

エラー修正モデルによる通貨需要関数について

最近の通貨需要関数に関する実証研究の一つの大きな流れに、時系列分析において発達・定着をみたエラー修正 (Error Correction) の考え方を取入れたものがある。以下では、通貨需要に関するこうしたアプローチについて、日本銀行金融研究所の英文機関誌 (Monetary and Economic Studies) に掲載された Yoshida and Rasche (1990) の研究成果をもとに、その背景や内容を簡単に紹介することとしたい。

通貨需要に関する研究は、60~80年代初頭にかけて米国をはじめ各国で盛んに行われた。その際の主たる関心事は、金融の自由化が進展する中で実質通貨需要 (M/P) と実質所得 (Y)、金利 (R) 等の間関係が引続き安定的なものであるか否かを検証することであり、当時の実証研究の大半は、下記のようなモデルの外挿予測値と現実値を比べ、両者に乖離があることを理由に通貨需要関数の不安定化を指摘するものであった (注1)。

$$(M/P)_t = a_0 + a_1 Y_t + a_2 R_t + a_3 (M/P)_{t-1} \quad (1)$$

もっとも、通貨需要関数のシフトの時期やその程度については研究者の見方は区々であり、80年代半ばには、これらの論点に関し明確な結論が下されないまま、研究自体が下火となっていた。

この間、時系列分析と呼ばれる計量経済学分野では、80年代に単位根 (unit root)、共和分 (cointegration) といった概念が次々と導入され、80年代末にはこうした分析ツールの発達を踏まえて従来のマクロ実証分析の結果を批判的に見直そうとする動きが活発化してきた。

ある経済変数が「単位根をもつ」というのは、簡単に言えば、その変数の動きを一定のトレンドを持たないランダムウォークとみなせるということである (注2)。この単位根という概念が広く知られるようになったのは、Nelson and Plosser (1982) が「GNP、物価指数、マネーサプライなど米国のマクロ経済変数のほとんどは、基本的にはランダムウォークとみなせる」との研究成果を発表して以降である。それまで経済変数は一定のトレンドに沿って動くものが多いとみられていただけに、この研究は学界に大きなインパクトを与える一方、共和分概念を生み出す引き金となった。

(注1) (1) 式で示されるようなモデルは通常部分調整 (partial adjustment) モデルと呼ばれるが、これは、所与のY、Rに対応する均衡通貨需要を $(M/P)_t^* = b_0 + b_1 Y_t + b_2 R_t$ とするとき

$$(M/P)_t - (M/P)_{t-1} = \gamma [(M/P)_t^* - (M/P)_{t-1}]$$

という部分的な調整を想定すると、(1) 式が得られるためである。

(注2) 単位根という言葉はある経済変数を自己回帰 (AR) プロセスで表現した場合その特性方程式の根が1となることに由来している。

経済変数がランダムウォークであることは、必ずしもそれらが互いに無関係であることを意味するものではない。経済変数間に何らかの長期均衡 (long-run equilibrium) 関係が存在するならば、個々にはランダムウォークである複数の経済変数は、短期的なフレはあっても中長期的には互いに一定の関係を保って類似の動きをたどるはずである。Engle and Granger (1987) はこのような変数間の長期的関係を計量経済学的に定義し、共和分と名づけた。また、経済変数間に共和分が存在する場合には、当該諸変数の動きは長期均衡からの乖離の修正メカニズムを内包した「エラー修正モデル (ECM)」と呼ばれるモデルで表現されることも同時に明らかにした。エラー修正モデルは、後述のように長期均衡が明示的に扱われている点、短期的調整プロセスに先験的制約が課されていない点など、従来のモデルにない優れた特徴を有している。

このような分析ツールの発達は、① 経済変数の間に、理論が示唆するような長期均衡関係が実在するかどうかを、共和分の有無により検証する、② そうした均衡関係自体が時間とともに変化していないかを、共和分ベクトルの推定値の動きにより確認する、など従来の実証分析にない新しいアプローチを可

能とした。こうしたアプローチを実証研究に応用する動きはここ数年急速に広がりつつあり、対象分野は、以下で紹介する通貨需要関数を始め、消費関数、購買力平価説、金利の期間構造など多岐にわたっている。

今回紹介するYoshida and Rasche (1990) の研究は、1956年から1989年までの約35年間のデータについて、実質通貨需要と実質GNPの共和分——すなわち長期の通貨需要関数——の有無と安定性を調べたものである(注3)。分析に使用したデータはM₂+CD平残(m)、実質GNP (y)、GNPデフレーター(p、以上対数値)、M₂+CDの自己金利とコールレートの金利スプレッド(S)の4変数である(注4)。

いまこの4変数をまとめて一つのベクトル $X_t = (m_t, y_t, p_t, S_t)'$ で表わし、簡略化のため調整プロセスのラグの長さを2期とすれば、ECMは次のような形で表される(注5)。

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma \Delta X_{t-1} - \alpha(\beta' X_{t-2} - \beta'_0) + \varepsilon_t \quad (2)$$

ここで ΔX_t は X_t の前期比増減額、 μ は定数項のベクトルである。 $\Gamma \Delta X_{t-1}$ は自己回帰項であり、前期(t-1期)の ΔX の実績が、

(注3) 共和分の検定およびECMの推定はJohansen (1988)、Johansen and Juselius (1990) の手法によりおこなった。この方法は長期均衡のシフトを明示的にとらえられるなどいくつかの点で Engle and Granger (1987) の2段階推定法より優れている。

(注4) M₂+CDについては1966年以前の平残データがないため、末残の期中平均値を接続した。M₂+CDの自己金利とはM₂+CDの構成項目ごとの金利を加重平均したものである。

(注5) ε_t は平均0、分散共分散行列 Λ の多変量正規分布 $N(0, \Lambda)$ に従うものとする。

翌期（ t 期）の ΔX の動きを左右することにより X_t の短期的な進路に影響を与えることを示す。右辺第3項はエラー修正項と呼ばれる。これがゼロの場合、 m 、 y 、 p 、 S の間の関係は、長期的な均衡状態にあり（注6）、これがゼロ以外の値をとる時は、エラー修正項を通じて均衡を回復させるようなメカニズムが作用するためである。 α は、均衡からの乖離（エラー）の修正が各変数に対しどの程度行われるかを示す、係数ベクトルである。4つの変数のうちマネーサプライを例にとれば、このモデルでは、 t 期におけるマネーサプライの変化（ Δm_t ）は、①前期におけるマネーサプライ、実質GNP、GNPデフレーター、金利スプレッドの4変数の変化分からの影響と、②前々期（ $t-2$ 期）における長期均衡からの乖離を修正する作用により決まるわけである。

本研究の結果は、次の2点に要約できる。第1に、わが国で金利自由化が本格化する以前の1985年央までは、実質通貨需要（ m/p ）と実質GNP（ y ）の間に

$$\ln(m/p) = 1.2 \ln y + 0.1$$

との長期均衡関係が存在し（注7）、 m 、 p 、 y は、短期的な振れを伴いながらも中長期的にはこの長期均衡関係を保って変動していた。図表1は、推計終期を1974年から1期づつ延ばしながら推定を行った場合の所得弾性値の変化を、その95%信頼区間とともにプロットしたものであるが、85年央までは上記の長期均衡関係が非常に安定していたことが看取できる。これは、70年代前半ないし後半に通貨需要関数のシフトがあったとする、これまでの研究結果と対照的である。この結果からみる限り、過去の研究で通貨需要関数のシフトが生じたようにみえたのは、均衡への調整過程に関する想定に問題があったことによる可能性が高い。

第2は、85年央以降、この長期均衡関係に変化が生じている点である。図表1において、85年央以降所得弾性値が徐々に不安定化するとともに推定精度も大幅に低下していることがこれを物語っている。そこで、次にこうした変化の背景を探るべく、85年以降1の値をとるシフトダミー変数を追加して再度計測した（注8）。その結果、上記の長期均衡関係の定数項が85年第3四半期以降0.4に上方シフトしていることが判明した。このダミー変数

（注6）共和分が1つしか存在しない場合の長期均衡関係は

$$\beta_1 m + \beta_2 y + \beta_3 p + \beta_4 S + \beta_0 = 0$$

となる。Yoshida and Rasche (1990) では、長期的にみたマネーの中立性から $\beta_1 = -\beta_3$ という制約を置いたほか、データとの整合性から最終的に $\beta_4 = 0$ との制約をつけて長期均衡を推定した。

（注7）金利スプレッドは通貨需要の長期均衡関係には含まれないが、短期的には短期動学過程を通じて通貨需要に影響を与える。0.1は長期均衡関係の定数項 β_0 である。

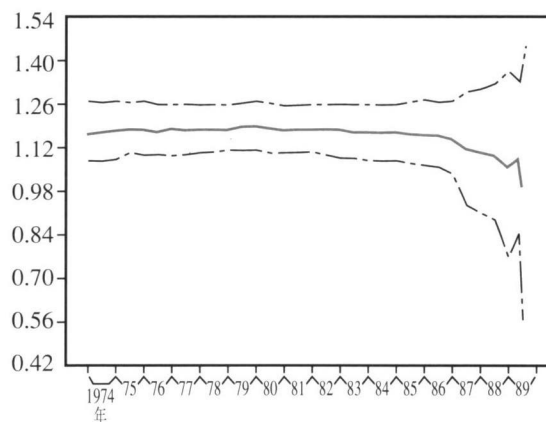
（注8）わが国の金利自由化は段階的に行われており、その意味でシフトは徐々に生じたと考える方が自然であるが、そうした小刻みなシフトをモデルでとらえることは難しいため、1回的なシフトを仮定したダミー変数を用いた。

を含めて推計を行った場合、所得弾性値の不安定化現象は解消し、推定精度の低下も生じない(図表2・3)。これは、所得弾性値が不変のまま定数項だけが上方シフトしたことを示している。

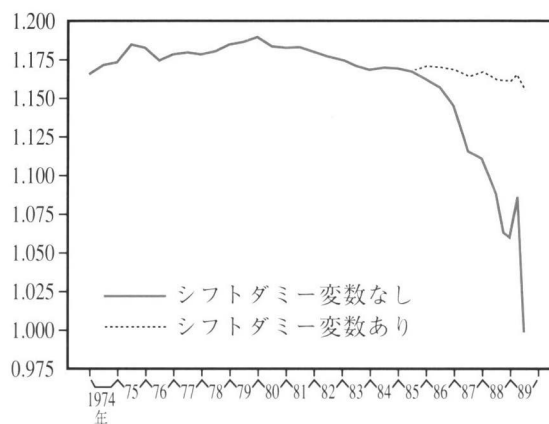
85年第3四半期はちょうどわが国にはじめて自由金利の大口定期預金が導入され、金利自由化が加速した時期にあたる。したがって、長期均衡関係の上方シフトもこうした金利自由化の影響によるものと考えるのがもっとも自然であろう。もっとも、その解釈については少なくとも次の二とおりの考え方が可能であると思われる。第1は、金利自由化により $M_2 + CD$ に含まれる金融資産の魅力が増したことから、他の金融資産からの恒久的なポートフォリオ・シフトが生じたとする説明である。第2は、貸出金利自由化の相対的な遅れやCP等の新しい資金調達手段の導入により、借り手企業が調達した資金を大口定期で運用して利鞘を稼ぐいわゆる「メリーゴーラウンド現象」が生じ、これが長期均衡関係の一時的な上方シフトをもたらしたとの説明である。おそらく実際にはこれらの要因が複合的に作用したとみるのが妥当であろう。現段階の計測結果からではどちらの影響が強いかわかることは難しいが、「メリーゴーラウンド現象」によるシフト分については、いずれシフトバックが生じるとみられることから、将来的にはデータの蓄積を待って2つの要因を区別することが可能になるかもしれない。

Yoshida and Rasche (1990) の研究から

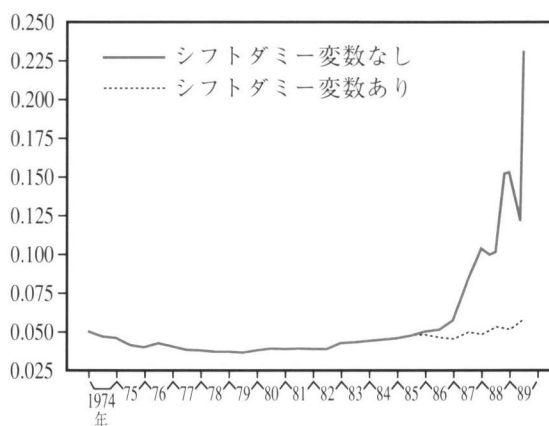
(図表1) M_2+CD の実質所得弾性とその信頼区間



(図表2) M_2+CD の実質所得弾性



(図表3) 所得弾性値の標準誤差



得られるもう一つのインプリケーションは、通貨需要関数の長期均衡関係が上方シフトしたときのマネーサプライの動きに関するものである。長期均衡関係が不変の状況下では、マネーサプライ m が均衡から乖離して高い伸びを続ければ、それは① m 自身の伸び率低下、②GNPデフレーター p の伸び率上昇、③実質GNP y の伸び率上昇のいずれかによってエラーが修正される筋合

いにあるが、長期均衡関係がシフトした直後においては、過去の均衡からみて過大な m であっても新しい長期均衡からみればそうでないこともありうるため、こうした調整プロセスが作動するとは限らない。したがって、経済がこうした過渡期にある場合には過去の経験則が必ずしも当てはまらない点に留意することが必要であろう。

(金融研究所 吉田知生)

[参考文献]

- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987) "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol.55, No.2.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, No.1&2.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, No.2.
- Nelson, C.R. and Plosser, C.I. (1982) "Trends and Random Walks in Macro Economic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, Vol.10, No.2.
- Yoshida, T. and Rasche, R.H. (1990) "The M₂ Demand in Japan: Shifted and Unstable?" *The Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol.8, No.2.