昭和50年代以降の貨幣需要関数

――四半期データーによる実証分析

平田 純一

1 序

我々は、これまでも日本の貨幣需給関係の実証分析を行なってきた(平田 [1984, 86])。これにより、日本の貨幣需要関数、供給関数を推定する際に一層 の検討を加えるべき問題が次第に明らかになってきた。又、この間に日本の金融市場を前提とした、貨幣需給関係に関する研究の蓄積も次第に増加してきて 1) いる。

以上の状況は、昭和50年代以降、日本においても公開の金融市場の整備が進んでおり、日本銀行の金融政策手段として、公開市場操作の重要性が再認識されたことの結果であろう。ところで、筒井・畠中 [1982]、古川 [1985 b]、伊藤・北川 [1986]、我々のこれまでの分析においても日本の貨幣需要関係を検討する際に、昭和40年代末期までと昭和50年代初期以降とでは状況が異なる可能性が示唆されている。

上記の認識の下に本稿では、昭和50年以降のデーターを用いて、日本の貨幣需要関数に関するこれまでの論点を整理しつつ、代替的な推定結果を提示し、以下に示す各種の論点の吟味を行なう。

ところでこれまでの研究結果により、日本のデーターを用いる場合でも、Goldfeld型(Goldfeld [1973])の関数型が受容可能であり、貨幣需要関数に関する各種の問題をこの土俵の上で議論する事が可能であることが明らかになっ

てきている。本稿においても、Goldfeld型の関数を基本的な関数型として採用した上で、これまで提示されてきた各種の問題を、昭和50年代以降という、日本において金融市場が自由化されてきた期間に焦点を定めて、再吟味すると言う形で分析を行なう。

我々は、Goldfeld 型の貨幣需要関数が、貨幣需要関数として、唯一絶対な 関数型であると考えているわけではない。しかしながら、これまでの各種の分析により、日本の貨幣需要関数を推定する際にもこの関数型を前提として、一定の水準を満たす推定結果が得られているので、ここでもこの枠組みの中で各種の分析を行ない、問題点を整理した上で別途関数の特定化を検討することとする。

本稿の分析は、主として昭和50年代以降のデーターを用いて行なうが、これは上にも述べたように、日本の金融市場が昭和50年を一つの節目として、国債の大量発行、債券の種類の増加、各種の規制の撤廃という形で自由化され、それ以前の時期と一線を画していると考えられるからである。しかしながら、こうした金融市場における変化が、必然的に貨幣需要関数に影響を与えると定まっているわけではなく、これ以前の時期のデーターを含む貨幣需要関数が無意味であると主張することは早計であろう。但し、今後日本の金融市場の分析を進めて行く上では、現在の金融制度を前提として推定された貨幣需要関数が必要であり、いま最も分析を必要とするのは、昭和50年代以降の金融制度を前提とした貨幣需要関数である。これが得られた上で、昭和40年代以前のデーターを含めて推定した場合に、パラメーター推定値等になんらかの影響が発生するか否かを評価すべきであろう。

本稿の構成は以下の通りである:序に続く第2節で、本稿で検討する各種の問題を提示し、昭和50年代以降の時期に焦点を当てて論点を整理する。第3節では、これまでの我々の分析で標準型と考えた関数型を本稿の観測期間に合わせて推定し直し、この結果を吟味した上で、本稿の分析の出発点となる貨幣需要関数を示す。第4節では、第3節で基本型とした貨幣需要関数を用いて、各種の市場金利変数を使い分けて推定した結果を提示し、吟味する。第5節では、

貨幣需要項目に対するデフレーター変数の相違による推定結果への影響を検討する。第6節では、貨幣需要関数の推定において、金融資産残高が説明変数として有効であるか否かを検討する。第7節では、貨幣需要関数における物価変動の影響を分析し評価する。最後に第8節で、本稿の結果を整理し今後の検討課題を提示する。

2 検討すべき問題点

我々は、次節以降で、昭和50年代以降の日本の貨幣需要関数に関して様々な 角度から光を当てて分析する。昭和50年代以降のデーターのみを用いた貨幣需 要関数の分析は少ないので、本稿では、日本の貨幣需要関数の実証分析におい てこれまで既に検討されてきた各種の問題に関しても改めて検討を施し、従前 の分析結果との異同を吟味する。

本稿で検討する論点としては、貨幣需要の実証分析に対する展望である、 Boorman [1982], Laidler [1985] の提示に従い、以下の問題を取り上げる。

- i)貨幣ストック項目の選択。
- ii)説明変数として用いる利子率変数の選択。
- iii)貨幣ストック項目に対するデフレーターの選択。
- iv)貨幣需要関数における物価変動要因の評価。
- v)貨幣需要関数における金融資産残高効果の評価。
- vi) ラグ付き貨幣需要変数の役割と調整速度の大きさの評価。

以下で、昭和50年代以降の日本の金融市場の状況に照らして、上記の論点に 就いて具体的に問題点を検討する。

i)の問題は極めてやっかいな問題である。その理由は、この問題が「貨幣」の定義に密接に依存しているからである。現在では、Keynes [1936] に従い貨幣の保有動機として、取引動機、投機的動機、予備的動機の3種類を挙げることが通例となっている。ところで、現実に実証分析の規範となる貨幣需

要関数を導出する際には、特定の貨幣保有動機に依存せざるを得ない。一方、いかなる保有動機に基づく、貨幣需要を考える場合にも、実証分析の枠組みにおいて、主たる説明変数となるのは、実質GNPと金利であることも現在では広く受け入れられている。この結果、推定結果の評価は各パラメーター推定値の値が、いかに理論モデルで想定されている値に適合するかと言った方法で行なうことになる。

ところで, i)の問題は,貨幣需要関数の従属変数である「貨幣」として,金融資産をどの範囲まで考慮に加えるかの問題である。しかしながら,基礎的な貨幣需要理論においても,「貨幣」に対する一定のイメージが有り,これに基づいて分析が進められる。この為,実証的に貨幣需要理論に最も良く適合する貨幣ストック項目を選択する場合でも,その結果は選択の基準になる基礎理論に規定されてしまう。そこで,評価基準を鮮明にしておかないと,何を目的に分析しているのかが明確ではなくなってしまう。

上記の問題を解決するためには、貨幣の基本的性格を極めて狭く規定し、主として取引動機に基づいて、需要されていると考えることが一つの方向である。この方向の注目すべき分析としては、必ずしも貨幣需要関数による分析ばかりではなく、Chetty [1969] 以来多数の研究のある、各種の金融資産と貨幣との近似性を評価する方向での分析、この延長線上で、Divisia 指数を用いて、各種の金融資産の貨幣的性格を抽出し、集計するという Barnett [1980] を出発点とし、日本でも石田 [1984] によって進められた分析の方向もある。

本稿でも Goldfeld 型の貨幣需要関数は,基本的には貨幣の取引需要理論に基礎を置いた関数であると考えて,貨幣ストック項目を極めて狭く考えた場合を出発点とし,次第にこの範囲を広くして行くにつれて,貨幣需要関数として評価した場合にどの様な変化が認められるかという形で,この問題を処理する。

本稿では、平田 [1984, 86] と同様に、貨幣ストック項目として、M0, M1, M2CDを取り挙げ、比較検討を施す。ここでM0は、流通現金と預金通貨銀行の当座預金の合計であり、貨幣ストック項目としては極めて狭い概念である。米国等と比較して日本では家計部門の保有する当座預金がほとんどない

ことを考えると、必ずしも意味のある貨幣ストック項目ではないかも知れない。 しかしながら、貨幣に対する保有動機として取引動機を中心に考えるならば、 M0は、この考え方に最も自然に対応する貨幣ストック項目であり、一応の検 討を施す必要があろう。M1は、M0に預金通貨銀行の普通預金を合計したも のである。日本の銀行制度の下では、家計部門の決済手段として、普通預金ロ 座を用いた、給与の口座振込、公共料金等の口座引き落しが発達し、かなりの 普及段階に到達していることを考えると、Mlも貨幣の取引需要理論に対応し た貨幣ストック項目であると考えられる。しかしながら、日銀当局者は、金融 政策運営上の目的としては、M1に預金通貨銀行の定期性預金を加えた、M2 CDを重視していると主張しているので、本稿でもM2CDに対する貨幣需要 関数をも併せて検討する。金融政策運営上の目標は,貨幣需要関数の性質のみ で議論し得る問題ではない。しかしながら、金融政策の運営目標とされる貨幣 ストック項目に対して安定的な需要関数が導かれていなくては、的確な金融政 策の発動は不可能である。この為, M0あるいはM1を対象とする場合とM2 CDを対象とした場合で、貨幣需要関数の性格にどの様な変化が存在するかは 慎重に吟味しておく必要がある。又、この結果が、金融政策の運営目標を選択 する際の一つの参考になり得るとも言えよう。

ii)の問題は、貨幣需要関数の分析では必ず提示される問題であり、設定される問題も多岐に渡るが、これもまた実証分析により明快な解答の得にくい問題でもある。又、Cooley-LeRoy [1981] は、極めて相関の高い各種の金利変数を使い分けて、論者の都合のよい推定結果のみを提示することの問題をも指摘しており、これに関する取扱は慎重に行なう必要がある。

しかしながら、日本の貨幣需要関数に、Goldfeld 型の関数型を適用する場合、上記の貨幣ストック項目の定義との関係で金利変数の取扱において固有の問題が存在するので、この点を先ず明確にしておく必要がある。それは上でも述べたが、預金者の立場からはほとんど区別し得ない、預金通貨銀行の普通預金と郵便貯金の通常預金、預金通貨銀行の定期預金と郵便貯金の定期預金が、別途の貨幣ストック項目に含まれていることである。もし、各項目ごとに、預

金通貨銀行と郵便貯金のシェアーが一定であるならば、貨幣需要関数に於いてこの問題を特別取り上げる必要はない。しかしながら、預金通貨銀行の金利と郵便貯金の金利との差が変化した場合には、資金のシフトが発生し、問題になることがあり、両者のシェアーが一定であるとは考えられない。そこで本稿では、貨幣ストック項目によっては、預金通貨銀行の金利と郵便貯金の金利とを共に検討することを考えたい。

昭和50年代以降の日本の貨幣需要関数を検討する際には、それ以前の期間を 含む場合に比して、利用可能な金利変数の種類が増加している。従来の分析で、 利用されてきた金利変数としては、コール・レート、手形売買レート、政府短 期証券応募者利回り、利付き電電債利回り、貸出約定平均金利等がある。しか しながら、これ等の金利変数は、我々の検討する貨幣需要関数の説明変数とし ては、なんらかの問題点を含んでいる。コール・レート及び手形売買レートは、 市場性があり、需給関係で変化する金利変数であると言うメリットがあるが、 市場参加者が金融機関に限られており、貨幣保有に対する代替的な金融資産の 金利であるとは考えにくい。この結果、コール・レート及び手形売買レートが 貨幣需要量に与える影響の経路も必ずしも明確ではない。政府短期証券応募者 利回りに関しては、極く最近まで実質的にこれを保有していたのは、日銀のみ であり、現在でも一部が限られた金融機関に保有されているのみである。この 結果,金利水準も低位に設定されており,現在までのところ市場性のある金利 と考えることは不可能である。利付き電電債利回りに関しては、市場性があり、 市場の参加者も限定されていないと言うことから、貨幣需要関数の説明変数と して、望ましい性格を有しているが、これは長期金利であり、我々の貨幣需要 関数が、貨幣に対する取引需要を主たる説明要因としている点から考える限り、 短期金利を用いて説明する方が自然であると判断される。貸出約定平均金利も 直接的には貨幣需要関数と結び付かない。

昭和50年代に入ると、上に記した金利変数以外でも、現先レート、長期国債の市場金利、CDレート等も利用することが可能となってくる。この中で、我々の考えている貨幣需要関数の説明変数に最も自然に対応すると考えられるの

は、現先レートである。又、古川 [1985 a] によると、現先レートとコール・レートとの間には高い相関が認められる。そこで本稿では先ず現先レートとこれまでの分析で中心的役割を果たしたコール・レートとを比較し、主として用いる金利変数を決めた上で、他の金利変数を用いた場合の推定結果をも提示して比較する。

iii)の問題は、米国の貨幣需要関数の推定に於いては、Goldfeld 以後GNPデフレーターを用いることが標準的になってきているようであるが、日本のデーターで、デフレーターを使い分けて推定した、平田[1984]、新開[1984]の分析結果では、用いるデフレーターによって推定結果が影響を受けることが確認されている。そこで本稿でも、貨幣ストック項目を実質化するに当たって、GNPデフレーターのみではなく、消費者物価指数、卸売物価指数の3種類のデフレーターを用いて、推定結果に与える影響を検討する。

GNPデフレーター、消費者物価指数、卸売物価指数の基本的な相違は、GNPデフレーターが輸入価格変動の影響を受けないのに対して、消費者物価指数、卸売物価指数は輸入価格変動の影響を受けること、GNPデフレーターは、取引段階の全てにわたる価格変動の影響を受けるのに対して、消費者物価指数、卸売物価指数は、取引の特定の段階に於ける物価変動の影響のみを受けることである。ところで、貨幣をどの範囲まで含めて定義するにしても、少なくともその一部は上でふれた全ての取引に利用されている。更に貨幣は、各物価指数の対象外である。金融取引においても利用されている。この意味では、どの物価指数を用いたとしても、貨幣ストックに対するデフレーターとしては対象範囲が狭すぎると考えられる。

上記の観点からすると、貨幣ストック項目に対するデフレーターの選択は、 分析者の趣味の問題として処理するか、代表的なデフレーター変数を併用し、 得られたパラメーター推定値の巾、分析の頑健性を総合的に評価する際の参考 に供するかの選択にならざるを得ない。よって本稿では、後者の立場に立って 分析を進めることとする。

iv)の問題も米国の貨幣需要関数をめぐってはこれまでも様々な角度から分

析が進められており、日本の貨幣需要関数に関しても、新開 [1984] により、 検討が施されている。基本的な問題点は、貨幣需要関数を説明する際の説明変 数として名目金利を用いるのが適当か、実質金利を用いるのが適当かの選択で ある。

実質金利変数を用いるべき場合に貨幣需要関数の説明変数として、名目金利を用いたのであれば、同関数における価格の一次同次性の条件が満たされなくなる可能性が存在する。この点を確認することが一つのポイントである。次に、もし実質金利変数を用いるのが望ましいとしたならば、この変数をどの様にして計算するのかが問題となる。理論的に貨幣と債券の間の代替を考えるならば、ここで問題となるのは予想金利である。そこで、名目金利を実質化する際の物価上昇率としては、過去の物価上昇率ではなく、期待物価上昇率を用いるのが適当であろう。期待物価上昇率の計算方法としては、近年フィリップス曲線の説明変数として用いる期待物価上昇率との関連で、多様な議論が展開されてい記の本稿では、この問題には深く立ち入らず、単純な方法で期待物価水準を導入して分析するにとどめる。

上記と関連した問題であるが、Goldfeld [1976] によって提示された問題、すなわちラグ付きの貨幣需要変数を貨幣需要関数の説明変数として用いる際、同変数を当期の物価指数で割り引くのか、ラグ付きの物価指数で割り引くのかという問題がある。これは、実質貨幣需要量の調整が、実質値、名目値あるいは価格の調整を通して行なわれるかの問題と結びついており、Goldfeld 以後、Roley [1985]、Coats [1982]、Hetzel [1984] 等がそれぞれの基準に関する検討を施している。日本のデーターに関しても、新開 [1984]、伊藤・北川 [1986] の分析がある。本稿では実質値ベースの調整と名目値ベースの調整の問題に限定して若干の検討を施し、上記の問題を検討する際の出発点とする。

v)の問題は、貨幣需要関数におけるピグー効果の計測の問題である。この問題は、貨幣需要関数のスケール変数として、GNPを用いるか金融資産残高を用いるかの選択の形で提示されることもあるし、クラウディング・アウトの問題と関連させて、GNPと併せて金融資産残高変数を用いるべきか否かとし

て議論されることもある。本稿では、両変数を同時に用いた上で、貨幣の定義ごとにどの様に取り扱うのが適当かと言う形での評価を行なう。GNPは取引需要理論との関係で、考えられるのに対して、金融資産残高を用いると、貨幣需要を資産選択行動の中に位置づけることになる。この問題に関しても、日本のデーターを用いて、古川 [1985 a]、平田 [1986] の分析があり、両者とも貨幣の定義によっては、ピグー効果の存在を支持する推定結果を得ている。

vi)の問題は、ラグ付き貨幣需要変数を説明変数として含め、同変数に対するパラメーター推定値の大きさの評価に関する問題である。一般的に金融市場における需要調整は、財市場における需要調整に比してはるかにスピードが速いと考えられる。ところが、ストック調整原理で貨幣需要関数を特定化し、ラグ付き貨幣需要変数として含め、同変数に対するパラメーター推定値から貨幣需要の調整速度を計算すると、非常に遅くなってしまう場合が多い。そこで、理論的予想と実証結果との間の相違をどの様に説明するかが問題となる。日本のデーターを用いた場合では、新開がこの問題を論じており、米国のデーターでは、Gordon [1984] による最近の分析がある。この問題は極めて興味深い問題であるが、これの本格的検討のためには、貨幣需要関数の定式化から検討する必要があり、本稿ではこの問題を正面から扱うことはしない。しかしながら、Goldfeld 型の貨幣需要関数を用いた場合、我々の観測期間で、貨幣ストック項目ごとに調整速度がどの範囲に納まるかの吟味を行なう。この吟味は、この問題に対する今後のより本格的な分析の参考となるものと判断したからである。

3 基本的な貨幣需要関数の推定結果

これまで我々は、必ずしもその内容を明らかにすることなしに、Goldfeld型の貨幣需要関数という名称を用いてきた。同関数に関しては、論者によって、規定の仕方が若干相違しているが、我々は、Goldfeld型の貨幣需要関数を、

基本的な説明変数としては、ラグ付き貨幣需要変数、市場金利及び預金金利変数の両者を用い、取引変数としては、実質GNPを用いる貨幣需要関数に限定する。この限定された範囲の中でも、実際に推定を行なう場合には、多様な関数型を考えることが可能である。前稿の分析で、昭和40年代のデーターを含んだ場合、我々が標準的な貨幣需要関数と考えた関数型は、市場金利変数として、コール・レート [CMBEMTU] を用い、預金金利変数は、推定する貨幣ストック項目ごとに異なるが、M0需要関数においては、銀行の普通預金金利 [RDOD]、M1需要関数においては、郵便貯金の通常預金金利 [RSOS] とRDODの差、M2CD需要関数においては、信託銀行の5年もの金銭信託の予想配当率 [RPDLT5] と銀行の1年もの定期預金金利 [RDTD1] との差を用い、対数線形で推定している。又、貨幣ストック項目に対するデフレーターとしては、GNPデフレーター [PGNP80] を用い、調整過程として実質貨幣需要量ベースの調整を前提とした。

本稿でも議論の出発点として、上記の関数型により、昭和50—61年の観測期間による推定結果を先ず提示する。

```
\ln(M0/PGNP80) = 1.449 + 0.670 \ln(M0/PGNP80)_{-1} + 0.148 \ln(GNP/PGNP80)_{-1}
                                                                        (7.140)(15.769)
                                                                                                                                                                                                                    (5.956)
                                                                                                                                                                                                                                                                                          (1)
        PGNP80 - 0.0324 \ln RDOD - 0.220 \ln CMBEMTU + 0.0929D1
                                           (-4.159)
                                                                                                                 (-2.023)
                                                                                                                                                                                                                        (9.634)
          +0.0245D2+0.0449D3.
             (2.978)
                                                       (4.704)
                  \hat{R}^2 = 0.954. \hat{R}^2 = 0.945. D.W. = 2.063. D.H. = -0.227, S.E. = 0.0241.
                  \rho_1 = -0.376, \rho_2 = -0.221, \rho_3 = 0.329, \rho_4 = -0.188, \rho_5 = -0.259.
ln(M1/PGNP80) = 0.815 + 0.809 ln(M1/PGNP80)_{-1} + 0.117 ln(GNP/PMP80)_{-1} + 0.117 ln(GNPPMP80)_{-1} + 0.117 ln(GNPPMP80)_{-1} + 0.117 ln(GNPPMP80)_{-1} + 0.117 ln(GNPPMP80)_{-1} + 0.117 ln(GNPMP80)_{-1} + 0.117 ln(GNPPMP80)_{-1} + 0.117 ln(GNPMP80)_{-1} + 0.117
                                                                         (2.653)(9.835)
                                                                                                                                                                                                                 (2.103)
                                                                                                                                                                                                                                                                                           (2)
         PGNP80) - 0.220ln(RSOS-RDOD) - 0.0517 ln CMBEMTU
                                                                                                                                                       (-4.928)
                                           (-2.514)
          +0.0841D1+0.0453D2+0.0422D3.
                                                      (4.306) (5.330)
                  \hat{R}^2 = 0.984. \hat{R}^2 = 0.981. D.W.=1.953, D.H.=0.193, S.E.=0.0134.
                  \rho_1 = 0.0134.
```

$$\begin{split} &\ln(\text{M2CD/PGNP80}) \!=\! -0.385 \!+\! \ 0.947 \ ln(\text{M2CD/PGNP80})_{-1} \\ &\quad (-0.956)(15.755) \\ &\quad +0.0822 \ ln(\text{GNP/PGNP80}) \!+\! 0.00985 \ ln(\text{RPDLT5-RDTD1}) \\ &\quad (0.910) \\ &\quad (1.834) \\ &\quad -0.00707 \ ln \ \text{CMBEMTU} \! +\! 0.0822 \text{D1} \! +\! 0.0283 \text{D2} \! +\! 0.0698 \text{D3}. \\ &\quad (-1.645) \\ &\quad (6.928) \\ &\quad (2.090) \\ &\quad (8.240) \\ \\ &\quad \hat{R}^2 \!=\! 0.999, \ \hat{\hat{R}}^2 \!=\! 0.999, \ \text{D.W.} \!=\! 1.911, \ \text{D.H.} \!=\! 0.334, \ \text{S.E.} \!=\! 0.00774. \end{split}$$

 $R^2 = 0.999$, $R^2 = 0.999$, D.W.=1.911, D.H.=0.334, S.E.=0.00774. $\rho_1 = -0.0996$.

これ等のうち、(1)、(2)式では全てのパラメーター推定値が符号条件を満たし、有意水準0.05で充分に有意である。若干問題があるとすれば、(1)式の決定係数値がやや低い値を示していることである。一方(3)式では、預金金利変数のパラメーター推定値が符号条件を満たしておらず、実質GNP、市場金利の両変数のパラメーター推定値は、符号条件を満たしてはいるものの、その有意水準は低く、標準型として採用するには問題の多い推定結果である。

M2CD需要関数における問題は、必ずしも昭和50年代以降のデーターを用いた場合のみでなく、平田 [1986] にも示したように、昭和40年代のデーターを含む場合にも発生していた。しかしながら、古川 [1985 a, b] による分析では、昭和40年代のデーターを含むM2CD需要関数においても一応満足すべき推定結果を得ている。又、平田 [1987] で示したように、暦年データーによる推定では、昭和40年代のデーターを含んだ場合にも、各パラメーター推定値は、符号条件を満たしており、預金金利変数に対するパラメーター推定値を除いては、各パラメーター推定値はすべて、有意水準0.05で有意である。古川では、M2CD需要関数の説明変数として、預金金利変数が含まれておらず、我々の暦年データーによる推定でも、同変数に対するパラメーター推定値は有意ではない。そこで、以下ではM2CD需要関数の基本型を導くために、預金金利変数の取り扱い方に焦点を絞って、若干の検討を施す。

表1は上記の問題設定で、(3)式のM2CD需要関数と代替的に考えられるものをまとめて示したものである。説明変数として用いるべき預金金利変数の選択に関しては、M2CDの範囲を越え、相対的に保有量の多い貨幣ストック項

| | 定数項 | ラグ付き 貨幣需要 | 預金金利 | 市場金利 | $\hat{\hat{\mathbf{R}}}^2$ $\hat{\hat{\mathbf{R}}}^2$ | D.W. S.E. | 階級 <i>P</i> 1 |
|-------------------|-----------------|--------------|-----------|----------|---|--------------|------------------|
| i) M2CD/PGNP80 | − 0. 355 | 0.949 | 0.00637 | -0.00773 | 0.999 | 1.910 | 1 |
| RPDLT5-RDTD1 | (-0.878) | (15.648) | (1.657) | (-1.810) | 0.999 | 0.00779 | -0.0938 |
| ii) M2CD/PGNP80 | -0.291 | 0.956 | 0.0472 | -0.00299 | 0. 999 | 1.928 | 1 |
| ln(RPDLT5/RDTD1) | (-0.743) | (16.041) | (1.761) | (-0.528) | 0. 999 | 0.00776 | -0.0989 |
| iii) M2CD/PGNP80 | -0.309 | 0. 958 | 0.0360 | -0.00335 | 0.999 | 1.929 | 1 |
| RPDLT5/RDTD1 | (-0.781) | (16.051) | (1.696) | (-0.595) | 0. 999 | 0.00778 | -0.0978 |
| iv) M2CD/PGNP80 | -0.177 | 0.967 | -0.00183 | -0.0107 | 0. 999 | 1.930 | 1 |
| RPDLT5 | (-0.416) | (15.693) | (-0.0928) | (-1.301) | 0.999 | 0.00806 | -0.0996 |
| v) M2CD/PGNP80 | -0.0348 | 0.968 | -0.0251 | 0.00276 | 0.999 | 1.955 | 1 |
| RDTD1 | (-0.0867) | (16. 186) | (-1.217) | (0.245) | 0.999 | 0.00793 | -0.113 |
| vi) M2CD/PGNP80 | -0.163 | 0.967 | | -0.0101 | 0.999 | 1.932 | 1 |
| | (-0.413) | (15. 941) | | (-2.460) | 0.999 | 0.00796 | -0.100 |

表1 M2CD需要関数における預金金利変数の選択*

目としての信託預金に対する金利と、M2CDの中で最もシェアーの大きな定期預金金利との組合せで考えざるを得ない。そこで、両者の相対的大きさ、一方のみを用いた場合、一切預金金利変数を用いない場合の推定結果を提示してある。

表1の推定結果を概観すると、推定式ごとに得られた結果の相違はあまり大きくないと判断される。各推定式に共通で、ラグ付き貨幣需要変数に対するパラメーター推定値の値は、極めて大きく、0.95程度になっている。又、実質GNP変数に対するパラメーター推定値は、符号条件を満たしているが、値自身もその有意水準も極めて小さくなっている。預金金利変数に対するパラメーター推定値では必ずしも共通な性質を有していないが、預金金利変数で符号条件を満たしているのは、iv)、v)式のみであり、各推定式共満足すべき有意水準に達していない。市場金利変数に関するパラメーター推定値は、v)式を除いては符号条件を満たしているが、vi)式を除いては有意水準は極めて低い。

ここで検討したM2CD需要関数が満足のいく推定結果を与えていない理由 として、以上の推定結果から判断する限り、2つの点が指摘されよう。1点目 は、市場金利変数と預金金利変数の多重共線性の問題である。これは、市場金

^{*} 表中左欄の上段は従属変数を示し,下段は預金金利変数の種類を示している。 $\hat{\mathbf{R}}^2$ は推定式の決定係数 $\hat{\mathbf{R}}^2$ は自由度修正済みの決定係数,D.W. は Durbin-Watson 統計量,S.E. は推定式の標準偏差,階数は推定された誤差項の自己相関の階数, ρ_1 は一階の自己相関係数を示している。

利変数のみを用いた、vi)式において同変数のパラメーター推定値の有意水準 が最も大きくなっていることから考えられる点である。確かに RPDLT5 は、 他の預金金利変数に比して、変化が大きく市場金利変数との間の相関が大きく なる可能性が存在する。又、RDTD1も規制金利であるにも拘らず、各市場 金利変数との相関係数値は、RPDLT5とほぼ同一水準にある。2点目は、M 2 C D が M 0 あるいは M 1 に比して、金融市場における変革の影響を強く受け ている可能性が高いことである。一般に、Koyck 型の分布ラグモデルにおい て. ラグ付き従属変数のパラメーター推定値が大きくなるということは、同関 数で想定している調整過程における調整速度が遅くなっていることを示す。こ れを言い替えると、推定式で考えている基本的な経済構造の説明力が弱くなっ ており、なんらかの構造変化が発生している可能性が大きい。この点からは、 M0. M1需要関数におけるラグ付き従属変数のパラメーター推定値に比して, M2CD需要関数における、同変数のパラメーター推定値が極端に大きくなっ ていることは、M2CD需要関数が構造変化の影響を強く受けている結果と考 えられる。即ち、M2CD需要関数は、我々がここで用いた説明変数のみでは、 充分に説明されていないことになる。このことは、我々がこれまで述べてきた ことと照らし合わせれば、自然な結果である。M2CDでは、M1に比して資 産的色彩の強い定期預金の占める割合が高いので、我々が前提として考えてい る、取引需要理論に基づく貨幣需要関数では、充分に説明されないとしても不 思議ではない。

以上の結果、M2CDに関しては、全てのパラメーター推定値が符号条件を満たしていることを根拠として、vi)式を当面の検討対象として採択し、次節以降で行なう各種の分析によって、なんらかの改善が認められるか否かを検討する。

本節を閉じる前に、M0、M1、M2CDの各推定結果から計算された、実質GNP、金利に対する長期弾力性値及び関数の調整速度を表2にまとめておく。

表2の結果は比較的自然に解釈することができる。実質GNP変数の長期弾

| | 実質GNP | 預金金利 | 市場金利 | 調整速度 |
|------|-------|---------|---------|----------------|
| M 0 | 0.448 | -0.0982 | -0.0667 | 79.8% |
| M 1 | 0.613 | -1.152 | -0.271 | 57. 2 % |
| M2CD | 1.358 | | -0.306 | 12.6% |

表2 基本的な貨幣需要関数の長期弾力性と調整速度

力性値は、M0需要関数で一番小さく、貨幣ストックの範囲を広げるに従って 大きくなっている。又、M0及びM1需要関数では、Baumol モデルで想定す る、0.5に近い値を取っており、所得変数に対する規模の経済性が、明確に表 れている。これに対して、M2CD需要関数ではその弾力性値は1を上回って おり、規模の経済性は見いだせない。これは、ここで用いた貨幣需要関数が、 取引需要理論に基礎をおく関数であり、M2CDに対する需要においては、取 引需要以外の要因に規定されている面が多いことの反映であると考えられる。 次に市場金利変数に対する長期弾力性値を見る。ここでも、弾力性値は貨幣ス トックの範囲を拡大するに従って、その値が大きくなっている。この傾向は、 貨幣の範囲を拡大するに従って、貨幣に占める資産的性格が増大し、金利選好 が高まることの結果であろう。但し、その値が最も大きい、M2CD需要関数 においても、Baumol モデルで想定する-0.5よりは絶対値で明らかに小さな、 -0.306となっており、絶対値が最も小さなM0需要関数においては、-0.0667であるに過ぎない。M 0 需要関数における市場金利変数の弾力性値が非 常に小さいことは、日本の我々の観測期間についてだけでなく、米国の各種の 貨幣需要関数にも共通的に認められる実証的事実である(先に挙げた展望を参 照)。この問題になんらかの説明を与える為の分析の必要もあろうが、ここで は立ち入らない。預金金利変数における長期弾力性値は、MOに比して、M1 では極端に大きくなっている。これは,以下のように考えられる。預金金利変 数は完全な規制金利であり、通常、大蔵省と郵政省との間で、RDODとRS OSの差が広がらないように調整されている。しかし、時として調整が不調と なり、差が開くことがある。この場合資金が大量にシフトする事が観測されて いる。そこで、M1需要関数における預金金利変数は、一種のダミー変数とし

て機能していることの結果である。

4 市場金利変数の選択

前節では、昭和40年代のデーターを含めて推定した場合に、我々が標準的と考えて来た貨幣需要関数に対して、昭和50年代以降のデーターのみを適用して推定した結果を提示し、吟味を施した。本節では、貨幣ストック項目別に前節で示した関数型を基に、昭和50年代に入ってから利用可能になったものも含めて、各種の市場金利変数を使い分けた場合に、推定結果にどの様な影響が表れるかを吟味する。この作業には、貨幣需要関数の説明変数として最適な市場金利変数を選択するという一つの明らかな目的がある。しかし、同時に各市場金利変数は、性格的に金利裁定を通して、極めて密接に関係していると考えられるので、これ等を使い分けても、推定結果が大幅に異ならない方が自然であろうと考えられる。この点を確認することがもう一つの目点である。この観点からは貨幣需要関数の頑健性のテストがその目的であるとも考えられる。もし利用する金利変数ごとに推定結果が大幅に異なり、それに対して明確な説明が与えられないのであれば、我々の貨幣需要関数は、たとえ幾つか望ましい推定結果を含んでいるにしてもあまり強固な土台を有していないと判断せざるを得ないことになる。

ここでは、第2節で記した、以下の各市場金利変数を使い分けて分析を行なう:コール・レート [CMBEMTU]、公社債現先売買利回り(3ヵ月物平均)[RGEN3AV]、10年国債応募者利回り [BYSGB]、10年国債店頭売買利回り [RLGBM]、利付き電電債店頭売買利回り [BYSVTV]、政府短期証券60日物発行利回り [BYSSGS]、手形売買レート(2ヵ月物平均)[CCBDR2AV]、全国銀行貸出約定平均金利 [RMAA]。

表3に記したのは、M0需要関数において、上記の各市場金利変数を用いた場合の推定結果である。表3の結果を概観すると、推定式の統計的性質である。

| | 定数項 | ラグ付き 貨幣需要 | 実質 G N P | 預金金利 | 市場金利 | 長期 弾力 性 | GNP 金利 | $\hat{	ilde{R}}^2$ $\hat{	ilde{R}}^2$ | D. W. S. E. | 階数 <i>P</i> 1 |
|--------------|----------|--------------|-------------|----------|----------|---------------|-----------|---------------------------------------|----------------|------------------|
| i) CMBEM | 1.449 | 0.670 | 0.148 | -0.0324 | -0.0220 | 0. | 448 | 0.954 | 2.063 | 5 |
| TU | (7.140) | (15. 769) | (5.953) | (-4.157) | (-2.032) | -0. | 0667 | 0. 945 | 0.0241 | -0.376 |
| ii) RGEN3 | 1.465 | 0.679 | 0.141 | -0.0291 | -0.0321 | 0. | 439 | 0.953 | 2.093 | 5 |
| AV | (7.877) | (16.833) | (6. 175) | (-3.653) | (-2.353) | -0. | 100 | 0. 945 | 0.0246 | -0.380 |
| iii) CCBDR | 1.515 | 0.672 | 0.142 | -0.0332 | -0.0220 | 0. | 433 | 0. 953 | 2.078 | 5 |
| 2AV | (7.998) | (16.034) | (5.953) | (-4.593) | (-2.081) | -0. | 0670 | 0. 945 | 0.0241 | -0.374 |
| iv) BYSSG | 1.603 | 0.699 | 0.109 | -0.0522 | 0.0166 | 0. | 362 | 0.951 | 1.893 | 5 |
| S | (6.410) | (12. 592) | (2.804) | (-4.034) | (0.589) | 0. | 0551 | 0.942 | 0.0248 | -0.392 |
| v) RMAA | 2.070 | 0.588 | 0.169 | -0.0375 | -0.0562 | 0. | 410 | 0. 955 | 2.026 | 5 |
| | (5. 273) | (8.078) | (4.715) | (-4.258) | (-1.276) | -0. | 136 | 0.947 | 0.0236 | -0.342 |
| vi) BYSGB | 1.504 | 0.686 | 0.118 | -0.0641 | 0.0675 | 0. | 376 | 0.953 | 1. 953 | 2 |
| | (6.897) | (14. 497) | (4. 209) | (-6.406) | (2.160) | 0. | 215 | 0.944 | 0.0245 | -0.413 |
| vii) RLGBM | 1.606 | 0.647 | 0.145 | -0.0599 | 0.0410 | 0. | 411 | 0.951 | 2. 109 | 5 |
| | (8.416) | (14. 497) | (5.796) | (-7.493) | (2.067) | 0. | 116 | 0.942 | 0.0244 | -0.418 |
| viii) BSVTB | 1.471 | 0.690 | 0. 125 | -0.0512 | 0.0225 | 0. | 403 | 0.951 | 1.891 | 2 |
| | (5.462) | (13. 160) | (4.005) | (-5.150) | (0.703) | 0. | 0726 | 0.943 | 0.0248 | -0.392 |

表3 M0需要関数における市場金利変数の選択*

決定係数値,誤差項の自己相関の大きさは、各推定式において極めて類似している。又、ラグ付き貨幣需要変数、実質GNP変数のパラメーター推定値も各推定式において極めて類似の値を与えている。この結果、各推定結果から計算された、実質GNP変数の長期弾力性値も、政府短期証券発行利回りを用いた、iv)式、10年国債の発行利回りを用いた、vi)式でやや小さくなっている外は、0.4~0.45の間に入っており、ほぼ安定した推定結果である。ここで特徴的なのは、iv)、vi)式で用いた金利変数が共に真の市場金利変数ではなく、発行金利変数である点である。

金利変数のパラメーター推定値に関しては、推定式ごとに相違が認められる。市場金利変数に比して、預金金利変数のパラメーター推定値の方が相対的に安定しており、全ての推定式で、符号条件を満たしており、有意水準も高くなっている。その値は、短期市場金利変数及び貸出金利変数を用いた、i)一iii)、v)式で相対的に小さく、それ以外の推定式においてやや大きくなっている。

^{*} 表中の左欄は、各推定式で用いた市場金利変数の種類を示している。他の記号は表1と同様である。金利変数の長期弾力性値として示されているのは、市場金利変数のものである。(表4,5でも同様である。)

一方市場金利変数に対するパラメーター推定値では、符号条件を満たしている のは、預金金利変数のパラメーター推定値が比較的小さな、 i — iii)、 v) 式 のみである。符号条件を満たし、有意水準0.05で有意になっているのは、i) 一iii) 式のみである。特に、10年国債の発行利回り、市場利回りを用いた、 vi)、vii) 式では、符号条件を満たしていない上に、有意水準0.05で有意とな っている。この結果の解釈は微妙である。第2節で述べたように、我々は、取 引需要理論に基礎をおいた貨幣需要関数を推定しており、この観点からは、短 期の市場金利変数を説明変数として用いるのが最も自然である。その意味で、 条件を満たす金利変数による推定結果である、i)ーiii)式において、符号条 件、有意水準を満たしていることは望ましい結果である。しかしながら、極め て相関の高い,他の金利変数を用いた場合のパラメーター推定値が大幅に異な ることは、必ずしも望ましい結果ではない。特に、vi)、vii)式のような推定 結果に直面すると、我々はなんらかの特定化の誤りを犯しているのではないか と言う恐れを抱かざるを得ない。そこで、i)―iii)式を基本型として採用す るが、以下の各種の分析においてこれ以外の金利変数を用いた場合の推定結果 をも比較の為に検討することとする。

表4に示したのは、M1需要関数において各種の市場金利変数を使い分けた場合の推定結果である。表4の結果を概観すると、表3に示したM0需要関数の場合とは若干状況が異なってくる。M1需要関数の場合も関数ごとの統計的性質は、類似しているが、M0需要関数の場合に比べると、決定係数値、誤差項の自己相関の大きさ共、関数毎の差が拡大している。i)一iii)式の短期市場金利変数を用いた場合に、決定係数値が相対的に大きく、誤差項の自己相関係数が小さくなっている。

パラメーター推定値を見ると、M1需要関数では、全てのパラメーター推定値が符号条件を満たしており、有意水準0.05で有意でない推定値は、vi)、vi 式の預金金利変数のパラメーター推定値のみである。M0需要関数におけるパラメーター推定値に比して、M1需要関数では関数ごとにその値の相違がやや大きくなっている。先ず目につくのは、ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター

| | 定数項 | ラグ付き 貨幣需要 | 実質 G N P | 預金金利 | 市場金利 | 長期 弾力 金利 | $\hat{\hat{R}}^2$ $\hat{\hat{R}}^2$ | D.W. S.E. | 階数 <i>P</i> 1 |
|-------------|---------|--------------|-------------|----------|----------|----------------|-------------------------------------|--------------|------------------|
| i) CMBEM | 0.815 | 0.809 | 0. 117 | -0.0220 | -0.0518 | 0.613 | 0.984 | 1.953 | 1 |
| TU | (2.653) | (9.835) | (2.103) | (-2.514) | (-4.298) | -0.271 | 0.981 | 0.0134 | 0.0280 |
| ii) RGEN3 | 0.910 | 0.827 | 0.0951 | -0.0213 | -0.0648 | 0.550 | 0. 986 | 1.962 | 1 |
| AV | (3.322) | (11.422) | (1.953) | (-2.679) | (-5.796) | -0.375 | 0.983 | 0.0128 | -0.0795 |
| iii) CCBDR | 0.878 | 0.823 | 0.0981 | -0.201 | -0.0511 | 0.554 | 0.983 | 1.928 | 1 |
| 2AV | (2.727) | (9.651) | (1.699) | (-2.224) | (-4.485) | -0.289 | 0.980 | 0.0139 | 0.0324 |
| iv) BYSSG | 1.034 | 0.744 | 0. 155 | -0.166 | -0.0622 | 0.605 | 0.982 | 1.995 | 1 |
| S | (2.912) | (8.058) | (2.496) | (-1.908) | (-4.149) | -0.243 | 0.979 | 0.0141 | 0.109 |
| v) RMAA | 2.053 | 0.658 | 0.163 | -0.148 | -0.129 | 0. 477 | 0.985 | 1.953 | 1 |
| | (5.032) | (7.783) | (3.024) | (-1.952) | (-5.258) | -0.377 | 0.982 | 0.0131 | 0. 122 |
| vi) BYSGB | 1.168 | 0.765 | 0.129 | -0.103 | -0.0771 | 0.549 | 0.979 | 1.980 | 1 |
| | (2.774) | (7.446) | (1.850) | (-1.168) | (-3.026) | -0.328 | 0.976 | 0.0153 | 0. 165 |
| vii) RLGBM | 0.942 | 0.768 | 0. 137 | -0.0460 | -0.0383 | 0.591 | 0.976 | 1.950 | 1 |
| | (2.068) | (6.717) | (1.733) | (-0.508) | (-1.705) | -0.165 | 0.972 | 0.0165 | 0. 220 |
| viii) BSVTB | 1.542 | 0.722 | 0.139 | -0.131 | -0.0831 | 0.500 | 0. 979 | 1.997 | 1 |
| | (3.130) | (6.679) | (1.876) | (-1.456) | (-3.040) | -0.299 | 0. 975 | 0.0155 | 0. 241 |

表4 M1需要関数における市場金利変数の選択

推定値が関数ごとに多少異なることである。この結果調整速度は、最大の v)式で、年率81%、最小の ii)式で、同53%となっている。もう一つの特徴として、M 0 需要関数においては、市場金利変数のパラメーター推定値に比して、預金金利変数のパラメーター推定値の有意水準が高かったのに対して、M 1 需要関数においては、この関係は逆転している。

M1需要関数においても金利変数の性質により、パラメーター推定値の傾向をグループ化する事が可能である。短期市場金利変数を用いた推定結果である。i)一iii)式では、ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定値が相対的に大きく、預金金利変数、市場金利変数のパラメーター推定値とも充分に有意である。又、実質GNP変数の有意水準が、他の変数に比べてやや小さ目である。しかしながら、これらのパラメーター推定値から得られた、実質GNP、市場金利両変数の長期弾力性値は、M0需要関数の場合程には類似していない。

実質GNP変数の長期弾力性値は、0.550~0.613で、0.5を若干上回っており、いずれの関数においても規模の経済性は、明確に確認される。又、M0需

要関数における長期弾力性値よりもはるかに大きくなっている。市場金利変数の長期弾力性値は, $-0.271\sim-0.375$ で,これもM0 需要関数の値に比べると絶対値で, 3 倍近い値となっている。しかしながら,Baumol モデルで想定する, -0.5に比べると小さくなっている。ところで,政府短期証券は短期債券であるが,先にも述べたように現在までのところ市場性がないので,これを用いた推定結果は,長期金利変数のグループにまとめる方が適当である。

M1需要関数の推定結果で特徴的なのは,貸出約定平均金利を用いた推定結果,すなわちvi)式である。同式では,上にも述べたように調整速度は他の関数に比して大きいが,実質GNP変数の長期弾力性値は最も小さく,0.477で,0.5を下回っている。又,市場金利変数の長期弾力性値は,-0.377で,現先レートと並んで絶対値が最大である。M0需要関数においてもRMAA変数を用いた場合には同様の傾向が認められたが,M1需要関数における場合ほど極端ではなかった。RMAA変数を他の金利変数と明確に区別する理由も見あたらないので,これ以上この問題に立ち入らないが,今後貨幣需要関数を検討する際には,同変数の特徴を吟味してから用いる必要がある。

長期金利変数及び政府短期証券金利を用いた場合の推定結果は、これまで述べてきた、短期市場金利を用いた場合と、RMAAを用いた場合の中間的な値を取っており、特に記すべきこともない。ただし、この関数群では預金金利変数に対するパラメーター推定値の有意水準が相対的に小さくなっていることには注意しておく必要がある。

以上の結果によると、我々が第2節で想定したように、短期市場金利変数をM1需要関数の説明変数として選択することには特別問題があるとは考えられない。しかしながら、M0需要関数、あるいはRMAA変数を用いた場合に比べると、関数の調整速度が大幅に遅くなっており、この点に関しては、以下の分析により慎重に検討したい。

表 5 に示したのは,M2 CD需要関数において,各種の市場金利変数を使い分けて推定した結果である。表 5 の結果を概観すると,市場金利変数の変更は,M2 CD需要関数にほとんど影響を与えていないことが分かる。統計的性質を

| | 定数項 | ラグ付き 貨幣需要 | 実質GNP | 市場金利 | 長期 GNP 弾力 生 金利 | $\hat{\tilde{R}}^2$ $\hat{\tilde{R}}^2$ | D. W. S. E. | 階数 Pı |
|--------------|----------|--------------|---------|----------|----------------------|---|----------------|----------|
| i) CMBEM | -0.163 | 0.967 | 0.0448 | -0.0101 | 1.358 | 0.999 | 1.932 | 1 |
| TU | (-0.413) | (15.941) | (0.495) | (-2.460) | -0.306 | 0. 999 | 0.00796 | -0.100 |
| ii) RGEN3 | -0.150 | 0.963 | 0.0489 | -0.0144 | 1.322 | 0.999 | 1.947 | 1 |
| AV | (-0.401) | (16.645) | (0.568) | (-3.003) | -0.389 | 0.999 | 0.00777 | -0.133 |
| iii) CCBDR | -0.0973 | 0.974 | 0.0330 | -0.0103 | 1.269 | 0.999 | 1.930 | 1 |
| 2AV | (-0.246) | (16. 102) | (0.366) | (-2.400) | -0.396 | 0.999 | 0.00800 | -0.106 |
| iv) BYSSG | -0.123 | 0.973 | 0. 0357 | -0.0119 | 1.322 | 0.999 | 1.953 | 1 |
| S | (-0.302) | (15.635) | (0.384) | (-2.104) | -0.441 | 0.999 | 0.00808 | -0.0837 |
| v) RMAA | 0.0636 | 0. 979 | 0.0178 | -0.0255 | 0.848 | 0.999 | 1.938 | 1 |
| | (0.157) | (16. 130) | (0.196) | (-2.460) | -1.214 | 0.999 | 0.00795 | -0.0941 |
| vi) BYSGB | -0.155 | 0.963 | 0.0493 | -0.0147 | 1. 322 | 0.999 | 1.944 | 1 |
| | (-0.364) | (14.682) | (0.506) | (-1.515) | -0.397 | 0.999 | 0.00825 | -0.0538 |
| vii) RLGBM | -0.198 | 0.960 | 0.0553 | -0.00978 | 1.383 | 0.999 | 1.935 | 1 |
| | (-0.451) | (14.070) | (0.547) | (-1.106) | -0.245 | 0.999 | 0.00834 | -0.0261 |
| viii) BSVTB | -0.178 | 0.949 | 0.0650 | -0.0172 | 1. 275 | 0.999 | 1.951 | 1 |
| | (-0.415) | (14. 193) | (0.658) | (-1.742) | -0.337 | 0.999 | 0.00817 | -0.0324 |

表5 M2CD需要関数における市場金利変数の選択

見ても、全ての関数で、決定係数数値が、0.999になっており、誤差項の自己相関の程度も極めて小さくなっている。パラメーター推定値に関しても、ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定値は非常に大きく、最も小さな、呵)式においても、0.949であるので、年率の調整速度は最大でも、18.9%であるに過ぎない。又、各関数に共通で実質GNP変数のパラメーター推定値は、極端に小さな有意水準を示している。この為、実質GNP変数の長期弾力性値にはほとんど意味がないと考えられるが、形式的に計算してみると、v)式を除いて、1.2~1.4の範囲にあり、規模の経済性は全く認められない。M2CD需要関数でも、貸出約定平均金利を用いた場合、他の金利変数を用いた場合とは若干様相が異なっており、実質GNP変数の長期弾力性値が、1を下回っている。市場金利変数のパラメーター推定値は、vi)、vii)式を除いては、有意水準0.05で有意になっている。同変数の長期弾力性値は、関数ごとに差があるが、v)式を除いては、一0.245~一0.441の範囲であり、M1需要関数における同変数の長期弾力性値に比して、やや大きいか、ほぼ同程度である。しかしなが

ら、v)式では、長期弾力性値は極端に大きく、-1.214となっている。

以上,M0,M1,M2CD需要関数ごとに各種の市場金利変数を用いた,推定結果を検討してきた。これらの結果を整理すると,M0需要関数においては,短期市場金利変数を用いた場合の推定結果が一番受容可能であり,全てのパラメーター推定値が,符号条件を満たし,有意である。M1需要関数においては,用いる金利変数によって,推定結果には相違があるが,長期金利変数を用いた場合以外では,各パラメーター推定値は有意である。短期市場金利を用いた場合には,関数の調整速度が非常に遅くなっている。又,貸出約定平均金利を用いた推定結果が他の金利変数を用いた場合と比べて大きく異なっている。M2CD需要関数においては,どの金利変数を用いても,調整速度が極端に小さく,実質GNP変数の有意水準が低くなっており,この範囲ではまだ満足すべき推定結果に到達していない。

結果的に、理論的に最も望ましい現先レートを用いた推定結果が、他の金利変数を用いた推定結果と比べて、特に劣っていることはないので、以下ではこの金利変数を用いた推定結果を中心に検討する。

5 貨幣需要関数におけるデフレーターの選択

本節では、貨幣ストック項目に対するデフレーターの選択を検討する。第2節でも述べたように、各物価指数は、経済活動の特定の取引を対象として計算されており、一方貨幣は、全ての経済取引で利用されており、貨幣ストック項目に対するデフレーターとして、完全に対応する物価指数は存在しない。この結果、実証分析により、貨幣ストック項目に対するデフレーターの選択を行なうためには、我々が、非常に厳格に貨幣需要関数のパラメーター値に対する認識を持っている必要がある。しかしながら、我々が検討している貨幣需要関数においては、経験的に厳密な関係を想定することは困難である。この為、本節における分析は、厳格にデフレーター変数の選択を行なうことに主眼があるの

ではなく、前節までの分析で、M0、M1、M2 CDの各関数ごとに得られたいくつかの基本的な性質が、貨幣ストック項目に対するデフレーター変数を変更しても維持されるのか、あるいは大幅に結果が異なるのかを見極めることに主眼がある。

本節では、貨幣ストック項目としてはこれまで通り、M0、M1、M2CDの3種類を取り上げ、預金金利変数に対する取り扱い方は、前節までと同様とする。この上で、市場金利変数として、短期市場金利の代表としての現先レート、長期金利の代表としての10年国債の売買利回り、前節の推定結果で他の金利変数を用いた場合と異なった特徴のあった貸出約定平均金利を用いる。又、デフレーターとしてGNPデフレーターを用いた場合の結果は、前節の結果を参照することとし、本節では、消費者物価指数、卸売物価指数を用いた場合の推定結果を示す。

表6に示したのは、貨幣ストック項目を消費者物価指数 [CPI] でデフレートした場合の推定結果である。以下で、貨幣ストック項目ごとに、GNPデフレーター [PGNP] を用いた場合の推定結果と比較する。

M0需要関数に関する統計的性質を見ると、CPIを用いた場合の方が、決定係数値が低下し、推定された誤差項の自己相関の階数が、5から2に低下していることが目につく。パラメーター推定値の符号に関しては、PGNPを用いた場合と全く同じで、iii)式における、市場金利変数のパラメーター推定値のみが符号条件を満たしていない。パラメーター推定値の有意性も有意水準0.05で見る限り変化していない。パラメーター推定値自身を見ると、ラグ付き貨幣需要変数に関しては、全ての関数でやや上昇しており、実質GNP変数に関しては、全ての関数で値が大幅に低下している。この結果、実質GNP変数の長期弾力性値は、PGNPを用いて推定した場合に比べて、1/4以下になっている。これはPGNPに比して、CPIの上昇率が大きいので傾向としては理解可能であるが、値としてはやや相違が大きすぎると考えられよう。一方、市場金利変数の長期弾力性値は、PGNPを用いた場合よりやや大きくなっているが、その差はそれほど大きくない。以上の結果から、M0需要関数においては、

| | 定数項 | ラグ付き | 実質 | 預金金利 | 市場金利 | 長期 弾力 | GNP | $\hat{\mathbf{R}}^2$ | D.W. | 階数 |
|--------------|----------|-----------|---------|----------|----------|----------|--------|--------------------------|--------|---------|
| | 是数-员 | 貨幣需要 | GNP | 182771 | 山300五小 | 性 | 金利 | $\hat{ar{\mathbf{R}}}^2$ | S.E. | $ ho_1$ |
| i) M 0 | 2.750 | 0.690 | 0.0319 | -0.0445 | -0.0264 | 0 | . 103 | 0.912 | 2.067 | 2 |
| RGEN3AV | (8.493) | (17. 733) | (2.113) | (-5.446) | (-1.857) | -0 | . 0852 | 0.896 | 0.0246 | -0.368 |
| ii) M 0 | 3.945 | 0.627 | 0.0276 | -0.0477 | -0.0594 | 0 | 0740 | 0.914 | 2.018 | 2 |
| RMAA | (6.600) | (11.301) | (1.808) | (-6.080) | (-1.517) | -0 | . 159 | 0.899 | 0.0242 | -0.347 |
| iii)M 0 | 2.858 | 0.678 | 0.0260 | -0.0634 | 0.0215 | 0 | . 0807 | 0.907 | 2.052 | 2 |
| RLGBM | (8.678) | (16.596) | (1.725) | (-7.963) | (1.025) | 0 | . 0668 | 0.890 | 0.0251 | -0.374 |
| iv) M 1 | 1.531 | 0.830 | 0.0476 | -0.224 | -0.0809 | 0 | . 280 | 0.974 | 1.966 | 1 |
| RGEN3AV | (3.607) | (14.550) | (1.958) | (-3.177) | (-7.292) | -0 | 476 | 0.969 | 0.0114 | 0. 101 |
| v) M1 | 3.862 | 0.621 | 0.0616 | -0.164 | -0.183 | 0 | . 163 | 0.969 | 1.901 | 1 |
| RMAA | (5.368) | (7.687) | (1.956) | (-2.470) | (-6.141) | -0 | . 483 | 0.963 | 0.0124 | 0.324 |
| vi) M 1 | 1.442 | 0.822 | 0.0552 | -0.0855 | -0.0600 | 0 | . 310 | 0.945 | 1.857 | 1 |
| RLGBM | (1.961) | (8.387) | (1.196) | (-1.087) | (-2.686) | -0 | . 337 | 0.936 | 0.0164 | 0.435 |
| vii) M2CD | -0.109 | 0. 927 | 0.0854 | | -0.0270 | 1 | . 170 | 0.999 | 1.938 | 1 |
| RGEN3AV | (-0.641) | (17. 576) | (1.356) | | (-5.005) | -0 | . 370 | 0. 999 | 0.0062 | 0. 230 |
| viii) M2CD | 0.0232 | 0.894 | 0.110 | | -0.0495 | 1 | . 038 | 0.999 | 1.974 | 1 |
| RMAA | (0.0967) | (13.035) | (1.372) | | (-3.164) | -0 | . 467 | 0.998 | 0.0072 | 0.429 |
| ix) M 2 C D | -0.108 | 0.910 | 0.103 | | -0.0320 | 1 | . 144 | 0.999 | 1.898 | 1 |
| RLGBM | (-0.462) | (13.647) | (1.285) | | (-3.326) | -0 | . 356 | 0. 998 | 0.0072 | 0.456 |

表6 消費者物価指数でデフレートした貨幣需要関数*

貨幣ストック項目のデフレーターとして、CPIを用いても PGNP を用いても その結果に決定的な相違は認められないが、決定係数値の低下と、実質GNP の長期弾力性値の低下には注意しておく必要があろう。

M1需要関数における統計的性質を見ると、CPIを用いた場合は、PGNPを用いた場合に比して、決定係数値が若干低下し、誤差項の自己相関の程度がやや上昇している。パラメーター推定値の符号条件は、PGNPを用いた場合と同様全ての関数で満たされている。有意水準0.05で有意でないパラメーター推定値は、市場金利として長期国債の市場利回りを用いた、vi)式の実質GNP変数と預金金利変数のパラメーター推定値のみであり、PGNPを用いた場合では同式の実質GNP変数は、一応有意になっていたので、この点のみが異なっている。

パラメーター推定値の値を見る。ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定

^{*} 表中左欄の上段は従属変数の種類を示し、下段は各推定式で用いられた市場金利変数の種類を示している。 (表7でも同様である。)

値では、現先レートを用いた場合はほぼ同等であり、貸出約定平均金利を用いた場合には若干低下し、長期国債の市場金利を用いた場合には上昇している。この結果、共通の傾向は見いだせない。実質GNP変数のパラメーター推定値は、M0需要関数の場合と同様で、CPIを用いると全ての関数で大幅に低下しており、長期弾力性では、PGNPを用いた場合の半分以下になっている。預金金利変数、市場金利変数では特に目立った変化は認められないが、長期弾力性値はPGNPを用いた場合よりも上昇している。

以上M1需要関数においても、M0需要関数の場合と同様で、CPIを用いて貨幣ストック項目を実質化しても、PGNPを用いて実質化した場合に比して、決定的な相違は見いだせなかった。実質GNP変数の長期弾力性値の大幅な低下と、市場金利変数の長期弾力性値の上昇が目立った相違である。

M2CD需要関数の統計的性質では、決定係数値はPGNPを用いた場合とほぼ同等であるが、誤差項の自己相関の程度が大幅に大きくなっている。全てのパラメーター推定値が符号条件を満たしていることもPGNPを用いた場合と同様である。有意水準0.05で見た場合、実質GNP変数のパラメーター推定値が有意水準を満たしておらず、PGNPを用いたときと同様であるが、CPIを用いた場合の方が、全ての関数で有意水準が向上している。市場金利変数のパラメーター推定値の有意水準も全ての関数で向上している。特に、PGNPを用いたとき、有意水準0.05で有意でなかった、ix)式の長期国債の市場利回り変数のパラメーター推定値が、CPIを用いた場合には有意になっていることが目に付く。

パラメーター推定値の値を見ると、ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定値は依然として大きな値ではあるが、PGNPを用いた場合よりは低下しており、年率の調整速度が、 $26.2\sim36.1\%$ となり、PGNPを用いた場合の倍以上になっている。実質GNP変数の長期弾力性値は、PGNPを用いた場合に比し、貸出約定平均金利を用いた場合で上昇し、他の場合では低下している。又、関数ごとのパラメーター推定値の相違が小さくなっている。この結果、全ての関数で、長期弾力性値は、1をやや上回る程度になっている。市場金利変

数の長期弾力性値も関数ごとの相違が小さくなっている。

M2CD需要関数に関しては、PGNPを用いた場合に比してCPIを用いた場合の方が、貨幣需要関数として説明しやすい形になっている。しかしながら、ここで得られた推定結果も、貨幣需要関数として受容するには疑問が多いし、上記の変化を生じた理由も明確ではない。

表 7 に示したのは、貨幣ストック項目を卸売物価指数 [WPI] によって実質化した場合の推定結果である。以下では、これらの結果を、PGNP あるいは CPI を用いて得られた結果と比較する。

M0需要関数の統計的性質を見る。決定係数値は、WPIを用いた場合の方が、PGNPを用いた場合よりも上昇し、誤差項の自己相関の程度は小さくなっている。パラメーター推定値の符号を見ると、全てのパラメーター推定値で符号条件を満たしており、PGNP、CPIを用いた時符号条件を満たしていなかった、iii)式のRLGBMのパラメーター推定値も正しい符号を与えている。

| | 10. | 21.701.0 | JD 9X | | | 111 III X IA 9 | | | |
|-----------|----------|--------------|-------------|----------|----------|--------------------|---|--------------|------------------|
| | 定数項 | ラグ付き 貨幣需要 | 実質 G N P | 預金金利 | 市場金利 | 長期 GNP 弾力 金利 | $\hat{\tilde{R}}^2$ $\hat{\tilde{R}}^2$ | D.W. S.E. | 階数 <i>p</i> 1 |
| i) M 0 | 3.006 | 0.544 | 0.139 | -0.0905 | -0.0714 | 0.305 | 0. 974 | 2.053 | 1 |
| RGEN3AV | (6.665) | (9.424) | (4.026) | (-5.543) | (-2.594) | -0.157 | 0.970 | 0.0247 | -0.179 |
| ii) M 0 | 4.599 | 0.414 | 0.133 | -0.106 | -0.183 | 0. 227 | 0.974 | 2.024 | 1 |
| RMAA | (5.327) | (4.511) | (3.615) | (-7.197) | (-2.126) | -0.312 | 0.969 | 0.0251 | -0.104 |
| iii)M 0 | 3. 383 | 0. 565 | 0.0988 | -0.0896 | -0.111 | 0. 227 | 0.976 | 2.021 | 1 |
| RLGBM | (7.539) | (9.896) | (3.015) | (-5.838) | (-3.132) | -0.255 | 0.972 | 0.0237 | -0.137 |
| iv) M 1 | 1.377 | 0.704 | 0.182 | 0. 205 | -0.131 | 0.615 | 0.981 | 2. 175 | 1 |
| RGEN3AV | (2.427) | (9.356) | (2.801) | (-2.842) | (-5.444) | -0.443 | 0. 977 | 0.0187 | 0.672 |
| v) M1 | 3.522 | 0.560 | 0.169 | -0.141 | -0.328 | 0.384 | 0.968 | 1.815 | 1 |
| RMAA | (3.194) | (5.076) | (2.111) | (-1.926) | (-4.162) | -0.745 | 0.963 | 0.0226 | 0.745 |
| vi) M 1 | 0.667 | 0.880 | 0.0739 | -0.130 | -0.0898 | 0.616 | 0.974 | 1.918 | 1 |
| RLGBM | (1.018) | (11.629) | (11.629) | (-1.640) | (-3.413) | -0.748 | 0.969 | 0.0224 | 0.699 |
| vii) M2CD | -0.979 | 0.802 | 0.284 | | -0.0537 | 1.434 | 0.994 | 1.673 | 1 |
| RGEN3AV | (-1.219) | (8.876) | (1.981) | | (-2.435) | -0.271 | 0.993 | 0.0182 | 0.792 |
| viii)M2CD | -0.550 | 0.917 | 0.128 | | -0.0067 | 1.542 | 0.992 | 2.048 | 1 |
| RMAA | (-0.663) | (7.607) | (0.780) | | (-0.089) | -0.0810 | 0. 991 | 0.0213 | 0.827 |
| ix) M2CD | -0.454 | 0.877 | 0.168 | | -0.0569 | 1.366 | 0. 995 | 2.007 | 1 |
| RLGBM | (-0.695) | (12. 945) | (1.514) | | (-1.184) | -0.463 | 0.994 | 0.0176 | 0.813 |

表7 卸売物価指数でデフレートした貨幣需要関数

更に、全てのパラメーター推定値が有意水準0.05で有意になっている。

パラメーター推定値の値を見ると、ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定値では、PGNP あるいは CPI を用いた場合よりは低下しており、年率の調整速度で、89.8~97.1%と極めて速くなっている。実質GNP変数のパラメーター推定値は、CPI を用いた場合程ではないが、PGNP を用いた場合よりも低下しており、長期弾力性値で見て、0.227~0.305である。市場金利変数の長期弾力性値は、WPI を用いると絶対値で大幅に上昇しており、一0.157~~0.312となっている。

以上の結果から判断すると、M0需要関数においては、WPIで貨幣需要項目を実質化した場合は、推定式の統計的性質、パラメーター推定値の符号条件・有意性、パラメーターの長期弾力性値、関数の調整速度と言った全ての観点から PGNP を用いた場合とほぼ同程度に安定した推定結果を与えている。したがって、CPI を用いたときの推定結果が、最も受容しにくい推定結果という結論になる。

M1需要関数における統計的性質を見ると、決定係数値では、PGNPを用いた場合よりはやや低下し、CPIを用いた場合よりはやや上昇しており、誤差項の自己相関の程度は大幅に大きくなっている。パラメーター推定値の符号条件は、全てのパラメーター推定値において満たしており、有意水準0.05で見ると、vi)式の預金金利変数のパラメーター推定値が若干満たしていないのみである。

M1需要関数におけるパラメーター推定値は、関数ごとに値の相違が大きく、総括的な傾向が言えないので、関数ごとにみる。iv)式では、PGNP、CPI を用いた場合より、調整速度が大幅に上昇し、年率74.5%になっている。実質GNP変数の長期弾力性値は、WPI を用いた場合に最大となっている。市場金利変数の長期弾力性値は、PGNP を用いた場合と CPI を用いた場合の中間である。v)式においても、調整速度は、WPI を用いたときに最大になっている。実質GNP変数の長期弾力性値は、CPI を用いた時よりは大きく、PGNP を用いた時より小さくなっている。市場金利変数の長期弾力性値は、WPI を

用いた場合が最大である。vi)式では、調整速度は WPI を用いたときが最小であるが、実質GNP変数の長期弾力性値はこの時が最大である。市場金利変数の長期弾力性値の絶対値も、WPI を用いたときに最大である。

以上,M1需要関数における推定結果では関数毎の相違が大きく,WPIで 実質化した時の特徴を明確に述べることは困難である。しかしながら,WPI を用いた場合でも,推定結果の基本的な性格が大幅に異なっているわけではない。

M2CD需要関数の統計的性質を見ると、PGNP、CPI を用いた場合に比べ、決定係数値が若干低下し、誤差項の自己相関の程度が非常に大きくなっている。パラメーター推定値の符号条件は全ての関数において満たされている。有意水準0.05で有意でないパラメーター推定値は、vii)式の実質GNP変数及び市場金利変数、ix)式の実質GNP変数である。この結果現先レートを用いたvii)式では、全てのパラメーター推定値が符号条件を満たし有意である。我々はこれまで多数OM2CD需要関数を提示してきたが、こうした結果はこれまで得られていない。

パラメーター推定値を見ると、ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定値が、CPIを用いた場合よりも一層低下しており、年率の調整速度は、29.3~58.6%となっている。実質GNP変数の長期弾力性値は、WPIを用いた時最も大きくなっている。又、市場金利変数の長期弾力性値は、関数ごとに相違があるが、現先レートを用いた場合は、WPIを用いた場合の絶対値が最も小さく、貸出約定平均金利を用いた場合は、PGNPを用いた場合とほぼ同等で、CPIを用いた場合より大幅に小さく、10年国債の市場利回りを用いた場合は、CPIを用いた場合と同等で、PGNPを用いた場合よりは大幅に大きくなっている。

M2CD需要関数において、WPIで貨幣ストック項目を実質化した場合は、他のデフレーターを用いた場合に比べて推定結果に大幅な変化が認められる。WPIを用いた場合には、形式的には受容可能な推定結果も得られている。

本節では、これまで各貨幣需要関数毎に、貨幣ストック項目に対するデフレ

ーター変数を変更することが、推定結果に与える影響を検討してきた。その結果、デフレーターの変更が貨幣需要関数の推定結果に一定の影響を与えることが明らかになった。しかしながら、影響の程度は貨幣ストック項目毎に一様ではない。M0需要関数では、WPIを用いたときが一番推定結果が安定しているようであるが、その差は大きくなく、PGNPを用いた場合と、WPIを用いた場合とを明確に区別することは困難である。M1需要関数においても推定結果に相違が認められるが、パラメーター推定値の大きさを除いては、どのデフレーターを用いてもほぼ同等の結果であると考えられる。M2CD需要関数では、WPIを用いた場合が最も貨幣需要関数としての体裁を整えている。これ等の結果の評価も微妙である。ここでは、貨幣需要関数の実証分析において、限られた範囲の説明変数のみを用いて一定の結論を導くことの危険性を指摘するにとどめておく。

6 貨幣需要関数における金融資産残高の影響

これまでの分析により、M0及びM1需要関数に関しては、ある程度安定した推定結果が導かれた。これに対して、M2CD需要関数に関しては未だ説得力のある推定結果は得られていない。そこで本節では、この問題を解決するための一つの試みとして、民間部門の保有する実質金融資産残高を貨幣需要関数の説明変数として追加した場合の推定結果を検討する。

上記の定式化は、貨幣の範囲が広がるにつれ貨幣と市場性のある金融資産との間の代替関係が強くなり、フローの所得よりも保有する金融資産間のポートフォリオ選択が重視されてくる可能性を考慮した定式化である。これまでも繰り返し述べたように、我々の推定してきた貨幣需要関数は、基本的に貨幣の取引需要理論に基礎を置いており、資産性の強い定期預金を含むM2CDに対する需要関数の特定化としては、不適切である可能性がある。この為、金融政策の運営目標として、M2CDが最適であるとするならば、M2CDに対する独

自の需要関数を特定化する必要がある。しかしながら、これには別途の本格的分析が必要である。ここでは、この方向への第一歩として、従来も資産性の強い貨幣ストック項目を含む貨幣需要関数の説明変数として利用されてきた、実質金融資産残高を説明変数に追加することにより、M2CD需要関数になんらかの改善が認められるか否かを検討することとする。

又、日本のデーターで、実質金融資産残高を用いたこれまでの分析では、結果が必ずしも整合的でないので、ここで昭和50年代以降の期間に限定して結論を整理しておくと言う意味もある。我々の前稿(平田 [1986])で、実質家計金融資産残高のみを用いた場合、M0需要関数においては同変数は有意ではなく、M1需要関数においては有意となり、M2CD需要関数においては、昭和40年第1四半期~58年第4四半期では、同変数は有意となるが、金利変数が有意ではなく、昭和40年代のデーターのみを用いた場合は、同変数は有意であるが、市場金利変数が有意ではなく、昭和50年代のデーターを用いた場合は、同変数自身が有意でないと言う結果となっていた。これに対して、古川 [1985 a] では、対象とした貨幣ストック項目はM2CDのみであるが、実質金融資産残高として、家計部門の金融資産残高に民間非金融法人企業の金融資産残高を合計した系列、及び同変数から民間非金融法人部門の負債を控除した系列を用いて分析している。この結果として、昭和40年第1四半期~56年第4四半期の期間において、実質金融資産残高変数のパラメーター推定値が有意であり、200)

古川と我々では、関数の特定化、観測期間に相違があり、こうした結論の相違は奇異ではなく、M2CD需要関数の不安定性、特に昭和50年代以降における不安定性の増大を反映しているとも考えられる。

そこで本節では、家計の金融資産残高と家計・企業の金融資産残高の合計を用いた場合の推定結果を併せて検討する。ここでは、M2CD需要関数の分析が中心になるが、M0あるいはM1需要関数においても実質金融資産残高がなんらかの影響を与えている可能性もあるので、両関数に関しても若干の検討を施し、これまでの分析結果と併せて、基本的な関数の選択に関する情報とする。

以下では、M0及びM1需要関数においては、市場金利変数としての現先レートのみを用い、デフレーターとしては、卸売物価指数を用いる。M2CD需要関数においては、市場金利変数として、現先レートと10年国債の市場金利を用いた場合の両者を検討し、デフレーターとしてはやはり卸売物価指数を用いる。

以上の結果をまとめたのが表8である。表8の結果を概観すると,実質金融資産残高変数は,全ての関数で極めて有意になっている。ここで,家計金融資産残高のみを用いても,これに民間非金融法人企業の金融資産残高を合わせて用いても推定結果にはほとんど差が認められない。又,貨幣ストック項目の範囲を広く取るに従って,実質金融資産残高変数の有意水準は向上している。この限りでは,昭和50年代以降の貨幣需要関数の説明変数として,実質金融資産残高を用いることは極めて有効であると考えられる。

しかしながら、全ての推定式において実質GNP変数のパラメーター推定値

| | 定数項 | ラグ付き 貨幣需要 | | 預金金利 | 市場金利 | 実資金 融資産 残 | $\hat{\hat{\mathbf{R}}}^2$ | D. W. S. E. | 階数 <i>P</i> 1 |
|----------------|----------|--------------|----------|----------|----------|-----------------|----------------------------|----------------|------------------|
| i) M 0 | 4. 478 | 0.572 | -0.0982 | -0.0778 | -0.0589 | 0.0958 | 0. 975 | 2. 116 | 5 |
| WH | (7.001) | (14.541) | (-1.048) | (-4.779) | (-2.758) | (2.374) | 0. 970 | 0.0241 | -0.212 |
| ii) M 0 | 4.534 | 0.572 | -0.109 | -0.0774 | -0.0581 | 0. 101 | 0.976 | 2.114 | 5 |
| WHC | (6.876) | (14. 533) | (-1.113) | (-4.746) | (-2.713) | (2.384) | 0.970 | 0.0241 | -0.213 |
| iii)M 1 | 5. 625 | 0.658 | -0.348 | -0.180 | -0.0857 | 0. 227 | 0. 992 | 2. 124 | 1 |
| WH | (6. 456) | (13.064) | (-3.562) | (-2.723) | (-4.586) | (5. 280) | 0.991 | 0.0124 | -0.397 |
| iv) M 1 | 5. 758 | 0.655 | -0.370 | -0.179 | -0.0835 | 0. 238 | 0.993 | 2.118 | 1 |
| WHC | (6.556) | (13. 109) | (-3.713) | (-2.725) | (-4.479) | (5. 384) | 0.991 | 0.0123 | -0.391 |
| v) M2CD | 3.073 | 0.527 | -0.849 | | -0.0362 | 0.316 | 0. 998 | 2.070 | 4 |
| WH,RGEN3AV | (6. 170) | (8.433) | (-1.246) | | (-2.725) | (8. 253) | 0. 998 | 0.0104 | -0.645 |
| vi) M2CD | 3. 263 | 0.511 | -0.110 | | -0.0338 | 0. 339 | 0. 998 | 2.070 | 4 |
| WHC,RGEN3A | (6.429) | (8.214) | (-1.614) | | (-2.584) | (8.540) | 0.998 | 0.0101 | -0.644 |
| vii) M2CD | 2.949 | 0.602 | -0.120 | | -0.0291 | 0. 286 | 0. 998 | 2.058 | 3 |
| WH,RLGBM | (4.720) | (8.832) | (-1.600) | | (-2.345) | (5.901) | 0. 998 | 0.0115 | -0.723 |
| viii) M 2 C D | 3. 162 | 0.580 | -0.143 | | -0.0274 | 0.311 | 0.998 | 2.059 | 3 |
| WHC,RLGBM | (5. 105) | (8.558) | (-1.945) | | (-2.240) | (6. 259) | 0.998 | 0.0111 | -0.714 |

表8 実質金融資産残高を含む貨幣需要関数*

^{*} 表中左欄の上段は従属変数の種類を示し、下段には金融資産残高の種類と市場金利変数として用いた金利の種類を示している。ここで、WH は家計の金融資産残高を用いたことを示し、WHC は家計と企業の金融資産残高の合計を用いたことを示している。

が負になっており、ここに示した推定結果をそのまま採用することは不可能である。M0需要関数では、実質GNP変数は符号条件を満たさないと同時に有意水準0.05で有意でもない。しかしながら、M1需要関数では、符号条件を満たさない上に極めて有意になっており、M2 CD需要関数においても有意になっている場合もある。

金利変数のパラメーター推定値を見ると、全ての関数で符号条件を満たし、

有意水準0.05で有意となっている。又、ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター 推定値も各関数で、相対的に低下しており、年率の調整速度は、MO需要関数 で89.3%, M1需要関数で81.3~81.6%, M2CD需要関数で86.8~93.2%と なっており、貨幣需要項目ごとの相違はこの場合には非常に小さくなっている。 以上の結果を総合的に判断すると、実質金融資産残高を説明変数として用い た貨幣需要関数は、望ましい性質を多数持っているけれども、唯一の問題は、 実質GNP変数が符号条件を満たしていないことであるという結論になる。こ の問題の単純な解決は、実質GNP変数あるいは、実質金融資産残高変数のい ずれかの一方のみを用いることであろう。しかしながら、貨幣需要関数の説明 変数として,実質GNPを用いることと実質金融資産残高を用いることの経済 学的意味付けは異なるので、この操作は、両変数の間に極めて大きな多重共線 性が存在する場合にのみ認められるであろう。ここで、実質GNPと実質家計 金融資産残高の相関を見ると、家計金融資産残高を PGNP で実質化した時、 0.911、CPI の時、0.920、WPI の時、0.905であり、確かに相関は大きい。し かし大きいとはいえ、決定的に大きくこれだけで、どちらかの変数を除かなく てはならないと言う程の値でもない。以下で、PGNP、CPI、で貨幣ストック項 目と家計金融資産残高を実質化し、表8に示したのと同様の推定を施した場合 の実質GNP変数と、実質家計金融資産残高のパラメーター推定値の状況を表 9に示す。

表9を見ると、M0需要関数ではWPIを用いた場合でのみ実質金融資産残高変数のパラメーター推定値が有意となっており、M1需要関数でも、PGNPあるいはCPIを用いた場合では必ずしも常に有意であるわけではない。これ

| | 実質GNP変数の パラメーター推定値 | 実質家計金融資産残高 のパラメーター推定値 |
|-----------|-----------------------|--------------------------|
| M0/PGNP | 正で有意 | 負で非有意 |
| M0/CPI | 正で有意 | 負で非有意 |
| M1/PGNP | 負で非有意 | 正で有意(?) |
| M1/CPI | 負で有意 | 正で有意(?) |
| M2CD/PGNP | 正で非有意 | 正で有意 |
| M2CD/CPI | 正で非有意 | 正で有意 |

表9 PGNP, CPI で実質化した時の、パラメーターの状況*

に反してM2CD需要関数では、どのデフレーター変数を用いた場合でも、金融資産残高変数のパラメーター推定値は有意になっている。

ここに示した推定結果の評価は必ずしも容易ではない。繰り返し述べたように、各種の条件を変更しても共通に見いだされる性質のみを取り出すのが、本来の分析態度であろう。しかしながら、これまでの分析で共通的に認められる性質は必ずしも多くはない。そこで、以下ではやや割り切った整理をする。

M0需要関数では、WPIを用いたときにのみ、実質金融資産残高変数のパラメーター推定値が有意となるので、PGNPを用いた場合を標準とし、実質金融資産残高の影響を無視する。これは、次の理由による。まず、M0需要関数の推定で、デフレーター変数を使い分けた場合の推定結果には若干の相違があるが、貨幣需要関数の説明変数として、最も自然な現先レートを用いた場合の推定結果の統計的性質を見る限り大きな相違は認められない。次に、現先レートを用いた場合、実質金融資産残高を追加した際に、同変数のパラメーター推定値が有意になるのは、デフレーターとしてWPIを用いた場合のみであり、そのときは、実質GNP変数のパラメーター推定値が負になっている。更に取引需要の占める割合が極めて高いM0需要関数において、実質GNP変数を排して、実質金融資産残高変数を用いることは不自然である。これとの関連で、貨幣ストック項目をWPIで実質化することも排除する。以上の整理の結果、M0需要関数の標準型は、表3のii)式か、表6のi)式となるが、ここでは、決定係数値を考慮して、表3のii)式を標準型と考える。

M1需要関数に関する選択も、基本的にはM0需要関数の場合と同様になろ

^{*}表中で(?)があるのは、関数によっては、異なる場合があることを示す。

う。ここでも,市場金利変数としては,現先レートを用いるのがいちばん自然であろう。この限りでは,M1需要関数におけるデフレーター変数の選択は,推定結果に大きな影響を与えていない。しかし,実質金融資産残高を説明変数に追加した場合には,同変数のパラメーター推定値は,デフレーター変数として,PGNP を用いた場合には有意でなく,CPI あるいは WPI で実質化した場合には有意になっている。ここでも両変数を同時に使用することが不可能であるならば,実質金融資産残高を落とす方が自然であろう。この結果,M1需要関数の標準型としては,表40 ii) 式を採用することになろう。

M2CD需要関数に関する選択は、我々の推定結果から判断する限り、M0 あるいはM1需要関数の場合と異なったものとなろう。同関数の説明変数とし て、実質GNP変数を用いた場合には見るべき推定結果を得るに至らなかった。 が、実質金融資産残高を用いた場合には、推定結果は、極めて良好であった。 又、実質GNPと実質金融資産残高の両者を用いた場合には、実質GNP変数 のパラメーター推定値が、符号条件を満たしていないので、両者を同時に用い ることは不可能である。そこで、我々は、説明変数として、実質GNP変数に 代わって,実質金融資産残高変数を選択し,これによる推定式を標準型として 考えて行かざるを得ない。この場合でも若干選択の余地があり、預金金利変数 を説明変数に含めるか否か、貨幣ストック項目、金融資産残高のデフレーター として何を選ぶかを決める必要がある。更に、M2CD需要関数においては、 必ずしも現先レートを用いなくてはならない必然性もなく、長期金利を用いる 方が自然であると考えられる(脚注22参照)。デフレーターの選択に関しては、 一連の推定を各種のデフレーターを用いて行なった結果、WPI を用いた場合 が一番安定していたので、WPI を用いることとする。そこで以下に、10年国 債の市場金利を用い、貸付信託の5年物予想配当率を説明変数に含まない場合 と含む場合の推定結果を提示する。

$$\begin{array}{l} \ln(\text{M2CD/WPI}) = 2.590 + 0.500 \ln(\text{M2CD/WPI})_{-1} - 0.0467 \ln \text{RLGBM} \\ (8.201)(8.264) & (-4.590) \\ + 0.298 \ln(\text{FNWH/WPI}) + 0.00231\text{D1} + 0.000118\text{D2} + 0.00443\text{D3}. & (4) \\ (8.258) & (0.992) & (0.0588) & (1.861) \end{array}$$

 $\hat{R}^2 = 0.997$, $\hat{R}^2 = 0.997$, D.W.=2.060, D.H.=-0.224, S.E.=0.0105. $\rho_1 = 0.654$, $\rho_2 = 0.360$, $\rho_3 = -0.0185$, $\rho_4 = -0.304$.

+0.00179D2+0.00458D3. (0.630) (1.708)

 $\hat{R}^2 = 0.998$, $\hat{R}^2 = 0.998$, D.W.=2.125, D.H.=-0.513, S.E.=0.0113. $\rho_1 = 0.710$, $\rho_2 = 0.346$.

(5)

(4), (5)式とも問題のない推定結果である。そこで、本節では、M2CD需要関数の基本型として、(4), (5)の両式を採用し、次節の分析を行なう。

7 貨幣需要関数における物価変動の影響

第2節でも述べたように、物価変動が貨幣需要関数に与える影響の評価は、 2種類の基準で考えることが可能である。第1番目の基準は、貨幣需要の調整 経路が名目貨幣需要量に基づいて行なわれるのか、実質貨幣需要量に基づいて 行なわれるのかの評価である。第2番目の基準は、貨幣需要関数の説明変数と して、名目金利を用いるのか、実質金利を用いるのかの評価である。

上の2種類の評価基準は、必ずしも切り離して考えることはできないが、本稿では先ず第1番目の評価基準に関して検討する。しかしながら、併せて第2番目の評価基準に関しても一定の評価を与えることを目指す。

第1番目の基準は、Goldfeld [1976] が提起した問題であるが、1980年代に入って関心が高まり、多数の研究が表れている。日本のデーターを用いた研究としては、伊藤・北川 [1986] があり、1968 I \sim 1983 I のデーターを用いて、名目値ベースの調整を支持する結論を得ている。伊藤・北川では、Milbourne [1983] の特定化に従って分析が行なわれており、貨幣ストック項目を細分化

した場合の分析、部分調整原理に基づく貨幣需要関数のみでなく、Almon ラグを用いた貨幣需要関数の検討も施されている。本稿では、Hwang [1985] に従って、デフレーター変数に関する一次同次性の仮定とを併せて検討する。一次同次性の仮定を併せて検討するのは、上に記した、第2番目の基準を意識したためである。真の調整過程が名目値によるにしろ、実質値によるにしろ、貨幣需要関数の説明変数として、名目金利変数を用いるのが適当であるとするならば、貨幣需要関数における物価水準変動の影響は、選択された調整過程からは排除されているはずである。しかしながら、実質金利変数を用いるのが適当であるならば、依然として物価水準変動の影響が残存すると考えられるので、この点を評価することが目的である。

我々が検討するのは、以下に示す推定式による結果であるが、対数線形の特定化による限り、Milbourne の特定化と本質的な相違はない。

$$\ln(M/P) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(M/P)_{-1} + \alpha_2 \ln(GNP/P) + \alpha_3 \ln \alpha_4 \ln(P/P_{-1}) + \alpha_5 \ln P + u^{25}$$
(6)

Hwang によると、(6)式において、 $\alpha_1+\alpha_4=0$ であるならば名目値ベースの調整が選択され、 $\alpha_4=0$ であるならば実質値ベースの調整が選択されることになる。前節の分析で標準型とした関数型に、(6)式を適用して得られる推定結果を用いて上記の点を確認する。表10の i) \sim iv) 式に示したのがこれ等の推定結果である。

表10の推定結果を見ると明らかなように、全ての推定結果で、 (P/P_{-1}) 変数 のパラメーター推定値が有意水準0.05で有意となっている。このことは、我々がこれまで用いてきた実質値ベースの調整過程を用いることが不適切であることを示している。しかしながら、名目値ベースの調整過程が適当であるかどうかに関しては、ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定値と (P/P_{-1}) 変数 のパラメーター推定値の合計が、0 であると言う仮説を検定する必要がある。

上記の点を検定するには、どうしたらよいだろうか。我々のパラメーター推定値が、結合正規分布に従っていることを前提すれば、t-検定することが可能である。このt検定によると、M1需要関数を除いては、2つのパラメータ

| | ラグ付き 貨幣需要 | 実質 GNP | 預金金利 | 市場金利 | P/P ₋₁ | P | $\hat{\tilde{R}}^2\\\hat{\tilde{R}}^2$ | D.W. S.E. | 階数 <i>p</i> 1 |
|------------|--------------|-----------|----------|----------|-------------------|----------|--|--------------|------------------|
| i) M 0 | 0.641 | 0.0730 | -0.0496 | 0.00868 | -0.964 | 0.138 | 0. 957 | 1.997 | 2 |
| | (12.567) | (1.417) | (-6.142) | (0.365) | (-2.116) | (3.303) | 0. 946 | 0.0238 | -0.379 |
| ii) M 1 | 0.774 | 0.0728 | -0.0279 | -0.0549 | -1.754 | 0.0582 | 0. 983 | 2. 152 | 8 |
| | (12.685) | (1.769) | (-0.568) | (-4.776) | (-9.059) | (1.203) | 0.979 | 0.0134 | 0.319 |
| iii) M2CD | 0.874 | 0.0770 | 0.00951 | -0.0134 | -0.809 | -0.0397 | 0. 999 | 1.990 | 1 |
| RGEN3AV | (20.013) | (3.028) | (0.482) | (-1.935) | (-13.28) | (-2.676) | 0.999 | 0.0042 | 0.182 |
| iv) M2CD | 0.867 | 0.0782 | | -0.0115 | -0.778 | -0.0351 | 0.999 | 1.991 | 1 |
| RLGBM | (21.977) | (3.191) | | (-2.052) | (-12.01) | (-3.115) | 0.999 | 0.0042 | -0.391 |
| v) M0 | 0.793 | 0.104 | -0.0444 | 0.0180 | | | 0.947 | 1.897 | 2 |
| | (24.084) | (1.714) | (-4.922) | (0.681) | | | 0. 937 | 0.0257 | -0.353 |
| vi) M1 | 0.886 | 0.105 | -0.0724 | -0.0363 | | | 0. 983 | 1.872 | 1 |
| | (18.559) | (1.041) | (-0.982) | (-1.809) | | | 0. 980 | 0.0139 | 0.305 |
| vii) M2CD | 0.857 | 0.0695 | -0.0258 | -0.0111 | | | 0. 999 | 1.979 | 1 |
| RGEN3AV | (18. 785) | (2.567) | (-1.546) | (-1.528) | | | 0. 999 | 0.0047 | 0.186 |
| viii) M2CD | 0.870 | 0.0659 | | -0.0198 | | | 0. 999 | 1.996 | 1 |
| RLGBM | (18.659) | (2.312) | | (-3.697) | | | 0. 999 | 0.0049 | 0.287 |
| ix) M 0 | 0.652 | 0.0761 | -0.0512 | 0.0151 | | 0.142 | 0.956 | 1.986 | 2 |
| | (13.640) | (1.515) | (-6.686) | (0.690) | | (3.562) | 0.946 | 0.0239 | -0.396 |
| x) M1 | 0.853 | 0.0851 | -0.0446 | -0.0426 | | 0.0313 | 0. 983 | 2.011 | 5 |
| | (9.897) | (1.180) | (-0.688) | (-2.623) | | (0.471) | 0. 979 | 0.0137 | 0. 272 |
| xi) M2CD | 0.889 | 0.0614 | -0.00228 | -0.00902 | | -0.0302 | 0.999 | 1.949 | 1 |
| RGEN3AV | (20.747) | (2.513) | (-0.122) | (-1.384) | | (-2.186) | 0.999 | 0.0045 | 0.100 |
| xii) M2CD | 0.892 | 0.0607 | 1 | -0.00945 | | -0.0313 | 0.999 | 1.948 | 1 |
| RLGBM | (23. 411) | (2.602) | | (-1.732) | | (-2.878) | 0.999 | 0. 102 | 0.102 |

表10 名目値調整と実質値調整の選択*

-推定値の合計は、0であると言う帰無仮説を有意水準0.05で棄却することができなかった。よって、M0及びM2CD需要関数においては、名目値ベースの調整が適当であることになる。

P変数のパラメーター推定値を見ると,M1需要関数以外では有意水準0.05で有意となっている。この為,M0及びM2 C D需要関数においては,実質金利変数を用いた推定結果を吟味する必要がある。

上記の結果により、これまで我々が行なってきた分析結果はいささか限定的な状況下での結果であることになる。しかしながら、i)~iv)式における物

^{*} 本表ではスペースの関係で、定数項のパラメーター推定値の記載を省略した。表の左欄の上段は従属変数の種類を示し、下段は推定に用いた市場金利変数の種類を示している。 v) 式以下では、名目値調整による推定結果を示している。

価変数以外のパラメーター推定値を見るとこれまでの推定結果と異なり、符号条件を満たしていなかったり、有意水準が極めて低くなっているパラメーター推定値があり、全てのパラメーター推定値が、符号条件を満たし、有意水準0.05で有意であるのはiv)式のみとなっている。そこで、以下では名目値ベースの調整を前提とし、これまでの我々が標準的と考えてきた推定結果との比較を施し、今後の分析方向を探ることとする。表10のv) $\sim vii$) 式に示したのは、名目値ベースの調整により、貨幣需要量と物価水準との間に一次同次性を前提とした場合の推定結果であり、ix) $\sim xii$) 式に示したのは、一次同次性を前提としない場合の推定結果である。

v)、ix)式を表3のii)式と比較すると、v)式ではラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定値が大幅に大きくなっており、調整速度も60%となり、表3ii)式の年率79%に比して、大幅に低下している。一方ix)式の同変数に対するパラメーター推定値は、表3ii)式におけるよりもやや低下し、調整速度も年率82%に上昇している。実質GNP変数のパラメーター推定値を見ると、v)、ix)式では有意水準が大幅に低下し、長期弾力性値もそれぞれ、0.131、0.219となり、表3ii)式の半分以下の値となっている。又、v)、ix)式では市場金利変数のパラメーター推定値が、符号条件を満たしておらず、有意水準も極めて低くなっている。又、ix)式におけるP変数のパラメーター推定値は極めて有意であり、この場合も名目金利変数の利用は問題を残している。

次いで、vi)、x)式を表 4ii)式と比較する。ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定値は、表 4ii)式において最も小さくなっているが、その差は、M0 需要関数における程大きくない。実質 GNP 変数のパラメーター推定値の有意水準は、vi)、x)式においては、表 4ii)式に比べると小さくなっており、有意水準0.05で有意ではなくなっている。又、預金金利変数のパラメーター推定値も有意ではない。M1 需要関数では、M0 需要関数の場合と異なり、x)式における P 変数のパラメーター推定値は、有意水準0.05で有意ではなくなっている。

最後に、vii)、xi) 式の結果を(5)式と、vii)、xii) 式の結果を(4)式と比較する。

いずれの場合も、名目値ベースの調整を考えた場合には、ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定値が大幅に大きくなっている。金融資産残高変数のパラメーター推定値は、M0、M1需要関数で実質GNP変数のパラメーター推定値の有意水準が低下したのと異なり、充分に有意になっている。しかしながら、金利変数を2種類用いた場合には、両金利変数のパラメーター推定値とも有意水準0.05で有意ではなくなっている。市場金利変数のみを用いた場合でも、(4)式におけるよりは、有意水準が大幅に低下している。xi)、xii)式におけるP変数のパラメーター推定値はともに有意水準0.05で有意となっており、M2CD需要関数においても実質金利変数の利用を検討する必要がある。

以上の結果を見ると、実質値ベースの調整を前提として我々が選択した関数型は、名目値ベースの調整を考えた場合には必ずしも満足すべき推定結果を与えていない。しかしながら、我々は、名目値ベースの調整を前提とした場合には、各種の推定結果を総合的に評価しているわけではないので、我々が用いた関数型の評価は充分ではない。ある意味では、ラグ付き貨幣需要変数を当期の物価指数で実質化した場合と一期ラグの物価指数で実質化した場合で、推定結果が大幅に変化することは、必ずしも容易に受け入れられることではないので、この点の考察も今後充分に行なら必要があろう。

本節のこれまでの分析により、我々は貨幣需要関数の説明変数として、実質金利変数の利用を検討する必要に迫られている。しかしながら、この問題の検討を本格的に行なうためには、第2節でも述べたように、期待物価上昇率のデーター系列の作成等大がかりな分析が必要となる。そこで本稿では、非常に単純に、過去1年間の現実の物価上昇率を期待物価上昇率とする想定の下に、各金利変数を実質化した上で、これまで標準的と考えてきた各貨幣需要関数の説明変数として用いた場合、推定結果にどの様な影響が表れるかを検討し、今後の本格的な分析のための出発点としたい。又、上記の分析で貨幣需要に対する調整を実質値ベースで考えた場合と、名目値ベースで考えた場合に推定結果が大幅に変化しているので、以下では両方の場合の推定結果を提示し、実質金利変数を用いた場合にも両者に相違が存在するか否かをも検討する。

| | | 定数項 | ラグ付き 貨幣需要 | 実質 G N P | 預金金利 | 市場金利 | 長期 GNP 弾力 金利 | $\hat{f R}^2$ $\hat{f R}^2$ | D. W. S. E. | 階数 P1 |
|------------|--------------|----------|--------------|-------------|----------|----------|--------------------|-----------------------------|----------------|----------|
| i) | M 0 | -1.487 | 0.902 | 0. 200 | -0.00032 | -0.00413 | 2.041 | 0.907 | 2.030 | 1 |
| | 名目値 | (-0.893) | (9.677) | (1.218) | (-0.032) | (-0.538) | -0.0421 | 0.888 | 0.0306 | -0.131 |
| ii) | M 0 | -2.108 | 0.896 | 0. 251 | -0.00009 | -0.00305 | 2.413 | 0.897 | 1.991 | 1 |
| | 実質値 | (-1.171) | (8.527) | (1.410) | (-0.009) | (-0.371) | -0.0293 | 0.876 | 0. 0322 | -0.0824 |
| iii) | M 1 | -2.509 | 0.657 | 0.510 | -0.109 | 0.00179 | 1.489 | 0.969 | 1.789 | 1 |
| | 名目値 | (-1.875) | (7.215) | (3.179) | (-1.728) | (1.005) | 0.00522 | 0.962 | 0.0167 | 0.647 |
| iv) | M 1 | -4.438 | 0.514 | 0.789 | -0.119 | 0.00302 | 1.623 | 0.951 | 1.661 | 1 |
| | 実質値 | (-2.738) | (5.500) | (3.015) | (-1.794) | (1.550) | 0.00621 | 0.942 | 0.0203 | 0.734 |
| v) | $M\ 2\ C\ D$ | -0.0697 | 1.070 | -0.0630 | 0.00075 | -0.00043 | | 0.999 | 1.887 | 1 |
| | 名目値 | (-0.526) | (31.057) | (-2.572) | (0.717) | (-0.347) | | 0.999 | 0.0049 | -0.0428 |
| vi) | $M\ 2\ C\ D$ | 2. 193 | 0. 377 | 0.447 | 0.00104 | 0.000427 | 0.717 | 0.993 | 1.749 | 1 |
| | 実質値 | (6.016) | (4. 227) | (6.447) | (0.540) | (0.192) | 0.000685 | 0.992 | 0.0156 | 0.910 |
| vii) | $M\ 2\ C\ D$ | -0.0679 | 1.075 | -0.0674 | | 0.00045 | | 0. 999 | 1.900 | 1 |
| | 名目値 | (-0.511) | (31.717) | (-2.856) | | (2.888) | | 0.999 | 0.0049 | -0.0312 |
| viii) | $M\ 2\ C\ D$ | 2. 146 | 0.389 | 0.438 | | 0.00159 | 0.717 | 0. 993 | 1.724 | 1 |
| | 実質値 | (6.115) | (4.585) | (6.593) | | (3.067) | 0.00260 | 0. 992 | 0. 0155 | 0.911 |

表11 実質金利変数を用いた貨幣需要関数*

表11に示したのがこれ等の推定結果である。これ等の結果は、前節までの分析で標準型とした各貨幣需要関数で、金利変数を実質金利変数に置き換え、名目値調整の場合と実質値調整を場合について推定したものである。これ等の結果を概観すると、名目値調整を用いても実質値調整を用いても金利変数のパラメーター推定値で、符号条件を満たし、有意水準0.05で有意であるのはM1需要関数の預金金利変数のみである。他の金利変数のパラメーター推定値は、符号条件を満たさないか有意水準が極めて小さくなっている。貨幣ストック項目ごとに他の特徴を記す。M0需要関数においては、ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定値も相対的に大きくなっており、結果的に実質GNP変数の長期弾力性値は2を越えている。M1需要関数においては、ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定値は相対的に小さくなっているが、実質GNP変数のパラメーター推定値は相対的に小さくなっているが、実質GNP変数のパラメーター推定値が非常

^{*} 表中左欄の上段は従属変数の種類を示し、下段は関数の特定化が名目値調整によったか、実質値調整によったかを示している。M2CDが従属変数となっている際には、実質GNP変数覧には、実質家計金融資産残高変数のパラメーター推定値が記してある。長期弾力性覧に (……)が記されているのは、ラグ付き従属変数のパラメーター推定値が1を越えており、長期弾力性値の計算が意味を持たないことを示している。

に大きくなっている結果,実質GNP変数の長期弾力性値は,1.5前後になっている。以上のM0,M1需要関数においては,名目値調整による場合と実質値調整による場合で,決定的な相違は存在しない。多少目立った相違は,M1需要関数におけるラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定値が,名目値調整による場合に相当大きくなっていることのみである。しかしながら,M2CD需要関数においては名目値調整による場合と実質値調整による場合で,推定結果は全く異なっている。名目値調整による場合では,預金金利変数を説明変数に含む場合でも含まない場合でもラグ付き従属変数のパラメーター推定値が1を上回っており,これに対応して,実質金融資産残高変数のパラメーター推定値が負になっている。一方実質値調整による推定結果では,ラグ付き従属変数のパラメーター推定値は極めて小さくなっている。しかしこの場合は,全ての金利変数のパラメーター推定値が正になっている。

以上結果的には,実質金利変数を用いた推定結果では,貨幣需要関数として 説得力のある推定結果を得るにいたらなかった。ここでの一つのポイントは, 実質金利変数を用いた場合に,貨幣需要量と物価水準の間に一次同次性の関係 が満たされているのか否かの判定である。推定結果は示さないが,M0,M1 需要関数においては,物価水準を説明変数に追加した場合,同変数のパラメー ター推定値は有意水準0.05で有意ではない。しかしながら,M2CD需要関数 においては,同変数のパラメーター推定値は極めて有意となっている。本節の 分析に対しては、今後一層の検討が必要でありそうである。

8 結論と今後の課題

本稿では、昭和50年代以後のデーターにより、Goldfeld 型の貨幣需要関数を用いて、実質値ベースでの調整を前提とした場合を中心に、実証的に貨幣需要関数の比較検討を施してきた。この結果、M0、M1需要関数においては、昭和40年代のデーターを含む場合に我々が標準的と考えた貨幣需要関数と本質

的に変わらない特定化によって、日本の貨幣需要が一定水準の説得力を以て説明されることが明かとなった。昭和40年代のデーターによる推定結果(平田[1986])と比較すると、パラメーター推定値の値は相当程度異なっている。又、説明変数として用いる金利変数の選択、貨幣需要変数に対するデフレーター変数の選択により、パラメーター推定値の値が大幅に変化するが、パラメーター推定値の符号条件、有意性は比較的安定していると考えられる。又、短期市場金利変数とGNPデフレーターを用いた推定結果の持つ性質は、米国の貨幣需要関数の性質とも極めて類似していると結論することができる。

一方M2CD需要関数においては,実質GNP変数を説明変数として用いた場合には,必ずしも満足すべき推定結果を得るにいたらず,同変数の代わりに,金融資産残高変数を用いた場合には,一応満足すべき推定結果を導くことができた。この結果,日本銀行が,政策運営の目標としているM2CDに対する需要関数は,M0あるいはM1に対する需要関数と区別して考える必要があることが明らかになったと言えよう。

上記の範囲では、我々の分析結果は一応整合性のある結果であると言えよう。しかしながら、上記の範囲でも今後の検討課題は残存している。先ず第1に、我々の分析は、昭和50年以後と、それ以前とでは、貨幣需要関数は異なることを前提に分析しており、両期間にわたって貨幣需要関数が安定的であったか否かの検討が施されていない。これまでの研究結果により、日本の貨幣需要関数が、この期間で安定的ではなかったことは、認められるとしても、期間区分、変化の形状に関しては、充分な検討が必要であろう。第2に、M2CD需要関数が、M0あるいはM1需要関数と同一の特定化で議論できないことは事実としても本稿で行なった、金融資産残高を説明変数として用いることは、可能な方法の一つを用いたにすぎないので、今後M2CD需要関数あるいは、M1とM2CDの相違である、定期預金にたいする需要関数の特定化に吟味を施し、M1需要関数とM2CD需要関数の性質の相違を明確にしていくと言う問題がある。

第7節で、Goldfeld 型貨幣需要関数において、実質貨幣需要量ベースの調

整過程,名目貨幣需要量ベースの調整過程の相対的有意性を評価した結果,M 0,M2CD需要関数においては,名目貨幣需要量をベースとする調整過程の方が,適当であり,M1需要関数においては,判定不能であるとの結果になった。又,金利変数として名目金利変数を用いた推定結果では,貨幣需要量の物価変数に対する一次同次性の仮定が必ずしも満たされないことも明らかになった。しかしながら,名目貨幣需要量の調整ベースとして推定したり,実質金利変数を用いて推定した貨幣需要関数は,第6節までの分析で導かれた貨幣需要関数ほど望ましい性質を有していないことも明らかになった。

この結果、今後貨幣需要関数における物価水準の影響に関しては極めて慎重な分析が必要とされていると言える。以上のように、我々の推定結果には整合的でない点が残存している。これを解決するためには、貨幣需要項目をより細かく分割した分析や、貨幣需要関数の特定化を根本的に見直すような分析が必要となってくると考えられる。

- 1) 貨幣需要関数に関しては, 筒井 [1985] の展望論文, 新開 [1984], 古川 [1985 a . b], 伊藤・北川 [1986] 等がある。貨幣の供給過程に関しては, 古川 [1985 b] がある。
- 2) 厳密な期間区分は必ずしも自明ではなく、今後ある期間に関して説得力のある 貨幣需給関係を確立した上で、分析期間の変更が関数の安定性に与える影響に関 して慎重に検討を加える必要がある。但し、古川 [1985 b]、平田 [1986] の分 析で、昭和40年代のデーターと昭和50年代のデーターを使い分けて推定した結果 では、両期間の推定結果には差異が認められたことも事実である。古川は、昭和 53年を転機ではないかとしているが、これに関しては今後昭和60年代のデーター の蓄積を待って、貨幣需要関数の変化の過程に関する分析と併せて検討を施す必 要があろう。
- 3) 我々のこれまでの分析では、貨幣に対する需給を併せて検討してきたが、貨幣需要関数に関しては、Goldfeld型の関数型という共通の出発点が存在するのに対して、貨幣供給関数に関しては、その存在の正当性すら必ずしも明かではない。そこで本稿では、貨幣に対する需要関数のみを取り上げ、別途稿を改めて、昭和50年代以降の貨幣供給関数の分析を行なう。
- 4) 近年、米国においては Goldfeld 型の貨幣需要関数の再吟味が行なわれている し、筒井も述べているが、日本の金融システムを前提として、より幅広い観点か ら、貨幣需要関数の再定式化を試み、その中から最適な貨幣需要関数を選択する

と言う,分析の重要性は無視することはできない。新開でもこの方向の検討が試 みられている。

- 5) 昭和50年代に発生した金融市場の主要な変化は、昭和59年度の経済白書の付表にまとめられており、それ以後毎年の白書に前年の変化がまとまっているのでこれを参照されたい。
- 6) Goldfeld 型の貨幣需要関数の導出に関しては、我々も既に述べているし、筒井 [1985] にも詳しいのでここでは繰り返さない。但し、Goldfeld 自身は、パラメーター推定値の評価において、Baumol [1952] -Tobin [1956] 流の取引需要理論を念頭においていたと考えられる。
- 7) 昭和42年に定義の変更があり、現在公表されている、貨幣ストック項目の中には、M0のデーター系列は含まれていない。それ以前には、この系列も公表されており、幸島 [1972] では、この系列に関しても詳細な分析が行なわれている。最近の分析では、データーの制約の為かこの項目を対象とした貨幣需要関数の分析はほとんどなされていない。周知のように、米国に於ける貨幣需要関数の分析に於いては、少なくとも1970年代までは、現金+当座預金が分析の主要な対象であり、貨幣需要関数のシフトの問題も主にこの貨幣ストック概念を対象として検討されてきた。貨幣需要関数の実証分析に於いては、米国のデーターによるものが圧倒的に多いので、これ等との比較を行なうためにも、日本においてもこの貨幣ストック項目に対する需要関数を検討しておくことには意味があろう。
- 8) 日本で公表されている貨幣ストック項目としては、以上の他に、M3CDもある。この項目の中には、貨幣に対する需要者の立場からは、預金通貨銀行の普通預金と区別することの困難な、郵便貯金の通常預金も含まれている。しかしながら、M3CDの中には、M2CDの各構成要素と比べてはるかに流動性の低い信託預金等も含まれている。このことは、日本の貨幣ストック項目に対する公式統計が、各ストック項目の流動性を基準に提示されていると言うよりも、日銀の管理可能性の程度を基準に作成されていることの表れである。そこで、郵便貯金の対応する項目を、M1あるいはM2CDに加えたデーター系列を別途作成し、これを分析することは、貨幣需要関数の観点からは興味のある問題であると考えられるが、取引需要理論をベースにした貨幣需要関数において、M3CDの全体を分析することに多くの意味を見いだすことができないので、本稿では分析の対象外とした。
- 9) こうした点を考慮すると、昭和40年代以前の日本に於いて、貨幣と債券との代替関係の形で、貨幣需要関数を定式化する事にどの様な意味があるのかと言う根本に帰った疑問を提起され得よう。一方で、昭和40年代以前のデーターを用いた場合でも Goldfeld 型の貨幣需要関数によって、形式的には受容可能な貨幣需要関数が推定されていることも事実である。本稿の考察対象外ではあるが、こうし

た点は、一度慎重に吟味するべき問題であろう。

10) 我々の観測期間における、主要金利変数間の相関係数を示すと、下表の様になる。ここで、RDTD1 は、預金通貨銀行の1年物定期預金金利であり、RPDLT5 は、5年物貸付信託の予想配当率であり、CMBEMTUは、コール・レート、BYSGB は、10年国債応募者利回りであり、BYSVTV は、利付き電電債店頭売買利回りであり、RMAA は、全国銀行貸出約定平均金利であり、CCBDR2 は、手形売買レート(2カ月平均)であり、BYSSGS は、政府短期証券60日物発行利回りであり、RLGBM は、10年国債店頭売買利回りである。

| | RDTD 1 | RPDL T5 | CMBE MTU | BYSG B | BYSV TB | RMAA | CCBD R2 | BYSS GS | RLGB M |
|--------|-----------|------------|-------------|-----------|------------|------|------------|------------|-----------|
| RDTD1 | 1.00 | | | | | | | | |
| RPDLT5 | 0.95 | 1.00 | | | | | | | |
| CMBEMT | 0.88 | 0.79 | 1.00 | | | | | | |
| BYSGB | 0.89 | 0.95 | 0.73 | 1.00 | | | | | |
| BYSVTB | 0.92 | 0.95 | 0.80 | 0.92 | 1.00 | | | | |
| RMAA | 0.96 | 0.95 | 0.83 | 0.84 | 0.90 | 1.00 | | | |
| CCBDR2 | 0.89 | 0.80 | 0.99 | 0.72 | 0.81 | 0.85 | 1.00 | | |
| BYSSGS | 0.94 | 0.92 | 0.89 | 0.92 | 0.89 | 0.89 | 0.88 | 1.00 | |
| RLGBM | 0.75 | 0.85 | 0.62 | 0. 91 | 0.86 | 0.73 | 0.62 | 0.78 | 1.00 |
| RGEN3A | 0.90 | 0.81 | 0.98 | 0.75 | 0.82 | 0.85 | 0.98 | 0.88 | 0.63 |
| | 1 | ı | 1 | | 1 | 1 | | | |

- 11) 貨幣需要関数の分析において、各種の取引を幅広く取って、これを説明変数に加えた分析として、米国に付いては、Lieberman [1977]、日本に付いては、幸村 [1982] があり、Lieberman では、金融取引は含まない方向で検討が施されており、幸村では、赤羽 [1979] の指摘を受けて、金融取引をも考慮されている。しかしながら、両者とも貨幣需要に対するデフレーターに関しては特に吟味していない。
- 12) これに関する展望として、黒坂・浜田 [1984] がある。又、最近豊田 [1985] 等による期待物価上昇率変数の作成に関する研究がある。
- 13) 本稿で用いるデーターは、国民所得体系のデーターに関しては、『国民経済計算年報』の各号から取っており、貨幣ストック項目、金利に関するデーターは、日銀の『経済計算年報』から取っている。金利のデーターは、月別のデーターを元に各四半期ごとの単純平均を計算して用いた。貨幣ストックのデーターは、月末残のデーターであるので、前四半期の最終月のデーターと、当該四半期の各月の4カ月の値を平均して用いた。M1及びM2CDに関しては、月中平均のデーターも公表されているが、M0に関してこの系列を作成することが不可能であったことからこの方法を取ったが、単純に四半期ごとの月末残の値の平均を計算して用いた場合に比して、M1及びM2CD需要関数の推定結果は、我々の方法に

よって推定した場合の方が、月中平均値を用いて推定した場合の推定結果と類似している。なお、各データーは、季節調整を施していない原数値を用いた。その為、季節調整に関しては、四半期ダミー変数を用いて行なった。

本稿で用いた推定手法は、前稿と同様で、先ず OLS 推定を施し、これから計算された、残差により、誤差項の系列相関の階数を推定し、これを基に GLS 推定を施し、集束計算すると言う方法である。今回の分析では、推定された誤差項の自己相関の階数が 0 の関数が非常に多かったが、この場合は、1 階の自己相関を仮定して推定し直した。

- 14) パラメーター推定値の下の括弧内は、パラメーター推定値の t -値である。又、 \hat{R}^2 は決定係数、 \hat{R}^2 は自由度修正済みの決定係数、D.W. は Durbin-Watson 統計量、D.H. は Durbin の h -統計量、S.E. は、推定式の標準偏差、A は誤差項における i 階の自己相関係数を示している。
- 15) 我々は、M2CD需要関数においても、預金金利変数を説明変数として含む場合の推定も行なったが、特に記すべき改善は認められなかった。
- 16) 貨幣ストック項目に対するデフレーターとして, CPI を用いた場合には, 以下に示すように, 預金金利変数を説明変数として追加しても, 全てのパラメーター推定値が符号条件を満たす推定結果がえられている:

```
\begin{split} &\ln(\text{M2CD/CPI}) = -0.107 + \ 0.926 \ln(\text{M2CD/CPI})_{-1} + 0.0857 \ln(\text{GNP/PGNP}) \\ &\quad (-0.570)(16.717) \\ &\quad (1.326) \end{split} &-0.000612 \ln \text{RPDLT5} - 0.0268 \ln \text{RGEN3AV} + 0.0176\text{D1} \\ &(-0.0298) \\ &\quad (-2.662) \\ &\quad (2.250) \\ &\quad + 0.00677\text{D2} + 0.0151\text{D3}. \\ &(1.769) \\ &\quad (0.679) \\ &\hat{\mathbb{R}}^2 = 0.999, \ \hat{\mathbb{R}}^2 = 0.999, \ \text{D.W.} = 1.939, \ \text{D.H.} = 0.226, \ \text{S.E.} = 0.00624. \\ &\rho_1 = 0.230. \end{split}
```

しかしながら、パラメーター推定値の有意水準は極めて小さい。

- 17) 若干の理由付けとして、WPI が企業間の取引を示す物価指数であり、これは主として小切手により決済されており、他の貨幣ストック項目に比して、M0では当座預金の占める割合が大きいことが、WPI を用いた場合に比較的安定した結果を与える理由として、挙げられよう。
- 18) 同関数に預金金利変数を導入した場合の推定結果は、以下の通りである $\ln(\text{M2CD/WPI}) = -0.735 + 0.828 \ln(\text{M2CD/WPI})_{-1} + 0.239 \ln(\text{GNP/GNPD}) \\ (-0.927)(8.040) (1.584) \\ -0.0253 \ln \text{RPDLT5} 0.0342 \ln \text{RGEN3AV} + 0.0299D1 + 0.0302D2$

```
-0.0253 ln RPDLT5-0.0342 ln RGEN3AV+0.0299D1+0.0302D2
(-0.411) (-1.189) (1.266) (1.344)
+0.0180D3.
(1.138)
```

 $\hat{R}^2 = 0.994$, $\hat{R}^2 = 0.993$, D.W.=2.015, D.H.=-0.0715, S.E.=0.0187. $\rho_1 = 0.794$, $\rho_2 = 0.551$.

ここでも全てのパラメーター推定値が符号条件を満たしてはいるが、有意水準は充分に大きくない。しかし、PGNP あるいは CPI を用いた場合よりは、有意水準が向上している。又、ラグ付き貨幣需要変数のパラメーター推定値も比較的小さい。

- 19) 貨幣需要関数の説明変数として、実質金融資産残高を用いた研究として、But-kiewicz [1978] . Lieberman [1980] . Marothia-Phillips [1982] 等がある。
- 20) 利付き電電債利回り、あるいは現先レートを用いた場合に、実質GNP変数の パラメーター推定値が負になっている。利付き電電債利回りを用いた場合に関し ての理由は不明であるが、現先レートを用いた場合は、データーの関係で推定の 開始期が、昭和48年であり、昭和50年代のデーターのウエイトが高いためと考え られる。
- 21) 古川 [1985 a] でも述べているように、民間非金融部門の負債を控除してもしなくても、推定結果に大きな相違がなく、控除しない場合の方が、実質金融資産 残高変数のパラメーター推定値の有意性が高まっているので、控除した場合を検討する必要はあるまい。
- 22) 新開 [1984] でも述べている様に、貨幣ストックとして、M2CDを考えるのであれば、長期金利変数を貨幣需要関数の説明変数として用いる方が自然であろう。しかしながら、本稿では貨幣需要を取引需要理論により説明してきたので、短期市場金利を用いた場合を併せて提示する。
- 23) 昭和63年6月の「経済統計月報」から、日銀は、資金循環表の計算方法を変更し、有価証券保有、株式発行、借入金等の系列に関して過去に遡ってデーターを大幅に変更した。内容の詳細は、別途説明が公表される予定だそうであるが、基本的に簿価で示していた系列を時価に変更したようである。しかしながら、この改訂は、昭和58年までしかなされていないとのことである。近年の金融市場の盛況により、時価評価と簿価評価の相違が大きくなったことに対する対応であり、望ましい改定であるが、今後このデーターを用いる際には注意が必要である。本稿でも改定された系列の利用も検討したが、昭和57年以前のデーターとの調整を行なうには、改定の詳細が公表されるまで待つ必要があり、今回は断念した。
- 24) 表8の推定結果から明らかなように、金融資産残高変数として、家計部門保有分のみを取り上げても、非金融法人企業部門保有分を併せても推定結果に与える影響は極めてわずかである。そこで、以下では、家計部門保有の金融資産残高のみを用いて分析する。
- 25) ここでは簡便のため、利子率変数を一種類しか示していないが、実際の推定式では、二種類用いられている。又、M0及びM1の推定式では、GNP/Pは(6)式

の通りであり、PはGNPデフレーターであるが、M2CD需要関数においては、GNPの代わりに家計金融資産残高が用いられ、Pは卸売物価指数である。

参考文献

- 赤羽隆夫 [1979], 『"非"常識の日本経済論』, 日本経済新聞社.
- Barnett, W.A. [1980], 'Economic Monetary Aggregates,' Journal of Econometrics, vol. 14, 11-48.
- Baumol, William J. [1952], 'The Transactions Demand for Cash-An Inventory Theoretic Approach,' *Quarterly Journal of Economics*, vol. 66, (November), 545-556.
- Boorman, John T.[1982], 'The Evidence on the Demand for Money: Theoretical Formulations and Empirical Results,' in Thomas M. Havrilesky & John T. Boorman ed., "Current Issues in Monetary Theory and Policy," 2nd ed., AHM.
- Butkiwicz, James L. [1979], 'Outside Wealth, the Demand for Money and the Crowding out Effect,' *Journal of Monetary Economics*, vol. 5, 249-258.
- Chetty, V. Karuppan [1969], 'On Measuring the Nearness of Near-moneys,' *American Economic Review*, vol.74, no.2(June), 111-31.
- Coats, W.L. [1982], 'Modeling the Short-Run Demand for Money with Exogenous Supply,' *Economic Inquirely*, vol.20, (April), 222-239.
- Cooley, Tohmas F. and Stephan F. LeRoy [1981], 'Identification and Estimation of Money Demand,' *American Economic Review*, vol.71, no.5 (December), 825-844.
- 古川 顕 [1985 a], 「日本の貨幣需要関数」, 石川常雄・花輪俊哉編, 『金融概論』, 有斐閣。
- Goldfeld, S.M.[1973], 'The Demand for Money Revisited', *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.3, no.3, 577-638.
- [1976], 'The Case of the Missing Money,' *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.8, no.3, 683-730.
- Hetzel, R. L. [1984], 'Estimating Money Demand Functions,' Journal of Money, Credit and Bankings, vol.16, (May), 185-93.
- 平田純一 [1984],「日本の貨幣需給——予備的考察」, 長岡技術科学大学研究報告, 第6号, 31-44.
- ---[1986],「日本の貨幣需給---貨幣乗数理論による分析」,長岡技術科学大学研

- 究報告, 第8号, 297-307.
- ---- [1987],「日本とシンガポールの貨幣需要関数」, アジア経済研究所統計部編, 『ASEAN・東アジア NICs の経済予測: 昭和61年度 ELSA 報告書』, アジア経済研究所。
- Hwang, Hae-shin [1985], 'Test of the Adjustment Process and Linear Homogeneity in a Stock Adjustment Model of Money Demand,' *Review of Economics and Statistics*, vol.67, no.4.(November), 689-692.
- 石田和彦 [1984],「Divisia Monetary Aggregates について」, 金融研究, vol.3, 13-39.
- 伊藤史朗・北川雅章 [1986],「貨幣需要関数の安定性と物価水準」,同志社経済論叢,vol.37,no.3・4,367-384.
- Keynes, John M. [1936], "The General Theory of Employment, Interest, and Money," Macmillan.
- 幸島祥夫 [1972],「日本の貨幣需要」,東京銀行調査月報,4-33.
- 幸村知佳良 [1982],「貨幣需要関数の再検討――日本における実証」, 理論計量経済 学会報告論文。
- 黒坂佳央・浜田宏一 [1984],「マクロ経済学と日本経済」,日本評論社。
- Laidler, D.E.W. [1985], "The Demand for Money: Theories, Evidence and Problems," 3rd ed., New York, Dun-Donnelly.
- Lieberman, C. [1977], 'The Transactions Demand for Money and Technological Progress,' Review of Economics and Statistics, vol.59, August, 307-317.
- [1980], 'The Long-run and Short-run Demand for Money, Revisited,' *Journal of Money Credit and Bankings*, vol.12(February), 43-57.
- Marothia, Dinesh K. and William E. Phillips [1982], 'Demand and Supply Functions for Money in Canada,' Journal of Monetary Economics, vol.9, 249-261.
- Milbourne, R. [1983], 'Money Demand and the Price Level,' Review of Economics and Statistics, vol.65, no.4(November), 633-638.
- Roley, V.V. [1985], 'Money Demand Predictability,' Journal of Money, Credit and Banking, vol.17.(November), 611-641.
- 新開陽一 [1984],「日本の貨幣需要関数について」,大阪大学経済学,第34巻,第2・3号,36-44.
- Tobin, James [1956], 'The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash,' Review of Economic Studies, vol.38.(August), 241-47.
- 豊田利久 [1987],「インフレーション:インフレ期待形成とフィリップス曲線」, 浜田宏一他編『日本経済のマクロ分析』, 東大出版会。

筒井義郎 [1985],「貨幣需要関数:展望」,オイコノミカ,第23巻,第1号,1-34. — ・畠中道雄 [1982],「日米両国における貨幣需要関数の安定性について」,季刊 現代経済,秋季号,124-135.