

マネーサプライと物価、実質GNPとの関係

——インフレの成長抑圧効果の検証——

折 谷 吉 治

(現在審査局)

1. はじめに
2. 問題の所在と予備的考察
3. 多変数時系列モデルによる検証
4. 結 び

〔付〕 多変数時系列モデルによる条件付予測の方法

1 はじめに

本稿の目的は、わが国のマネーサプライと物価、実質GNPとの関係を、多変数時系列モデルの条件付予測のかたちで検証し、それによって「インフレの成長抑圧効果」を確認することにある。ここでインフレの成長抑圧効果^(注1)とは、インフレの持続が種々のプロセスを通じて、実質GNP成長率を低下させるように作用することを指している。

従来、ケインジアンのマクロ経済政策に関する議論においては、インフレと失業の間にはトレード・オフ関係が存在し、高い物価上昇を容認しさえすれば、実質生産活動を上げることができるとするものが多く（いわゆる「右下がりのフィリップス曲線」の仮説）、これが第2次大戦後世界的な政策思潮となってきた感があつた。これに対して1960年代後半以降、

短期的にはともかく、長期的にはこうした関係は成立せず、物価を上昇させても生産活動を上げることができないのではないか、という主張が行われてきたのである。

さらに最近では、こうした考え方すら不十分であつて、実際には物価を上昇させると、逆に生産活動を低下させてしまう（いわゆる「右上がりのフィリップス曲線」）という主張も強まっている。こうした「インフレの山が高ければ生産活動低下の谷深し」という考え方は、実は、古典派経済学や中央銀行家の伝統には古くからあつたものであるが、70年代のインフレーションの経験を通じて、再び政策当局・学界の認識として世界的に徐々に定着しつつあるものである。^(注2)

学界においては、短期分析を狙いとするケインジアン型計量経済モデルで、右

(注1) 世上、「インフレのデフレ効果」といわれているものであるが、この場合の「デフレ効果」という概念が不明瞭であるため、本稿では「インフレの成長抑圧効果」とよぶこととした。

(注2) 各国中央銀行首脳の発言から2、3引用してみると次のとおり。

下がりのフィリップス曲線を前提として構築されたものが利用されてはいるものの、長期的には物価を上昇させても生産活動を上げることが困難（ほぼ垂直なフィリップス曲線）という点についてケインジアンも、認めることが多くなっている。また、マネタリストにおいては、物価を上昇させると逆に生産活動は低下する（右上がりのフィリップス曲線）という経験的事実を認め、さらにその理論的背景を探ろうとの研究が活発に行われはじめているのが現状である。

わが国経済データについてみると、単純な時差相関係数やいわゆるマネタリスト・モデルによってもインフレの成長抑圧効果を「示唆」する結果を得ることができる。しかし、時差相関分析については、変数間の先行・遅行の因果関係が必ずしも明確でないといった統計学上の問題点が指摘されており、またマネタリスト・モデルによる検証についてはモデル作成の際に前提としたマネタリスト的仮説からもたらされた結果に過ぎないといえる。

そこで、本稿ではマネーサプライ、物価、

および実質GNPの3変数からなる多変数時系列モデルによる条件付き予測の方法を用いて検証することとした。時系列モデルは、時差相関分析の統計学上の問題点を克服している他、そのモデルが特定の経済理論仮説を前提とせずにつくられているため、そこからえられる結果も通常の計量経済モデルの場合とは異なり、統計データからの帰納的結果であるという特色をもっている。^(注3)

時系列モデルによる検証結果は、わが国にインフレの成長抑圧効果が存在することを端的に示している。すなわち、マネーサプライの増加率を高めると、一時的には（最初の1年間）実質生産活動が活発になる。しかし、同時にインフレ率が高まってゆき、ある時期を過ぎると、このインフレ進行過程によって実質GNPの増加率が抑制されるようになる。

以下、2.においてインフレの成長抑圧効果について、そのメカニズムに関するM. Friedmanの仮説などを紹介するとともに、時差相関分析およびマネタリスト・モデルによって予備的考察を行う。3.においては3変数時系列モデルを推定し、

-
- 「問題は物価の顕著な上昇であり、これがひいては経済成長を低下させることが懸念される状況である」(前川総裁<当時副総裁>、昭和54年12月6日、参議院大蔵委員会)。
 - 「政策当局はひとつの経済目標を達成するためには他の目標を犠牲にしなければならないというやっかいなジレンマをもつとする見方がある。しかし、こうしたジレンマは見せかけのものにすぎない。景気刺激策の導入が時期尚早であった場合には、実質成長よりむしろ物価上昇につながり、先行きの不透明感を高めてしまうこととなるので、実効がないばかりかむしろ浪費的なものである。……これが米国のみならず、世界全体における70年代の教訓である」(ボルカー米国連邦準備制度議長、1979年9月5日下院予算委員会)。
 - 「結局のところ、インフレを低くおさえた国が高い成長を得ることができた」(ペール西独連銀総裁、昭和55年1月4日付、読売新聞インタビュー)。

(注3) 全ての実証モデル分析に共通な問題ではあるが、ここで使用されたモデルも計測期間、予測期間を通じて経済構造に大きな変化がないものと仮定して、諸変数間の関係を捉えたもので、その意味で、ひとつの「机上実験」に過ぎない点には留意する必要がある(白川〔3〕)。

それを用いてマネーサプライ政策の効果
についての分析を行う。^(注4)

2. 問題の所在と予備的考察

(1) 問題の所在

イ、インフレの成長抑圧効果

従来、ケインジアンのマクロ経済政策に関する議論では、高い物価上昇を容認しさえすれば、実質生産活動を引上げ、失業を減らすことができるとするものが多かった（これは「右下がりのフィリップス・カーブ」と呼ばれる）。しかし、1960年代後半以降短期的にはともかく、長期的にはこうした物価上昇率と実質生産活動（あるいは失業）との間のトレード・オフは事実として成立しておらず、また理論的にも物価を上昇させても生産活動を引上げることはできないのではないかという主張（「垂直なフィリップス曲線」、「自然失業率仮説」）がマネタリストを中心に提唱されるようになった（第1図参照）。さらに、最近の経験的事実によれば、実際にはこうした考えすら不十分であって、一步進めて、物価を上昇させると、長期的には生産活動を引上げる（失業率を引下げる）どころか、逆に生産活動を低下させてしまうという方がより現実的ではないかとの考え方が現われ

るに至っている。「インフレの山が高ければ生産活動低下の谷深し」、あるいは「右上がりのフィリップス・カーブ」を考えようというのである。これはまた、かねて云われてきたような「インフレの成長抑圧効果」、すなわちインフレが実質生産活動に与えるマイナスの効果を重視するものといえる。

M. フリードマンは、こうした議論の発展を振り返って、「インフレと失業との関係についての経済学者の見解は、過去数十年の間に2つの段階を経過し、現在第三段階に入りつつある」として次のように述べている（1976年度ノーベル賞講演〔6〕）。

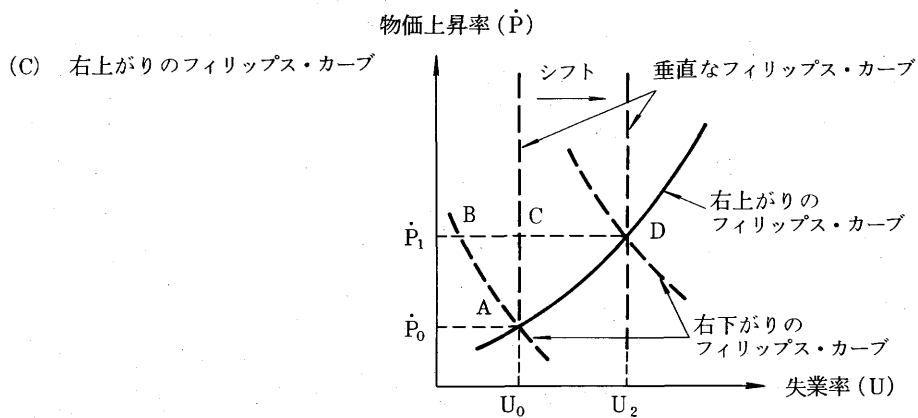
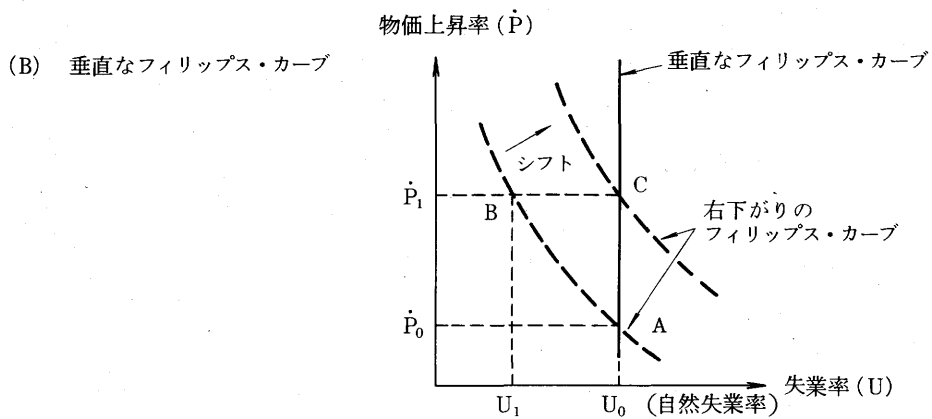
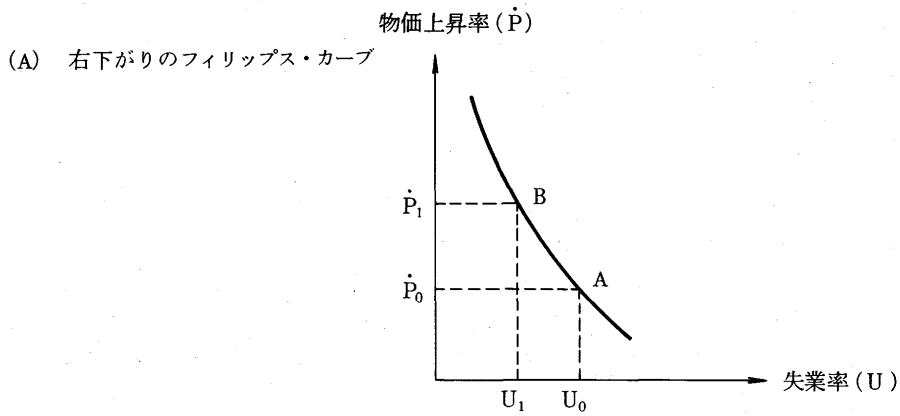
まず第一段階は、インフレと失業との安定的なトレード・オフ（安定的な右下がりのフィリップス・カーブ）を認める段階であった。すなわち、そこでは賃金上昇率、ひいては物価上昇率が高ければ、失業率（つまり労働の超過供給）が低く、逆に賃金・物価上昇率が低ければ失業率が高いという関係が存在し、しかもこの関係は安定的と考えられていたのである（第1図A）。

次に第二段階は、インフレ期待を短期のフィリップス・カーブのシフト変数として導入することによって、長期のフィリップス・カーブが自然失業率

（注4）本稿作成に当って、時系列モデルの考え方、計算方法については、文部省統計数理研究所赤池弘次博士から御指導を受けた、また、筑波大学黒田巖助教授からは貴重なコメントを頂いた。統計局浪花貞夫主査（現業務管理部）からは、統計的手法に関して貴重なアドバイスを受けるとともに、計算の労を取って頂いた。

また、本稿での多変数時系列モデルの推定および条件付予測は、文部省統計数理研究所第5研究部（赤池弘次部長）開発の「TIMSAC（Time Series Analysis and Control）〔5〕」プログラム・パッケージを使用した。

(第1図) インフレとGNP成長率(失業率)
との関係についての経済学者の見解



のところではほぼ垂直になるとする段階である。「名目賃金の上昇率が物価上昇率を下回っている間は実質賃金の低下を通じて企業採算を好転させ、生産は増加、失業率は低下する」という右下がりのフィリップス・カーブの考え方は、経済主体（企業、労働者）が物価上昇期待を織込んで行動しないということが前提されているといわざるをえない（その意味で短期のフィリップス・カーブ）。物価上昇期待が経済主体の行動に織込まれるようになると、第1図Bのように短期フィリップス・カーブはシフトしてしまい、^(注5) 長期的には失業率は名目賃金・物価の上昇率とは無関係なある水準（自然失業率）に落ちついてしまう、と考えられたのである。

さらに、第三段階はインフレと失業との間の正の相関関係という経験的な事実を認めようとする段階である。

フリードマンは、OECD7か国について60年代後半以降、とくに70年代早々からインフレ率が上昇する一方で失業率も上昇するという動きがでてきたことを統計的に指摘するとともに

（「StagflationからSlumpflationへ移行」と表現）、それが政策当局をはじめ世界各国でのコンセンサスとなりつつあるとするのである。

ロ、「インフレの成長抑圧効果」のメカニズム

「インフレの成長抑圧効果」、つまり物価上昇が長期的に生産活動の低下（失業の増大）をもたらすということが経験的事実としてかなり広く認められるに至ったとはいっても、そのメカニズムの理論的説明が十二分に行われてきたとは必ずしもいいがたい。しかし、次のとおり需要面・供給面の双方でこのようなメカニズムをもたらす要因が存在していることは明らかである。

第1に経済活動の水準の決定要因として総需要面を重視した場合にも、価格の上昇（インフレ）が産出量の低下を招く（右下がりの総需要曲線）ことは次のようなかたちで、よくいわれているところである。

① 個人消費への影響……実質所得の低下、実質金融資産の減価（目減り）、将来に対する不安感増大による消費マインドの萎縮等を通じて抑圧

（注5） この過程を第1図Bに則して多少説明すると次の通り。

物価上昇率 $\dot{P}_0$ 、失業率 U_0 の状況(A)から出発する。①物価上昇率が $\dot{P}_0$ から $\dot{P}_1$ へと高まったとする。②このとき、企業は自己の製品価格の上昇を眺めて生産増、雇用増へと動くので失業率も低下、(B)という状況が一時的に現出する。これは、自己の製品価格上昇には敏感な企業も、原材料、生産要素の価格等一般物価も同時に上昇している、ないし上昇の傾向にあるということには十分気がついていないからである。③しかし、時日の経過とともに企業は価格上昇が自己の製品価格にとどまらない一般的物価上昇であり、しかもこのような物価上昇が将来とも持続するということを認識する。それとともに企業は、状況(B)をもたらした行動は誤りであったとして、生産減・雇用減の行動をとり結局は状況(C)が実現せざるをえない。

このようにして物価上昇期待が経済主体の行動に織込まれるに伴って、短期フィリップス・カーブはA点を通るものから、C点を通るものへと漸次シフトし、物価上昇率を高めるという犠牲を払って獲得した失業率の減少も一時的なものに終らざるをえない。

② 輸出への影響……国際競争力悪化を通じて抑圧

③ 財政支出への影響……予算一定の場合、実質支出は減少

(M・フリードマンの仮説)

第2にインフレは経済の効率性を低下させるので、供給面から構造的に生産活動を低下させ、失業率(現実の失業率および自然失業率)を上昇させる傾向をもつ。これはM・フリードマンが前記ノーベル賞講演で理論発展の第三段階におけるひとつの“tentative”な仮説として提示したものであるがその大要は次のとおり。

(イ) インフレ率が高くなると、インフレ率自体が大幅に変動する(volatile)ようになる。その結果、期待インフレ率がより大幅に変動するばかりかインフレ率が高まってゆくに連れ経済主体は先行きのインフレ動向については全く予想がつかなくなる(不確実性の著しい増大)。

— 高インフレ下のインフレ率の大幅変動は、過去数10年間の各国データが示している(平均インフレ率の高い国ほど、インフレ率変動の振幅も大)他、政治経済の次のような絡み合いから当然発生。

① 経済政策がインフレの容認と抑制努力の繰り返しになり勝ち。

② インデクセーションができればともかく、それは事実上困難である^(注6)、低インフレ期の租税体系その他諸制度・貨幣的諸契約が温存されて

いるため、インフレ利得をうける階層とインフレ損失を蒙る階層が2極化。この結果、経済倫理の崩壊、「慎重な筈の行動が結果的に向う見ずな行動となり、向う見ずな筈の行動が結果的に慎重な行動となる」)、価値観の多極化、政治不安の増大、政府によるガバナビリテーの減退等々が顕著となり、経済政策を益々不安定化。

(ロ) インフレ率、期待インフレ率の大幅変動は、次の3つの経路を通じて、経済の効率性を低め生産活動を低下させ、失業率を高めることとなる。

① 不確実性が増大する一方、インデクセーションつきの長期契約締結が事実上困難なため、各種契約が短期化、両者相まって市場の有効性を阻害。

② 価格メカニズム(price system)の基本的な機能(経済主体に対して如何なる生産物をどのような方法で生産すべきかを決定するために必要な情報を簡潔に効率よくしかも低費用で伝達するという機能)が減殺。

— 価格メカニズムが機能するにあたり、重要なものは相対価格の情報(生産物価格の相互間、生産物の価格と生産要素の価格、現在の価格と将来の価格等)。

— 一般物価水準が不安定になると、個別価格の動きから相対価格の傾向的変動を抽出することが著しく困難化(通貨の「価値基準としての機能」が喪失してゆき、極端な場合

(注6) フリードマンは、全ての契約、制度についてインデクセーションが取り入れられることができるならば、インフレーションの害悪は相当程度減殺される、との立場。

には物々交換がはじまる)。

③ 政府に対する社会的・政治的圧力が昂まり^(注7) 価格・賃金等についての政府介入(直接規制、道義的説得等)が強化され、これが上記①、②と同様の経路で市場の有効性、価格機能を阻害。

(2) 予備的考察

イ、時差相関分析

わが国におけるインフレの成長抑圧効果を時系列モデルを用いて検証する前に、まず単純なグラフおよび時差相関係数をみることによって、おおよその感じを捉えることとする。

第2図の上側は、1956年第1四半期から1979年第2四半期までの物価(GNPデフレーター)と実質GNPの前年同期比増減率の推移であり、下側の図はこのデータをもとに計測した時差相関係数(物価を実質GNPに先行させた場合)である。時差相関係数をみると、物価と実質GNPは全ての期間について逆相関となっている。これは「物価の上昇率が加速すると、実質GNP成長率は低下する」という「インフレの成長抑圧効果を示唆している。

次に、第3図はマネーサプライと実質GNPの前年同期比増減率および両者の時差相関係数(マネーサプライを実質GNPに先行させた場合)を示し

たものである。これをみると、マネーサプライは、短い先行期間では(4四半期まで)実質GNPに対し正の相関をもっているが、その後は逆相関となっている。すなわち「マネーサプライの増加は、短期的には実質GNP成長率を高めるように作用するものの、長期的には逆に実質GNP成長率を引下げるように作用している」ようにうかがわれる。

こうしたマネーサプライと実質GNPの関係が現われるプロセスをみるため、次にマネーサプライと物価の関係をみると(第4図)、「マネーサプライは、物価との間に正の相関をもっている」ことがわかる。

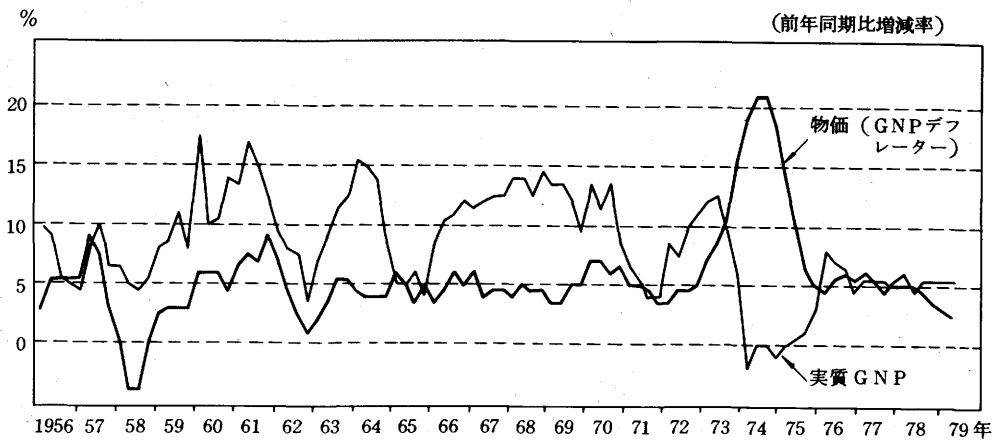
以上の観察からマネーサプライの増加は物価の上昇を引き起こし、この物価の上昇はインフレの成長抑圧効果を通じて当初のマネーサプライ増加に伴う実質GNPの増加を反転させ、長期的にはマネーサプライの増加は実質GNP成長率を引き下げることになっているのではないかと推論ができる。

ただ、単純な時差相関分析から、先行・遅行の因果関係を推測することについては統計理論的にみても問題も多い。^(注8)したがって、インフレの成長抑圧効果を検証するためには、より適切な方法を用いる必要があるといえよう。

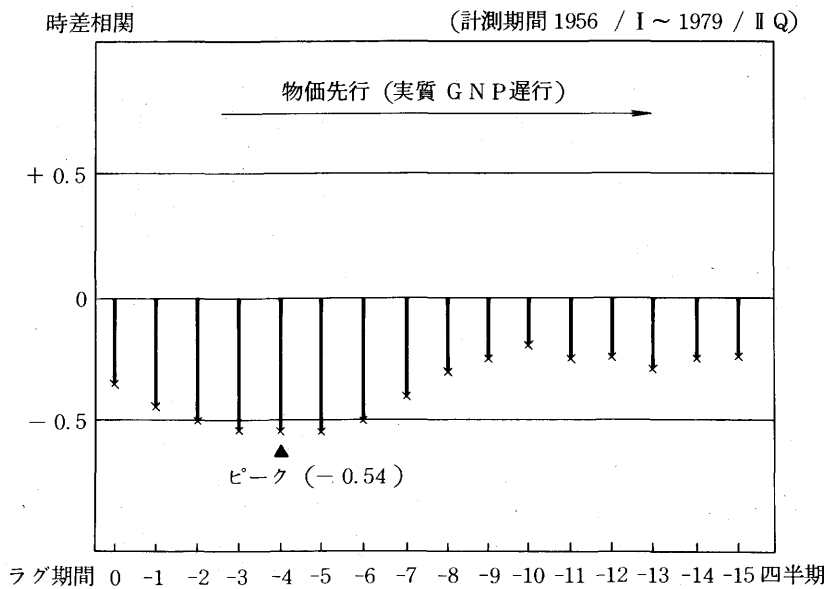
(注7) フリードマンはインフレ過程の分析にあたっては政治・経済の相互作用の検討が重要なことを強調。また政治と経済との相互作用を通じてインフレが加速化し、政治・経済の双方が破局に陥った好例として第1次大戦の敗戦国、近年のチリー、アルゼンチンをあげている。

(注8) 最近の時系列分析の発展によって、時差相関係数は分析する変数相互間の関係をそれぞれの変数個有の自己回帰的な変動と区別することなくとらえてしまうので変数間の因果関係を明確にとらえていないことが問題点として指摘されている。この点については、折谷〔2〕参照。

(第2図) 物価と実質GNP

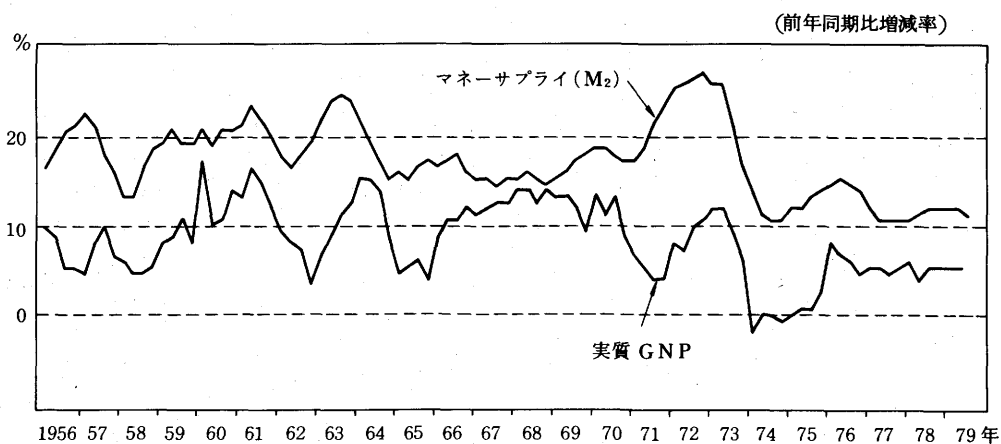


○ 物価上昇率と実質GNP増減率の時差相関係数



(注) 1966年以前の実質GNPおよびデフレーターは、旧統計を新SNA統計に接続したもの。

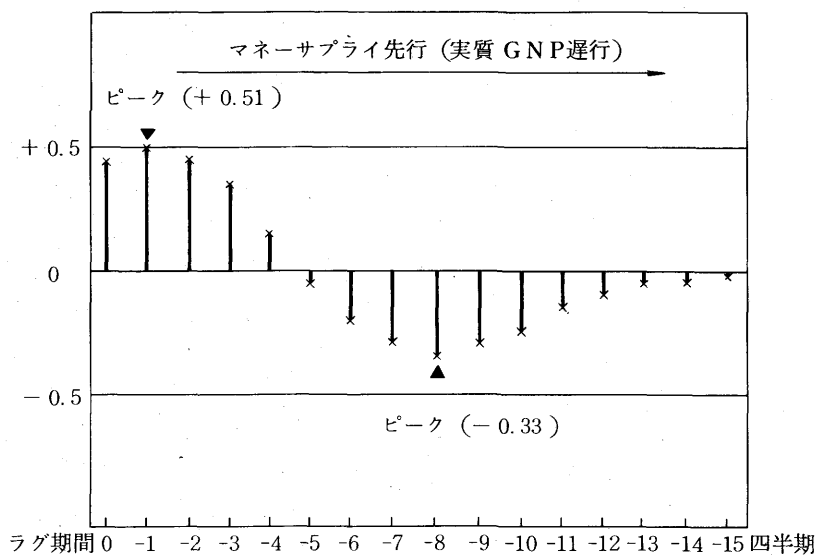
(第3図) マネーサプライと実質 GNP



○ マネーサプライ増加率と実質 GNP
増減率の時差相関係数

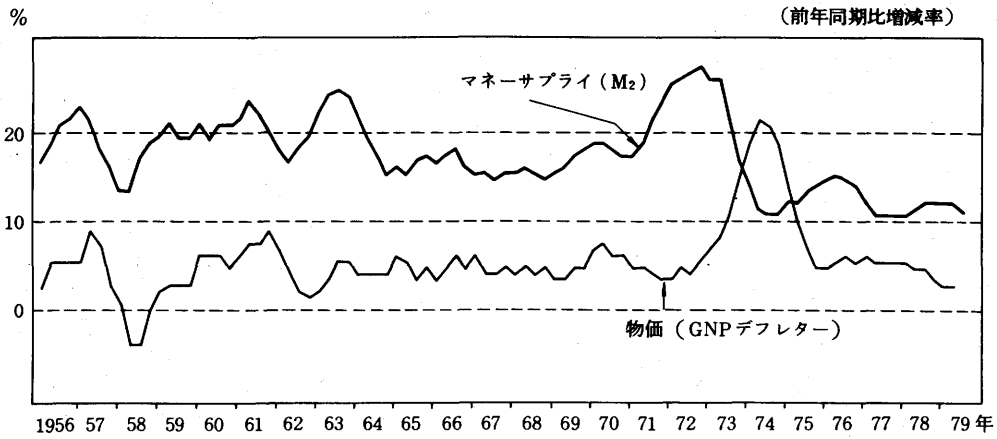
時差相関

(計測期間 1956 / I ~ 1979 / II Q)



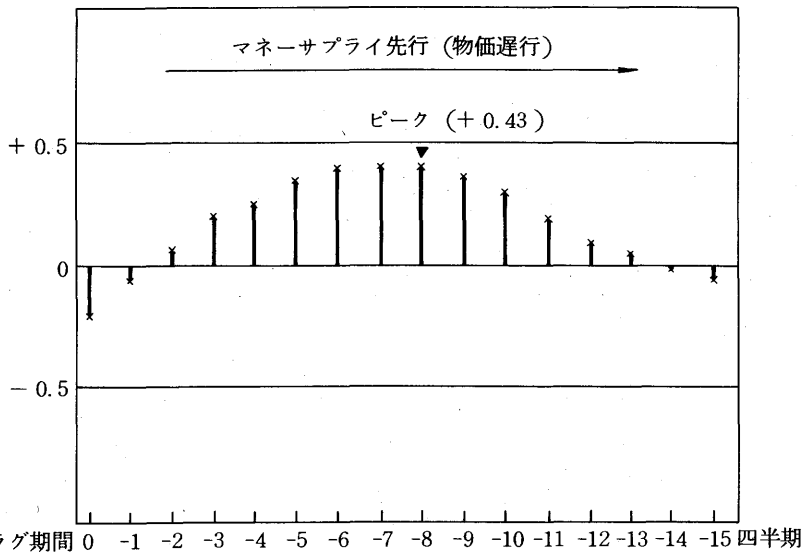
- (注) 1. 1966年以前の実質 GNP は旧国民所得統計を新 SNA 統計に接続したもの。
2. 1968年以後のマネーサプライ (M_2) は四半期平均残高でそれ以前は四半期末残高である。

(第4図) マネーサプライと物価



○ マネーサプライ増加率と物価上昇率の
時差相関係数

時差相関 (計測期間 1956 / I ~ 1979 / II Q)



- (注) 1. 1966年以前のGNPデフレーターは、旧統計を新SNA統計に接続。
2. 1968年以後のマネーサプライ(M₂)は四半期平均残高、それ以前は四半期末残高。

ロ、マネタリスト・モデルによる検証

セントルイス型のマネタリスト・モデルをわが国経済のデータについて計測し、これによるシミュレーションを行うと、マネーサプライの増加が一時的には実質経済活動を引上げるが長期的には物価の上昇を招き、ひいては実質経済活動を低下させてしまうとの結論がでる。

このようなひとつの試みは経済企画庁新保氏〔4〕のものである。新保氏のモデルの基本構造はマネーサプライから総需要への影響を重視していることや、期待物価上昇率の果たす役割を重視するなど、ほぼセントルイス連銀マネタリストのモデルに沿ったもので、①名目GNPがマネーサプライと完全雇用財政赤字（それぞれ金融・財政政策のスタンスを示す）および輸出によって決まる。②これが、需要圧力と期待物価上昇率および輸入物価によって決まる物価によってデフレートされて、実質GNPが決まるというかたちになっている。

このモデルを使って、新保氏はマネーサプライを1兆円増やした場合の政策シミュレーションを行っているが、その結果は第5図のようにマネーサプライを増加させた当初は実質所得（実質GNP）は増加するが、その後は物価上昇が加速するため、実質所得の増

加が少なくなり、最終的には、実質所得が減少するといった形でインフレの成長抑圧効果が現われる形になっている。

このようにマネタリスト・モデルによっても、わが国経済にはインフレの成長抑圧効果が検証できるが、このような検証は、マネタリストの仮説をア・プリオリに認めたうえで、その仮説を使ってモデルを定式化しているという点でひとつの限界があるといえよう。

3. 多変数時系列モデルによる検証

上述のように、インフレの成長抑圧効果を検証するには、これまでのような方法では不十分な面が多いため、以下では多変数時系列モデルを使って検証することとする。

なお、時系列モデルによる「条件付予測」および「事後的条件付シミュレーション」の方法については〔付〕において述べることにする。

(1) モデルの計測

時系列モデルによってインフレの成長抑圧効果を検証するために、まずわが国のマネーサプライ、実質GNPおよびGNPデフレーター^(注9)の3変数時系列モデルを計測することとする。

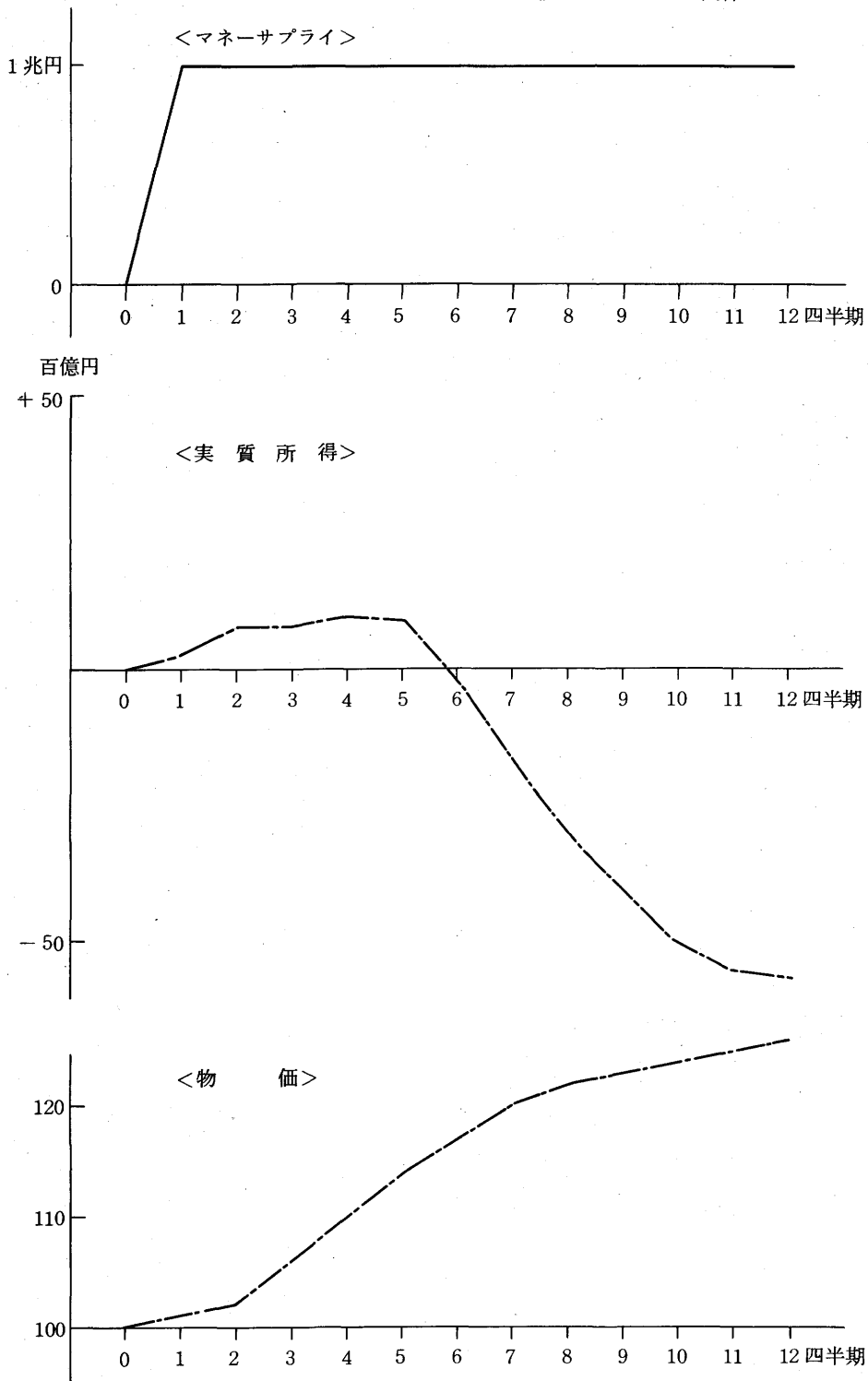
各変数のデータは、前述の第2～4図に示した前年同期比増減率からそのトレンドを除去したもの^(注9)を使用した。計

(注9) 1次のトレンドを除去することによって変数を定常化。各変数の1次のトレンドはそれぞれ次のとおり。

$$\begin{cases} \text{マネーサプライ: } M = 21.1672 - 0.0707 T \\ \text{実質GNP: } G = 11.1248 - 0.0531 T \\ \text{GNPデフレーター: } P = 3.6779 + 0.0429 T \end{cases}$$

(T: 1956 / IQ = 1)

(第5図) マネタリスト・モデル (新保モデル) における
マネーサプライと物価・実質GNPの関係



(注) 新保〔4〕第21表から作成

測期間は前述の時差相関分析と同様に1956年第1四半期～1979年第3四半期までとした。推定結果は、第1表のとおりである。^(注10)

(2) 1980年以降の条件付予測

— マネーサプライ伸び率に関する2つのケース

次に計測した時系列モデルを使って、マネーサプライの伸び率に特定の値を想定し、代替的な2つの政策について条件付予測を行い、物価上昇率、実質GNP成長率の動きを比較してみることにする。

第6図(A)は80年以降のマネーサプライに関する2つの想定ケースを、70年以降のマネーサプライの推移とともに示したものである。

ケース①はマネーサプライ伸び率について、80年第1四半期の前年比伸び率を+15%とし、その後トレンド線と平行に伸び率を下げたものである。

ケース②は、80年第1四半期を+10%とし、その後トレンド線と平行に伸び率を下げたものである。

第6図(B)、(C)にそれぞれのケースに対応した物価および実質GNPの動きが示してある。この図から次の点が明らかである。

① マネーサプライの伸びが高い場合には、物価の上昇率も高い。

② 実質GNP成長率については、マ

ネーサプライの伸びが高いケースの方が、当初の伸びは高い。しかし、その後1年位で両ケースの差は縮小しはじめ、2年半目頃からは高いマネーサプライで高い物価上昇を伴うケースの方が実質GNP成長率は低くなってしまう。

つまり、このモデルの条件付予測によってインフレは長期的には成長抑圧効果をもつという前述の時差相関分析やマネタリスト・モデルが示唆した点がより明確に示されたといえよう。^(注11)

つぎにやはり、時系列モデルの条件付予測の手法によりマネーサプライの伸び率を1%ポイント引下げた場合の物価、実質GNP(増減率)への限界的影響をみると第7図のとおりである。すなわちマネーサプライの伸び率を1%ポイント引下げると、インフレ率は約2年程度でマネーサプライの伸び低下分にはほぼ見合うところまで低下し、長期的にその水準でほぼ横ばうこととなる。この間、実質GNPの伸び率は一時的には低下するが、約1年後には反転し、さらにその後1年半経過した頃にはもとの伸び率の水準に戻ったあと、マネーサプライを減少させない場合よりも高い伸び率を長期的には示すこととなっている。

なお、同様の条件付予測を米国の場

(注10) 5次の次数をもつモデルが「AIC基準(Akaike's Information Criterion)」でみて、最適とされた。

(注11) 時系列モデルで条件付予測ができるのは、変数(ここではマネーサプライ伸び率)を、概ね計測期間中の実績値の範囲で変動させる場合に限られる。従って、マネーサプライ伸び率をどんどん下げれば、成長率をいくらでも引上げることができるというわけではない。

(第1表) マネーサプライ、物価および実質GNPの
3変数時系列モデル

(計測期間 1956年第1四半期～
1979年第3四半期)

$$(1) \quad M_t = \sum_{i=1}^5 \alpha_{1i} M_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_{1i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^5 r_{1i} G_{t-i}$$

$$S. E. = 0.982 \quad R^2 = 0.929$$

(ラグ・パラメーター)	α_{1i}	β_{1i}	r_{1i}
i = 1	1.2712	-0.2559	-0.0382
2	-0.2152	0.1183	0.0131
3	0.0442	-0.0076	-0.1024
4	-0.4836	0.0616	0.0780
5	0.3410	-0.0314	0.0630

$$(2) \quad P_t = \sum_{i=1}^5 \alpha_{2i} M_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_{2i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^5 r_{2i} G_{t-i}$$

$$S. E. = 1.952 \quad R^2 = 0.862$$

(ラグ・パラメーター)	α_{2i}	β_{2i}	r_{2i}
i = 1	-0.0099	1.1377	-0.0433
2	0.1236	-0.2176	0.0158
3	-0.0134	-0.1164	-0.0724
4	-0.1202	-0.1682	0.1320
5	0.1883	0.1319	-0.0481

$$(3) \quad G_t = \sum_{i=1}^5 \alpha_{3i} M_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_{3i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^5 r_{3i} G_{t-i}$$

$$S. E. = 4.107 \quad R^2 = 0.742$$

(ラグ・パラメーター)	α_{3i}	β_{3i}	r_{3i}
i = 1	0.3809	-0.1483	0.5678
2	-0.0816	0.1789	0.2736
3	-0.0972	-0.0175	-0.0467
4	0.0328	0.0242	-0.0980
5	-0.2717	-0.0766	0.0512

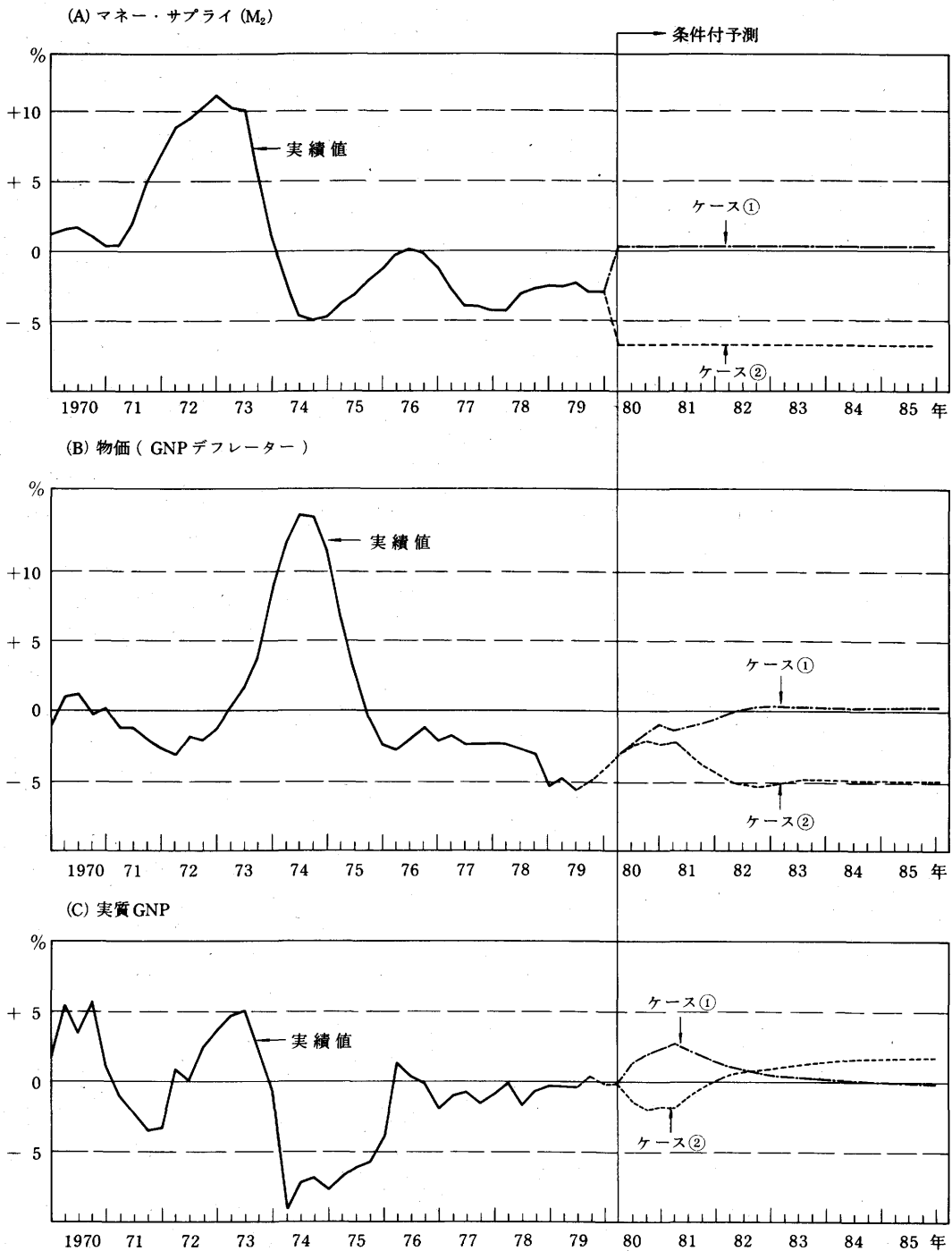
<変数名>

M_t : t期のマネーサプライ (M_2)、前年同期比増減率 (除く1次トレンド、単位%)

P_t : " GNPデフレーター、 " (")

G_t : " 実質GNP、 " (")

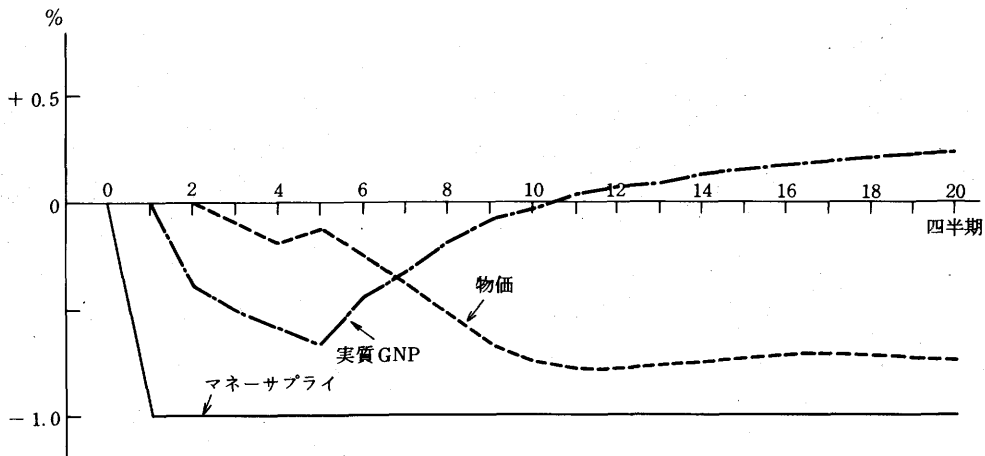
(第6図) 代替的な政策の効果



(注) 1. 計数はすべて前年同期比増減率の1次トレンド線からの乖離。

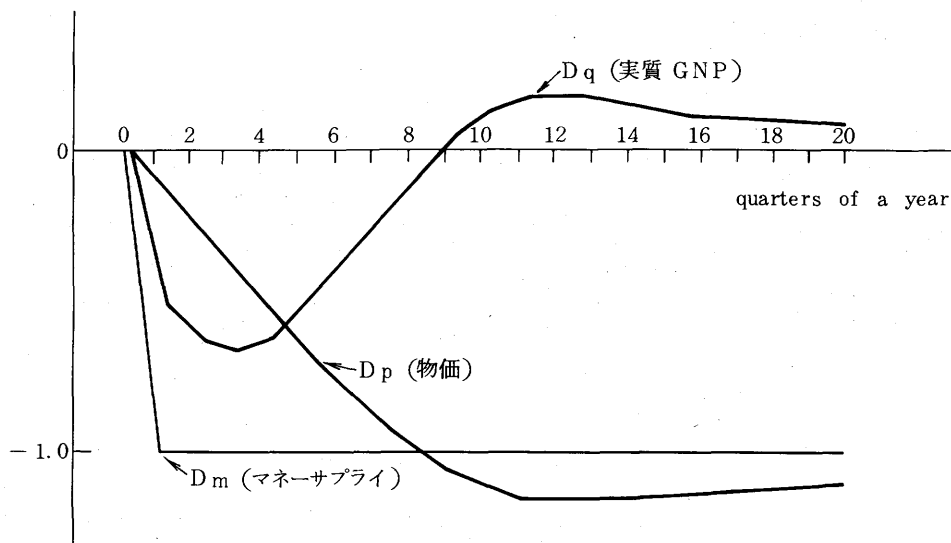
2. 計測期間; 1956/1Q~1979/3Q

(第7図) わが国のマネーサプライと物価、実質GNP
(時系列モデルによる条件付予測)



(第8図) 米国のマネーサプライと物価、実質GNP
(シカゴ連銀の Gittings のモデル)

D_m, D_p, D_q (%)



(出典) T. Gittings [7]

合について、シカゴ連銀の T. Gittings [7] が 1959～1976 年のデータに基づき作成した小型の計量モデルによって行っているが、その結果は第 8 図に示した通りである。この結果をみると、両者はかなり類似した動きを示

していることが注目される。

(3) 1970 年代の事後的条件付シミュレーション

狂乱物価期にマネーサプライ伸び率を抑制した場合

また、推定した時系列モデルを使っ

て1970年代について「事後的条件付シミュレーション」を行った。第9図(A)、(B)、(C)には、1956年以降のマネーサプライ、物価、実質GNPの実績値が実線で示してある。

シミュレーションにあたっての前提としては、マネーサプライ((A)図)について、

① 71~72年の急増がなく、71~79年の間従来の趨勢値に沿って増加してきたものと想定する(点線で示したような path)。

② 物価(B)、および実質GNP(C)についてはマネーサプライの影響を受けるほか、モデルから推定した攪乱的諸要因(disturbance)の影響をも受けて変動するものと想定。

このような前提のもとでのシミュレーション結果が同図で点線として示されたものであるが、これをみると①物価の推定値は72~75年の間、常に実績値を下回っている。②73~74年の物価の推定値は、かなり高い上昇となっているが、これは物価に対するマネーサプライ以外の攪乱的諸要因(石油ショック前後のパニック心理に基づく行動など)の影響によるものである。

③一方、実質GNP成長率をみると、73年までは実績値より低い伸びにとどまるが、その後74~75年の大幅な落ち込みは、避けられた形となっている。これは、物価の上昇幅が実績値より低くなったはずであるという結果に対応している。

つまり、71~72年のマネーサプライの急増がなかった場合、物価はある程度上昇はしたものの、実績値よりは

かなり低い上昇率にとどめることが可能であったはずである。この結果実質GNPも、一時的には実績値より低いものになったが、74~75年の大幅な落ち込みは避けられた筈との結果である。

4. 結 び

以上述べたように、多変数時系列モデルの条件付予測によって、特定の経済仮説によりかかることなく、わが国経済について「インフレの成長抑圧効果」を検証することができた。

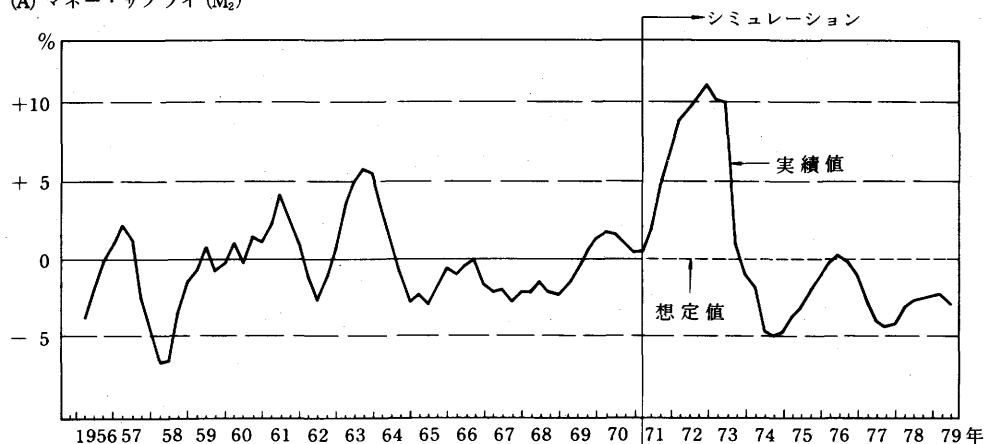
ここでの結果のもつ金融政策へのインプリケーションとしては、実質生産活動を引上げようとしてマネーサプライを増やした場合、一時的には生産活動は活発化するものの、マネーサプライの増加がもたらすインフレの成長抑圧効果のために、長期的には生産活動を上げるところか、逆に低下させてしまう惧れがあるということである。

したがって、マネーサプライの増加によってもたらされる当初の高い実質成長率を維持するためには、このマネーサプライ増加による長期的なインフレの成長抑圧効果が現われる前に、マネーサプライ増加率の今一層の引上げを行い、マネーサプライ増加による短期的な実質経済活動引上げの効果を狙わざるを得なくなる。こうした金融政策の帰結は、マネーサプライ増加率とインフレ率の加速度的な上昇を招くことである(「アクセレーションイスト仮説(accelerationist hypothesis)」とよばれている <E. Phelps[10]>)。

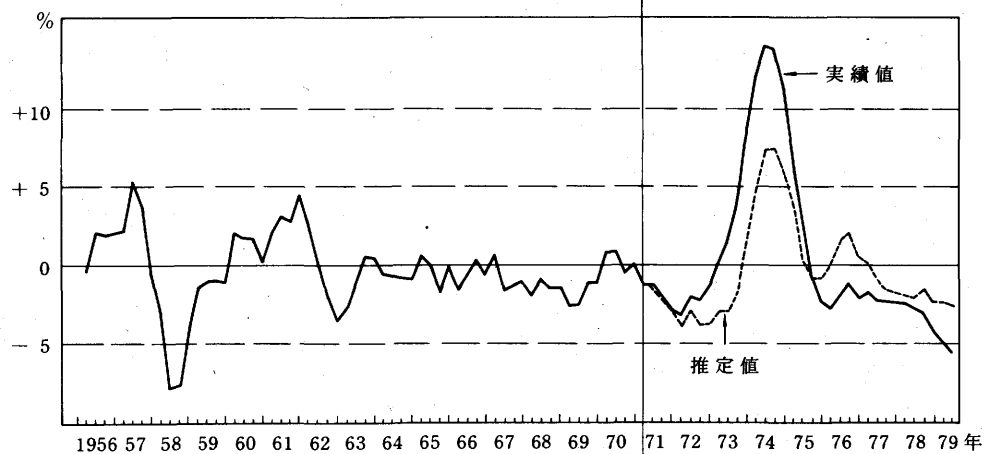
このようなマネーサプライ増加およびインフレの長期的な効果を重視する

(第9図) 1970年代のシミュレーション

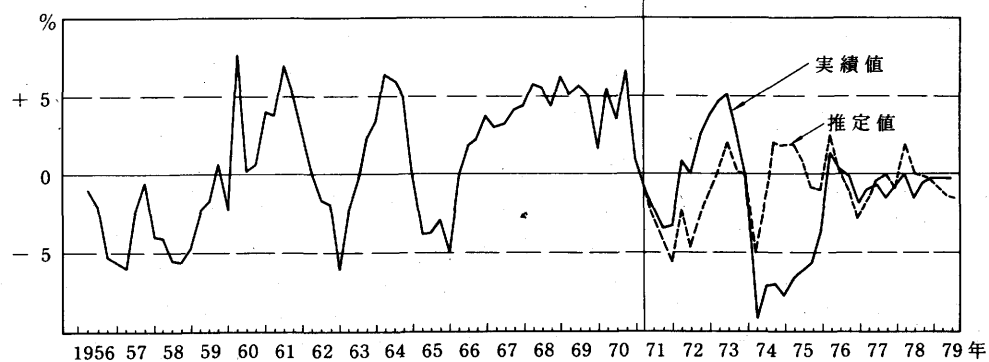
(A) マネー・サプライ (M_2)



(B) 物価 (GNPデフレーター)



(C) 実質GNP



(注) 計数はすべて前年同期比増減率の1次トレンド線からの乖離幅。

見方に対し、ケインジアンはともすれば当面の政策にとって問題なのは長期的効果でなく、短期的効果であり、「長期的には我々みんなが死んでしまう」という形で批判することが多い。しかし、ここでの検証によれば、金融政策の長期的効果が現われるのは、ほぼ2～3年であり、金融政策運営において無視してよいほどの長期とはいえないように思われる。

さらに、上記のようにマネーサプライ増加による短期的な生産活動引上げ効果を狙った政策がいずれ加速度的なインフレを招く惧れが強いとすれば、そもそもそうした長期的効果は無視した政策態度を採ること自体、経済安定化政策としての金融政策の本来の責務を放棄するものと批難されても致し方あるまい。

以 上
(55年6月)

〔付〕 多変数時系列モデルによる条件付予測の方法

(1) 多変数時系列モデルと外生・内生変数の区別

多変数時系列モデル^(注1)は、モデル作成の段階ではア・プリオリにモデル内の変数を内生・外生に区別せず、全ての変数が相互にフィードバックしあう内生変数として推定される。

すなわち、今、定常時系列 x_t, y_t がこれらの変数の同時確率過程から生成されているとすると、この確率過程は次のような2変数時系列モデル(こ

こでは「ARモデル<autoregressive model>」とする)で表わすことができる。

$$(1) \quad x_t = \sum_{i=1}^{m_1} \alpha_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_1} \beta_{1i} y_{t-i} + u_t$$

$$(2) \quad y_t = \sum_{i=1}^{m_2} \alpha_{2i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \beta_{2i} y_{t-i} + v_t$$

$$\left\{ \begin{array}{l} x_t, y_t : \text{定常時系列} \\ u_t, v_t : x_t, y_t \text{のdisturbance} \\ \alpha, \beta : \text{パラメーター} \\ m, n : \text{ラグの最大次数} \end{array} \right.$$

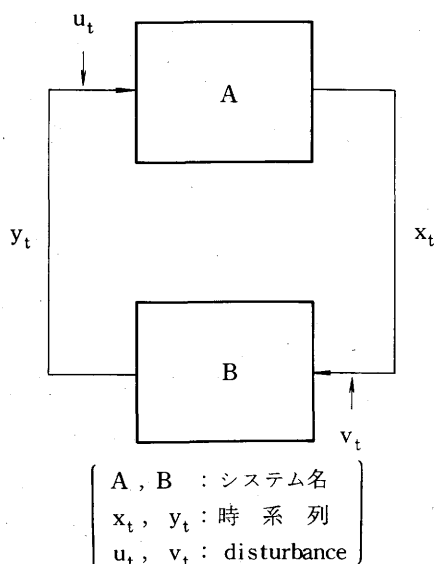
このモデルは、第1図のように、A、Bそれぞれのシステムが固有な disturbanceを受けるとともに、2つのシステムが相手のシステムの出力を入力として受けるという相互依存関係(フィードバック関係)にあるという考え方を表わしている。すなわち、(1)式で示されるAのシステムには、Bのシステムの出力である y_t が入るとともに、このシステムの固有な disturbance u_t が入っており、これらの入力から x_t を出力している。同様に(2)式で示されるBのシステムには x_t, v_t が入力され、 y_t を出力している。

3変数以上の場合にもこれと同様に考えてモデルをつくることができる。

上記のように、多変数時系列モデルは全ての変数が内生変数として推定されるのに対し、計量経済モデルではモデル作成の段階から特定の変数を「外生変数」として扱い、フィードバックを断ち切ることによって、モデルの「識別 (identification)」を可能にしてい

(注1) 時系列分析について詳しくは、赤池、中川〔1〕、および折谷〔2〕参照。

(第1図) 2変数時系列モデルで表わされる
フィードバック・システム



る。

例えば y_t を外生変数とみるとすれば、データとは無関係に(2)式において $\alpha_{21} \equiv 0$ と仮定しているわけである。つまり、第1図において、モデル作成の段階から Aシステムから Bシステムへの入力を切断していることになる。もし、実際のデータが外生変数の仮定を満たしていない（つまり、 y_t に x_t からフィードバックしている）場合には、計量経済モデルは統計的には識別可能となっていない（現実を描写していない）ことになる。多変数時系列モデルにおいては、前述のようにこうした仮定を置かず、全てのシステムが相互にフィードバックし合っている可能性を認め、たとえばモデルを作成するため、少な

くとも統計的には、モデルと現実との乖離は生じないことになる。

この結果、多変数時系列モデルは R. Lucas 等の合理的期待形成理論からの大型計量経済モデルの識別方法に対する批判 (R. Lucas and T. Sargent[9]) は避けられている (但し、(3)に述べる点については Lucas 等の批判が当てはまる)。

(2) 多変数時系列モデルによる予測およびシミュレーション

多変数時系列モデルによるシミュレーションおよび予測は、①各変数がフィードバック関係にある場合、実際にフィードバックさせるかどうか (逆にいえばフィードバックさせないで特定の変数をア・プリオリに与えるかどうか)、②disturbanceの項に実際に disturbance を入力するかどうか (入力しない場合は disturbance を 0 としていることになる)、の2つの観点から第1表のように4つのケースがある。

(ケース①) ストカステック・シミュレーション

最もオーソドックスなシミュレーションであり、通常時系列モデルのシミュレーションとは、このシミュレーション^(注2)を指す。このシミュレーションは、第2図に示されたとおり、①モデル内の各変数を相互にフィードバックさせるとともに、② disturbance の項 (第1図の u_t, v_t) に乱数^(注3)を入力する

(注2) 計測したモデルは、もともと disturbance の存在する経済について推定したものであるから、現実の経済に似させた動きをみる場合、disturbance のある状態でモデルを動かすことになるのである。

(注3) ここで仮りにケース②におけるように、事後的な disturbance (サンプル・ノイズ) を入力すると、実績値と同一の軌跡を辿ることになる。

(第1表) 多変数時系列モデルによるシミュレーションと予測の区分

	本稿での名称	下図での組合せ
ケース①	ストカスティック・シミュレーション	イ
②	条件付シミュレーション	ロ
③	無条件予測	ハ
④	条件付予測	ニ

		disturbance		
		有	無	
フィードバック	有	イ	ハ	無条件
	無	ロ	ニ	条件付
		シミュレーション	予 測	

ことによって行われる。

(ケース②) 条件付シミュレーション

第2図において、システムAに対する入力 y_t に特定の値を想定するとともに、disturbance u_t を入力してシミュレーションを行う。その場合、disturbance として、乱数を入力するものと、実績値と推定値との誤差(サンプル・ノイズ)を使うものとの2つのケースを考えることができる。前者の場合を「事前的条件付シミュレーション」と呼び、後者の場合を「事後的条件付シミュレーション」と呼ぶ。

(ケース③) 無条件予測

上記のストカスティック・シミュレーション(ケース①)において、ある時点以降のdisturbanceを0とする場合である(変数相互間のフィード・バックは認める)。この場合、政策変数に

ついては、これまでどおりの様式で政策がなされるものと仮定しており、外生変数(あるいは後述の条件変数)の想定なしに予測が行われる。

(ケース④) 条件付予測

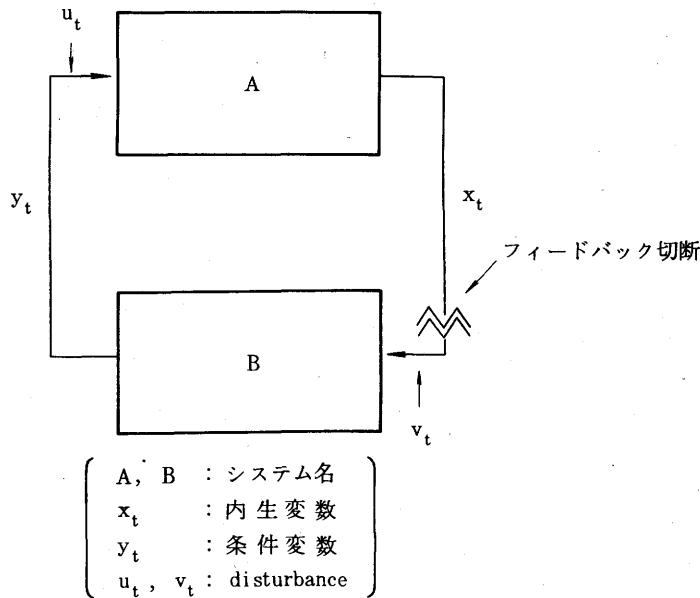
モデル内のある変数(例えば政策変数)に特定の値をア・プリオリに想定した場合に他の変数がどのような動きを示すかについて予測しようとするものの。

すなわち、条件付予測では第2図(前記第1図を描き換えたもの)において、例えばある変数 y_t (これを「条件変数」と呼ぶ)を生み出すシステムBに対してシステムAからフィードバックしてくる入力を断ち切り(non-feedback)、変数 y_t に特定の想定した値を条件として仮定^(注4)する。それと共にAシステムのdisturbance u_t については0とす

(注4) これは、前述(19ページ)の2変数時系列モデルにおいて(2)式を使用しないことである。

(第2図) フィードバック・システムの条件付予測

— 第1図の描き換え —



るものである (non-stochastic)。

時系列モデルによる条件付予測は、計量経済モデルのようにモデル作成の段階 (識別) から特定の変数を「外生変数」としてア・プリオリにフィードバックを断ち切っている訳ではないが、条件付予測の段階ではフィードバックを^(注5)させていない。条件付予測の段階でフィードバックをさせていない変数 (条件変数) は、計量モデルの外生変数に相当する。

(3) 条件付予測と adaptive model

(2)のケース④で述べた多変数時系列モデルを使った条件付予測に対しては、当初モデル推定の段階においては内生としていた変数を条件付予測の段階になって「条件変数」として、外生変数のように想定することによって「政策効果をみること (econometric policy evaluation)」は論理的に矛盾しているのではないかと^(注6)の批判がある。

しかし、こうした批判は必ずしも的

(注5) 条件付予測は形式的には必ずしもフィードバックを断ち切った予測と考えないで次のように考えることもできる。すなわち、第2図においてシステムBに入ってくるAからのフィードバックに基づく y_t の値 (標準予測の値) と、想定した値との差に相当する分だけは、システムBの disturbance である v_t の値によって調整されるものとみるのである。

(注6) こうした批判の立場からいえば、結局①従来の計量モデルのように条件付予測 (あるいはシミュレーション) を目的に、推定パラメータの偏りを無視して、モデル作成の段階から裁量的に動かしかる変数を外生変数とア・プリオリに仮定して推定する行き方と、②すべての変数を内生変数とする代りに条件付予測による policy evaluation を一切放棄する行き方のいずれかの道しかありえないこととなる。

を射たものではなく、一定の前提をおけば多変数時系列モデルによる条件付予測は有効な policy evaluation を行い得るものである。このことを、前述の AR モデル(19 頁(1)、(2)式)によって説明すれば次のとおりである。

すなわち、第1図において、民間経済は A システムによって行動を決定し、政策当局は B システムによって政策を決定するものとする、19 頁(1)式は A システムを、(2)式は B システムを表わしている。この時系列モデルでは、前述のとおり A、B 2 つのシステム間にフィードバック関係がある可能性を考慮してモデル推定が行われているが、推定されたモデルは A システムを表わす(1)式と、B システムを表わす(2)式から構成されている。しかも、(1)式により A システムから出力される x_t は x および y の過去の値 (x_{t-1} 、 y_{t-1}) と A システム固有の disturbance (u_t) によって決定される形となっている。このため、政策当局の policy rule が変わろうが変わるまいが、民間は与えられる y_t の値に従来とまったく同じパターンで対応して行動すると考えれば、(1)式を用いて任意の y_t に対応した x_{t+1} を出力することが意味をもつこととなる。

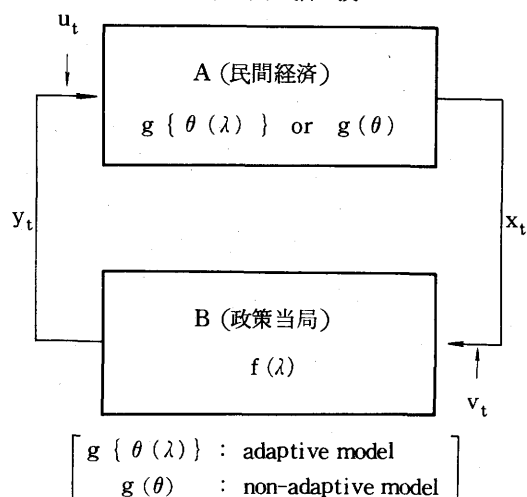
こうした考え方によって任意の値を逐次 y_t 、 y_{t+1} 、 y_{t+2} 、……として A システムに入力していくことによって、 x_{t+1} 、 x_{t+2} 、……を次々と出力することができ、policy evaluation が可能となる訳である。

もっとも、政策当局の policy rule が変化したときに民間の経済行動の仕方も変化する場合には、こうした policy evaluation は行えない。この点に関しては、R. Lucas が批判を展開している。^(注7)

すなわち、第3図において政策当局 (B システム) の policy rule を表わすパラメーター $f(\lambda)$ が変化するとき、民間経済の反応の仕方も変化する考えると、これをモデル化するためには、A システムのパラメーターは $g(\theta)$ ではなく $g\{\theta(\lambda)\}$ という形で $f(\lambda)$ の変化も取入れたものになる必要がある。こうしたモデルは「adaptive model (適応モデル)」と呼ばれ、現実の経済がこうしたモデルで表わされるべきときに、non-adaptive model で policy evaluation を行うことは、仮りに $f(\lambda)$ および $g(\theta)$ が偏りをもたずに

(第3図) adaptive model と non-adaptive model

— 第1図の描き換え —



(注7) この議論について詳しくは、白川〔3〕および R. Lucas〔8〕を参照。

推定されていたとしても、正しいものとはみなされない。^(注8)

ただ、現在のところ adaptive model を実際に推定することはかなり難しく、^(注9) 本稿で使ったような多変数時系列モデルもこのような adaptive model でないので、R. Lucas 等の批判を避けられない。したがって、多変数時系列モデルによる条件付予測は、non-adaptive model として現実をみることに許される範囲において意味をもつことになる。

なお、(1)で述べた内生・外生変数の区別の問題は、上記のような adaptive model を想定した場合ではなく、仮りに通常の non-adaptive model の場合にも内生・外生変数の区別をア・プリオリに行った場合にはパラメーターに偏りが生じることを指摘したもので

ある。計量経済モデルのように推定の段階から特定の変数を外生変数としてフィードバックを断ち切った場合には、モデルが adaptive であるべきか non-adaptive であるべきかの問題以前に $f(\lambda)$ 、 $g(\theta)$ のパラメーター推定値自体が現実を描写できていないことになる。この場合には、現実経済が non-adaptive model で表わすことができ、 $g(\theta)$ が $f(\lambda)$ の影響を受けないとしても policy evaluation は意味をもたないことになる。これに対して、多変数時系列モデルによる条件付予測は、ア・プリオリに内生・外生変数の区別をせず、フィードバック・システムとしてモデルを推定したあと、推定したモデルのパラメーターが変化しないものと仮定して policy evaluation を行うものである。

(注8) 例えば、R. Lucas and T. Sargent [9] では、次のように述べている。

「政策が変わったとき、どの構造パラメーターが不変であるか、あるいはどのパラメーターが変わるか（しかもどのように変わるか）を知らなくては、計量経済モデルは代替的な政策を評価するうえで全く役に立たないことになる」

(注9) 例えば、多変数時系列モデルを使った最適制御 (Optimal Control) においては、non-adaptive model と仮定することが多い。この場合には、A、B システムをフィードバック・システム $f(\lambda)$ $g(\theta)$ を推定し、その後 y_t (= 条件変数) を適当に操作することによって、A システムの出力を最適値へもっていこうとする。こうした観点からいえば、条件変数が実際に操作しうるかどうかは基本的に重要な問題といえる。

【参考文献】

- | | |
|----------------|---|
| [1] 赤池弘次・中川東一郎 | 「ダイナミックシステムの統計的解析と制御」、サイエンス社、1972年 |
| [2] 折谷吉治 | 「時系列分析について」、金融研究資料第4号、日本銀行特別研究室、1979年9月 |
| [3] 白川方明 | 「『合理的期待』仮説について」、金融研究資料第4号、日本銀行特別研究室、1979年9月 |
| [4] 新保生二 | 「現代日本経済の解明」東洋経済新報社、1979年9月 |

- [5] H. Akaike,
E. Arahata and
T. Ozaki, "TIMSAC-74-A Time Series Analysis and Control Program Package", Computer Science Monographs, No.5, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo, March 1975.
- [6] M. Friedman, Nobel Lectures: "Inflation and Unemployment" Journal of Political Economy, June 1977. 邦訳「インフレーションと失業」保坂直彦
- [7] T. Gittings, "The Inflation-unemployment Tradeoff", Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, September/October 1979.
- [8] R. Lucas, "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in The Phillips Curve and Labor Markets, edited by K. Brunner and A. Meltzer, 1976.
- [9] R. Lucas and
T. Sargent, "After Keynesian Macroeconomics", in After the Phillips Curve: Persistence of High Inflation and High Unemployment, 1978.
- [10] E. Phelps, "Money Wage Dynamics and Labour Market Equilibrium," in E.S. Phelps (Ed.), Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory (New York: Norton, 1970).