

日本における通貨需要関数の安定性 : Co-integrationの関係を用いて

瀧井, 貞行

<https://doi.org/10.15017/3000136>

出版情報 : 経済論究. 95, pp.65-83, 1996-07-19. 九州大学大学院経済学会
バージョン :
権利関係 :



日本における通貨需要関数の安定性

——Co-integration の関係を用いて——

瀧 井 貞 行

目 次

- 1 はじめに
- 2 単位根検定と Co-integration 検定
 - 2.1 単位根検定
 - 2.2 Co-integration 検定と *EC* 項
 - 2.3 貨幣の流通速度の分析
- 3 通貨需要関数の推定とその安定性について
- 4 結びにかえて

1 はじめに

近年、英国オックスフォード大学の Hendry 等を中心とした研究の成果によって、非定常なデータ生成過程にある経済データの取り扱いに注意が払われるようになってきた。その代表的な成果には、*Error Correction Model*（以下では、*ECM*）が挙げられる。これまでにあらゆる分野の実証研究の中で回帰分析がなされてきたが、そもそも標準的な回帰分析には、そこで用いられる変数の定常性が前提に置かれている。しかしながら、多くの経済データは非定常確率過程にあると考えられ、その非定常性を考慮した上での分析が必要であろう。本稿では、*Co-integration*、*ECM* など、近年の研究成果を取り入れ、日本の通貨需要関数の安定性を再検証することに目的がある。

日本銀行は、1975年、日本銀行 [4] においてマネーサプライの伸び率を重視する方向での政策運営を表明している。このような政策運営のためには通貨需要の予測が必要となる。その予測の精度が低い場合には適切な金融政策は不可能であろうし、その通貨需要関数が不安定であれば予測自体意味をなさないも

のとなろう。このような観点から、我が国でも通貨需要関数の推定を行い、予測の精度、主に通貨需要関数の安定性についての議論がなされてきている。マネーサプライの動向が注目されるようになった当初、通貨需要関数の推定にもっとも広く用いられたものは *Goldfeld* 型と呼ばれるものであった。これは、Goldfeld [12, 13] で採用されたもので、経済理論をもとにした部分調整モデルによるものである。この *Goldfeld* 型を用いて日本の通貨需要関数を推定したものとしては、筒井・畑中 [3], Hamada and Hayashi [14], 石田 [1] などが挙げられる。この時期の研究では、 M_1 に関しては過大予測、 M_2 については過小予測が発生していると報告されている。また最近のものとしては、鈴木・黒田・白川 [2], 日本銀行 [5, 6] の中で推定され、80年代後半において過小評価がみられると報告している。

このように Hendry 等の研究成果が現れるまでは、*Goldfeld* 型をもとにした通貨需要関数の推定が主流であった。しかしながら、部分調整モデルをもとにしたこの推計方法は幾つかの点で批判されてきた。まずこのモデルの定式化が *Theory-based Dynamic Specification* であるという点である。つまり、経済理論をもとにしてある特定のモデルをつくり、説明力を上げるために説明変数を増やしていくという *Specific-to-General Modelling Approach* に従っており、データからの情報を十分に取り入れていないという批判がなされている。また部分調整モデルにもとづいて通貨需要関数を推定した場合、調整速度を示す値が非常に小さく、部分調整モデルを用いること自体に問題が投げかけられている。さらに、通貨需要関数の中で重要な変数である通貨需要、所得などは非定常なデータ生成過程にあると報告する論文も多く、この場合、見せかけの回帰の問題が起こる可能性も多分に存在する。また最近のデータを用いて *Goldfeld* 型通貨需要関数を推定すると、所得を示す変数が有意でなくなるという新たな問題も生じている。

本研究で用いられるモデルは、*ECM* である。このモデルは、部分調整モデルによる *Goldfeld* 型通貨需要関数の問題点を克服する幾つかの利点を持ち合わせている。*ECM* の特徴については以下の様にまとめられる。*ECM* の特徴の1つは、モデルのラグ構造がデータの情報によって定式化されることである。前

述した *Goldfeld* 型の通貨需要関数のラグ構造の定式化は経済理論をもとにして事前に制約が課せられているものであった。これに対して、ラグ構造の定式化については、データからの情報を十分に尊重しようとしたのが *Autoregressive Distributed-lag Model* (以下 *ADL* と略す) である。一般に *ADL* は (1) 式で示される。このようにデータの情報からモデルのラグ構造を決定しようとする方法は *Data-based Dynamic Specification* と呼ばれる。

$$x_{0t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i x_{0t-i} + \sum_{j=1}^p \sum_{i=0}^k \beta_{ji} x_{jt-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

ここで p は独立変数の数を示し、 k はラグの次数を示している。 k の値については、初めは十分に大きな値を取られる。その後それぞれの変数に関する係数の t -値や残差項の自己相関に注意を払いながら徐々に小さな値にしていく。このように大きな (一般的な) モデルから小さな (特定の) モデルにしていく方法は *General-to-Specific Modelling Approach* と呼ばれる。しかし一般に *AR* プロセスを含む *ADL* は理論的な解釈が困難である。したがって、この *ADL* から経済理論と整合的で解釈のしやすいモデルに変型したものが *ECM* であり、主に *ECM* は英国において研究されてきた。*ECM* は一般に次の式で示される (*ADL* から *ECM* への変型については Banerjee et al [8] を参照)。

$$\Delta x_{0t} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \eta_i \left(x_{0t-i} - \sum_{j=1}^p \theta_j x_{jt-i} \right) + \sum_{j=1}^p \sum_{i=0}^{k-1} \delta_{ji} \Delta x_{jt-i} + u_t \quad (2)$$

$x_{0t-i} - \sum_{j=1}^p \theta_j x_{jt-i}$ ($i=1, \dots, k$) が *Error Correction* 項 (以下では、*EC* 項と略す) であり、 $(-1, \theta_1, \dots, \theta_p)$ は *Co-integration* ベクトルと呼ばれる

2つ目の特徴は、見せかけの回帰の問題を *Co-integration* の概念を用いて克服している点にある。見せかけの回帰の問題は非定常な変数をそのままの形で含むモデルを扱う際に起こり得る。伝統的には、Box and Jenkins [9] の方法に基づいて、この問題を解決してきた。これは、非定常な変数を一回または二回の階差を取ることによって定常な変数に変換したと見なし、モデルに含める方法である (自己回帰和分移動平均 (*ARIMA*) モデル)。*ECM* ではこのような方法に加え、主に米国で研究されてきた *Co-integration* の関係を用いてい

る。(2) 式の $\sum_{i=1}^k \eta_i (x_{0t-i} \sum_{j=1}^p \theta_j x_{jt-i})$ がこれにあたる。ボックス=ジェンキンス法のように変数の階差を取ると変数の *level* に含まれていた情報を無視する結果となる。*Co-integration* の関係を用いると階差を取ることなく変数を定常なものに変換することができる。したがって *Co-integration* の関係を用いることにより、階差を取ることによる情報の損失を避けることができるのである。実際、モデルに含まれる変数間に *Co-integration* の関係が存在する場合、この関係を用いた *ECM* が最も優れていることが近年明らかにされている。

3つ目の特徴は、誤差修正モデルという名からも想像できるように、“人々は過去の誤差を修正する”という行動をモデルに組み込んでいる点にある。これは、均衡関係を示す *Co-integration* の関係の周りの変動が、モデルの中で誤差修正の結果として解釈可能なためである。このように *ECM* では、短期的な変動に加え、長期の調整過程のダイナミクスも同時にモデル化されているものであると言える。

以上が *ECM* の特徴を簡単にまとめあげたものであるが、*ECM* を用いて日本の通貨需要関数を推定した例としては、日本銀行 [6]、吉田 [7]、Yoshida and Rasche [17] などが挙げられる。日本銀行 [6] では、単一方程式による *ECM* を用いて、通貨需要関数のパフォーマンスが低下していると述べられている。しかし、日本銀行 [6] のモデルで用いられた *EC* 項は、単に $m_{t-1} - y_{t-1}$ としたもので *Co-integration* の検定が行われていない。これに対して Engle and Granger [10] の *Two-Step Method* を用いた *ECM* で通貨需要関数を推定したのが吉田 [7] のものである。計測期間は85年第1四半期までのもので、*Chow* テストやその後の1989年第1四半期までのシミュレーションを行った結果、通貨需要関数は安定していると結論付けている。Yoshida and Rasche [17] は Johansen [15] の *Co-integration* テストによる方法を用いて多変量 (*Vector*) 誤差修正モデルで推定を行っている。Yoshida and Rasche [17] では、1980年代後半において、 $M_2 + CD$ の所得弾力性は変化していないが通貨需要関数は上方にシフトしていると主張している。

ECM による日本の通貨需要関数の推定は未だ数少なく、その結果もそれぞれである。しかしながら、これまで推定されてきたモデルでは、1980年代後半

において通貨需要の増加に大きく寄与してきた株価・地価の高騰などによる投機的需要が十分にモデルに組み込まれていないのではないかと考えられる。本研究では株式取引のための通貨需要を考慮に入れたモデルを用いて通貨需要関数を推定を行っている。

2 単位根検定と Co-integration 検定

ここでは、 M_2+CD (平残)、実質 GNP 、 GNP デフレータ、東証一部出来高時価総額、コールレートの1970年から1995年第1四半期までの四半期データを用いて通貨需要関数の推定のための準備を行う。まず、データ、ここでは実質 M_2+CD (GNP デフレータで除したもの)、実質 GNP 、 GNP デフレータ、東証一部出来高時価総額を対数変換した m_t , y_t , p_t , $toss_t$ とコールレート CR_t の属性について調べるため単位根検定を行っている。この検定には、以下で説明する ADF テストを用いた。次に、Engle and Granger [10] の *Two-Step Method* の第1段階として *Co-integration* に関する分析を行っている。この分析では、 m_t , y_t と $toss_t$ の3変数の関係について見ている。最後に、ここで得られた *Co-integration* の関係を用いて貨幣の流通速度に関する考察を行った。

2.1 単位根検定

前述のように、回帰式の中に非定常な変数がそのままの形で含まれている場合は妥当な結果は得られない可能性がある。したがってモデルに用いられるデータの属性を前もって調べておく必要がある。一般に定常であるか非定常であるかについての検定には単位根検定が用いられる。単位根検定の代表的なものとしては *Integration Durbin-Watson* (以下 *IDW* と略す) テスト、*Dickey-Fuller* (以下 *DF* と略す) テスト、*Augmented Dickey-Fuller* (以下 *ADF* と略す) テストなどが挙げられる。*DF* テストは次の (3) 式で与えられる a の推定値の t -値を検定に用いる。

$$\Delta x_t = ax_{t-1} + ct + d + u_t \quad (3)$$

この *DF* テストには残差の自己相関を考慮していないという欠点がある。*ADF* テストはこの欠点を補うために階差のラグを (3) 式に含めた (4) 式を検定のための回帰に用いる。

$$\Delta x_t = ax_{t-1} + \sum_{i=1}^k b_i \Delta x_{t-i} + ct + d + u_t \quad (4)$$

k はラグの次数を示し、回帰式 (4) の *Durbin-Watson* 比が十分に 2 の値に近くなるものが選ばれる。これらの検定は、帰無仮説 $H_0: a=0$ ($x_t \sim I(1)$), 対立仮説 $H_1: a < 0$ ($x_t \sim I(0)$) として行われる¹。

しかし、これらの検定に用いられる T -統計量は帰無仮説のもとで標準的な t -分布に従わないことが知られており、伝統的な検定では妥当な結果が得られない。またこの統計量の分布は、一般的には、解析的に求めることは不可能である。例えば Fuller [11] ではこの統計量の分布をモンテカルロ実験によって求め、検定に用いる臨界値を示している。この臨界値は標本数だけでなくモデルに定数項、トレンド項を含めるか否かに依存する。実際にデータ生成過程に定数項、トレンド項が含まれるか否かが事前に知られていない場合には、これらの項を含めたモデルを用いるべきである (Banerjee et al [8] 参照)。

ここでは *DF* テストと *ADF* テストを用いて実際に通貨需要関数の推定で用いる変数について検定を行った。*DF* テストでは残差項に自己相関が見られた。*ADF* テストでは 4 次のラグを取ることによって *Durbin-Watson* 比は十分に 2 に近い値を得た。この *ADF* テストの結果は表 1 にまとめられている。それぞれ

表 1 単位根検定の結果

変数	m	y	p	$toss$	CR
回 帰 係 数	-0.041038	-0.096641	-0.012174	-0.043026	-0.17092
H. C. S. E	0.018937	0.051775	0.006810	0.049960	0.04033
t-値	-2.167080	-1.866557	-1.787665	-0.861209	-4.23783

5%有意水準 = -3.457 1%有意水準 = -4.056

¹ $\sim I(1)$ は 1 階の和分過程に従うことを意味し、 $\sim I(0)$ は定常確率過程に従うことを意味する。

れの臨界値については MacKinnon [16] のものを用いている。

この結果によれば、 CR を除いた変数は、非定常な過程（単位根過程）にあると判断される。したがって、これらの変数を用いて回帰分析を行う場合は階差を取るかまたは *Co-integration* の関係を探し出し、*ECM* による分析を行うことが適していると考えられる。次節では、以上のことを考慮して *Co-integration* の検定を行っている。

2.2 Co-integration 検定と *EC* 項

ここでは非定常であると考えられた m_t , y_t , $toss_t$ の間にどのような *Co-integration* の関係が存在するか見ることにする。その前に、統計的均衡の概念、*Co-integration* の概念について見る。統計的均衡の概念は定常過程を中心に話される。ここでは x_1 , x_2 の2つの変数を考えて説明を行う。大まかに言うと統計的均衡関係 $f(x_1, x_2) = 0$ は、 $f(x_{1t}, x_{2t}) = \epsilon_t$ が成り立つ場合に言える。但し、 ϵ_t は平均0を中心とする定常確率過程である。このとき必ずしも $f(x_{1t}, x_{2t}) = 0$ が成り立つ必要はない（基本的な考えについては Banerjee et al [8] を参照）。つまり、 ϵ_t が平均0を中心として時間と共に変化しない分布に従うとき $f(x_1, x_2) = 0$ という均衡関係が存在していると言える。またこの統計的均衡関係は、非定常過程による変数間にもみ適応可能である。それは次の理由からである。我々の関心となるのはこの関数 $f(x_1, x_2) = 0$ であり、これを線形関数 $f(x_1, x_2) = \alpha + x_1 + \beta x_2 = 0$ と仮定した場合の β である。しかし、 x_{1t} , x_{2t} がともに定常過程にあるならば、任意の β に対して ϵ_t は常に定常である。したがって、このような場合、統計的方法によって β を一意に探し出すことは不可能であるためである。

この統計的均衡関係は、*Co-integration* の概念を用いることによって有用となる。*Co-integration* の概念を説明するために *Integration* の概念について説明を行う。ある変数 x_t について、 $n-1$ 回の階差は定常ではないが n 回の階差が定常である場合、 n 階の *Integration* 過程であると言い $x_t \sim I(n)$ で示す。*Co-integration* とは x_{1t} , $x_{2t} \sim I(n)$ のとき $x_{1t} + \beta x_{2t} \sim I(n-m)$ (但し、 $n \geq m \geq 1$) となるような β が存在する場合に言い、 x_{1t} , $x_{2t} \sim CI(n, m)$ で示す。またこのと

き、 $(1, \beta)'$ ('は転置を示す) を *Co-integration* ベクトルと言う。この概念を統計的均衡に用いる場合、 $n \geq 1$, $n=m$ と考えれば良い。つまり $x_{1t}, x_{2t} \sim CI(n, m=n)$ が成り立つとき統計的な均衡関係の存在を示すことができる (厳密な定義については、Engle and Granger [10] を参照)。

この *Co-integration* ($I(0)$ となるようなもの) は次のように解釈できる。これを見るために ϵ_t に着目すると、 ϵ_t は平均つまり均衡からのかい離を示していると考えることができる。また、 ϵ_t は平均 0 で一定の分散を持つ分布に従う。したがってそのかい離は、ある値以上大きくなるとそれ以上大きくなる確率は小さくなり、何度も平均 0 の値を通ることが期待される。つまり *Co-integration* とは過去にその関係からのかい離が生じた場合、そのかい離を修正するようにその反対方向に力が働くものと考えられる。外部からのかい離の生じる原因がない場合、そのような関係に落ちつくものと解釈することができる。経済学と結び付けるために所得と消費を例に挙げる。予定外の所得や消費がない場合、過去に何らかの原因によって消費が嵩んだならば、消費を控えることによって通常の所得と消費の関係を取り戻そうとするということである。このように解釈のできる *Co-integration* の関係 *EC* 項としてモデルに組み込むことによって、“人々は過去の誤差を修正する”という行動をモデル化することができるのである。この場合、*Co-integration* の関係から導かれる *EC* 項の係数はモデルの中で負の符号を持つ必要がある。

日本においてこれまでに推定されてきた *ECM* 型通貨需要関数は、通貨需要と所得の間の *Co-integration* の関係を用いたものであった。本稿では、この通貨需要と所得に株式取引量を加えた 3 変数間に *Co-integration* の関係が存在し、さらに株式取引量と所得の間にも *Co-integration* の関係が存在しているのではないかという考えをもとに、次のような分析を行った。

この分析では基本的に Engle and Granger [10] の *Two-Step Method* の手順をもとにしている。この方法においては *Co-integration* の数が事前に知られていることが前提となる。3 変数を扱う場合、Granger の表現定理 (Engle and Granger [10]) より、*Co-integration* は高々 2 つ存在し得る。更に *Co-integration* が 2 つ存在する場合、それらに対応する 2 つの *Co-integration* ベクトルの

線形結合によって $I(0)$ となるものが無限に存在することになる。ここでは予備的に 3 つの *Co-integration* 回帰を考え、次の推計式を得た。

$$m_t = -8.9484 + 1.5230y_t - 0.0054878CR_{t-1} \quad (5)$$

$$m_t = -6.7801 + 1.2673y_t + 0.074154toss_t - 0.0037361CR_{t-1} \quad (6)$$

$$toss_t = -32.248 + 3.6672y + 5.7667\Delta m_t + 0.66184\Delta toss_t \quad (7)$$

(5), (6) と (7) 式の残差をそれぞれ *res1*, *res2*, *res3* として *Co-integration* の検定 (単位根検定) を行った結果は、表 2 にまとめられている。

この結果によると、(5), (6) と (7) 式は *Co-integration* の関係を示しているものと考えられる。また (7) 式を (6) 式に代入した場合の y の係数は、1.539 となっており、(5) 式で得られた y の係数とほぼ近い値が得られている。このことは、3 つの推計式によって得られた 3 つの *Co-integration* の関係は、2 つの *Co-integration* の関係の線形結合によって得られることを意味しており、*Granger* の表現定理と整合している。

これらの *Co-integration* の関係から *EC* 項を選ばなければならないが、モデルを推定する際、2 つの *EC* 項をモデルに含めて *General-to-Specific Modeling Approach* に従えば、多重共線性の問題が生じるので、ここでは次のように *EC* 項を特定化した。

$$EC = m - 1.2673y - 0.074154toss$$

以下では、これらの *Co-integration* または *EC* 項を用いて分析を進めてい

表 2 *Co-integration* 検定の結果

残差	回帰係数	標準誤差	t -値
<i>res1</i>	-0.10135	0.040546	-2.500
<i>res2</i>	-0.12320	0.049304	-2.499
<i>res3</i>	-0.07619	0.036379	-2.094

5%有意水準 = -1.943

1%有意水準 = -2.587

く。

2.3 貨幣の流通速度の分析

ここでは、上で得られた EC 項を用いて通貨需要関数を推定する前に、貨幣の流通速度の分析を行うことにする。通常、貨幣の流通速度は線形トレンドと対比させて金余りの指標として用いられる。図1は貨幣の流通速度とその線形対比させたものである。これを見ると1980年代後半において流通速度が大幅に線形トレンドを下回っており、所得の伸びに対する貨幣量の増加が著しく大きかったことがわかる。上で得られた EC の関係から流通速度を導くと次のようになる。

$$V_{co2} \equiv -0.2673y - 0.074154toss + I(0)$$

この V_{co2} との対比を見たものが図2である。この V_{co2} は *Co-integration* の関係から導かれており、長期的に落ち着く流通速度と考えられる。1990年までは、流通速度はこの確率トレンドを追跡しているが、それ以降乖離を見せ、また近年において収束している。

日本銀行〔6〕では、「…80年代後半から90年初めにかけての時期に、さまざ

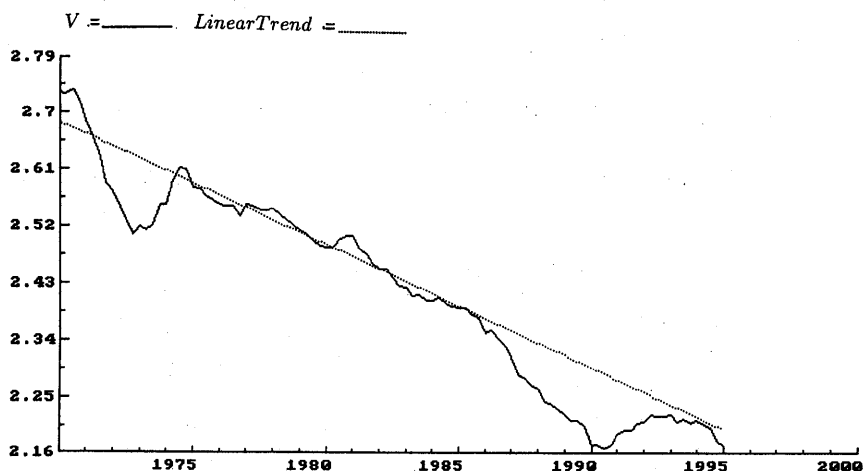


図1：流通速度と線形トレンド

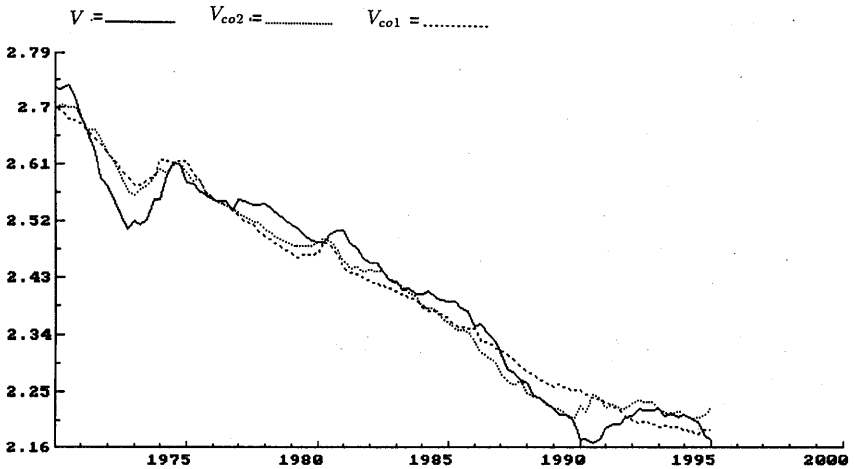


図2：流通速度と確率トレンド

主な要因がマネー需要、マネー供給の双方を上振れさせる方向へ作用したことは、 M_2+CD の動きをフローの実体経済動向からかい離させ、マネーサプライ指標の読み方を難しくしていることは否めない。こうした時期にあっては、そのときどきの M_2+CD の前年比伸び率と名目経済成長率等の比較からマネーサプライの適正水準を判断するのは適当ではないと考えられる。…（中略）…マネーサプライの適正水準を判断するためには、前年のマネーサプライ水準のみと対比するのではなくその時点の水準と実体経済活動水準との対比を行うこと、すなわち、マネーの流通速度について、そのトレンド値を念頭においたうえでの判断を加えていくこと等が重要である。」と述べられている。ではここでいうトレンド値とは何を指すのであろうか。ここでの結論は、線形トレンドでもなく、 V_{co2} でもない。ECの関係から流通速度を導くと次のようになる。

$$V_{co1} \equiv -0.5230y + I(0)$$

これは $res3$ が0となった場合、つまり株式取引量が所得に見合った場合に落ち着く流通速度を意味していると考えられる。これは図2に示されている。 V_{co2} 、 V_{co1} を比較すると1980年代後半のバブル期には V_{co2} が V_{co1} を下回っており、それ以降逆転していることがわかる。不況入りした1990年頃には貨幣の流

通速度が V_{co2} を大きく下回っており、 V_{co2} の低下が流通速度の大幅な低下を導き、それが経済の不安定化につながったと考えることもできるであろう。Co-integration の関係から考えると、 V_{co2} は V_{co1} の周りを、貨幣の流通速度は V_{co2} の周りを変動していると考えられる。つまり金融政策の目的が経済の安定化にあるのであれば、日本銀行 [6] でいうトレンド値とは、 V_{co1} で示される確率トレンドであるべきではないだろうか。

3 通貨需要関数の推定とその安定性について

ここでは、実際に ECM 型の通貨需要関数を推定し、その安定性についての検討を行う。日本銀行 [6] では、「この間 (1987年～90年初め) の M_2+CD の高い伸びは金利・所得の両要因の直接的影響のみでは十分に説明がつかない… (中略) …資産価格上昇は、資産取引拡大に伴って、資産取引のための通貨需要を増加させる。また、資産選択理論が示すように、資産価格上昇によって資産が増大する中で法・個人が資産に占める通貨の比率を維持しようとするれば、通貨需要は増加することになる (富効果)。実際…富効果ないし資産取引効果を加えることにより、通貨需要関数のパフォーマンスはかなり向上する。」と述べられている。このことから、モデルには、所得、金利、物価に加え、株式取引のための需要を考慮に入れるため、東証一部出来高時価総額を含めた。

推定にあたっては、前節で得られた EC 項と Δy , ΔCR , Δp と $\Delta toss$ の 4 期までのラグを説明変数に含む *General Model* を考えモデルのリダクションを繰り返した。その結果、次の推定式 1 を得た。

推定式 1 推計期間：1970：4～1991：2

$$\begin{aligned} \Delta m_t = & -0.38604 + 0.91853 \quad EC_{t-1} - 0.97522 \quad EC_{t-2} \\ & (0.15870) \quad (0.041470) \quad (0.039687) \\ & + 1.2347 \quad \Delta y_{t-1} - 0.86630 \quad \Delta \Delta p_t \\ & (0.075478) \quad (0.077780) \\ & + 0.076231 \quad \Delta toss_{t-1} - 0.0015159 \quad \Delta CR_{t-1} \\ & (0.0056399) \quad (0.00065515) \\ SE = & 0.00173 \quad R^2 = 0.898383 \quad DW = 1.95 \end{aligned}$$

被説明変数の Δm_t は当期における実質マネーサプライ（通貨需要量）の前期比増加率である（ $M_2 + CD$ （平残）を GNP デフレーターで除し、対数変換後、階差を取ったもの）。説明変数について、 EC_{t-1} と EC_{t-2} は前節で説明した EC 項の前期、前々期のものであり、 Δy_{t-1} は前期の実質 GNP の前期比増加率（実質 GNP を対数変換後、階差を取ったもの）、 ΔCR_{t-1} は前期のコールレートの変化量、 $\Delta toss_{t-1}$ は前期の東証一部出来高時価総額の前期比増加率（東証一部出来高時価総額を対数変換後、階差をとったもの）、 Δp_t は当期の物価の上昇率（ GNP デフレータを対数変換後、2 階の階差を取ったもの）である。この結果のもととなったモデル（*General Model*）は、これまでの単位根検定、*Co-integration* 検定により、全て定常な変数を扱っていると考えられるものである。したがって、通常の検定の妥当性が認められるものである。

変数の符号条件について見ると、通貨需要の増加に対して、実質所得の増加は正に、金利の上昇は負に、インフレ率の上昇は負に、株式取引の拡大は正になっており経済理論と整合的であると言えよう。通貨需要に関するインフレ率上昇の理論的解釈は例えば吉田 [7] で与えられている。この推定式 1 では 2 つの EC 項を含むものとなっている。吉田 [7] ではこのようなモデルを採用している。 EC 項の 1 期のラグの符号は正であり、2 期のラグは負である。この 2 つの項が絡み合い、誤差の修正を行っていると考えられている。この 2 つの EC 項については次のような変換が可能である。

$$0.92995EC_{t-1} - 0.99152EC_{t-2} = -0.06157EC_{t-1} + 0.99152 \Delta EC_{t-1}$$

この変換の後、 ΔEC_{t-1} を次式で示されるものに変えると、モデルは 1 つの EC 項を持ち、新たに Δm_{t-1} を含むものに変型される。

$$\Delta EC_{t-1} = \Delta m_{t-1} - 1.2673 \Delta y_{t-1} - 0.074154 \Delta toss_{t-1}$$

このように変型されたモデルを推定した結果、 Δy_{t-1} 、 $\Delta toss_{t-1}$ の係数に関する t -値は十分に小さいものであった。またこの 2 つの変数に関する同時のリダクションの検定の結果は、5%有意水準で棄却されないものであった。以上の変型とリダクションをもとにして次の推定式 2 の結果を得た。

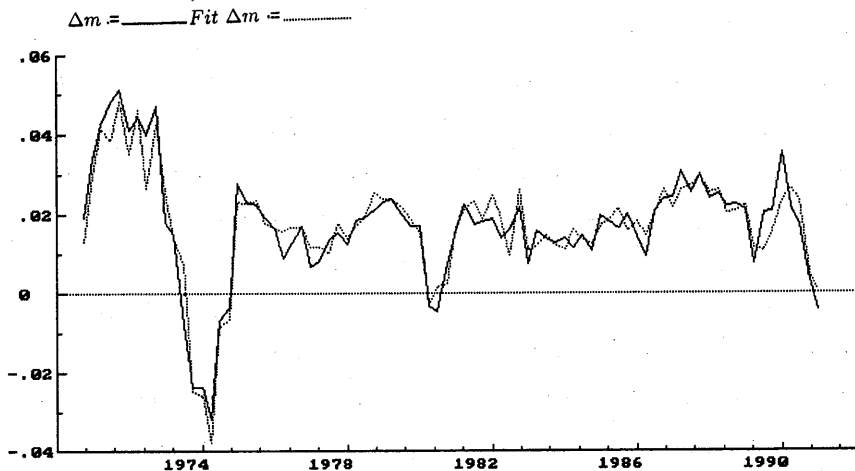


図 3：実績値と推定値

推定式 2 推計期間：1970：4～1991：2

$$\begin{aligned} \Delta m_t = & -0.39651 - 0.058235 EC_{t-2} - 0.87023 \Delta p_t \\ & (0.15582) \quad (0.022838) \quad (0.073863) \\ & -0.0015622 \Delta CR_{t-1} + 0.98219 \Delta m_{t-1} \\ & (0.00063614) \quad (0.041152) \end{aligned}$$

$$SE=0.00174 \quad R^2=0.897708 \quad DW=1.91$$

このモデルは、部分調整モデルとして解釈可能である。そもそも *Co-integration* の関係とは長期的に落ち着く状態を示しており、部分調整モデルでいう望ましい通貨需要増加率をその関係から得られる増加率に置き換えればいい。つまり *Co-integration* の関係から長期的に落ち着く通貨需要増加率 Δm_t^* は次のように表すことができる。

$$\Delta m_t^* = -0.12673y_{t-1} - 0.074154toss_{t-1} + I(0) - m_{t-1} = -EC_{t-1} + I(0)$$

各期間において望ましい通貨需要増加率への調整が部分的にしかなされないとするならば、

$$\Delta m_t - \Delta m_{t-1} = \lambda (\Delta m_t^* - \Delta m_{t-1})$$

となる。ここで Δm_t^* を代入することにより最終的に次のようなモデルを考え

ることができる。

$$\Delta m_t = I(0) - \lambda EC_{t-1} + (1-\lambda) \Delta m_{t-1}$$

こうして得られたモデルは、推定式2のものと同等であり、推定式2は部分調整モデルとして解釈が可能である²。

推定式2の当てはまりについては図3で簡単に見ることができる。これを見ると、1987年から1990年初めまでの M_2+CD の高い伸びについてはある程度の説明ができています。しかしながら、1990年初めの高い伸びについては十分にあてはまりが得られていないと言えよう。この当時、通貨ストック増加率（前年同期比）は13.0%と高い値を示しており、またその後増加率が急激に鈍化したことを考えると、通貨の需要と供給が必ずしも一致していなかったと考えることもできるであろう。このモデルは、常に通貨の需要と供給が一致していると仮定しているものである。したがって、需要と供給が一致していない場合、それはモデルの当てはまりに反映されることとなる。通貨の需要と供給の不均衡については、それぞれの関数の間の識別の問題にも関連し、ここではこれ以上の議論は避けることにする。またこの点については、この時期株式取引量は激しく変動しており、株式取引量に対する通貨需要の調整が遅れたため過剰な通

² このモデルでは、望ましい通貨需要増加率が y と $toss$ の1期のラグの関数となる。当期の y と $toss$ で望ましい通貨需要増加率を表したい場合は、ラグのある Co -integrationの関係をいれればよい。

x_t と z_t の間に Co -integrationの関係が存在するとき、つまり $x_t, z_t \sim I(n)$, $x_t, z_t \sim CI(n, n-m)$ のとき、任意の正の整数 k に対して x_t と z_{t-k} の間にも Co -integrationの関係が存在し、 $x_t, z_{t-k} \sim CI(n, n-\max(m, n-1))$ となる。また、 x_t と z_t の間の Co -integrationベクトルを $(1, \alpha)'$ とすると x_t と z_{t-k} の間の Co -integrationベクトルも $(1, \alpha)'$ となる。

このことは次のように証明することができる。

$$x_t - \alpha z_{t-k} = x_t - \alpha z_t + \alpha(z_t - z_{t-k}) = x_t - \alpha z_t + \sum_{i=0}^{k-1} \alpha \Delta z_{t-i}$$

仮定より、 $x_t - \alpha z_t \sim I(m)$ であり、 $\Delta z_{t-i} \sim I(n-1)$; $i=1, \dots, k-1$ より $x_t - \alpha z_{t-k} \sim I(\max(m, n-1))$ となる。したがって、 $x_t, z_{t-k} \sim CI(n, n-\max(m, n-1))$ となり、このときの Co -integrationベクトルは $(1, \alpha)'$ である。また k が負の場合でも同様に証明することができる。

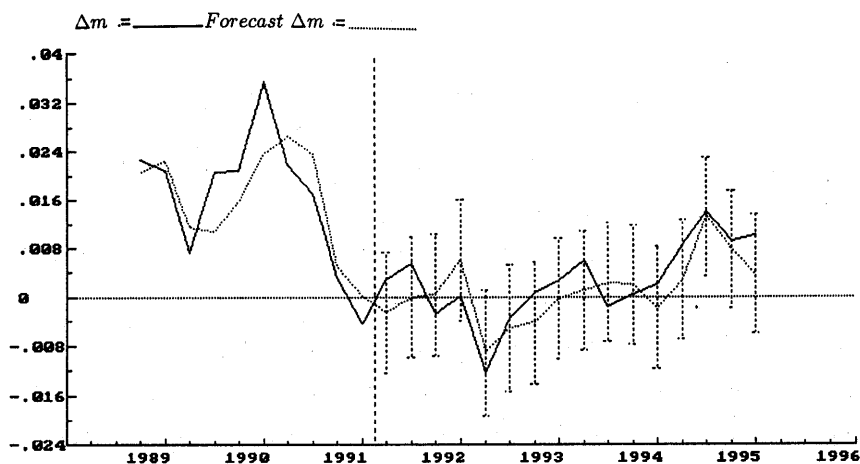


図4：予測シュミレーションの結果

貨を保有することになったと考えることもできるであろう。

通貨需要関数に関する議論は、専らその安定性に集中している。図4は、推定式2による1991年第2四半期から1995年第1四半期までの予測シミュレーションの結果である。これを見ると、予測期間において実績値が予測値の95%信頼区間に含まれていることがわかる。またパラメータの安定性について、推定期間と予測期間の間の構造変化の検定（チャウテスト）を行い、構造変化は起きていないという結果を得た。したがって、このモデルからは、パラメータは安定していたと結論付けることができるであろう。

さらに安定性の議論のために、逐次最小自乗法による推定を行い、*Break-Point Chow* テストを行った。その結果は、図5で与えられている。図中上部の横線は、5%有意水準における臨界値を示している。この臨界値に統計量が交わった時点で構造変化が起きていると判断される。この図を見る限りでは、1970年代から近年に至るまでに構造変化は起きていないと判断できるであろう。

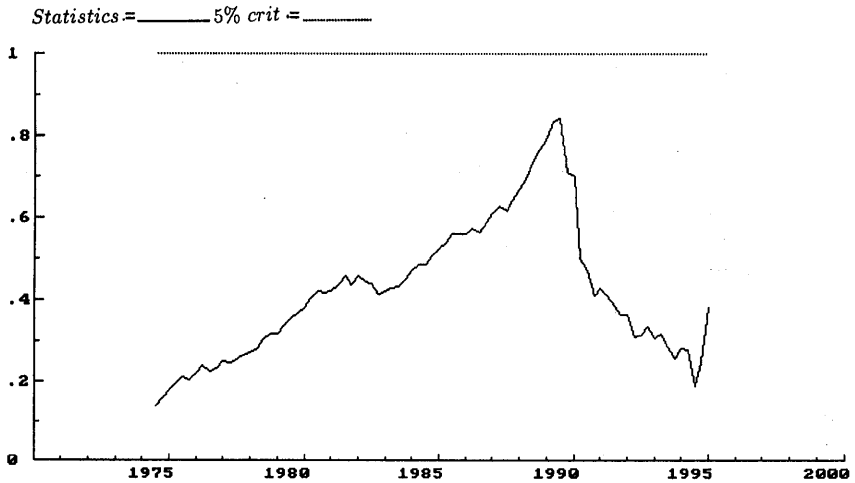


図5：Break-Point Chow テストの結果

4 結びにかえて

本稿では、*Co-integration* の関係を用いることによって、通貨需要関数の安定性についての分析を行った。単位根検定、*Co-integration* の分析をもとにして、*ECM* による通貨需要関数の推定をし、安定性についての分析を行った。その結果、日本における通貨需要関数は安定しているのではないかと結論付けることができた。

以上の結論は、*Co-integration* の分析に大きく依存している。この分析は Engle and Granger [10] の *Two-Step Method* の手順をもとにしている。しかしながら、Banerjee et al [8] では、小標本の場合、この方法では推定量が大きなバイアスを持つことをモンテカルロ実験の結果を用いて示している。したがってより長い推定期間を設けることが必要となるであろう。そもそもここでの分析のように3変数間の *Co-integration* の関係を考える場合は、Yoshida and Rasche [17] が用いた Johansen [15] の方法が適していると考えられる。この方法による分析は今後の検討課題の1つとして残されている。

参 考 文 献

- [1] 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, pp. 13-39, 1984年4月.
- [2] 鈴木淑夫・黒田晃生・白川浩道, 「日本の金融市場調節方式について」, 『金融研究』, 第7巻第4号, 日本銀行金融研究所, pp. 43-65, 1988年12月.
- [3] 筒井義郎・畑中道雄, 「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, pp. 124-35, 1982年.
- [4] 日本銀行, 「欧米諸国におけるマネーサプライ残高重視の傾向とその背景」, 『調査月報』, pp. 1-15, 1975年3月.
- [5] 日本銀行, 「最近のマネーサプライ動向について」, 『調査月報』, pp. 1-24, 1988年2月.
- [6] 日本銀行, 「最近のマネーサプライの動向——その分析と評価」, 『日本銀行月報』, pp. 1-34, 1992年9月.
- [7] 吉田知生, 「通貨需要関数の安定性をめぐって——ECM (Error Correction Model) による計測——」, 『金融研究』, 第8巻第3号, 日本銀行金融研究所, pp. 99-147, 1989年10月.
- [8] Banerjee, A., J. J. Dolado, J. W. Galbraith, and D. F. Hendry, "Co-integration, Error Correction, and The Econometric Analysis of Non-Stationary Data," Oxford University Press, 1993.
- [9] Box, G. E. P. and Jenkins, G. M., "Time Series Analysis: Forecasting and Control," revised edition, Holden-Day, San Francisco, 1976.
- [10] Engle, R. F. and Granger, C. W. J., "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, No 2, pp. 251-276, 1987.
- [11] Fuller, W. A., "Introduction to statical time series," John Wiley, New York, 1976.
- [12] Goldfeld, S. M., "The Demand for Money Revisited," *Brooking Papers on Economic Activity*, No. 3, pp. 577-638, 1973.
- [13] Goldfeld, S. M., "The Case of Missing Money," *Brooking Papers on Economic Activity*, No. 3, pp. 683-730, 1976.
- [14] Hamada, Koichi and Fumio, Hayashi, "Monetary Policy in Postwar Japan," in: Albert Ando, Hidekazu Eguchi, Roger Farmer, and Yoshio Suzuki, eds., *Monetary Policy in Our Times*, Cambridge, MA, MIT Press, pp. 83-121, 1983.
- [15] Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Controles*, Vol. 12, pp. 231-254, 1988.
- [16] MacKinnon, J. G., "Critical Values for Cointegration Test," in R. F. R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), "Long-run Economic Relationship," Oxford

University Press," 1991.

- [17] Yoshida, Tomoo, and Robert H. Rasche, "The M_2 Demand in Japan: Shifted and Unstable?," *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 8, No 2, pp. 9-21, September, 1990.