

# 実質金利、マネーサプライと経済活動

## —金融政策の中間目標を巡っての一考察—

大久保 隆

(現調査統計局)

1. 要 旨
  2. 実質金利の導出
  3. 実質金利、マネーサプライと経済活動の関係
  4. ま と め
- [付] 期待インフレ率の導出について

### 1. 要 旨

本稿は、実質金利の役割について、経済活動との因果関係を中心に分析したものである。マネーサプライおよび名目金利と経済諸変数との間の因果関係を分析した大久保(2)においては、金融政策の中間目標としてはマネーサプライの方が名目金利よりも優れているとの結果が得られているが、本稿では、そこで課題として残されていた実質金利を探りあげ、その役割をマネーサプライの役割と比較しながら分析することを主たる狙いとしている。

実質金利を重要視する立場は主としてケインジアンに多くみられるが、特に最近の米国では金融革新 (financial innovation) の進展に伴う通貨需要の不確定性等が、金融政策の中間目標としてのマネーサプライの有用性を制約しているとの認識に立って、その代替となる目標として実質金利に注目する動きも出ている。わが国においては、これまでのところ通貨需要は経済活動と総じて安定的な関係を維持しており、米国のような問題が生じている状況ではないともみられる。むし

ろ、わが国が第2次石油危機に伴うインフレ圧力に適切に対処し得た重要な要因として、マネーサプライの管理が評価されるに至っている。

しかし、このように物価の安定という政策目的の実施に成果を挙げ得たのは、インフレ期待の高まりに対処して早目早目に名目金利の引上げが図られ、これを通じて実質金利が適正な水準に維持されたことが重要な役割を果したとみることもできよう。従ってわが国でも、金融政策の中間目標としてマネーサプライと実質金利のどちらがより適切なのかという問題を吟味する必要があるが、この点については理論的な分析もさることながら、現実のデータからどのような特性が読みとれるかをまず検討することが重要となろう。

金融政策の中間目標としての適格性について議論する場合には、①最終目標と中間目標の関係の深さとその安定性、②中間目標の操作可能性 (controllability)、等について検討する必要があるが、本稿ではこれらのうち主として①の問題点に焦点をあて、経済変数間の因果関係にどのような特徴が見出せるかといふいわば fact finding を目的として実証分析を行う。

本稿の作成にあたっては、一橋大学堀内昭義助教授から有益なコメントをいただいた。

ところで、実質金利を分析する上で最大の問題は、実質金利がいわば理論的概念であって、具体的に把握することが難しいことである。一般に実質金利を考える場合には事前的(*ex ante*)な実質金利と事後的(*ex post*)な実質金利とを区別する必要がある。事後的な実質金利は名目金利からそれに対応する期間における現実のインフレ率を差し引くことによって求められるが、事前的な実質金利の計測にあたっては現実のインフレ率の代りに期待インフレ率を用いないくてはならない。従って事前的な実質金利を分析するためには、人がどのようにしてインフレ期待を形成しているかを定式化する必要が生じてくる。そこで、以下第2章ではいくつかの実質金利の捉え方を簡単に整理(期待インフレ率の導出についての詳細は「付」参照)するが、本稿ではこのうち完全予見による期待形成の仮定に基づく実質金利を用いて実証分析を行うこととした。第3章では、こうして導出された実質金利が他の経済諸変数とどのような関係にあるかを分析し、金融政策の中間目標として、実質金利とマネーサプライのどちらが適切かを比較検討するが、あらかじめ得られた結果を簡単に整理しておくと次のとおりである。

- (1) 金融政策の最終目標を物価に置いた場合、実質金利(インフレ率に関する完全予見の仮定に基づき計測されたもの。以下同じ)とマネーサプライはこれに対してほぼ同程度の因果関係を持って影響を与えるとみられる。
- (2) 最終目標を実質GNPに置いた場合、これとの間で因果関係が明確に認められるのは実質金利である。
- (3) 中間目標として他の変数から有意な影響を受けにくいという意味での外生性(*exogeneity*)が高いのはマネーサプライである。

(注1) 実質金利の分析対象としてコール・手形レートを用いることにも十分意味があると思われる。この点についてはコール・手形レートと現先レート、あるいは長期金利との関係をも含めて、今後の課題である。

- (4) この間名目金利は、中間目標として実質金利、マネーサプライのどちらに比べても劣っている。

## 2. 実質金利の導出

### (1) 実質金利の定式化

実質金利の定式化にあたっては、①どの金利を対象とするか、②期待インフレ率をどのように導出するか、③インフレ率としてどの物価指標を用いるかがとくに問題となる。以下これらの点についての本稿の考え方を整理しておこう。

#### (対象となる金利)

金利の分析を行うに際しては、どの期間(*term to maturity*)の金利を扱うかを明確にする必要がある。長期金利と短期金利の間の裁定関係はいわゆる金利の期間構造(*term structure of interest rate*)として知られているが、とくに長期金利についての分析では、こうした点を考慮することが重要である(黒田・大久保[4][5]、黒田[6]等)。以下では分析を簡単にするために取り敢えず期間が1期間の債券利回り(*one-period bond*)という短期金利を分析の対象と考えることにする。短期金利としてどのような金利を用いるかという点について多くの議論があり、大久保[2]ではコール・手形レートを対象として取り上げたが、本稿では比較的自由な変動を示す市場金利として現先レート(3か月)を用いた。<sup>(注1)</sup>

#### (期待インフレ率についての考え方)

今、確定性下の世界で、時点  $t$  における1期物債券の名目金利を  $i_t$ 、同債券の事前の実質金利を  $\rho_t$ 、期待インフレ率を  $\pi_t^e$  とすると Fisher[16]に示されるように次式が成立する。

$$i_t = \rho_t + \pi_t^e \quad (1)$$

事後的な実質金利( $\rho_t^{exp}$ )は時点  $t$  における名

目金利から、対応する現実のインフレ率( $\pi_{t+1}$ )<sup>(注2)</sup>を差し引いたものとして

$$\rho_t^{\text{exp}} = i_t - \pi_{t+1} \quad (2)$$

と表わされる。

したがって(1)、(2)式より

$$\rho_t^{\text{exp}} = \rho_t - (\pi_{t+1} - \pi_t^e) \quad (3)$$

が得られ、事前と事後の実質金利差はインフレ率の予測誤差に等しくなることが示される。 $\rho_t^{\text{exp}}$ 、 $\pi_{t+1}$ は現実に観察可能な変数であるから $\pi_t^e$ を何らかの方法で求めることができるならば、事前的な実質金利 $\rho_t$ を推定することができる。

期待インフレ率をどのように捉えるかについては、これまでにもいくつかの分析が行われてきて いるが、人々が $t$ 期において予想する $t+1$ 期のインフレ率は、 $t$ 期までの情報に基づき、 $t$ 期のインフレ率 $\pi_t$ と $t+1$ 期のインフレ率 $\pi_{t+1}$ の差のある程度を読み込んでいく形で形成されると考えてもよいと思われる。この割合を $\alpha$ とすると、かかる関係は、

$$\pi_t^e - \pi_t = \alpha (\pi_{t+1} - \pi_t) \quad (4)$$

但し、 $0 \leq \alpha \leq 1$

と表わされるが、この $\alpha$ をどのようにして推定するかが期待インフレ率を導出する場合の重要な問題となる。具体的な期待インフレ率の導出方法としては、①実際のアンケート調査の結果に基づき

実質金利、マネーサプライと経済活動

期待インフレ率を数量化する方法、②分布ラグモデル (distributed lag model) を用いて、過去のインフレ率の実績値の加重平均値を期待インフレ率と看做す方法、③時系列モデルによって予測されたインフレ率を期待インフレ率として捉える方法、等があるが、このうち②③のいずれも $\alpha$ が $0 < \alpha < 1$ の値をとるようないわば適合的期待 (adaptive expectation) 形成の一環と考えられる。<sup>(注3)</sup>これに対して、本稿において以下の分析に用いるのは $\alpha = 1$ とする完全予見 (perfect foresight) のケースである。このような形で期待インフレ率を捉えることは非について議論のあるところと思われるが、先に挙げたいくつの方法も結局のところ過去の実績値に最も良く fit する形でインフレ率を捉える手法であることを考えると、導出の容易さ等の点もあわせて、完全予見を仮定することが便利な方法ということができると思われる。

(対象となる物価指標)

インフレ率の計測の基礎となる物価の指標としては、一般に卸売物価 (WPI)、消費者物価 (CPI)、GNP デフレーター等が考えられる。第1図はこれらの物価指標でみたインフレ率の推移を図示したものである。一見してわかる特徴は、第1次石油危機後の1973～74年にはこれら物価はこぞって急上昇を示しているが、第2次石油危機後の1979～80年には卸売物価のみが急騰し、他の2つはそれほどの動きをみせていない点であ

(注2) 時点 $t$ における1期物債券の名目金利は債券価格を $v$ とするとき、 $v_t$ と $v_{t+1}$ の関係から

$$i_t = (v_{t+1} - v_t) / v_t$$

となる。ここに $v_{t+1}$ は確実性下では所与であるが、現実には割引債を考えれば良いであろう。この時、インフレ率の方は、物価水準 $p$ について

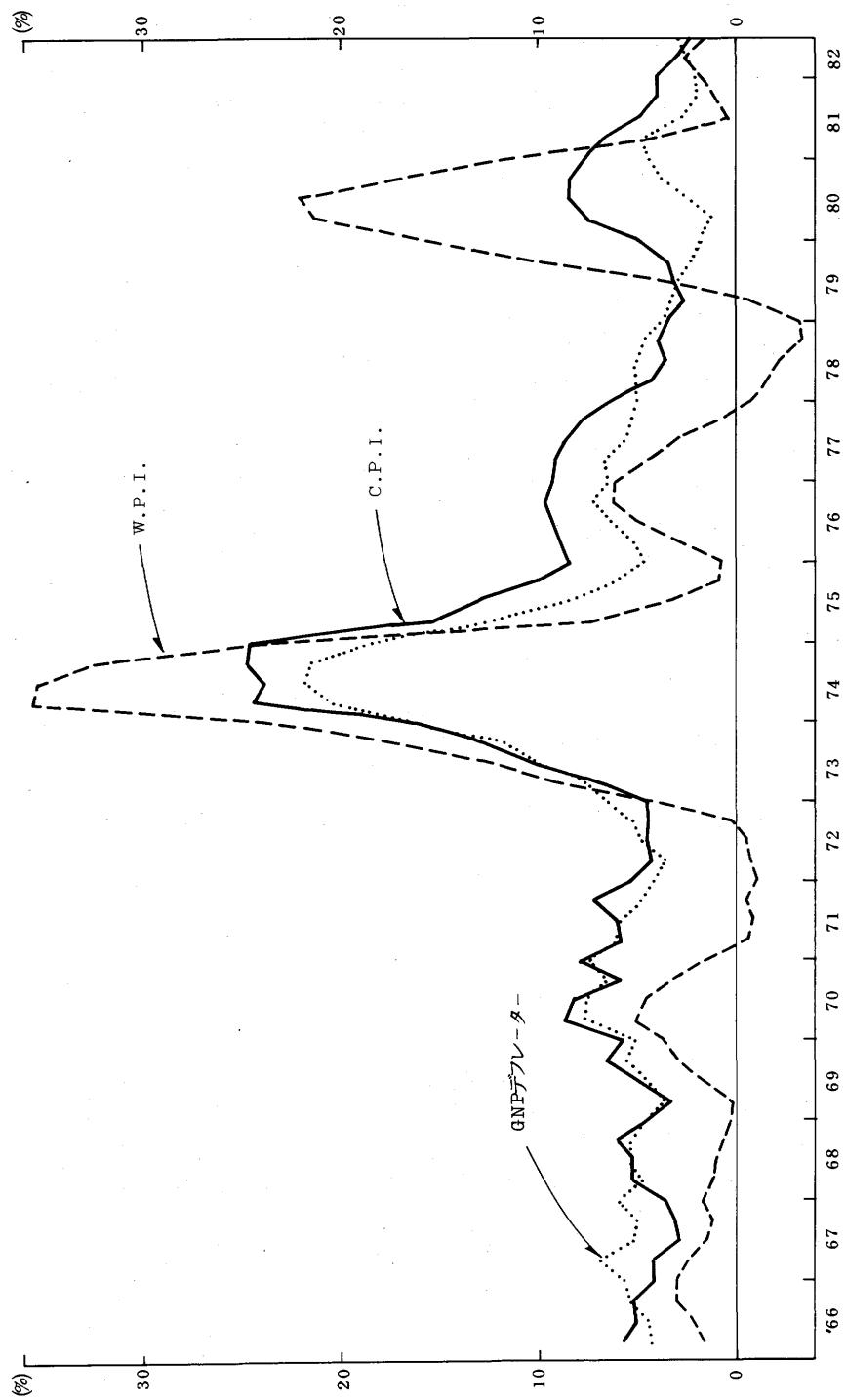
$$\pi_t = (p_t - p_{t-1}) / p_{t-1}$$

となって $i_t$ と $\pi_t$ とでは1期のズレが生じることとなる。したがって両変数を対応させるためには、現実のインフレ率として $\pi_{t+1}$ を用いることが必要となる。

(注3) 各々の期待インフレ率の考え方については〔付〕を参照。

(第1図) 消費者物価、卸売物価、GNPデフレーターの推移

(原計数前年比変化率)



ろう。これは石油価格の大幅引上げが卸売物価に最も敏感に反映されることによるものであるが、問題は、そうした輸入物価の影響が国内物価にどの程度表われたかという点である。周知のとおり、第1次石油危機に際しては、石油価格上昇は国内物価へ転嫁され、いわゆる買占め、売惜しみに象徴されるようにインフレ期待の高揚がみられた。これに対して第2次石油危機においては、第1次石油危機の際の学習効果も手伝って国内物価への波及が少なかった。期待形成に際しては国内物価の変動が主たる情報としてとり入れられると考えると、輸入物価の影響を大きく受ける卸売物価は望ましくない物価指標であることが出来よう。そこで、消費者物価かGNPデフレーターかという問題になる。GNPデフレーターは経済全体についてのいわば平均的価格として捉える場合

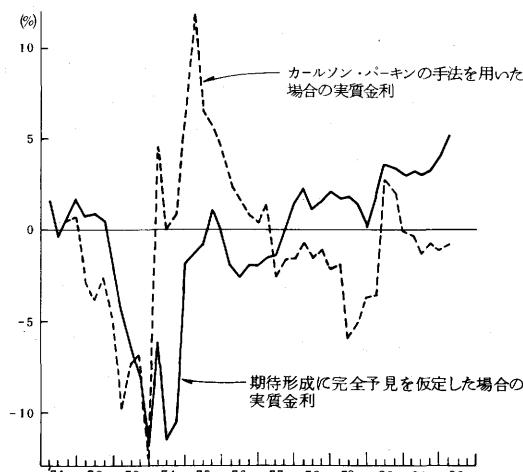
実質金利、マネーサプライと経済活動には適切な指標と思われる。しかし経済主体（家計、企業）が先行きのインフレ率を予想する場合には、生産者価格や消費者物価といった観察可能な製品価格を基準にして考えるのが自然であろう。このように考えて本稿では物価指標として消費者物価指数を用い、その前年比変化率(%)をインフレ率と看做すこととする。<sup>(注4)</sup>

## (2) わが国の実質金利の推移

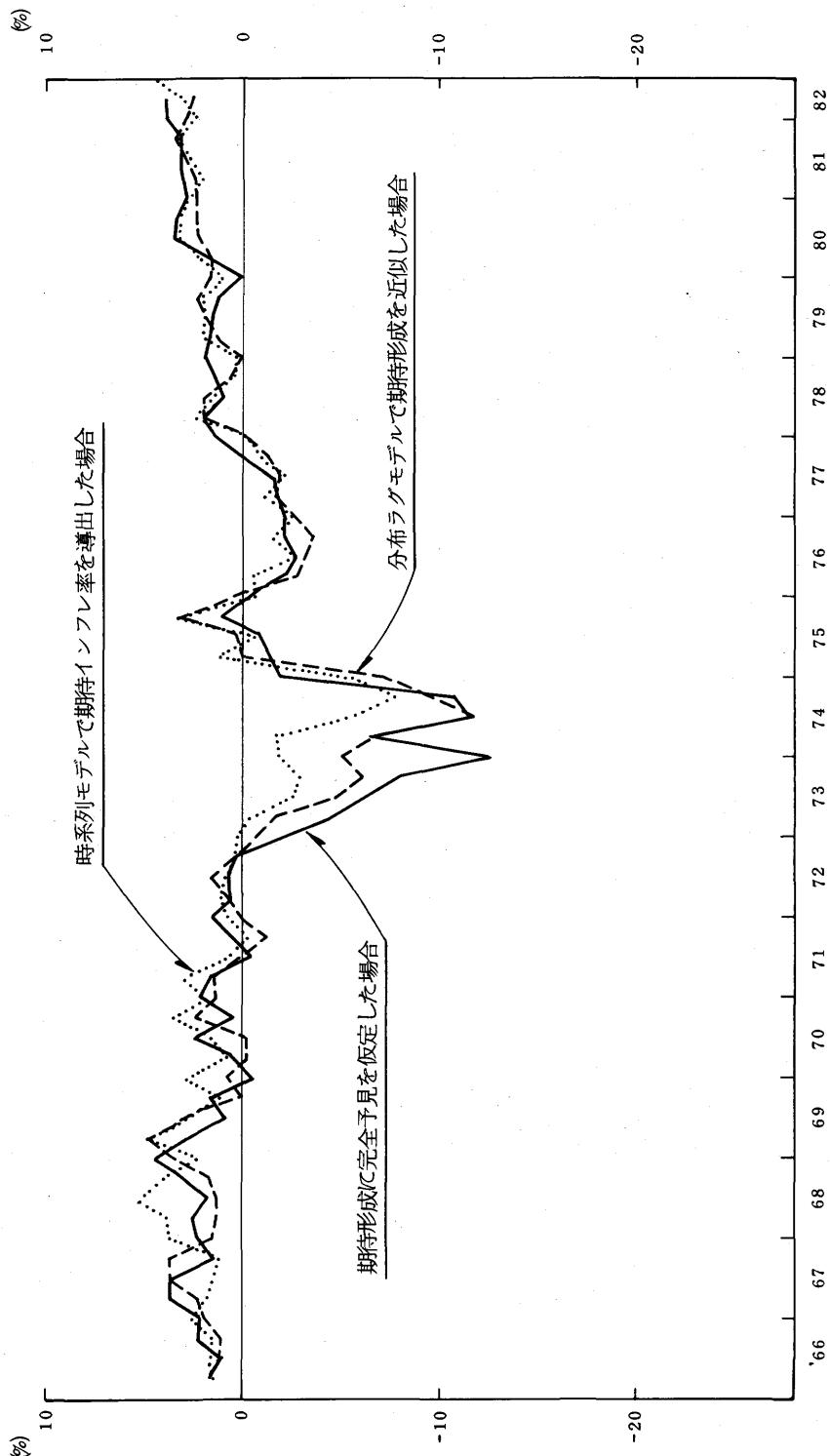
第2図は以上のような前提のもとに計算されたわが国の実質金利(ex ante)の推移を示したものである。比較のために完全予見のケースの他にいくつかのケースを図示してある。<sup>(注5)</sup> 期待形成に完全予見を仮定した場合（実線）、分布ラグモデルを用いた場合（破線）、および時系列モデルを用いた場合（点線）の各々の実質金利は総じて

**(注4)** 企業のインフレ期待形成に際して重要な情報は卸売物価と思われる。この場合卸売物価総平均ではなく国内品であることは言うまでもない。しかし現実に海外からの物価上昇要因を国内物価（製品価格）に転嫁し得たか否かは結局のところ消費者物価に影響するか否かで判断できる訳で、その意味では企業の期待インフレ率も消費者物価で捉えることができると言えよう。期待インフレ率を考える場合に、消費者物価指数を用いることの妥当性については、例えばFeldstein=Summers〔14〕等を参照。

**(注5)** アンケート調査に基づき導出される期待インフレ率については明示的に扱っていない。これは、時系列データの不足（例えば本行が実施している主要企業短期経済観測を用いる場合には、71年ⅢQ以降に限定されてしまう）によるものである。因みに導出可能な期間についての結果（カールソン・パーキンの手法により数量化）を例えれば完全予見を仮定した場合と比較すると下図に示すとおりである（なお、同手法の問題点については〔付〕を参照）。



(第2図) わが国の実質金利推移



## (分析手法について)

非常に良く似た動きとなっている。もっともやや子細にみると、分布ラグモデル、時系列モデルいずれも完全予見を仮定した場合に比べ、①変化のタイミングが1四半期程度遅れること、<sup>(注6)</sup> ②1973~74年の大幅なインフレ率の変化が追い切れないこと等が指摘できよう。これは(4)式における $\alpha$ の値が1であるか1より小さいかという問題からもある程度は推察される点でもある。

1966年~82年の流れを概観すると、まず1966年~1972年の動きは0~5%の比較的小幅の変動を示しており、また1975年央~1982年も-2~4%の範囲でいずれの時期も相対的に安定した動きとみることができる。これに対して1973年~1975年央は周知の第1次石油価格大幅引上げを契機とするインフレ昂進期であって、この時期には実質金利は-10%を下回る水準まで落ち込んでいる。

### 3. 実質金利、マネーサプライと経済活動の関係

#### (1) 予備的考察

実質金利が経済活動にどのような影響を与えているかという問題を考える場合には経済システムの中で実質金利がどのような調整機能を果しているかといった点を明らかにする必要がある。そのためには経済システムを構造モデルで表現し、モデルの performance をみながら transmission についての仮説を検証していくアプローチが一般的である。しかし本章におけるパワー寄与率 (Relative Power Contribution; R.P.C.)<sup>(注7)</sup> を用いたアプローチはそうした計量モデルに基づくものではなく、実際のデータの動きから統計的にどのような因果関係が検証されるか、具体的には実質金利と金融政策の最終目標との間の因果関係を検証し、その面から中間目標として、実質金利とマネーサプライのどちらが優れているかを検討しようとするものである。<sup>(注8)</sup>

なお、この分析手法は基本的には大久保<sup>(2)</sup>と同様であるが、大久保<sup>(2)</sup>では2変量間の関係について分析したのに対し、本稿では多変量間の関係を総合的に検討することとする。<sup>(注9)</sup>

(注6) 因みに完全予見を仮定した場合(I)と分布ラグモデルによる場合(II)および時系列モデルによる場合(III)の時差相関係数をみてみると次のとおりである。

\*は最も相関係数の高い値

	(I) の 先 行 期 数				
	0	1	2	3	4
(II)	0.892	0.910*	0.808	0.656	0.514
(III)	0.804	0.840*	0.731	0.665	0.584

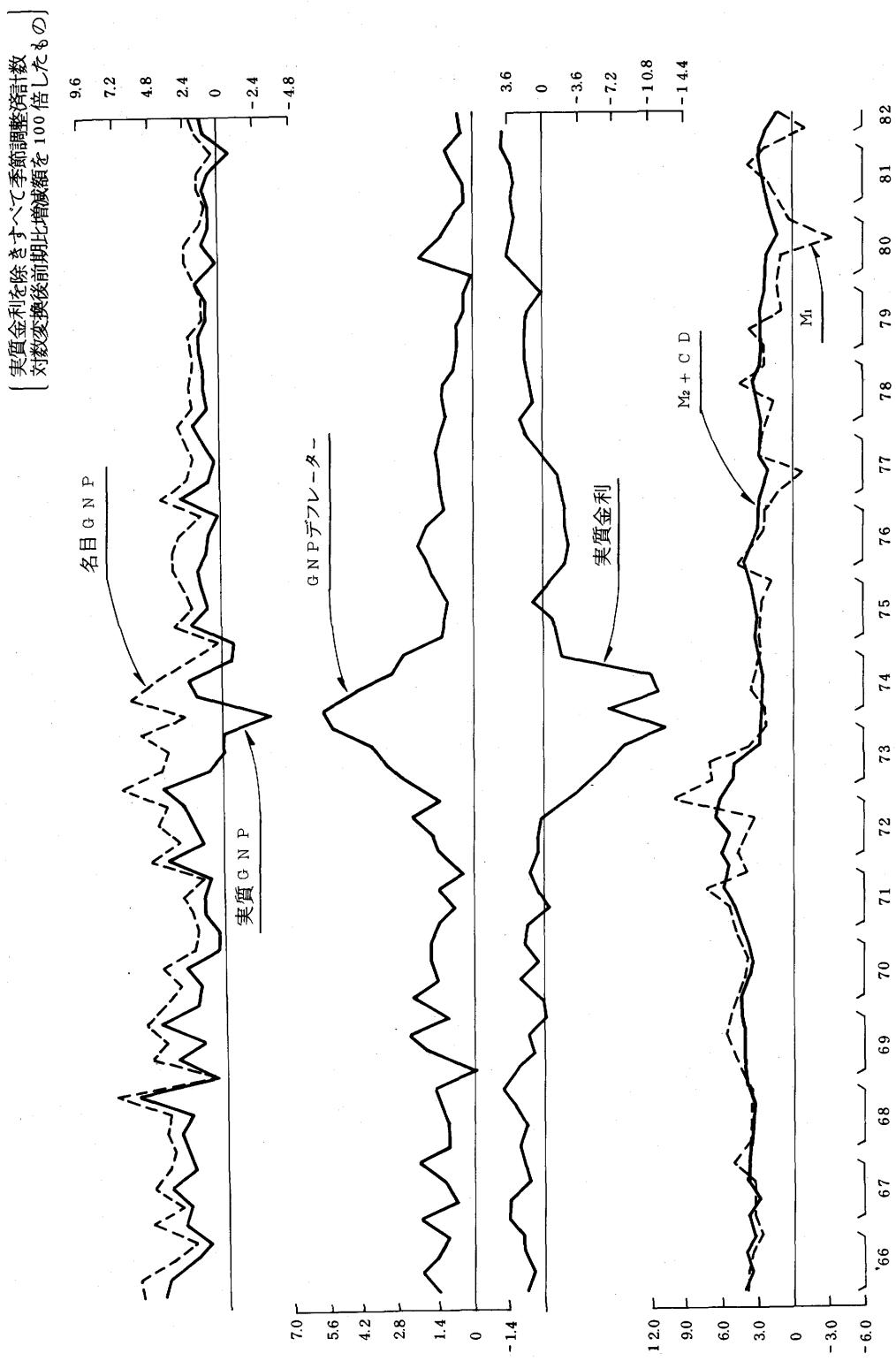
(計測期間 1966. I Q - 1982. I Q)

(注7) パワー寄与率については赤池・中川<sup>[1]</sup>、大久保<sup>(2)</sup>等を参照。

(注8) ここでは市場メカニズムを映じた変数関係と政策当局のパフォーマンスを映じた変数関係とを区別していないため、政策的インプリケーションを引出す際には十分注意する必要がある。

(注9) 2変量時系列を用いて計算されたR.P.C.はあくまでも対象とされる変量の相対的 (relative) な関係を示すもので、例えばA→B、C→Bという因果関係が独立に検証されたとしても、AとCのBに対する影響の大きさについてこれだけから相対比較をすることはできない。3変量の時系列モデルを用いた場合は対象となる変量相互の因果関係が検証されるほかにA、B、C、相互の相対的関係が示されることによって、AとCのBに対する影響の大きさの相対比較が可能になるという利点がある。

(第3図) GNP、GNPデフレーター、実質金利およびマネーサプライの推移



### (対象となる経済諸変数)

金融政策の最終目標を何にするかという議論は重要な問題であるが、本稿では、比較的コンセンサスを得られると思われる物価の動向のほか、経済活動の代表的変数である実質GNPについても採り上げて検討を行った。なお物価指標としては、GNPデフレーターを用いたが、これは先にも述べたように経済全体のいわば平均的指標としての特性をもっていること、および大久保<sup>[2]</sup>における分析結果を踏まえたものである。

中間目標としては、既に説明したように完全予見の場合の実質金利、マネーサプライおよび名目金利を比較するが、マネーサプライとしては、 $M_2 + CD$  を用いた。これはわが国の場合金融政策上重要視している指標であることに加え、大久保<sup>[2]</sup>における因果関係の分析において  $M_2 + CD$  が  $M_1$  より良い performance を示したことによるものである。

第3図は GNP、GNP デフレーター、実質金利およびマネーサプライの推移を対比したものである（実質金利以外のデータはすべて季節調整済計数の対数変換後前期比増減額を 100倍したもの）。一見してわかる特徴は 1972～73年のマネーサプライの増加と 1973～74年の物価上昇、実質GNP 減少、実質金利の低下が対応しているかにみえる点であろう。もっともこうしたピーク・ボトムの比較はそこに介在する因果関係についての十分な情報を与える訳ではなく、また各変数の変動（あるいは innovation）がどのように関連しているか等の点については次節の分析を俟たねばならない。

### (計測期間について)

### 実質金利、マネーサプライと経済活動

大久保<sup>[2]</sup>では第1次石油危機を境にして経済変数間の対応関係が変化したことが示唆されている。本稿においても本来ならば期間分析を行って比較検討すべきであるが、周知のとおり多変量時系列モデルの推定にはかなりの量のデータが必要となり、従って短い期間について分析を行うことにはやや無理がある。そこで本稿では取り敢えずデータが利用可能な全期間（1965.II Q～1982.I Q）について構造変化の存在を仮定せず、この全期間内の因果関係の分析に止めることとする。

### (具体的な分析手順)

まず第1段階として、物価、実質GNP、実質金利、マネーサプライについて 4変量の時系列モデルを推定し、各変数に固有の noise の寄与度を比較する。ここでは金融政策の最終目標としての物価、実質GNP に中間目標としての実質金利、マネーサプライがどの程度影響するかをみると共に、既に大久保<sup>[2]</sup>で分析された物価と実質GNP の関係が再検討される。

なお、金融政策の中間目標としての適格要件として最終目標との密接な関係（因果関係）が挙げられるのは言うまでもないが、それのみならず、中間目標が他の変数から有意な影響を受けにくいという意味で外生的（exogenous）であることも重要である。このことは各変数の RPC のうち、変数自身の noise で説明される部分の大きさである程度推察することが出来る。<sup>(注10)</sup>

次に第2段階では、中間目標として実質金利、マネーサプライに加え名目金利を追加してみる。分析の順序としては GNP デフレーターに対する上記 3 中間目標の影響を検討し、次に実質 GNP に対する同様の効果を比較する。最後にこれまで

(注 10) 多変量時系列モデルを推定する際に用いた変数が体系の中の全変数であると考えた場合、そのうちのある変数がそれ自身の noise によってほとんど説明されるとすれば、かかる変数は外生的であると言える。しかし、モデルに新たな変数が加えられた時、その外生性が保たれるという保証は必ずしもないことは言うまでもない。

の分析を総合的に判断するために、物価、実質GNP、実質金利、名目金利、マネーサプライによる5変量時系列モデルを用いて検討するが、実証分析の結果は次のとおりである。

## (2) 実証結果

### (i) GNPデフレーター、実質GNP、実質金利、マネーサプライの関係

第4図は上記4変量によって推定された時系列モデル (AR model)<sup>(注1)</sup> を用いて計算された各変数のRPCである。先ず左上図のGNPデフレーターのRPCをみると、GNPデフレーター自身の説明力は大きいものの $M_2 + CD$ および実質金利の寄与が相対的に大きいことが目立つ。ここで $M_2 + CD$ と実質金利の寄与の大きさはほぼ同じ程度とみることができる。この間実質GNPの寄与は小さく、このことから実質GNP → GNPデフレーターの関係は明確には検証されない。一方、右上図の実質GNPのRPCをみると、実質GNP自身の寄与がかなりみられる。この部分がいわゆる自律的支出 (autonomous expenditure) に対応すると考えることが出来よう。またGNPデフレーターの寄与は小さく、GNPデフレーターのRPCにみられる実質GNPの寄与の低さと合わせてみると、実質GNPとGNPデフレーターとの間

に明瞭な因果関係は認められないという大久保<sup>(2)</sup>における分析結果が支持される。この間、 $M_2 + CD$ および実質金利の影響をみると両変数とも若干の寄与が認められ、特に実質金利は周期の比較的長い所で大きな寄与を示している。このことは実質金利が実質GNPに対して因果関係をもっていることを示唆していると読める。

次に実質金利とマネーサプライのRPCへ転じてみよう。実質金利のRPC(左下図)においてはGNPデフレーター、実質GNP、 $M_2 + CD$ 各変数が各々無視し得ない寄与を示しており、実質金利とはfeedbackの関係にあるように窺われる。また $M_2 + CD$ のRPC(右下図)をみると $M_2 + CD$ の外生性はかなり高い。同時に、実質金利のRPCに示された $M_2 + CD$ の実質金利に対する影響と合わせてみると、実質金利と $M_2 + CD$ との間にfeedback関係が働いていることが示されている。

### (ii) GNPデフレーター、実質金利、名目金利、マネーサプライの関係

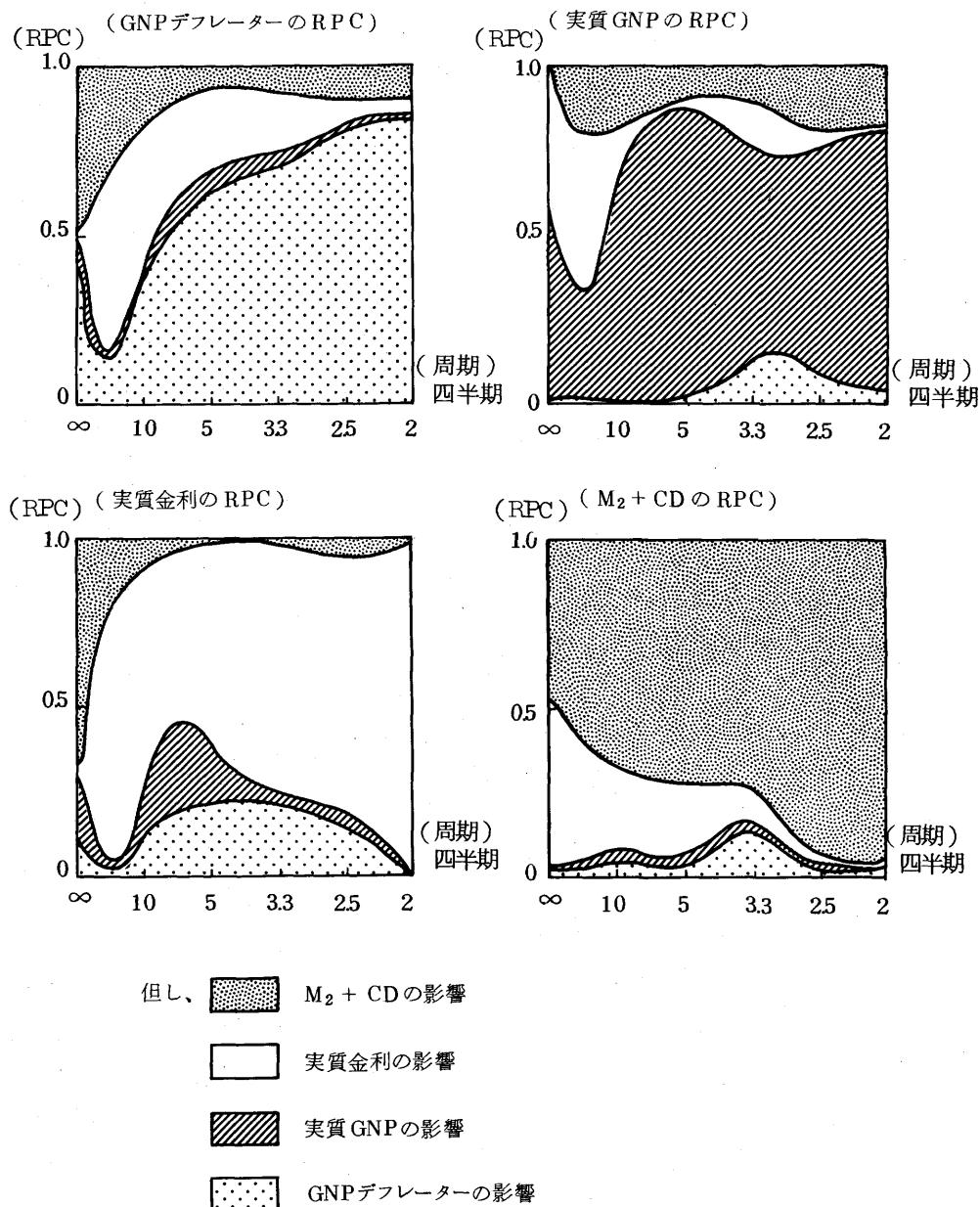
第5図は上記4変量の時系列モデル (AR model) から得られたRPCを示したものである。これによれば、GNPデフレーターは様々な変数の影響を受けており、自分自身の寄与度が約5割と非常に低いことが目立つ。各中間目標 (GNPデフレーター、実質金利、名目金利) の寄与の割合は

(注1) RPCの見方について若干敷衍しておくと次のとおり。例えば第4図は4変量時系列モデルから計算されたRPCであるが、各変数の変動が各々の変数に固有のnoiseによってどの程度影響されているかが周期毎(横軸)に、全変動を1とした時の寄与度(縦軸)で示されている。各変数に固有なnoiseの寄与度の大きさはあくまでも体系を4変量で考えた場合の相対的なものである。例えばGNPデフレーターのRPC(左上図)では $M_2 + CD$ と実質金利各々に固有のnoiseの寄与度がほぼ等しく示されているがこれはこの体系において両変数(noise)の影響度がほぼ等しいことを示しているとみることができる。これらの図から2変量の関係を捉えることも可能で、例えばGNPデフレーターと $M_2 + CD$ 各々のRPCをみると $M_2 + CD$ はGNPデフレーターに対して因果関係をもっているとみられるが、逆のGNPデフレーターから $M_2 + CD$ への因果関係はほとんどないとみられるのがわかる。更に変数自身の寄与度が圧倒的に高い場合、当該変数は他の要因の影響を受けている可能性が低く、体系として捉えられている中では外生的性格が強いと判断することができる。

なお、こうした分析が有効であるためには各変数固有のnoise相互に相関のないことが必要であることはいうまでもない。

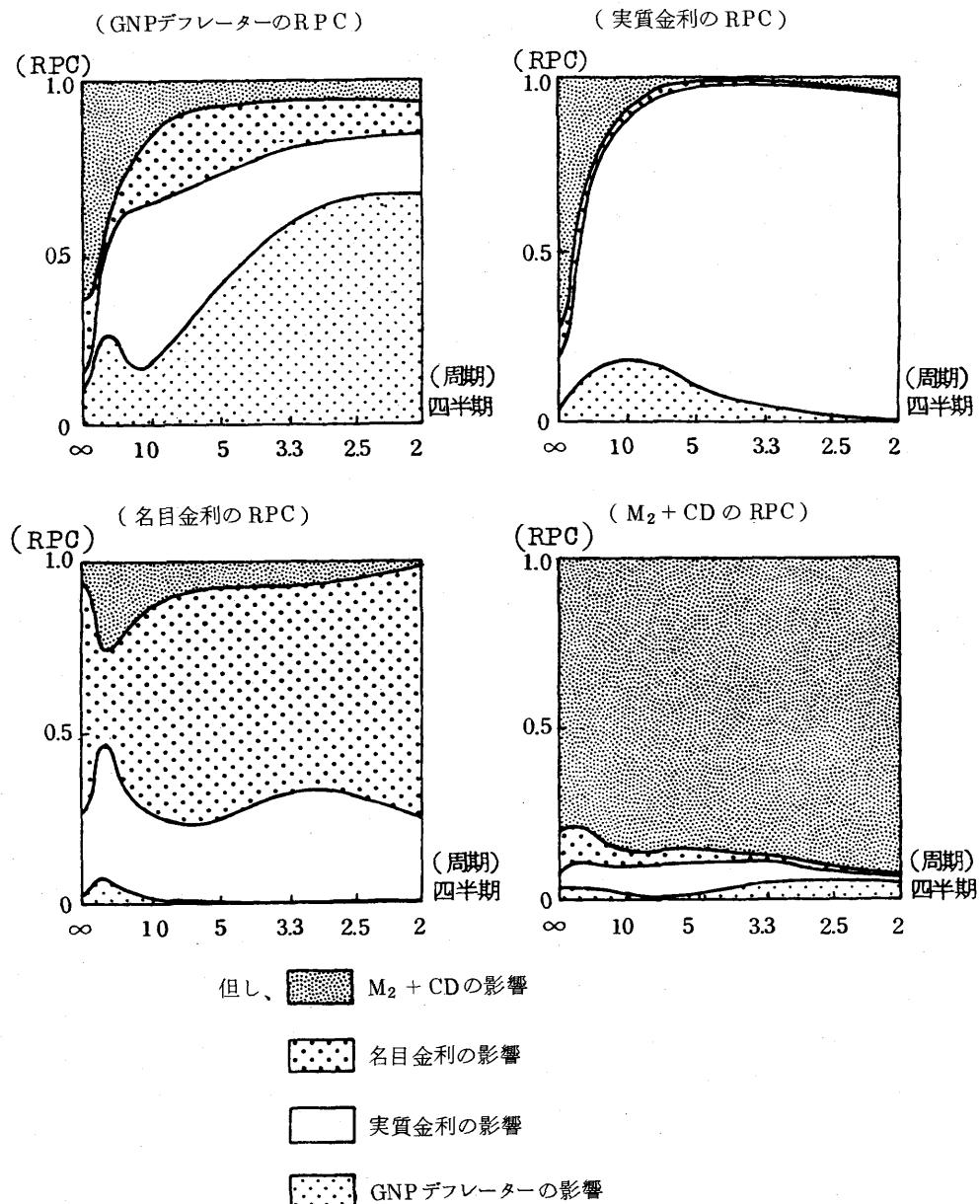
(第4図) GNPデフレーター、実質GNP、実質金利、 $M_2 + CD$ の4変量時系列モデル<sup>\*</sup>によるRPC  
(1965.II～1982.I)

\* AIC基準(Akaike's Information Criterion)によって選択された次数は3次。モデルの掲載は省略(以下同じ)



(第5図) GNPデフレーター、実質金利、名目金利、 $M_2 + CD$ の4変量時系列モデル<sup>\*</sup>によるRPC  
(1965. II ~ 1981. I)

※ AIC基準により選択された次数は2次。



## 実質金利、マネーサプライと経済活動

ほぼ同程度とみて良いだろう。このモデルにおいても各中間目標間の相対的関係はほとんど変化せず、実質金利には  $M_2 + CD$ 、GNPデフレーターが若干寄与し、名目金利に対する  $M_2 + CD$ 、実質金利の寄与は大きい。そして  $M_2 + CD$  は外生性が最も高いという結果が示されている。

### (iii) 実質GNP、実質金利、名目金利、マネーサプライの関係

最終目標を実質GNPとしたモデルについて検討しよう。これから得られた RPC は第 6 図のとおりである。まず実質GNP の RPC をみると、大部分が自律的変動で説明されているが  $M_2 + CD$  が若干の寄与を示し、実質金利が周期の比較的長い領域で大きな寄与を示している。これに対し名目金利はほとんど寄与していない。各中間目標の RPC をみると、実質金利に対しては  $M_2 + CD$  が僅かながら寄与しているが名目金利の影響はほとんど negligible と言える。その名目金利の RPC からは実質金利の寄与が相当大きく、次いで  $M_2 + CD$  が影響していることが読みとれる。一方  $M_2 + CD$  については、RPC の形状からは  $M_2 + CD$  がこれら変数の中では最も外生的であることが示されている。

### (iv) 実質GNP、GNP デフレーター、実質金利、名目金利、マネーサプライの関係

(i)～(iii)の関係をここでは総合的に 5 変量時系列モデル (AR model) で分析する。基本的には(i)～(iii)の相対的関係は維持され、全体に占める割合はどう変化するかが主たる関心事であるが、総合的判断を引出すという点からこれまでの結果を整理する役割も与えておこう。推定されたモデルを用いて計算された RPC は第 7 図に示すとおりである。観察される特徴点を列記すれば次のとおり。

① GNPデフレーターに対しては  $M_2 + CD$ 、名目金利、実質金利からの因果関係が認められるが、このうち feedback の関係が認められるのは実質金利である。

② 実質GNP の変動の多くの部分はいわゆる自律的変動として捉えられるが、その他の要因として実質金利の寄与が無視できない。もっとも実質金利と実質GNP の間には feedback の関係があり、両者間の因果関係は必ずしも一方方向とは言えない。

③ GNPデフレーターと実質GNP の間には明確な因果関係は認められない。

④ 実質金利に対しては  $M_2 + CD$ 、GNP デフレーターおよび実質GNP から若干の因果関係が認められる。

⑤ 名目金利には実質金利、 $M_2 + CD$  からの因果関係が強く認められる。

⑥  $M_2 + CD$  は分析対象変数の中で考える限り最も外生性の高い変数である。

以上の findings から判断する限りでは、中間目標として実質金利、名目金利、マネーサプライを比較してみると、まず最終目標との関連、変数の外生性どちらの観点からみても名目金利は一番劣っているといえよう。変数の外生性から考えるとマネーサプライは実質金利を凌いでいるが、最終目標との関係では物価についてはほとんど差がなく、また仮に実質GNP を最終目標とした場合には、実質金利の方が優れているといえよう。

## 4. まとめ

本稿では変数間の因果関係の分析に基づき、金融政策の中間目標としての実質金利の適格性を、マネーサプライ（ならびに名目金利）と比較してきた。実証結果のうち注目されるのは次の諸点である。

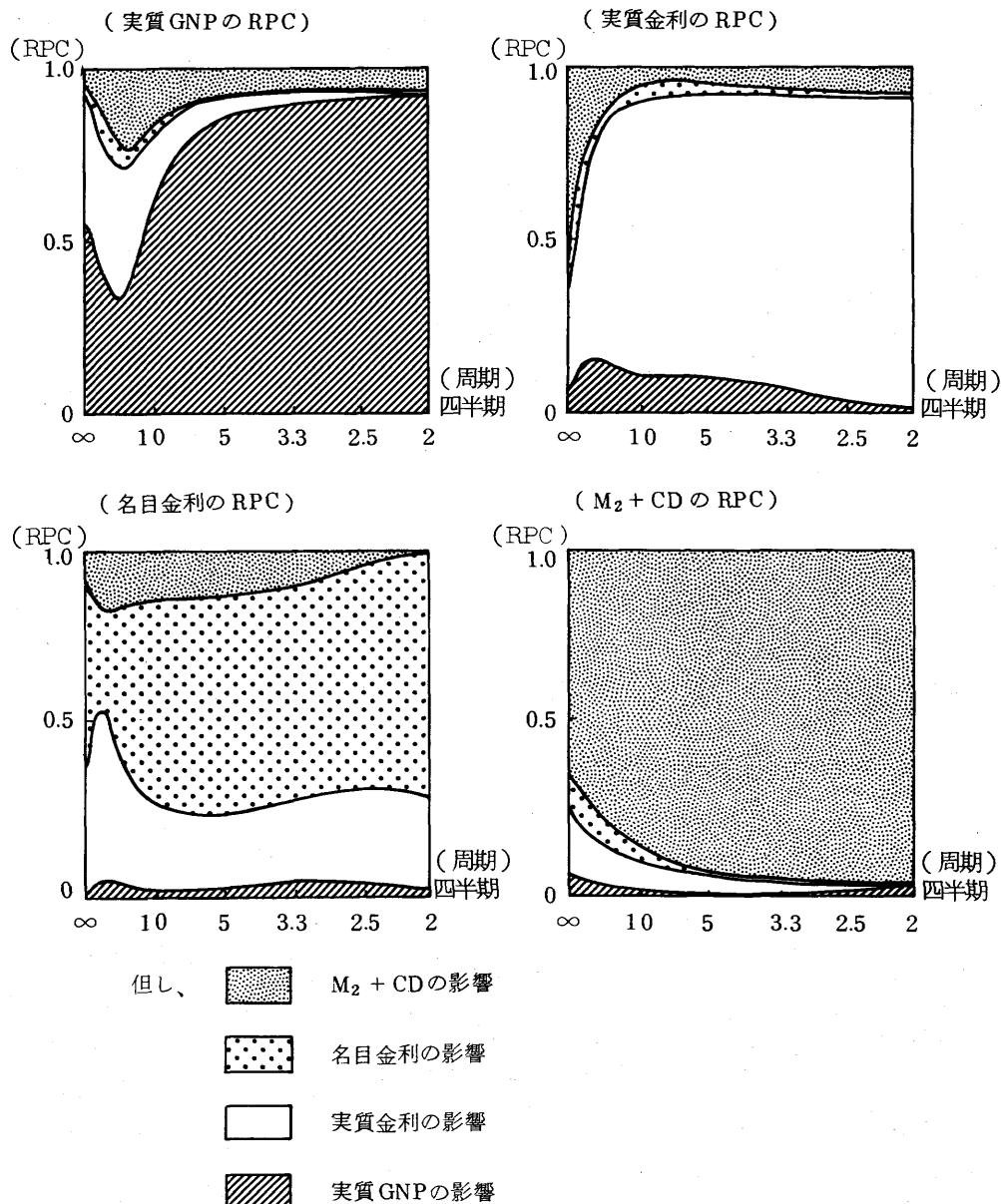
① 最終目標として金融政策当局が最も重視している物価に対しては、実質金利、マネーサプライともほぼ同程度の因果関係を持っている。

② 最終目標を実質GNPとした場合には、実質金利の影響がマネーサプライのそれを上回る。

③ 中間目標の外生性という点ではマネーサ

(第6図) 実質GNP、実質金利、名目金利、 $M_2 + CD$ の4変量時系列モデル※によるRPC  
(1965.II～1982.I)

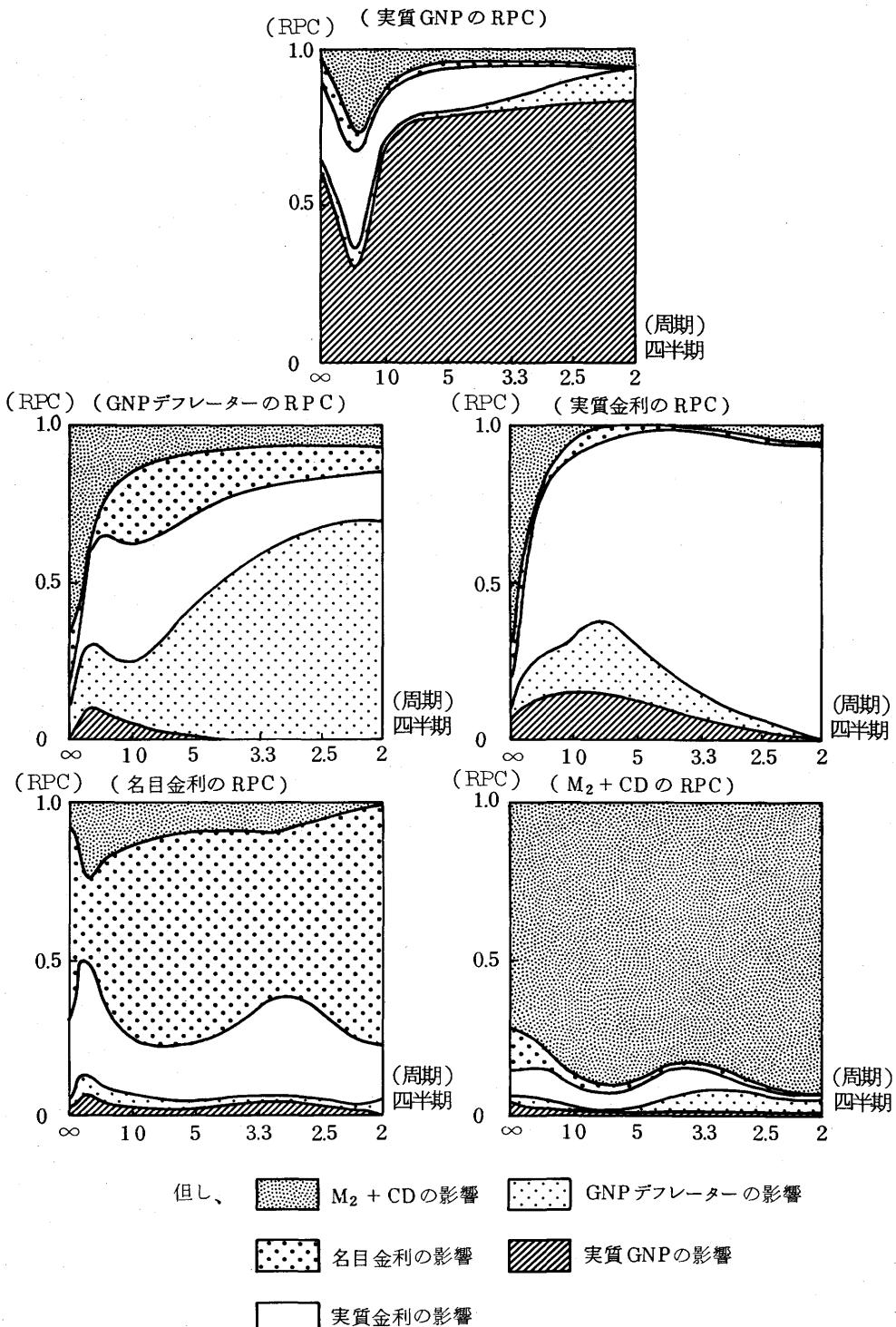
※ AIC基準により選択された次数は2次。



(第7図) 実質GNP、GNPデフレーター、実質金利、名目金利、 $M_2 + CD$ の5変量時系列モデル※によるRPC

※ AIC基準により選択された次数は2次。

(1965. II ~ 1982. I)



ライが優位に立つ。

② 名目金利はマネーサプライ、実質金利のいずれと比べても中間目標として劣っている。

ただし、上記分析結果から政策的インフレーションを引出すにあたっては、この分析のもつ次のような前提ないし限界を十分考慮することが必要である。

まず第一に本稿の分析では、中間目標の操作可能性 ( controllability ) ないしその決定メカニズムに関する分析がなされていないことである。第二に、現実のデータから何が読みとれるかの分析であって特定の構造モデルを前提としていないため、政策効果の識別やその波及経路 ( transmission mechanism ) の解明が困難なことである。第三に、重要な鍵となる実質金利の定式化にあたっても

① 短期金利のみを対象としているが、企業・家計の意思決定に際しては長期金利も大きな影響をもつと考えられること。

② 期待形成に完全予見を仮定しているが、経済が不安定の場合にはこの仮定は妥当しない可能性が強いこと。

などの問題点が残されており、以上の点の解明は今後の課題である。

以上

## [付] 期待インフレ率の導出について

人々が予想する期待インフレ率を如何に捉えるかについてはこれまでにもいくつかの分析が行われてきているが、具体的に期待インフレ率を推定する方法としては大別して次の3通りがある。

① 実際のアンケート調査の結果に基づき期待インフレ率を数量化する方法、② 分布ラグモデル ( distributed lag model ) を用いて過去のインフレ率の実績値の加重平均値を期待インフレ率と看做す方法、③ 時系列モデルによって予測されたインフレ率を期待インフレ率として捉える方法。以下各々の方法につき簡単に整理しておこう。

### ① アンケート調査に基づく方法

現実のアンケート調査の中の先行きの価格見通しのデータを用い、人々の期待がどのように形成されているかを推定する方法で、CarlsonとParkinの開発した手法(Carlson, J. A. and M. Parkin [9])が良く知られている。この手法は実際に人々が先行きをどう見ているかという標本調査の結果を一定のルールによって数量化する方法<sup>(注1)</sup>で、その意味では現実妥当性の高い手法と言えよう。しかし、標本調査の方法、あるいは調査対象の範囲、質的水準等が回答の信頼性を大きく左右することが問題点である。

(注1) アンケート調査の質問は例えば製品価格の将来値が上がるか下がるか、あるいは変わらないかという形であるため回答は各選択肢が何%の割合であるかという数字で示される。期待インフレ率を具体的に導出するためには、こうした結果を一定のルールの下で定量化する必要があるが、Carlson and Parkin [9] に沿ってその手順の概要を紹介すると次のとおり。

(i) 各回答者は製品価格の将来値について次の3つのいずれかを選択する：(A<sub>t</sub>) 上昇、(B<sub>t</sub>) 下落、(C<sub>t</sub>) 不変。選択の基準は各回答者が想定している主観的確率分布に依存し、確率分布の中位数 (median : m<sub>t</sub>) が価格変化に関する弁別域 (difference limen : δ = const.) のどこに位置しているかによって次のとおり回答するものとする。

$$(A_t) : m_t \geq \delta$$

$$(B_t) : m_t \leq -\delta$$

$$(C_t) : -\delta < m_t < \delta$$

## ② 分布ラグモデルによる方法

分布ラグモデルの手法は過去のインフレ率(物価上昇率)の加重平均値をもつて期待インフレ率と考える方法である。即ち、物価上昇率 $\pi_t$ について、

$$\hat{\pi}_t = \sum_{i=1}^n \omega_i \pi_{t-i} + u_t \quad (1)$$

但し  $n$ : ラグ期数

$\omega$ : 過去の物価上昇率に付されるウェイト

$u$ : 誤差項

$\hat{\cdot}$ : 推計値

実質金利、マネーサプライと経済活動を計測し、 $\hat{\pi}_t$ が $t-1$ 期に予想された $t$ 期のインフレ率と考える。したがって期待インフレ率 $\pi_t^e$ は

$$\pi_t^e = \hat{\pi}_{t+1} \quad (2)$$

として捉えられる訳である。ここで問題となるのは、 $\omega$ にどのようなウェイトを付すかということである。従来この $\omega$  (lag structure)としては、幾何級数的減衰ラグを仮定する Koyck lag<sup>(注2)</sup>や多項式をあてはめる Almon lag<sup>(注3)</sup>、あるいは、Bayes 推定法を応用した Shiller lag<sup>(注4)</sup>等が用

(ii) 各回答者の各々の主観的確率分布から得られる $m_t^i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ ;  $N$ は回答者数)によって形成される標本 $\{m_t^i\}$ の属する母集団の期待値と分散を各々 $\mu_t$ ,  $\sigma_t^2$ とし、これらに次の仮定を置く。

(1)  $\{m_t\} \sim N(\mu, \sigma_t^2)$ 。

(2) 現実のインフレ率と期待インフレ率とは各々の平均が等しい。

(iii) 以上の前提の下で中位数、弁別域を次のとおり正規化(normalize)する。

$$y_t = (m_t - \mu_t) / \sigma_t$$

$$a_t = (\delta - \mu_t) / \sigma_t$$

$$b_t = (-\delta - \mu_t) / \sigma_t$$

$a_t$ ,  $b_t$  を用いて  $\mu_t$ ,  $\sigma_t$  を求めると

$$\mu_t = \delta \left( \frac{a_t + b_t}{a_t - b_t} \right), \quad \sigma_t = 2\delta \left( \frac{1}{a_t - b_t} \right).$$

$A_t$ ,  $B_t$  はアンケート調査から既知であるので

$$A_t = P_r(\delta \leq m_t) = P_r(a_t < y_t)$$

$$B_t = P_r(-\delta \leq m_t) = P_r(y_t < b_t)$$

の関係から  $a_t$ ,  $b_t$  が求められる。

(iv) 現実のインフレ率を $\pi_t$ 、サンプル期間を $1 \sim T$ 期とすれば、

$$\sum_{t=1}^T \pi_t = -\delta \sum_{t=1}^T \left( \frac{a_t + b_t}{a_t - b_t} \right)$$

従って期待インフレ率の系列 $\{\pi_t^e\}$ は

$$\pi_t^e = \left\{ \sum_{t=1}^T \pi_t / \sum_{t=1}^T \left( \frac{a_t + b_t}{a_t - b_t} \right) \right\} \left( \frac{a_t + b_t}{a_t - b_t} \right)$$

と求めることができる。

(注2) Koyck lagについてはKoyck [19] 参照。

(注3) Almon lagについてはAlmon [8] 参照。

(注4) Shiller lagについてはShiller [25] 参照。

いられてきている。ただいざれの lag pattern を想定する場合でも、程度の差こそあれ、*a priori* に何らかの制約条件を課している点、あるいはラグ期数の選定の仕方等に恣意性が存在するという欠点がある。

### ③ 時系列モデルによる方法

現実のインフレ率(物価上昇率)の時系列データに時系列モデル( time series model<sup>(注5)</sup>)を当てはめ、推定されたモデルを用いて計算される予測値(1期先予測: one step ahead forecast)を期待インフレ率として捉える方法である。今、AR パート m 次、MA パート n 次の 1 変量時系列モデルを

$$\begin{aligned}\pi_t = & \phi_1 \pi_{t-1} + \phi_2 \pi_{t-2} + \cdots + \phi_m \pi_{t-m} \\ & + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \cdots \\ & + \theta_n u_{t-n}\end{aligned}\quad (3)$$

と表わすとする。ここに  $u_t$  は t 期の innovation である。この時、期待インフレ率  $\pi_t^e$  は、

$$\begin{aligned}\pi_t^e = & \phi_1 \pi_t + \phi_2 \pi_{t-1} + \cdots + \phi_m \pi_{t-m+1} \\ & + \theta_1 u_t + \theta_2 u_{t-1} + \cdots + \theta_n u_{t-n+1}\end{aligned}\quad (4)$$

と表わされる。同手法では、先行きのインフレ率に関する期待形成に必要な情報がモデルに用いた変数に集約されており、人々はその情報のみによって予想を形成するとの考え方を探られている。したがってもし 1 変量時系列モデルで予想形成を考えるとすれば、インフレ率の過去の実績値にすべての情報が集約されるという経済合理性( *economically rational* )を仮定することに等しくなる。

具体的に期待インフレ率を捉える以上の 3 つの方法はすべて現実のインフレ率に関するデータを

何等かの方法で加工し、期待インフレ率として求める訳であるが、①のアンケート調査による方法以外の②、③の方法は、時系列データの動きから一定のルールに従って予想をたてるかたちとなっている。即ち、②の分布ラグによる方法は、分析対象期間内において自己回帰的( *auto-regressive* )な形で見た場合、in-sample で過去の実績値を平均的に最も良く hit する値として期待インフレ率が捉えられており、また③の時系列モデルによる方法は、分析対象期間で捉えられた変動パターンが持続し、かつ random な disturbance が無いと考えた場合に翌期の値として考え得る値が期待インフレ率と看做されている。つまり、ある意味では現実のインフレ率の時系列データに対し、推計値が最も良く実績値に fit する値を探していくことに等しい。したがって経済環境が比較的安定しており、random な disturbance も非常に小さいような状況では、ある程度の妥当性を持つと言うことが出来よう。しかし、そうした状況においては、人々は将来のインフレ率を比較的容易に正しく予想し得るとも考えられる訳で、その場合期待インフレ率と実現したインフレ率は平均的に一致することができる。

期待インフレ率をこのように捉えようとする方法は期待形成に合理性( *rationality* )を仮定する手法である。これは(3)式の  $(\pi_{t+1} - \pi_t^e)$  について、

$$E(\pi_{t+1} - \pi_t^e | \phi_t) = 0 \quad (5)$$

が成立すると考えることに等しい。つまり、人々は t 期において利用可能な情報(  $\phi_t$  )を用い、t + 1 期に実現するインフレ率を平均的に正しく予想できるということである。具体的にこうした考えに立って期待インフレ率を導くには(5)式を次

(注5) 時系列モデルについては赤池・中川[1]折谷[3]等を参照。

## 実質金利、マネーサプライと経済活動

式に変換すれば良い。

$$\pi_t^e = \pi_{t+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

ここで  $\epsilon_t$  は white noise で  $E(\epsilon_t) = 0$  である。

今、(6)式の特殊なケースとして次式を考える。

$$\pi_t^e = \pi_{t+1} \quad (7)$$

この時、 $i_t = \rho_t + \pi_t^e$  および  $\rho_t^{exp} = i_t - \pi_{t+1}$

を用いれば、

$$\rho_t = i_t - \pi_t^e \\ = \rho_t^{\text{exp}} \quad (8)$$

となって事前と事後の実質金利が一致する。こうした条件が満たされるのは、人々の期待が完全予見（perfect foresight）に基いている場合である。

#### 【参考文献】

- [19] Koyck, L. M. Distributed Lags and Investment Analysis. Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1954.
- [20] Lahiri, Kajal. The Econometrics of Inflationary Expectations, Amsterdam, North-Holland Publishing Company, 1981.
- [21] Litterman, R. B. and L. Weiss. "Money, Real Rates, and Output," Working Paper No. 179, September 1981.
- [22] Makin, J. H. "Real Interest, Money Surprises and Anticipated Inflation," N.B.E.R. Working Paper No. 818, December 1981.
- [23] Mishkin, F. S. "The Real Interest Rate: An Empirical Investigation," N.B.E.R. Working Paper No. 622, January 1981.
- [24] Nelson, C. R. and W. Schwert "Short-term Interest Rates as Predictors of Inflation: On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant," A.E.R., June 1977.
- [25] Shiller, R. J. "A Distributed Lag Estimator Derived from Smoothness Prior," Econometrica, July 1973.
- [26] \_\_\_\_\_ "Can the Fed Control Real Interest Rates?" in Rational Expectations and Economic Policy, ed. by Stanley Fischer, The University of Chicago Press, 1980.