

通貨需要関数の安定性をめぐって*

—ECM (Error Correction Model) による計測—

吉田知生**

1. はじめに——目的、構成、要旨
2. 通貨需要関数に関する実証研究の簡単なサーベイ
3. ECM の考え方
4. 時系列分析と ECM
5. 欧米における ECM 型通貨需要関数の実証分析例
6. 実証分析：ECM によるわが国の通貨需要関数の計測
7. 今後の検討課題

1. はじめに——目的、構成、要旨

主要国の金融政策運営においては、1960年代後半以降の過大なマネーサプライがインフレを惹起した苦い経験に鑑み、近年は程度の差こそあれマネーサプライの動向を重視する行き方が主流となっている。こうした政策が的確に運用でき、また実体経済に対してその有効性が確保されるためには、通貨需要と経済諸変数（実質 GNP、物価、利子率等）の間に安定的な関係がみられること、すなわち安定した通貨需要関数が存在することが基本的に重要な前提となる。ところが、近年において金利自由化、金融の国際化・証券化が進展する状況下、わが国を含め通貨需要関数が

不安定化しているとの指摘も少なからずみられており、今後の金融政策の運営とも関連して議論を呼んでいる。通貨需要関数の安定性を巡る議論ないし同関数の実証研究は一見技術的なものではあるが、マネーサプライ重視の金融政策運営にとっては上記のように本質的に重要な検討課題である。

こうした問題意識から、本論文では従来の通貨需要関数に関する実証分析の問題点を主として計量経済学的観点から批判的に再検討するとともに、ここ数年発展をみつつある新しい手法である Error Correction Model (エラー修正モデル、以下 ECM と略称) によってわが国の通貨需要関数を新たに計測し、その安定性の問題を考察する。また、通貨需要

* 本論文の作成にあたっては、ワシントン大学・Charles R. Nelson 教授（元金融研究所海外客員研究員）から懇切なご指導を頂いた。また、創価大学・馬場善久助教授、一橋大学・刈屋武昭教授、江口英一教授、伊藤隆敏助教授、東京大学・貝塚啓明教授、筑波大学・山本拓教授より有益なコメントを頂いた。

** 日本銀行金融研究所研究第1課

関数の計測に限らず、従来からなされてきた経済諸変数の回帰分析には大きな問題が潜んでいたことが最近の研究において次第に明らかにされてきているので、この点を含め最近の計量経済学の発展についてもやや詳細に解説する。

通貨需要関数のこれまでの実証分析においては、多少のバリエーションはあるにせよ、基本的には実質通貨需要残高を被説明変数とし、実質GNP、利子率を説明変数としたうえで、被説明変数の1期ラグを説明変数に加えるというかたち（部分調整モデル）によるのが通例であった。ところが、こうしたモデルは1970年代半ばになると現実の通貨需要に対する説明力を失い始め、モデルによる予測値と現実値との間に大きな乖離が生じるようになった。こうした現象は従来型関数に説明変数を追加するなどの対応によっても結局解消されず、このため金融の自由化や革新が通貨需要関数をシフトさせている（いわゆる‘Missing Money’という現象）との指摘が一般に行われるようになった。しかし、ここ数年の研究では、従来の実証分析で言わばア・ブリオリに前提されていた動学過程は実際に観察される経済データの出現プロセスに非常に強い単純化の制約を課するものであることが大きな問題点として指摘され、それが予測値と実績値の乖離を生じさせていることが明らかになった。このため最近では、モデルのラグ構造に関しては事前制約を極力排し、なるべく経済データから得られる情報を尊重してそれを決定するという手法が開発され、さらにそれを経済理論とも整合的な形に変形した形の推計式で計測を行うという、従来の実証研究方法とは異なったアプローチが生まれてきた。これがECMである。その考え方を

一言で述べれば、「経済理論上想定される経済変数相互間の均衡関係は長期均衡状態においてのみ成立するものであり、観察される経済データは、むしろ人々が過去のエラー（=均衡値と現実値の乖離）の一部を修正するよう行動している姿を反映したものである」との立場に立って現実の経済をとらえようとするモデルだといえる。ここで「人々は過去のエラーを修正するよう行動する」（Error Correction）とは、直観的に言えば、例えば「先月は出費が嵩んだので今月は儉約する」、「先週は飲み過ぎたから今週は控える」といった人々の日常的な行動を指している。ECMは、このように均衡を回復しようとする経済主体の行動を計量モデルに明示的に織り込むことにより、長期的な均衡を示す経済理論と現実に観察される不均衡状態との調和を図ろうとする試みであるといえよう。

本論文の構成は以下のとおりである。まず、2.では本論文の問題意識の出発点をより明らかにする意味も含め、これまでの通貨需要関数に関する実証研究のごく簡単なサーベイを行う。3.では主として英国を中心に発展した多変量時系列モデルの一手法であるECMについて、その背景にある考え方、実用上のメリット等の紹介を行う。4.ではやや視点を変えて、米国を中心に発展してきた時系列分析、とりわけ時系列データの理論的・実証的研究の中でECMがどのように位置づけられているかについて簡単に紹介する。5.では、ECM型通貨需要関数を英国M₁と米国M₁に適用した最近の実証研究例を紹介する。6.では、これまでの議論を踏まえてわが国の通貨需要につきECM型関数を計測するとともに、そのパフォマンスについての若干のテスト結果を報告する。そして最後に今後の検討課題を

指摘する。

本論文における議論のポイントを予め要約すれば以下のとおりである。

- ① 従来の通貨需要関数に関する実証分析においては、大半の場合、関数のラグ構造は極めて単純な部分調整モデル (Partial Adjustment Model) に依拠して行われてきた。それらのモデルは、過去の通貨需要の動きを追うという点ではある程度の成果をあげえたものの、それらのモデルに基づき計測期間外の動きを予測するという点での成果は決して満足のいくものではなかった。こうした問題が生じたのは、モデルのラグ構造を特定化する場合、これらのモデルでは計測に先だって極めて強い制約を課していたこと (Theory-based Dynamic Specification) によるところが大きい。
- ② モデルのラグ構造の定式化を行う場合、このように事前に制約を加えるよりも、むしろデータ自体からラグ構造に関する情報を引き出すこと (Data-based Dynamic Specification)、具体的には自己回帰分布ラグモデル (Autoregressive Distributed-lag Model、以下、AD モデルと略称) によってラグ構造を特定化することの方が望ましい。こうした AD モデルを経済理論とある程度整合的な解釈が可能となるような形に式を変形したものが ECM である。ECM はさらに計測作業における実用上のメリット (説明変数間のいわゆるマルチコ問題も起きにくい) をも併せ持つ手法である。
- ③ 従来の回帰分析 (最小2乗法によるモデルの推定) においては、経済時系列データの特性を必ずしも十分に見極めないまま計測が行われ、このため見かけ上あてはまりの良い式が得られる (Spurious Regression)

という結果になっている場合がある可能性も少なくない (とくに変数のレベル自体を回帰式に用いる場合)。すなわち、回帰分析により正しい計測結果が得られるためには、原則として分析に用いる経済変数の定常性 (一定の値ないしトレンドのまわりを不規則に変動し続けるという性質) が満たされていなければならないが、最近の実証研究によれば、GNP、マネーサプライ等の主要マクロ経済変数はいずれも従来考えられていたようなトレンド回りの定常過程ではなく、むしろランダムウォークのような非定常過程である可能性が大きく、従って従来の手法にはこの面からも問題がある場合が少くないといえる。

- ④ 個々にはランダムウォークのような非定常過程である複数の経済変数が長期的には似たような動きを辿っている場合、すなわち複数の経済変数の間に Cointegration (共和分) と呼ばれる関係が成立している場合には、ECM によるモデルの計測が最も適していることが近年明らかにされた。このため、従来英国を中心に行われてきた ECM の研究は、米国における Cointegration を巡る研究と合流しつつあり、近年 ECM は両国を中心に急速に広がりをみせ始めている (ECM は通貨需要関数のほか、消費関数等の実証研究にも次第に多く採用されており、ごく最近では米国 FRB の通貨需要関数にもこれが採用されている)。
- ⑤ わが国のマクロ経済諸変数のデータとしての属性 (非定常過程である公算が大、マネーサプライと実質 GNP は Cointegration の関係) に鑑みると、ECM 型の通貨需要関数の計測が正当化される。そこでわが国

の通貨需要関数の計測を行ったところ（計測期間は1968年第1四半期～89年第1四半期の約21年間）、「通貨需要（ $M_2 + CD$ ）と4つの比較的単純な説明変数（実質GNP、金利、インフレ率、株価のボラティリティ）の間には過去20年間にわたりかなり安定した関係が存在していた（従来型の関数に比べサンプル期間内では格段に良好なフィット）」との結果が得られた。また、計測期間を1985年までとし、その後の期間（約3年）についての外挿予測を行った場合においても、十分満足のゆく結果が得られた（翌期についての予測値と実績値の乖離はすべて予測値の95%信頼区間に収まる大きさ）。さらにこの関数にどこかの時点で構造変化が生じているか否かを検定（連続チャウ・テスト）したところ、そうした変化は認められずわが国の通貨需要関数はかなり安定していたとの結論が得られた。

⑥ ECM を用いた英米の通貨需要関数に関する実証分析においても、上記のわが国の場合と同様、従来の通説（'Missing Money' 現象）とは逆に過去約20年間に亘り通貨需要関数はむしろかなり安定していたとの結論が報告されている。

⑦ 以上のように、わが国を含めた主要国において通貨需要関数の安定性が認められるることは、マネーサプライ重視の金融政策運営には依然妥当性があることを示唆とともに、ECM はマネーサプライの予測にとって有用な手法でありうることを意味している。もっとも、上記の計測では、金融自由化の影響を考慮するための説明変数を

明示的に織込んでいないため、そうした影響をこのモデルから直接考察することはできず、またこのモデルはマネーサプライの水準判断に使えるものではない点には留意しておく必要がある。

2. 通貨需要関数に関する実証研究の簡単なサーベイ

(1) 'Missing Money' エピソード

2. では ECM の本格的な説明に先だって、これまでに行われてきた通貨需要関数に関する研究のごく簡単なサーベイを行う（第1図を参照）。¹⁾ 通貨需要関数に関する実証研究は、1960年代～70年代にかけて、①マクロ経済理論が想定するような安定的な通貨需要関数が実際に存在するかどうか、②通貨需要は利子率に対して感應的か否か、等を焦点として米国を中心に盛んに行われてきており、1970年代初頭までには、①米国の通貨需要関数は安定的である、②利子率と通貨需要との間には負の相関が有意に存在する、等のコンセンサスが研究者の間で一応形成されるに至った。この場合、四半期データを用いた通貨需要関数の実証分析に当たっては、例えばこの時期の研究成果の集大成といわれる Goldfeld (1973) 論文の推計式に端的に示されているように、下記(1)式のような実質通貨残高の1期ラグを説明変数に含んだ Partial Adjustment (部分調整メカニズム) と呼ばれる単純な動学理論に基づく比較的シンプルな定式化が通貨需要関数の「標準型」と目されるようになり、今日でも多くの研究者により採用されている（本論文が計量経済

1) 通貨需要の研究に関しては Judd and Scadding (1982)、Roley (1985)、Cuthbertson (1985)、筒井 (1986) 等の優れたサーベイ文献が存在するので、詳細についてはこれらの文献を参照。

学的観点から再検討するのはまさにこの(1)式である。詳細については3.以降を参照されたい)。

$$(m-p)_t = a_1 y_t + a_2 R_t + a_3 (m-p)_{t-1} \quad (1)$$

但し、 $(m-p) = \ln(M/P)$ 、

$y = \ln Y$ 、 $M/P = \text{実質通貨需要}$ 、

$Y = \text{実質所得}$ 、 $R = \text{利子率}$

しかしながら、1974年以降になると通貨需要関数が安定的であるとの通説が揺らぎはじめた。すなわち、まず Enzler, Johnson and Paulus (1976) は、1973年以前に計測された通貨需要関数をもとに、74年以降について外挿シミュレーションを行うと、予測値が軒並み実績値を上回るという事態を指摘した。Goldfeld (1976) はこの現象を ‘Missing Money’ と名付け、少なくともその一部は、過去には安定していた通貨需要関数が NOW 勘定・MMMF 等の金融イノベーションの影響を受けてシフトしていることによるものであると主張した。

(2) 従来型通貨需要関数の改良

米国では上記の ‘Missing Money’ の指摘を契機に通貨需要関数の安定性をめぐる研究が再び活発化した。こうした研究の方向を大別すれば、①説明変数に資産 (wealth)、当座預金の決済総額 (bank debit) 等を追加する

ことにより従来型の関数の説明力の向上を図るとする考え方、②過去の高金利のラチエット効果、²⁾ ダミー変数等を説明変数に加えることにより、金融自由化のもたらす影響を関数の中に明示的に組込もうとする考え方、③通貨需要関数の被説明変数にディビジア・マネーサプライを採用し、³⁾ 金融自由化が特定のマネーサプライ指標を攪乱する影響を除去しようとする考え方の3つに分類可能である。しかし、いずれの考え方も「標準型」の大枠 (=Partial Adjustment ないし Adaptive Expectation の理論モデル) からは外れない性格のものであった。そのため、Roley (1985) が指摘するように、「1970年代の現象を説明できるように改良されたモデルの殆どは1982～83年のM₁の流通速度の急低下を説明できないのみならず、⁴⁾ 1981年にNOW勘定の全国化が実施された際になぜ資金シフトが生じなかったのかについてもうまく説明できない」との欠陥をさらけ出し、総じてみれば「改良型モデルの大半は、将来の通貨需要をある程度正しく予測するという面では成功していない」との厳しい評価が下されることになった。

この間、わが国においても筒井・畠中 (1982)、Hamada and Hayashi (1983)、石田 (1984)、古川 (1985)、幸村 (1986) 等により「標準型」の通貨需要関数による実証分析

2) 高金利期にレポ金利が預本金利を大きく上回って上昇すると、従来預金のみで余資運用していた企業がレポ市場に新規参入するが、この後金利が低下しても企業はレポ市場に留まるため預金は復元されず、一種のラチエット効果が働くとの考え方を考慮した変数。

3) ディビジア・マネーサプライの考え方については石田 (1984) を参照。

4) この現象はサンフランシスコ連銀によって ‘Great Velocity Decline’ と名づけられた。Roley は、1970年代末までを計測期間とする通貨需要関数を用いた1982～83年のM₁外挿予測値が軒並み実績値を下回った（すなわち ‘Missing Money’ の時とは逆に under-prediction が生じた）ことを理由に、「改良型モデルではこうした現象を説明できない」と指摘した。

の結果が報告されているが、程度の差こそあれ、全体としてみれば、「標準型」関数の低パフォーマンスと金融自由化による通貨需要のシフトを結びつけた議論が主流を占めていた。

(3) 理論面での発展

通貨需要関数に関する理論面での研究としては、通貨の取引動機に焦点を当てた Tobin-Baumol の在庫理論型通貨需要関数 (Baumol 1952, Tobin 1956) と資産保有動機に焦点を当てた Friedman の資産選択型通貨需要関数 (Friedman 1956) とが広く知られているが、実証分析面においては、両様の理論に対して応用可能な⁵⁾

$$(M/P) = M(Y, R) \quad (2)$$

という形の通貨需要関数 (M/P は実質通貨需要、 Y は実質所得、 R は利子率) がよく利用されてきた。

こうした中で、最近一部の研究者の間では通貨需要に関する Buffer-Stock Money

Approach という理論が提唱されている。この理論は、ひとことで言えば、「不確実性に起因する予定外の支出に対応するための Buffer Stock (緩衝在庫) 保有が通貨の主たる保有動機であるとみなし、人々はある一定の範囲内の保有通貨量の変動に対しては、保有量を調整するためのアクションは起こさずむしろこれを許容すると考える」というものである。⁶⁾ このアプローチは、①不確実性のある世界を想定している、②通貨の最適保有量を一定のレベルではなくレンジで捉えている、等の点で新味を有しており、今後の発展が期待される研究分野であるが、モデルの構築が難しいこともあって、今のところ実証面ではあまり大きな成功を収めていないようである。⁷⁾

(4) 従来の通貨需要関数の定式化に対する計量経済学からの批判

先に述べたように通貨需要関数に関する実証分析は主として(1)式ないしそれに若干説明変数を追加して改良した関数に依拠してお

- 5) (2)式において Y を取引高、 R を通貨保有の機会費用としての金利とみれば在庫理論型の通貨需要関数、 Y を恒常所得、 R をマネーとその他の金融資産の金利 (この場合 R は複数の金利を表わすベクトルとなる) とみなせば資産選択型の通貨需要関数になる (もっとも、Friedman (1956) の関数では金利と恒常所得の他に期待インフレ率および人的資産の非人的資産に対する比率が説明変数に含まれている)。
- 6) Buffer-Stock の考え方はもともと工場の在庫管理からスタートした理論であり、次のような例を考えると理解し易い。すなわち、製品を見込み生産で製造している企業を考えた場合、当該製品に対する需要が増加しても、通常当初は在庫の取り崩しで対応し、在庫が少なくなるまでは生産計画の変更には着手せずに増産体制への移行を見合わせるものと考えられる。また逆に需要が減少した場合にも当初は在庫の積み上げで対処し、すぐに減産体制に入ることはない。一般に在庫保有には借り入れ利子等のコストが伴うにもかかわらずこのような企業行動が合理的であるとされるのは、①不確実性の存在により先行きの需要の正確な予測が立たないこと (正確な予測を行うために情報収集活動をすれば、それ自体にコストがかかる)、②生産計画を頻繁に変更すると調整コストが嵩むことによる。
- 7) Buffer-Stock Money Approach の考え方については Carr and Darby (1981)、Laidler (1984)、Goodhart (1984)、Cuthbertson (1985, 1988) 等を、また、実証分析上の問題点については MacKinnon and Milbourne (1984) を参照。

こなわれてきたが、他方で、このような実証分析の方法については計量経済学者を中心には1970年代末以降様々な批判が寄せられてきたことも事実である。以下ではこうした批判の中から主なものを簡潔に紹介する。

まず、Cooley and LeRoy (1981) は 'Specification Searching' と呼ばれる研究態度について痛烈な批判をおこなった。'Specification Searching' という用語は Leamer (1978) が初めて使用したもので、「自分の満足な結果が出るまで説明変数・推計期間を少しづつ変えながら何百本もの推計式を計測し、一番都合の良い結果だけをレポートする」という研究者の態度を揶揄したものである。Cooley and LeRoy は、例えば、金利は通貨需要に負に影響するという通説はこの 'Specification Searching' の産物にほかならず、何回か試行錯誤を繰り返せば、金利が通貨需要に正に効く回帰式を得ることは簡単であることを示した。⁸⁾

Cooley and LeRoy (1981) はまた、通貨需要関数と通貨供給関数の識別可能性についても疑問を投じた。すなわち、通貨供給関数が存在するとすれば、それは通貨需要関数と同様、所得と利子率との関数である可能性が強く、そうであれば通常「通貨需要関数」と呼ばれている回帰式は、通貨に対する需要を表すものであるのか、供給を表すものであるのか判断できないとの批判である。この識別問題については、今日に至るまで決め手となる

ような解決策は見つかっていないが、Gordon (1984a) は、(1)式のような回帰式を「通貨需要関数」であると主張するためには、中央銀行が利子率を固定し、かつ短期的には通貨供給の弾力性が無限大である（銀行部門は通貨需要の増加に無制限に応じる）との追加的仮定をおくことが必要であると述べている。ただし、本論文ではこれ以上「識別問題」には立ち入らず、便宜的に(1)式を「通貨需要関数」と考えて議論をすすめることとした。⁹⁾

次に、Hafer and Hein (1980)、Gordon (1984b) は、Granger and Newbold (1974)、Plosser and Schwert (1978) が指摘した、経済変数の非定常性から生じる 'Spurious Regression' (見せかけの回帰式) の問題（詳しくは4.(2)、(3)を参照）を回避するためには、(1)式のような通貨需要関数（各変数ともレベルを採用）は変数をすべて First Difference Form (1階差) に変形してから計測したほうがよいと主張した。この場合の計測式は

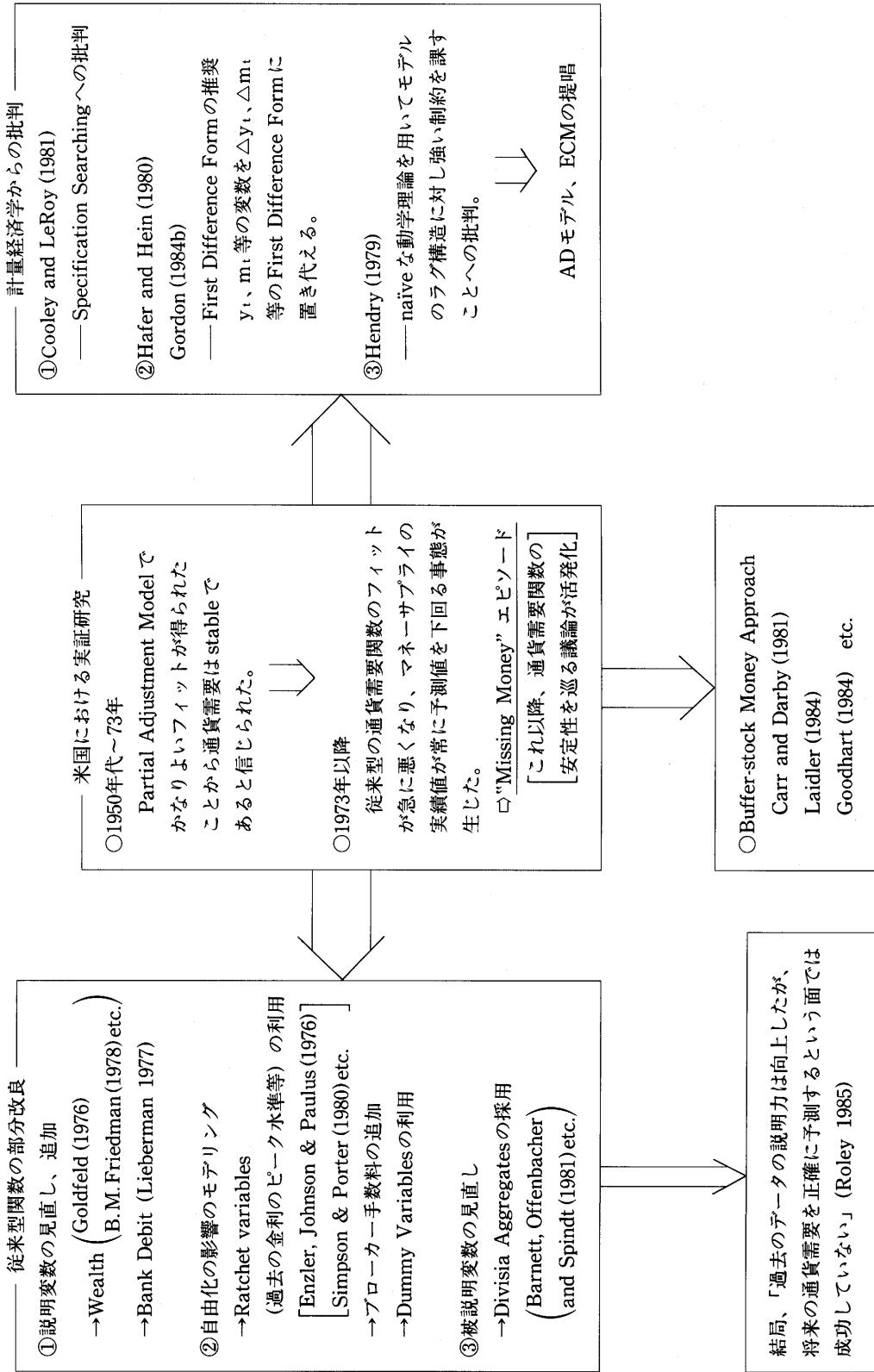
$$\Delta(m-p)_t = a'_1 \Delta y_t + a'_2 \Delta R_t + a'_3 \Delta(m-p)_{t-1} \quad (3)$$

という形となる。もっとも、Hendry, Pagan, Sargan (1984)、Engle and Granger (1987) は、このような経済変数の1階差を使用した回帰式は、経済変数のレベルに関する情報が欠落している点で(1)式と相違しており、こ

8) Cooley and LeRoy (1981) が実際に使用したのは Leamer が開発した 'Extreme Bounds Analysis' と呼ばれるペイジアン的手法である。この方法論自体に関する説明は本論文では省略する。詳しくは Leamer (1978, 1983) 参照。

9) わが国においては、中央銀行が日々の金融調節において金利を直接の操作変数としていることから、マネーサプライが短期的には demand-determined であると考えてもある程度差し支えないかもしれない。

第1図 通貨需要関数に関する研究の簡単なサーベイ



のレベルに関する情報が重要な意味を持つ場合（例えば複数の経済変数が‘Cointegration’〈4.(5)参照〉の関係にある場合）には問題があると指摘している。

最後に Hendry (1979) は、実際のデータを十分に吟味せずに経済理論のみに頼ってモデルのラグ構造を決めようとする従来のやり方は、経済モデルにおける極めて単純化・抽象化されたラグ構造があたかも常に現実と合致しているとの誤った「思い込み」に基づくものであると批判した。すなわち、研究者が真のモデル（=現実に観察されるデータを生み出しているプロセス）がどのようなラグ構造を持つのか事前に知り得ない以上、ある特定の動学理論に基づくラグ構造をア・プリオリに「正しい」ものとして扱うことは、それが実際に観察される経済データの出現プロセス (Data Generation Process、以下 DGP)¹⁰⁾ に偶然合致しないかぎり、誤ったモデルを計測して満足することにつながる。このため、Hendry をはじめとする英国の計量経済学者は、動学理論によってモデルのラグ構造を決める従来の方法 (Theory-based Dynamic Specification) を排し、代わりにア・プリオリな制約の少ないモデル (AD (Auto-regressive Distributed-lag) モデル) を用いてデータ自体から DGP に関する情報を得、さらにそれを経済理論と整合的なモデルに変型していくこうとするアプローチ (Data-based Dynamic Specification と呼ばれる) を提唱した。ECM (Error Correction Model) はまさ

にこのような意欲的なアプローチの中から生まれたモデルである。3. では従来の計測方法の問題点、AD モデル・ECM の考え方についてより詳細な検討を行う。

3. ECM の考え方

(1) 理論に基づいた動学過程の定式化

2. では、従来の通貨需要関数の実証研究が、主として説明変数に被説明変数の実質通貨残高の1期ラグを含む「標準型」の計測式 [(1) 式] に依拠して行われてきたと述べたが、以下ではこうした扱いに伴う問題点についてやや掘り下げて考えることとした。

通貨需要関数にとどまらず、一般に研究者が時系列データを用いた実証分析により特定の経済理論を検証しようとする場合に必ず直面する問題のひとつとして、計測式に入れるラグ付き変数 (Lagged Variables) をどのように選ぶかという問題がある。

すなわち、通常経済理論が示唆する関数型は、時間の概念を含まない「静学」的な関数型であり、このままの形では時系列データの分析には適用できないため、モデルに時間の概念を導入するための工夫が必要となる。この点につき、通貨需要関数を例にとって説明してみよう。

マクロ理論のテキストでもっとも頻繁に使われる通貨需要関数は

$$(M/P) = M(Y, R) \quad (4)$$

というものである (M/P は実質通貨需要、

10) Hendry をはじめとする英国計量経済学者は、現実の経済データを発生させているメカニズムを Data Generation Process (DGP) と名づけ、計量経済分析の役割はそれ自体未知 (unknown) の DGP になるべく近似した実証モデルを提供することにあるとしている。もちろん、必ずしも常に一定の DGP が存在するという保証はないが、推定したモデルの係数の安定性をチェックすることにより、推定期間内における DGP の安定性を間接的に確認することは可能と思われる。

Y は実質所得、 R は利子率)。(4)式は抽象的なものであるので、実証分析においては(4)式をある一定時期における経済変数間の関係 (contemporaneous な関係、 t 期の経済変数相互間の関係) を示すものであると解釈し、さらに推定の便宜上の理由から関数に対数線型性 (Log Linearity) を仮定して(4)式を

$$(m-p)_t = b_1 y_t + b_2 R_t \quad (5)$$

$$m = \ln M, \quad p = \ln P, \quad y = \ln Y$$

という実際のデータに適用可能な形に書き換えるのが普通である。¹¹⁾

しかしながら、(5)式のような推計式を時系列データを用いた実証分析に使う場合には、本式にはラグ項が含まれていないことから、時系列データにおける時間的先後関係に関する情報が推計式に全く反映されず、この結果、時系列データがあたかも相互に独立なクロスセクション・データのように取扱われるとの大きな欠点がある。

クロスセクション・データと時系列データの最も大きな違いは、前者はデータの並び順を替えて何等情報量のロスが生じないのに

対し、後者はデータの並び順自体が重要な情報源である点である。より具体的に言えば、特定時点における家計調査の個表データからクロス・セクションの消費関数を推定する場合には、データは相互に独立であるからデータをどの順番に並べても結果は同一である。しかしながら、同じ消費関数であっても時系列データから推定する場合には、データの並び順自体にモデルのラグ構造に関する貴重な情報が含まれているため、これを無視すれば正しいモデルを得ることが困難となる。これは、比喩的にいえば、 t 期に観察される各種の経済データは、その $t-1$ 期以前の実現値から完全に独立ではなく、むしろ、そのデータの出現プロセス (Data Generation Process) は、各期のデータが過去の実績値の上に次々と「乗りかかる」形で出現するプロセスであることによるものである。¹²⁾ このように、少なくとも統計理論上は、ある経済変数が、単に同時点における他変数にのみ依存しているのではなく、むしろ当該変数の過去の値や他の経済変数の過去の値にも依存して決っていると考える方が自然である。そのことはとり

11) 通常の場合、 M_t 、 P_t 、 Y_t は「発散過程」(4. 参照) と認められることから、分析に先だって対数をとることにより「非発散過程」に変換する手続きが必要となる。これに対し、 R_t は元来「非発散過程」であるために対数変換の必要は生じない。

12) 本論文では DGP についてはあまり深く立ち入らないが、その基本的な概念のみを説明すると次のとおりである。いま 2 つの時系列経済変数 x_t 、 y_t (両者とも確率変数) があり、 t 期に観察されたデータを $w_t = \{x_t, y_t\}$ とする。さらに、 W_0 を w_t を生み出すプロセス (DGP) の初期条件、 θ を未知のパラメーターとすれば、DGP は、1 期から T 期までに観察されるデータ $W_T = (w_1, w_2, \dots, w_T)'$ の結合確率密度関数 (joint data density function)

$$D(w_1, w_2, \dots, w_T | W_0, \theta) = D(W_T | W_0, \theta)$$

となる。さらに $P(ab) = P(a|b) P(b)$ との定理を使用すると DGP は

$$D(W_T | W_0, \theta) = \prod_{t=1}^T D(w_t | W_{t-1}, \theta, W_0)$$

との形に変形することができ、これは w_t がその過去の値と θ に依存して決まるプロセスを表わしていることがわかる。3. で紹介する AD モデルは、実はこの DGP の理論から導き出されるモデルである。詳細については、例えば Hendry, Pagan and Sargan (1984) 参照。

も直さず、動学モデルの実証分析においては、経済変数間の時間的先後関係、すなわちモデルのラグ構造をうまく捉まえることが、モデルの正しい定式化 (correct specification) を得るうえで不可欠であることを示唆するものである。

一般にモデルの定式化に誤りがある場合には、各種の統計量にそうした問題があらわれる（残差項の系列相関や分散の不均一性が生じたりする）ことが多い。例えば、仮に、(5)式のような Static Regression をそのままの形で時系列データに適用したとすれば、おそらく残差項に強い系列相関が生じるはずである。これはデータの先後関係に関する情報を抽出する説明変数が無いため、その情報が残差項に押込められる形となるからである。従って、統計学的な観点からみると、時系列データを扱うモデルではいくつかのラグ項がモデルに含まれる方がむしろ自然である。

さて、このような観点から従来「標準型」とされてきた通貨需要関数の定式化をみるとどうであろうか。「標準型」の通貨需要関数 (1)式は (5)式 (Static Regression) の説明変数に被説明変数の自己ラグ $(m-p)_{t-1}$ を加えた形となっており、統計学的にみるとこれがデータ間の時間的依存関係を表わす唯一の変数になっている。

もっとも、(1)式におけるラグ項 $(m-p)_{t-1}$ の存在は、従来はこのように統計学的な立場からではなく、専ら Partial Adjustment Model (部分調整モデル) ないし Adaptive Expectation Model (適合的期待形

成モデル) と呼ばれる極めて単純な動学理論の立場から説明されてきた。

このうち、前者の Partial Adjustment について簡単に説明しよう。いま t 期の最適通貨保有量を $(m-p)_t^*$ とし、 $(m-p)_t^*$ と y_t 、 R_t との間に (5)式同様

$$(m-p)_t^* = b_1 y_t + b_2 R_t \quad (6)$$

との関係が成立しているとする。さらになんらかの調整コストの存在により、前期の実質通貨保有量 $(m-p)_{t-1}$ から当期の最適実質通貨保有量 $(m-p)_t^*$ への調整は部分的にしか達成されない（調整速度 $0 < \lambda < 1$ ）すると

$$\Delta(m-p)_t = \lambda \{(m-p)_t^* - (m-p)_{t-1}\} \quad (7)$$

が成立する。ここで (6)、(7)式から $(m-p)_t^*$ を消去すると

$$(m-p)_t = \lambda b_1 y_t + \lambda b_2 R_t + (1-\lambda)(m-p)_{t-1} \quad (8)$$

となり、 $\lambda b_1 = a_1$ 、 $\lambda b_2 = a_2$ 、 $1-\lambda = a_3$ と置き直せば (1)式と全く同一の「標準型」通貨需要関数が得られる。

Partial Adjustment の代わりに Adaptive Expectation (適合的期待形成) の理論を仮定しても (1)式と同様の式が得られるが本論文では説明を省略する。¹³⁾

さて以上から、従来「標準型」とされてきた通貨需要関数は、教科書的な「静学理論」と Partial Adjustment、Adaptive Expectation 等の「動学理論」とを組合わせることにより

13) Adaptive Expectation から (1)式と同様の推計式を導出する手順については、例えば Kmenta (1986) を参照。

被説明変数の1期ラグを説明変数に持つように構築されたモデルであることが明らかになった。本論文ではこのようにラグ項の存在理由を専ら経済理論に求めようとする立場を Theory-based Dynamic Specification と呼ぶこととするが、このようなアプローチの問題点のうち主なものを列挙すると次のとおりである。

まず、第1の問題点としては、経済理論のみに依拠してモデルのラグ構造を定めることが果して適切なアプローチであるかという点である。すなわち、経済理論は、そもそも現実の経済構造を高度に単純化することで経済メカニズムの大枠をつかもうとするものであり、とりわけ動学理論ではラグ構造の大膽な単純化が行われているが、その定式化(specification)をそのまま適用しても本来複雑な現実経済の動きをうまく説明出来ないことは直観的にも明らかであろう。もちろん、単純な Partial Adjustment Model よりもはるかに複雑なラグ構造をもつ動学モデルを構築

して現実の動きに近づけることもあながち不可能ではないが、理論モデルを必要以上に複雑化すると、現実を単純化して理解しようとする経済理論そもそもその主旨に反することになりかねない。¹⁴⁾

さらに、Koopmans の打出した「理論なき計測」(Measurement without Theory)との批判も、結果的には理論モデルをそのまま実証分析に当てはめようとする傾向に拍車をかける方向に作用したように窺われる。すなわち、Koopmans (1947) は、当時全米経済研究所(NBER)を中心に行われていた景気動向指数による景気予測が、経済諸変数間の因果関係の検討無しに行われている「理論なき計測」であると強く批判した。Koopmans が強調しようとしたのは、おそらく「理論的なフレームワークを持たない実証分析はあまり意味がない」という点であったと思われるが、その後この言葉だけが一人歩きしてしまい、「理論なき計測」をタブー視する研究者の間に、「実証モデルの定式化は、研究者がデー

14) この点に関連して、従来の計量経済学の標準的テキストのあり方自体が、理論モデルをそのまま実証モデルの定式化に当てはめようとする誤った傾向を結果的に容認してきた面があることは否めない。すなわち、従来の計量経済学の多くのテキストにおいては、研究者にとってモデルの定式化が既知である(=研究者はモデルに含むべき説明変数〈ラグ項を含む〉が何であるかを的確に把握している)ことを前提に、各説明変数にかかる係数をいかに正確に推定するかに記述の力点が置かれてきた。しかしながら、このような前提は、研究者が他の条件を一定に保ちつつ特定の条件のみを変化させる形での controlled experiment を行うことが可能な物理学や化学の分野ではともかく、経済学のように無数の変数が複雑に絡み合い、かつ controlled experiment も不可能な分野では到底成立しないものである。このように、計量経済学においては、「モデルをいかにうまく定式化するか」の問題が、「係数をいかに正確に推定するか」の問題以上に重要であるにもかかわらず、従来のテキストでは前者の問題が満足に取扱われてこなかったため、多くの研究者にとっては、(係数の推定に先立つ) モデルの定式化の重要性が十分に認識されず、結果的に理論モデルをそのまま実証モデルに当てはめるとの誤った風潮を広める一因ともなったと思われる。もっとも、最近の計量経済学のテキストの中には、従来のアプローチへの反省から、モデルの定式化の問題に正面から取り組もうとするものが現れはじめている。例えば Spanos (1986), Maddala (1988) ではいずれも経済理論と経済データの間のフィードバックを通じてモデルの定式化を改善していくこうとする斬新なアプローチが採用されている。本論文で紹介する Data-based Dynamic Specification はまさにこうした考え方の中核をなすものである。

タに接する前に経済理論から先駆的に与えてやらなければならない」とか「経済データはモデルの係数を推定するための単なる数字に過ぎない」といった固定観念が生まれる遠因となった点は否めない。

多くの場合理論モデルのラグ構造は現実に比して過度に単純であるから、理論のみに頼って実証モデルの定式化を行う研究者は、たいていの場合誤った実証結果を世に送り出すことになる。このような定式化の誤ったモデル (Misspecified Model)においては、本来モデルに含まれるべき説明変数（ラグ項を含む）が排除されているために残差項に系列相関が生じたり、残差項の分散に不均一性が生じたりするのが普通である。

次に、Theory-based Dynamic Specificationに関する第2の問題点としては、(7)式の λ を調整コスト（あるいは調整スピード）として解釈できるかどうかという点がある。すなわち、(7)式は経済理論家の目から見ればPartial Adjustment モデルであるが、時系列分析の専門家から見れば一種の AR (Auto-Regressive) モデルであり、マネーサプライ等上方トレンド性をもつ経済変数に対してこのようなモデルを適用すると $(1-\lambda)$ は0.9近辺の高い値が得られ、従って λ は約0.1となるのがごく普通である。従って、このモデルを使う理論家は常に「何故 λ が非常に小さいのか」、ないし「かくも調整速度を遅くするコストとは何なのか」に関して説明を求めされることになる。さらに、このような大きな調整コストの存在は、金融の自由化・技術革新が取引コストを低下させたと主張する研究者にとっては都合の悪いものである。大きな調整コストの存在理由が理論的に明らかにされない限り、(1)式を Partial Adjustment の

モデルと解釈することには大分無理があるようと思われる。

最後に、第3の問題点として多重共線性 (multi-collinearity、以下マルチコという) がある。実質通貨保有量が実質所得の関数であるとすれば、当然(1)式の y_t と $(m-p)_{t-1}$ とは高い相関（マルチコ）をもつとみられる。従って、果して本当に両者の係数について精度の高い推定が可能であるのか若干の疑問なしとしない。

以上のような問題点のうち第2と第3の点については古くから折りに触れて指摘されてきたものであり、特に目新しいものではない。むしろ、「標準型」の通貨需要関数は、いくつかの問題点を指摘されつつも、代替し得る方法が見いだせないために今日までそのままの形で存続してきたとも言えよう。実際、通貨需要関数に関する内外の研究論文の中には、理論に関する部分では折角「標準型」関数の問題点を指摘しながらも、こと実証分析になると「標準型」をそのまま適用するといったらぐはぐな結果に終わっている例が少なからず見受けられる。モデルのラグ構造をア・ブリオリに経済理論から与えようとする立場を維持する限り、こうした限界を超えることは仲々難しいように思われる。

ここで以上の議論を総括すると以下のとおりである。

- ① 時系列データを扱うモデルにおいては、データの時間的依存関係を明らかにするために、なんらかの形でラグ項を入れる必要がある。
- ② 従来の通貨需要関数の実証分析に対するアプローチ方法は、モデルのラグ項の存在を専ら経済理論の立場から正当化しようとするもので、Theory-based Dynamic Speci-

fication と呼ぶことができる。

- ③ Theory-based Dynamic Specification は、「理論なき計測」との批判を受けることはない反面、極めて単純なラグ構造をもつモデルしか提示できず、そのラグ構造が実際のデータにマッチしない場合には誤ったモデル化に結びつく危険性がある。

(2) データに基づいた動学過程の定式化

標記の考え方 (Data-based Dynamic Specification) は上記の Theory-based Dynamic Specification の欠点を補い、なおかつ「理論なき計測」との批判を受けないようにモデルを構築しようとするアプローチであり、Sargan、Hendry 等主として英国の計量経済学者によって体系化されたものである。この考え方の基本は、正にその名の示すとおり「モデルのラグ構造の決定は動学理論によらず、データにまかせる」というものであり、具体的には以下のようなステップを踏んでモデルが構築される。¹⁵⁾

まず最初に、静学理論に従ってモデルに必

要な経済変数が選択される。たとえば(4)式のような通貨需要関数を想定する場合には、 m 、 p 、 y 、 R の 4 変数 ($m = \ln M$ 、 $p = \ln P$ 、 $y = \ln Y$) が選ばれる。

次に、モデルのラグ構造に関する情報をデータから引出すため、被説明変数と説明変数双方につき十分な次数のラグ項を含めた次のような AD モデルが推定される。¹⁶⁾

$$\begin{aligned} m_t = & a_0 + a_{11}m_{t-1} + \dots + a_{1n}m_{t-n} \\ & + a_{20}p_t + a_{21}p_{t-1} + a_{22}p_{t-2} + \dots + a_{2n}p_{t-n} \\ & + a_{30}y_t + a_{31}y_{t-1} + \dots + a_{3n}y_{t-n} \\ & + a_{40}R_t + a_{41}R_{t-1} + \dots + a_{4n}R_{t-n} \\ & + u_t \end{aligned} \quad (9)$$

この場合のラグの最高次数 n については残差項 u_t が相互独立性や分散の均一性等の条件を満たすように選ばれる。四半期データの場合、重要な説明変数さえ不足していなければ、経験的には $n = 4 \sim 6$ で十分であるといわれている。

さて、このようにして計測された AD モデ

15) Data-based Dynamic Specification の方法論は Sargan、Hendry、Richard 等により確率・統計の理論を用いて体系的に整理されている。本論文で紹介するのはこの中のほんのエッセンスにすぎず、例えば同時方程式バイアス (simultaneous equation bias) と弱外生性 (weak exogeneity) の問題や non-nested model 相互間の 'encompassing' の問題については本論文では扱わない。このアプローチの詳細については、Harvey (1981)、Engle, Hendry and Richard (1983)、Hendry and Richard (1982, 1983)、Hendry, Pagan and Sargan (1984)、Gilbert (1986)、Spanos (1986, 1988) 等を参照。

16) (9)式では名目マネーサプライ m が被説明変数となっているが、この代わりに実質マネーサプライ $(m-p)$ を被説明変数とした AD モデル

$$\begin{aligned} (m-p)_t = & b_0 + b_{11}(m-p)_{t-1} + \dots + b_{1n}(m-p)_{t-n} \\ & + b_{20}y_t + b_{21}y_{t-1} + \dots + b_{2n}y_{t-n} \\ & + b_{30}R_t + b_{31}R_{t-1} + \dots + b_{3n}R_{t-n} \\ & + u_t \end{aligned}$$

を想定することも可能である。しかしながら、本式からモデルの構築をスタートすることは適当ではない。何故ならば、本式と (9)式を比較すると、本式は (9)式に対し $a_{20}=1$ 、 $a_{1i}=-a_{2i}$ ($i=1 \dots n$) という制約条件を付けた形となっており、このような条件が成立することをア・プリオリに仮定する理由は無いからである。

ルは通常 'General Model' と呼ばれる。この 'General Model' はデータの動きをかなり正確に捉えるという意味で統計学的には優れているが、残念ながら経済理論のモデルとしては意味を持たない。また、(9)式のような parametrisation ではマルチコ問題のために個別の係数の正確な推定は不可能である。従って、このアプローチにおける次のステップとして、(9)式のような 'General Model' を、経済理論の観点に符合した、しかもマルチコの起きにくい形に変形する作業が必要になる。次項で説明する ECM はまさにこの作業のひとつとして得られるモデルである。¹⁷⁾

この変形作業の中心となるのは、(3)で説明する「説明変数自体を変形する作業」(re-parametrisation) である。また、これと並行して、推定式の標準誤差 (Standard Error of Regression) の大幅な低下を招かずに、しかも残差項の独立性・正規性が維持される範囲内において、①不要な説明変数を削除する、②複数の説明変数を1つにまとめる等モデルの推定精度を高める努力もおこなわれる。

最後に、コンパクトな形に変形されたモデルに対して、その parametrisation の妥当性をチェックしておく必要がある。これは通常、①外挿シミュレーションの成果をみる、②計測期間の変化とともに係数がどのように変化したかをみる、等の方法により行われる。

以上が Data-based Dynamic Specification の概略である。3.(1)で紹介した Theory-based の考え方方が「理論→実証」の一方通行であるのに対し、Data-based の考え方方は「静学理論に基づく被説明・説明変数の選択→

データによるラグ構造の決定→モデルの理論的解釈」という手順を踏んでおり、いわば経済理論からの情報 (Theory Information) とデータからの情報 (Data Information) の双方をフルに汲み取ろうとする試みといえよう。因みに、Data-based Dynamic Specification は、最初に大きなモデルを作り、これを徐々にコンパクトなモデルに変形していく手続きを踏むことから 'General-to-Specific Approach' ないし 'General-to-Simple Approach' などとも呼ばれている。一方、Theory-based Dynamic Specification においては、小さなモデルからスタートし、説明力を高めるために説明変数を次々に追加していく 'Simple-to-General Approach' となる場合が多い。2.で紹介した Leamer, Cooley and LeRoy らによる批判は、まさにこの説明変数の追加のために行われる恣意的な 'Specification Searching' に対して向けられたものである。これに対し、'General-to-Specific Approach' では、残差項の系列相関の有無等をチェックしつつ説明変数の数を徐々に減らしていくことから、この過程で恣意性の入り込む余地が相対的に少ない。

(3) AD (Auto-regressive Distributed-lag)

モデルと ECM

ここでは最も簡単な AD モデルを用いて、まず AD モデルと計量分析でよく利用される他のモデルとの関係を明らかにし、次に ECM が AD モデルからどのように導き出されるかを示す。

AD モデルといえば、本来(9)式のように

17) ECM が AD モデルの有力な解釈方法であることに間違いはないが、唯一の解釈方法ではない。例えば Cuthbertson (1988) は AD モデルを Buffer-Stock Model として解釈しようとする試みを行っている。

複数の説明変数と高次のラグ項をもつのが普通であるが、以下では説明を簡略化するためにまず説明変数が1個、ラグが1階の最もシンプルな AD モデルを考えよう（以下の説明では便宜的に被説明変数を $(m-p)$ 、説明変数を y としており、 R は捨象している）。

$$(m-p)_t = \alpha(m-p)_{t-1} + \beta y_t + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (10)$$

(10)式は最もシンプルな AD モデルであるにもかかわらず既に(1)式のような Partial Adjustment (ないし Adaptive Expectation) モデルよりも ‘general’ である。すなわち、(10)式に $\gamma=0$ との制約を課すと

$$(m-p)_t = \alpha(m-p)_{t-1} + \beta y_t + u_t \quad (11)$$

となり、これは利子率 R_t が説明変数に入っていない点を除けば(1)式と基本的に同一である。¹⁸⁾

さらに、(10)式に $\alpha=0$ との制約を課すと、

$$(m-p)_t = \beta y_t + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (12)$$

となり、2次の分布ラグモデル (Distributed Lag Model) が得られる。

また、(10)式に $\beta=\gamma=0$ との制約を課すと、

$$(m-p)_t = \alpha(m-p)_{t-1} + u_t \quad (13)$$

となり、1次の AR モデルが得られる。

このように、AD モデルは Partial Adjustment Model、Adaptive Expectation Model、Distributed Lag Model、Auto-Regressive

Model 等従来計量分析で用いられてきたモデルに対して ‘general’ の関係にある。逆にいえば、これらのモデルはすべて AD モデルの特殊型であるから、このようなモデルを用いようとする研究者は、General Model 上にそのような制約を課すことが適當かどうか常に残差項の独立性等をみてチェックする態度が必要である。

第2図は、AD モデルと他のモデルとの関係を図で示したものである。ここでは、被説明変数を x 、説明変数を y とし、ラグ構造についても一般化してあるが、AD モデルが他のモデルに対していかに ‘general’ な立場に位置するかが本図からも読み取れよう。

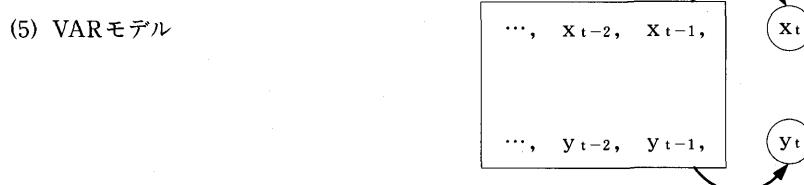
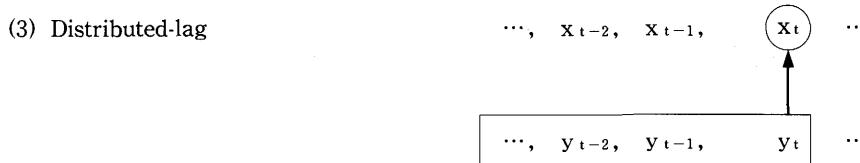
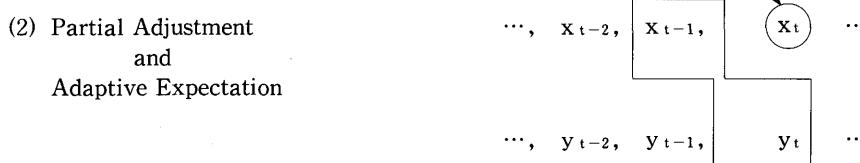
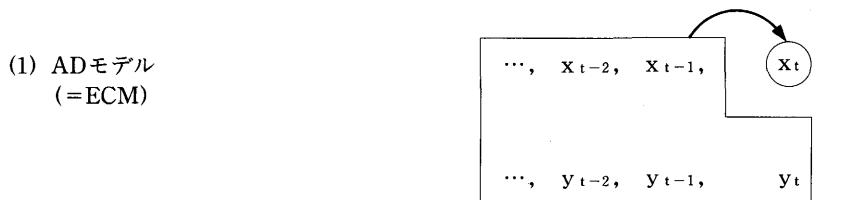
なお、第2図の AD モデルと VAR モデルを比較すると、両者はいずれもラグ構造に強い事前の制約を課すことなく、データの持つ情報をフルにモデルに反映させようとする点で共通していることがわかる。もっとも、AD モデルは説明変数に contemporaneous な y_t を含むのに対し、VAR モデルでは y_t が含まれておらず、この y_t の有無は両者の性格に若干の違いをもたらしている。すなわち、計量経済学の用語でいえば、AD モデルは「構造型」であるのに対し、VAR モデルは、「構造型」を先決変数のみによって表わされるように解いた「誘導型」である。このような形式的な相違は、AD モデルが経済理論の妥当性を確かめるためのモデル構築のスタート台としての役目を担っているのに対し、VAR モデルは特定の経済変数の変化に対し経済システムがどのように反応するかを構造型の推

18) AD モデルと ECM に関する説明において利子率を説明変数から落としているのは、専ら便宜上の理由によるものであって、本論文がマネタリストタイプの通貨需要関数を支持しているわけではない。事実、実証分析における ECM モデルは利子率を説明変数に加えている。

通貨需要関数の安定性をめぐって

第2図 ADモデルと他のモデルとの関係（2変数の場合）

○：被説明変数 □：説明変数



定なしに把握しようすることに主眼をおいているという、いわばそれぞれの利用目的の違いを反映したものである。¹⁹⁾

さて、次に AD モデルを 're-parametrise' して ECM を導出する手続きに進もう。

(10) 式において $\alpha = 1 + c_2$ 、 $\beta = c_1$ 、 $\gamma = -c_1 - kc_2$ とおき、両辺から $(m-p)_{t-1}$ を引いて整理すると、

$$\Delta(m-p)_t = c_1 \Delta y_t + c_2 (m-p-ky)_{t-1} + u_t \quad (14)$$

という最も簡単な形の ECM に re-parameterise することができる。この変換は α 、 β 、 γ の 3 係数から c_1 、 c_2 、 k の 3 係数への線形変換に過ぎないため、この過程で AD モデルの一般性は何ら失われていない。²⁰⁾

このように AD モデルをわざわざ ECM に変換することには 2 つの大きなメリットがある。第 1 のメリットは、(14) 式は (10) 式と異なり、経済理論とある程度整合的なモデル解釈が可能である点である。

ECM 型の通貨需要関数では、人々の通貨保有に対する行動様式を次のように捉える。まず、人々は教科書的な通貨需要関数が示すような均衡状態における通貨保有量 ($m-p$) と実質所得 y との間の最適な関係として

$$(m-p) = ky \quad (k \text{ は定数}) \quad (15)$$

との関係をまず想定したうえで、現実にはこ

のような関係は不確実性や調整コストの存在等の理由から必ずしも毎期毎期実現しているものではないとみる。この場合、 t 期における最適状態からの乖離幅（通常「エラー」と呼ばれる） EC_t は

$$EC_t = (m - p - ky)_t \quad (16)$$

によって与えられ、言うまでもなく最適状態以外においては $EC_t \neq 0$ である。

次に、人々は各期において通貨保有量の変化分 $\Delta(m-p)_t$ を調整しており、この調整は当該期の実質所得の変化に比例しておこなわれる部分 $c_1 \Delta y_t$ と、前期における「エラー」の一部を修正する部分 $c_2 (m-p-ky)_{t-1}$ とに分けられる。これが (14) 式の解釈である。この場合前期の「エラー」が最適状態に向かって修正されるためには $c_2 < 0$ が必要である。また $EC_{t-1} = (m-p-ky)_{t-1}$ は 'Error Correction Term' と呼ばれる。

要するに、ECM 型通貨需要関数においては、現実の実質マネーサプライの動きにつき、経済理論の示すような均衡状態における最適な関係が毎期毎期実現しているとみるのではなく、むしろ人々がその実現に向けて努力している姿を表わすものとみるのである。

なお、こうした ECM 型通貨需要関数と経済理論の整合性については、次のようにして確認することも可能である。すなわち、(14) 式において、 $\Delta(m-p)_t = \Delta y_t = u_t = 0$ の長期定常状態 (Long-run Steady State) を考察

19) より正確にいえば、 x_t 、 y_t をそれぞれ被説明変数とする 2 本の AD モデルがあり、しかもその 2 本の式が「連立」している場合に、両式からそれぞれ y_t 、 x_t を消去して説明変数が先決変数のみとなるように変形したものが VAR モデルとなる。この変形に伴い、VAR モデルの誤差項の間には通常 contemporaneous な相関が生じる。

20) 数学的には (10) 式の AD モデルと (14) 式の ECM は「同値」の関係にあるといえる。

すると、

$$(m-p) = ky$$

となり、(15)式と同じ通貨需要関数が(14)式の中に implicit な形で存在していることがわかる。

ECM の第 2 のメリットは、マルチコ問題が大幅に改善される点である。すなわち、(10)式の 3 つの説明変数、 $(m-p)_{t-1}$ 、 y_t 、 y_{t-1} の相関は極めて高いため、この式をそのまま推定して α 、 β 、 γ の正確な推定値を得ることはまず不可能であるが、(14)式の場合には、説明変数の数が Δy_t と $(m-p-ky)_{t-1}$ の 2 つに減少しており、しかも両者の相関は通常低いと考えられることから、 c_1 、 c_2 の値をかなり正確に推定することが期待できる。

他方、ECM のデメリットとしては、推定対象の c_1 、 c_2 、 k のうち k が EC_t (Error Correction Term) の中に入った形となっているため、 k の値が既知でない限り、モデル全体が推定できないという点があげられる。このため、従来 ECM の実証研究においては $k=1$ との制約を付けてモデルを計測するのが一般的であった（もちろんこの場合 ECM と AD モデルは「同値」ではなくなる）。

しかしながらこの問題は、4. で述べるように、近年 Engle and Granger (1987) によって、 k の値をまず推定し、さらにその推定値を用いて ECM 本体を計測するとの two-step method が開発されたことで最早解消されている。

(4) ECM の歴史

人々が過去の「エラー」を修正するように行動するという ECM のアイデアを最初に出したのは、フィリップス・カーブの発案者で

ある Phillips (1954, 1957) であるといわれている。Sargan (1964) はこのアイデアに基づき、英国の賃金決定関数について初の ECM を定式化したが、実証結果が芳しくなかったことや、当該論文が著名な学術誌に掲載されなかったこともあって、この研究成果は長く着目されなかった。

ECM が主として英国内で脚光を浴びるようになったのは、1970 年代末、Davidson, Hendry, Srba and Yeo (1978) が、ECM の理論的枠組みとともに極めてフィットのよい ECM 型消費関数の実証結果を発表して以降である。また、Hendry (1979) は英国の M_1 について安定的な通貨需要関数が存在することを実証し、その後英国や欧州を中心に ECM の研究が盛んに行われるようになった。なお、Patterson et al. (1987) によれば、英蘭銀行 (BOE) では調査局の大型マクロ計量モデルの消費関数ブロックに既に ECM を採用している由である。

とくに ECM を応用した通貨需要関数の実証研究に着目すると、英国では、先の Hendry (1979) 以降、Trundle (1982)、Hendry and Ericsson (1983)、Hendry (1985, 1988)、Patterson (1987) 等により多くの ECM 型通貨需要関数の実証結果が発表されている。一方、米国については、Gordon (1984a) は米国における ECM の有用性に懷疑的な見方を表明したが、その後 Rose (1985) は 1952-78 年の米国 M_1 について、Baba, Hendry and Starr (1988) は 1964-84 年の米国 M_1 についてそれぞれ安定的な ECM 型通貨需要関数が存在したとの実証結果を報告している。また、ECM は最近 FRB の調査統計局でも採用されているようである。²¹⁾ この間、Arestis (1988)、Gupta and Moazzami (1988)

はフィリピン等発展途上国の通貨需要関数の研究に ECM を応用し、やはり安定的な通貨需要関数を導いている。

なお、5.では ECM 型通貨需要関数の具体例として Hendry (1985) および Baba, Hendry and Starr (1988) の実証結果を簡単に紹介する。

4. 時系列分析と ECM

(1) 定常過程 (Stationary Process) と非定常過程 (Non-Stationary Process)

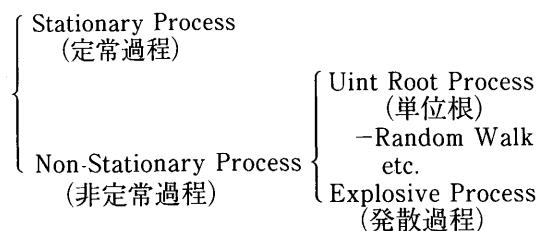
既に述べたとおり、ECM は主として英国の計量経済学者を中心に発達したダイナミック・モデリングの手法であり、VAR モデル分析が主流をなす米国では必ずしも一般化しているとはいひ難い。しかしながら、Granger 等の Time Series Analyst は、近年時系列データの属性に関する研究という全く別の角度から ECM の有効性を立証した。ここではごく簡単にこの時系列データの属性の問題と ECM との関連について説明することとした。

一般に(17)式のような AR プロセスで表さ

れる時系列データはその性質によって、一定の値ないしトレンドのまわりを不規則に変動し続けるもの (Stationary Process=定常過程) とそうでないもの (Non-Stationary Process=非定常過程) とに分類され、さらに後者は時間の経過とともに発散するもの (Explosive Process) と初期値から離れて徘徊するもの (Unit Root Process=単位根) とに分けられる。²²⁾

$$x_t = \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 x_{t-2} + \cdots + \theta_p x_{t-p} + u_t \quad (17)$$

Unit Root Process の代表例はランダムウォーク (醉歩過程) であるので、以下説明の簡略化のため、Unit Root Process の説明はランダムウォークを中心におこなう。(ランダムウォークの性質は基本的に他の Unit Root Process にもあてはまるものである)。



21) 昨年ワシントンで行われた FRB 主催のコンファレンス 'Monetary Aggregates and Financial Sector Behavior in Inter-dependent Economies' において FRB 調査統計局から提出された通貨需要に関する論文 (Moore, Porter and Small 1988) では実証分析に ECM が採用されており、また Federal Reserve Bulletin の 1989 年 4 月号に掲載された米国 M₂ の動向に関する論文 (Small and Porter 1989) の補論においても ECM 型通貨需要関数が採用されている。

22) この分類をより正確に表現すると以下のとおりである。ある時系列データ x_t が

$$x_t = \theta_1 x_{t-1} + \theta_2 x_{t-2} + \cdots + \theta_p x_{t-p} + u_t$$

なる AR プロセスで表わされ、 $z = z_1 + z_2 i$ が

$$1 - \theta_1 z - \theta_2 z^2 - \cdots - \theta_p z^p = 0$$

なる p 次方程式の根であるとする。このとき、 z_1, z_2 をそれぞれ横軸、縦軸とする複素平面上においてすべての根が $\sqrt{z_1^2 + z_2^2} = 1$ で表わされる単位円の外側に存在すれば x_t は Stationary Process、根が 1 つでも単位円の内側に存在すれば Explosive Process、根が 1 つでも単位円上に存在すれば、Unit Root Process と定義される。従って Random Walk Process

$$x_t = x_{t-1} + e_t$$

は最も単純な Unit Root Process である。

上記の 3 つのプロセスのうち Explosive Process はデータをグラフ化することによって容易に知ることができる。GNP、マネーサプライ等のマクロデータ（レベルそのもの）には Explosive のものが多く、対数に変換した値が分析に使用されるのはこのためである（変換されたデータは通常 Stationary Process か Unit Root Process のいずれかになる）。しかしながら Stationary Process と Unit Root Process については容易に区別がつかない場合がある。

第 3 図(A)、(C) はそれぞれ人工的に作り出した Stationary Process と Random Walk Process をそれぞれプロットしたものである。(A) は平均値 0 のまわりを不規則に変動しているのに対し、(C) は初期値 0 から出発した後、一度も初期値には戻らずに徘徊しており、この 2 つのプロセスを区別することは比較的容易である。これに対し、第 3 図(B)、(D) は、同じく人工的に作り出した「トレンドまわりの定常過程」(Trend-Stationary Process) と毎期毎期上方へシフトするようなパラメーターを含む「ドリフト付ランダムウォーク」²³⁾ (Random Walk with Drift) と呼ばれるプロセスをプロットしたものであるが、両者を見比べただけでは区別が困難である。

こうしたデータの属性の区別が時系列分析を行う上で問題となるのは、後に説明するように、non-stationary な変数を含む回帰式で

は、推定値がオーソドックスな分布にしたがわなくなるからである。このため、時系列分析においてランダムウォークのような非定常過程の変数を扱う場合には、通常、当該変数を First Difference Form (1 階差) の形に変換した変数を使う方がよいとされている。すなわちランダムウォーク変数 x_t

$$x_t = x_{t-1} + e_t \quad e_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (18)$$

の 1 階差 Δx_t は

$$\Delta x_t = e_t \quad (19)$$

となり、定義によりこれは定常過程である。

数学的には、d 回の階差をとることによって定常過程が得られるような非定常過程は、d 個の Unit Root (単位根) を持つことが示されており、Granger はこの性質に着目し、非発散過程の変数について、もともと定常過程であるものを I(0)、1 回階差をとれば定常過程となるものを I(1)、2 回階差をとれば定常過程となるものを I(2)、……という形で分類することを提唱している。²⁴⁾ この定義に従えばランダムウォーク変数は I(1) である。

第 1 表は定常過程 I(0) とランダムウォークのような非定常過程 I(1) の性質について対比したものである。このなかで最も注意を要すべき点は、ランダムウォークのような非定常過程の経済変数が回帰式の中に含まれていると、決定係数 (R^2) や t 値のような統計

23) 「トレンド回りの定常過程」(Trend-Stationary Process) は

$$x_t = \alpha x_{t-1} + \beta t + u_t, \quad \alpha < 1,$$

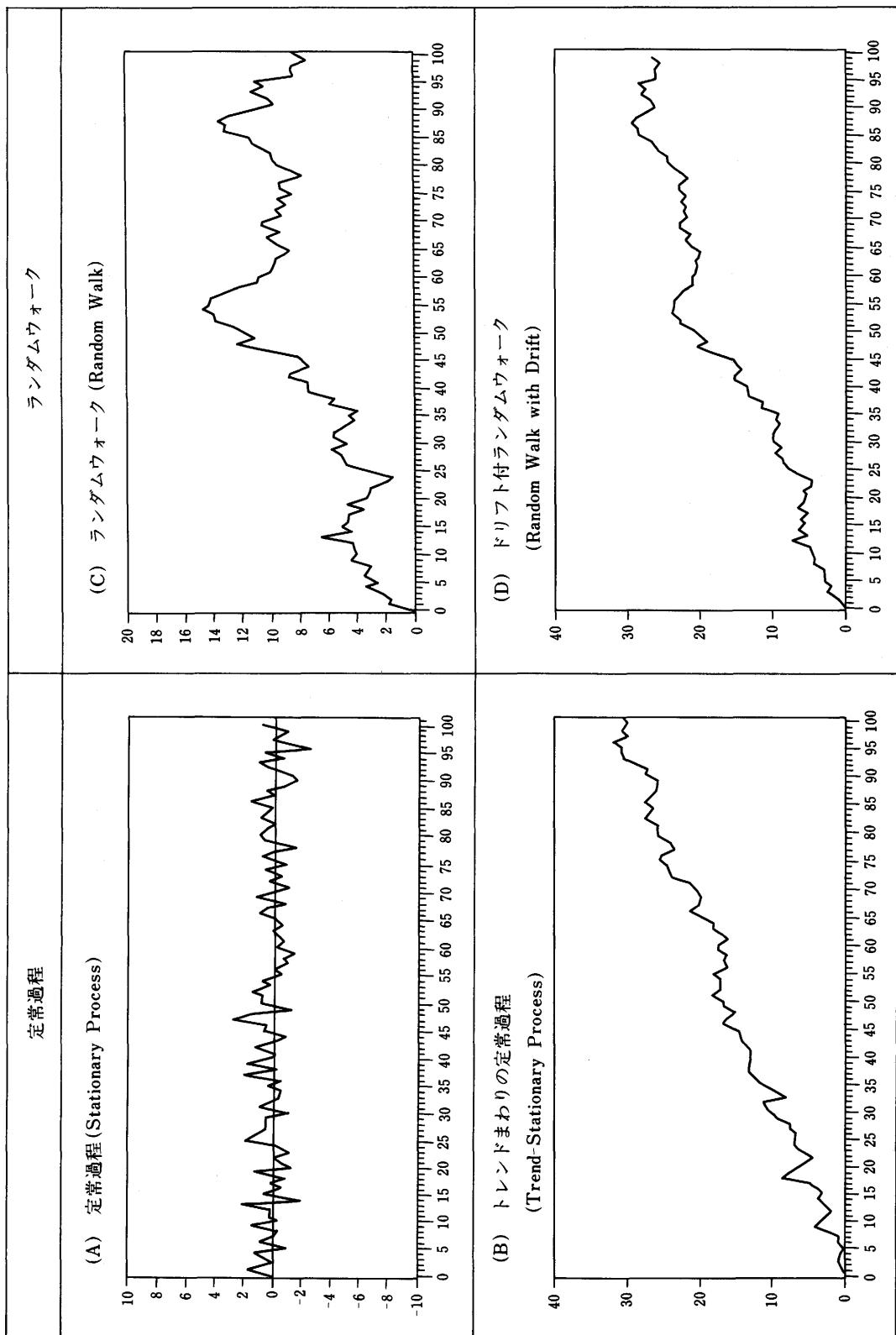
「ドリフト付きランダムウォーク」(Random Walk with Drift) は

$$x_t = x_{t-1} + \gamma + u_t, \quad \gamma \neq 0$$

でそれぞれ表わされる。この場合の βt はタイムトレンド、 γ はドリフト項 (定数) である。

24) $I(d)$ は 'integrated of order d' の意味である。

第3図



通貨需要関数の安定性をめぐって

第1表

I (0) の性質	I (1) の性質
・平均値のまわりを不規則に変動し、しばしばその平均値に交差する。	・I (0) に比べてスウィングが比較的大きく、サンプル数が大きくなるにつれて、再び同じ値に戻る確率はゼロに近づく。
・各期に加わるショック (u_t) の影響は時間とともに減衰するため、平均値ないしトレンドから大きく乖離することはない。	・各期に加わるショックの影響の少なくとも一部は永続的。
・観察されたデータから計算された平均 \bar{x} 、分散 s^2 は真の平均 μ_x 、分散 σ^2 (有限) の一致推定量。	$x_t = x_{t-1} + e_t = x_0 + \sum_{i=1}^t e_i$ ・観察されたデータから計算された平均 \bar{x} 、分散 s^2 は真の平均、分散に一致しない。 (Random Walk は、 $T \rightarrow \infty$ の時) 平均値不定、分散無限大
↓	↓
I (0) の変数については通常の regression を適用して比較的正確なパラメーターの推定値を得ることが可能。その場合の推定値は t 分布に従うことが知られている。	I (1) の変数が regression に含まれていると、小サンプルでは正しい推定結果は得られない場合がある。またパラメーターの推定値は通常 t 分布には従わない。

量が教科書等に示されているような単純な分布に従わなくなるために、通常の基準で判断すると、誤った結論を導く可能性が高い点である。これは基本的には、次の理由によるものである。すなわち、回帰分析のみならず統計学一般の目的は小さなサンプルから未知の母集団の姿を推測することにあるが、このためにはサンプルから母集団の平均値・分散等に関する正しい情報を得ることが不可欠である。これは、経済変数が I(0) (= 定常過程) である場合には、サンプルから計算された平均値、分散が漸近的に (= サンプル数が無限に近づくにつれて) 真の平均値、分散にそれ

ぞれ一致することにより保証されている。ところが、経済変数が I(1) (= ランダムウォークのような非定常過程) である場合にはこの一致性は満たされない。何故ならば、ランダムウォークのような非定常過程はそもそも平均値不定、分散無限大であるのに対し、有限のデータから計算された平均値、分散は必ず有限の値となるからである。

以上から、回帰分析を行う際には取り扱う変数の中に I(1) の変数が混入しないように注意することが必要である。この点は統計理論のうえでは古くから知られていたが、実証分析のうえでは Dickey-Fuller (1979) のテ

ストが考案されるまでは、特定の経済変数が I(0) であるのか I(1) であるのかを統計学的に検定する手段が無かったこともあって、事実上無視されてきたのが実情である。

(2) Dickey-Fuller Test

それでは I(1) の変数が回帰式に含まれているとどのような不都合が生じるであろうか。この点は、I(1) となるように人工的に作られた数百～数千のデータに対して、同じ回帰式を適用した結果どのような係数の推定値の分布が得られるかを調べる方法（モンテカルロ実験）によって研究されてきた。このような研究は Dickey と Fuller によって進められ（Fuller 1976, Dickey and Fuller 1979）、現在までに次のような点が判明している。

まずランダムウォーク変数の自己回帰についてみると、あらかじめ真のプロセスが

$$x_t = x_{t-1} + e_t \quad e_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (20)$$

であることがわかっている変数 x_t に対して

$$x_t = ax_{t-1} + ct + d + u_t \quad (21)$$

という式（ct はタイムトレンド、d は定数項、 u_t は残差項）をあてはめて最小2乗法を適用すると、

① \hat{a} の値は真の値 (=1) ではなく $1 - 10/n$ (n はサンプル数) を平均に分布し、 \hat{a} の値が

1 を超えることは極めて稀れである（Nelson and Kang 1984）、

- ② $\hat{a} - 1$ の値をその標準誤差（Standard Error）で除した値（いわゆる t 値）²⁵⁾ は 0 ではなく -2.2 近辺を中心に分布する（Nelson and Plosser 1982）、
 - これが明らかになっており、また
 - ③ 上記の \hat{a} や t 値の分布はトレンド項 (ct) や定数項 (d) の存在の有無に大きく左右される（Fuller 1976）、
- ことも知られている。

Dickey と Fuller のモンテカルロ実験の最大の成果は特定の経済変数が I(1) であるかないかを検定する方法に途を開いたことである。この検定は、その変数に対し (19) 式のような回帰式を適用し、 $(\hat{a} - 1)$ を \hat{a} の標準誤差で割った t 値を Fuller (1976) の分布表と比較することによって可能となる。例えばサンプル数 $n=100$ で有意水準が 5% の場合の臨界値は -3.45 であり、²⁶⁾ t 値がこの臨界値より小さければ、当該変数は I(1) ではなく I(0) (= トレンドまわりの定常過程) であるとされる。このテストは ‘Dickey-Fuller Test’ として広く知られており、最近では実証分析に先だって本テストにより変数の定常性をチェックするのが望ましいとの考え方が一般化しつつある。

Dickey and Fuller (1981) は、単なるラン

25) この値は t 分布に従わないため、厳密にいうと t 値と呼ぶべきではない。例えば Fuller (1976) は、τ という呼称を採用している。しかしながら、その後必ずしもこの呼称が定着しているわけではないため、本論文では t 値という呼び方をそのまま採用している。

26) 定数項とタイムトレンドを含む場合の主な臨界値 (Critical Value) は次のとおりである。詳細については、Fuller (1976)、山本 (1988) を参照。

サンプル数	有意水準 1 %	同 5 %
50	-4.15	-3.50
100	-4.04	-3.45

ダムウォークだけでなく、より高次のラグ項を含む Unit Root Process をも検定出来るよう改良した ADF (Augmented Dickey-Fuller) Test を開発しており、今日ではこちらの方がよく利用されているようである（本論文6.の実証分析でもこのテストを使用している）。ADF Test では(21)式に代えて次のような回帰式を使用するが、 \hat{a}' のt値を検定量として使用する点は Dickey-Fuller Test と同じである（Dickey-Fuller Test では \hat{a} から 1 を引いた値を標準誤差で割って t 値を計算するというやや複雑な手続きが必要であったが、ADF Test では被説明変数を Δx することにより \hat{a}' の t 値をそのまま検定量として利用できるように工夫がなされている）。²⁷⁾

$$\Delta x_t = a' x_{t-1} + \sum_{i=1}^4 b_i \Delta x_{t-i} + c t + d + u_t \quad (22)$$

もっとも、Dickey-Fuller Test ないし ADF Test には全く問題が無いわけではない。これはテストの考案者自身によって指摘されている点であるが、真のプロセスが

$$x_t = a x_{t-1} + e_t \quad |a| < 1 \quad (23)$$

なる定常過程であり、かつ a の値が非常に 1 に近く、またサンプル数も少ない場合には、Dickey-Fuller Test はこれをランダムウォークであると誤認してしまうケースがかなり多い（統計学の用語で言えば「検出力」が低い）ことが実験によって確かめられている。したがって Dickey-Fuller Test ないし ADF Test の結果については断定的なものではなく、あ

くまでもひとつの目安として考えるべきである。

(3) Spurious Regression (見せかけの回帰式)

ランダムウォーク変数に自己回帰式を適用した場合の問題点については既に述べたが、ここでは、2つの無関係なランダムウォーク変数相互の間で回帰を行った場合にどのような問題が生じるかについてみてみよう。これは、Granger and Newbold (1974) によって 'Spurious Regression' (見せかけの回帰式) と名づけられた問題である。すなわち、Granger and Newbold (1974) は人工的に創出された2つの独立・無関係なランダムウォークの変数に対し回帰を行い、両者の間に統計的に有意な関係が検出されるかどうかを調べる実験（モンテカルロ実験）を行った結果、100回の試行のうち77回につき t 値が 2 を超え、あたかも両変数の間になんらかの因果関係が存在するかのような結論が得られることを示した。Phillips (1986) はこの 'Spurious Regression' の問題を数学的に解明し、次のような結論を導いた。すなわち、2 つの無関係なランダムウォーク変数の間で回帰を行うと、

- ① サンプル数が大きいほど t 値が 2 を超え両変数の関係が「有意」となる確率が高くなること、²⁸⁾
- ② サンプル数が大きくなても決定係数は一定の値に収束しない（従って決定係数は

27) この場合の t 値の分布は小サンプルの場合には Dickey-Fuller Test の分布表 (Fuller 1976) と若干異なるものの、実際の計測に際しては Dickey-Fuller Test の臨界値がそのまま用いられているケースが多いようである（例えば Nelson and Plosser (1982) 等）。

28) 因みに Granger and Newbold (1974) のモンテカルロ実験のサンプル数は 50 である。

両変数の関係を示す目安にはならない) こと、

- (3) サンプル数が大きくなるにつれてダービン・ワトソン (DW) 比は 0 (ゼロ) に収束すること、
の 3 点である。

以上から明らかなように、I(1)と疑わしき経済変数相互の回帰式において DW 比が極端に低いもの (ないしコーケラン・オーカット法により DW 比が上方修正されているもの) についてはその結果を鵜呑みにせず、一応その spurious nature を疑ってみる必要があろう。因みに、Granger and Newbold (1974) は DW 比が決定係数よりも低い回帰式は要注意であるとしている。

(4) Nelson-Plosser の発見

Nelson and Plosser (1982) は、米国の主要マクロ経済指標 (名目・実質 GNP、鉱工業生産指数、雇用者数、失業率、GNP デフレーター、消費者物価指数、名目・実質賃金指数、マネーサプライ、金利、株価等) の年次データ (サンプル数 62 ~ 111) について ADF Test をおこない、「失業率以外のすべてのマクロ経済データはランダムウォークのような非定常過程であるとの仮説を否定できない」との結果を発表した。これを機に、各国にお

いて GNP 等のマクロデータに関する定常性の検定が活発化し、また、Dickey-Fuller Test、ADF Test 以外にも様々な検定方法の開発が行われている。²⁹⁾ しかしながら、今のところいかなるテストによっても I(0) と I(1) とを高い精度で判定することは不可能であり、従って、その後の実証研究の結論は、使用するテストの種類、データの期間・種類 (年次、四半期、月次) の違いによって区々となっている。³⁰⁾ いずれにせよ、GNP、マネーサプライ等のデータがトレンドまわりの定常過程であるとの保証が無い以上、これらのデータをそのまま用いた回帰分析の結果については、常に spurious である危険を孕んでいるとみておいたほうがよいであろう。

(5) Cointegration (共和分) と ECM

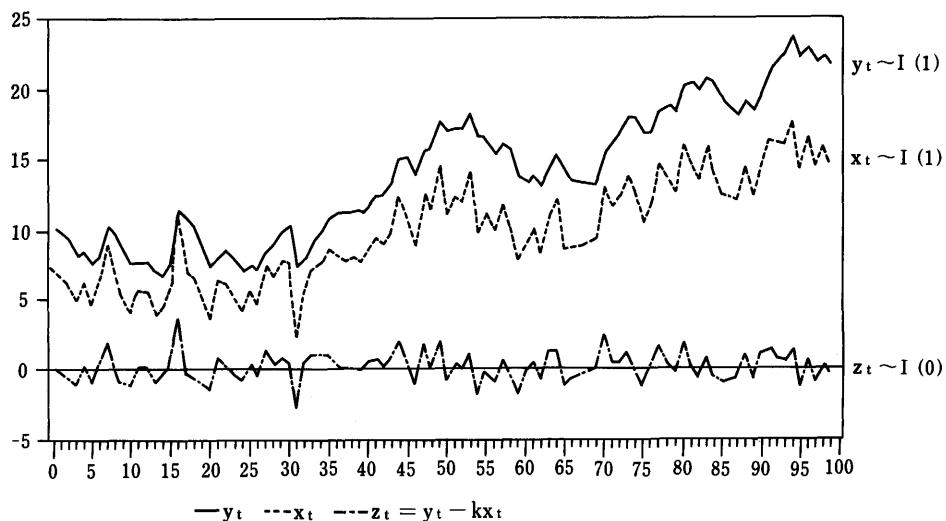
時系列の経済変数の大半が Nelson and Plosser (1982) の言うようにランダムウォークのような非定常過程であるとすると次のようないかなる疑問が生じる。すなわち、2 つの変数がともにランダムウォークのような非定常過程であれば両者は全く異なった動きをみせると思われるにもかかわらず、実際に 2 つのランダムウォーク変数の動きを比較すると、第 4 図の x_t 、 y_t のように両者が同一方向につかず離れず似たような動きを辿る場合が多く、

29) Unit Root の各種検定方法については、Evans and Savin (1981, 1984)、Sargan and Bhargava (1983)、Bhargava (1986)、Phillips (1987)、馬場 (1987) 等を参照。

30) Stock and Watson (1986)、Perron and Phillips (1987) は漸近分布に関する統計理論を応用した改良型 Dickey-Fuller Test によると米国の GNP はむしろトレンドまわりの定常過程であると主張している。これに対し Walton (1988) は、英国の GDP は上記の改良型テストによってもやはりランダムウォークのような非定常過程であるとの結果を報告している。また我が国の GNP に関する研究例としては、山本 (1988) が Dickey and Fuller (1981) のラグランジュ乗数テストを利用して「GNP はオイルショック以前はランダムウォークのような非定常過程、オイルショック以降はトレンドまわりの定常過程である」との検定結果を報告している。

通貨需要関数の安定性をめぐって

第4図



これをどのように説明するかという点である。

Granger (1981) は、このような複数の経済変数間の動きの類似性(例えば所得と消費、輸出と輸入)に着目し、ランダムウォークのような非定常過程の経済変数が相互に完全に独立ではなく、むしろ互いに乖離(drift apart)することを防ぐようなメカニズムが働いている場合があるとして、その場合の特殊な関係を‘Cointegration’(共和分)と名づけた。

Cointegration は、Granger and Weiss (1983)

等によれば、「2つの変数 x_t 、 y_t があり、 x_t 、 y_t がともに $I(1)$ であるとき、 $z_t = y_t - kx_t$ を $I(0)$ とするような定数 k が存在すれば x_t 、 y_t は‘cointegrated’である」と定義される。³¹⁾ 第4図には $I(1)$ である2つのランダムウォーク変数 x_t 、 y_t に加えて $I(0)$ である $z_t = y_t - kx_t$ も併せて図示してある。

さらに Granger (1983) は x_t 、 y_t が cointegrated である場合には、 x_t 、 y_t 、 z_t ($= y_t - kx_t$) の間には次のような ECM の関係が成立し、またその逆も常に成立することを証明した。³²⁾

31) Cointegration はより一般的には次のように定義されている。すなわち、 n 個の変数からなるベクトル X_t $= \{x_{jt}, j=1, \dots, n\}$ があり、 x_{jt} がすべて $I(d)$ であるとき、

$$z_t = \alpha' x_t = \sum a_j x_{jt} \sim I(d-b), b > 0$$

となるようなベクトル $\alpha' = (a_1, \dots, a_n)$ が存在すれば(但し a_j の全ては 0 でない)、 X_t は d 、 b のオーダーで cointegrated であるとされ、 $X_t \sim CI(d, b)$ と表記される。本論文本文の定義では、理解を容易にするため $d = b = 1$ という最も簡単なケースをとりあげている。

32) Cointegration と ECM の同値性の具体的な証明については Granger (1983) または Engle and Granger (1987) を参照。

$$\begin{aligned}\Delta x_t = & -\rho_1 z_{t-1} + \alpha_{11} \Delta x_{t-1} + \alpha_{12} \Delta x_{t-2} + \\ & \cdots + \alpha_{21} \Delta y_{t-1} + \alpha_{22} \Delta y_{t-2} + \cdots \\ & + d(B) \varepsilon_{1t}\end{aligned}\quad (24)$$

$$\begin{aligned}\Delta y_t = & -\rho_2 z_{t-1} + \beta_{11} \Delta x_{t-1} + \beta_{12} \Delta x_{t-2} + \\ & \cdots + \beta_{21} \Delta y_{t-1} + \beta_{22} \Delta y_{t-2} + \cdots \\ & + d(B) \varepsilon_{2t}\end{aligned}\quad (25)$$

上式において z_{t-1} は 1 期前におけるエラーの大きさを示しており、とりもなおさず Error Correction Term である。また、誤差項 $d(B) \varepsilon_{1t}, d(B) \varepsilon_{2t}$ はそれぞれ結合ホワイトノイズ (joint white noise) $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ に関する有限の MA (Moving Average) プロセスであり、 ρ_1, ρ_2 は $|\rho_1| + |\rho_2| \neq 0$ の条件を満たすものとされている。Granger はこの Cointegration と ECM の同値性に関する定理を 'Granger Representation Theorem' と呼んでいる。

(24)、(25)両式を 3. で紹介した(14)式で表わされる ECM と比較すると、(14)式は、被説明変数と contemporaneous な関係にある Δy_t を説明変数に含む構造型の形で書かれているのに対し、(24)、(25)両式は説明変数がすべて先決変数のみによって表わされる誘導型の形で表わされている点で相違がみられるものの、どちらも説明変数に Error Correction Term を含んでおり、また、他の変

数が Δ (= 階差) の形で入っている点で共通している。このように、英国、米国でほとんど別個に行われた研究成果の中から非常によく似た形の ECM が得られ、研究の方向が収斂してきたことから、ECM は学界で一躍脚光を浴びるようになった。³³⁾ これは、経済理論と整合的な解釈が可能という従来からの ECM のメリットに加え、Granger の貢献により Cointegration の関係にある I(1) の経済変数については ECM が単なる First Difference Form (1 階差) の回帰式よりも優れた推計方法であることが明らかになったという点によるところが大きい。

ところで、(24)、(25) 両式から z_{t-1} の項を除けば単なる First Difference Form の回帰式となることがわかる。First Difference Form の回帰式については、変数がすべて I(0) に変換されていることから、'Spurious Regression' の問題を回避できるとのメリットがある。しかしながら、Granger (1986)、Engle and Granger (1987) の指摘によれば、First Difference Form による回帰式を 'cointegrated' である経済変数に適用した場合には、当該変数間に相互に乖離 (drift apart) するのを防ぐ力が働いている点が何らモデルに反映されないため、Specification Error が生じ、モデルの説明力・予測精度がともに低下する惧れがある。この点、ECM の場合

33) 英国と米国の ECM の研究は最近ではほぼ合流しており、両者の間で活発な意見交換がおこなわれている。詳しくは Oxford Bulletin of Economics and Statistics の cointegration 特集号 (1986年第3号) に収録された Hendry の論文および Granger の論文を参照。もっとも、両者の間で意見交換がおこなわれているとはいえ、Hendry と Granger の考え方方が必ずしも全ての点で一致しているわけではない。例えば、Hendry は経済理論と ECM との関連を重視する立場から(14)式のような構造型の單一方程式モデルを指向しているが、Granger は Time Series Analyst らしく、cointegration のメカニズムが理論的に必ずしも明確でない場合 (例えば「政府の収入と支出の関係」や「輸出と輸入の関係」など) であっても、(24), (25)式のような誘導型の ECM を活用してモデルの説明力や予測力を高めることができるとの立場をとっている。

Error Correction Term z_{t-1} により当該変数間に乖離を防ぐ力が働いている点が明示的にモデルに反映されるほか、 z_{t-1} は定義上 $I(0)$ であるため ‘Spurious Regression’ となる懸念も無い。ECM が単なる First Difference Form の回帰式より優れているといわれるのまさにこの理由によるものである。

(6) Cointegration のテスト

Engle and Granger (1987) は、2つの経済変数 x_t 、 y_t が Cointegration の関係にあるかどうか調べるために、まず、 x_t 、 y_t の各々の変数に対して Dickey-Fuller Test 等 Unit Root の有無に関する検定をおこない、 x_t 、 y_t がともに $I(1)$ であることを確かめたうえで、

$$y_t = kx_t + c + u_t \quad (c = \text{constant}) \quad (26)$$

という回帰式により得られる残差項

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{k}x_t - \hat{c} \quad (27)$$

が $I(0)$ であるかどうか再度確認すればよいとしている。Engle and Granger (1987) は \hat{u}_t の定常性を検定する方法として次のようなタイムトレンド、定数項をともに含まない ADF Test を利用することを推奨している。

$$\Delta \hat{u}_t = \Phi \hat{u}_t + \sum_{i=1}^4 b_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (28)$$

この場合の検定は ϕ の t 値を Engle and Granger (1987) がモンテカルロ実験によって得た臨界値（サンプル数100で 5 % 有意水準の場合臨界値は -3.17）と比較することによりおこなわれ、 t 値が臨界値よりも小さければ u_t は $I(0)$ 、すなわち x_t と y_t とは

‘cointegrated’ であると判定される。

(7) Super-Consistency と Engle-Granger Two-Step Method

上記 (26) 式は $I(1)$ の変数相互間の回帰式であるため、本来その推計結果は ‘spurious’ となるはずである。しかしながら、Stock (1987) は x_t 、 y_t が cointegrated である場合には、(26) 式（この場合 ‘cointegrating regression’ と呼ばれる）から得られる k の推定値は、‘spurious’ であるどころか通常の最小2乗推定量よりも遙かに推定精度が高くなることを証明した。 $I(0)$ の変数相互間の回帰式における最小2乗推定量はサンプル数が大きくなると真の値に収束するという意味で「一致性」(consistency) が保証されているが、cointegrating regression では k の推定値の分散が通常の最小2乗推定量の分散よりも早いスピードでゼロに近づくため、少ないサンプル数の場合でも信頼度の高い推定値を得ることができる。この性質は ‘super-consistency’ と呼ばれている。³⁴⁾

Engle and Granger (1987) は、この ‘super-consistency’ の性質を利用して、① (26) 式により k をまず推定し、②この結果を利用して ECM の Error Correction Term を計算したうえで最終的に (14) 式の様な ECM を計測する、という 2 段階の推定法を考案した。この ‘Engle-Granger Two-Step Method’ により、英国の ECM において永年の懸案であった ‘k’ の推定問題が解消されることとなつた。³⁵⁾ Engle and Granger (1987) は実際にこの方法を用いて米国の消費関数を推計してお

34) ‘super-consistency’ の具体的な証明については Stock (1987)、Phillips and Durlauf (1986) 参照。

35) 但し、Banerjee et al. (1986) は、人工的に作られた cointegrated の 2 変数に (26) 式と同じ回帰式を適用

り、Hall (1986) は英国の賃金関数の推計にこの方法を応用している。

5. 欧米における ECM 型通貨需要関数の実証分析例

(1) 英国M₁の通貨需要関数

3.および4.では ECM の考え方について簡単なモデルにより説明を試みたが、ここでは、英国M₁と米国M₁を例にとり、ECM 型通貨需要関数の実証分析を概観することとした。

まず、英国M₁に関する ECM 型通貨需要関数は、Hendry (1979) を嚆矢とし、その後も Trundle (1982)、Hendry and Ericsson (1983) 等いくつかの研究結果が報告されているが、以下では比較的最近の研究として Hendry (1985) の通貨需要関数を紹介する。

Hendry (1985) は、Hendry (1979) の ECM 型通貨需要関数の定式化をそのまま利用しつつ、計測期間を約 5 年間延長した実証結果を報告している。(29)式は、当初の計測期間(1963年第1四半期～77年第1四半期)に関する ECM 型通貨需要関数の計測式であり、(30)式は、計測期間を1982年第4四半期

にまで延長した場合の計測式である。なお、両式において、 $\Delta(m-p)$ は実質マネーサプライ (M_1 を GNP デフレーターで除したもの) の季調済前期比増減率(被説明変数上の記号は推定値であることを示す、以下同様)、 Δy は実質 GNP の季調済前期比増減率、R は 3 カ月もの地方自治体証券金利(3-month local authority rate)、 Δp は GNP デフレーターの季調済前期比騰落率、 $(m-p-y)$ は Error Correction Term である。³⁶⁾

(イ) 計測期間：1963年第1四半期～77年第1四半期

$$\begin{aligned} \widehat{\Delta(m-p)}_t &= 0.40\Delta y_t - 0.52R_t \\ &\quad (2.50) \quad (4.73) \\ &- 0.86\Delta p_t \\ &\quad (5.06) \\ &- 0.11(m-p-y)_{t-2} \\ &\quad (5.50) \\ &- 0.26\Delta(m-p)_{t-1} \\ &\quad (2.89) \\ &+ 0.040 \\ &\quad (6.67) \end{aligned} \quad (29)$$

$$R^2 = 0.62 \quad \hat{\sigma} = 1.5\%^{37)}$$

$$LM1-3F^{38)} \quad (3,65) = 0.3$$

するモンテカルロ実験を行ったところ、サンプル数が200程度あっても k の推定値にかなりのバイアスが残る場合があったとの結果を報告しており、小サンプルの場合には 'Engle-Granger Two-Step Method' は必ずしも正確ではないと主張している。

36) Hendry (1979, 1985) は Engle-Granger Two-Step Method の開発以前の実証分析であり、k=1 の制約付で ECM が計測されている。これに対し Baba, Hendry and Starr (1988) の ECM では k=0.5 として計測が行われている。

37) $\hat{\sigma}$ は回帰式の標準誤差(Standard Error of Regression)を表わしており、具体的には残差の平方和(Residual Sum of Squares)を自由度で割り、その平方根をとったものである。

38) LM1-nF は残差項の1～n 階の系列相関の有無をチェックするためのラグランジュ乗数テストである。このテストは Godfrey (1978) によって開発されたもので、DW に比べて、①被説明変数のラグ項が説明変数に含まれている場合でも利用可能、②2 階以上の高次の系列相関の有無もテスト可能、等の点で優れている。この場合の検定量は帰無仮説「 H_0 ：系列相関なし」において、自由度 (n, T-k-n) の F 分布に従うことが知られている (T はサンプル数、k は説明変数の数)。従って、n=3 の場合 $LM1-3F > 2.6$ であれば残差項に系列相関があるとされる(有意水準 5 %)。なお、本テストの検定量には χ^2 分布に従うものと、

通貨需要関数の安定性をめぐって

(口) 計測期間：1963年第1四半期～82年第4四半期

$$\begin{aligned}
 \widehat{\Delta(m-p)_t} = & 0.37\Delta y_t - 0.58R_t \\
 & (2.84) \quad (8.28) \\
 & - 0.80\Delta p_t \\
 & (6.66) \\
 & - 0.10(m-p-y)_{t-2} \\
 & (10.0) \\
 & - 0.28\Delta(m-p)_{t-1} \\
 & (4.00) \\
 & + 0.041 \quad (30) \\
 & (8.20)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.71 \quad \hat{\sigma} = 1.3\%$$

$$LM1-4F(4,65) = 0.3$$

(29)、(30)両式を比較すると、計測期間が延びても各説明変数の係数 (coefficient) の値にはほとんど変化がみられないことがわかる。Hendry (1985) は、この点を根拠に、「英國 M_1 に関する ECM 型通貨需要関数は、過去約20年に亘り安定的であり、サッチャー政権下で金融政策がマネーサプライ管理重視の方向に大きく転換した後も、殆ど影響を受けていない」と結論付けている。

(2) 米国 M_1 の通貨需要関数

従来、米国 M_1 については、NOW 勘定の導入 (1972年、1980年全国化)、スーパー NOW 勘定の導入 (1983年) 等により通貨需要に大きな振れが生じており、安定的な通貨需要関数は存在しないとの見方が通説であった。これに対し、Baba, Hendry and Starr (1988) は、米国 M_1 の通貨需要についても、「 M_1 とその他の金融資産 (長期債、TB、 M_2 に含まれる高金利金融商品等) との代替関係を明示的に織り込んだ (31)式のようなやや複

雑な ECM を用いれば安定的な通貨需要関数が得られる」との注目すべき研究結果を報告している。すなわち、Baba, Hendry and Starr (1988) は、(31)式に対する各種のチャウ・テストの結果、計測期間 (1960年第2四半期～84年第2四半期) を通じて一度も構造変化が検出されなかったことから、「本モデルでは Missing Money の問題などそもそも存在しない」 (For this money demand function, the missing money was never gone.) と述べている。

さらに、Baba, Hendry and Starr (1988) は、Missing Money の問題が生じた理由として、モデルのラグ構造に対する過度の制約に加えて、従来の通貨需要関数が「長期債利回りのボラティリティ」を説明変数に含んでいなかっただけを指摘している。すなわち、いわゆる Missing Money の問題が生じた 1973-76 年は、長期債利回りのボラティリティが歴史的にみてもかなり低い時期に相当しており、これが、長期債に対する需要増、預金通貨に対する需要減につながったというのが彼らの見方である。また、これとは逆に、1980年以降は長期債利回りのボラティリティが大幅に増加しており、これが、1982-83年の通貨流通速度の低下 (いわゆる 'Great Velocity Decline') をもたらす要因となったとの指摘も同時に行われている。

$$\begin{aligned}
 \widehat{\Delta(m-p)_t} = & -0.337 \\
 & (-9.49) \\
 & - 0.243\Delta(m-p)_{t-4} \\
 & (-4.90) \\
 & - 0.141(m-p-\frac{1}{2}y)_{t-2} \\
 & (-9.86) \\
 & - 1.749AS_t - 0.662Asz_t \\
 & (-10.1) \quad (-5.81)
 \end{aligned}$$

F 分布に従うものがあるが、小サンプルの場合には後者の方が信頼性が高いことが知られており (Kiviet 1986)、近年は後者の検定量が多く採用されている。

$$\begin{aligned}
& - 0.889 \text{rmz}_t - 0.744 \Delta p_t \\
& \quad (-10.3) \quad (-7.8) \\
& + 0.338 \Delta AY_t \\
& \quad (6.15) \\
& + 0.00439 \text{AVA}_{t-3} \\
& \quad (6.06) \\
& + 0.155 S * \text{AVA}_{t-1} \\
& \quad (6.65) \\
& + 0.276 \text{rmoc}_t \\
& \quad (2.72) \\
& + 0.461 \Delta \text{rmoc}_t + 0.013 D_t \\
& \quad (3.93) \quad (3.93)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
R^2 &= 0.858 \quad \sigma = 0.378\% \\
\text{LM1-4F}(4,76) &= 1.57 \quad (31)
\end{aligned}$$

なお、(31)式における各変数の説明は次のとおりである。

$\Delta(m-p)$: $M_1 B$ (季調済) の前期比変化率

$m-p-\frac{1}{2}y$: Error Correction Term

AS : 長短金利差 (20年もの T-Bond の最終利回り - 1年もの TB 利回り) の 3 四半期移動平均値

Asz : 1年もの TB 利回りと rmz との金利差 (2四半期移動平均値)

rmz : M_2 を構成する金融商品のうち最も金利が高いものの金利水準 (但し、新商品は浸透するまでにある程度時間を要する点を考慮し、発売後 5年間は金利に割引率 (100% ~ 0%まで通減する割引率を使用) を掛ける形の調整を実施)

Δp : GNP デフレーター (季調済) の前期比変化率

ΔAY : 当期と前期の $1n$ (GNP) を 2:1 の割合で加重平均した値の前期差

AVA : 長期国債所有期間利回りの分散 (6 四半期移動平均値)

$S * \text{AVA}$: 長短金利の逆転期 (20年もの T-Bond の最終利回り < 1年もの TB 利回りの場合) にその金利差に AVA を乗じたもの (逆転期以外は $S * \text{AVA} = 0$)

rmoc : M_1 を構成する金融商品のうち最も金利が高いものの金利水準 (rmz 同様の調整を実施)

Δrmoc : M_1 を構成する金融商品のうち最も金利が高いものの金利水準 (新商品導入に伴う調整を行う前の金利水準) の前期差

D : credit control dummy (1980年第 2 四半期 = -1, 1980年第 3 四半期 = +1)

6. 実証分析：ECM によるわが国の通貨需要関数の計測

(1) GNP、マネーサプライ等の定常性の検定

ここでは、5.までの議論を踏まえて ECM によるわが国の通貨需要関数の計測を行う。^{39,40)} 4.で明らかにしたように、通貨需要関数に限らずどのような実証分析でもモデルの計測に着手する前に使用するデータの属性を知ることが重要である。そこでまず本論文がわが国の通貨需要関数の計測に利用する 5 つの経済変数、すなわち、実質 GNP、マネー

39) この実証分析は、オックスフォード大学で開発されたパーソナルコンピューター用時系列分析パッケージ「PC-GIVE」により行った。

40) ECM をわが国の通貨需要関数に適用した実証分析の例としては、1980年代のみを計測対象期間とした Baba (1989) がある。

通貨需要関数の安定性をめぐって

サプライ ($M_2 + CD$ <平残>)、物価 (GNP デフレーター)、金利 (5 年もの金融債応募者利回り)、日経平均株価の変動係数の⁴¹⁾ 1968 年第 1 四半期～89年第 1 四半期のデータについて、個別に次式のような ADF テストをおこなった (x_t はテストの対象となる経済変数、 c_t はタイムトレンド、 d は定数項)。

$$\Delta x_t = a' x_{t-1} + \sum_{i=1}^4 b_i \Delta x_{t-i} + c_t + d + u_t \quad (32)$$

第 2 表はその結果をまとめたものである。結論を先取りして言えば、このテストでは、上記の 5 つの時系列変数のいずれについても、「 x は $I(1)$ である」という帰無仮説を十分に棄却する (= x がランダムウォークの

ような非定常過程でないと断定する) ことは出来なかった。

第 2 表において、 y は実質 GNP、 m は $M_2 + CD$ (平残)、 p は GNP デフレーター、 R は 5 年もの金融債応募者利回り、EQV は日経平均株価の変動係数を表わしている。(但し y 、 m 、 p は対数変換後のデータ)。また、SE は (32) 式における a' の標準誤差、HCSE は White (1980) が考案した「分散不均一性調整後の標準誤差」⁴²⁾ (Heteroskedasticity-Consistent Standard Error) であり、 \hat{a}'/SE 、 $\hat{a}'/HCSE$ はそれぞれの標準誤差を使用して計算した \hat{a}' の t 値である。*印のついているものは 5 % 水準で帰無仮説が棄却されたこと

第 2 表

	\hat{a}'	SE	HCSE	$\frac{\hat{a}'}{SE}$	$\frac{\hat{a}'}{HCSE}$
y	-0.138	0.031	0.052	-4.51*	-2.65
m	-0.007	0.004	0.004	-1.89	-2.10
p	-0.005	0.008	0.007	-0.65	-0.72
R	-0.090	0.036	0.034	-2.51	-2.68
EQV	-0.421	0.171	0.166	-2.46	-2.54
	5 % 有意水準の臨界値			$-3.45 \ (n=100)$	

SE=Standard Error

HCSE=Heteroskedasticity-Consistent Standard Error

n=サンプル数

*印は「 $H_0 : a' = 0$ (Unit Root あり)」が 5 % 有意水準で棄却されたもの

- 41) 日経平均株価の変動係数は各四半期につき月次データの標準偏差を月次データの平均値で除すことにより計算したもので、実際の値は 0 ~ 4 の間である。
- 42) 通常の標準誤差 (SE) は残差項の分散の均一性 (Homoskedasticity) を仮定して算出されており、残差項の分散に不均一性 (Heteroskedasticity) がある場合にはバイアスをもつ傾向があため、残差項の分散が不均一である場合の標準誤差の値を知るために「分散不均一性調整後の標準誤差」(HCSE) を用いる必要がある。最近の回帰分析用のプログラム (例えば、「TSP」、「PC-GIVE」等) では SE、HCSE の両方の値が表示されるものが多い。

を示している。

第2表をみると、実質GNPについては \hat{a}'/SE を検定量として用いた場合に「xはI(1)である」という帰無仮説が棄却されているが、これは残差項の分散の不均一性のためにSEが過小に計算されていることによるものとみられ、この検定結果のみをもって実質GNPが定常過程であると即断するのは難しいように思われる。また、金利と株価の変動係数については、50~100年のオーダーでみれば、明らかに限られたレンジの中を変動する「平均値まわりの定常過程」であると考えた方が妥当と思われるが、第2表では両者とも非定常であると結論されている。これは、ADFテストは「検出力」がもともとそれほど高くないことに加えて、本テストの計測期間が約20年と短いことによるものであろう。

4. でも述べたように、ADF Testの結果は経済変数の定常性を判断するうえでのあくまでもひとつの目安であり、このテストから断定的な結論を下すことは適当でない。しかしながら、実質GNP、マネーサプライ、物価指数については、それらがランダムウォークのような非定常過程であるという疑いが消えない以上、これらの変数のレベルをそのまま使用した回帰分析を行うのは避けた方が無難であろう。「Cointegrating Regression」のように非定常過程の変数に対して意図的に回帰をおこなう場合はもちろん例外であるが、それ

以外の普通の回帰式ないしVARモデル等では、y、m、pの代わりに Δy 、 Δm 、 Δp をそれぞれ用いた方が‘Spurious Regression’の過ちを避ける意味では安全である。⁴³⁾

(2) 従来型通貨需要関数の計測

こここの実証分析の主たる目的は、わが国の通貨需要関数をECMにより計測し、その妥当性について検討をおこなうことである。このために、以下では、従来の「標準型」とされてきた通貨需要関数（以下では「従来型通貨需要関数」と呼ぶ）とECM型通貨需要関数をともに計測し、両者のパフォーマンスの比較を行うこととした。

まず最初に、1968年第1四半期~89年第1四半期を計測期間として、「従来型通貨需要関数」の計測を行った。計測結果は次のとおりである。

$$\widehat{(m-p)_t} = -0.51 + 0.13y_t \quad (-1.63) \quad (2.41) \\ -0.008R_t + 0.89(m-p)_{t-1} \quad (-5.55) \quad (23.7) \quad (33)$$

$$R^2 = 0.999 \quad \hat{\sigma} = 1.2\% \quad DW = 0.54 \\ LM1-5F \quad (5,76) = 23.4$$

ここで被説明変数の $(m-p)_t$ は当期における実質マネーサプライ残高（ $M_2 + CD$ をGNPデフレーターで除したもの）、説明変数の y_t は当期の実質GNP、 R_t は当期における

43) I(0)の変数の Δ をとるとI(-1)の変数になるが、このようなデータの変換は、必要以上の階差をとっているという意味で‘overdifferencing’と呼ばれている。もっとも、I(-1)の変数は、I(0)の変数同様「定常過程」であり、従って仮にI(-1)の変数が回帰式に紛れ込んで、I(1)の変数の場合のように‘Spurious Regression’の問題を惹起する心配はない。Plosser and Schwert (1978)は、この点に着目し、「ある変数xがI(0)かI(1)かわからない場合には常にFirst Difference Form (Δx)を使用すべきである」と提唱している。

44) LM1-5Fは残差項の1~5階の系列相関の有無をチェックするためのラグランジュ乗数テストであり、概ね $LM1-5F > 2.3$ であれば残差項に系列相関があるとされる（有意水準5%）。より詳しくは注38を参照。

通貨需要関数の安定性をめぐって

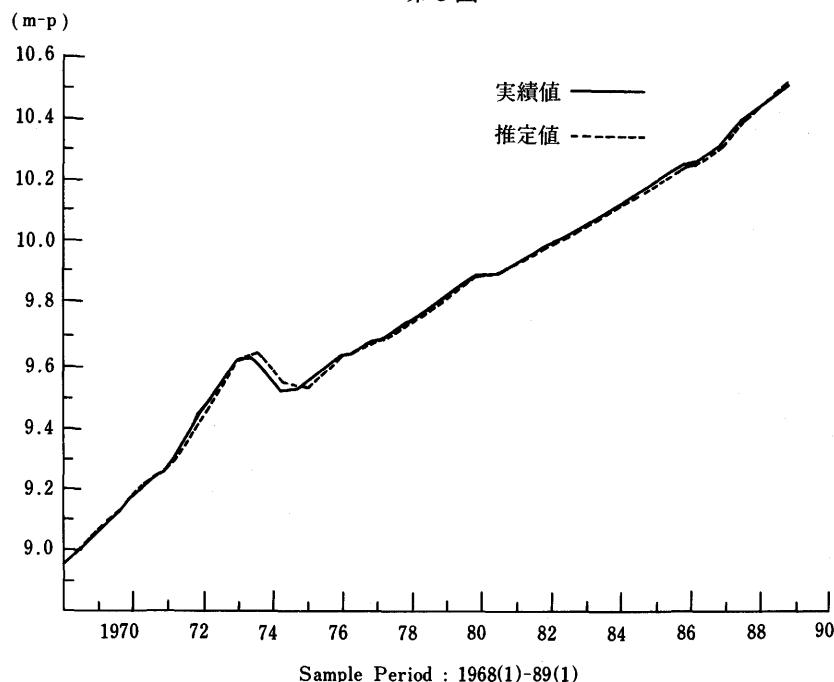
5年もの金融債の応募者利回り、 $(m-p)_{t-1}$ は前期における実質マネーサプライ残高である。

決定係数 (R^2) や推定値と実績値のグラフ(第5図)から判断すると(33)式はなかなかフィットが良いように見える。しかしながら、ダービン・ワトソン(DW)比やLMテストの結果は(33)式の残差項に強い系列相関があることを示しており、推定値の信頼性には大

きな疑問が残る。⁴⁵⁾

次に ECM 型通貨需要関数との比較を容易にするため、(33)式の両辺から $(m-p)_{t-1}$ を差引き、 $\Delta(m-p)_t$ が被説明変数になるよう re-parametarise した次の通貨需要関数を推定した。⁴⁶⁾ この場合の $\Delta(m-p)_t$ は対数変換した変数の階差であるため、実質マネーサプライの前期比増加率に相当する。

第5図



45) 一般に被説明変数のラグ項を説明変数に含まない非 AR 型の回帰式においては残差項に系列相関がある場合でも推定値の一貫性 (consistency) は保たれる。しかしながら、(33)式のような AR 型の回帰式においては、残差項に系列相関があると推定値に必ずバイアスが生じるため、系列相関の問題は深刻である。

この点は Malinvaud (1980)、Harvey (1981) 等で指摘されている。

46) この計測式は、被説明変数を後述の ECM 型通貨需要関数と揃えるため(33)式を数学的に同値な形に変形した全く便宜的なものであり、それ自体に意味はない。すなわち、(34)式は被説明変数が「フロー」、説明変数がすべて「ストック」(ないし「レベル」) で表わされており、このような回帰式が一見奇異に感ぜられるのは当然である。(34)式を強いて解釈するとすれば、(34)式は(33)式と全く同じインフォメーション (= 説明変数) を用いて実質マネーサプライの前期比がどの程度予測出来るかを示したものともいえようか。

$$\widehat{\Delta(m-p)_t} = -0.51 + 0.13y_t \quad (-1.63) \quad (2.41)$$

$$-0.008R_t \quad (-5.55)$$

$$-0.11(m-p)_{t-1} \quad (-2.85) \quad (34)$$

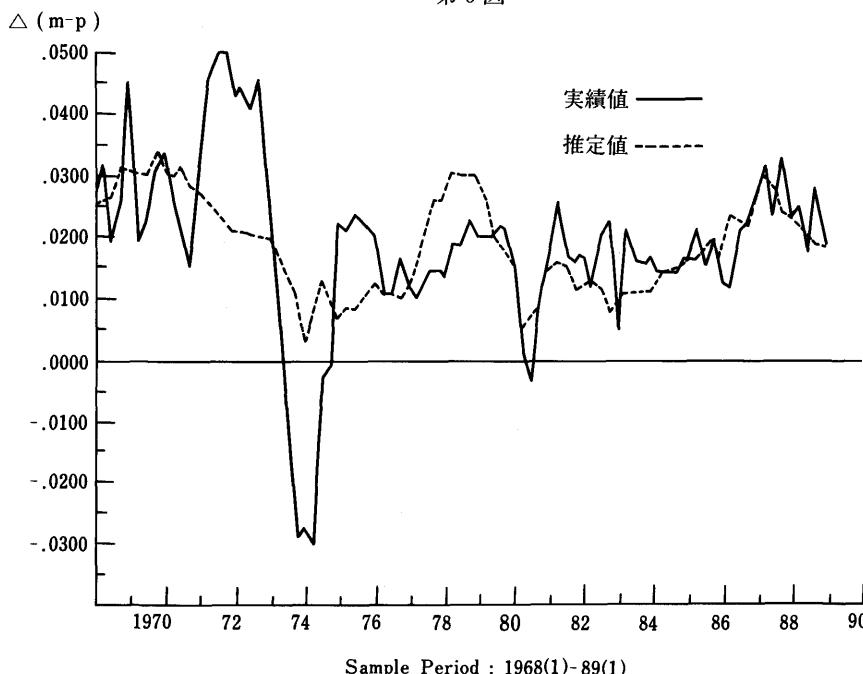
$R^2 = 0.297$ $\hat{\sigma} = 1.2\%$ $DW = 0.54$

LM1-5F (5, 76) = 23.4

(34)式の係数についてみると、予想されたことではあるが、 $(m-p)_{t-1}$ の係数が(33)式に比べてちょうど1だけ小さくなっている以外は(33)式と同じである。また、決定係数は0.999から0.297に大幅に低下しているものの、その他の診断テストの結果は不变である。

第6図は(34)式の推定値と実績値をグラフにしたものであるが、第5図とは比べものにならないほどフィットが悪くなっている（決定係数の低下もまさにこのフィットの悪化と裏腹の関係にある）。このようなことは何故生じるのであろうか。それは決定係数やグラフは parameterisation の変更に対して中立でないことによるものである。2つ以上の異なる計測式を比較検討する場合に決定係数やグラフもある程度簡便な評価基準として有効ではあるが、単一の回帰式について評価を求められる場合には決定係数やグラフに依拠することは望ましくない。⁴⁷⁾ この場合は parameterisation の影響を受けない $\hat{\sigma}$ (Standard Error

第6図



47) (33)式の決定係数が極めて高いのは、(33)式が Partial Adjustment などと呼ばれながらも、結局は被説明変数の自己ラグを説明変数に含む AR モデルとなるように parameterise されていることが要因であると思われる。

of Regression) によるべきである（前述の両方の計測式とも $\hat{\sigma}$ は1.2%とかなり大きい。因みに後出の ECM 型関数では約0.4%）。

(3) ECM による通貨需要関数の計測

(イ) Cointegrating Regression とサブ・サンプルによる計測

以下では Engle-Granger Two-Step Method に従って ECM 型の通貨需要関数を計測した結果をレポートする。まず第1段階として次のような cointegrating regression を行った。^{48,49)}

$$\widehat{(m-p)}_t = 1.40y_t - 0.03R_t + 0.003EQV_t \\ -7.18 \quad (35)$$

(35)式の残差項 $u_t = \widehat{(m-p)}_t - (m-p)_t$ に対する ADF Test の結果、「 u_t はランダムウォークである」との帰無仮説は 5 % 有意水準で棄却され、実質通貨残高 ($m-p$) と実質所得 (y) とは cointegration の関係にあるとの結論を得た。⁵⁰⁾ すなわちこの結果から、データの属性の面からみて通貨需要関数を ECM により計測する根拠があた

えられたことになる。具体的には(35)式の結果を用いて、ECM に適用する Error Correction Term を $EC = m - p - 1.4y$ とすることとした。⁵¹⁾

次に、計測の第2段階として、わが国の $M_2 + CD$ について ECM 型通貨需要関数としては、Ueda (1988) の考え方を取り入れ、リスク資産（この場合は株式）と通貨との代替関係（株価のボラティリティが高まると安全資産である通貨に対する需要が増加）を考慮にいれたモデル

$$M = M(Y, R, V) \quad (36) \\ \partial M / \partial Y > 0, \quad \partial M / \partial R < 0, \quad \partial M / \partial V > 0$$

を想定した（ Y は所得、 R は利子率、 V は株価の変動係数）。計測期間については 1968年第1四半期～85年第3四半期としたが、これは、直近の約3年間（1985年第4四半期～89年第1四半期）のデータを用いた外挿シミュレーションによってモデルのパフォーマンスをチェックするためである。モデルの計測結果は次のとおりである。

- 48) この cointegrating regression に R_t 、 EQV_t を含めているのは、Hendry (1986) の示唆に従ったもの。Hendry は $I(0)$ すなわち stationary の変数を first stage cointegrating regression に含めるべきであると主張している。因みに、 R_t 、 EQV_t を除いた回帰式における y_t の係数は1.44であり、結果に大きな差はなかった。
- 49) m_t 、 p_t 、 y_t 等の変数が定常過程でない場合、 R^2 、 t 値等の数値は通常の分布に従わないため、(33)式ではこれらの記載を省略してある。
- 50) この場合の ADF テストは4.の(27)式で与えられる。(35)式の残差項 u_t に対する本テストの結果は $\hat{\phi} = -0.23$ 、 $t = -3.80$ であり、この t 値は Engle and Granger (1987) のモンテカルロ実験による 5 % 有意水準（サンプル数100の場合-3.17）を下回っているため、 u_t は stationary であると結論される。
- 51) $EC = m - p - 1.4y$ とせず、(35)式の u_t をそのまま EC として利用する（すなわち R_t 、 EQV_t を EC に含める）という考え方もある。Ueda (1988) の補論において報告された ECM モデルはこのような考え方方にたつものである。しかしながら、EC に R_t 、 EQV_t を含めた場合は、①一般的に、cointegration に係わる経済変数の数が増えるほど理論的に説得力のある説明を行うのが難しくなること、② R_t 、 EQV_t は6.(1)の ADF Test の結果にかかわらず、本来 $I(0)$ 、すなわち「定常過程」とみた方が妥当であること、等から本論文では $(m-p)_t$ と y_t の2変数が cointegration の関係にあるものとの立場をとっている。

る。⁵²⁾

$$\begin{aligned}
 \widehat{\Delta(m-p)_t} = & -0.33 + 1.17\Delta y_{t-1} \\
 & (-2.97) \quad (14.6) \\
 & + 0.79EC_{t-1} \\
 & (13.1) \\
 & - 0.84EC_{t-2} - 0.18\Delta p_t \\
 & (-13.9) \quad (-2.61) \\
 & - 0.82\Delta^2 p_t \\
 & (-9.28) \\
 & - 0.007\Delta R_{t-1} \\
 & (-3.60) \\
 & + 0.002 \left\{ \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 EQV_{t-i} \right\} \quad (37) \\
 & (3.04)
 \end{aligned}$$

$R^2 = 0.937 \quad \hat{\sigma} = 0.41\% \quad DW = 2.05$

LM1-5F(5, 58) = 0.87

Normality $\chi^2(2)^{53)} = 29.56$

$x_i^2 F(14, 48)^{54)} = 1.13$

CH(14, 63)⁵⁵⁾ = 0.55

ここで被説明変数の $\Delta(m-p)_t$ は当期における実質マネーサプライ ($M_2 + CD$ を GNP デフレーターで除したもの) の前期比増加率、説明変数の Δy_{t-1} は前期の実質 GNP の前期比増加率、 EC_{t-1} と EC_{t-2} はそれぞれ前期、前々期の Error Correction Term、 Δp_t は当期の物価 (GNP デフレーター) 上昇率、 $\Delta^2 p_t$ は当期の物価上昇率の変化幅 (ないし加速度)、 ΔR_{t-1} は前期における 5 年もの金融債応募者利回りの変化幅、 $\frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 EQV_{t-i}$ は 1 期前における日経平均株価変動係数の 4 四半期移動平均値である。なお金利と株価の変動係数を除くデータは季調済・対数変換後のものを使用している。

説明変数の符号条件についてみると、実質貨幣需要の増加率に対し、実質所得の増加率はプラスに、2つの Error Correction

52) 本モデルの推定に際しては3.で紹介した General-to-Specific Modelling Approach に従い、最初に

$$m_t = \sum_{i=1}^4 a_i m_{t-i} + \sum_{j=0}^4 (b_j p_{t-j} + c_j y_{t-j} + d_j R_{t-j} + e_j EQV_{t-j}) + \text{constant}$$

という形の全ての変数について 4 階までのラグを含む General Model を推定し、この後に re-parameterisation と有意でない説明変数の削除の繰り返しによって最終的に(37)式を得た。General Model の $\hat{\sigma}$ は 0.39% であったので、モデルの単純化 (説明変数の数は 25 → 8 に減少) を経ても $\hat{\sigma}$ は 0.02% ポイントしか上昇していないことになる。

53) Normality χ^2 は Jarque and Bera (1980) によって開発された残差項の正規性を検定するテストであり、検定量は帰無仮説「 H_0 ：残差項は正規分布に従う」において自由度 2 の χ^2 分布に従う。従って、概ね Normality $\chi^2 > 6$ であれば残差項の正規性は棄却される。(37)式の場合には残差項の正規性に問題があり、この ECM モデルに改善の余地があることを示唆している。

54) $x_i^2 F$ は White (1980) が開発した残差項の分散の不均一性 (Heteroskedasticity) に関するテストである。この場合の検定量は帰無仮説「 H_0 ：残差項の分散に不均一性なし」において、自由度 $(2k-2, T-3k+1)$ の F 分布に従う (T はサンプル数、 k は説明変数の数)。(37)式の場合自由度が (14, 48) であるので、概ね $x_i^2 F > 1.9$ であれば残差項の分散の均一性が棄却されることになる。

55) CH (Chow test for parameter constancy over the forecast period) は、計測期間における残差項の分散と予測期間における予測誤差の分散とに有意な差が存在するかを Chow (1960) の方法により検定するもので、 T をサンプル数、 k を説明変数の数、 n を外挿期間の長さとすると、検定量 CH は帰無仮説「 H_0 ：パラメーターは変化せず」において自由度 $(n, T-k)$ の F 分布に従う。従って $n=12$ の時、概ね $CH > 2$ であれば外挿期間におけるパラメーターの安定性が棄却されることになる。

通貨需要関数の安定性をめぐって

Term⁵⁶⁾は効果出尽くしベースでマイナスに、インフレ率のレベルと加速度はいずれもマイナスに、⁵⁷⁾金融債金利（通貨保有の機会費用）の上昇はマイナスに、株価の変動係数はプラスにそれぞれ効いており、理論的にも首肯し得る結果となっている。

(37)式を(34)式と比較すると、(37)式は決定係数 R²、回帰式の標準誤差 ($\hat{\sigma}$) ともに大幅に改善されており、また、残差項の

系列相関に関する LM テストの結果も検定量が 5 %有意水準の臨界値（概ね2.4）を下回り、系列相関が認められないことを示している。

(37)式について推定値と現実値をプロットしたのが第 7 図である。これを第 6 図（従来型通貨需要関数）と比較するとフィットは格段に向かっていることがわかる。⁵⁸⁾また、(37)式に基づく約 3 年分の 1-step

- 56) 創価大学馬場助教授より、この 2 つの Error Correction Term については次のように変型したほうがよいとの指摘を受けた。すなわち、 $0.79EC_{t-1} - 0.84EC_{t-2} = 0.79 \{ \Delta(m-p)_{t-1} - 1.4\Delta y_{t-1} \} - 0.05EC_{t-2}$ であり、この結果を使えば(37)式は被説明変数の 1 階の AR プロセスを含む定式化 (specification) に直すことが可能である。しかしながら、AR プロセスを含むモデルは経済理論的な解釈が難しいことから、本論文では(37)式のように過去のエラーの修正が 2 つの EC が絡み合った形でおこなわれる形の定式化を採用している。なお、複数の EC をもつモデルについては Hendry, Pagan, Sargan (1984)、Banerjee, Galbraith and Dolado (1988) によって理論的に検討されているほか、実証分析においても Patterson (1987) が採用している。
- 57) インフレ率とその加速度がマイナスに効いていることについては次の 2 つおりの解釈が可能である。すなわち、第 1 には、人々は自らのインフレ率を正確に予想することが出来ないため短期的には実質ではなく名目通貨保有量のみしか調整することが出来ず、インフレがあると実質通貨保有量はそれにいわば「喰われた」形となるとの解釈が可能である。これは、Partial Adjustment Model を定式化する際に、「最適通貨量を実質値で与えるかわりに名目値で与えるとインフレ率が説明変数に加わる」という Nominal Partial Adjustment と似た議論である (Real Adjustment と Nominal Adjustment の相違については、例えば、Cuthbertson (1985)、筒井 (1986) 等参照)。
- 第 2 に、より能動的な解釈も可能である。すなわち、インフレ率は通貨保有の機会費用であるから、人々はインフレが加速すると通貨保有を圧縮しようとするとの解釈も成り立つ。言うまでもなく、この 2 つの解釈のどちらが正しいかはこのモデルから判断することはできない。しいていえば現実は両者の中間であろう。
- 58) 従来型関数と比べた場合、ECM 型関数のパフォーマンスがこのように格段に向かうのは、前者に含まれない説明変数（インフレ率、株価の変動係数等）後者には含まれているためであるとの指摘もありえよう。そこで、この点を検討するため、従来型関数にこうした変数を加えた計測を行った(33)、(34)両式の説明変数にそれぞれ Δp_t 、 $\Delta^2 p_t$ 、 $\frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 EQV_{t-i}$ を追加して計測）ところ以下の結果を得た。これを見れば明らかとなり、追加後の計測式では、全体として説明力が向上するどころか所得と金利の t 値が有意でなくなるなど、むしろ新たな問題（I (0) の変数と I (1) の変数を混在させて回帰することの問題）が露呈する結果となった。

$$(m-p)_t = 0.008y_t - 0.002R_t - 0.975(m-p)_{t-1} - 1.029\Delta p_t + 0.138\Delta^2 p_t + 0.005 \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 EQV_{t-i} + 0.179 \quad (33)' \\ (0.19) \quad (-1.88) \quad (36.3) \quad (-11.4) \quad (1.30) \quad (5.16) \quad (0.75)$$

$$R^2 = 0.999 \quad \hat{\sigma} = 0.7\% \quad DW = 0.60$$

$$LM1-5F = 16.45$$

ahead (1期先毎) の外挿シミュレーションの結果⁵⁹⁾ (第8図) をみると現実値はすべて予測値の95%信頼区間におさまっており、ECM型通貨需要関数でみる限り、いわゆる 'Missing Money' の問題は生じていない。さらに、計測期間と外挿期間において計測式のパラメーターに変化が生じているかどうかを調べるためにチャウ・テストをおこなったところ検定量 CH は0.55と5%有意水準の臨界値(概ね2)を下回りパラメーターの安定性が確認された。

(口) 名目マネーサプライ増加率の予測シミュレーション

第8図では実質マネーサプライの前期比を予測する形となっているが、日本銀行は名目マネーサプライ平残前年比の見通しを四半期毎に発表していることを勘案し、(37)式を $M_2 + CD$ の残高前年比を予測する形に修正した外挿シミュレーションも併せて行った。その結果は第9図に示したとおりである。第9図では1-step aheadのシミュレーション(各期において前期までの実績値をもとに1期先の伸び率を予測したもの)の予測値が実績値とともに示されているが、予測誤差は各期ともほぼ±1%ポイントの範囲内におさまっている。

(ハ) 全サンプルによる再計測

次の(38)式は ECM 型通貨需要関数を外挿期間(1985年第4四半期~89年第1四半期)を計測期間に含めた全サンプルについて逐次最小2乗法により計測し直した結果である。

$$\widehat{\Delta(m-p)_t} = -0.30 + 1.17\Delta y_{t-1} \quad (-3.71) \quad (17.3) \\ + 0.80EC_{t-1} \quad (14.5) \\ - 0.84EC_{t-2} - 0.19\Delta p_t \quad (-16.1) \quad (-3.52) \\ - 0.80\Delta^2 p_t - 0.006\Delta R_{t-1} \quad (-10.2) \quad (-3.78) \\ + 0.002 \left\{ \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 EQV_{t-i} \right\} \quad (3.67) \quad (38)$$

$$R^2 = 0.933 \quad \hat{\sigma} = 0.39\% \quad DW = 2.08$$

$$LM1-5F(5,72) = 1.14$$

$$Normality \chi^2(2) = 38.99$$

$$x_i^2 F(14,62) = 1.20$$

逐次最小2乗法について簡単に説明すると、この推計方法は、特別のアルゴリズムを用いることにより、⁶⁰⁾ 計測期間の始期(1968年第1四半期)を固定したうえで終期を1975年第4四半期から89年第1四半期まで1期づつ変化させた合計55本の計測式を1回の計算で得ることができるという便

$$\Delta(m-p)_t = 0.008y_t - 0.002R_t - 0.025(m-p)_{t-1} - 1.029\Delta p_t + 0.138\Delta^2 p_t + 0.005 \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 EQV_{t-i} + 0.179 \quad (34)'$$

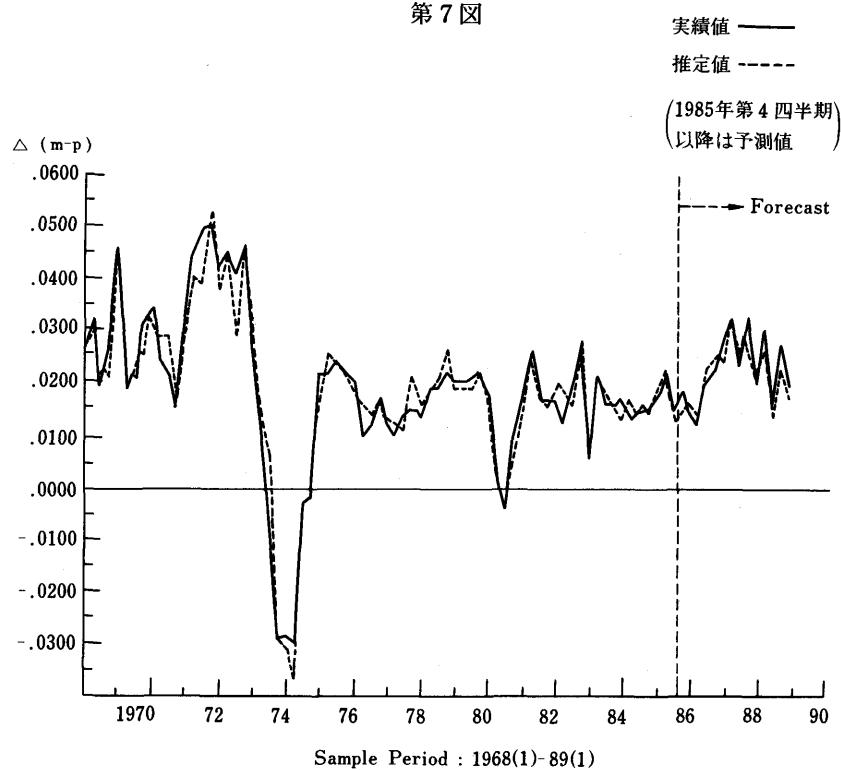
$$R^2 = 0.779 \quad \hat{\sigma} = 0.7\% \quad DW = 0.60$$

$$LM1-5F = 16.45$$

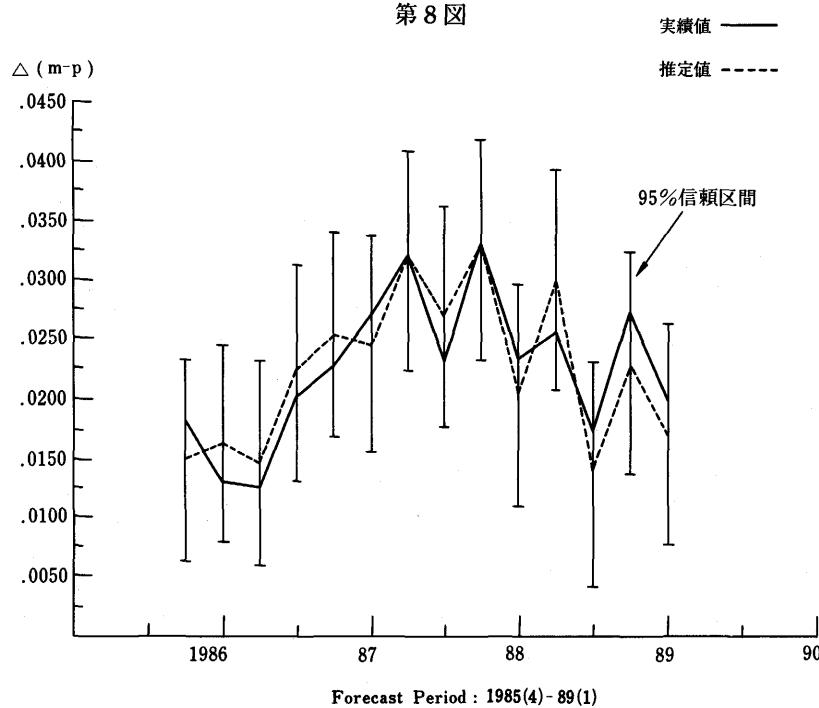
- 59) 1-step ahead forecast は前期までの実績値にもとづいて1期先の数値を予測するもの。従って予測誤差が累積することはない。
- 60) 逐次最小2乗法(Recursive Least Squares Method)のアルゴリズムについては、たとえば Kmenta (1986) 等を参照。

通貨需要関数の安定性をめぐって

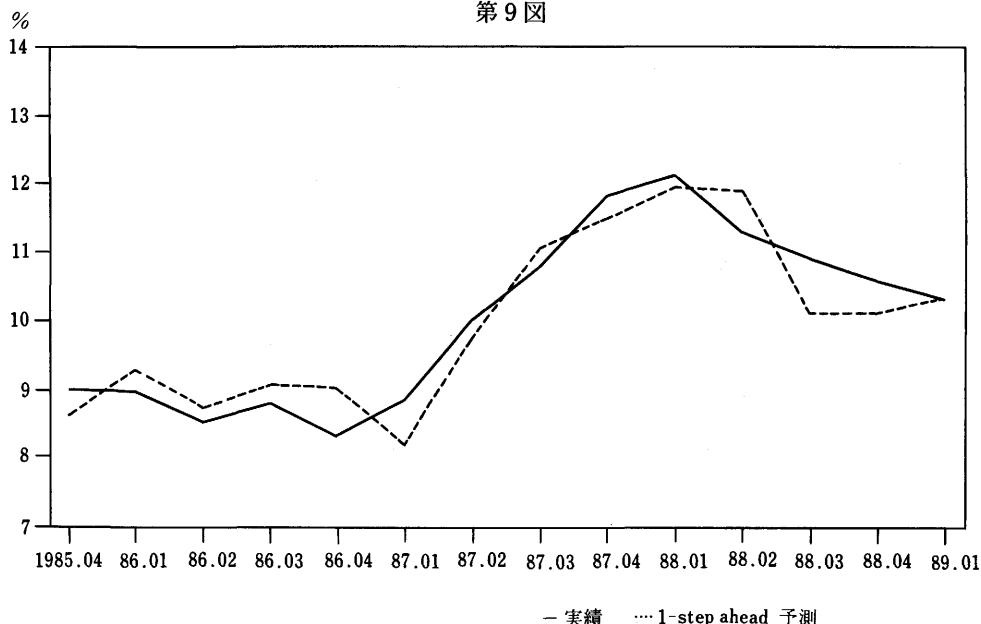
第7図



第8図



第9図



利な方法である。この方法を用いると、計測期間の変化に応じて推計式の各パラメターの値がどのように変化しているかを簡単に知ることができるほか、逐次残差項(recursive residuals)を利用した連続チャウ・テスト⁶¹⁾(Sequential Chow test)によりモデルの構造変化の有無をチェックすることが可能である。当然のことながら、(38)式の計測結果は全サンプル(1968(1)-89(1))を通常の最小2乗法で計測したものと全く同一である。

(37)式と(38)式を比較してみると各係数の値はほとんど変化しておらず、これは外挿シミュレーションの結果が良好であったことと整合的である。

第10図は(38)式の計測期間の終期(横軸)

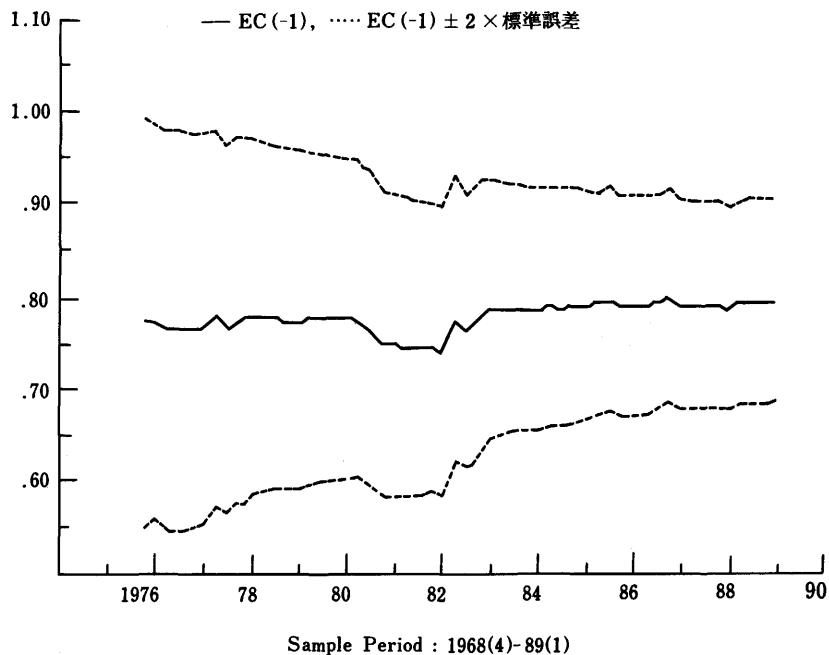
と、 EC_{t-1} (前期の Error Correction Term) の係数の値(縦軸)の関係をプロットしたものである。一見してわかるように、 EC_{t-1} の係数は0.75~0.80の間で安定している。また、(38)式のその他の説明変数についても同様にプロットしたところ(本論文では掲載を省略)、係数は概ね安定しているという結果が得られた。

第11図は逐次残差項を用いた連続チャウ・テストの結果をプロットしたものである。横軸にはテストの時点、縦軸には各々の5%有意水準がちょうど1.0になるように調整(re-scale)した検定値をとっており、グラフの値が1.0の水平線を超えた場合にはその時点で構造変化が生じたものと判定される。

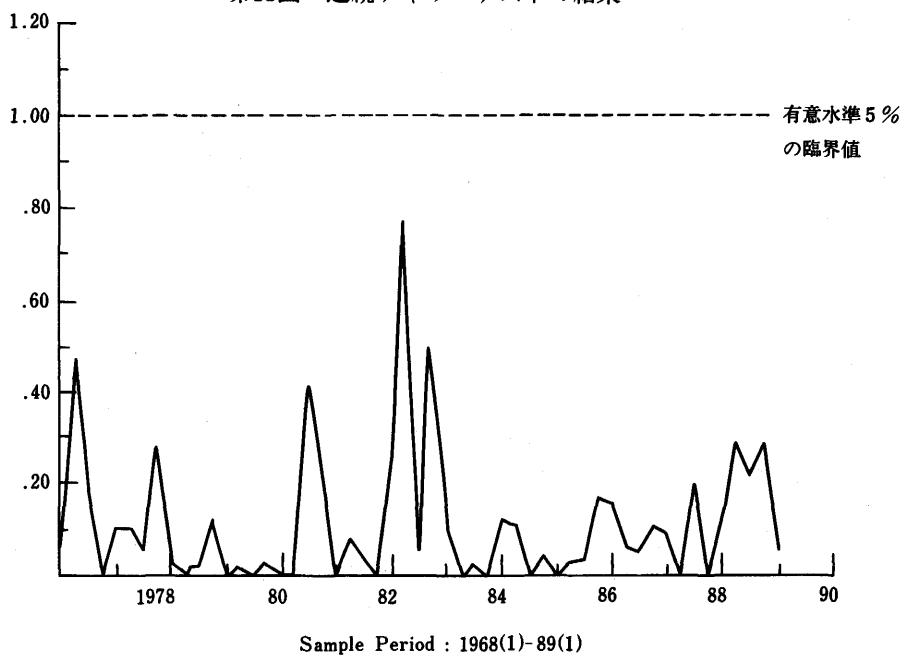
61) 逐次残差項を利用した Sequential Chow test については Harvey (1976, 1981) を参照。

通貨需要関数の安定性をめぐって

第10図 Error Correction Term の値の変化



第11図 連続チャウ・テストの結果



これまでのグラフや外挿シミュレーション結果から予想されたことではあるが、第11図では調整後の検定値が1.0を超えているところはなく、従って、ECM型通貨需要関数に関する限り、1976年以降今日に至るまでもしろ安定していたとの結論を得た。

一般に、計測式のパラメーターが不安定であるのは、モデルの定式化が誤っているか、真のモデル自体が構造変化しているかのどちらかであるが、いずれにせよパラメーターが不安定である場合には、研究者が自分のモデルの正当性を主張することは難しい。(38)式の場合にはパラメーターが安定しているので、わが国の通貨需要は ECM で説明できると一応結論付けることが許されよう。

従来のわが国の通貨需要関数に関する実証分析では、「標準型」のモデルの計測結果が思わしくないことを理由に、「通貨需要に何がしかのシフトが生じており、また、そのシフトの少なくとも一部は金融自由化の影響によるものである」と論じられる場合が多かった。しかしながら、6.における実証分析により、モデルのラグ構造をよりフレキシブルにすれば安定的な通貨需要関数を得ることができることが示されたことは、このような従来の「通説」に重大な疑問を投げかけるものである。すなわち、「標準型」の通貨需要関数が通貨需要の動きを十分に説明できなかったのは、通貨需要関数自体がシフトしたというよりはむしろ、モデルの推計方法に問題があったにすぎないのではないかという点である。3.でみたとおり「標準型」の関数は、Partial Adjustment 等のナイーブな「動学理論」

にこだわるあまりモデルのラグ構造が過度に単純となっており、これがおよそ正しいとはいえない推計式を生む結果をもたらしたものと考えられる。

(4) 実証分析結果のまとめ

わが国に関する以上の実証分析の結果を簡潔にまとめると次のとおりである。

- ① マネーサプライ、実質 GNP、GNP デフレーター等通貨需要関数の計測上重要なデータの属性は、従来考えられていたようなトレンドまわりの定常過程ではなく、むしろランダムウォークのような非定常過程である可能性が大きい。
- ② 従来型通貨需要関数は決定係数やグラフでみると一見フィットが良いように見えるが、このことは実はこのモデルが AR（自己回帰）過程をもつように parameterise されていることによる見せかけのフィットの良さに過ぎない。これはモデルの parameterisation を若干変更することにより確認可能である。また、従来型通貨需要関数は残差項に強い系列相関が認められ、推定結果そのものが信頼出来ないことを示している。
- ③ ECM 型通貨需要関数は $\hat{\sigma}$ (Standard Error of Regression) で比較すると従来型関数よりはるかに推定精度が高く、直近約 3 年間についての外挿シミュレーションでも満足な結果が得られた。さらに連続チャウ・テストの結果、ECM 型の通貨需要関数は1976年以降安定しており、巷間にいわれるような「通貨需要関数のシフト」ないし 'Missing Money' といった現象は観察されなかった。

7. 今後の検討課題

本論文では、主として計量分析の立場から従来型通貨需要関数の問題点を浮き彫りにすることと、ECM型の通貨需要関数を紹介することに重点をおいてきた。このため、実証分析に際しては株価の変動係数を説明変数に明示的に導入した以外極力シンプルなモデルを使用した。このことは、ECMを利用すれば比較的少ない変数でしかも安定的な通貨需要関数が推定可能である点を示すうえでは必要なことであったが、しかし、今日研究者がもっとも興味があると思われる問題点、例えば「金融自由化が通貨需要にどのように影響しているのか」等については、本論文で計測に用いたECM型通貨需要関数が金融自由化のファクターを説明変数の中に明示的に織込んでいない以上、このモデルから直接考察することはできない。当然のことながら、チャウ・テストの結果6.のECM型通貨需要関数に構造変化がみられなかったことだけをもって、金融自由化が通貨需要に影響を与えていないと断定することはできない。チャウ・テストはそもそもモデルの安定性・信頼性を確認することに主眼をおくものであって、モデルの外にある説明変数の効き目を確認するためのものではないからである。金融自由化が通貨需要にどのように影響してきたのか、ないし今後どのように影響するのかは、引き続き理論面でも実証面でも極めて重要かつ興味ある問題である。この意味において、本論文の計測結果はむしろ今後のわが国の通貨需要関数の実証分析の出発点として位置づけられるべきものである。

また、本論文では実質通貨需要と実質所得のCointegrationを考える際に k の値が一定

であるとして議論を進めてきた。6.の実証分析においてかなりフィットのよい通貨需要関数が得られた点を考慮すれば、本論文の分析に関する限りこのような前提をおくことにさほど問題があるとは思われないが、一般論としては、計測期間が非常に長いモデルを計測する場合などには、 k の値が滑らかに変化する可変パラメターモデルを利用した方がよいケースが有り得るであろう。

一方、通貨需要関数の問題を離れてECM全体についてみれば、今後の課題はECMの応用分野をさらに広げていくことであろう。3.でみたとおり、ECMは、これまで通貨需要関数と消費関数の実証モデルを中心に用いられてきたが、今後はECMを複数の資産価格（ないし利子率）の決定モデル等に応用するといった試みが増えてくるものと予想される。また、経済理論との整合性にそれほど重きを置かない時系列分析的な立場に立てば、ECMは理論的に説明可能な範囲を超えてかなり広範な分野に応用可能であろう（もっとも理論との整合性を重視する立場からは「理論なき計測」との批判もあるが）。

この間、わが国の実情を振り返ると、ECMを用いた実証分析は未だ限られており、今後の発展が期待される。とりわけ、海外で成功しているECM型消費関数がわが国にも同様に妥当するのかどうかは非常に興味深い点である。また、英蘭銀行が既に自らのマクロ計量モデルの消費ブロックにECMを採用していることは既に述べたとおりであるが、このようにECMを大型マクロ計量経済モデルの一部に取り入れることも、試みるに十分値しよう。

以上

金融研究

【参考文献】

- 石田和彦、「Divisia Monetary Aggregatesについて」、『金融研究』第3巻第1号、日本銀行金融研究所、1984年4月
- 幸村千佳良、「日本経済と金融政策」、東洋経済新報社、1986年
- 筒井義郎、「通貨需要関数：展望」、『オイコノミカ』第23巻第1号、pp.1-34、1986年
- ・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』No.50、1982年
- 馬場義久、「単位根の検定——最近の研究の展望」、創価経済学論集、Vol.17、No.3、pp.55-68、1987年
- 古川 順、「現代日本の金融分布」、東洋経済新報社、1985年
- 山本 拓、「経済の時系列分析」、創文社、1988年
- Arestis, Philip, "The Demand for Money in Small Developing Economies: An Application of the Error Correction Mechanism", in *Contemporary Issues in Money and Banking*, Philip Arestis, ed., 1988.
- Baba, Yoshihisa, "Japan M2 Demand in the 1980's: An Econometric Approach", mimeo, Soka University, 1989.
- , Hendry, David F. and Starr, Ross M., "U.S. Money Demand, 1960-1984", Nuffield College Discussion Paper, No.27, 1988.
- Benerjee, Anindya, Dolado, Juan, Hendry, David F. and Smith, Gregor W., "Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* Vol.48, No.3, 1986, pp.253-277.
- , Galbraith John W. and Dolado, Juan, "Dynamic Specification with the General Error-Correction Form", University of Oxford Applied Economics Discussion Paper No.53, 1988.
- Barnet, William A., Offenbacher, Edward K. and Spindt, Paul A., "New Concepts of Aggregated Money", *Journal of Finance*, Vol.36, No.2, 1981, pp.497-505.
- Baumol, William J., "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.66, No.4, 1952, pp.545-546.
- Bhargava, Alok, "On the Theory of Testing Unit Roots in Observed Time Series", *Review of Economic Studies*, Vol.53(3), No.174 1986, pp.369-384.
- Carr, Jack and Darby Michael R., "The Role of Money Supply Shocks in the Short-Run Demand for Money", *Journal of Monetary Economics*, Vol.8, No.2, 1981, pp.183-199.
- Chow, Gregory C., "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, Vol.28, No.3, 1960, pp.591-605.
- Cooley, Thomas F. and LeRoy Stephen F., "Identification and Estimation of Money Demand", *American Economic Review*, Vol.71, No.5, 1981, pp.825-844.
- Cuthbertson, Keith, *The Supply and Demand for Money*, 1985.
- , "The Demand for M1: A Forward Looking Buffer Stock Model", *Oxford Economic Papers*, Vol.40, No.1, 1988, pp.110-131.
- Davidson, James E.H., Hendry, David F., Srba, Frank and Yeo Stephen, "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the UK", *Economic Journal*, Vol.88, No.352, 1978, pp.661-692.
- Dickey, David A. and Fuller, Wayne A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, No.366, 1979, pp.427-431.
- , "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, No.4, 1981, pp.1057-1072.
- Engle, Robert F. and Granger, Clive W.J., "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol.55, No.2, 1987, pp.251-276.
- , Hendry, David F. and Richard, Jean-Francois, "Exogeneity", *Econometrica*, Vol.51, No.2, 1983, pp.277-304.

通貨需要関数の安定性をめぐって

- Enzler, Jared, Johnson, Lewis and Paulus, John, "Some Problems of Money Demand", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1976, pp.261-282.
- Evans, G.B.A. and Savin, N.E., "Testing for Unit Roots: 1", *Econometrica*, Vol.49, No.3, 1981, pp.753-779.
- and ———, "Testing for Unit Roots: 2", *Econometrica*, Vol.52, No.5, 1984, pp.1241-1260
- Friedman, Benjamin M., "Crowding Out or Crowding In?: Economic Consequences of Financing Government Deficits", *Brookings Papers on Economic Activity* 3, 1978, pp.593-641.
- Friedman, Milton, "The Quantity Theory of Money: A Restatement", *Studies in the Quantity Theory of Money*, in M. Friedman, ed., 1956.
- Fuller Wayne A., *Introduction to Statistical Time Series*, 1976.
- Gilbert, Christopher L., "Professor Hendry's Econometric Methodology", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, No.3, 1986, pp.283-307.
- Godfrey, Leslie G., "Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include Lagged Dependent Variables", *Econometrica*, Vol.46, No.6, 1978, pp.1303-1310.
- Goldfeld Stephen M., "The Demand for Money Revisited", *Brookings Papers on Economic Activity* 3, 1973, pp.577-638.
- , "The Case of the Missing Money", *Brookings Papers on Economic Activity* 3, 1976, pp.683-730.
- Goodhart, Charles A.E., *Monetary Theory and Practice: The UK Experience*, 1984.
- Gordon, Robert J., "The Short-Run Demand for Money: A Reconsideration", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.16, No.4, 1984a, pp.403-434.
- , "The 1981-82 Velocity Decline: A Structural Shift in Income or Money Demand?", NBER Working Paper, No.1343, 1984b.
- Granger, Clive W.J., "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", *Journal of Econometrics*, Vol.16, No.1, 1981, pp.121-130.
- , "Co-Integrated Variables and Error-correcting Models", Working Paper, No.13, University of California, San Diego, 1983.
- , "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, No.3, 1986, pp.213-228.
- and Newbold, Paul, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol.2, No.2, 1974, pp.111-120.
- and Weiss, A.A. "Time Series Analysis of Error-Correction Models", *Studies in Econometrics, Time Series and Multivariate Statistics*, in S. Karlin, T. Amemiya and L.A. Goodman, eds., 1983, pp.255-278.
- Gupta Kanhyaya L. and Moazzami, Bakhtiar, "Dynamic Specification and the Demand for Money Function", *Economics Letters*, Vol.27, No.3, 1988, pp.229-231.
- Hafer, R.W. and Hein, Scott E., "The Dynamics and Estimation of Short-Run Money Demand", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, March, 1980, pp.26-35.
- Hall, Steven G., "An Application of the Granger & Engle Two-Step Estimation Procedure to United Kingdom Aggregate Wage", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, No.3, 1986, pp.229-251.
- Hamada, Koichi and Hayashi, Humio, "Monetary Policy in Postwar Japan", in *Monetary Policy in Our Times*, Albert Ando, Hidekazu Eguchi, Roger Farmer and Yoshio Suzuki, eds., 1983.
- Harvey, Andrew C., "An Alternative Proof and Generalization of a Test for Structural Change", *American Statistician* 30, 1976, pp.122-123.
- , *Economic Analysis of Time Series*, 1981.
- Hendry, David F., "Predictive Failure and Econometric Modelling in Macroeconomics: The Transactions Demand for Money", in *Econometric Modelling*, P. Ormerod, ed., pp.217-242, 1979.

金融研究

- , "Monetary Economic Myth and Econometric Reality", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol.1, No.1, 1985, pp.72-84.
- , "Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, No.3, 1986, pp.201-212.
- , "The Encompassing Implications of Feedback versus Feedforward Mechanisms in Econometrics", *Oxford Economic Papers*, Vol.40, No.1, 1988, pp.132-149.
- and Richard, Jean-Francois, "On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol.20, No.1, 1982, pp.3-33.
- and ———, "The Econometric Analysis of Economic Time Series" (with discussion), *International Statistical Review* 51, 1983, pp.111-163.
- and Ericsson, Neil R., "Assertion without Empirical Basis: An Econometric Appraisal of 'Monetary Trends in... the United Kingdom' by Milton Friedman and Anna Schwartz", *Bank of England Academic Panel Paper* No.22, 1983.
- , Pagan, Adrian R. and Sargan, J. Denis, "Dynamic Specification", *Handbook of Econometrics*, Vol.2, in Zvi Griliches and Michael D. Intriligator, eds., Chapter 18, 1984.
- Jarque, Carlos M. and Bera, Anri K., "Efficient Tests for Normality, Homoskedasticity and Serial Independence of Regression Residuals", *Economics Letters* 6, 1980, pp.255-259.
- Judd, John P. and Scadding, John L., "The Search for a Stable Money Demand Function: A Survey of the Post-1973 Literature", *Journal of Economic Literature*, Vol.20, No.3, 1982, pp.993-1023.
- Kmenta, Jan, *Elements of Econometrics*, 1986.
- Kiviet, Jan F., "On the Rigour of Some Specification Tests for Modelling Dynamic Relationships", *Review of Economic Studies*, Vol.53(2), No.173, 1986, pp.241-261.
- Koopmans, Tjalling C., "Measurement without Theory", *Review of Economic Statistics* 29, 1947, pp.161-172.
- Laidler, David, "The Buffer Stock Notion in Monetary Economics", *Economic Journal Conference Papers*, Vol.94, Supplement, 1984, pp.17-34.
- Leamer, Edward E., *Specification Searches: Ad Hoc Inference with Non-Experimental Data*, 1978.
- , "Let's Take the Con out of Econometrics", *American Economic Review*, Vol.73, No.1, 1983, pp.31-44.
- Lieberman, Charles, "The Transactions Demand for Money and Technological Change", *Review of Economics and Statistics*, Vol.59, No.3, 1977, pp.307-317.
- MacKinnon, James G. and Milbourne, Ross D., "Monetary Anticipations and the Demand for Money", *Journal of Monetary Economics*, Vol.13, No.2, 1984, pp.263-274.
- Maddala, G.S., *Introduction to Econometrics*, 1988.
- Malinvaud, Edmond, *Statistical Methods of Econometrics*, 1980.
- Moore, George R., Porter, Richard D. and Small, David H., "Modelling the Disaggregated Demands for M2 and M1 in the 1980's: The U.S. Experience", a paper presented at the Federal Reserve Board Conference, 1988.
- Nelson, Charles R. and Plosser, Charles I., "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, Vol.10, No.2, 1982, pp.139-162.
- and Kang Heejoon, "Pitfalls in the Use of Time as an Explanatory Variables in Regression", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.2, No.1, 1984, pp.73-82.
- Patterson, Kerry D., "The Specification and Stability of the Demand for Money in the United Kingdom", *Economica*, Vol.54, No.213, 1987, pp.41-55.
- , Harnett, Ian, Robinson, Gary and Ryding, John, "The Bank of England Quarterly Model of the UK Economy", *Economic Modelling*, Vol.4, No.4, pp.398-529.
- Perron, Pierre and Phillips, Peter C.B., "Does GNP Have a Unit Root?: A Re-evaluation", *Economics Letters*, Vol.23, No.2, 1987, pp.139-145.

通貨需要関数の安定性をめぐって

- Phillips, A. William, "Stabilisation Policy in a Closed Economy", *Economic Journal*, Vol.64, No.254, 1954, pp.290-323.
- _____, "Stabilisation Policy and the Time Form of Lagged Responses", *Economic Journal*, Vol.67, No.266, 1957, pp.265-277.
- Phillips, Peter C.B., "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol.33, No.3 1986, pp.311-340.
- _____, "Time Series Regression with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.55, No.2, pp.277-301.
- _____, and Durlauf Steven N., "Multiple Time Series Regression with Integrated Processes", *Review of Economic Studies*, Vol.53(4), No.175, 1986, pp.473-495.
- Plosser, Charles I. and Schwert, G. William, "Money, Income, and Sunspots: Measuring Economic Relationships and the Effect of Differencing", *Journal of Monetary Economics*, Vol.4, No.4, 1978, pp.637-660.
- Roley, V. Vance, "Money Demand Predictability", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.17, No.4, 1985, pp.611-641.
- Rose, Andrew K., "An Alternative Approach to the American Demand for Money", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.17, No.4, 1985, pp.419-455.
- Sargan, J. Denis, "Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology", in *Econometric Analysis for National Economic Planning*, P.E. Hart, G. Millsand and J.K. Whitaker, eds., 1964.
- _____, and Bhargava, Alok, "Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk", *Econometrica*, Vol.51, No.1, 1983, pp.153-174.
- Simpson, Thomas D. and Porter, Richard D., "Some Issues Involving the Definition and Interpretation of Monetary Aggregates", *Federal Reserve Bank of Boston Conference Series*, No.23, 1980.
- Small, David H. and Porter, Richard D., "Understanding the Behavior of M2 and V2", *Federal Reserve Bulletin*, April, 1989, pp.244-254.
- Spanos, Aris, *The Statistical Foundation of Econometric Modelling*, 1986.
- _____, "Towards a Unifying Methodological Framework for Econometric Modelling", *Economic Notes*, 1988, pp.107-134.
- Stock, James H., "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, Vol.55, No.5, 1987, pp.1035-1056.
- _____, and Watson Mark W., "Does GNP Have a Unit Root?", *Economics Letters*, Vol.22, Nos.2-3, 1986, pp.147-151.
- Tobin, James, "The Interest-Elasticity of Transaction Demand for Cash", *Review of Economics and Statistics*, Vol.38, No.3, 1956, pp.241-247.
- Trundle, John M., "The Demand for M1 in the U.K.", Bank of England Unpublished Discussion Paper, 1982.
- Ueda, Kazuo, "Financial Deregulation and the Demand for Money in Japan", Osaka University Discussion Paper 66, 1988.
- Walton, David R., "Does GNP Have a Unit Root?: Evidence from the U.K.", *Economics Letters*, Vol.26, No.3, 1988, pp.219-224.
- White Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, Vol.48, No.4, 1980, pp.817-838.