

Working Paper Series

**インフレ予測に関する実証分析の展望
- フィリップス曲線の日本における予測力を中心に**

福田 慎一（東京大学経済学部）

慶田 昌之（東京大学大学院経済学研究科）

Working Paper 01-21

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の見解を示すものではありません。

インフレ予測に関する実証分析の展望

- フィリップス曲線の日本における予測力を中心に*

福田慎一（東京大学経済学部）**

慶田昌之（東京大学大学院経済学研究科）

2001年11月

[要旨]

米国では近年、フィリップス曲線にもとづくインフレ予測がきわめて良好なパフォーマンスを示すことが明らかにされている。本稿では、インフレ予測を中心とした最近のフィリップス曲線に関する研究成果を概観すると同時に、それらの成果の日本への適用可能性を検討する。米国など諸外国の状況と比較した場合、日本においてフィリップス曲線を用いてインフレ予測を行う上では、超過需要の計測やCPIの自己相関に関して不十分な点が多い。したがって、米国等においてフィリップス曲線がインフレ予測に良好なパフォーマンスを示しているとしても、日本でもそれが良好なパフォーマンスを示すとはいえない。そこで、本稿では、日本におけるフィリップス曲線の予測パフォーマンスを改善する方法として、サーベイ・データの利用を提案する。分析の結果、推計式にサーベイ・データにもとづくインフレ期待を加えた場合、インフレ期待を加えないケースに比べて、インフレの予測力が非常に向上することが明らかにされる。この結果は、フィリップス曲線のあてはまりが良くない日本においても、サーベイ・データによるインフレ期待の項を加えることによって、フィリップス曲線によるインフレの予測力を大幅に向上させることができる可能性を示唆している。

* 本稿をまとめるにあたっては、日本銀行調査統計局の方々や匿名の査読者から大変有益なコメントをいただいた。また、粕谷宗久氏と真木和彦氏には、資料やデータの便宜をはかっていただいた。ここに期して感謝の意を表したい。

** e-mail アドレス : sfukuda@e.u-tokyo.ac.jp

1. はじめに

金融政策を行う上で、将来のインフレ率を正確に予測することはきわめて重要なことである。このため、インフレ率に関する予測精度をいかにして高めるかに関する研究は、古くから数多く行われてきた。そうしたなかで、米国では近年、Fuhrer (1995)やGordon (1997, 1998)らによって、フィリップス曲線にもとづくインフレ予測が in sample と out of sample のいずれにおいてもきわめて良好なパフォーマンスを示すことが明らかにされている。

そこで、本稿では、フィリップス曲線にもとづく予測を中心とした最近のインフレ予測に関する研究成果を概観すると同時に、それらの成果の日本への適用可能性を検討する。特に、日本においてフィリップス曲線を推計する際の問題点を概観した後、日本で伝統的に行われてきたサーベイ・データを用いたインフレ予測の妥当性を分析する。

米国など諸外国の状況と比較した場合、日本においてフィリップス曲線によるインフレ予測を行う上ではいくつかの大きな問題点がある。まず第 1 は、日本では、失業率など労働市場の指標があまり景気に反応的でないことである。このため、仮に自然失業率 (NAIRU) が正確に計測されたとしても、unemployment gap (実際の失業率と NAIRU の差) は超過需要 (output gap) に関する十分な情報を提供しないことになる。もちろん、output gap として GDP ギャップや稼働率などのデータを用いることは、日本でも可能である。しかしながら、日本の GDP 統計は他の先進国と比較して公表までのラグが長いと同時に、最近では速報値と改定値・確定値の乖離が大きいケースも観察された。また、稼働率など鉱工業生産指数関連の指標も、米国に比べて短期的な変動が大きく、短期的なインフレ予測にはあまり適していない。

第 2 に、特に 90 年代の日本経済では、景気循環の変動と構造変化のいずれもが非常に大きく、潜在生産量や自然失業率 (NAIRU) を正確に計算することが非常に困難となっている。たとえば、日本の失業率は 90 年代はじめまでは長年 2% 半ばで安定していたが、90 年代を通じてコンスタントに上昇し、90 年代末には 5% 近くにまで上昇した。このようなドラスティックな変化は、少なくとも部分的には日本の労働市場における大きな構造変化を反映したものである。しかしながら、データとしてこのようなドラスティックな構造変化を捕らえることは容易なことではなく、90 年代以降の NAIRU や潜在生産量を正確に求めることは非常に難しいといえる。

第 3 に、日本では、消費者物価指数 (CPI) の季節性が大きく、季節性の影響を適切に除去しないと過去のインフレ率は将来のインフレ率の予測にあまり役立たない。実際、インフレ率の自己回帰過程を推計してそのパフォーマンスを比較した場合、CPI では米国が最も fit が良い国の 1 つであったのに対して、日本は先進国の中でもっとも fit が悪い国であった。これは日米の金融政策のスタンスの違いを部分的には反映したものと考えられるが、少なくともフィリップス曲線型のインフレの予測という観点からすると、日本における予測のパフォーマンスを悪化させる 1 つの大きな要因となっている。

したがって、米国等においてフィリップス曲線がインフレ予測に良好なパフォーマンスを

示しているとしても、日本でもそれがインフレ予測に良好なパフォーマンスを達成できるとはいえない。そこで、本稿では最後に、日本におけるフィリップス曲線の予測パフォーマンスを改善する方法として、サーベイ・データの利用を提案する。サーベイ・データは、質問者や回答者の恣意性が入るため、一般的には必ずしも望ましいインフレ予測の方法ではない。しかしながら、マクロ・データによるインフレ予測に限界がある日本では古くから利用されてきた方法であり、フィリップス曲線によるインフレ予測の限界を補うものとして、その役割は軽視すべきではないと考えられる。

これまでの日本における研究では、物価上昇に関するサーベイ・データにカールソン・パーキン法(Carlson and Parkin(1975))を適用することによってインフレ期待を計算するアプローチが主流である。たとえば、豊田(1979b, 87)は、経済企画庁の『消費動向調査』における物価に関するサーベイ・データにカールソン・パーキン法を適用することによって消費者物価のインフレ期待を計算している。また、新保・小西・大平(1978)や新保(1980)らは、経済企画庁の『企業経営者見通し』におけるサーベイ・データにカールソン・パーキン法を適用することによって卸売物価指数に関するインフレ期待を計算している。

本稿では、これら先行研究の成果をふまえて、『消費動向調査』から計算された消費者物価のインフレ期待を使った場合に、フィリップス曲線によるインフレ予測が向上するかどうかを検討する。『消費動向調査』は毎年4回のみ行われるサーベイであるため、データが四半期データになるというデメリットがある。しかしながら、『消費動向調査』は調査が実施されてから公表されるまでの期間が約40日余りで、経済企画庁が行っている統計調査の中でももっとも速報性がある調査である。

本稿の分析から、これらを用いて四半期データにもとづくフィリップス曲線を推計した結果、推計式にインフレ期待を加えた場合は、インフレ期待を加えないケースに比べて、インフレの予測力が非常に向上することが明らかにされる。このことは、フィリップス曲線のあてはまりが良くない日本においても、サーベイ・データによるインフレ期待の項をフィリップス曲線に加えることによって、インフレの予測力を大幅に向上させることができる可能性を示唆しているものと考えられる。

本稿の構成は、以下の通りである。まず、2節では米国でのフィリップス曲線によるインフレ予測に関する先行研究をサーベイした後、3節では日本においてフィリップス曲線を計測した従来の研究結果を紹介する。次に、4節、5節、6節では、日本でフィリップス曲線を計測する上での問題点を、output gap、月次の生産指数、インフレ率の系列相関の順に検討する。7節では、フィリップス曲線の予測パフォーマンスを改善する方法としてサーベイ・データの利用を提案すると同時に、その具体的な推計方法を説明し、8節ではそれを使ったフィリップス曲線の推計を行い、それに基づくインフレ予測の結果を示す。最後に9節では本稿の分析に残された結果について検討する。

2. 米国におけるフィリップス曲線のパフォーマンス

本稿のはじめにも述べたように、米国では近年、Fuhrer (1995)や Gordon (1997, 1998)らによって、フィリップス曲線にもとづくインフレ予測が in sample と out of sample のいずれにおいてもきわめて良好なパフォーマンスを示すことが明らかにされている¹。これまでの研究において用いられてきたもっとも標準的な推計式は、以下のものである。

$$(1) \quad p_t = a(L)p_{t-1} + b(L)D_t + c(L)z_t + e_t,$$

ここで、 p_t は t 期のインフレ率、 D_t は超過需要 (output gap) の指標、 z_t はサプライ・ショック (供給ショック)、 e_t は誤差項である。また、 $a(L)$ 、 $b(L)$ 、 $c(L)$ はラグ・オペレータの多項式を示している。

上式の右辺に過去のインフレ率 $a(L)p_{t-1}$ が含まれているのは、それによってインフレ期待や価格調整の惰性 (inertia) をとらえるためである。過去のインフレ率の係数和が 1 に等しいとき、超過需要 (output gap) D_t はインフレ率が安定的であるかどうかの指標となる。一方、係数和が 1 より小さいときには、 D_t はゼロ・インフレが達成できるかどうか、すなわち物価水準が安定的であるかどうかの指標となる。

これまでの研究において、超過需要 (output gap) D_t を表す指標として用いられてきたものとしては、失業率に加えて、実際の GDP と潜在 GDP の乖離分を示す GDP ギャップや稼働率などがある。しかし、その中でももっとも幅広く用いられてきた指標は、実際の失業率と自然失業率 (NAIRU) の差を表す unemployment gap である。米国では、unemployment gap を用いた場合、フィリップス曲線はかなり良好な予測パフォーマンスを示すことが明らかにされている²。

たとえば、Stock and Watson (1999) は、フィリップス曲線型のインフレ予測のパフォーマンスがどれだけ優れているかを、他のマクロ変数 167 系列を説明変数に加えた場合の予測力と比較することによって検討した。その結果、失業率 (unemployment gap) を使った伝統的なフィリップス曲線は、利子率、マネーサプライ、商品価格といった他のマクロ変数よりも、12 ヶ月先のインフレ率に対して高い予測力があることを明らかにした³。

もっとも、米国においてフィリップス曲線がインフレ予測に良好なパフォーマンスを示

¹ ただし、Bayton, Roberts, and Williams (1999) は、1990 年代のインフレ予測を試みた場合、フィリップス曲線は 1 四半期後の予測誤差は小さいが、4 四半期後ではインフレ率を過大に予測してしまう傾向があることを指摘している。これは、1990 年代の米国では、めざましい経済成長によって労働市場が tight であったにもかかわらず、インフレ率が低下したことによる。

² King and Watson (1994) は、米国では失業率がグレンジャーの意味でインフレ率に先行していることを明らかにしている。

³ ただし、彼らの推計でも、住宅着工件数、稼働率、販売額増加率など実体経済の活動を反映した変数は、失業率よりもインフレの予測力を高めることが明らかにされている。

すことは事実としても、日本でもフィリップス曲線が同様に良好な予測力を達成できるとは限らない。そこで、以下では、日本でフィリップス曲線を使ってインフレ予測を行う場合に、どのような問題点が存在するかを順を追って検討していくことにする。

3．日本におけるフィリップス曲線の計測

日本でも、フィリップス曲線を使ったインフレーションの分析は、Watanabe (1966)や小野(1969)などに代表されるように古くから行われてきた。そのなかで、インフレ期待の役割を明示的に考慮してフィリップス曲線を計測した初期の研究としては、豊田利久の一連の研究 (Toyoda (1972)、豊田(1987)など) が代表的なものの1つである⁴。

豊田の研究では、主としてフィリップス曲線を失業率の逆数と名目賃金上昇率との関係が計測されている。モデルは自然失業率仮説を前提としており、インフレ期待を所与とした場合のみ、これらの間には右下がりの関係が観察されることが仮定されている。ただし、完全失業率のデータをそのまま使った場合には失業率と名目賃金上昇率との関係はあまり有意なものではなく、失業率のデータを加工したり、他の説明変数を加えた場合にのみ、失業率の係数は統計的に有意となるケースが多かった。

このように日本のフィリップス曲線では失業率があまり有意な形で説明力を持たないのは、日本の場合、ごく最近になるまで、失業率は低い水準で安定していて、景気の変動にもあまり反応しなかったからであると考えられる。実際、失業率とGDPギャップとの間の関係は不安定で、失業率を景気の代理変数として使用することは必ずしも望ましくないことは多くの研究者によって指摘されてきた。

たとえば、黒坂・浜田(1982)、Hamada and Kurosaka (1984)らの一連の研究では、日本におけるOkun法則の計測を行い、米国と比べて日本のOkun係数ははるかに大きいだけでなく、非常に不安定であることを明らかにしている。彼らは、また、その大きな原因として日本では終身雇用制など日本的雇用慣行のために不況期における労働保蔵 (labor hoarding) が大きいことを指摘し、それが失業率の景気感応度を非常に小さくしていると主張している。

もっとも、失業率と代替的な労働市場のデータを用いれば、フィリップス曲線のパフォーマンスは若干改善する。失業保険受給率を用いたWatanabe (1966)や松川(1975)、有効求人倍率や入職率・離職率に関連したデータを用いた小野(1969)、就業しながら求職活動を行っている労働者も完全失業者に加えたToyoda(1972)の研究は、それぞれその初期の試みである。また、南・尾高(1971)は、戦前のデータに関して労働市場の超過需要を測る代理変数を模索した試みである。さらに、最近では、Tachibanaki, Fujiki, and Nakada (2001)が、ディスカレッジド・ワーカーの存在を明示的に考慮すれば日本の失業率はより景気感応的

⁴ 日本のフィリップス曲線に関するその他の研究に関しては、豊田(1979a)、島田・清家他(1981)、植田・吉川(1984)などのサーベイを参照のこと。

であることを主張している⁵。

一方、日本でも労働市場の流動化の進展に伴い、90年代になると失業率のデータはGDPギャップなど景気の動きとある程度安定した関係を持つようになってきている。このため、最近では、Krugman (1998)のように、1990年代になって日本でもOkun法則が成立するようになってきていることを明らかにしている研究も出始めている。

4. 日本の output gap をどのようにとらえるか？

米国では、フィリップス曲線を(1)式にもとづいて計測する場合、超過需要 (output gap) D_t としては、実際の失業率と自然失業率 (NAIRU) の差を示す unemployment gap がインフレ予測を改善する上で重要な指標であることが知られている。しかし、前節で述べたように日本ではこれまで失業率は output gap をとらえる上では適切な指標ではなかった。このため、日本では、(1)式の output gap (D_t) の代理変数としてとして、GDPギャップや稼働率など労働市場と直接関係のないデータを用いることが必要となってくる。

日本においてそのような観点からフィリップス曲線を計測した初期の研究としては、新保生二らの研究 (新保・小西・大平(1978)、新保(1980)など) が代表的なものの1つである。新保らの研究では、GNPギャップと卸売物価上昇率との関係を計測することによってフィリップス曲線を分析している。この研究の特徴は、失業率の代わりにGNPギャップを用いていることによって、フィリップス曲線の右下がりの関係がより有意に観察されている点である。また、GNPギャップがラグを持って物価上昇率に影響を与えることを考慮している点や、輸入物価の変動を説明変数に加えてサプライ・ショックの影響を取り入れている点では、計測方法は(1)式とも共通している。物価関数の当てはまりも失業率を使った場合より改善しており、その意味で日本のフィリップス曲線は失業率以外の output gap の指標を使った方が結果が良くなることを示唆している⁶。

確かにこれまでの日本におけるフィリップス曲線の推計結果をみた場合、失業率を用いるよりも、GDPギャップなどを用いた方が fit はかなりよいようである。しかし、経済政策という観点から最適なインフレ予測の問題を考えた場合、予測誤差が小さいという基準に加えて、他のいくつかの条件も重要となる。その1つが、予測に使われるデータに速報性があり、かつその後大きく改訂されないという基準である。

たとえば、output gap を計算する際には、多くの場合、NAIRU や潜在生産量の値を計算する必要がある。しかしながら、各時点で利用可能なデータを使って、これらの値を速報性を持って正確に計測することは日本に限らず多くの国で非常に困難である。実際、Orphanides and Norden (1999)は、米国においてこれまで用いられてきた output gap でも、

⁵ 日本で、特に景気後退期にディスカレッジド・ワーカーが増加するという点に関しては、たとえば、Elder and Sorrentino (1993)などを参照。

⁶ その後の研究としては、Watanabe (1997)などがある。

その速報値と改定値の差が output gap 自体の大きさと同じ位大きいことを明らかにしている。また、Camba-Mendez and Rodriguez-Palenzuela (2001)では、米国および欧州各国のデータを使い、unobservable components model を用いて output gap を推計した場合、その速報値は改定値や確定値の一致推定量となっているが、それを用いたインフレ予測のパフォーマンスは逆に大きく低下してしまうことを示している。

これまでのところ、日本の NAIRU や潜在生産量がどれくらい正確かつ速報性をもって計測されているかを包括的に分析した研究はほとんどない。しかし、90 年代以降の日本経済は、循環的な変動と構造的な変動が共存しているのが現状で、NAIRU や潜在生産量の速報性をもった推計がきわめて困難であることは多くの研究者が認めるところであろう⁷。

もちろん、近年では、構造的な変動によって NAIRU や潜在生産量の変動することを考慮して、可変 NAIRU 型のフィリップス曲線を推計しようとする試みも少なからず行われている(たとえば、Gordon (1997), Staiger, Stock, and Watson, (1997), Stock (1999), Clark and Laxton (1997))。これらの試みによって、たとえば、低失業率と低インフレ率が両立する近年のアメリカ経済における NAIRU の低下をある程度説明できるかもしれない。また、これらの試みを日本経済に適用することによって、90 年代の構造変化、とりわけ労働市場の構造変化等による NAIRU の上昇をある程度は捕らえることができるかもしれない。

しかしながら、90 年代における日本の構造変化は、とりわけ労働市場において、きわめてドラスティックなものであったと考えられる。たとえば、日本の失業率は90年代はじめまでは長年 2%半ばで安定していたが、90 年代を通じてコンスタントに上昇し、90 年代末には 5%近くにまで上昇した。データとしてこのようなドラスティックな構造変化を捕らえることは容易なことではなく、90 年代以降の NAIRU を正確に求めることは非常に難しいといえる。

5. 稼働率など鉱工業生産関連の指数の問題点

日本の GDP 統計は、四半期データであるばかりでなく、他の先進国と比較して速報性に欠ける⁸。また、近年では速報値がその後大幅に改訂されるケースも見受けられる。したがって、日本の GDP 統計にもとづくインフレ予測は、前節で述べた潜在 GDP の推計の問題を別としても、タイムリーな経済予測を行う上では問題がある予測方法ということになる。

このため、よりタイムリーな経済予測という観点から短期的なインフレ予測を行う場合には、四半期データではなく速報性のある月次データを用いる必要がある。この場合、

⁷ 早川・前田(2000)は、伝統的手法によって計算された GDP ギャップは 1990 年代の後半、過大推計されている可能性を指摘している。

⁸ 先進諸国における GDP 統計の速報値の公表は、日本が約 70 日後であるのに対して、イギリスが 3 週間後、米国が 1 ヶ月後、Eurostat が 40 日後、フランスが 60 日後、カナダが 2 ヶ月後となっている。また、ドイツは従来は 70 日後であったが、近年 60 日後に短縮さ

output gap を測る月次データとしては、失業率や有効求人倍率なども利用可能である。しかしながら、3節でみたように、日本ではこれら労働市場のデータは output gap を正確に測る指標としては不完全なものである。そこで、それと代替する指標としては、通産省が毎月公表している鉱工業生産指数やそれに関連した経済指標が有力な指標となる。特に、稼働率はその定義から output gap そのものの代理変数となるので、潜在生産量をわざわざ計測する必要もなく、便宜的には望ましい指標ともいえる。

しかしながら、日米の鉱工業生産指数関連の指標を比較した場合、米国の鉱工業生産指数は短期的に安定しているのに対して、日本の鉱工業生産指数やそれに関連した指標は短期的なアップ・ダウンが激しいことがわかる⁹。たとえば、表1は、米国の鉱工業生産指数および日本の鉱工業生産指数とその関連指標それぞれの変化率（対数値の階差）がどれくらいの自己相関係数を示したものである。表には参考として、日本の有効求人倍率など労働市場の指標の変化率（対数値の階差）の自己相関係数も示してある。

表では、米国の鉱工業生産指数の変化率の自己相関係数はおおよそ0.3と統計的に有意な正の値をとっている。これに対して、日本では、有効求人倍率など労働市場の指標を除けば、鉱工業生産指数およびその関連指標はいずれも-0.3前後のマイナスの値をとっている。このことは、日本の鉱工業生産指数や稼働率のデータは一時的な変動要因がきわめて大きく、日本で短期的にその動きをみて今後の output gap の趨勢を判断することは、米国などに比べて困難であることを示している。

6. インフレ率の時系列的性質：国際比較

われわれはこれまで、(1)式を用いたインフレ予測のパフォーマンスを議論する際に、output gap (D_t) の問題に焦点を絞って議論を展開してきた。しかしながら、アメリカにおいてフィリップス曲線の予測パフォーマンスがよいのは、必ずしも output gap の fit がよいことだけが原因ではない。そこで、この節では、(1)式の右辺のもう1つの項として $a(L)p_{t-1}$ に注目し、日本において過去のインフレ率の推移が将来のインフレ予測にどれくらい役立つかを、他の先進国と比較することによって考察することにしたい。

まず、主要先進国のフィリップス曲線を(1)式にもとづいて計測すると、米国などいくつかの先進国では過去のインフレ率の係数和が1に等しくなることが知られている（たとえば、Gordon (1998)）。これに対して、肥後・中田(2000)は、日本では、消費者物価指数(CPI)を用いた場合、過去のインフレ率の係数和は1よりも小さくなることを明らかにしている。これらの結果は、超過需要(output gap) D_t が、米国ではインフレ率を安定化する上で重要なものに対して、日本では物価水準を安定化する上で重要となることを意味している。

れた。

⁹ これらの違いが景気指標に与える影響に関しては、Fukuda and Onodera (2001)を参照のこと。

これらの違いは、部分的には金融政策のスタンスとして「インフレ率の安定化」と「物価の安定化」のどちらを重視しているかを反映しているとも考えられる。実際、先行研究では、中央銀行が設立される以前のインフレ率の動きはきわめてランダムであったが、金融政策が実施されるようになるとインフレ率の自己相関が高まるようになったことが指摘されている¹⁰。そこで以下では、季節調整前の物価指数のデータを使って、日本のインフレ率の時系列的性質を、他の先進国のそれと比較することによって詳しく見てみよう¹¹。

表2は、1970年以降の主要先進国におけるインフレ率の自己回帰過程を、消費者物価指数(CPI)と卸売物価指数(WPI)または生産者物価指数(PPI)の月次データ(いずれも、季節調整前)を用いて、それぞれのAR(1)とAR(6)を推計した結果がまとめられている¹²。表からわかることは、消費者物価指数(CPI)のAR(1)を推計した場合、日本のインフレ率は主要先進国の中でもっとも自己相関が小さい時系列的性質を持っていることである。この結果は、AR(6)の推計の場合には若干改善するが、それでも日本は先進国の中でもっとも自己ラグの説明力が小さい国の1つであることには変わりない。これに対して、米国は、いずれの場合もフランスやイタリアと並んで最もfitが良い国の1つであった。

このようにCPIの自己回帰過程を推計した場合に日本が先進国の中でもっともfitが悪い国である大きな理由は、日本では消費者物価指数(CPI)の季節性が大きく、季節性の影響を適切に除去しないと過去のインフレ率は将来のインフレ率の予測にあまり役立たないからであると考えられる。実際、自己回帰モデルのラグを12まで伸ばした場合、アメリカではラグ12の係数はほとんど有意でないのに対して、日本ではラグ12の係数がもっとも有意で大きな値を取っている。これは日米の金融政策のスタンスの違いを部分的には反映したものと考えられるが、少なくともフィリップス曲線型のインフレの予測という観点からすると、季節性の問題を適切に考慮しないと日本における予測のパフォーマンスを悪化させる1つの大きな要因となる可能性がある。

なお、卸売物価指数(WPI)や生産者物価指数(PPI)を用いた場合には、日本のインフレ率は逆に主要先進国の中でもっとも自己相関が大きい時系列的性質を持っていることがわかる。これは、日本の卸売物価指数(WPI)や生産者物価指数(PPI)の場合には逆に季節性が小さく、季節性の影響を適切に除去しなくとも過去のインフレ率が現在のインフレ率と強い相関を持っているからであると考えられる。過去のインフレ率のデータを用いてインフレ予測を行う際には、この点も考慮に入れる必要があるかもしれない。

¹⁰ 米国のケースは Mankiw, Miron, and Weil (1987)、ヨーロッパ諸国のケースは Barsky, Mankiw, Miron, and Weil (1988)、日本のケースは Fukuda(1995)をそれぞれ参照のこと。

¹¹ インフレの惰性の問題を本稿と別の角度からみた研究としては、粕谷・大島(2000)がある。

¹² データは、いずれも OECD のデータ・ベースによる。

7. サーベイ・データを用いたフィリップス曲線

(i) サーベイ・データの有用性

これまで見てきたように、米国ではインフレ予測に非常に良好なパフォーマンスを示すフィリップス曲線も、日本ではそのパフォーマンスが必ずしも良くない。そこで、これまで日本ではフィリップス曲線のパフォーマンスを向上すべく、さまざまな試みが行われてきた。その代表的なもの1つが、インフレ率に関するサーベイ・データを利用するものである。

これまでの日本における研究では、物価上昇に関するサーベイ・データにカールソン・パーキン法(Carlson and Parkin(1975))を適用することによってインフレ期待を計算するアプローチが主流である。たとえば、豊田(1979b, 87)は、経済企画庁の『消費動向調査』における物価に関するサーベイ・データにカールソン・パーキン法を適用することによって消費者物価のインフレ期待を計算している。また、新保・小西・大平(1978)や新保(1980)らは、経済企画庁の『企業経営者見通し』におけるサーベイ・データにカールソン・パーキン法を適用することによって卸売物価指数に関するインフレ期待を計算している。¹³

以下では、豊田らと同様に、経済企画庁の『消費動向調査』から計算された消費者物価のインフレ期待 Ep_t を使った場合に、(1)式のようなフィリップス曲線によるインフレ予測が向上するかどうかを検討する。『消費動向調査』は毎年3月、6月、9月、12月の計4回行われるサーベイであるため、インフレ期待 Ep_t を使うことはデータが四半期データになるというデメリットがある。しかしながら、『消費動向調査』は調査が実施されてから公表されるまでの期間が約40日余りと、経済企画庁が行っている統計調査の中でもっとも速報性がある調査である(表3参照)。またその公表値は、GDPのようにその後大幅に改訂されることもないので、その点からも予測には便利な指標である。

(ii) カールソン・パーキン法と刈屋による拡張

具体的にフィリップス曲線を推計するに先立ち、本節ではカールソン・パーキン法とそれを拡張した刈屋(1986, 1994)の推計方法について簡単に概説する。いま t 期のインフレ率を p_t とすると、カールソン・パーキン法で分析するサンプル・サーベイでは、 $t-1$ 期における p_t の予想値が所与の水準 h_t に比べて大きいか小さいかが質問され、次のような3つのタイプの回答として選られる。

回答 $j = 1$: 水準 h_t より大きい

回答 $j = 2$: 水準 h_t と同水準

回答 $j = 3$: 水準 h_t より小さい

各個人は、 $t-1$ 期の時点で第 i 番目の個人が主観的な予想値 p_{it}^f を形成し、その予想値にも

¹³ これらの研究の後、カールソン・パーキン法を使ってインフレ期待を計測した研究例としては、Fukuda, Teruyama, and Toda(1991)や中山・大島(1999)などがある。また、日銀

とづいて質問に回答する¹⁴。カールソン・パーキン法の目的は、その回答をもとに、予想値 p_{it}^f の母集団全体での平均値 m_t と分散 s_t^2 を推定することである。

分析では、母集団全体の予想値の分布状況は、標準正規分布 Q を用いて表すことができると仮定し、

$$(2) \quad Q((z - m_t)/s_t) = \{p_{it}^f \leq z \text{ と考える人数}\} / \{\text{母集団の人数}\}$$

とする。この仮定のもとでは、予想インフレ率の平均値 m_t と分散 s_t^2 は、(2)式の分布関数を用いて、

$$(3) \quad m_t = E(Z) = \int z dQ((z - \mu_t)/\sigma_t)$$

$$(4) \quad s_t^2 = \text{Var}(Z) = \int (z - m_t)^2 dQ((z - m_t)/s_t)$$

と表すことができる。

刈屋の方法では、予想値 p_{it}^f を形成した各個人は、与えられた質問に対して確率的に第 j ($j=1,2,3$)の回答を選択すると仮定する。この確率的な反応関数は、すべての個人で共通しており、標準正規分布 H を用いて以下の通り、表現できる。

$$\text{回答 } j=1 \text{ を選ぶ確率 } f_1 = H((p_{it}^f - h_t - d)/g)$$

$$(5) \quad \text{回答 } j=3 \text{ を選ぶ確率 } f_3 = H((-p_{it}^f + h_t - d)/g)$$

$$\text{回答 } j=2 \text{ を選ぶ確率 } f_2 = 1 - f_1 - f_3.$$

これに対して、伝統的なカールソン・パーキン法では、(5)のような確率的な反応関数は想定しておらず、各個人は形成された予想値 p_{it}^f をもとに一意に回答を決定すると考える。

短観の判断項目には、販売価格と仕入価格の動向に関するサーベイがある。

¹⁴ 従来のカールソン・パーキン法では各個人の p_t に関する主観的な分布のメディアンであるとしているが、刈屋の拡張では特にメディアンに限定されない。また、このことは予想値 p_{it}^f の母集団全体での平均値 m_t と分散 s_t^2 の算出に本質的な違いをもたらさない。

これは、反応関数を(5)の代わりに、

$$\text{回答 } j = 1 \text{ を選ぶ確率 } f_1 = I_{(h_t+d, \infty)}(p_{it}^f)$$

$$(5)' \quad \text{回答 } j = 2 \text{ を選ぶ確率 } f_2 = I_{(h_t-d, h_t+d)}(p_{it}^f)$$

$$\text{回答 } j = 3 \text{ を選ぶ確率 } f_3 = I_{(-\infty, h_t-d)}(p_{it}^f)$$

とおいた場合に相当する。ただし、 $I_A(x)$ は $x \in A$ のとき 1、それ以外のとき 0 をとる指示関数である。

反応関数(5)と(5)'では、 d の解釈は次のように異なる。まず、(5)'では、インフレ率が h_t から d 以上に上昇する(d 以下に下落する)と予想した個人は、確実に回答 $j = 1$ (回答 $j = 3$)を選択する。したがって、(5)'では、 d はすべての個人がインフレ率に変化があったと認識するインフレ率の変化の閾値となる。これに対して、(5)においては、各個人ごとにインフレ率に変化したと認識する値は異なっていると考える。このため、(5)に現れる d は、各個人がインフレ率に変化があったと認識する閾値の平均値である。また、(5)では g が大きくなると f_1 や f_3 の確率は小さくなり、結果的に f_2 の確率が大きくなるので、反応関数(5)における g は、人々が回答 $j = 2$ を選択しがちな傾向を表すパラメータと解釈できる。

以下では、調査の対象となる母集団が確率的な状況を仮定し、基本的に反応関数(5)にもとづいた刈屋法の導出方法を説明する¹⁵。刈屋法の大きな特徴は、各個人が形成した予想値の母集団全体での分布と、形成された予想値から各個人がどのように回答するかという2つの確率的状況が存在し、両方とも標準正規分布を用いて表現できると仮定している点である。このため、反応関数(5)が与えられると、それぞれの反応確率の母集団全体での平均値は、

$$(6) \quad r_j = E[f_j(Z)] = \int f_j(z) dQ((z - m_t) / s_t)$$

となる。したがって、それぞれの回答の平均的な反応確率は、(5)式と(6)式から、

$$(7) \quad r_1 = E[H((Z - h_t - d) / g)] \\ = \int H((z - h_t - d) / g) dQ((z - m_t) / s_t)$$

¹⁵ ただし、以下での議論は、(5)'の反応関数を仮定した場合でも、 $g = 0$ となる以外は、結果的に予想値 p_{it}^f の母集団全体での平均値 m_t と分散 s_t^2 には本質的な違いはあらわれない。

$$\begin{aligned}
&= \int H((s_t u - h_t - d + m_t) / g) dQ(u) \\
&= E \left\{ P \left[Y \geq \frac{1}{g} (s_t U - h_t - d + m_t) \mid U \right] \right\} \\
&= E \left[Y - \frac{s_t}{g} U \leq \frac{1}{g} (m_t - h_t - d) \right]
\end{aligned}$$

および、

$$(8) \quad r_3 = E \left[Y + \frac{s_t}{g} U \leq -\frac{1}{g} (m_t - h_t + d) \right]$$

と表される。ここで $U = (Z - m_t) / s_t$ は、分布関数 Q をもつ確率変数、 Y は分布関数 H をもつ確率変数であり、先に述べたように、 Q も H も標準正規分布関数である。

したがって、標準正規分布関数を Φ で表すと、

$$(9) \quad Q(x) = H(x) = \Phi(x)$$

となり、 $Y \pm \frac{s_t}{g} U$ は $N(0, 1 + (s_t / g)^2)$ に従うので、

$$(10) \quad r_1 = \Phi((m_t - h_t - d) / (g^2 + s^2)^{1/2})$$

$$(11) \quad r_3 = \Phi(-(m_t - h_t + d) / (g^2 + s^2)^{1/2})$$

が導かれる。

いま、 p_t の予想値に関する質問に対して、 N_t 個のランダム・サンプルが回答として得られたとする。また、そのうち第 j の回答を選んだ人数を W_j (ただし、 $j = 1, 2, 3$) とし、これ以外の回答を N_t 個に含めないものとして、 $N_t = W_1 + W_2 + W_3$ が成り立っているとする。このとき、 $\mathbf{r} = (r_1, r_2, r_3)$ とすると、 $\mathbf{W} = (W_1, W_2, W_3)$ の確率分布は 3 項分布に従い、

$$(12) \quad p(\mathbf{W} | \mathbf{r}) = \frac{n_t!}{w_1! w_2! w_3!} r_1^{w_1} r_2^{w_2} r_3^{w_3}$$

である。ただし、小文字の n_t と w_j ($j = 1, 2, 3$) は、それぞれ確率変数 N_t と W_j ($j = 1, 2, 3$)

の実現値を表す。また、第 j 回答の標本比率を

$$(13) \quad r_{jt} = w_{jt} / n_t$$

とすると、 r_{jt} は r_j の最尤推定量となっている。(13)式の r_{jt} が r_j の最尤推定量であるから、(10)式と(11)式の r_j を r_{jt} で置き換えて、

$$(14) \quad \Phi^{-1}(1 - r_{1t}) = a_t = -(\mathbf{m}_t - \mathbf{h}_t - \mathbf{d}) / (\mathbf{g}^2 + \mathbf{s}^2)^{1/2}$$

$$(15) \quad \Phi^{-1}(r_{3t}) = b_t = -(\mathbf{m}_t - \mathbf{h}_t + \mathbf{d}) / (\mathbf{g}^2 + \mathbf{s}^2)^{1/2}$$

となり、結果として、

$$(16) \quad \mathbf{m}_t = \mathbf{h}_t - \mathbf{d}(a_t + b_t) / (a_t - b_t)$$

$$(17) \quad (\mathbf{g}^2 + \mathbf{s}^2)^{1/2} = 2\mathbf{d} / (a_t - b_t)$$

が得られる¹⁶。

したがって、 \mathbf{d} と \mathbf{g} を推定することで、予想値 \mathbf{p}_{it}^f の母集団全体での平均値 \mathbf{m}_t と分散 \mathbf{s}_t^2 を推定することができる。伝統的なカールソン・パーキン法では、 \mathbf{d} を推定する際には、事後的に観測されたインフレ率 \mathbf{p}_t を用いて、 $\sum_{t=1}^T \mathbf{p}_t = \sum_{t=1}^T \mathbf{m}_t$ として

$$(18) \quad \hat{\mathbf{d}} = \frac{\sum (\mathbf{h}_t - \mathbf{p}_t)}{\left[\sum (a_t + b_t) / (a_t - b_t) \right]}$$

とした。これに対して、刈屋(1986, 1994)は、最尤法による \mathbf{d} と \mathbf{g} の推定を提案している。刈屋の方法では、 $\mathbf{p}_{t-1}, \dots, \mathbf{p}_1$ が与えられた下で、 \mathbf{p}_t の条件付期待値と条件付分散が人々の予想の平均値 \mathbf{m}_t と分散 \mathbf{s}_t^2 と等しい、すなわち、

$$(19) \quad E[\mathbf{p}_t | \mathbf{p}_{t-1}, \dots, \mathbf{p}_1] = \mathbf{m}_t,$$

¹⁶ (5)´ 式のような反応関数で考えた場合も、(17)式の $\mathbf{g} = 0$ である点以外は、(16)、(17)式と同じである。

$$(20) \quad \text{Var}[p_t | p_{t-1}, \dots, p_1] = s_t^2$$

と仮定する。したがって、 p_t の条件付分布が正規分布であると仮定し、 x_t を事後的な観測値とすると、 p_T, \dots, p_1 の同時密度関数は、

$$(21) \quad \prod_{t=1}^T (2\pi)^{-1/2} s_t^{-1} \exp[-\sum_{t=1}^T (x_t - m_t) / 2s_t^2]$$

と書き表される。

ここで、 $g=0$ とおくと最尤推定量 \hat{d} は、陽表的に解くことができ容易に求まる。もし $g > 0$ であるならば、最尤推定量 \hat{d} は一般的に解くことはできないが、繰り返し法で計算すれば、求めることができる。

8. サーベイ・データを用いた推計結果

(i) フィリップス曲線の推計

この節では、カールソン・パーキン法と前節で説明した刈屋の方法をサーベイ・データに適用することによってインフレ期待 Ep_t を計算し、それを用いてフィリップス曲線を計測することにある。具体的には、四半期データを使って、以下の式を推計した。

$$(22) \quad p_t = a(L)p_{t-1} + b(L)D_t + c(L)z_t + d(L)Ep_t + e_t,$$

(22)式は、 $d(L)Ep_t$ が含まれている点を除けば、(1)式と全く同様である。また、 $a(L)p_{t-1}$ を除き、ラグ・オペレータ多項式 $d(L)Ep_t$ を係数 d で置き換えれば、(22)式はカールソン・パーキン法を用いた先行研究の計測式と本質的に同じものとなる。ただし、(22)式では、インフレ期待の動きを代理する2つの変数 $a(L)p_{t-1}$ と $d(L)Ep_t$ を同時に説明変数を加えているため、 $a(L)$ や $d(L)$ それぞれの推計値からはインフレ期待がインフレ率に与える影響をとらえることができなくなっている。特に、 $a(L)$ や $d(L)$ がとるべき値や符号条件も先験的にははっきりせず、その点で推計値の解釈も難しくなっている。

しかしながら、われわれの主たる問題意識は、フィリップス曲線を使ったインフレ予測の精度をいかに高めることができるかという点にあり、狭義の「経済理論」に正確に合致したフィリップス曲線を計測することではない。このため、以下では、推計式でインフレ期待 Ep_t の項に関してもラグの存在を考慮すると同時に、推計値の経済学意味付けが必ずしもはっきりしない場合でも、インフレ率に対する説明力が高いかどうかという観点からフィリップス曲線に対する評価を行うことにする。

分析では、生鮮食料品を除くCPIのインフレ率を p_t とし、サプライ・ショック z_t には輸入物価指数の変化率をそれぞれ用いた。また、output gap D_t として製造業の稼働率、所定外労働時間、失業率の指数の3つをそれぞれ考え、稼働率を $D_{1,t}$ 、所定外労働時間を $D_{2,t}$ 、失業率を $D_{3,t}$ 、そして失業率の逆数を $D_{4,t}$ と定義した。この定義から、 $D_{1,t}$ 、 $D_{2,t}$ 、および $D_{3,t}$ は p_t に対して正の影響を持つことが予想されるのに対して、 $D_{4,t}$ は p_t に対して負の影響を持つことが予想される。

サーベイ・データから消費者物価のインフレ期待 Ep_t を推計する方法としては、これまでにさまざまな方法が提案されている。以下では、それらの方法のうち、前節でも説明した(a)単純なカールソン・パーキン法、(b) $g = 0$ として d を最尤法を用いて推定する刈屋(1986)の方法、(c) $g > 0$ として d を最尤推定する刈屋(1994)の方法、の3つを用いて推計を行った。

以下での推計期間は、1977年第1四半期から1998年の第4四半期までである。また、サーベイ・データが四半期データであるため、すべての変数は四半期データを用いた。さらに、動学的影響を考慮するため、各説明変数には0期から4期(すなわち1年)のラグや0期から8期(すなわち2年)のラグをとった。

(ii) 推計結果

表4は、比較の対象としてインフレ期待 Ep_t を含まない(1)式のフィリップス曲線を推計した結果をまとめたものである。説明変数の中では、4期前と8期前のインフレ率や、ラグをとらない輸入物価指数の変化率 z_t が比較的有意水準が高い。しかし、それら以外の説明変数は、あまり有意でないものが多い。このことは、日本では(1)式のようなフィリップス曲線はあてはまりが悪く、インフレ率の予測としてもよい結果をもたらさなかったというこれまでの結果と整合的である。

表5では、(a)の方法(単純なカールソン・パーキン法)で推定したインフレ期待 Ep_t を利用して(2)式を推定した結果をまとめている。これを表4の結果と比べてみると、output gapとサプライ・ショックについては、ほとんど有意な影響はみられない。しかし、修正 R^2 は3つのoutput gapいずれを使った場合でも、 Ep_t を含まない推計よりも Ep_t を含めた推計の方が大きく、インフレ期待 Ep_t によってフィリップス曲線のあてはまりが良くなっていることが分かる。特に、過去のインフレ率 p_t だけでなく、インフレ期待 Ep_t もラグをもって当期のインフレ率に有意な影響を与えており、それらの推計値は5%水準でみて有意である。

もっとも、表5では、当期のインフレ期待 Ep_t の係数が有意に負である。また、 Ep_{t-1} と Ep_{t-3} の係数が有意に正で Ep_{t-2} の係数が有意に負であることは、output gapの選択にかかわらず見られる傾向である。かりに Ep_t がインフレ期待の影響をとらえる唯一のものであれば、その係数は0と1の間にあると予想されるので、この結果は理論的な観点からは必ずしも好ましいものではない。ただし、推計式ではインフレ期待の影響をとらえる項としてラグ

付きのインフレ率も同時に含まれており、それらの項の推計結果では、 p_{t-1} と p_{t-3} の係数が有意に正で、 p_{t-2} と p_{t-4} の係数が有意に負である傾向がある。したがって、インフレ期待全体の影響が、経済理論と矛盾しているかどうかは、この推計結果だけでは必ずしも明らかではない。

一方、表6は(b)の刈屋法で推定した Ep_t を、また表7は(c)の刈屋法で推定した Ep_t を、それぞれ説明変数に加えてフィリップス曲線を推計した結果を示したものである。いずれも、 $D_{2,t-2}$ と $D_{3,t-3}$ を除いて output gap とサプライ・ショックについては有意ではない傾向が強かった。しかし、期待インフレ率を加えない表4の結果と比較した場合、どちらの場合も、output gap にどの変数を用いるかにかかわらず、修正 R^2 は上昇している。したがって、単純なカールソン・パーキン法だけでなく、刈屋法で推定したインフレ期待 Ep_t を説明変数に加えることによっても、フィリップス曲線のあてはまりが良くなっていることが読み取れる。これらの結果は、サーベイ・データから得られたインフレ期待が、事前のデータに現れない次期のインフレへの影響を正しく予想し、その結果としてフィリップス曲線のあてはまりを良くしていると解釈できる。

なお、 Ep_t の係数の推計値を見た場合、(b)の方法や(c)の方法の場合でも、ラグをとった Ep_t の中には有意でないものも含めて係数が負となるものもあった。しかし、表6や表7では、すべてのケースで、ラグをとらない Ep_t の係数は有意に正で、かつ0と1の間にあることが観察された。また、ラグをとらない Ep_t の係数は、ラグをとった Ep_t の係数よりも絶対値が常に大きく、かつ Ep_t の分布ラグの係数を合計した場合、その値は常に0と1の間にあった。

既に述べたように、われわれの推計では、説明変数に過去のインフレ率などインフレ期待と密接に相関がある他の変数を加えているため、 Ep_t の係数が負になるという結果は必ずしも理論と矛盾するとはいえない。しかし、以上の結果は、 Ep_t の係数の符号条件や値という観点から考えた場合、同じサーベイ・データを用いた場合でも、 Ep_t の係数が負になる傾向が多かった(a)の方法よりも、(b)の方法や(c)の方法の方が、理論的観点からはパフォーマンスが良いことを示唆している。

(iii) in-sample での予測力

われわれは次に、これらの推計結果を使って p_t の1四半期後の in-sample での予測値を p_t の実現値と比較した。表8は、そのRMSE (root mean square error) をまとめたものである¹⁷。表から、output gap の選択やラグの長さに関わらず、サーベイ・データから得られたインフレ期待 Ep_t を説明変数に含めた場合の RMSE は含めない場合の RMSE よりも 20% 以上も小さくなり、フィリップス曲線によるインフレ期待の予測として望ましいパフォー

¹⁷ p_t の予測値を p_t^f とした場合、 $t = s$ から $t = s+T-1$ までの期間における RMSE (root mean

マンスを示していることが読み取れる。

この結果は、4 四半期後のインフレ予測（すなわち、先行き 1 年間の物価の伸び率の予測）をその実現値と比較した場合でも、ほとんど変わらない。たとえば、表 9 は、その in-sample での RMSE をまとめたものである。表 9 の計算においては、4 四半期後におけるインフレの予測値を計算するにあたって、推計式の被説明変数を消費者物価水準の四半期の伸び率 p_t ではなく 4 四半期間（すなわち、1 年間）の伸び率 P_t とし、以下の式

$$(23) \quad P_t = a(L)p_{t-1} + b(L)D_t + c(L)z_t + d(L)Ep_t + e_t,$$

を推計した。ここで、説明変数は四半期のデータのままとし、各変数のラグもこれまでの推計と同じである。また、推計期間は同じである¹⁸。

表 9 は、その推計結果をもとに計算した P_t の予測値と P_t の実現値の差から、RMSE を求めたものである。表から、1 四半期後の RMSE で比較した表 8 のときと同様に、4 四半期後の RMSE もインフレ率の期待 Ep_t を含めたほうが 10%以上小さくなっており、フィリップス曲線の予測力としては改善していることが分かる。特に、修正 R^2 や RMSE を比べた場合、その改善は、刈屋によって拡張された方法(b)や(c)より、(a)単純なカールソン・パーキン法を使ったケースで大きかった。

もちろん、 Ep_t の係数の推計値を見た場合、単純なカールソン・パーキン法を用いた場合にその値がマイナスとなる傾向が強いという問題点は存在している。したがって、RMSE の大小関係からのみ、単純なカールソン・パーキン法と刈屋によって拡張された方法のパフォーマンスの優劣を議論するのは適切でないかもしれない。

しかし、推計結果では、インフレ期待 Ep_t は、(a)、(b)、(c)いずれの方法であっても、フィリップス曲線のあてはまりを改善し、サーベイ・データが予測力を強める傾向がかなり口バストに観察された。また、フィリップス曲線の output gap やサプライ・ショックからインフレ率への影響はさほど小さくなく、それらは日本におけるインフレの予測力の改善する上で限定的な役割しか果たしていなかった。したがって、以上の結果から、日本では、インフレ期待に関するサーベイ・データを加えることが、フィリップス曲線によるインフレ予測の限界を補う上で非常に有用であると考えられる。

(iv) out-of-sample の予測力

サーベイ・データの有用性を示す以上の結果は、in-sample の予測だけでなく、out-of-sample の予測を行った場合でも、おおむね成立する。以下では、このことを 1 期前までの

square error) は、 $\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=s}^{s+T-1} (p_t^f - p_t)^2}$ として計算される。

¹⁸ 紙面の制約のため、ここでは具体的な推計結果は示さないが、符号条件など結果は(22)式の推計結果とほとんど同じである。

データを用いて推計した係数を用いた out-of-sample の予測の精度を比較することによって明らかにする。in-sample の場合と同様に、予測に用いるフィリップス曲線の推計は、 Ep_t を含めないものと、(a)、(b)、(c) の 3 種類の Ep_t をそれぞれ入れたものの 4 つの方法で行った。また、output gap としては、これまでの推計においてわずかながら全体としてよりよい当てはまりを示した失業率の逆数を用いた。

予測の対象は、先行き 1 年間の物価水準の伸び率とした。このため、予測に利用するフィリップス曲線を推計する際は、1 年間のインフレ率を被説明変数として用いた。その上で、 Ep_t を利用せずに推計した out-of-sample の理論値、および(a)、(b)、(c) の Ep_t をそれぞれ入れて推計した out-of-sample の理論値の計 4 種類の系列を計算し、各理論値と実際のインフレ率の差から RMSE を計算した。

以下の分析では、93 年第 1 四半期、94 年第 1 四半期、95 年第 1 四半期の各期から 99 年の第 1 四半期までの 3 種類の期間に関して、RMSE を計算した。このように RMSE を計算する期間を 1990 年代に限定した理由は、out-of-sample の予測で 1980 年代を対象とすると非常に少ないサンプルを使って推計された係数値を用いることになり、予測としては適切ではない可能性が高まるからである¹⁹。

表 10 が、上で述べた 3 つの期間についてそれぞれの RMSE を示したものである。表から、3 つの期間いずれにおいても、 Ep_t を含めない推計よりも、 Ep_t を含めた推計の方が予測値の RMSE が小さくなっていることが分かる。この結果は、out-of-sample の予測においても、 Ep_t を用いた予測が優れていることを示唆している。

また、in-sample の場合と異なり、(a) のカールソン・パーキン法よりも (b)、(c) の刈屋の方法の方が RMSE が小さくなっていた。(a)、(b)、(c) の 3 つの方法の間で、このような違いが生まれる原因の 1 つは、比較する期間の違いにあると考えられる。前に示した in-sample の予測の場合は、利用できるサンプルをすべて用いた予測であった。したがって、ここで分かることは少なくとも 93 年頃以降については、刈屋の方法はカールソン・パーキン法よりも優れた予測力を持つことである。

もっとも、out-of-sample の予測では、RMSE において Ep_t を含めた推計で改善が見られるとは言えるものの、その差はさほど大きいものではない。しかしながら、推計方法にかかわらず、また比較する期間にかかわらず Ep_t を含めた場合のほうが優れた予測をしていることは、このようなサーベイ・データに基づくインフレ期待の重要性を示していると思われる。特に、out-of-sample で優位性が示されたことは、 Ep_t を含めることによって得られたフィリップス曲線の予測力の改善は、ある程度長期的な展望に立てば、実際の予測の上でも意味を持つことを示唆していると考えられる。

¹⁹ なお、開始時期を 95 年第 3 四半期以降と定めても RMSE を計算したが、ほとんど結論は異ならなかった。

また、図1は、93年1四半期以降の out-of-sample による予測と実際のインフレ率（先行き1年後の物価の伸び率）を図示したものである。96年5月から97年前半まで実際のインフレ率が高くなっているのは、97年4月の消費税率のアップによる物価の上昇をとらえたものである。図では、この時期、必ずしも Ep_t を含めた推計が実際のインフレ率を常によく追隨しているとはいえない。しかし、この時期においても、インフレ率が急激に上昇し、その後下降しているような状況においては、 Ep_t を含めた推計のほうがインフレ期待の入っていない推計よりも早く実際のインフレ率に追隨しているようである。これは、消費税率の引き上げによる物価の上昇は過去のマクロ変数の動きだけからは必ずしも機械的に予測できるわけではないが、サーベイ・データはそのような変化により早く反応する側面があるからだと考えられる。

9. 残された問題

本稿では、日本におけるフィリップス曲線について、それにもとづくインフレ予測の有用性を中心に展望を行った。米国では近年、フィリップス曲線にもとづくインフレ予測が良好なパフォーマンスを示すことが明らかにされている。しかし、日本のフィリップス曲線では、失業率と景気の相関、GDPギャップの短期的な精度、CPIの自己相関などで、インフレ予測には不十分な点が多い。このため、本稿では最後に、日本におけるフィリップス曲線の予測パフォーマンスを改善する方法として、サーベイ・データの利用を提案し、それがフィリップス曲線によるインフレ予測の限界を補うものとして有用なパフォーマンスを示すことを明らかにした。

もちろん、紙面に限りのある本稿において、フィリップス曲線に関するこれまでの議論を網羅することに限界があることは言うまでもない。そこで以下では、本稿では取り上げることができなかった議論のうち、特に重要と思われる3つの問題に簡単に触れることによって、本稿に残された今後の課題に関して言及することにしたい。

(i) 非線形なフィリップス曲線

まず第1は、非線形なフィリップス曲線の問題である。本稿では主に、線形なフィリップス曲線の計測を中心に議論を展開した。しかし、近年、欧米では、凸の形状をした非線形型フィリップス曲線のあてはまりの良さを指摘する研究も数多くなされている（Debelle and Laxton (1997), Clark and Laxton (1997), Tambakis (1998), Schaling (1999)）。日本でも、これまで失業率の逆数をとるなど簡単な非線形性を取り入れたフィリップス曲線の計測はなされている。しかし、日本においてより一般的な非線形なフィリップス曲線を計測する試みは、Nishizaki and Watanabe (2000)などを例外とすれば数少なく、それがインフレ予測のパフォーマンスをどれだけ改善するかも必ずしも明らかになっていない。

日本経済では、80年代後半のバブル期に、需給ギャップが大幅に減少したにも関わらず、

物価上昇率はあまり上昇しなかった。また、90年代には、失業率が大幅に上昇したにもかかわらず、消費者物価は下落した場合でもその下落率はわずかであった。これらの事実は、少なくとも、80年代後半から90年代にかけて日本経済のフィリップス曲線を計測する上では、原点に対して凸の非線形なフィリップス曲線を考察することの有用性を示唆しているものといえる。

もっとも、80年代以降になぜ日本でフィリップス曲線の傾きが緩やかになったかに関しては、さまざまな要因が指摘されているものの、現段階では十分なコンセンサスが得られているとは言い難い。このため、フィリップス曲線に非線形性を導入する場合にも、どのような理論を前提とするかでその計測式が異なってくると考えられる。また、仮にメニュー・コストなど価格の硬直性を前提とした場合でも、追加的に強い仮定をおかなければ非線形なフィリップス曲線の定式化は一義的には決まらない。このため、特定の非線形性を導入することによって、フィリップス曲線を用いたインフレ予測の精度がどれくらい向上するかは現段階でははっきりしない。

また、インフレ率の非線形的な変化は、インフレ期待に対するサーベイ・データの結果にある程度反映されているはずである。したがって、フィリップス曲線の定式化に非線形性が十分反映されていなくとも、サーベイ・データにもとづくインフレ期待の項を説明変数に加えれば、インフレ率の非線形な動きはとらえることができるとも考えられる。このため、本稿でのアプローチは、フィリップス曲線の非線形性をとらえる1つの代替的なアプローチとも解釈することができるかもしれない。

(ii) サプライ・ショック

第2は、サプライ・ショック（供給ショック）の取り扱いである。(1)式のような標準的なフィリップス曲線では、説明変数にサプライ・ショック z_t を加えるのが通常である。需要の減少による物価の下落は景気の低迷など経済の好ましくない側面を反映するのに対して、サプライ・ショックによる物価の下落は消費者にとって実質的な購買力の増加を意味するので好ましい側面を持つ。したがって、インフレ率の変化が、需要ショックによるのか、供給ショックによるのかを判別することは、物価の安定を目標とした政策決定過程でもきわめて重要な意味を持つ。しかし、いずれの国においても、実際に価格に影響を与える供給サイドのショックを正確に測ることは容易なことではない。

本稿の推計では、サプライ・ショックの代理変数として輸入物価指数の変化率を使用した。日本のように原材料の輸入依存度が高い国では、輸入価格の変化は重要なサプライ・ショックの1つである。とりわけ、原油価格の変化は、70年代や80年代にかけて、日本のインフレ率を決定する上でもっとも重要な要因であった。しかしながら、輸入物価指数では、技術進歩や規制緩和による物価の下落は全くとらえることはできない。

近年の日本では、特にパソコンやIT関連の製品において、技術進歩が原因と考えられる価格の大きな下落は発生している。また、サービス産業でも、規制緩和や流通システムの

効率化によって、製品によっては目覚ましい物価の下落が起こっている。したがって、近年の日本においてインフレ率を予測するためには、これら輸入物価指数では観測不可能なサプライ・ショック要因を適切に考慮することが不可欠となっている。

観測不可能なサプライ・ショックの影響を取り入れてフィリップス曲線を計測するアプローチとしては、クロスセクションのデータの情報を使うことによって相対価格変動を捉える Ball and Mankiw (1995)らの方法が提案されている。この方法は、理論と整合的なフィリップス曲線を計測する上で1つの有望なアプローチかもしれない。しかし、われわれの主たる問題意識であるインフレ予測の精度を高めるという点からみた場合、この方法がどれだけ有効であるかは現在のところ明らかではない。

また、サプライ・ショックによってインフレ率が変化することが予想される場合、その変化は人々のインフレ期待にもある程度反映されるはずである。したがって、フィリップス曲線の定式化にサプライ・ショックの項が明示的に含まれていなくとも、本稿のようにサーベイ・データにもとづくインフレ期待の項を説明変数に加えれば、サプライ・ショックによる影響はある程度とらえることができる。このため、本稿でのアプローチは、観測不能なサプライ・ショックの影響をとらえる上でも、1つの代替的なアプローチとも解釈することができる。

(iii) 消費者物価指数の精度

第3は、予測の対象となる消費者物価指数の問題である。本稿では、生鮮食料品を除く消費者物価指数（CPI 除く生鮮）のインフレ率を分析の対象とした。CPI 除く生鮮は、一時的な変動が大きい生鮮食料品価格を取り除くことによって物価の基調的变化を捉えようとするものであり、これまでの研究でも幅広く採用されてきた。しかし、消費者物価指数に含まれる品目には、生鮮食料品以外にも、一時的に価格が大きく変動する品目も少なくない。このため、最近では、大幅な相対価格変動を経験した品目をその都度物価指数から控除する刈り込み平均指数を利用する試みもなされている（たとえば、三尾(2000)）。

また、白塚による一連の研究（白塚(1998)など）では、消費者物価指数（CPI）は品質変化や新製品バイアスのために上方バイアスを持ち、真の生計費の変動を過大評価していることを指摘している。かりにCPIの計測誤差が大きい場合、予測の対象となるインフレ率も誤差を持ったものとなる。したがって、この場合、予測に使用する消費者物価指数も、品質調整の精度を高めた指数を利用することが望ましいことになる。

特に低インフレ下でのインフレ予測の際には、これらの問題は避けて通ることができない重要な問題であることは事実であろう。しかし、どのような物価指数を用いるのが望ましいかという問題は、「何のためにインフレ予測をするのか？」といった根本的な問題にも関わるものである。このため、どのような物価指数が望ましいかは一概に結論づけることは容易なことではないことも事実である。

参考文献

- 植田和男・吉川洋、(1984)、「労働市場のマクロ経済分析」『季刊現代経済』spring、日本経済新聞社。
- 上田晃三・大沢直人、(2000)、「インフレ率水準と相対価格変動の関係について」日本銀行調査統計局、Working Paper 00-12.
- 小野旭、(1969)、「わが国におけるフィリップス・カーブの計測」新飯田宏・小野旭編『日本の産業組織』岩波書店、pp.102-123 .
- 粕谷宗久・大島一朗、(2000)、「インフレ期待の変化とインフレの慣性」日本銀行調査統計局、Working Paper 00-11.
- 刈屋武昭、(1986)、『計量経済分析の考え方と実際』東洋経済新報社。
- 刈屋武昭、(1994)、『計量経済分析の新展開』岩波書店。
- 木村武・種村知樹、(2000)、「インフレの不確実性とインフレ率水準の関係」日本銀行調査統計局、Working Paper 00-10.
- 黒坂佳央、(1988)、『マクロ経済学と日本の労働市場』東洋経済新報社。
- 黒坂佳央・浜田宏一、(1982)、「失業率とGNPギャップ - 日本における Okun 法則 - 」『経済学論集』。
- 島田晴雄・清家篤・古郡頼子・酒井幸雄・細川豊秋、(1981)、『労働市場機構の研究』経済企画庁経済研究所・研究シリーズ 37。
- 白塚重典、(1998)、『物価の経済分析』東京大学出版会。
- 新保生二・小西和彦・大平純彦、(1978)、「マネタリスト・モデルによるスタグフレーションの分析」経済企画庁『経済分析』第 72 号。
- 新保生二、(1980)、『現代日本経済の解明』東洋経済新報社。
- 豊田利久、(1979a)、「フィリップス曲線の仮説と計測」『国民経済雑誌』139、pp.119-123.
- 豊田利久、(1979b)、「大インフレーション期における期待の形成」『季刊理論経済学』30、pp.193-201.
- 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」浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編『日本経済のマクロ分析』東京大学出版会、第 11 章、pp.287-311.
- 中山興・大島一朗、(1999)、「インフレ期待の形成について」日本銀行調査統計局、Working Paper 99-7.
- 早川英男・前田栄治、(2000)、「97 年秋以降の金融経済動向についての考察」日本銀行調査統計局、Working Paper 00-1.
- 肥後雅博・中田(黒田)祥子、(2000)、「物価変動の決定要因について - 需給ギャップと物価変動の関係の国際比較を中心に - 」『金融研究』第 19 巻 1 号、pp.49-78.
- 松川滋、(1975)、「インフレーションにおける期待の役割」『季刊理論経済学』26、pp.218-227.

- 三尾仁志、(2000)、「基調的なインフレ率とフィリップス曲線」『金融研究』第19巻2号、pp.73-99.
- 南亮進・尾高煌之助、(1971)、『賃金変動 - 数量的接近』岩波書店。
- 吉川洋、(2000)、「マクロ経済学と日本経済」福田慎一・堀内昭義・岩田一政編『マクロ経済と金融システム』東京大学出版会、第1章、pp.1-22.
- Ball, L., and N.G. Mankiw, (1995), "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," Quarterly Journal of Economics 110, pp.161-193.
- Barsky, R. B., Mankiw, N.G., J. A. Miron, and D. N. Weil, (1988), "The Worldwide Change in the Behavior of Interest Rates and Prices in 1914," European Economic Review 32, pp.1123-1154.
- Bayton, F., J. Roberts, and J. Williams, (1999), "What's Happened to the Phillips Curve?" mimeo, Federal Reserve Board, Washington D.C.
- Camba-Mendez, G., and D. Rodriguez-Palenzuela, (2001), "Assessment Criteria for Output Gap Estimates," European Central Bank, Working Paper No. 54.
- Carlson, J. A., and M. Parkin, (1975), "Inflation Expectations," Economica 42, pp.123-138.
- Clark, P.B., and D. Laxton, (1997), "Phillips Lines and the Unemployment Costs of Overheating," International Monetary Fund, Working Paper 97/17.
- Debelle, G., and D. Laxton, (1997), "Is the Phillips Curve Really a Curve? Some Evidence for Canada, the United Kingdom, and the United States," IMF Staff Papers, 44, pp.249-282.
- Elder, S., and C. Sorrentino, (1993), "Japan's Low Unemployment: A BLS Update and Revision," Monthly Labor Review, October, pp.56-63.
- Fuhrer, J. C., (1995), "The Phillips Curve is Alive and Well," New England Economic Review, March/April, pp.41-56.
- Fujiki, H., S. K. Nakada, and T. Tachibanaki, T., (2001), "Structural Issues in the Japanese Labor Market: An Era of Variety, Equity and Efficiency or an Era of Bipolarization?" Monetary and Economic Studies 19, pp.177-208, IMES, Bank of Japan.
- Fukuda, S., H. Teruyama, and H. Y. Toda, (1991), "Inflation and Price-Wage Dispersions in Japan," Journal of the Japanese and International Economies 5, pp.160-188.
- Fukuda, S., (1995), "The Founding of the Bank of Japan and the Changed Behavior of Interest Rates and Inflation Rates," Journal of the Japanese and International Economies 9, pp.56-74.
- Fukuda, S., and T. Onodera, (2001), "A New Composite Index of Coincident Economic Indicators in Japan: How can we improve the forecast performance?" International

- Journal of Forecasting, 17, pp.483-498.
- Gordon, R. J., (1997), "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy," Journal of Economic Perspectives, Winter, pp.11-32.
- Gordon, R. J., (1998), "Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU," Brookings Papers on Economic Activity, 2, pp.297-333.
- Hamada, K., and Y. Kurosaka, (1984), "The Relationship between Production and Unemployment in Japan: Okun's Law in Comparative Perspective," European Economic Review 25, pp.71-94.
- King, R. G., and M. W. Watson, (1994), "The Post-war U.S. Phillips Curve: A Revisionist Econometric History," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 41, pp.157-219.
- Krugman, P. R., (1998), "It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap," Brookings Papers on Economic Activity 2, pp.137-187.
- Mankiw, N.G., J. A. Miron, and D. N. Weil, (1987), "The Adjustment of Expectations to a Change in Regime: A Study of the Founding of the Federal Reserve," American Economic Review 77, pp.359-374.
- Nishizaki, K., and T. Watanabe, (2000), "Output-inflation Trade-off at Near-Zero Inflation Rates," Journal of the Japanese and International Economies 14, pp.304-326.
- Orphanides, A., and S. van Norden, (1999), "The Reliability of Output Gap Estimates in Real Time," Working Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington D.C.
- Schaling, E., (1999), "The Non-linear Phillips Curve and Inflation Forecasting Targeting," Bank of England, Working Paper Series No.98.
- Staiger, D., J.H. Stock, and M.W. Watson, (1997), "The NAIRU, Unemployment, and Monetary Policy," Journal of Economic Perspectives 11, pp.33-51.
- Stock, J. H., (1999), "Monetary Policy in a Changing Economy; Indicators, Rules, and the Shift Towards Intangible Output," Bank of Japan, IMES Discussion Paper No.99-E-13.
- Stock, J. H., and M. W. Watson, (1999), "Forecasting Inflation," Journal of Monetary Economics 44, pp.293-335.
- Tambakis, D.N., (1998), "Monetary Policy with a Convex Phillips Curve and Asymmetric Loss," International Monetary Fund, Working Paper 98/21.
- Toyoda, T., (1972), "Price Expectations and the Short-run and Long-run Phillips Curves in Japan," The Review of Economics and Statistics, 65, pp.267-274.
- Watanabe, T., (1966), "Price Changes and the Rate of Change of Money Wage Earnings

in Japan, 1955-62," Quarterly Journal of Economics 80, pp.31-47.
Watanabe, T., (1997), "Monetary Policy and the Inflation Process," BIS Conference
Papers No.4.

表 1 . 鉱工業生産指数と関連指数の変化率に関する自己相関

	correlation	standard error
米国		
鉱工業生産指数	0.292	0.053
日本		
鉱工業生産指数	-0.314	0.054
稼働率指数（製造業）	-0.307	0.054
原材料消費指数（製造業）	-0.253	0.055
投資財出荷指数（除輸送機械）	-0.306	0.054
大口電力使用量（9電力計）	-0.191	0.055
所定外労働時間指数（製造業）	0.457	0.050
有効求人倍率（除学卒）	0.712	0.039

推計期間：日本 = 1973年2月 - 99年11月

米国 = 1975年1月 - 2000年7月

表2 主要先進国におけるインフレ率の自己相関

1. AR(1)のケース

CPI			PPIまたはWPI		
	t-1	R-squared		t-1	R-squared
カナダ	0.343 (6.18)	0.116	カナダ	0.322 (5.77)	0.103
米国	0.652 (14.59)	0.423	米国	0.330 (5.94)	0.109
日本	0.129 (2.22)	0.017	日本(製造業)	0.698 (16.62)	0.489
オーストリア	0.210 (3.66)	0.044	日本(全体)	0.600 (12.77)	0.361
ベルギー	0.319 (5.75)	0.102	オーストリア	0.203 (3.52)	0.041
デンマーク	0.271 (4.79)	0.073	フィンランド	0.555 (11.35)	0.308
フィンランド	0.374 (6.87)	0.140	フランス	0.262 (4.61)	0.069
フランス	0.730 (18.11)	0.531	ドイツ	0.481 (9.33)	0.232
ドイツ	0.340 (6.14)	0.115	アイルランド	0.563 (11.58)	0.317
ギリシャ	0.132 (2.27)	0.017	ノルウェー	0.182 (3.14)	0.033
イタリア	0.677 (15.45)	0.451	スペイン	0.572 (11.91)	0.329
ルクセンブルグ	0.193 (3.35)	0.037	スイス	0.281 (4.99)	0.079
オランダ	0.304 (5.44)	0.092	英国	0.474 (9.31)	0.231
ノルウェー	0.167 (2.88)	0.028			
ポルトガル	0.271 (0.06)	0.076			
スペイン	0.420 (7.9)	0.177			
スウェーデン	0.241 (4.22)	0.058			
スイス	0.170 (2.93)	0.029			
英国	0.396 (0.05)	0.157			

2 . AR(6)のケース

CPI

	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	sum	R-squared
カナダ	0.024 (0.40)	0.182 (3.06)	0.239 (4.08)	0.240 (4.11)	0.116 (1.95)	-0.006 (-0.11)	0.794	0.340
米国	0.505 (8.51)	0.062 (0.94)	0.021 (0.32)	0.074 (1.11)	0.071 (1.08)	0.079 (1.36)	0.812	0.463
日本	0.110 (1.90)	-0.201 (-3.51)	0.044 (0.76)	0.056 (0.98)	0.152 (2.72)	0.217 (3.84)	0.378	0.137
オーストリア	0.186 (3.21)	-0.080 (-0.34)	-0.039 (-0.69)	-0.188 (-3.29)	0.206 (3.53)	0.217 (3.71)	0.301	0.184
ベルギー	0.177 (3.08)	-0.081 (-1.40)	0.082 (1.44)	0.142 (2.50)	0.132 (2.31)	0.254 (4.49)	0.706	0.251
デンマーク	0.252 (4.75)	0.029 (0.54)	-0.018 (-0.36)	0.095 (1.90)	-0.083 (-1.66)	0.418 (8.42)	0.693	0.289
フィンランド	0.183 (3.10)	0.059 (0.98)	0.154 (2.62)	0.188 (3.21)	0.041 (0.68)	0.111 (1.91)	0.734	0.269
フランス	0.365 (6.47)	0.028 (0.16)	0.242 (4.05)	-0.094 (-1.57)	0.087 (1.43)	0.306 (5.40)	0.933	0.675
ドイツ	0.332 (5.61)	-0.043 (-0.69)	0.155 (2.49)	-0.009 (-0.15)	0.054 (0.88)	-0.031 (-0.53)	0.458	0.138
ギリシャ	0.206 (3.86)	-0.175 (-3.24)	0.163 (3.07)	-0.244 (-4.64)	0.139 (2.63)	0.421 (8.04)	0.510	0.377
イタリア	0.395 (6.84)	0.015 (0.24)	0.040 (0.66)	0.243 (4.03)	-0.013 (-0.20)	0.218 (3.82)	0.898	0.564
ルクセンブルグ	0.054 (1.01)	0.099 (1.84)	0.138 (2.56)	0.121 (2.22)	-0.080 (-1.47)	0.421 (7.71)	0.754	0.330
オランダ	0.155 (3.07)	0.025 (0.49)	-0.178 (-3.50)	0.058 (1.15)	0.123 (2.43)	0.512 (10.19)	0.696	0.477
ノルウェー	0.099 (1.82)	0.143 (2.61)	0.092 (1.67)	0.061 (1.10)	-0.069 (-1.28)	0.379 (7.08)	0.705	0.258
ポルトガル	0.267 (4.90)	-0.018 (-0.31)	0.067 (1.21)	0.054 (0.99)	-0.104 (-1.90)	0.345 (6.48)	0.613	0.211
スペイン	0.166 (2.93)	0.084 (1.47)	0.088 (1.56)	0.104 (1.84)	0.099 (1.74)	0.283 (5.03)	0.825	0.352
スウェーデン	0.145 (2.47)	0.062 (1.06)	0.090 (1.52)	0.071 (1.19)	0.128 (2.15)	0.125 (2.11)	0.620	0.134
スイス	0.114 (1.95)	0.166 (2.81)	0.108 (1.80)	-0.059 (-0.99)	0.046 (0.78)	0.117 (1.99)	0.493	0.093
英国	0.271 (4.73)	0.067 (1.13)	0.048 (0.82)	0.013 (0.21)	0.058 (0.97)	0.264 (4.63)	0.721	0.258

PPIまたはWPI

	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	sum	R-squared
カナダ	0.179 (3.04)	0.042 (0.70)	0.269 (4.5)	0.096 (1.61)	0.014 (0.24)	0.098 (1.65)	0.699	0.234
米国	0.253 (4.37)	0.001 (0.01)	0.194 (3.27)	-0.080 (-1.35)	0.099 (1.66)	0.225 (3.90)	0.693	0.236
日本（製造業）	0.518 (8.73)	0.105 (1.57)	0.140 (2.09)	0.039 (0.58)	-0.002 (-0.02)	0.010 (0.18)	0.809	0.523
日本（全体）	0.504 (8.48)	0.000 (0.00)	0.172 (2.59)	0.031 (0.47)	0.010 (0.15)	0.014 (0.23)	0.732	0.393
オーストリア	0.160 (2.74)	0.056 (0.95)	0.298 (0.51)	-0.053 (-0.90)	-0.073 (-1.25)	-0.197 (-3.38)	0.190	0.099
フィンランド	0.376 (6.36)	0.136 (2.17)	-0.064 (-1.03)	0.245 (3.95)	0.071 (1.13)	0.033 (0.56)	0.797	0.403
フランス	0.155 (2.69)	0.121 (2.08)	0.489 (8.62)	-0.098 (-1.71)	-0.092 (-1.59)	0.231 (4.13)	0.806	0.494
ドイツ	0.360 (6.06)	0.046 (0.73)	0.305 (4.84)	-0.029 (-0.47)	0.021 (0.34)	-0.016 (-0.27)	0.687	0.318
アイルランド	0.387 (6.53)	0.060 (0.94)	0.209 (3.30)	0.115 (1.52)	-0.014 (-0.22)	-0.004 (-0.07)	0.754	0.390
ノルウェー	0.088 (1.55)	0.122 (2.15)	0.074 (1.31)	-0.009 (-0.17)	0.092 (1.65)	0.263 (4.72)	0.630	0.157
スペイン	0.380 (6.53)	0.015 (0.25)	0.167 (2.70)	-0.004 (-0.06)	0.094 (1.51)	0.174 (2.99)	0.827	0.424
スイス	0.120 (2.05)	0.180 (3.05)	0.197 (3.29)	0.013 (0.22)	0.034 (0.58)	0.149 (2.55)	0.694	0.217
英国	0.212 (3.61)	0.147 (2.48)	0.217 (3.64)	0.023 (0.38)	0.084 (1.44)	0.104 (1.82)	0.786	0.372

表 3 : 経済企画庁の統計調査公表予定一覧

	平成12年9月分	平成12年12月分
景気動向指数 速報	11月6日	2月5日
景気動向指数 改訂状況	11月17日	未定
機械受注統計調査	11月10日	2月9日
法人企業動向調査	11月7日	2月8日
消費動向調査	10月24日	1月29日
単身世帯消費動向調査	11月17日	2月20日

表4 フィリップス曲線の推計：サーベイ・データによる期待インフレ率を含めないケース

(1) π_t のラグが4のケース

	Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic
Const.	0.0007	0.70		0.0004	0.35		0.0075	1.46		-0.0056	-1.31
π_{t-1}	0.0192	0.21		0.2087	2.07 *		0.0553	0.60		0.0433	0.47
π_{t-2}	-0.0137	-0.17		-0.0570	-0.70		0.0582	0.57		0.0544	0.53
π_{t-3}	-0.0896	-1.04		0.0080	0.09		-0.2429	-2.50 *		-0.2715	-2.71 *
π_{t-4}	0.6710	7.91 *		0.5003	5.75 *		0.5538	5.36 *		0.4993	4.77 *
$D_{1,t}$	0.0000	0.04									
$D_{1,t-1}$	0.0007	1.69									
$D_{1,t-2}$	-0.0003	-0.70									
$D_{1,t-3}$	-0.0003	-0.87									
$D_{2,t}$				0.0001	0.77						
$D_{2,t-1}$				0.0005	2.19 *						
$D_{2,t-2}$				-0.0009	-3.72 *						
$D_{2,t-3}$				0.0003	1.74						
$D_{3,t}$							-0.0001	-0.02			
$D_{3,t-1}$							-0.0067	-1.24			
$D_{3,t-2}$							-0.0049	-0.90			
$D_{3,t-3}$							0.0099	2.57 *			
$D_{4,t}$										0.0034	0.12
$D_{4,t-1}$										0.0495	1.38
$D_{4,t-2}$										0.0391	1.10
$D_{4,t-3}$										-0.0692	-2.95 *
Z_t	0.0249	2.36 *		0.0175	1.72		0.0213	2.03 *		0.0201	1.97
Z_{t-1}	0.0081	0.72		0.0118	1.13		0.0121	1.07		0.0122	1.15
Z_{t-2}	0.0067	0.58		0.0071	0.67		0.0111	0.98		0.0091	0.84
Z_{t-3}	-0.0154	-1.45		-0.0132	-1.33		-0.0124	-1.16		-0.0124	-1.23
Adjusted R-squared	0.6417			0.6738			0.6471			0.6697	

* : 5%有意

表4 フィリップス曲線の推計：サーベイ・データによる期待インフレ率を含めないケース

(2) t のラグが8のケース

	Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic
Const.	0.0005	0.45		0.0002	0.19		0.0051	0.98		-0.0038	-0.86
$t-1$	0.0549	0.44		0.2336	1.79		0.1209	1.00		0.0889	0.75
$t-2$	-0.1037	-0.86		-0.0911	-0.79		-0.0580	-0.45		-0.0786	-0.60
$t-3$	-0.0201	-0.17		0.0353	0.30		-0.1640	-1.26		-0.1614	-1.22
$t-4$	0.5218	4.29 *		0.4258	3.69 *		0.3743	2.84 *		0.3097	2.34 *
$t-5$	-0.0500	-0.45		-0.0432	-0.41		-0.0284	-0.25		0.0012	0.01
$t-6$	0.0972	0.87		0.0418	0.39		0.1184	1.10		0.1240	1.20
$t-7$	-0.1106	-1.02		-0.0655	-0.58		-0.0955	-0.91		-0.1095	-1.10
$t-8$	0.1930	1.78		0.1257	1.16		0.2084	1.98		0.2101	2.06 *
$D_{1,t}$	0.0001	0.21									
$D_{1,t-1}$	0.0005	1.16									
$D_{1,t-2}$	-0.0001	-0.20									
$D_{1,t-3}$	-0.0003	-0.93									
$D_{2,t}$				0.0002	0.84						
$D_{2,t-1}$				0.0004	1.54						
$D_{2,t-2}$				-0.0008	-3.04						
$D_{2,t-3}$				0.0003	1.55						
$D_{3,t}$							-0.0006	-0.15			
$D_{3,t-1}$							-0.0068	-1.27			
$D_{3,t-2}$							-0.0045	-0.82			
$D_{3,t-3}$							0.0110	2.56 *			
$D_{4,t}$										0.0157	0.56
$D_{4,t-1}$										0.0370	1.03
$D_{4,t-2}$										0.0469	1.32
$D_{4,t-3}$										-0.0826	-3.14 *
Z_t	0.0241	2.19 *		0.0174	1.62		0.0198	1.88		0.0187	1.82
Z_{t-1}	0.0106	0.92		0.0119	1.10		0.0134	1.17		0.0145	1.34
Z_{t-2}	0.0065	0.54		0.0077	0.69		0.0120	1.03		0.0088	0.80
Z_{t-3}	-0.0103	-0.93		-0.0102	-0.97		-0.0057	-0.51		-0.0052	-0.49
Adjusted R-squared	0.6440			0.6633			0.6548			0.6789	

* : 5%有意

表5 フィリップス曲線の推計：方法(a)による期待インフレ率を含めたケース

(1) t のラグが4のケース

	Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic
Const.	-0.0012	-1.30		-0.0014	-1.41		0.0020	0.49		-0.0045	-1.32
$t-1$	4.1957	4.73 *		4.2622	4.92 *		4.4190	5.14 *		4.3375	5.17 *
$t-2$	-4.4631	-3.85 *		-3.9027	-3.46 *		-4.0891	-3.58 *		-3.8736	-3.44 *
$t-3$	4.9650	4.38 *		4.6496	4.34 *		4.5736	4.10 *		4.0996	3.69 *
$t-4$	-1.9900	-2.05 *		-2.4195	-2.66 *		-2.1700	-2.33 *		-1.8919	-2.04 *
$D_{1,t}$	0.0000	-0.12									
$D_{1,t-1}$	0.0005	1.37									
$D_{1,t-2}$	-0.0002	-0.56									
$D_{1,t-3}$	0.0000	-0.14									
$D_{2,t}$				0.0001	0.38						
$D_{2,t-1}$				0.0004	1.81						
$D_{2,t-2}$				-0.0007	-3.30 *						
$D_{2,t-3}$				0.0003	2.11 *						
$D_{3,t}$							-0.0010	-0.29			
$D_{3,t-1}$							-0.0022	-0.52			
$D_{3,t-2}$							-0.0079	-1.86			
$D_{3,t-3}$							0.0106	3.50 *			
$D_{4,t}$										0.0112	0.49
$D_{4,t-1}$										0.0161	0.55
$D_{4,t-2}$										0.0583	2.05 *
$D_{4,t-3}$										-0.0718	-3.89 *
Z_t	0.0159	1.73		0.0079	0.88		0.0085	0.96		0.0075	0.87
Z_{t-1}	0.0044	0.47		0.0062	0.71		0.0062	0.67		0.0072	0.83
Z_{t-2}	0.0042	0.45		0.0055	0.63		0.0047	0.53		0.0041	0.48
Z_{t-3}	0.0027	0.29		0.0064	0.74		0.0092	1.01		0.0084	0.97
E_t	-4.2012	-4.83 *		-4.0863	-4.84 *		-4.3843	-5.24 *		-4.3277	-5.32 *
E_{t-1}	4.2092	3.67 *		3.6387	3.25 *		3.9174	3.50 *		3.6937	3.36 *
E_{t-2}	-5.0737	-4.57 *		-4.6727	-4.45 *		-4.7533	-4.41 *		-4.3069	-4.02 *
E_{t-3}	2.4846	2.54 *		2.8115	3.09 *		2.5515	2.73 *		2.2341	2.41 *
Adjusted R-squared	0.7700			0.7905			0.7850			0.7979	

* : 5%有意

表5 フィリップス曲線の推計：方法(a)による期待インフレ率を含めたケース

(2) t のラグが8のケース

	Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic
Const.	-0.0011	-1.16		-0.0013	-1.23		0.0026	0.61		-0.0048	-1.33
$t-1$	4.2616	4.40 *		4.4702	4.72 *		4.3266	4.66 *		4.2463	4.74 *
$t-2$	-4.5074	-3.52 *		-3.7655	-3.02 *		-3.9096	-3.04 *		-3.4834	-2.73 *
$t-3$	5.1369	4.05 *		4.8669	3.93 *		4.7943	3.75 *		4.1335	3.22 *
$t-4$	-2.0415	-1.93		-2.5608	-2.53 *		-2.3572	-2.31 *		-2.1038	-2.06 *
$t-5$	-0.1054	-1.10		-0.0640	-0.70		-0.0763	-0.79		-0.0382	-0.40
$t-6$	0.0338	0.33		0.0044	0.04		0.0647	0.65		0.0654	0.68
$t-7$	-0.0564	-0.57		-0.0580	-0.58		-0.0667	-0.71		-0.1033	-1.16
$t-8$	0.0148	0.15		-0.0720	-0.70		-0.0086	-0.09		0.0062	0.06
$D_{1,t}$	0.0000	0.03									
$D_{1,t-1}$	0.0003	0.90									
$D_{1,t-2}$	-0.0001	-0.24									
$D_{1,t-3}$	-0.0001	-0.23									
$D_{2,t}$				0.0001	0.42						
$D_{2,t-1}$				0.0003	1.43						
$D_{2,t-2}$				-0.0007	-3.10 *						
$D_{2,t-3}$				0.0003	2.10 *						
$D_{3,t}$							-0.0001	-0.03			
$D_{3,t-1}$							-0.0026	-0.58			
$D_{3,t-2}$							-0.0076	-1.71			
$D_{3,t-3}$							0.0095	2.75 *			
$D_{4,t}$										0.0084	0.36
$D_{4,t-1}$										0.0150	0.50
$D_{4,t-2}$										0.0599	2.03 *
$D_{4,t-3}$										-0.0689	-3.21 *
Z_t	0.0130	1.32		0.0039	0.40		0.0075	0.81		0.0062	0.70
Z_{t-1}	0.0044	0.45		0.0039	0.44		0.0053	0.56		0.0066	0.74
Z_{t-2}	0.0014	0.15		0.0018	0.20		0.0022	0.23		0.0014	0.15
Z_{t-3}	0.0023	0.24		0.0047	0.53		0.0092	0.97		0.0086	0.97
E_t	-4.1797	-4.41 *		-4.2341	-4.57 *		-4.2345	-4.65 *		-4.2034	-4.80 *
E_{t-1}	4.2322	3.32 *		3.4969	2.80 *		3.6909	2.90 *		3.2575	2.59 *
E_{t-2}	-5.1906	-4.13 *		-4.8395	-3.95 *		-4.9040	-3.91 *		-4.2453	-3.39 *
E_{t-3}	2.5476	2.36 *		3.0088	2.93 *		2.7396	2.66 *		2.4283	2.36 *
Adjusted R-squared	0.7626			0.7848			0.7773			0.7918	

* : 5%有意

表6 フィリップス曲線の推計：方法(b)による期待インフレ率を含めたケース

(1) t のラグが4のケース

	Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic
Const.	-0.0019	-0.95		-0.0026	-1.25		-0.0020	-0.29		-0.0035	-0.96
$t-1$	-0.8199	-4.36 *		-0.6878	-3.42 *		-0.7740	-4.31 *		-0.7787	-4.52 *
$t-2$	0.3579	1.73		0.1961	0.89		0.3941	1.81		0.4208	2.00 *
$t-3$	-0.3536	-1.66		-0.1853	-0.81		-0.4619	-2.06 *		-0.4644	-2.15 *
$t-4$	0.9763	4.84 *		0.7878	3.94 *		0.8810	4.27 *		0.7781	3.87 *
$D_{1,t}$	-0.0001	-0.34									
$D_{1,t-1}$	0.0007	1.76									
$D_{1,t-2}$	-0.0002	-0.49									
$D_{1,t-3}$	-0.0003	-1.11									
$D_{2,t}$				0.0002	1.06						
$D_{2,t-1}$				0.0003	1.59						
$D_{2,t-2}$				-0.0007	-2.91 *						
$D_{2,t-3}$				0.0002	0.95						
$D_{3,t}$							0.0012	0.32			
$D_{3,t-1}$							-0.0064	-1.37			
$D_{3,t-2}$							-0.0024	-0.50			
$D_{3,t-3}$							0.0078	2.21 *			
$D_{4,t}$										-0.0095	-0.40
$D_{4,t-1}$										0.0501	1.62
$D_{4,t-2}$										0.0232	0.75
$D_{4,t-3}$										-0.0595	-2.78 *
Z_t	0.0120	1.22		0.0042	0.43		0.0079	0.80		0.0069	0.73
Z_{t-1}	0.0070	0.69		0.0093	0.96		0.0084	0.81		0.0089	0.93
Z_{t-2}	0.0029	0.28		0.0055	0.58		0.0073	0.73		0.0047	0.48
Z_{t-3}	-0.0079	-0.86		-0.0089	-1.01		-0.0092	-0.96		-0.0095	-1.06
E_t	0.8388	5.11 *		0.8030	4.98 *		0.8401	5.08 *		0.8473	5.31 *
E_{t-1}	-0.4385	-2.15 *		-0.2770	-1.35		-0.3882	-1.91		-0.3960	-2.03 *
E_{t-2}	0.2406	1.16		0.1024	0.51		0.2198	1.07		0.1977	1.01
E_{t-3}	-0.3371	-1.86		-0.2656	-1.56		-0.3062	-1.71		-0.2529	-1.46
Adjusted R-squared	0.7389			0.7533			0.7380			0.7585	

* : 5%有意

表6 フィリップス曲線の推計：方法(b)による期待インフレ率を含めたケース

(2) t のラグが8のケース

	Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic
Const.	-0.0015	-0.71		-0.0024	-1.12		-0.0036	-0.52		-0.0017	-0.47
t-1	-0.7702	-3.70 *		-0.7011	-3.21 *		-0.7291	-3.57 *		-0.7728	-3.96 *
t-2	0.3027	1.26		0.2441	0.99		0.3164	1.28		0.3024	1.26
t-3	-0.1941	-0.81		-0.0881	-0.35		-0.3059	-1.23		-0.2719	-1.14
t-4	0.8667	3.86		0.7204	3.25		0.7077	3.04		0.5692	2.52
t-5	-0.0312	-0.31		-0.0158	-0.16		-0.0033	-0.03		0.0445	0.45
t-6	0.0481	0.47		0.0081	0.08		0.0583	0.57		0.0617	0.64
t-7	-0.1473	-1.54		-0.1540	-1.56		-0.1367	-1.49		-0.1340	-1.55
t-8	0.1792	1.85		0.1371	1.40		0.2103	2.28 *		0.2124	2.40 *
D _{1,t}	0.0000	0.02									
D _{1,t-1}	0.0004	1.07									
D _{1,t-2}	0.0000	-0.13									
D _{1,t-3}	-0.0003	-1.01									
D _{2,t}				0.0002	1.39						
D _{2,t-1}				0.0002	0.63						
D _{2,t-2}				-0.0005	-2.28 *						
D _{2,t-3}				0.0002	0.99						
D _{3,t}							0.0006	0.16			
D _{3,t-1}							-0.0063	-1.34			
D _{3,t-2}							-0.0015	-0.32			
D _{3,t-3}							0.0079	2.03 *			
D _{4,t}										0.0022	0.09
D _{4,t-1}										0.0378	1.23
D _{4,t-2}										0.0295	0.96
D _{4,t-3}										-0.0704	-2.94 *
Z _t	0.0099	0.99		0.0031	0.31		0.0066	0.68		0.0055	0.59
Z _{t-1}	0.0084	0.82		0.0084	0.85		0.0087	0.85		0.0103	1.08
Z _{t-2}	0.0027	0.25		0.0044	0.44		0.0072	0.70		0.0043	0.44
Z _{t-3}	-0.0047	-0.48		-0.0073	-0.78		-0.0044	-0.44		-0.0040	-0.44
E _t	0.8289	4.90 *		0.8442	5.03 *		0.8421	4.98 *		0.8510	5.28 *
E _{t-1}	-0.4192	-1.95		-0.3180	-1.45		-0.3778	-1.78		-0.3530	-1.73
E _{t-2}	0.1866	0.84		0.0856	0.38		0.1766	0.81		0.1256	0.60
E _{t-3}	-0.3522	-1.85		-0.2689	-1.47		-0.2961	-1.56		-0.2281	-1.27
Adjusted R-squared	0.7434			0.7519			0.7479			0.7698	

* : 5%有意

表7 フィリップス曲線の推計：方法(c)による期待インフレ率を含めたケース

(1) t のラグが4のケース

	Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic
Const.	-0.0024	-1.25		-0.0030	-1.55		-0.0038	-0.59		-0.0030	-0.87
$t-1$	0.0494	0.58		0.1209	1.25		0.0972	1.19		0.1013	1.24
$t-2$	-0.0980	-1.30		-0.0865	-1.21		-0.0153	-0.17		0.0072	0.08
$t-3$	-0.0926	-1.19		-0.0778	-0.91		-0.2101	-2.50 *		-0.2352	-2.77 *
$t-4$	0.5904	8.21 *		0.4907	6.49 *		0.5374	6.37 *		0.4919	5.78 *
$D_{1,t}$	-0.0001	-0.48									
$D_{1,t-1}$	0.0006	1.77									
$D_{1,t-2}$	-0.0001	-0.37									
$D_{1,t-3}$	-0.0003	-1.25									
$D_{2,t}$				0.0002	1.14						
$D_{2,t-1}$				0.0003	1.43						
$D_{2,t-2}$				-0.0006	-2.73 *						
$D_{2,t-3}$				0.0001	0.82						
$D_{3,t}$							0.0012	0.35			
$D_{3,t-1}$							-0.0059	-1.35			
$D_{3,t-2}$							-0.0020	-0.44			
$D_{3,t-3}$							0.0072	2.18 *			
$D_{4,t}$										-0.0102	-0.45
$D_{4,t-1}$										0.0468	1.61
$D_{4,t-2}$										0.0202	0.70
$D_{4,t-3}$										-0.0556	-2.77 *
Z_t	0.0096	1.04		0.0023	0.26		0.0054	0.58		0.0046	0.52
Z_{t-1}	0.0073	0.77		0.0089	0.98		0.0080	0.83		0.0085	0.94
Z_{t-2}	0.0016	0.17		0.0046	0.52		0.0059	0.62		0.0035	0.38
Z_{t-3}	-0.0069	-0.80		-0.0081	-0.98		-0.0088	-0.97		-0.0089	-1.06
E_t	0.0668	6.29 *		0.0643	6.12 *		0.0671	6.26 *		0.0669	6.48 *
E_{t-1}	-0.0347	-2.49 *		-0.0239	-1.69		-0.0312	-2.24 *		-0.0315	-2.35 *
E_{t-2}	0.0157	1.09		0.0076	0.54		0.0151	1.07		0.0136	1.00
E_{t-3}	-0.0222	-1.77		-0.0182	-1.54		-0.0204	-1.65		-0.0168	-1.41
Adjusted R-squared	0.7706			0.7820			0.7698			0.7879	

* : 5%有意

表7 フィリップス曲線の推計：方法(c)による期待インフレ率を含めたケース

(2) t のラグが8のケース

	Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic		Estimated Coefficient	t-statistic
Const.	-0.0020	-1.01		-0.0028	-1.42		-0.0053	-0.81		-0.0013	-0.39
t-1	0.0855	0.74		0.1506	1.23		0.1344	1.21		0.1008	0.93
t-2	-0.1108	-1.00		-0.0661	-0.62		-0.0584	-0.50		-0.0436	-0.37
t-3	0.0074	0.07		0.0028	0.03		-0.1047	-0.94		-0.1267	-1.13
t-4	0.4761	4.86 *		0.4227	4.43 *		0.3845	3.59 *		0.3187	2.96 *
t-5	-0.0258	-0.28		-0.0124	-0.14		0.0050	0.05		0.0502	0.54
t-6	0.0256	0.26		-0.0062	-0.06		0.0349	0.37		0.0419	0.47
t-7	-0.1405	-1.57		-0.1530	-1.66		-0.1306	-1.52		-0.1260	-1.56
t-8	0.1682	1.86		0.1304	1.42		0.2023	2.34 *		0.2030	2.45 *
$D_{1,t}$	0.0000	-0.10									
$D_{1,t-1}$	0.0004	1.08									
$D_{1,t-2}$	0.0000	-0.05									
$D_{1,t-3}$	-0.0003	-1.11									
$D_{2,t}$				0.0002	1.47						
$D_{2,t-1}$				0.0001	0.48						
$D_{2,t-2}$				-0.0005	-2.14 *						
$D_{2,t-3}$				0.0001	0.89						
$D_{3,t}$							0.0006	0.17			
$D_{3,t-1}$							-0.0056	-1.28			
$D_{3,t-2}$							-0.0012	-0.26			
$D_{3,t-3}$							0.0073	1.98			
$D_{4,t}$										0.0009	0.04
$D_{4,t-1}$										0.0351	1.22
$D_{4,t-2}$										0.0258	0.90
$D_{4,t-3}$										-0.0655	-2.92
Z_t	0.0076	0.81		0.0011	0.12		0.0043	0.47		0.0035	0.40
Z_{t-1}	0.0083	0.86		0.0078	0.84		0.0081	0.85		0.0096	1.08
Z_{t-2}	0.0013	0.13		0.0032	0.34		0.0057	0.59		0.0032	0.35
Z_{t-3}	-0.0043	-0.47		-0.0070	-0.79		-0.0046	-0.49		-0.0041	-0.47
E_t	0.0662	6.04 *		0.0671	6.18 *		0.0671	6.12 *		0.0668	6.41 *
E_{t-1}	-0.0333	-2.26 *		-0.0264	-1.76		-0.0301	-2.07 *		-0.0281	-2.02 *
E_{t-2}	0.0113	0.74		0.0057	0.37		0.0110	0.73		0.0077	0.53
E_{t-3}	-0.0225	-1.70		-0.0177	-1.39		-0.0188	-1.44		-0.0144	-1.15
Adjusted R-squared	0.7742			0.7821			0.7785			0.7979	

* : 5%有意

表8 1 四半期後のインフレ率に対する予測力 (RMSE) の比較

(1) インフレ率のラグ4期のケース

		output gap の指標			
		稼働率	時間外労働指数	失業率	失業率の逆数
E _t の推定法	インフレ期待無し	0.00456	0.00436	0.00453	0.00438
	(a)の方法	0.00356	0.00340	0.00344	0.00335
	(b)の方法	0.00379	0.00368	0.00380	0.00365
	(c)の方法	0.00355	0.00348	0.00356	0.00342

(2) インフレ率のラグ8期のケース

		output gap の指標			
		稼働率	時間外労働指数	失業率	失業率の逆数
E _t の推定法	インフレ期待無し	0.00443	0.00431	0.00436	0.00420
	(a)の方法	0.00353	0.00334	0.00340	0.00329
	(b)の方法	0.00365	0.00359	0.00362	0.00346
	(c)の方法	0.00342	0.00338	0.00339	0.00324

表9 4四半期後のインフレ率に対する予測力(RMSE)の比較

(1) インフレ率のラグ4期のケース

		output gap の指標			
		稼働率	時間外労働指数	失業率	失業率の逆数
E _t の推定法	インフレ期待無し	0.01143	0.01207	0.01191	0.01158
	(a)の方法	0.00859	0.00892	0.00867	0.00806
	(b)の方法	0.01039	0.01070	0.01081	0.01055
	(c)の方法	0.01026	0.01050	0.01064	0.01040

(2) インフレ率のラグ8期のケース

		output gap の指標			
		稼働率	時間外労働指数	失業率	失業率の逆数
E _t の推定法	インフレ期待無し	0.01096	0.01157	0.01151	0.01113
	(a)の方法	0.00850	0.00884	0.00846	0.00782
	(b)の方法	0.00987	0.01022	0.01036	0.01003
	(c)の方法	0.00975	0.01004	0.01019	0.00988

表10 out of sample による予測誤差(RMSE)

期間	インフレ期待無し	(a)の方法	(b)の方法	(c)の方法
93:1 - 99:1	0.01035	0.00887	0.00792	0.00785
94:1 - 99:1	0.01123	0.00962	0.00800	0.00795
95:1 - 99:1	0.01183	0.01039	0.00837	0.00834

注) 予測はいずれも先行き1年後の物価の伸び率に対するものである。

図1： 先行き1年後の物価伸び率に対するout-of-sample での予測系列

