

# 日本の90年代におけるフィリップス曲線

上智大学 経済学部助教授 竹田 陽介  
経済調査部門 主任研究員 小巻 泰之  
ykomaki@nli-research.co.jp  
経済調査部門 研究員 矢嶋 康次  
yyajima@nli-research.co.jp

## <要旨>

1. 本稿ではフィリップス曲線を取り上げ、90年代に日本銀行がいかなる経済環境に直面してきたのか、それは80年代までと比較してどのような特徴があるのかについて定量的に分析を行なっている。
2. フィリップス曲線は90年代に入り、これまでの右下がり曲線から水平化し、物価と生産の関係が不安定となっている。この状況につき定量的な分析をおこなった結果、
  - ① 物価決定においては、期待インフレ率の影響が他の変数よりも極めて大きい。
  - ② 90年代に入って、インフレ期待は不安定であるものの、企業はForward-Lookingな主体であるのに対して、家計はBackward-Lookingであり、経済主体によって期待形成が異なる。
  - ③ 90年代のデフレは供給ショックによってもたらされた、「良い物価下落」である可能性が高い。等が明らかとなった。
3. さて近年盛んに議論されている政策当局への「信認」(Credibility)の問題がある。ニュージーランドをはじめとして諸外国が導入している「インフレ・ターゲティング」制度は、望ましいインフレ率の達成を「物価の番人」としての中央銀行に義務付ける。その結果、理論的には、中央銀行に対する信認は高まり、人々の期待インフレは安定化される効果を有する。このとき、フィリップス曲線の形状は、Friedmanの長期フィリップス曲線に近づき、その傾きはより急になっていると考えられる。日本の場合、インフレ・ターゲティングの導入は見送られているが、1998年に施行された新日銀法の下でより独立性の高まった日銀は、物価の安定に以前より寄与していると推測される。データの蓄積とともに、フィリップス曲線の傾きと日銀の独立性との関係について実証することは、これからのお題の一つになる。



## 1. はじめに

日本の 90 年代は「失われた 10 年」と呼ばれる。戦後復興、高度成長の謳歌、二度の石油ショックからの迅速な回復、円高下の華々しい国際協調の舞台、国土を一変させたバブル景気。あれから一転、バブル崩壊を引き金に、日本の世界経済におけるパフォーマンスは、後退しつづける。多額の公共投資をつぎ込んでも甚だ心もとない足下の景気情勢は、国内外の心配の種である。引き続くデフレ傾向は、世界的に見ても稀であり、デフレ・スパイラルの様相さえ感じさせる。こうした 90 年代の停滞の一端は、いわゆる「経済失政」、とりわけ金融政策のあり方に帰せられる。新日銀法の下でより大きな独立性を確保した日本銀行の政策姿勢が、今問われている。

本稿は、金融政策を掌る日本銀行がこの 90 年代に、いかなる経済環境に直面してきたのか、それは 80 年代までと比較してどのような特徴があるのかについて、定量的に分析することを目的とする。

中央銀行が金融政策を運営する上での指標として、ここではフィリップス曲線を取り上げる。フィリップス曲線とは、1958 年 Phillips が英国で経験的に観測されると指摘した、インフレーションと失業率との負の相関関係を指す。以後、多くの国で同様の右下がりの関係が観察され、フィリップス曲線の存在は、インフレと生産量の双方の変動を小さくしたい中央銀行にとって、短期的な政策目標の間のトレード・オフを意味していた。

その後、合理的期待仮説に基づき、期待と現実が一致する長期において、フィリップス曲線は垂直になると Milton Friedman が指摘して以来、フィリップス曲線の傾きが議論的であった。しかしながら、Friedman や Phelps らの長期フィリップス曲線は、人々のインフレ期待によってシフトする性格をもつため、不完全にしか捉えられない期待の代理変数を用いる推計には、問題が指摘されてきた。日本では、浜田・黒坂の推計によれば、第一次石油ショック近辺におけるフィリップス曲線のシフトの可能性が指摘されているが、右下がりの短期のフィリップス曲線なのか、長期のフィリップス曲線が左右にシフトしているのかは、実証上区別することは困難であった (Observational Equivalence)。

こうしてフィリップス曲線への関心も 80 年代以降は薄らぎ、「フィリップス曲線は死んだ」とも言わされた。ところが、Larry Ball、Greg Mankiw、David Romer 各教授らの貢献に代表される「新しいケインジアン経済学」が注目を集めるにつれ、フィリップス曲線への再考が始まった。名目価格の硬直性を特徴とする新しいケインジアン経済学は、企業の価格設定が様々な理由によって硬直的になることを理論的に示した。その結果、伸縮的な価格の下では中立的である金融政策が短期的に

は、すなわち価格の硬直性が存在する間は、実質変数に影響を及ぼす効果があることになる。したがって、インフレと生産量との関係を表わすフィリップス曲線を、価格支配力を有する企業の価格設定式であると解釈すると、たとえ合理的期待形成を前提にしても、名目価格の硬直性のためにフィリップス曲線は垂直にはならず、右下がりの関係が想定される。

フィリップス曲線に対する新たな関心は、米国を始めとして多くの推計を生んでいる。しかしながら、日本における実証分析は、先の浜田・黒坂以降ほとんど見られず（例外は、Nishizaki=Watanabe(1999)、および肥後=中田（黒田）(1999)）、相変わらず「フィリップス曲線は死んだ」ままである。デフレ懸念が声高に叫ばれる中、日本の90年代におけるフィリップス曲線は、いかなる形状を現わしているのか、それは80年代までとはどのように異なるのか、そうだとすれば、なぜ変化したのか。フィリップス曲線の研究が、いま急がれる所以である。フィリップス曲線の形状は、マクロ経済環境の変化を表わす。その変化が金融政策の運営に与える含意は、現在の日本のマクロ経済にとって意義深いといえる。

本稿の特徴は、先行研究の成果を生かしながら、様々なケースに関してフィリップス曲線を推定することにある。推定に際し考慮する点は、以下の四点である。

第一に、一般物価水準として望ましい物価指標は何かという問題がある。長期にわたる系列が得られる物価指数としては、消費者物価指数(CPI)、卸売物価指数(WPI)、あるいは賃金指数がある。財の対象が異なるので、本来、使用する目的に応じて使い分けるべきである。しかし、米国の「Boskin委員会報告」と同様、白塚(1998)によれば、日本のCPIにも2%程度の上方バイアスがあると推計されているが、評価対象の品目替えなどについて不明確な点も存在する。また、日本における製造業とサービス業の労働生産性を比べると、前者の水準は相対的に高く、ばらつきが大きい。このことは、古くからの「生産性格差インフレ論」によれば、主に製造業の生産性を反映するWPIが、サービス業を反映するCPIに比べて、一貫して水準が低く、ばらつきが大きいことを意味する。データの動きも、それを支持している。その意味では、90年代に入ってサービス産業の比重が高まった日本企業の価格指標として、CPIが望ましいといえるが、上記の上方バイアスに関する疑問は残っている。したがって、本稿ではすべての指標を一様に扱うこととする。

第二の点は、期待形成に関わる問題である。合理的期待形成仮説の当否はともかく、何らかのサーベイ・データを用いて期待に関する変数を作成する必要がある。本稿では、代表的な測定方法であるCarlson=Parkin(1975)法を用いて、上記の各物価指標に対応する期待インフレ率を作成する。また、消費税の導入、税率の変更の影響を考慮するだけでなく、基調的な変動を捉るために「刈込式物価指標」も作成する。

第三は、需要ギャップの計測方法である。最も代表的なマクロ指標であるGDPギャップの計測方法には様々なものがある（日本開発銀行(1993)）。その中から、コブ=ダグラス型生産関数に基づく潜在GDPと Hodrick=Prescott (HP) フィルターを用いた均衡GDPの二つを用いる。また、財の需給ギャップと労働市場の需給ギャップとの関係を表わす「オーケン法則」が安定していると仮定し、「自然失業率」を用いた分析も行なう。自然失業率の計測には、HPフィルターを用いる方法と、U-V（失業－欠員）分析にしたがって均衡失業率として計測する方法の二通りを試している。さらに、失業率の代わりに、もうひとつの生産要素である資本ストックの稼働率に関する「自然稼働率」を計測している。非製造業の稼働率データは存在しない上、製造業においても情報関連生産の過小評価の問題が残る点を考慮して、適切な仮定の下でHPフィルターを用いた自然稼働率を推計している。

第四に、供給ショックの計測についてである。開放経済における「小国」のケースに典型的なよう、海外からの輸入物価の外生的なショックは、交易条件の変化を通じて供給条件に実質的な影響を与えると考えられる。とりわけ、生産要素の多くを海外からの輸入に依存してきた日本の企業にとって、石油ショックに代表される輸入物価の変化は正しく供給ショックであった。しかし、円高の浸透を背景にして、いわゆる「価格革命」や海外直接投資の激化、現地生産化による国内生産の空洞化は、供給ショックとしての輸入物価の影響を減少させていると指摘される。こうした変化が実際見られるかどうかを調べる。

以上の点を踏まえ、本稿は90年代の物価水準、とりわけ昨今のデフレを巡る問題に焦点をあてる。従来、日本のインフレに関しては、それが「コスト・プッシュ」型なのか、「ディマンド・プル」型なのかについて、盛んに議論されてきた。しかしながら、現在のデフレに関する議論では、デフレが「良い物価下落」なのか、「悪い物価下落」なのかが、焦点となっている。前者は、社会的に望ましい生産性の上昇によるデフレであるのに対して、後者は、デフレ期待が現実のデフレを生む、いわゆる「デフレ・スパイラル」が生産を圧迫しているという懸念を表わす。本稿では、90年代の物価水準を決めているのは、一体どちらであるのかを明らかにしたい。

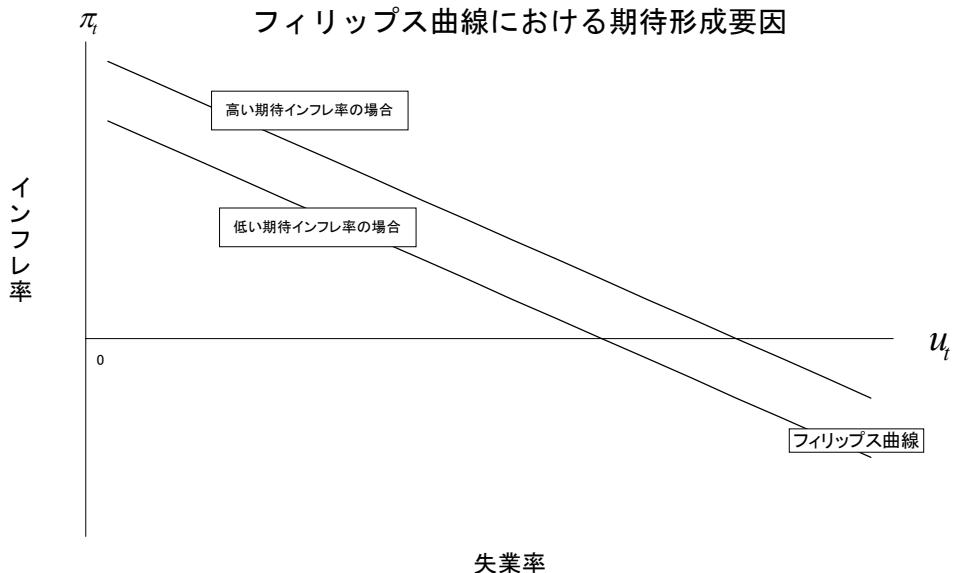
本稿の構成は次の通りである。まず第2章においては、本稿で取り扱うフィリップス曲線のモデルを提示する。続いて第3章では、各種サーベイ・データから計測される期待インフレ率を算出する。第4章では、需給ギャップについて考察する。第5章では、供給ショックである輸入物価指数について検討を加える。第6章では、実証分析の結果を提示し、最後に第7章で、結論と今後の課題について述べる。

## 2. フィリップス曲線の定式化

本稿で採用するフィリップス曲線の定式化は、次の式で表わされる。今期のインフレ率 $\pi_t$ は、来期のインフレ率に対する今期の期待値 $\pi_{t+1}^e$ 、および一期前の現実値 $\pi_{t-1}$ の加重平均（ウェイトが $\rho$ ）、失業率 $u_t$ の自然失業率 $u_t^N$ との乖離に比例する部分、さらに供給ショックを表わす $\varepsilon_t$ によって決定される。

$$\pi_t = \rho \pi_{t+1}^e + (1-\rho) \pi_{t-1} + \alpha(u_t - u_t^N) + \varepsilon_t \quad \cdots \text{①}$$

この定式化は、多くの点で一般的であり（Mankiw (1999)）、大きく分けて3つの構成要素、期待形成・需給ギャップ・供給ショックから成る。以下、それぞれについて図を用いながら説明する。

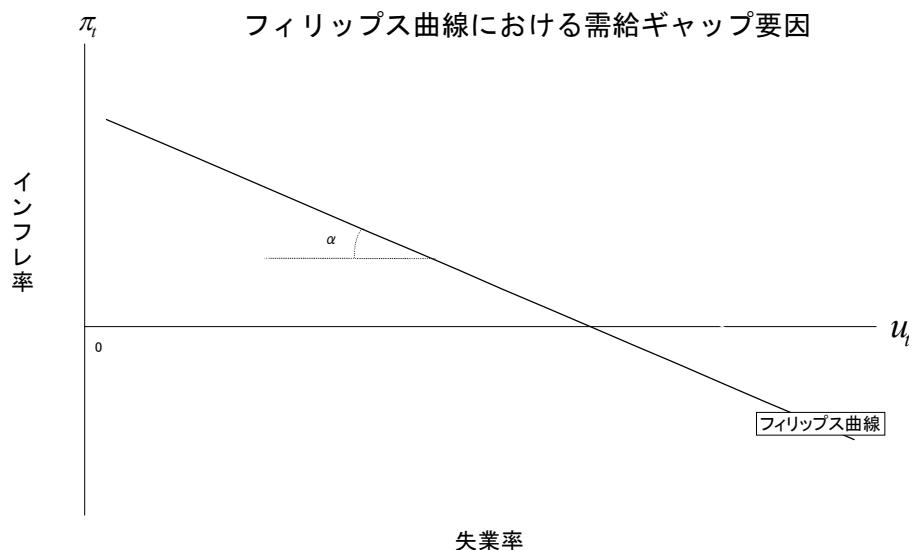


第一の期待形成要因は、「新ケインズ経済学」の先駆的な論文、Taylor (1977) の Staggered Pricing の考え方に基づく。Taylor は、現実の価格（賃金）決定がすべての産業あるいは企業で一斉に行われることではなく、部分的にしか改定されない事実に着目した。ある産業（企業）は、過去に決められた別の産業（企業）の物価（賃金）水準、および今後決定される他産業（企業）の物価（賃金）水準、その両方を見ながら、価格（賃金）決定を行なう。価格（賃金）決定の時点は、産業（企業）間で「ジグザグ（Stagger）」している。ここでは、今期のインフレ率が、来期のインフレ率に関する合理的期待と前期の現実値の加重平均に等しいと仮定する。加重 $\rho$ は、ひとつの産業（企業）の価格（賃金）決定にとって、過去の情報（Backward-Looking）に対して将来の予想（Forward-Looking）が相対的に重要である程度、あるいは Forward-Looking な企業のマクロ経済に占める割合を示している。別に解釈すれば、過去の現実値が使われる理由として、適応的期待（Adaptive Expectation）

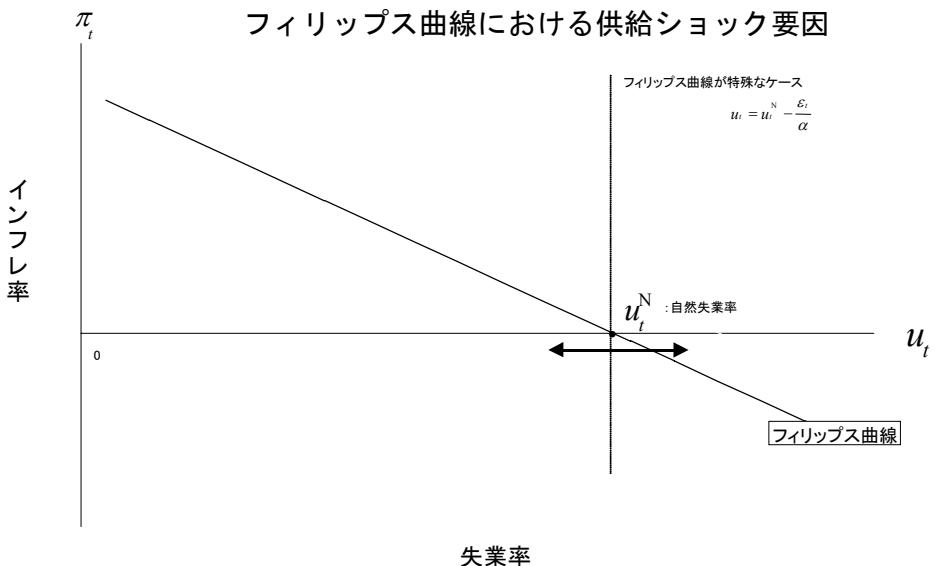
の特殊ケースを考えることもできる。以下の適応的期待の定式化において、本期のインフレ期待が過去の現実値と等しい、すなわち

$$\pi_t^e - \pi_{t-1}^e = \vartheta(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e)$$

現実からの期待の反応速度を表わす係数  $\vartheta$  が 1 に等しい特殊ケースがあてはまる。この Backward-Looking な産業（企業）、ないし適応的期待をいだく産業（企業）の存在が、価格の硬直性の原因であると考える。いずれにせよ、上図において期待形成要因は、フィリップス曲線の上下のシフトを表わす。



第二の需給ギャップ要因は、失業率が自然失業率より下がるに従って、インフレが亢進することを意味し、インフレと自然失業率からの乖離に間に存在するトレード・オフ関係を表わす。上図では、フィリップス曲線の傾きが  $\alpha$  に等しいことになる。Friedman の長期フィリップス曲線においては、傾きが無限大になっている。



第三に供給ショックを考える。供給ショックは、企業ないしマクロ経済全体の生産関数における生産性に対するショックを表わし、通常永続的な(Permanent)効果を有すると考えられる。ここでは、供給サイドで決まってくる自然失業率の、生産性ショックによって引き起こされる変動を表わす。上図において、フィリップス曲線は、ゼロ・インフレの場合に成立する自然失業率（いわゆる N A I R U）の点を通るが、N A I R U自体が永続的な生産性ショックによって左右に変動していくことになる。

これら三つの要素を総合してはじめて、フィリップス曲線を描くことができる。この一般的な定式化は、次の特殊なケースも想定している。もしすべての産業（企業）の期待形成要因が適応的期待ではなく、合理的期待形成によってなされる場合、期待と現実とが一致する長期において成立するフィリップス曲線は、 $u_t = u_t^N - \frac{\varepsilon_t}{\alpha}$  となり、上図にあるように、自然失業率において垂直で、供給ショックの影響のみを受ける状態となる。

さらに、近年の「新しいケイジアン経済学」の立場からは、フィリップス曲線は、不完全競争下における個別企業の価格設定行動を表わしている。例えば、差別化された財の市場において独占力を有する企業は、取引企業の扱う生産財の価格動向（期待形成要因）、自らの製品の需給動向（需給ギャップ要因）、及び自らの製品の生産性（供給ショック）を考慮しながら、価格を決定すると解釈することができる。以下、それぞれの要因について計測していく。

### 3. Carlson-Parkin 法によるインフレ期待の測定

本章では、インフレ期待である  $\pi_t^e$  の測定を行なう。インフレ期待は不観測データであるが、Carlson-Parkin (1975) 法を利用することによって算出可能である。Carlson-Parkin 法は、インフレ率のような経済変数の変化の予想に関して「上がる」とか「下がる」といった質的なサーベイ調査とそのインフレ率の実績値が与えられている場合、その変数の社会全体としての平均的な予想値を作成する方法である（具体的な算出方法は補論 1 を参照）。本稿では、インフレ率実績値として消費者物価、国内卸売物価、賃金上昇率の 3 種類について、それぞれに有用なサーベイ調査を利用し、期待インフレ率を計測する。

#### (1) 消費者物価に対する期待インフレ率

消費者物価に対する期待インフレ率を測定するために以下のサーベイ調査とデータを利用した。

- ・質的なサーベイ調査：内閣府「消費動向調査」中の「物価の上がり方」<sup>(1)</sup>
- ・インフレ実績値：総務省「消費者物価指数」の前年比<sup>(2)</sup>

消費者物価指数は財・サービスのレベルにより、その動きはかなり異なる（図表 1 参照）。そこで本稿では、消費者物価指数の小区分により、①総合、②持ち家の帰属家賃を除く総合、③生鮮食品を除く総合、④持ち家の帰属家賃及び生鮮食品を除く総合、⑤商品サービス分類（商品）の 5 種類の消費者物価レベルについてそれぞれ期待インフレ率を計測した。また基調的な変動を捉るために、上記の①～⑤について消費税の影響を時系列手法（X12-ARIMA<sup>(3)</sup>）により取り除いた系列、さらには刈込式物価指数<sup>(4)</sup>を作成し、それらについてもそれぞれ期待インフレ率を計測（合計 11 系列）した。

<sup>(1)</sup> 内閣府「消費動向調査」所収。その中の項目である「物価の上がり方」が今後半年間（1991 年第 1 四半期以前は 1 年間）に今よりも高くなると思うかという質問に対し、「低くなる」、「やや低くなる」、「変わらない」、「やや高くなる」、「高くなる」という 5 つの回答があり、そのウェートが掲載されている。

<sup>(2)</sup> 正確には、消費動向調査の先行き見通し期間が 1991 年第 1 四半期以前と第 2 四半期以降で変化している（1991 年第 1 四半期以前は「今後 1 年間の物価の上がり方」を尋ねているのに対し、第 2 四半期以降は「今後半年間の物価の上がり方」を尋ねている）ことから 1991 年第 1 四半期以前は前年比とし、1991 年第 2 四半期以降は半年前対比年率換算値としている。

<sup>(3)</sup> X-11 には、①時系列の末端部分においては、後方移動平均により季節変動の推計を行っているため、新規データを追加すると直近の季調済系列が大幅に改定されてしまう、②異常値や曜日変動などが原系列に混入している場合、移動平均によって季節変動を適切に抽出できないなどの問題があった。X-12-ARIMA は、これらを是正した移動平均型季節調整法である。図表 3 は消費者物価指数から消費税の影響（89 年の消費税導入、97 年の消費税の引き上げ）を排除したものと原系列との比較を示したものである。

<sup>(4)</sup> 刈込式物価指数は、一部の品目で大幅な相対価格変動が生じた場合、その影響を受けにくいとの特徴を有する。具体的には本稿では、消費者物価の品目別に前年比系列で、変動の激しい上下 15% の刈り込みを行なって刈込式物価指数を作成している（図表 2 参照）。

## (2) 国内卸売物価に対する期待インフレ率

国内卸売物価に対する期待インフレ率を測定するために以下のサーベイ調査とデータを利用した。

- ・質的なサーベイ調査：日本銀行「企業短期経済観測調査」中の「製品価格判断（製造業）」
- ・インフレ実績値：日本銀行「卸売物価指数」 四半期ベースの前期比年率換算値<sup>(5)</sup>（総平均）

国内卸売物価指数は財が中心でそれほど区分により動きに差がないことから、国内卸売物価指数と、時系列により消費税の影響を除いた系列の合計2系列について、期待インフレ率を計測した。

## (3) 賃金に対する期待インフレ率

賃金上昇率に対する期待インフレ率を測定するために以下のサーベイ調査とデータを利用した。

質的なサーベイ調査：内閣府「消費動向調査」中の「収入の増え方」<sup>(6)</sup>

インフレ実績値：厚生労働省「毎月勤労統計」（賃金常用指数・事業所規模30人以上 現金給与総額産業計）の前年比<sup>(7)</sup>

図表4～9が、計測された期待インフレ率とインフレ率の実績値との比較である。消費者物価の期待インフレ率は、長期で見れば70年代後半のオイルショックを除けば、安定した推移となっている。バブル時期、消費税の導入（89年）、引き上げ（97年）に若干上昇しているが、総じて見れば0～2%程度のプラスの推移となっている。

国内卸売物価の期待インフレ率は、消費者物価と同じように、オイルショック時に上昇しているが、円高が恒常に進んでいることもあり、ゼロないし若干のマイナスの推移が続いている。

実際の物価と期待インフレ率の推移を見ると、消費者物価の期待インフレ率は実際の消費者物価に対して先行している一方、国内卸売物価の期待インフレ率は国内卸売物価の動きとほぼ同時となっている。

賃金に対するインフレ率もオイルショック後は、0～5%程度で落ち着いていたが、90年に入り、マイナスとなる場面も見られる。特に98年以降は期待インフレ率が恒常にマイナスとなっている。

<sup>(5)</sup> 日銀短観の製品価格判断DIの対象期間（先行き見通し期間）が向こう1四半期であるため。

<sup>(6)</sup> 内閣府「消費動向調査」所収。その中の項目である「収入の増え方」が今後半年間（1991年第1四半期以前は1年間）に今よりも大きくなると思うかという質問に対し、「大きくなる」、「やや大きくなる」、「変わらない」、「やや小さくなる」、「小さくなる」という5つの回答があり、そのウェートが掲載されている。

<sup>(7)</sup> 正確には、消費動向調査の先行き見通し期間が1991年第1四半期以前と第2四半期以降で変化している（1991年第1四半期以前は「今後1年間の収入の増え方」を尋ねているのに対し、第2四半期以降は「今後半年間の収入の増え方」を尋ねている）ことから1991年第1四半期以前は前年比とし、1991年第2四半期以降は半年前対比年率換算値としている。

## 4. 需給ギャップの測定

需給ギャップは最も代表的なマクロ変数である。しかしながら、需給ギャップの計測については多くの分析者に支持を得ている決定版がない。需給ギャップの計測方法には様々なものがある。これは、需給ギャップ自体が不観測変数であることから、計測での前提の置き方や計測に利用する変数などにより、様々な結果がでてくるためである。

まず、過去の先行研究で利用してきた計測方法についてサーベイを行い、本論で利用する計測方法を示す。

### (1) 需給ギャップの定義

本論の分析目的である、物価の動きを規定する大きな要因の一つに、総需要と総供給の関係で決まる需給ギャップがある。需給ギャップは次のように定義される。

$$\text{需給ギャップ}(\%) = \frac{\text{現実のGDP} - \text{潜在GDP}}{\text{潜在GDP}}$$

需給ギャップは好景気の時は現実のGDPが潜在GDPを上回り需給ギャップはプラスとなる。一方、景気低迷期には、現実のGDPが潜在GDPを下回り需給ギャップはマイナスとなる。また、この需給ギャップとインフレーションの関係を過去の景気循環でみると景気拡大局面の後期から景気後退局面の初期にかけてインフレ率が高まる一方、景気後退が長引くにつれてインフレ率が低下している。需給ギャップとインフレーションには正の相関があることが経験的に知られている。

ただし、需給ギャップの計測をする場合、潜在GDPの測定が問題となる。経済全体の供給能力である潜在GDPを捉えることは容易ではないことから、需給ギャップの値についてはかなり幅をもって考えなくてはならない。以下では、まず潜在GDPの定義を整理し、需給ギャップの計測手法についての問題点を整理する。

### (2) 潜在GDPの定義と計測上の問題点

需給ギャップは、現実のGDPと潜在GDPの乖離率として定義される。しかしながら、潜在GDPの定義をどのように考えるかにより、得られる結果は異なってくる。

潜在GDPを「潜在生産能力に対応したGDP」と定義すれば、資本を完全に稼動させ、労働を完全雇用した場合、つまり生産要素をフル稼動させて得られる生産の上限を意味することとなる。生産要素のフル稼働とは、一般的には稼働率は中長期的に維持達成可能な正常水準であり、

失業率は均衡失業率の状態を意味する。

しかし、資本や労働の平均的な稼動状況は、上述のような稼働率や均衡失業率とは異なるため、平均的な稼働の下で達成されるGDPの水準は「潜在生産能力に対応したGDP」の水準と異なることとなる。これを「平均的な稼動状況に対応したGDP（平均GDP）」と定義できる。このように、潜在GDPをどのように定義するかにより、得られる結果は異なってくる。

しかも、生産要素の統計に計測誤差があると、ソロ一残差（実質GDPのうち資本や労働によって説明できない部分）からTFP（total factor productivity、全要素生産性）をうまく推計できなくなり、潜在GDPやGDPギャップの推計に歪みを発生させる可能性がある（鎌田・増田（2000））。特に、日本の場合は、非製造業の資本稼働率に関する統計がなく、これがGDPギャップの推計を歪める可能性がある。実際の分析では、非製造業の資本稼働率を100%に固定した上で計測する例が多い。

また、90年代後半にはIT革命のような技術革新が進展の中で、既存の資本ストックの陳腐化が急速に進み、この結果、短期的に供給能力の伸び率がさらに低下した可能性が指摘できる。また、企業が構造調整を進める中で、求められる労働の質が変わり、労働需給のミスマッチが拡大したことが、GDPギャップの均衡水準を低下させる方向に働いた可能性についても指摘されている。この結果、真のGDPギャップは、一般的にイメージされている潜在成長率から考えられるよりも、小さめであった可能性が高い（早川・前田（2000））。

### （3）需給ギャップ計測における問題点

GDPギャップの計測方法には各種フィルタリング等の統計的手法に基づいてGDPのトレンドからの乖離を算出する方法や、経済の動きの理解を伴うマクロ生産関数を用いて潜在的な供給能力を測定し、現実のGDPとの乖離を算出する方法など様々なものがある。マクロ生産関数は背後にある経済の動きを理解しやすいことから一般に利用される方法である。生産関数にもいくつかの類型がある。その問題点などを整理してみる。

#### （a）コブ＝ダグラス型

$$Y = \gamma e^{\lambda t} (K)^\alpha (L)^{1-\alpha}$$

ただし、Y：生産量、K：稼動資本、L：稼動労働、 $\gamma$ ：効率パラメータ、 $e^{\lambda t}$ ：技術進歩パラメータ、 $\alpha$ ：分配パラメータ

マクロ生産関数としては、わが国では労働、資本、全要素生産性からなるコブ＝ダグラス型の生産関数が成立していることが知られている。日本経済の現況（平成12年版）など、多くの分析で利用されている。しかし、稼動資本、稼動労働にどのデータを利用するのか、技術進歩を

生産関数にどのように反映させるのか、が問題となっている。特に技術進歩では、定数を与えて推計するものもみられるなど、技術進歩率をどのように見込むかで得られる結果が異なってくる。

(b) CES型

$$Y = \gamma e^{\lambda} [\delta K^{-\rho} + (1-\delta)L^{-\rho}]^{-(1/\rho)}$$

ただし、Y：生産量、K：稼動資本、L：稼動労働、 $\delta$ ：分配パラメータ、 $\rho$ ：代替の弾力性パラメータ

コブ＝ダグラス型と同様、どのデータを利用するのか、推計方法で間接推計法で行っていることなどが計測処理で難しい問題となってくる。

(c) トランスログ型

$$\ln Q = \alpha_0 + \alpha K \ln K + \alpha L \ln L + \alpha E \ln E + \alpha TT + \frac{1}{2} \alpha KK (\ln K)^2 + \frac{1}{2} \alpha LL (\ln L)^2 + \frac{1}{2} \alpha EE (\ln E)^2 + \frac{1}{2} \alpha TTT^2 + \alpha KL \ln K \ln L + \alpha KE \ln K \ln E + \alpha LE \ln L \ln E + \alpha KTT \ln K + \alpha LTT \ln L + \alpha ETT \ln E$$

ただし、Q：産出量、K：稼動資本、L：稼動労働、E：エネルギー、T：タイムトレンド

同定式化は取り扱いが難しく、制約条件を満たすように価格シェアをどのようにするのか、推計方法が間接推計法のため処理で難しい。

CES型やトランスログ型で必要とされる条件（労働の限界生産力が賃金に、資本の限界生産力が資本ストックに等しい）が満たされているとは限らないので、本稿では、コブ＝ダグラス型のマクロ生産関数によって労働、資本を最大限活用した場合の潜在GDPと実際のGDPとの乖離をGDPギャップとする方法と②HPフィルターという手法を採用した。

HPフィルターとは、Hodrick and Prescott (1980)において示された手法である。具体的には以下の式を最小にするように原系列を成長成分 $g_t$ と循環成分 $c_t$ に分解する手法である。

$$MIN_{\{g_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_t - g_{t-2})]^2 \right\}$$

図表10、11がそれぞれの方法により算出されたGDPギャップである。これを見ると、2つの算出によりその水準が大きく異なることが分かる。マクロ生産関数を用いた方は、GDPギャップが計測期間の75年以降マイナスであるのに対し、HPフィルターを利用したものは79年後半、90年代前半のバブル期、97年頃は、現実実質GDPが潜在GDPを上回る状況となっている。しかし2つの系列をトレンドしてとらえた場合、80年代前半以前は動きが違うが、そ

れ以降は大きな振幅については類似している。

さて、上記のような需給ギャップとインフレーションの正の相関関係は、「オーケン法則」を利用すれば労働市場の需給ギャップとインフレーションの負の相関関係に変換することが可能である。

つまり、一般に労働市場の需給ギャップは

$$\text{労働市場の需給ギャップ} = \text{現実の失業率} - \text{均衡失業率} \text{ (自然失業率)}$$

で定義される。また、需給ギャップと労働市場の需給ギャップとの間には、オーケン法則として次の関係が成立している。

$$\text{需給ギャップ} = -\eta \times (\text{労働市場の需給ギャップ})$$

$$\text{ただし } \eta > 0$$

つまり、本稿で取り扱うモデル①は

$$\pi_t = \rho \pi_t^e + (1 - \rho) \pi_{t-1} + \beta(GDPGAP_t) + \varepsilon_t \quad \cdots ②$$

に変換される。財市場の需給ギャップのケース②でも、労働市場の需給ギャップにした①式でも、期待インフレ率、供給ショックの係数は同じであり、計量分析上どちらのタイプで推計してもよい。

しかし、黒坂・浜田（1984）らによって日本においては、このオーケン係数 $\eta$ が極めて不安定であることが示されている。そこで本稿では、①と同様に②のモデルも分析対象とする。したがって、需給ギャップの時と同様に労働市場の均衡失業率（自然失業率）の計測が必要となる。

#### （4）労働市場のギャップの計測

労働市場の均衡失業率についても潜在GDPと同様にいくつかの考え方があるが、本稿では、①U-V<sup>(8)</sup>分析によるものと、②HPフィルターに基づいて失業率のトレンドからの乖離を算出する方法の2種類を算出した。図表12が現実失業率とU-V法、HP法による均衡失業率の推移を示したものである。現実失業率は70年代から徐々に上昇している。バブル期に一時低下しているが、その後は急激に上昇し、足元では5%近辺に達している。HP法による均衡失業率は現実失

<sup>(8)</sup> 失業率U（unemployment）と未充足欠員数V（vacancy）を比較して不完全労働市場の摩擦的失業率を推計する方法（具体的な算出方法は補論2を参照）。

業率の動きとほぼ同じとなっている。しかしU-V法による均衡失業率は、70年代前半、バブル期を除いて、ほぼ現実失業率を下回っており、さらに足元では現実失業率との大きな乖離が生じている。

### (5) 稼働率の推計

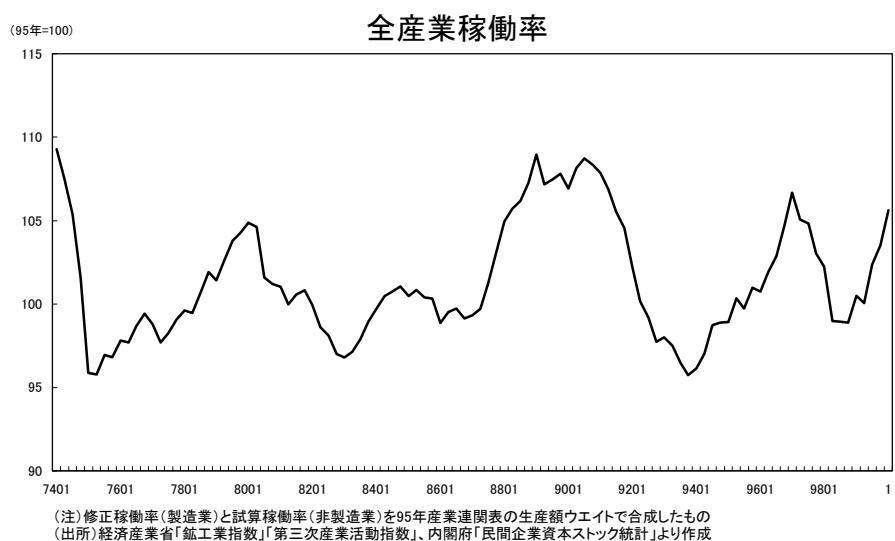
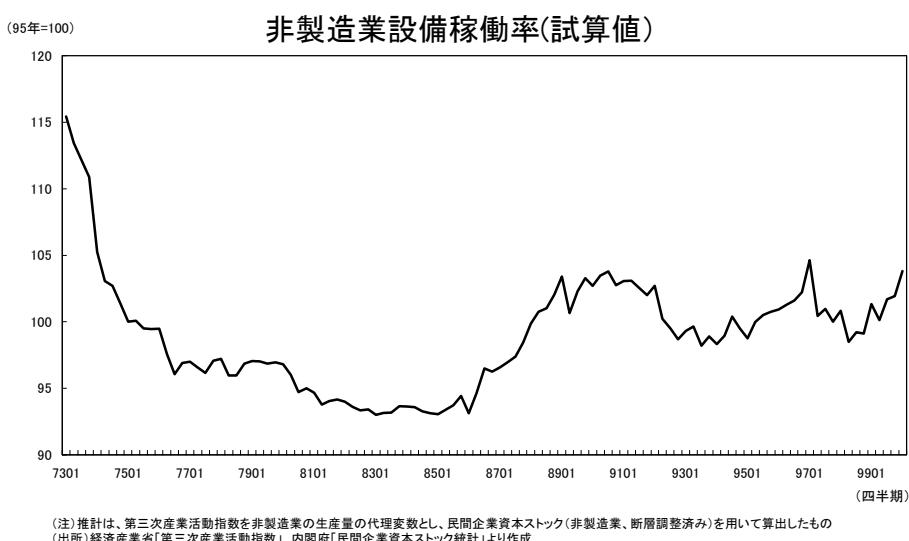
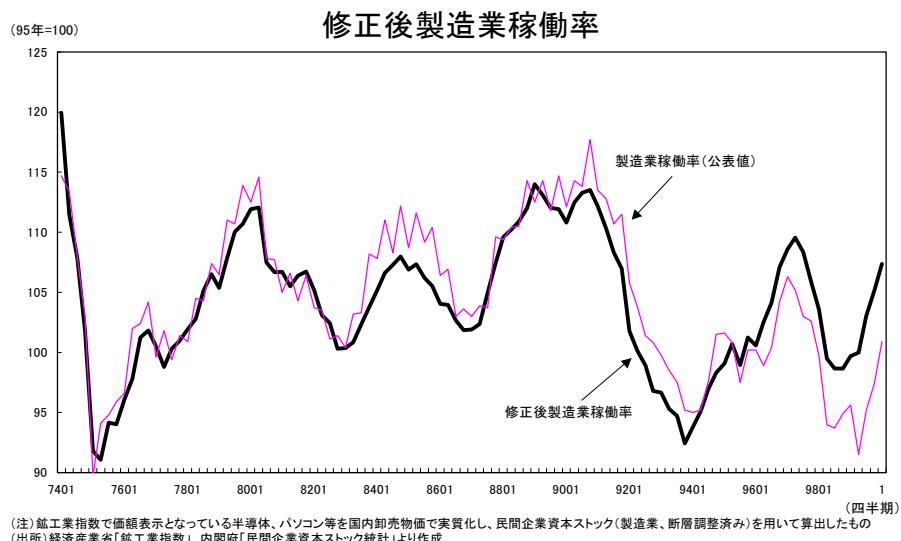
#### (a) 製造業稼働率の再推計、非製造業稼働率の試算

稼働率に関する統計では、製造業で通商産業省・製造工業稼働率指数があるが、非製造業の稼働率データは存在しない。この結果、先行研究では以下の方法により全産業ベースの稼働率として利用してきた。

- ① 非製造業の稼働率と製造業の稼働率が同じと考える  
—Needs の日本経済モデル等
- ② 非製造業の稼働率を 100% として推計  
—平成 12 年版日本経済の現況、等
- ③ 非製造業の所定外労働時間を稼働率として代用  
—平成 7 年版日本経済の現況、等

また、製造業の稼働率の基礎統計である生産指数では、コンピューター、半導体等が価額表示で構成されており、最近の情報化関連の生産動向を過小に推計している可能性がある。この点は、平成 8 年経済白書でも指摘された。

そこで、本稿は、製造業の稼働率では生産指数面で情報関連生産を工業統計等から数量ベースに置きかえ、非製造業の生産指数として『第三次産業活動指数』を用い、ともに資本ストック（調整後）を用いて算出した。なお、稼働率自体の推移が下方トレンドをもっていることから、トレンドを除去した。



### (b) 潜在稼働率の推計

先行研究では、「資本ストックをフル稼動させた場合」として過去最大の稼働率指数（レベル）を用いる場合と、平均的な稼働率を用いる場合が最も多い。しかし、時系列モデルの手法により不観測変数である潜在稼働率を求めようとする試みもみられる。

#### ① 過去の最大値

—平成3年版経済白書、等

#### ② 非製造業の稼働率を100%として推計

—平成12年版日本経済の現況、等

#### ③ インフレを加速しない稼働率（NAICU、Non-Accelerating Inflation Capacity Utilization）

—日本開発銀行「調査」第171号（93年5月）、等

NAICUの推計方法

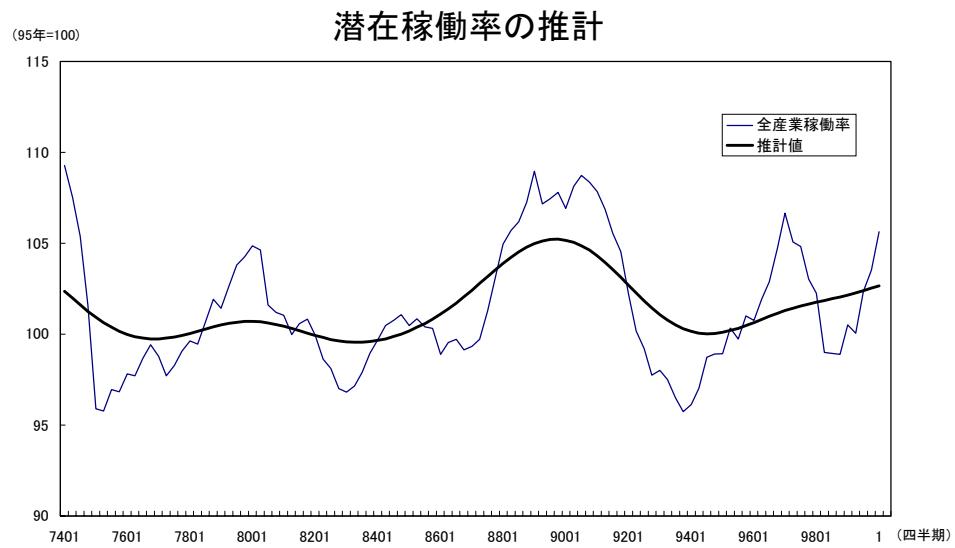
$$\Delta^2 \ln(\text{物価}) = \alpha \Delta^2 \ln(\text{物価})_{t-1} + \beta (\text{稼働率}_t - \text{NAICU}_t)$$

$$\text{NAICU}_t = \text{NAICU}_{t-1} + \varepsilon_t$$

でカルマンフィルターにより推計

#### ④ 時系列モデルのフィルター利用

ここでは、HPフィルターを利用した。



(注)推計値とは、全産業稼働率をHPフィルターをかけたもの

(出所)経済産業省「鉱工業指数」「第三次産業活動指数」、内閣府「民間企業資本ストック統計」より作成

## 5. 供給ショック要因

供給ショックとは、石油価格、為替レートの変動による外生的ショックである。この外生的ショックを表わす経済変数として輸入物価が利用される。過去の輸出入物価の推移を見ると、外的なショックである原油価格、為替の変化があったときは輸出入物価も大きく変化していることが分かる（図表13参照）。例えば、70年代の第一次・第二次石油危機の状況では、原材料調達コストが上昇し供給曲線が上方にシフトする一方、交易条件の悪化が総需要を減退させるため物価の上昇と所得の減少が生じた。湾岸戦争（90～91年）やこのところの原油価格上昇の影響も程度は小さいにしても、こうした枠組みを通じて国内物価の低下に影響している。こうして、原油価格の変動や為替の動向により輸入物価を通じて国内物価に波及することが度々経験してきた。

しかし、技術革新の進展は、90年代を通じて、電子機器などの関連する財の価格を低下させ、物価の低下圧力として働き続けている。さらに、技術革新は、新しい技術を導入する産業が拡がることによって一段の生産性の向上に繋がれば、さらに物価の低下圧力として働くことも考えられる。実際、最近では流通面での構造変化を側面から促すといった効果もみられている。

また、90年代には、円高の浸透に伴って、海外直接投資の進展、海外での現地生産化を通じて、国内産業の空洞化が引き起こされた。国内の物価高が是正され、内外価格差が縮小するという物価水準の調整過程として、「価格破壊」「良い物価下落」といわれる状況も現出している。これらの結果、80年代以前にみられたような供給ショックの影響が低下してきている可能性が指摘できる。

## 6. 実証分析結果

### ● 使用データと加工方法

本章では、第3、4、5章で計測された、期待インフレ率、需給ギャップ、供給ショックを用いて、本稿の基本モデルである①式あるいは②式の推計を行なう。

$$\pi_t = \rho\pi_{t-1} + (1-\rho)\pi_{t+1}^e + \alpha(GAP_t) + \beta(SHOCK_t) + u_t$$

(ただし  $u_t$  は誤差項)

という形である。ここで、

$\pi_t$  はインフレ率の実績値、

$\pi_t^e$  は期待インフレ率、

$GAP_t$  は需給ギャップ（または労働市場の需給ギャップ）、

*SHOCK*, はショック要因（輸入物価指数、前年比）、

$\rho, \alpha, \beta$  は各説明変数の係数

となっている。推計にあたり使用したインフレ率実績値、期待インフレ率、需給ギャップの定義ならびに記号は以下の通りである

### ● 使用実績物価と合理的期待インフレ率

物価					期待インフレ率
					消費税の影響除き
国内卸売物価	WPI1A	国内卸売物価指数	前期比年率換算	×	EWPI1A
	WPI1B	"	前期比年率換算	○	
消費者物価	CPI1A	総合	前年比	×	ECPI1A
	CPI1B	"	前年比	○	ECPI1B
	CPI2A	持ち家の帰属家賃を除く総合	前年比	×	ECPI2A
	CPI2B	"	前年比	○	ECPI2B
	CPI3A	生鮮食品を除く総合	前年比	×	ECPI3A
	CPI3B	"	前年比	○	ECPI3B
	CPI4A	持ち家の帰属家賃及び生鮮食品を除く総合	前年比	×	ECPI4A
	CPI4B	"	前年比	○	ECPI4B
	CPI5A	商品	前年比	×	ECPI5A
	CPI5B	"	前年比	○	ECPI5B
	CPI6A	刈込式物価	前年比	×	ECPI6A
賃金上昇率	WAGE	国内卸売物価指数	前期比年率換算	-	EWAGE

(注1) CPI、ECPI、WAGE、EWAGEは1991年第2四半期以降は半年前比年率換算

### ● 需給ギャップ

需給ギャップ			物価との関係で期待される符号条件
GAP1	労働市場のギャップ①	失業率(実績値)-HPフィルターの成長成分	マイナス
GAP2	労働市場のギャップ②	失業率(実績値)-(U-V分析による均衡失業率)	マイナス
GAP3	GDPギャップ①	実質GDP(実績値)-HPフィルターの成長成分 HPフィルターの成長成分	プラス
GAP4	GDPギャップ②	実質GDP(実績値)-潜在実質GDP 潜在実質GDP	プラス
GAP5	稼働率ギャップ①	稼働率(実績値)-HPフィルターの成長成分 HPフィルターの成長成分	プラス
GAP6	稼働率ギャップ②	稼働率(非製造業を加味した)-HPフィルターの成長成分 HPフィルターの成長成分	プラス

(注1) 失業率、GDP、稼働率とも実績値は季調値

ギャップは、2種類の需給ギャップと2種類の労働市場における需給ギャップの計4種類を計測している。ギャップの定義上GAP1、2は係数がマイナス、GAP3、4は係数がプラスとなることが予想される。

これらの説明変数から最小2乗法により推計した結果が図表14、15、16である。また図表17、18、19が推計期間を90年代に限って行なった結果である。

## ● 推計結果

推計の結果、以下の点が明らかとなった。

### (1) 期待形成を導入したフィリップス曲線の条件

図表 14、15、16 は、データが利用可能な 70 年代中頃（消費者物価の期待インフレ率は 74 年第 2 四半期から、国内卸売物価は 77 年第 2 四半期から）から現在までの期間でみた、フィリップス曲線の推計結果である。

国内卸売物価は決定係数の低さもあるが説明変数の G A P が符号条件を満たしていないなどフィットがよくない。一方、消費者物価は基本モデルが概して有意となっている。基本モデルが有意となっている消費者物価がどのような影響を受け決定されているかを見ると、適応的、合理的期待形成による期待インフレ率の説明力が最も高く、その次に供給ショック、最後に G A P となっている。G A P では労働市場の需給ギャップよりも G D P の需給ギャップの方が、あてはまりがいい。

消費者物価の中身をより細かく見ると、①原系列（C P I A 系列）の方が、物価の基調的な動き（X-12ARIMA 等で消費税の影響を排除した（C P I B 系列）系列や、刈込式物価（C P I 6））よりも決定係数が高い。②財・サービスの区分では、一般に公表されている消費者物価の区分である総合（C P I 1）、食料品除き（C P I 3）の方が人々の観測が難しい他の系列よりもフィットがいいとの実証結果となっている。

### (2) 90 年代になり変化する期待形成

図表 17、18、19 は上記推計で期間を 90 年代としたものである。全期間で基本モデルが有意であった消費者物価でも 90/1～99/4 四半期の 90 年代は、国内卸売物価指数と同様に、決定係数が 0.9 台から 0.8 台に大幅に低下している。この全期間に比べて 90 年代のフィットが低下している。

消費者物価で注目される点は、期待インフレ率の係数である。本稿での定式化では、過去のインフレ値と将来のインフレ予想の係数は両者の和が 1 となるとしているが、本来的には、両者はともに正であると考えられる。しかし、消費者物価の係数を見ると C P I 1 B、C P I 2 B、C P I 5 B で将来のインフレ予想の係数がマイナスとなっており、90 年代に入り期待形成のメカニズムが変化していることが伺える。

### (3) 経済主体により異なる期待形成

期待インフレ率を作成するために本稿で使用したサーベイ調査は、消費者物価の対象が「家計」

であり、国内卸売物価が「企業」である。その点から消費者物価は「家計の期待形成パターン」、国内卸売物価は「企業の期待形成パターン」として解釈することも可能である。

そのような観点から今回の結果を見ると、サーベイ調査が異なるため、両者の絶対比較は難しいものの、期待形成のパターンにおいて、家計は過去のインフレ値の割合が高く（CPI（-1）の係数の方がECPIの係数よりも大きい）、企業は将来のインフレ予想の割合が高い（EWPの係数の方がWP（-1）の係数よりも大きい）と言える。

#### (4) 消費税の影響

消費税の影響を含んだ指数（被説明変数の末尾にAが付く、例えばCPI1Aなど）の場合と取り除いた指数（末尾にB）の場合を比較すると、全期間に関しては、前者の場合、GAP変数が有意ではないのに対して、後者の場合、GAP変数が符号条件を満たし有意であることがわかる。一方、90年代に関しては、逆に消費税の影響のある場合に、GAP変数が符号条件を満たし有意になり、供給ショックが有意でなくなるのに対して、消費税の影響を除くと、GAP変数が有意でなく、供給ショックが有意になり、一期ラグの値の係数が1を超える。このように、消費税の影響の有無によって、推計結果が著しく異なる。

#### (5) フィリップス曲線の水平化

GAPの係数について全期間と90年代の推計を比べると、たとえば、全期間の消費者物価の場合、失業率ギャップ、GDPギャップのケースにおいて、傾きはそれぞれ、マイナスの0.5から0.6、およびプラスの0.02から0.23の間の値で有意であるのに対して、90年代の場合、数少ない例外を除いて係数は有意でない。このことは、90年代のフィリップス曲線が水平化していることを示している。

#### (6) 高まる価格（賃金）の硬直性

価格（賃金）の硬直性を表わす係数 $\rho$ については、90年代に入って上昇したケースがほとんどである。とりわけ、消費税の影響を取り除いた場合には、値が1を超えるようになった。したがって、90年代において名目価格（賃金）は、硬直性を増しているといえる。

#### (7) 供給ショックとしての輸入価格の影響減退

供給ショックの係数については、全期間の推計ではひとつの例外もなく、正で有意であるのに対して、90年代の結果は、有意でないケースの数が有意であるケースを上回っている。このことは、90年代に入って、輸入価格が企業の価格設定行動に及ぼす影響が下がっていることを意味している。背景に、円高の浸透に伴う国内生産の空洞化があるのは、確かであると考えられる。

#### (8) デフレは「良い物価下落」である

消費税の影響を除いた場合に着目すると、90年代の物価水準を決めている主な要因は、インフレ率の一期ラグと供給ショックであることがわかった。このことは、昨今のデフレが、デフレ・スパイラルの中にあるとする「悪い物価下落」説を退け、生産性の高まりによる「良い物価下落」である可能性が高いことを意味している。

### 7. 結論と今後の課題

本稿で定式化したモデルによってフィリップス曲線を推計し、以下の結果を得た。①傾きの係数について消費者物価のケースでは多くの場合に有意である、②基調的な動きよりもより原系列の方が、また総合指数や生鮮食品を除いた指数など、人々が観測しやすい（公表数値として発表されているもの）データの方が、あてはまりが良い、③物価決定においては、期待インフレ率の影響が他の変数よりも極めて大きい、④企業は Forward-Looking な主体であるのに対して、家計は Backward-Looking であり、経済主体によって期待形成が異なる、⑤90年代においてインフレ期待は不安定である、⑥同じく90年代になって価格（賃金）の硬直性は高まっている、⑦90年代に入ってフィリップス曲線は水平化している、⑧90年代の国内生産の空洞化によって供給ショックとしての輸入価格の影響は減退した、⑨消費税の影響を取り除いたケースによれば、90年代のデフレは供給ショックによってもたらされた、「良い物価下落」である可能性が高い、等が明らかとなった。

以上のように多くの含意をもつ本研究であるが、それぞれの結果について研究をさらに発展させる余地を残している。

ひとつは、産業別のフィリップス曲線の推計である。本稿は、日本におけるフィリップス曲線の決定要因が期待形成にあるが、家計と企業とではその効果が異なることを明らかにした。また、供給ショックとしての輸入価格の影響は、90年代になり減退していることもわかった。しかし、マクロ経済全体をひとつの産業連関として捉えると、産業には、海外からの輸入に依存する「川上産業」から、より消費者に近い「川下産業」まで存在する。各産業毎のフィリップス曲線を推計することによって、本稿で得た上記の結論がいかなる産業で妥当するものか、より詳細になると考えられる。

もうひとつのテーマとして、近年盛んに議論されている政策当局への「信認」(Credibility)の問題がある。ニュージーランドをはじめとして諸外国が導入している「インフレ・ターゲティング」制度は、望ましいインフレ率の達成を「物価の番人」としての中央銀行に義務付ける。その結果、理論的には、中央銀行に対する信認は高まり、人々の期待インフレは安定化される効果を有する。このとき、フィリップス曲線の形状は、Friedman の長期フィリップス曲線に近づき、その傾きはよ

り急になっていると考えられる。日本の場合、インフレ・ターゲティングの導入は見送られているが、1998年に施行された新日銀法の下でより独立性の高まった日銀は、物価の安定に以前より寄与していると推測される。データの蓄積とともに、フィリップス曲線の傾きと日銀の独立性との関係について実証することは、これから研究テーマの一つになる。

その他のテーマは、1972年における「雇用機会均等法」の制定を契機とした女子労働力の影響についてである。従来、女子労働は「縁辺労働力」として機能し、景気が良くなると、労働市場に参入し、悪くなると労働意欲を喪失し、労働力としては退出することによって、日本の低い失業率の背景となってきたと言われる<sup>(9)</sup>。しかし、「雇用機会均等法」の制定を契機として、女性が縁辺労働力から常用労働力として定着してきたことで、日本における自然失業率自体、構造変化を起こしていることが考えられる。この変化は、フィリップス曲線の推定に影響する。自然失業率からの乖離とGDPギャップとの関係を表わす「オーケン法則」の変化とともに、さらに研究する余地がある。

さらに、春闘の機能の変化についても考察することが可能である。日本の春闘のマクロ経済における役割を指摘した Taylor(1977)以来、日本の賃金水準ひいては物価水準が諸外国に比べて硬直性(Stickiness)が小さいのは、労働市場における春闘の果たす役割が大きいことが知られている。年に一回、主な産業に属する労働組合が一斉に交渉に入る春闘という形態は、賃金交渉の時点を同一化(Synchronization)する。通常、賃金改定は、これまでに妥結された他産業、他企業の賃金水準、および今後決められる予定の賃金水準の双方に依拠するが、春闘の場合には、新しい賃金水準が過去に決められた賃金水準によって影響を受けにくくなる。つまり、賃金水準の硬直性が減少する。しかしながら、近年における春闘の形骸化は、賃金水準を伸縮化させるという役割の終わりを意味する。したがって、フィリップス曲線において、インフレの期待形成における将来のインフレ期待の役割がより小さくなりつつあると考えられる。今後の研究に残された課題である。

---

<sup>(9)</sup> 野村正實『雇用不安』(1998年)。

## 補論1 Carlson=Parkin 法

インフレ率のような1つの経済変数の予想についてサーベイ・データが与えられているときに、対象となる集団の平均予想インフレ率とその集団内の予想インフレ率に関する分散の推定値（インフレ・リスク）を与える方法が、Carlson=Parkin 法である。以下に Carlson=Parkin 法の概略を説明する

Carlson=Parkin 法では2つの大きな仮定が置かれている。

- a 各主体とも、 $t$ 期におけるインフレ率の騰落を感知する一定の臨界点 $\delta_t$ を有しており、これは各主体間で共通である
- b 期待インフレ率に関して、各主体における主観的確率分布の中央値の全体についての分布は、正規分布  $N(\mu_{p,t}, \sigma_{p,t}^2)$  に従う

これらの仮定の下で各主体間の期待インフレ率  $\mu_{p,t}$  およびインフレ・リスク  $\sigma_{p,t}^2$  は正規分布関数の性質から次の①、②式で与えられる。

$$\textcircled{1} \quad \phi\left(\frac{p_t + \delta_t - \mu_{p,t}}{\sigma_{p,t}}\right) = 1 - A_t$$

$$\textcircled{2} \quad \phi\left(\frac{p_t - \delta_t - \mu_{p,t}}{\sigma_{p,t}}\right) = B_t$$

$p_t$  : 現実のインフレ率

$\phi(\cdot)$  : 累積正規分布関数

$A_t$  : 「物価が上がる」と回答した人の割合

$B_t$  : 「物価が下がる」と回答した人の割合

①、②式は  $\mu_{p,t}$  と  $\sigma_{p,t}^2$  について解くことができるので、 $\alpha_t = \phi^{-1}(1 - A_t)$  および  $\beta_t = \phi^{-1}(B_t)$  とすると③、④式が与えられる。

$$\textcircled{3} \quad \mu_{p,t} = p_t - \delta_t \frac{\alpha_t + \beta_t}{\alpha_t - \beta_t}$$

$$\textcircled{4} \quad \sigma_{p,t} = \frac{2\delta_t}{\alpha_t - \beta_t}$$

臨界点  $\delta_t$  については合理的期待仮説  $(E(q_t | \Omega_{t-1}) = \mu_{p,t}, \text{var}(q_t | \Omega_t) = \sigma_{p,t}^2)$  を仮定し、下の⑤～⑦式を用いて計算した。ただし  $q_t$  は今後1年間のインフレ率の平均値、 $\Omega_{t-1}$  は過去のインフレ率からなる情報集合である。

$$\textcircled{5} \quad \delta_t = \frac{C_t + \sqrt{C_t^2 + 16D_t}}{8}$$

$$⑥ \quad C_t = \frac{\sum_{k=m}^t (q_k - p_k)(\alpha_k^2 - \beta_k^2)}{t-m+1}$$

$$⑦ \quad D_t = \frac{\sum_{k=m}^t (q_k - p_k)(\alpha_k - \beta_k)^2}{t-m+1}$$

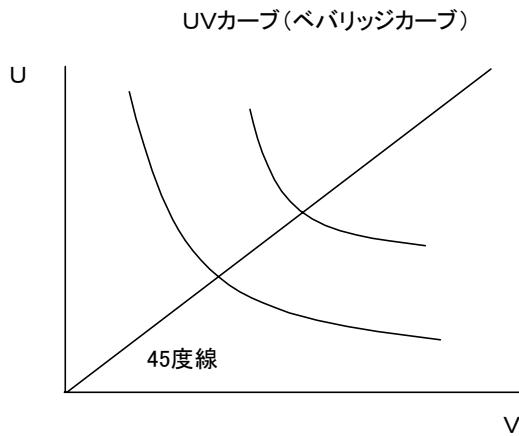
$m: \Omega_{t-1}$ が何期までの過去のインフレ率の情報を含むかの尺度

この手順により期待インフレ率の計測を行なった。

## 補論2 U-V分析による 均衡失業率の計測について

労働市場需給のミスマッチを実証的に理解する上で代表的なツールがU-V分析である。

求人（V : vacancy）を横軸に求職（U : unemployment）を縦軸にとると下図のように右下がりの曲線が描ける。



U-V分析によればUVカーブ（ベバリッジ・カーブ）と45度線との交点の失業率が経済全体では求職と求人が同数あるにも関わらず現実には求職活動をおこなっているという意味でミスマッチによる失業と理解する。この交点をU-V分析の均衡失業率（自然失業率または潜在成長率）と呼ぶ。

労働省などは、失業（U）に雇用失業率を欠員（V）に欠員率を用い1967年から93年のデータを単回帰で推計しUVカーブを推定し均衡失業率を試算している。本稿ではこの労働省による均衡失業率を自然失業率としている。

労働省による具体的な算出方法を以下に示す。（平成12年版 労働白書）

### 1. U-V曲線の推計

雇用失業率と欠員率の季節調節四半期系列を使用して、次式を推計した。

$$\ln(u) = \alpha + \beta \cdot \ln(v)$$

$u$ :雇用失業率、 $v$ :欠員率

但し、時代区分はCUSUMテスト、CUSUMQテストを参考に、構造変化の状況を検討し安定的な形状が考えられる期間を以下の通りに特定。

推計期間	$\alpha$	$\beta$	$\bar{R}^2$	S.E.	D.W.
①1967/1～75/4	1.355(10.66)	-0.554(-5.34)	0.59	0.06	1.99
②1983/1～89/4	1.707(22.18)	-0.511(-6.26)	0.89	0.03	1.92
③1990/1～93/4	1.473(14.30)	-0.411(-4.21)	0.87	0.02	1.20

(注) カッコ内はt値

## 2. 均衡失業率の算出

上記推計結果を用いて、次式により均衡失業率を算出（94/1四半期以降は③で推計した結果を利用）。 $u$ と $v$ が等しくなる失業率（均衡雇用失業率）を $u^*$ として

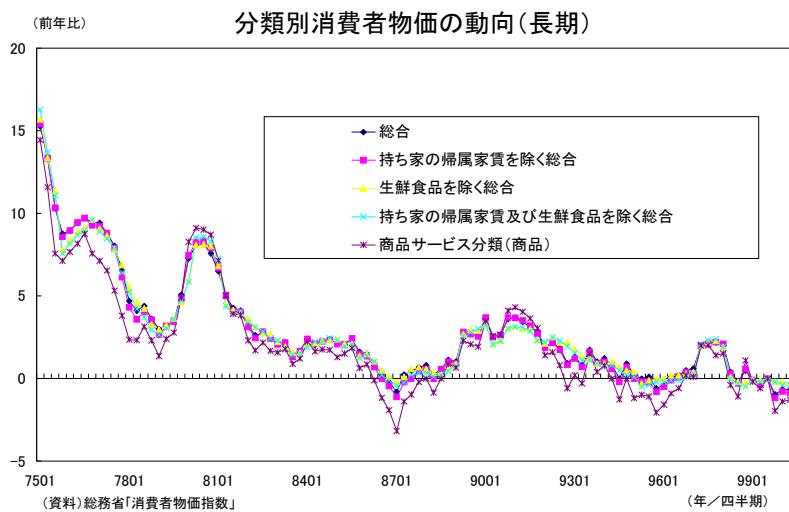
均衡失業者数を $U$ とすると、雇用者数 $Y$ 、就業者数 $E$ より就業者数ベースに換算した均衡失業率 $u^{**}$ は

$$U = \frac{Y}{100 - u^*} \times u^*$$

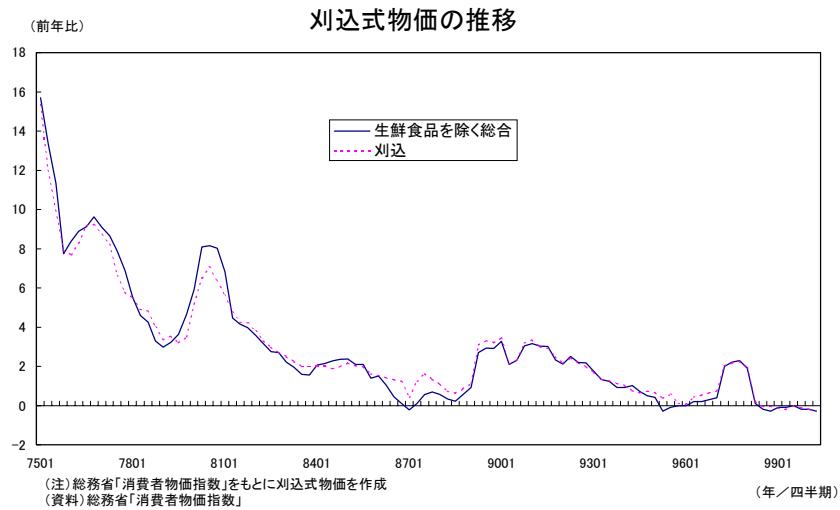
$$u^{**} = \frac{U}{E + U} \times 100(\%)$$

として算出される。

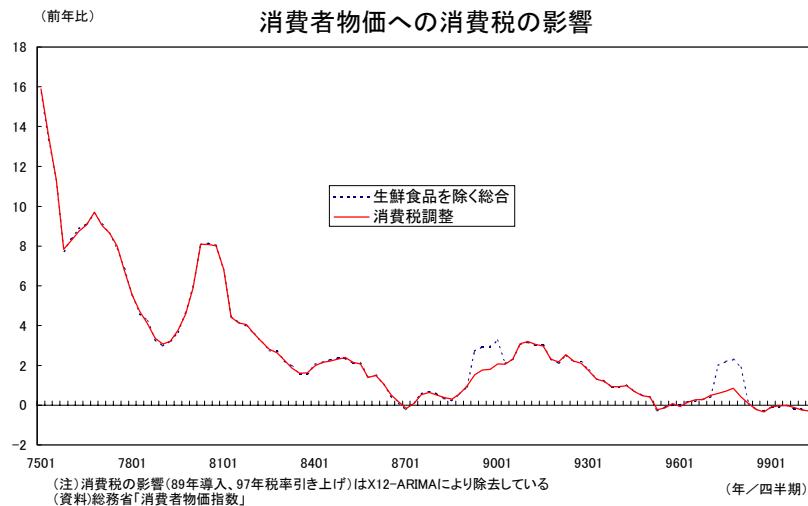
図表－1



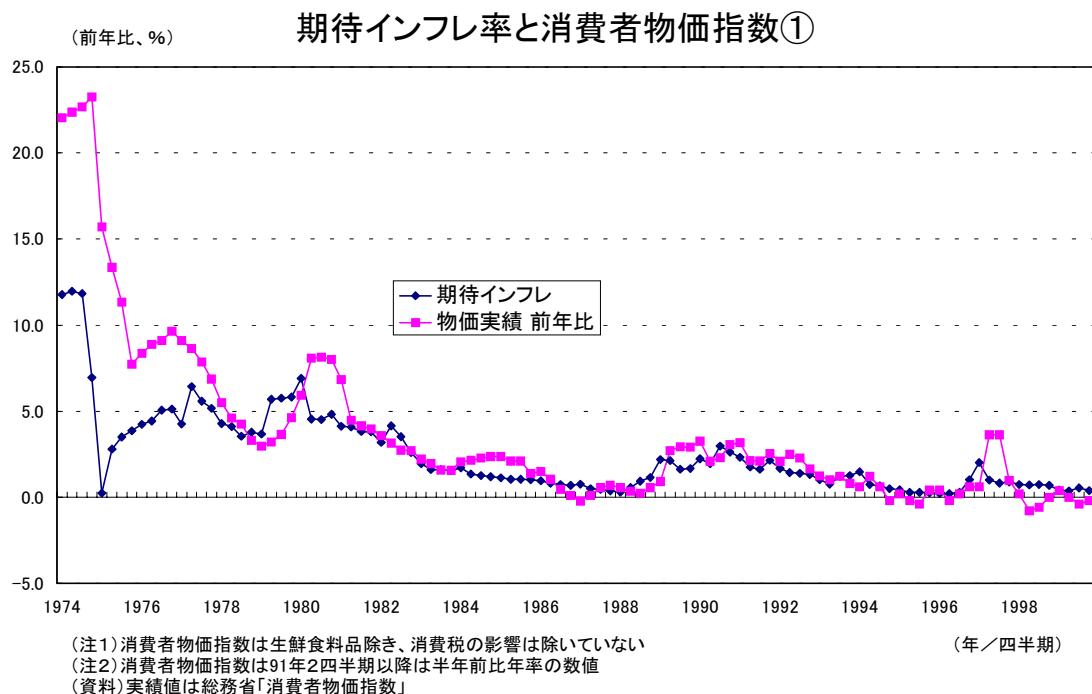
図表－2



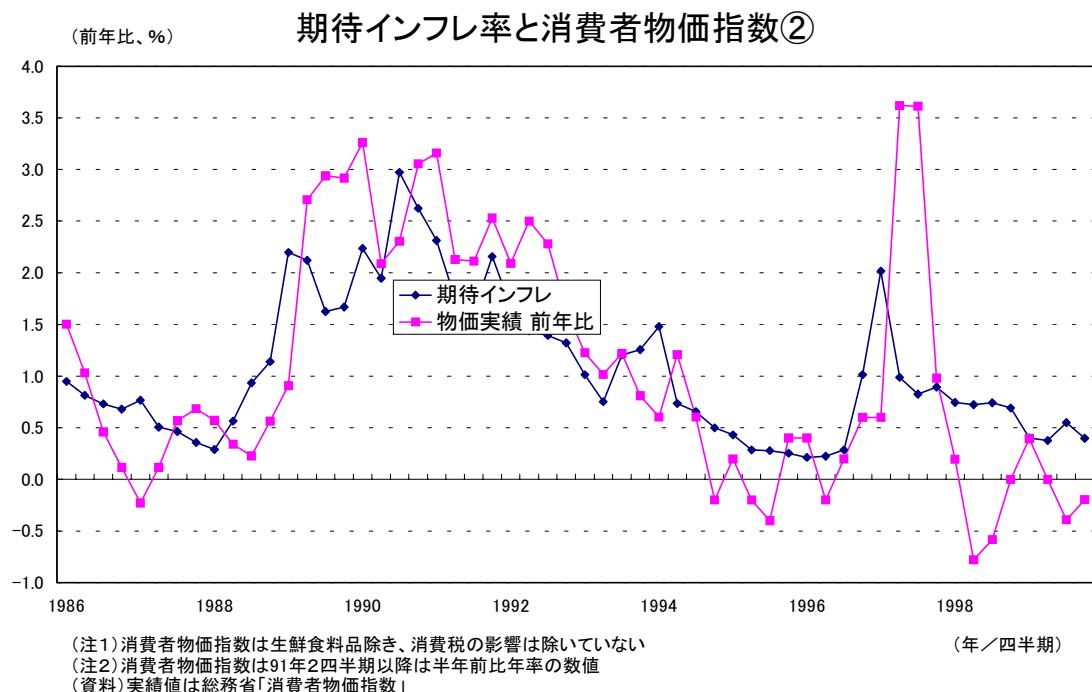
図表－3



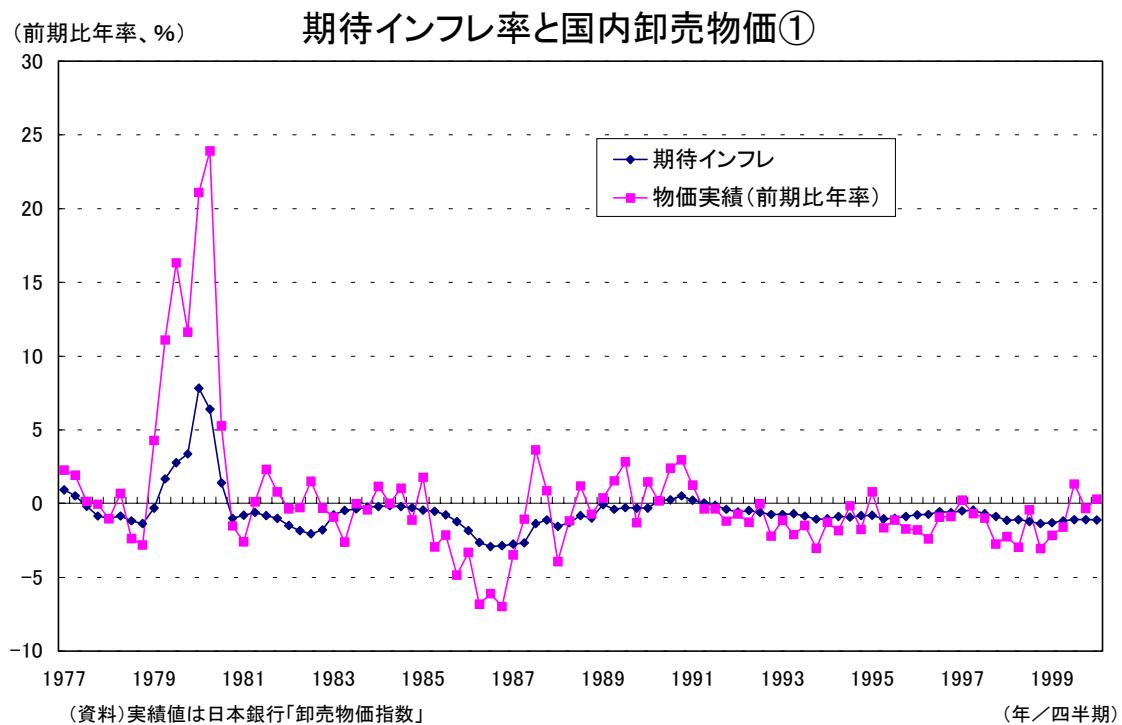
図表－4



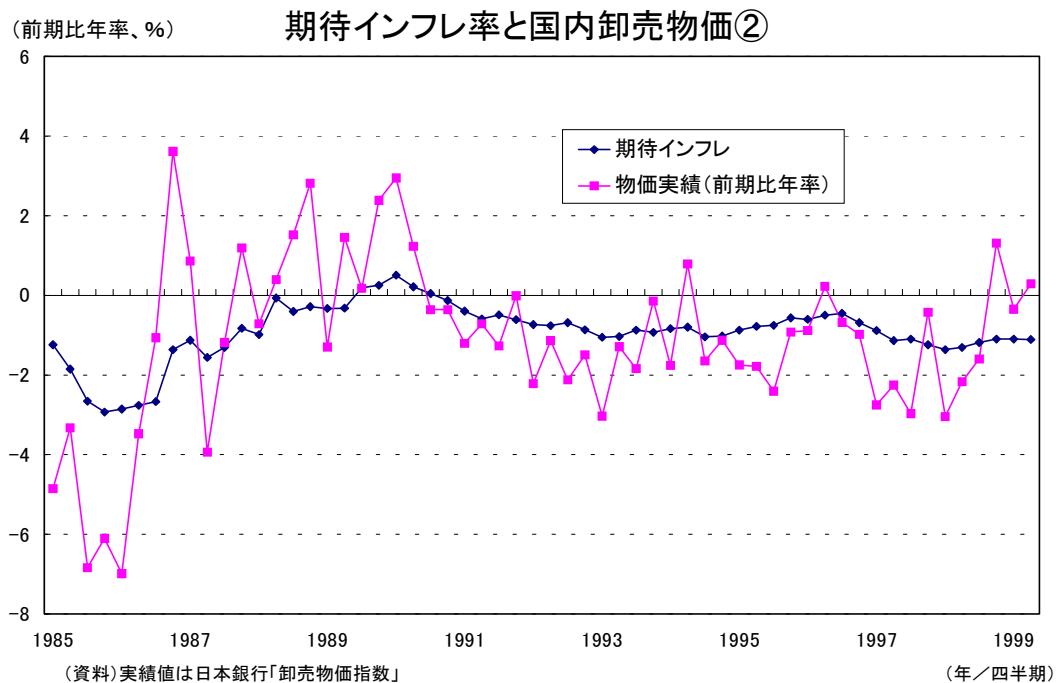
図表－5



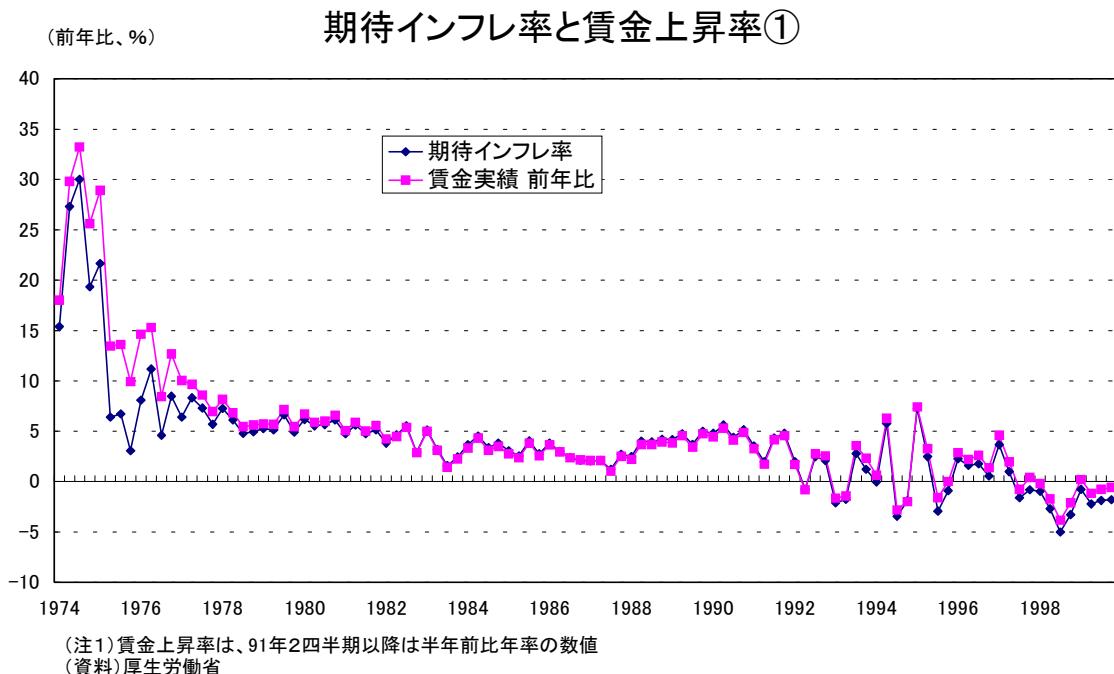
図表－6



図表－7

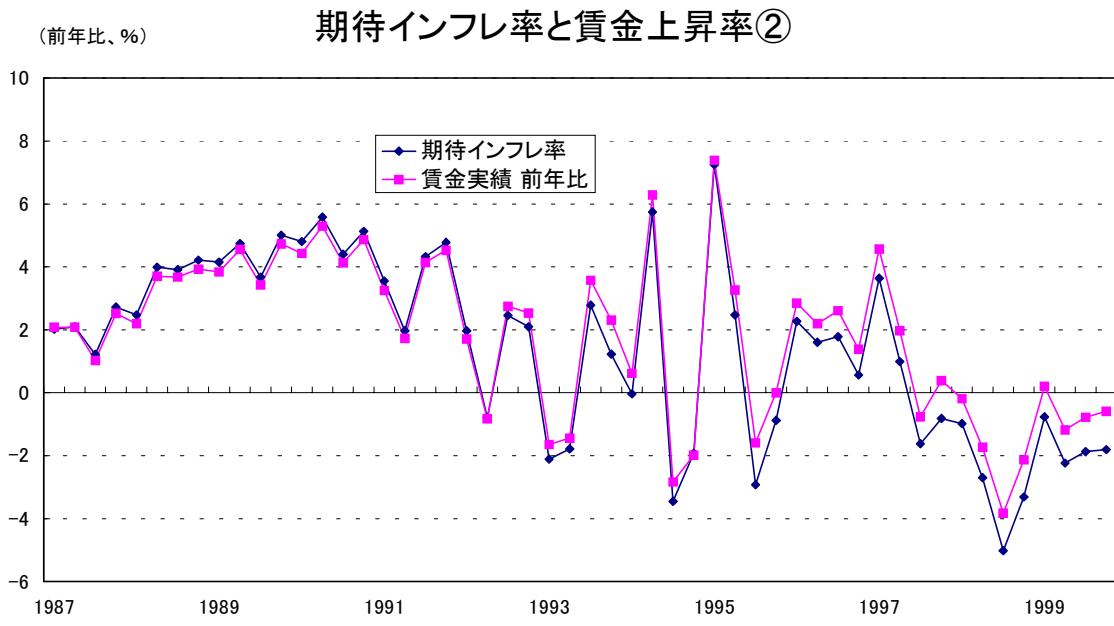


図表－8



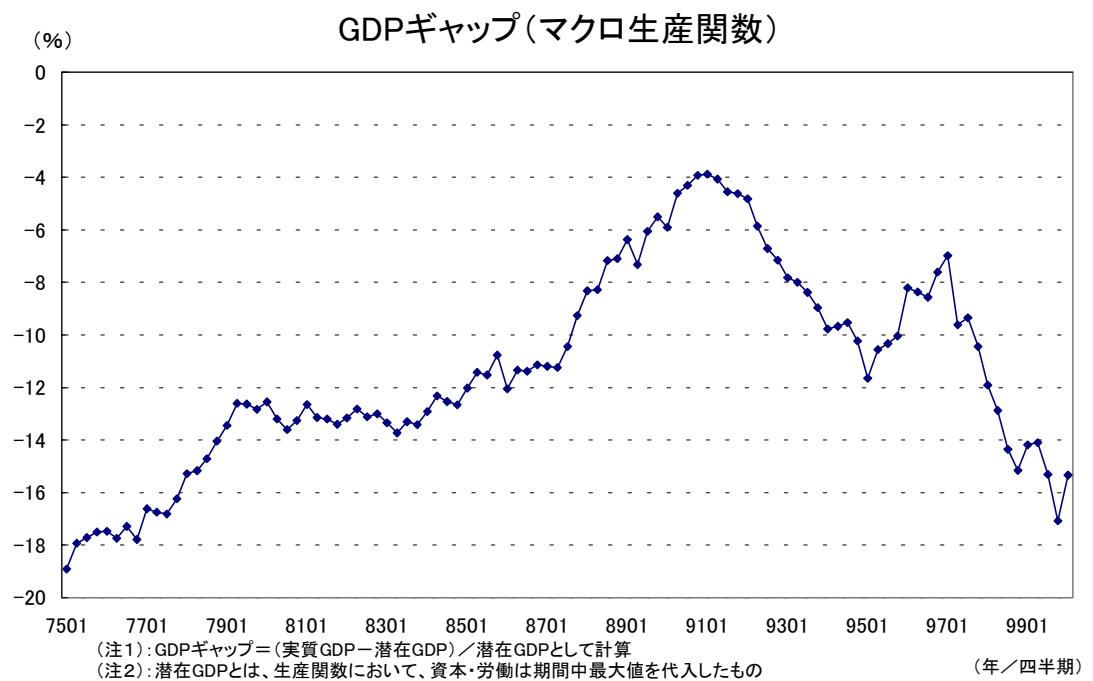
(注1)賃金上昇率は、91年2四半期以降は半年前比年率の数値  
(資料)厚生労働省

図表－9

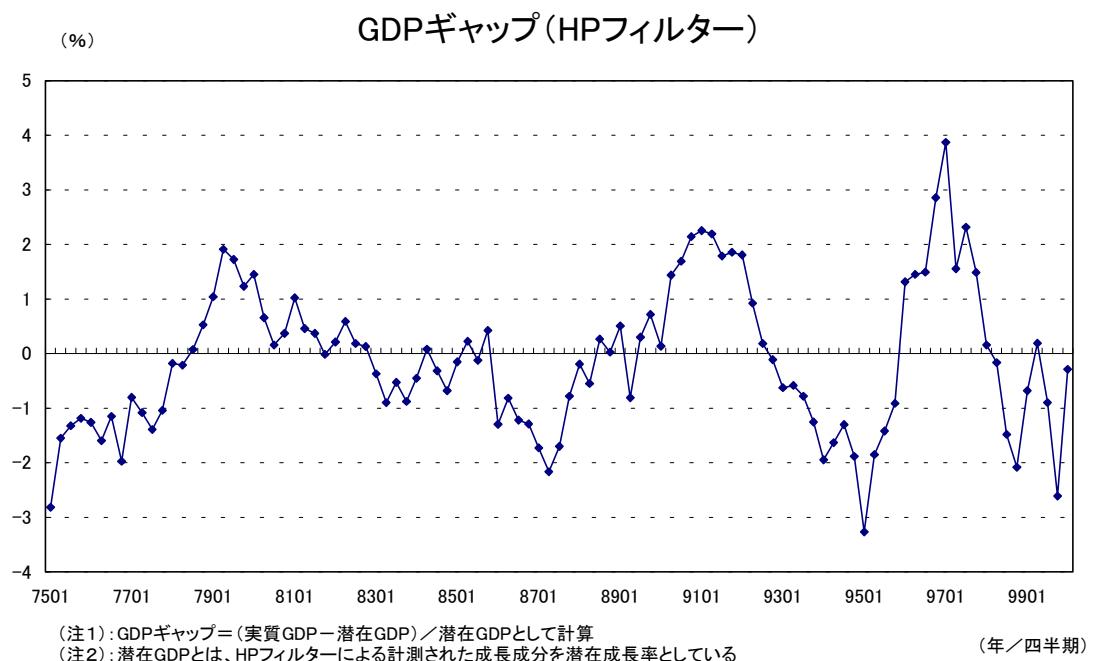


(注1)賃金上昇率は、91年2四半期以降は半年前比年率の数値  
(資料)厚生労働省

図表-10

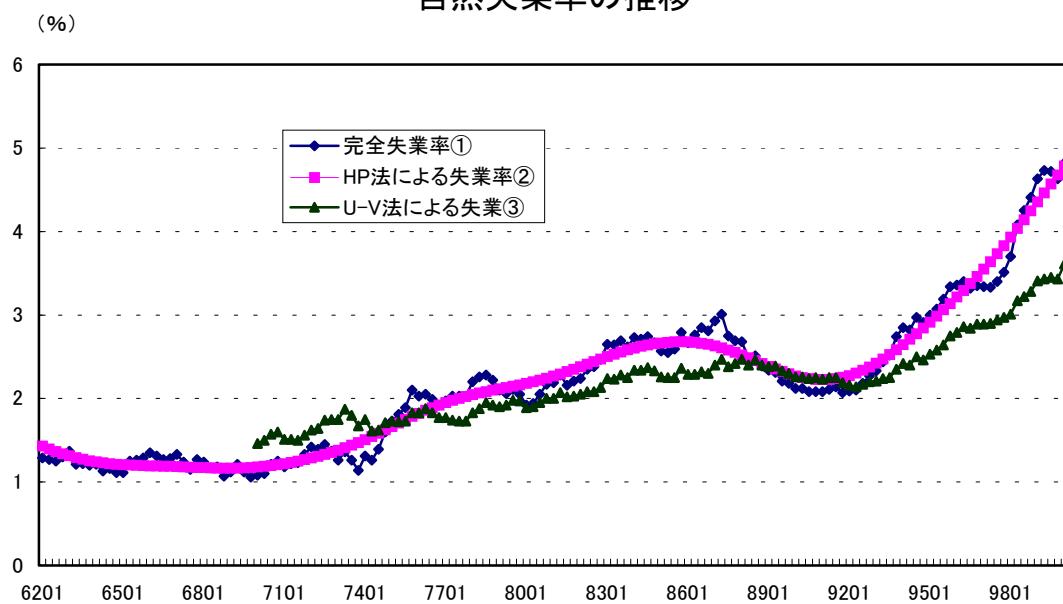


図表-11



図表-12

### 自然失業率の推移

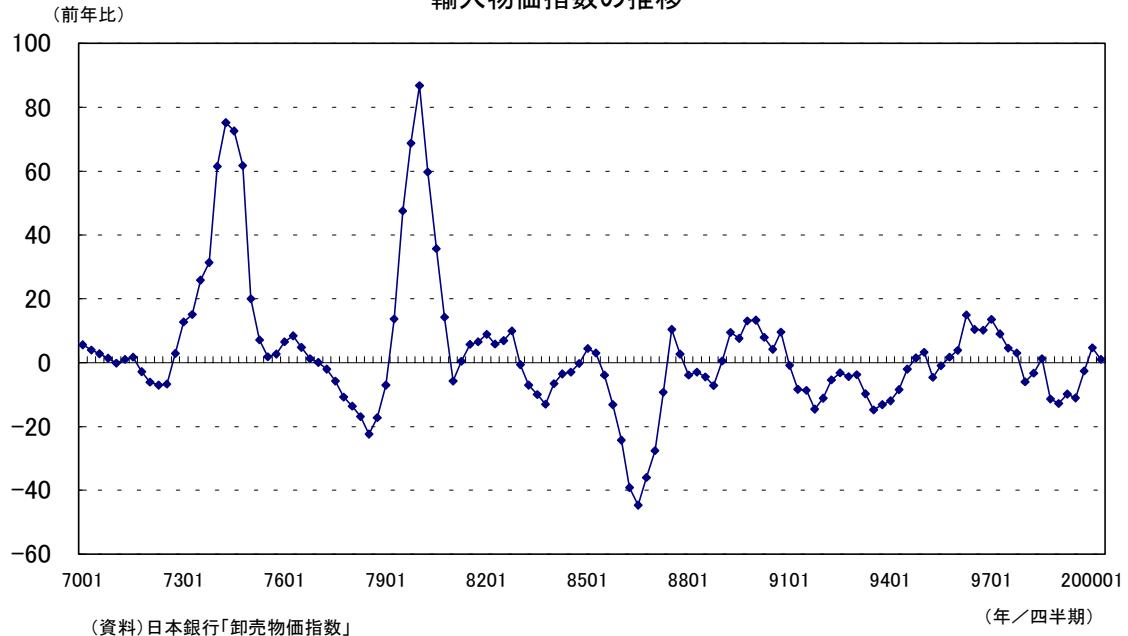


(資料)完全失業率の実績値は総務省「労働力調査」

(年／四半期)

図表-13

### 輸入物価指数の推移



(資料)日本銀行「卸売物価指数」

図表-14 フィリップス曲線の推計結果（全期間）①

	WAGE(-1)	EWAGE	GAP5	GAP6	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE		
WAGE	0.36 (8.46)	0.64 (8.46)		0.14 (3.27)	0.03 (4.21)	0.942	74/2-99/4		
	0.39 (9.16)	0.61 (9.16)		0.17 (2.23)	0.03 (3.82)	0.938			
WPI1A	0.16 (1.87)	0.84 (1.87)	1.47 (0.73)		0.13 (6.67)	0.727	77/2-99/4		
	0.11 (1.28)	0.89 (1.28)	1.53 (2.59)		0.14 (7.53)	0.745			
	0.15 (1.78)	0.85 (1.78)	-0.18 (-0.84)		0.13 (6.76)	0.728			
	0.02 (0.21)	0.98 (0.21)		-0.10 (-4.30)	0.14 (8.36)	0.773			
CPI1A	CPI1A(-1)	ECPI1A	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
	0.77 (39.11)	0.23 (39.11)	-0.01 (-0.02)				0.02 (5.55)	0.975	74/2-99/4
	0.78 (39.71)	0.22 (39.71)		-0.13 (-0.75)			0.02 (6.03)	0.976	
	0.76 (35.46)	0.24 (35.46)		-0.07 (-1.11)			0.02 (6.42)	0.976	
CP2A	CPI2A(-1)	ECPI2A	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
	0.76 (35.55)	0.24 (35.55)	-0.08 (-0.13)				0.02 (5.42)	0.972	74/2-99/4
	0.76 (36.13)	0.24 (36.13)		-0.18 (-0.93)			0.02 (5.91)	0.972	
	0.75 (32.22)	0.25 (32.22)		-0.07 (-1.03)			0.03 (6.28)	0.972	
	0.76 (32.30)	0.24 (32.30)		0.00 (-0.16)			0.02 (6.25)	0.972	

注) カッコ内は t 値

図表-15 フィリップス曲線の推計結果（全期間）②

	CPI3A(-1)	ECPI3A	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CP3A	0.79 (40.82)	0.21 (40.82)	-0.41 (-0.78)				0.02 (5.15)	0.976	
	0.79 (41.13)	0.21 (41.13)	-0.09 (-0.55)				0.02 (6.01)	0.976	
	0.77 (36.88)	0.23 (36.88)		-0.09 (-1.46)			0.02 (6.51)	0.976	74/2-99/4
	0.78 (36.05)	0.22 (36.05)			0.00 (-0.48)		0.02 (6.30)	0.976	
	CPI4A(-1)	ECPI4A	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CP4A	0.78 (38.96)	0.22 (38.96)	-0.56 (-0.98)				0.02 (5.24)	0.974	
	0.78 (39.23)	0.22 (39.23)	-0.14 (-0.77)				0.02 (6.17)	0.974	
	0.77 (35.04)	0.23 (35.04)		-0.08 (-1.21)			0.03 (6.59)	0.975	74/2-99/4
	0.77 (35.02)	0.23 (35.02)			0.00 (-0.23)		0.02 (6.49)	0.974	
	CPI5A(-1)	ECPI5A	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CP5A	0.70 (27.75)	0.30 (27.75)	-0.33 (-0.44)				0.03 (5.27)	0.961	
	0.70 (28.26)	0.30 (28.26)	-0.54 (-2.33)				0.03 (5.80)	0.963	
	0.70 (25.89)	0.30 (25.89)		0.01 (0.10)			0.03 (5.80)	0.961	74/2-99/4
	0.71 (27.52)	0.29 (27.52)			0.01 (1.55)		0.03 (6.29)	0.962	
	CPI6(-1)	ECPI6	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CPI6	0.88 (45.26)	0.12 (45.26)	-0.87 (-1.20)				0.02 (2.89)	0.952	
	0.87 (45.39)	0.13 (45.39)	-0.53 (-2.30)				0.02 (3.56)	0.954	
	0.88 (44.97)	0.12 (44.97)		0.10 (1.35)			0.02 3.558	0.952	74/2-99/4
	0.89 (45.12)	0.11 (45.12)			0.02 (1.85)		0.02 (4.16)	0.953	

注) カッコ内は t 値

図表-16 フィリップス曲線の推計結果：消費税の影響除き（全期間）

	WPI(-1)	EWPI	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
WPIB	0.16 (1.97)	0.84 (1.97)	2.64 (1.52)				0.13 (7.39)	0.780	
	0.14 (1.72)	0.86 (1.72)		0.91 (1.76)			0.13 (7.61)	0.782	77/2-99/4
	0.15 (1.85)	0.85 (1.85)			-0.18 (-0.92)		0.13 (7.17)	0.776	
	0.06 (0.78)	0.94 (0.78)				-0.07 (-3.59)	0.13 (8.41)	0.803	
	CPI1B(-1)	ECPI1B	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CPI1B	0.89 (48.53)	0.11 (48.53)	-0.33 (-0.49)				0.01 (2.98)	0.961	
	0.88 (49.07)	0.12 (49.07)		-0.56 (-2.64)			0.01 (3.30)	0.964	74/2-99/4
	0.89 (49.38)	0.11 (49.38)			0.14 (2.10)		0.01 (3.19)	0.963	
	0.90 (50.22)	0.10 (50.22)				0.02 (2.86)	0.02 (4.10)	0.964	
	CPI2B(-1)	ECPI2B	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CPI2B	0.88 (45.95)	0.12 (45.95)	-0.36 (-0.50)				0.02 (3.06)	0.960	
	0.87 (46.32)	0.13 (46.32)		-0.62 (-2.74)			0.02 (3.41)	0.962	74/2-99/4
	0.88 (46.69)	0.12 (46.69)			0.15 (2.08)		0.02 (3.27)	0.961	
	0.89 (47.68)	0.11 (47.68)				0.02 (2.88)	0.02 (4.19)	0.963	
	CPI3B(-1)	ECPI3B	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CPI3B	0.89 (54.36)	0.11 (54.36)	-0.74 (-1.23)				0.01 (3.11)	0.968	
	0.88 (54.78)	0.12 (54.78)		-0.51 (-2.69)			0.01 (3.81)	0.970	74/2-99/4
	0.89 (54.57)	0.11 (54.57)			0.11 (1.84)		0.01 (3.75)	0.969	
	0.90 (55.55)	0.10 (55.55)				0.02 (2.79)	0.02 (4.62)	0.970	
	CPI4B(-1)	ECPI4B	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CPI4B	0.88 (50.38)	0.12 (50.38)	-0.86 (-1.31)				0.02 (3.21)	0.966	
	0.87 (50.55)	0.13 (50.55)		-0.58 (-2.77)			0.02 (3.97)	0.967	74/2-99/4
	0.88 (50.54)	0.12 (50.54)			0.13 (1.93)		0.02 (3.87)	0.966	
	0.89 (51.48)	0.11 (51.48)				0.02 (2.74)	0.02 (4.76)	0.967	
	CPI5B(-1)	ECPI5B	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CPI5B	0.85 (34.57)	0.15 (34.57)	-0.20 (-0.21)				0.02 (2.76)	0.937	
	0.82 (33.46)	0.18 (33.46)		-1.00 (-3.28)			0.02 (3.00)	0.094	74/2-99/4
	0.86 (35.52)	0.14 (35.52)			0.23 (2.40)		0.02 (2.72)	0.941	
	0.85 (36.60)	0.15 (36.60)				0.03 (3.30)	0.02 (3.83)	0.943	

図表-17 フィリップス曲線の推計結果（90 年代）①

	WAGE(-1)	EWAGE	GAP5	GAP6	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE	
WAGE	0.62 (7.57)	0.38 (7.57)		0.02 (0.28)	0.00 (0.13)	0.582	90/1-99/4	
	0.62 (7.57)	0.38 (7.57)		0.03 (0.31)	0.01 (0.16)	0.582		
WPI1A	0.05 (0.32)	0.95 (0.32)	-2.00 (-1.10)		0.04 (1.34)	0.218	90/1-99/4	
	0.10 (0.67)	0.90 (0.67)	0.56 (1.18)		0.07 (1.98)	0.222		
	0.12 (0.75)	0.88 (0.75)	0.01 (0.05)		0.05 (1.56)	0.193		
	0.09 (0.61)	0.91 (0.61)		-0.04 (-1.35)	0.07 (2.05)	0.230		
CPI1A	0.49 (4.01)	0.51 (4.01)	-1.76 (-2.85)		0.00 (0.08)	0.832	90/1-99/4	
	0.63 (5.45)	0.37 (5.45)	-0.27 (-1.69)		0.01 (0.85)	0.810		
	0.62 (5.26)	0.38 (5.26)	0.10 (1.57)		0.01 (0.59)	0.808		
	0.68 (5.98)	0.32 (5.98)	0.01 (0.85)		0.01 (1.16)	0.799		
	CPI2A(-1)	ECPI1A	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R
CP2A	0.54 (4.26)	0.46 (4.26)	-1.69 (-2.48)		0.00 (0.23)	0.802	90/1-99/4	
	0.61 (5.02)	0.39 (5.02)	-0.36 (-1.95)		0.01 (0.67)	0.797		
	0.65 (5.29)	0.35 (5.29)	0.09 (1.35)		0.01 (0.65)	0.786		
	0.68 (5.76)	0.32 (5.76)	0.01 (1.14)		0.01 (1.01)	0.783		

注) カッコ内は t 値

図表-18 フィリップス曲線の推計結果（90 年代）②

	CPI3A(-1)	ECPI3A	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CP3A	0.62 (6.15)	0.38 (6.15)	-1.31 (-2.60)				0.00 (0.30)	0.870	90/1-99/4
	0.74 (8.19)	0.26 (8.19)		-0.15 (-1.20)			0.01 (1.16)	0.852	
	0.73 (8.10)	0.27 (8.10)			0.06 (1.39)		0.01 (0.86)	0.854	
	0.77 (8.64)	0.23 (8.64)			0.00 (0.58)		0.01 (1.39)	0.848	
	CPI4A(-1)	ECPI4A	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CP4A	0.64 (6.72)	0.36 (6.72)	-1.36 (-2.62)				0.00 (0.31)	0.874	90/1-99/4
	0.73 (8.05)	0.27 (8.05)		-0.22 (-1.56)			0.01 (0.96)	0.860	
	0.75 (8.65)	0.25 (8.65)			0.07 (1.51)		0.01 (0.80)	0.859	
	0.77 (8.96)	0.23 (8.96)			0.01 (1.01)		0.01 (1.20)	0.854	
	CPI5A(-1)	ECPI5A	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CP5A	0.75 (6.59)	0.25 (6.59)	-1.06 (-1.03)				0.02 (0.86)	0.690	90/1-99/4
	0.59 (4.53)	0.41 (4.53)		-0.80 (-2.40)			0.00 (0.19)	0.724	
	0.76 (6.77)	0.24 (6.77)			0.10 (0.94)		0.02 (0.79)	0.689	
	0.63 (4.93)	0.37 (4.93)			0.04 (2.09)		0.01 (0.32)	0.715	
	CPI6(-1)	ECPI6	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CPI6	0.99 (75.05)	0.01 (75.05)	-0.22 (-0.49)				0.02 (2.04)	0.826	90/1-99/4
	0.98 (67.85)	0.02 (67.85)		-0.13 (-0.91)			0.02 (2.02)	0.829	
	0.99 (73.06)	0.01 (73.06)			0.02 (0.44)		0.02 (1.95)	0.826	
	0.99 (71.84)	0.01 (71.84)			0.01 (0.97)		0.02 (1.98)	0.830	

注) カッコ内は t 値

図表-19 フィリップス曲線の推計結果：消費税の影響除き（90 年代）

	WPI(-1)	EWPI	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
WPIB	0.16 (1.00)	0.84 (1.00)	0.30 (0.27)				0.04 (1.99)	0.364	90/1-99/4
	0.11 (0.68)	0.89 (0.68)		-0.27 (-0.84)			0.04 (1.77)	0.375	
	0.16 (1.00)	0.84 (1.00)			-0.01 (-0.56)		0.05 (2.06)	0.368	
	0.12 (0.78)	0.88 (0.78)				0.01 (0.69)	0.04 (1.77)	0.371	
	CPI1B(-1)	ECPI1B	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CPI1B	1.01 (73.31)	-0.01 (73.31)	0.00 (0.01)				0.02 (2.12)	0.845	90/1-99/4
	1.01 (65.21)	-0.01 (65.21)		-0.06 (-0.40)			0.02 (2.07)	0.846	
	1.01 (70.99)	-0.01 (70.99)			0.01 (0.28)		0.02 (1.96)	0.846	
	1.01 (68.91)	-0.01 (68.91)				0.00 (0.40)	0.02 (2.05)	0.846	
	CPI2B(-1)	ECPI2B	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CPI2B	1.01 (68.64)	-0.01 (68.64)	0.00 (0.01)				0.02 (2.03)	0.840	90/1-99/4
	1.01 (60.39)	-0.01 (60.39)		-0.05 (-0.31)			0.02 (1.99)	0.840	
	1.01 (66.43)	-0.01 (66.43)			0.01 (0.15)		0.02 (1.92)	0.840	
	1.01 (63.91)	-0.01 (63.91)				0.00 (0.30)	0.02 (1.98)	0.840	
	CPI3B(-1)	ECPI3B	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CPI3B	1.00 (137.15)	0.00 (137.15)	0.11 (0.44)				0.02 (3.47)	0.946	90/1-99/4
	0.99 (122.52)	0.01 (122.52)		-0.05 (-0.63)			0.02 (3.27)	0.946	
	0.99 (134.38)	0.01 (134.38)			0.03 (1.06)		0.01 (2.92)	0.947	
	0.99 (130.14)	0.01 (130.14)				0.00 (0.82)	0.02 (3.21)	0.947	
	CPI4B(-1)	ECPI4B	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CPI4B	1.00 (138.81)	0.00 (138.81)	0.06 (0.25)				0.02 (3.70)	0.952	90/1-99/4
	0.99 (122.84)	0.01 (122.84)		-0.05 (-0.61)			0.02 (3.57)	0.953	
	0.99 (138.04)	0.01 (138.04)			0.04 (1.47)		0.02 (3.10)	0.955	
	0.99 (130.94)	0.01 (130.94)				0.00 (0.85)	0.02 (3.50)	0.953	
	CPI5B(-1)	ECPI5B	GAP1	GAP2	GAP3	GAP4	SHOCK	Adjusted R	SAMPLE
CPI5B	1.02 (41.58)	-0.02 (41.58)	0.34 (0.39)				0.03 (1.54)	0.728	90/1-99/4
	1.02 (33.60)	-0.02 (33.60)		0.02 (0.06)			0.03 (1.46)	0.727	
	1.02 (40.18)	-0.02 (40.18)			0.00 (-0.00)		0.02 (1.39)	0.727	
	1.02 (35.78)	-0.02 (35.78)				0.00 (0.03)	0.02 (1.43)	0.727	

注) カッコ内は t 値

## (参考文献)

- [1] 小川一夫 (1991) 「所得リスクと予備的貯蓄」、『経済研究』、Vol. 42, No. 2、1991 年
- [2] 鎌田康一郎・増田宗人「マクロ生産関数に基づくわが国の GDP ギャップー統計の計測誤差が与える影響」日本銀行・調査統計局ワーキングペーパーシリーズ・00-15
- [3] 刈屋武昭 (1988) 「計量経済分析の考え方と実際」東洋経済新報社
- [4] 黒坂佳央・浜田宏一 (1984) 「マクロ経済学と日本経済」日本評論社
- [5] 白塚重典(1998) 「物価の経済分析」東京大学出版会
- [6] 白塚重典(2000) 「望ましい物価上昇率とは何か? : 物価安定のメリットに関する理論的・実証的議論の整理」日本銀行金融研究所 IMES DISCUSSION PAPER NO. 2000-J-19
- [7] 豊田利久 (1987) 「インフレーション: インフレ期待形成とフィリップス曲線」東京大学出版会、浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編「日本経済のマクロ分析」第 11 章
- [8] 中田 (黒田) 祥子(2000) 「失業に関する理論的・実証的分析の発展について—わが国金融政策へのインプリケーションを中心に—」日本銀行金融研究所 IMES DISCUSSION PAPER NO. 2000-J-31
- [9] 中山興・大島一朗 (1997) 「インフレ期待の形成について」日本銀行・調査統計局ワーキングペーパーシリーズ・99-7
- [10] 日本開発銀行調査部(1993) 「資本・労働と日本の潜在成長率」日本開発銀行「調査」1993 年 5 月 第 171 号
- [11] 日本銀行調査統計局(2000) 「わが国の物価動向～90 年代の経験を中心に」日本銀行「日本銀行調査月報」2000 年 10 月号
- [12] 野村正實(1998) 『雇用不安』、岩波新書
- [13] 肥後雅博・中田 (黒田) 祥子(1999) 「物価変動の決定要因について—需給ギャップと物価変動の関係の国際比較を中心に—」日本銀行金融研究所 IMES DISCUSSION PAPER NO. 99-J-7
- [14] 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 IMES DISCUSSION PAPER NO. 98-J-4
- [15] 三尾仁志「基調的なインフレ率とフィリップス曲線」日本銀行金融研究所 金融研究 2000. 6
- [16] 労働省「平成 12 年版 労働白書」
- [17] Batchelor, R. A. and Dua, P. "Household versus Economist Forecasts of Inflation : A Reassessment," Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 21, No. 2, 1989
- [18] Carlson, J. A. and Parkin, M. "Inflation and Expectations," Economica, Vol. 42, No. 166, 1975
- [19] Hodrick, R. and E., Prescott, "Post-war U.S. business cycles: AnInvestigation", working paper, carnegie-Mellon university 1980
- [20] Jeffrey C. Fuhrer and George R. Moore "Monetary Policy Trade-offs and the Correlation between

Nominal Interest Rates and Real Output ,” American Economic Review, March, 1995

- [21] Keane, M. P. and Runkle, D. E. “Testing the Rationality of Price Forecasts: New Evidence from Panel Data,” American Economic Review, Vol. 80, No. 4, 1990
- [22] Koichi Hamada and Yoshio Kurosaka, ”The Relationship Between Production and Unemployment In Japan,” European Economic Review 25
- [23] Mankiw, N. G. “Consumer Durables and the Real Interest Rate,” Review of Economics and Statistics, 1985
- [24] Mankiw, N. G. *Macroeconomics*, Worth Publishers, 1999.
- [25] Nishizaki, Kenji, Tsutomu Watanabe. “Output–Inflation Tradeoff at Near-Zero Inflation Rates,” presented at NBER–CEPR–TCER Trio Conference held on December 16–17, 1999, Tokyo.
- [26] Watanabe, T., “Output Gap and Inflation: the case of Japan,” Monetary Policy And the Inflation Process, Conference Paper , Vol. 4, Bank of international Settlements, 1997