

# M<sub>2</sub> + C Dと経済活動の関係について

## —— 長期均衡関係を中心とした研究

### はじめに

本稿は、M<sub>2</sub> + C Dと経済活動の関係について、長期均衡関係を中心に統計的な実証分析を試みたものである。ここでの問題意識は、ここ1、2年といった短期的な関係というよりは、80年代後半～90年代初めにかけてのM<sub>2</sub> + C Dが大幅な変動を示した時期をも含めた1960年代以降の長期時系列データを利用して、M<sub>2</sub> + C DとGDPなどマクロ経済変数との間に長期平均的に観察される関係を、計量分析手法の適用によって検証することである。また、こうした長期均衡関係とともに、通貨需要関数の安定性やマクロ経済指標に対する先行性等についても併せて検証を行った。

本稿の分析から得られる結論を予め要約すれば以下のとおり。

- ① M<sub>2</sub> + C Dとマクロ経済指標の関係を長い目でみると、これまでのところ、名目M<sub>2</sub> + C Dの変動は名目GDPと比較的良く対応している。こうしたM<sub>2</sub> + C DとGDPとの間の長期にわたる比較的安定した関係は、「共和分分析」という計量分析手法によっても確認され、両者の間に「長期均衡関係」が存在することが認められる。

この間、名目GDPの構成要因である物価

と実質GDPのうち、物価のみを取り出してM<sub>2</sub> + C Dとの関係をみると、80年代後半以降明らかにM<sub>2</sub> + C Dに比した物価の変動幅が縮小しており、両者の関係には変化が生じている。

- ② 上記長期均衡関係をもとに、短期的な変動要因等を織り込んだ通貨需要関数を計測すると、パラメータの値を含め比較的安定した計測結果が得られた。すなわち、通貨需要関数が表すM<sub>2</sub> + C DとGDPや金利、資産要因等の短期的変動メカニズムは、計測期間中についていえば、比較的安定したものであったものと考えられる。
- ③ M<sub>2</sub> + C Dとマクロ経済変数間の先行・遅行関係を時差相関分析でみると、M<sub>2</sub> + C Dは、名目・実質GDP、国内民需や物価に対し、基本的には先行関係が観察されるが、計測期間による振れも無視し得ないものとなっている。
- ④ なお、M<sub>2</sub> + C D以外の主要マネー・クレジット指標およびM<sub>1</sub>やM<sub>2</sub> + C Dの内容の一部を変更した通貨集計量についても、上記①～③の観点から同様の分析を行ったが、

$M_2 + CD$ 以外の指標には、現時点で $M_2 + CD$ を大きく上回るようなマクロ経済変数との安定的な関係は見い出せなかった。

- ⑤ こうした結果からみると、マネーサプライの分析においては、 $M_2 + CD$ とGDPの間に存在する長期均衡関係やこれを踏まえた通貨需要関数等を利用することが有用であるものと考えられる。ただし、こうした統計手法による計測結果の解釈にあたっては、以下のような限界点を踏まえておくことも必要である。①長期均衡関係はあくまで長期平均的な関係を捉えたものであり、短期的には均衡値から相当程度乖離しうる。②これまでに観察されたデータに基づいて検出された経済的關係は、今後、規制緩和や金融市場の構造変化等によって大幅な資金シフトが生ずる場合に、長期均衡関係や通貨需要関数がシフトする可能性をも否定するものではないこと。

## 1. 分析にあたって

マネーサプライと経済活動の關係に関する理論的な考え方を極く単純化したものが、通常「ケンブリッジ方程式」と言われる、 $MV = PY$ という簡単な式である。ここで、 $M$ はマネーサプライ残高、 $P$ は物価水準、 $Y$ は（実質）所得であり、この関係式は、通貨需要が基本的には物価と（実質）所得、ないし、それらの積である名目所得で規定される（所得が増加すれば、あるいは物価が上昇すれば、基本的にはそれに伴って通貨需要も増加する）との考え方を示している。なお、 $V$ はこれら3変数の間の關係を示す一種のパラメータで、一般に「通貨流通速度」と呼ばれ、マネーサプライと所得、物価の間に、長い目でみれば

安定した關係（一種の比例關係）が存在する場合には、通貨流通速度も安定的な動きをすることになる。

もっとも、マネーサプライに関する分析において、このような単純化された關係式をそのまま用いることは稀であり、実際に用いられる「通貨需要関数」等では、上記の長期平均的な比例關係を基本として、經濟變數に通常みられるトレンドの存在、短期・循環的な變動要因や長期的關係に向けての調整メカニズム、變數間の相互依存關係等を組み込み、より複雑な定式化がなされる。本稿においても、こうした通常のプロセスに従って、まず、マネーサプライと所得・物価のみの間の、単純化されてはいるが基本的な「長期的關係」を検証し、その後、その他各種要因をも考慮に入れた、より複雑な分析（通貨需要関数、マネーサプライと各種變數の間の先行・遅行關係等）に進むこととする。

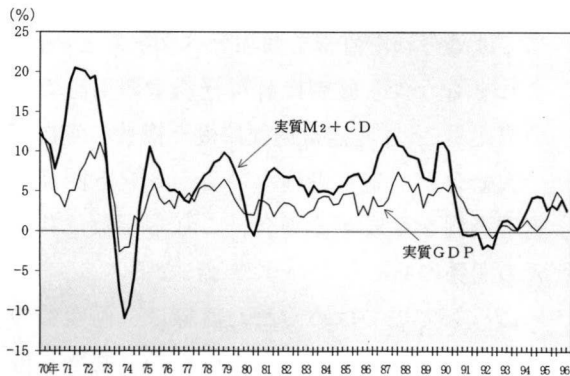
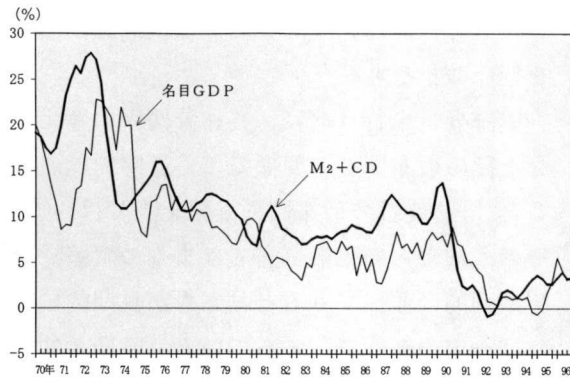
## 2. $M_2 + CD$ と実體經濟變數の長期均衡關係

（共和分關係の考え方）

まず、分析に先だって、 $M_2 + CD$ と名目GDPないし実質 $M_2 + CD$ （ $M_2 + CD$ をGDPデフレーターで実質化したもの）と実質GDPの間の關係を70年以降の長期時系列でみると、 $M_2 + CD$ の變動は、時期により多少の振れはあるにせよ、長期的にはGDPの變動と比較的良く対応していることがわかる（図表1-1）。本節では、こうした $M_2 + CD$ とGDPとの間に觀察される対応關係について、「共和分分析」と呼ばれる計量分析手法を用いて、検証する。

なお、名目GDPは、物価と実質GDPの

(図表 1-1)  $M_2 + CD$ とGDP

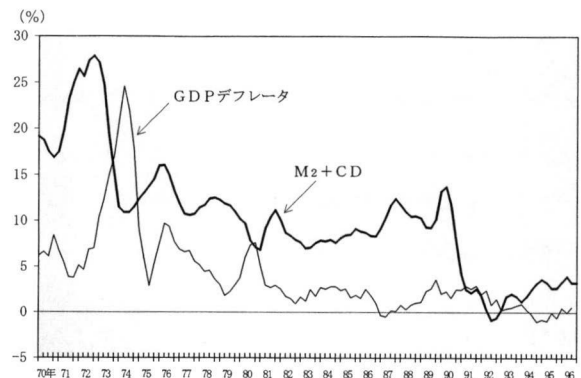


(注) 1. 季調済後方3期移動平均後、前期比年率。  
2. 実質 $M_2 + CD$ はGDPデフレーターにより実質化。

(資料) 日本銀行「経済統計月報」等

2変数の積であることから、 $M_2 + CD$ と名目GDPの関係を分解して、 $M_2 + CD$ と物価との2変数のみの関係に絞ってみると(図表1-2)、その関係は80年代後半以降を中心に変化している。すなわち、80年代初までは両者の関係が比較的対応しているように窺われる一方、80年代後半以降は、 $M_2 + CD$ が80年代後半から90年代初頭を中心に大幅な

(図表 1-2)  $M_2 + CD$ と物価



(注) 季調済後方3期移動平均後、前期比年率。

(資料) 日本銀行「経済統計月報」等

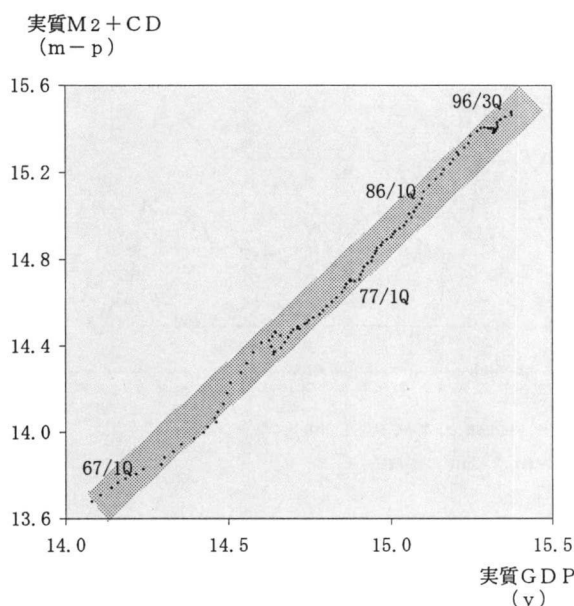
変動を示していたのに対し、物価の変動幅はむしろ縮小している。

時系列チャートの比較からみた、実質 $M_2 + CD$ と実質GDPの間の比較的安定した対応関係の存在は、それぞれ縦軸と横軸にとった散布図を描いてみると、各点がほぼ直線上に並ぶこと(後掲図表2)で、より明確に確認される。このことは、実質 $M_2 + CD$ と実質GDPがある一定の比率で変化してきていることを示している(注1)。

このように、長期平均的にみて経済変数間に存在する「直線的な関係」(一種の比例関係)を統計的に検証する場合、従来は単純な最小2乗法等の手法により、変数のレベルを用いて推計するのが通例であった。しかし、このような手法では、いわゆる見せかけの相関を排除しにくいことや、計量経済学の理論上も、

(注1) 以下の分析で $M_2 + CD$ と名目GDPの関係を実質値間の関係に置き換えたのは、経済分析上、通貨需要は実質ベースで定義されることが多いためである。

(図表 2) 実質 $M_2 + CD$ と実質GDP



(注)  $m = \log(M_2 + CD)$   
 $p = \log(\text{GDPデフレーター})$   
 $y = \log(\text{実質GDP})$

(資料) 日本銀行「経済統計月報」等

80年代後半以降、「経済変数の多くが非定常過程(注2)に従っている可能性が高いという観察結果を前提にすると、こうしたレベル変数間の回帰分析では、長期的な関係の検定には不十分」との理論的な指摘が多数なされたこと等から、最近では、こうした長期的にみた経済変数間の「直線的な関係」の検証は、共和分ベクトルの推計による共和分関係の有無の検定という手法を用いて行われることが

通例となっている(注3)。そこで、本稿でも、共和分ベクトルの推計により、 $M_2 + CD$ とGDPとの間の長期的な関係の統計的な検証を行うこととする。

実証分析を行う前に、共和分関係の考え方を上記の散布図との関係でごく直感的に述べると、「2変数の散布図に直線を当てはめて、その直線からの乖離(当てはまりの誤差)を時系列的に並べてみると、乖離が長期的にみれば一定の範囲に収まっている(時間と共に一方的に拡大していくことはない)」場合、両変数の間には共和分関係が存在するといひ、当てはめられた直線を共和分ベクトルという。これをもう少し厳密に計量経済学の用語で言い換えると、「非定常過程に従う複数の変数の一次結合が、定常過程ないしトレンド回りの定常過程を生成する場合、これら変数は共和分の関係にある」ということになる。

こうして当てはめられた直線は、両変数の間の関係は短期的にはこの直線から乖離し得るものの、長期平均的にみれば直線に戻る(乖離が縮小する)傾向があるという意味で、経済変数間の一種の長期均衡関係を表すものと解釈することができる。

(共和分分析による $M_2 + CD$ と実体経済の長期均衡関係の検証)

上記の共和分関係の考え方をもとに、前出の散布図でみると長期平均的には「直線的な関係」にあるものと考えられる実質 $M_2 + CD$

(注2) 時間とともにある安定した一定の値(ないし確定的タイム・トレンド)の回りを推移し、そこからのばらつき具合も期間によらず一定であるような時系列データの性質を定常(ないしトレンド回りの定常)過程と呼ぶ。これに対し、そのような性質を持たない時系列データを非定常過程と呼ぶ。

(注3) こうした学界での議論に関しては、吉田知生、「通貨需要関数の安定性をめぐって——ECM(Error Correction Model)による計測」、『金融研究』第8巻第3号、日本銀行金融研究所、89年を参照。



と実質GDPの2変数の間の共和分ベクトルを推計し、両者の間の長期均衡関係の統計的な検証を行った(注4)。具体的には、実質M<sub>2</sub>+CDを被説明変数、実質GDPを説明変数とする長期時系列による回帰式を推計し、「回帰式の誤差項の系列が非定常過程である」という帰無仮説の統計的な検定を行う(帰無仮説が棄却される場合には、共和分関係が存在)。

共和分ベクトル推計の結果、計測期間中では実質M<sub>2</sub>+CDと実質GDPの間には共和分関係が存在することが、統計的にも確認された(図表3)。従って、実質M<sub>2</sub>+CDと実質GDPの間には、長期均衡関係が存在するものとみなすことができよう。因みに、実際に共和分ベクトルを示す直線からの乖離(共和分ベクトル推計の誤差項)を時系列的にプロットしてみると(図表4)、確かに乖離が一方に長期に亘って拡大を続けるようなことはみられない。

なお、共和分ベクトルの推計結果(図表3)をみると、共和分ベクトルの値(直線の「傾き」)は、ほぼ1.5となっている。これは、計測期間中においては、実質GDPの1%の増加は、長期平均的には実質M<sub>2</sub>+CDの約1.5%の増加に対応していた(すなわち、長期的に見た実質M<sub>2</sub>+CDの所得弾性値(注5)は約1.5である)ことを意味している。言い換えると、M<sub>2</sub>+CDに関しては、前述した「通貨流通速度(V)」は、長期平均的にみても

(図表 3) 実質M<sub>2</sub>+CDと実質GDPの間の共和分関係

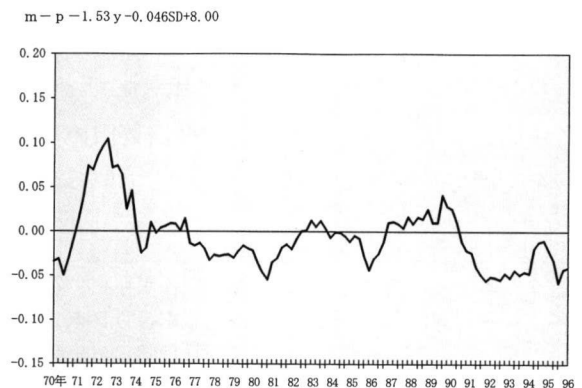
被説明変数を実質M<sub>2</sub>+CDとして計測した長期弾性値

説明変数 計測期間	実質GDP	シフトダミー (86/1Q~)	共和分関係に ついての ADFテストの結果
67/2 - 96/3Q	1.527 (0.027)	0.046 (0.022)	共和分関係あり

( ) 内は標準偏差

- (注) 1. 実質M<sub>2</sub>+CDはM<sub>2</sub>+CD(季調済)をGDPデフレーターで実質化したもの。  
2. ADF(Augmented Dickey-Fuller) テストとは、時系列データの定常性を検証するテスト。「共和分関係あり」とは「回帰式の残差の系列が非定常過程」との仮説が5%有意水準で棄却されることを示す(残差は定常であり、説明変数と被説明変数が共和分の関係にあることを意味)。  
3. 80年代後半の預金金利自由化に伴ってM<sub>2</sub>+CD保有の機会費用が低下したことなどに起因するとみられる小幅の構造的なショックの影響をシフトダミーによって除去。

(図表 4) 共和分関係の誤差項



「一定の値(定数)」ではなく、むしろ長期的な「トレンド(下方トレンド)」を有するパラメータとみなされる。従って、M<sub>2</sub>+CDと所得、物価等のマクロ経済変数との関係の分析・評価に際しても、こうしたトレンドの存在を考慮に入れておくことが必要である(注6)。

(注4) ここでの共和分分析を行う前提として、実質M<sub>2</sub>+CDと実質GDPがそれぞれ非定常過程< I (1) >であることを、ADFテストにより確認した。

(注5) M<sub>2</sub>+CDが取引手段としてだけ使われるのであれば、長期弾性値は1程度に止まる筋合いであるが、M<sub>2</sub>+CDは金融資産として資産需要も存在するため、長期弾性値は本計測のように1を有意に上回るものと解釈できる。

(注6) M<sub>2</sub>+CDの流通速度が下方トレンドを有すること自体は、従来より経験的に認められており、その分析や水準評価は、「流通速度」のグラフに直線トレンドを当てはめて、トレンド線からの乖離をみることで行うのが通例であった。ここでの分析結果は、そうした「経験的事実」に一定の実証的裏付けを与えるとともに、「流通速度のグラフにトレンド線を当てはめる」というやや恣意性の残る手法に比べ、若干なりとも統計的な裏付けの点で優れている分析・評価手法を導出するものである。

### 3. 通貨需要関数の計測とその安定性

前節でみたように、これまでのデータをもとにすると、実質 $M_2 + CD$ と実質GDPの間には共和分関係とよばれる長期的な関係が存在することがわかった。ここで、長期均衡からの乖離の状況を示した前掲図表4を改めてみると、乖離が長期にわたり一方に拡大する傾向は確かにみられないが、短期的にみれば相当程度の振幅がみられるほか、乖離が数年間に亘って持続することもしばしば生じている。こうした長期均衡からの乖離は、単なるランダム・ショックのみによって生ずるものではなく、むしろ、マネーサプライが、GDPとの長期均衡関係を基本としつつも、短期的には、それ以外の各種経済要因の影響を受けて長期均衡の回りを変動している姿を

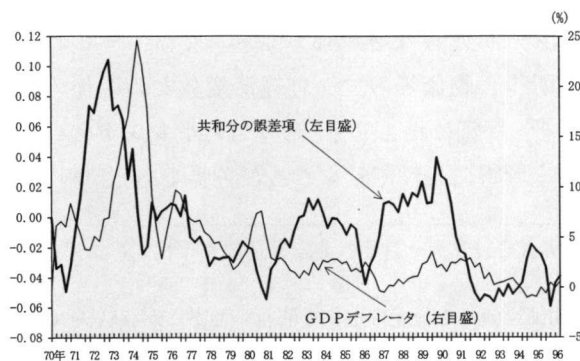
示すものと解釈される(注7)。従って、マネーサプライから得られる情報を分析・評価するためには、前節で検証したような「長期均衡関係」のみでは必ずしも十分ではなく、こうした関連する経済要因も含めた短期的なマネーサプライの変動メカニズムを解明し、その安定性を確認することが必要となる。

このようなマネーサプライの短期的な変動メカニズムは、一般に、マネーサプライに影響を与えると考えられる各種経済変数を説明変数とする「通貨需要関数」の形で表現される。ここでは、既に前節で $M_2 + CD$ とGDPの間の長期均衡関係が確認されていることから、こうした長期均衡関係の存在と整合的な関数を用いることとする。具体的には、それは、計量経済学において、「誤差修正モデル(ECM)型通貨需要関数」と呼ばれる関数型

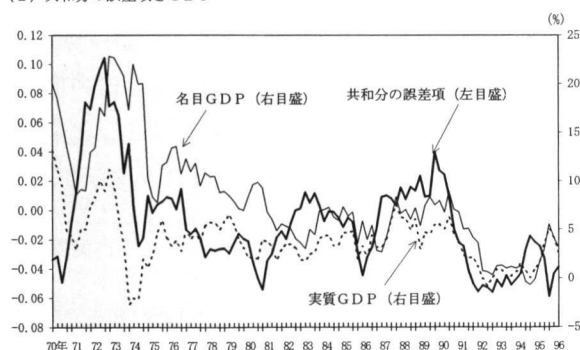
(注7) 本文で述べたように、共和分関係が存在する場合、誤差項で示される均衡からの乖離は、長期的には均衡方向に戻る傾向がある。因みに、誤差項をGDPデフレーターやGDP(名目、実質)と対比したグラフ(注7の図表)を描いてみると、やや長い目でみれば誤差項の変動がデフレーターや名目・実質GDPの変動に対し先行する傾向が窺われる。

(注7の図表) 共和分関係の誤差項と実体経済

(1) 共和分の誤差項とGDPデフレーター



(2) 共和分の誤差項とGDP



(注) GDPデフレーター、GDPは季調済、後方3期移動平均後前期比年率。

(資料) 日本銀行「経済統計月報」等

である（注8）。以下、本節では、M<sub>2</sub>+C DについてのE C M型通貨需要関数を計測し、その安定性をチェックする。

#### （通貨需要関数の計測結果とその安定性）

E C M型通貨需要関数の計測にあたっては、被説明変数を実質M<sub>2</sub>+C Dの前期比（厳密には対数前期差、以下同様、但し機会費用は原計数の前期差）とし、説明変数としては、①実質G D P、および②M<sub>2</sub>+C D保有の機会費用（国債・郵貯等M<sub>2</sub>+C D以外の広義流動性対象金融資産の利回りとM<sub>2</sub>+C D対象資産の利回り格差）という伝統的な変数に加え、資産要因を示す変数として、③土地や株式等資産取引に伴う通貨の取引需要の代理変数としての「市街地価格指数」、④資産価格変動等による金融資産の資産効果（注9）から生ずる通貨需要を説明するための「法・個人の金融資産残高」を含めた（注10）。そのほか、⑤「経済主体（この場合は通貨保有主体）は、長期均衡からの乖離があれば、その乖離の一定割合を当期に修正するように行動する」という考え方に基づく「誤差修正項」、⑥短期的な調整ラグの存在に対応した実質M<sub>2</sub>+C Dの自己ラグ項、を組み入れている。また、

80年代後半以降の金利自由化の進展の影響等により通貨需要に構造的変化が生じた可能性を考慮して、計測期間によって関数のパラメータに有意な変化が生ずることはないかという点もあわせて検討する。

計測結果をみると（後掲図表5）、パラメータは全て符号条件を満たしている他、その有意性も高く、こうした前期比型の関数としては説明力もまずまずである等、統計的にはほぼ満足し得る結果が得られている。また、関数のパラメータの安定性を確認するため、計測期間の終期を1期ずつ延長してパラメータの変化をみるテストを行なってみたが、パラメータの値は、80年代後半以降を含め、概ね安定的に推移している（後掲図表6）。こうした計測結果は、通貨需要関数の構造、すなわちM<sub>2</sub>+C DとG D Pや金利、資産要因等の各種経済変数の間の短期的な変動メカニズムが、計測期間を通じてある程度安定して存在していたことを示唆している。従って、次節で述べるようなマクロ経済的な解釈に留意しつつ、ここで計測されたようなM<sub>2</sub>+C Dの需要関数を短期的なM<sub>2</sub>+C Dの分析・評価に用いることは有用であると考えられる（注11）。

（注8）誤差修正モデルの詳細については、吉田知生（89年、脚注3参照）等を参照。

（注9）通貨保有主体の金融資産残高が資産価格上昇や貯蓄等により増加することに伴い、保有金融資産の一定割合を通貨で保有しようとする、いわゆる、ポートフォリオ配分の一環として、通貨に対する需要が増加する効果。

（注10）やや技術的であるが、短期的な変動メカニズムの表現、すなわち「定常変数間の関数関係」というE C M型関数の基本的な性格との関係で、実質G D P以外の説明変数についての考え方を記しておく以下のとおり。②の「機会費用」は、本来的に定常変数であり、短期においてのみ通貨需要に影響を与える（長期均衡においては、定数項に含まれてしまう）変数と看做される。一方、③の「市街地価格指数」や④の「金融資産残高」は、本来的にはそれ自身が（確率的な）長期トレンドを有する非定常変数と考えられるが、これらの長期トレンドはG D Pのそれによって規定されており、長期トレンドからの乖離の部分のみが、G D Pとは独立に短期的な通貨需要に影響するものと看做している。

（注11）ここで用いた通貨需要関数を含めた最近のM<sub>2</sub>+C Dの動向の分析については、「1996年度の金融および経済の動向」（本日本銀行月報に別添掲載）参照。

(図表 5) 通貨需要関数の計測結果

期間：68/4Q-96/3Q

説明変数	パラメータ
$\Delta(m-p)_{t-1}$	0.392 (4.4)
ECT <sub>t-1</sub>	-0.048 (-1.7)
$\Delta y_t$	0.356 (3.8)
$\Delta y_{t-1}$	0.179 (2.2)
$\Delta R_t'$	-0.015 (-2.4)
$\Delta(tika/Y)_t$	0.101 (3.4)
$\Delta(w/Y)_t$	0.100 (2.9)
定数項	-0.386 (-1.7)
$\bar{R}^2$	0.71
S.E.	0.008
Durbin's h	0.574

被説明変数はいずれも  $\Delta(m-p)_t$

m: M<sub>2</sub>+CD (名目)

p: GDPデフレーター

y: 実質GDP

Y: 名目GDP

R': マネー保有の機会費用 (各期の機会費用R<sub>t</sub>を以下のような通減ウェイトで加重平均)

ライバルレート<債券現先3か月物、中国ファンド、MMF、  
定額郵貯3年物、貸付信託5年物、金銭信託5年物、利付金融  
債5年物応募者利回りの平均>-M<sub>2</sub>+CDのOWNレート

$R'_t = 6/21 \cdot R_{t-1} + 5/21 \cdot R_{t-2} + 4/21 \cdot R_{t-3} + 3/21 \cdot R_{t-4} + 2/21 \cdot R_{t-5} + 1/21 \cdot R_{t-6}$

tika: 市街地価格指数 (6大都市、全用途平均、四半期データに線型補完)

w: 法・個人の金融資産計 (資金循環勘定)

ECT: 長期均衡関係に基づく誤差修正項 ( $m-p-1.53y-0.046SD$ )

SD: 預金金利自由化によるシフトダミー (86/1Q~)

m, p, y, Yは季調済・対数変換、tika, wは対数変換、

$\Delta$ は対数値前期差、( )内はt値

(通貨需要関数とマクロ経済との関係についての留意点)

上記のように、実証的に確認された通貨需要関数の「安定性」という計測結果の意味をマクロ経済的に解釈するにあたっては、以下の点について留意しておく必要がある。

① 通貨需要関数の構造がある程度安定していると判断されずとも、このことは直接には関数の説明力・予測力の高さを意味するわけではない。例えば、ここで計測した通貨需要関数のケースでも、関数に含められている主要な変数間の関係は安定しているものとみなされるが、説明変数として関数に採り込まれていない様々な変動要因の影響や純粋なショックの大きさ等もあって、関数の推計誤差が大きな時期もみられ、関数の説明力は、決定係数で0.7程度に止まっている。従って、特に長期にわたるダイナミックな予測を試みた場合、その予測力は限定的なものに止まっている。

② 通貨需要関数でマネーサプライの変動が概ね説明できるということは、マネーサプライが「ほぼ経済活動の現状に見合った」変動をしていることを示しているが、このことは、マクロ経済活動全体として問題がないことまでを意味するものではない。

例えば、長期的に維持可能でない高い経済成長率や資産インフレの発生等といった、マクロ経済面からみて異常な変動が発生し、マネーサプライもこうした動きを反映して大きな変化を示す場合があり得る。しかし、こうした状況下でも、通貨需要関数自体は引続き安定 (経済変数間の関係は不変) し

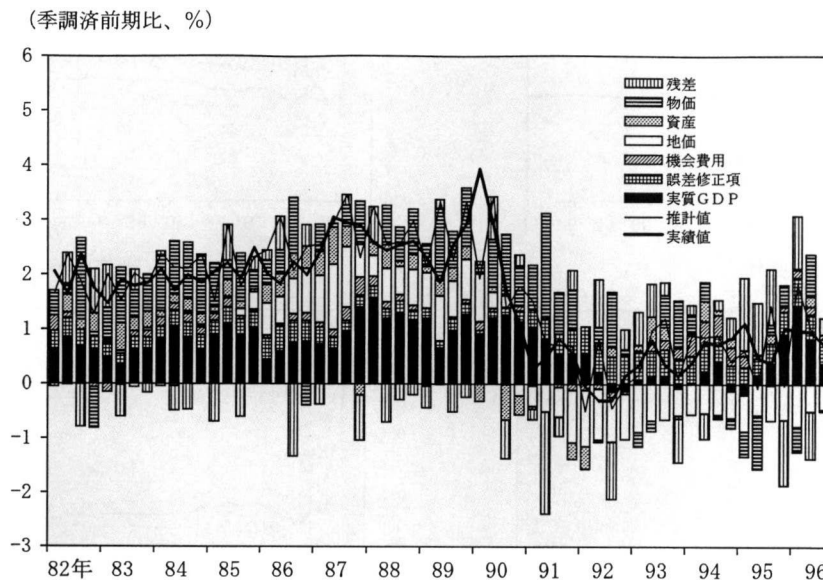
ており、マネーサプライの大幅な変動も関数で十分説明出来ることも考えられる。従って、こうした場合には、マネーサプライの大幅変動の背後にある経済動向を物価や安定的な経済成長の持続可能性の面から検証することが必要となる（注12）。

なお、現時点では、上記のとおりM<sub>2</sub>+CDの通貨需要関数の安定性が確認できるが、今後、マクロ経済や金融面で大きな変動が生ず

る場合等には、通貨需要関数の計測上、過去を大幅に上回る推計誤差が発生し、通貨需要関数が不安定と看做される場合も生じ得ることには留意が必要であろう。今後、通貨需要関数の計測結果を不安定化させる可能性がある要因としては、例えば以下のようなものが考えられる。

- ① 潜在的に通貨需要に影響を与える可能性があるにもかかわらず、従来変動が小さ

（図表5の参考） 通貨需要関数によるM<sub>2</sub>+CDの伸びの要因分解

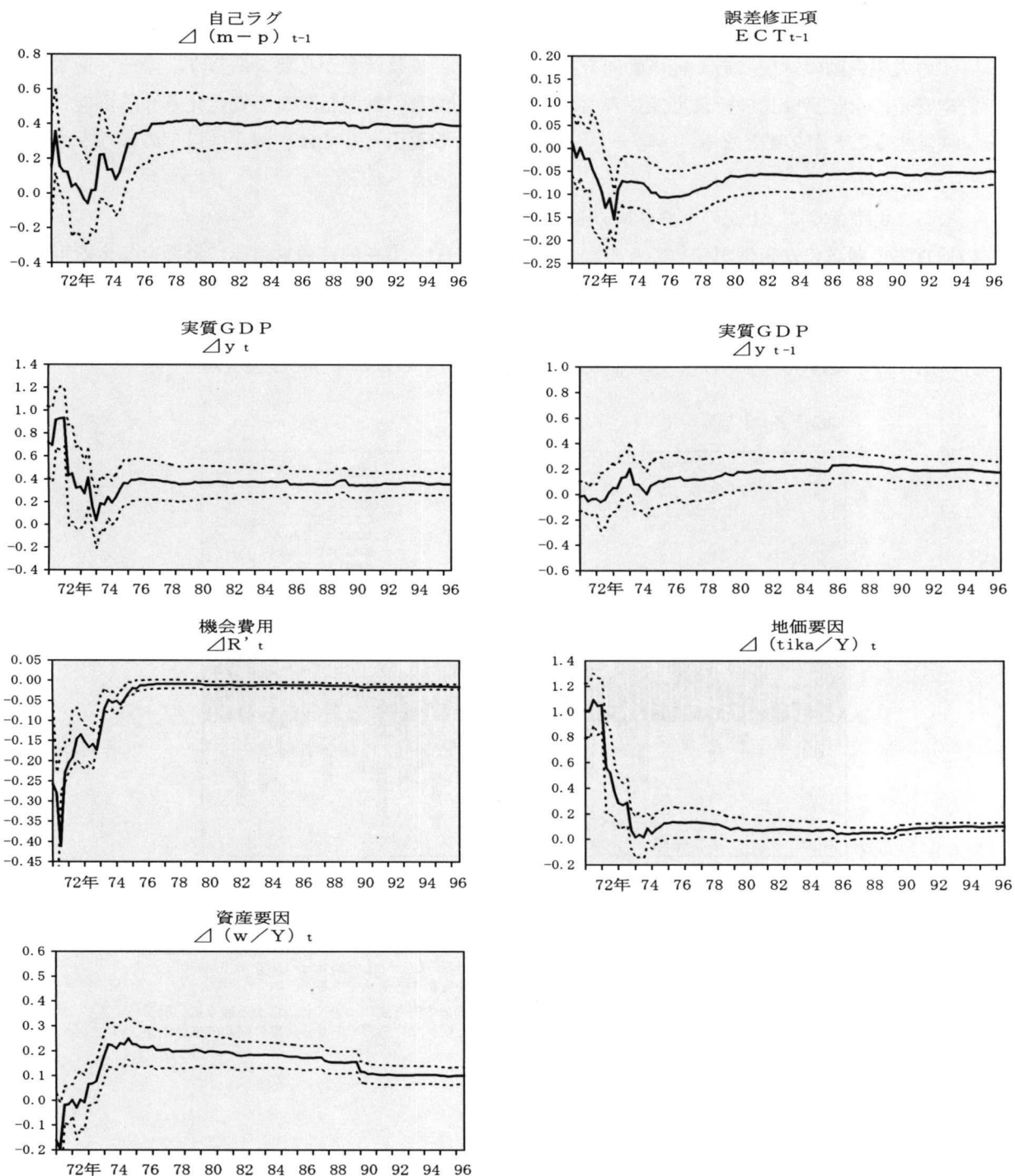


- （注） 1. 自己ラグ部分（ $\Delta(m-p)_{t-1}$ ）の寄与度は、20期まで遡って実質GDP、機会費用等の要因に分解した。  
 2. 誤差修正項がプラスサイドに偏るのは、長期均衡関係として計測された $m-p-1.53y-0.046*SD=(\text{定数項})$ において、（定数項）は負値（-8.00）であるため、誤差修正項全体 $-0.048*(m-p-1.53y-0.046*SD)_{t-1}$ は正値である一定値（ $-0.048*(\text{定数項})$ ）のまわりを変動するためである。  
 3. ここでいう残差とは、関数推計値のうち、自己ラグ部分の寄与度について代入による繰り返し計算（20期前まで）を行っても各説明変数の変動に分解し切れない部分であり、当期の関数の推計誤差とは異なる。

（資料）日本銀行「経済統計月報」等

（注12）例えば、80年代後半のマネーサプライの高い伸びは、通貨需要関数によれば、資産価格要因の大幅なプラス寄与というかたちで説明が可能であるが（図表5の参考）、これは資産取引等関数の説明変数自体について、何ら評価を加えるものではない。

(図表 6) 通貨需要関数のパラメータの安定性



(注) 図表5の関数について計測期間終期を72年から1期毎に延長した場合のパラメータの変化をみたもの。  
なお、点線は推定パラメータの標準偏差の2倍のレンジを示したもの。



かったため、ある時点での関数推計では説明変数として取り入れられていなかった経済変数が、その後大きな変動を生じ、これが通貨需要の新たな変動要因となる場合（例えば、80年代後半以降の資産取引の大幅な変動は、こうしたケースに当たる）。

- ② 金融革新によるM<sub>2</sub>+C D対象金融資産ないしライバル金融商品の商品性の変化によって、金融資産間に構造的且つ大幅な資金シフトが生ずる場合。また、規制緩和や金融市場の構造変化による資金シフト（例えば、海外預金保有規制の緩和に伴う海外預金との間の資金シフト（注13））も、通貨需要関数の不安定化要因となり得る。

このような状況では、通貨需要関数の不安定性の原因となった経済活動の変化を分析し、その結果判明した新たな通貨需要変動要因があればそれを通貨需要関数に取り込んでいくことや、場合によっては金融資産の商品性変更を勘案してマネーサプライの定義の見直しを検討することも必要となろう。

#### 4. M<sub>2</sub>+C Dのマクロ経済変数に対する先行性

上記2.および3.では、M<sub>2</sub>+C Dとマクロ経済変数との関係の安定性を長期均衡関係の存在、および（短期の）通貨需要関数の安定

性の二つの観点から検証したが、本節では、M<sub>2</sub>+C Dのマクロ経済変数に対する先行・遅行関係をチェックする。

前節でみた通貨需要関数は、GDP等の説明変数が与えられたときにそれに見合ったM<sub>2</sub>+C Dを導出するものであり、ここからは経済変数間の先行・遅行関係を直接読みとることはできない。経済変数間の先行・遅行関係、例えば金利低下の影響が実体経済やマネーサプライ、資産価格などに対してどのような経路で伝播していくのか、といった点を見るためには、こうした変数間の動学的な相互依存関係を明示的に分析可能なマクロ・モデルを用いることが理論的には望ましい。ただ、現実問題としては、こうしたモデルの特定化には多くの困難が伴うので、ここでは第1次近似として、（メカニズムの詳細には立ち入らず）M<sub>2</sub>+C Dと各種経済変数間の先行・遅行関係を時差相関係数によって簡単に検証することとする。

なお、時差相関係数では分析対象が直接先行・遅行関係をチェックする2変数に絞られるため、分析から除かれた変数の大幅な変動によっても、結果は変わり得るなどの分析上の制約が存在する。そのため、ここでは、取敢えず計測期間を、68～76年（第1次オイルショックを含む高インフレ期）、77～85年（マネーサプライ、インフレ率ともに比較的安定していた時期）および86年以降（資産価格

（注13）わが国の場合、現行外為法ではいわゆる「為銀主義」の考え方に基づき、居住者が海外の銀行等に直接預金を保有することは、円建（ユーロ円建）、外貨建を問わず厳しい規制のもとにおかれている。従って、居住者保有の海外預金残高は無視できるほど小さく（M<sub>2</sub>+C Dに対して海外預金は1%にも満たない）、これまでのところマネーサプライの構成要素と海外預金との資金シフトが大きな問題となったことはない。もっとも、外為法の全面改定が実施された場合、居住者による海外預金の保有状況がマネーサプライに及ぼす影響に留意していく必要がある。なお、海外預金とマネーサプライの関係等については、日本銀行月報96年7月号「海外預金とマネーサプライ」を参照。



の大幅変動を含む時期)の3期に分けて、それぞれの期間についての先行・遅行関係の変化もチェックすることとした。

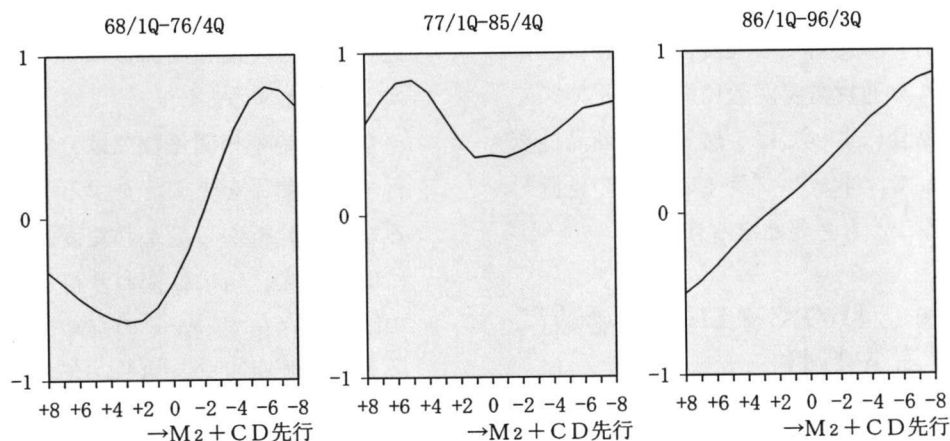
# ① $M_2 + CD$ と各種インフレ指標(図表7-1)

一般物価(政府支出、純輸出といった特定のコンポーネントについてのデフレーターは除く)に対して、 $M_2 + CD$ は、かなり

(図表7-1)  $M_2 + CD$ と物価の時差相関係数

	68/1Q -76/4Q	77/1Q -85/4Q	86/1Q -96/3Q
GDPデフレーター	0.80(-6)	0.83(+5)	0.86(-8)
国内民需デフレーター	0.76(-6)	0.74(-5)	0.82(-8)
政府支出デフレーター	0.85(-6)	0.65(-4)	0.81(-8)
純輸出デフレーター	0.24(+2)	-0.08(-8)	0.56(+7)
WPI	0.77(-6)	0.62(-5)	0.70(-7)
CPI	0.77(-8)	0.73(+6)	0.70(-7)

<参考>  $M_2 + CD$ とGDPデフレーター



- (注) 1. 各変数とも四半期前年比。  
 2. 時差相関係数は、-8~+8期内で最大のものの。  
 ( )内はラグ期間(マイナスは $M_2 + CD$ が先行)。  
 3. WPIは国内総平均、CPIは生鮮食品を除く総合。

(資料) 日本銀行「経済統計月報」、総務庁「消費者物価指数」等

のケースについて6～8四半期程度という、後述するGDPの場合に比べ長いラグを伴って先行性を示している(注14)。

## ② $M_2 + CD$ とGDP、国内民需等(後掲図表7-2)

$M_2 + CD$ とGDPとの時差相関をみると、86年以降の期間においては、 $M_2 + CD$ が、名目・実質GDPのいずれに対しても2～4四半期先行するところで、最も高い相関係数が得られているが、77年から85年の計測期間では逆に $M_2 + CD$ が1～4四半期も遅行している等、先行性は必ずしも安定していない。

一方、 $M_2 + CD$ と国内民需(GDPから純輸出と財政支出を除いたもの)の時差相関をみると、 $M_2 + CD$ が名目国内民需に対して一貫した先行性を示すなど、対GDPの場合に比べれば相対的により安定した関係がみてとれる。このように $M_2 + CD$ がGDPよりも国内民需に対してより安定した先行性を有している背景としては、金利やマネーサプライといった国内の金融状況の変化が直接的に影響を与え得るのは民間設備投資や個人消費、住宅投資などの国内の民間経済活動であるため、金融状況以外の要因によって決定される部分の大きい財政支出や輸出・輸入といった外生的需要(注15)も加えたGDP全体と $M_2 + CD$ の

間では、相関係数の低下やラグ期間の不安定化につながることも、考えられる。

因みに、 $M_2 + CD$ と外生的需要の時差相関をみると、 $M_2 + CD$ と財政支出、 $M_2 + CD$ と純輸出ともに相関係数が極めて低かったり、時期によって先行性がまちまちであるなど、全体として有意な関係はみられない。

## ③ $M_2 + CD$ と資産価格(後掲図表7-3)

大きな資産価格変動を経験した86年以降の期間においては、 $M_2 + CD$ が株価、地価のいずれに対しても遅行するかたちで、高い相関係数が得られる。こうした結果が得られたことについては、①資産価格が金融情勢や市場参加者の将来に対する期待等を反映してまず速やかに変動し、続いてそれが資産取引需要や支出活動に影響を及ぼすことを通じて、マネーサプライの変化につながるといったルートが考えられるほか、②資産価格の上昇が、経済主体の時価資産保有額の増加、すなわち、担保価値の上昇をもたらし、これが資金借入れを通じマネーサプライの増加につながったと解釈できよう。

## 5. $M_2 + CD$ 以外のマネー・クレジット指標について

最後に、 $M_2 + CD$ 以外の各種マネー・ク

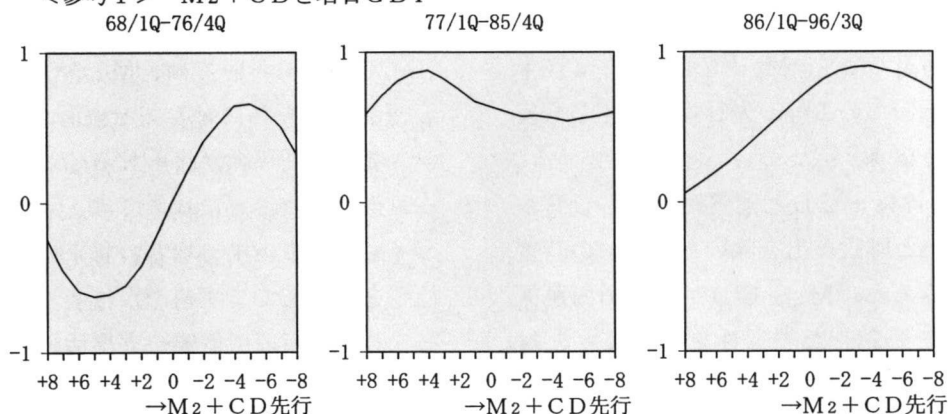
(注14) もっとも、期間毎にみれば相関係数の大きさやラグはある程度安定していたとしても、2変数間の表面上の関係自体は期間によって変化している可能性がある。例えば、80年代前半までは $M_2 + CD$ と物価は似たような変動の傾向がみられたが、80年代後半以降 $M_2 + CD$ の変動幅に対して物価の変動が著しく小幅となっている( $M_2 + CD$ 前年比の1%の変化に対し、物価の前年比は、時差相関計数が最大となる時点でみて、80年代前半までは約1%変化していたのに対し、80年代後半からは約0.2%の変化に低下している)。

(注15) 輸出は輸出相手国の景気の影響を受け、また、財政支出は政府の財政政策によりコントロールされるため、いずれも金融状況の変化の影響を直接的に受けにくい外生的需要と考えられる。

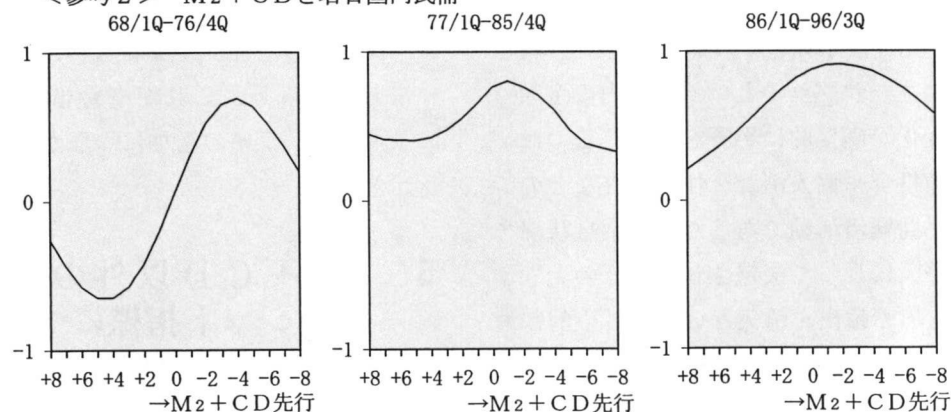
(図表 7-2)  $M_2 + CD$  と GDP、国内民需等の時差相関係数

	68/1Q -76/4Q	77/1Q -85/4Q	86/1Q -96/3Q
名目 GDP	0.66 (-5)	0.88 (+4)	0.90 (-4)
実質 GDP	0.43 ( 0)	0.77 (+1)	0.90 (-2)
名目国内民需	0.69 (-4)	0.80 (-1)	0.91 (-2)
実質国内民需	0.49 (-1)	0.52 (+1)	0.89 (-1)
名目政府支出	0.53 (-7)	0.88 (+3)	0.44 (-8)
実質政府支出	0.53 (+2)	0.86 (+3)	-0.07 (-8)
名目純輸出	0.24 (+2)	0.36 (+7)	0.30 (-8)
実質純輸出	0.76 (-2)	0.15 (+8)	0.33 (-8)

<参考 1>  $M_2 + CD$  と名目 GDP



<参考 2>  $M_2 + CD$  と名目国内民需



- (注) 1. 各変数とも四半期前年比。  
 2. 時差相関係数は、-8 ~ +8 期内で最大のものの。  
 ( ) 内はラグ期間 (マイナスは  $M_2 + CD$  が先行)。

(資料) 日本銀行「経済統計月報」等

(図表 7-3) M<sub>2</sub>+CDと資産価格の時差相関係数

	68/1Q -76/4Q	77/1Q -85/4Q	86/1Q -96/3Q
株 価	0.80(0)	-0.04(+4)	0.74(+4)
地 価	0.88(-2)	0.40(-7)	0.97(+1)

- (注) 1. 各変数とも四半期前年比。  
 2. 時差相関係数は、-8～+8期内で最大のものの、  
 ( ) 内はラグ期間 (マイナスはM<sub>2</sub>+CDが先行)。  
 3. 株価はTOPIX、地価は市街地価格指数 (6大都市・全用途平均、  
 四半期データに線型補完)。

(資料) 日本銀行「経済統計月報」、東京証券取引所「東証統計月報」、  
 日本不動産研究所「市街地価格指数」

レジット指標について、現時点で利用可能なデータを用いてこれまでの分析と並行的な分析を行い、M<sub>2</sub>+CDの場合と比較してみた (詳しい分析の内容等については補論参照)。分析により得られた結果をまとめると、以下のとおりとなる。

M<sub>2</sub>+CD以外の各種マネー・クレジット指標についても、マクロ経済指標に対する先行性は概ね確認された。しかし、M<sub>2</sub>+CDのように、実質GDPとの長期均衡関係が確認された指標は、最広義信用集計量 (法・個人および公共部門の総資金調達高) と、M<sub>2</sub>+CDにM<sub>2</sub>+CD対象金融資産との代替性が高く実際にも資金シフトがしばしばみられる金融資産 (MMF、郵便貯金、金融債、金

銭・貸付信託等) を付け加えて試算した通貨集計量 (以下「拡張M<sub>2</sub>+CD」と呼称 (注16)) のみである。ただし、そのうち最広義信用集計量には速報性に難がある (M<sub>2</sub>+CDに比べ約2か月遅れ)。残る「拡張M<sub>2</sub>+CD」についても、現時点では通貨需要関数の安定性といった面ではM<sub>2</sub>+CDに劣っており、M<sub>2</sub>+CDより大幅に高い指標性を有するとは認められない。

従って、今後の金融商品の展開等によっては、新たにマネーサプライ指標を作成することも必要となろうが、M<sub>2</sub>+CD以外の指標には、現時点でM<sub>2</sub>+CDを大きく上回るようなマクロ経済変数との安定的な関係は見いだせなかった。

### (補論) M<sub>2</sub>+CD以外のマネー・クレジット指標に関する実証分析

本文5. に述べた問題意識に基づき、ここでは、各種マネーサプライ指標の中でのM<sub>2</sub>+CDの相対的有用性を評価するため、M<sub>2</sub>+CD以外のマネー・クレジット指標に関する実証分析を試みた。

具体的には、①マネタリー・ベース (注17)、②M<sub>1</sub>に対する手形・小切手の影響を除去した

(注16) 拡張M<sub>2</sub>+CDとは、M<sub>2</sub>+CDと同じく比較的容易に支払手段に転換し得る金融資産としての広義マネーであるが、①支払手段への転換の容易さにおいて定期性預金とは差がないと思われる郵便貯金、金融債、金銭信託、貸付信託のほか、投資信託のうちのMMFと中国ファンドを追加する一方、②支払手段としての性格に乏しい別段預金、納税準備預金、定期積金を除外し、かつ③信組・農協等預貯金についても②と同じ預金種類を除外した後の部分を追加したものである (詳細については後掲図表補1参照)。

(注17) マネタリー・ベースは厳密に言えばマネー・クレジット指標とは性質を異にする (非金融部門のバランス・シートに結び付けられるものではない) が、各種マネーサプライ指標の有用性を巡る議論にはしばしば登場するため、並行的に分析を行うこととした。

もの<sup>(注18)</sup>（以下、「調整M<sub>1</sub>」という）、③広義流動性、④最広義信用集計量のほか、⑤各種金融資産の性質を踏まえたうえでM<sub>1</sub>とM<sub>2</sub>+C Dの内容の一部を変更した通貨集計量である、「支払手段としてのマネー」（M<sub>1</sub>よりも狭義；以下、「修正M<sub>1</sub>」という）および「比較的容易に支払手段に転換し得る金融資産としての広義マネー」（M<sub>2</sub>+C Dよりも広義；以下、「拡張M<sub>2</sub>+C D」という）を、実証分析の対象とする。

上記⑤の修正M<sub>1</sub>と拡張M<sub>2</sub>+C D（図表補1）についてやや詳しく説明を加えると、まず、修正M<sub>1</sub>とは、要求払金融資産<sup>(注19)</sup>として定義される現行M<sub>1</sub>をもとに、支払手段としてのマネーに限定した、より狭義のマネーである。具体的には、①それ自身が支払手段である現金通貨、当座預金、普通預金に絞り込んだほか、②M<sub>1</sub>に対する「手形・小切手」の影響を除去した（調整M<sub>1</sub>と同じ考え方）ものである。次に、拡張M<sub>2</sub>+C Dとは、M<sub>2</sub>+C Dと同じく比較的容易に支払手段に転換し得る金融資産としての広義マネーであるが、①支払手段への転換の容易さにおいて定期性預金とは差がないと思われる郵便貯金、金融債、金銭信託、貸付信託のほか、

投資信託のうちMMF、中国ファンドを追加する一方、②支払手段としての性格に乏しい別段預金、納税準備預金、定期積金を除外したものである。また、修正M<sub>1</sub>、拡張M<sub>2</sub>+C Dともに、対象金融機関をM<sub>1</sub>、M<sub>2</sub>+C Dの集計対象である預金通貨銀行に加え、信組・農協等<sup>(注20)</sup>を追加している。

以上の準備を踏まえて、各種マネー・クレジット指標に関してチャートによる比較や実証分析から得られた結果を整理すると、次のとおりである。

1. チャートによる比較（伸び率：後方3期移動平均後前期比年率、流通速度）（後掲図表補2、3））

- ① 狭義マネーをみると、マネタリー・ベース、調整M<sub>1</sub>、修正M<sub>1</sub>の伸び率は、92年後半以降GDP成長率から乖離して高まっている。流通速度については、調整M<sub>1</sub>では、ある平均値のまわりを循環的に変動しているかのように窺われる。修正M<sub>1</sub>も、調整M<sub>1</sub>と類似した姿となっている。

（注18）以下の分析にあたっては、貯蓄預金の控除のほかにも、①M<sub>1</sub>から控除されている金融機関保有の手形・小切手を加える一方、②分析の対象を流動性の高い通貨に絞るため（貯蓄預金を除く際と同様の考え方）、通知預金、納税準備預金等を除くといった調整を行っている（本稿では、「修正M<sub>1</sub>」と呼称。なお、調整にあたっては、M<sub>1</sub>内訳項目のデータ入手に制約があるため、末残統計による試算値を使用）。上記①の調整を行った考え方は次のとおり。

すなわち、従前銀行は、融資先から他行宛小切手による一時的な貸出返済を受けるという慣行があった。こうした場合、当該銀行が小切手を他行に提示して取り立てるまでの間は、小切手見合いの当座預金が減少しない（借り手側からみれば銀行からの借入を継続しているのと実質的には同等）一方、銀行のバランスシート上は貸出が減少することとなる。M<sub>1</sub>には、このような特殊要因による振れが存在するため、M<sub>1</sub>自体を分析の対象とすると、有意な分析結果を得ることができない。特殊要因の規模は正確には把握できないため、ここでは便宜的に、マネーサプライ統計から控除されている銀行保有分の「手形・小切手」をM<sub>1</sub>に足し戻している。

（注19）直接支払手段となり得る金融資産に加え、それ自身は支払手段ではないが、必要があれば直ちにペナルティー等のコストなしに支払手段に転換できる金融資産を含む。

（注20）信組・農協等預金は、商品性（商品設計上付与されている性質）に関しては殆ど現行M<sub>2</sub>+C Dと差はないが、統計を入手できるタイミングが遅いという速報性の制約から、現行のM<sub>2</sub>+C Dの中には含まれていない。

(図表補1) 各種マネー集計量の対象金融資産

	修正M <sub>1</sub>	M <sub>1</sub> <参考>	拡張M <sub>2</sub> +CD	M <sub>2</sub> +CD	広義流動性
残高(兆円) <96年3月中、原計数、平残>	164	161	966	549	1,100
M <sub>1</sub> 内					
現金	○	○	○	○	○
当座預金	○	○	○	○	○
普通預金	○	○	○	○	○
貯蓄預金		○	○	○	○
通知預金		○	○	○	○
別段預金		○		○	○
納税準備預金		○		○	○
M <sub>2</sub> +CD内					
定期預金			○	○	○
定期積金				○	○
非居住者円預金			○	○	○
外貨預金			○	○	○
CD			○	○	○
信組・農協等					
当座預金	○		○		○
普通預金	○		○		○
貯蓄預金			○		○
通知預金			○		○
別段預金					○
納税準備預金					○
定期預金			○		○
定期積金					○
非居住者円預金			○		○
外貨預金			○		○
CD			○		○
郵便貯金			○		○
金融債			○		○
金銭信託			○		○
貸付信託			○		○
投資信託					
MMF			○		○
中国ファンド			○		○
その他					○
国債					○
外債					○

(注) 本論文では上表のマネー指標に加え、下の3つの指標を実証分析の対象とした  
 (( )内は96年3月中、原計数、平残。ただし、最広義信用集計量については末残)。

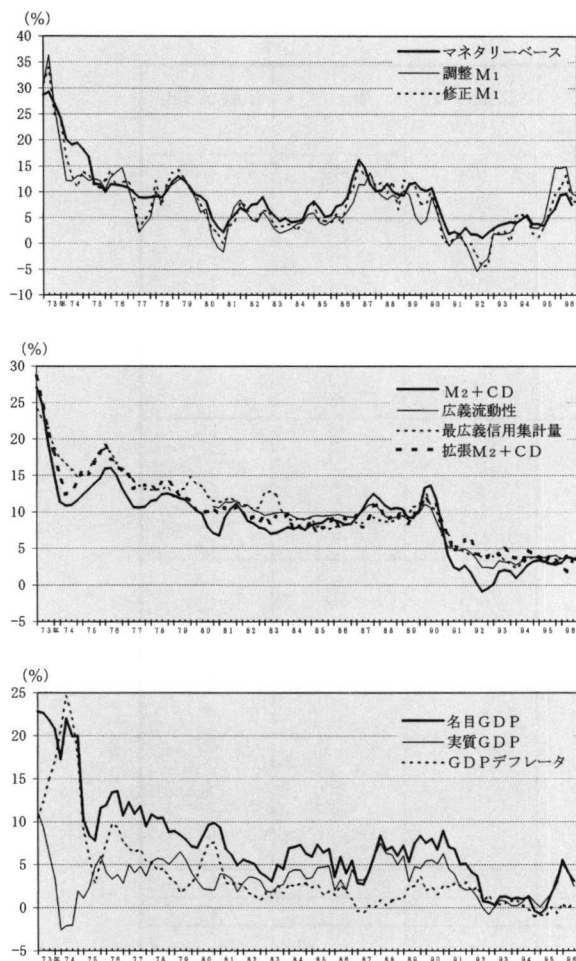
マネタリー・ベース(47兆円)=銀行券+貨幣<ともに金融機関保有分を含む>  
 +金融機関の中央銀行預け金

調整M<sub>1</sub>(172兆円)=M<sub>1</sub>+金融機関保有分の小切手・手形

最広義信用集計量(1477兆円)=資金循環勘定残高表の法人企業部門、個人部門  
 および公共部門の資金調達高



(図表補2) 各種マネーサプライ指標とGDP、物価



(注) 季調済、3期移動平均後、前期比年率。  
(資料) 日本銀行「経済統計月報」等

- ② 広義マネーをみると、広義流動性の伸び率は、92年以降ほぼ横這いで推移しており、GDP等実体経済の循環的な動きをビビッドに反映しているようにはみられない。最広義信用集計量や拡張 $M_2 + CD$ でも、 $M_2 + CD$ や狭義マネーに比べて変動が小さい。流通速度については、いずれも明らかな下方トレンドが見受けられる。このうち、広義流動性では、90年頃を境に傾きが $M_2 + CD$ に見られたのと同様若干変化し

ているかのように窺われるが、最広義信用集計量と拡張 $M_2 + CD$ では、かなり安定的なトレンドがみられている。

## 2. 長期均衡関係の検証(各種マネー・クレジット指標の実質値と実質GDPの間の共和分関係)(後掲図表補4)

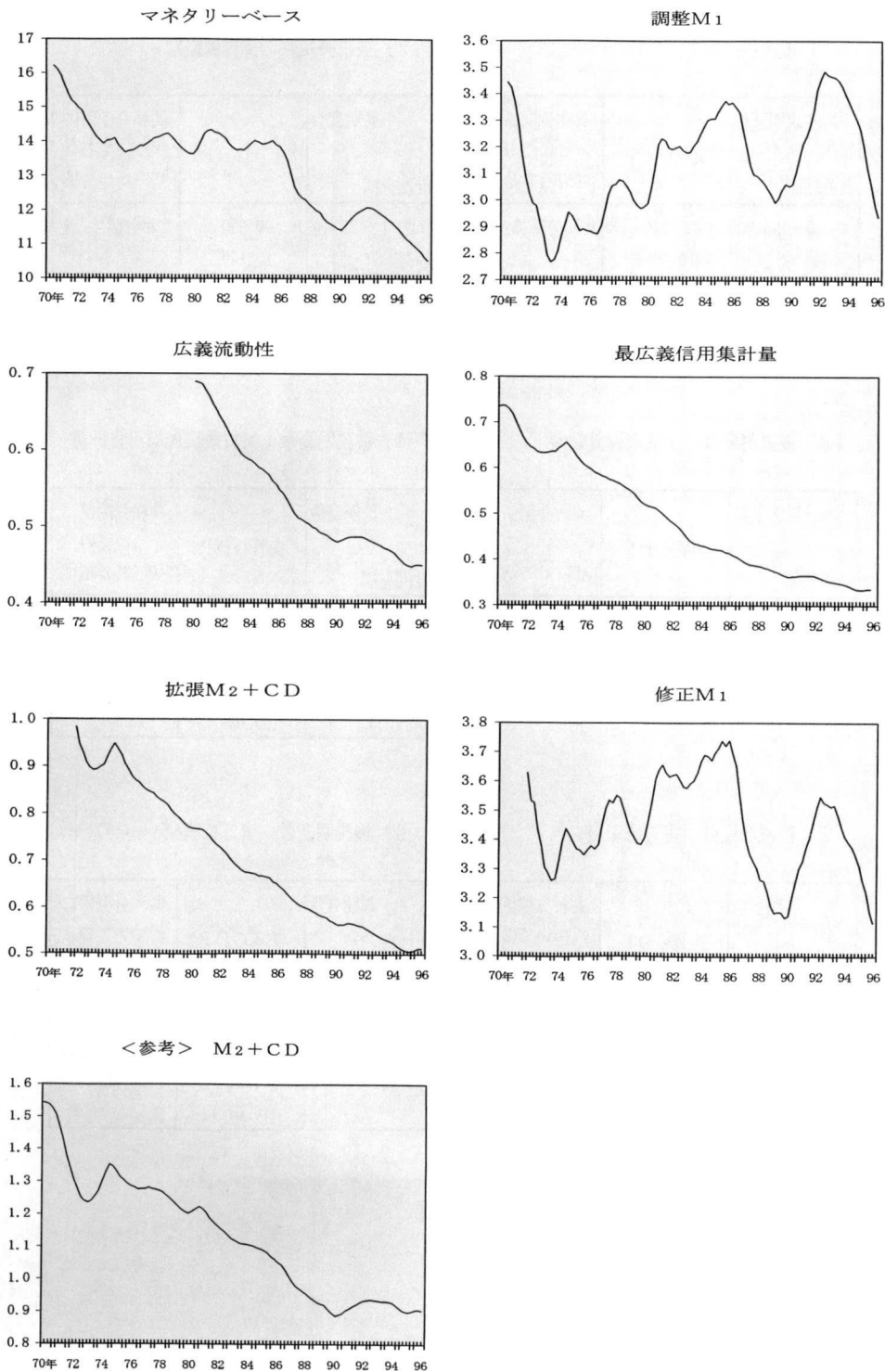
- ① 最広義信用集計量と拡張 $M_2 + CD$ については、実質GDPの間に共和分関係が存在し、長期的にみた所得弾性値は、最広義信用集計量では約2.0、拡張 $M_2 + CD$ では1.8程度という結果が得られる。
- ② マネタリー・ベースについても、実質GDPの間に共和分関係が存在すると計測されたが、長期的にみた所得弾性値は計測期間によりかなりの相違(71年第2四半期～85年第4四半期では1.1、71年第2四半期～96年第3四半期では1.6)がみられており、安定的とは判断しにくい。
- ③ その他の指標についてはこうした共和分関係の存在は確認されなかった。

## 3. 通貨需要関数の推計(後掲図表補5)

前期比ベースの関数を推計(なお、GDPとの共和分関係が確認されたものについては、誤差修正モデル(ECM)型の通貨需要関数とした)したところ、いずれも $M_2 + CD$ に比べ、決定係数のレベルや誤差項の系列相関といった点でパフォーマンスがかなり劣っているとの結果となった。拡張 $M_2 + CD$ で比較的良好なパフォーマンスを得られた(自由度修正済決定係数=0.61)が、これについても $M_2 + CD$ のパフォーマンス(同係数=0.71)を下回る結果となっている。



(図表補3) 各種マネー・クレジット指標の流通速度



(資料) 日本銀行「経済統計月報」

(図表補4) 各種マネー・クレジット指標とGDPの間の共和分関係(長期弾性値)

(1) 被説明変数: 実質マネーベース

説明変数 計測期間	実質GDP	共和分関係に ついての ADFテストの結果
71/2Q - 85/4Q	1.136 (0.066)	共和分関係あり
71/2Q - 96/3Q	1.571 (0.077)	共和分関係あり

(2) 被説明変数: 実質調整M<sub>1</sub>

説明変数 計測期間	実質GDP	共和分関係に ついての ADFテストの結果
71/2Q - 85/4Q	0.930 (0.146)	共和分関係なし
71/2Q - 96/3Q	1.050 (0.060)	共和分関係なし

(3) 被説明変数: 実質広義流動性

説明変数 計測期間	実質GDP	共和分関係に ついての ADFテストの結果
80/2Q - 96/3Q	1.874 (0.021)	共和分関係なし

(4) 被説明変数: 実質最広義信用集計量

説明変数 計測期間	実質GDP	共和分関係に ついての ADFテストの結果
71/2Q - 85/4Q	2.041 (0.063)	共和分関係あり
71/2Q - 96/2Q	1.972 (0.024)	共和分関係あり

(5) 被説明変数: 実質修正M<sub>1</sub>

説明変数 計測期間	実質GDP	共和分関係に ついての ADFテストの結果
73/1Q - 85/4Q	0.951 (0.097)	共和分関係あり
73/1Q - 96/3Q	1.232 (0.058)	共和分関係なし

(6) 被説明変数: 実質拡張M<sub>2</sub>+CD

説明変数 計測期間	実質GDP	共和分関係に ついての ADFテストの結果
73/1Q - 85/4Q	1.808 (0.027)	共和分関係あり
73/1Q - 96/3Q	1.814 (0.018)	共和分関係あり

( ) 内は標準偏差

## (図表補5) 各種マネー・クレジットの需要関数

## (1) マネタリー・ベース

計測期間: 71/1Q-96/3Q

$$\begin{aligned} \Delta(m-p)_t = & + 0.337 \Delta(m-p)_{t-1} - 0.004 (m-p-1.136y)_{t-1} + 0.268 \Delta y_t \\ & (4.3) \quad (-0.4) \quad (2.2) \\ & - 0.406 \Delta \log(1+call)_{t-1} + 0.089 \Delta tika_t - 0.045 \\ & (-3.0) \quad (2.6) \quad (-0.3) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.57 \quad S.E. = 0.010 \quad \text{Durbin's } h = -1.655$$

m : マネタリー・ベース  
y : 実質GDP  
p : GDPデフレーター  
call : コール(翌日物)レート  
tika : 市街地価格指数

m、y、p、地価は季調済・対数変換後、( )内はt値、△は前期差

(2) 調整M<sub>1</sub>

計測期間: 71/1Q-96/3Q

$$\begin{aligned} \Delta(m-p)_t = & + 0.274 \Delta(m-p)_{t-1} + 0.428 \Delta y_{t-1} + 0.430 \Delta y_{t-1} - 0.156 \Delta \log(1+call)_t \\ & (3.0) \quad (2.5) \quad (2.4) \quad (-2.6) \\ & + 0.016 \Delta kabu_t + 0.012 \Delta kabu_{t-1} + 0.009 \\ & (3.0) \quad (2.4) \quad (2.0) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.45 \quad S.E. = 0.015 \quad \text{Durbin's } h = -2.445$$

m : 調整M<sub>1</sub>  
y : 実質GDP  
p : GDPデフレーター  
call : コール(翌日物)レート  
kabu : 実質株式売買代金

m、y、pは季調済・対数変換後、( )内はt値、△は前期差

## (3) 広義流動性

計測期間: 80/1Q-96/3Q

$$\begin{aligned} \Delta(m-p)_t = & + 0.179 \Delta(m-p)_{t-1} + 0.0004 \Delta y_t - 0.173 \Delta \log(1+call)_{t-1} \\ & (1.5) \quad (0.04) \quad (-1.8) \\ & + 0.123 \Delta tika_t + 0.010 \\ & (5.2) \quad (6.2) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.60 \quad S.E. = 0.005 \quad \text{Durbin's } h = -4.018$$

m : 広義流動性  
y : 実質GDP  
p : GDPデフレーター  
call : コール(翌日物)レート  
tika : 市街地価格指数

m、y、pは季調済・対数変換後、( )内はt値、△は前期差

## (4) 最広義信用集計量

計測期間: 70/1Q-96/2Q

$$\begin{aligned} \Delta(m-p)_t = & + 0.154 \Delta(m-p)_{t-1} - 0.025 (m-p-1.972y)_{t-1} + 0.125 \Delta y_t + 0.118 \Delta y_{t-1} \\ & (1.5) \quad (-1.2) \quad (1.3) \quad (1.3) \\ & - 0.089 \Delta \log(1+call)_{t-1} + 0.169 \Delta w_t + 0.203 \Delta w_{t-1} + 0.074 \Delta w_{t-2} - 0.343 \\ & (-2.7) \quad (4.9) \quad (4.9) \quad (1.9) \quad (-1.1) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.61 \quad S.E. = 0.007$$

m : 最広義信用集計量  
y : 実質GDP  
p : GDPデフレーター  
call : コール(翌日物)レート  
w : 法・個人の金融資産合計

m、y、p、wは季調済・対数変換後、( )内はt値、△は前期差

(5) 修正M<sub>1</sub>

計測期間：70/1Q-96/3Q

$$\begin{aligned}\Delta(m-p)_t = & + 0.568\Delta y_t + 0.639\Delta y_{t-1} - 0.207\Delta\log(1+call)_{t-1} \\ & (3.5) \quad (3.9) \quad (-3.8) \\ & + 0.013\Delta kabu_t + 0.013\Delta kabu_{t-1} + 0.012 \\ & (2.5) \quad (2.6) \quad (2.9) \\ \bar{R}^2 = & 0.40 \quad S.E. = 0.014 \quad D.W. = 1.95\end{aligned}$$

m : 修正M<sub>1</sub>  
y : 実質GDP  
p : GDPデフレーター  
call : コール(翌日物)レート  
kabu : 実質株式売買代金

m、y、pは季調済・対数変換後、( )内はt値、△は前期差

(6) 拡張M<sub>2</sub>+CD

計測期間：70/3Q-96/3Q

$$\begin{aligned}\Delta(m-p)_t = & + 0.237\Delta(m-p)_{t-1} - 0.054(m-p-1.8ly)_{t-1} + 0.124\Delta y_t - 0.227\Delta\log(1+call)_t \\ & (2.6) \quad (-2.7) \quad (1.3) \quad (-2.1) \\ & + 0.049\Delta tika_t + 0.151\Delta w_t + 0.135\Delta w_{t-1} - 0.608 \\ & (1.8) \quad (4.4) \quad (3.6) \quad (-2.7) \\ \bar{R}^2 = & 0.61 \quad S.E. = 0.007 \quad \text{Durbin's } h = -2.78\end{aligned}$$

m : 拡張M<sub>2</sub>+CD  
y : 実質GDP  
p : GDPデフレーター  
call : コール(翌日物)レート  
tika : 市街地価格指数  
w : 法・個人の金融資産合計

m、y、pは季調済・対数変換後、( )内はt値、△は前期差

4. 先行性の検証(時差相関係数)(図表補6)

時差相関係数をみると、全ての指標に関しての比較が可能となる80年代後半以降については、M<sub>2</sub>+CDの場合と同様、概ねGDPや物価に対しては先行している(GDPに比べて物価の方がやや長いラグを伴っている)一方、資産価

格に対しては遅行する形で相関関係を維持していることがわかる。なお、最大相関係数からみる限り、これらの指標がM<sub>2</sub>+CDの先行性(前掲図表7)よりも明らかに優位であるものは見当たらない。

(図表補6) マクロ経済変数との時差相関係数

	マネタリーベース			調 整 M <sub>1</sub>		
	71/1Q -76/4Q	77/1Q -85/4Q	86/1Q -96/3Q	71/1Q -76/4Q	77/1Q -85/4Q	86/1Q -96/3Q
名目GDP	0.84( 0)	0.76(-7)	0.90(-5)	0.79(-4)	0.68(+5)	0.85(-8)
実質GDP	0.72(+4)	0.83(+2)	0.90(-4)	0.79(+1)	0.78(+1)	0.85(-5)
名目国内民需	0.80(-1)	0.79(-1)	0.92(-4)	0.76(-3)	0.78(-1)	0.89(-5)
実質国内民需	0.78(+2)	0.73(+1)	0.90(-3)	0.78(+1)	0.71( 0)	0.91(-3)
GDPデフレーター	0.82(-4)	0.85(-6)	0.79(-8)	0.81(-5)	0.79(-7)	0.74(-8)
国内民需デフレーター	0.82(-4)	0.82(-5)	0.69(-8)	0.76(-5)	0.76(-5)	0.69(-8)
W P I	0.82(-3)	0.70(-4)	0.74(-8)	0.78(-4)	0.77(-4)	0.84(-8)
C P I	0.89(-4)	0.78(-6)	0.66(-8)	0.71(-5)	0.77(-6)	0.64(-8)
株 価	0.78(+3)	0.13(+5)	0.76(+2)	0.86(+2)	0.11(-8)	0.60(+1)
地 価	0.88(+1)	0.46(-7)	0.92(-2)	0.91( 0)	0.53(-3)	0.77(-4)

	広 義 流 動 性			最広義信用集計量		
	72/1Q -76/4Q	77/1Q -85/4Q	86/1Q -96/3Q	68/1Q -76/4Q	77/1Q -85/4Q	86/1Q -96/2Q
名目GDP			0.88(-4)	0.58(-4)	0.86(+8)	0.90(-4)
実質GDP			0.86(-2)	0.20(+2)	0.62(+8)	0.82(-2)
名目国内民需			0.87(-2)	0.61(-3)	0.69(+4)	0.87(-1)
実質国内民需			0.84(-1)	0.24( 0)	0.42(+4)	0.82(+4)
GDPデフレーター			0.85(-8)	0.82(-5)	0.74(-3)	0.85(-7)
国内民需デフレーター			0.80(-8)	0.79(-5)	0.74(-1)	0.81(-7)
W P I			0.69(-7)	0.80(-4)	0.48(-1)	0.63(-6)
C P I			0.74(-8)	0.76(-6)	0.75(-2)	0.76(-8)
株 価			0.71(+4)	0.75(+2)	-0.08(+8)	0.59(+5)
地 価			0.99(+1)	0.74(-1)	0.40(-8)	0.95(+1)

	修 正 M <sub>1</sub>			拡張M <sub>2</sub> +CD		
	71/1Q -76/4Q	77/1Q -85/4Q	86/1Q -96/3Q	72/1Q -76/4Q	77/1Q -85/4Q	86/1Q -96/3Q
名目GDP	0.80(-3)	0.67(+5)	0.88(-7)	0.92(-4)	0.86(+7)	0.86(-3)
実質GDP	0.81(+2)	0.80(+2)	0.87(-4)	0.92( 0)	0.59(+8)	0.79(-2)
名目国内民需	0.87(-2)	0.82(-1)	0.90(-4)	0.97(-4)	0.70(-4)	0.83(-1)
実質国内民需	0.86(+1)	0.74(+1)	0.91(-2)	0.96(-1)	0.29(+8)	0.77(+3)
GDPデフレーター	0.90(-4)	0.86(-7)	0.81(-8)	0.92(-6)	0.76(+5)	0.86(-8)
国内民需デフレーター	0.88(-4)	0.85(-5)	0.72(-8)	0.91(-5)	0.78(-7)	0.82(-8)
W P I	0.89(-4)	0.80(-5)	0.80(-8)	0.92(-5)	0.64(-8)	0.66(-6)
C P I	0.88(-5)	0.84(-6)	0.68(-8)	0.92(-6)	0.74(+6)	0.78(-8)
株 価	0.90(+2)	0.07(+5)	0.74(+1)	0.92(+1)	-0.09(+8)	0.63(+4)
地 価	0.94( 0)	0.57(-4)	0.83(-3)	0.98(-2)	0.57(-8)	0.96(+2)

- (注) 1. 各変数とも四半期前年比。  
 2. 時差相関係数は-8～+8期内で最大のものの。  
 ( ) 内はラグ期間(マイナスはマネー・クレジット指標が先行)。  
 3. W P Iは国内総平均、C P Iは生鮮食品を除く総合。  
 4. 株価はT O P I X、地価は市街地価格指数(6大都市、全用途平均)。  
 5. 最広義信用集計量は、資本準備金計上による段差調整後。

(資料) 日本銀行「経済統計月報」、総務庁「消費者物価指数」、  
 東京証券取引所「東証統計月報」、  
 日本不動産研究所「市街地価格指数」等

(調査統計局)