

經濟論叢

第163卷 第2号

-
- 第二次世界大戦期の国際決済銀行（4）……………西 牟 田 祐 二 1
- 日韓海峡経済圏（2）……………鄭 應 周 32
- 大気汚染に対する課税と土地利用規制（2）……………鄭 炳 潤 55
- 女性の就業パターンに関する一考察……………陳 珍 珍 72
- 非定常データによる
貨幣需要関数推定とその安定性……………井 口 泰 秀 93
-

平成11年2月

京 都 大 學 經 濟 學 會

非定常データによる 貨幣需要関数推定とその安定性

井 口 泰 秀

I はじめに

米国においては、貨幣需要関数に対する研究は戦後ほとんど絶え間なく続いてきた。これは貨幣需要関数の形状がケインジアンとマネタリストとの論争のひとつの争点であったからである。またその後、主要国の金融政策の運営において1960年代後半から1970年はじめにかけてマネーの過大な供給がインフレを招いた。その反省にたつて、近年における金融政策当局は多かれ少なかれマネーサプライの動向に注意を払うようになっている。そのため安定的な貨幣需要関数の存在と貨幣需要の予想可能性は金融政策の有効性を左右する問題としてきわめて重要な実践的課題である。特に我が国においては、1980年代半ば頃から金融自由化が進められたという事情がある。さらに80年代末にはいわゆるバブル経済とその崩壊を経て大きく社会が変動している。これに伴ない貨幣需要関数が不安定化しているか否かは大きな問題であると思われる。

一方、実証分析の手法として計量経済学の分野で近年発展してきたのが非定常分析の手法である。系列の非定常性を検定する単位根検定により、Nelson and Plosser [1982] の実証研究では経済変数が非定常である可能性が指摘されている。そのため Granger and Newbold [1974] の「見せかけの回帰」が従来の分析手法では生じている危険があるといわれている。「見せかけの回帰」とは無相関な非定常変数どうしの回帰から、まるで有意な関係が存在するかのような推定結果が導き出される現象である。この非定常分析の問題に一定の解

決を与えたのが Engle and Granger [1987] の共和分概念でありエラーコレクションモデル (ECM) による非定常分析であった。変数が共和分関係にあるとは、個々には非定常過程である複数の変数の1次結合が定常過程となる関係が成立している事であり、この関係は経済的な長期均衡関係と解釈できる。また共和分関係が成立している場合に最も適した計測といわれるのが ECM なのである。これにより、今後は経済変数の非定常性を考慮した分析が大きな役割を果たしてゆくと考えられる。

これらのことから、我が国の貨幣需要関数を ECM により非定常分析の枠組みの中で分析し、その安定性を検証することは非常に重要で意義ある事と思われる。本論文では金融自由化やバブル経済の影響が特に重要であると思われる1980年代を中心に ECM による分析をおこなう。

II 過去の我が国貨幣需要の変化

実証分析をおこなう前に先行研究を概括しておく。また、日銀調査月報 [1983, 84, 88, 92] より1980年代の貨幣需要の変動について簡単にまとめておく。

筒井・畠中 [1982] は1980年代までのデータを分析している。この中で1979年頃に我が国においても米国で Goldfeld [1976] が指摘したような、 M_1 についてのいわゆる 'Missing money' の現象が存在することを報告している。さらに、 M_2 に対する貨幣需要関数は M_1 よりも安定的である事を見出している。1980年以降については古川 [1986]、や平田 [1988] 等においても貨幣需要関数の推定と安定性に関する分析がなされている。これらは程度差はあるものの、基本的には $M_t = a + \beta_1 Y_t + \beta_2 R_t + \beta_3 M_{t-1}$ というような従来の「標準的」貨幣需要関数モデルである。そして、需要関数からの実績値の乖離を金融自由化による貨幣需要関数のシフトと結び付ける主張となっている。また、展望論文として筒井 [1986] に論点がまとめられている。一方、植田 [1992] では1985年前後の貨幣の流通速度について分析されており、資産効果の重要性が

指摘されている。ECM による我が国の貨幣需要関数の推定をおこなったものとしては吉田 [1989]、馬場 [1995] などがある。これらでは日本の経済時系列が非定常過程との検定結果が出され、非定常分析の必要性が示されている。さらに ECM による推定の結果、不安定性のない貨幣需要関数が得られると報告されている。

一方、この間のマネーサプライの変動について日銀の見解は概ね次のようになっている。まず、1980年～81年については第2次オイルショックに対応するための金融引締めの影響からマネーサプライの伸びは低下したとされる。その後1985年頃までは、物価の鎮静化、金融引締め解除と1984年までに景気回復したことによりマネーサプライは8%程度の安定した伸びを示す。ただ、この時期には M_2+CD には含まれない金融資産の増加、それに伴ない金融資産の内容の変化がおこっている事が指摘されている。1985年以降については、 M_2+CD の増勢が加速していることが報告されている。これは歴史的に低金利や景気拡大、及び大口定期預金の規制緩和をはじめとする金融自由化の影響とされる。また、そのなかで金融自由化に伴う貨幣需要関数の不安定化の可能性が言及されている。ただ結論としては金融自由化による1回限りのシフトが発生した可能性があるものの変化が大きいとは言えないとされている。80年代末から90年代にかけては、90年まではマネーサプライは高い伸びを示すが91年以降極めて低い伸びを見せる。いわゆるバブル経済期とその崩壊である。ここでは、金融機関の自由化による行動の変化があった事と資産価格の変動が指摘されている。特に資産価格の変動については、資産の富効果はきわめて大と推測されている。また、月報 [1992] では、所得と金利のみを用いた ECM 型貨幣需要関数による分析がなされている。それによると、1980～92年における需要関数の決定係数の低下が報告されている。これは事実上 ECM 貨幣需要関数の不安定化を意味しており、先の吉田、馬場とは結論が異なっている。

以上、先行研究と日銀調査月報の内容の簡単なまとめである。以下ではこれらの先行研究をふまえて、第2次オイルショック直後の1980年頃、85、6年

頃の金融自由化期、80年代末～90年代の資産価格の大変動期等を含む1970年代半ばから1990年半ばまでの貨幣需要関数が安定的か否かの分析を行う。

III 我が国の貨幣需要関数の推計

ここでは実際に我が国の経済データを使って貨幣需要関数の計測を試みるとともに、その構造変化の有無を考察する¹⁾。使用するデータは、1974年第1四半期から、1995年第4四半期までの以下のデータである²⁾。マネー M_1 (季節調整済, 実質値, 平均残高, 10億円), マネー M_2+CD (季節調整済, 実質値, 平均残高, 10億円), GDP (季節調整済, 実質値, 10億円), 資産残高 (上場時価総額, 実質値, 10億円), 国債利回り (10年物, %), インフレ率 (%)。なお, マネー M_1 , マネー M_2+CD , GDP, 上場時価総額についてはそれぞれ対数変換を施した。なお, 利子率を2種用いるのは, 貨幣保有量は金融資産のみでなく実物資産まで含めた資産保有の中で決定されると考えられるからである。その意味で, 金融資産保有の機会費用が国債利回りであらわされ, 実物資産保有の機会費用がインフレ率であると考ええる。

1 ADFテストによる定常性の検定

まずここでは, 貨幣需要関数の計測に先立ってそれぞれの変数に対する定常性の検定を行う。そのための検定が, Fuller [1976], Dickey and Fuller [1979] で定式化されたDF (Dickey-Fuller) テストである。しかし, このDFテストは誤差項に系列相関なしを前提としている。そこで, 以下では誤差項が相関を起こさないようにDFテストの定式化にラグ変数を加えたADF (augmented Dickey-Fuller) テストをおこなった。検定手順としては, 基本的には通常の回帰式における係数の有意性検定のように t 検定や F 検定のよ

1) 以下の計算は主としてPC-GIVEによっておこなった。

2) これらのデータは日経 Needsによりオンラインで入手したのかまたはそれに変換を施したものである。

うな検定をすることになる。ただこの検定は通常の有意性検定と次の2点で異なることに注意すべきである。① 検定に用いる統計量としては通常の最小2乗推定の際に算出される t および F 値を使うが '単位根が存在する', との帰無仮説のもとではこの分布は t 分布および F 分布に従わない。そのため実験により求められた τ 分布, Φ 分布と呼ばれる分布を用いなければならない。② 検定統計量の分布が検定の対象となる基本モデルの形式によってさらに三種類に分かれる。より詳しくは, Fuller, Dickey and Fuller の原論文や山本 [1988], 森棟 [1995] 等を見られたい。定式化は次の通りである。

$$DX = a_1 + a_2 t + a_3 X(-1) + \sum_{i=1, p} \beta_i DX(-i)$$

なお, a_1 は定数項, $a_2 t$ はタイムトレンド, X はテストの対象となっている経済変数であり括弧 () 内の数値はラグ次数。 DX は階差をとることを表し $DX = X - X(-1)$ である。また, 対数変換した, マネー M_1 , マネー $M_2 + CD$, GDP, 資産残高をそれぞれ, $Lm1$, $Lmcd$, $Lgdp$, Lst とする。またその他の変数については, 国債利回り, インフレ率をそれぞれ, R , IR とする。ADF テストにおけるラグ次数の選択は, "4次までの残差に系列相関なし" を帰無仮説とする LM テストの結果に基づき誤差項に相関のないよう選択した。検定結果が第1表である。

まず, マネー M_1 については, トレンドも定数項も持つモデルにおける $X(-1)$ の係数に対する t 検定統計量 tct の値が -1.73 であり 5% 有意水準の臨界値は -3.46 なので単位根を持つという帰無仮説は棄却されない。また, トレンドも定数項も持たない乱歩過程を帰無仮説とする Φ_2 統計量の値は 5.13 であり 5% 有意水準での臨界値が 4.88 なので帰無仮説は棄却された。一方, トレンドは持たないが定数項は持つモデルとする統計量 Φ_3 の値は 2.10 で 5% 有意水準の臨界値が 6.49 なので帰無仮説は棄却されない。さらに Φ_1 統計量の値は 5.64 であり 5% 有意水準の臨界値は 4.71 なので帰無仮説は棄却された。以上より, M_1 についてはドリフトを持つ乱歩過程であると考えられる。

第1表 単位根検定の結果

帰無仮説：変数は非定常

	τ_c	τ_{ct}	Φ_1	Φ_2	Φ_3
Lm1	0.61	-1.73	5.64*	5.13*	2.10
Lmcd	-2.00	-1.03	13.28**	9.00**	2.27
Lgdp	-2.09	0.19	22.22**	14.75**	2.27
Lst	-0.87	-1.12	1.82	1.43	0.72
R	-0.53	-2.19	0.87	2.36	2.78
IR	-1.59**	-6.75**	10.94**	15.77**	23.28**

(注) *, **はそれぞれ5%, 1%の有意水準で帰無仮説を棄却。

次にマネー M_2+CD については、検定統計量 τ_{ct} の値が -1.03 で単位根を持つという帰無仮説は棄却されない。また、 Φ_2 統計量の値は 9.00 であり5%有意水準で帰無仮説は棄却された。一方、統計量 Φ_3 の値は 2.27 で5%有意水準で帰無仮説は棄却されない。さらに Φ_1 統計量の値は 13.28 であり帰無仮説は棄却された。以上より、 M_2+CD についてはドリフトを持つ乱歩過程であると考えられる。

GDP については検定統計量 τ_{ct} は 0.19 で有意水準5%での臨界値は -3.46 なので単位根を持つという帰無仮説は棄却されない。また統計量 Φ_2 および統計量 Φ_3 を見ると Φ_2 の値は 14.75 でトレンドも定数項も持たない乱歩過程であるという帰無仮説は棄却された。 Φ_3 の値は 2.27 で5%有意水準での臨界値は 6.49 なのでトレンドは持たないが定数項を持つという帰無仮説は棄却されなかった。以上より、GDP もドリフトを持つ乱歩過程であると考えられる。

資産残高については検定統計量 τ_{ct} は -1.12 で単位根を持つという帰無仮説は棄却されない。さらに、 Φ_2 、 Φ_3 および Φ_1 統計量についてもそれぞれの値は、 1.43 、 0.72 および 1.82 であってどの検定統計量に関しても5%の有意水準で帰無仮説を棄却することができない。これより、資産残高は、トレンド

も定数項もない乱歩過程に従うという結果が得られる。

10年物国債の利回りについては、検定統計量 tct の値は -2.19 であり単位根を持つという帰無仮説は棄却されない。さらに、 ϕ_2 、 ϕ_3 および ϕ_1 統計量についてもそれぞれの値は、 2.36 、 2.78 および 0.87 であってどの検定統計量に関しても 5% の有意水準で帰無仮説を棄却することができない。これより、国債利回りは、トレンドも定数項もない乱歩過程に従うという結果が得られる。

インフレ率については、検定統計量 tct の値は -6.75 であり単位根を持つという帰無仮説は棄却された。さらに、 ϕ_2 、 ϕ_3 および ϕ_1 統計量についてもそれぞれの値は、 15.77 、 23.28 および 10.94 であってどの検定統計量に関しても 1% の有意水準で帰無仮説が棄却された。よって株式利回りは、定常変数であるとの結果が得られる。

以上が、ADF テストを行った結果である。これよりインフレ率以外のすべての変数に関して単位根の存在が否定できない。ただし、単位根問題に関してはトレンドに構造変化のある変数に対して通常の ADF テストを行うと、トレンド周りの定常過程を非定常な乱歩過程と誤認する可能性が高いといわれている。確かにむやみに構造変化を仮定して系列を定常と判断することは、非定常分析の意義自体を損なう可能性がある。しかし、本論文の目的が貨幣需要関数の安定性検証にある以上、単位根検定においても構造変化の可能性を考慮することが必要であろう。そこで、Perron [1989] に基づき、トレンドブレイクが一時点で存在したと仮定して検定を行った。その結果トレンドダミー挿入の効果が大きかった M_2+CD 、GDP、資産残高の3変数について以下の第2表にその結果を表記した。

なお、トレンドブレイク項 (TB) の挿入時期はトレンドダミーを時期をずらせて順次挿入しその効果が最大となった時点を選択した。Perron によれば、トレンドブレイクのみが存在する (定数項のシフトはない) 場合の t 検定統計量の 5% 有意水準の臨界値は -3.87 である。よって、トレンドブレイクの存

第2表 トレンドブレイクのある ADF テスト

	τ 検定統計量	TB 挿入時期
Lmcd	-2.89	1991年第1四半期
Lgdp	-1.43	1991年第3四半期
Lst	-3.66	1990年第1四半期

第3表 MA 単位根検定の結果

	Lm1	Lmcd	Lgdp	Lst	R	IR
t 値	0.08*	0.89*	0.75*	1.10*	0.45*	0.38*

在を仮定した検定においても単位根が存在するという帰無仮説は棄却できない。よってインフレ率を除く5変数は、すべて非定常過程である可能性が否定できないことになる。

2 MA 単位根検定による定常性の検定

続いて、もうひとつの単位根検定の方法である、Saikkonen and Luukkonen [1993] の MA 単位根検定による定常性の検定を行う。ランダムウォーク過程 $\Delta y_t = u_t$ は初期値を $y_1 = u_1$ とすれば逐次代入により $y_t = \sum u_i + u_t$ となる。この式を書き換えると $y_t = (\delta \sum u_i) + u_t$ 。この表現では δ が 0 のときは y_t は定常、0 以外の定数のとき y_t は非定常過程に従う。故に δ に対して帰無仮説 $H_0: \delta = 0$ 、対立仮説 $H_a: \delta \neq 0$ 、として検定を作れば DF 検定とは逆の帰無および対立仮説を持つ検定ができる。すなわち MA 単位根検定による定常性の検定は、帰無仮説が“データは定常”であり ADF テストの場合とは帰無仮説と対立仮説が逆なのである。よってこの検定は ADF テストの結果を補完するものであると考えられる。故に、これによって定常性に関する検定結果をより強固なものとしたい。検定結果は第3表の通りである。

5%の有意水準での臨界値は Kwiatkowski et al. [1992] によれば³⁾、0.15

であるからすべての変数について、データが定常であるとの帰無仮説は棄却された。インフレ率に対するこの結果は、ADF テストの結果と矛盾している。そのため、インフレ率については定常か否かの決定的判断が下せない。よってインフレ率についても非定常な可能性があるとして分析を進める。他の変数に関してはこの結果は ADF テストと整合的であり、変数はやはり非定常と考えられる。

以上の2種類の単位根検定の結果をふまえて、これらの6変数を非定常変数として扱うこととする。したがってこれらの変数を安易に用いて得られる回帰式の結果は、見せかけの相関をおこしている可能性が高い。よって貨幣需要関数を推定するには、共和分とエラーコレクションモデルによる非定常分析が有効と考えられる。以下では各変数間の長期関係をみるために、共和分検定を行う。その上で共和分ベクトルの推定を試み、エラーコレクションモデルによる貨幣需要関数を推計する。

3 共和分ランクの検定と長期関係の推定

まず、データ間の共和分関係の存在を確かめ共和分ランクを検証する検定を行う。すなわち、最大固有値検定とトレース検定の2種類の共和分検定である。変数間の共和分関係は経済的な長期均衡関係と解釈される。ここでは古典的な貨幣数量説に基づき、貨幣と総需要間の関係を経済的均衡関係と考える。そこで、GDP ($Lgdp$) とマネー (M_1 または $M_2 + CD$) の2変数間での共和分関係を想定した。VAR モデル定式化におけるラグ次数選択は、その選択基準に決定的なものはないようである。Gonzalo, J [1994] は高いラグ次数を選択する方が無難と主張している。ここではデータが四半期であることを考慮しラグ次数を5とする。なお Johansen の LR 検定と共和分ベクトルの推定に関しては Johansen [1991] や Johansen and Juselius [1990] の原論文や Hatana-

3) Kwiatkowski et al. [1992] の分布表は小標本分布ではなく、漸近分布である。

第4表 Lm1 と Lgdp の共和分検定

帰無仮説	対立仮説	最大固有値検定検定値 (5%臨界値)	トレース検定検定値 (5%臨界値)
$r=0$	$r=1$	6.62 (14.1)	6.62 (15.6)
$r=1$	$r=2$	0.00076(3.8)	0.00076(3.8)

ka [1996], 川崎 [1992] を参照されたい。

まず、マネー M_1 (Lm1) と GDP (Lgdp) について共和分検定を行った。その結果が第4表である。

第4表によれば最大固有値検定、トレース検定のどちらにおいても帰無仮説、 $r=0$ は有意水準5%の検定で棄却されない。これよりマネー M_1 (Lm1) と GDP (Lgdp) 間には共和分関係が存在しないと結論された。つまり M_1 と GDP の間には、この推定期間を通じて安定的な均衡関係が無いことになる。従って M_1 をマネーの定義として貨幣需要関数を推定することは適当でないと判断される。この M_1 と GDP の相関に関して、よく知られているようにアメリカにおいては Missing Money と名づけられた現象が1970年になって起こっている。また我が国においても金融政策当局が M_1 ではなく、より広義のマネーを重視するようになってきている。加えて筒井・島中 [1982] のように1979年～80年頃に M_1 と GDP の関係の弱まりを指摘しているものもある。そこで、非定常分析の視点からこれを簡単に確認してみよう。データを前期：1974年第1四半期～85年第4四半期と、後期：1980年第1四半期～95年第4四半期に分割する。相関関係の変化の時期が不確定であることと、データ数の関係上期間は一部重複させた。この期間に対して、共和分検定を行ったのが第5表、第6表である。

前期では共和分関係が1つ存在するが後期には共和分関係が無い。もちろん、構造変化の時期等についてはより厳密な分析と議論が必要であろう。しかし、1974年～95年のどこかで M_1 と GDP の経済的關係が崩れた事が十分示唆さ

第5表 前期：1974年第1四半期～85年第4四半期

帰無仮説	対立仮説	最大固有値検定検定値 (5%臨界値)	トレース検定検定値 (5%臨界値)
$r=0$	$r=1$	15.43*(14.1)	16.04*(15.4)
$r=1$	$r=2$	1.51 (3.8)	1.51 (3.8)

第6表 後期：1980年第1四半期～95年第4四半期

帰無仮説	対立仮説	最大固有値検定検定値 (5%臨界値)	トレース検定検定値 (5%臨界値)
$r=0$	$r=1$	5.10 (14.1)	5.09 (15.6)
$r=1$	$r=2$	0.077 (3.8)	0.077 (3.8)

第7表 Lmcd と Lgdp の共和分検定

帰無仮説	対立仮説	最大固有値検定検定値 (5%臨界値)	トレース検定検定値 (5%臨界値)
$r=0$	$r=1$	16.50*(14.1)	17.40*(15.4)
$r=1$	$r=2$	0.85 (3.8)	0.85 (3.8)

れていると思われる。

次に、マネーとして M_2+CD を用いて同様に検定を行った。第7表が最大固有値検定とトレース検定の結果である。これによると、最大固有値検定とトレース検定ともに $r=0$ の帰無仮説は棄却されている。一方 $r \leq 1$ の帰無仮説は共に棄却されない。よって共和分ランクは1と考えられる。

そこで共和分ランク $r=1$ として共和分ベクトルを推定し以下の長期関係式を得た。第8表はこの共和分ベクトルの係数の有意性検定である。

$$\text{Error} = b_1 \text{Lmcd} + b_2 \text{Lgdp} = 1.00 \text{Lmcd} - 1.67 \text{Lgdp}$$

これより、各変数の係数ゼロの帰無仮説は棄却された。これで貨幣需要関数を推定するための長期均衡関係が計測できたことになる。

第8表

帰無仮説	LR 検定値	自由度
$b_1 = 0$	16.39**	1
$b_2 = 0$	15.80**	1

(注) 有意水準5%, 1%の臨界値は3.8と6.4。

4 貨幣需要関数の推定

以上の検定結果をもとに、ここではエラーコレクションモデルによる貨幣需要関数を推計する。ECMにより分析をおこなう意義は、まず第一に共和分している変数間に長期的に安定した均衡関係が存在すると解釈することで、回帰式全体を経済理論と整合的に解釈することができること。第2に、共和分変数(ここでは1.00 Lmcd-1.67 Lgdp)は定常であり階差変数も当然定常であるから、見せかけの回帰をおこなうことなく同一の回帰式内にレベル変数と階差変数が混在しうること。これはストックとフローという2種類の情報が同時に用いられていることを意味している。第3に、通常は誤差修正項と階差変数間の相関は低いので多重共線性の問題が無い点である。共和分検定の結果からマネーの定義として $M_2 + CD$ のみを以下では用いた。回帰は説明変数の高次ラグからモデルを推計して各変数の t 値をチェックしながらおこなった。本論文の目的のひとつは金融自由化の貨幣需要関数への影響の有無等の計測である。まず第1段階として構造変化を表わすダミー変数を含めずに推定をおこなった。推定結果は以下のとおりである。

(ECM)

$$\begin{aligned}
 D Lmcd_t = & -0.084 + 0.99 D Lmcd_{t-1} - 0.017 D Lgdp_{t-1} - 0.0029 D R_{t-1} \\
 & (-0.51) \quad (13.56^{**}) \quad (-0.22) \quad (-2.39^{**}) \\
 & -0.010 D IR_t + 0.0075 D Lst_t + 0.0093 D Lst_{t-1} + 0.0091 D Lst_{t-2} \\
 & (-14.10^{**}) \quad (1.76^*) \quad (2.06^*) \quad (1.99^*) \\
 & -0.065 ECT_{t-1} - 0.055 ECT_{t-3} \\
 & (-1.73^*) \quad (1.91^*)
 \end{aligned}$$

$$R_2=0.86 \quad \sigma=0.0039 \quad F(9, 75)=51.34^{**} [.000]$$

$$LM_4=0.91 \quad \text{RESET } F(1, 74)=0.00035 \quad \text{ARCH 4 } F(4, 67)=0.13$$

ここで DX は階差を表わし $DX=X_t-X_{t-1}$ 。また ECT はエラーコレクションタームであり前節で推定した M_1 と GDP の長期関係からの乖離である。 σ は回帰式の標準偏差, R_2 は自由度修正済決定係数, LM_4 は回帰残差の 4 次までの系列相関を検定する統計量, RESET は Ramsey のモデルフォームを検定する F 検定量, ARCH 4 は分散不均一を検定する検定量である。検定値をみるとモデルの特定化の誤りは示唆されていない。比較のため非定常なこれらの変数を階差をとらずに, 単純回帰を行った。以下がその推定式である。

$$\begin{aligned} \text{Lmcd}_t = & 1.16 + 1.01 \text{Lmcd}_{t-1} - 0.12 \text{Lgdp}_t - 0.0011 R_{t-1} - 0.011 IR_t \\ & (5.25^{**}) \quad (32.48^{**}) \quad (-2.55^{**}) \quad (-1.99^*) \quad (-11.56^{**}) \\ & - 0.0019 IR_{t-1} + 0.018 \text{Lst}_{t-1} \\ & (-2.76^{**}) \quad (7.09^{**}) \end{aligned}$$

$$R_2=0.9998 \quad \sigma=0.043 \quad F(6, 79)=1.03 \text{e}+005^{**} [.000] \quad LM_4=7.85^{**}$$

$$\text{RESET } F(1, 78)=0.027 \quad \text{ARCH 4 } F(4, 71)=4.58^{**}$$

誤差項の系列相関を検定する LM 統計量及び, ARCH 4 の値は誤差項の系列相関の存在と分散不均一を示している。また, GDP の係数が負である事は理論的にも不適當である。これらは回帰式に問題があり, 見せかけの相関をおこしている可能性が高いことを示唆している。

ECM における説明変数の符号条件についてみる。誤差修正項は貨幣数量説に基づく均衡状態からの乖離を示す。この ECT_{t-1} 係数が負である。これは人々が前期の誤差を修正する方向へ貨幣需要量を変化させ貨幣保有量を均衡状態へ調整していることを意味する。一方 ECT_{t-3} の係数が正であることは解釈が難しいが季節調整済データを用いたにも関わらず季節変動の影響が残ったものと考えられる。国債利回り及びインフレ率の変動に対する係数はともに有意に負である。利子率は貨幣保有の機会費用と考えられる。よって利子率上昇は

貨幣保有の機会費用上昇を意味し、そのため貨幣需要が減少すると考えられる。また、実質資産残高変化率の係数は正で有意である。これより資産が貨幣需要に対して正の富効果を持つことが確認された。実質 GDP の増加率の係数は有意でない。これは、GDP の影響が ECT で示される均衡関係に集約されたためと考えられる。また、定数項も有意でない。すなわち資産残高変化率、前期の貨幣需要増加率、各利子率の変動及び均衡からの乖離がなければ、今期の貨幣需要変化率はゼロとなる。

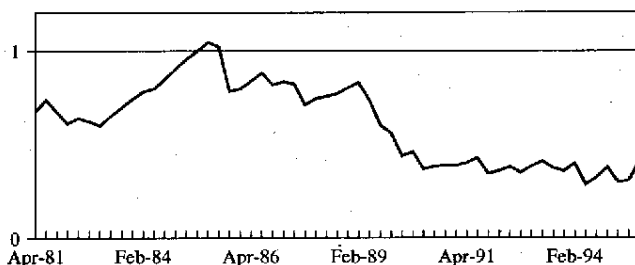
5 貨幣需要関数の構造変化

この節の目的は、エラーコレクションモデルを用いて、貨幣需要関数の構造変化の有無を検定し、貨幣需要関数の安定性を非定常分析の上で検証すること。特に、1980年代初頭から進展した金融自由化と、1980年代末のいわゆるバブル経済が貨幣需要関数の構造変化を伴っていたかどうかを確かめることである。ただし、この分析においては、共和分ベクトル自体は安定的であるとした。すなわち、長期均衡関係そのものに構造的変化はなかったとして、分析をおこなっている。

まず、構造変化の時期を特定するために Break-Point Chow 検定をおこなった。その結果をグラフにしたのが次の第1図である。これより、誤差修正モデルでは1985年から86年頃に構造変化がおこった可能性が伺われる。また、第1図の Chow テストの結果からは1980年代末から90年代にかけてのいわゆるバブル経済の時期については構造変化が存在した可能性が否定されている。

1985年前後の時期は1985年3月に市場金利連動型預金(MMC)が導入されたのを皮切りに、同年10月に預入金額10億円以上の定期預金金利が自由化されるなど預金金利の本格的な自由化が進展し始めた時期と一致しており自由化の影響があったことを示唆している。ただ、貨幣需要関数は多くの経済要因と複雑に関わっていると思われるため、偶然変化のあった時期が一致しただけということも考えられる。そこで以下ではダミー変数を用いてより詳しい分析

図1 Break-Point Chow テスト結果 (5%有意水準臨界値を1に標準化)



をおこなう。そのため構造変化のあった1985年第4四半期以降が1それ以前が0のダミー変数を利用した。金融自由化の影響は、金融資産の利率の影響の変化として現れると思われる。よって、DUMDRをDRと上記のダミー変数の積として作成し、説明変数として回帰にふくめた。他の説明変数のダミー変数も同様に作成した。結果DUMDR以外のダミー変数は非有意で、次の回帰式が得られた。

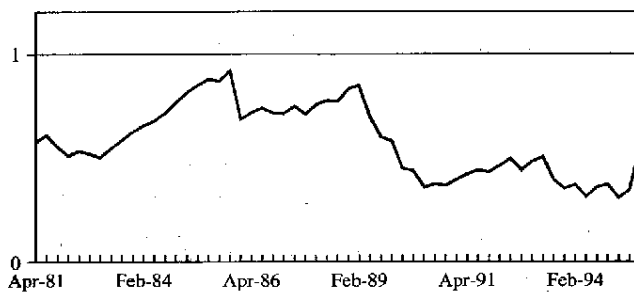
$$\begin{aligned}
 D Lmcd_t = & -0.08 + 0.97 D Lmcd_{t-1} - 0.043 D Lgdp_t - 0.0060 D R_{t-1} \\
 & (-0.50) \quad (13.55^{**}) \quad (-0.55) \quad (-3.19^{**}) \\
 & -0.010 D IR_t + 0.0087 D Lst_t + 0.010 D Lst_{t-1} + 0.0087 D Lst_{t-2} \\
 & (-14.47^{**}) \quad (2.07^*) \quad (2.36^*) \quad (1.97^*) \\
 & -0.057 ECT_{t-1} + 0.047 ECT_{t-3} + 0.0049 DUMDR_{t-1} \\
 & (-1.60^{**}) \quad (1.65^*) \quad (2.11^*)
 \end{aligned}$$

$$R_2 = 0.87 \quad \sigma = 0.0038 \quad F(10, 74) = 48.78^{**} [0.000] \quad LM_1 = 0.63$$

$$RESET \quad F(1, 73) = 0.15 \quad ARCH 4 \quad F(4, 66) = 0.44$$

F検定や誤差項の系列相関の有無を検定するLM検定などからは、この回帰式の不都合な点は特に見受けられない。また、自由度修正済の決定係数は0.86から0.87にσは0.0039から0.0038へと良化した。ダミー変数挿入が回帰式のフィットの面からも有効であることを示している。ダミーを挿入したECM回帰でも構造安定性に対する検定を行った。その結果を第2図に示す。

図2 Break-Point Chow テスト結果 (5%有意水準臨界値を1に標準化)



これより、モデルの不安定性はなくなったと判断できる。以下推定された回帰式の係数に関して考察する。1985年3月以降に進展した預金金利の本格的な自由化は、利子率の貨幣需要の変動に与える影響を通し貨幣需要関数に変化をもたらすと考えるのが自然であろう。よって DUMDR の係数が有意であることは金融自由化の影響ととらえてよい。他の変数のダミー変数が非有意であったことから、金融自由化の影響との捉えかたは正しいと思われる。利子率の変化率とそのダミー変数についてはより詳細に見てみる。利子率の変化率の係数は負であるが85年第4四半期以降に挿入されたダミー変数の係数は正になっている。このことから85年第4四半期以降利子率の変化率が貨幣需要の変動に与える影響が弱まったことがわかる。この分析に用いたマネーは $M_2 + CD$ であり金利が自由化された定期性預金もマネーの定義に含まれている。よって以上の変化は貨幣の一部を構成する預金が、市場金利連動型預金(MMC)の導入に象徴されるように市場金利と連動性を高めたこと。そのため金利の変化に反応して貨幣需要を変化させるインセンティブがなくなったことが原因と考えられる。

IV ま と め

以上が非定常分析による我が国の貨幣需要関数の推定と係数の安定性分析の

結果である。我が国の GDP や利子率、マネー等の経済変数に対する単位根検定の結果は、これらの変数が非定常であることを示した。これより非定常分析であるエラーコレクションモデルが有効と考えられる。また経済的長期均衡関係と解釈されるマネーと GDP の共和分関係の推定から、 M_1 については長期均衡関係の変化が示唆された。貨幣需要関数の推定では、共和分関係を利用した ECM による推定式からは回帰の誤りは示唆されず良好な推定式が得られた。構造変化に関しては金融自由化が利子率を通じて貨幣需要関数に変化をもたらしたことが確認された。一方で、1980 年代末のいわゆるバブル期における構造変化の存在は否定された。ただ本論文では長期均衡関係そのものの変化を厳密な形では分析していない。また金融自由化についても今後さらに規制緩和が進む過程で更なる変化が生じる可能性がある。これらのことを考えればこれで貨幣需要関数の推定に関する結論がでたとせず、今後もより注意深く貨幣需要関数を観測してゆく必要があると思われる。その中で、非定常分析の果たす役割はますます重要になってゆくであろう。

参考文献

- 植田和男 [1992] 『国際収支不均衡下の金融政策』東洋経済新報社。
川崎能典 [1992] 「Johansen の共和分検定について」『金融研究』第11巻第2号、99-120ページ。
小林孝次 [1987] 「ハイパワードマネー、マネーサプライ及び名目 GNP の間の因果関係テスト」『季刊創価経済論集』Vol. 17, No. 3, 69-101ページ。
清水啓典 [1997] 『マクロ経済学の進歩と金融政策』有斐閣。
副島 豊 [1994] 「日本のマクロ変数の単位根検定」『金融研究』第13巻第4号、124-156ページ。
副島 豊 [1995] 「実質 GDP、通貨残高、物価の長期的関係—共和分検定の批判的再検討—」『金融研究』第14巻第4号、1-41ページ。
筒井義郎 [1986] 「貨幣需要関数：展望」『オイコノミカ』第23巻第1号、1-34ページ。
筒井義郎・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』No. 50, 124-135ページ。

- 日本銀行調査統計局 [1983] 「最近のマネーサプライ動向について」『調査月報』1月号, 1-13ページ。
- 日本銀行調査統計局 [1984] 「最近のマネーサプライ動向について」『調査月報』11月号, 1-24ページ。
- 日本銀行調査統計局 [1988] 「最近のマネーサプライ動向について」『調査月報』2月号, 1-24ページ。
- 日本銀行調査統計局 [1992] 「最近のマネーサプライ動向について」『調査月報』9月号, 1-34ページ。
- 馬場善久 [1995] 「エラーコレクションモデルによる貨幣需要関数の推定」(本多祐一編『日本の景気』有斐閣)。
- 平田純一 [1988] 「昭和50年代以降の貨幣需要関数—四半期データによる実証分析」『立命館経済学』第37巻第3号, 21-69ページ。
- 古川 顕 [1986] 『現代日本の金融分析』東洋経済新報社。
- 森棟公夫・坂野慎哉 [1993] 「計量経済学における回帰診断」『日本統計学会誌』第22巻第3号, 557-583ページ。
- 森棟公夫 [1995] 「時系列分析の新展開」『経済論叢(京都大学)』第155巻第1号, 1-21ページ。
- 山本 拓 [1988] 『経済の時系列分析』創文社。
- 吉田知生 [1989] 「通貨需要関数の安定性をめぐって—ECMによる計測—」『金融研究』第8巻第3号, 99-147ページ。
- Banerjee, A. and Hendry, D. F. [1992] "Testing integration and cointegration an overview," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 225-255.
- Banerjee, A., Dolado, J., Galbraith, J. and Hendry, D. F. [1993] *Co-integration Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. [1979] "Distribution of estimators for autoregressive time series with a unit root," *Journal of the American Statistical Association*, June, pp. 427-431.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. [1981] "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root," *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- Engel, R. F. and Granger, C. W. J. [1987] "Co-integration and error correction representation, estimation, and testing," *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276.
- Fuller, W. A. [1976] *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons.
- Goldfeld, S. M. [1976] "The case of missing money," *Brookings Papers on Economic*

- Activity*, 3, pp. 683-730.
- Gonzalo, J. [1994] "Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships," *Journal of Econometrics*, 60, pp. 203-233.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. [1974] "Spurious regressions in econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, pp. 111-120.
- Harvey, A. C. [1993] *Time Series Models*, Harvester Wheatsheaf, 2nd.
- Hatanaka, M. [1996] *Time-series-based Econometrics: Unit Root and Cointegration*, Oxford University Press.
- Hendry, D. F. and Ericsson, N. R. [1991] "Modeling the demand for narrow money in the United Kingdom and the United States," *European Economic Review*, 35, pp. 833-886.
- Johansen, S. [1991] "Testing of cointegrating vectors in Gaussian vector autoregressive models," *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
- Johansen, S. and Juselius, K. [1990] "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-209.
- Kunitomo, N. [1996] "Tests of unit root and cointegration hypotheses in econometric models," *The Japanese Economic Review*, 47, pp. 79-109.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. [1992] "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root," *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- Nelson, C. R. and Plosser, C. I. [1982] "Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications," *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.
- Perron, P. [1989] "The great crash, the oil shock, and the unit root hypothesis," *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, pp. 1361-1401.
- Phillips, P. C. B. [1986] "Understanding spurious regression in econometrics," *Journal of Econometrics*, 33, pp. 311-340.
- Saikkonen, P. and Luukkonen, R. [1993] "Testing for a moving average unit root in autoregressive integrated moving average models," *Journal of the American Statistical Association*, 88, pp. 596-601.