

金融政策遂行上の中間目標と情報変数について

——米国における議論のサーベイとわが国への若干の応用

加 藤 健 吾

1. はじめに—目的・構成・要旨
2. 中間目標の定義、条件
3. 中間目標の再検討
4. 情報変数
5. わが国への若干の応用
6. おわりに

1. はじめに—目的・構成・要旨

近年の主要国における金融政策論議を概観すると、政策運営上の参考となる金融経済指標、すなわち情報変数（“information variable”、“indicator”または“market indicator”）を巡る議論が様々な文脈において活発に行われている。

すなわち、第1に先進主要国間の政策協調という観点から、1987年にベーカー米国財務長官（当時）が商品価格バスケットを政策協調のための“indicator”として採用することを提唱（Baker [1987]）、またローソン英国蔵相（同）もこれに近い提案を行っており（Lawson [1987]）、関連した OECD 等の実証

研究（Durand and Blöndal [1988]、Boughton and Branson [1988] 等）もみられている。

第2に中央銀行サイドでも、米国・英国等で近年マネーサプライと実体経済の諸変数との関係が不安定性を増す中、マネーサプライを中間目標とする国内金融政策運営方式に変わる新たな枠組という観点から、FRBのジョンソン副議長（当時）がインフレ圧力等の予測に役立てるための情報変数の採用を提唱した（Johnson [1988a, b]）。その後、どのような金融経済指標が情報変数としてふさわしいかにつき米国学界、各地連銀を中心に活発な議論が展開されている。また、GNP統計自体の信憑性を欠くようになっている国々では、足許のGNPの推計あるいは将来値予測

本論文の作成に当たっては、浅子和美（横浜国立大学）、伊藤隆敏（一橋大学）、岩田一政（東京大学）、植田和男（東京大学）、竹内恵行（福島大学）、吉野直行（慶応大学）の各氏をはじめ、多くの方から有益なコメントを頂いた。

にあたっての情報変数としてマネーサプライの有用性を検討する動きもみられる(カナダ連銀ワーキングペーパー、Caramazza, Hostland and Poloz[1990]等)。本論文は、米国を中心に活発に研究されている、金融政策運営にとって有用な情報という後者の意味での情報変数の議論に焦点を絞り、¹⁾中間目標方式の見直しと合わせ、検討を加えたものである。以下、米国における議論を中心に、まず中間目標の見直しを巡る議論を紹介し、それと対比する形で情報変数について検討する。

本論文の構成は以下の通りである。まず第2節では、「中間目標」についてその内容を明らかにし、第3節では、「中間目標」の見直し論議の中から代表的なものを取り上げて紹介する。次に第4節では「情報変数」の内容を検討し、「中間目標」と「情報変数」の違いを明らかにしたうえで、代表的な「情報変数」とされるいくつかの指標について、米国における研究を紹介する。また、「情報変数」を実際の政策運営上使用する際の問題点についても言及する。第5節では、以上の論議を日本に応用したケースについての若干の実証分析を行う。

本論文の内容を予め要約すれば、以下の通り。

中間目標の採用を正当化する考え方としては、最終目標のコントロールを容易にするという説、金融政策の誤まりの悪影響を弱めるとする説、中央銀行に対する信認(credibility)の獲得に資するとする説等、様々なものがあるが、中間目標が実際に満たすべき条件は、

- ①最終目標(物価安定)との関係の安定性、
- ②中央銀行によるコントロール可能性、③中央銀行に対する信認の獲得に資すること(これにより中間目標は、民間部門の期待の安定化に寄与)、の三つに帰着すると言えよう。

米国では、金融自由化等を背景にマネーサプライと最終目標の関連性が弱まっており、中間目標としてのマネーサプライを見直すべきとの議論が行われている。具体的には、①中間目標として用い得るようマネーサプライの改良を提唱する立場、②マネーサプライ以外の中間目標を新たに導入すべきとする立場、③既存のマネーサプライを情報変数として再評価しようとする立場、の三つの考え方が存在する。①としては、最近では流動性を基準にM3を分類すべきであるという説が提唱されている。②としては名目GNPターゲティングが代表的である。③では P^* が一般に知られている。

「情報変数」という概念は70年代後半にも議論されており(例えばB. Friedman[1977])、更に遡って70年代前半に金融政策の運営プロセスが議論されていた時にも、「情報変数」と「中間目標」を包摂する概念として“indicators of financial thrust”が考えられ、金融政策の「操作目標」と「最終目標」の間に位置するものとして捉えられていた(例えば重原・ティゲセン[1975])。

本論文では、中間目標と情報変数の違いを明確にするため、最近の議論に倣い、「構造的因果関係」と「予測向上性」をキーワードとして定義している。この場合、中間目標と

1) 従来の中間目標以外にこのような意味での情報変数が必要である(または現に使用されている)との認識は英国、カナダ、スイス各国中央銀行総裁も示している。Leigh-Pemberton[1984, 1985, 1986]、Crow[1988]、Lusser[1990]参照。

最終目標の間には、例えば長期的には両者の比率が一定であるといった、いわゆる共和分(cointegration)の関係が必要とされるのに対し、情報変数の場合はその動きが最終目標の動向を予測する上で有用な固有の情報を含んでいれば足りることになる。因みに、早い時期に情報変数という用語を用いたフリードマンも、最近(B. Friedman [1988a])では本論文とはほぼ同様な「情報変数」に関する記述を行っており、こうした概念が有力になってきていることを示唆している。

このような情報変数をウォッチすることで最終目標の予測力を向上させ、金融政策をきつめ、緩め、中立のいずれのスタンスで動かすか判断する際の基準とすべきというのが情報変数論議のエッセンスである。経済活動の中から安定した構造的因果関係を検出するのが困難な場合、情報変数アプローチは一定の意義を有することになる。

Johnson [1988a, b] は、FRB がこうした情報変数として、①商品価格指標、②金利スプレッド、③外国為替相場をウォッチしていると述べている。なお、情報変数が何らかの経済モデル(したがって構造的因果関係)を必要としない以上、その選択は必然的に実証的なものとなるため、上記変数の他にも様々な金融経済指標を情報変数として考慮する余地がある。実際、Johnson [1988a, b] にも、FRB がこうした検討を行っているとの記述がみられる。もっとも、米国における情報変数の実証分析は、現段階では未だ部分的なものに止まっており、いくつかの指標については物価予測上有益であるとの研究結果もみられる(例えば商品価格指標)が、確たる結論は得られていないのが実情である。

さらに、情報変数を実際の政策運営に応用

するためには、①どのような変数が情報変数として適格であるか、②複数の情報変数から得られるシグナルにどう対応すべきか、③情報変数の概念を政策遂行上採用していることを対外的に明らかにすべきかどうか、といった問題を検討する必要がある。

①の問題については、情報変数が構造的関係を前提としない以上、その選択は必然的に実証的なものとならざるを得ず、したがって様々な変数に対し予断を持たず、幅広く統計テストを実施する必要がある。

②の問題への具体的な対応としては、各変数の有する情報を用いて物価上昇率の期待値を算出する、情報変数DIを作る、主成分分析の手法を応用する、といった方法で情報を集約し、それに対応して金融政策の方向を定める方法が考えられる。また、②複数の有力な情報変数を組み合わせてバスケットを作り、その中のすべての変数が同一方向を指し示す時は自動的に政策を動かす、というルール制約を課す方法、⑥その時々々の経済環境をもとに、どの変数を特に重視するか裁量的に決定する方法、も提唱されている。なお、いずれの方法を採用にせよ何らかの裁量的判断が入り易いことは留意する必要がある。

③の問題については、対外公表にはデメリット(期待形成プロセスの変化による情報量の低下)とメリット(中央銀行に対する信認の形成)の両面があることを認識する必要がある。

米国における中間目標及び情報変数についての上記実証研究を、わが国のデータを用いて検証してみたところ、結果は以下の通りであった。

まず、流動性に基づくマネーサプライの分類基準を日本のデータに応用し、M3+CDを

流動性の程度に応じて無条件物とターム物に分けると、「無条件物 M3+CD」は名目 GNP との関連性が高く、また情報変数として有望であるとのテスト結果が見られ、こうした分類はわが国でも検討する価値がある可能性を示唆している。

次に、商品価格指標、長短金利スプレッド、外国為替相場等について中間目標および情報変数としての適格性をテストしたところ、これらの変数は最終目標である物価と共和分の関係になく、中間目標としては適格とは考え難い一方、将来の物価変動に関する固有の情報を（部分的にせよ）含んでいるとの結論が得られており、わが国でもこれらの変数を情報変数として今後検討していく価値が認められる。また、地価についてはデータの問題もあって実証結果が区々であり、今後の一層の検討の必要を示唆しているのに対し、株価については情報含有量が一貫して小さく、ここ 20 年程度の経済データでは情報変数と位置付けることは難しい。

2. 中間目標の定義、条件

中間目標とは、中央銀行の最終目標を達成するための 1 段階前の目標として設定され、その動きが一定のレンジ内に収まるようターゲットングされる経済変数を指す。²⁾ すなわち、操作目標→中間目標→最終目標とい

う 3 ステップを踏む方式であり、中間目標の動きをレンジ内に収めるよう、操作目標が運営される。このようなアプローチを支持する立場としては、次の三つの考え方がある。

(I) 最終目標のより厳格なコントロールが可能になるとの立場

この立場は、以下のような観点から、最終目標の直接コントロールよりも中間目標を経由した間接コントロールの方がより好ましい結果を得られるはず、と主張する。³⁾ すなわち、

- ① 操作目標によって最終目標を直接コントロールしようとしても、両者間の効果波及経路は長く、正確なタイミングで適切にコントロールすることは難しい。⁴⁾
- ② その点、両者の中間にあり（したがって最終目標に先行し）、操作目標によってコントロールしやすく、また最終目標への効果が確実な経済変数があれば、それをコントロールするよう操作目標を運営することで、最終目標の直接コントロールを目指す方法より良好なパフォーマンスが得られる。

この考え方は、中央銀行が最終目標に先んじて中間目標を操作するに足る情報を保有していることを前提にしていると言える。⁵⁾

-
- 2) なお、国別に比較した場合、米国・カナダ等が中間目標方式へのコミットメントに相対的に前向きであったのに対し、欧州やわが国等はさほどではなかったとの事情を指摘することも可能であろう。
 - 3) 大久保 [1983] 参照。
 - 4) 操作目標と最終目標との間の効果波及経路が長いことに着目し、その間に中間的な目標を置くことの意義を指摘したものとして、70 年代に例えば重原・ティゲセン [1975] 等もある。
 - 5) もっともこの考え方に関しては、最終目標のコントロールを目指す以上、操作目標を直接最終目標に割り当てる方がより効率的ではないか、という疑問も存在する。例えば、B. Friedman [1975] 参照。また、「中間目標」＝「操作目標」であるケースも存在した（市中貸出の量的規制が行われていた場合）点は留意する必要がある。

(Ⅱ) 金融政策の遂行に際し、マーケット(＝中間目標)という緩衝材を置く必要性を認める立場

これに対し、逆に中央銀行は操作目標→最終目標という直接コントロールを的確に達成するだけの情報を有しておらず、直接コントロールを試みて誤った政策を実施した場合、経済に過大な悪影響を与えてしまう可能性があるという視点から、中間目標という緩衝材を設定し、政策の誤りを緩和しようとの考え方もある。例えば Wallich [1984] は、金利操作による物価の直接コントロールは可能であるとしながらも、中央銀行には物価安定を達成する均衡金利についての情報が不足しているため、直接コントロールを行えば景気のオーバーキルまたは過熱化を招きかねないと指摘し、マネーサプライ・ターゲティングを行い金利形成は市場の判断に委ねる方式を採れば、直接コントロールに比べて政策の誤りが緩和されうるとしている。

(Ⅲ) 中央銀行に対する信認の獲得を重視する立場

また、経済パフォーマンスに対する期待(expectation)の安定化を図るアンカーという面から中間目標を捉える考え方もある。すなわち、中間目標に対して中央銀行がコミットしているという事実自体が、民間部門の期待を安定化させ、最終目標の達成を容易にすると考えるのである。⁶⁾このような考え方は、中央銀行に対する信認(credibility)を重視するアプローチと言えよう。

この他、中間目標の満たすべき条件について、これまでのいくつかの研究結果において挙げられているものを列挙すれば次表の通りになる。

上述の諸論点や、これらの研究で挙げられている条件からみて、中間目標にとって最も重要な要件は、①最終目標(物価安定)との関係の安定性、②中央銀行によるコントロール可能性、③中央銀行に対する信認の獲得に

中間目標の条件

連邦準備諮問委員会報告 [1976]	①究極的な政策目標との関連性 ②コントロール可能性 ③計数把握の正確性
早 川 [1986]	①政策目標との安定した関連性 ②コントロール可能性 ③単純性 ④中間目標達成の確認可能性 } (注) ⑤政治的圧力から中立性
大 久 保 [1983] ハジミカラキス [1984]	①最終目標との関係の安定性(若しくはその変動の予測可能性) ②コントロール可能性

(注) これらは、前述した期待安定化の機能の面から中間目標に要求される条件である。

6) Wallich [1984]、早川 [1986] 参照。

資すること、の3点に集約されることとなる。ここで注意すべきことは、①の「最終目標との関係の安定性」と言う場合、中間目標と最終目標の間の明確な因果関係の存在を要求している点である。これは、後述するようにただ最終目標の動きに関して何らかの情報を有していれば足りるとされる情報変数と決定的に異なる点である。

3. 中間目標の再検討

前述のように、米国では近年、中間目標としての既存の定義によるマネーサプライ（特にM1）の機能が金融自由化・金融革新の進展等により従来に比して大きく低下している。このことは、既存のマネーサプライ指標に代わる新たな中間目標を設定する必要があるとの論議を引き起こす一方、マネーサプライの位置付けを見直し、これを中間目標としてではなく、情報変数として活用しようという議論も生み出す結果となっている。

そこで、以下ではこれらの議論を、(1)マネーサプライを改良し、新たな中間目標の開発を提唱する立場、(2)マネーサプライ以外の中間目標を新たに導入すべきとの立場、(3)既存のマネーサプライを情報変数として再評価しようとする立場、の三つに大別し、各々の考え方を概観する。

(1) 新たなマネーサプライ中間目標の開発を主張する立場

——流動性を基準としたM3の分解

サンフランシスコ連銀のエコノミスト Motley [1988] は、従来のM1、M2に代わる新たなマネーサプライ指標を提唱している。

すなわち Motley [1988] は、従来のマネーサプライ指標であるM1、M2等は物価の安定

化を図るための中間目標としては因果関係、コントロール可能性の両面において信頼性が低下しているとする一方、適切に定義されたマネーサプライと物価との安定的な因果関係の存在自体は失われていないと主張する。そして、既存のマネーサプライ指標に代わる適切な指標を開発することで、中間目標としての有用性はある程度改善されるとする。

具体的には、従来からのM1～M3というマネーサプライ分類に代え、M3を流動性に応じて分割した期日物M3 (term M3)、無条件物M3 (nonterm M3) という分類を採用、後者を物価コントロール上の中間目標とすることを提唱している。

Motley [1988] によれば、この分類を採用する理論的背景は以下の通りである。今、ケインズにならい、金融資産を、高い流動性を備えた「通貨」と、「通貨」と比べ収益性は高いものの期日が決まっており、期日前の解約には何らかのコストを伴う「通貨以外の金融資産」、の二つに分けると、「通貨」需要は主として、④取引需要と、⑥投機的・予備的需要によって成り立っている。このような2分法の下では、何時でも財・サービス獲得のための原資となりうると言う意味で、「通貨」の方が物価との関連をみるうえでの指標としてはふさわしい。ところで、規制金利時代においては、当座性預金の特殊性（決済性資金が中心である）、規制金利預金額の安定性（銀行の付利行動によって預金量が変動しない）といった特性が前面に出ていたため、M1～M3という分類が「通貨」と「通貨以外の金融資産」の分類基準としてうまく機能してきた。しかしながら金利自由化により、M1～M3という分類の持つ有用性は失われている。そこで、流動性を目安にM3を無条件物M3

と期日物 M3の二つに分類した新指標を作成し、なおかつ前者を中間目標として使用すれば物価安定のパフォーマンスの改善を図れる、というのが Motley [1988] の主張である。そこで Motley [1988] は次に、このように2分されたマネーサプライ指標に本当に意味があるのかどうか確かめるため、長期時系列をとって金融自由化を境に両者を比較して分析した。⁷⁾ その結果として、

- ① 無条件物 M3を決済性通貨 (M1) と非決済性通貨 (無条件物 M3-M1) に分けると、自由化以前に比べ、自由化以降は M1と無条件物 M3-M1の相関関係は強まっている (第1図)。
 - ② 1977年頃を境に、無条件物 M3と期日物 M3は明らかに動きを異にする傾向を強めている (第2図)。
 - ③ 一方、M2と純 M3 (M3-M2) の動きを比べると、自由化以降、両者の動きは以前に比べ似てきている (第3図)。
 - ④ 市場金利への追従度をみても、自由化以降無条件物 M3と期日物 M3は明らかに動きを異にする (金利上昇局面において無条件物のほうが反応が鈍い)。
- と主張している。

次にモートレイは、このような新指標と最終目標との因果関係及びコントロール可能性を測るべく、付論の通貨需要関数を用い、期日物 M3と無条件物 M3、従来からの M2と純 M3 (M3-M2) の二つのペアについて計測した。

その結果、

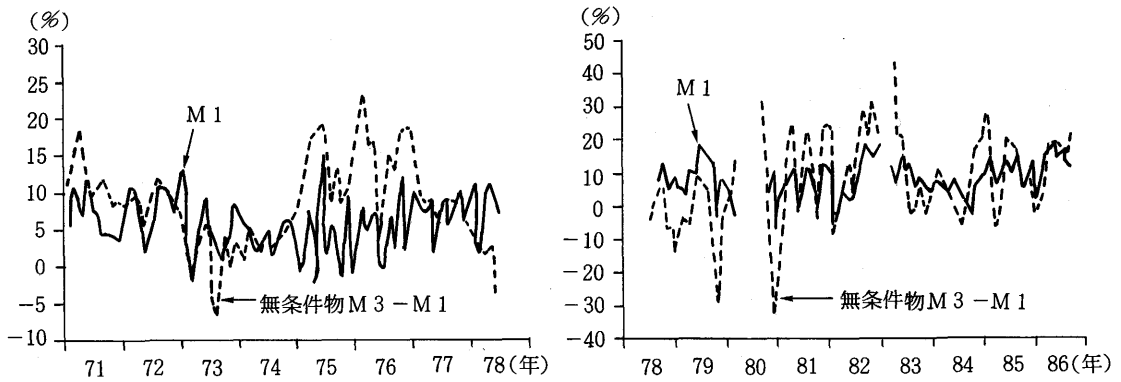
- ① 自由化以降、多くの係数で無条件物 M3の方が M2よりも統計的有意性が高まっている。
 - ② 特に名目 GNP の変化と無条件物 M3の関係が M2と比べて強く (係数値が高い)、しかもそれは金融自由化を境に大きく向上している点が注目に値する。これは、最終目標である物価との因果関係の高さを示唆する。
 - ③ 短期金融市場金利の上昇局面において無条件物 M3 (既にみたように、金利に対する感応度は低い) から期日物 M3へのシフトがみられる (無条件物 M3の係数はマイナスであるのに対し、期日物はプラス)。これは、中央銀行が短期金融市場金利を操作目標とすることで、ある程度無条件物 M3をコントロールしうることを意味する。
- 以上の結果から、Motley [1988] は従来からの M2に比べ、無条件物 M3の方が因果関係、コントロール可能性とも高く、この無条件物 M3には新たな中間目標としての適格性があるとしている。⁸⁾

なお、この他のマネーサプライの改良の試みとしてはディビジア指標の考え方があるが、これについてはすでに石田 [1984] などにより詳しく紹介されているので、ここでは最近ディビジア的発想に CES 型関数を組み合わせ、技術革新等の影響も折り込めるマネーサプライ指標開発を目指す研究 (Koenig and Fomby [1990]) もみられることを指摘するに止める。

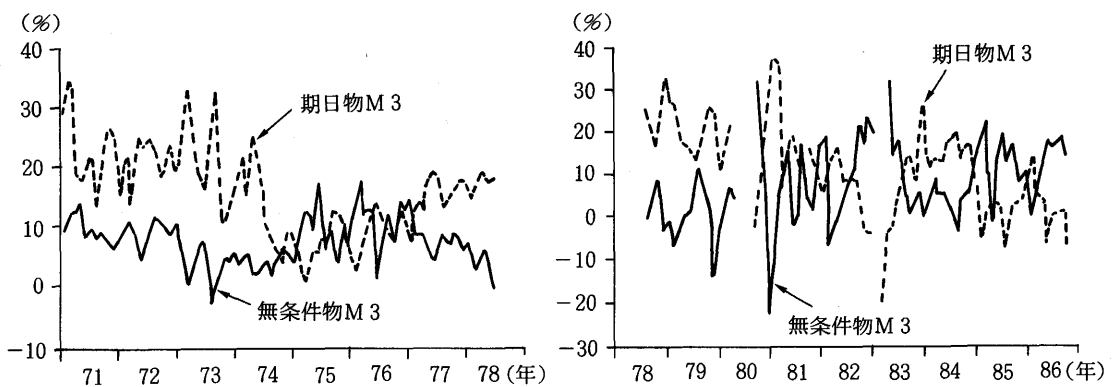
7) この部分の論議については Judd and Trehan [1987] も参照。

8) もっとも、無条件物 M3の金利弾力性が M1より大きく、ボラティリティーが高いため、金利操作が M1に比べてより大きなオーバーシュートिंगをもたらす可能性があるという問題点も指摘している。

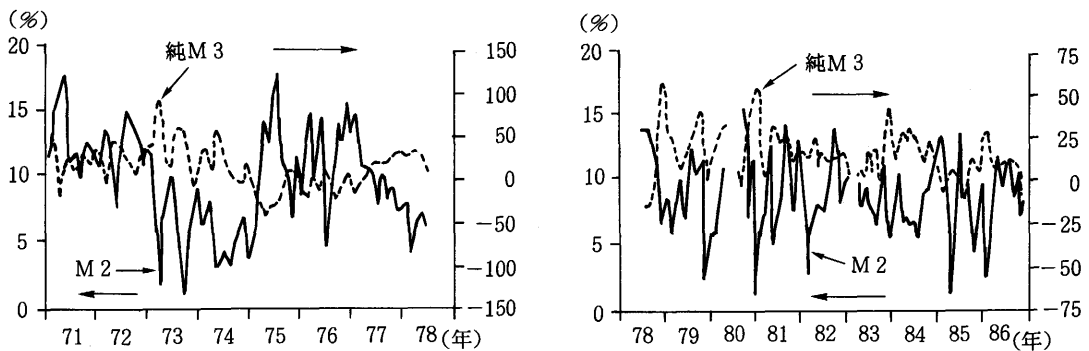
第1図 M1と無条件物M3-M1の推移



第2図 無条件物M3と期日物M3の推移



第3図 M2と純M3の推移



(出所) Motley [1988]

(2) マネーサプライ以外の指標を中間目標とすべきとの立場

マネーサプライに代わる中間目標候補としては、名目 GNP、商品価格指標のほか、信用量、為替相場、利子率等が挙げられている。以下本節では、これらのうち最も有力であると思われる名目 GNP ターゲティングの考え方を概観し、その他のものについては情報変数としての利用可能性と併せて後に検討する。

McCallum [1989] は、名目 GNP ターゲティングの利点として以下の点を指摘している。

- ① 通貨需要ショックや財市場におけるショックに対しては名目 GNP をルールに基づいて一定に保つ方がスタビライザーとして適切である（マネーサプライを一定に保っても、これらのショックに対する有効なスタビライザーになるとは考えにくい）。
- ② 各種の金融革新、金融自由化に対してニュートラルであり、これらが原因で指標が不安定化することはない。

そしてその実行可能性についても、潜在的な実質 GNP 成長率さえ推定できれば、中・長期的にインフレをコントロールできる名目 GNP のレベルは計算可能であること、マネタリー・ベースを一定のルールに基づいてコントロールすれば、名目 GNP の安定的なコントロールも可能であること、等を指摘している。但し、短期においては物価が不安定に変動する（長期では潜在実質 GNP の伸び率に合せて一定の値に収束する）可能性にも言及している。Gordon [1985] や Tobin [1985] もほぼ同様の考え方を示しており、特に前者は、ラグの問題等からその完全なコントロー

ルは難しいため、名目 GNP は 1 年といった比較的短いタームではなく、1 ビジネス・サイクル（数年）における目標と考えるべきであるとしている。一方 Bradley and Jansen [1989] は、総供給、総需要曲線の形状から名目 GNP ターゲティングの有効性を検討し、経済に供給サイドのショックが加わった場合、物価ターゲティングや実質 GNP ターゲティングと比べ、雇用量の長期均衡からの乖離が小さいという点で良好なパフォーマンスが得られると主張している。

このほか、名目 GNP ターゲティングを支持する議論として、従来のように物価と実質 GNP を分離して考えると、両者のウエイトを巡って中央銀行と政府が対立したり、金融政策以外の要因によって発生した短期的な物価の上昇や成長率の鈍化についても中央銀行の責任が問題となるため、この面からも中央銀行は名目総需要のコントロールに専念し、物価安定と経済成長への分解は民間経済に任せるべき、との指摘（McNees [1987]）がみられる。

こうした名目 GNP ターゲティングの考え方には様々な反論があるが、主だったものを挙げれば以下のような点が指摘されている。⁹⁾

- ① 名目 GNP のコントロールはマネーサプライ・コントロールに比べ政策波及経路がはるかに複雑であり、タイムラグが長いことが想像される。従ってターゲティング対象としてはなじまない。
- ② 名目 GNP は統計の速報性、正確性（確報修正の大きさ）に問題がある。これもターゲティングの障害となる。

9) Axilrod [1985]、Dudler [1985]、早川 [1986] 参照。

③ 名目 GNP のターゲット水準設定に当たっては、その中に実質 GNP を含むため、通貨目標の設定以上に政治の介入が予想される。

(3) 既存のマネーサプライ指標を情報変数として再評価する立場

既存のマネーサプライ指標も、長期的にみれば物価との関係の安定性は失われていない、との研究が FRB のスタッフ¹⁰⁾をはじめとする研究者によって発表されており、この考え方は一般に P^* (ピースター) として知られている。 P^* の考え方のわが国への応用は日本銀行調査月報に詳しく紹介されているので、¹¹⁾細かい議論はそちらに譲りたい。

4. 情報変数

(1) 情報変数の定義、条件

金融政策の遂行に用いる「情報変数」については、多くの研究で論じられているものの、¹²⁾その定義・条件は論者によっても微妙に異なっている。なお、情報変数の考え方は、中央銀行が政策判断を行うにあたり特に情報量が高く、有用な金融経済指標(群)を特定してゆくアプローチであり、いわゆる「総合判断アプローチ」とは一線を画すと考えるべきであろう。

本論文では、Johnson [1988a, b] と、ボストン連銀エコノミスト McNees [1989] の研究に沿って情報変数の考え方を検討する。

Johnson [1988b] は、金融政策の参考指標としてのマネーサプライの有用性の低下を指摘し、金融政策を遂行するため、消費、生産、インフレの動向を把握できる指標(情報変数)の必要性を述べた上で、その適格要件として、

① FRB の政策により経済が向かっている方向についての先行情報 (early readings) を与えるものであること、

② そのための条件として、将来の経済データとの相関関係とデータとしての速報性、正確性を有すること、

の 2 点を挙げている。

一方 McNees [1989] は、情報変数について考える際、「予測性」と「(構造的) 因果関係」を明確に分けるべきと主張している。すなわち、情報変数のエッセンスは、関心ある最終目標に対する単純な先行性にあるとして、複雑な経済モデル上においてのみ最終目標との関係が表現されるような変数や、統計的フィルタリングを要するような変数はもはや情報変数とは言えない、としている。

この二つの議論では、情報変数とは最終目標の将来の動きに関する有用な情報を含む変数、言い換えれば最終目標に対する相関関係と先行性を有する金融経済指標であると考えられていると言うことができよう。ここで注意すべきことは、McNees [1989] の述べているとおり、情報変数が満たすべき条件のなかに最終目標との因果関係は要求されない点である(因果関係が存在しても構わない)。

10) P^* については、グリーンズパン議長から研究の指示があったとされている。Hallman, Porter and Small [1989] 注参照。

11) 日本銀行調査月報「物価上昇圧力指標の検討、 P^* の紹介と分析」(1990/2) 参照。

12) McCallum [1989], Goodhart [1989], B. Friedman [1977, 1988a], Johnson [1988a, b], Kohn [1989], McNees [1989], Lown [1989], Furlong [1989], Garner [1989a, b], Lorannt [1988], DeFina [1988] 参照。

すなわち、A・B両者の間に相関関係が認められるが、 $A \rightarrow B$ という因果関係を含まない場合でも、AのデータがBのデータより先行性があれば、¹³⁾ Aは最終目標Bに対する情報変数としての条件を満たしているのである。

このように、情報変数としての条件は最終目標の予測力向上に貢献するかどうかであり、この点でこの考え方は、情報変数に「グレンジャーの因果関係」と同じものを要求していると考えられる。¹⁴⁾

中間目標についての議論では、政策当局が各変数間の因果関係を正確に把握し得ることが暗黙の前提とされていた。しかしながら、変数間の時間的な先行・遅行関係から経済の因果構造を実証的に把握するのは容易ではない。今日情報変数の概念が注目を浴びているのも、このように特定の構造関係（経済モデル）にとらわれずに経済の状況を把握できる考え方であることが大きな要因であろう。

なお、リッチモンド連銀総裁のブラックは、「FRBはいくつもの情報変数を政策運営の際に考慮に入れており、それぞれの変数に政策決定上どれだけの影響力を認めるか等はアド・ホックに決定されている(Black[1987])」と述べており、FRB内部で情報変数を用いる際、それらのウエイト付けは状況に応じて裁量的に決定されていることを示唆している。

(2) 代表的な情報変数

(I) 商品価格指標 (Commodity Price Index)

FRBのエンジェル理事が提唱者として有名(Angell[1987])であるが、カンサス連銀、サンフランシスコ連銀等の機関誌も関連した論文を発表している(Garner[1989a, b]、Furlong[1989]等)。

まずAngell[1987]は、従来からのマネーサプライ・ターゲティングの基本的な枠組を維持することを前提とした上で、マネーサプライの物価との関連における(特に短期的な)パフォーマンスの低下に鑑み、現在の金融政策が妥当かどうかのガイドラインとなる指標が不可欠と結論している。そして具体的なガイドライン指標として商品価格指標を用いるべきであるとしている。

商品価格指標を用いるべき理由としては、①データの速報性が高い、②経済全体における需給関係の現状およびその先行き期待や、マネー量の増減、といったものをすべて折り込んで決定される、③CPIに対し時間的に先行する、ことが挙げられている。

また、具体的な利用方法として、次表のようなマトリックスに従い、その時々マネーサプライを誘導することを提唱している。

ただ、この案を実行に移すに当たっては、エンジェル理事自身、マトリックス中の「水準」と「変化(率)」の設定、誤った信号を

13) ここで言う「先行性」とは、データ入手時点の先行性を意味する。ただし、データ入手が先行する際には二つの要因、すなわち、①変数自体の先行性、②データ集計過程の先行性、が作用している点には注意を要する。例えば極端な例としては、変数Aの $t+1$ 期の動きは変数Bの t 期の動きを反映する遅行変数であっても、Bに先行して発表されるため情報変数として機能するケースもあり得る。

14) この点については McCallum [1989] も参照。

エンジェル理事の提唱したマトリックス

		商 品 価 格 指 標 水 準		
		下 限 未 満	通 常 範 囲 内	上 限 超
商品 価格 指標 変化	急落	M1ターゲットレンジの 上限より上へ	M1ターゲットレンジの 上限へ	M1ターゲットレンジの 中間点へ
	安定 圏内	M1ターゲットレンジの 上限へ	M1ターゲットレンジの 中間点へ	M1ターゲットレンジの 下限へ
	急騰	M1ターゲットレンジの 中間点へ	M1ターゲットレンジの 下限へ	M1ターゲットレンジの 下限より下へ

どう排除するか、どのような商品価格指標が最適か、といった問題を解決する必要がある、としている。

次に Garner [1989a] は、商品価格指標の有用性を中間目標と情報変数の両面から総合的に検討している。一般的に商品価格指標は、①工業製品生産のための重要な原材料の価格であり、その変化は直接生産コストに響くこと、②その多くがオークション・マーケットで価格決定されていること、の2点から、工業製品・サービス価格より早く需要圧力や供給ショックに反応するはずである、とガーナーは指摘し、その上で実際に商品価格指標が、①中間目標として適格か、あるいは、②情報変数として物価予測の向上に貢献するような情報を含有しているか、を確認するため、いくつかの統計テストを実施している。

① 中間目標としての適格性(共和分の有無)

もし、商品価格指標が中間目標とするに足る要件を備える、すなわち最終目標（例えばCPI）との間に構造的な因果関係が認められ、前者のレベルをターゲティングすることが後者のレベルをも決定するという関係にあるのならば、両者間には長期的には安定した関係（例えば一定の比率等）が存在する。これは、統計的には共和分(cointegration)の関係が存在していることを意味する。¹⁵⁾

共和分のテストとして、ガーナーはまずADFテスト¹⁶⁾を実施している。これによれば、商品価格指標としてCRBインデックスを使用した場合には共和分が認められるものの、JOCインデックス、PPICMインデックス、および金価格を使用した場合

15) 共和分とは、二つの変数がそれぞれランダム・ウォークしている場合、その二つの変数の1次結合が弱定常性を満たし、長期的には安定した関係にあることを指す（吉田 [1989] 参照）。

16) ADF (Augmented Dicky Fuller) テストは、ある変数の弱定常性をテストする手法であるが、2変数間回帰式の残差の弱定常性をみることで共和分のテストにも用いることができる。詳細については吉田 [1989] 参照。

には共和分は認められない。次にダービン・ワトソン・テストでは、¹⁷⁾ 全インデックスについて共和分に関する帰無仮説は10%の有意水準でも棄却されず、共和分は認められなかった。

このように、テストの結果は一部食い違うものの、商品価格指標と物価の関係が長期的に安定しているとの明白な証拠は得られないというのが Garner [1989a] の結論である。なお Baillie [1989] と Boughton, Branson and Muttardy [1989] も Garner [1989a] とほぼ同様のテストを実施し、やはり商品価格指標と CPI の間の共和分の関係を否定する結果を得ている。^{18) 19)}

これらの結論は、商品価格指標を中間目標として使用することの妥当性を疑わせるが、このことは商品価格指標の情報変数としての適格性とは別個の問題である。すなわち、情報変数の観点からみた場合、共和分は情報含有性を満たす一つの特例ケースに過ぎない。そこで次に、商品価格指標が

CPI の将来の変動についての何らかの情報を含有するか否かについて、グレンジャーの意味での因果関係という観点からテストしている。

② CPI 予測に関する情報含有性（情報変数適格性）

各種商品価格指標と CPI との間にグレンジャーの因果関係が存在するかどうかを確かめるため、Garner [1989a] は、まず鉱工業生産、賃金、為替相場、原油価格、マネタリーベース（ないし TB レート）、各種商品価格指標を情報集合とするグレンジャー・テストを使って検証を行っている。結果をみると、ほぼすべての商品価格指標から CPI へのグレンジャーの因果関係が認められている。これは、商品価格指標の導入が物価予測に関して有用であることを意味する。

次に VAR モデルを用いた分散分解では（使用変数は CPI、商品価格指標のほかに鉱工業生産指数とマネタリー・ベース、最

17) ダービンワトソン・テストは従来、誤差項間の1階の自己相関をテストする手法として使用されてきたが、最近はこの共和分のテストに応用するケースが増えてきている。

18) Flood [1989] は、米国の原材料価格と製品価格間の共和分の存在の有無をテストしているが、それによれば1950年代からのデータセットで計測すると否定的、1870年からのデータセット（大戦間のデータは不使用）で計測すると肯定的な計測結果が得られており、フラッドはこれをもって共和分を計測するには数十年程度のデータでは不十分であると主張している。ただ、実際には、30年以上のデータを用いても長期的運動関係が検出されないような経済指標は、金融政策遂行上の有用性という観点からは問題がある点には注意する必要がある。

19) Boughton, Branson and Muttardy [1989] は、商品価格指標と CPI 水準が共和分の関係にあることを否定する一方、商品価格指標と CPI 前年比の間でも ADF テストを実施、両者間には共和分の関係が認められる（したがって両者は長期的な運動関係にある）と主張している。このようなテストは、CPI 水準が階差を2階とすることで弱定常性を満たす系列（I(2)）であることを前提とするが、この場合、CPI 前年比は階差を1階とすることで弱定常性を満たす系列（I(1)）になる可能性が高く、同じく I(1) 系列である商品価格指標との間で共和分が成立し得ることになる。しかしながら、Baillie [1989] や Boughton, Branson and Muttardy [1989] 自身が認める通り、テスト方法によっては CPI 水準が I(1) であるとの結果も得られており、この場合 CPI 前年比（定常性を満たす可能性が高い）と商品価格指標の間に定義上共和分は存在し得ず、ADF テストの結果も意味を持たないことがある点には十分留意する必要がある。

長ラグは48か月)、CRB インデックスの誤差項分散 (イノベーション) がCPI 誤差項分散の約25%を説明しており、またその他の商品価格指標でも同様な結果が出るなど、商品価格指標の導入は物価予測に関して有用であるとの結果となっている。²⁰⁾

③ 金融政策によるコントロール可能性

Garner [1989a] は、商品価格指標を商品価格市場への介入という直接的な手段でなく、金融政策によってコントロールできるかどうか調べている。それによると、グレンジャー・テストでは、伝統的な金融政策変数によっては商品価格指標の予測性は向上せず、金融政策の商品価格指標への影響に否定的な結果が得られている。また分散分解でも、商品価格指標は自律性が高く、金融政策によって商品価格指標がコントロールできるとは考え難い結果となっている。

Garner [1989a] は以上の結果から、商品価格指標と一般物価の間には、予測性を向上させるというグレンジャーの意味での因果関係は認められるものの、中央銀行は商品価格指標をコントロールすることはできないし、もしできるとしても、一般物価との共和分が

認められない以上、それが一般物価の安定に資するとの保証は無いとしており、商品価格指標は中間目標としては不適當であるが、情報変数としては有用であろうと結論している。

一方、商品価格指標による物価の予測性向上について検討したサンフランシスコ連銀のFurlong [1989] は、情報変数としての商品価格指標の有用性についても厳しい見方を採っている。

まず、①マーケットに敏感に反応するという点は逆に言えばノイズが多いということであり、現に商品価格指標はCPIに比して前年比伸び率でみて4～7倍も標準偏差が大きい、②商品価格指標のCPIに対する先行性も3～22か月と不定であり、12か月移動平均をかけてすら誤った信号を排除できない、という点を指摘している。次に、商品価格指標、M1、CPIの3変数について、VARモデルを利用して実証分析を行い、商品価格指標は予測誤差の軽減という観点からは、ラグが長い場合にあまり役に立たないと述べている。

これらの結果からFurlong [1989] は、商品価格指標の情報変数としての導入に疑問無しとしなが、²¹⁾ 速報性という利点はその導

20) なお、Durand and Blöndal [1988] は、主要 OECD 加盟国を対象にテストした結果、商品価格指標とCPIのレベル同士の共和分は認められないものの、変化率ではグレンジャーの意味での因果関係が認められるとしており、ガーナーの研究結果と整合的である。Boughton, Branson and Muttterdy [1989] もG7諸国を対象にグレンジャー・テスト等を実施、商品価格指標がインフレ予測に役立つと指摘している。

21) McCallum [1989]、Baillie [1989] もFurlong [1989] 同様、商品価格指標の情報変数としての有用性に疑問を投げかけている。すなわちMcCallum [1989] は、GNPデフレーター変化率を4変数(GNPデフレーター、実質GNP、マネーサプライ、金利)の変化率の1～4期ラグ項で説明する最小自乗回帰式と、情報変数として商品価格指標を説明変数に加えた(1～4期ラグ)ケースについても計測、両式における標準誤差の大小を比較した。その結果、商品価格指標を含めても標準誤差を減らす効果はさほど大きくないと結論に達している。また、商品価格指標以外にも金利スプレッド、外国為替相場等を説明変数に採用して同様なテストを実施しているほか、実質GNP変化率を被説明変数としたテストも実施しているが、結論はほぼ同様である。Baillie [1989] はヨハンセン・テストとECMを用いた尤度比テストを用い、商品価格指標が将来のインフレについての情報を有するとは認め難いとしている。

入を多少は正当化すると結論づけている。なお、この論文では、商品価格指標は伝統的な金融政策によってはコントロールできない点も指摘されており、因果関係についての不明確さもあって、商品価格指標をターゲットイング対象とすることに否定的な結論になっている。

以上のような、国内金融政策上の最終目標の予測に役立つ情報変数というアプローチのほかに、政策協調（特に為替を巡る政策協調）のためのガイドラインというアプローチから、商品価格指標を一つの構成要素として含むいくつかの指標を利用する考え方も存在し、いわゆるインディケーター・アプローチ(indicator approach)と言われている(Baker [1987]、Lawson [1987] 参照)。しかしここではその存在を指摘するに止めたい。

(II) 金利スプレッド

Johnson [1988b] は、商品価格指標だけでは中間目標としてはもちろん、情報変数としても信頼できない(FRBによるコントロールビリティに疑問がある、金融政策と無関係な動きに非常に左右されやすい)として、長短金利差と為替相場との三つをセットにして情報変数として利用することを提唱している。²²⁾

このうち長短金利差については、一定の仮定の下では両期間における予想インフレ率の差を表すため、物価予測上有用と考えられて

いる。すなわち、名目金利 i と期待実質金利 r 、期待インフレ率 π の間には、

$$r=i-\pi$$

という関係が成り立つ。一方、短期と長期の両金利の差を求めると、

$$i_L-i_S=r_L-r_S+\pi_L-\pi_S$$

但し、 i_L, r_L, π_L ：長期指標

i_S, r_S, π_S ：短期指標

ここで実質金利が長短に拘らず一定であれば($r_L-r_S=0$)この式は、長短金利差が両期間における期待インフレ率の差に等しいことを表す(Mishkin [1988]、Lown [1989] 参照)。因みに、米国のTB金利スプレッドを対応するタームのCPI変化率(事後値)に回帰して行ったMishkin [1988]の分析では、6か月超TB間の金利スプレッドは将来のCPIの変動に関する情報を含んでいるとの結論が得られており、²³⁾またOECDエコノミストによる分析(Browne and Manasse [1989])の結果もほぼ同様である。

ただし、例えば中・長期のタームにわたってイールドカーブが右上り(順イールド)から水平にシフトしていくような状況は、一般にインフレ予想の後退によりスプレッドが縮小したと解釈されるが、こうしたケースでは、その後1年程度はむしろCPIは上昇することが多い、という実証研究もボストン連銀から出されており(McNees [1989])、²⁴⁾この点

22) 複数の情報変数が異なるシグナルを出す場合への対応については、(3)を参照。

23) ミシュキンはその後、①主要各国の金利スプレッド[1989a]②米国の中・長期金利間スプレッド[1989b]、についても研究を進めている。前者については脚注43)を参照されたい。なお、後者では、中・長期間金利スプレッドもインフレに関する情報を含んでいるとの結論が得られている。

24) McNees [1989]はこの結果について、中央銀行の金融政策は現在のインフレに対応して遂行されるというよりも、むしろ近い将来のインフレの見込みに対応して遂行されることが多いからであろうと理由づけ

については今後一層の検討が必要であろう。

(Ⅲ) 為替相場

為替相場の国内物価に対する先行性ないし影響は、各地連銀の一連の研究でも注目されている。

Hafer [1989] は、自国通貨安が国内物価に影響を与える経路について直接効果とそれ以外（いわば間接効果）の二つに分け、分析している。直接効果とは、ドルが下落した場合、輸入財価格が上昇、²⁵⁾これが物価指数バスケット内の輸入財価格上昇を通じてCPIに影響するという効果である。間接効果は、輸入財価格の上昇が国内財の価格まで押し上げる効果を指す。その経路としては、①輸入財と国内財との価格差（または輸入量の減少）から発生する国内財への需要シフトを通じた国内財価格上昇、②輸入財が原料または中間製品として国内財生産に投入される際、コストの上昇となってコストインフレを起こす、といったものが考えられる。

これらの他にも、賃金がCPIにインデックスされているような世界では、上述したような直接・間接の効果により発生したCPIの上昇が、賃金コスト上昇を通じて副次的にCPIを一段と押し上げる、という経路も十分考えられる（例えば、Branson [1985]）など、Hafer [1989] の挙げた以外にも外国為替相

場がCPIに影響を与える経路は種々存在し得よう。また、Lown [1989] は、金利スプレッドにおけるのと同様な考え方にに基づき、予想為替相場変化率がインフレ予測の参考情報となりうることを指摘している。

ただ、Johnson [1988a] は「為替相場は他国と比較したアメリカの金融政策を反映し、よって金融の緩和・引き締めについての相対的な指標となりうる」としているだけで、具体的にどのようなアプローチで為替相場の情報変数として使用していくべきかについての考え方を明らかにしていない。FOMCのRecord of Policy Actions（1990年2月）をみても、“development in domestic and international financial markets”に考慮を払う旨の記載しかなく、細かい点は不明である。Kohn [1989] も為替相場の情報変数としての重要性を示唆する一方、その限界についても指摘しており、eclecticな立場をとっている。なお、リーペンバートン英蘭銀行総裁も重要な情報変数として為替相場を挙げているが、その具体的手法についてはやはり明らかにしていない（Leigh-Pemberton [1986]）。

(Ⅳ) その他の情報変数

このほか、信用集計量（Credit）を情報変数として使用すべきとの考え方も存在する。すなわちFackler [1988] は、マネー・サブ

ている。つまり、イールドカーブがフラットに近くなってもその後1年程度の間は（予測通り）インフレが発生することも十分あり得るとしている。

25) Hafer [1989] は、為替相場の減価が輸入財価格の上昇につながる経路について、

① 海外の輸出企業が為替相場の減価による自国通貨での収入減少をドル建て価格引き上げで回避しようとする経路（輸出企業がプライス・リーダーである場合）、
② 海外の輸出企業はとりえずドル建て価格を維持するが、自国通貨でみた採算が悪化するため輸出量を削減、これが米国内での供給量の減少を通じて輸入財、国内財両方の価格を押し上げる経路（輸出企業がプライス・テイカーである場合）の二つを挙げている（Hafer [1989] 参照）。

ライの信頼性低下に鑑み、情報変数の一つとして信用集計量を採用することを提唱、その中でも民間部門向け集計量 (Private Credit) が特に有用であると主張している。また、FOMC は1983年3月、「直接のターゲット対象ではないが、通貨集計量との関連で考慮する」との表現で、信用集計量に注目していく旨表明している。

Fackler [1988] は、具体的なテスト方法として、まず名目 GNP、M2、金利の3変数、およびこの情報セットに信用集計量を加えた4変数ベジアン VAR モデルを計測、²⁶⁾ 名目 GNP の外挿予測誤差の大きさを両モデルで比較する方法をとっている。なお、各変数のラグは4期、データは全て変化率を使用し、信用集計量は①総額 (Total Credit)、②間接金融による信用集計量 (Intermediated Credit)、③民間部門向け信用集計量 (Private Credit) の三つを用いている。その結果、信用集計量の総額を情報セットに含めても予測誤差に全く改善がみられないのに対し、民間部門向け信用集計量を含めた場合はかなりの改善がみられた。このことから Fackler [1988] は、信用集計量中の民間部門計を情報変数として重視すべきであるとの結論に達している。²⁷⁾

以上、米国における各種情報変数の有用性に関する実証結果をまとめると、その結論は肯定・否定の双方が存在し、情報変数の有用性 (あるいはどの変数が情報変数の資格を満

たすか) についてはいまだ定説は確立していないのが実情である。

(3) 情報変数を政策運営に使用する際の留意点

ここまでは、個別の金融経済指標が情報変数としての適格性を満たすかどうかの分析を中心に概観してきたが、情報変数の概念を実際の金融政策遂行上で利用するに当たっては、以下の3点を検討し、情報変数アプローチの枠組を明確にする必要がある。すなわち、

- ①どのような変数が情報変数として適格であるか、
- ②情報変数 (複数) から得られるシグナルをどう利用し、対応すべきか、
- ③情報変数の概念を政策遂行上採用していることを対外的に明らかにすべきか、の三つである。

①の問題について、個別的な実証分析から離れ、一般化して考えると以下の通りである。

情報変数の条件として何らかのモデル (したがって構造的な因果関係) を必要としない以上、その選択は必然的に実証的なものにならざるを得ない。したがって様々な指標に対して予断を持たず、幅広く統計的テストを適用し、最終目標の変動に関する固有の情報を有する金融経済変数を探すアプローチをとることが適当であろう。

その際、情報量をより多く含む情報変数を

26) ベジアン VAR とは通常の VAR モデルとは異なり、推計されるシステムの母数につき、先験的に事前分布を仮定する分析手法である。詳細については Todd [1984] 参照。

27) なお Fackler [1988] は、この事実はリカードの等価原理に対して疑問を投げかけるものでもある点を指摘している。すなわち、もし等価原理が成立しているならば、政府部門計と民間部門計は常に正反対に動き、両者の動きは相殺される。従って経済活動を測る指標としては、民間部門計 (あるいは政府部門計) より総額の方が適しているはずである。しかしここでの計測結果は全く逆である。

発掘するとともに、過去のデータからその予測的中確率を推計するといった作業が重要である。実際、情報変数の分析はグレンジャー・テストや VAR といった統計分析手法の進展によって本格的に可能となったとの指摘もある。

ただ、最近のように経済環境や制度を巡る改革が急ピッチで進んでいる状況下では、各情報変数の有用性は変化しがちであり、しかもその変化は事後的にしか分からない場合が多い。したがって、ある情報変数を採用するか否かという問題については、最終的には裁量的判断が絡まざるを得ない。²⁸⁾

②の問題は、金融政策を裁量重視で行うか、ルール重視で行うかという従来からの命題とも絡んでいる。

ここでは両者の優劣（特に期待形成をどう捉えるか）を巡る理論的な議論には立ち入らないが、実際上の問題として、これまでに挙げられている個々の情報変数は自動的な政策遂行を可能とするほどの情報量を含んでいるとは言いがたい。このような認識に立ったうえで、複数の情報変数の出す複数のシグナルに対し、当局は金融政策をどう対応して動かすべきか、という具体的な問題を検討する。

この場合、考え得る対応としては、各変数の有する情報を用いるため、①それぞれ変数の示唆する物価上昇率に的中確率を掛け、インフレ率の期待値を算出する、②情報変数の DI を作り、いわば多数決でインフレ圧力を

測る、③主成分分析の手法を用い、複数の情報変数の有する情報を集約する、といった方向が考えられよう。これ以外にも、以下のような考え方も提唱されている。

④ Johnson [1988b] は、複数の有力な情報変数（商品市況、外国為替相場、金利スプレッド等）を組み合わせて情報変数バスケットを作り、バスケット内の変数がすべて同一方向を指し示す時は自動的に政策を動かす、といったルール制約を課す方法を示唆している。²⁹⁾

⑤ Fackler [1988] は、マネーサプライと信用集計量の前年比（ともに情報変数として捉えられている）が食い違うときの処理方法を検討しているが、結論的には、両者の乖離幅を算出した後、金融自由化等の特殊要因を検討し、どちらのシグナルをより優先するか、裁量的に判断する方法を採用している。

最後に③の問題、すなわち情報変数の概念を中央銀行が採用した場合、これを対外的に公表すべきかどうかを検討する。

まず公表のデメリットとしては、公表によって情報変数を形成するマーケットが期待形成のプロセスに影響を与え、その結果、情報変数の有する情報量が変化してしまう惧れが挙げられる。すなわち、中央銀行の政策が直接影響を及ぼすような情報変数（例えば金利スプレッド）を例にとると、スプレッドが拡大する場合、中央銀行の自動的な引き締め

28) また、情報変数と最終目標との間の統計的関係については、いわゆるルーカス批判ないし「グッドハートの法則 (Goodhart's Law)」が当てはまり、当該情報変数が政策運営に採用されればそれ以前のテスト結果が信頼できなくなるのでは無いか、という疑問も存在する。確かに、ある変数を情報変数として中央銀行が採用することにより、情報の内容は変わり得るため、その意味でも裁量的判断は重要である。

29) Johnson [1988b] や情報変数 DI 作成等の考え方は、各種景気動向指数（特に先行系列指数）に着目し、政策判断の基準とすべきという従来からの考え方と同様の発想に基づくとも言えよう。

政策をマーケットが予期し、スプレッドを縮小させるような需給の動きが強まることが当然予想されることとなる。一方、商品価格指標等については、当該マーケットの自由な活動に伴う需給関係によって自然に形成されており、中央銀行がその変数をウォッチしているかどうかによって直ちにマーケット全体の需給関係が左右される（したがって当該変数の有する情報が減少する）ケースは少ないと思われる。³⁰⁾

一方メリットは、中央銀行に対する民間の信認の維持であろう。中央銀行が情報変数の動向も考慮に入れている旨を対外的に明らかにすることは、その内容が不明なまま「総合判断」という説明を行うよりも信認を高める効果があるかもしれない。

このように対外公表には長短両面が存在し、一概にどちらが優れているとは言い難いように思われる。

5. わが国への若干の応用

前節までは主として、米国における中間目標の見直しと情報変数を巡る議論を紹介したが、これらの議論は基本的にわが国にも当てはめて考えることが可能であろう。わが国でも金融自由化等を背景に、ここ数年マネーサプライと物価の間の関係が不安定化しつつあると考えることが可能だからである。³¹⁾そこで以下では、すでに研究例のあるディビジ

ア・マネーサプライと P^* を除き、これまでの議論をわが国にも適用し、実証分析を行う。

具体的には、まず中間目標見直し論議の中で検討した、M3+CDの流動性に基づく分解の有効性をわが国のデータで検証し、つづいて主だった情報変数が最終目標の将来変動に関する情報をわが国でも含んでいるかどうかを検証する。なお、本論文ではわが国金融政策の最終目標は物価の安定と考え、³²⁾以下の情報変数のテストではすべてCPIとの関係を調べている。³³⁾

(1) 流動性を基準に分解したM3+CDの有用性

第3節で述べたとおり、Motley [1988]は、従来のM1、M2に代え、M3を流動性に基づいて分解、うち無条件物（以下無条件M3）を物価との関連で重視すべきという主張を行っている。そこで以下ではわが国のM3+CDを同様な基準に基づいて分解、中間目標または情報変数としての適格性のテストを試みる。

M3+CDの分解方法は以下のとおりである。

無条件M3の本質は流動性が高いこと（容易に引き出すことが可能であり、財・サービス購入資金の一時的運用場所として現実に使用されていること）にある。したがって、無条件M3の算出にあたっては、M1総額（一

30) いわゆる商品ファンドは中央銀行の政策に敏感に反応する可能性があり、その影響は別途検討する必要があるだろう。

31) 例えば、Yoshida and Rasche [1990]を参照。

32) 情報変数のアプローチ自体は、物価以外の政策目標（例えば、実質GNPや失業率）との間で採用することも勿論可能である。その場合、景気DIや日銀短観といった指標も情報変数候補として有力であろう。

33) ここでは、米国等での実証分析例を参考にしてCPIを採用したが、無論、GNPデフレーター等でテストすることも可能である。その場合、本稿とはやや違った結果が出る可能性もある。

部に法人の協力預金が入っている可能性があるが、ここでは考慮しない)と純 M3 (M3-M2) 中の当座性預金を含めるべきであろう。さらに、個人預金に関しては、引き出し容易な一部の定期性預金 (例えば郵貯・定額貯金の 6 か月経過分等) の中に財・サービス購入用資金が多分に含まれている (一部定期性預金の流動資産化) ことを考えれば、そうしたマネーについても極力無条件 M3 の中に含めて考えるべきであろう。

そこで以下では、M1+無条件純 M3 に、①定額貯金の一部を加えたもの (以下無条件 M3_A)、³⁴⁾ ②さらに個人準通貨も加えたもの (以下無条件 M3_B)、³⁵⁾ の二つの無条件 M3 を用意した (いずれも末残値、以下特に断わらない限りデータは末残値を使用)。第 4～6 図はその変化率の長期的推移 (移動平均値) を表している。次に、無条件 M3_A と期日 M3_A、無条件 M3_B と期日 M3_B、さらに M2+CD (平残値) と純 M3 の三つのペアにつき、モートレイ型の通貨需要関数をあてはめて計測した (付論、第 A-1 表参照)。ここではモートレイの分析と同様の結果がわが国でも得られるかどうかをみるため、ラグや計数加工の方法

は極力同論文と同様の方法を採用している。なお、計測式の妥当性に疑いを生じさせるような誤差項の系列相関は検出されなかった。

無条件 M3_A、同 M3_B をみると、80 年代に入って多くの変数に関して統計的有意性と係数値が高まる (この傾向は、①名目 GNP 変化率〈物価との関連で重要〉、②金利〈金融政策によるコントロール性との関連で重要〉、という二つの変数において特に顕著である) など、Motley [1988] の結果と符合するものとなっている。これに対し M2+CD については、計測式の標準誤差は相対的に低いものの、そもそも名目 GNP 変化率との間に有意な関連が得られなかった (詳細は付論参照)。

無論、ここで用いたデータは暫定的試算値であり、また Motley [1988] による関数の定式化についても、必ずしも一般性のあるものではない。しかし、上記の計測結果はわが国でも今後、流動性を基準にマネーを分類する分析が何らかの有用性を有する可能性を示唆すると言えよう。

① 中間目標としての適格性 (共和分の有無)

次に、無条件 M3_A、M3_B の中間目標としての適格性を見るため、ADF テストを用いて

34) 定額貯金は、6 か月間据え置きであり、適用金利も 6 か月未満の解約までは通常貯金を上回るため、直近 6 か月間に定額貯金に預入されたものは引き出される可能性が薄い。しかし、6 か月超のものについては、手続き上簡便に引き出し、金利も通常貯金を上回る。そこで、

$$R_t - \sum_{i=0}^5 D_{t-i}$$

ただし、 R_t : t 期における定額貯金残高

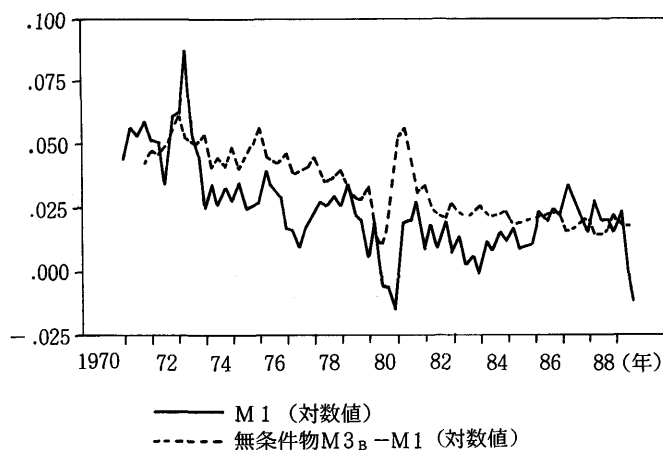
D_t : t 期における定額貯金新規預入高

は潜在的な財・サービス購入用資金をその中に含んでいることになる。以下の分析では、これを無条件 M3 に含めている。

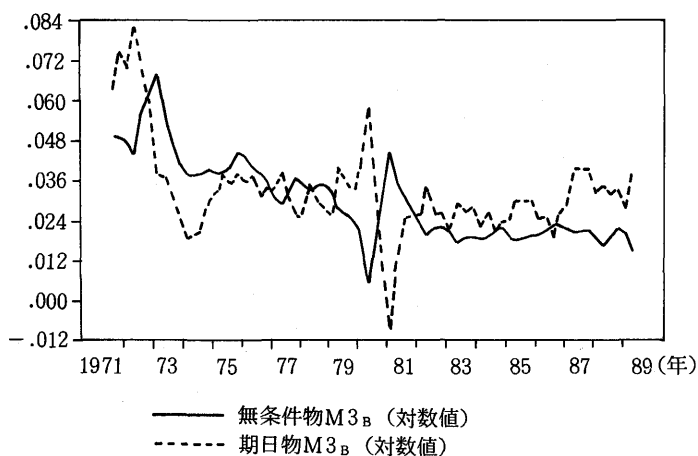
35) 定額貯金と同様な考え方をここでも導入すると、普通預金に預入するより定期預金に入れて解約する方が全期間にわたって有利な金利が適用されるため、個人の準通貨のなかにも性質上流動的な資金がある程度入っていると考えられる。

金融政策遂行上の中間目標と情報変数について

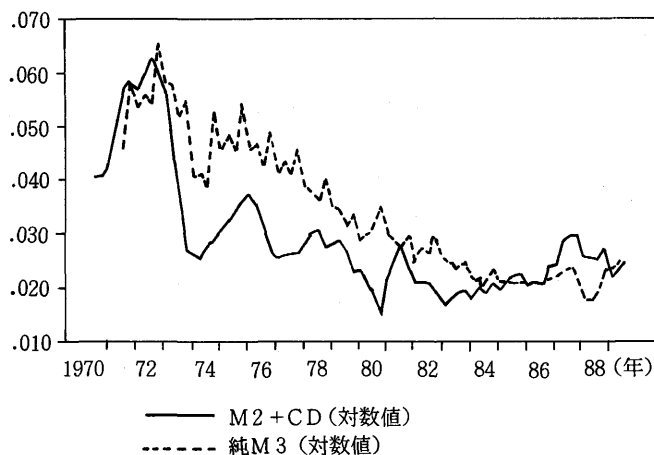
第4図 無条件物 $M3_B - M1$ と $M1$ の推移（移動平均値）



第5図 無条件物 $M3_B$ と期日物 $M3_B$ の推移（移動平均値）



第6図 $M2 + CD$ と純 $M3$ の推移（移動平均値）



これらの指標がCPIと共和分の関係にあるかどうかを検討した(第1表)。³⁶⁾ その結果、これらの変数の共和分関係は10%水準で統計的有意性を満たしておらず(1980年代のみで計測しても結果はほぼ同様であった)、したがって無条件M3を中間目標として使用することは適当ではないことになる。ただしこの結果はM2+CDについても同様であった。

② 情報含有性

次に、グレンジャー・テストを用いて無条件M3_A、M3_BがCPIの月次変動に関する何らかの情報を含んでいるかどうか(言い換えれば、情報変数としての適格性を有しているかどうか)のテストを行った(第2表)。^{37)、38)}

その結果をみると、グレンジャー・テストによる無条件M3の有意性は1980年代に入ってからかなり上昇しており、これは、無条件M3をMotley [1988] の関数に応用した場合、80年代についてその当てはまりが向上している事実と整合的である。またM2+CDとの比較でも、80年代では無条件M3の方が有意性において勝っており、その有用性を示唆する結果となっている。ただ、郵貯のデータ入手が遅れるという問題がある点には留意しておく必要がある。³⁹⁾

(2) 主な情報変数の有用性

次に、その他の主な金融経済指標につき、わが国において情報変数の考え方がどの程度有用であるかを調べるためいくつかの指標をピックアップし、まず中間目標としての適格性をテスト、続いて情報変数としての適格性をテストした。テスト対象としては、本文中に挙げられた商品価格指標、長短金利スプレッド、外国為替相場のほか、最近その動きが注目されている株価、地価も採用している。

(I) 商品価格指標

わが国における円建商品価格指標としては、日本経済新聞社が作成している日経商品市況がある。ここでは、わが国で投入されている原材料は海外からの輸入が多いことを考慮し、参考までにロイター指数(ポンド建)およびOCI指数(SDR建)を円建に変換したものが計測した。期間は1970年第1四半期～89年第4四半期を全サンプルとし、さらにそれを1970年第1四半期～79年第4四半期(2回のオイルショックを含む)と1980年第1四半期～89年第4四半期の二つのサブサンプルに分けている(ただしOCIはデータの開始期が1983年1月であるため、1983年第1四

36) 前述のように、共和分は非定常な変数同士の関係に係るものであるため、本節で共和分のテスト対象となる主要な指標につき、ADFテストを用いてその非定常性を予め確認した。また、ADFテストの実施に当たっては第2段階推定式のラグ構造を決定する必要があるが、ここではLMテストを使用して決定した(以下のADFテストも同様)。

37) 以下の情報含有性のテストでは、回帰式の自由度を確保する等の事情から、月次ベースの分析を主として行っているが、短期的なノイズを排除するため四半期ベースでテストするのも一つの方法である。その場合、本論文とはやや異なる結論を得る可能性もある。

38) ラグの選択にあたっては、赤池情報基準等、各種の情報基準を参考にした。詳細は脚注41)参照。

39) また、無条件M3_A、同M3_BをCPI、日経商品市況、外国為替相場、現先金利等の情報セットを用いて分散分解を行なった結果では、70、80年代双方において無条件M3によるCPI誤差項分散の24か月予測における説明力は1%前後に止まっており、なお検討すべき点が残っている。

金融政策遂行上の中間目標と情報変数について

第1表 CPIと無条件 M3_A、M3_Bの ADF テスト (t 値)

	無条件 M3 _A	無条件 M3 _B	参考・M2+CD
C P I 回 帰	1.97	1.09	1.63
マネー指標回帰	1.63	0.84	1.32

(注) 計数は対数値を使用。計測期間：1971/I～89/IV

ADF テストは第1段階推定式における被説明変数の選択により2通りの計測結果が存在する。

第2表 無条件 M3_A、M3_B から CPI への グレンジャー・テスト (P 値)

情報セット：無条件 M3_A、CPI のほか以下の二つを使用
ラグ：2 か月

情 報 セ ッ ト	全サンプル	70年代	80年代
日経商品市況、円／ドルレート	92.3%	84.8%	3.2%
現先レート (3 か月)、円／ドルレート	73.2%	78.2%	3.1%
現先レート (3 か月)、日経商品市況	99.9%	93.7%	1.7%
日経商品市況、鉱工業生産指数	83.7%	82.8%	1.7%

情報セット：無条件 M3_B、CPI のほか以下の二つを使用
ラグ：2 か月

情 報 セ ッ ト	全サンプル	70年代	80年代
日経商品市況、円／ドルレート	87.4%	73.1%	7.6%
現先レート (3 か月)、円／ドルレート	69.3%	80.6%	6.8%
現先レート (3 か月)、日経商品市況	99.4%	84.2%	4.5%
日経商品市況、鉱工業生産指数	78.9%	77.6%	4.6%

(注) 計測期間：1971/1～89/10

金利以外は対数値を使用 (CPI、為替相場は前年比、他は前月比)。

P 値とは自由度を考慮した限界的な有意水準であり、小さい程有意性が高い。

半期～89年第4四半期の全サンプルのみ計測)。

① 中間目標としての適格性(共和分の有無)

情報変数としての適格性を見る前に、まず中間目標としての適格性について調べるため、ADFテストを用い、商品価格指標とCPIが共和分の関係にあるかどうかを検証した(第3表)。⁴⁰⁾これらはすべて10%水準の有意性を満たしてはおらず、CPIと商品価格指標が共和分の関係にある、つまり両者が長期的に安定的な関係にあると認めることはできない。したがってこのテストは、商品価格指標を中間目標的に使用するのとは適当でないことを示唆している。

② 情報含有性

次に、商品価格指標の情報変数としての適格性をテストする。まずグレンジャー・テストを用い、商品価格指標(ここでは日経商品市況を使用)がCPIの月次変動に関する何らかの情報を含んでいるかどうかを検討した(第4表)。⁴¹⁾

ラグ期間を6か月に設定した場合、多くのケースで商品価格指標からCPIへのグレンジャーの因果関係が高い有意水準で認められるのに対し、12か月に設定した場合、1890年代において有意水準の低下がみられる。したがって、70年代に関しては、商品価格指標が将来の物価変動を予測するため

第3表 CPIと商品価格指標のADFテスト(t値)

		全サンプル	70年代	80年代
日 経 商 品 市 況	C P I 回帰	1.56	2.71	2.09
	商品価格指標回帰	2.20	2.90	2.15
ロ イ タ ー 円 建 指 数	C P I 回帰	1.86	2.02	2.15
	商品価格指標回帰	1.97	2.83	2.21
O C I 円 建 指 数	C P I 回帰	2.25		
	商品価格指標回帰	2.18		

(注) 計数は対数値を使用。計測期間：1970/I～89/IV

40) Baillie [1989] は商品価格指標に関する研究の中で日本についても簡単な分析を行っている。具体的には、IMF 発表の商品価格指標を名目為替相場を用いて円ベースに換算、それをわが国CPIと対比する方法を採用しており、結論としては両者間に共和分は認められないとしている。もっとも、この方法は商品価格指標内にわが国固有の需給動向に関する情報が反映されていないという問題があり、この点、ここで検討しているように、日経商品市況等、わが国固有の商品価格指標を用いてテストする方が望ましいであろう。なお、Boughton, Branson and Muttardy [1989] もほぼ同様の手法を用いてわが国についての分析を行っており、商品価格指標とCPIの間に共和分は認められないが、インフレ率との間では共和分が認められるとの結論を得ている。ただし後者のテスト結果に関しては、わが国CPIはI(1)である可能性が高く、その妥当性に疑問が残る(脚注19)参照。

41) ラグの選定に当たっては、後で行う分散分解でのラグ構造と整合性を保つため、情報セットを各ラグ毎にVARタイプの回帰式で計測し、赤池情報基準等、3種類の情報基準を参考にして決定した(以下のグレンジャー・テストと分散分解も同様)。

金融政策遂行上の中間目標と情報変数について

第4表 日経商品市況からCPIへのグレンジャー・テスト（P値）

情報セット：日経商品市況、CPIのほか以下の二つを使用
ラグ：6か月

情 報 セ ッ ト	全サンプル	70年代	80年代
ハイ・パワード・マネー、鉱工業生産指数	0.0%	0.0%	3.2%
ハイ・パワード・マネー、現先レート（3か月）	0.2%	0.8%	2.5%
ハイ・パワード・マネー、円／ドルレート	0.6%	6.8%	29.6%
M1、鉱工業生産指数	0.0%	0.1%	7.2%
M1、現先レート（3か月）	0.2%	1.6%	4.2%
M1、円／ドルレート	0.1%	4.4%	10.5%

情報セット：同上
ラグ：12か月

情 報 セ ッ ト	全サンプル	70年代	80年代
ハイ・パワード・マネー、鉱工業生産指数	0.0%	0.6%	71.2%
ハイ・パワード・マネー、現先レート（3か月）	0.0%	0.2%	38.6%
ハイ・パワード・マネー、円／ドルレート	0.0%	0.3%	95.4%
M1、鉱工業生産指数	0.0%	0.4%	41.6%
M1、現先レート（3か月）	0.0%	0.9%	35.6%
M1、円／ドルレート	0.0%	2.7%	78.0%

(注) 計数は対数前月比を使用（金利を除く）。

計測期間：1970/1～89/12

(参考) Garner [1989b] 同様、CPIに前年比データを用いた場合

情報セット：日経商品市況、CPIのほか以下の二つ
ラグ：6か月

情 報 セ ッ ト	全サンプル	70年代	80年代
ハイ・パワード・マネー、鉱工業生産指数	0.0%	0.5%	26.7%
M1、鉱工業生産指数	0.0%	0.0%	26.0%

情報セット：同上
ラグ：12か月

情 報 セ ッ ト	全サンプル	70年代	80年代
ハイ・パワード・マネー、鉱工業生産指数	0.0%	0.2%	30.8%
M1、鉱工業生産指数	0.0%	0.0%	41.8%

(注) 対数値を使用（CPI、為替相場は前年比、他は前月比）。

計測期間：1970/1～89/12

の情報変数として有用であったと判断できるものの、80年代についてはグレンジャー・テストだけでは結論を下すことは困難である。そこで次に Garner [1989b] と同様の手法を用い、分散分解を行った(第5表)。この場合、商品価格指標の誤差項分散は、70年代、80年代ともに CPI 予測誤差のかなりの部分を説明しており、商品価格指標の情報変数としての有用性は80年

代においても認められた。

(Ⅱ) 外国為替相場

① 中間目標としての適格性(共和分の有無)

まず、為替相場場の中間目標としての適格性をテストするため、円／ドルレートと CPI の長期的な関係を検証する。⁴²⁾ ここで念頭に置くべきことは、PPP(購買力平價説)の存在である。すなわち、為替相場と

第5表 CPIの分散分解結果

情報セット：CPI、M1、日経商品(NS)、円／ドルレート(YD)
ラグ：6か月

予測 (月)	70年代				80年代			
	CPI	M1	NS	YD	CPI	M1	NS	YD
2	97.4	0.0	2.3	0.4	99.4	0.2	0.2	0.2
6	66.1	1.4	30.6	1.9	81.8	3.5	6.4	8.2
12	29.0	6.0	63.9	1.1	47.9	2.6	19.1	30.4
24	14.9	10.7	70.4	4.0	36.7	2.1	21.9	39.3

情報セット：同上
ラグ：12か月

予測 (月)	70年代				80年代			
	CPI	M1	NS	YD	CPI	M1	NS	YD
2	96.0	0.0	3.1	0.8	99.6	0.3	0.2	0.0
6	56.7	4.4	31.0	7.9	73.1	0.9	14.2	11.8
12	18.1	25.4	51.7	4.8	37.6	5.5	31.9	25.0
24	4.4	76.2	17.1	2.3	26.1	9.1	42.2	22.6

(注) 対数値を使用(CPI、為替相場は前年比、他は前月比)。

計測期間：1970/1～89/12

行列直交化のオーダリングは表上の配列の通り。

円／ドルレートに代えて現先レート、鉱工業生産指数を用いたものも計測したが、日経商品市況の説明力はほぼ同様であった。

42) ここでは円／ドルレートを用いて検証したが、実効為替相場を用いるのも一つの方法である。この場合、外国のCPIとして、各国CPIの加重平均値を作成する必要がある。

CPI の長期的な関係を探る場合、わが国の CPI のみならず、外国の CPI も考慮せねばならない。これは、わが国の CPI が安定していても、外国がインフレになれば、為替相場は長期的にはこれを相殺するように変化する(円高になる)可能性が大きいのである。したがってこうしたケースではわが国と外国(ここでは米国)両方の CPI の相対的な関係を考慮する必要がある。そこで以下では、為替相場が長期において購買力平価レートと連動しているかどうかを調べた。

今、時点 $t-k$ で購買力平価レート(円/ドル) PPP_{t-k} が明らかであれば、現在時点 t での理論上の PPP_t は、

$$PPP_t = PPP_{t-k} \times \frac{CPI^J_{t-k} \text{を1とする } CPI^J \text{ 指数}}{CPI^U_{t-k} \text{を1とする } CPI^U \text{ 指数}}$$

但し、 CPI^J : 日本の CPI

CPI^U : 米国の CPI

で表される。したがって、現実の円/ドルレートが長期的に PPP を反映しているのならば、円/ドルレートは日本と米国の CPI 指数の比と共和分の関係にあるはずとすることができる。この両者について ADF テストを実施した(第6表)。

これによれば、いずれのケースも10%水準での有意性を満たしておらず、円/ドルレートが日米の CPI の比(したがって理論的な PPP レート)と長期的に安定的な関係にあるとは認め難い。このことは、PPP に見合う為替相場をターゲット対象としても、物価の安定性を得られる保証はないことを意味している。

② 情報含有性

次に、比較的短期のタームにおいて、為替相場を CPI 前年比の月次変動に関する情報変数として使用出来るかどうかを考慮するため、CPI、円/ドルレート、日経商品市況、ハイ・パワード・マネー、M1を

第6表 PPPに関する ADF テスト (t 値)

	商品価格指標回帰	CPI 回帰
日米 CPI の比	2.15	1.52
参考・CPI ^J のみ	1.71	1.87

(注) 計数は対数値を使用。 計測期間：1970/I ~ 89/IV

第7表 円/ドルレートから CPI へのグレンジャー・テスト (P 値)

情報セット：円/ドルレート、CPI のほか以下の二つ
ラグ：6 か月

情 報 セ ッ ト	全サンプル	70年代	80年代
ハイ・パワード・マネー、日経商品市況	36.5%	54.5%	29.0%
M1、日経商品市況	29.9%	40.0%	16.4%

(注) 計数は対数前月比を使用。 計測期間：1970/1 ~ 89/12

情報セットとして、円／ドルレートについてグレンジャー・テストを実施した（短期の分析のため、米国 CPI はここでは考慮しない）。これによると、1980年代に入って為替相場の有意水準は相対的に上昇するケースが多い。このことと、(I)②の分析で、円／ドルレートを情報セットに含めるとグレンジャーテストにおける商品価格指標の有意性が80年代には悪化すること、また分散分解における円／ドルレートの説明力が80年代に入って大幅に向上していることを考え合わせれば、80年代以降、外国為替相場の情報変数としての有用性が相対的に高まりつつあると考えることが可能であろう。

(Ⅲ) 長短金利スプレッド

前述の通り、ある時点における長短名目金利の差は、実質金利一定の仮定の下では予想インフレ率の差と捉えることができる。

以下では、国債流通利回り（最長期物）、利付金融債流通利回り（同）、CD 発行レート（半年前後のもの）、1～3か月現先レート、オーバーナイト金利、の組み合わせについてテスト（データの制約上、多くのテストは1980年1月～89年12月について実施）、一部についてはサブ・サンプルも計測してその安定性を調べた。テストは以下の回帰式を参考

に、スプレッドをそれと期間的にはほぼ対応する事後的なインフレ率（前年比、月次変動）の差に単純回帰し、⁴³⁾ β の符号条件及び t 値をみる方法をとった（第8、9表）。

$$\pi_L - \pi_S = \alpha + \beta (i_L - i_S) + e$$

但し、 π_L , π_S : 長短物価上昇率

i_L , i_S : 長短名目金利

表の示すように、「3か月現先—オーバーナイト」、「利付債—3か月現先」といったいくつかのスプレッドでは、その拡大が現実の物価上昇と比較的マッチしており、しかもその関係はサブサンプル（第9表）をとっても安定している。したがって、これらのスプレッドは情報変数の候補と考えることができよう。ただ、上記二つのスプレッドについてグラフを描いてみると（第7、8図）、スプレッドの細かな変動は事後的な物価変動をあまり捉えていないほか、CPI 伸び率（前年比）との関係の密接さも時期によって大きな差があり、この点は留意する必要がある。

(Ⅳ) 地価、株価

① 中間目標としての適格性（共和分の有無）

まず、これらの変数の中間目標としての適格性をみるため、CPI と共和分の関係にあるかどうか、ADF テストを用いて検証した（第10表）。⁴⁴⁾ これによると、地価に

43) ここでは、一般的なインフレ指標である CPI 前年比についての情報含有性を主要なテスト対象としているため、 π_L と π_S にはそれぞれ CPI 前年比を使用している。しかしながら、 t 期（スプレッド計測時点）～ L 期 CPI 上昇率（年率換算）と t 期～ s 期 CPI 上昇率（同）を使ってテストすることも、もちろん可能である。なお、Mishkin [1989a] はこの方法を用い、ユーロ円預金金利とわが国 CPI についても計測しているが、単純回帰の結果では3—1か月、6—1か月、12—1か月の三つのスプレッドにおいて有意な結果を得ている。

44) 地価は日本不動産研究所発表の全国市街地価格指数（全国および6大都市平均、半期データ）、株価は東証指数および日経平均を使用した（以下同様）。

金融政策遂行上の中間目標と情報変数について

第8表 金利スプレッドの計測結果

	係 数	t 値	
1 か月現先－オーバーナイト	0.18	1.34*	
2 か月現先－オーバーナイト	0.28	1.36*	
#1 3 か月現先－オーバーナイト	0.29	2.12**	
C D レート－オーバーナイト	1.03	3.71***	
利付債－1 か月現先	0.22	0.53	#3
利付債－2 か月現先	0.50	1.22	#3
#1 利付債－3 か月現先	2.22	11.59***	#3
利付債－C D レート	0.53	3.07***	#3
#2 国債－1 か月現先	0.99	7.07***	#4
#2 国債－2 か月現先	0.97	5.46***	#4
#1 国債－3 か月現先	1.71	12.42***	#4

*：10%有意 **：5%有意 ***：1%有意

#1：1970/1 から計測した。

#2：1977/2 から計測した。

#3：最低5年のサンプルが必要なため、1985年以降の結果はない。

#4：最低10年のサンプルが必要なため、1980年以降の結果はない。

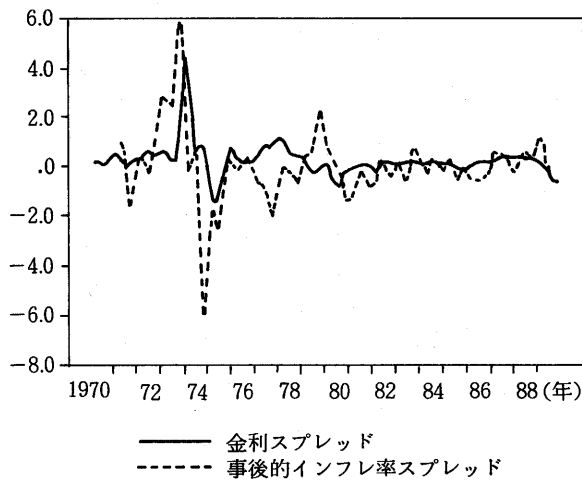
第9表 金利スプレッドの計測結果

——サブサンプルで計測した際の t 値

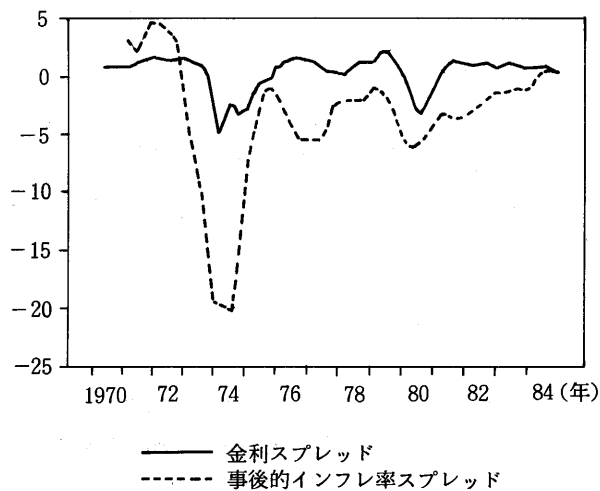
	1970/1 -79/12	1980/1 -84/12	1985/1 -89/12
3 か月現先－オーバーナイト	1.64*	2.27**	2.03**
C D レート－オーバーナイト	——	1.39*	1.74**
利 付 債－3 か月 現 先	8.88***	1.91**	——

*：10%有意 **：5%有意 ***：1%有意

第7図 現先3か月 — オーバー・ナイト（移動平均値）



第8図 利付債（5年） — 現先3か月（移動平均値）



第10表 地価・株価とCPIのADFテスト（t値）

	全国地価	大都市地価	東証指数	日経平均
CPI回帰	2.49	1.82	1.10	0.96
各変数回帰	*2.97	1.04	0.24	0.04

*：10%の水準で有意。

(注) 計数は対数値を使用。

計測期間：1970/I～89/II

については大都市地価と CPI との関係が有意でない一方、全国平均の市街地価格については部分的に有意な結果が出ている。これに対し、株価については CPI と長期的に安定的な関係にあるとは認め難い結果となっている。

② 情報含有性

次に、情報変数としての適格性をテストする。まず、地価についてグレンジャー・テストを実施した（第11表）。情報セットは地価、M1のほか、商品市況、金利、為替相場の中から選択して採用した（なお、地価データは半年次でしか存在せずデータ数が不足するため、前後の半期データの平均をとり四半期データに変換した上で計測した）。

これによると、円高と同時に進行した80年代後半の地価上昇が80年代中には CPI の上昇につながっていないことを反映して、80年代に関しては、多くのケースで10%の有意水準では地価から CPI へのグレンジャーの因果関係が認められていないのに

対し、70年代においては有意性が高く、土地価格上昇の CPI に対する先行性を示している。分散分解の結果もこの結論と整合的である（第12表）。

以上の結果を、80年代のストック・インフレが将来のフロー・インフレに対する潜在的脅威である可能性を示唆しているとみることもできようが、①サンプル期間内における大幅な地価上昇は70年代前半と80年代末期の2回しかないこと、②データの信頼性に問題のあること（半期データからの加工データを使用）を考えれば、むしろ上記の結果は本論文のテスト自体がなお不十分であり、フローとストックの両インフレの関係について今後より詳しい検討が必要であることを示唆していると解釈すべきであろう。

次に株価（月次変動）についても同様の分析を実施した。グレンジャー・テストを行った結果（第13表）は、70年代では一部に有意な結果が出ているものの、総じて見れば株価と CPI の間でグレンジャーの意

第11表 地価から CPI へのグレンジャー・テスト（P 値）

情報セット：CPI、M1、地価のほか、商品市況・金利・為替相場のうちの一つ
ラグ：5 四半期

情報セット		70/I-89/IV	70年代	80年代
全国平均地価	日経商品市況	56.7%	3.4%	11.2%
	現先（3か月）レート	1.0%	0.9%	49.4%
	円／ドルレート	26.2%	1.7%	76.5%
大都市平均地価	日経商品市況	6.4%	15.3%	0.6%
	現先（3か月）レート	0.0%	2.0%	59.4%
	円／ドルレート	0.1%	0.4%	41.1%

（注）金利以外是对数値を使用（CPI、為替相場は前年比、他は前期比）。

計測期間：1970/I～89/IV

金融研究

第12表 CPI の分散分解結果

情報セット：CPI、M1、円／ドルレート（YD）、大都市地価（BIG）

ラグ：5 四半期

四半期	70年代				80年代			
	CPI	M1	YD	BIG	CPI	M1	YD	BIG
2	95.2	2.2	2.5	0.1	82.6	0.2	0.0	17.2
4	61.2	5.7	7.8	25.4	63.4	0.4	27.5	8.8
8	23.4	43.5	7.5	25.6	65.6	1.1	25.2	8.1
12	24.9	34.3	13.2	27.5	65.0	2.1	23.0	9.9

(注) 対数値を使用（CPI、為替相場は前年比、他は前期比）。

計測期間：1970/I～89/IV

円／ドルレートに代えて日経商品市況、現先レートをを用いたものも計測したが、地価の説明力はほぼ同様であった。

第13表 株価から CPI へのグレンジャー・テスト（P 値）

情報セット：CPI、M1、株価のほか商品市況・金利・為替相場のうちの一つ

ラグ：13か月

情報セット		70/1-89/12	70年代	80年代
東証指数	日経商品市況	13.8%	12.0%	11.9%
	現先（3か月）レート	7.8%	0.2%	40.3%
	円／ドルレート	6.6%	16.9%	79.9%
日経平均	日経商品市況	14.0%	10.4%	15.2%
	現先（3か月）レート	14.3%	1.8%	68.7%
	円／ドルレート	9.7%	10.3%	92.1%

(注) 金利以外は対数値を使用（CPI、為替相場は前年比、他は前月比）。

計測期間：1970/1～89/12

味での因果関係が一般的に成立しているとは言い難い。5変数で行った分散分解の結果をみても（第14表）、株価指数はほとんどのケースで1けた台の説明力しか有しておらず、これらの結果から株価は一般物価についての情報はあまり有していないとの結論が導き出される。

(3) 情報変数組合わせルールの有用性

最後に、わが国について Johnson [1988b] の情報変数組合わせルール（複数の有力な情報変数を組合わせて情報変数バスケットを作り、バスケット内の変数がすべて同一方向を指し示す時は自動的に政策を動かす、というルール制約を課す方法）の考え方の有効性

金融政策遂行上の中間目標と情報変数について

第14表 CPI の分散分解結果

情報セット：CPI、M1、日経商品市況(NS)、現先レート(GS)、日経平均株価(NK)、
ラグ：13か月

月	70年代					80年代				
	CPI	M1	NS	GS	NK	CPI	M1	NS	GS	NK
2	94.3	0.0	0.9	3.3	1.5	97.6	0.0	0.1	0.1	2.3
6	64.7	6.3	13.0	10.5	5.5	63.9	0.5	16.2	14.5	4.9
12	29.7	14.1	45.6	5.9	4.7	32.3	2.5	47.7	7.1	10.4
24	14.2	27.0	34.0	13.9	10.9	36.7	9.8	39.9	4.3	9.3

情報セット：CPI、M1、日経商品市況(NS)、円／ドルレート(YD)、日経平均株価(NK)
ラグ：13か月

月	70年代					80年代				
	CPI	M1	NS	YD	NK	CPI	M1	NS	YD	NK
2	98.4	0.3	0.7	0.2	0.3	94.3	2.4	0.6	0.1	2.7
6	69.4	4.0	23.5	2.6	0.5	70.3	8.2	9.4	2.5	9.6
12	30.0	16.1	47.6	2.6	3.7	27.2	17.6	43.9	2.9	8.4
24	17.5	53.9	18.6	1.6	8.4	17.0	21.7	51.7	1.2	8.5

(注) 金利以外は対数値を使用 (CPI、為替相場は前年比、他は前月比)。

計測期間：1970/1～89/12

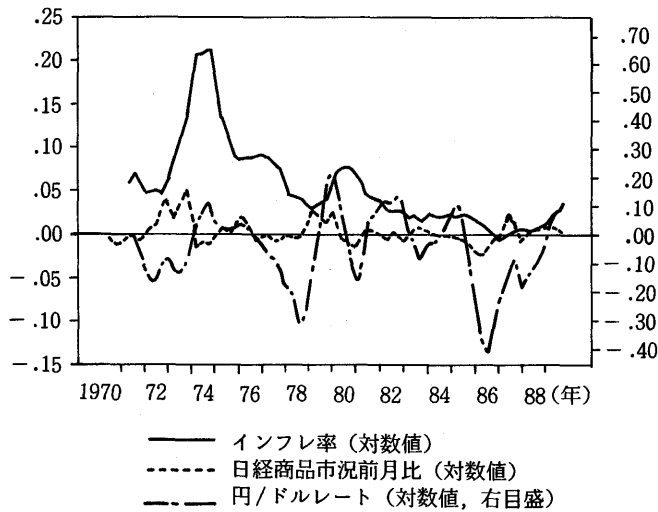
を検証した。情報変数としては Johnson [1988b] にならい、商品価格指標、外国為替相場、金利スプレッドを使用した。

金利スプレッド（ここでは3か月現先オーバーナイト）はCPI前年比スプレッドの情報変数であるため、商品価格指標や外国為替相場（これらはCPI前年比の情報変数である）と全く同列には論じられないが、とりあえず各グラフを並列したものが第9、10図である。日経商品市況、円／ドルレート、金利スプレッド（以下3指標）が（ある程度の時間の幅の中で）いずれも同一の方向に動いているのは、①73年後半、②79年後半、③

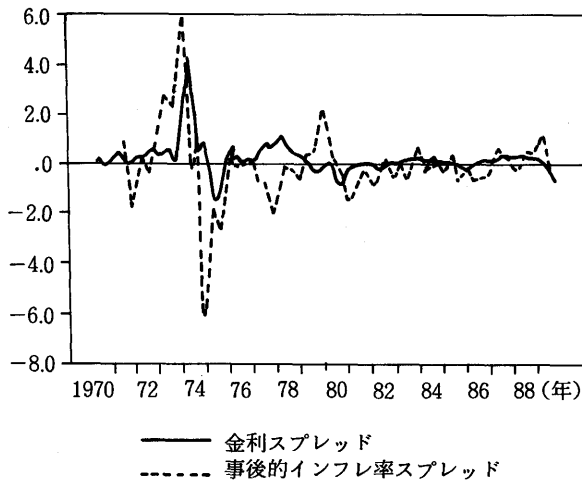
80年前半、④81年中、⑤85年中、⑥86年後半から87年前半、といったところである。このそれぞれの時期についてその後のインフレ動向を見ると、

- ①：3指標が上昇した後、1年程度のラグを置いてインフレが加速。
- ②：3指標が上昇した後、半年程度のラグを置いてインフレが加速。
- ③：3指標が下落した後、1年弱のラグを置いてインフレが減速。
- ④：3指標とも上昇したが、その後もインフレは減速傾向を維持。
- ⑤：3指標が下落傾向を示した後、インフレ

第9図 商品価格指標、円/ドルレートとCPI（移動平均値）



第10図 現先3か月 — オーバー・ナイト（移動平均値）



はゆっくりと鎮静化。

⑥：3指標が上昇傾向を示した後、わずかながらインフレ加速。

となっており、情報変数バスケットは物価の先行きについての方向性をかなりの程度指示しているが、④のケースのように誤ったシグナルを出す可能性も残されている。また、

ラグやインフレ圧力の程度も一義的には決まらない。これらを考慮すれば、Johnson [1988b] のバスケットは有用ではあるが、フェイル・セーフであるとは言えず、更に改良していくことが必要であると言えよう。

以上の分析の結論をまとめると次の通りである。第1に、わが国のデータでテストを行っ

金融政策遂行上の中間目標と情報変数について

た結果、商品価格指標、外国為替相場、金利スプレッド、の三つについては将来の CPI 変動に関する情報を部分的にせよ含んでいるとの結果になった。反面、最近話題に上ることの多い株価と地価については、少なくともここ10年程度の経済データでは CPI 予測の

ための情報変数と位置付けるだけの情報量を安定的に保有してきたとは言い難い（第15表参照）。第2に、情報変数バスケットは物価の先行きについての方向性をかなりの程度指し示すが、誤ったシグナルを出す可能性も残されており、今後とも検討が必要である。

第15表 わが国におけるテスト結果の総括

	中間目標適格性 (共和分の有無)	情報変数適格性	
		70年代	80年代
無条件 M 3	×	×	○
商品価格指標	×	○	○
外国為替相場	×	×	△
金利スプレッド	——	○	○
地 価	×	△	×
株 価	×	×	×

(参考) 米国におけるテスト結果

	中間目標適格性	情報変数適格性
無条件 M 3	○ ¹⁾ Motley [1988]	——
商品価格指標	× Garner [1989a] Baillie [1989] Durand and Blöndal [1988]	○ Garner [1989a] Durand and Blöndal [1988] Boughton, Branson and Muttardy [1989] △ Furlong [1989] × McCallum [1989] Baillie [1989]
金利スプレッド	——	○ Mishkin [1988, 1989b] Browne and Mannase [1989]
信用集計量	——	○ ²⁾ Fackler [1988]

○：多くのテストで適格性が認められたケース。

△：一定の条件付きで適格性が認められたケース。

×：多くのテストで適格性が否定されたケース。

(注)1. 共和分の有無ではなく、Motley [1988] の通貨需要関数に当てはめた実証分析の結果である。

2. 名目 GNP に対する情報変数。

6. おわりに

本論文では、米国における中間目標の見直しと情報変数を巡る論議を紹介し、これらの議論をわが国に当てはめて検討を行った。米国およびわが国における各種情報変数の有用性に関する実証結果をまとめると、いくつかの指標については物価予測上有益であるとの研究結果も見られるものの、テスト手法等により肯定・否定双方の結論が得られることも多く、その有用性についていまだ定説は確立していないのが実情である。ただ、金融自由化が一層進展しつつある今日、情報変数の考え方は金融政策を考えるうえでの一つの有力なアプローチであり、その有用性については今後とも検討していく必要性があろう。

付論. モートレイの通貨需要関数の導出

モートレイの通貨需要関数導出手順は以下の通り。まず、通貨需要関数を長期関数と短期調整関数に分解する。

ここで長期関数としては、

$$\log M_t = a + b \log Y_t + c R_t + e_t \quad (\text{A-1})$$

但し、 M_t ：マネーサプライ

Y_t ：名目個人所得

R_t ：短期金融市場金利

を用いる。エラー項は現実値と長期均衡値の乖離を表している。なお、金融資産を無条件物と期日物に分け、その間でのポートフォリオとしての通貨需要を捉えるモートレイの立場からすると、フロー計数である名目個人所得より、資産に関するストック計数を使用する方が望ましいが、データの制約上彼はフロー計数を計測に当たって用いている。

また短期調整関数としては、

$$\begin{aligned} \Delta \log M_t = & f + g e_{t-1} + \sum_p h_p \Delta \log M_{t-p} \\ & + \sum_q k_q \Delta \log Y_{t-q} + \sum_s m_s \Delta \log R_{t-s} \end{aligned} \quad (\text{A-2})$$

を想定する。ここでは、今期の M の変動方向は、前期のエラーと現在および過去の各変数の変動の集積で決定される (ECM 型関数) と考えられている。

(A-1) 式を (A-2) 式に代入する。さらに貸出増減額 $\Delta LOANS_t$ を (A-2) 式に加えることで、企業からの貸出需要が高まると銀行のポジションが悪化し、その調整のため銀行側が市場金利性預金の金利を高め設定して預金吸収圧力を強めるという動きもモデルの中に取り込んでいる。これは、このモデルの中で預金金利が考慮されていないため (もし考慮されていれば、この動きは短期金融市場金利と預金金利とのスプレッド縮小で説明される)、貸出増減額 $\Delta LOANS_t$ を変数として導入する必要がある事情による。

これにより、モートレイの用いた通貨需要関数、

$$\begin{aligned} \Delta \log M_t = & f - g (\log M_{t-1} - a - b \log Y_{t-1} \\ & + c R_{t-1}) + \sum_p h_p \Delta \log M_{t-p} \\ & + \sum_q k_q \Delta \log Y_{t-q} + \sum_s m_s \Delta \log R_{t-s} \\ & + \sum_u n_u \Delta LOANS_{t-u} \end{aligned} \quad (\text{A-3})$$

を得る。本論で紹介した、これに基づくわが国の通貨需要関数の計測結果は第 A-1 表である。

以 上

[日本銀行金融研究所研究第 1 課]

金融政策遂行上の中間目標と情報変数について

第A-1表 モートレイ型通貨需要関数の計測結果（日本）

	無条件物 M3 _A				期日物 M3 _A			
	70/ I -79/IV		80/ I -89/IV		70/ I -79/IV		80/ I -89/IV	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
Constant	0.009	1.525	-0.002	0.165	0.014	2.900	-0.031	4.364
$\Delta \log M_{t-1}$	0.021	0.154	0.047	0.479	0.373	2.888	0.025	0.188
$\Delta \log Y_t$	0.066	2.214	0.092	4.247	-0.082	3.864	-0.057	3.202
$\Delta GS3_t$	-0.002	1.473	-0.010	2.847	-0.000	0.390	0.007	2.424
$\Delta GS3_{t-1}$	-0.001	0.852	-0.015	3.847	-0.002	1.477	0.008	2.699
$\Delta LOANS_t$	0.001	0.332	0.001	0.356	0.009	5.059	0.003	1.964
$\Delta LOANS_{t-1}$	0.001	2.689	0.005	2.381	-0.005	2.489	-0.005	3.053
$\log M_{t-1}$	-0.035	0.089	-0.113	2.902	0.016	0.519	0.041	1.915
$GS3_{t-1}^*$	-0.005	1.002	-0.058	6.697	-0.009	1.643	-0.051	4.249
$\log Y_{t-1}^*$	1.138	25.078	0.687	6.628	1.068	23.785	0.945	6.517
SEE	0.0136		0.0123		0.0106		0.0089	
DW	2.399		1.860		2.610		1.677	

	無条件物 M3 _B				期日物 M3 _B			
	70/ I -79/IV		80/ I -89/IV		70/ I -79/IV		80/ I -89/IV	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
Constant	0.013	3.336	-0.004	0.787	0.012	1.950	0.050	4.949
$\Delta \log M_{t-1}$	0.144	1.097	-0.026	0.262	0.462	3.475	-0.073	0.548
$\Delta \log Y_t$	0.022	1.433	0.049	4.422	-0.083	2.904	-0.080	3.232
$\Delta GS3_t$	-0.001	1.088	-0.009	4.581	-0.002	1.060	0.016	3.910
$\Delta GS3_{t-1}$	-0.001	1.558	-0.009	4.151	-0.001	0.755	0.014	3.191
$\Delta LOANS_t$	0.003	2.588	0.003	2.739	0.009	3.450	-0.000	0.103
$\Delta LOANS_{t-1}$	0.003	1.831	0.002	1.512	-0.006	2.231	-0.006	2.617
$\log M_{t-1}$	-0.013	0.611	-0.078	3.583	-0.005	0.125	0.060	2.437
$GS3_{t-1}^*$	-0.007	1.257	-0.055	6.565	-0.008	1.550	-0.050	3.396
$\log Y_{t-1}^*$	1.147	24.964	0.693	6.801	1.003	22.275	1.114	6.267
SEE	0.0071		0.0067		0.0156		0.0135	
DW	2.284		1.804		2.421		1.624	

金 融 研 究

	M 2 + C D				純 M 3			
	70/ I -79/IV		80/ I -89/IV		70/ I -79/IV		80/ I -89/IV	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
Constant	0.0044	1.448	0.011	2.625	0.037	9.318	0.007	1.614
$\Delta \log M_{t-1}$	0.541	2.773	0.318	2.366	0.067	0.648	0.683	4.490
$\Delta \log Y_t$	-0.012	0.822	-0.011	1.268	0.017	1.435	-0.009	1.069
$\Delta GS3_t$	-0.021	2.086	0.003	2.126	0.001	1.065	-0.002	1.697
$\Delta GS3_{t-1}$	-0.001	3.180	-0.005	3.306	-0.001	1.990	0.003	2.365
$\Delta LOANS_t$	0.002	0.877	0.002	2.757	0.006	5.115	0.004	4.857
$\Delta LOANS_{t-1}$	0.001	0.376	-0.001	0.885	-0.002	1.558	-0.004	5.257
$\log M_{t-1}$	-0.027	1.325	0.013	1.187	-0.092	6.425	-0.004	0.362
$GS3_{t-1}^*$	-0.005	0.931	-0.050	4.524	-0.011	1.816	-0.010	5.735
$\log Y_{t-1}^*$	1.053	22.274	0.850	6.425	1.323	24.240	0.126	6.750
SEE	0.0069		0.0046		0.0052		0.0036	
DW	2.226		2.279		1.889		2.641	

M：マナー・サプライ Y：名目 GNP GS3：現先金利（3 か月） LOANS：銀行貸出額

*は長期関数 (A-1) 式の計測結果

【参考文献】

- 石田和彦、「Divisia Monetary Aggregates について」、『金融研究』第3巻第1号、日本銀行金融研究所、1984年4月
- 大久保隆、『マネーサプライと金融政策』、東洋経済新報社、1983年
- 翁 邦雄、「Granger の因果関係を用いた実証分析の再検討」、『金融研究』第4巻第4号、日本銀行金融研究所、1985年12月
- 佐久間潮、打込茂子、『アメリカの金融市場』、東洋経済新報社、1982年
- 重原久美春、ニールス・ティゲセン、“The Role of Monetary Policy in Demand Management : The Experience of Six Major Countries” (OECD, 1975)、(邦訳『金融政策と景気調整——主要6か国の国際比較』、金融財政事情研究会、1976年)
- 鈴木淑夫、「90年代日本の金融政策」、『週刊東洋経済』、1989年10月7日
- 高木 仁、『アメリカの金融制度』、東洋経済新報社、1986年
- 高木信二、『為替レート変動と国際通貨制度』、東洋経済新報社、1989年
- 日本銀行金融研究所、『新版 わが国の金融制度』、1986年7月
- 日本銀行調査統計局、「信用集計量について」、『調査月報』、1988年12月
- 、「物価上昇圧力指標の検討、P*の紹介と分析」、『調査月報』、1990年2月
- 早川英男、「通貨量ターゲット政策の理論的再検討」、日本銀行金融研究所、研究資料(61)研1-5、1986年4月
- 養谷千鳳彦、『計量経済学』、東洋経済新報社、1988年
- 吉川 洋、『マクロ経済学研究』、東大出版会、1984年
- 吉田知生、「通貨需要関数の安定性を巡って——ECMによる計測」、『金融研究』第8巻第3号、日本銀行金融研究所、1989年10月
- M. G. ハジミカラキス、“The Federal Reserve, Money and Interest Rates—The Volcker Years and Beyond” (Praeger, 1984)、(邦訳『米国の金融市場と金融政策——ボルカー時代とその後』、東洋経済新報社)
- Angell, Wayne D., “A Commodity Price Guide to Monetary Aggregate Targeting”, Paper prepared for the Lehrman Institute, December 1987.
- Axilrod, Stephan H., “Comments”, *Monetary Policy in Our Times*, The Proceedings of the First International Conference held by Institute for Monetary and Economic Studies of the Bank of Japan, MIT Press, 1985.
- Baillie, Richard T., “Commodity Prices and Aggregate Inflation: Would a Commodity Price Rule be Worthwhile?”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 31, 1989.
- Baker, James A., Remarks at the Joint Meetings of the World Bank and International Monetary Fund, September 1987.
- Bhargava, A. “On the Theory of Testing Unit Roots in the Observed Time Series”, *Review of Economic Studies* 53, 1986.
- Black, R. P., “The FED's Anti Inflationary Strategy: Is It Adequate?” *FRB Richmond Economic Review*, September/October 1987.
- Board of Governors of the Federal Reserve System, “Record of Policy Actions of the Federal Open Market Committee”, *Federal Reserve Bulletin*, May 1990.
- Boughton, James M. and William H. Branson, “Commodity Prices as a Leading Indicator of Inflation”, NBER Working Paper No.2750, October 1988.
- , ——— and Alphecca, Muttardy, “Commodity Prices and Inflation: Evidence from Seven Large Industrial Countries”, NBER Working Paper No.3158, November 1989.
- Bradley, Michael D. and Dennis W. Jansen, “Understanding Nominal GNP Targeting”, *FRB St. Louis Review*, November/December 1989.

- Branson, William H., "The Dynamic Interaction of Exchange Rates and Trade Flows", NBER Working Paper No.1780, December 1985.
- Browne, Frank and Manasse Paolo, "The Information Content of the Term Structure of Interest Rates: Theory and Practice", OECD Working Paper No.69, September 1989.
- Caramazza, Francesco, Doug Hostland and Stephan Poloz, "The Money Demand and the Monetary Policy Process in Canada", Bank of Canada Working Paper, May 1990.
- Crow, John W., "The Work of Canadian Monetary Policy", *Bank of Canada Review*, February 1988.
- DeFina, Robert H., "Commodity Prices: Useful Intermediate Targets for Monetary Policy?", *FRB Philadelphia Business Review*, May/June 1988.
- Dudler, Hermann-Josef, "Comments", *Monetary Policy in Our Times*, The Proceedings of the First International Conference held by Institute for Monetary and Economic Studies of the Bank of Japan, MIT Press, 1985.
- Durand, Martin and Sveinbjörn Blöndal, "Are Commodity Prices Leading Indicators of OECD Prices?", OECD Working Paper No.49, February 1988.
- Fackler, James S., "Should the Federal Reserve Continue to Monitor Credit?", *FRB Kansas City Economic Review*, June 1988.
- Flood, Robert, "Commodity Prices and Aggregate Inflation: Would a Commodity Price Rule Be Worthwhile? A Comment", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 31, 1989.
- Friedman, Benjamin M., "Targets, Instruments, and Indicators of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, October 1975.
- , "The Inefficiency of Short-Run Monetary Targets for Monetary Policy", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 1977.
- , "Monetary Policy Without Quantity Variables", *The American Economic Review*, May 1988a.
- , "Targets and Instruments of Monetary Policy", NBER Working Paper No.2668, July 1988b.
- Furlong, Frederick T., "Commodity Prices as a Guide for Monetary Policy", *FRB San Francisco Economic Review*, Winter, 1989.
- Garner, C. Alan, "Commodity Prices: Policy Target or Information Variable?", *Journal of Money, Credit and Banking*, November 1989a.
- , "Market Indicators for Monetary Policy", FRB Kansas City Research Working Paper 89-08, December 1989b.
- Goodhart, Charles, "Monetary Theory and Practice: The UK Experience", Macmillan Press, 1984.
- , "The Conduct of Monetary Policy", *The Economic Journal*, June 1989.
- Gordon, Robert J., "The Conduct of Domestic Monetary Policy", *Monetary Policy in Our Times*, The Proceedings of the First International Conference held by Institute for Monetary and Economic Studies of the Bank of Japan, MIT Press, 1985.
- Granger, C. W. J. and Paul Newbold, "Forecasting Economic Time Series (2nd. ed.)", Academic Press, 1986.
- Hafer, R. W., "Does Dollar Depreciation Cause Inflation?", *FRB St. Louis Review*, July/August 1989.
- Hallman, J. J., R. D. Porter and D. H. Small, "M2 per Unit of Potential GNP as an Anchor for the Price Level", *FRB Staff Paper*, April 1989.
- Heller, H. Robert, "Implementing Monetary Policy", *Federal Reserve Bulletin*, July 1988.
- Johnson, Manuel H., "Current Perspectives on Monetary Policy", Address at Conference on Dollars, Deficits, and Trade Sponsored by the Cato Institute, February 1988a.
- , "Recent Economic Developments and Indicators of Monetary Policy", Address at New York University, March 1988b.
- Judd, J. P. and B. Trehan, "Portfolio Substitution and the Reliability of M1, M2 and M3 as Monetary Policy Indicators", *FRB San Francisco Economic Review*, Summer 1987.

- Kaldor, N., "The New Monetarism", *Lloyds Bank Review*, January 1988.
- Kohn, Donald L., "Policy Targets and Operating Procedures in the 1990s", A Symposium Sponsored by Federal Reserve Bank of Kansas City: Monetary Policy Issues in the 1990s, August-September 1989 (*Federal Reserve Bulletin*, January 1990 にも収録).
- Koenig, Evan F. and Thomas B. Fomby, "A New Monetary Aggregate", *FRB Dallas Economic Review*, May 1990.
- Laurannt, Robert D., "An Interest Rate Based Indicator of Monetary Policy", *FRB Chicago Economic Perspective*, January/February 1988.
- Lawson, Nigel, Statement at the Joint Meetings of the World Bank and International Monetary Fund, September 1987.
- Leigh-Pemberton, Robert, "Some Aspects of UK Monetary Policy", *Bank of England Quarterly Bulletin*, December 1984.
- , "Problems of Monetary Policy and Change in the City", *Bank of England Quarterly Bulletin*, December 1985.
- , "Financial Change and Broad Money", *Bank of England Quarterly Bulletin*, December 1986.
- Lown, Cara S., "Interest Rate Spreads, Commodity Prices, and the Dollar: A New Strategy for Monetary Policy?", *FRB Dallas Economic Review*, July 1989.
- Lusser, Markus, "The New Challenges for the Swiss National Bank's Monetary Policy in the 1990's", *BIS Review* January 1990.
- McCallum, Bennet T., "Targets, Indicators, and Instruments of Monetary Policy", NBER Working Paper No.3047, July 1989.
- McNees, Stephan K., "Prospective Nominal GNP Targeting: an Alternative Framework for Monetary Policy", *FRB Boston New England Economic Review*, September/October 1987.
- , "How Well Do Financial Market Predict the Inflation Rate?", *FRB Boston New England Economic Review*, September/October 1989.
- Mishkin, Frederic S., "What Does the Term Structure Tell us about Future Inflation?", NBER Working Paper No.2626, June 1988.
- , "A Multi-Country Study of the Information in the Term Structure about Future Inflation", NBER Working Paper No.3125, September 1989a.
- , "The Information in the Longer Maturity Term Structure about Future Inflation", NBER Working Paper No.3126, September 1989b.
- Motley, Brian, "Should M2 Be Redefined?", *FRB San Francisco Economic Review*, Winter 1988.
- Sargan, J. D. and A. Bhargava, "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by a Gaussian Random Walk", *Econometrica* 51-1, 1983.
- Starn, H., T. M. Supel and D. Quah, "Money Market Mutual Funds are Hardly Money", *FRB of Minneapolis Quarterly Review*, Summer 1984.
- Tobin, James, "Monetary Policy in an Uncertain World", *Monetary Policy in Our Times*, The Proceedings of the First International Conference held by Institute for Monetary and Economic Studies of the Bank of Japan, MIT Press, 1985.
- Todd, R. M., "Improving Economic Forecasting with Bayesian Vector Autoregression", *FRB Minneapolis Quarterly Review*, Fall 1984.
- Wallich, Henry C., "Recent Techniques of Monetary Policy", *FRB Kansas City Economic Review*, May 1984.
- Yoshida, Tomoo and Robert H. Rasche, "The M2 Demand in Japan: Shifted and Unstable?", *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, September 1990.