

マネタリー・ベース・コントロール の有効性について

— わが国の信用乗数に関する実証研究を中心に —

成 川 良 輔

1. はじめに
2. 信用乗数理論の考え方
3. 信用乗数の予測可能性に関する実証分析
4. マネタリー・ベースの Controllability

1. はじめに

本稿は、マネタリー・ベースを直接的な操作対象としてマネーサプライをコントロールする方式（いわゆるマネタリー・ベース・コントロール）を仮にわが国に適用しようとする場合の有効性や問題点について、一つの tentative な検討を行ったものである。主としてわが国における信用乗数の安定性、予測可能性について simple な実証分析を試みたうえ、マネタリー・ベースの controllability についても若干の考察を加えてみた。

中央銀行がマネーサプライをコントロールする場合の operating target（操作目標）としては、①コール・レート等の短期市場情勢（money market conditions）と、②マネタリー・ベースや銀行総準備等の量的金融指標（monetary aggregates）の2つが理論的に考えられる。^(注1)この2つのうち、従来政策当局の支持を得て実際の政策に適用されてきたのは主として前者であり、後者は、古くは C.

A. Phillips, J. M. Keynes、最近では M. Friedman を中心とするマネタリストたちによって理論的に主張されるにとどまっていた。

ところが、欧米ではごく最近になって、インフレの進行により短期金利に operating target としての役割を求めることが困難化したこと等の事情を背景に、量的金融指標を operating target として用いる動きが出てきている。

量的金融指標を operating target とすることによってマネーサプライをコントロールしようとする考え方は、基本的にはいわゆる「信用乗数理論」に基づいているといえよう。もちろん、欧米でそうした方式を実際に採用する国が出てきたとは言っても、それらは必ずしも信用乗数理論で考えられているほど単純なものではなく、また国によってかなりの違いがあるが、ともかくスイスでは1975年以来 operating target としてマネタリー・ベースを重視してきており、1979年12月にはそれについて年間目標増加率を公表するに至っ

本稿作成に当っては橋大学堀内昭義助教授より有益なコメントを頂いた。

（注1） 両者の優劣を巡る論争については、成川〔8〕を参照。

ている。また米国でも 1979 年 10 月から、市場調節に際しての operating target を従来のフェデラル・ファンド・レートから銀行準備指標とマネタリー・ベースに変更している。^(注2) 同国の場合、日々の市場調節にあたって直接操作対象としているのは、銀行準備の一部である非借入準備であるが、間接的に総準備およびマネタリー・ベースの目標値を実現することによってマネーサプライをコントロールすることをねらっており、基本的な考え方は信用乗数理論に結びついているといえよう。このほか英国でもマネタリー・ベース・コントロールの可能性について現在検討が進められている。

一般に信用乗数理論が実際の金融政策運営に適用しうするためには、

① 信用乗数が安定しているか、あるいは予測が可能であること、

② 量的金融指標を中央銀行が正確にコントロールしうること、

の 2 点が前提条件であるが、欧米ではこれらについての理論的、実証的研究がすでにかなり進んでおり、その結果が中央銀行の政策運営にも影響を与えつつある。

一方わが国においては、これまでのところ、信用乗数に関する理論的、実証的研究が十分に行われているとは必ずしも言い難い。また実際の金融政策運営面をみても、マネーサプライを中間目標とする考え方はほぼ定着した

といえようが、マネタリー・ベースや銀行総準備を operating target とする考え方は採られていない。

しかしながら、国債残高の累増、郵貯等公的金融部門の巨大化といった難しい金融環境の下で、マネーサプライを的確かつスムーズにコントロールしていくためには、理論的に考えられうるあらゆる方法について十分吟味し研究を重ねておくことが必要と思われる。

そこで本稿では信用乗数理論の代表的考え方ともいえるマネタリー・ベース・アプローチをとり上げ、これを仮にわが国に適用しようとする場合の有効性や問題点について検討することとしたい。

以下では、まず 2. で信用乗数理論について理論的整理を行う。次に 3. でわが国における信用乗数の安定性および予測可能性について簡単な実証を試みる。実証の結果わが国の信用乗数の動きは一般に考えられている以上にかなりシステマティックであり、ある程度正確な予測が可能であることが示される。

最後に 4. で信用乗数理論の現実妥当性について、マネタリー・ベースのコントローラビリティ、およびわが国の金融政策運営との関連を中心に検討を行う。その暫定的な結論は、「マネタリー・ベース・コントロールの考え方はわが国においては非現実的である」という主張は必ずしも成立しないということである。ただ、こうした考え方を実際に生かしう

(注2) この変更に関し、1979 年 10 月の FOMC (米国連邦公開市場委員会) 議事録では、次のように述べられている。「銀行準備のより直接的なコントロールを目指す市場調節方式を採用しようとする最大の論拠は、本措置によってマネーサプライの長期目標値の達成がより確実なものになるという点にある。現在のようにインフレが高進している状況下で金利、マネーサプライおよび実体経済の相関関係を見極めることは従来以上に難しくなってきた (例えば 79 年第 1 四半期以降、短期金利が大幅に上昇したにもかかわらずマネーサプライは予想を上回って増加している)」。

るためには、次のような問題について更に理論的・実証的検討を加えつつ、現行のインターバンク・レート・コントロール方式との長所短所の比較を行うことが重要であろう。

① マネタリー・ベース・コントロールと市場の不安定性の問題

——マネタリー・ベース・コントロールはどの程度まで短期市場金利の volatility をもたらし、金融市場の安定性を阻害する恐れがあるか。

② マネタリー・ベース・コントロールの具体的メカニズムと銀行行動

——わが国では具体的にどのような手段、方法が考えられるか。

——その場合、現在の制度や金融調節上のフレーム・ワークをどのように変更すべきか。
——銀行行動はこれに伴いどのように変化すると考えられるか。それに伴い、過去のデータにみられた信用乗数の予測可能性はどのように変容する可能性があるか。

2. 信用乗数理論の考え方

信用乗数理論は、銀行部門の信用創造の基礎となる量的金融指標（例えば、総準備、マネタリー・ベース等）を中央銀行が直接操作することによってマネーサプライをコントロールしうるとの考え方である。

こうした考え方のうち代表的なものが、M. Friedman [26]、P. Cagan [23]、K. Brunner & A. Meltzer [18] 等のマネタリストによって主張されるマネタリー・ベース・アプローチである。同アプローチでは、マネーサプライは① マネタリー・ベースと② 信用乗数

(money multiplier) の積で決定される。すなわち、

$$M = m \cdot B \cdots \cdots (1)$$

$$\left[\begin{array}{l} M: \text{マネーサプライ} \\ B: \text{マネタリー・ベース} \\ m: \text{信用乗数} \end{array} \right]$$

である。したがって、信用乗数(m)が安定している限り（あるいは変動するとしてもその動きが予測可能である限り）、中央銀行はマネタリー・ベースの供給量を調節することによりマネーサプライを的確にコントロールできることとなる。

マネタリー・ベースは、通常(a)民間非銀行部門に流通している銀行券および補助貨(currency in circulation)、(b)銀行保有の銀行券および補助貨(vault cash)、(c)銀行の中央銀行への預け金(reserve)、の合計として定義され、本稿でもこの定義を用いる。^(注3)
すなわち、

$$\begin{aligned} \text{マネタリー・ベース(B)} &= \text{流通現金(C)} \\ &\quad + \text{日銀預け金(R)} \\ &\quad + \text{銀行保有現金(V)} \end{aligned}$$

である。^(注4)

なお、ここでマネタリー・ベースの中に非銀行部門により保有される流通現金を含めるのは、これが潜在的に銀行の信用創造の基礎となりうる点で、銀行準備と同じ「能力」を有していると考えられるからであり、このように定義したマネタリー・ベースは通常ハイパワード・マネーと呼ばれる概念と同じである。^(注5)

(注3) 場合によっては、(a)を除いたり、中央銀行からの借入余力を加える等学者によって異なった定義がなされることもある。こうした定義の違いは中央銀行がコントロールすべき中央銀行債務は何かという考え方の差から出てくるものとみられる。

金融政策の運営、就中マネーサプライのコントロールにあたってマネタリー・ベースを重視すべしというマネタリストの主張は、①様々な指標の中でマネタリー・ベースは中央銀行の行動を最も直接的に反映しているものであり、かつ②マネタリー・ベースは中央銀行の金融政策行動とマネーサプライさらには所得、産出高、物価等との間を結ぶ重要なリンク変数である、との考えに基づくものである。^(注6)このような考え方は当然、マネタリー・ベースを中央銀行がコントロールできるということを前提としている。

すなわち、マネタリー・ベースの供給ルートは、①財政（外為会計を含む）の対民間収支散超と②中央銀行信用の増加の2つであり、このうち①は中央銀行にとって一応外生的に与えられるものと考えざるを得ないが、中央銀行は②によって対応し得るので、結局中央銀行はマネタリー・ベース供給量をコントロールすることができると考えられているのである。

この結果、マネタリー・ベースの需要量と

供給量との間に一時的なくい違いが生じて、中央銀行がその供給量を一定水準に維持すれば、金利変化等を通じて需要サイドにおいて調整が行われ、最終的にはマネタリー・ベースの需要量は中央銀行によって与えられる供給量に一致し、つれてマネーサプライも一定水準にコントロールされることになる。^(注7)このようにマネタリー・ベース・アプローチは、中央銀行によるマネタリー・ベースの供給量の操作を重視するものであり、マネーサプライの供給面からのアプローチということができよう。

こうしたマネタリー・ベース・アプローチの考え方に対しては、いくつかの批判がある。そこで次にこれらの批判が妥当かどうかについて検討してみよう。

まず第1の批判として、「信用乗数がマネーサプライとマネタリー・ベースの比率（ $m = M/B$ ）として定義される限り、(1)式はいわば定義によって成立する恒等式であるため、マネーサプライの決定メカニズムの因果について何も語っていない」という批判がある。

(注4) したがって、いまマネーサプライとして M_2 をとると

$$M_2 \equiv C + D \quad (D: \text{預金通貨} + \text{準通貨})$$

一方、マネタリー・ベースは

$$B \equiv C + R + V$$

であらわされるから、(1)式は

$$\begin{aligned} M &= \frac{C+D}{C+R+V} \cdot B = \frac{C/D+1}{C/D+R/D+V/D} \cdot B \\ &= \frac{c+1}{c+r+v} \cdot B \quad (c \equiv C/D, \quad r \equiv R/D, \quad v \equiv V/D) \end{aligned}$$

となり、信用乗数は流通現金比率(c)、準備預金比率(r)、金融機関保有現金比率(v)の3つの比率によって決定される。

(注5) W. T. Newlyn [33] 参照。

(注6) L.C. Andersen & J.L. Jordan [15] 参照。

(注7) K. Brunner [17] は、この間のプロセスを次のように表現している。

この批判は、(1)式を事後的な関係式としてとらえる限り正しいといえようが、信用乗数が事前的に安定している（あるいはその動きが予測可能である）とすると、(1)式は単なる定義式としては考えられなくなる。つまり、それはマネタリー・ベースの変化が、資産市場における銀行および民間経済主体の調整過程をあらわす信用乗数の予測可能な変化を通じて、マネーサプライの変化に結びつくことを意味することになるのである。

この点に関し、C. A. E. Goodhart [27] は、「じゃがいも乗数 (potato multiplier)」を一つの比較材料としてとり挙げて、上記のような「『より小さな部分（ここではマネタリー・ベース）』の動きが『より大きな部分（同マネーサプライ）』の動きを決定するという論理は、およそあらゆることについて当てはまり、それ自体意味をなさない」という批判を論駁しているの、これを紹介しておこう。

いま、

$$E = P_p + O$$

$$P = P_p + P_o$$

E :	個人総支出額
P _p :	個人のじゃがいもへの支出額
O :	個人のその他財・サービスへの支出額
P :	じゃがいもの総生産量
P _o :	じゃがいもの個人以外に対する売上げ

とすると、この2式により次の式が導かれる。

$$E = \frac{1 + P_p/O}{P_p/O + P_o/O} \cdot P = m_p \cdot P$$

上式は、個人の総支出額(E)が、じゃがいもの生産量(P)とじゃがいも乗数(m_p)との積に等しい形であらわされており、一見するとじゃがいもの生産量を操作することによって個人の総支出額全体をコントロールできることを意味しているようにみえる。しかし、このような「じゃがいも乗数論」と信用乗数論とは根本的に異なっている。なぜならば、一見してじゃがいも乗数が現実に安定しているとはとても考え難いのに対し、マネタリストがマネタリー・ベースによるマネーサプライ・コ

「Injections of base-money (or "high-powered" money) modify the composition of financial assets and total wealth available to banks and other economic units. Absorption of the new base money requires suitable alterations in asset yields or asset prices. The banks and the public are thus induced to reshuffle their balance sheets to adjust desired and actual balance-sheet position. The interaction between banks and public, which forms the essential core of money-supply theory, generates the peculiar leverage or multiplier effect of injections of base money on bank assets and deposits and, correspondingly, on specific asset and liability items of the public's balance sheet. The readjustment process induces a change in the relative yield (or price) structure of assets crucial for the transmission of monetary policy-action to the rate of economic activity.」

これを前述した $M = m \cdot B$ のフレーム・ワークに則していえば、Bは中央銀行の政策スタンスをあらわし、信用乗数 m は B が与えられた時に公衆や金融機関がどのようなポートフォリオに関する意思決定を行うかを示しているといえよう。

ントロールを主張する背後には、信用乗数が歴史的にみて極めて安定しているという事実があるからである。Goodhart が強調するように、「こうしたアプローチは、乗数の安定性を前提として、そしてその場合にのみ『より小さな部分』の動きが『より大きな部分』の動きを規定するという意味で有用性をもつ」のである。^(注8)

また、第2の批判として、「たとえ信用乗数が銀行部門や民間部門の合理的な資産選択の結果を示すものであるとしても、そこでは個々の経済主体の行動ならびに金融政策の効果がどのようなメカニズムを通じて波及してゆくのかといった問題については明示的に説明されていない（つまりマネタリー・ベース・アプローチは、金融部門および実物部門のすべての構造方程式を同時に解いた後に得られる誘導方程式にすぎない）」との指摘がある（C. A. E. Goodhart [27]、浜田・岩田・石山[11]等参照）。

この点に関しては、「本来モデル分析というものは何を分析対象とするかによってそのモデルも変わってくる。マネーサプライのコントロールを分析しようとするのであれば、マネーサプライを決定する上で本質的な部分であるマネタリー・ベースと信用乗数を組み込んだマネタリー・ベース・アプローチ・モデル

は、単純とはいえ、十分その目的を達し得る」との反論も成り立つ。

こうしてみると、マネタリー・ベース・アプローチの考え方そのものに対する批判は必ずしもあたらないように思われる。

3. 信用乗数の予測可能性に関する実証分析

ここでは、わが国で仮にマネタリー・ベース・アプローチによるマネーサプライ・コントロールを行おうとする場合に第1の前提条件となる信用乗数の安定性ないし予測可能性についての検討を行う。

(1) わが国における信用乗数の動き

第1図は、1964年以降のわが国の信用乗数およびその構成要因である流通現金比率（ $= C/D$ ）、準備預金比率（ $= R/D$ ）、金融機関保有現金比率（ $= V/D$ ）の動きを示したものである。^(注9)まず構成要因別にみると、 V/D は趨勢的な下方トレンド（金融機関における経営効率の上昇を反映）を伴いつつも総じて安定、 R/D も準備率を調整したベースで^(注10)は、所要準備額に対応してかなり安定的に推移しているといえる（過剰準備はゼロに近い）のに対し、 C/D はかなり大きな変動を示している。この結果、信用乗数も C/D の影響

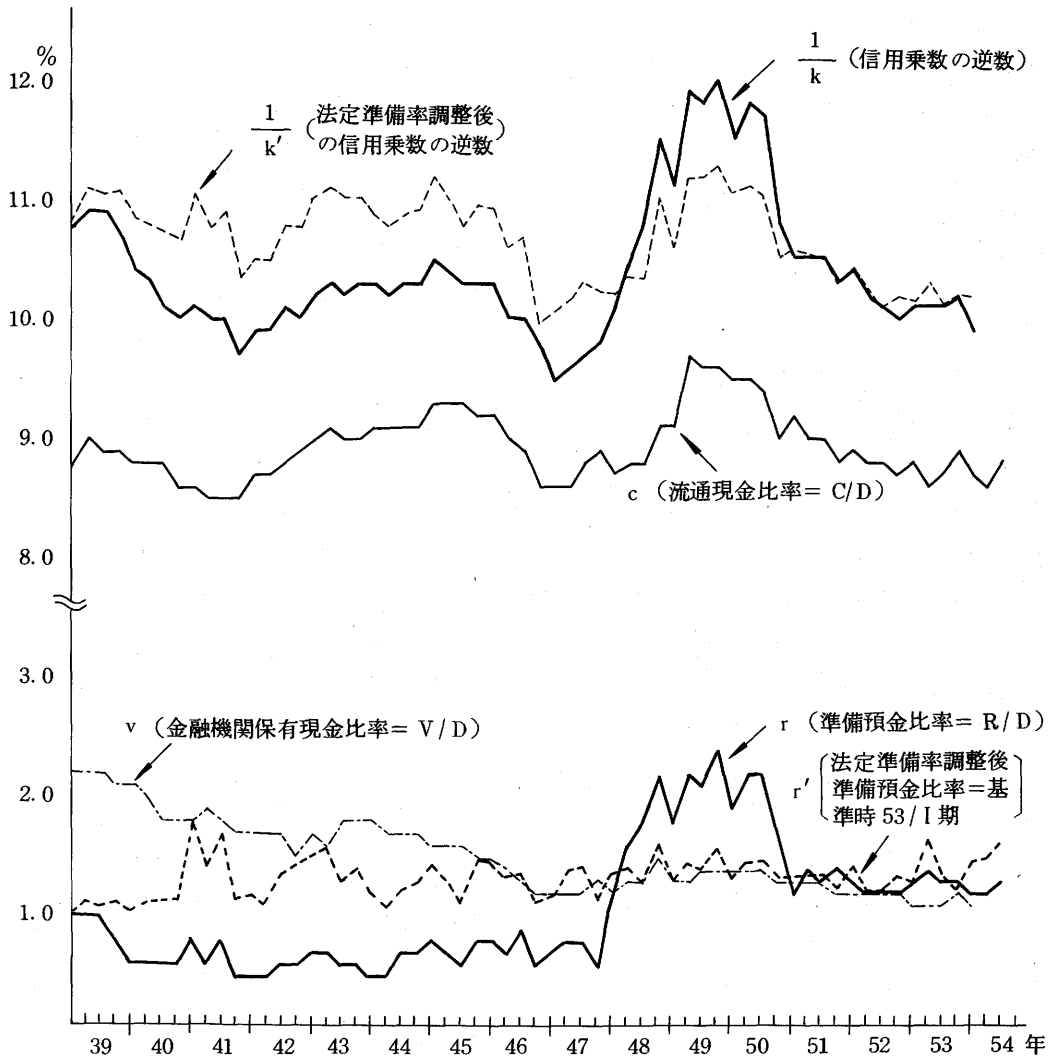
(注8) ちなみに、上記の批判が常に妥当性をもつとすれば、それはケインジアン投資乗数についても当てはまるべきものであろう。というのは、ケインジアン体系では、 $\Delta Y \equiv \Delta C + \Delta I$

という恒等式から出発して、 $\Delta Y \equiv \frac{1}{1 - \Delta C / \Delta Y} \cdot \Delta I$ を導くが、この式は① ΔI がオー

トノマスに定まり、②限界消費性向 $\Delta C / \Delta Y$ が安定的である、との前提の下で所得決定理論としての意味をもつことになるからである。

(注9) 以下では特に断らない限り、月末残高ベースのデータによっているが、これは主としてデータ入手面における制約によるものである。末残データは平残データに比べ末日1日の特殊要因等で不安定な動きを示し、実勢を正しく反映していない可能性があるが、第1次的接近としては末残を用いることも許されよう。

(第1図) 信用乗数の動きと要因分解
(M₂ 末残ベース、季節調整済計数)



(注10) 準備率調整後の準備預金額の算定は、次の簡便法によった。

$$\left[\begin{array}{l} t \text{ 期の準備率調} \\ \text{整後準備預金額} \end{array} \right] = \left[\begin{array}{l} t \text{ 期の準備} \\ \text{預金実績} \end{array} \right] \times \left[\begin{array}{l} \text{基準時の平均法定準備率} \\ t \text{ 期の平均法定準備率} \end{array} \right]$$

$$\left[\begin{array}{l} \text{基準時} \cdots \cdots 78 \text{ 年第 1 四半期平均} \\ \text{平均法定準備率} = \frac{\text{法定準備預金総額}}{\text{対象預金総額 (債券・信託元本は除く)}} \end{array} \right]$$

を受け、かなり大きな変動を示しており、安定的とはいえない。

しかし、やや仔細にみると、小宮〔3〕や堀内〔12〕が指摘しているように、信用乗数は名目GNPの伸びが低いとき（金融緩和時）に上昇し、名目GNPの伸びが高いとき（金融引締め時）に低下する傾向がある（第2図参照）。つまり、金融引締め時にはマネタリー・ベースの伸びがマネーサプライの伸びを上回る一方、緩和時には逆にマネーサプライの伸びの方が相対的に高くなる（第3図）。これは、マネタリー・ベースの大宗をなす民間部門の現金需要が、金融政策に対しある程度のラグを伴って反応しているためで、例えば、金融引締め後もしばらくの間は賃金所得の上昇や個人消費、小売段階での取引の拡大を映じて民間部門の現金需要は増大し続けるため、それに応じて流通現金比率（ C/D ）および信用乗数^(注11)がそれぞれ上昇、下落するのである。

このように考えると、一見不安定な動きに見える信用乗数の動きも、実は「決してランダムなものではなく、かなりはっきりとした

（システマティックな）循環変動である」（堀内〔12〕）とみることができる。したがって、何らかの方法によって信用乗数を予測できる可能性があるかもしれない。

信用乗数の予測可能性についての検討に入る前にわが国と米国における信用乗数の動きを簡単に比較しておこう（第4図<ともに M_2 ベース>）。米国の信用乗数は、わが国のものと同様上方トレンドをもちながらもその動きは極めて安定している。これは、末残（日本）、平残（米国）というデータの相違からくる面もあるが、基本的には、米国では流通現金比率（ C/D ）が相対的に安定しているうえ、変動の小さい準備預金比率（ R/D ）が高い水準にあることによる。このため米国においては、マネタリー・ベースを一定の伸び率に維持できたとすると、マネーサプライもそれとほぼ同率で増加し、その振れはわが国に比べはるかに小さくなるはずである。

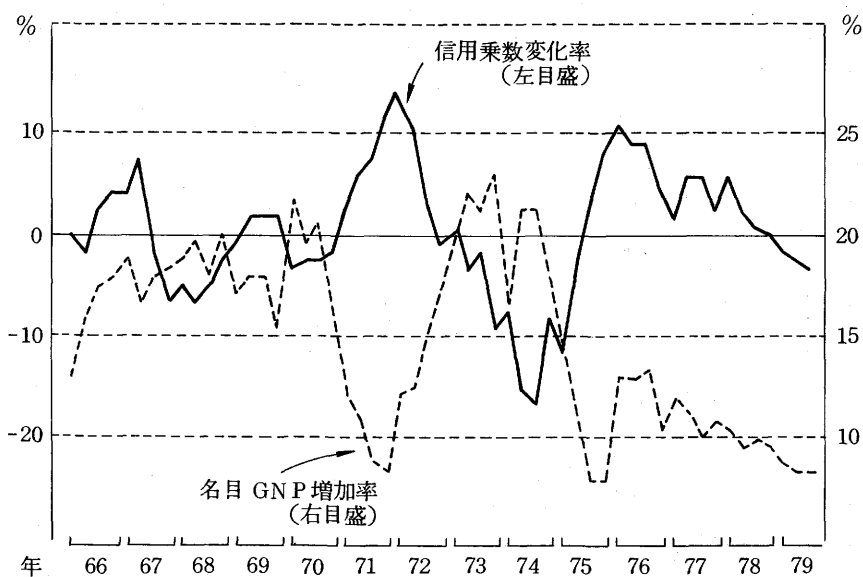
これをみたのが第1表である。同表は、マネタリー・ベース伸び率とマネーサプライ伸び率^(注12)（わが国は M_2 、米国は旧 M_1 ベース、と

預金準備率の変更による準備額の変化を考えると、異時点間の信用乗数の比較のためには、K. Brunner & A. Meltzer〔18〕が指摘するように、マネタリー・ベース（そのうちの準備預金額）を準備率変更の効果を織込んだものとして新しく定義し直すことが必要となる。すなわち、預金準備率調整後のマネタリー・ベースは、元のマネタリー・ベースの水準から準備率変更に伴う準備増減額を控除したものとされる。セントルイス連銀では、既に1968年以来、準備率を調整した後のマネタリー・ベースの時系列データを作成、公表している（準備率調整後のデータをマネタリー・ベース、原データをソース・ベースと呼び区別くマネタリー・ベース＝ソース・ベース＋準備調整額）。こうした調整法が優れている点は、公開市場操作、中央銀行貸出、預金準備率の変更といった相異なる政策手段による金融調節の結果が、すべてマネタリー・ベースという一つの量的指標の変化として表わされることにあるといえよう（詳細についてはA. E. Burger & R. H. Rasche〔21〕を参照）。

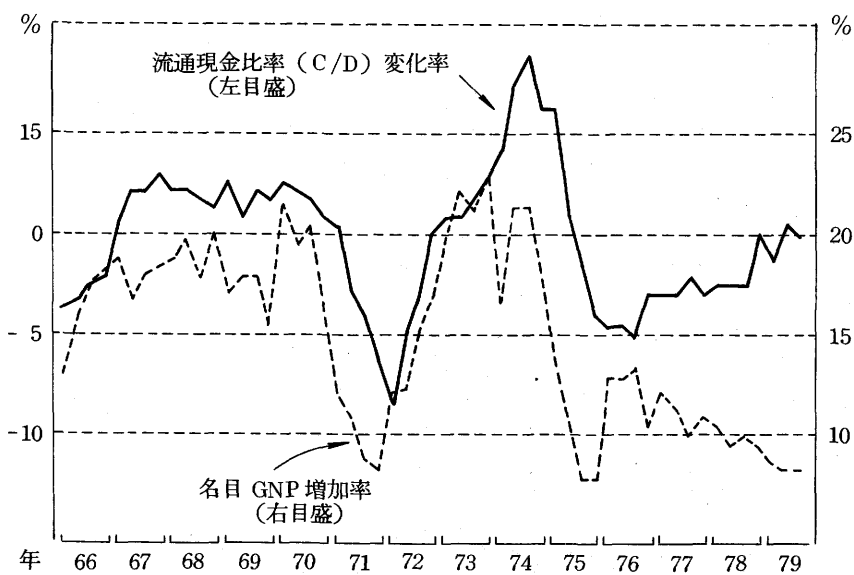
（注11）こうした景気循環の過程で生じる流通現金比率の変動が信用乗数の上昇、低下を生み出すとの主張は、P. Cagan〔23〕によってミッチェル＝ホートレイ理論と呼ばれている（堀内〔12〕参照）。

（注12）日米で相異なるマネーサプライ指標を比較の対象としたのは、わが国ではマネーサプライとして $M_2 + CD$ （54年5月以降 CD 加算）を重視しているのに対し、米国ではこれまで M_1 （80年2月からの新ベースでいえばほぼ $M_1 A$ に該当）が重視されることが多かった点を考慮したもの。

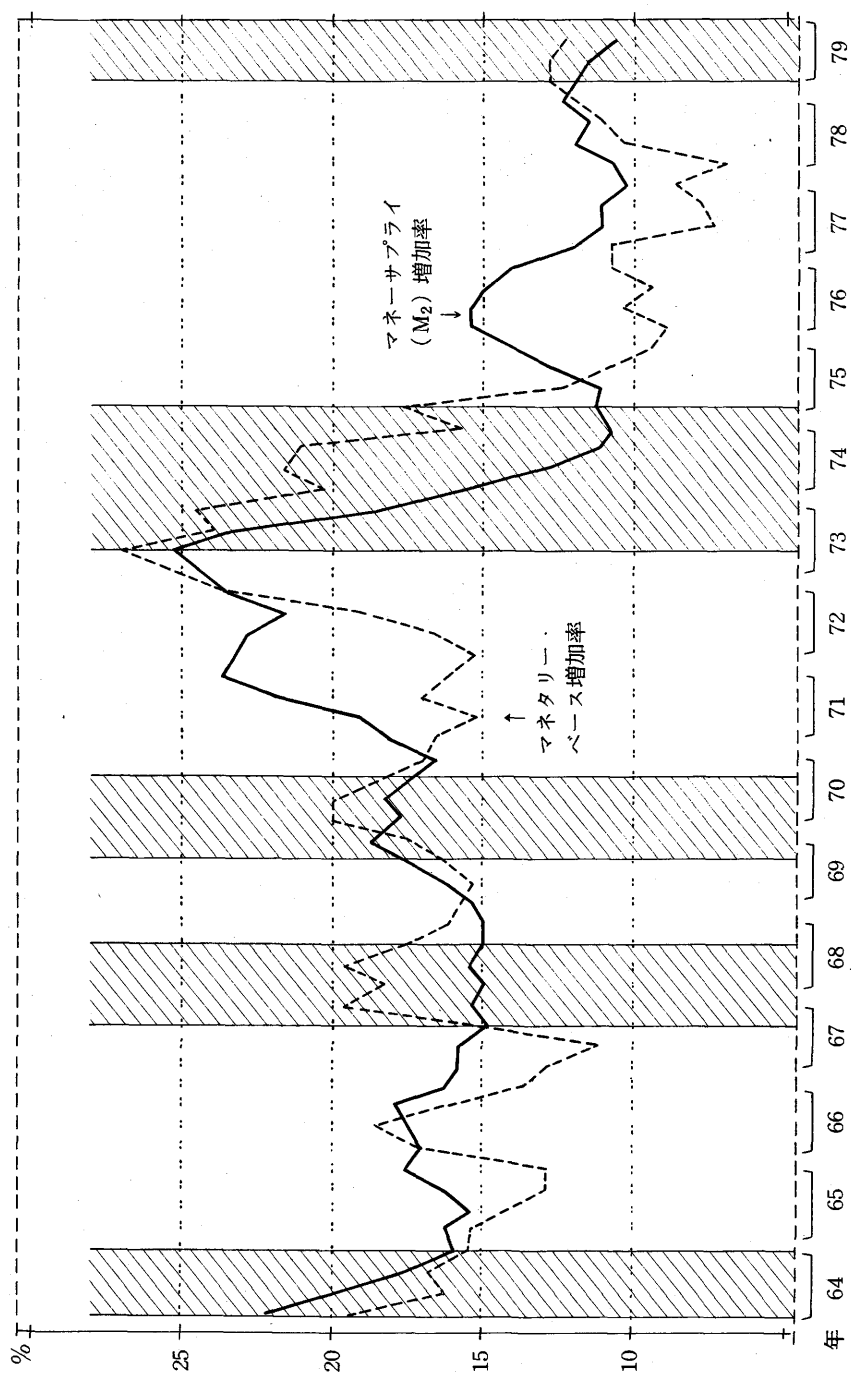
(第2図) 信用乗数の変化率と名目 GNP 増加率 (対前年比)



流通現金比率の変化率と名目 GNP 増加率 (対前年比)

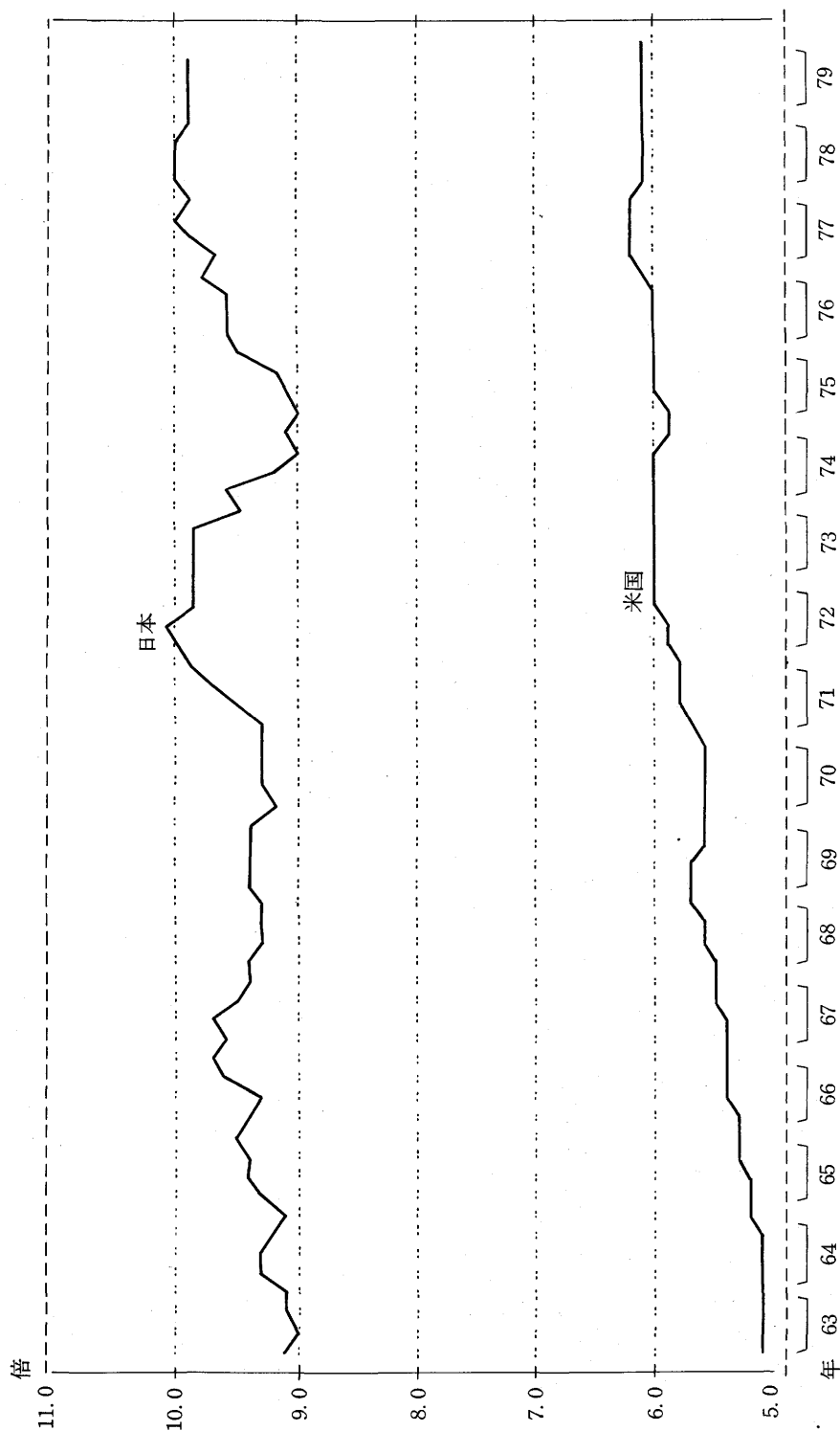


(第3図) マネーサプライとマネタリー・ベースの増加率の対比(対前年比%)



(注) 斜線の部分は、金融引締め期

(第4図) 信用乗数の日米比較(ともにM₂ベース)



(第1表) マネタリー・ベース伸び率とマネーサプライ伸び率の差

— 季節調整後伸び率年率換算、単位% —

(マネーサプライは日本は M_2 、米国は M_1 ベース)1. 米 国^(注) 1954 - 1973

	<月 次>						
	(1 か月)	(3 か月)	(6 か月)	(9 か月)	(12 か月)	(18 か月)	(24 か月)
平 均	0.090	0.124	0.123	0.134	0.141	0.160	0.182
標 準 偏 差	3.975	2.117	1.475	1.233	1.092	0.890	0.774
サンプル数	239	237	234	231	228	222	216
	<四 半 期>						
	(1 四半期)	(2 四半期)	(3 四半期)	(4 四半期)	(5 四半期)	(6 四半期)	(8 四半期)
平 均	0.128	0.124	0.134	0.141	0.152	0.160	0.182
標 準 偏 差	1.706	1.367	1.173	1.049	0.943	0.866	0.759
サンプル数	79	78	77	76	75	74	72

2. 日 本 1963 - 1979

	<月 次>						
	(1 か月)	(3 か月)	(6 か月)	(9 か月)	(12 か月)	(18 か月)	(24 か月)
平 均	1.027	-0.183	-0.525	-0.556	-0.587	-0.581	-0.620
標 準 偏 差	21.856	8.992	5.362	4.497	3.932	3.213	2.830
サンプル数	202	200	197	194	191	185	179
	<四 半 期>						
	(1 四半期)	(2 四半期)	(3 四半期)	(4 四半期)	(5 四半期)	(6 四半期)	(8 四半期)
平 均	-0.464	-0.593	-0.610	-0.626	-0.617	-0.617	-0.640
標 準 偏 差	6.161	4.557	3.954	3.607	3.328	3.076	2.716
サンプル数	66	65	64	63	62	61	59

(注) 米国の資料は、A. E. Burger [19] による。

もに年率換算)の差の平均と標準偏差を日米比較したもので、米国では両者が日本に比べはるかに密接な動きをしていることがわかる。例えば12か月間の伸び率でみた場合、米国ではマネタリー・ベースとマネーサプライの伸び率の差は平均0.14%にとどまるほか、差のばらつきをあらわす標準偏差も1%にすぎない。これに対しわが国では、伸び率の差の平均は0.59%、標準偏差も3.9%と米国よりもはるかに大きい。

したがって、仮にわが国でマネタリー・ベ

ースを操作目標とするマネーサプライ・コントロールを行う場合には、信用乗数の正確な予測が米国以上に必要となる。

(2) 信用乗数の予測モデル

信用乗数を予測する手法として Burger-Kallish-Babb [22] は次の3つの方法を挙げている。

① Definitional method——信用乗数(m)は M と B の比率であるため、この両者の動きを予測することにより m を推定。

② Regression method—— m を予測時点において既知の変数（例えば1期前の m の値）あるいは短期金利のような中央銀行がコントロールできる変数の関数として捉え、この関数関係を様々な回帰手法で推計して m の予測値を導出。

③ Behavioral method—— m を構成する各種比率（ C/D 、 R/D 等）が、金利や政策手段など銀行や人々の預金行動に影響を与える変数に依存している点に注目し、各種比率の動向を個別に予測することにより m を導出。

このうち第1の方法は、マネーサプライ・コントロールの目的からいって実用にならないため、残る2つのいずれかということになるが、本稿では、第2の手法によることとする。この予測手法で用いられるモデルとしては、既に1960年代の終りから A. E. Burger [20]、L. Kallish III [31] 等セントルイス連銀のエコノミストによって実用に供され、かなり良好な予測パフォーマンスを得たものがある。また最近では、時系列分析の発展に伴い、E. J. Bomhoff [16]、J. M. Johannes & R. H. Rasche [30] が1変数時系列モデルを用いて信用乗数の予測を行っている。そこで本稿では、A. E. Burger のモデルおよび1変数時系列モデルを用いてわが国における信用乗数の予測可能性をテストしてみた。^(注13) 各モデルの内容等は以下のとおりである。

（Burger モデル）

Burger が米国に関して予測に使ったモデルは次のようなものである。

$$m_t = b_0 + b_1 \sum_{j=1}^3 \frac{m_{t-j}}{3} + b_2 \frac{TBR_{t-1} - TBR_{t-2}}{TBR_{t-1}} + \sum_{i=1}^{11} b_{i+2} S_i + \rho U_{t-1}$$

$$\left[\begin{array}{ll} m_t & : t \text{ 期の信用乗数} \\ TBR_{t-1} & : t-1 \text{ 期の TB レート} \\ S_i & : \text{季節ダミー} \\ \rho & : \text{自己相関係数} \\ U_{t-1} & : \text{前期の誤差} \end{array} \right]$$

このモデルは、当月の m （ M_1 とマネタリー・ベースの比率）を過去3か月の m の移動平均値と3か月物TBレートの前月中の変化率、および季節ダミーの3変数によって予測する形となっている（TBレートが入っているのは利子率が上昇（低下）すれば m は $\frac{R+V}{D}$ の低下（上昇）を通じて増加（減少）するという関係を明示的に取入れたもの）。モデルの推定に当たっては、パラメーターが時間とともに変化する可能性があることを考慮して、計測期間を $t-1$ 期から $t-36$ 期までの3年間に固定、したがって毎月新しいデータが追加される度に最初の月のデータを落としてモデルの再推定、予測を繰返している。

このモデルをわが国に適用するに当たって、短期利子率についてはコール・手形レート等を用いてみたところいずれも有意に効かなか

（注13）時系列分析（time series analysis）の概要については、折谷[1]等を参照。

（注14）前章では、信用乗数が名目GNPの変動との関係でかなり規則的な循環変動を示していることをみたが、信用乗数の予測に当たってこうした情報を明示的に織込むことによって予測の精度を向上させる可能性は残されている。この点は今後の課題である。

ったので、最終的には利子率を説明変数から除いてモデルの推定を行った（第2表参照）。なお、準備率を調整（（注11）参照）した後のmについてもテストしたが、両者を区別するため、以下では前者をBurgerモデルⅠ、後者をBurgerモデルⅡと呼ぶ。

（1変数時系列モデル）

季節調整後の信用乗数のデータを、トレンドを除去することによって定常化し、AIC、

基準からみて最適な1変数ARMAモデルを推定した（第3表参照）。モデルの推定期間は63年1月から79年11月までとし、その推定したARMAモデルを使って、サンプル内1か月先予測を行った（ただし予測結果の比較は77年1月以降について行った）。第5図は70年から79年までの予測値と実績値をプロットしたものである。

（第2表） わが国における Burger モデルⅠの適用例（79年1月の予測）

$$m_t = 1.0696 + \frac{0.7753}{(0.929)} \sum_{i=1}^3 \frac{m_{t-i}}{3} + \frac{1.4016}{(14.477)} S_t$$

$\bar{R}^2 = 0.9302$ S. E. = 0.1038 D. W. = 1.7455
 $\rho = 0.2632$ () 内は t 値
 計測期間：76/1月～78/12月
 $S_t =$ 季節ダミー

（第3表） 信用乗数の予測に用いた1変数ARMAモデル

$$\hat{m}_t = \sum_{i=1}^2 \alpha_i \cdot \hat{m}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i \cdot u_{t-i}$$

計測期間 1963年1月～1979年11月

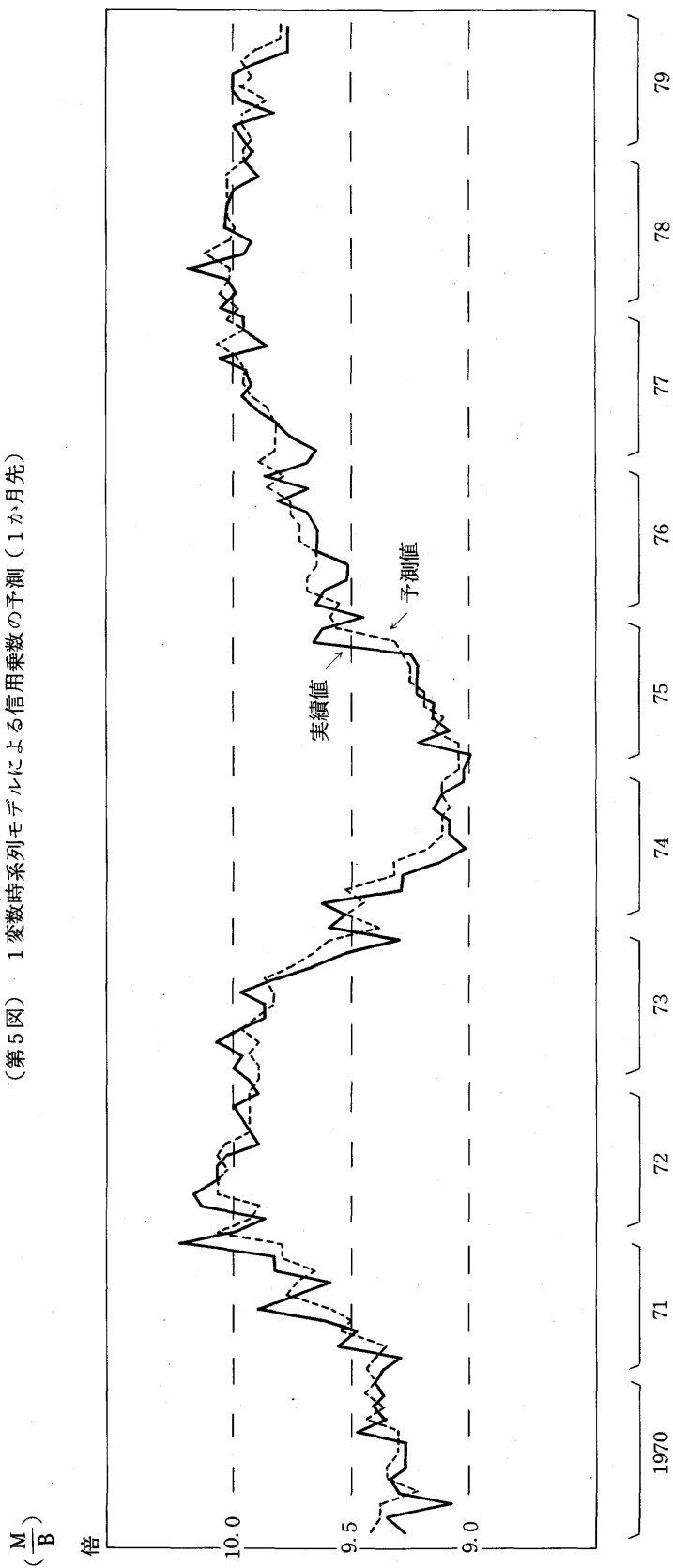
	α_i	β_i
i = 1	1.971	1.404
2	-0.979	-0.233
3	—	-0.188

$\hat{m}_t$: t期の信用乗数のトレンドからの乖離幅
 u_t : t期のノイズ
 α_i : $\hat{m}_{t-i}$ のパラメーター
 β_i : u_{t-i} "

（注15） コール・手形レート等が有意に効かなかったのは、一つには準備率の調整方法や末残データを使用したことに問題があるのかもしれないが、わが国においては銀行保有現金の金利弾力性が低いためであるとも考えられる。

（注16） 計算の便宜上、全期間のデータによりARMAモデルを推定し、このモデルを使ってサンプル内の1か月先予測を行った。本来は予測時点までのデータのみによってモデルを推定し、そのモデルで1か月先予測を行うといったプロセスを繰返すべきであろう。したがって、次節で予測パフォーマンスをみるに当たっては、77/1月以降の35か月とモデル推定に利用したデータ数203に対し比較的短い期間のみを用いて、サンプル内予測によってもたらされる予測の歪みが大きくなるのを防いだ。

(第5図) 1変数時系列モデルによる信用乗数の予測(1か月先)



(3) 予測結果の比較

(1 か月先予測)

Burger モデル(I)、(II)、1 変数時系列モデルの1 か月先予測の結果は、第4表のとおりである。

月次ベースでは、時系列モデルが、平均誤差(ME)^(注17)の大きさからみて予測にやや偏りがあるものの、モデルの平均的な予測能力を示す標準予測誤差(RMSE)では最も良好な結果を示し、次いで Burger モデル(II)、(I)の順に誤差が大きくなっている。時系列モデルの場合、標準予測誤差は0.87%であり、このことは1 か月先のマネタリー・ベースを完全にコントロールできるとすれば、中央銀行は1 か月先のマネーサプライを平均±0.9%程度の誤差をもってコントロールできることを意味している^(注18)(1 か月先のマネーサプライの前年比伸び率を例えば10%にしようとする場合

には、平均的にみて9.1~10.9%におさまることになる)。

一方、四半期ベース(月次ベースの予測誤差を四半期でくくったもの)でみれば、月次誤差が相互に打ち消し合うこともあって、どのモデルによっても標準予測誤差は0.5~1.0%と月次ベースに比べかなり小さく、とくに時系列予測では僅か0.5%となる。

マネーサプライが物価、産出高等実体面に影響を与えるのは、その月々の動きではなく3 か月とか半年とかいった期間での平均的な水準であることからいえば、月次ベースよりも四半期ベースにおいて予測誤差がかなり小さいことは重要視されよう。

なお、参考までに上記の1 変数時系列モデルによる予測結果を米国についての E. J. Bomhoff の予測結果(後掲第6表参照)と比較してみると、技術的な差があるため^(注19)厳密な比較は困難であるが、末残データによる予

(注17) ここでの予測誤差は、実際の予測誤差(=実績値-予測値)を実績値で割ることにより、予測誤差率(パーセント表示)として表わしている。したがって平均誤差(Mean Error)、平均絶対誤差(Absolute Mean Error)、標準予測誤差(Root Mean Square Error)は各々下式により計算されるが、相対的な予測の良し悪しを判断する尺度としては標準予測誤差(RMSE)が最も適切なものとされている。

$$\begin{aligned}ME &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{A-P}{A} \right) \\AME &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{A-P}{A} \right| \\RMSE &= \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{A-P}{A} \right)^2}\end{aligned}$$

(A:実績値、P:予測値、n:サンプル数)

(注18) この程度の誤差をどう評価するかは、最終的には中央銀行の判断に委ねられるべきものであることはいうまでもない。

(注19) ①米国においては予測パフォーマンスをみた期間が8年と長いのに対し、日本のそれは3年弱にとどまること、②対象とするマネーサプライが日本ではM₂、米国ではM₁であること、③後述のように、米国については平残データで行うと予測パフォーマンスが格段に向上するとの結果が得られていること(日本については現在のところ不明)。

測値の平均絶対誤差（AME）は日本では月次ベースで0.67%、四半期ベースで0.35%であるのに対し、米国では各々0.87%、0.55%と日本の方が予測精度が高い結果となっている。

第4表 信用乗数の1か月先予測のパフォーマンス比較

予測実施期 77年1月～79年11月、 1期先予測誤差率、単位 %			
	Burger モデル (I)	Burger モデル (II)	一変数時系列 モデル
〔月 次〕			
平均誤差 (ME)	-0.03	-0.22	-0.28
平均絶対誤差 (AME)	1.16	1.02	0.67
標準予測誤差 (RMSE)	1.46	1.29	0.87
最大誤差 (正)	3.33	2.43	1.29
(負)	-4.05	-3.08	-1.98
〔四 半 期〕			
平均誤差 (ME)	-0.02	-0.19	-0.27
平均絶対誤差 (AME)	0.76	0.75	0.35
標準予測誤差 (RMSE)	1.02	0.94	0.52
最大誤差 (正)	1.99	1.39	0.15
(負)	-1.64	-1.85	-1.34

〔長期予測〕

次に、1か月先予測のパフォーマンスが最も良かった1変数時系列モデルを用いて、信用乗数の3か月先、半年先、1年先の予測を行った。こうした長期予測を行う理由は、1か月といった短期では、マネタリー・ベースの供給量を正確にコントロールできないとしても、3か月とか半年といった期間をとれば、中央銀行はマネタリー・ベースを十分コントロールできる可能性が大いと考えられるからである。また、長期予測を行ってみることが、予測モデルの妥当性を判断する際の有力な材料ともなりうる。

予測結果（第5表）をみると、平均値にはやや偏りがみられるが、標準予測誤差は3か月先で1.05%、半年先で1.25%、1年先でも

1.70%である。したがって、3か月先、あるいは半年先の目標とするべきマネーサプライとコンシステントなマネタリー・ベースの3か月先、半年先の目標値を信用乗数の予測値に基づいて設定し、実際にその値にマネタリー・ベースをコントロールできれば、中央銀行はマネーサプライをかなり正確にコントロールできることになる。

また、四半期ベース（月次ベースの予測誤差を四半期でくくったもの）でみると、1か月先予測の場合と同様、予測精度はかなり向上する（標準予測誤差は3か月先で0.78%）。

以上の結果からみて、わが国の信用乗数の予測をある程度正確に行うことは可能といえるように思われる。

また、ここではデータの制約上末残ベース

(第5表) 一変数時系列モデルによる信用乗数の長期予測結果

予測実施期間 77 年 1 月～79 年 11 月、単位 %

	3 か月先予測	半年先予測	1 年先予測
〔月 次〕			
平均誤差 (ME)	-0.52	-0.79	-1.29
平均絶対誤差 (AME)	0.83	1.01	1.39
標準予測誤差 (RMSE)	1.05	1.25	1.70
最大誤差 (正)	1.43	1.01	0.70
(負)	-2.24	-3.22	-4.08
〔四 半 期〕			
平均誤差 (ME)	-0.46	-0.75	-1.29
平均絶対誤差 (AME)	0.48	0.75	1.29
標準予測誤差 (RMSE)	0.78	1.04	1.57
最大誤差 (正)	0.12	—	—
(負)	-2.18	-2.81	-3.62

(第6表) 末残、平残データによるマネーサプライの予測誤差の比較
(米国についての Bomhoff の予測)マネーサプライは M_1 単位%、予測期間 1964 / 1 月～1971 / 12 月

	月 次 A M E	四 半 期 A M E
月中平残データによる信用乗数の予測	0.39	0.22
月末残高データによる信用乗数の予測	0.87	0.55

(注) Bomhoff の原論文においては、予測誤差は上記誤差を年率換算した形で掲載。

(出所) E. J. Bomhoff [16]

のデータを使用したほか、準備率の調整についても簡便法によっているが、今後平残ベースのデータを作成する等の技術的改善を図ることにより、予測パフォーマンスをさらに向上させる余地が残されている。例えば、E. J. Bomhoff [16] は末残、平残ベース双方について米国の信用乗数の予測 (1 か月先) を行っているが、それによれば、平残ベースの予測誤差 (AME) は末残ベースに比べ約 6 割方改善するとの結果が得られている (第 6 表)。仮にわが国においても同様の傾向があるとす

れば、平残データを作成することによって予測精度の大幅な向上が期待できよう。

ただ、全ての実証モデル分析に共通の問題ではあるが、本稿のモデルも計測期間、予測期間を通じて、経済構造や政策当局の政策ルールに大きな変化がないと仮定した上で得られた平均的な姿を捉えたものである点には注意する必要がある。例えば政策運営のルールが金利水準のコントロールからマネタリー・ベースのコントロールへ変更されたとすれば、それに対応して銀行の行動も変わる可能性が

あり、そうなれば予測モデルにも当然変化が起きてくることになる。したがって以上のような実証分析の結果を現実の政策運営に利用しようとする場合にはこのような変化をもあらかじめ織込んでおく必要があることに留意すべきである。

4. マネタリー・ベースの controllability

つぎに、わが国でマネタリー・ベース・アプローチに基づくマネーサプライ・コントロールを行おうとする場合の第2の前提条件となるマネタリー・ベースのコントローラビリティについて若干考察を加えてみたい。

(1) マネタリー・ベースのコントローラビリティ

わが国において信用乗数理論に対して否定的な人々は、その理由として、中央銀行はマネタリー・ベース、とくに流通現金を直接コントロールできないことを指摘する。すなわち、マネタリー・ベースを構成要因別に分けた場合、流通現金については預金の引出しという形で需要されるので、中央銀行がこれに見合うマネタリー・ベースの供給を拒絶すると、金融機関は預金支払いができなくなってしまうため、これを短期的にコントロールすることはできないとされる。また、銀行保有現金も日々の支払いに必要な最低水準に限られているほか、中央銀行預け金も過剰準備がほとんどない状況にあるため、結局マネタリー・ベースはコントロールの対象となり難い^(注20)というのである。

しかし、こうした批判に関しては次の3点に注意する必要がある。

第1に、マネタリー・ベース・コントロールの意味するところは、第2章で述べたように中央銀行信用の増減を通じるマネタリー・ベース全体の供給量のコントロールであり、全体をいくつかに分けてその各々をコントロールしようというのではない。全体の供給量が与えられれば、その中で流通現金と銀行の支払準備の量がどうなるかは各経済主体の資産選択行動によって内生的に決まってくるべきものであり、上記の批判はマネタリー・ベースの需要面と供給面を混同したことからきているように思われる。

第2に、現在の銀行の支払準備水準を前提とすると、流通現金の増加に対しては「その場になっては日本銀行は受け身で応ぜざるを得ない」(外山[7])とされるが、policy relevant な期間(例えばここでは1か月といったスパンでのコントロールを想定)をとれば中央銀行にとってマネタリー・ベース目標値に照らし増加額は限られるはずであり、加えて中央銀行信用が所与の下では支払準備の減少に直面した銀行は預金の吸収によって新たな準備を調達しようとする(その場合はimplicitであれexplicitであれ預金金利が上昇)ため、結局こうした流通現金の増加に対しては銀行の手元現金あるいは準備金の減少により十分相殺可能と思われる。また、仮にこのようなルートを通じても銀行が預金の引出しに十分対処できない状況が生ずるとすれば、それはマネタリー・ベースのコントローラビリティがないためというよりも、もともと銀行の支払準備水準が低かったことに起因するものであり、銀行の支払準備水準をこれに対処できる水準にまで引き上げるべきであらう。

(注20) このような主張は米国においてもみられる。例えば A. R. Holmes [29] 参照。

第3に、マネタリー・ベース・コントロールに対して批判的な人々は、銀行が貸出・有価証券投資の増減によってマネタリー・ベース供給量の過不足にある程度対処しうる面を軽視しすぎているように思われる。例えば、銀行が準備不足に陥った場合にも、中央銀行がその補充に対し極めて厳しい態度をとるならば、銀行は貸出を回収したり有価証券を非銀行部門に対し売却する等により（その場合貸出先または有価証券の買手の預金落ちることになる）、自ら所要準備を減少させ準備ポジションの調整を行わざるを得ないはずである。こうした調整は、日々あるいは1週間といったごく短期においてはその大きさに限界があるものの、それよりも長い期間におけるマネタリー・ベース・コントロールについて議論する場合^(注21)には、無視できない点といえよう。

以上の点から考えると、中央銀行の信用供与^(注22)が能動的に行われ、預金金利が完全に自由化されていれば、policy relevant な期間に

おいてマネタリー・ベース全体をコントロールすることはかなりの程度可能なように思われる。

そこでつぎに、中央銀行が信用供与を能動的に行いうるかどうかの問題となる。

この点に関連して注目されるのは、わが国ではこれまで operating target としてコール・レート等の短期市場金利を重視した政策運営が行われてきていると一般に理解されており、この場合、短期市場金利に影響を与えるのは「日銀信用の能動的変動部分」^(注23)（鈴木〔4〕）あるいは「日銀信用のアベイラビリティの調節」であると考えられていることである。

当局がこのような日銀信用の調節を行いうるとすれば、それはとりもなおさずマネタリー・ベースのコントローラビリティがあるということを意味していると言ってよいのではなかろうか。

なお、マネタリー・ベースのコントローラビリティを否定する人々は、実際に中央銀行

（注21） もっとも、現在のわが国の預金準備制度では、このルートを通じる短期的なマネタリー・ベースのコントロールには限界があることも事実である。というのは、わが国においては対象債務額の月中平均残高によって決定される毎月の所要準備は、当該月の16日から翌月15日までの期間に日本銀行に対する預け金の平均残高で積むこととなっているため、銀行が資産・負債の調整を通じて支払準備対象額を現在の支払準備ポジションに見合うところまで調整しうる期間は、月末の2週間に限定されることとなるからである。

なお、こうした対象債務額とその準備積立て期間との間に遅れがある支払準備制度は lagged reserve accounting（いわゆる準備の後積み方式）と呼ばれているが、lagged reserve accounting がもつ上記の欠点を補うため、マネタリー・ベースによるマネーサプライ・コントロールを主張する側からは、current reserve accounting（同時積み方式）あるいは lead reserve accounting（先積み方式）が提唱されている。

（注22） 中央銀行がその信用供与量を直接制御できることは疑問の余地がないが、ここでいう「能動的」とは、後述のように中央銀行が何らの制約もなく自由にマネタリー・ベース供給量を動かし得るという意味で用いている。

（注23） 例えば、鈴木〔5〕は次のように述べている。

「マネー・マーケット（短期金融市場）とそこにおける金利が、金融調節の直接的な運営目標（operating target）であり、この短期金融市場における金利（コール・レート、47年以降は手形売買レート）は、日銀貸出しの対象となっていないその他銀行も含む銀行行動一般の重要な変数（key variable）として、政策効果波及経路において大きな役割を果たしている」。

が短期的にコントロールできるのは、「市中銀行保有の現金通貨のうちのマージナルな部分」(外山〔7〕)にすぎないとするが、従来こうした「マージナルな部分」の短期的な操作によって当局の意図する政策効果が達成されているとすれば、仮にマネタリー・ベース・コントロールによっても、マネタリー・ベース供給量を短期的に操作する幅は、平均的にみてこれまで実際に生じていた変化幅と大差ないものとなるはずであろう。^(注24)

こうしてみると、中央銀行が市中銀行に対する信用供与を能動的に行うことによってマネタリー・ベースをコントロールすることは、まったく非現実的なことではなく、環境条件さえ整えば可能のように思われる。

但し、ここで注意を要するのは、中央銀行がマネタリー・ベース供給量を操作目標とする場合には、マネタリー・ベース供給量の調

節が政策運営に当たっての第一義的目標となり、コール・レート等の短期市場金利は市場の需給実勢に委ねられる結果、大幅に変動する可能性があることである。^(注25)つまり、中央銀行がマネタリー・ベース供給量を直接制御することができるようになったとしても、中央銀行がコール・レート等の短期市場金利の大幅な変動を信用秩序維持等のため好ましくないと考える限り、金利の乱高下をもたらす恐れのあるマネタリー・ベースのコントロールは實際上制約を受けざるをえないことになる。中央銀行が一時的な準備の積み不足やコール・レート等の大幅な乱高下をも厭われないとの態度をとる限りにおいてのみ^(注26)(つまり、金利の安定という制約条件を取り払うならば)、^(注27)マネタリー・ベース・コントロールは短期的にも可能となるのである。

このように考えると、マネタリー・ベース

(注24) ここでは、現在の短期市場金利重視の政策運営がマネタリー・ベース重視に変わった場合でも銀行や民間部門の行動様式が以前と大きく変わらないことを前提としている。しかし、この仮定を多少緩めて、例えば後述のようにマネタリー・ベース重視の下で銀行が支払準備を現在よりは厚目に持つようになったとしても、日本銀行の全体的な金融調節の力には大きな変化はないはずである。というのは、銀行がより多くの支払準備を保有するようになれば、支払準備の金利弾力性は大きくなり、従来と同じコール・レートの上昇をもたらすために必要とされるマネタリー・ベース変化量も増大するが、そのときには厚目の支払準備というバッファがあるだけ日本銀行のマネタリー・ベースのコントローラビリティも大きくなっているからである。

(注25) もっとも、マネタリー・ベース・コントロールが短期金利の大幅な変動をもたらす可能性をもっているのは事実であるとしても、それが必然的に金利の大幅な変動を生じさせるかどうかは、未だ十分解明されていない。

この点に関連してマネタリー・ベースを重視する立場からは、経済主体が市場ルールを熟知していれば、当然政策当局の現在および将来にわたる政策を予想し、これを織込んで自らの行動を律するので金利の変動も小幅にとどまり、むしろ長期的にみれば金利を安定化しようとする政策の方が金利の大幅な変動を生じさせるとの主張もみられる。例えばK. Brunner〔34〕は次のように述べている。

「中央銀行のMコントロールに対する信頼があれば、Mが一時的に適正値から乖離しても、投資家は中央銀行が間もなくこれを是正すると予想するであろう。こうした状況下では、短期的なMのオーバーシュートも債券価格の下落にはつながらず、(マネタリー・ベースによるマネーサプライ・コントロールが)短期金利の不安定化をもたらすとの主張はかなり疑わしい。むしろ、金利を安定化しようとする政策の方が、(Mのコントロールを阻害し、結果的に)金利の fluctuation をもたらすであろう」。

の量をコントロールできるかどうかという点は、短期市場金利の安定をどの程度望ましいと考えるかということと密接に結びついている。

このような関係に留意した場合、マネタリー・ベースのコントロール幅をどの位で考え、その達成目標時点をどの位先に置くかによってマネタリー・ベース・コントロールの現実的可能性についての評価は異なってくる。日々あるいは1週間といったごく短期でマネタリー・ベースを大幅に変えようとするのは、かなり困難かもしれないが、3か月あるいは

半年先を目標とし、gradual に変えていくなれば、マネタリー・ベースのコントロールはさほど無理なく行えるであろう。

この点、金融政策の最終的目標である实体经济との関連でいえば、マネーサプライは3か月ないし数四半期の平均的なレベルをコントロールすればそれで十分であることが、これまでの研究で確められており、^(注28)そうした視点に立てば、マネタリー・ベースのコントロールは必ずしも短期的に厳密に行う必要はないとの考え方も成り立つ。

(注26) これに関連して、マネタリー・ベース・コントロールに反対する論拠の一つとして、しばしば中央銀行がもつ「最後の貸手 (the lender of last resort)」としての機能が強調されることがある。つまり、信用秩序維持の役割を担う中央銀行としては、準備の積み不足や短期金利の乱高下を生じさせる恐れがあるマネタリー・ベース・コントロールは行うべきではないというのである。

しかし、「最後の貸手」の機能のみを強調しすぎることは、以下の点からみて中央銀行の重要使命である通貨価値の安定を阻害する恐れがあるように思われる。

- ① 「最後の貸手」としての中央銀行の責任は、基本的には特定の銀行、金融機関に対してではなく、金融システム全体に対して負っているものであり、この責任は金融システムが崩壊する(信用秩序が維持できない)恐れのあるときに果たされるべきものであろう。特定の銀行の貸進みの結果生じた準備不足に対しても、すべて受動的に中央銀行信用を供与しなければならないというのでは、適正なマネーの供給という中央銀行の重要使命そのものの達成が不可能となろう。
- ② 銀行が恒常的に中央銀行借入に依存している状況では、「最後の貸手」としての機能が安易に用いられ、その結果、中央銀行貸出が必要以上に増加する恐れが強い(B. Griffiths, R. A. Batchelor, E. Bendle & G. E. Wood [28] は、こうした状況においては中央銀行貸出はもはや the lender of last resort ではなく、むしろ the lender of first resort と呼ぶべきものであると警告している)。
- ③ 「最後の貸手」の機能については、「市場がその支援があることを知っていると、市場は次のブーム期に、金融市場と資本市場が効果的に機能するための責任をあまり(ほとんど? 全く?) 感じなくなるだろうという基本的なジレンマ」(C. P. Kindleberger [32])が存在する、つまり「最後の貸手という公共性をもったものの存在は、銀行経営を健全にしなければならぬという民間の責任を弱めてしまう」(同)のである。

(注27) 中央銀行がこのようにマネタリー・ベースの補充に対して極めて厳しい態度をとるようになると、金融機関は予めこうした事態に備えて手元現金や支払準備を常に厚目にもつようになる可能性がある。そうなれば中央銀行のマネタリー・ベース・コントロールは一層容易になろう。ちなみに、中央銀行の与信態度の厳しいスイスでは、わが国に比べ銀行の手元現金はかなり厚目になっている。

(注28) 例えば R. G. Davis [35] 等参照。

(2) 中央銀行および市中銀行の行動原理

以上のように、中央銀行は理論的にはマネタリー・ベースをコントロールできる筈であるとしても、現在の制度あるいは銀行および政策当局の行動原理を変えずにマネタリー・ベース・コントロールを行おうとすれば、とくに短期的には市場金利の乱高下を惹起する等の問題があることに十分留意しなければならない。したがって、仮に中央銀行が実際にマネタリー・ベース・コントロールを採用しようとする場合には、以下のような前提が必要であり、そうした環境条件の成熟度合と、その場合における信用乗数の予測可能性等について十分詰めた検討をしておかねばならない。

その第1は、わが国の銀行が保有する支払準備の水準を高め、過剰準備（＝準備預金額－法定準備預金額）や手元保有現金をかなり厚目に保有するようになることである。準備預金額および銀行の手元現金保有額が民間部門の預金引出しに十分対処しうる水準にあれば、中央銀行がマネタリー・ベースを能動的にコントロールした場合の摩擦現象（例えば金利の大幅な変動）は小さくなり、マネタリー・ベース・コントロールを実施し易くなる。

第2に、銀行の支払準備を厚くさせマネタリー・ベース・コントロールを容易にするためにも、日本銀行は金融調節に当っては、目標とするマネタリー・ベースの水準を越えるような信用供与は原則として一切行わない（また行うとしてもそれには大幅なペナルティを払わせる）という厳格な信用供与態度をとる必要がある。

というのは、日本銀行がこうした厳格な信用供与を行わない限り、「日本銀行は、貸出限度額を引き上げないで置くためには、債券

買入れの方で調整をせねばならず、結局事後的な金融市場の資金不足の補填に追い回される」（外山〔7〕）ことになって、マネタリー・ベースのコントロールは困難となるからである。また、このような状況の下では、市中銀行がわざわざコストをかけてまで過剰準備や手元現金を保有しようというインセンティブも働かず、自分の支払準備の量をみながら貸出を自主的に調整するという信用乗数理論が描く世界はとても実現できないと思われる。

したがって、マネタリー・ベース・コントロールのためには、日本銀行自身が厳格な信用供与態度をとることによって市中銀行の資金コストに影響を与え、「安易な日銀依存が高つく」ということを納得させる必要があるのである。

第3に、コール・レート等の短期市場金利の水準やその変動について拘泥しないことが要請される。金融調節が短期金融市場を通じて行われる限り、中央銀行がマネタリー・ベースと短期市場金利を同時にコントロールすることは両立しない可能性があるからである。また、中央銀行がマネタリー・ベースの供給量をコントロールするようになると、銀行と民間経済主体はそれを given として自らのバランスシートの調整を行うこととなるが、それがスムーズに行われるためには、預金金利をはじめとする各種資産の利回りが自由に変動することが必要であろう。その意味では、マネタリー・ベースのコントロールは、金利の自由化が進んだ状況下においてはじめて金融政策としての有効性を持ちうることになるのである。角度を変えて言えば「金融情勢全般のコントロール力を高める手段としてマネタリー・ベースを利用することは、その目標達成のために金利を変動させることに代替するものではないのであって、実際にはコント

ロールを有効ならしめるために金利が十分迅速にかつ大幅に変動することを確保する手段
 以上
 なのである」(M. D. K. W. Foot, C. A. E. Goodhart & A. C. Hotson [25])。
 (55年11月)
 (56年6月 加筆訂正)

【参考文献】

- [1] 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
- [2] 呉 文二 「金融制度再考」、1979年7月4日～12月25日付日本工業新聞連載
- [3] 小宮 隆太郎 「昭和48、9年インフレーションの原因」経済学論集、1976年4月号 所載
- [4] 鈴木 淑夫 「金融政策の効果」東洋経済新報社、1966年
- [5] " 「現代日本金融論」東洋経済新報社、1974年
- [6] " 「金融」日経文庫、1980年
- [7] 外山 茂 「金融問題21の誤解」東洋経済新報社、1980年
- [8] 成川 良輔 「金融政策運営における operating targetについて マネーサプライ・コントロールの一側面」金融研究資料第5号、1980年5月
- [9] 日本銀行調査局 「わが国金融政策の有効性」、調査月報、昭和41年1月
- [10] " 「日本銀行信用の性格と新金融調節方式」、調査月報、昭和37年11月
- [11] 浜田宏一、岩田一政、石山行忠 「コール市場と貨幣の供給過程」、経済分析、1976年3月
- [12] 堀内 昭義 「日本の金融政策」東洋経済新報社、1980年
- [13] 山本 和 「わが国におけるマネーサプライ・コントロールのメカニズムについて」金融研究資料第5号、1980年5月
- [14] 横山 昭雄 「現代の金融構造」日本経済新聞社、1977年
- [15] Andersen, L.C. & Jordan, J.L. "The Monetary Base-Explanation and Analytical Use", St. Louis Review, August 1968
- [16] Bomhoff, E.J. "Predicting The Money Multiplier", Journal of Monetary Economics 3, 1977
- [17] Brunner, K. "The Report of the Commission on Money and Credit", Journal of Political Economy, December 1961
- [18] Brunner, K. & Meltzer, A. "Liquidity Traps for Money, Bank Credit and Interest Rates", Journal of Political Economy, January/February 1968
- [19] Burger, A.E. "The Relationship between Monetary Base and Money: How Close?", St. Louis Review, October 1975
- [20] "Monetary Stock Control", in Controlling Monetary Aggregates II: The Implementation, FRB of Boston, 1973
- [21] Burger, A.E. & Rasche, R.H. "Revision of the Monetary Base", St. Louis Review, July 1977
- [22] Burger, A.E. "Money Stock Control and Its Implication for Monetary Policy", St. Louis Review, October 1970
- [23] Cagan, P. Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money, 1875-1960, 1965

- [24] Dornbusch, R. & Fischer, S. Macroeconomics, 1976
- [25] Foot, M.D.K.W. "Monetary Base Control", Bank of England Quarterly Bulletin, June 1979
Goodhart, C.A.E. & Hotson, A.C. 日本銀行調査局欧米調査課訳「マネタリー・ベース・コントロールについて」、1979年7月
- [26] Friedman, M. & Schwartz, A.J. A Monetary History of the United States, 1867-1960, 1963
- [27] Goodhart, C.A.E. Money, Information and Uncertainty, 1975
- [28] Griffiths, B. "Reforming Monetary Control in the United Kingdom", The Banker, April/May 1980
Batchelor, R.A.
Bendle, E. & Wood, G.E.
- [29] Holmes, A.R. "Operational Constraints on the Stabilization of Money Supply Growth", In Controlling Monetary Aggregates, FRB of Boston 1969
- [30] Johannes, J.M. & Rasche, R.H. "Predicting the Money Multiplier", Journal of Monetary Economics 5, 1979
- [31] Kallish, L. III "A Study of Money Stock Control", Journal of Finance, September 1970
- [32] Kindleberger, C.P. Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises, 1978
吉野俊彦・八木甫訳「金融恐慌は再来するか」日本経済新聞社、1980年
- [33] Newlyn, W.T. Theory of Money, 1962
小泉明監修、山田良治・花輪俊哉訳「貨幣の理論」、1964年
- [34] Brunner, K. "Commentary on Monetary Economics", St. Louis Review, November 1978
- [35] Davis, R.G. "Implementing Open Market Policy with Monetary Aggregate Objectives", in Monetary Aggregates and Monetary Policy, FRB of New York, 1974