

# 郵貯需要関数の共和分分析と構造変化テスト\*

平 山 健 二 郎

## 要 約

1990年に一時的な落ち込みをみたものの、郵貯残高は順調に増加している。一方で、民間金融機関の預金債務を中心とする  $M_2 + CD$  は停滞し、1992年には前年度比マイナス成長にまで陥って、郵貯シフトとの関連が議論された。しかし郵貯自体の需要がどのような要因によって決定されるのかは十分に分析されてこなかったように思われる。そこで、この論文では郵貯需要関数の推計を試みることにしたい。

まず郵貯と民間金融機関の定期性預金（マネーサプライ統計における準通貨）の動向を概観すると、前者は総じて順調に伸びているのに対し、定期性預金は1980年代後半の成長率の高まりと、その後の大きな停滞が対照的である。そこでそれぞれの金利の動きを見てみると、1980年代半以前の規制金利時代は郵貯金利（定額貯金金利）が定期性預金金利をおよそ0.25%上回るというルールが存在したようだが、1980年代後半には自由化の進展に伴い、定期性預金金利が相対的に上昇した。これが同時期の定期性預金残高の急速な伸びと関連しているのではないかとの予想が成り立つ。ところが1991年以降、金融政策の緩和に伴い民間金融機関の定期性預金金利は郵貯金利に比し急速に下落し、郵貯

---

\*本論文作成にあたっては、日本経済研究奨励財団および貯蓄経済研究センターから研究助成を頂いた。また、関連文献・資料と一部のデータについて貯蓄経済研究センターの泉谷亨・岡村彰両氏及び郵政研究所主席室の本橋氏に協力を頂いた。記して感謝申し上げます。

が伸びるという事態に到ったと考えることが出来る。

そこで単位根検定などの予備テストを経て、郵貯・物価・実質 GNP・定額貯金金利（ないしは定期性預金金利との格差）の4変数のシステムで共和分の存在をヨハンセン・テストによってテストしたところ、肯定的な結果が得られた。次に、郵貯需要関数の共和分回帰をFM推計によって求めたところ、価格の係数が3.0を上回るほど大きく出るなど問題もあるが、金利差の変数は有意であった。当初の予想が回帰分析でも確認された形になっている。

さらに需要関数の安定性をテストしたところ、1990年後半以降に構造が変化している可能性が指摘された。いわゆる戦後最大かつ最長の平成不況の影響は大きく、なんらかの構造変化が起きている証左かも知れない。

## 1. はじめに

この論文の目的は郵貯需要関数を実証的にテストすることにある。とくに競合すると思われる民間金融機関の定期預金との関係で、それが郵貯需要に影響を及ぼすものかどうか注目する。郵貯は1995年には残高が200兆円を越し、その規模の大きさをここで強調する必要はなかろう。しかし、貨幣としての郵貯の分析はあまり多くない。貨幣需要関数の推計などでも  $M_2+CD$  はしばしば分析されるが、郵貯の含まれる  $M_3$  はそれ程分析対象とされてこなかった（ただし、広江1995参照）。本論は郵貯需要関数の本格的推計のための予備作業として位置づけられる。

郵貯に関しては92年から93年にかけて論争があったことが記憶に新しい<sup>1)</sup>。日本では1990年に株価が急落したのを契機に、景気は下降局面に入り、またマネーサプライの成長率が急速に低下して、1992年央には  $M_2+CD$  の対前年伸び率がついにマイナスに転じるという、かつてない一大変化を経験した。一方で、郵貯は順調に伸長したことから、マネーサプライの伸びの鈍化は郵貯シフトに

1) たとえば郵政省による「郵貯とマネーサプライに関するコンファランス」の報告論文が『郵政研究所月報』1993年6月号に掲載されている。

よりもたらされた、との郵貯批判が高まった。この論争では、郵貯に流れた資金が市中に環流するのか、という側面に議論が集まり、資金運用部などを經由して郵貯の資金は最終的には市中に環流するという点は確認されたといえよう。しかし郵貯そのものの需要サイドがどのように決定されるのか、という点については十分に検討されたとは思えないというのが、筆者の率直な感想である。

次節で見るように、郵貯は1990年に一時的に減少したものの、91年以降順調な伸びを見せている。一方で、民間金融機関の預金は停滞している。これには、企業の貸出需要の低迷なども深く関わっているであろうが、家計部門の選択の結果でもあるはずで、その点に留意して郵貯需要関数を分析してみたい。郵貯（とくにその大宗を占める定額貯金）の代替的預金としては、民間金融機関での定期性預金があり、家計部門は両者の利子率を見ながら資金の預入先を決めているであろう。もし家計部門が金利差に反応しているとすれば、91年以降の郵貯の伸びは、家計の合理的な経済行動の結果といえよう。しかし金利差に反応していないならば、政府が管理している公的金融部門への特別の信頼なりが郵貯の伸びを支えている、という可能性も出てくる。このように郵貯需要がどのような要因によって決定されるのかを検討することは、民間金融機関と郵貯がいわば同じ土俵で競争しているのか否かを考える上でも重要なことであろう。

以下、第2節では郵貯残高動向の概容を紹介し、第3節では分析に必要な変数の単位根検定を行った上で、第4節では多変量システムに共和分が存在するかのヨハンセン・テストを行う。第5節では郵貯需要関数の共和分回帰分析と需要関数の安定性について分析する。第6節に結論を述べる予定である。

## 2. 郵貯残高動向の概容

郵貯需要関数の推計に必要なデータは、主として日経ニーズ総合経済ファイルに収録されているものを利用した。そのため、郵貯の種類別残高を長期にわたって分析することは困難であり、通常貯金と定額貯金などの総合計の数値を

使わざるを得なかった。しかし、定額貯金が郵貯全体の大宗（8割から9割）を占めていることから、郵貯全体の残高を定額貯金の残高に近いものとみなして差し支えないであろう。<sup>2)</sup> また、郵貯と代替性のある資産として、日本銀行のマネーサプライ統計に準通貨として掲載されている、定期性預金をとり上げてみた。データを、月次ではなく四半期データにせざるを得ない理由は、周知のようにGNPなどの国民所得統計が四半期ベースでしか利用できないからである。残高・金利の月次データは3カ月平均をとって四半期に変換した。また、分析期間は1975年第1四半期（以下、1975：1の如く記す）から、1994年第4四半期（1994：4）までとした。1973～74年の第一次石油危機を境として、日本経済が構造変化を経験した可能性が高いからである。<sup>3)</sup>

図1に郵貯残高、図2に定期性預金残高の1975：1から1994：4までのデータをプロットしてある。郵貯に関しては、1975年から1990年まで、直線的に上昇し（すなわち、成長率は徐々に鈍化）、1990年に突然の停滞を経て、その後は

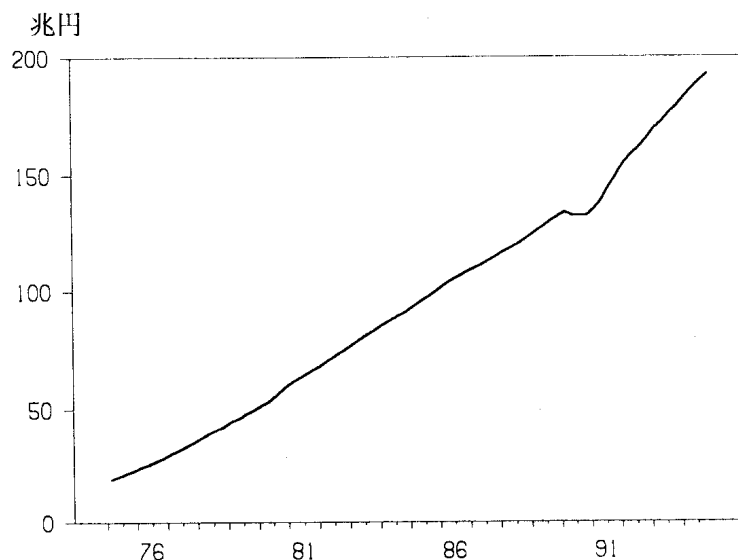


図1 郵貯残高

2) その他の郵貯として、「積立」・「住宅積立」・「教育積立」・「定期」などがあるが、平成7年3月の数値で見て、全体の5%程度である。これらの計数値については貯蓄経済研究センターの泉谷・岡村両氏にお世話になった。

3) 下で行う単位根検定との関係でも、1973～4年あたりに構造変化があった可能性が指摘されている。参照、Takeuchi (1991), 副島 (1994)。



図2 定期性預金残高

以前より若干高い成長率で伸びている。1990年の停滞は、よく知られているように、第二次石油危機（1979年）の際の金融政策の引締で金利が高騰し、郵貯（特に定額貯金）への大きなシフトがあった（1980年）のが、ちょうど10年の満期を1990年に迎え、下で見るように民間金融機関での預金金利が高かったこと（図5・6参照）とあいまって、郵貯から民間金融機関預金への流出があったからである。民間金融機関での定期性預金の動向（図2）の特徴は、1980年代後半の成長の加速化と、1991年からの突然の成長の停止である。郵貯と違い、法人企業部門の保有分も含まれる定期性預金の場合は、80年代後半の旺盛な設備投資活動に基づく銀行貸出の活発化と、地価・株価高騰による富効果から来る預金需要の高まりが、80年代後半の異常とも言える定期性預金の昂進を促したものであると思われる。

1975：1から1994：4にかけて、郵貯残高は19兆円から、192兆円と約10倍になり、定期性預金は65兆から382兆円と、約6倍弱の伸びであった。すなわち、期間全体では郵貯の方が高い伸び率を示している。そこで、図3に郵貯残高の定期性預金残高に対する比率をプロットしてみた。郵貯対定期性預金比率は期間全体として高まりつつあるものの、80年代後半に著しい低下を見た後、1990年に底を打つと一転して、非常に速いペースで上昇するという、大きな変化を

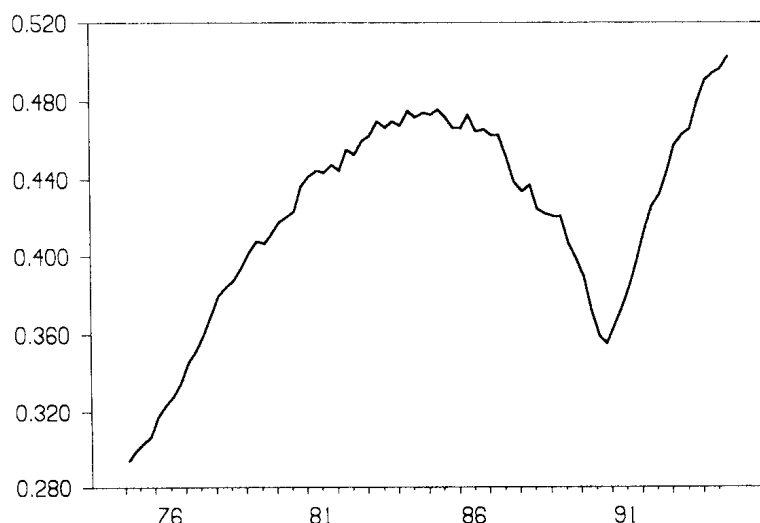


図3 郵貯対定期性預金比率

見せている。80年代後半の比率の下落は、定期性預金の尋常ならざる伸びによるものであるし、91年以降の大きな上昇は、一方で定期性預金の停滞と、もう一方では郵貯の80年代から見ても高い伸長によるものである。郵貯比率が、トレンドとしては上昇傾向を持つものの、直線的な上昇ではなく、大きな変動を伴うことが判明する。

貨幣需要の理論では、取引動機の説明因として、国民所得ないし実質GNPを採用することが多い。そこで、郵貯残高を使ったマーシャルの $k$ と、定期性預金のそれを図4に描いてみた。両者とも、増加の趨勢が見られるが、定期性預金のマーシャルの $k$ はやはり80年代後半の伸びの加速化と、1991年以降の下落が目立つ。郵貯の場合はちょうど逆に、80年代後半の伸びの停滞と、91年以降の以前より高い伸びが明確になっている。

以上、定期性預金との対比から、郵貯残高動向の特徴は次の2点にまとめられよう。まず、1980年代終わりまでは順調な伸びを見せたものの、80年代後半には定期性預金の伸びがより高かったこと。次に、1991年以降は逆に、定期性預金が停滞し、郵貯が高い伸びを示していることである。

その背景に、両者の金利動向がどう関係しているのであろうか。図5に定額貯金金利と定期性預金金利を、図6にはそれらの利子率格差をプロットしてあ

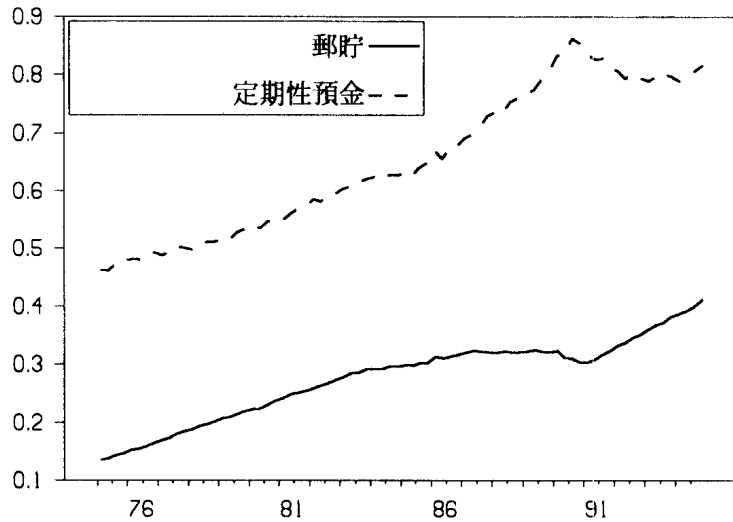


図4 マーシャルのk

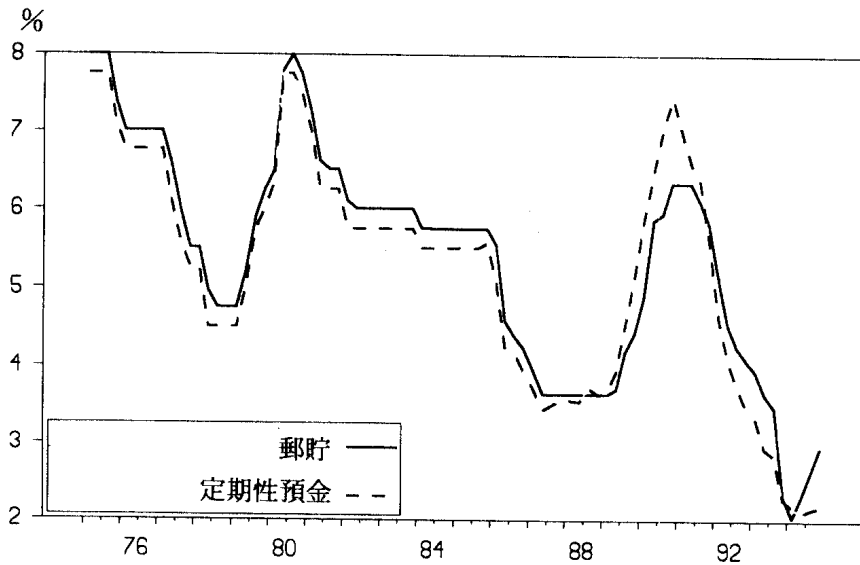


図5 預貯金利率

る。大口定期預金やMMCが導入される1985年までは、預貯金金利は規制されており、利率格差は約0.25%前後で推移している。1985年から1989年にかけて、自由金利商品の一般化に伴って、定期性預金金利は相対的に上昇し、バブ

4) 定期性預金には、1980年代半ばより自由金利ないし準自由金利預金が順次導入された。そこで定期性預金を大きく、規制金利の預金残高と自由金利型の預金残高に二分し、それらの残高をたかって規制金利と自由金利の加重平均をとってある。文末の補遺を参照。

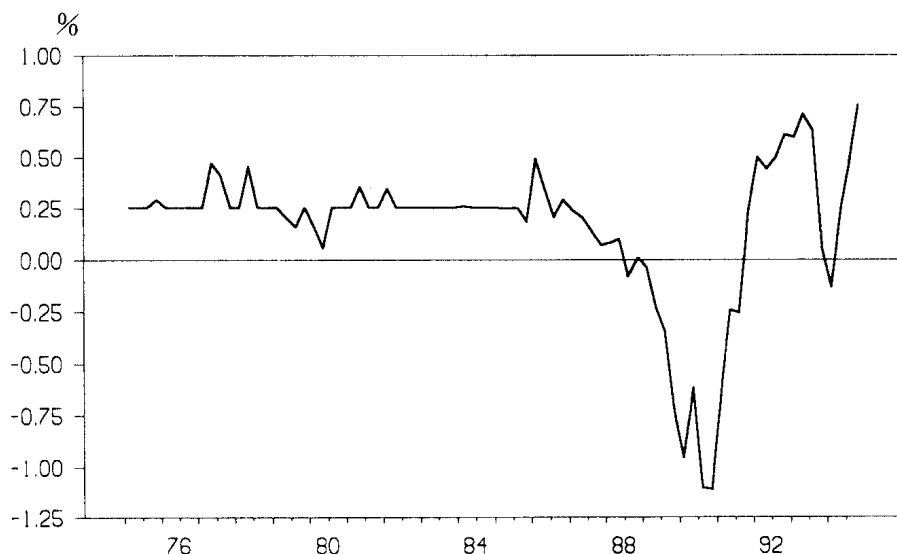


図6 利子率格差（郵貯－定期性預金）

ル対策としての金融引締によって1990年には、定期性預金金利が郵貯金利を1%以上も上回るという逆転現象が見られる。これが郵貯残高の相対的な停滞と密接な関係があることはほぼ間違いないであろう。しかしその後、金融引締が緩和に転じると、自由金利が主体の定期性預金金利は急速に下降し、郵貯の金利の優位性が急速に回復した。この郵貯金利の相対的改善が、郵貯残高比率の急上昇を説明する主因ではないかと考えられる。したがって、以下の郵貯需要関数の推計においても、この利子率格差が説明変数の一つとして利用されることになるであろう。

### 3. 予備テスト

郵貯需要関数の共和分検定を行うにあたって、いくつかの予備的考察が必要である。1980年代以降、マクロ変数は単にトレンド回りで循環的変動を繰り返すのではなく、多くは非定常な変数であるとの研究報告が多数なされている。非定常であるということは、時間の経過とともに発散してしまう可能性を持っているが、個別に見て発散するとしても、変数の組み合わせを見ると長期的に一定の関係にあることが、経済理論的に推論される。たとえば、所得と消費や、為替レートとインフレ率格差の関係のように長期的には安定した関係が存在す



ると考えられる。非定常な変数の間に安定的な関係が存在することを、「共和分」(cointegration)と名付け、共和分分析を提唱したのが、Engle and Granger (1987)であり、共和分分析はマクロ経済学の実証分野においてすでに一定の地歩を獲得している。

郵貯残高  $ps$  の需要関数の説明変数としては、実質 GNP  $y$ 、物価水準 (GNP デフレーター)  $p$ 、及び利子率をとり上げる。利子率としては定額貯金金利  $rps$  と  $rps$  から定期性預金金利  $rd$  を控除した利子率格差  $rdif$  の二つを考慮する。利子率以外の変数は対数をとってある。これらの変数の動向をまずグラフによって見てみると、まず GNP デフレーター (対数) の水準と一階階差が図 7・8 に描かれている。全体を通して言えることは、インフレ率の低下傾向が明らかである。1986~1988年の期間は、85年9月のプラザ合意後の急激な円高進行で輸入物価が下落し、GNP デフレーターもほぼ横這いとなっている。その後、バブル景気のもとで少々上昇傾向を見せたが、それに続く平成不況でインフレ率は低下し、94年にはインフレ率がマイナスに転じている。郵貯残高は図 1 にあるが、以下の分析で使う、対数をとったものと、その一階階差を図 9・10 にプロットしてみた。この期間を通して、成長率が鈍化していることが読みとれる。1990年に大量の定額貯金が満期を迎え、それらの資金が民間金融機関に流れたあとは、91年には大量に郵貯に戻っている。民間金融機関の定期性預金が91年以降ほとんど伸びていないのに対し (図 15・16 参照)、郵貯は91年以降、成長率が80年代後半より高まっている。定額貯金金利の階差は図 13 に、定期性預金金利との利子率格差の階差は図 14 にプロットされている。定額貯金金利は規制の影響で、動きの全くない時期がいくつか見られる。確率的変動が全くないというのは、確率過程としては少々問題がある。その意味では金利格差の動きの方がより確率的に見える。利子率格差の方が郵貯需要関数の説明変数として優れていることは、以下の共和分回帰分析でも確認できる。

これらの変数の水準そのものに単位根があるか否かの単位根検定には、いわゆる ADF テストと、Phillips-Perron テスト (Phillips and Perron 1988) を

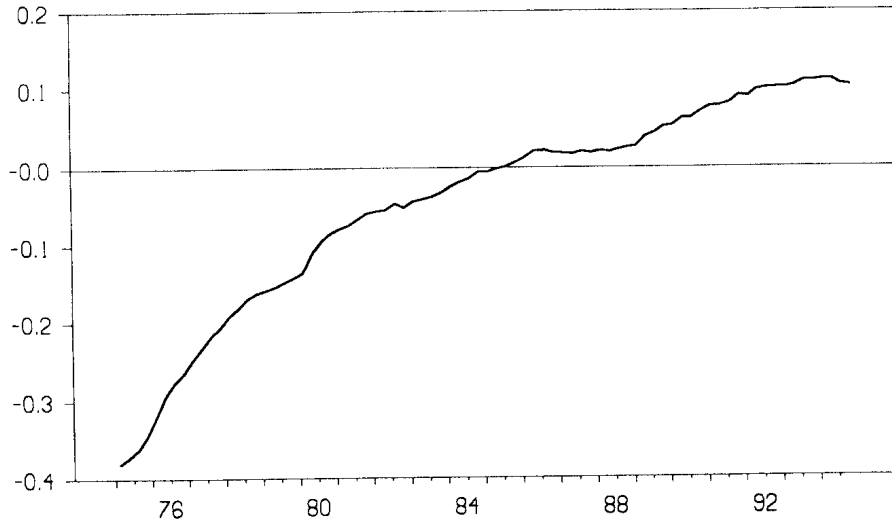


図7 GNPデフレーター (対数值, 水準)

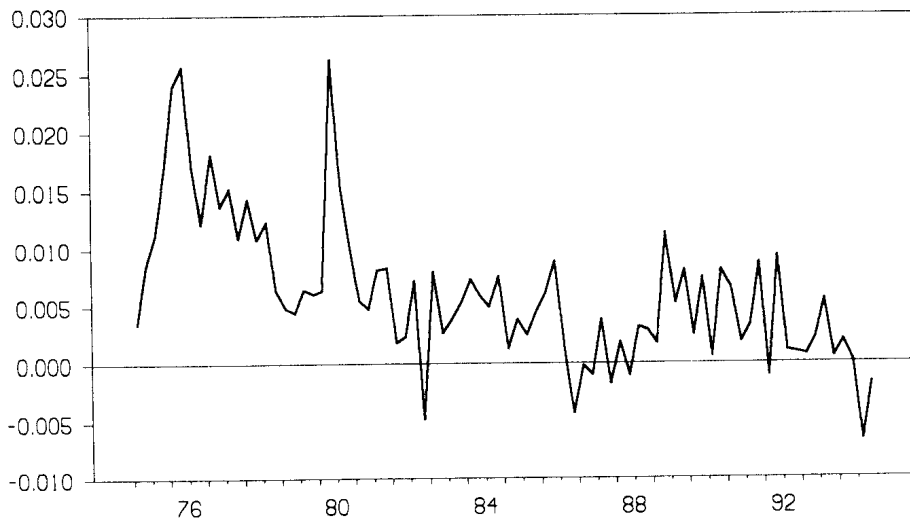


図8 GNPデフレーター (対数值, 階差)

郵貯需要関数の共積分分析と構造変化テスト

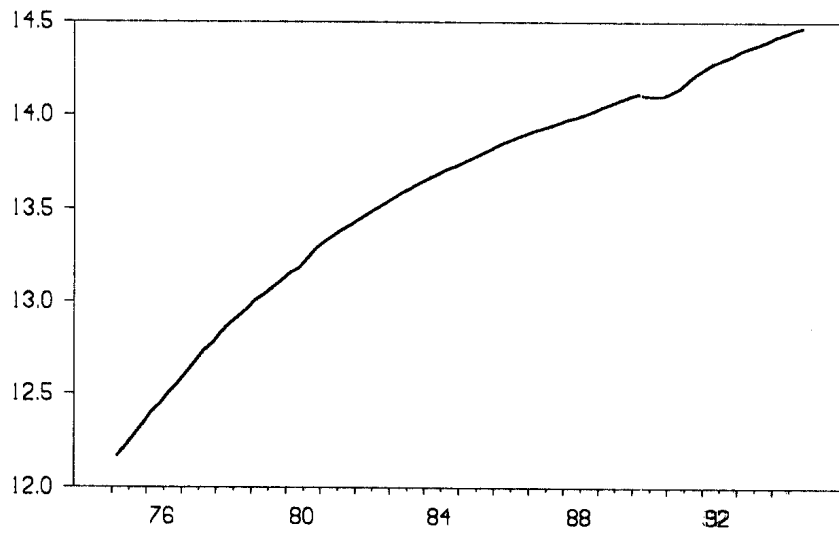


図9 郵貯残高(対数值, 水準)

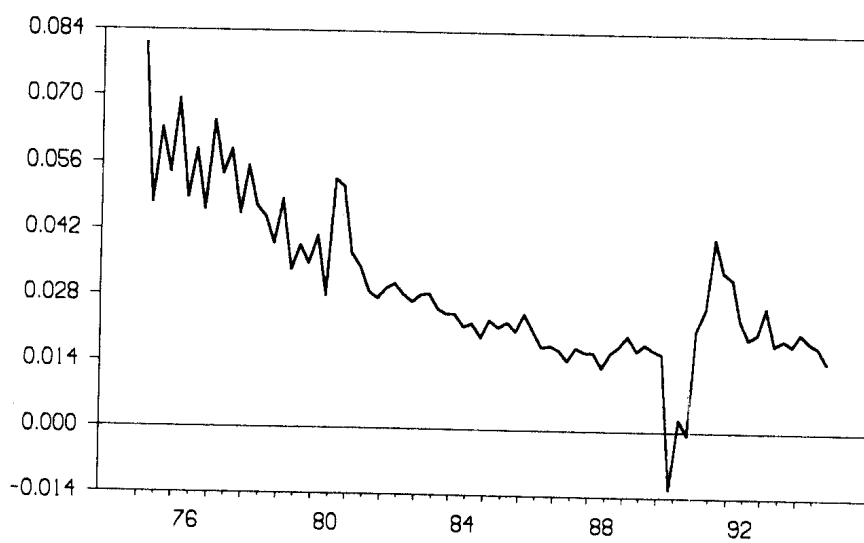


図10 郵貯残高(対数值, 階差)

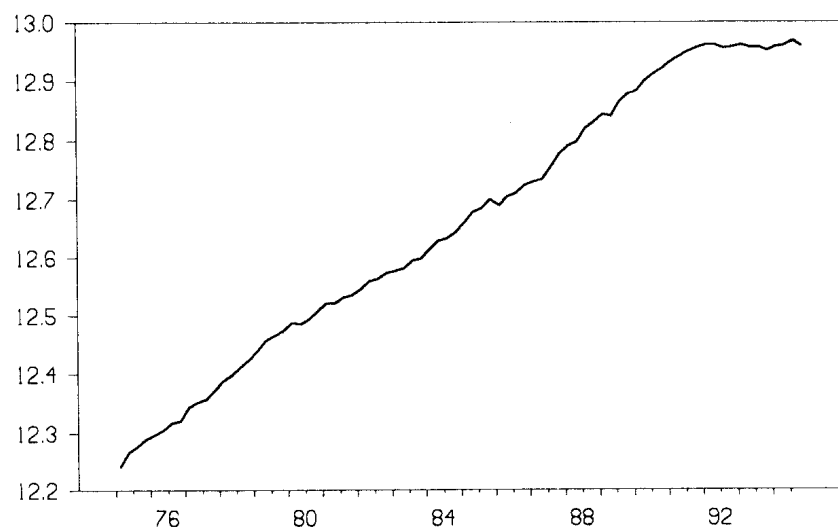


图11 实质GNP (对数值, 水准)

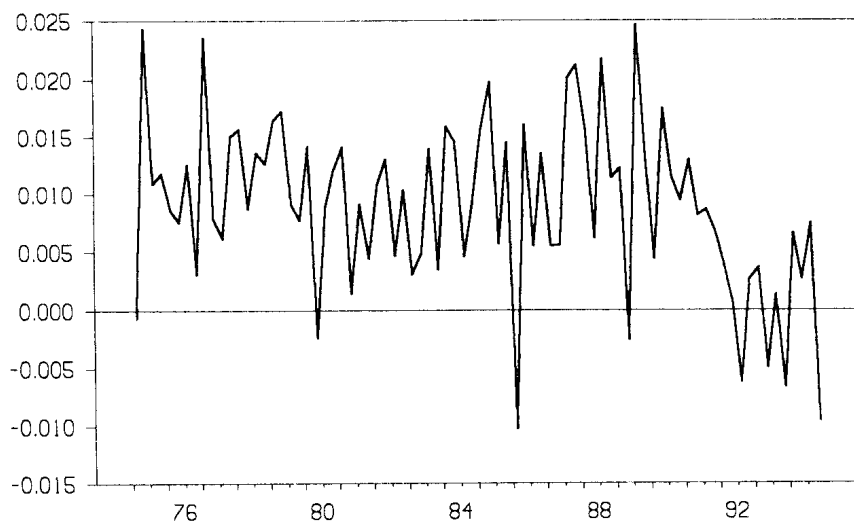


图12 实质GNP (对数值, 階差)

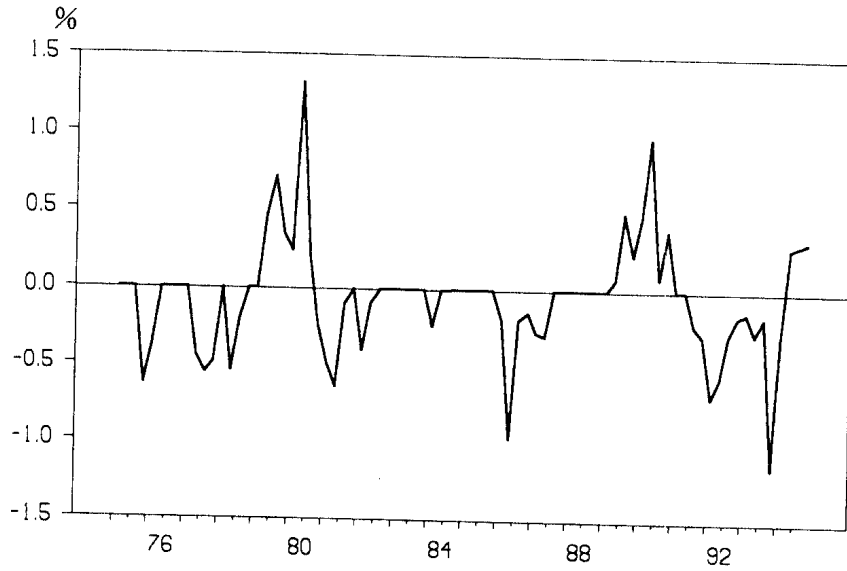


図13 郵貯利子率 (階差)

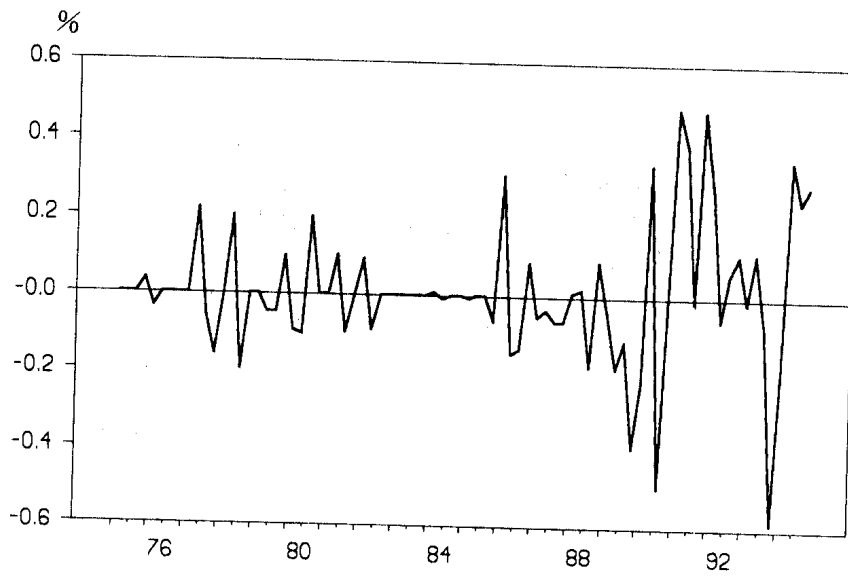


図14 利子率格差 (階差)

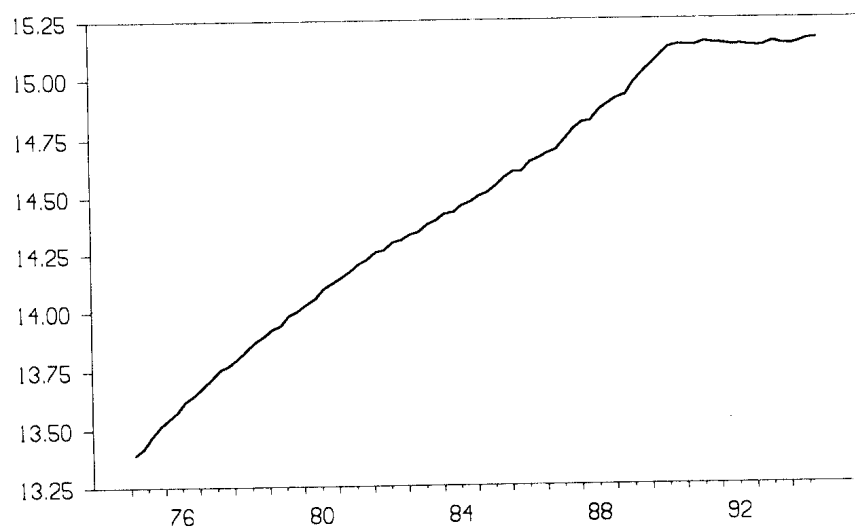


图15 定期性預金残高 (对数值, 水準)

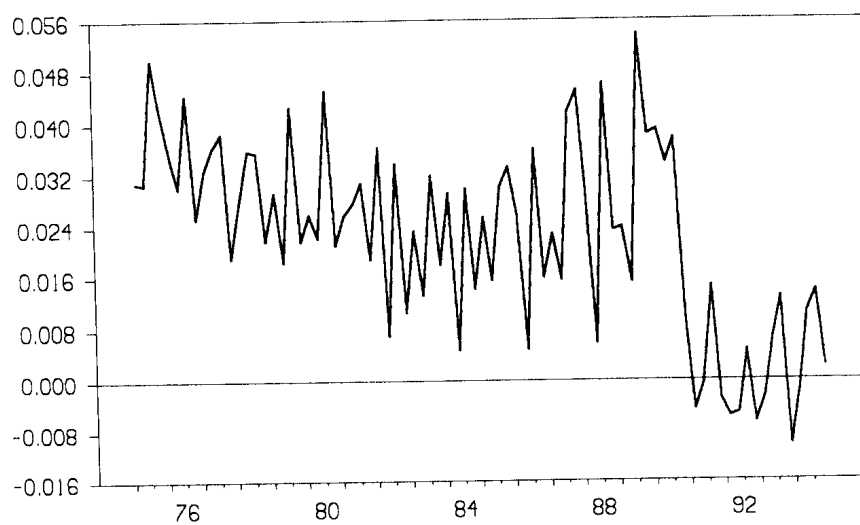


图16 定期性預金残高 (对数值, 階差)

行った。ADF テストでは、階差の AR 項の次数を決めなければいけないが、次数は 1 から出発し、残差項に系列相関が残っているかどうかを Ljung-Box Q 統計量によってテストし、有意度10%以下であれば系列相関が残っているものとして、次数を 2 に上げ、次の回帰の残差項に同じく Ljung-Box Q テストを行って、... というプロセスを繰り返し、系列相関が有意度10%以上で棄却されれば、そこで止まるという手順を踏んだ。

テスト結果は表 1 に掲げられている。帰無仮説は単位根が存在するというものであり、ほとんどのテスト結果について、帰無仮説が棄却できず、単位根の存在が推測される。問題は、実質 GNP であり、4つのテストのうち、2つについて単位根が存在するという帰無仮説が棄却される。しかし、他の2つのテストに関しては、帰無仮説は棄却できないので、判断に困るケースである。ここでは、単位根が存在するという暫定的な想定のもとで分析を進めたい。したがって、以下の分析は実質 GNP に単位根が存在するという仮定を置いた上でのもことになることに注意したい。

ある変数が  $I(1)$  であれば、一階の階差をとれば定常になるはずである。そこで上の変数の一階の階差をとり、同じように単位根検定を行った結果が表 2

表 1 単位根テスト (水準)

	ADFテスト			PPテスト	
	$T(\hat{\rho}-1)$	$\tau_r$	AR	$Z_\rho$	$Z_r$
<i>ps</i>	-3.8633	-3.8659	3	-3.4135	-4.7154
<i>y</i>	3.6196***	1.2787	1	1.5082***	0.473
<i>p</i>	-5.1023	-3.845	1	-3.9931	-3.5167
<i>rps</i>	-9.7037	-2.2694	1	-6.1112	-1.7885
<i>rdif</i>	-10.2167	-1.9718	2	-11.7645*	-2.3305

注) 原データのサンプル期間は1975:1~1994:4であるが、階差の AR 項を含めるので、開始期が遅れるケースが多い。ADF テストの AR の列は、階差の AR 項の次数を示す。統計量の右肩につけた\*\*\*、\* は有意水準がそれぞれ 1%、10%以下であることを指している。利子率以外の変数は自然対数をとってある。また、利子率以外の変数にはタイムトレンドを入れてある。

表2 単位根テスト (1階の階差)

	ADFテスト			PPテスト	
	$T(\hat{\rho}-1)$	$\tau_r$	AR	$Z_o$	$Z_r$
<i>ps</i>	-12.5101	-2.4506	1	-31.6941***	-4.3709***
<i>y</i>	-51.006***	-4.8128***	1	-99.1352***	-9.1209***
<i>p</i>	-32.9663***	-3.956**	1	-54.7904***	-6.225***
<i>rps</i>	-36.741***	-4.1337***	1	-40.4025***	-5.1157***
<i>rdif</i>	-94.5926***	-6.5123***	1	-68.7652***	-7.7085***

注) 表1の注を参照。\*\*\*、\*\* は有意水準が1%、5%以下であることを指す。

である。郵貯残高 *ps* の ADF テストは階差にも単位根が存在していることを示しているが、Phillips-Perron の二つのテストでは否定的であって、結果が不明確である。疑わしいケースであるが、ここでは暫定的に（郵貯の階差には）単位根は存在しないものと想定しておこう。他の変数についてはそれぞれ4つのテストともに単位根は棄却されており、問題はない。

#### 4. 郵貯需要関数の共和分検定：ヨハンセン・テスト

前節の単位根検定により、それぞれの変数に単位根が存在することが推測されるので、つぎにこれらの変数間に安定した長期的関係が存在するか否かを分析したい。ここで対象とする安定的な関係とは、郵貯需要関数である。すなわち、郵貯自体は非定常な変数であるが、価格水準、実質 GNP、利子率（ないし利子率格差）などの非定常な変数と安定的な関係にあるというものである。貨幣需要関数の実証研究では、以上の説明変数の他に富効果が認められると言う結果も示されているが (Ueda 1988, Corker 1990)、1990年代にデータを延長すると逆に富効果が認められないと言う結果も得られているので (Hirayama and Kasuya 1995)、ここでは富変数は考慮しないことにした。

ヨハンセン・テスト (Johansen 1988, Johansen and Juselius 1990) は多変量自己回帰モデルで、係数マトリックスのランクに着目し、そのランクが特定の数に等しいという帰無仮説を尤度比検定でテストするものである。Engle



and Granger (1987) などのテストに比し、変数システム全体についてテストするので、共和分関係の存在を確認する方法として優れていると言える。<sup>5)</sup>

さて、その結果は表3・4にまとめてある。原データのサンプル期間は1975:1~1994:4である。表3のシステムは、 $ps-p-y-rps$ の4変数であり、表4は $ps-p-y-rdif$ の4変数である。VARのラグ次数は、4から6までを計算し、各式の攪乱項が出来るだけ望ましい性質（特に正規性）を持つものを選んだ。二つのシステムで、ともにラグ次数6が選択された。定額貯金金利  $rps$  を使った場合の表3では、最大固有値検定、トレース検定ともに帰無仮説が棄却されるのは、ランクが0と1のケースである。ランクが2との帰無仮説は最大固有値検定では棄却されないものの、トレース検定では5%有意水準で棄却される。ランクを2ないし3とすると、需要関数以外の安定した関係が1つないし2つ存在するわけで、それらの関係が如何なるものか、判断が難しい。

表3 ヨハンセン・テスト： $rps$ のケース

帰無仮説	$r=3$	$r=2$	$r=1$	$r=0$
最大固有値検定	8.2259	10.1590	23.1776*	32.9302**
トレース検定	8.2259	18.3849*	41.5625**	74.4927**

注) システムは $ps-p-y-rps$ の4変数である。VARのラグ次数は6。統計量の右肩の\*\*および\*はそれぞれ有意度が1%と5%を下回ることを指す。検定統計量が数値的に大きく、有意度が低ければ帰無仮説を棄却する。統計量の有意度の判定に使う分布は、定数項が各式にトレンドとして入るとしたものを使った (Johansen and Juselius 1990, p. 208 の Table A1)。

表4 ヨハンセン・テスト： $rdif$ のケース

帰無仮説	$r=3$	$r=2$	$r=1$	$r=0$
最大固有値検定	2.2129	6.9670	18.3145	43.4971**
トレース検定	2.2129	9.1799	27.4944	70.9915**

注) システムは $ps-p-y-rdif$ の4変数である。VARのラグ次数は6。統計量の右肩の\*\*および\*はそれぞれ有意度が1%と5%を下回ることを指す。

5) ヨハンセン・テストの詳しい解説については川崎 (1992) を参照。

一方、利子率格差  $rdif$  を使った表 4 では、 $r=0$  の帰無仮説が 1% 有意度で明瞭に棄却されるが、 $r=1$  の帰無仮説は棄却できないので、このシステムでは共和分関係は 1 つだけと推測できる。上で述べたように、郵貯の動向とより密接に関連しているのは、利子率格差の方であると思われるが、ここでのテストでも、利子率格差がより明確な結果を示していることが興味をひく。したがって、以下の共和分回帰分析では、郵貯需要関数の説明変数として利子率格差を採用することにしたい。

## 5. 郵貯需要関数の共和分回帰と構造変化テスト

ヨハンセン・テストの結果に基づき、利子率格差を採用した郵貯需要関数を共和分回帰分析によって推計してみよう。共和分回帰においては、説明変数と誤差項の間の系列相関をどのように処理するかが問題となる。一つには説明変数の一階階差のリードとラグを追加する方法があるが (Saikkonen 1991, Stock and Watson 1993)、リードとラグの次数を決める上で困難がある。もう一つは OLS 推計のあと、系列相関を除去する方法で、fully modified estimator と言われるものである (Phillips and Hansen 1990)。この推計方法に関しては、Hansen (1992) が構造変化をテストする検定統計量を与えており、安定性のテストにも拡張できるので便利である。このラグランジュ乗数テストは、係数にブレイクがあるかどうかを検定するものである。線形回帰モデルを

$$y_i = A_i x_i + u_i$$

としたときに、帰無仮説は係数が一定であるというものであり ( $A_i = A$ )、それに対して対立仮説はある特定のブレイクポイント  $\hat{t}$  において係数が変化することを想定している：

$$A_i = A_1, \quad i \leq \hat{t}$$

$$A_2, \quad i > \hat{t}$$

対立仮説をテストする検定量は、尤度関数のスコアベクターに基づいて計算されるラグランジュ乗数であり、 $F$  統計量と Hansen は呼んでいる。この検定ではブレークの時点を一一定としていたが、その時点が不明の場合は、ブレークポイント  $\hat{t}$  を順次移動しながら、 $F$  統計量を計算し、その最大値をテストしてブレークポイントを見つけるテストが、 $SupF$  テストである。また、Hansen は係数  $A_i$  がマーティンゲールになっている場合のテストも提示しており、それはさきに計算された  $F$  統計量の平均値を使うテストで、 $MeanF$  テストと名付けられている。二つのテスト統計量の臨界値 (CV) は Hansen がシミュレーションによって計算しているので、それを利用することが出来る。

1975 : 1 ~ 1994 : 4 の期間について、Phillips and Hansen の FM 推計により次の結果を得た。また、 $MeanF$  と  $SupF$  テストの検定量も掲げておいた。

$$ps = 0.167 + 3.007p + 1.069y + 0.125rdif$$

$$(0.06) \quad (8.55) \quad (5.24) \quad (3.21)$$

$$MeanF = 18.547 \quad SupF = 101.94$$

括弧内は  $t$  値であり、 $MeanF$  と  $SupF$  は係数に関する安定性のラグランジュ乗数テストの  $F$  統計量の平均と最大値である。推計された係数を見ると、価格の係数が 3.007 と 1 を大きく超え、しかも有意度も高い。価格に関する一次同次性が疑われる結果となっていることは問題であろう。郵貯は個人保有が原則であるので、価格は GNP デフレーターより消費者物価水準を使う方が望ましいかも知れない。今回はそれを試す余裕がなかったので、今後の課題としたい。また、所得の係数もわずかながら 1 を上回っている。これは  $M_2 + CD$  に関する研究でも同様であり、<sup>6)</sup> 貨幣の取引需要に関する在庫理論の結果と異なっている。

利子率格差の係数は有意に出ているのが、ここでは興味深い。上で指摘したように、1980年代半以降、郵貯残高の動向は利子率格差の動きと密接な関係があるということが、計量的にも確認された結果となっている。つまり、家計主体は郵貯金利と民間金融機関の定期性預金金利とを比較しつつ、預貯金の預入先を選んでいくということである。

構造変化の可能性を探るために、1978：1～1994：4の各時点におけるF統計量を図17にプロットしてある。*MeanF*と*SupF*統計量の5%臨界値も描かれている。一時点でのブレイクをテストする*SupF*で見ると、1990：2以降にブレイクが明瞭に発生している。1990年の郵貯減少、その後の伸び率加速はやはり需要関数のシフトを意味しているようである。また、係数が徐々に変化する場合をテストする*MeanF*では5%臨界値を超えている期間が1980年から1986年にかけて続いている。これからも需要関数が安定していたとは言い切れ

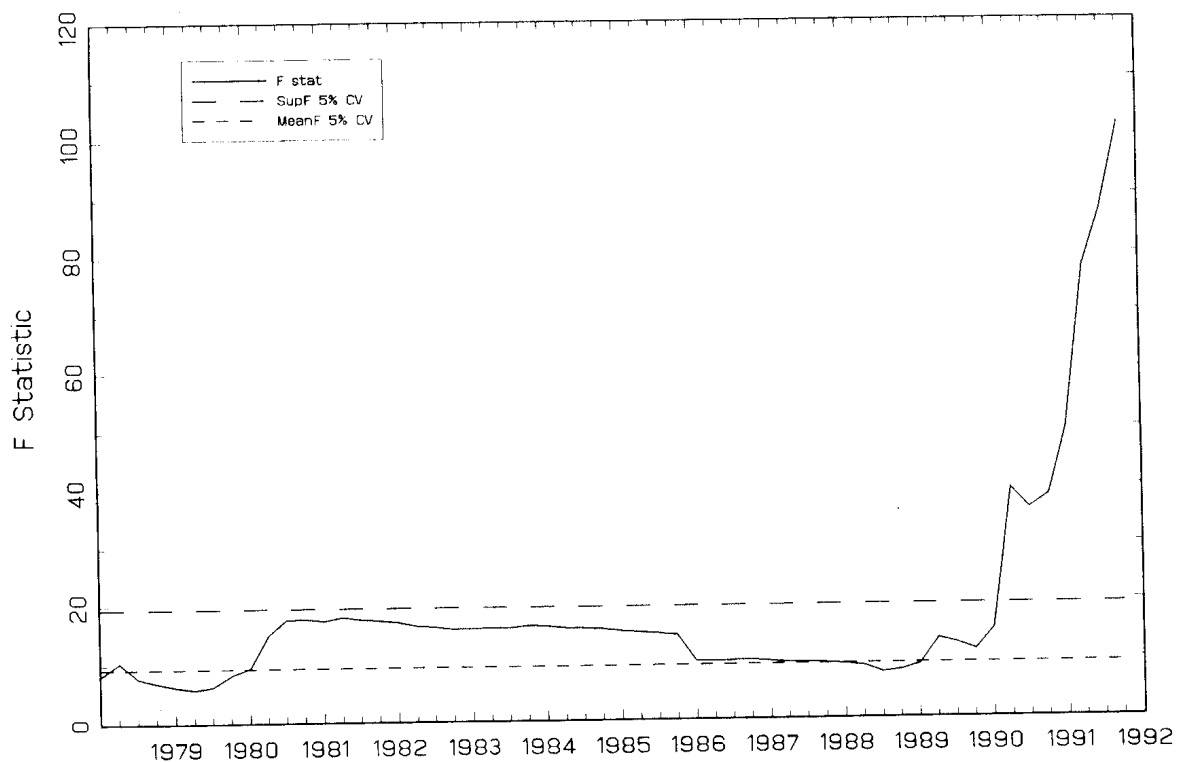


図17 郵貯需要関数のF統計量

6) たとえば吉田(1989)の $M_2+CD$ の需要関数推計では、所得の係数は1.40となっている。

ないようである。したがって、今回の需要関数のスペシフィケーションでは満足行く推計が出来たとは言えない。

上の推計式では価格の係数を自由にして推計したところ、1を大きく上回る係数が得られた。そこで次に、価格に関する一次同次性を制約として課した上で推計してみよう。FM推計の結果は、

$$ps - p = -17.219 + 2.432y + 0.4498rdif$$

$$(11.22) \quad (20.11) \quad (5.94)$$

$$MeanF = 35.201 \quad SupF = 52.017$$

となった。今度は所得の係数が2をも上回ってしまい、しかも非常に有意である。また利子率格差の係数も（絶対値で）上昇し、有意度も上がっている。ただ、ブレイク・テストのF統計量のプロット（図18）を見ると、5%臨界値を全

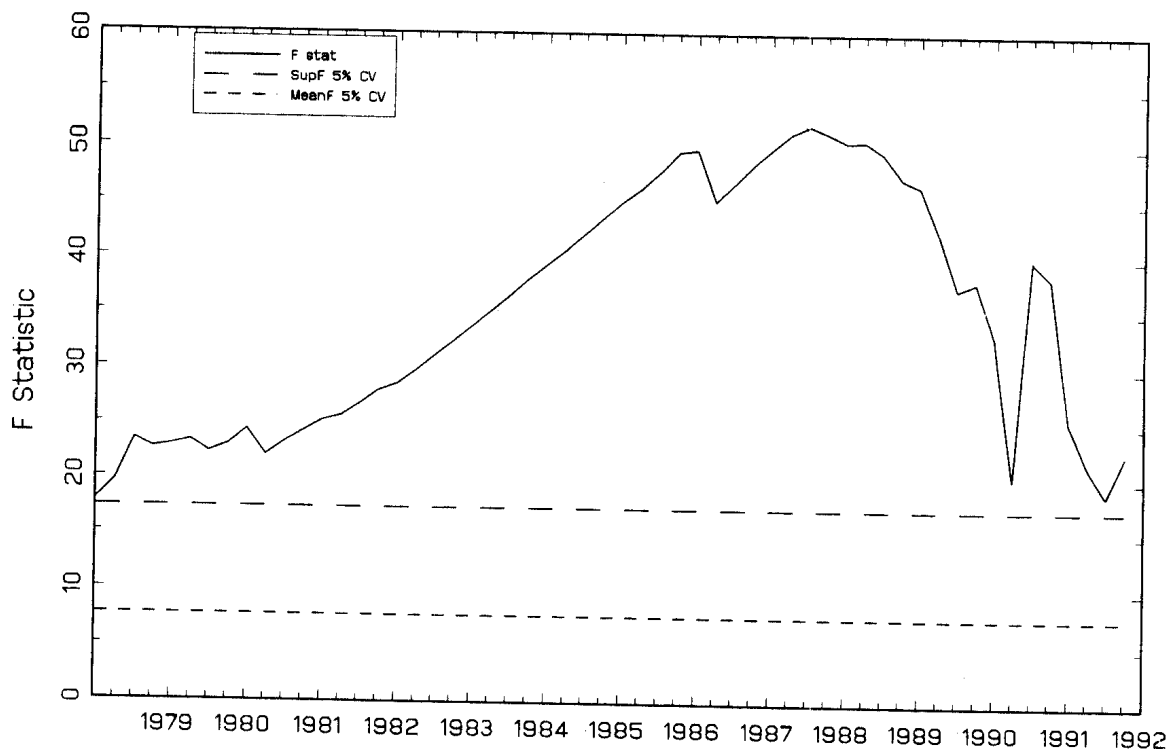


図18 郵貯需要関数のF統計量（価格に関する一次同次性と仮定）

期間について上回っており、安定性はほぼ論外である。したがって、このスペシフィケーションで郵貯需要関数を表すことには無理があると言えよう。

## 6. 終わりに

以上、郵貯需要関数を実証的にとらえるために、共和分回帰分析を行ったみたが、利子率格差に有意な説明力があることが分かった。したがって91年以降の郵貯の伸長は、家計部門が民間金融機関の預金金利と郵貯金利を比較し、合理的な選択を行った結果といえよう。この結論のインプリケーションにはいくつかの点が含まれる。まず、郵貯の伸びが、政府によるバックアップのある、つぶれない公的金融機関だから信頼されている、という可能性は否定できないものの、家計はやはり金利を重要視している点である。「金利選好意識の高まり」はしばしば指摘されるが、それが郵貯に関しても確認されたと言えよう。民間金融機関が預金を獲得したいとすれば、より有利な金利を提示すればよいことになる。91年以降の銀行預金の停滞は、一方で企業による貸出需要の減退と、もう一方でBIS規制対策として総資産規模の圧縮という要因があったと推測される。そのため、銀行をはじめとする民間金融機関が競争的な金利を提示しなかったため、資金がより金利の高い郵貯に流れたと解釈することができる。とすると次の課題は、「では郵貯金利はどのようなルールに基づいて決定されているのか」ということになる。市場の競争条件によって規定されているのか、あるいは政策的な観点から決定されているのか、など興味のない問題が残されている。

金利差に反応して資金が民間金融機関と郵貯の間をシフトしているとすれば、預貯金総計全体としては安定している可能性もある。資金はより有利な金利を求めて民間金融機関と郵貯の間を往来するものの、全体をとるとほぼ一定になっているかも知れない。実際、広江（1995）は  $M_3 + CD$  の需要関数が安定的であると報告しており、この可能性がすでに指摘されている。

ただし、本論文の分析にはいくつかの留保条件があった。たとえば、単位根

検定において、郵貯が二つの単位根をもつ可能性がない訳ではないし、実質 GNP については単位根がそもそも存在しないかも知れない。また、金利変数は期間の前半において政策金利であったために、非定常な変数と考えることが難しいかも知れない。このようなことから、共和分分析が不適切なものに終わっている可能性が残るので、注意が必要である。需要関数では価格の係数が 1 をはるかに上回るという問題もある。ミススペシフィケーションの可能性もありうる。また Hansen の構造変化のテストによって、利子率格差を使った郵貯需要関数も 91 年以降シフトしているらしいことが判明している。利子率格差の係数がさらに高まっているか、それとも低下しているかに関しては、分析がなされておらず、この点も克服されていない。これらは将来への課題としたい。

#### 《 補遺 》 データ・ソース

使用したデータは基本的にすべて日経ニーズ総合経済ファイルより抽出した。実質 GNP は季調済みデータを利用した。本文に述べたように、郵貯残高は郵便貯金全体の残高であるが、郵貯の金利は 3 年以上の定額貯金の金利とした。民間金融機関発行の定期性預金（準通貨）は 1985 年から自由金利預金も登場したため、金利の計算は 1985 年以降は規制金利の定期預金金利（1 年もの）と、自由金利定期預金金利（6 ないし 12 ヶ月もの定期預金）の加重平均をとった。

#### 《 参考文献 》

- 川崎能典（1992）「Johansen の共和分検定について」日本銀行金融研究所『金融研究』第 11 巻 2 号、99-120 頁。
- 副島豊（1994）「日本のマクロ変数の単位根検定」日本銀行金融研究所『金融研究』第 13 巻第 4 号、97-129 頁。
- 広江満郎（1995）「貨幣・信用集計量と経済活動」金融システム研究会・川口慎二／古川 顕編『現代日本の金融システム』貯蓄経済研究センター関西支所 1995 年、67-104 頁。
- 吉田知生（1989）「通貨需要関数の安定性をめぐって——ECM（Error Correction Model）による計測」日本銀行金融研究所『金融研究』第 8 巻第 3 号、99-147 頁。
- Corker, Robert. (1990) "Wealth, Financial Liberalization, and the Demand for Money in Japan." *IMF Staff Papers*, 37, No. 2, pp. 418-432.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger. (1987) "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing." *Econometrica*, 55, pp. 251-76.

- Hansen, Bruce E. (1992) "Tests for Parameter Instability in Regressions with I (1) Processes." *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, No. 3, pp. 321–335.
- Hirayama, Kenjiro and Munehisa Kasuya. (1996) "Financial Deregulation and Divisia Monetary Aggregates in Japan." In Andrew Mullineux, ed., *Financial Innovation, Banking and Monetary Aggregates*, London: Edward Elgar, 1996, pp. 104–130.
- Johansen, Soren. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, No. 2/3, pp. 231–254.
- \_\_\_\_\_ and K. Juselius. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration — with Applications to the Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, No. 2, pp. 169–210.
- Phillips, Peter C. B. and Pierre Perron. (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika*, 75, No. 2, pp. 335–346.
- \_\_\_\_\_ and B. E. Hansen. (1990) "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes." *Review of Economic Studies*, 57, pp. 99–125.
- Saikkonen, Pentti. (1991) "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration regressions." *Econometric Theory*, 7, No. 1, pp. 1–21.
- Stock, James H. and Mark W. Watson. (1993) "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems." *Econometrica*, 61, No. 4, pp. 783–820.
- Takeuchi, Yoshiyuki. (1991) "Trends and Structural Changes in Macroeconomic Time Series." *Journal of Japan Statistics Society*, 21, No. 1, pp. 13–25.
- Ueda, Kazuo. (1988) "Financial Deregulation and the Demand for Money in Japan." Osaka University Discussion Paper, No. 66.