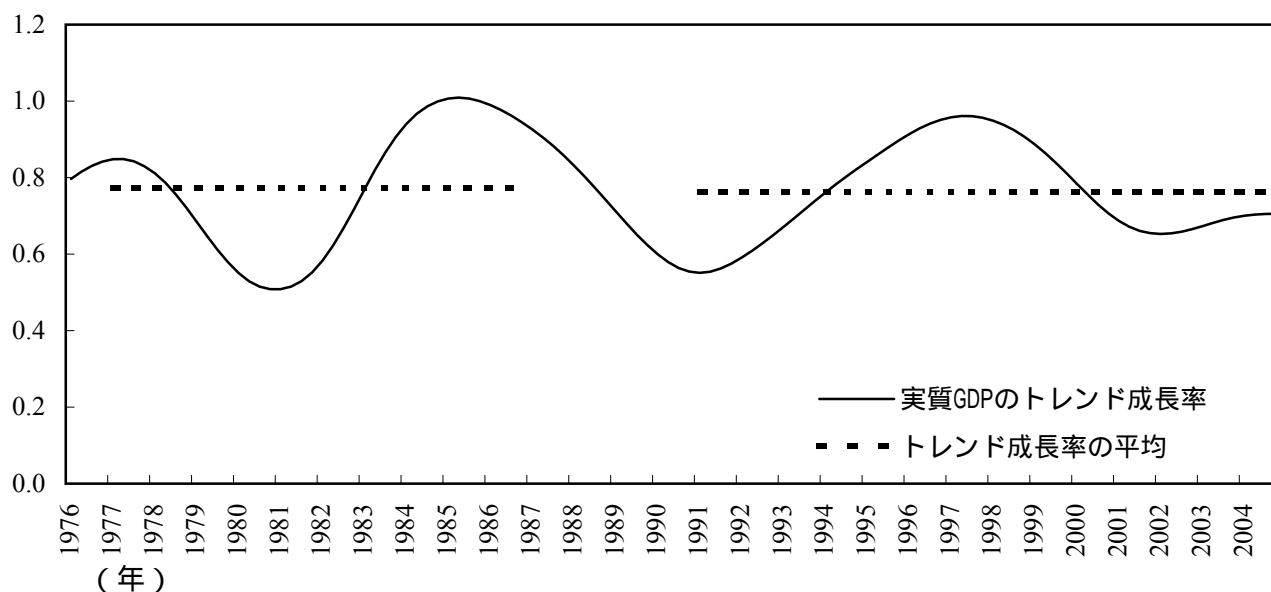


- (注) 1 . (1) ~ (3) の「トレンド成長率」は、HPフィルター ($\lambda = 1600$) により抽出したトレンド成分の成長率。
2 . (4) の「循環成分」は、Baxter&King(1999) のBand-Passフィルターにより抽出した6四半期 ~ 32四半期の循環成分の成長率。移動平均のリード・ラグは12期とした。
3 . (3) (4) のデータにおいて、1980年以前は、68SNAのデータを接続している。
4 . 図中の数字は、前半・後半の標準偏差の値 (シャドー部分の大きさ) 。
- (資料) 内閣府「国民経済計算」、経済産業省「鉱工業指数」

実質成長率の変動

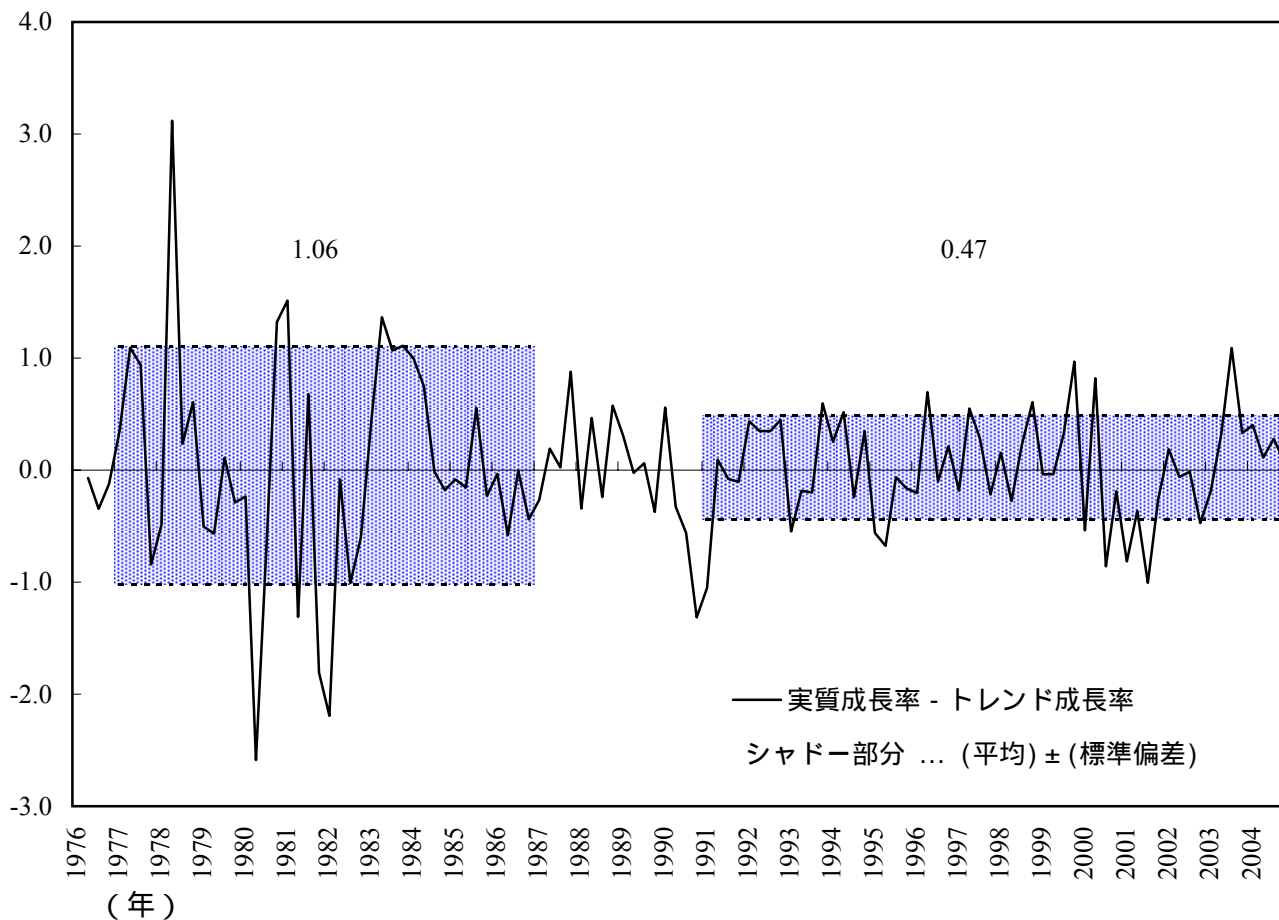
米国

(1) トレンド成長率 (前期比)
(%)



(2) トレンド成長率からの乖離

(%ポイント)



(注) 1 . 「トレンド成長率」は、HPフィルター ($\lambda = 1600$) により抽出した、実質GDPのトレンド成分の成長率。

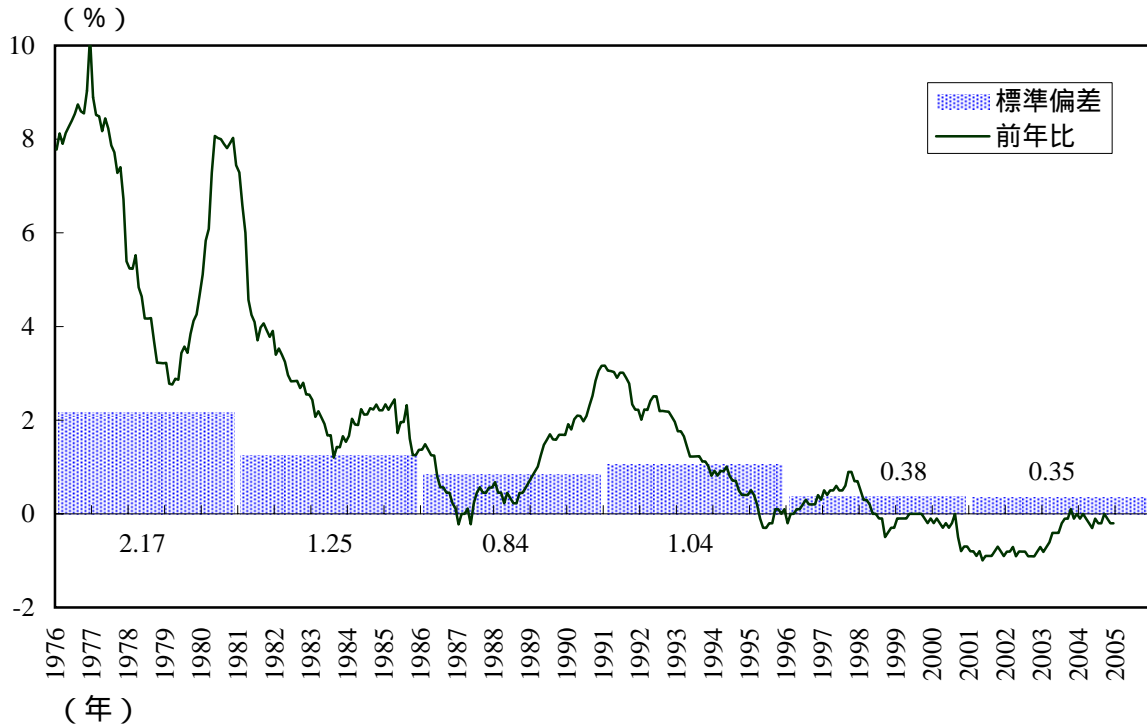
2 . (2) 図中の数字は、前半・後半の標準偏差の値 (シャドー部分の大きさ) 。

(資料) Bureau of Economic Analysis, "National Economic Accounts"

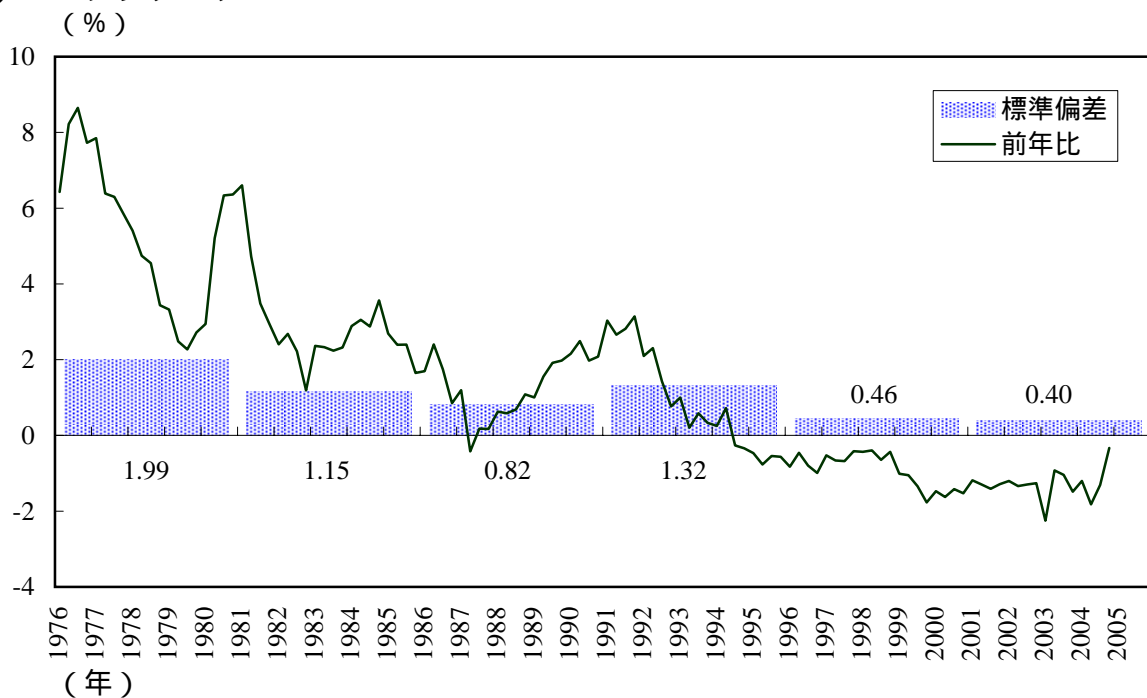
インフレ率とその標準偏差

日本

(1) CPI (総合除く生鮮食品)



(2) GDPデフレーター



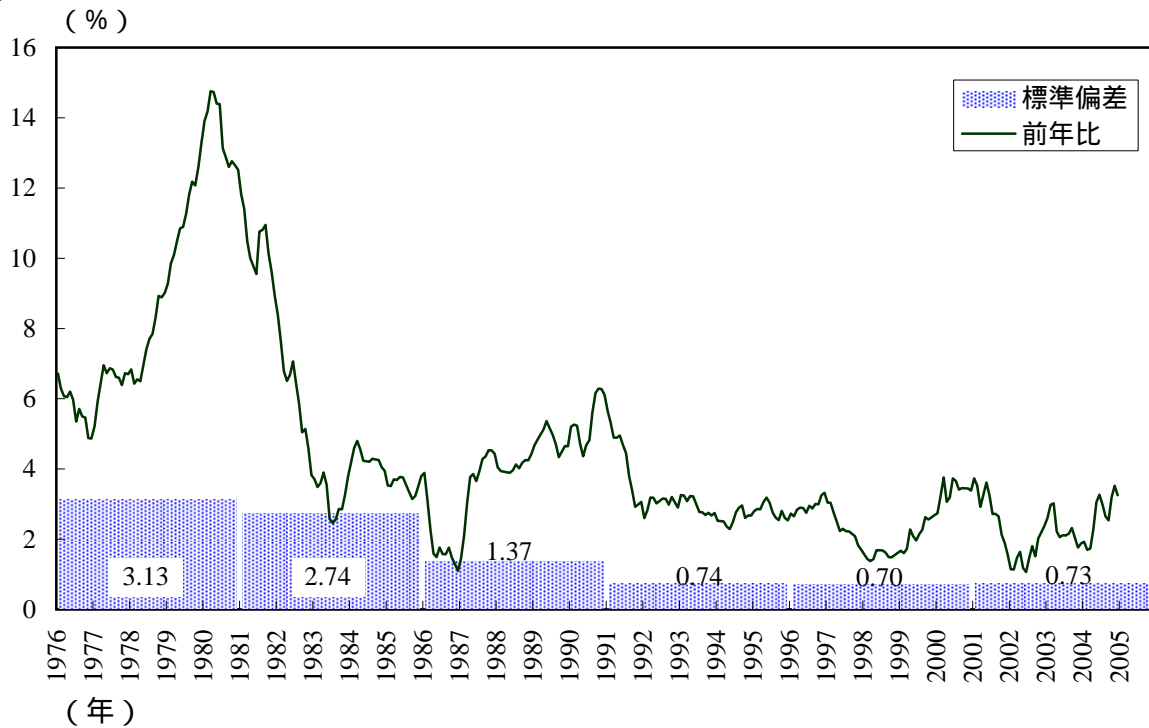
(注) 各図中の数値は、標準偏差の値 (シャドー部分の大きさ) を示す。

(資料) 総務省「消費者物価指数」、内閣府「国民経済計算」

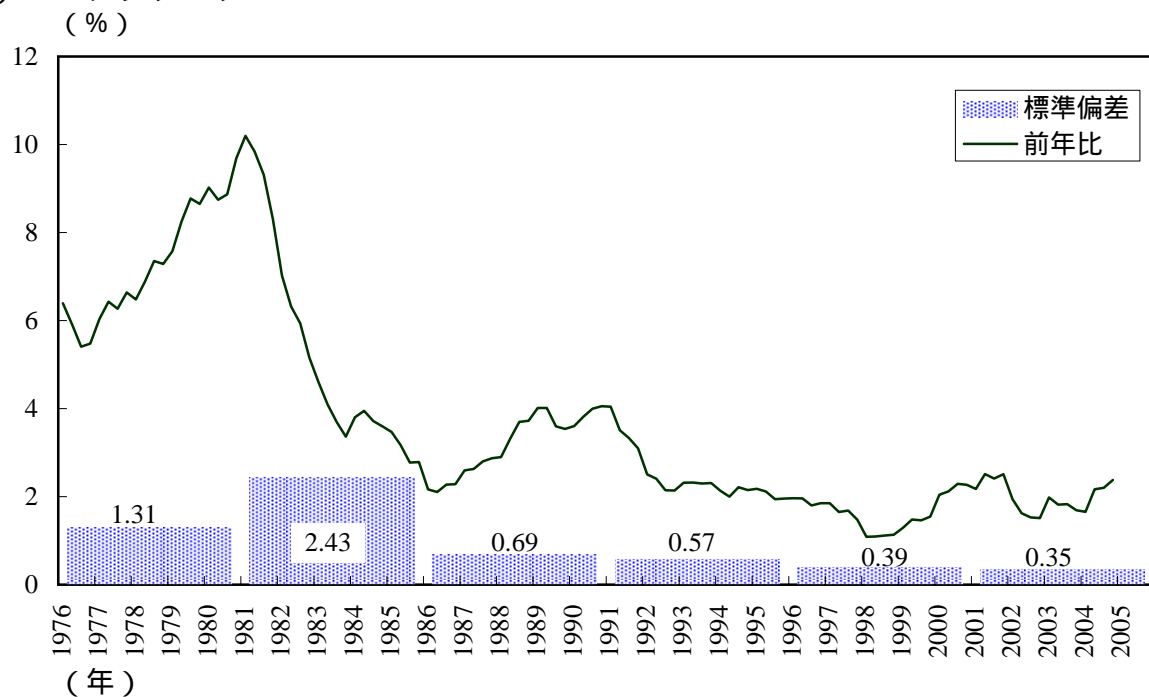
インフレ率とその標準偏差

米国

(1) CPI



(2) GDPデフレーター

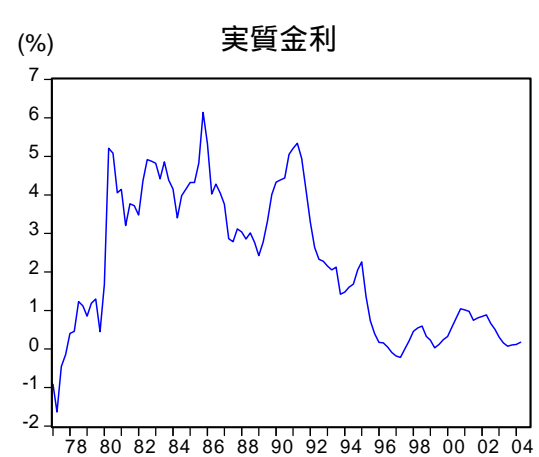
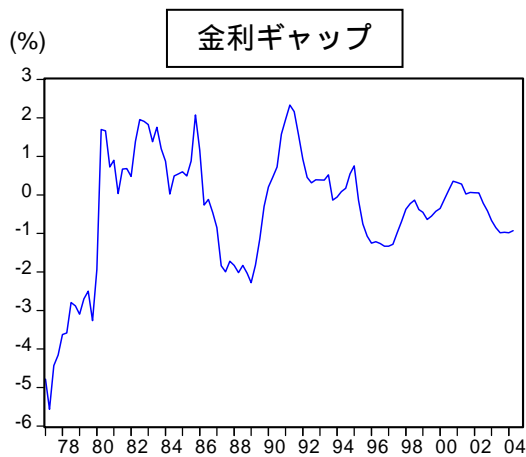
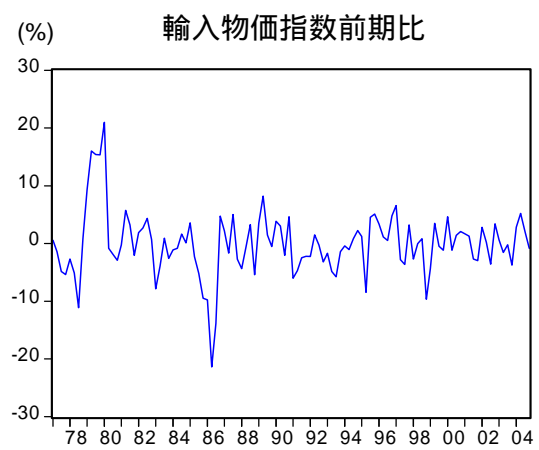
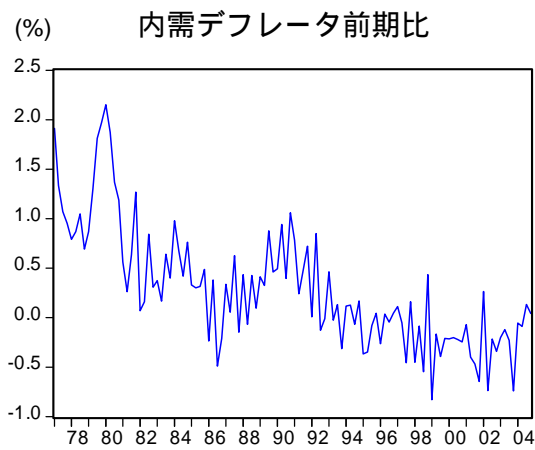
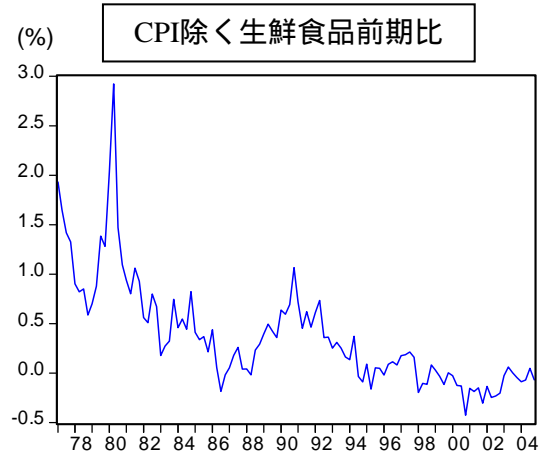
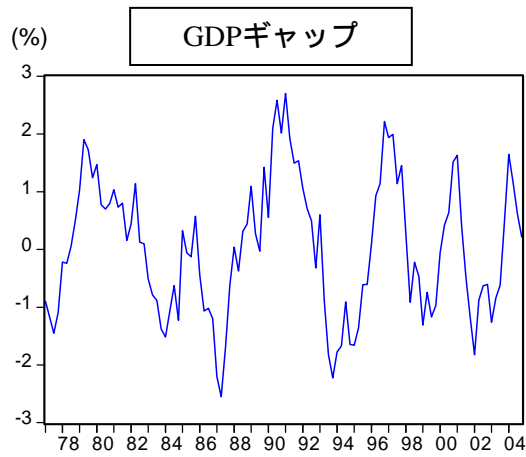


(注) 各図中の数値は、標準偏差の値 (シャドー部分の大きさ) を示す。

(資料) Bureau of Labor Statistics, "Consumer Price Indexes"

Bureau of Economic Analysis, "National Economic Accounts"

各変数の推移



(注) で囲まれた変数は、「基本形」のVARで採用する変数。

(資料) 内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」、日本銀行「企業物価指数」

記述統計量

(1) 前半 : 1977.1-1986.4

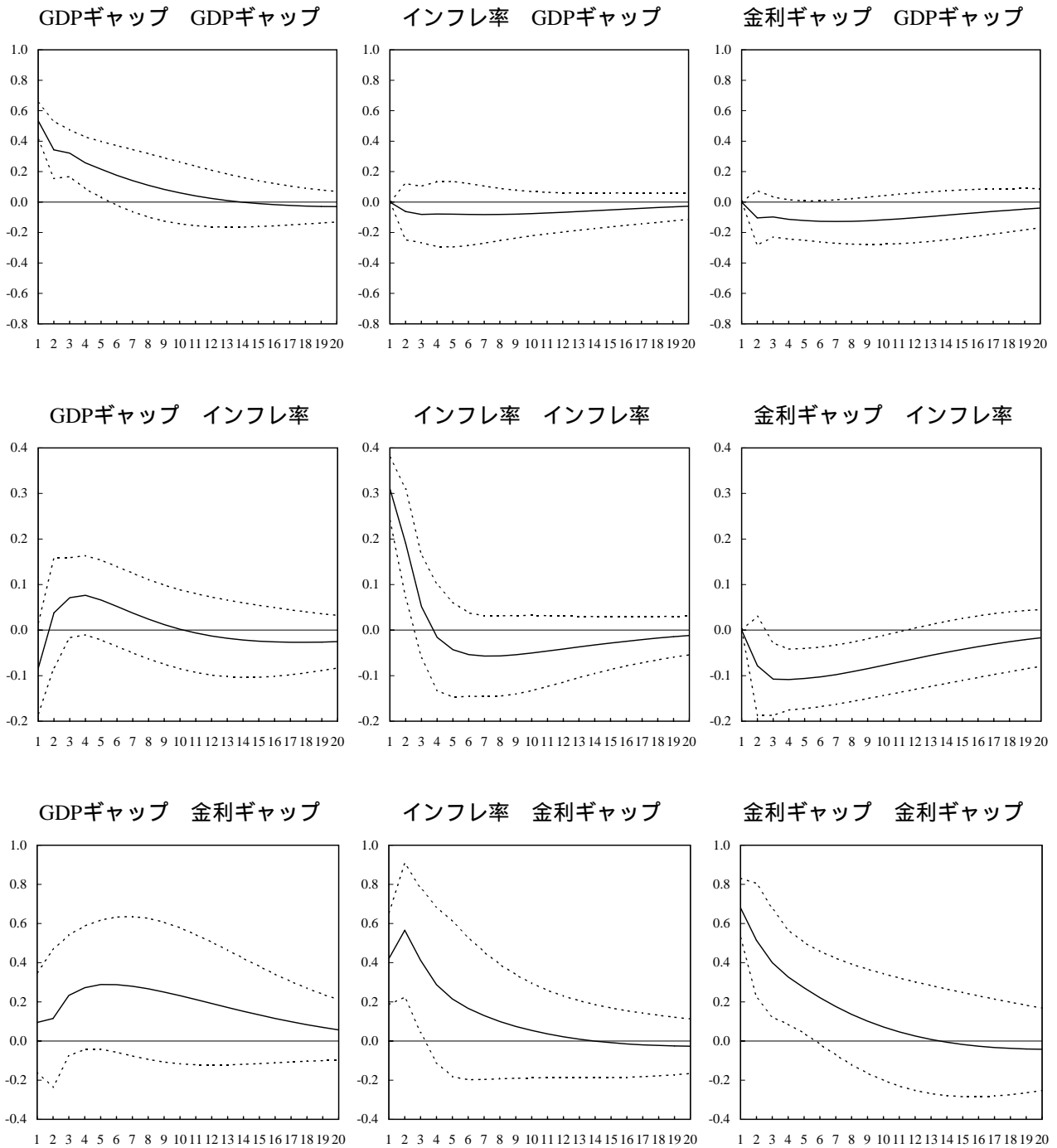
	GDP ギャップ	CPI 除く生鮮 インフレ率	輸入物価 前期比	金利 ギャップ	内需 デフレーター	実質 短期金利	GDP ギャップ 階差
平均値	-0.03	0.82	-0.22	-0.52	0.77	3.09	0.02
中央値	0.00	0.77	-0.83	0.49	0.68	4.04	-0.05
最大値	1.90	2.92	20.98	2.08	2.15	6.14	1.56
最小値	-1.51	-0.18	-21.37	-5.57	-0.49	-1.64	-1.02
標準偏差	0.96	0.61	8.08	2.24	0.62	2.02	0.57
歪度	0.16	1.20	0.34	-0.74	0.41	-0.76	0.47
尖度	1.93	5.04	4.14	2.15	2.74	2.32	3.08

(2) 後半 : 1991.1-2004.2

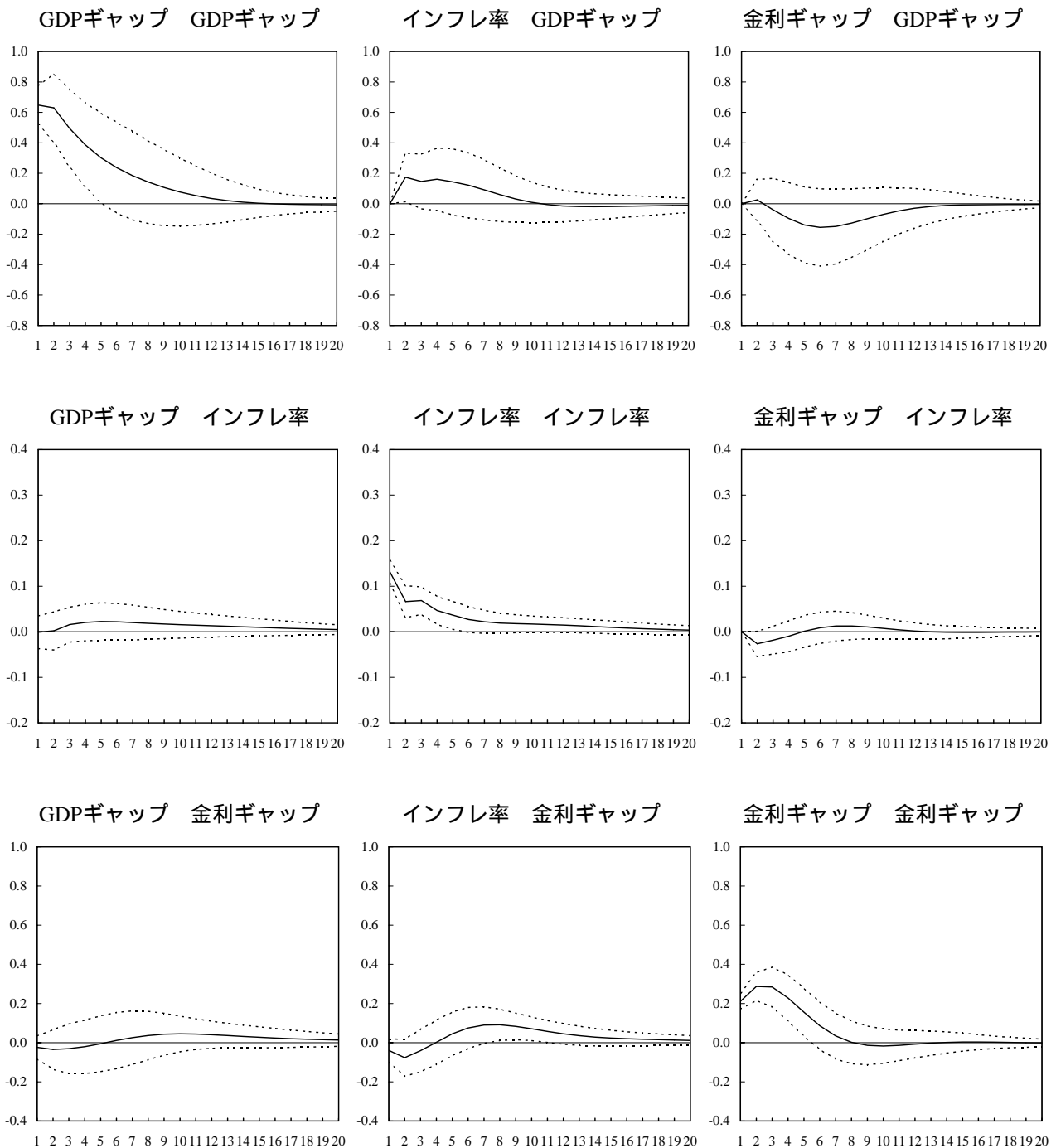
	GDP ギャップ	CPI 除く生鮮 インフレ率	輸入物価 前期比	金利 ギャップ	内需 デフレーター	実質 短期金利	GDP ギャップ 階差
平均値	0.00	0.07	-0.38	-0.13	-0.09	1.15	-0.02
中央値	-0.27	0.02	-0.26	-0.14	-0.09	0.70	0.05
最大値	2.70	0.73	6.56	2.33	0.85	5.34	1.16
最小値	-2.23	-0.42	-9.66	-1.33	-0.83	-0.22	-1.48
標準偏差	1.27	0.26	3.49	0.85	0.36	1.36	0.70
歪度	0.23	0.82	-0.32	0.93	0.49	1.65	-0.14
尖度	1.95	3.30	2.90	3.99	3.55	5.24	2.00

VARの推計結果 (1)

(1) インパルス・レスポンス (前半 : 1977.1 ~ 1986.4)



(2) インパルス・レスポンス (後半 : 1991.1 ~ 2004.2)



(注) 1 . 各グラフは、1つの変数に1標準偏差分のショックを与えたときの、その変数や他の変数への影響を表す。たとえば、「GDPギャップ インフレーション」のグラフは、GDPギャップに1標準偏差分のショックを与えたときの、インフレーションの反応を示す。

2 . 点線は±2標準偏差を表す。

3 . コレスキー分解のorderingは、GDPギャップ インフレーション 金利ギャップ の順としている。

VARの推計結果 (2)

(1) 構造変化の確認

変数	F-statistic	p-Value
GDPギャップ	1.06	0.39
CPIインフレ率	3.23	0.00
金利ギャップ	1.50	0.18

(2) ショックの変化の確認

変数	標準偏差		検定結果	
	前半	後半	F-Stat.	p-Value
GDPギャップ	0.53	0.65	1.03	0.47
CPIインフレ率	0.31	0.13	7.98	0.00
金利ギャップ	0.68	0.21	15.06	0.00

(注) 1 .(1)では、VAR を構成する 3 本の式それぞれについて、「1991 年第 1 四半期の前後でパラメータが変化していない」という帰無仮説を Chow 検定により確認した。

2 .(2)では、前半と後半で、ショックの標準偏差が有意に変化したかどうかを Goldfeld-Quandt 検定により確認した。検定量は以下の式で表され、帰無仮説の棄却は、前半のショックが後半のショックよりも大きいことを意味する。

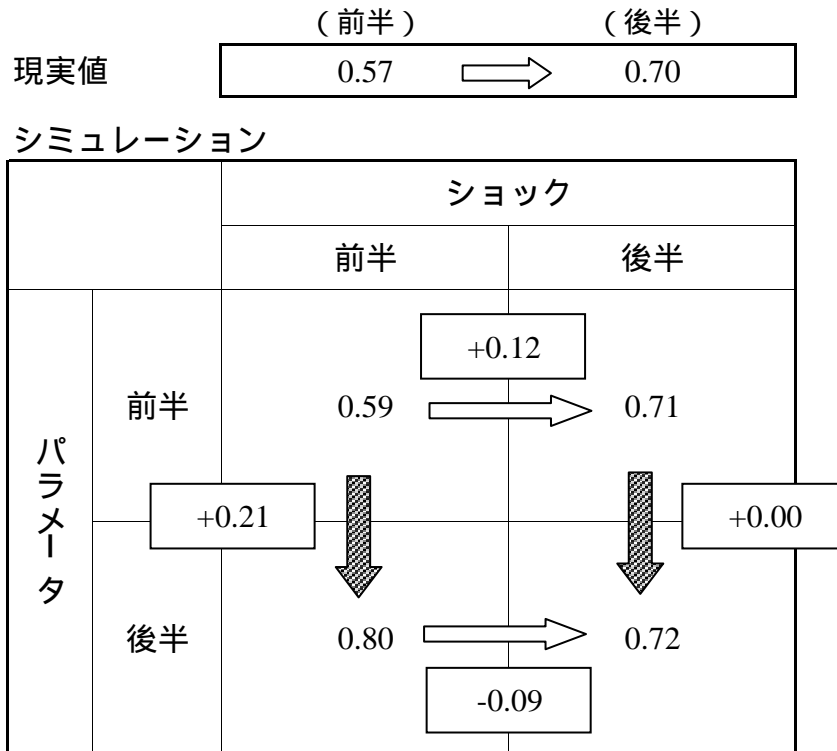
$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2}$$

ただし、 s_1^2, s_2^2 はそれぞれ前半・後半のショックの分散であり、自由度($n_1 - K, n_2 - K$) の F 分布により検定を行う (n_1, n_2 は前半・後半のサンプル数、 K はパラメータ数)。

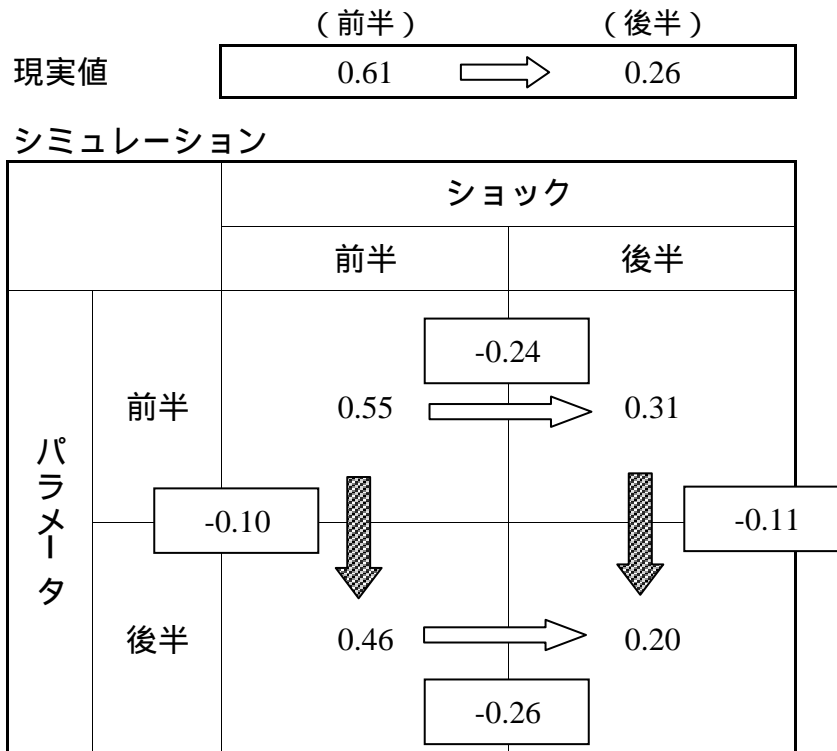
なお、GDP ギャップのショックについては、検定量の分子と分母を逆にしており、帰無仮説の棄却は、後半のショックの方が大きいことを示す。

シミュレーションの結果

(1) GDPギャップの階差の標準偏差



(2) CPIインフレ率 (前期比) の標準偏差

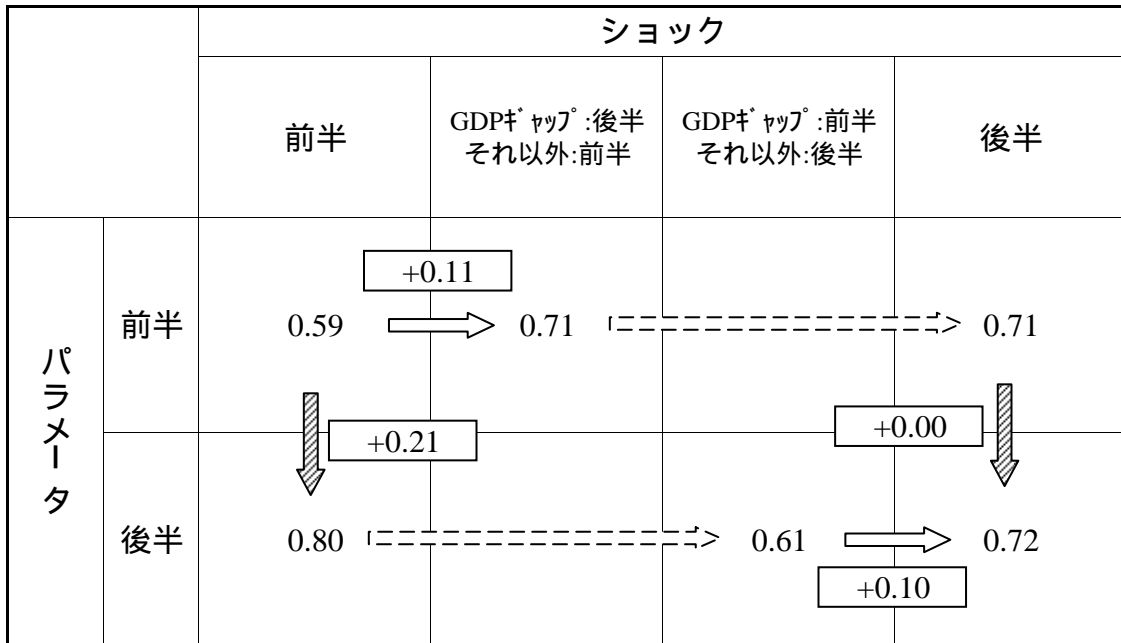


(注) GDPギャップ、インフレ率の単位は%。

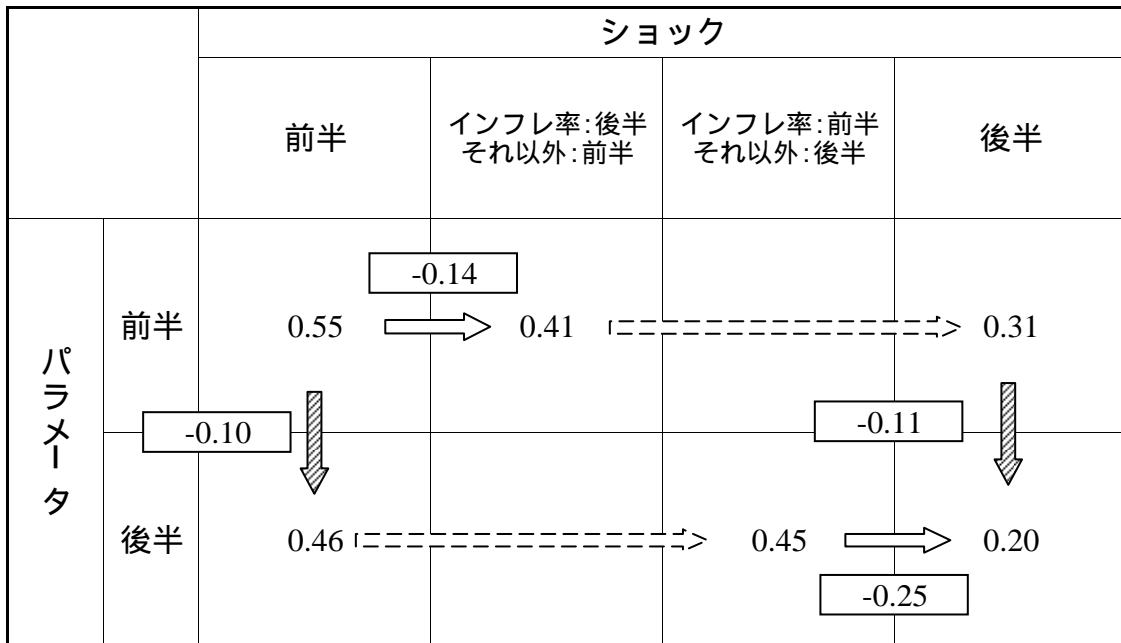
シミュレーションの結果

個別のショックの影響

(1) GDPギャップの階差の標準偏差



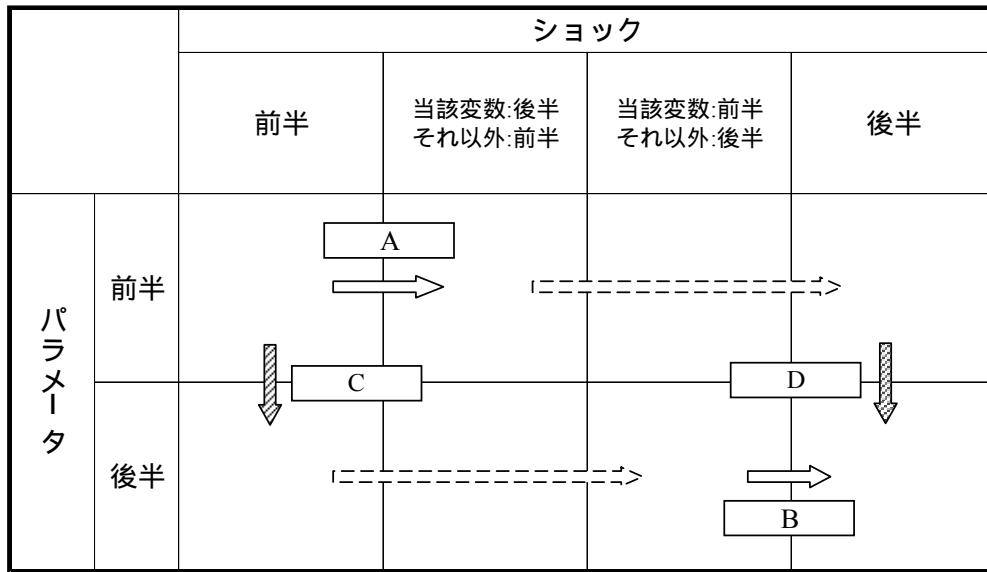
(2) CPIインフレ率（前期比）の標準偏差



- (注) 1 . コレスキー分解の ordering は GDPギャップ CPIインフレ率 金利ギャップの順とした。
2 . GDPギャップ、インフレ率の単位は%。

シミュレーションの結果

— 頑健性の確認 —



(注) A,B...識別されたショックの寄与。C,D...パラメータの寄与。

(1) 変数の変更に対する頑健性

a . GDPギャップ階差

変数の組み合わせ	1977.1~1986.4 vs 1991.1~2004.2				1977.1~1988.2 vs 1993.1~2004.2			
	A	B	C	D	A	B	C	D
GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ	+0.11	+0.10	+0.21	+0.00	+0.08	+0.08	+0.38	+0.07
GDPギャップ CPI除く生鮮 実質金利	+0.14	+0.11	+0.17	+0.01	+0.11	+0.12	+0.26	+0.05
GDPギャップ 内需デフレーター 金利ギャップ	+0.13	+0.13	+0.14	+0.00	+0.03	+0.04	+0.47	+0.13
GDPギャップ 内需デフレーター 実質金利	+0.16	+0.16	+0.05	-0.01	+0.06	+0.06	+0.41	+0.09
GDPギャップ 輸入物価 CPI除く生鮮 金利ギャップ	+0.11	+0.13	+0.14	+0.02	+0.08	+0.09	+0.35	+0.08
GDPギャップ 輸入物価 CPI除く生鮮 実質金利	+0.12	+0.12	+0.11	+0.02	+0.10	+0.10	+0.25	+0.06
GDPギャップ 輸入物価 内需デフレーター 金利ギャップ	+0.13	+0.13	+0.13	-0.00	+0.03	+0.04	+0.40	+0.14
GDPギャップ 輸入物価 内需デフレーター 実質金利	+0.15	+0.14	+0.07	-0.01	+0.06	+0.06	+0.37	+0.10

b . インフレ率

変数の組み合わせ	1977.1~1986.4 vs 1991.1~2004.2				1977.1~1988.2 vs 1993.1~2004.2			
	A	B	C	D	A	B	C	D
GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ	-0.14	-0.25	-0.10	-0.11	-0.13	-0.23	-0.10	-0.14
GDPギャップ CPI除く生鮮 実質金利	-0.11	-0.20	-0.17	-0.13	-0.12	-0.21	-0.14	-0.11
GDPギャップ 内需デフレーター 金利ギャップ	-0.06	-0.08	-0.17	-0.12	-0.05	-0.09	-0.15	-0.09
GDPギャップ 内需デフレーター 実質金利	-0.06	-0.07	-0.20	-0.09	-0.04	-0.09	-0.15	-0.07
GDPギャップ 輸入物価 CPI除く生鮮 金利ギャップ	-0.17	-0.13	-0.22	-0.15	-0.15	-0.16	-0.20	-0.19
GDPギャップ 輸入物価 CPI除く生鮮 実質金利	-0.14	-0.12	-0.23	-0.16	-0.13	-0.15	-0.21	-0.17
GDPギャップ 輸入物価 内需デフレーター 金利ギャップ	-0.09	-0.05	-0.21	-0.10	-0.08	-0.08	-0.19	-0.13
GDPギャップ 輸入物価 内需デフレーター 実質金利	-0.08	-0.05	-0.20	-0.11	-0.06	-0.08	-0.17	-0.10

(2) orderingの変更に対する頑健性

a . GDPギャップ階差

変数の組み合わせ	1977.1~1986.4 vs 1991.1~2004.2				1977.1~1988.2 vs 1993.1~2004.2			
	A	B	C	D	A	B	C	D
GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ	+0.11	+0.10	+0.21	+0.00	+0.08	+0.08	+0.38	+0.07
GDPギャップ 金利ギャップ CPI除く生鮮	+0.12	+0.11	+0.22	+0.01	+0.09	+0.09	+0.46	+0.08
CPI除く生鮮 GDPギャップ 金利ギャップ	+0.14	+0.14	+0.21	+0.01	+0.08	+0.10	+0.40	+0.08
CPI除く生鮮 金利ギャップ GDPギャップ	+0.15	+0.15	+0.22	+0.02	+0.11	+0.12	+0.37	+0.09
金利ギャップ GDPギャップ CPI除く生鮮	+0.11	+0.11	+0.23	+0.03	+0.09	+0.10	+0.42	+0.08
金利ギャップ CPI除く生鮮 GDPギャップ	+0.16	+0.15	+0.22	+0.03	+0.11	+0.13	+0.44	+0.10
輸入物価 GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ	+0.11	+0.10	+0.30	+0.06	+0.07	+0.06	+0.45	+0.10
GDPギャップ 輸入物価 CPI除く生鮮 金利ギャップ	+0.11	+0.13	+0.14	+0.02	+0.08	+0.09	+0.35	+0.08

b . インフレ率

変数の組み合わせ	1977.1~1986.4 vs 1991.1~2004.2				1977.1~1988.2 vs 1993.1~2004.2			
	A	B	C	D	A	B	C	D
GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ	-0.14	-0.25	-0.10	-0.11	-0.13	-0.23	-0.10	-0.14
GDPギャップ 金利ギャップ CPI除く生鮮	-0.08	-0.18	-0.11	-0.11	-0.10	-0.16	-0.13	-0.13
CPI除く生鮮 GDPギャップ 金利ギャップ	-0.16	-0.26	-0.10	-0.11	-0.14	-0.23	-0.11	-0.15
CPI除く生鮮 金利ギャップ GDPギャップ	-0.12	-0.26	-0.07	-0.15	-0.12	-0.24	-0.10	-0.18
金利ギャップ GDPギャップ CPI除く生鮮	-0.11	-0.17	-0.12	-0.13	-0.09	-0.16	-0.14	-0.16
金利ギャップ CPI除く生鮮 GDPギャップ	-0.08	-0.20	-0.10	-0.15	-0.10	-0.18	-0.12	-0.17
輸入物価 GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ	-0.16	-0.13	-0.19	-0.11	-0.17	-0.15	-0.20	-0.15
GDPギャップ 輸入物価 CPI除く生鮮 金利ギャップ	-0.17	-0.13	-0.22	-0.15	-0.15	-0.16	-0.20	-0.19

(3) lag lengthに対する頑健性

a . GDPギャップ階差

変数の組み合わせ	1977.1~1986.4 vs 1991.1~2004.2				1977.1~1988.2 vs 1993.1~2004.2			
	A	B	C	D	A	B	C	D
GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ								
前半：1期、後半：1期	+0.15	+0.13	+0.09	+0.01	+0.11	+0.10	+0.22	+0.05
前半：2期、後半：2期	+0.11	+0.10	+0.21	+0.00	+0.08	+0.08	+0.38	+0.07
前半：3期、後半：3期	+0.11	+0.11	+0.26	+0.03	+0.05	+0.06	+0.45	+0.09

b . インフレ率

変数の組み合わせ	1977.1~1986.4 vs 1991.1~2004.2				1977.1~1988.2 vs 1993.1~2004.2			
	A	B	C	D	A	B	C	D
GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ								
前半：1期、後半：1期	-0.11	-0.22	-0.13	-0.15	-0.12	-0.21	-0.15	-0.15
前半：2期、後半：2期	-0.14	-0.25	-0.10	-0.11	-0.13	-0.23	-0.10	-0.14
前半：3期、後半：3期	-0.11	-0.23	-0.16	-0.21	-0.12	-0.21	-0.18	-0.20

(注) 1 . orderingは、いずれも表の左にある変数から右にある変数の順。

2 . 4変数VARでのシミュレーションにおいて、輸入物価指数のショックは、インフレ率（CPI、内需デフレーター）のショックと同時期のものを用いている。

3 . (1) および (2) において、ラグの長さは、前半、後半とも2期。

4 . シャドーは、本稿での「基本形」の定式化である。

5 . GDPギャップ、インフレ率の単位は%。

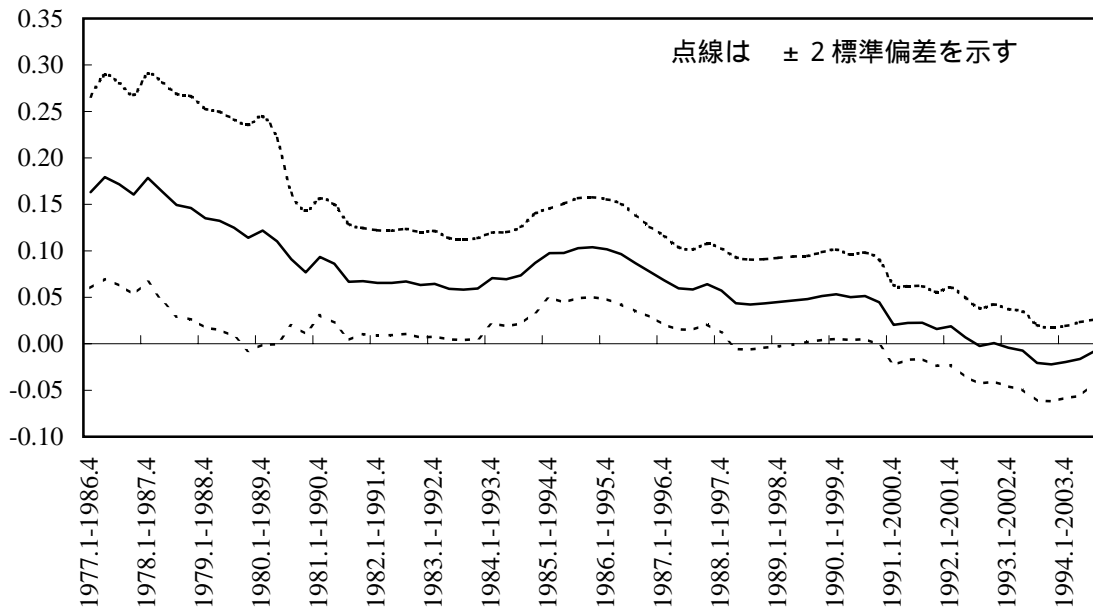
フィリップス曲線のローリング推計 (1)

推計式

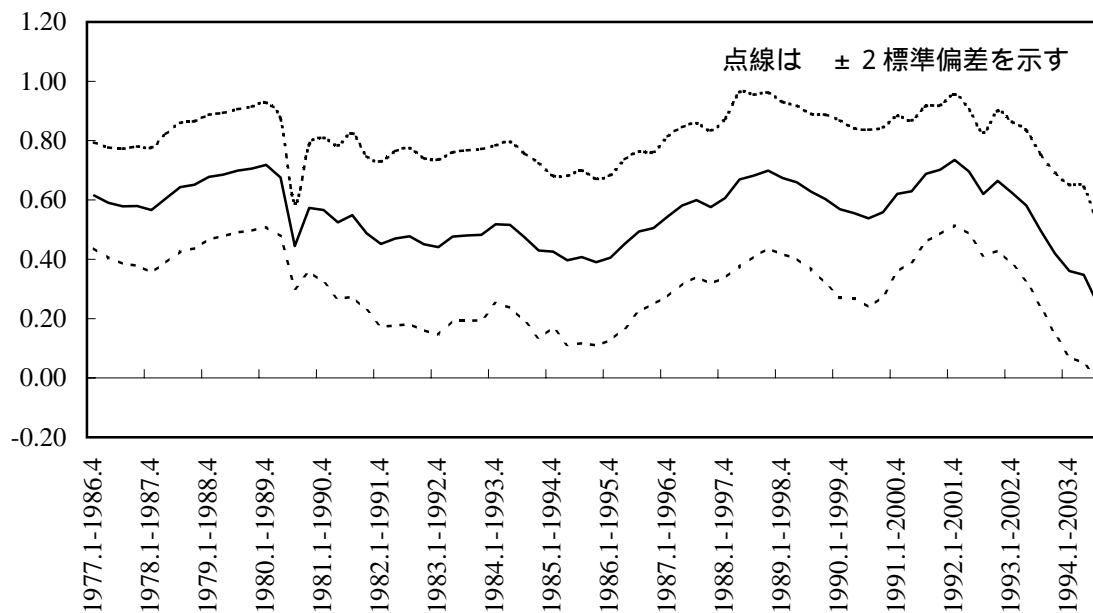
$$\pi_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \gamma \pi_{t-1} + \delta i_{t-1} + \varepsilon_t$$

π : インフレ率 (前期比・%)
 x : GDP ギャップ (%)
 i : 金利ギャップ (%)

(1) $\hat{\beta}$ (フィリップス曲線の傾き) の推移



(2) $\hat{\gamma}$ (インフレ率の慣性) の推移



(注) 10年間のローリング推計。

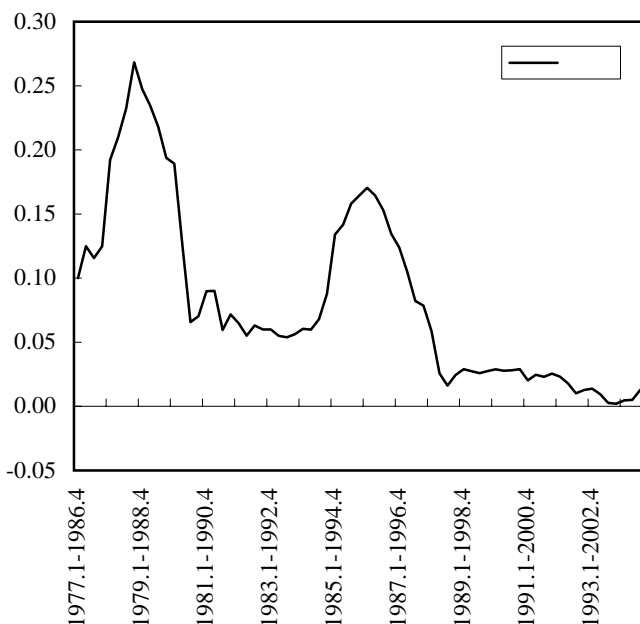
フィリップス曲線のローリング推計(2)

推計式：
$$\pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^4 \beta_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \pi_{t-i} + \varepsilon_t$$

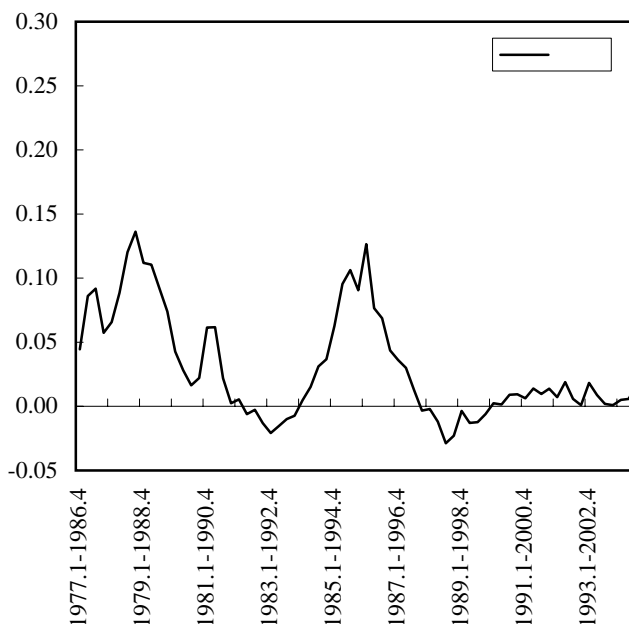
: インフレ率(前期比・%)， x : GDPギャップ(%)

(1) $\sum_{i=1}^4 \hat{\beta}_i$ (フィリップス曲線の傾き)の推移

<インフレ率にCPIを用いた場合>

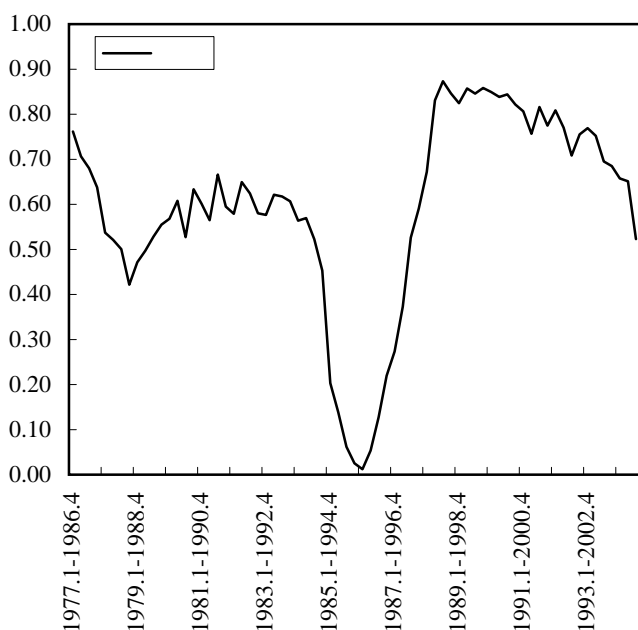


<インフレ率に内需デフレータを用いた場合>

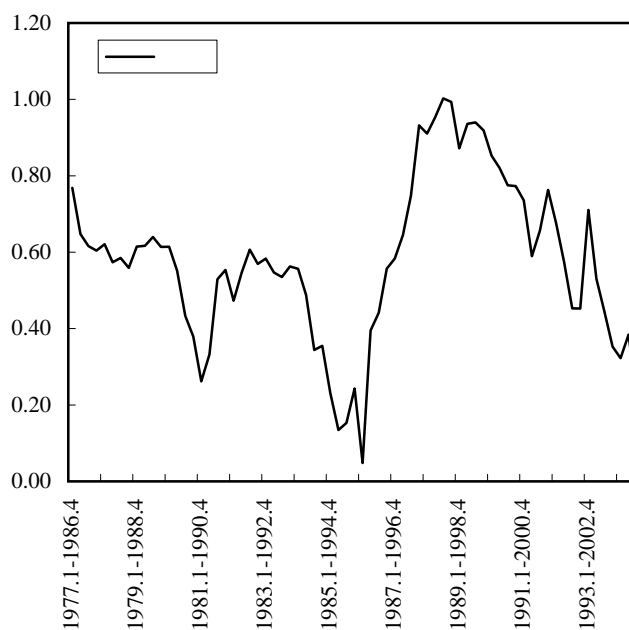


(2) $\sum_{i=1}^4 \hat{\gamma}_i$ (インフレ率の慣性)の推移

<インフレ率にCPIを用いた場合>



<インフレ率に内需デフレータを用いた場合>

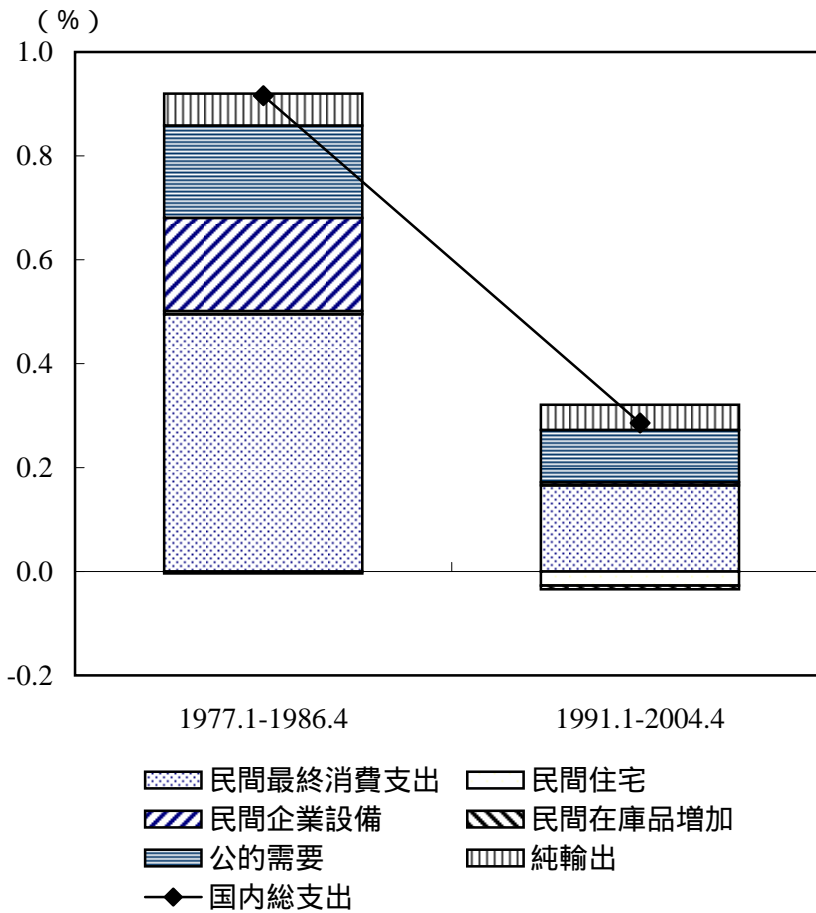


(注) 10年間のローリング推計。

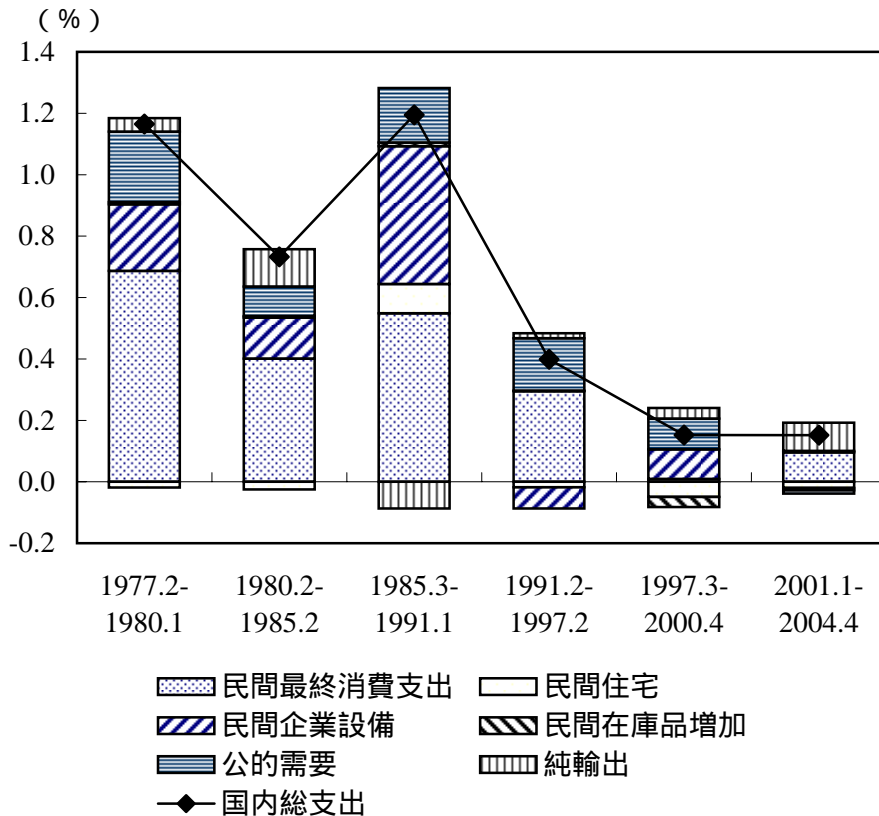
GDP成長率・寄与度分解

(季調済み前期比)

(1) 前半・後半で区切った場合



(2) 景気基準日付の「山」～「山」で区切った場合



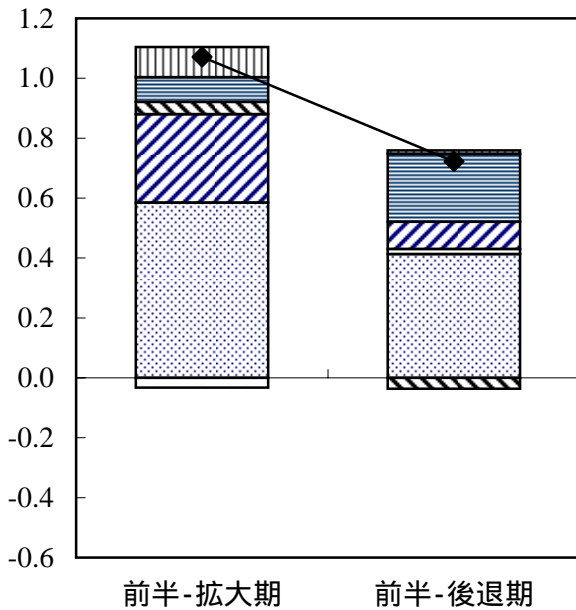
(資料) 内閣府「国民経済計算」

GDP成長率・寄与度分解 (景気局面別)

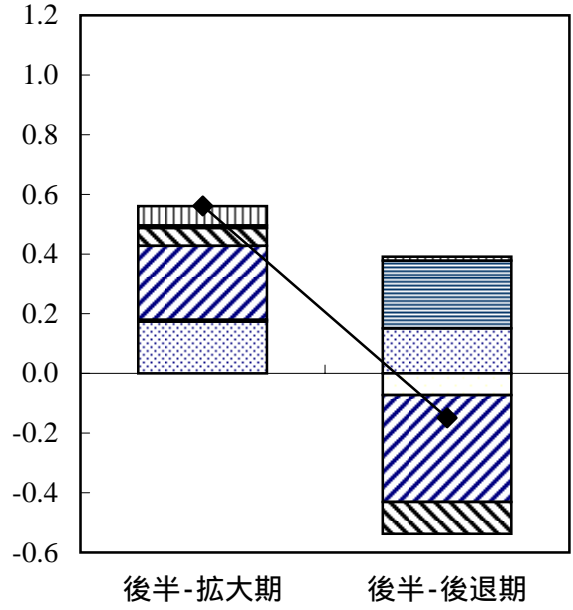
(季調済み前期比)

(1) 前半・後半で区切った場合

(%) <前半：1977.1-1986.4>



(%) <後半：1991.1 - 2004.4>

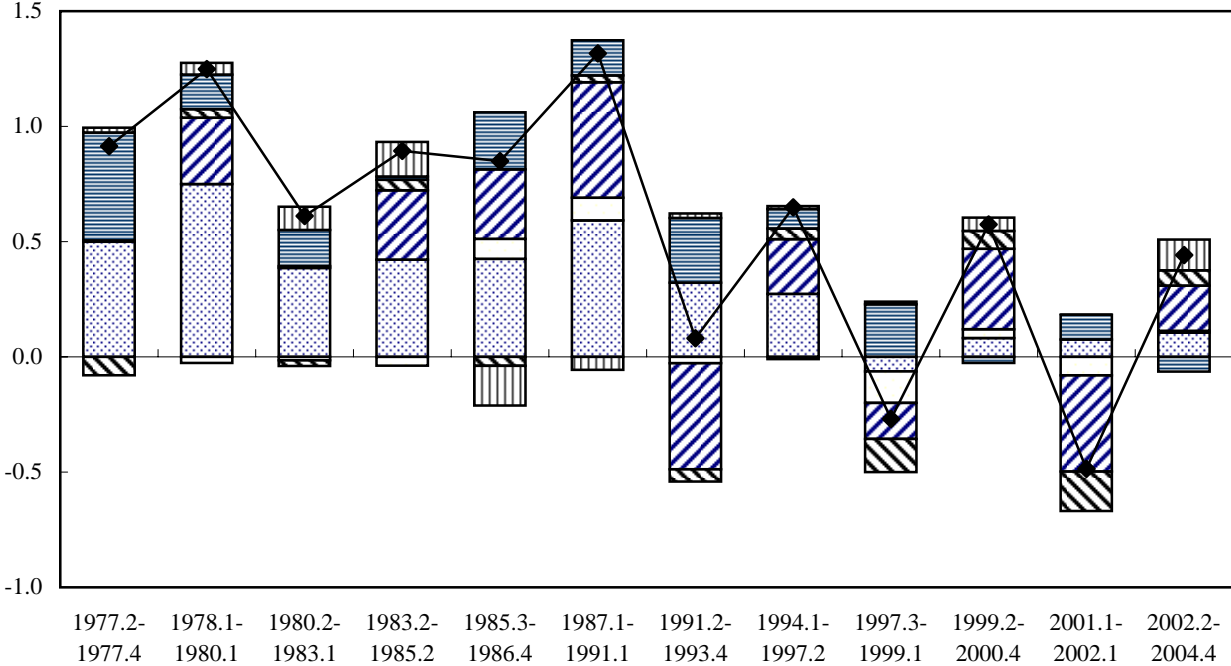


■ 民間最終消費支出 □ 民間住宅
 ■ 民間企業設備 ▨ 民間在庫品増加
 ■ 公的需要 ▩ 純輸出
 ◆ 国内総支出

■ 民間最終消費支出 □ 民間住宅
 ■ 民間企業設備 ▨ 民間在庫品増加
 ■ 公的需要 ▩ 純輸出
 ◆ 国内総支出

(2) 景気基準日付の「山～谷」「谷～山」で区切った場合

(%)



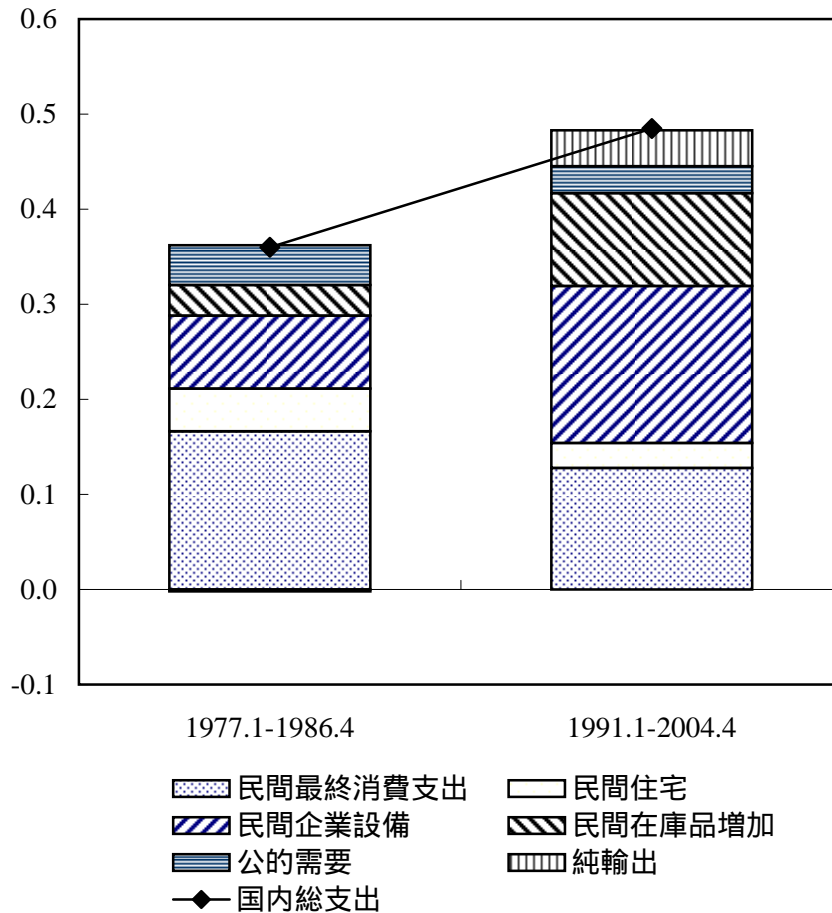
■ 民間最終消費支出 □ 民間住宅
 ■ 民間企業設備 ▨ 民間在庫品増加
 ■ 公的需要 ▩ 純輸出
 ◆ 国内総支出

(資料) 内閣府「国民経済計算」

GDP成長率分散・寄与度分解

(季調済み前期比)

(前期比 < % > の分散)



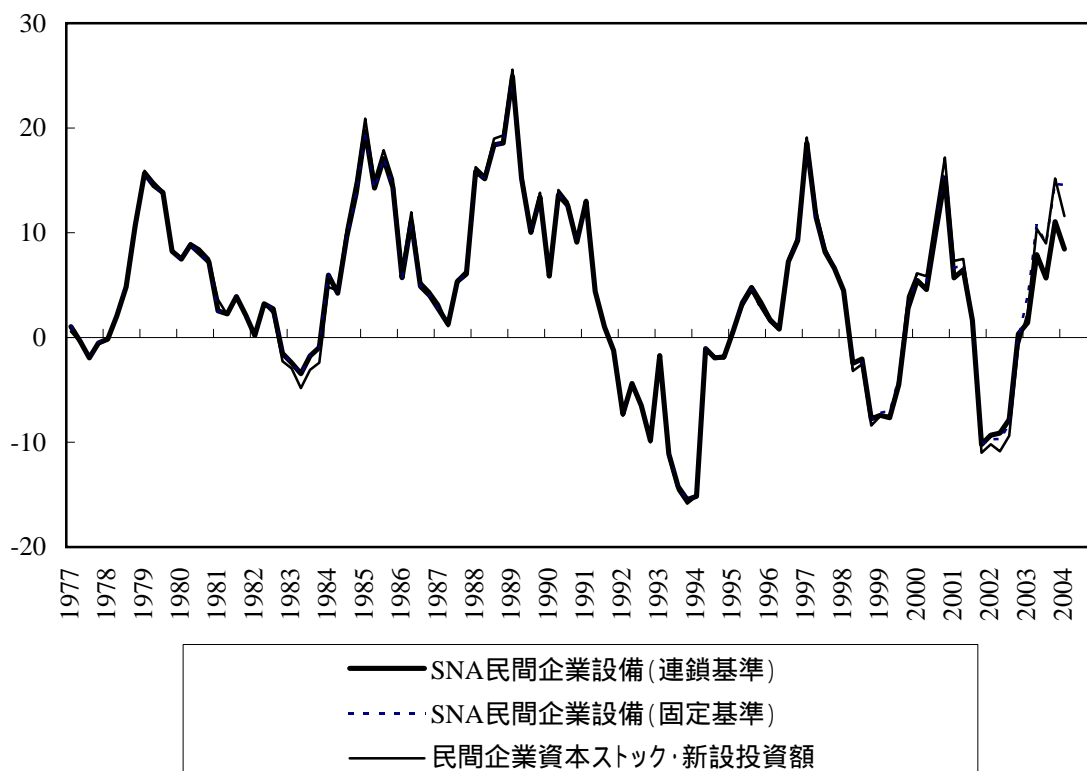
(分散の寄与度分解の方法)

$Y = C + I + G$ という経済において、 ΔY に対する各コンポーネントの寄与度を $\Delta C, \Delta I, \Delta G$ とすれば、 ΔY の分散は、以下のように寄与度分解できる。

$$\begin{aligned}
 & Var(\Delta Y) \\
 & = Var(\Delta C + \Delta I + \Delta G) \\
 & = Var(\Delta C) + Cov(\Delta C, \Delta I) + Cov(\Delta C, \Delta G) \dots C \text{ 要因} \\
 & + Var(\Delta I) + Cov(\Delta I, \Delta C) + Cov(\Delta I, \Delta G) \dots I \text{ 要因} \\
 & + Var(\Delta G) + Cov(\Delta G, \Delta C) + Cov(\Delta G, \Delta I) \dots G \text{ 要因}
 \end{aligned}$$

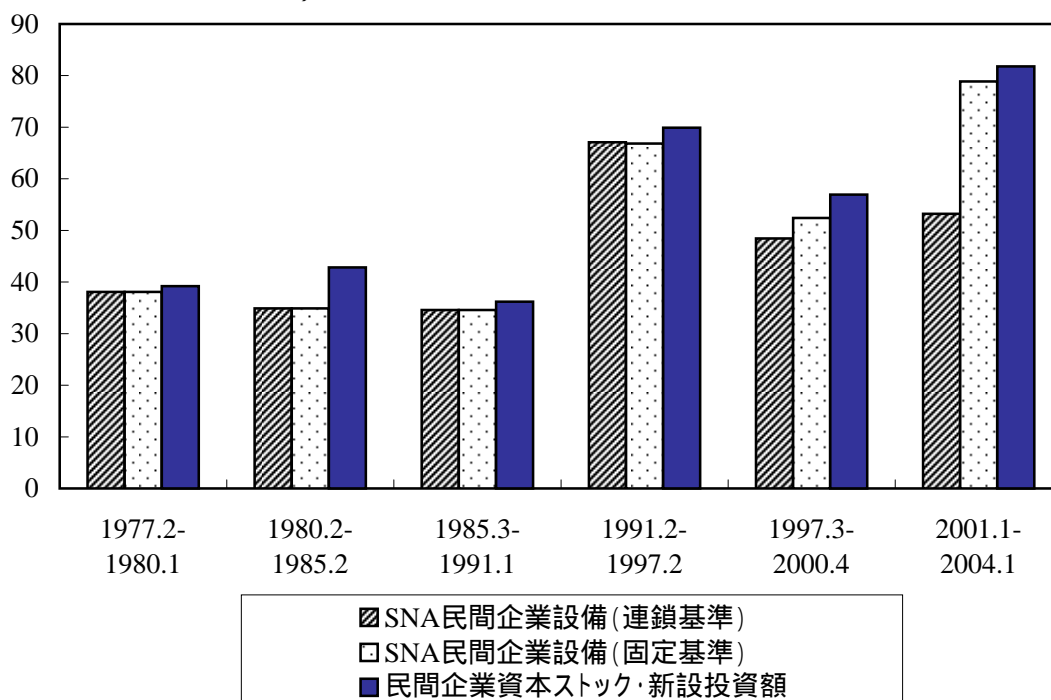
設備投資額の推移

(1) 前年同期比 (%)



(2) 前年同期比の分散

(前年同期比 < % > の分散)



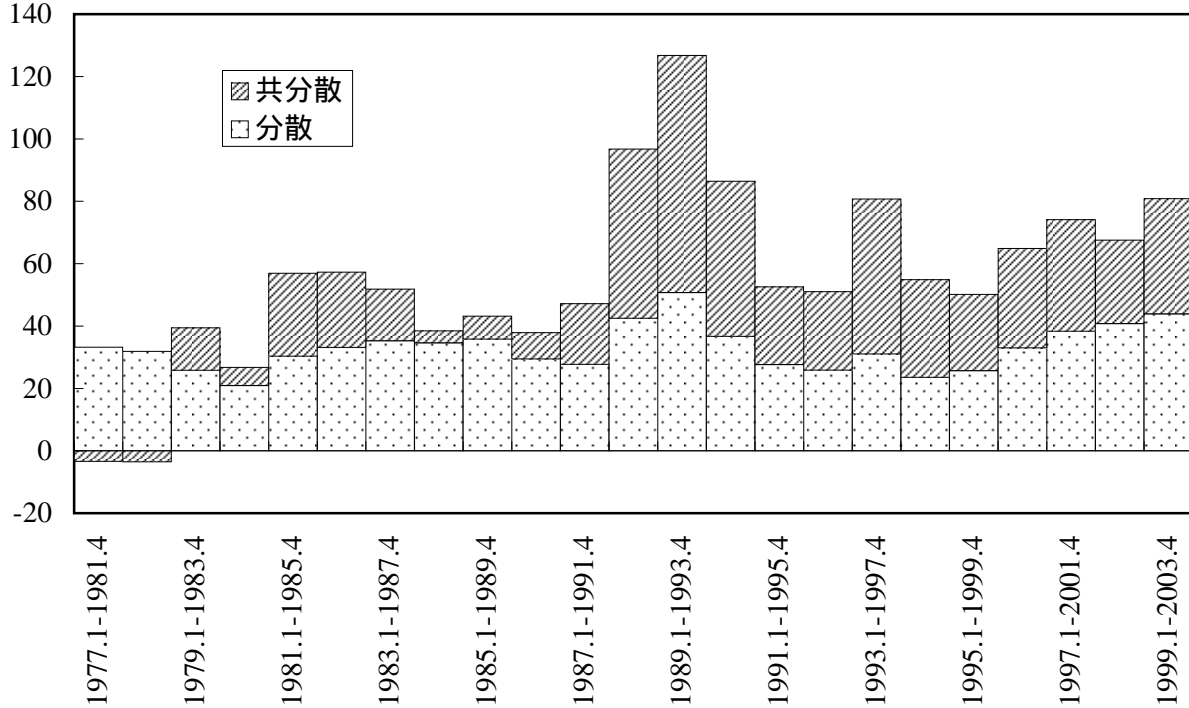
- (注) 1 . (2) の時期の区切りは、景気基準日付の「山」から次の「山」まで。
2 . SNA民間企業設備(連鎖基準)は、1995.1Qの前年同期比より連鎖基準。
3 . 民間企業資本ストックは、全企業・新設投資額・進捗ベース。

(資料) 内閣府「国民経済計算」

分散の分解 (1)

原系列・前年同期比

(前年同期比 < % > の分散)



(注) 民間企業資本ストック統計・有形固定資産・新設投資額の前年比 (ΔI) を 10産業に寄与度分解 ($\Delta I_i, i = 1 \dots 10$) し、以下の式により分散成分と共分散成分を算出 (5年ごとのローリング計算)。

(10産業...農林水産業、鉱業、建設業、製造業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、運輸・通信業、電気・ガス・水道業、サービス業)

(分散成分と共分散性分への分解)

分散の分解は、下式により行う。

$$\begin{aligned}
 \text{Var}(\Delta I) &= \text{Var}\left(\sum_i \Delta I_i\right) \\
 &= \underbrace{\sum_i \text{Var}(\Delta I_i)}_{\text{分散成分}} + \underbrace{\sum_i \sum_{j \neq i} \text{Cov}(\Delta I_i, \Delta I_j)}_{\text{共分散成分}}
 \end{aligned}$$

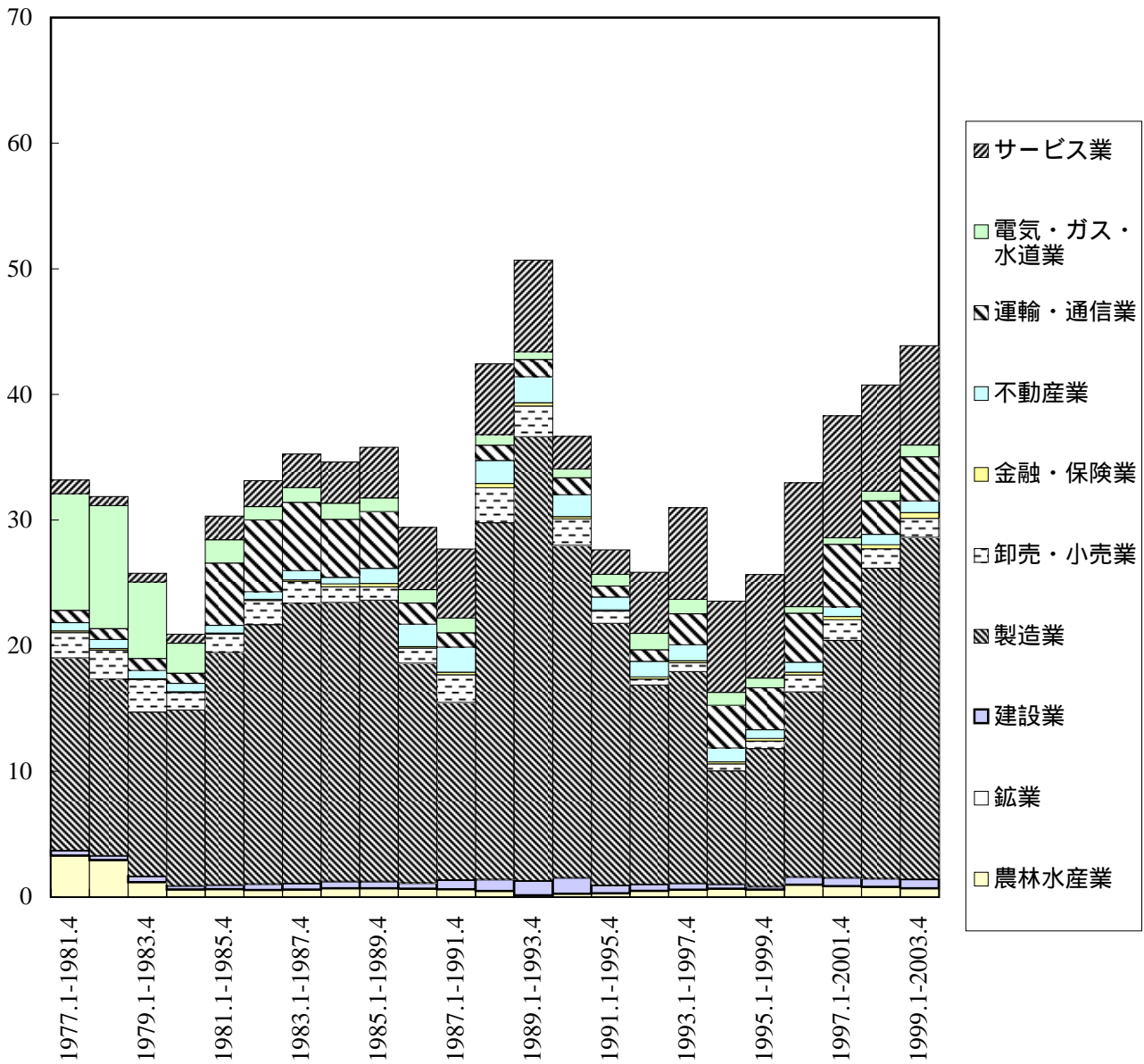
なお、共分散成分は、各要素間の相関係数の加重和と考えることができる。

$$\text{(共分散成分)} = \sum_i \sum_{j \neq i} \underbrace{\sigma_i \sigma_j}_{\substack{\Delta I_i, \Delta I_j \text{ の} \\ \text{標準偏差の積}}} \underbrace{\rho_{ij}}_{\substack{\Delta I_i, \Delta I_j \text{ の} \\ \text{相関係数}}}$$

分散の分解 (2)

原系列・前年同期比

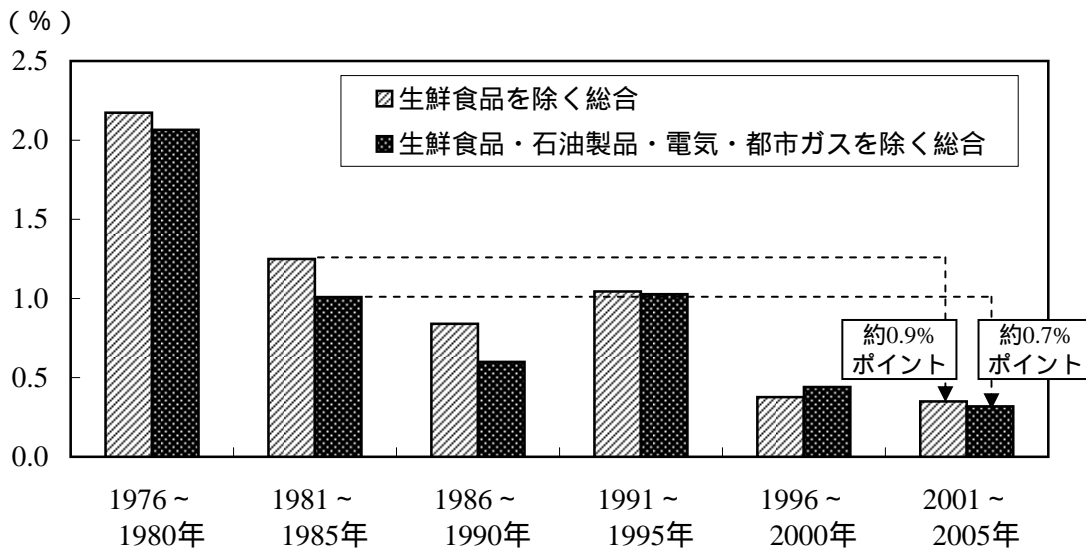
(前年同期比< % >の分散)



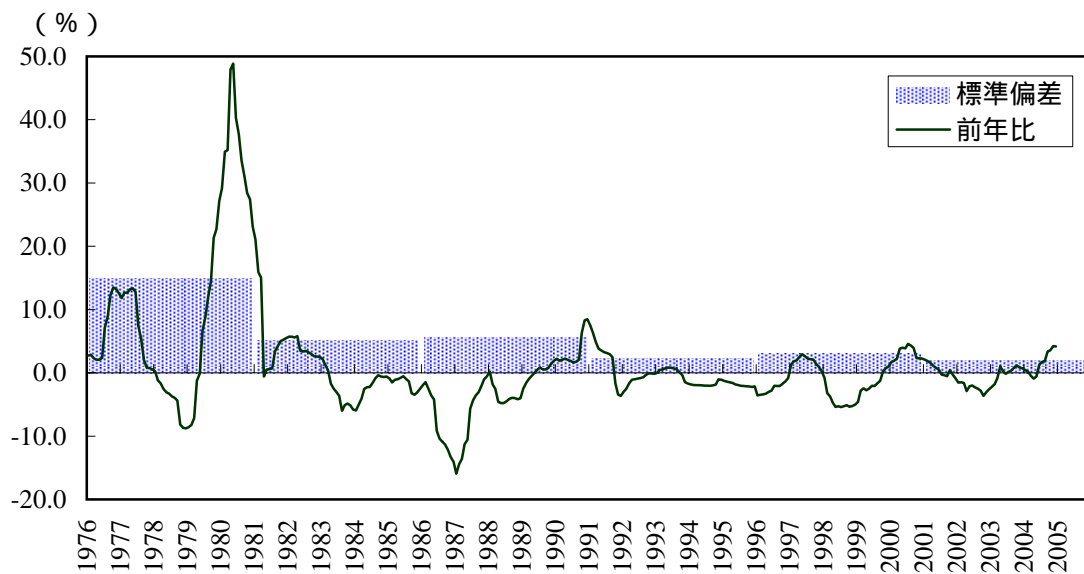
(注) 前ページ図表の「分散成分」の内訳を示したもの。

石油・エネルギー関連品目の影響 (CPI)

(1) 前年比標準偏差の比較



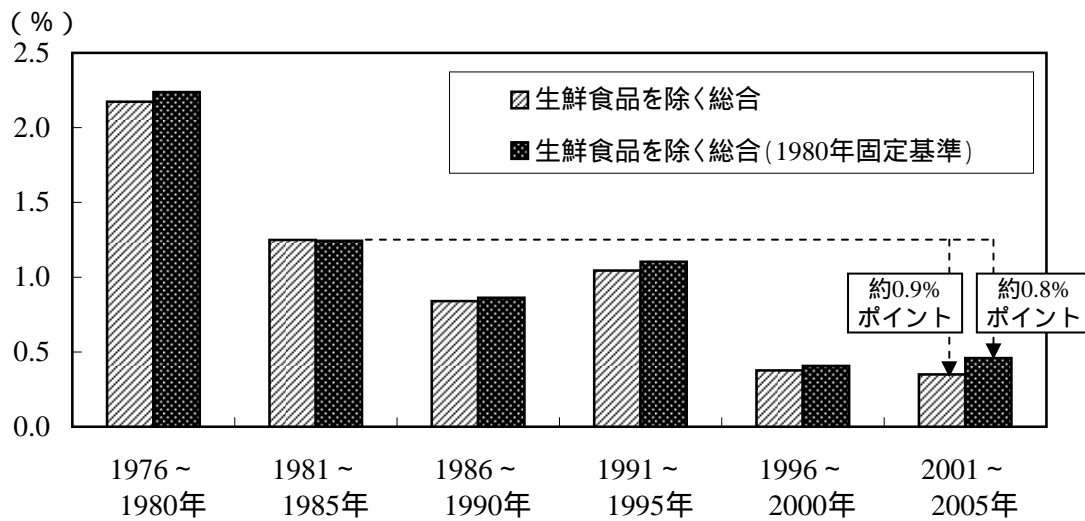
(2) 石油製品・電気・ガス指数の推移



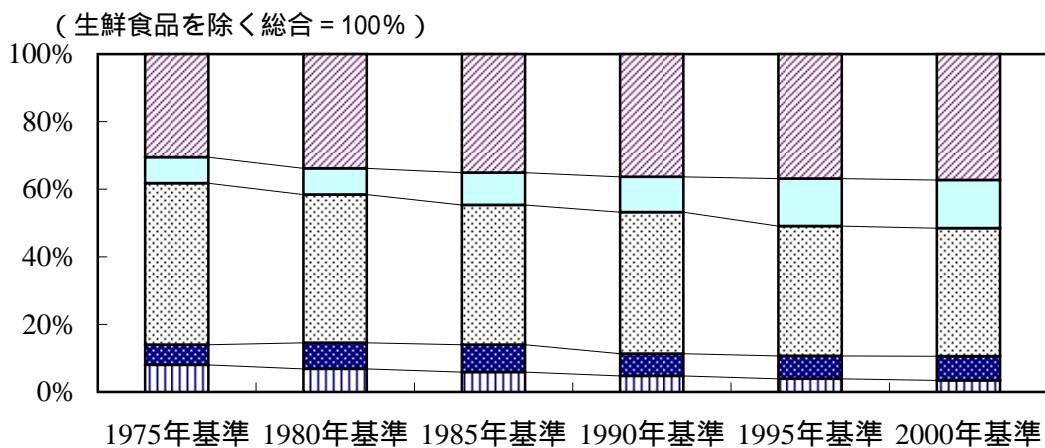
(注) 石油製品...ガソリン (プレミアム、レギュラー)、灯油、プロパンガス
(資料) 総務省「消費者物価指数」

ウェイト変化の影響 (CPI)

(1) 前年比標準偏差の比較

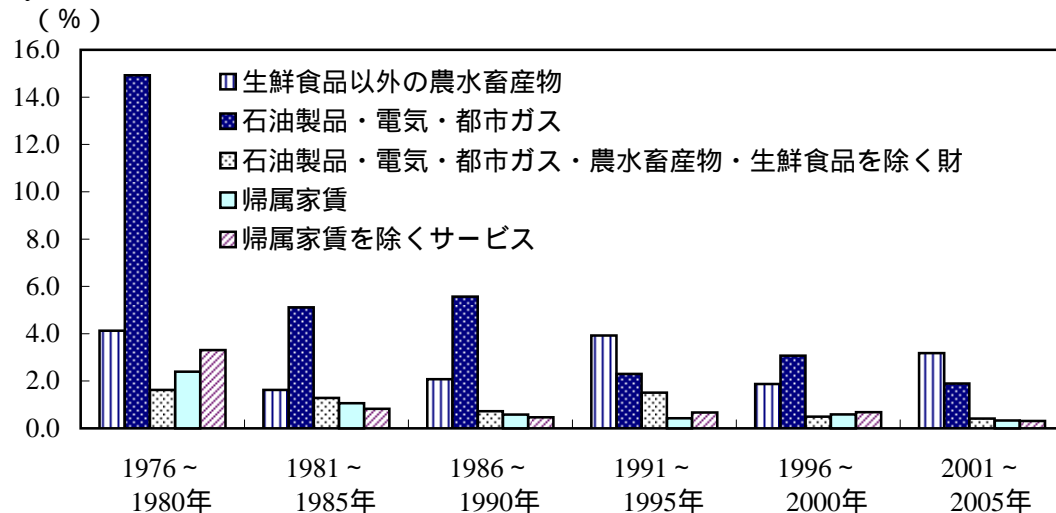


(2) ウェイトの変化



- 帰属家賃を除くサービス
- 帰属家賃
- ▨ 石油製品・電気・都市ガス・農水畜産物・生鮮食品を除く財
- 石油製品・電気・都市ガス
- ▨ 生鮮食品以外の農水畜産物

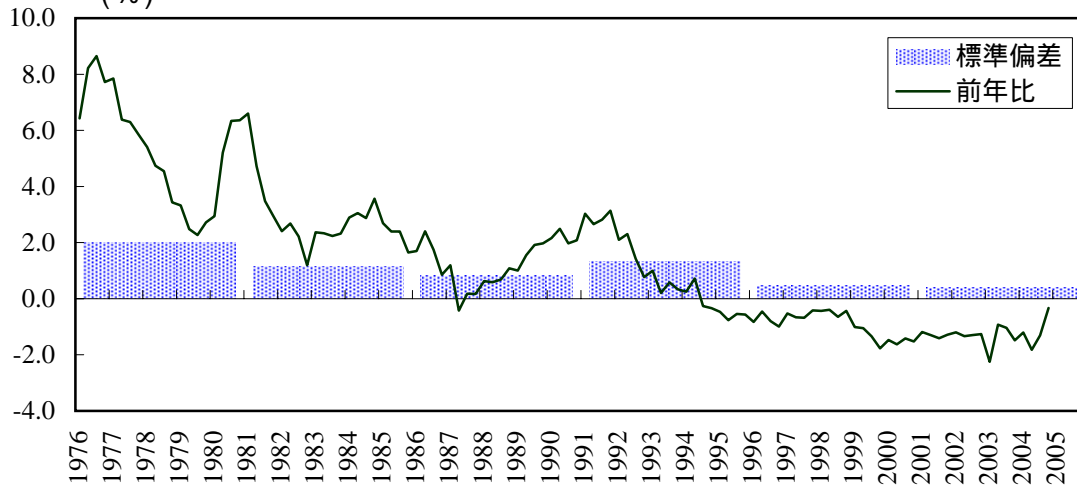
(3) 各項目の標準偏差



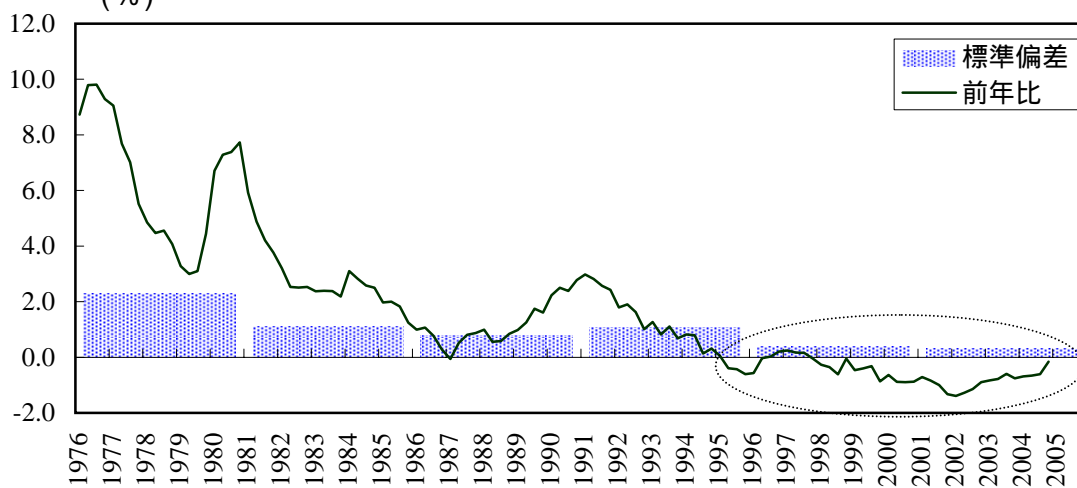
(注) 石油製品...ガソリン (プレミアム、レギュラー)、灯油、プロパンガス
 (資料) 総務省「消費者物価指数」

デフレータ前年比とその標準偏差

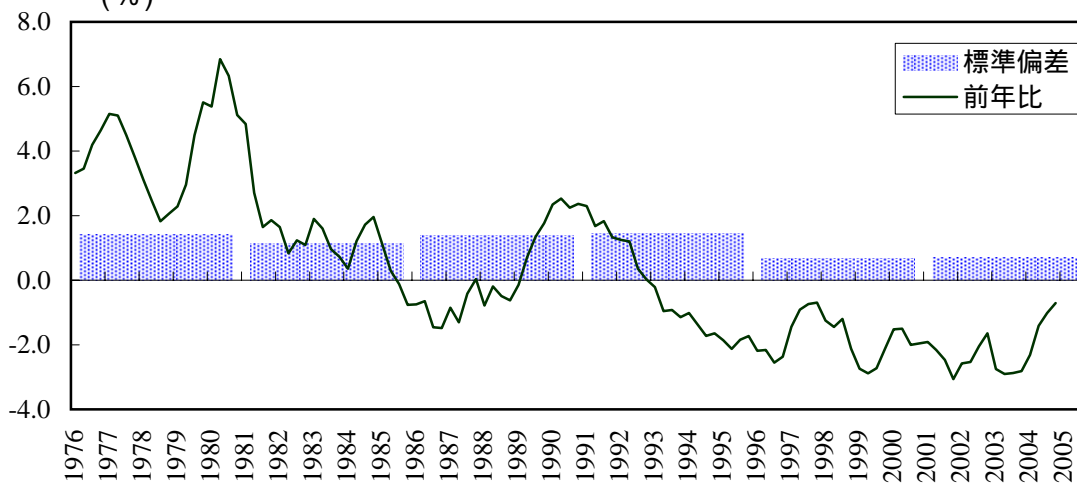
(1) GDPデフレータ (%)



(2) 民間最終消費デフレータ (%)



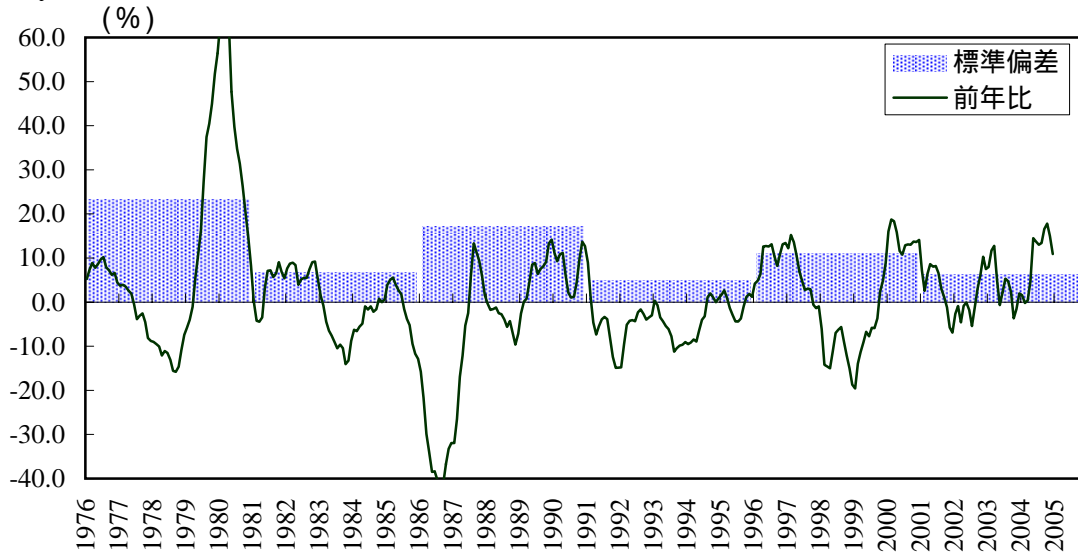
(3) 民間設備投資デフレータ (%)



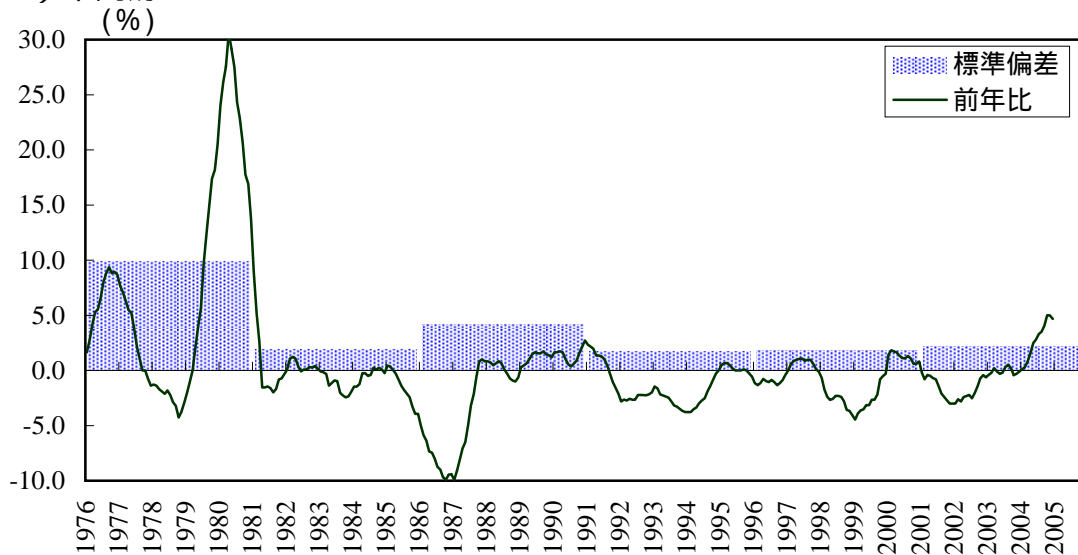
(資料) 内閣府「国民経済計算」

CGPI前年比とその標準偏差

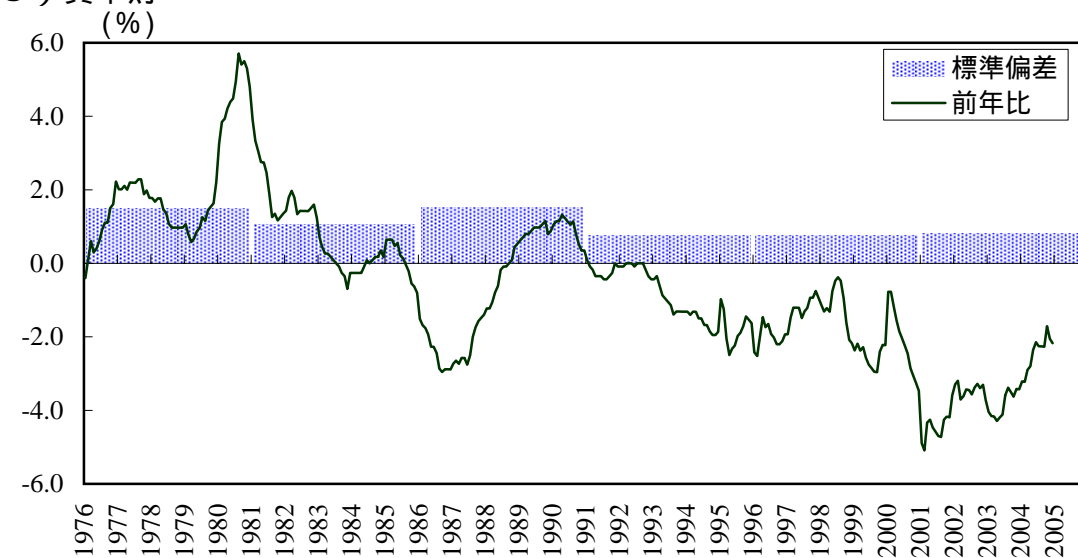
(1) 素原材料



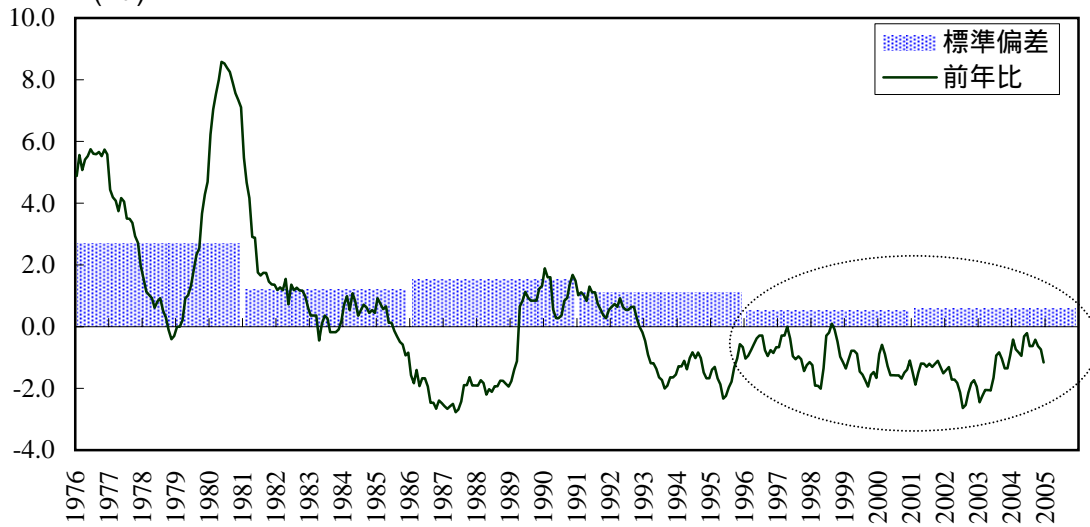
(2) 中間財



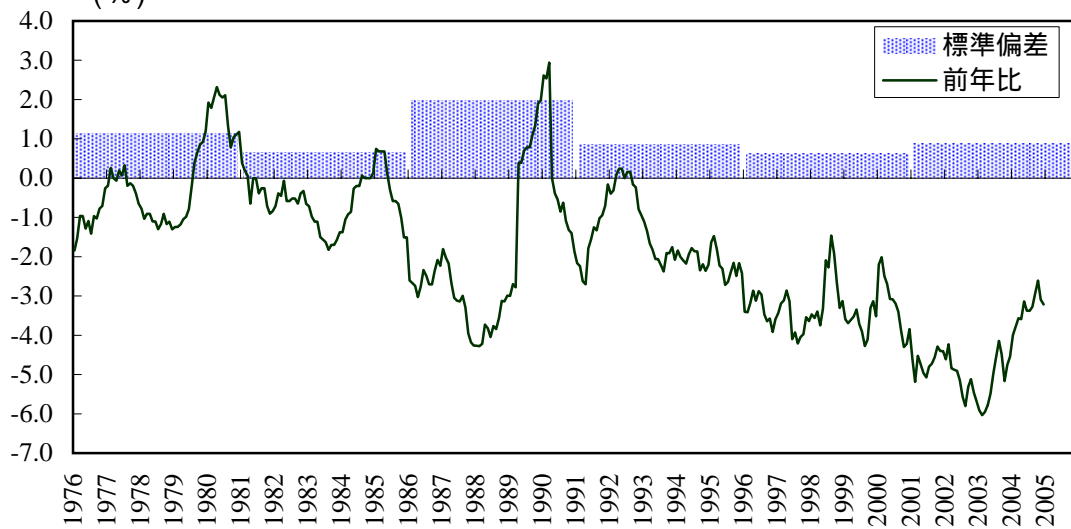
(3) 資本財



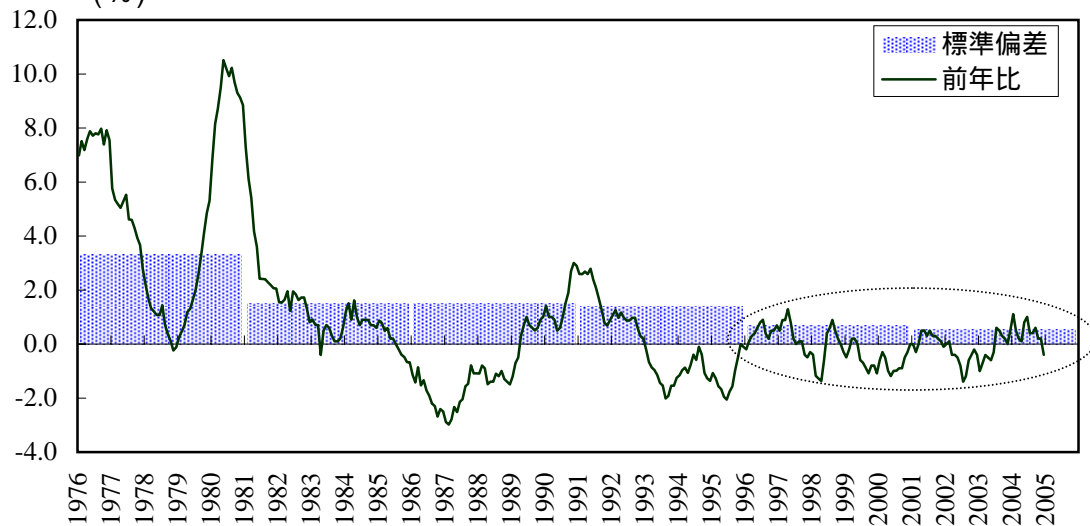
(4) 消費財 (%)



(5) 耐久消費財 (%)



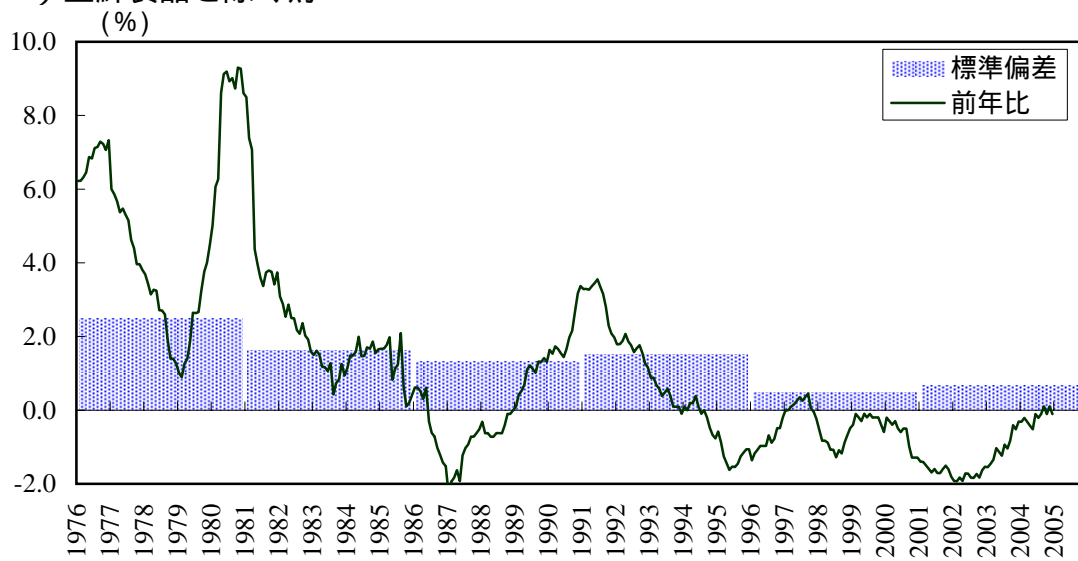
(6) 非耐久消費財 (%)



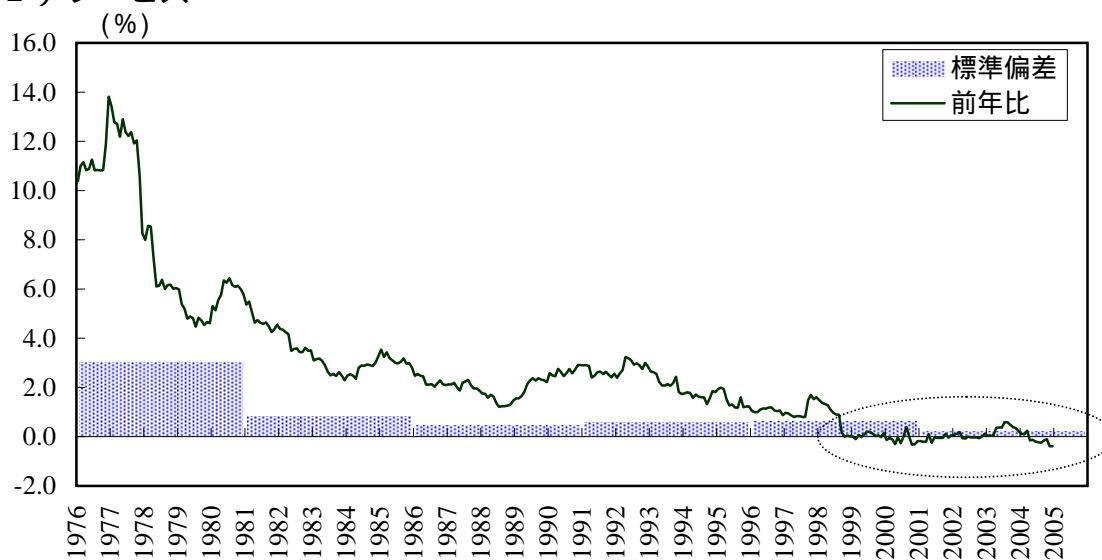
(資料) 日本銀行「企業物価指数」

CPI前年比とその標準偏差

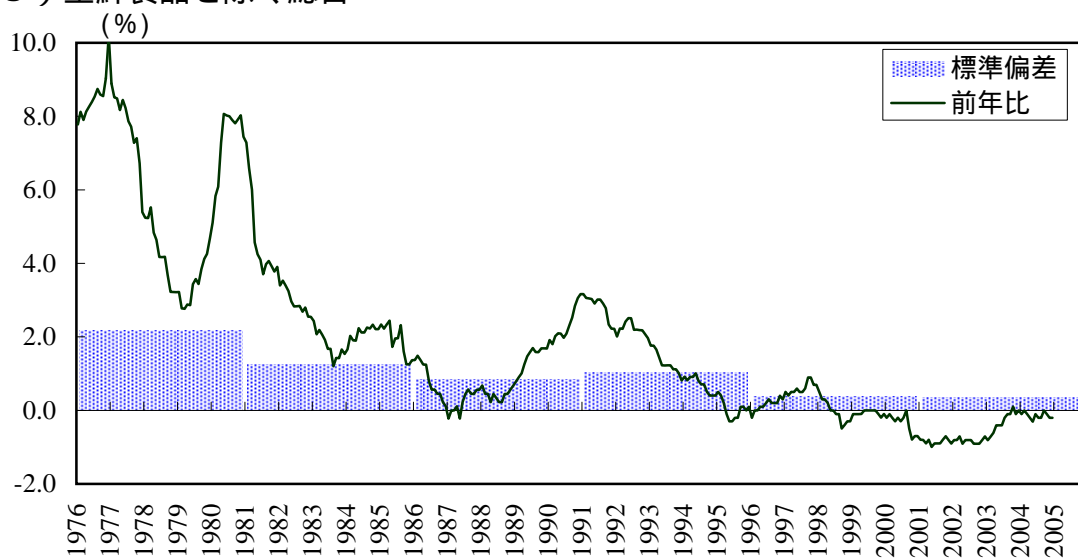
(1) 生鮮食品を除く財



(2) サービス



(3) 生鮮食品を除く総合



(資料) 総務省「消費者物価指数」

サービス価格の品目別前年比

(平均・標準偏差の単位は%、ウエイトは万分比)

品目	1980.1-1986.12		1998.4-2004.12		2000年基準 ウエイト
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
帰属家賃を除くサービス	3.67	1.35	0.02	0.41	3,561
普通運賃 (J R 在来線)	6.06	3.71	0.00	0.00	26
普通運賃 (J R 新幹線)	6.06	3.71	0.00	0.00	26
N H K 受信料	5.63	9.25	0.00	0.00	52
ビール (外食)	4.72	3.14	0.18	0.18	143
普通運賃 (J R 以外)	5.02	5.48	0.06	0.18	31
公立高校授業料	9.14	7.34	1.42	0.23	43
パーマメント代	2.13	2.00	0.36	0.23	33
理髪料	4.07	2.57	0.17	0.27	51
民営家賃 (非木造中住宅)	2.64	0.71	-0.39	0.27	131
月謝 (水泳)	-	-	0.42	0.29	37
天どん (外食)	3.56	2.04	0.22	0.29	44
民営家賃 (木造中住宅)	3.41	1.00	0.32	0.30	81
民営家賃 (非木造小住宅)	2.64	0.71	-0.41	0.33	58
珈琲 (外食)	2.80	1.08	0.06	0.33	28
ぎょうざ (外食)	-	-	-0.17	0.35	26
民営家賃 (木造小住宅)	3.17	0.99	0.08	0.35	30
にぎりずし (外食)	3.38	1.76	0.20	0.36	62
月謝 (音楽)	-	-	0.38	0.36	35
うどん (外食)	4.77	2.96	0.34	0.39	27
カレーライス (外食)	3.75	2.49	0.42	0.41	45
えびフライ (外食)	-	-	-0.17	0.42	33
私立高校授業料	3.99	0.62	1.42	0.43	48
中華そば (外食)	4.26	2.70	0.43	0.45	29
現像焼付代	-3.35	1.22	-0.28	0.48	29
私立幼稚園保育料	3.09	0.52	1.30	0.50	32
バス代	6.60	2.46	0.21	0.50	29
車庫借料	-	-	-0.35	0.51	54
水道工事費	5.42	4.49	0.55	0.52	39
塀工事費	4.04	5.56	-0.44	0.53	40
大工手間代	3.91	2.86	-1.01	0.56	39
私立大学授業料	8.12	2.27	1.19	0.58	93
補習教育	5.87	2.76	0.58	0.72	95
ハンバーグ (外食)	2.61	1.33	0.06	0.75	36
自動車整備 (定期点検)	-0.04	1.74	-0.90	0.77	34
火災保険料	1.41	4.02	-0.66	0.87	46
下水道料	-	-	2.23	1.23	45
自動車保険 (自賠責)	4.80	11.81	0.09	1.34	32
公営家賃	5.92	1.81	-1.51	1.84	27*
宿泊料	3.80	2.44	-0.57	2.08	110
ゴルフプレイ料	-	-	-3.58	2.17	45
固定電話通信料	-1.58	1.61	-2.39	3.01	181*
自動車保険 (任意)	-	-	-0.13	3.27	148
航空運賃	5.66	9.63	1.20	4.54	26
診療代	1.66	3.87	3.26	8.09	163*
ハンバーガー (外食)	-	-	-3.61	11.93	26

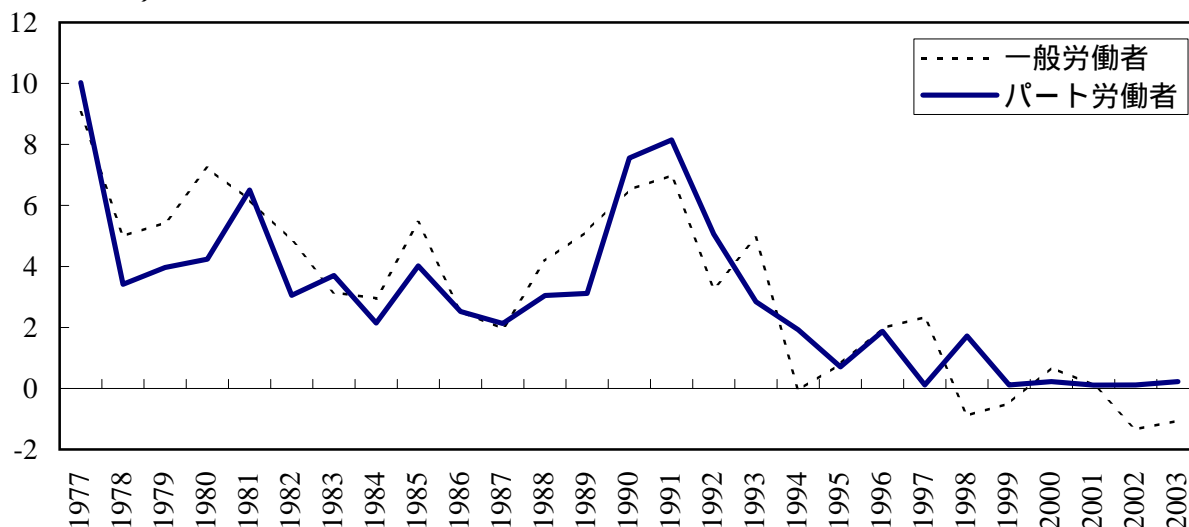
- (注) 1 . 1998年4月～2004年12月の前年同月比の標準偏差が小さい順に表示。1998年3月以前を除外したのは、消費税引き上げによる前年比の変動を回避するため。
- 2 . 品目は、1995年基準以降継続して調査の行われているサービス品目のうち、2000年基準のウエイトが1万分比で25以上の品目 (帰属家賃を除く) 。
なお、本表の品目のウエイト合計は、帰属家賃を除くサービスのウエイトの約70% (= 2487/3561) を占める。
- 3 . 表右の * は、1980年代前半より標準偏差が増大している品目を表す。

(資料) 総務省「消費者物価指数」

時間あたり給与の推移

(1) 時間あたり賃金の変動 (賃金構造基本統計)

(前年比・%)

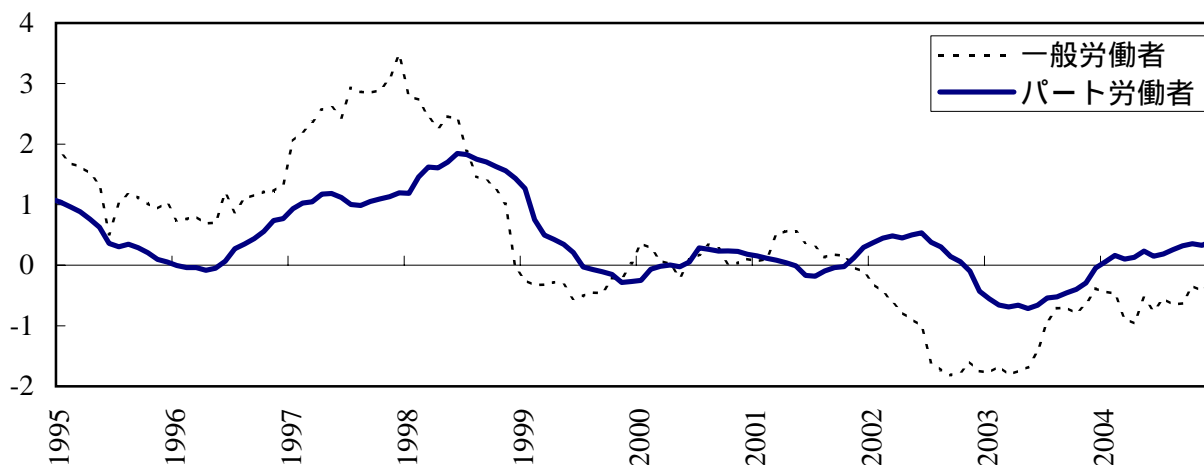


前年比の標準偏差

	1981-1985年	1986-1990年	1991-1995年	1996-2000年	2001-2003年
一般	1.42	1.87	2.90	1.44	0.77
パート	1.63	2.21	2.94	0.91	0.06

(2) 時間あたり賃金の変動 (毎月勤労統計)

(前年比・%)



前年比の標準偏差

	1996-2000年	2001-2004年
一般	1.19	0.72
パート	0.66	0.37

(注) 1. (1) の時間あたり賃金は、以下の式により算出 (パート労働者は女性のみ)。

$$\frac{(\text{きまって支給する現金給与総額} + \text{年間賞与その他特別給与総額})}{12} \div (\text{所定内実労働時間} + \text{超過実労働時間})$$

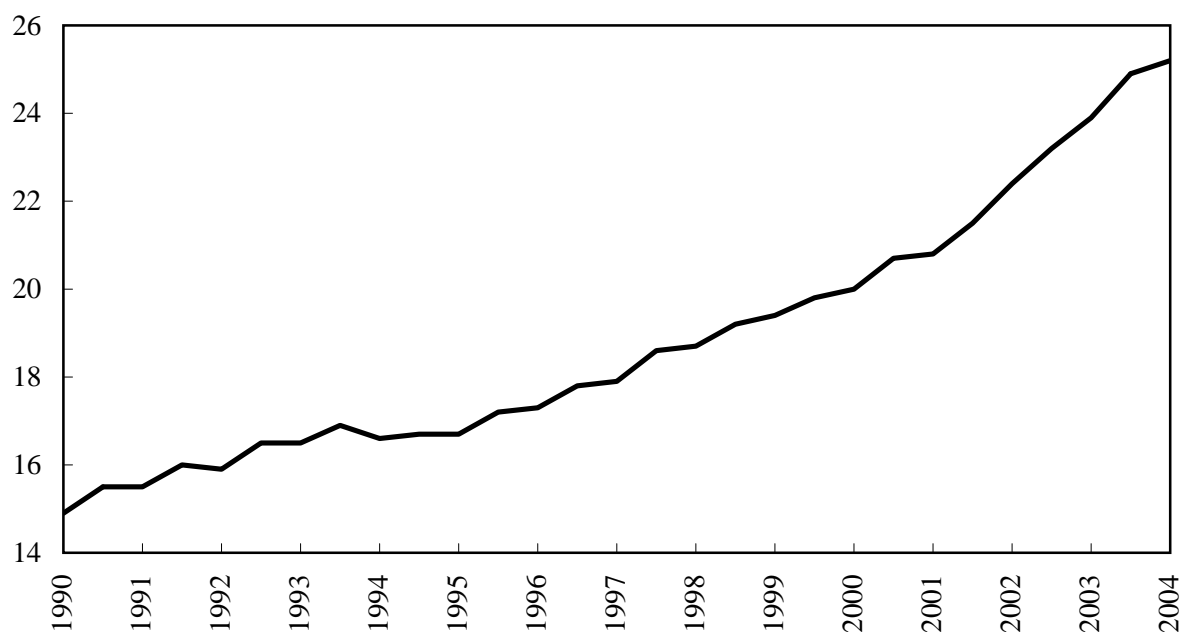
2. (2) は、5人以上の事業所について、(現金給与総額指数 ÷ 総実労働時間指数) の12ヶ月後方移動平均の前年比の推移を示したものである。

(資料) 厚生労働省「賃金構造基本統計」、厚生労働省「毎月勤労統計」

パート労働の投入量の推移

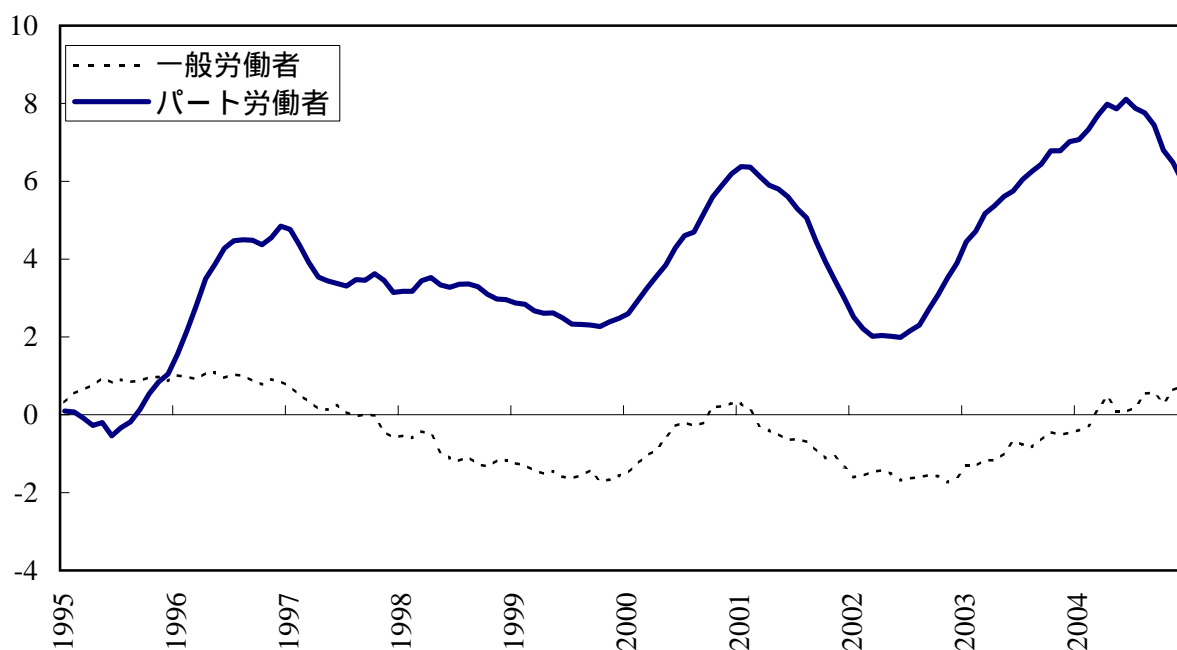
(1) パート労働者比率の推移

(%)



(2) 労働投入量の推移

(前年比・%)



(注) 1 . (1)、(2)とも5人以上の事業所のデータを使用。

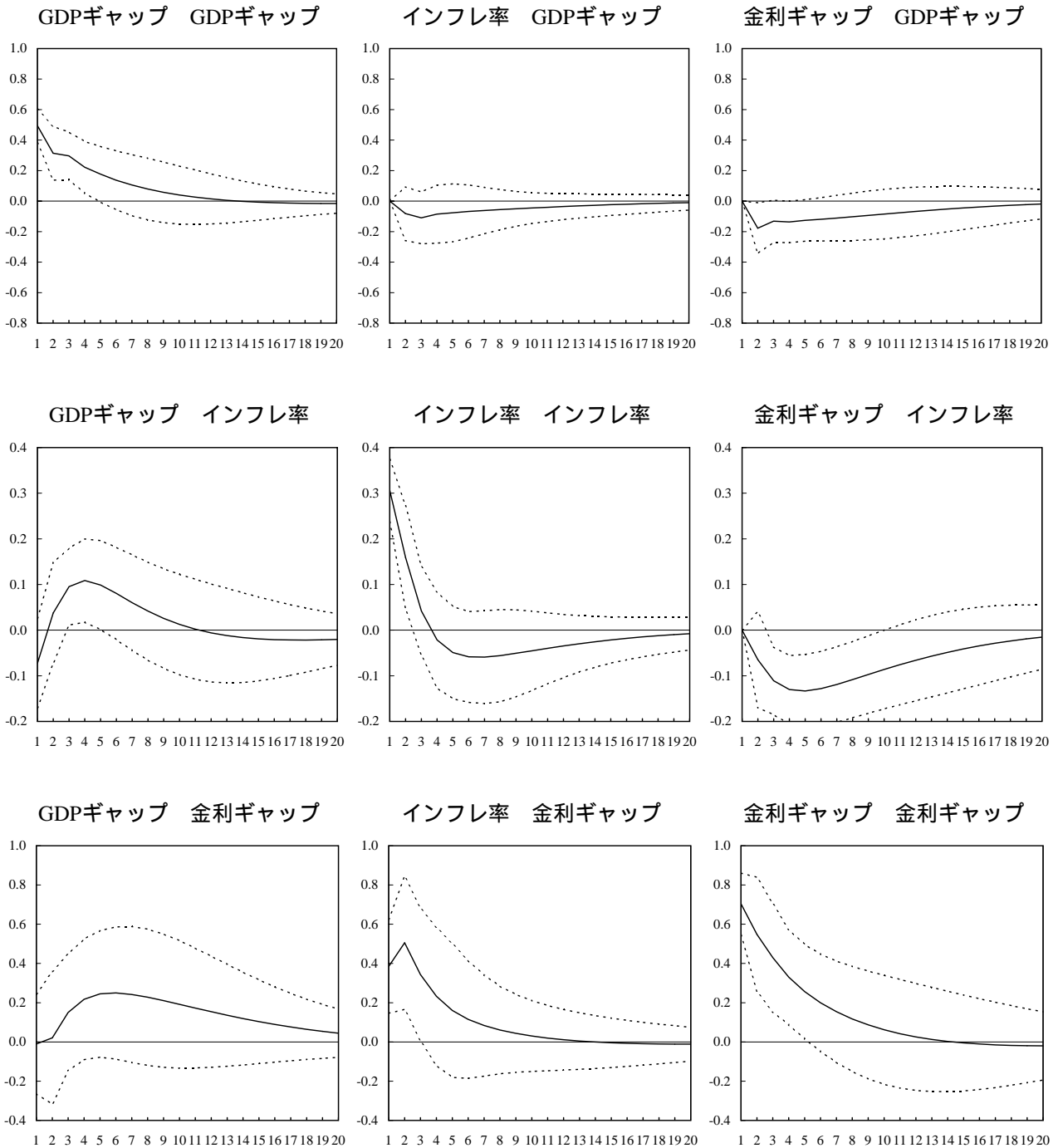
2 . (2)は(常用雇用指数×総実労働時間指数)の12ヶ月後方移動平均の前年比の推移を示したもの。

(資料) 厚生労働省「毎月勤労統計」

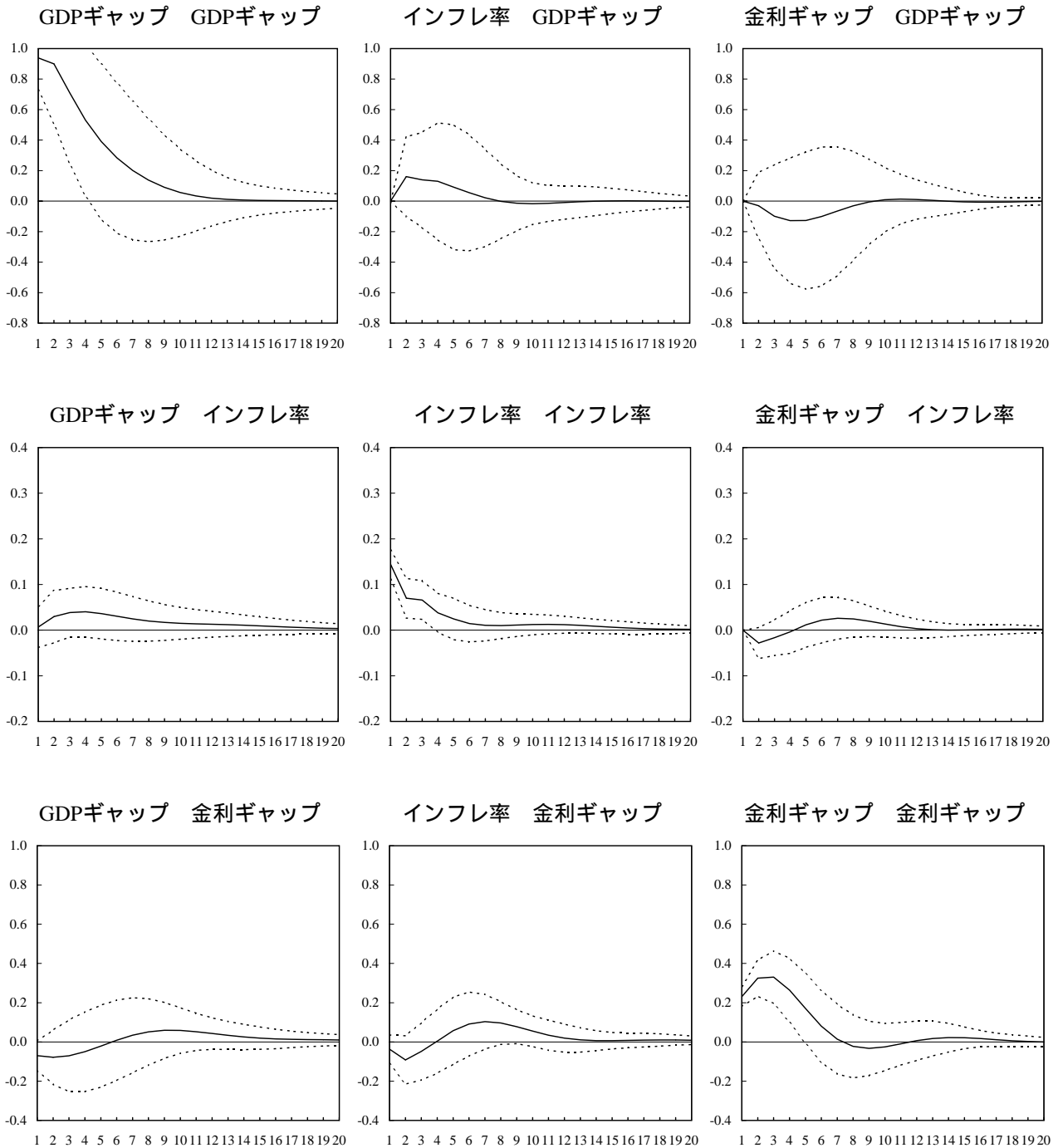
VARの推計結果 (1)

68SNAベース

(1) インパルス・レスポンス (前半 : 1977.1 ~ 1986.4)



(2) インパルス・レスポンス (後半 : 1991.1 ~ 2001.1)



(注) 1 . 各グラフは、1つの変数に1標準偏差分のショックを与えたときの、その変数や他の変数への影響を表す。たとえば、「GDPギャップ インフレ率」のグラフは、GDPギャップに1標準偏差分のショックを与えたときの、インフレ率の反応を示す。

2 . 点線は ± 2 標準偏差を表す。

3 . コレスキー分解のorderingは、GDPギャップ インフレ率 金利ギャップ の順としている。

VARの推計結果 (2)

68SNAベース

(1) 構造変化の確認

Chow検定		
変数	F-statistic	p-Value
GDPギャップ	0.52	0.82
CPIインフレ率	3.77	0.00
金利ギャップ	1.41	0.21

(2) ショックの変化の確認

Goldfeld-Quandt検定				
変数	標準偏差		検定結果	
	前半	後半	F-Stat.	p-Value
GDPギャップ	0.49	0.94	3.51	0.00
CPIインフレ率	0.31	0.14	4.65	0.00
金利ギャップ	0.70	0.23	9.60	0.00

(注) 1 . (1) では、VAR を構成する 3 本の式それぞれについて、「1991 年第 1 四半期の前後でパラメータが変化していない」という帰無仮説を Chow 検定により確認した。

2 . (2) では、前半と後半で、ショックの標準偏差が有意に変化したかどうかを Goldfeld-Quandt 検定により確認した。検定量は以下の式で表され、帰無仮説の棄却は、前半のショックが後半のショックよりも大きいことを意味する。

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2}$$

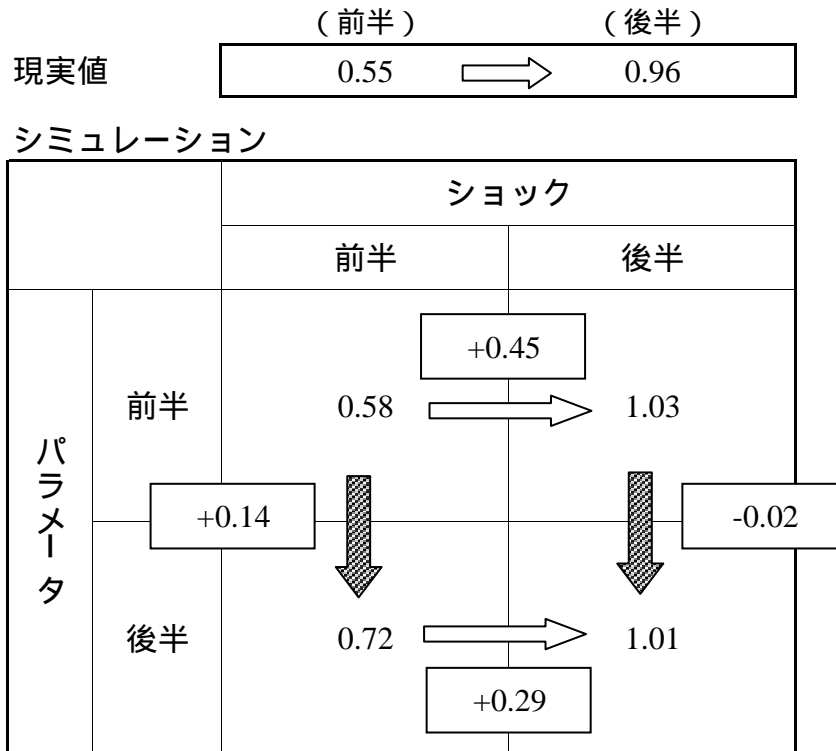
ただし、 s_1^2, s_2^2 はそれぞれ前半・後半のショックの分散であり、自由度 ($n_1 - K, n_2 - K$) の F 分布により検定を行う (n_1, n_2 は前半・後半のサンプル数、 K はパラメータ数)。

なお、GDP ギャップのショックについては、検定量の分子と分母を逆にしており、帰無仮説の棄却は、後半のショックの方が大きいことを示す。

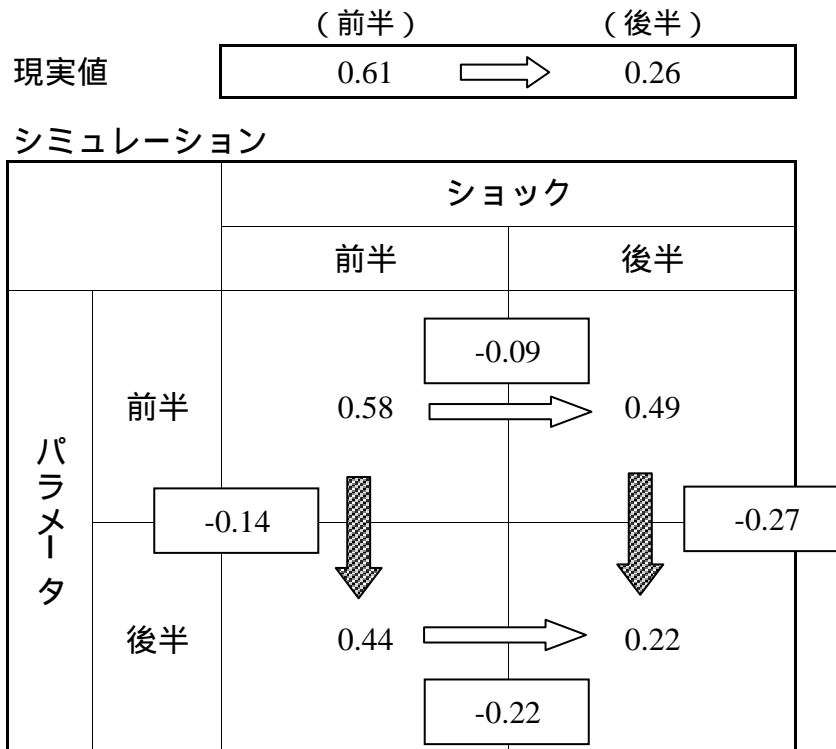
シミュレーションの結果

68SNAベース

(1) GDPギャップの階差の標準偏差



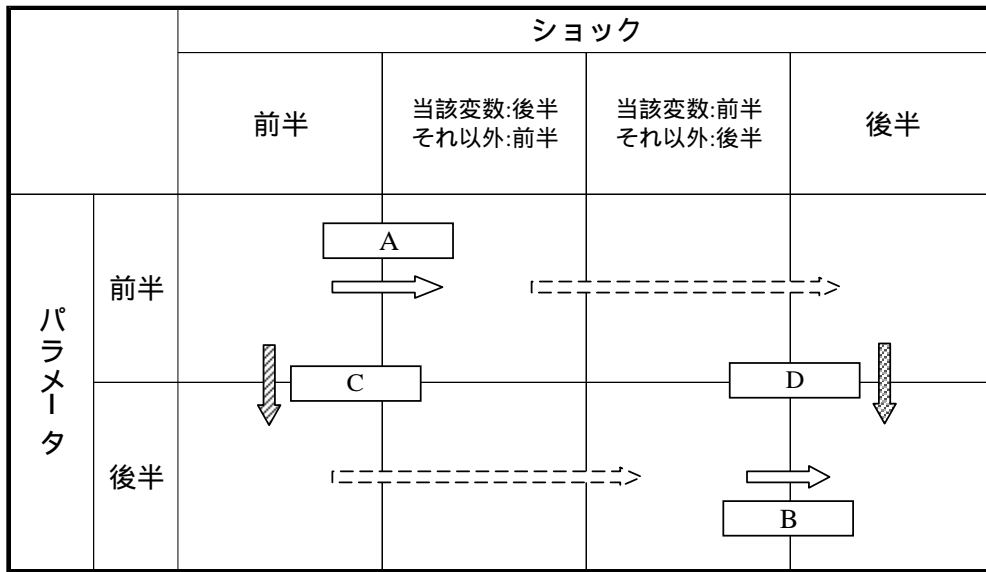
(2) CPIインフレ率 (前期比) の標準偏差



(注) GDPギャップ、インフレ率の単位は%。

シミュレーションの結果

68SNAベース



(注) A,B...識別されたショックの寄与。C,D...パラメータの寄与。

(1) 変数の変更に対する頑健性

a . GDPギャップ階差

変数の組み合わせ	1977.1~1986.4 vs 1991.1~2001.1			
	A	B	C	D
GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ	+0.47	+0.45	+0.14	-0.02
GDPギャップ CPI除く生鮮 実質金利	+0.47	+0.45	+0.12	-0.01
GDPギャップ 内需デフレーター 金利ギャップ	+0.48	+0.47	+0.06	+0.01
GDPギャップ 内需デフレーター 実質金利	+0.48	+0.49	+0.05	+0.00
GDPギャップ 輸入物価 CPI除く生鮮 金利ギャップ	+0.47	+0.44	+0.19	+0.02
GDPギャップ 輸入物価 CPI除く生鮮 実質金利	+0.46	+0.46	+0.20	+0.04
GDPギャップ 輸入物価 内需デフレーター 金利ギャップ	+0.48	+0.45	+0.16	+0.01
GDPギャップ 輸入物価 内需デフレーター 実質金利	+0.46	+0.45	+0.15	+0.02

b . インフレ率

変数の組み合わせ	1977.1~1986.4 vs 1991.1~2001.1			
	A	B	C	D
GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ	-0.12	-0.19	-0.14	-0.27
GDPギャップ CPI除く生鮮 実質金利	-0.09	-0.16	-0.20	-0.32
GDPギャップ 内需デフレーター 金利ギャップ	+0.01	+0.02	-0.25	-0.25
GDPギャップ 内需デフレーター 実質金利	+0.03	+0.00	-0.23	-0.23
GDPギャップ 輸入物価 CPI除く生鮮 金利ギャップ	-0.13	-0.10	-0.22	-0.27
GDPギャップ 輸入物価 CPI除く生鮮 実質金利	-0.08	-0.10	-0.25	-0.34
GDPギャップ 輸入物価 内需デフレーター 金利ギャップ	-0.04	+0.02	-0.23	-0.22
GDPギャップ 輸入物価 内需デフレーター 実質金利	-0.02	+0.02	-0.23	-0.21

(2) orderingの変更に対する頑健性

a . GDPギャップ階差

変数の組み合わせ	1977.1~1986.4 vs 1991.1~2001.1			
	A	B	C	D
GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ	+0.47	+0.45	+0.14	-0.02
GDPギャップ 金利ギャップ CPI除く生鮮	+0.46	+0.48	+0.16	+0.03
CPI除く生鮮 GDPギャップ 金利ギャップ	+0.48	+0.48	+0.16	-0.01
CPI除く生鮮 金利ギャップ GDPギャップ	+0.44	+0.40	+0.49	+0.03
金利ギャップ GDPギャップ CPI除く生鮮	+0.42	+0.37	+0.58	+0.05
金利ギャップ CPI除く生鮮 GDPギャップ	+0.43	+0.41	+0.58	+0.05
輸入物価 GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ	+0.48	+0.44	+0.24	+0.00
GDPギャップ 輸入物価 CPI除く生鮮 金利ギャップ	+0.47	+0.44	+0.19	+0.02

b . インフレ率

変数の組み合わせ	1977.1~1986.4 vs 1991.1~2001.1			
	A	B	C	D
GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ	-0.12	-0.19	-0.14	-0.27
GDPギャップ 金利ギャップ CPI除く生鮮	-0.05	-0.14	-0.15	-0.28
CPI除く生鮮 GDPギャップ 金利ギャップ	-0.12	-0.21	-0.12	-0.26
CPI除く生鮮 金利ギャップ GDPギャップ	-0.12	-0.20	-0.14	-0.30
金利ギャップ GDPギャップ CPI除く生鮮	-0.07	-0.15	-0.15	-0.25
金利ギャップ CPI除く生鮮 GDPギャップ	-0.08	-0.16	-0.16	-0.29
輸入物価 GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ	-0.13	-0.10	-0.21	-0.24
GDPギャップ 輸入物価 CPI除く生鮮 金利ギャップ	-0.13	-0.10	-0.22	-0.27

(3) lag lengthに対する頑健性

a . GDPギャップ階差

変数の組み合わせ	1977.1~1986.4 vs 1991.1~2001.1			
	A	B	C	D
GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ				
前半：1期、後半：1期	+0.45	+0.42	+0.08	-0.02
前半：2期、後半：2期	+0.47	+0.45	+0.14	-0.02
前半：3期、後半：3期	+0.38	+0.34	+0.59	+0.08

b . インフレ率

変数の組み合わせ	1977.1~1986.4 vs 1991.1~2001.1			
	A	B	C	D
GDPギャップ CPI除く生鮮 金利ギャップ				
前半：1期、後半：1期	-0.10	-0.17	-0.18	-0.29
前半：2期、後半：2期	-0.12	-0.19	-0.14	-0.27
前半：3期、後半：3期	-0.09	-0.15	-0.16	-0.35

- (注) 1 . orderingは、いずれも表の左にある変数から右にある変数の順。
 2 . 4変数VARでのシミュレーションにおいて、輸入物価指数のショックは、インフレ率（CPI、内需デフレータ）のショックと同時期のものを用いている。
 3 . (1) および (2) において、ラグの長さは、前半、後半とも2期。
 4 . シャドーは、本稿での「基本形」の定式化である。
 5 . GDPギャップ、インフレ率の単位は%。