

日本におけるマーシャルのkと流動性

鈴木 則稔

Marshallian k and the Liquidity of Japan

Noritoshi SUZUKI

Abstract

1980年代90年代日本の四半期データから“マーシャルのk”を算出し、バブル前後10年間の貨幣市場を見るための基礎資料を作る。算出はマネーサプライの種類と内訳を考慮しk値を複数種類考慮する。kの動きから、平成2年頃を境とする前後数年、貨幣市場に異変があったことが想像される。計量の結果、k群は1次の和分過程である可能性が高く、回帰分析から、ラグ付き金利変数と資産系変数との間に共和分関係も見こまれる。ただ、計量にはサンプル数などの問題もある。

JEL Classification Numbers : C22, E41, E51

1. はじめに

この論文の目的は、最近のマネーサプライデータをもとに長期、中期でのマーシャルのkの動向を調べ、日本経済全体の流動性指向の変化を概観することである。これは、今後の貨幣市場を考える資料を与えることになる。

“マーシャルのk”と言えば、通常マネーサプライ（民間経済に流通する貨幣供給量）に関わる一指標であり、人々の流動性への指向を考慮する際の足がかりとする値であると考えられる。その一指標を観察し論議する意義はどのようなものだろうか。それは大体次の(1)～(3)に整理される。

(1) 貨幣需要関数について、現在、

関数としての安定性、頑健性
景気（成長率）に対する先行性
対利子弾力性（「流動性の罨」の存在可能性）

が問題になっている¹⁾。その貨幣需要関数論の対象データとして、マネーサプライの量的水準そのものではなく、経済規模に対する比率という考え方がある²⁾。これは多分、需要関数推計の困難さなど一連の技術上の展開の中から、一つの着想としても自然に出てくるアイデアかもしれない。水準で結果が出なくても、GDPや国民所得など経済規模を表す変数で基準化した数値（比率）が何か意味のある結論を導く可能性はあるということだ。

(2) 貨幣需要関数の推計と言う、技術的

理論的に困難な問題を回避しつつ、流動性の高い金融資産の動向を迅速に把握する簡単な手段であり、基準化されているので、この論文でも示すように種類別に分ければ、資産間での比較、しかも時系列的な比較もしやすい。

(3)前項(2)にあるような性格から、複雑な関数に頼らないひとつの簡便法として、「安全資産対危険資産」という実践の視点から、動向把握に用いられることが多い。実際、インターネット上でも学問サイトより、内外の証券会社、ファンドマネージャーや証券アナリストのサイトでの取り扱いの方が今のところ目立つ³⁾。

ここでは、20世紀最後20年の四半期マネーサプライデータを用いて、マーシャルのkの動向を見て、流動性の動きを概観する。その際、総量のみならずM1からM3さらに広義流動性までの種類別の“k”を対象とする。また、この“k”を、マクロ経済学の教科書にあるように、つまりマーシャル的な「国民の現金(またはそれに近い資産への)保有性向」をあらわす変数と見なし、単位根はどうなっているか、その周辺に何か長期的関係(共和分)がないか探りをいれることにする。

2. 背景：世紀末日本の金融と流動性

日本では90年代後半から金融界に地殻変動が続いている。バブル崩壊による不況が深刻化し、実物経済と金融経済ともに下方スパイラルに陥った。そこで景気回復への政策的試行錯誤が行われてきたわけだが、基本的方向は、現在の小泉内閣では市場の力に依存し、従来型の政府介入的な政策には極力頼らないということだ。もちろん、それ以前は財政政策による景気の下支え中心の発想があった。銀行への資本の強制注入など、金融上の緊急避難的介入もみられたが、全体としては公的部門の財源が限界に達しつつある状況の下、

日本経済は市場の力、民の力つまりは「自然治癒力」に頼らなければならない状況になって来た。経済政策論で言う、ケインズ的なものから古典派的方向への転換である。

一方、金融において、すでに金融市場を強化すべく、英国に習った金融自由化するなわち“ビッグバン”の実施が橋本内閣によって着手され時間がたっている。不況のさなかに危険であるという反対論もあるなかで、大きな方向性はこのときすでに打ち出されていた。長く日本の金融界を牽引してきた旧大蔵省のコントロール、いわゆる「護送船団方式」が見直されるに至ったのである。そもそも経済全般自由化の発想は、国鉄民営化を行った中曽根内閣のころからあり、市場原理徹底化の流れに乗り、橋本内閣の時点で本格的に金融機関の真の強化を目指したものである。

しかし、その後の銀行破綻を伴う過程は「失われた10年」と呼ばれる長い不況時期と符合することになった。原因だったのか結果だったのか、相互作用だったのか、現在検証の途上としか言いようがない。

ともかく従来型の金融機関経営は限界を迎え、一部さらなる破綻もあり、公的管理下に置かれ、売却され、また吸収合併がなされ、残った他の多くも都銀地銀の別なく現在再建再編のさなかにある。その過程で、人々の銀行はじめ金融機関への不信任は戦後最高潮に達した。銀行支援のため公的金利をゼロ金利と言われるまで引き下げること、金融界は預金者、利子生活者にかつてない不満をもたらした。一方、株式市場も低迷し、一千兆を優に越える日本国民の金融資産はさまよえる状態が続いたとも言える。さらに02年の定期預金ペイオフ解禁実施、05年の普通預金ペイオフ解禁予定が、流動性の動向にも揺さぶりをかけることになった。

現在、歴史的にも戦後3度目と言うくらい数少ない、民間経済における異常な流動性の存在状態であると言われる⁴⁾。ここでは、こ

のような状況を含む過去20年のデータを用いて、マーシャルの k という、流動性に関わるやや古典的ではあるが、比較的簡単に計算できる指標の分析を行い、不況期と貨幣選好の状況を探る基礎的資料を提供したい。

3. マーシャルの k (Marshallian k): 歴史と意義

ここで簡単に、“マーシャルの k”の説明をしておこう。これは学説史上著名なフィッシャー (Irving Fisher) の Equation of Exchange 「交換方程式」 $MV = PT$ (V は貨幣の流通速度、T は年間総取引量、P は平均物価水準) の変異型として認知される通称 Cash-balance Equation 「現金残高方程式」または「ケンブリッジ方程式」 $M = kPy$ (P は平均物価水準、y は実質 GDP) に出てくる k のことである。当初マーシャル (Alfred Marshall) は着想を表現したのみで、式にはしていなかった。文献であれ、講義や講演での言及であれ、このアイデアについて最初に思いついた時期というのは厳密にはよくわかっていない⁵⁾。しかしこの“k”を最初に提唱したのがマーシャルであるということは誰もが認め、さらに、ケインズ以来の貨幣需要関数の原型となった。あるいはその着想を与えたと言う評価をなされている。すなわち、フィッシャーの式は恒等式であったのに対し、これを方程式とし、k を単なる流通速度 V の逆数ではなく、「人々が現金を手元に置いておこうと考える傾向」つまり貨幣への保有指向を表す係数と見る転換を行ったと言われている。

マーシャルの文献には、もし式にしていれば、現在我々が経済学のテキストで見る $M = kPy$ 型でなく、

$$M = kY + kA$$

(Y は名目 GDP、A は総資産)

というような形での着想もある⁶⁾。これは、

人々が手元に現金を置くことを考慮するに際し、フローの経済活動のほかに、背後に蓄積された資産の多寡も影響するという、つまり所得効果のほかに資産効果もあると言うことをマーシャルが考えていたことを意味し、いくつかのインスピレーションを与えてくれる。この論文での回帰分析においてもこの発想から、説明変数の候補を選別した。

4. マーシャルの k : 動向と実物経済

4.1. データと算出続き

ここで、実際にマーシャルの k を算出し、その動きを見てみよう。また、算出には、マネーサプライの代表格である M2 + CD のみならず、M1 や M3 + CD、さらにこれらの構成要素別のデータも対象としてみることにする。

ここでの分析対象は、日本の四半期データとする。また、原系列ではなく、季節調整値を極力用いることにした。そのため、M3 + CD 以外は、季節調整されたマネーサプライ残高の月次データ (月中平均残高) をもとにした⁷⁾。その3ヶ月平均をとり、そこから3月、6月、9月、12月の値を抜き出して、四半期の平均残高データとした。

さらに、ここでの“マーシャルの k”は、マネーサプライ残高を名目国内総所得で除した値を使用することとした。ケンブリッジ方程式 $M = kPy$ の Py を、平均物価水準 $P \times$ 実質国民所得 $y =$ 名目国内総支出 Y と見なし、
 $k = M / Py$ または $k = M / Y$
 とした。

データ期間は1980年第1四半期から1999年第4四半期である。2000年を区切りとしたのは、統計の基準が変わったなどの事情による⁸⁾。2000年以降はデータの長さが統計的方法を適用するには不十分であるため、今回は対象にしなかった。

4.2.kの動向1:M1,M2+CDまでの場合

マネーサプライ代表のM2+CDを用いたマーシャルのkの水準は、図1に示した。図2では、さらにM2+CDのうち、M1すなわち現金通貨部分と預金通貨部分も分け、さらに準通貨部分、最上部に金額が小さいCD(譲渡性預金)を重ね、その推移を示した。図3以下は、郵便貯金などを含むM3+CD、さらに広義流動性も含め、対象となる金融資産を拡大して示した。図4、図5、図6は対前年1階差のグラフである⁹⁾。これらを概観すると、次のことが言えるだろう。

- (1) M2+CD などでは、90年頃に、トレンドからの上方乖離と言う点で、20世紀最後の20年間のピークがあった。これはバブルのピークと見なせる。
- (2) 現金は他の資産に比べ水準的には余り動かないが、93年以降微増傾向を示す。
- (3) 預金通貨は、90年を境に変動傾向が明らかに変化している。90年以降は現金の微増以上に増加を見ている。次の準通貨とは逆である。
- (4) 準通貨(定期性預金類)は、90年以前は増加すなわちゼロの線より上に居る時間が長く、90年頃境にその傾向が逆転する。90年代はゼロの線以下に居

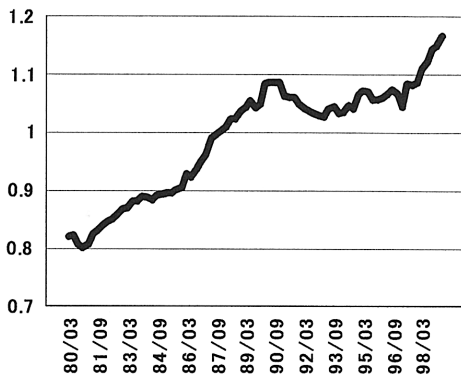


図1 マーシャルのk(日本)
M2+CD(季節調整値使用)の場合

る時間が長かった。

4.3.kの動向2:広義流動性までの場合

人々が富のどれくらいを貨幣的な形で持つかを表すという、マーシャルのk本来の趣旨からすると、どこに線を引くかは難しい。しかし、外国に比べ莫大な額の国営郵便貯金を持つ日本の場合、kの対象としてM2+CD止まりということは問題だろう。せめて範囲をM3+CDまたは広義流動性まで広げて見て

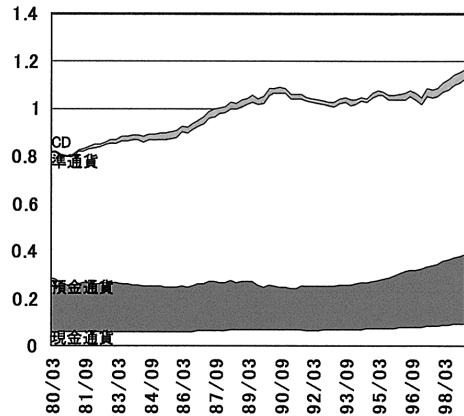


図2 マーシャルのk
M2+CDでの種別表示

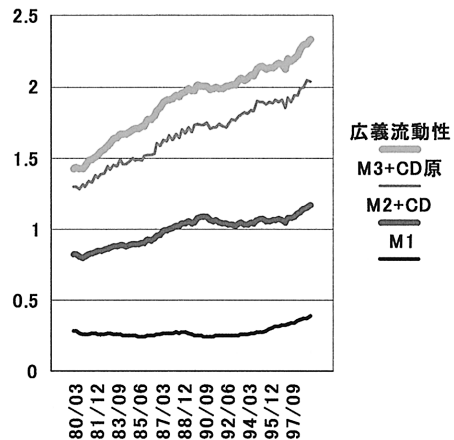


図3 拡大マーシャルのk

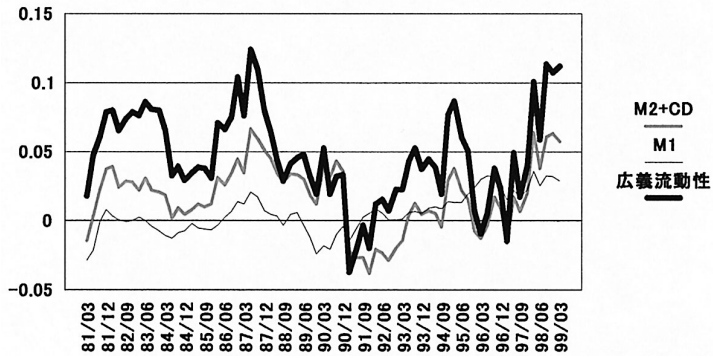


図4 対前年1階差
3種のk

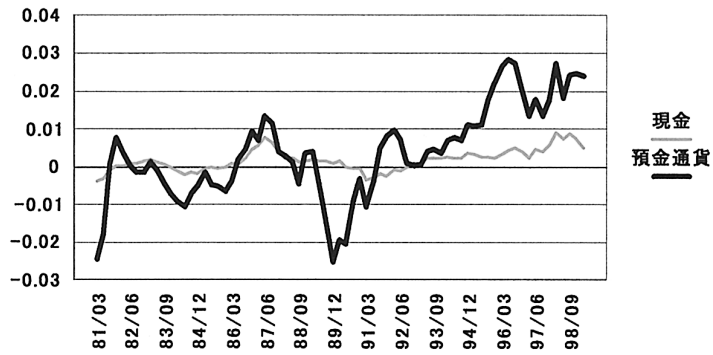


図5 構成項目別の“k”
1階差：対前年
M1の構成要素

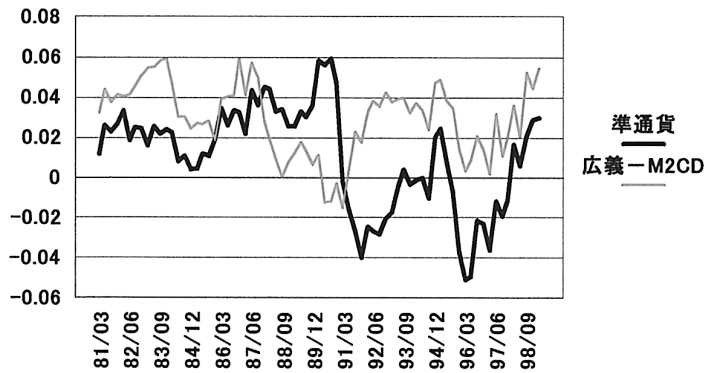


図6 構成項目別の“k”
1階差：対前年
準通貨と広義部分

おく必要はあると考える。図3のグラフはM1から広義流動性までの“k”を同時に表示したものである。最上部分は広義流動性対象のkの動きを示す。図4はそれらの増減（対前年）を示した。図5はM1の変動を現金と預金通貨に分けて示し、図6はM2の“主力”である準通貨と、広義流動性からM2+CDを差し引いた“純広義部分”のkの対前年変動を示している。対象を広義流動性まで広げてしまえば、少なくとも90年以降の全層的な動きは、この純広義部分が左右しているように見える。90年以降、前年格差で大きなプラスの位置を占め続けるのは広義流動性のうちのM2+CDを越えた部分で、次に預金通貨がややプラス傾向にあり、前節(4)のように、マイナスの時間を準通貨が多く過ぎている。なお、以下で必要な場合は各資産に対するマーシャルのkを、M1、M2、M2+CD、M3+CD、広義流動性(Broadly-defined Liquidity)に応じて記号で、k1、k2、k2cd、k3cd、kblと表すことにする。また、必要な場合、広義流動性からM2+CD部分を差し引いた部分に相当するkを、kbl-m2cdと表すこととする。

5. マーシャルのkについての推定式とテスト

5.1. 単位根

k2cd、k3cd、k1、kbl、いずれの場合についても80年第1四半期から99年第4四半期までのデータについて単位根のテストを行った。それぞれ、データの水準、1階差をとって、ドリフトのみ、ドリフトとトレンド双方想定という2つの場合につき検定値を算出した。その主たる結果の詳細は表1に示してある。

ほぼすべてのケースで、検定値が1階差をとることによって臨界値(1%、5%、10%)の線を越えている。全体から言えることは、M3+CDを除くいずれのkについては明確に1次の和分過程である可能性が高いことを示していることだ。また、各マネーサプライの構成要素別についてのkも検定値をとり表2に示してある。国内総支出GDEをYとすると、kcは現金通貨/Y、kdは預金通貨/Y、kqは準通貨/Y、kbl-m2cdは(広義流動性-(M2+CD))/Yを表わす。これら個別項目の“k”についても、1次の和分過程を想

表1 ADF検定：マーシャルのk

マーシャルのk	対象	外生変数	ADF t値	p値	臨界値1%	臨界値5%	臨界値10%	単位根
k1	水準	ドリフト	3.8331	1.0000	-3.5191	-2.9001	-2.5874	棄却せず
k2CD	水準	〃	-0.3177	0.9165	-3.5191	-2.9001	-2.5874	棄却せず
k3CD	水準	〃	-0.5073	0.8830	-3.5242	-2.9024	-2.5886	棄却せず
kBL	水準	〃	-0.7142	0.8363	-3.5191	-2.9001	-2.5874	棄却せず
k1	水準	ドリフト・トレンド	1.1381	0.9999	-4.0834	-3.4700	-3.1620	棄却せず
k2CD	水準	〃	-1.2971	0.8812	-4.0834	-3.4700	-3.1620	棄却せず
k3CD	水準	〃	-3.2964	0.0751	-4.0906	-3.4734	-3.1640	棄却せず?
kBL	水準	〃	-1.7439	0.7218	-4.0834	-3.4700	-3.1620	棄却せず
k1	1階差	ドリフト	-3.2683	0.0200	-3.5229	-2.9018	-2.5883	棄却
k2CD	1階差	〃	-7.9495	0.0000	-3.5203	-2.9007	-2.5877	棄却
k3CD	1階差	〃	-3.4174	0.0135	-3.5242	-2.9024	-2.5886	?
kBL	1階差	〃	-9.6456	0.0000	-3.5203	-2.9007	-2.5877	棄却
k1	1階差	ドリフト・トレンド	-6.9252	0.0000	-4.0851	-3.4709	-3.1625	棄却
k2CD	1階差	〃	-7.8944	0.0000	-4.0851	-3.4709	-3.1625	棄却
k3CD	1階差	〃	-3.3865	0.0612	-4.0906	-3.4734	-3.1640	棄却せず?
kBL	1階差	〃	-9.6078	0.0000	-4.0851	-3.4709	-3.1625	棄却
k3CD	2階差	ドリフト	-11.6615	0.0001	-3.5242	-2.9024	-2.5886	棄却
k3CD	2階差	ドリフト・トレンド	-11.5804	0.0000	-4.0906	-3.4734	-3.1640	棄却

(表注) k1はM1、k2CDはM2+CD、k3CDはM3+CD、kBLは広義流動性を貨幣としたマーシャルのk

定して良いだろう。

なお、念のためk3cd、k2cd、kblにローリング検定を行ない、それを図7に示した。M3+CDのみ1階差を付けたのは、表1にもあるように、M3+CDに関しては、1次の和分と言うにはやや微妙な結果も出ているからである。M3+CDは、原系列をデータとして用いていることが影響しているかもしれない。ローリング検定のグラフからは、いずれのkについても、極端な構造の変化は想定できない。

5.2. 金利および量的変数との関係

これらのkについて、1次の和分過程であるという前提が確認できれば、他の種類の変数群から1次の和分過程を示すものを選んで、共和分関係、即ち有意な長期的関係を見出す候補とすることができる。

まず、経済活動に関わる量的変数については、k群の計算にも用いた季節調整済み国内総支出(GDE)についてのADF検定を行い、表3に示した。念のため同じGDEの対前年増の検定も行い表4に示した。これは、表3の結果からもわかるようにGDEを1次の和分(1)とするにはやや怪しい部分がある

からである。このGDEがフローの経済活動の代表であるのに対して、ストックつまり総資産の代表として「東京証券取引所第1部時価総額」を検定の対象とし表5とした。表における記号はTOSHOである。また、この東証1部時価総額と広義流動性の和を、国民の「総資産」の目安とし、回帰分析の記号としてASSETを用いた。なおDTOSHOなどのDは1階差を表す。

しかし、やはりマーシャルのkの意味合いから事前に長期的関係を想定できるのは、やはり金利変数であろう。いくつかの金利データを用いて、各kとの間の長期的関係つまり共和分の存在可能性を探ることはこの論文の主目的と考える。共和分を探る前提として、これらの金利変数も1次の和分過程であることが求められる。金利変数の単位根検定(ADFテスト)の結果は表6の通りである。コールレートとは厳密には、「コールレート有担保翌日物平均」のことであり、国債金利とは「利付き国債店頭最長物利回り」、東電債の金利とは「事業債利回り東京電力債最長物」のことである。他にも候補があったが、今回はこの3つを調べた。なお表では、これらをそれぞれ、RCAL、RBKO、RTODE

表2 ADF検定：細分項目別マーシャルのk

マーシャルのk	対象	外生変数	ADF t値	p値	臨界値1%	臨界値5%	臨界値10%	単位根
kc	水準	ドリフト	3.6224	1.0000	-3.5191	-2.9001	-2.5874	棄却せず
kd	水準	"	3.0409	1.0000	-3.5191	-2.9001	-2.5874	棄却せず
kq	水準	"	-2.1016	0.2447	-3.5203	-2.9007	-2.5877	棄却せず
kbl-m2cd	水準	"	-1.5638	0.4961	-3.5191	-2.9001	-2.5874	棄却せず
kc	水準	ドリフト・トレンド	0.0305	0.9960	-4.0834	-3.4700	-3.1620	棄却せず
kd	水準	"	1.1506	0.9999	-4.0834	-3.4700	-3.1620	棄却せず
kq	水準	"	-0.9312	0.9465	-4.0851	-3.4709	-3.1625	棄却せず
kbl-m2cd	水準	"	0.9713	0.9999	-4.0834	-3.4700	-3.1620	棄却せず
kc	1階差	ドリフト	-5.7304	0.0000	-3.5203	-2.9007	-2.5877	棄却
kd	1階差	"	-5.2199	0.0000	-3.5203	-2.9007	-2.5877	棄却
kq	1階差	"	-6.2670	0.0000	-3.5203	-2.9007	-2.5877	棄却
kbl-m2cd	1階差	"	-3.5833	0.0084	-3.5216	-2.9012	-2.5880	棄却?
kc	1階差	ドリフト・トレンド	-6.5850	0.0000	-4.0851	-3.4709	-3.1625	棄却
kd	1階差	"	-6.6852	0.0000	-4.0851	-3.4709	-3.1625	棄却
kq	1階差	"	-6.6715	0.0000	-4.0851	-3.4709	-3.1625	棄却
kbl-m2cd	1階差	"	-7.0284	0.0000	-4.0851	-3.4709	-3.1625	棄却

(表注) kcは現金、kdは預金、kqは準通貨、kbl-m2cdは広義流動性-M2+CDを対象としたk

と表記することにする。

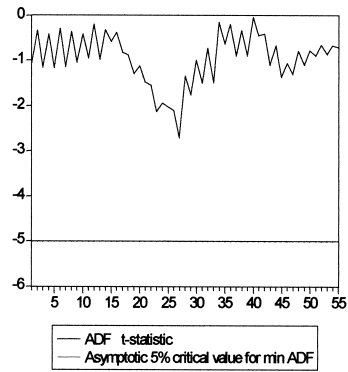
5.3.k に対する金利変数の回帰と残差への EG 検定

先に取り上げた複数種類の k のヴァリエーションに対して、はじめに 1 次和分過程から生成されているであろう金利 (のみ) を回帰し、その残差に Engle・Granger 検定を試みる。

金利への回帰 (OLS) の結果は表 7 にまとめた。また、その残差の動きの例は図 8 の (1) から (4) に示した。90 年前後に理論値

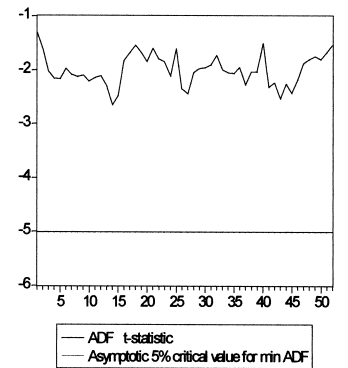
(3) M3 + CD (原系列)

Rolling ADF t-statistic for Marshallian k(M3+CD) of Japan(Window=26)



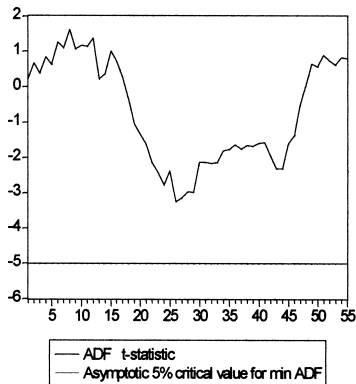
(4) M3 + CD の 1 階差 (対前年)

Rolling ADF t-statistic for Marshallian k(d(M3+CD)) of Japan(Window=26)



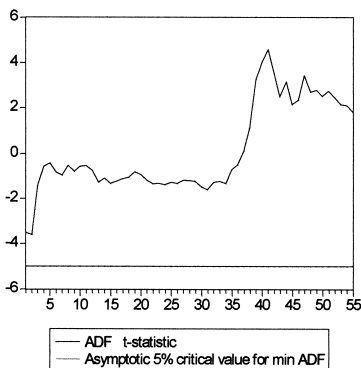
(1) M2 + CD

Rolling ADF t-statistic for Marshallian k(M2+CD) of Japan(Window=26)



(2) M1

Rolling ADF t-statistic for Marshallian k(M1) of Japan(Window=26)



(5) 広義流動性

Rolling ADF t-statistic for Marshallian k(Broadly Defined Liquidity) of Japan(Window=26)



図 7 マーシャルの kx に対するローリング検定

と実績値の大きなくい違いがある。

「貨幣の保有性向」を表すものと言われるマーシャルのkと金利の間には一定の長期的関係が見込まれるが、表7のままで、有意な回帰式と言うにはほど遠い。t統計値と

自由度修正済み決定係数 (R^2) が大きい割に、ダービン・ワトソン統計量 (DW) が異様に小さく、このままでは「見せかけの回帰」となっても仕方ない結果である。当然、残差のADF検定値は、単位根の存在を棄却でき

表3 ADF検定：GDE（季節調整済み）

	対象	外生変数	ADF t値	p値	臨界値1%	臨界値5%	臨界値10%	単位根
GDE(季調)	水準	ドリフト	-2.9919	0.0400	-3.5155	-2.8986	-2.5866	棄却せず
"	水準	ドリフト・トレンド	1.9003	1.0000	-4.0784	-3.4677	-3.1606	棄却せず
"	1階差	ドリフト	-2.1956	0.2096	-3.5191	-2.9001	-2.5874	棄却せず
"	1階差	ドリフト・トレンド	-8.3222	0.0000	-4.0800	-3.4685	-3.1611	棄却
"	2階差	ドリフト	-9.1598	0.0000	-3.5203	-2.9007	-2.5877	棄却
"	2階差	ドリフト・トレンド	-7.8123	0.0000	-4.0869	-3.4717	-3.1629	棄却

表4 ADF検定：GDE対前年増

	対象	外生変数	ADF t値	p値	臨界値1%	臨界値5%	臨界値10%	単位根
GDE対前年増	水準	ドリフト	-1.4425	0.5568	-3.5242	-2.9024	-2.5886	棄却せず
"	水準	ドリフト・トレンド	-2.2795	0.4393	-4.0906	-3.4734	-3.1640	棄却せず
"	1階差	ドリフト	-11.4614	0.0001	-3.5216	-2.9012	-2.5880	棄却
"	1階差	ドリフト・トレンド	-4.7219	0.0015	-4.0925	-3.4744	-3.1645	棄却？
"	2階差	ドリフト	-7.0241	0.0000	-3.5300	-2.9048	-2.5899	棄却
"	2階差	ドリフト・トレンド	-6.9804	0.0000	-4.0987	-3.4773	-3.1662	棄却

表5 ADF検定：東京証券取引所株式時価総額とASSET

	対象	外生変数	ADF t値	p値	臨界値1%	臨界値5%	臨界値10%	単位根
東証時価総額	水準	ドリフト	-1.5444	0.5061	-3.5155	-2.8986	-2.5866	棄却せず
"	水準	ドリフト・トレンド	-1.7528	0.7181	-4.0784	-3.4677	-3.1606	棄却せず
"	1階差	ドリフト	-9.3201	0.0000	-3.5167	-2.8991	-2.5869	棄却
"	1階差	ドリフト・トレンド	-9.2670	0.0000	-4.0800	-3.4685	-3.1611	棄却
"	2階差	ドリフト	-11.5090	0.0001	-3.5191	-2.9001	-2.5874	棄却
"	2階差	ドリフト・トレンド	-11.4488	0.0001	-4.0834	-3.4700	-3.1620	棄却
ASSET	水準	ドリフト	-1.396314	0.5799	-3.51905	-2.900137	-2.587409	棄却せず
"	水準	ドリフト・トレンド	-1.134093	0.9159	-4.083355	-3.470032	-3.161982	棄却せず
"	1階差	ドリフト	-9.362488	0.0000	-3.520307	-2.90067	-2.587691	棄却
"	1階差	ドリフト・トレンド	-9.481821	0.0000	-4.085092	-3.470851	-3.162458	棄却

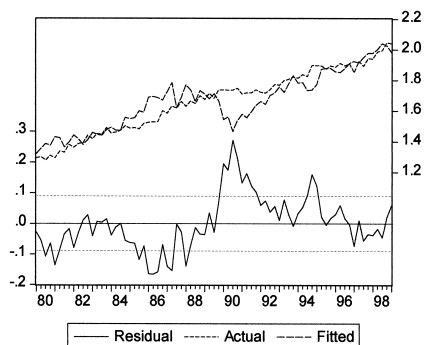
表6 ADF検定：金利変数

	対象	外生変数	ADF t値	p値	臨界値1%	臨界値5%	臨界値10%	単位根
RBKO	水準	ドリフト	-1.2036	0.6692	-3.5191	-2.9001	-2.5874	棄却せず
国債金利	水準	ドリフト・トレンド	-2.7440	0.2226	-4.0834	-3.4703	-3.1620	棄却せず
	1階差	ドリフト	-10.0852	0.0000	-3.5203	-2.9007	-2.5877	棄却
	1階差	ドリフト・トレンド	-10.0151	0.0000	-4.0851	-3.4709	-3.1625	棄却
RCAL	水準	ドリフト	-3.2221	0.0225	-3.5203	-2.9007	-2.5877	せず？
コールレート	水準	ドリフト・トレンド	-3.6649	0.0310	-4.0851	-3.4709	-3.1625	せず？
	1階差	ドリフト	-8.0695	0.0000	-3.5205	-2.9007	-2.5877	棄却
	1階差	ドリフト・トレンド	-8.1335	0.0000	-4.0851	-3.4709	-3.1625	棄却
RTODE	水準	ドリフト	-0.9828	0.7558	-3.5191	-2.9001	-2.5874	棄却せず
東電債利子	水準	ドリフト・トレンド	-2.6102	0.2772	-4.0834	-3.4700	-3.1620	棄却せず
	1階差	ドリフト	-9.8103	0.0000	-3.5203	-2.9007	-2.5877	棄却
	1階差	ドリフト・トレンド	-9.7356	0.0000	-4.0851	-3.4709	-3.1625	棄却

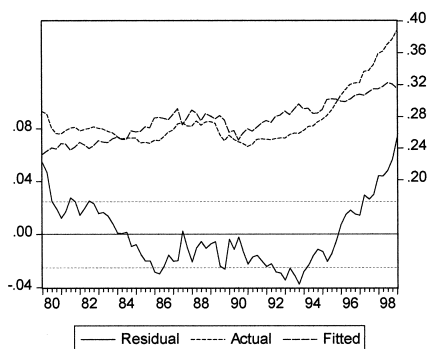
表 7 金利変数との単純回帰

回帰式	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
LS1	k2cd	RTODE	-0.045818	-12.63683	0.676168	0.185416
		C	1.26285	56.09613		
LS2	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
	k2cd	RBKO	-0.038289	-12.49593	0.671207	0.193734
		C	1.199814	66.7423		
LS3	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
	k2cd	RCAL	-0.02405	-8.947693	0.509871	0.085554
		C	1.099706	75.55702		
LS4	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
	k3cd	RTODE	-0.107022	-18.92336	0.824518	0.366717
		C	2.300148	65.50256		
LS5	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
	k3cd	RBKO	-0.08922	-18.29432	0.81449	0.37621
		C	2.151728	75.202209		
LS6	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
	k3cd	RCAL	-0.059423	-13.29315	0.698063	0.176217
		C	1.933884	79.89812		
LS7	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
	k1	RTODE	-0.013896	-8.97045	0.511156	0.119217
		C	0.357983	37.21839		
LS8	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
	k1	RBKO	-0.011195	-8.2779978	0.470597	0.113259
		C	0.336576	42.43046		
LS9	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
	k1	RCAL	-0.007715	-7.666567	0.431887	0.072523
		C	0.310421	56.9674		
LS10	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
	kbl	RTODE	-0.126097	-18.49543	0.817781	0.298215
		C	2.649406	62.58739		
LS11	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
	kbl	RBKO	-0.105658	-18.39974	0.816226	0.326126
		C	2.477469	73.53736		
LS12	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
		RCAL	-0.06954	-12.83007		
		C	2.2157	75.49256		

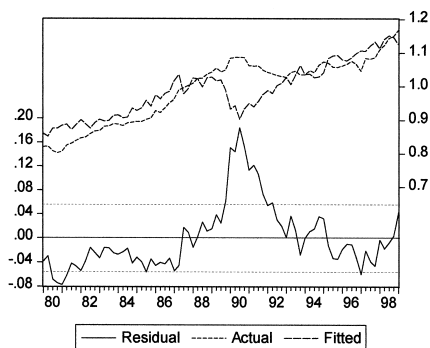
(1) 表7 LS5の場合 (k3cd とラグなし金利)



(4) 表7 LS11の場合 (kbl とラグなし金利)

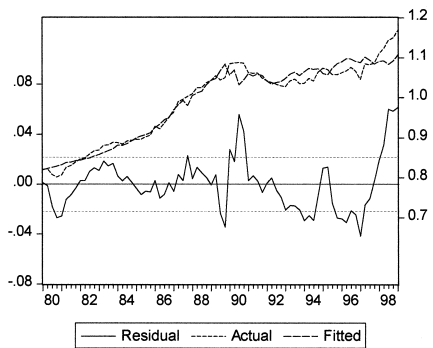


(2) 表7 LS1の場合 (k2cd とラグなし金利)

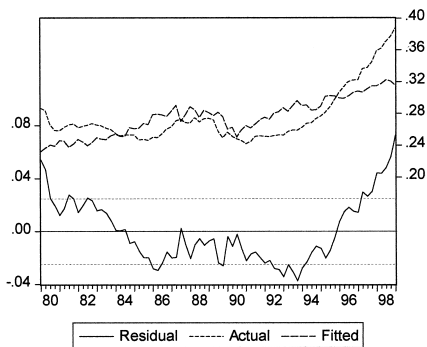


※M2 + CDには郵便貯金は含まれない。

(5) 表8 L22の場合 (k2cd と金利、資産変数：ラグなし)



(3) 表7 LS8の場合 (k1とラグなし金利)



(6) 表9 LS34の場合 (k3cd と金利、資産変数：ラグなし)

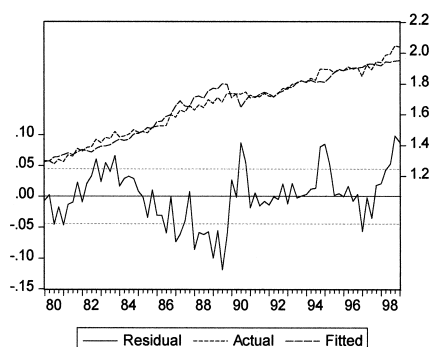


図8 残差の動き I

ない。図から見てもこの残差は、0のまわりの上下動が大きく、とても階差を取らずに0に収束する系列とは考えにくい¹⁰⁾。

5.4. 量的変数と金利変数の回帰

金利と量的変数を同時に回帰した式は表8、9、10に示されている。表8と表9は、k2cd、k3cd、kblに金利変数と、ラグのない東証1部時価総額や「総資産」、GDEなどの量的変数を回帰したものである。これらは、表7と同じように、高い決定係数、異様に高いt統計値、低いDWを示している。図8の(5)(6)にこのような場合の残差図のサンプル(LS22とLS34)を示したが、すべての回帰がこのようなものである。残差のADF検定値が1%の臨界値にかなり近いものもあるが、それを下回ることはない。

これに対し、表10は、金利と量的変数にラグをつけたものである。ラグは4や6など、

かなり大きなもの(時間的には1年から1年半)が比較的良好な結果をもたらしてくれることがわかる。そして、量的変数といっても、結局、東証1部時価総額と「総資産」が良い結果をもたらす、フローのGDEを当てはめるとやや見劣りする。また、M1に対応するk1についての回帰も同じように行ったが、k2cdなどと比べるとやはり回帰としての結果はいまひとつであった。

表10にあるように、k3cdなど広くとったマネーサプライによるマーシャルのkは金利では1期(3ヶ月)資産系の変数では4期(1年)や6期(1年半)のラグで、影響を受けることがわかる。表10の回帰の残差のADF検定は、表の右端にあるように、回帰式LS52以外は、1%臨界値を下回っている。また、DWの値の数字が決定係数を上回っており、系列相関の存在はまだ否定できないが、表9の結果に比べると随分改善されている。

表8 回帰式：マーシャルのk (M2+CD)

回帰式	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
LS21	k2cd	RBKO	-0.025081	-9.495804	0.835836	0.406523
		TOSHO	3.72E-016	8.729979		
		C	1.024461	43.10663		
LS22	k2cd	RBKO	0.000298	0.135772	0.951542	0.450867
		ASSET	2.56E-008	20.85376		
		C	0.715193	29.50207		
LS23	k2cd	RCAL	-0.0147	-7.401724	0.790731	0.261984
		TOSHO	4.5E-016	10.08253		
		C	0.932584	48.80077		
LS24	k2cd	RTODE	-0.042353	-11.44447	0.653671	0.214153
		DASSET	-2.3E-008	-2.784788		
		C	1.258898	55.71472		
LS25	k2cd	RBKO	-0.035557	-11.22248	0.653671	0.214153
		DASSET	-2.4E-008	-2.842059		
		C	1.201616	65.60334		

5.5.90年の断層

回帰式 LS1から LS12、LS21から LS25、同じく LS31から LS36のように、金利だけ、あるいは、ラグ無しの金利と資産系変数との回帰で、マーシャルのkは、とくに90年前後の数期間、回帰による理論値と実績値の乖離が激しかった。図8の通りである。これら表8、表9の回帰分析による推計に信頼性もたらされなかった理由はこの90年前後のズレによるところも大きいと考えられる。無論、回帰式 LS61以下のように、金利に1四半期、資産系変数に1年ほどのラグを入れると、こ

の部分は目立たなくなる。しかし、このズレが何によるものか考える必要はあるだろう。明らかに、90年つまり平成2年前後は金利の動きから理論上予想される動きとは反対にkが動いている。平成不況の始まりの時期ではあるが、金融への不信感はその後ほどひどくはなかった時期である。もし、表10のようなラグ付き資産変数を充てるのであれば、金利の動きに変わるダミー変数的な要因を考慮することによる回帰分析の改善も見込まれる。いまのところそれは明白ではない。

表9 回帰式：マーシャルのk (M3+CDと広義流動性)

回帰式	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W
LS31	k3cd	RBKO	-0.075288	-14.25862	0.853888	0.462658
		TOSHO	3.93E-016	4.606855		
		C	1.966746	41.39711		
LS32	k3cd	RTODE	-0.09077	-14.81798	0.861983	0.457821
		TOSHO	3.83E-016	4.621543		
		C	2.097326	38.97437		
LS33	k3cd	RBKO	-0.031776	-6.911787	0.952552	0.689188
		ASSET	3.81E-008	14.80643		
		C	1.430262	28.13826		
LS34	k3cd	RTODE	-0.039507	-7.276082	0.954484	0.702115
		ASSET	3.74E-008	14.66808		
		C	1.499013	26.08292		
LS35	k3cd	RBKO	-0.085041	-17.89316	0.653671	0.214153
		DASSET	-5.4E-008	-4.358089		
		C	2.164625	78.7837		
LS36	k3cd	RTODE	-0.101406	-18.7409	0.840704	0.512634
		DASSET	-5.3E-008	-4.374037		
		C	2.302255	69.68693		
LS41	kbl	RBKO	-0.084159	-15.1891	0.885035	0.497738
		TOSHO	6.06E-016	-15.1891		
		C	2.192036	43.96886		
LS42	kbl	RTODE	-0.100547	-15.24453	0.885668	0.463619
		TOSHO	6.03E-016	6.74776		
		C	2.330554	40.22264		

6. 結論に代えて

マーシャルの k やその階差（対前年）を見ながら、80年代90年代の流動性の状況を見てきたわけだが、問題点や今後続く疑問点をあげておけば、次のようなことだろうか。

(1) 最近に至るデータの継続性がない。1999年以降マネーサプライの対象に在日外国銀行を加えたことによる。極端な変化はないにせよ、異なるものであることに変わりはない。

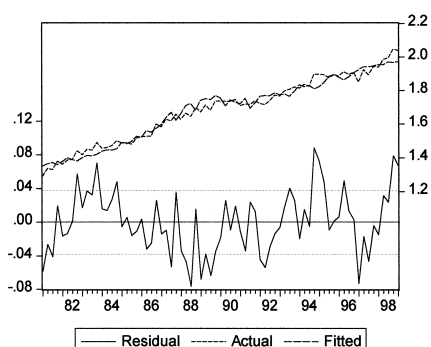
い。そのため、90年からあとの15年を通じた長期データが使いにくい¹¹⁾。

(2) サンプル数がこれでも足りない。ADF 検定を含む分析には本来100以上のサンプルサイズが望まれるが、ここでは80である。したがって、臨界値の設定も、ここで用いられる臨界値（計算ソフトが提示したMackinnon(1991)の数字)よりも厳しく想定して検定値を見る必要がある。残差のような

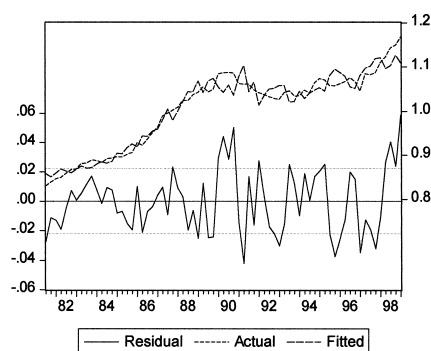
表10 回帰式（ラグ付き）

回帰式	被説明変数	説明変数	係数	(t-値)	Adj R ²	D. W	残差ADF	T.C.V(1%)	P-値
LS51	k3cd	ASSET(-4)	3.46E-008	17.0931	0.9595	1.1030	-5.1643	-3.5242	0.0000
		RBKO(-1)	-0.035368	-9.3425					
		C	1.511404	38.1346					
LS52	k3cd	TOSHO(-4)	5.46E-016	9.3487	0.9024	0.9177	-2.8497	-3.5285	0.0567
		RBKO(-1)	-0.066383	-16.4330					
		C	1.894419	57.2520					
LS53	k3cd	ASSET(-4)	3.39E-008	17.1396	0.9624	1.1082	-5.2666	-3.5242	0.0000
		RTODE(-1)	-0.043694	-9.9755					
		C	1.585687	35.8031					
LS54	k3cd	TOSHO(-6)	5.31E-016	9.5015	0.9140	0.9180	-4.5528	-3.5270	0.0004
		RTODE(-1)	-0.07983	-17.4567					
		C	2.010598	54.0458					
LS55	k2cd	TOSHO(-5)	4.07E-016	17.4568	0.9321	0.9767	-4.3168	-3.5256	0.0009
		RBKO(-1)	-0.022768	-14.3130					
		C	1.01154	76.7300					
LS56	k2cd	TOSHO(-6)	3.98E-016	17.9499	0.9359	1.2009	-5.2744	-3.5270	0.0000
		RTODE(-1)	-0.026411	-14.5497					
		C	1.048385	70.9966					
LS57	k2cd	TOSHO(-6)	4.02E-016	18.0176	0.9345	1.2280	-5.3568	-3.5270	0.0000
		RBKO(-1)	-0.022796	-14.3524					
		C	1.011255	80.0195					
LS58	kbl	TOSHO(-6)	6.88E-016	13.1964	0.9413	1.1545	-5.4328	-3.5270	0.0000
		RBKO(-1)	-0.075368	-2.0886					
		C	2.146568	72.6219					
LS58	kbl	TOSHO(-6)	6.78E-016	12.8894	0.9410	1.0503	-5.1430	-3.5270	0.0001
		RTODE(-1)	-0.089546	-20.8081					
		C	2.27037	64.8522					

(1) 表10 LS53(k3cd と金利、資産系変数：ラグ付き)



(2) 表10 LS56(k2cd と金利、資産系変数：ラグ付き)



(3) 表10 LS58(kbl と金利、資産系変数：ラグ付き)

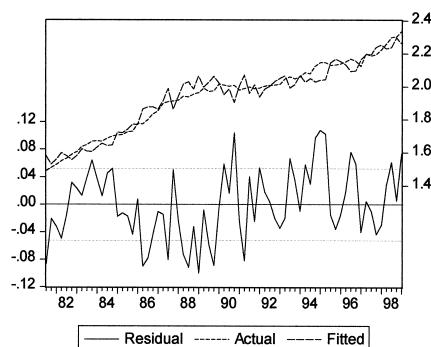


図9 残差の動き II

推計派生値が検定の対象であるときは、臨界値が1次データ値とは異なる。また、単位根分析はもともと検出力が弱いという弱点があることも考慮しなければいけない。その点から見ると、表10で、1%臨界値を越えたADF値は、留保条件のもとで見なければいけない¹²⁾。

(3) 資産変数TOSHOは、東証1部に限定の時価総額である。また同じくASSETはこのTOSHOに広義流動性を加えたものである。水準のADF検定値(ドリフトのみ)は-1.39で1次の和分と見られる。ただこれは本当の民間の総資産ではない。また、マーシャルのkの計算には広義流動性の一部または、かなりの部分が用いられている。つまり、ASSETとkを回帰する場合は、回帰式の左辺と右辺に一部共通の情報が含まれているということにもなる。

(4) 前節5.5で触れた90年前後の変数動向をもう少し見極める必要がある。本来より長いサンプルが確保されるなら、構造変化を見込んで置くべき時期なのかもしれない。また、表8、表9のいくつかの回帰パターンには、90年前後の残差を小さくすると、2000年に近くなるほど残差が広がり説明力が薄れる傾向が見られたことにも注意を払うべきだろう。

[注]

- 1) 本多(1994) pp.5-8, pp.14-15、貞広(1997) p.67、杉原他(2000)第3章など参照。
- 2) 貞広(1997) p.68、杉原他(2000) p.236参照。
- 3) 今日、日本では証券、投資信託系の、米国では保険会社の投資部門などでのインターネットHP上の資金運用解説などにおいて取り上げられているものが目立つ。
- 4) 1度目は1973年秋の第1次石油危機の影響によるいわゆる「狂乱物価」の元になったとされる過剰流動性で、理論については小宮(1988)に所収された雑誌論文により展開されたいわ

- ゆる「日銀論争」で著名。2度目は1980年代後半の資産インフレを伴った「バブル経済」である。小川、北坂（1998）を参照。
- 5) 高橋、小泉（1958）p.102参照。アイデアを文章化したのはマーシャル最晩年の1923年の原著“Money Credit and Commerce”であると言われるが、すでに1871年にはその内容が書かれた手稿があったことが認められている。今の教科書にある、 $M = kPy$ に近い（ k を含む）式を最初に公刊文献で記録したのは、直弟子のピグー（A.C Pigou）である。
- 6) 高橋、小泉（1958）p.131参照。マーシャルの文章による表現を定式化したものである。
- 7) データは東洋経済『2003年度版 経済統計年鑑』のCD-ROMからのものを用いた。
- 8) 99年に日銀がマネーサプライ統計の修正を行い、外国銀行の在日支店にあるマネーも加えることとなった。ここで用いたデータは旧ベースによるものである。
- 9) 1階差であり、変化率にはしていないことに注意。
- 10) 計量分析の実践上の問題は松浦、マッケンジー（2000）p.370-371参照。
- 11) 1999年4月からマネーサプライの対象に外国銀行在日支店を加えた。
- 12) ここで用いたソフトEViews4.1はMacKinnon（1991）から判断している。ただ、残差のような値の検定臨界値はDavidson, Mackinnon（1993）のp.702のtable 20-2から、この場合表10は-4.66という値以下と見る必要がある。
- * 本論文の計量経済学的分析の全計算はQuantitative Micro Software, LLCのEViews 4.1を用いて計算した。また、残差図、ローリング検定の図ワキはこのソフトからのアウトプットである。また、その他の図はロータス社のLotus123によって作成した。
- 「バブル」経済と金融政策」p.211-218
- 小川一夫、北坂真一（1998）『資産市場と景気変動』日本経済新聞社第4章「平成不況の変動メカニズム」p.70-95
- 経済企画庁（1998）『各種構造改革下の経済政策』『平成10年年次経済報告』
- 小寺武四郎（1992）『マネーサプライと金融政策』『金融経済研究』日本金融学会 第3号 pp.1-7
- 小宮隆太郎（1988）『昭和四十八、九年インフレーションの原因』『現代日本経済』第1章 東京大学出版会
- 貞広 彰（1997）『金融面から見た景気回復の姿』『金融経済研究』日本金融学会 第11、12号 pp.1-7
- 杉原 茂、三平 剛、高橋吾行、武田光滋（2000）『金融政策の波及経路と政策手段』『経済分析』第162号 <分析2> 内閣府経済社会総合研究所 <http://www.esri.go.jp/archive/bun/bun170/bun.html>
- 高橋泰蔵、小泉 明（1958）『交換方程式と現金残高方程式』勁草書房経済分析全書
- 日本銀行（2002）『金融政策運営に果たすマネーサプライの役割』『日本銀行調査月報』12月号（日本銀行のHP、<http://www.boj.or.jp/ronbun/02/ron0212a.html>から）
- 日本銀行（2004）『金融経済月報』3月号 日本銀行のHP
- 本多佑三（1994）『金融変数、実物経済そして金融政策：近年の実証分析の展望』『金融経済研究』第6号 pp.5-26
- 松浦克己、マッケンジー・コリン（2001）『EViewsによる計量経済分析』東洋経済新報社
- Davidson, Russel Mackinnon, James G. (1993) *Estimation and Inference in Econometrics Oxford*
- MacKinnon, James G. (1991) “Critical Values for Cointegration Test” *Long-Run Economic Relationships Readings in Cointegration* ed by R.F. Engle & C.W. Granger, *Advanced Texts in Econometrics*, p.267-276

参考文献

岩田規久男（1993）『金融政策の経済学』第8章