

資本移動の自由化とマクロ経済

大 瀧 雅 之*

要 約

この研究報告の目的は、資本移動の自由化がマクロ経済に与える影響を理論的に検討することにある。より具体的には次の三つの観点から分析がなされる。まず、第一にMundell(1963)及びFleming(1962)らに代表される投資家の為替リスクに対する危険中立性(risk neutrality)を前提とするマクロモデルとKouri(1976)及びDriskill(1981)らに代表される危険回避性(risk aversion)を前提とするモデルの間の理論的な関連が分析される。危険中立性を仮定するモデルでは、為替レートは為替リスクから全く影響を受けなくなる代わりに、内外金利差を規定する主要因である財政支出などのフロー変数から強い影響を受けることになる。このようなモデルの特性は植田(1987)などの実証分析とも合致しており十分に説得的であるが、一般に個々の投資家が危険中立的であると考えことは些か不自然であろう。そこで、本研究報告ではMundellらのモデルが投資家の危険回避性を前提としたモデルの一種の極限として再定義が可能なことを示し、彼らのモデルにより自然な解釈を与える。

つまり、資本移動の自由化によって外国為替市場に参加する投資家の数が膨大なものになれば、彼らが危険回避的であっても、Arrow and Lind(1970)と同様なメカニズムが作用し、一人当たりが負担する為替リスクは減少し近似的に無視することができる。従って、自由化に伴って為替リスク(対外純資産残高)の経済への影響は低下し、危険回避性を前提とするモデルの性質はMundellらのモデルに近づくことになるのである。

第二に、資本移動の自由化が条件付きの分散で定義された為替レートのヴォラティリティーにどのような影響を与えるかが分析される。資本移動の自由化に伴う投機の活性化が果して為替レートに対して安定化機能を持ちうるかという問題は、Friedman(1953)以来の古典的な問題であり、関連する研究としてはMcCafferty and Driskill(1980)、Kawai(1983, 1984, 1985)などがある。これらの研究が数値解析(Numerical Analysis)が主体であるのに対して、この研究報告では構築されたマクロモデルをもとに、解析的により一般的な形で、解答を与える。そして、過度の投機の活性化には為替レートのヴォラティリティーを高める効果があることが明らかにされる。

第三に、資本移動の自由化が経常収支の不均衡に及ぼす影響が検討される。すなわち、外国の金利水準が自国に比べて高い時点での資本移動の自由化は、つねに為替レートを減価させる効果をもつかの印象を与える。しかし、深尾光洋(1989)によれば、85年以降の自由化には為替レートの大幅な円高方向へのスウィングを減速させるという色彩が濃かったにもかかわらず、アメリカの大幅な経常赤字(日本の経常黒字)が予測されていたために

* 青山学院大学経済学部助教授

所期の目的を達し得なかったようである。本研究報告では、内外金利差が負であっても自国に大幅な経常黒字が予測される時には、自由化によって為替レートが増価する可能性のあることを理論的に明らかにする。

つまり、資本移動の自由化は経常収支の調整速度を低下させるために、経常黒字が予測されるもとでは、一国内に為替リスクを過大に蓄積させる効果を持つ。従って、為替リスクを負わない自国通貨建ての資産を魅力的にするから、この効果が支配的であれば、内外金利差が負であっても、為替レートが増価するのである。

．はじめに

開放経済のマクロモデルは、投資家の為替リスクに対する態度の仮定から2つに大別することができる。一つはMundell（1963）及びFleming（1962）に代表される危険中立性を前提とするモデル（以下ではマンデル・モデルとよぶ）であり、もう一つはKouri（1976）に始まるアセット・アプローチ・モデルとよばれる危険回避性を前提とするモデルである^{（注1）}。この仮定の違いは為替レート・経常収支の動学的な経路に対して以下のような決定的な影響を与える。

すなわち、ひとたび経常収支に不均衡が生じると危険資産である対外純資産残高が時間を通じて変化する。このとき、投資家がリスク回避的であるならば、為替レートは動学的に何等かの影響を受ける。たとえば、自国で財政支出が増大し経常収支に赤字が生じた場合、対外純資産の減少を通じて為替レートは次第に減価し早晩経常収支は均衡へ向かうはずである。従って、アセット・アプローチの立場からすれば、財政支出の増加による経常収支の赤字・為替レートの増価は一時的な現象にしか過ぎないはずである。

これに対し、マンデル・モデルでは投資家の危険中立性が前提とされているから対外純資産残高が変化しても経済に対して何等影響を与えない。したがって、財政支出の変化は為替レート・経常収支に対して永続的な効果を持つことになる。すなわち、マンデル・モデルでは財政支出のようなフロー変数が為替レートの決定に大きな影響を及ぼすが、アセット・アプローチ・モデルでは対外純資産のようなストック変数が重要な役割を演じることになると考えることができる。

ところで、80年以降外国為替市場の自由化が進展するに連れて、為替レートや経常収支の決定には財政支出などのフロー変数の役割が重要視されるようになった。たとえば、80年代前半におけるアメリカの経常収支の赤字とドル高はアメリカの財政赤字にその原因を求めることが一般的な理解であろう。

このように為替レートや経常収支の決定にフロー変数の影響を重視する立場からすれば、マンデル・モデルはアセット・アプローチ・モデルに比べて望ましい性質を持っている。しかし、為替リスクを重視する立場に立つ限り、投

（注1） マンデル・フレミング・モデルをアセット・アプローチ・モデルの一種として分類する考え方も存在する。しかし、為替レートを利子率と同様に金融資産市場のリスクプレミアムの調整要因として考えるアセット・アプローチの立場からすれば、為替リスクに関する投資家の危険中立性の仮定は不自然であるように思われる。

資家のリスク中立性はいささか不自然な仮定である。つまり、マクロ的にみればマンデル・モデルは資本移動の規制が急速に緩和された80年代前半の経済現象を説明する上でいくつかの望ましい性質を持っているが、ミクロの投資家の行動に関する仮定に問題があると考えられる。従って、為替リスクを重視する立場からすれば、投資家がリスク回避的であってマンデル・モデルと同様な性質を持ったモデルを構築することができるかが一つの理論的な課題となるであろう。言い換えれば、資本移動の自由化と関連させてマンデル・モデルをアセット・アプローチ・モデルの一種として解釈することができるかが、本稿での第一の検討課題である。

さて、資本移動規制の緩和はこのような理論モデルのファッションに影響を与えるだけではなく、為替投機を促進することによって為替レートの変動を不安定化させるのではないかという懸念を抱かせている。投機の活性化が市場価格を安定化させるか否かは古くから議論があり結論の別れるところであるが、ここでは構築された確率論的なマク中モデルを用いて、この問題を解析的に分析することを第二の課題とする。

・アセット・アプローチ・モデルとマンデル・モデル

この節の目的は、対外純資産需要関数の変化によって、Kouri(1976)に始まるアセット・アプローチ・モデルとMundell(1963)型の中期的に経常収支の不均衡を認めるモデルがどのように関連しているのかを考察することにある。

まず、分析の対象となるアセット・アプローチ・モデルと仮定を明示することにしよう。モデルは基本的に大瀧・山崎・深尾(1990)に負っている。

仮定

ところで、為替リスクを重視するアセット・アプローチの立場からすれば、資本移動の自由化は、マクロ経済の構造パラメータの変化を通じて、経済政策や対外純資産残高が経済に与える効果に影響を及ぼすが^(注2)、資本移動の自由化の影響はこれらに限られるわけではない。事実、85年プラザ合意以降の資本移動の規制緩和はそれ自体が急速な円高を抑えるための施策としての色合いが強いように思われる。しかし、これらの対策が実効的であるか否かには未だに理論的な検討の余地が残っていると考えられる。そこで、本稿では第三の課題として、資本移動の規制緩和自体の持つ経済的な効果を動学的に分析することにしよう。

なお、本稿の構成は以下に述べるとおりである。では決定論的・確率論的なアセット・アプローチ・モデルの構造パラメータを変化させて、アセット・アプローチ・モデルとマンデル・モデルの関連を分析し、同時に資本移動規制の緩和と為替レートのヴォラティリティの関連を考察する。では、資本移動の自由化自体が経済にどのような影響を及ぼすのかを動学的に分析する。は結論とする。

- (1) 実質為替レートの予想については合理的期待形成を前提とする。
- (2) 投資家にとってモデルの構造パラメータと今期の均衡金利・為替レート及び対外純資産残高は既知であるものとする。
- (3) 攪乱項は同時点相関・系列相関を持たない正規分布に従うものとする。
- (4) 二国モデル
- (5) 財は経済全体で一つしか存在せず、短期的には輸送費や取引の固定性のために購買力平

(注2) 詳しくは、大瀧・山崎・深尾(1990)を参照

価が成立しないものとする。

(6) 実質賃金は十分に伸縮的で完全雇用が常に達成されているものとする。

さて、深尾京司(1983)によれば、資本移動の自由化は外国為替市場に参加する投資家の数の増加として定義することができる。そして投資家の持つ効用関数の絶対的危険回避度が一定であれば、対外純資産の需要が内外資産の収益率格差に対して弾力的になることとして表現される^(注3)。

この仮定のもとで外国為替市場の均衡は

$$Z_T = \kappa (e_{T+1/T} - e_T + i_T^* - i_T) \quad (1.1)$$

となる。ここで、 $*$ は外国を表し、 Z_T はT期における対外純資産、 e_T はT期における実質為替レート(対数値)、 $e_{T+1/T}$ はT+1期の為替レートの(T期に利用可能な情報のもとにおける)条件付き期待値、 i_T はT期の実質利子率である。資本移動規制の緩和は(1.1)のパラメータ κ が増加することとして表現されることになる。

仮定(1)～(6)のもとで財市場の均衡条件から、長期均衡の近傍で近似的に

$$s Y_T^F + s^* Y_T^{*F} = -\theta i_T - \theta^* i_T^* + G_T + G_T^* - U_{YT} - U_{YT}^* \quad (1.2)$$

$$B_T = s Y_T^F + \theta i_T - G_T + U_{YT} \quad (1.3)$$

$$B_T \equiv Z_T - Z_{T-1} \equiv f e_T + U_{BT} \quad (1.4)$$

をうることができる。なお s は貯蓄性向、 θ は国内アブソープションの利子弾力性、 G は政府支出、 Y^F は完全雇用に対応するGNPである。また B は貿易収支(利子支払いを無視しているから経常収支と等しい。) f は貿易収支の為替レート弾力性である^(注4)。 U は今期の攪乱を表しており、サブ・スクリプト Y は財政支出や設備投資の一時的な確率の変動を、 B は経常収支

のそれを表している。また構造パラメータはすべて正であるものとする。

ここで、状態変数の Z_{T-1} (前期における対外純資産残高)と来期の為替レートの予想 $e_{T+1/T}$ が与えられたもとで、(1.1)～(1.4)によって実質為替レート e_T 及び両国の利子率 i_T 、今期の対外純資産 Z_T が決定されるのがアセット・アプローチ・モデルの均衡である。ところで、仮定(1)と(2)のもとで、来期の為替レートの予想はつぎのように内生化できる。

$$\tilde{e}_{T+1/T} = -\lambda \phi \tilde{Z}_T \quad (1.5)$$

但し λ と ϕ は連立差分方程式

$$\tilde{e}_{T+1} = \{1 + \beta f\} e_T + \kappa^{-1} \tilde{Z}_T$$

$$\beta \equiv \theta^{-1} + \theta^{*-1} \quad (1.6)$$

$$\tilde{Z}_T = \tilde{Z}_{T-1} + f e_T \quad (1.7)$$

の1より小さい固有値とそれに対応する固有ベクトルの傾きである^(注5)。ただし、 $\tilde{e}_T$ 、 $\tilde{Z}_T$ はT期の値とT期の長期均衡値との乖離で測られている。なお長期均衡値は

$$e_{LT} \equiv 0 \quad (1.8)$$

$$Z_{LT} \equiv \kappa \{ (G_T^* - s^* Y_T^{*F}) / \theta^* - (G_T - s Y_T^F) / \theta \}$$

$$\equiv \kappa (i_{LT}^* - i_{LT}) \quad (1.9)$$

である。これを(1.1)に代入して整理すると

$$e_T = (i_T^* - i_T) + \{ (1 + \kappa \lambda \phi) / \kappa \} Z_T \quad (1.10)$$

がえられる。そして(1.2)～(1.4)と(1.10)を、状態変数 Z_{T-1} が与えられたもとで、 e_T 、 i_T 、 i_T^* 、 Z_T について解いたのが、合理的期待形成を前提としたときの世界経済の均衡である。すると実質為替レート e_T および対外純資産残高 Z_T の誘導形として

$$e_T = -\lambda \phi Z_{T-1} + \lambda \phi Z_{LT} + u_{ET}$$

$$u_{ET} \equiv \lambda (1 + \beta f)^{-1} \{ \theta^{-1} U_{YT} - \theta^{*-1} U_{YT}^* \} - \lambda (\phi + \beta / (1 + \beta f)) U_{BT} \quad (1.11)$$

(注3) 分散の内生化問題についてはII-2を参照

(注4) 経常収支のうち利子受取は無視する。またつねにマーシャル・ラーナーの条件が満たされているものとする。

(注5) 投機の泡(Speculative Bubbles)を排除する仮定である。なお λ 、 ϕ の具体的な値は次のようなものである。

$$\lambda = 1 + [(\beta + \kappa^{-1})f - \{(\beta + \kappa^{-1})^2 f^2 + 4\kappa^{-1}f\}^{1/2}] / 2$$

$$\phi = 1 / \kappa (1 + \beta f - \lambda)$$

$$Z_T = \lambda Z_{T-1} + (1 - \lambda) Z_{LT} + \lambda (1 + \beta f)^{-1} \{ f (\theta^{-1} U_{YT} - \theta^{*-1} U_{YT}^* + U_{BT}) \} \quad (1.12)$$

がえられる。(1.11)からあきらかなようにモデルが決定論的(deterministic)であるか確率論的(stochastic)であるかということが結論に影響を与えるが、まず取扱が簡単な決定論的な場合について考えてみよう。

- 1 決定論的な場合

まず、 κ と λ 、 φ の間には次のような関係が存在する。

$$\begin{aligned} \partial \lambda / \partial \kappa > 0 \quad \partial \varphi / \partial \kappa < 0 \\ \partial \lambda \varphi \kappa / \partial \kappa > 0 \end{aligned} \quad (1.13)$$

$$\lim \lambda = 1, \lim \varphi = 0 \quad (\kappa \rightarrow \infty) \quad (1.14)$$

$$\lim \lambda \varphi \kappa = (\beta f)^{-1} \quad (\kappa \rightarrow \infty) \quad (1.15)$$

従って、資本移動の規制が撤廃され市場参加者が増加した極限では(1.11)(1.14)から明らかのように、為替レートは対外純資産の影響を全く受けなくなる。また、(1.9)(1.11)(1.13)から、資本移動の規制が緩和されると為替レートは財政政策の影響を強く受けるようになることが分かる。従って、決定論的なモデルを前提とする限り、資本移動規制の緩和が進むに連れてアセット・アプローチ・モデルはマンデル・モデルに類似した性質を帯びることがわかる。次にこのことを対外純資産の誘導形で考えてみよう。対外純資産の誘導形は

$$Z_T = \lambda Z_{T-1} + (1 - \lambda) Z_{LT} \quad (1.12)'$$

であるが、 Z_{LT} の定義と(1.15)から明らかのように、

$$\lim Z_{LT} = +\infty \quad (\kappa \rightarrow \infty) \quad (1.16)$$

$$\lim (1 - \lambda) Z_{LT} = \beta^{-1} (\theta^{*-1} (G_T^* - s^* Y_T^*) - \theta^{-1} (G_T - s Y_T)) \quad (\kappa \rightarrow \infty)$$

である。したがって、決定論的な場合は極限において

$$Z_{LT} = Z_{T-1} + Z_{LT}^* \quad (\kappa \rightarrow +\infty) \quad (1.17)$$

$$Z_{LT}^* \equiv \lim (1 - \lambda) Z_{LT} \quad (\kappa \rightarrow \infty) \quad (1.18)$$

が成立する。(1.17)によれば、資本移動の規制が緩和されて外国為替市場に参加する主体の数が無限に増えた極限的なケースでは、アセット・アプローチ・モデルもマンデル・モデル同

様、経常収支は均衡しない。

しかしながら、マンデル・モデルとアセット・アプローチ・モデルの関連を考察する上で微妙な問題が存在する。Mundell(1963)は投資家のリスク中立性・為替レートに関する静学的な期待を前提に結論を導いている。この場合為替レートがアセット・アプローチ的に対外純資産のリスクプレミアムの調整要因として決定されるとは考えにくい。このため、本稿のように合理的期待を前提としたアセット・アプローチ・モデルの極限がマンデル・モデルに一致する保証は存在しないのである。そこで以下ではマンデル・モデルの解を具体的に求め、アセット・アプローチ・モデルと比較することにしよう。

さて、投資家がリスク中立的であれば、資産市場の均衡は(1.1)に代わって、

$$i_T = i_T^* + e_{T+1/T} - e_T \quad (1.1)'$$

として表される。これを(1.2)から(1.4)に代入して整理すると

$$e_{T+1} = \{1 + \beta f\} e_T + \{ (G_T^* - s^* Y_T^{F*}) / \theta^* - (G_T - s Y_T^F) / \theta \} \quad (1.19)$$

$$Z_T = Z_{T-1} + f e_T \quad (1.20)$$

が得られる。この中で、為替レートに関して安定な解は

$$e_{T+1} = e_T = - (\beta f)^{-1} \{ (G_T^* - s^* Y_T^{F*}) / \theta^* - (G_T - s Y_T^F) / \theta \} \quad (1.21)$$

であるから、投資家がリスク中立的である場合には静学的期待が合理的期待と一致する。このとき(1.21)を(1.20)に代入すると

$$Z_T = Z_{T-1} + \beta^{-1} \{ (G_T^* - s^* Y_T^{F*}) / \theta^* - (G_T - s Y_T^F) / \theta \} \quad (1.22)$$

で、(1.21)(1.22)は(1.17)(1.18)と一致する。従って、当初からリスク中立性と静学的な期待を前提とした解は、アセット・アプローチ・モデルの極限の解と一致する、つまり、Mundell(1963)のモデルは合理的期待形成を仮定したアセット・アプローチ・モデルの極限である。

以上の議論から、為替リスクを重視する立場からもマンデルの理論に関してより自然な解釈を与えることができる。すなわち、マンデル・モデルを不自然にしているのは個々の投資家の

危険中立性であるが、規制緩和が進み投資家の数が対外純資産残高に比して十分大きくなった場合には、この仮定は不要となるのである。

つまり、たとえ選好が危険回避的であったとしても、規制の緩和に伴い外国為替市場に参加する投資家の数が増加すれば、対外純資産残高が与件である限り、個々の投資家が負担すべき為替リスクは減少する。よって、投資家の数が対外純資産に比して十分大きくなれば、投資家の要求するリスク・プレミアム（内外資産の収益率の差）は無視できるほどになり、アンカヴァードの利子裁定式(1.1)'が近似的に成立すると考えられる^(注6)。これがアセット・アプローチ・モデルの極限とマンデル・モデルに一致するメカニズムである。言い換えれば、マンデル・モデルは資本移動の規制緩和が急速に進展し投資家の負担すべき為替リスクが減少したときのアセット・アプローチ・モデルの近似として考えることができる。

さて、このようなアセット・アプローチ・モデルの性質は瞬時均衡に限られたことであろうか。この問題は動学的な性質を持っており上での議論では解決されていない。なぜならば、経常収支に不均衡が存在する場合には、時間を通じて対外純資産を与件として扱うことができなくなるからである。

結論を先に言えば、以下に述べるように、(1.11)と(1.15)で表されるアセット・アプローチ・モデルの解 $(e^{A_{t+k}}, Z^{A_{t+k}})$ ($0 < k < j$) が、 $\kappa \rightarrow \infty$ で任意の対外純資産残高 Z_{t-1} ($< +\infty$)および j ($< +\infty$)について、(1.21)と(1.22)で表されるマンデル・モデルの解 $(e^{M_{t+k}}, Z^{M_{t+k}})$ に一様収束することが示せる。即ち

定理

有限の時間的視野で考える限り、決定論的なアセット・アプローチの外国為替需要関数のパラメータ κ によって特徴付けられる為替レート

・経常収支のパスは、 $\kappa \rightarrow \infty$ でマンデル・モデルの解に一様収束する。

証明

まず任意の k について

$$\begin{aligned} & |e^{A_{t+k}}(\kappa) - e^{M_{t+k}}| \\ &= |-\lambda \phi(Z^{A_{t+k-1}} - \kappa(i_{L,t}^* - i_{L,t})) - (\beta f)^{-1}(i_{L,t}^* - i_{L,t})| \\ &\leq \lambda^{k+1} \phi |Z_{t-1}| + |\lambda^{k+1} \phi \kappa - (\beta f)^{-1}| |i_{L,t}^* - i_{L,t}| \\ &< \phi |Z_{t-1}| + |\phi \kappa - (\beta f)^{-1}| |i_{L,t}^* - i_{L,t}|, \\ &|Z^{M_{t+k}} - Z^{A_{t+k}}(\kappa)| \\ &= |(1 - \lambda^{k+1}) Z_{t-1} + \{(k+1) f^{-1} (1 - \lambda^{k+1}) \kappa\} (i_{L,t}^* - i_{L,t})| \\ &\leq |(1 - \lambda^{k+1})| |Z_{t-1}| + |(k+1) f^{-1} - (1 - \lambda^{k+1}) \kappa| |i_{L,t}^* - i_{L,t}| \\ &= (1 - \lambda) \sum_{\ell=0}^k \lambda^{\ell+1} |Z_{t-1}| + |(k+1) f^{-1} - (1 - \lambda) \kappa \sum_{\ell=0}^k \lambda^{\ell+1}| |i_{L,t}^* - i_{L,t}| \\ &\kappa \rightarrow \infty \text{で} \lambda \text{は単調に} 1 \text{へ収束するから} \\ &< (1 - \lambda)(j+1) |Z_{t-1}| + \max |(k+1) f^{-1} - (1 - \lambda) \kappa \sum_{\ell=0}^k \lambda^{\ell+1}| |i_{L,t}^* - i_{L,t}| \\ &\text{ここで} \end{aligned}$$

$$\lim \phi = 0 \quad (\kappa \rightarrow \infty)$$

$$\lim \phi \kappa = (\beta f)^{-1} \quad (\kappa \rightarrow \infty)$$

$$\lim (1 - \lambda) \kappa = f^{-1} \quad (\kappa \rightarrow \infty)$$

であるから、上式の右辺は $(\kappa \rightarrow \infty)$ で0へ収束。したがって、すべての k について

$$|e^{A_{t+k}}(\kappa) - e^{M_{t+k}}| \rightarrow 0$$

$$|Z^{M_{t+k}} - Z^{A_{t+k}}(\kappa)| \rightarrow 0$$

証明終り

なお、確率論的なモデルに関しては次の定理が成り立つ。詳細は大瀧(1990)を参照されたい。

定理

有限の時間的視野では、確率論的なアセット・アプローチ・モデルの κ をパラメータとする為替レートのパスは、 $\kappa \rightarrow \infty$ でマンデル・モデルの解に、一様に平均2乗収束する。

この定理から、マンデル・モデルとアセット

(注6) 危険資産を保有する主体の数が増加したときリスク・プレミアムがどのように変化するかについてはArrow and Lind(1970)の先駆的な業績がある。

・アプローチ・モデルの動学的な関係は次のように解釈することができる。すなわち、資本移動の規制緩和が十分に効果的であれば、その実施後しばらくの間は為替レート・経常収支はマンデル・モデルから導かれるものとほぼ同一な動きをする。従って、マンデル・モデルは、動学的な意味でも資本移動規制の緩和が急速になされたときのアセット・アプローチ・モデルの短期的な近似として有効である。

しかし、この定理はマンデル・モデルの為替レート・経常収支の経路が大域的にアセット・アプローチ・モデルのそれと一致することを意味しているわけではない。事実、無限期間では収束しない^(注7)。これは、規制の緩和によって国際間の貸借の厚みが増し、経常収支の不均衡が増大することが原因となっている。つまり、(1.14)から明らかなように、規制の緩和は経常収支の調達速度の低下をもたらす、不均衡によって蓄積される対外純資産を増大させる。従って、投資家一人当たりで負担すべき為替リスクが時間と共に増大し、リスク・プレミアムは再び上昇を始める。このため規制緩和から十分に時間が経過すれば、リスク要因を無視することができなくなるのである。これが、アセット

・アプローチ・モデルとマンデル・モデルの解が長期的に乖離してしまう原因である。

ところで、85年のプラザ合意以降円高が急速に進展したことを、このようなアセット・アプローチ・モデルとマンデル・モデルの関係を用いて解釈することもできる。すなわち、80年代に入ってから外国為替市場自由化の急速な進展は個々の投資家の負担すべき為替リスクを一時的に減少させた。80年代前半の為替レート・経常収支の動きがマンデル・モデルによって十分に説明できたのはこれが原因となっているように思われる。しかし、アメリカの大幅な経常収支の赤字によって83年以降日本の対外純資産を飛躍的に増加し(図1参照)、投資家一人当たりの負担すべき為替リスクが再び増大したと考えられる。従って、為替リスクを無視するマンデル・モデルで85年以降の円高を十分に説明することには限界があると考えられる。

なお、以上から明らかなように財政支出が過大で経常収支が慢性的に赤字になっている国の通貨は、為替リスクが経済にとって重要なファクターである限り、早晚必ず減価する。資本移動の規制緩和は一時的にこれを緩和させる効果しかもたないのである^(注8)。

(注7) 無限期間で考えたときにはアセット・アプローチの解はマンデル・モデルの解に一樣収束しない。この問題は、アセット・アプローチの極限の考え方の問題である。つまり、市場の厚みを有限として置いて、時間を変化させた場合の解が時間を有限にして市場の厚みを変化させた場合の解に一致しないことが原因となっている。

アセット・アプローチの極限の解の大域的な挙動を厳密に考えるためには、時間と市場の厚みを同時に無限にした場合を考察しなくてはならないが、このような極限は存在しない。

これは以下のように容易に示すことができる。(1.6), (1.7)から $\lim_{t \rightarrow \infty} \lim_{\kappa \rightarrow \infty} e_t^A = 0$ であるが、 $\lim_{t \rightarrow \infty} \lim_{\kappa \rightarrow \infty} lme_t^A = (\beta \delta)^{-1}$ である。

$t \rightarrow \infty \quad \kappa \rightarrow \infty$

また、 $\lim_{\kappa \rightarrow \infty} e_t^A$ は存在しない。

$\kappa \rightarrow \infty$

$t \rightarrow \infty$

なぜならば、上の二重数列の極限が存在するためには、定義によって $\kappa, t > \delta$ で任意の $\varepsilon (> 0)$ について

$|e_t^A(\kappa) - e(\text{CONST})| < \varepsilon$

なる δ が存在しなくてはならないが、(1.6), (1.7)からあきらかなように任意の κ に対して十分に t を大きくとれば

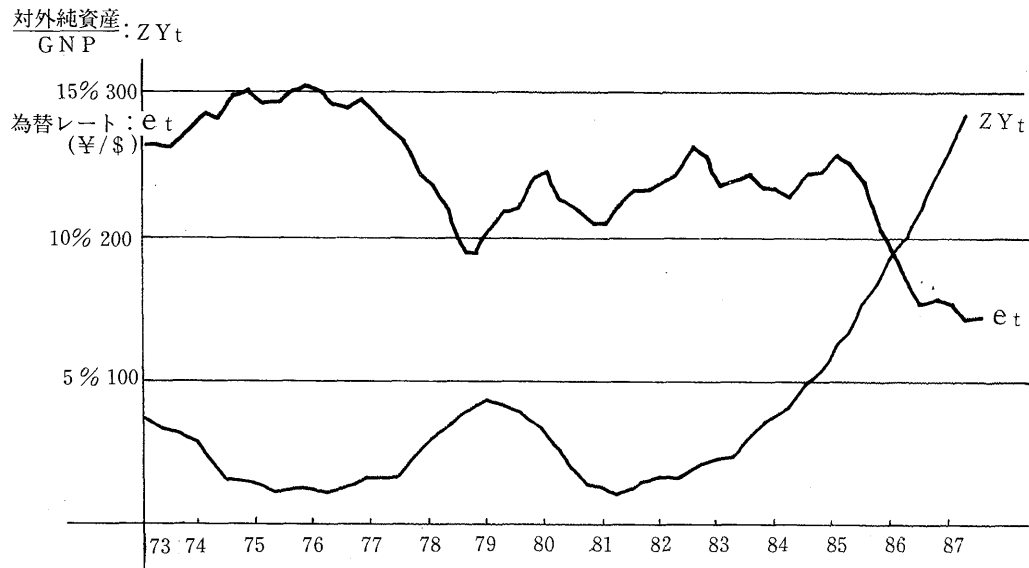
$\lambda^t(\kappa) \rightarrow 0$

であるのに対して、任意の t に対して κ を十分に大きくとれば

$\lambda^t(\kappa) \rightarrow 1$

である。従って、この極限は存在しない。

図1 為替レートと対外純資産



(経済統計月報：為替レート)

(国際収支統計月報より作成：対外純資産)

- 2 確率論的な場合

為替リスクの問題をマクロ経済学の理論で厳密に扱うためにはモデルに不確実性を導入する必要がある。本節では、不確実性の導入によって前節での議論がどのような修正を受けるのかを検討しよう^(注9)。

さて、合理的期待を前提としたモデルに不確実性を導入した場合に重要な問題となるのは、誘導形の確率分布に関する無矛盾性(consistency)である。本稿では従来の研究と同様に^(注10)攪乱項に正規分布を仮定したから、さきに述べた決定論的な場合の平均に関する無矛盾性に加えて分散に関するそれが要求されることになる。これをモデルに沿って分析しよう。

まず、確率論的なアセット・アプローチ・モデルの為替レートに関する誘導形は(1.11)であらわされるが、固有根 λ はパラメータ κ の関数である。ところで、よく知られているように本稿のような仮定のもとでは

$$\kappa \equiv n / (\alpha \sigma^2_e) \quad (2.1)$$

という関係がある。ここで n 、 α はそれぞれ外国為替市場に参加する投資家の数とその絶対的危険回避度であり、 σ^2_e は今期に利用可能な情報のもとでの為替レート e_t の条件付き分散である。すると、(1.11)の右辺は σ^2_e と外国為替市場に参加する投資家の数 n の関数であることが分かる。従って、合理的期待を前提にすれば、(1.11)から計算される為替レート e_t の条件付き分散とこの σ^2_e が一致することが必要である。これが本稿での分散に関する無矛盾性の条件である。言い換えるならば、(1.11)から計算される条件付き分散の値を $F(\sigma^2_e; n)$ とすると F の不動点

$$\sigma^2_e = F(\sigma^2_e; n) \quad (2.2)$$

の存在及びユニークネスがここでの問題である^(注11)。この分散の無矛盾性に関連する研究としてはMcCafferty and Driskill(1980)やKawai(1984)等があるが、一般に不動点の存在やユニークネスはモデルの特定化に依存し、無条件で保証されるわけではないことが知られている。よって結論を一般的なレベルにそのまま拡張

(注8) 自国が経常収支の赤字国でも、規制緩和が逆に自国通貨を減価させる場合もある。詳細はⅢを参照。

(注9) ここでの議論は、大瀧(1990)に負っている。

(注10) 例えば、深尾光洋(1983)、深尾京司(1983)を参照

することには危険があるが、本稿のモデルに関する限り、不動点が任意の n に関して必ず存在し

$$\sigma_Y^2 / \theta^2 + \sigma_Y^{*2} / \theta^{*2} < \beta \sigma_B^2 / f \quad (2.3)$$

という十分条件のもとでユニークであることを示すことが可能である^(注12)。

ところで、確率論的なモデルにおいて興味深い問題の一つとして、資本移動規制の緩和が為替レートのヴォラティリティにどのような影響を与えるかという問題がある^(注13)。ヴォラティリティの定義は多様に考えられるが、ここではさしあたり予期されざる為替レートの変動という意味で、今期に利用可能な情報のもとでの為替レートの条件付き分散 σ_E^2 として分析しよう。

すると(2.3)が満たされている限り、我々のモデルでは資本移動の規制緩和と共に為替レートのヴォラティリティが減少することを示すことができる。すなわち(2.3)のもとでは、McKinnon(1978)や小宮・須田(1983)の結論と同様に、為替投機が活発になると合理的期待のもとで、為替レートの動きが安定化することになる。まずこの原因について考察しよう。

そこで、図2 - aを参照されたい。図2 - aのDD曲線は規制緩和前の対外純資産需要関数、そしてD' D'曲線は規制の緩和にともなって投機が活発化したときのそれで、市場の厚みが増したことで需要関数が為替レートに対して弾力的となっている。このとき、(2.3)が成り立っていれば、経済の変動を規定しているのは主として経常収支関数の確率的な変動 U_{BT} になるが、これを図2の上で表現すれば、対外純資産の供給関数SSの変動に分析の焦点を当てる必要があることを意味している。すると図

2 - aから明らかなように、SSの確率的な変動にともなう為替レートの変化は明らかに、資本移動の自由化によって緩和される。これが、(2.3)の条件のもとで為替レートのヴォラティリティが低下する原因である。なお、このことは前節での議論、すなわち規制緩和にともなう為替レートの決定要因として対外純資産残高の重要性が低下するという事実と対応している。

ところで、以上の議論から明らかなように、投機の活性化が為替レートのヴォラティリティに及ぼす影響はモデルの特定化だけではなく、為替レートの変動が主としてどのような外生的なショックによって引き起こされているかにも依存する。マッキノンらの言うように為替投機がつねに価格安定化機能を持つためには(2.3)が成立して経常収支の確率的な変動 U_{BT} が財政支出やGNPの確率的な変動 U_{YT} 、 U_{YT}^* に比べて大きなものとなっている必要がある。

では、逆に財政支出やGNPの変動が経済にとって重要となる場合、言い換えれば(2.3)の条件が成立しない場合には投機の活性化は為替レートにどのような影響を与えるであろうか。

さて、そのために図3を参照されたい。図3のFF曲線は(1.11)から計算される為替レートの条件付き分散 $F(\sigma_E^2; n)$ のグラフを描いたものであるが、 $F(\sigma_E^2; n)$ は(2.3)が成立しないと、図のように常にただ一つの極値を持つ。このとき(2.2)のFの不動点は $F(\sigma_E^2; n)$ と45度線の交点となるが、極値が45度線の上・下方いずれにあるかによって投機の活性化の為替レートに与える影響が決定される。

すなわち、(2.1)を考え合わせれば、 $F(\sigma_E^2;$

(注11) このように為替レートの条件付き分散を内生化させると、対外純資産需要関数のパラメータ κ とそれに対応する固有根 λ が投資家数 n の単調増加関数となるかという問題が生ずる。しかし、安定な不動点に対応する全ての条件付き分散はこの性質を満たすことを示すことができる。詳しくは大瀧(1990)を参照

(注12) この条件は更に弱めることができる。詳しくは大瀧(1990)を参照。

(注13) 先物市場の役割を重視したTsiang-Sohmenモデルにおけるヴォラティリティの数値解析的な研究にはKawai(1985)がある。本稿の条件付き分散によるヴォラティリティの定義はこれに準じたものである。

図2 - a 為替レートのヴォラティリティーと投機の活性化

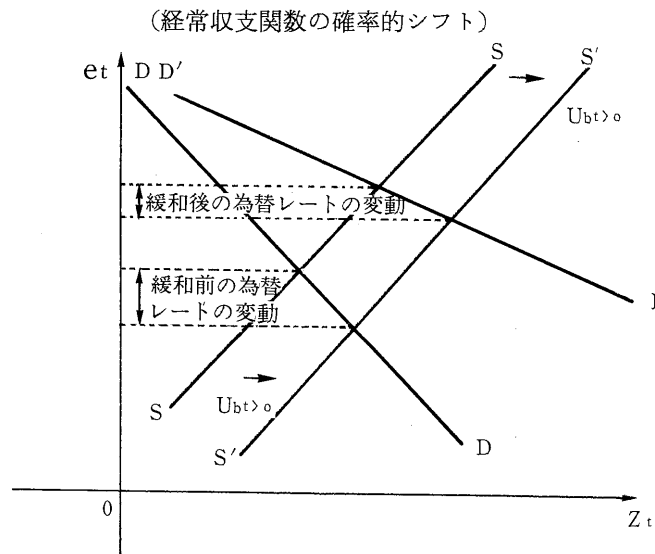
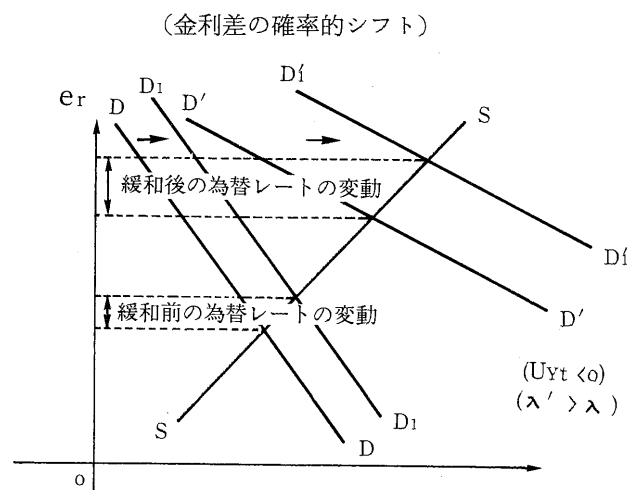


図2 - b 為替レートのヴォラティリティーと投機の活性化



n) は σ^2_E の減少関数である領域ではつねに n の増加関数であり、逆の場合はつねに n の減少関数である。従って、規制が緩和され外国為替市場に参加する投資家の数 n が増加すると、 $F'F'$ のように右方へシフトする。すると図から明らかなように、極値が45度線の上にあるときには規制の緩和によって為替レートは安定化するが、下方にあるときには逆に不安定化する。

ところで、この極値の位置を決定するものは規制緩和前に外国為替市場に参加していた投資家数 n である。上での議論から明らかなように、 n が大であるほど極値の位置は右方になる。従って、為替投機の活性化が為替レートのヴォ

ラティリティーに与える影響は次のように要約することができる。まず、外国為替市場の自由化が不十分で参加する投資家の数 n が十分に小さいときには、経済がどのような確率的攪乱によって変動しているのかに関わらず、規制の緩和は為替レートを安定化させる。しかし、財政支出やGNPの確率的な変動が大きくかつ資本移動規制が十分に緩和されている時点での、過度の規制緩和は逆に為替レートのヴォラティリティーを高める可能性があると考えられる。

なお、本節の以上の結論は前節の議論を用いて次のように説明することができる。すなわち、財政支出やGNPの確率的な変動は一国の資金市場の需給の変化を通じて利子率に影響を

図3 - a 分散の無矛盾性と為替レートのヴォラティリティー

($F(\sigma^2_E; n)$ の極値が45° 線の上にある場合)

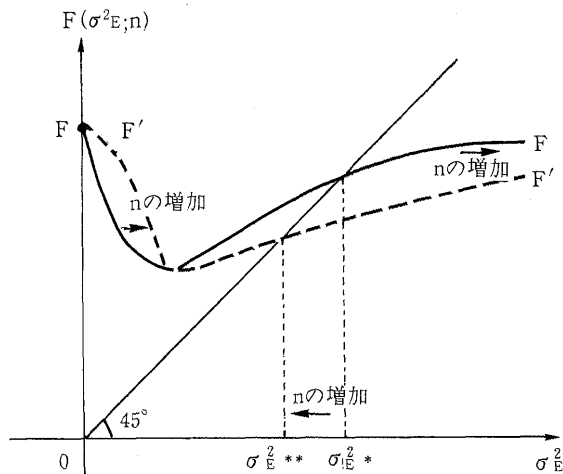
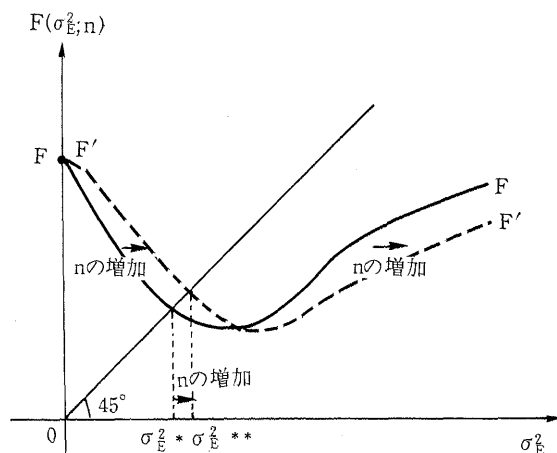


図3 - a 分散の無矛盾性と為替レートのヴォラティリティー

($F(\sigma^2_E; n)$ の極値が45° 線の下にある場合)



与える。そして、利子率の変化は直接的には対外純資産に対する需要を変化させ図2 - bのDD曲線を上下させる。この時利子率の変化に対する需要曲線のシフト幅はDD曲線よりもD'D'曲線の方が大きい。なぜならば、外国為替市場に参加する投資家の数が多いほど利子率の変化に対応する需要の変化が大きいからである。このため、外生的なショックを財政支出や

GNPの変動だけに限れば、為替投機の活性化は為替レートを不安定化させる効果を持つ。しかし、一方先に述べたように経常収支の確率的な変動に関しては投機の活性化は為替レートを安定化させる効果を持つ。従って、このどちらの効果が大きいかが結論を左右するが、規制の緩和にともなって前者の影響が次第に増大してくるために本節の結論が得られるのである。

このことは、規制が緩和されて為替投機が活発になると対外純資産残高に比べて、財政政策などのフローでの資金需給に直接関連する変数が為替レートに大きく影響を与えるという前節の議論に対応している。言い換えれば、まず第一に金利変動と経常収支動向の不確実性のいずれが大きいかということ、第二に外国為替市場の自由化がすでにどの程度進捗しているかということが、追加的な規制の緩和が為替レートのヴォラティリティーに与える影響を決定する要因である^(注14)。

さて、次にヴォラティリティーに関する見方を少し変えてみよう。すなわち、今期の為替レートの変動は過去に得られた情報から予測できる部分と予測できない部分（今期のサプライズあるいはニュースによる部分）に分解することができる。このうち、予測された変動によって説明される割合が高いほど、過去に得られた情報が有用なものとなり、為替レートの予測が容易になると考えられる。従って、逆に為替レートの変動のうち過去からの情報で説明できる割合が小さいほど、ヴォラティリティーが高いと定義することも可能である。これを数学的に表現すれば、為替レートの無条件分散に占める条件付き分散の大きさをヴォラティリティーを定義することを意味している^(注15)。以下ではこれをモデルに即して検討してみよう。

すると、経常収支の誘導形(1.12)は

$$Z_T - Z_{LT} = \lambda (Z_{T-1} - Z_{LT-1}) - \lambda (Z_{TL} -$$

(注14) Kawai(1984)はTsiang-Sohmen型のモデルで為替レートのヴォラティリティーと投機の活性化の関連を分析し、経常収支のショックと金利差のショックの大きさに結論が依存することを示している。しかし、分析は投機の厚みが0・無限大及び有限の3つのケースに限られており、本稿のように投機の厚みが有限の範囲で連続的に変化したときの分析は行われていない。

$$Z_{LT-1}) + f u_{ET} + U_{BT} \quad (1.12)'$$

と書き直せる。よって、(1.11)の為替レートの誘導形は

$$\begin{aligned} e_T &= -\lambda \phi Z_{T-1} + \lambda \phi Z_{LT} + u_{ET} \\ &= -\lambda \phi (Z_{T-1} - Z_{LT-1}) + \{\lambda \phi (Z_{LT} - Z_{LT-1}) + u_{ET}\} \end{aligned} \quad (1.11)'$$

となる。すなわち、為替レートの動きのうち上式の右辺第1項は過去に生じた不均衡を調整する項で過去からの情報によって予測できる部分であり、第2項は今期新たに生じた攪乱によるもので、過去からの情報では予測できない部分である。ところで、簡単化のために恒久的な財政政策の変化を無視して

$$u_T \equiv Z_{LT} - Z_{LT-1} \equiv 0 \quad (2.4)$$

とすると、対外純資産残高の変動（無条件分散）が規制の緩和と共に増大することを示すことができる。すなわち(1.12)'から

$$E((Z_T - Z_{LT})^2) = \lambda^2 \{ (1 - \lambda^2) (1 + \beta f)^2 \}^{-1} \{ f^2 (\sigma_Y^2 / \theta^2 + \sigma_Y^{*2} / \theta^{*2}) + \sigma_B^2 \} \quad (2.5)$$

であるが、(1.13)の性質を考えれば、これが κ の増加関数で

$$\lim E((Z_T - Z_{LT})^2) : +\infty \quad (\kappa \rightarrow +\infty) \quad (2.5)'$$

を満たすことが容易に分かる。つまり、資本移動の規制が緩和されると - 1で議論したように経常収支の調節速度が低下し、過去に生じた不均衡の影響が容易に解消しない。このため、経常収支の累積和である対外純資産の変動が大きくなるのである。さて、(2.2)から為替レートの無条件分散には

$$E(e^2) = (\lambda \phi)^2 E((Z_T - Z_{LT})^2) + \sigma_E^2 \quad (2.6)$$

という関係が存在する。ここで、(2.9)の右辺第一項が為替レートの変動のうち過去からの情報で予測できる部分を表している。従って、われわれのこの場合の為替レートのヴォラティリティーの指標 ρ は

$$\begin{aligned} \rho &\equiv \sigma_E^2 / E(e^2) \\ &\equiv (1 + (\lambda \phi)^2 E((Z_T - Z_{LT})^2) / \sigma_E^2)^{-1} \end{aligned} \quad (2.7)$$

となるが、 ρ はつねに図4のような形状となることを示すことができる。実際、外国為替市場に参加する投資家の数 n が十分に大きいときには

$$\lim (\lambda \phi)^2 (1 - \lambda^2)^{-1} = f^{-2} \lim (1 - \lambda)^2 (1 - \lambda^2)^{-1} = 0 \quad (\kappa \rightarrow +\infty) \quad (2.8)$$

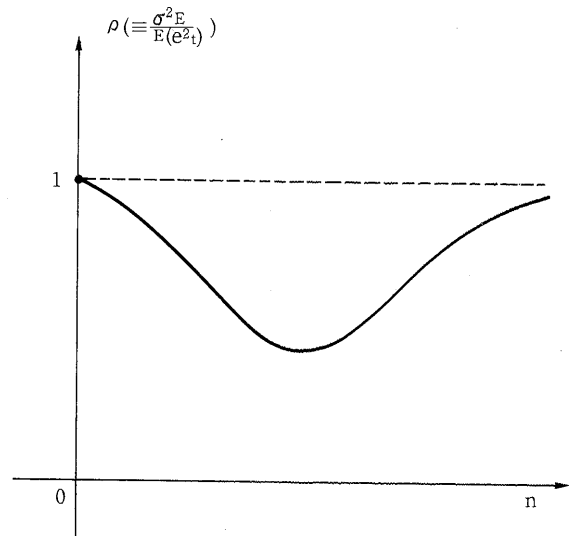
であり、(2.5)のイノヴェーション u の性質を考えると

$$\lim (\lambda \phi)^2 E((Z_T - Z_{LT})^2) = 0 \quad (\kappa \rightarrow +\infty) \quad (2.9)$$

となり、為替レートの変動のほとんどを過去からの情報では予測することのできない変動が占めることになる。

つまり、ヴォラティリティーを今期のサプライズあるいはニュースが為替レートの変動に占める割合として定義しても、過度の規制緩和がかえって為替レートを不安定化させる働きがあるという結論には影響を与えないのである。すなわち、過度の資本移動規制の緩和は為替レートの瞬時的な動きを不安定化させるだけではな

図4 資本移動の自由化と為替レートのヴォラティリティー



(注15) このヴォラティリティーの定義は為替レートを対外純資産残高に回帰させたときの説明力(R^2)の低さと同値である。

く、過去に得られた情報の重要度を低下させる効果があり、少なくとも為替レートの安定化と

いう政策的な見地から考えれば、十分に慎重な対応が必要であると考えられる。

・資本移動自由化のマクロ的效果

この節では資本移動の自由化（金融の国際化）自体のもつマクロ的效果について議論を行なおう。すなわち、前節で議論したように、資本移動の自由化は内生変数（GNP・物価・為替レート）の外生的ショック（財政・金融政策や対外純資産残高の変化）に対する感応度に影響をあたえる。

しかしながら、資本移動の自由化の影響はこれにとどまる訳ではない。規制緩和によって(1.1)式のパラメータ κ が増加すれば、他の内生変数・状態変数（前期末の対外純資産）を一定としても、それ自体で内生変数に影響を与えるからである。事実、深尾光洋(1989)によれば85年以降の外国為替市場の規制緩和は、過剰に供給されているドル建ての資産の受け手を増やし、急速な円高を阻止しようとした色彩が強いと考えられる。果して、このような規制緩和策が当初期待されていたような効果を発揮しているのだろうか。それがここでの検討問題である。

さて、そのためにアセット・アプローチ・モデルの解(1.11)、(1.12)式を κ について微分してみよう。すると、資本移動の規制が緩和されたことによって、為替レート・経常収支（対外純資産）の動きがどのように変化するかを分析できる。技術的には、離散形におけるパラメータに関する変分方程式を求めることになる（注16）。いま、対外純資産の κ に関する微分を

$$\varepsilon_{T+J} \equiv dZ_{T+J}/d\kappa : 0 \leq J < +\infty \quad (3.1)$$

としよう。この時(1.12)式から、

$$\varepsilon_{T+J} = \lambda \cdot \varepsilon_{T+J-1} + (d\lambda/d\kappa) \cdot$$

$$Z_{T+J-1} + (1-\lambda)(i_{LT}^* - i_{LT}) - (d\lambda/d\kappa) \cdot \kappa(i_{LT}^* - i_{LT})$$

$$\text{但し、} d\varepsilon_{t-1}/d\kappa \equiv 0 \quad (3.2)$$

ところで(1.12)式を前向きに解けば

$$Z_{T+J-1} - \kappa(i_{LT}^* - i_{LT}) = \lambda^J (Z_{T-1} - \kappa(i_{LT}^* - i_{LT})) \quad (3.3)$$

であることから、

$$\phi_{T+J} \equiv \lambda^{-J} [\varepsilon_{T+J} - (i_{LT}^* - i_{LT})] \quad (3.4)$$

とおけば、(3.2)(3.3)式から

$$\begin{aligned} \phi_{T+J} &= \phi_{T+J-1} + (d\lambda/d\kappa) \cdot (Z_{T-1} - \kappa(i_{LT}^* - i_{LT})) \\ &= (J+1) \cdot (d\lambda/d\kappa) \cdot (Z_{T-1} - \kappa(i_{LT}^* - i_{LT})) \end{aligned} \quad (3.5)$$

従って、 ε_{T+J} は

$$\begin{aligned} \varepsilon_{T+J} &= (i_{LT}^* - i_{LT}) + (J+1) \cdot \lambda^J \cdot \\ &\quad (d\lambda/d\kappa) \cdot (Z_{T-1} - \kappa(i_{LT}^* - i_{LT})) \end{aligned} \quad (3.6)$$

を得ることができる。ところで(1.12)式から

$$\sum_{K=0}^{+\infty} B_K \equiv \sum_{K=0}^{+\infty} (Z_T - Z_{T-1}) = - (Z_{T-1} - \kappa(i_{LT}^* - i_{LT})) \quad (3.7)$$

従って、(3.6)は

$$\varepsilon_{T+J} = (i_{LT}^* - i_{LT}) - (J+1) \cdot \lambda^J \cdot (d\lambda/d\kappa) \cdot \sum_{K=0}^{+\infty} B_K \quad (3.8)$$

と書き直すことができる。すると(1.4)から

$$\begin{aligned} de_{T+J}/d\kappa &= -f^{-1}(d\lambda/d\kappa) \sum_{K=0}^{+\infty} B_K + \\ &\quad f^{-1}(1-\lambda)(i_{LT}^* - i_{LT}) \quad (J=0 \text{ の時}) \\ &= -f^{-1} \lambda^J (d\lambda/d\kappa) \sum_{K=0}^{+\infty} B_K \\ &\quad \cdot \{-1 + \lambda^{-1} \cdot (1-\lambda) \cdot (1-\lambda) \cdot J\} \\ &\quad (J>0 \text{ の時}) \end{aligned} \quad (3.9)$$

となる。ここでまず $J=0$ の場合について考え

(注16) 本来の変分方程式は(1.6)と(1.7)から直接得られるものであるが、この差分方程式の体系は鞍点安定(Saddle Point Property)である。従って、安定な解から摂動を行うと(perturb)、不安定な解を求めることになる。これは投機の泡の排除に関する仮定と反してしまう。従って、変分方程式を導く際にも誘導形が必要となるのである。

よう。(3.9)は、資本移動の規制緩和によって生ずる為替レートの瞬時的な変化を二つの効果に分解して考えることができることを表している。すなわち、右辺第1項の長期的な金利差要因と第2項の経常収支の予想要因である。まず、金利差要因から解説することにしよう。調整過程でのリスク・プレミアムの変化を無視すれば、投資家が内外資産のうちいずれを選択するかは長期均衡においてどちらの資産の金利が高いに依存する。従って、長期的に経常収支の調整が終了したときの外貨建て資産の金利が邦貨建て資産のそれに比べて高く

$$i_{LT}^* > i_{LT} \quad (3.10)$$

が成立していると(3.8)式の右辺第1項は正となり、この効果だけを取り出してみれば資本移動の規制緩和は為替レートを減価させる圧力をもたらす。すなわち、規制緩和によって長期的に魅力的な外貨建て資産の需要が増加し、それが外国為替市場で自国通貨売りの圧力を加えているのである。

これに対して第2項は、第1項で捨象された資本移動の規制緩和が長期均衡への調整過程に与える影響を示している。もし当初に将来の経常収支の黒字が予想されていると、規制の緩和は経常収支の調整速度の低下を通じて将来の対外純資産の需給を一層緩和させるから、その価格を低下させるために為替レートを増価させる圧力を生じさせる。(赤字が予測される場合はこの逆)これが第2項の経済学的な意味である。言い換えるならば、第1項は長期的なインカム・ゲインの差によって規制緩和の効果が影響を受けることを、第2項はそれに至る調整過程での為替リスクの大きさが同様に規制緩和の効果を左右することを示しているのである。

以上から明らかなように、規制緩和が為替レートに与える瞬時的な効果はその時点で経済がどのような状況にあるかに依存し、一義的に決定することはできない。(規制緩和の効果をまとめたものが表1である。)しかしながら、たとえ外国の金利が自国のそれより高いとしても規制緩和によって直ちに為替レートが減価す

るとは限らないことには十分留意すべきである。すなわち、アメリカの高金利・日本の大幅経常収支黒字を背景に80年代の中盤に資本移動の自由化が急速に進捗したわけであるが、この状況のもとでは第2項の為替リスク増大の効果が第1項の効果を上回っていた可能性は十分に存在する。従って、短期的にみるかぎり、資本移動の自由化が円高圧力を抑制できたかということには多分に疑問が残るように思われる。

さて、ここまでの議論は $J = 0$ の時点、言い換えれば規制緩和を施行した時点での効果に限られていた。次により長期の動学的な効果について検討することにしよう。まず、図5を参照されたい。図5は(1.11)と(1.12)を満たす為替レートと対外純資産の動学的経路を描いた位相図(Phase Diagram)である。VV線が規制緩和前の、 $V'V'$ 線が緩和後の経路を表している。 $V'V'$ 線の傾きが小さくなっているのは、規制の緩和によって為替レートの対外純資産残高に対する感応度 ϕ が低下しているからである。

そこでいま、経済が当初図5のA点にあったものとしよう。規制緩和によって、経済はA'へ移ることになる。つまりA点では長期均衡点Eから比べて大幅に対外純資産が不足し、将来の大幅な経常収支黒字が見込まれていた点である。すると(3.9)の右辺第二項の効果が支配的となり、規制緩和によって為替レートが瞬時的に増価する。しかしながら、時間が十分経過すると逆に当初(規制緩和前)に予測されたよりも為替レートは減価することになる。これはB点とB'を比較すれば明らかなことであり、数式の上でも容易に証明することができる。すなわち、(3.9)式において

$$de_{T+J}/dk < 0; J = \lambda / (1 - \lambda) > 0; J > \lambda / (1 - \lambda) \quad (3.11)$$

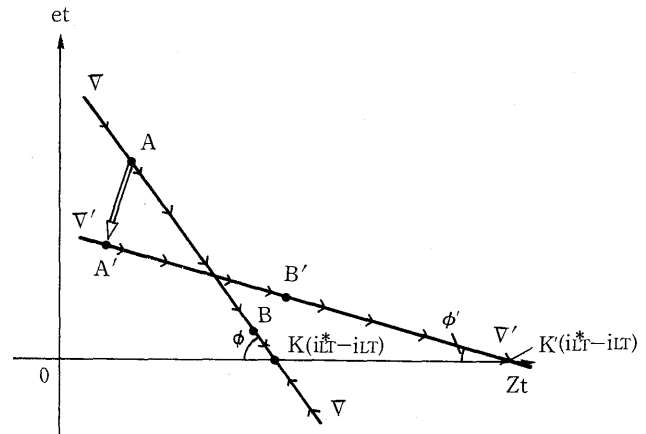
である。従って規制緩和後十分に時間が経過した時点では、当初に将来の経常収支の黒字と為替レートの増価が予測されていた場合には、規制緩和は為替レートを減価させる働きをすることになる。つまり長期的に見れば、規制緩和の効果は経常収支予想要因によって決定され、黒

表1 資本移動規制緩和の為替レートへの影響
(上段が内外金利差の効果, 下段が経常収支予想の効果)

内外金利差 要因 ・ 経常収支 予想要因	内外金利差 正	内外金利差 負
経常収支 黒字予想	自国通貨高 ・ 自国通貨高	自国通貨安 ・ 自国通貨高
経常収支 赤字予想	自国通貨高 ・ 自国通貨安	自国通貨安 ・ 自国通貨安

字が見込まれるときには自国通貨高の防止策として、逆に赤字が見込まれるときには自国通貨安の防止策として有効である。しかし、資本移動

図5 資本移動の自由化の動学的な効果 ($\kappa' > \kappa$)



規制の緩和がすでに十分進捗して経常収支の調整速度 λ が1に近い場合は、効果が現れるまでにラグが生じるのである(注17)。

結 論

この論文では、資本移動の自由化を軸に開放経済マクロモデルの理論的な関連と規制緩和自身の持つ経済的效果について分析を行った。結論は以下に述べるとおりである。

1. マンデル・モデル (IS バランス・アプローチ・モデル) は、資本移動の規制が急速に緩和したときのアセット・アプローチ・モデルの短期的な近似である。より厳密な言い方をすれば、外国資産需要関数の収益率格差に関する感度 κ を無限大にしたとき、有限の時間範囲でアセット・アプローチ・モデルの解はマンデルのそれに一致収束する。
2. GNP や財政支出などの金利に影響を与える攪乱が経済変動を引き起こしている主要因であるとき、過度の資本移動規制緩和は為替レートのヴォラティリティーを以下の

二つの意味で上昇させる。一つは、為替レートの条件付き分散が増大することであり、もう一つは為替レートの無条件分散が条件付き分散に近づくということである。前者は為替レートの瞬時的な変動が規制緩和によって増大することを意味しており、後者は過去に得られた情報が為替レート予測に果たす役割が減少することを意味している。逆に、経常収支関数の確率的な変動が経済変動の主要因である場合には、規制緩和による外国為替投機の活性化は条件付きの分散で定義された為替レートのヴォラティリティーを減少させる。

以上の結論は、投機の価格安定化機能の有無が為替レートの変動が対外純資産の需要関数・供給関数のいずれの確率的変動に基づくかに依存していることを示している。

(注17) 現在、為替レートは円高基調から若干円安方向へ修正されつつある。一つの考え方としては資本移動規制がほぼ完全に撤廃されてから十分に時間がたったため、当初に期待されたドル安の防止効果が現れてきたと考えることもできる。

すなわち、供給関数の変動（経常収支関数の確率的変動）が支配的な場合には、外国為替投機の活性化は需要関数を弾力的にするために、為替レートの変動を安定化させる。これに対し、需要関数の変動（GNPや財政支出の確率的変動）が支配的な場合には、投機の活性化によって集計化された需要関数のシフトが増幅されるために、為替レートの変動は不安定化する。従って、為替レートのヴォラティリティーと為替投機の関係は優れて実証的な問題であって、先験的に理論によって決定的な結論を導き出すことは難しいと考えられる。

3. 資本移動の規制緩和が為替レートに与える影響は短期的には一義的に確定できない。なぜならば、規制緩和の影響は以下に述べる二つの効果に分類されるからである。（表1を参照されたい。）まず第一の効果として長期的あるいは恒常的な内外金利差が上げられる。長期的に考えるならば（経常収支が均衡するくらい十分に調整の期間を長く考えれば）、為替レートは均衡の回りでランダムにしか変動しなくなるから、内外資産の保有残高を決めるものは内外金利差である。従って、外国の金利が長期にわたって自国金利よりも高いと予想される場合規制緩和は自国通貨安の要因となる。

第二の要因としては将来経常収支の調整過程で一国全体で負うべき為替リスクが規制の緩和によってどれだけ変化するかが重要となる。もし現在において将来の経常収

支の大幅黒字が望めるならば、資本移動の規制緩和は自国通貨高要因として働く。なぜならば、他の事情を一定とする限り、規制緩和が経常収支の調整速度の低下を通じて将来の対外純資産の供給を増加させるからである。従って、自国の経常収支が黒字基調で自国金利が外国金利に比べて低いときには、この二つの効果が相反する方向で働くので短期的には規制緩和の影響を確定させることができない。

しかし、規制緩和の実施から十分に時間が経過すると、規制緩和の効果は経常収支の予想要因によって決定されることになる。すなわち、金利差要因に基づく資本移動は規制緩和前に外国為替市場に参加できなかった主体が対外純資産を需要する一過性の効果であるが、経常収支の予想要因は対外純資産蓄積の時期的な経路の変化を通じて、為替レートに永続的な影響を持つからである。この時、将来の経常収支に黒字が見込まれていると、為替レートは規制緩和後しばらく自国通貨高で推移した後、初めて減価することになる。（赤字が予想された場合はこの逆。）つまり、自国の経常収支の黒字と共に為替レートが増加する期待がもたれている局面での規制緩和は、長期的には自国通貨高の防止策として有効であるが、その効果が現れるまでにラグが存在する。そして、ラグの長さは追加的な緩和を実施する際にすでに規制緩和がどの程度進捗しているかに依存する。

参 考 文 献

- 植田和男(1983)『国際マクロ経済学と日本経済』 東洋経済新報社
- _____(1987)「経常収支の長期変動と短期変動」 浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編『日本経済のマクロ分析』東京大学出版会：13 - 34
- 大瀧雅之(1990)「資本移動の自由化と国際マク

- ロ経済学 - 中期国際マクロ理論の統合 - 」学位請求論文（東京大学）
- 大瀧雅之・山崎福寿・深尾京司(1990)「金融の国際化と最適金融政策」季刊理論経済学 第41巻第4号：336 - 52
- 河合正弘(1986)『国際金融と開放マクロ経済学 - 変動レート制のミクロ・マクロ分析 - 』

- 東洋経済新報社
- 翁邦夫(1985)『期待と投機の経済分析 - 「バブル現象と為替レート」 - 』 東洋経済新報社
- 翁邦夫・鈴木俊之(1987)「為替レートとリスクプレミアム」 経済研究 第38巻第3号: 202 - 12
- 小宮隆太郎・須田美矢子(1983)『現代国際金融論 - 理論編 - 』日本経済新聞社
- 深尾京司(1983)「為替レートの決定要因と為替投機需要」 金融研究 第2巻第4号: 27 - 65
- 深尾光洋(1983)『為替レートと金融市場』 東洋経済新報社
- _____(1988)「金融の国際化が為替レートの変動および国際収支に与える影響について」 金融研究 第7巻第4号: 1 - 42
- _____(1989)「日本の為替管理の自由化と国際収支構造の変化」『金融研究』 第8巻第4号: 1 - 65
- 山崎福寿・大瀧雅之(1990)「預金金利の自由化とマクロ経済の安定性」 季刊理論経済学 第41巻第1号: 65 - 77
- Arrow, K. J., and R. Lind (1970), "Uncertainty and the Evaluation of Public Investment," *American Economic Review* 60:364-78.
- Dornbusch, R. (1982), "Flexible Exchange Rate and Interdependence," *N. B. E. R. Working Paper* No.1035.
- Driskill, R. (1981), "Exchange Rate Overshooting, the Trade Balance, and the Rational Expectations," *Journal of International Economics* 11:361-77.
- Fleming, J. M. (1962), "Domestic Fiscal Policies under Fixed and Floating Exchange Rates," *IMF Staff Papers* 9:369-80.
- Friedman, M. (1953), "The Case for Flexible Exchange Rates." in *his essays on Positive Economics*. Chicago: University of Chicago Press: 157-203.
- Fukao, M., and K. Okina (1988) "Internationalization of Financial Markets and Balance of Payment Imbalances: A Japanese Perspective," *Paper for Carnegie - Rochester Conference*.
- Kawai, M. (1983), "Exchange Rate Volatility and Balance - of - Payment Instability in a Rational Expectation Model of Forward Exchange," in *Exchange Rate and Trade Instability: Causes, Consequences, and Remedies*, edited by David Bigman and Teizo Taya. Cambridge: Ballinger Publishing Co.:167 - 94.
- _____(1984), "The Effect of Forward Exchange on Spot - Rate Volatility Under Risk and Rational Expectation," *Journal of International Economics*, 19:155 - 72.
- _____(1985), "The Welfare Effects of Exchange Market Instability Covered Interest Arbitrage and Forward Speculation: A Numerical Approach," *Unpublished manuscript, The Johns Hopkins University*.
- Kouri, P. J. K. (1976), "Exchange Rate and Balance of Payment in the Short Run and in the Long Run," *Journal of Scandinavian Economics* 2:280 - 304.
- Laursen, S., and L. A. Metzler (1950), "Flexible Exchange Rate and the Theory of Employment," *Review of Economics and Statistics* 18:281 - 99.
- McCafferty, S., and R. Driskill (1980), "Problems of Existence and Uniqueness in Non Linear Rational Expectations Models," *Econometrica*, 48:1313 - 17.
- Mckinnon, R. I. (1979), *Money in International Exchange - The Convertible Currency System* - New York Oxford: Oxford University Press.
- Mundell, R. A. (1963), "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates," *Canadian Journal of Economics and Political Science* 29:475 - 85.

Obstfeld, M. (1982), "Aggregate Spending and the Terms of Trade : Is There a Laursen-Metzler Effect? "*Quarterly Journal of Economics* 97 1982 : 251 - 77.