

預金通貨需要関数の推計*

井澤裕司

第1節 はじめに

現代経済社会において、ペイメント・システムはコンピュータ・システムの設備投資のみならず、ソフトウェアの開発、機器管理等にも莫大なコストが必要とされ、その費用負担のあり方は単にペイメント・システムの効率性、公平性の維持のみならず、国民経済全体にとっても大きな意味をもつようになってきた。けれども、この問題に関する経済的な分析は、理論的にも、実証的にも甚だ不十分な状態にあると言わざるを得ない。

理論上の「つまずきの石」は、ペイメント・システムを中心とする「要求払預金」の特性にある¹⁾。すなわち、要求払預金は、潜在的には利子が稼得できる「資産」であると同時に、決済サービスの享受という観点からは手数料が徴収されるべき「決済手段」である。そのため、いかなる動機によって預金通貨が保有されているのか、また経済主体によってその動機が異なっているのか否かを実証的に明らかにすることには多くの困難を伴う。なかでも最大の困難は、「決済動機」と「資産動機」が同一の変数によって説明されるために、両者が明確に分離、識別されない点にある。

本稿では、一般法人による預金通貨保有と、個人によるそれとが、1980年代の金融自由化以降、変動パターンに大きな変化がみられるようになった事実を確認し、預金通貨需要における季節性の現れ方の相違があることを実証的に示す。このことはわが国のペイメント・システムにおいては同一の経済主体が同時にふたつの機能を必要しているのではなく、それぞれ異なる目的で預金通貨を保有していることを示唆している。

以下では、第2節において預金通貨の統計的な動向を主にグラフによって確認する。また既存の貨幣需要関数に関する実証研究との関連について簡単に展望する。第3節では預金通貨需要関数推定の準備として、使用されるデータの定常性や cointegration について予備的な分析が行われる。本稿では「季節性」に対する議論が中心となるので、ここでは季節性の取扱いに焦点が当てられる。第4節は様々な specification による預金通貨需要関数の推計が試みられる。第3節の分析結果を受けて Error Correction Model による需要関数も検討される。また1980年代を境とする構造変化や、一般法人と個人との部門別預金通貨需要の相違についても分析する。第5節は

* 本稿は井澤(1995)を加筆修正したものである。平山健二郎(関西学院大学)、竹内恵行(大阪大学)の両氏より貴重なコメントを頂いた。本研究は全国銀行学術研究振興財団より援助を受けた。

本稿の分析のまとめと今後の研究課題にあてられる。

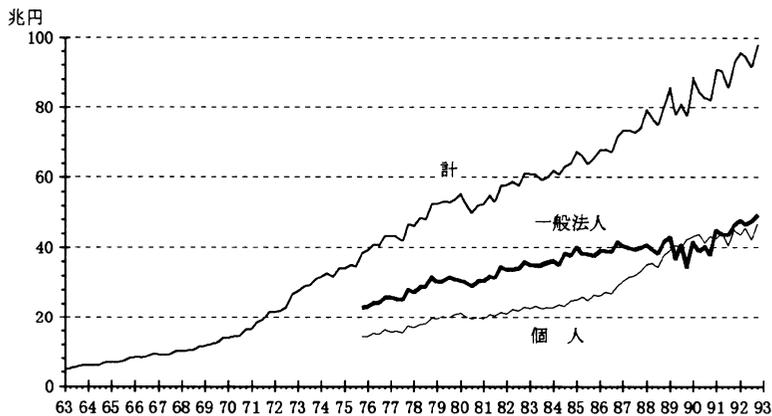
第2節 預金通貨の動向

預金通貨需要の動向をまずグラフによって確認しておこう。図1は1963～92年の四半期毎の預金通貨残高（季節未調整）の動向を示したものである。また経済活動との相対的な関係を見るために、GNEデフレーター（昭和60年基準）で実質化したものを図2に、対実質国民総支出比でみたものを図3として掲げた。

以上のグラフからおおよそ以下の事実を見ることができる：

- ① 図1では、1980年前後におけるトレンドの変化と80年代後半からの分散の増大が観察される。特に80年代以降は季節変動が大きくなったのではないかと予想される。
- ② 個人、一般法人の個別の動向を見ると、80年代以降は個人部門の保有量の増加が絶対的にも相対的にも顕著である。このことは、対実質国民総支出比で見ても明らかであり、1970年代後半から総計ではほぼ横這いであり、かつ一般法人保有量が減少する一方で、個人保有量は大きく増加している。

図1 (1) 預金通貨（末残高，1963～92）



(2) 預金通貨（末残高，1976～92）

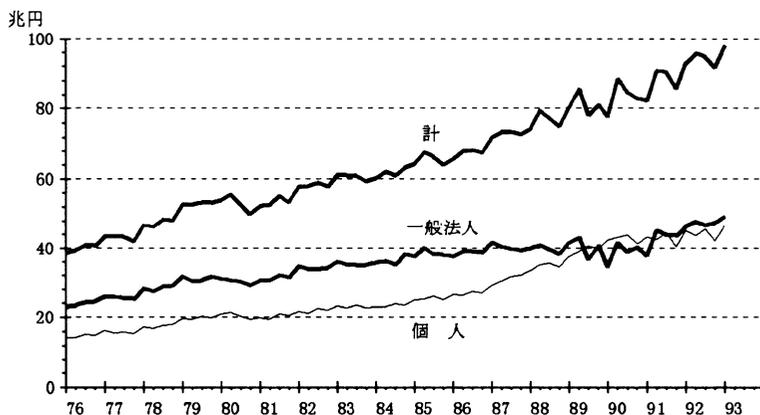


図2 実質預金通貨（末残高，1963～92）

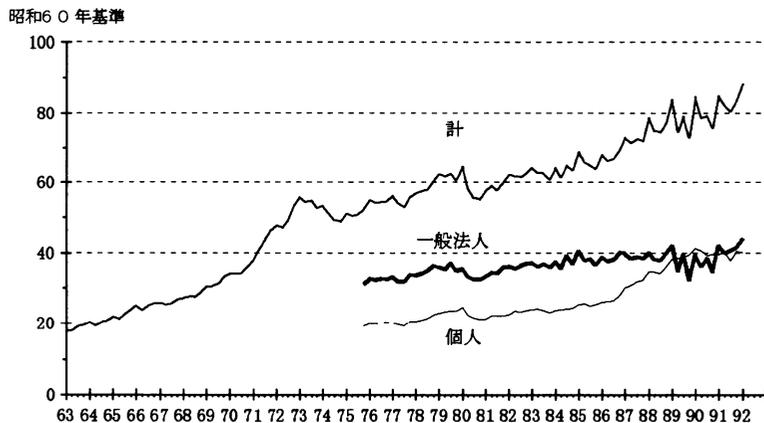
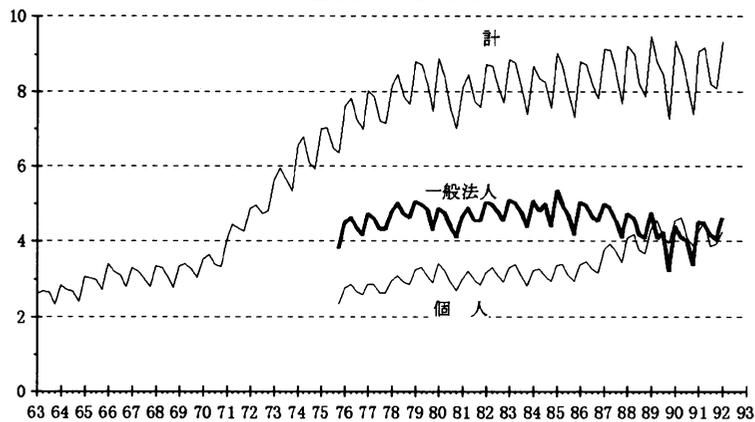


図3 預金通貨／実質国民総支出



③ 個人，一般法人別の変動のパターンには相違がみられる。それが季節性にかかわるものか否かはグラフだけからは必ずしも明らかではないが，変動の増加の程度は一般法人で顕著である。

預金通貨が決済に関わる以上，その変動パターンの変化が季節性と強い関係を持つだろうことは容易に予想されるから，季節性の変化を預金通貨の決済に関わる需要の変化と結びつけて考えるのは自然なことではある。けれども預金通貨需要の水準自体に季節性が現れるのは，（決済との関連如何に関わらず）需要関数の説明変数に季節性がある以上当然のことである。その意味では預金通貨の水準だけを観察していたのでは預金通貨需要の決済に関わる季節性の変化と，説明変数の季節性の影響とを分離することはできない。季節性を明示的にモデル化した預金通貨需要関数を推計し，説明変数の季節変動の影響を除去したかたちで議論されなくてはならない理由はここにある。

預金通貨需要関数の従来の実証研究

周知のように，M1あるいはM2+CDなどに対する貨幣需要関数については理論的にも実証的にも膨大な研究蓄積があるけれども，預金通貨そのものが経済状態のシグナルあるいは政策の中間目標と見なされたことはほとんどなかったから²⁾，預金通貨需要関数の推計を目的とし，その

安定性を問題とした実証研究は多くはない。

伊藤・北川（1986）は季節調整済データを用いて様々な貨幣概念について、主に物価水準の影響と構造変化に焦点を当てた1968～83年の需要関数の実証分析を報告している。そこでは預金通貨における利子弾力性は有意に負であり、1976年後半での構造変化が発生したという帰無仮説は棄却されず、M1など他の貨幣概念の需要関数との間にも目立った相違は見いだされていない。

預金通貨に限定せず、M1を含めた貨幣需要関数をみた場合、周知のようにその実証研究には莫大な蓄積があり、主に利子弾力性に焦点を合わせた研究が積重ねられてきた。通貨保有の機会費用と考えられる利子率、たとえば利付電々債利率やコールレートに対する弾力率は概ね負と報告されている。代表的な研究である、筒井＝畠中（1982）、ないしは古川（1985）などの推定結果からは、弾力性はおよそ -0.05 から -1.0 の間にあるものと予想される。これを預金通貨にあてはめ、かりに流動性預金金利自由化が流動性預金金利上昇をもたらすとすれば、機会費用の低下を意味することになるから預金通貨需要を増加させる効果を持つことになる。このことは（弾力性を小さく見積って）金利自由化によって流動性預金金利とコールレートなどのスプレッドが20%程度縮小するとした場合、現在の預金通貨残高はおよそ90兆円程度であるから、預金通貨残高をおよそ1兆円ほど引上げる効果をもつ計算になる。

これらの研究の蓄積を前提として、特にわが国の預金通貨需要関数推定を考えた場合、いくつかの問題点が浮び上がる。ひとつは利付電々債利率やコールレートが預金通貨保有の正確な機会費用を表しているかという点である。特に、全ての預金通貨の金利がゼロ（あるいは均一）というわけではないから預金通貨の構成が変化することによって（たとえ金利が固定的な規制金利であったことを考慮しても）、需要関数の説明変数とするコールレートなどの金利がそのままスプレッドと考えることは難しいという問題がある。以下の実証にあたっては、預金通貨の機会費用は固定された規制金利による定期預金金利であると想定する。この想定は、特にCDなどが導入された80年代以降の一般法人部門需要にとっては問題を残すけれども、これについての拡充は今後の課題としたい。

さらに、わが国の個人部門の預金通貨を考える際の独自の論点として、総合口座の存在が預金通貨需要にどのような影響を与えているかという問題や、郵便貯金や証券会社の各種商品の決済機能との関係なども無視しえない。これも今後の課題である。

また推計の技術的な問題として、近年、貨幣需要関数の構造変化に関連してデータの定常性については細かな考慮がなされるようになったが、データの季節性を処理に関しては、貨幣需要関数に関する従来の研究は必ずしも十分な配慮を行ってこなかったように思われる。実際に預金通貨需要関数の推計を行う前に、次節ではこれらの点にやや立入って検討を加えておくことにしたい。

第3節 季節性をもつデータの扱い

データとその変換

以下で用いるデータの内容とその出所は以下の通りである：

預金通貨: 末残高, 日本銀行『経済統計年報』

コールレート: (期中平均), 同上

実質国民総支出: 『国民経済計算年報』

同デフレーター: 同上, 昭和60年基準

手形交換高: 手形交換高 (全国), 日本銀行『経済統計年報』

貸出残高: 全国銀行勘定 (期末残高), 同上

新規貸出額: 全国銀行設備資金新規貸付・合計 (銀行勘定), 同上

全てのデータは原系列であり, 季節調整は施していない。また, コールレート以外の変数は log をとってトレンドを除去したものをを用いる。

単位根の検定

非定常性をもつ経済変数に回帰分析などの統計手法を適用した場合, 推定量の一致性や正規性が保証されないため誤った結論を導く可能性が大きい。たとえば, パラメータの推定値とその標準偏差の比である通常の t 検定量は, 非定常性をもったデータでは正規分布から派生する単純な分布に従わなくなることが知られている。ところで, 単にトレンドを除去したのみでは変換後のデータが定常であることは保証されないが, 特にランダムウォークか定常かの判断はデータのプロットをみただけでは容易ではないから, ランダムウォークではない (すなわち単位根を持たない) ことを検定しておくことが望ましい。ここではもっとも一般的に用いられる Dickey-Fuller テストの考え方に沿ってこの点を検討することにする。

まず以下のようなモデルを考えよう:

$$(1) \quad \phi(L)\Delta(y_t - (\mu + \beta_1 t)) = u_t$$

$$(2) \quad \phi(L)(1 - \rho L)\{y_t - (\mu + \beta_1 t)\} = u_t, \quad |\rho| < 1$$

(1)は定数項をもつ階差モデル, (2)はトレンド・モデルであり, それぞれ帰無仮説 ($\rho=1$, すなわち単位根をもつ) および対立仮説 ($|\rho| < 1$, すなわち定常性をもつ) のもとでのモデルとなる (Dickey, *et. al.* (1986))。 (2)は適当な変換によって

$$(3) \quad \Delta y_t = \alpha_0 y_{t-1} + \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \mu' + \beta_1' t + u_t$$

$$\alpha_0 = (1 - \phi_1)(\rho - 1), \quad \alpha_1 = \phi_1 \rho$$

$$\mu' = (1 - \phi_1)(1 - \rho)\mu + \{(\phi_1 + \rho) - 2\phi_1 \rho\}\beta_1$$

$$\beta_1' = (1 - \phi_1)(1 - \rho)\beta_1$$

のように表すことができる (山本 (1988), pp. 246-47)。よって $\rho=1$ は(3)式における $\alpha_0=0$ の検定に帰着される。ただし帰無仮説 ($\rho=1$) のもとでは通常の t 検定の統計量は単純な t 分布には従わない。これは説明変数が非定常であるときの最小自乗推定量の漸近分布が単純な正規分布にならないためである。

以上の検定の考え方は一般に単位根の t 値タイプの検定と呼ばれているものであるが³⁾, 単位根を含む複数のパラメータについて検定を行うには F 値に基づく検定 (F 値タイプの検定) が必要になる。(Dickey-Fuller (1981))

表1 単位根の検定 [I] (Dickey-Fuller Test: 1965-92)

変数 (ΔY_t)	Y_{t-1}	ΔY_{t-1}	ΔY_{t-2}	ΔY_{t-3}	ΔY_{t-4}	Time	Const.
預金通貨	-0.0187 (-1.277)	-0.189 (-2.228)	-0.108 (-1.247)	-0.147 (-1.703)	0.535 (6.278)	0.103E-3 (0.277)	0.254 (1.536)
コール・レート	-0.170 (-4.428)	0.495 (5.386)	0.218 (2.132)	-0.0488 (-0.487)	0.152 (1.597)	-0.00453 (-2.001)	1.440 (4.093)
実質国民総支出	-0.0672 (-3.792)	-0.157 (-3.207)	-0.180 (-3.659)	-0.183 (-3.666)	0.761 (14.925)	0.683E-3 (3.245)	0.705 (3.866)
同デフレーター	-0.0147 (-1.594)	0.0255 (0.4004)	0.116 (-1.900)	-0.119 (-1.931)	0.765 (12.410)	0.138E-3 (1.0664)	0.0557 (1.791)
手形交換高	0.0325 (0.378)	-0.278 (-2.093)	-0.145 (-1.175)	-0.292 (-2.519)	0.0891 (0.808)	-0.00164 (-0.539)	-0.249 (-0.288)
貸出残高	-0.0249 (-1.182)	0.270 (2.825)	-0.150 (-1.549)	0.228 (2.364)	0.301 (3.138)	0.669E-3 (1.612)	0.313 (1.923)
新規貸出額	-0.0859 (-2.093)	-0.282 (-2.833)	0.0325 (0.314)	0.0187 (0.0181)	0.192 (1.953)	0.00225 (1.839)	0.776 (2.236)

[注] カッコ内は t 値。Time はタイムトレンドである。 ΔY_{t-i} の次数決定は全ての変数について 4 に統一した。

以下で預金通貨需要関数の推定を行う際に必要なデータについて、以上の単位根検定 (Dickey-Fuller テスト) を適用した結果を表 1 にまとめておく。1%水準では、コールレートを除く全ての変数は単位根が存在するという仮説を棄却できない。また5%水準では、コールレートに加えて実質国民総支出も単位根が存在するという仮説が棄却される。この結果はおおよそ既存の実証研究と整合的である。⁴⁾ 念のため Stock-Watson タイプの検定も試みたが (表 2) 結果は変らなかった。

表2 単位根の検定 [II] (Stock-Watson Test: 1965-92)

変数	τ
預金通貨	-108.00149
コール・レート	-103.96007
実質国民総支出	-100.20402
同デフレーター	-79.55724
手形交換高	-102.28981
貸出残高	-101.79384
新規貸出額	-103.12127

[注] 変数をトレンド、季節ダミーで回帰させた残差 (detrended data) の 1 階の自己回帰式の残差 (X_t) をフィルタリングし、このフィルタリングのための回帰式:

$$X_t = \eta + \beta_1 \sum_{i=1}^p X_{t-i} + \omega_t \quad (\omega_t: \text{攪乱項})$$

より得られた $\zeta_t = \eta + \omega_t$ を用いて

$$\zeta_t = \lambda + \gamma \zeta_t + u_t \quad (u_t: \text{攪乱項})$$

を推計する。このとき Stock-Watson Test の検定量は、 $\tau = \text{データ数} \times (\gamma - 1)$ で与えられる。

季節性のあるデータの単位根の検定

ところで実際の実証研究においては、経済データには季節性が観察されることが多いからそれをどのように処理するかが問題となる。定数項やトレンド項の有無でさえ単位根の検定結果に大きな影響を与えることがいくつかのモンテカルロ実験で確認されていることを思えば、季節ダミーなどで季節性を調整した推定式に基づく単位根検定には慎重にならざるをえない。従来の実証研究ではほとんどが季節調整済みデータが用いられたため、この問題が明示的に取上げられることは希であったけれども、データの季節調整にはそれ固有の問題もあるから出来得る限り季節性

を明示的にしたモデルによる単位根検定が望ましい。⁵⁾

季節性のあるデータの単位根の検定についてはいくつか提示されているが、ここでは Hasza and Fuller (1982) および Dickey, Hasza and Fuller (1984) において検定方法が提示されているものを取りあげる。⁶⁾

Dickey-Hasza-Fuller テスト : Dickey, Hasza and Fuller (1984) において提示された四半期データモデル (“seasonal means model”) は、

$$(4) \quad Y_t = \sum_{i=1}^4 \theta_i \delta_{it} + \rho Y_{t-4} + e_t, \quad t=1, 2, \dots, \quad e_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$$

である。ここで δ_{it} は季節ダミーである：

$$\delta_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } t=i \pmod{4} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

特に(4)式の Y_t について、 $E(Y_t)=0$ が前提されるときには（すなわち、 $\theta_1=\dots=\theta_4=0$ ）“zero model”，また $E(Y_t)=\text{Const.}$ が前提されるときには（すなわち、 $\theta_1=\dots=\theta_4$ ）“single mean model” と呼ばれる。(4)式における単位根の検定は、

$$H_0 : \rho=1, \quad H_1 : |\rho| < 1$$

となる。実際に経済データを取扱う際には *seasonal mean model* と *single mean model* の選択が問題となる。またここではトレンドを含んでいないことに注意しなければならない。

このような Dickey-Hasza-Fuller のテストと、前述の Dickey-Fuller テストとの関係は直感的には次のように理解できる。 $|\rho| < 1$ が真としたとき、(4)式を reparameterize すると、

$$(5) \quad Y_t - \sum_{i=1}^4 \mu_i \delta_{it} = \rho (Y_{t-4} - \sum_{i=1}^4 \mu_i \delta_{it}) + e_t, \quad t=1, 2, \dots,$$

ただし、 $\theta_i = (1-\rho)\mu_i, \quad i=1, \dots, 4$

と表せるから、あらためて

$$(6) \quad X_t \equiv Y_t - \sum_{i=1}^4 \mu_i \delta_{it}$$

とすれば、(5)式は $(1-L^4)X_t = e_t$ 、あるいは、

$$(1-L)(1+L+L^2+L^3+L^4)X_t = e_t$$

と表現できる。すなわち、

$$(7) \quad (1-L)Z_t = e_t, \quad \text{ただし } Z_t \equiv (1+L+L^2+L^3+L^4)X_t.$$

以上(6)、(7)式より、Dickey-Hasza-Fuller テストは各四半期平均からの乖離部分を移動平均した変数 Z_t について、Dickey-Fuller テストをおこなっていると理解することができる。

問題はここでも通常の t 検定の統計量 (τ 値) が単純な t 分布に従わないことにあるが⁷⁾、検定に必要な統計表 (percentiles) はモンテカルロ実験による結果が Dickey, Hasza and Fuller (1984)

に掲載されているのでそれを利用することができる。

なお、Dickey-Hasza-FullerはOLSによる検定の他に、symmetric estimator (SYE)による検定を提唱しているので、それについても試みることにする。SYEとは、ラグ変数およびリード変数をプーリングして同時に独立変数として

$$(8) \begin{pmatrix} Y_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \alpha \begin{pmatrix} Y_{t-d} \\ Y_{t+d} \end{pmatrix},$$

によって α を推定する近法である。⁸⁾ OLS同様、SYEによる検定に必要な統計表は、モンテカルロ実験による「サンプル数 $\times(\alpha-1)$ 」の累積分布表がDickey, Hasza and Fuller (1984)に掲載されているのでそれを利用することができる。

表3 単位根の検定 [Ⅲ] (Dickey-Hasza-Fuller Test: 1965-92)

変数	OLS			Symmetric Estimator		
	Single	Seas.	LR	Single	Seas.	LR
預金通貨 (名目)	-8.971	-8.846	-4.1	-2.712*	-2.717	-0.2
Δ	-1.448*	-29.453	-13,247.9	-0.599	-22.880*	-2,585.3
Δ_2	16.028	-0.470	-14,743.9	-0.174	-7.220	-618.8
預金通貨 (実質)	-5.511	-5.437	-3.4	-5.847*	-5.860	-0.7
Δ	-0.751*	-32.157	-14,359.1	0.033	-3.700	-134.3
Δ^2	19.281	7.135	-15,115.2	-0.130	-12.127*	-1,024.8
コールレート	-7.270	-7.169	-2.7	-122.223	-122.411	-13.9
Δ	-0.299*	-7.622	-2,894.9	-1.954	-31.375	-1,850.6
Δ^2	24.605	18.298	-11,084.0	-0.199	-10.039*	-938.5
実質GNE	-7.958	-7.874	-36.2	-2.900*	-3.020	-6.4
Δ	-2.645	-13.542	-5,683.3	-1.909	-15.472*	-1,121.1
Δ^2	11.788	-9.148	-14,208.6	-0.209	-8.102*	-686.4
GNEデフレータ	-5.980	-5.897	-2.5	-2.415*	-2.422	-0.4
Δ	-2.946	-6.207	-1,410.1	-5.428	-14.550	-763.2
Δ^2	7.805	-14.369	-12,557.9	-0.266	-9.155*	784.0
貸出残高	-4.835	-4.764	-1.8	-2.117	-2.119	-0.1
Δ	-1.161*	-32.736	-14,446.1	-0.400	-19.099*	-2,612.1
Δ^2	17.392	3.014	-15,096.4	-0.175	-7.010*	-590.8
新規貸出額	-2.794	-2.760*	-2.1	-5.181*	-5.191	-0.5
Δ	-0.263*	-14.209	-6,637.1	-0.074	-3.714	-159.3
Δ^2	21.519	12.055	-14,850.4	-0.114	-12.307*	-985.4
手形交換高	-2.863	-2.822*	-3.4	-2.674*	-2.679	-0.2
Δ	-1.916*	-15.447	-6,924.4	-1.499	-20.330*	-1,797.7
Δ^2	13.810	-4.907	-14,528.5	-0.203	-7.386*	-638.6

[注] OLSの列の統計量は(4)式の ρ の τ 値, Symmetric Estimatorの列の統計量は(8)式における, サンプル数 $\times(\alpha-1)$ を計算したものである。上段, 中段, 下段はそれぞれ原水準, 1階階差, 2階階差をとった変数についてのものであり, LRは H_0 : seasonal mean model, H_1 : single mean modelとした尤度比検定の統計量である。*は片側5%で単位根の存在が棄却できないことを示す。

以上の方法による単位根検定の結果は表3にまとめている。OLSとSYEとでは結果は整合的ではない。OLSでは全ての変数で単位根の存在が棄却されるのに対して、SYEでは多くの場合1階あるいは2階階差をとっても単位根の存在が棄却できない。また注目すべきは、多くの場合single mean modelとseasonal mean modelとで検定結果が変化していることである。以上の結果は単位根検定が季節性の処理の方法に大きな影響を受けることを端的に示している。

Hasza-Fuller テスト: Hasza and Fuller (1982) において単位根検定のために提示されたモデルは,

$$(9) \quad Y_t = \alpha_1 + Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-4} + \alpha_3 Y_{t-5} + e_t$$

であり,

$$H_0: (\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3) = (1, 1, -1)$$

を検定する。 H_0 のもとで,

$$(1-L)(1-L^4)Y_t = e_t$$

となるから、直感的には Hasza-Fuller テストは対前年同期からの乖離をとったデータについて Dickey-Fuller テストを行っていることになる。実際の推計は(9)式を reparametarize した

$$(10) \quad Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 \Delta^4 Y_{t-1} + \beta_3 \Delta Y_{t-1} + e_t$$

ただし、 $\Delta \equiv 1-L$, $\Delta^4 \equiv 1-L^4$

のかたちの推計式が用いられる。(9)式と(10)式の関係は

$$(\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3) = (1, 1, -1), (\beta_1, \beta_2, \beta_3) = (1, 0, 1)$$

であるから、 β の制約に関する F タイプの検定を行えばよい。ここでも検定量は通常の単純な分布に従わないけれども、検定に必要な統計表は Hasza and Fuller (1982) に掲載されているものを利用することができる。

具体的な Hasza-Fuller タイプの推計の一例として GNE デフレーターについての単位根検定の結果を示しておこう:

$$Y_t = 1.000 Y_{t-1} - 0.024 \Delta^4 Y_{t-1} + 0.951 \Delta Y_{t-1} \quad (65 \text{ I} \sim 92 \text{ I})$$

(2504.1) (0.822) (26.480)

$$R^2 = 0.999, DW = 1.011, \text{Hasza-Fuller の } F \text{ 値} = 1.772$$

Hasza and Fuller (1982) の Table 5.1 によれば、サンプル数50以上で10%有意水準の臨界値は2.44であり、単位根の存在は棄却されない。ただしこの推計では攪乱項に1階の系列相関が観察されるためモデルの前提を必ずしも満たしていないことに注意が必要である。

表4 単位根の検定 [IV] (Hasza-Fuller Test: 1965-92)

預金通貨	11.295
コール・レート	79.528
実質国民総支出	6.176
GNE デフレーター	1.772
手形交換高	33.856
貸出残高	20.467
新規貸出額	34.739

[注] (10)式において、 $H_0: (\beta_1, \beta_2, \beta_3) = (1, 0, 1)$ に対する F 値タイプの尤度比検定量である。Hasza and Fuller (1982) の Table 5.1 によれば、サンプル数50以上の場合、90%有意水準の F 値は2.44である。

以下の推定に必要な変数の単位根検定の結果は表4にまとめてある。10%有意水準で単位根の存在を棄却できないのはGNEデフレーターのみである。ただし、預金通貨、実質国民総支出については他の変数に比してかなり小さな F 値をとっている。

Cointegrationの検定（Engle-Grangerテスト）

以上の実証結果から単位根の存在について確固とした結論を下すことは難しいように思われる。実際、検定結果のばらつきが季節性をもったデータの単位根検定の難しさをよく示している。ただし、全般的にはコールレートはほぼ定常（単位根を持たない）と判断してよく、預金通貨、実質国民総支出、およびGNEデフレーターは単位根を持っている可能性が比較的高いようにみえる⁹⁾。単位根を持っていないという帰無仮説が棄却できない複数の変数については互いにcointegrate¹⁰⁾している（Stock-Watson（1986）流に言えば、common trendを持っている）可能性があるから、念のため検定しておくべきであろう。

Granger-Engle（1987）により提案されたcointegrationの検定方法（Engle-Grangerテスト）は以下のようなものである（これはcointegrationの定義でもある）：

すなわち、cointegrateしている可能性のある n 個の変数 (x_1, \dots, x_n) について

$$(11) \quad x_{it} = \alpha_0 + \sum_{i=2}^n \alpha_i x_{it} + u_t$$

を推定し、ここから得られた $\{u_t\}$ を用いた推定式：

$$(12) \quad \Delta u_t = \rho u_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta u_{t-j} + v_t \quad (v_t: \text{攪乱項})$$

における ρ について、 $\rho=0$ を検定する。(11)式はcointegration regressionと呼ばれる。(3)式と(12)式の比較から明らかなように、これは $\{u_t\}$ の単位根検定に他ならない。実際の検定にあたっては次数 p の選択が問題となるが、われわれは選択基準としてSchwarz' Bayesian Information Criteria (SBIC)を用いることにした¹¹⁾。またreverse regression、すなわち検定式の説明変数と被説明変数を入換えて検定を行った場合、検定統計量がしばしば変化することが知られているので、ここでもreverse regressionを行っておくことにする。

われわれのEngle-Grangerテストの結果は以下のようにまとめることができる：

① 預金通貨と他の変数とのcointegrationをpairwiseに検定した結果、実質国民総所得以外の変数とのcointegrationは強く棄却される（表5）。実質国民総所得との関係は微妙であり、結果は次数 p の選択に依存する。

表5 Cointegrationの検定 (Engle-Granger test)

預金通貨と実質国民総支出

被説明変数	預金通貨		実質国民総支出	
	D-F t 値	SBIC	D-F t 値	SBIC
1	-4.73344	-3.18092	-5.08270	-4.46798
2	-2.42101	-3.03739	-2.62315	-4.30439
3	-0.11643	-4.16414	0.20594	-5.50577
4	-1.60804	-4.73968	-1.69817	-6.09317
5	-1.88620	-4.35536	-1.91662	-5.70796
6	-1.45194	-3.96907	-1.38028	-5.31819
7	-1.32697	-3.53866	-1.17488	-4.88708
8	-2.12048	-3.28227	-1.94812	-4.62275
9	-2.40522	-2.85148	-2.21100	-4.18909
10	-2.25894	-2.40782	-1.98138	-3.74077

預金通貨と貸付残高

被説明変数	預金通貨		貸付残高	
	D-F r	SBIC	D-F r	SBIC
1	-1.12871	-6.00430	-0.58747	-5.62291
2	-1.01395	-5.59801	-0.47583	-5.21760
3	-0.48470	-5.30233	0.17772	-4.92887
4	-0.90108	-5.16372	-0.56951	-4.77869
5	-1.12179	-4.75134	-0.81742	-4.36377
6	-0.93863	-4.33564	-0.56284	-3.94816
7	-0.89786	-3.89560	-0.52352	-3.50838
8	-1.43789	-3.54724	-1.14652	-3.15452
9	-1.89491	-3.15154	-1.69757	-2.75811
10	-1.66646	-2.73300	-1.35825	-2.33771

預金通貨とGNEデフレーター

被説明変数	預金通貨		GNEデフレーター	
	D-F r	SBIC	D-F r	SBIC
1	-1.83902	-5.59469	-1.70848	-6.85241
2	-2.24794	-5.33151	-2.19117	-6.59842
3	-1.62076	-4.99055	-1.57542	-6.25779
4	-2.57018	-4.86436	-2.58372	-6.13477
5	-2.54052	-4.46191	-2.48784	-5.73011
6	-2.10752	-4.06682	-2.03330	-5.33389
7	-1.91249	-3.63606	-1.82597	-4.90271
8	-2.27249	-3.22630	-2.16357	-4.49113
9	-2.25365	-2.78168	-2.16494	-4.04753
10	-2.08947	-2.33528	-1.97659	-3.59961

[注] SBICは Schwarz' Bayesian Information Criteria である:

$$SBIC \equiv \log(|\Sigma|) + n^2 \times p \times \log(\text{データ数}) / \text{データ数}$$

ただし、 n は(1)式における変数の数、 p は(2)式におけるラグの次数、 Σ は(2)式における攪乱項の分散共分散行列である。

② 3変数以上についての検定の結果は一般にかなり不安定である。特に reverse regression による検定結果の不整合が甚だしい。（表6に一例を掲げる）

表6 預金通貨，実質国民総支出，GNE デフレーター間の Cointegration の検定

被説明変数	預金通貨		実質国民総支出		GNE デフレーター	
	D-F _t	SBIC	D-F _t	SBIC	D-F _t	SBIC
1	-3.45602	-4.79309	-5.26637	-4.41864	-1.93924	-6.56465
2	-2.87244	-4.40259	-2.89954	-4.49604	-2.23241	-6.20827
3	-1.49021	-4.57764	0.07395	-5.38615	-1.53169	-5.92647
4	-2.81495	-4.91030	-1.67340	-5.82480	-2.73399	-5.98047
5	-2.92592	-4.49744	-1.93329	-5.43692	-2.64829	-5.56723
6	-2.20061	-4.15629	-1.35580	-5.05707	-2.06764	-5.19692
7	-1.99199	-3.74021	-1.11574	-4.63073	-1.87609	-4.77014
8	-2.55302	-3.38216	-1.85431	-4.35410	-2.28750	-4.37598
9	-2.48400	-2.93198	-2.07508	-3.91510	-2.23962	-3.93111
10	-2.20226	-2.50939	-1.79800	-3.47267	-2.00435	-3.49310
11	-2.07302	-2.07654	-1.49692	-3.01905	-1.88002	-3.04890
12	-2.51294	-1.71210	-1.94727	-2.60230	-2.43049	-2.70970
13	-2.15436	-1.23832	-1.83982	-2.11850	-2.08862	-2.24054

[注] 表5の注を参照。

データの単位根，cointegration についてのまとめ

単位根の存在については結果の検定方法による乖離があるため，確固とした結論を下すことは難しいけれども，コールレートについてはほぼ定常（単位根を持たない）と判断してよく，預金通貨，実質国民総支出，およびGNE デフレーターは単位根を持っている可能性が比較的高いようにみえる。

cointegration の存在は概ね棄却されるが，結論はモデルの specification にかかなり依存する。

第4節 預金通貨需要関数の推定

モデルの specification と推定

本節では預金通貨需要関数の推定結果を報告する。前節の準備的な分析では，データ間の cointegration の存在を明確に棄却できなかったことを考慮し，ここでは ECM（Error Correction Model）を含めて代表的なモデルの specification の推定結果を表7に示しておく。全体的な推計結果をまとめると次のようになる：

① 表7における Model A，Model B は ECT を考慮しない「標準型モデル」である。全体的には良好な推計にみえるけれども，残差系列（図4）をみると，第1次石油ショック前後と1980年代後半からのふたつの時期に明らかに分散が拡大しており予測力の著しい低下による「見せかけの（spurious）構造変化」を示唆している。

② 決定係数でみるかぎり，ECM 型預金通貨需要関数の結果は必ずしも良好とは言えない。また ECM では，かなり長い期間にわたって（2～4期で，5期を越えることはないが）ECT（Error Correction Term）が有意になる傾向がある。また ECT のラグを短くした場合には残差に系列相

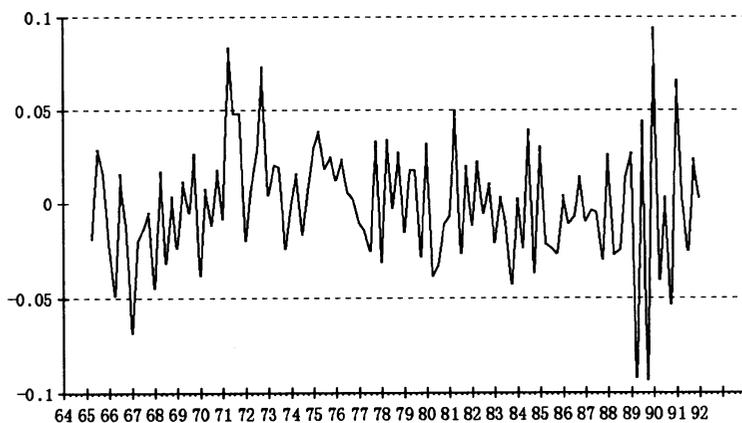
表7 預金通貨需要関数（1965:I~92:I）

説明変数	Model A	Model B	Model C	Model D
預金通貨(-1)	0.88470 (23.905)	0.94702 (39.808)	0.27877 (1.8243)	
コールレート	-0.402E-02 (-2.7013)	-0.412E-02 (-2.6321)	-0.428E-02 (-3.0322)	-0.398E-02 (-2.8063)
実質国民支出	0.882E-01 (2.4505)		0.63249 (4.5633)	0.88491 (108.71)
同 ECT(-1)			0.38072 (2.2488)	0.63695 (6.6612)
同 ECT(-2)			0.28828 (2.9775)	0.31884 (3.3049)
貸出総額		0.188E-01 (1.1709)		
\bar{R}^2	0.992038	0.991678	0.992983	0.992818
D-W	2.5562	2.6642	1.8452	1.7752

説明変数	Model E	Model F	Model G	Model H
コールレート	-0.316E-02 (-2.1264)	-0.314E-02 (-2.0075)	-0.439E-02 (-2.7304)	-0.308E-02 (-2.0816)
Δ 実質 GNE	-0.46660 (-3.3243)		-0.50007 (-3.5777)	-0.46000 (-3.2586)
同 ECT(-1)	-0.22088 (-2.1437)		-0.24820 (-2.4142)	-0.21446 (-2.0653)
同 ETC(-2)	0.45440 (3.7681)		0.43054 (3.5945)	0.45676 (3.7744)
同 ECT(-3)	-0.35822 (-3.4038)		-0.33405 (-3.1894)	-0.36518 (-3.4412)
Δ 貸出総額		0.936E-01 (0.49933)		
同 ECT(-1)		-0.27650 (-2.8461)		
同 ECT(-2)		0.42343 (3.6445)		
同 ETC(-3)		-0.31942 (-2.7247)		
同 ECT(-4)		0.13578 (1.4252)		
Δ GNP デフレーター			0.50238 (1.8609)	
Δ 手形交換高				-0.299E-01 (-0.64065)
\bar{R}^2	0.508473	0.493514	0.520644	0.505467
D-W	1.9923	1.8122	1.9943	1.9864

[注] 預金通貨は GNE デフレーターで実質化され1階階差をとっている。また推計にはすべて季節ダミーを含めている。

図4 model A 残差系列



関が観察される。

③ ECTを加えた Model C, Model D では1980年代後半期については明かな改善がもたらされるが、第1次石油ショック前後の分散の拡大は改善されない。特に、実質国民総支出と全国銀行貸出残高をともに説明変数とした場合、多重共線性のために正確な推計を行うことはできなかった。

④ 全てのモデルを通じて手形交換高、新規貸出額は総じて有意でなかった。

構造変化と部門別預金通貨需要関数

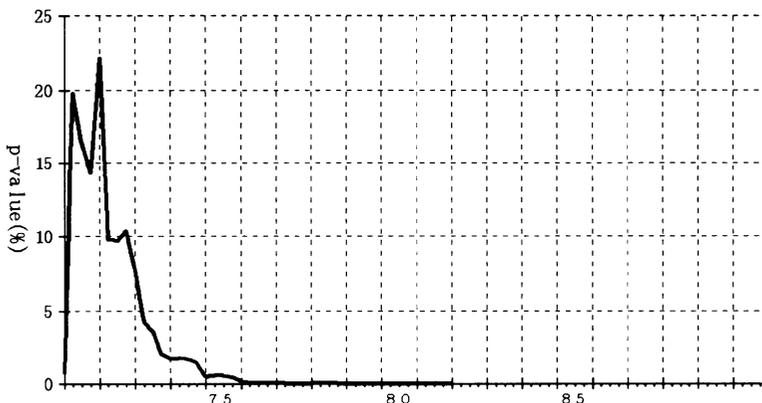
ここでは比較的良好な結果が得られた Model A および Model C を採用し、預金通貨需要関数の構造変化の可能性について検討する。¹²⁾

表8 預金通貨需要関数の変化

説明変数	Model A		Model C		
	65~79	80~92	65~79	80~92	
預金通貨(-1)	0.88622 (19.4522)	0.328247 (2.72724)	0.931670 (4.60082)	0.164785 (0.423547)	
コールレート	0.428E-02 (2.83100)	0.423E-02 (1.9673)	-0.371E-02 (-2.35885)	-0.533E-02 (-2.59635)	
実質国民支出	0.115146 (2.0727)	0.522802 (5.36865)	0.70310 (0.379409)	0.693539 (2.01035)	
同 ECT(-1)			0.142032 (0.749584)	0.561449E-02 (0.12894)	
同 ECT(-2)			-0.188107 (-1.39080)	0.360594 (2.74038)	
季節ダミー	Q1	0.23153 (1.61178)	0.142229 (8.33477)	0.018107 (0.330576)	0.179834 (2.12553)
	Q2	-0.018139 (-1.20851)	0.074706 (3.17112)	-0.065613 (-1.38221)	0.159716 (3.86551)
	Q3	-0.835E-03 (-0.070275)	0.061347 (4.04044)	-0.932E-02 (-0.512490)	0.062306 (2.98609)
\bar{R}^2	0.99465	0.95200	0.993664	0.958609	
D-W	1.53786	2.38480	1.84488	1.94412	

[注] 預金通貨は GNE デフレーターで実質化されている。また全ての推計は定数項を含んで行われている。

図5 預金通貨需要における季節性の顕在化
(季節ダミーの有意性検定: Walt Test)



[注] 推計モデルは Model A, 推計期間は1965~92年。縦軸は, Walt Test の p 値を表す。Walt Test の帰無仮説は「Q1=Q2=Q3=0」である。

Model A および Model C については、1980年で期間分割をした推計結果をまとめたものが表 8 である。80年以前では、季節ダミーが有意でないのに対して、80年以降、全ての季節ダミーは有意となる。これはこの時期以降季節性が現れたというわれわれの予想を支持する。ただし、コールレートの有意性の変化については明確ではない。より詳細に季節性に関する構造変化の時期を確定するために、逐次的に Walt テストを行った結果をグラフにしたのが図 5 である。ここでは1970年代後半から明確に季節性が現れたことが見て取れる。

さらに一般法人、個人別に預金通貨需要を検討した結果が表 9 である。

表 9 一般法人、個人別預金通貨需要関数の変化

一般法人部門 (Cochrane-Orcutt 推定)

説明変数	76:2-92:1	76:2-84:4	85:1-92:1
預金通貨(-1)	0.839220 (14.2464)	0.621092 (6.57009)	0.846152 (4.66765)
コールレート	-0.147E-02 (-0.77122)	-0.681E-02 (-4.54665)	0.299E-02 (0.631437)
実質国民支出	0.116281 (2.25519)	0.45906 (3.65818)	0.73736 (1.14488)
季節ダミー			
Q1	-0.26301 (-1.67068)	0.24573 (0.737969)	0.073736 (1.14488)
Q2	-0.420E-02 (-0.131137)	0.26757 (1.25725)	-0.026916 (-0.825259)
Q3	-0.639614 (-6.11301)	0.012308 (0.437941)	0.016851 (0.263590)
(p 値)	0.08449	0.64934	0.06882
\bar{R}^2	0.975254	0.988728	0.674971
D-W	1.93414	1.191849	2.12521

個人部門 (Cochrane-Orcutt 推定)

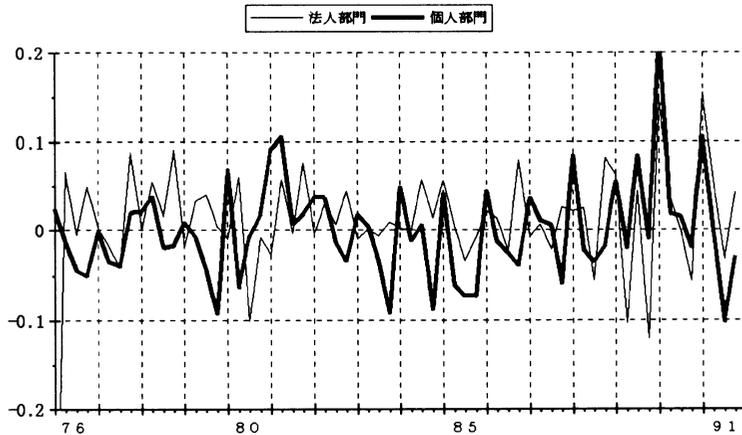
説明変数	76:2-92:1	76:2-84:4	85:1-92:1
預金通貨(-1)	0.955084 (21.1466)	0.841597 (7.44602)	0.988238 (17.3174)
コールレート	-0.698E-02 (-6.02606)	-0.613E-02 (-3.15675)	-0.799E-02 (-5.17043)
実質国民支出	0.062189 (0.786569)	0.206916 (1.20848)	0.021266 (0.163511)
季節ダミー			
Q1	-0.054184 (-3.17336)	-0.036486 (-1.10077)	-0.065996 (-1.39221)
Q2	-0.018857 (-1.25996)	0.794E-02 (0.279022)	-0.030768 (-1.30191)
Q3	-0.082918 (-5.68286)	-0.052497 (-2.17893)	-0.120028 (-2.59032)
(p 値)	0.00000	0.00000	0.00000
\bar{R}^2	0.997548	0.982912	0.674971
D-W	2.01728	2.00526	2.12521

[注] 預金通貨は GNE デフレーターで実質化されている。また全ての推計は定数項を含んで行われている。Walt Test (p 値) の帰無仮説は Q1=Q2=Q3=0 である。

① 決定係数をみると、両部門で80年代後半から著しい説明力の低下がみられる。これは残差系列のグラフからも確かめることができる。

② 一般法人部門ではコールレートが80年代後半以降有意でなくなるのに対して、個人部門ではむしろコールレートの有意性が高まっている。

図6 法人・個人別預金通貨需要関数の残差系列



[注] Model Aにおいて $Q1=Q2=Q3=0$ としたものの残差系列。

③ 季節性に関しては、個人部門では一貫して季節ダミーは有意である。他方一般法人部門においては季節性の存在は明確ではない。特に80年代後半から季節ダミーの有意性に対する Walt テストの p 値に大きな変化がみられ、もともと観察されなかった一般法人部門の季節性が80年代以降その存在が棄却されなくなってくる。これは季節ダミーを用いず直接残差系列を観察した結果からも読みとることができよう（図6）。

実証結果のまとめ

われわれの実証の主要な結果をまとめれば以下のようになる：

① 預金通貨需要関数の安定性：1965～92年における推計の結果、error correction terms を考慮しない場合、「預金通貨需要関数」は1980年代後半から予測力の著しい低下が発生するが（「みかけの構造変化」）、error correction terms を考慮することにより明らかな改善がみられる。けれども、error correction model による推計は総じて良好な結果をもたらさなかった。部門別には、1980年代後半から予測力の著しい低下は一般法人部門において顕著に観察される。

② 利子弾力性：預金通貨の総計をみたとき、コールレートに関する係数は全てのモデルにおいて有意に負である。部門別には、個人部門は一貫して有意に負であるが、一般法人部門においては1980年代後半からコールレートは説明力を失う。

③ 季節性：われわれは預金通貨需要関数に1980年以降明確な季節性が現れてきた事実を指摘した。この主張は季節ダミーに対する Walt テストによって支持される。部門別には、個人部門は一貫して季節ダミーは有意であるが、一般法人部門においては、有意でなかった季節性が1980年以降有意となって現れてきた。（図6参照）

あくまで実証的な観点からすれば、従来の M1 ないし M2+CD などに対する貨幣需要関数に比べてはるかに安定的に見える預金通貨需要関数の存在は注目に値すると思われるが、通常（M1ではなく）預金通貨そのものが経済状態にシグナルあるいは政策の中間目標と見なされることはないから、預金通貨需要関数の安定性それ自身が金融政策との関連で問題にされることは多

くはなく、われわれの問題意識も流動性預金金利自由化の効果に対する興味にあった。堀内（1980）は預金通貨需要と現金需要の相対的な安定性が逆転すれば、マネタリー・ターゲットに関する結論が逆転することを論じていけれども、一般の貨幣需要関数の議論のようにマクロ政策上の含意を引出すには検討すべき課題が多いように思われる。

特に一般法人については、銀行による融資と預金通貨残高との間にはなんらかの関係があると考えるのが自然であり、近年の一般法人の預金通貨需要関数の不安定化は、1970年代後半から始まった資金調達における「銀行離れ」と無関係でないように思われる。この観点からすれば、預金通貨需要関数は政策レギュレーションの変更により影響を受けやすいことになり、Lucas 批判を持出すまでもなく、預金通貨需要の安定性を前提にした政策論議は十分な注意が払われるべきであろう。

第5節 まとめと今後の課題

われわれは季節調整を行わない四半期データを用いて、わが国の預金通貨需要関数の推計を試みた。

1965～92年における預金通貨（流動性預金）の動きを見ると、70年代を境に、それまでは観察できなかった季節性が現れるようになった。より細かく分析すると、このような新しい季節性の変化は、個人需要ではほとんど観察されず、一般法人需要で顕著に現れる。また一般法人では80年代中頃から預金通貨需要関数の変化を示唆する説明力の低下も観察される。特にコールレートが一般法人の預金通貨需要では80年代中頃から有意では無くなる傾向がある。

このような事実は、わが国のペイメント・システムにおいては同一の経済主体が同時にふたつの機能を必要しているのではなく、異なる目的で預金通貨を保有している可能性が高いこと、また1980年代後半以降、一般法人≒「流動性口座に資金を滞留させている者」、小口の個人≒「頻繁に決済サービスを利用する者」という区分が妥当しなくなってきたことを示唆しており、従来考えられていたペイメント・システムの費用負担のあり方に再考を促すものである。¹³⁾

われわれの実証結果が取引需要（決済サービス需要）が大きくなったことを示唆すると解釈するならば、今後預金通貨市場における競争は、価格（利子）ではなく、決済・取引サービスの内容による競争へとシフトしていくことが予想されよう。また一般法人が「流動性口座に資金を滞留させている者」から「頻繁に決済サービスを利用する者」へと変化したとするならばペイメント・システムの費用が負担できなくなる可能性もある。この点からも改めてペイメント・システムの費用負担の再検討が必要であろう。

なお、伝統的な信用創造理論によれば、預金通貨残高は貸出残高と強い相関をもつはずであるが、この相関は実証的には明確に確認されなかった。

以上の結果は従来考えられていたペイメント・システムの費用負担のあり方に再考を促すものである。ただしわれわれのモデルは単純な季節ダミーモデルであるから、より flexible な季節性を考慮したモデルによる分析が今後の課題となるだろう。

注

- 1) 用語上の問題として、本稿では「要求払預金」「預金通貨」「流動性預金」を完全な同義語として用いることにする。仮に統一すべきであるとすれば「要求払預金」であろうと思われるが、データとしての日本銀行の定義は「預金通貨」であり、また「流動性預金」は最近主に大蔵省によって使用され、「流動性預金金利自由化」という言い方が新聞紙上でも普遍化している。なお日本銀行統計月報による定義によれば、預金通貨とは「対象金融機関の一般預金、公金預金中の要求払預金（当座、普通、貯蓄、通知、別段、納税準備の各預金）合計から小切手、手形を差引いたもの」である。
- 2) 金融政策と預金通貨需要の安定性との関係を理論的に検討したものとして堀内（1980）がある。
- 3) 単位根検定については他のアプローチもありうる（Solo（1984）、Bhargava（1986）、Stock-Watson（1986）など）。
- 4) たとえば、山本（1988）などを参照せよ。
- 5) 季節調整済みデータを単位根検定に用いるとどのような問題が生じるかについては、Davidson-MacKinnon（1993, chap. 20-sec. 4）の解説が参考になる。
- 6) Dickey, Bell and R. B. Miller（1986）では具体的な分析例が示されている。また他の検定方法も含めて、本節で扱う問題についての主要な論文を集めたものとしてHylleberg（1992）が便利である。
- 7) このことの直感的な理由のひとつは、 $\rho=1$ のとき、ダミー変数の係数が不定となることにある。詳細については、Dickey, Hasza and Fuller（1984）を参照せよ。
- 8) このSEの直感的な理由づけは、 Y_t が

$$Y_t = \alpha Y_{t-d} + e_t, \quad e_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2), \quad |\rho| < 1$$
 をみたすとき、

$$Y_t - \alpha Y_{t+d} \sim N|D(0, \sigma^2)$$
 となることにある。このとき、 t タイプの検定量（Dickey-Fuller テストの τ ）は α の単調関数となるので、 α の水準自体が検定量となる。
- 9) 季節調整によらず、季節性を明示的にしたモデルによる単位根検定の実証研究はわが国ではほとんど報告されていないから、既存の研究を参考にすることはできないけれども、比較的季節性の影響が少ないと考えられるコールレートについては、単位根を持っていないという結論が一般化しつつあるように思われる。
- 10) cointegrationについては、吉田（1988）、Davidson-MacKinnon（1993）等を参照せよ。
- 11) 次数選択の基準としてもっとも著名なものはAICであるけれども、AICは一致性をもっていないことが知られている。またAICは高めの次数を選ぶ傾向があることもよく知られた事実である。これに対して、SBIは低めの次数を選ぶ傾向を持つけれども、一致性をもつ点で優れている。山本（1988, pp. 97-100）参照。
- 12) Model A, Model B, Model C の推定には独立変数に預金通貨のラグ項を含んでいるため一致性を持たない。単位根検定の結果や、ラグ項を入れることにより推定結果が改善されることなどは、変数の定常化のためにさらに階差を取る必要があることを示唆している（以上は竹内恵行氏より指摘を受けた）。またECMモデルにラグ項を入れることの経済学的意味も明らかではないことも認めなければならない。けれども、仮に預金通貨需要の水準がI(2)に従うとしても、2回階差を取った預金通貨の関数を推計することの経済学的意味は、さらに明らかではないし、その「関数」から「需要関数」を導出できるわけでもない。ここでは明らかに何らかの推定上の工夫が必要であり、それは今後の課題である。
- 13) 井澤（1995）および井澤・浪花（1995）参照。

参 照 文 献

Bhargava, A., "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series", *Review of Economic Studies*, 53 (1986), 369-384.

- Brunner, K. and A. H. Metzler, "Some Further Evidence on Supply and Demand Functions for Money", *Journal of Finance*, 19 (1964), 240-83.
- Cuthbertson, K., "The Demand for M1: A Forward Looking Buffer Stock Model", *Oxford Economic Papers*, 40 (1988), 110-131.
- Davidson, R. and J. G. MacKinnon, *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford U. P., 1983.
- Dickey, D. A., W. R. Bell and R. B. Miller, "Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications", *The American Statistician*, 40 (1986), 1-26.
- and W. A. Fuller, "Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74 (1979), 427-431.
- and ——, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49 (1981), 1057-1072.
- , D. P. Hasza and W. A. Fuller, "Testing for Unit Roots in Seasonal Time series", *Journal of the American Statistical Association*, 79 (1984), 355-367.
- Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, New York, 1976.
- Goodhart, C. A. E., "Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: A British View", *Journal of Economic Literature*, 20 (1982), 1540-51.
- Hancock, D., *A Theory of Production for the Financial Firm*, Kluwer Academic Publishers, Boston, 1991.
- Helleberg, S. ed. *Modelling Seasonality*, Oxford University Press, New York, 1992.
- Milbourne, R., "Disequilibrium Buffer Stock Models: A Survey", *Journal of Economic Surveys*, 2, 1988, 187-208.
- Solo, V., "The Order of Differencing ARMA Models", *Journal of the American Statistical Association*, 79 (1984), 916-921.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, "Testing for Common Trends", *Journal of the American Statistical Association*, 83 (1986), 1097-1107.
- 古川 顕『現代日本の金融分析』, 東洋経済新報社, 1985。
- 堀内昭義「内生的マネー・サプライとマネタリー・ターゲット」『季刊理論経済学』 Vol. 31, No. 1, pp. 57-41, 1980。
- 伊藤史朗・北川雅章「貨幣需要関数の安定性と物価水準」『経済学論叢（同志社大学）』 Vol. 37, No. 3・4, pp. 111-128, 1986。
- 井澤裕司「ペイメント・システムの公平性: 預金通貨需要関数からの考察」, 川口慎二・古川 顕編『現代日本の金融システム』 9章, 1995, 8月, 貯蓄経済研究センター。
- ・浪花貞夫「預金通貨需要関数の推定」 *Discussion Paper Series*, 立命館大学経済学部, 1995。
- 貝塚啓明「流動性預金金利の自由化について」『金融』 1991, 2月, pp. 4-11。
- 金融制度調査会「新しい金融制度について」 1991, 6月。
- 金融問題研究会「流動性預金金利の自由化について」 1991, 5月。
- 筒井義郎「通貨需要関数: 展望」『オイコノミカ』 Vol. 23, No. 1, pp. 1-34, 1986。
- , 畠中道雄「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』 Vol. 50, 1987。
- 山本 拓『経済の時系列分析』 創文社, 1987。
- 吉田知生「通貨需要関数の安定性をめぐって——ECMにおける計測」『金融研究』 Vol. 18, No. 3, 1988, 10月, pp. 99-147。