

## 短期為替レート変動の実証分析

岡田 義昭

- I はじめに
- II 議論の経緯
- III 理論モデル
- IV 実証分析：レジーム・スイッチング・モデル
- V 結び
- 注
- 参考文献
- 添付図

### 【要旨】

本稿では、まず標準的な短期為替変動理論であるブランソン・モデルをベースに、レジーム・スイッチング理論ないしは隠れ (hidden) マルコフ理論を援用して、高ボラティリティ・レジームと低ボラティリティ・レジームとによる2レジーム・スイッチング・モデルを構築した。ついで、それら理論式に対し、マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法を採用し、回帰分析を行った。推計期間としては、わが国がブレトン・ウッズ体制から変動相場制へ移行した時期を勘案して1973年より最近時点(2009年)までの四半期・半期をとった。その結果、3ヶ月と6ヶ月という予想為替レートの長短や、高ボラティリティ・レジームと低ボラティリティ・レジームというレジーム間の相違によって、円ドル為替レートの推計結果にそれぞれ特色の見られることが観察された。

### 【キーワード】

ブランソン・モデル, 先物プレミアム・パズル, レジーム・スイッチング・モデル, マルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法, ギブス・サンプラー・アルゴリズム

## I はじめに

1971年8月、ニクソン米国大統領の金ドル交換停止宣言により、戦後の国際通貨制度を支えたブレトン・ウッズ体制が崩壊した。その後、多くの人々の懸命な再生努力にもかかわらず、1973年2～3月には主要通貨は“制度なき制度”としての変動相場制に移行せざるを得なかった。その時から今日までおよそ40年近くが経ち、通貨取引のグローバル化の進展、すなわち、多額の通貨が瞬時のうちに地球的（global）規模で取引されるようになると、変動相場制の様々な功罪が顕著となった。外国為替市場において通貨の需給に応じて為替レートが自由に決定されるようになったことから、市場は、①取引財の同質性、②市場参加者の多数性、③情報の完備性、④参入・退出の自由性、という完全競争条件を満たすことで、直物為替レート、先物為替レート、ならびに将来の予想為替レートに応じて、為替差損の回避＝為替リスク・ヘッジや為替差益の追求＝スペキュレーションという行為が一般的となった。為替リスク・ヘッジは、先渡し予約・先物契約、リーズ・アンド・ラグズ、マリー、ネットティングなど古典的ヘッジ手段からスワップ、オプションなどの金融デリバティブまで、多様な方策が開発・活用されるようになった。他方、スペキュレーションは、1990年代後半にタイ・パーツの割高感＝下落予想から外国投資家による多額のパーツ空売りやパーツの売り戻し権利付きスワップ取引を引き起こし、1997年から翌年にかけて発生した東アジア通貨危機の発端となった<sup>1)</sup>。あるいは、近年の日本の低金利政策に基づく多額の円キャリー・トレード＝米ドル投資は、2008年における米国の不動産投融資破綻とその後の世界的金融危機を促進させた<sup>2)</sup>。かくして、現実の国際金融事象が提起する様々な重要問題に対し、理論的・実証的側面からその因果関係を明らかにし、実行可能な意味ある政策命題を導く作業が幾多の叡智を結集して推し進められた。そのなかでも、変動相場制下での為替レートの変動メカニズム問題に関し、隣接諸分野の豊富な研究成果を取り入れて著しい進展を遂げた。

そこで本稿では、そうした先行研究成果を踏まえ、まず標準的な短期為替変動理論であるブランソン・モデル<sup>3)</sup>をベースに、レジーム・スイッチング理論ないしは隠れ（hidden）マルコフ理論を援用して、為替レートが激しく乱高下する高ボラティリティ・レジームと、比較的安定して推移する低ボラティリティ・レジームによる2レジーム・スイッチング・モデルを構築する<sup>4)</sup>。ついで、それら理論式に対し、利用可能な定常時系列データ数の制約を回避し、かつ推定量の漸近的特性が未知の有限標本特性に関して有効に確かめられ得る「マルコフ連鎖モンテカルロ（MCMC）法によるベイズ推定法<sup>5)</sup>」を回帰分析の推計法として

本稿で採用する。また、具体的な計算のアルゴリズムとして、ギブス・サンプラー（Gibbs sampler）を用いる。さらに推計期間としては、わが国がブレトン・ウッズ体制から変動相場制へ移行した時期を勘案し、四半期データとしては1973年第1四半期より2009年第4四半期（標本数：148サンプルズ）までをとる。また半期データとしては、同じく1973年前半期より2009年後半期（標本数：74サンプルズ）までとする。

こうして、本稿において、円ドル為替レートの短期変動メカニズムを、最近の研究動向を展望しつつ理論的・実証的に明らかにする。

## II 議論の経緯

日次、週、月次、あるいは四半期など短期の時間軸の場合、市場における価格の調整速度に着目して、金融市場体系の枠組みのもとで為替レートの変動メカニズムを説明するブランソン・モデル<sup>6)</sup>によれば、経済主体の主体的均衡条件＝最適ポートフォリオは、カバー付きないしはカバー無し金利平価式によって示され得る。いずれの場合でも、内外金利スプレッドが所与のとき、直物為替レート、先物為替レート、ならびに予想為替レートの3者の関係によって市場参加者の金利裁定行動が具体的に決まってくるが、しかしながら、ここでとりわけ重要な役割を担う予想為替レートの定式化はそう容易なものではない。今日、①静学的予想、②外挿的予想、③適応的予想、④回帰的予想、⑤分布ラグ予想、⑥合理的予想、などのフォーミュラーが利用できるが<sup>7)</sup>、①の静学的予想を除くいずれのフォーミュラーに依拠するにせよ、為替レートが乱高下やオーバーシュートするなど激しく変動する時期と、逆に比較的安定的に推移する時期とでは、為替レートのマーケットにおける予想形成に及ぼす影響は一義的ではあるまい。実際、国際金融情報センターで採取されている市場参加者による予測アンケート調査を見ると<sup>8)</sup>、為替レートが乱高下する時期には、マーケット関係者の予想為替レートに大きなバラツキが見られる。他方、為替市場が安定的な時期には予想為替レートのレンジは相対的に狭い。さらにまた、為替レート予想を含むカバー無し金利平価式の理論的インプリケーションと実際の為替レートの動きとでは、往々にして逆の関係となる場合が多い。こうした理論と現実との乖離をもって先物プレミアム（ディスカント）“パズル”と称される<sup>9)</sup>。

ところで、ハミルトンは、1989年のEconometricaでレジーム・スイッチング・モデルを定式化し、これを景気循環問題に適用した<sup>10)</sup>。すなわち、彼は、 $y_t$ を実質GNP成長率（対数値、%表示）、 $S_t$ を状態変数とし、かつ2状態のマルコフ連鎖に従うものと仮定して、

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i (y_{t-i} - \mu(S_{t-i})) + \sigma \varepsilon_t \quad (\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0,1))$$

という  $n$  次の自己回帰モデル (AR ( $n$ )) でレジーム・スイッチング体系をモデル化した。ただし、状態変数  $S_t$  は景気の拡大期 (成長率が正) には  $S_t=1$ 、後退期 (成長率が負) には  $S_t=0$  とした。彼はこのモデルを戦後の米国経済に適用し、景気の転換点を確率的に導き出した。

しかるに、彼のこうしたレジーム (or マルコフ)・スイッチング・モデルは、単に景気循環メカニズムを解明するためだけに有用なのではなく、為替レートの変動メカニズムを解明するにあたっても多く示唆を秘めていることが分かった。いま  $y_t$  を自国通貨建て為替レートの対数値、 $r_t$  を自国金利 (少数表示、年率換算)、 $r_t^*$  を外国金利 (同) とすれば、カバー無し金利平價 (UIP) の線形回帰式は

$$(y_{t+n} - y_t) \frac{12}{n} = \alpha + \beta (r_t - r_t^*) + \varepsilon_{t+n} \quad (\varepsilon_{t+n} \sim i.i.d.N(0, \sigma^2))$$

で示される。ここで説明変数たる内外金利スプレッドを被説明変数たる  $n$  ヶ月先の予想為替レート変化率に関連付ける各パラメータ  $\alpha$ 、 $\beta$  や攪乱項  $\varepsilon$  が、為替レートの変動を取り巻く様々な状態変数  $S_t$  に依存して決まることは明らかである。かくして、こうした認識のもと、Engel/Hamilton (1990)、Bekaert/Hodrick (1993)、Engel (1994)、Bollen/Gray/Whaley (2000)、Dewachter (2001)、Ichiue/Koyama (2007) など、為替レート変動問題の実証研究に関して多くの論文が発表され、それぞれ状態変数の意味づけや統計式的特定化に工夫がなされた。さらにこれら為替レート・モデルに加え、金融・ファイナンス分野の多様な問題に対しても、レジーム・スイッチング・モデル、マルコフ・スイッチング・モデル、隠れ (hidden) マルコフ・モデルなどの名称で、数多くの研究業績が現れた。例えば、Hamilton/Raj (2002)、Bahr/Hamori (2004) は、景気循環・金融・ファイナンス分野への応用例を全体的に展望した。Rubio-Ramirez/Waggoner/Zha (2005) は、マルコフ・スイッチング SVAR により、ユーロ圏の実体経済や金融について分析した。Castelnuovo/Greco/Raggi (2008) は、戦後米国経済金融統計を用いて、インフレ目標に対するレジーム・シフトと時間的変化の観点からテイラー・ルール金融政策を検証した。さらに Gruss/Mertens (2009) は、金利のレジーム・スイッチング過程を新古典派小国経済モデルに導入して、新興国の国際通貨危機問題を論じた。

以上のようなレジーム・スイッチング・モデルの実証分析に対し、パラメータの推計法として、当初、期待最大化 (Expectation Maximization; EM) アルゴリズムによる最尤法がよく用いられた<sup>11)</sup>。しかしながら、この推計法では、①モ

デルが複雑で、尤度局面に多くの局所最適点が生じてしまう、②状態数の決定に関して正則条件が満たされていないため、アドホックな方法をとらざるを得ない、などが指摘されている<sup>12)</sup>。したがって、今日ではとくに①の問題を解消すべく、マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法 (BI-MCMC) を利用する例が多くなった。

かくして本稿では、まず為替レートの短期変動理論を概観したあと、為替レート変動のボラティリティに関する状態 (state) を基に、高ボラティリティ・レジームと低ボラティリティ・レジームという二つのレジーム・スイッチング・モデルをアンカバードベースの金利平価回帰式に対して導入する。ここではレジーム・スイッチングは取り扱いが比較的容易で直截的な外生扱いとする<sup>13)</sup>。また、上述モデルの推計法に関しては、利用可能な定常時系列データ数の制約を回避し、かつ推定量の漸近的特性が未知の有限標本特性に関しても有効に確かめられ得る「マルコフ連鎖モンテカルロ法 (MCMC) によるベイズ推定法」を適用する。また、具体的な計算のアルゴリズムとしては、「ギブス・サンプラー (Gibbs sampler)」を用いる。推計期間は、わが国がブレトン・ウッズ体制から変動相場制へ移行した時期を勘案し、四半期データとしては1973年第1四半期より2009年第4四半期 (標本数: 148 サンプルズ) までとする。また半期データとしては、1973年前半期より2009年後半期 (標本数: 74 サンプルズ) までをとる。これら推計結果から、高ボラティリティ・レジームと低ボラティリティ・レジームという二つのレジームの違いや、四半期ないしは半期という時間軸の相違によって、為替レートの短期変動メカニズムにそれぞれどのような違いが生ずるかを、円ドル為替レートの例によって明らかにする。

### Ⅲ 理論モデル<sup>14)</sup>

#### 1 時間軸

まず、分析の時間軸を「短期」「中期」「長期」に分割する。これは、為替レートに影響を及ぼしあう諸要因やその相互関連性が、時間の長さの取り方によって変わってくることに基づく。

短期とは、金融市場の価格-数量調整速度とそれ以外の市場、すなわち財サービス市場や労働市場の価格-数量調整速度との違いに着目する。例えば、前者の調整は後者に比して相対的に速く、一般的に瞬時になされることから、財サービス産出量、消費・投資需要、雇用、経常収支、財サービス価格、賃金等の主要マクロ経済変数を所与とし得るような期間である。したがって、金融資産の需要・供給のみが変化するような期間を前提とする。具体的には、秒分、時、日、週、

月ないしはせいぜい四半期単位の変化を分析の対象とする。

中期とは、主要マクロ経済変数が変化する程度の期間である。具体的には、半年から数年単位というところである。

最後に長期とは、完全雇用における定常的経済成長下での趨勢的・傾向的為替レート変動を主たる分析対象とするような期間である。具体的には、3～5年から10年程度ないしはそれ以上のタイム・スパンを考える。

## 2 短期モデル

まず、為替レートを二国間の通貨の交換比率としてとらえ、時間軸を「短期」とする。したがって、為替レートは、各单位期間に金融市場体系の一部として決定されるものとする。すなわち、一般に為替レートに関しては、財サービス市場での為替レート変動に伴う財裁定取引に係わる調整速度に比して、同じく為替レート変動に伴う資産選択に係わる金融市場での調整速度のほうが大きい、換言すれば、後者の調整が前者に比して相対的に速く、瞬時になされ得ることから、財サービス市場で調整がなされる期間より短い期間を単位期間にとるならば、こうした仮定は十分に肯定されるものであろう。また、これら金融市場は「完全競争的」と仮定する。

そこで我々は、単位閉区間 $[0,1](\subset R^1)$ に連続的に分布する経済主体 $i$ から構成される小国経済を考える。当該経済には3種類の金融資産が存在すると想定する。すなわち、ある経済主体 $i(i \in [0,1])$ は、利子率 $r$ の自国通貨建て金融資産 $A$ 、外生的に決定される利子率 $r^*$ の外国通貨建て金融資産 $A^*$ (外国通貨、外国証券などを一括した合成財ストック)、ならびに自国通貨 $M$ を保有するとする。但し、 $A$ と $M$ の金融資産は non-tradable と仮定する。したがって、 $A^*$ だけが外国と取引され、それはまた時間を通じて経常収支ないしは資本収支の黒字によってのみ自国に蓄積されるものとする。かくして、利子率や為替レートが市場のオークションから提示されたとき、各経済主体は、保有する各ポートフォリオからの収益最大化=最適資産選択行動をとるとすれば、以下で見るごとく、各人が保有する各国通貨建て金融資産のストックに関し、それぞれのポートフォリオからの収益を均等化することが主体的均衡条件となる。そうした主体的均衡条件を達成すべく各経済主体は各国通貨建て金融資産の購入・売却を行い、それに伴って特に外国通貨建て金融資産の需給を均衡させるように短期の為替レートは決定されるものとする。

## 3 最適資産選択

ここで $t$ 期における自国通貨建て金融資産の金利を $r$ (年率換算、少数表示)、



外国通貨建て金融資産の金利を  $r^*$  (同), 直物為替レートを  $e$  (自国通貨建て), 将来の予想為替レートを  $\hat{e}$  (同) とする。

自国の経済主体  $i \in [0,1]$  が,  $t$  期において自国通貨建て金融資産  $A(i)$  を購入し運用すると,  $n$  ヶ月後には  $A(i)(1+r\frac{n}{12})$  の元利合計が得られる。他方, 外国通貨建て金融資産  $A^*(i)$  を購入し同じく運用すると,  $n$  ヶ月後には自国通貨に換算して  $E[\hat{e}]A^*(i)(1+r^*\frac{n}{12})$  (アンカバー・ベース) の元利合計が期待できる。但し,  $E[\cdot]$  は期待値オペレータである。したがって,  $W(i)$  をこの経済主体の総所得額,  $\pi$  を利益関数とすれば, この経済主体の最適化行動は,  $\forall i \in [0,1], \forall t \in \{0,1,2,\dots\}, \forall n \in \{1,2,\dots\}$  に対し,

$$(1) \quad \max_{\{M\}\{A\}\{A^*\}} : E_t[\pi_{t+n}(i)]$$

$$\pi_{t+n}(i) = M_t(i) + A_t(i)(1+r_t\frac{n}{12}) + \hat{e}_{t+n}A_t^*(i)(1+r_t^*\frac{n}{12})$$

$$\text{s.t.} \quad M_t(i) + A_t(i) + e_t A_t^*(i) \leq W_t(i)$$

$$\text{given } r_t, r_t^*, e_t, W_t(i)$$

で定式化される。この制約条件つき最大化問題に関して, ラグランジュ関数を

$$(2) \quad V(M, A, A^*, \lambda) = E_t[\pi_{t+n}(i)] + \lambda_t \{W_t(i) - M_t(i) - A_t(i) - e_t A_t^*(i)\}$$

と定義し, 「Kuhn-Tucker」定理より各変数  $M, A, A^*, \lambda$  で偏微分してこれを 0 と置いて整理すれば,

$$(3) \quad 1 + r_t \frac{n}{12} = \frac{E_t[\hat{e}_{t+n}]}{e_t} (1 + r_t^* \frac{n}{12})$$

$$(4) \quad M_t(i) + A_t(i) + e_t A_t^*(i) = W_t(i)$$

なる最大化のための条件が得られる。ここで (3) 式の両辺の対数を取り, 一次のテイラー展開を求めれば,  $\ln(1+x) \approx x$  であるから, (3) 式はさらに

$$(5) \quad r_t \frac{n}{12} = r_t^* \frac{n}{12} + \frac{E_t[\hat{e}_{t+n}] - e_t}{e_t}$$

となる。この (5) 式は, 為替レートの先行き見通しに伴い, 先物手当てをせず裸のまま「持ち」を作って為替リスクを負うことを意味し, アンカバー・ベースの金利平価式ないしは金利裁定式と称されるものである。

#### 4 金融市場

自国・外国の各経済主体が, 上述のごとく金融資産選択に関する最適化行動, すなわち所得制約下での収益最大化に対する主体的均衡条件を満たすとき, その結果として個々の金融資産の需要・供給に関する集計量が出会う場である金融資産市場とは, 一体いかなるメカニズムでその需給調整機構が運行されていくのであろうか。ここでその運行様式 (modus operandi) を検討してみよう。

a 市場均衡

$t$  期における金融市場全体の均衡式は、将来時点を例えば  $n=12$  として固定したときの超過需要関数を  $Z(r_t, r_t^*, e_t) \equiv \int [M_t(i) + A_t(i) + e_t A_t^*(i) - W_t(i)] di$  とおけば、外国金利  $r_t^*$  が所与のとき、 $\bar{r}_t, \bar{e}_t \in [0, \infty) \subset R^1$  に対して、

$$(6) \quad Z(\bar{r}_t, r_t^*, \bar{e}_t) = 0$$

で表せる。

b 均衡解の存在

まず、 $M_t = \int M_t(i) di$ ,  $A_t = \int A_t(i) di$ , ならびに  $A_t^* = \int A_t^*(i) di$  なる各金融資産の集計量を考える。また、併せて  $W_t = \int W_t(i) di$  なる所得の総計を考える。したがって、本国通貨建て金融資産と外国通貨建て金融資産は完全代替的(それ故、リスク・プレミアムはゼロ)とし、さらにアンカバー・ベースの金利裁定を仮定した場合、 $\hat{e}/e$  を予想為替レートと今期の為替レートとの比率とすれば、 $t$  期の各市場は(以下添え字  $t$  は省略)、

$$(17) \quad M = M\left(r, r^*, \frac{\hat{e}}{e}\right) \times W \quad : \text{通貨市場}$$

$$M_1 < 0, \quad M_2 < 0, \quad M_3 < 0$$

$$(18) \quad A = A\left(r, r^*, \frac{\hat{e}}{e}\right) \times W \quad : \text{本国通貨建て金融資産市場}$$

$$A_1 > 0, \quad A_2 < 0, \quad A_3 < 0$$

$$(19) \quad eA^* = A^*\left(r, r^*, \frac{\hat{e}}{e}\right) \times W \quad : \text{外国通貨建て金融資産市場}$$

$$A_1^* < 0, \quad A_2^* > 0, \quad A_3^* > 0$$

$$(20) \quad W = M + A + eA^* \quad : \text{バランスシート条件}$$

で表わされる。なお  $M(\cdot)$ ,  $A(\cdot)$ ,  $A^*(\cdot)$  は区間  $[0,1] \subset R^1$  上の値をとるポートフォリオ分配関数と呼ばれるものであり、さらにそれぞれの下付き数字はその変数順序で偏微分したものを表わす。ところで、本国通貨建て為替レートの将来予想に関して、例えば静学的予想、外挿的予想、適応的予想、回帰的予想、分布ラグ予想のいずれの場合でも  $\frac{\partial \hat{e}_{t,t+n}}{\partial e_t}$  の値は非負であるから<sup>15)</sup>、(17) 式～(19)

式はさらに

$$(21) \quad M = m(r, r^*, e) \times W$$

$$(22) \quad A = a(r, r^*, e) \times W$$

$$(23) \quad eA^* = a^*(r, r^*, e) \times W$$



と書き換えられる。ところで、予想の弾力性  $\eta = \left(\frac{\partial \hat{e}}{\partial e}\right)\left(\frac{e}{\bar{e}}\right)$  が 1 より小さければ、 $e$  の増加とともに  $\frac{\hat{e}}{e}$  は下落するから、(21) 式で  $m_e > 0$ 、(22) 式で  $a_e > 0$ 、(23) 式で  $a_e^* < 0$  となる。したがって、予想の弾力性が 1 以下ならば、ポートフォリオ配関数の連続性ならびに変数  $e$ 、 $r$  に対する単調性を考慮すると、当該金融市場において、ある正の一意的な均衡為替レート  $\bar{e}$  ならびに均衡利子率  $\bar{r}$  の存在が必ず言える<sup>16)</sup> (i.e.  $\exists \bar{e}, \bar{r} \in (0, \infty) \subset R^1 : Z(\bar{r}, r^*, \bar{e}) = 0$ )。

### c 均衡解の安定

外国通貨建て金融資産の利子率  $r^*$  は自国の経済主体にとって所与であったから、自国通貨建て金融資産の利子率  $r$  と為替レート  $e$  との調整メカニズムを、自国通貨建て金融資産市場と外国通貨建て金融資産市場におけるワルラス的模索過程<sup>17)</sup>、すなわち、

$$(28) \quad \begin{aligned} \dot{r} &= \lambda[A - a(r, r^*, e)W] \\ \dot{e} &= \gamma[a^*(r, r^*, e)W - eA^*] \end{aligned}$$

(但し、 $\lambda$ 、 $\gamma$  は調整速度を表す非負の定数であり、更に  $\dot{r} \equiv dr/dt$ 、 $\dot{e} \equiv de/dt$  である)

なる連立微分方程式体系で考える。この体系を均衡解  $(\bar{r}, \bar{e})$  の周りでテイラー展開して近似的に 1 次の項だけ採ると、

$$(29) \quad \begin{pmatrix} \dot{r} \\ \dot{e} \end{pmatrix} = \Omega \begin{pmatrix} r - \bar{r} \\ e - \bar{e} \end{pmatrix}$$

$$\text{但し } \Omega = \begin{bmatrix} -\lambda a_r W & -\lambda(a_e W + aA^*) \\ \gamma a_r^* W & \gamma(a_e^* W + A^*(a^* - 1)) \end{bmatrix}$$

となる。したがって、ここで  $\eta < 1$  ならば、行列  $\Omega$  に対し、トレースならびに行列式の符号は、 $\text{tra.}\Omega < 0$ 、 $\det.\Omega > 0$  であるから、このことより、体系は均衡解  $(\bar{r}, \bar{e})$  の近傍で局所安定となっていることが分かる<sup>18)</sup>。かくして、均衡解の存在に関する議論同様、予想の弾力性が 1 以下であるならば、金融資産市場のワルラス的調整過程は安定的と言える。

## IV 実証分析：レジーム・スウィッチング・モデル

前章で展開した為替レートの短期変動理論をもとに、本章で円ドル・レートに関するレジーム・スウィッチング・モデルを適用した実証分析を試みる。

## 1 推計

### a 推計式

まず、任意の  $\tau$  期（月次）における円の対米ドル為替レート  $e_t$  に対し、一定期間（i.e. 四半期ないしは半期） $t$  期（ $t=1,2,\dots,T, \tau \in t$ ）における標準偏差  $\sigma_t$  を為替レート変動のボラティリティとする。そしてさらに全期間の標準偏差平均を  $\bar{\sigma}$  として、

$$(30) \quad S_t = 1, \text{ if } S_t = \sigma_t - \bar{\sigma} > 0 \\ S_t = 0, \text{ if } S_t = \sigma_t - \bar{\sigma} \leq 0$$

と置き、為替レートの変動が激しくボラティリティが平均を上回る期、すなわち、 $S_t=1$  なる期を高ボラティリティ・レジームとする。逆に為替レートの変動が比較的安定しており、ボラティリティが平均と同じかそれを下回る期、すなわち、 $S_t=0$  なる期を低ボラティリティ・レジームとする。また、これらレジーム間のマルコフ連鎖遷移確率を、

$$(31) \quad \Pr[S_{t+1} = j | S_t = i] = p_{ij}, \quad i, j = 0, 1 \quad t = 1, 2, \dots, T-1$$

$$\sum_{j=0}^1 p_{ij} = 1$$

とすれば、

$$(32) \quad p_{ij} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^{T-1} \{(S_t S_{t+1}) + (1-S_t)(1-S_{t+1})\} \quad (i, j = 0, 1)$$

によってレジーム間のマルコフ連鎖遷移行列  $\begin{bmatrix} p_{00} & 1-p_{00} \\ 1-p_{11} & p_{11} \end{bmatrix}$  が計算される<sup>19)</sup>。

ここで、上述した為替レート変動のボラティリティに関する状態（state）を基に、高ボラティリティ・レジームと低ボラティリティ・レジームという二つのレジーム・スイッチング・モデルをアンカバー・ベースの金利平価回帰式に対して導入しよう。すなわち、

$$(33) \quad E_t[e_{t+n} - e_t] \frac{12}{n} = \alpha_t + \beta_t(r_t - r_t^*) + \sigma_t^2 \varepsilon_{t+n}$$

$$\text{ただし } \alpha_t = \alpha_1 S_{0t} + \alpha_2 S_{1t}$$

$$\beta_t = \beta_1 S_{0t} + \beta_2 S_{1t}$$

$$\sigma_t^2 = \sigma_1^2 S_{0t} + \sigma_2^2 S_{1t}$$

$$S_{it} = 1 \text{ if } S_t = i, \text{ and } S_{it} = 0 \text{ otherwise, } i = 0, 1$$

$$\varepsilon_{t+n} \sim i.i.d.N(0, 1)$$

である。この (33) 式において、為替レートは対数値であり、また金利は年利換算値かつ少数で示されている。さらに  $n$  は月を表す。

かくして、今回帰式は、高ボラティリティ・レジームと低ボラティリティ・レジームとでは  $n$  ヶ月先の為替レート予想に及ぼす金利感応度（i.e. 金利変数の係数値（ $\beta$ ））が異なることや、内外金利スプレッド以外の要素の為替レート予想への影響度（i.e. 誤差項の分散（ $\sigma^2$ ））、そして内外金利スプレッドがゼロのときの為替レ-

ト予想のトレンド (i.e. 定数 ( $\alpha$ )) にも違いのあることを明示的に表現している。

## b MCMC 推計

上述統計式の推計法に関しては、利用可能な定常時系列データ数の制約を回避し、かつ推定量の漸近的特性が未知の有限標本特性に関しても有効に確かめられ得る「マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法」(BI-MCMC)<sup>20)</sup>を本稿では適用する。また、具体的な計算のアルゴリズムとしては、ギブス・サンプラー (Gibbs sampler) を用いる。推計期間は、わが国がブレトン・ウッズ体制から変動相場制へ移行した時期を勘案し、四半期データとしては1973年第1四半期より最近時点である2009年第4四半期(標本数:148サンプルズ)までとする。また半期データとしては、同じく1973年前半期より2009年後半期(標本数:74サンプルズ)までをとる。各データはIMFの*International Financial Statistics*, CD-ROM, May 2010を用いる。各データの一覧を示せば以下のごとくである。

為替レート: IMF 円ドル市場レート期末値

日本金利: 日本国債イールド, 少数表示, 年利換算値

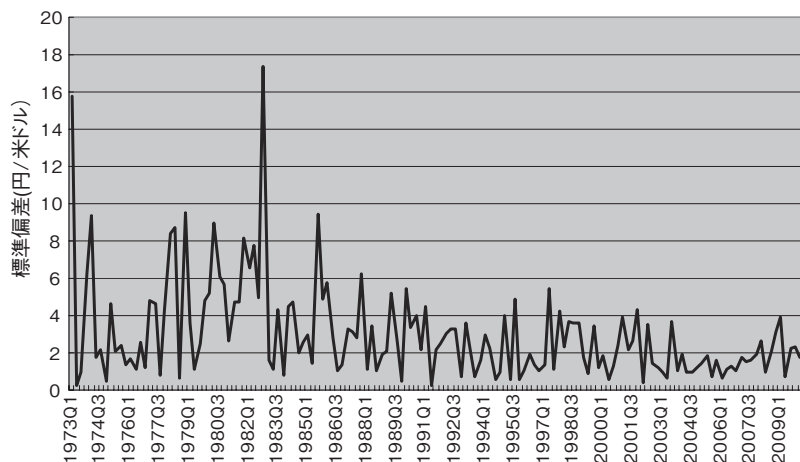
米国金利: 財務省短期証券(割引債)利子率, 少数表示, 年利換算値

## 2 推計結果と解釈

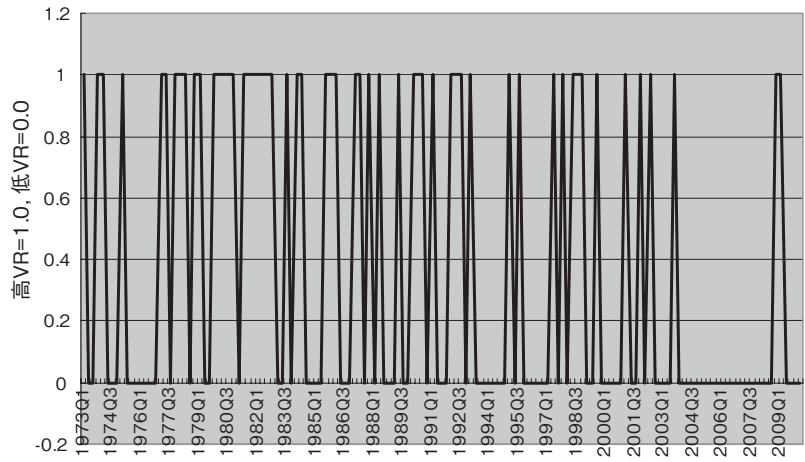
### a 推計結果

まず、1973年から2009年までの四半期ならびに半期の円ドル為替レートに対して月次平均からの標準偏差を計算し、37年間の平均を上回る期を高ボラティリティ・レジーム、平均と同じかそれを下回る期を低ボラティリティ・レジームとすれば、第1図~第4図となる。

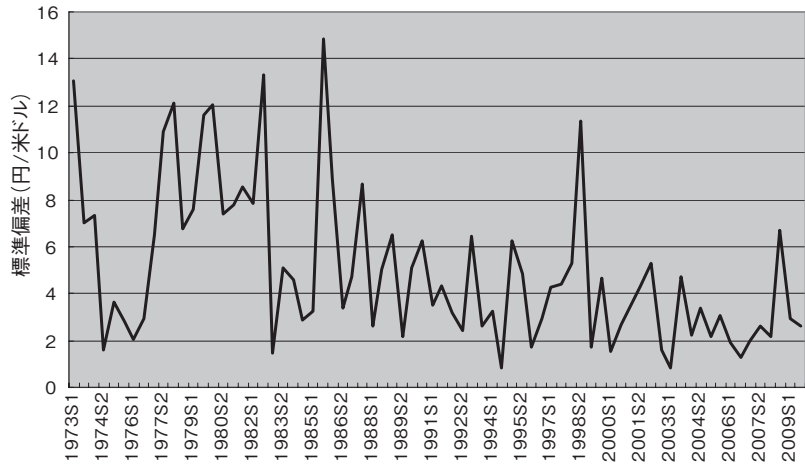
第1図 円ドル為替レート・ボラティリティ: 四半期



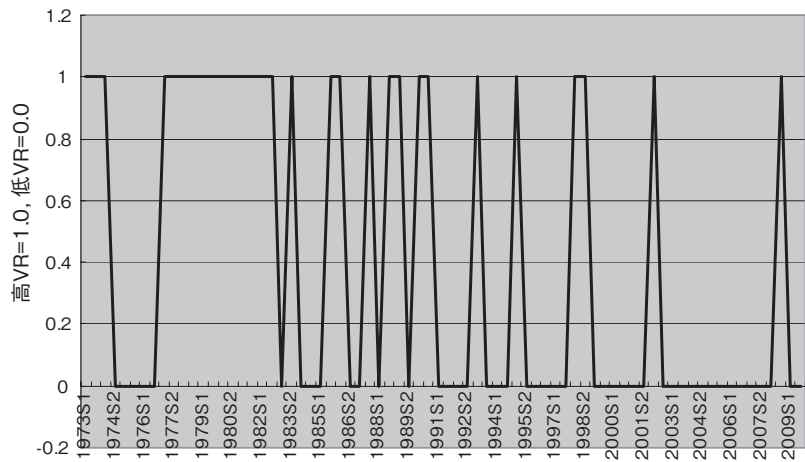
第2図 高ボラティリティ・レジームと低ボラティリティ・レジーム：四半期



第3図 円ドル為替レート・ボラティリティ：半期



第4図 高ボラティリティ・レジームと低ボラティリティ・レジーム：半期



ついで、円ドル為替レートの対数階差変数ならびに日米金利差変数に対し、1973年から2009年に至る37年間の四半期データならびに半期データのそれぞれにDickey=Fullerの拡張的単位根検定<sup>21)</sup>を施すと、半期の金利スプレッド・データを除き、いずれの変数も「 $H_0$ :単位根あり」という帰無仮説を1%ないしは5%の有意水準で棄却できる。また、半期の日米金利スプレッド・データに関しても、1階の階差をとれば1%の有意水準で帰無仮説を棄却できる(第1表参照)。また、37年もの長期に亘るこれら四半期・半期の定常時系列データに対し、推計パラメータに関する構造変化の有無を見るためにCUSUM検定ならびにCUSUMSQ検定を施すと<sup>22)</sup>、第5図～第8図のごとくしていずれも5%の有意水準で構造変化のないことが確かめられる。

第1表 ADF 単位根検定

Null Hypothesis: Y (Quarterly) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.36720	0
Test critical values:	1% level	-3.475184
	5% level	-2.881123
	10% level	-2.577291

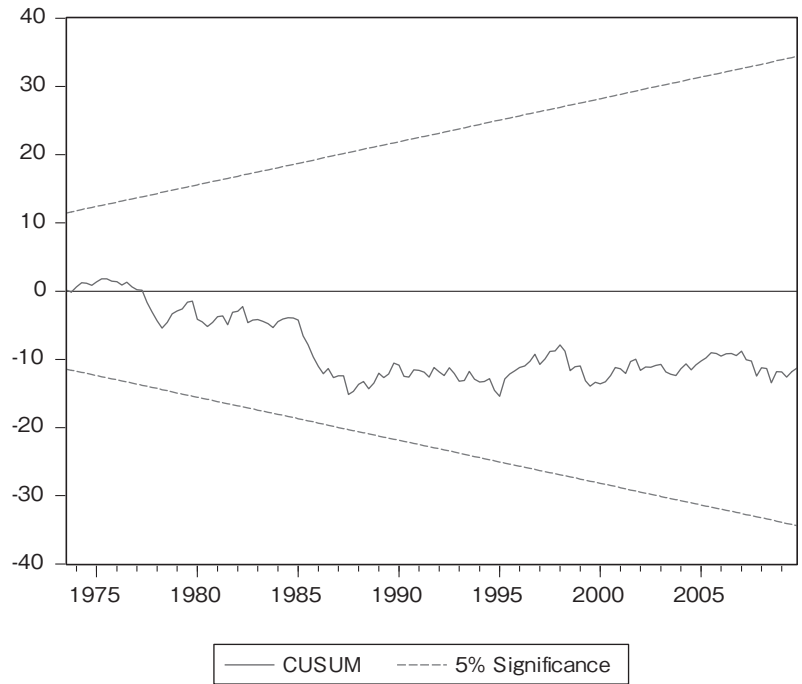
Null Hypothesis: Y (Semi-Annual) has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.584065	0
Test critical values:	1% level	-2.597476
	5% level	-1.945389
	10% level	-1.613838

Null Hypothesis: X (Quarterly) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.960790	0
Test critical values:	1% level	-3.475500
	5% level	-2.881260
	10% level	-2.577365

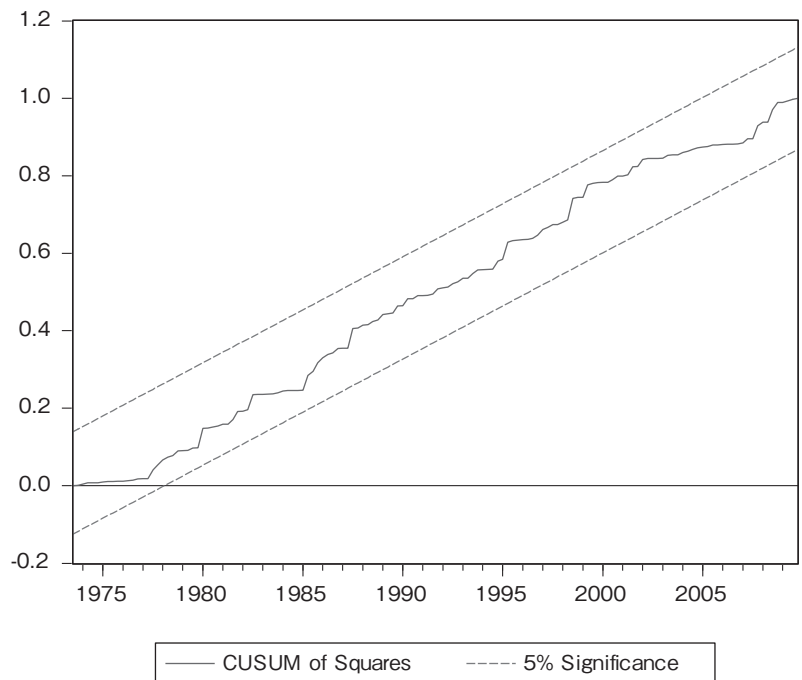
Null Hypothesis: X (Semi-Annual) has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.694719	0
Test critical values:	1% level	-2.599934
	5% level	-1.945745
	10% level	-1.613633

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

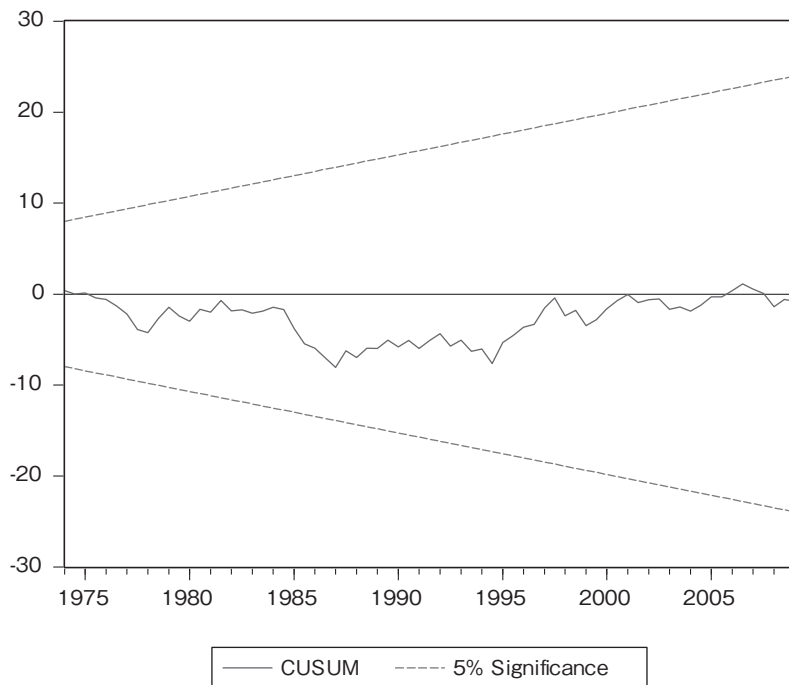
第5図 CUSUM 検定：四半期データ



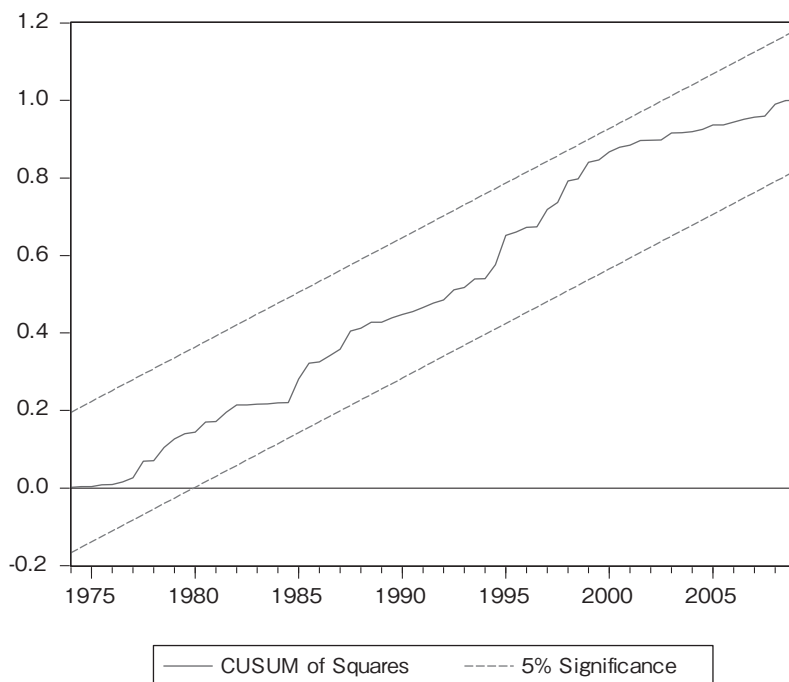
第6図 CUSUMSQ 検定：四半期データ



第7図 CUSUM 検定：半期データ



第8図 CUSUMSQ 検定：半期データ





かくして、(33) 式で合理的予想形成を仮定し、さらにこれら定常時系列データにマルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法を適用することにより、第 2 表のような統計式の各パラメータに対する推計結果を得る。ギブス・サンプラー・アルゴリズムにより、最初の 1,000 個を初期値に依存する稼動検査 (burn-in) 期間として捨て、その後の 10,000 個の標本を事後分布からの標本と考えて、それら事後分布の平均、標準誤差、標準偏差、95% 信頼区間を表示している。ただし、ここでギブス・サンプラーの初期値は OLS 推計値を用いた。さらに添付図は、ギブス・サンプラーで得られた各パラメータならびに分散の標本経路 (左部分) と事後確率密度関数 (右部分) を表示している。いずれの標本経路も安定した動きで十分に状態空間全体を行き来していると見なされ得ることから不変分布に収束していると判定され、かつ各推計値が事後確率密度関数の中央近辺に来ていることも分かる。

Table 2-a Posterior Distributions of the Parameters: Quarterly

	Variable	Mean	Naïve SE	T-series SE	SD	95% Interval
High Volatility Regime	$\alpha$	-0.08094	0.00037	0.00034	0.03696	[-0.15336 -0.00925]
	$\beta$	-1.50923	0.01389	0.01490	1.38864	[-4.25993 1.24488]
	$\sigma^2$	0.05653	0.00011	0.00013	0.01142	[0.03863 0.08278]
	P11	0.46429				
	P1	0.37584				
Law Volatility Regime	$\alpha$	-0.03856	0.00027	0.00030	0.02739	[-0.09199 0.01502]
	$\beta$	-2.97044	0.01168	0.01213	1.16765	[-5.27435 -0.63804]
	$\sigma^2$	0.05629	0.00009	0.00009	0.00866	[0.04185 0.07538]
	P00	0.68478				
	P0	0.62416				

Note: Sample Period=1973Q1-2009Q4

Table 2-b Posterior Distributions of the Parameters: Semi-annual

	Variable	Mean	Naïve SE	T-series SE	SD	95% Interval
High Volatility Regime	$\alpha$	-0.00900	0.00039	0.00038	0.0393	[-0.08533 0.06929]
	$\beta$	-6.00723	0.04090	0.04779	4.08998	[-14.0468 2.15442]
	$\sigma^2$	0.04226	0.00013	0.00016	0.01261	[0.02437 0.07243]
	P11	0.58621				
	P1	0.39189				
Law Volatility Regime	$\alpha$	-0.04868	0.00026	0.00027	0.02642	[-0.10039 0.00306]
	$\beta$	-1.36570	0.03246	0.03729	3.24636	[-7.86476 4.94416]
	$\sigma^2$	0.03012	0.00007	0.00008	0.00700	[0.01945 0.04638]
	P00	0.75000				
	P0	0.60811				

Note: Sample Period=1973S1-2009S2

b 結果の解釈

推計結果を見ると、まず、変動相場制に移行した 1973 年から今日まで、四半

期にしてもあるいは半期にしてもいずれの場合でも日米金利スプレッド変数の係数 $\beta$ に関する推計値がマイナスであり、かつ定数 $\alpha$ に関する推計値がゼロでない。アンカバー・ベースの金利平価式が成立する条件は、 $\alpha=0$ 、 $\beta=1$ であるから<sup>23)</sup>、円ドル為替レートの場合、アンカバー・ベースの金利平価式（UIP）は妥当しないことが分かる。すなわち、先物プレミアム・パズルが、円ドル為替レートに対してぜんとして当てはまると言える。

ついで、四半期の推計結果を見てみると、低ボラティリティ・レジームのほうが高ボラティリティ・レジームより円ドル為替レート変動予側に対する日米金利スプレッドの感応度 $\beta$ は高まっている。また、内外金利スプレッドがゼロのときの為替レート変動の予想トレンド $\alpha$ は、逆に高ボラティリティ・レジームのほうが増価率を大きく予測している。他方、半期の推計結果では、低ボラティリティ・レジームでは金利スプレッドの為替レート変動予側に対する感応度 $\beta$ は低まっております、誤差項の分散 $\sigma^2$ も小さい。逆に、高ボラティリティ・レジームでは感応度 $\beta$ は高く、誤差項分散 $\sigma^2$ も大きい。また、低ボラティリティ・レジームでは四半期より半期のほうが金利スプレッドの感応度 $\beta$ は低下する傾向にある。マルコフ連鎖遷移確率に関しては、スムーズ（平滑）確率 $p_i(i=0, 1)$ にしてもフィルター確率 $p_{ii}(i=0, 1)$ にしても<sup>24)</sup>、低ボラティリティ・レジームのほうが高ボラティリティ・レジームより高い。

以上のことは、まず四半期という期間に限定すると、低ボラティリティ・レジームでは低金利通貨である円から高金利通貨である米ドルへのキャリー・トレードが一層活発化して円レートの減価ないしは減価予想を招来すると解される。他方、半期の期間では、高ボラティリティ・レジームにおいて日本の金利が相対的に米国金利に比して低下すると、市場の見方は円が売られることにより先行き為替レートは一層激しく減価するとの予想が一般的となる。加えて、半期という長い期間になると、高ボラティリティ・レジームにおいては、内外金利差という金融市場関連変数のみならず他の経済ファンダメンタルズ、例えば物価、成長率、雇用、経常収支など、財サービス市場や労働市場関連変数の動きにも予想為替レートはより大きく影響されるようになり、これが回帰式の誤差項分散を低ボラティリティ・レジームより高めていると思われる。

最後に、マルコフ連鎖遷移確率は、四半期でもあるいは半期でも低ボラティリティ・レジーム遷移確率（i.e.  $p_0, p_{00}$ ）のほうが高ボラティリティ・レジーム遷移確率（i.e.  $p_1, p_{11}$ ）よりも高い。ここで $D_i(i=0, 1)$ を各レジーム持続期間とすれば、平均レジーム持続期間は、

$$(34) \quad E[D_i] = \sum_{k=0}^{\infty} k \Pr(D_i = k) = \frac{1}{1 - p_{ii}} \quad (i=0, 1)$$

で表せる<sup>25)</sup>。したがって、四半期では、高ボラティリティ・レジームの平均持

続期間は1.87期間 (= 5.6ヶ月)であり、他方、低ボラティリティ・レジームの平均持続期間は3.17期間 (= 9.5ヶ月)である。また、半期では、高ボラティリティ・レジームの平均持続期間は2.42期間 (= 14.5ヶ月)であり、他方、低ボラティリティ・レジームの平均持続期間は4.00期間 (= 24.0ヶ月)である。いずれにしても、荒れる市場の動きは長続きしないということである。

ところで、四半期に比べ半期のほうが低ボラティリティ・レジームにしても高ボラティリティ・レジームにしてもいずれの場合でも同一レジームが続くと市場参加者の予測する(フィルター)遷移確率 $p_{ii}(i=0, 1)$ は高くなる。このことは、市場参加者にとって、3ヶ月先の為替レート予測に対しては、外挿的、適応的、ないしは加重平均的予想形成のごとく過去から現在のトレンドをなんらかの形で延長するようなタイプのものであるが、他方、6ヶ月先の予測の場合には、予測期間の長期化に伴う予想の“反転現象”が起こると考えられる。すなわち、現在円高(円安)トレンドであっても、半年先には元の水準に戻るような、例えば回帰的タイプの予想形成であると考えられる<sup>26)</sup>。あるいはまた、一般に日次、週、月次のような観察頻度の高いケースの場合、為替市場においてはランダム・ウォーク仮説が支持され、市場は極めて“効率的”であると結論付けることができる<sup>27)</sup>。しかるに、四半期より半期のごとく観察頻度がより低まると、市場はもはや効率的とは言えなくなり、為替レートの変動は、なんらかの“系列相関”を有するような経済変数の動向により一層影響されるようになると解される。

## V 結び

本稿の短期為替レート変動に関する実証分析で明らかになった点をまとめれば、以下のごとくである。

[1] 変動相場制に移行した1973年から今日まで、四半期にしてもあるいは半期にしてもいずれの場合でも、低ボラティリティ・レジームや高ボラティリティ・レジームというレジーム間の相違にかかわらず「先物プレミアム・パズル」(=実際の為替レートの動きがカバー無し金利平価式の理論的インプリケーションと乖離する傾向)が円ドル為替レートに対していぜんとして妥当する。

[2] 四半期の期間では、為替レートの動きが安定している時期は、低金利通貨である円から高金利通貨である米ドルへのキャリー・トレード等が一層活発化して円レートの減価ないしは減価予想を招来したと解される。他方、半期では、為替レートの乱高下が激しい時期は、日本の金利が米国金利に比して低下すると、市場の見方は、円が売られることにより先行き為替レートは一層激しく減価するとの予想が一般的となったと思われる。加えて、半期という長い時間軸になると、

為替レートの変動が激しい時期は、内外金利差という金融市場関連変数のみならず他の主要経済ファンダメンタルズの動きにも6ヶ月先の予想為替レートは影響されるようになると考えられる。

[3] マルコフ連鎖遷移確率は、四半期にせよあるいは半期にせよ、高ボラティリティ・レジームの遷移確率は低ボラティリティ・レジームの遷移確率より低く、したがって、高ボラティリティ・レジームの平均持続期間は低ボラティリティ・レジームの平均持続期間より短くおよそ半分程度である。さらに、同一レジームが続くと市場参加者の予測する確率は、四半期にくらべ半期のほうがいずれのレジームでも高くなる。このことは、市場参加者にとって3ヶ月先の為替レート予測に対しては、過去から現在のトレンドをなんらかの形で延長するようなタイプのものであるが、他方、6ヶ月先の予測の場合には、現在円高(円安)トレンドであっても半年先には元の水準に戻るような予想形成(e.g. 回帰的)であると考えられる。あるいはまた、四半期より半期のごとく観察頻度がより低まると、為替レート変動に対して「ランダム・ウォーク仮説」はもはや支持されず、したがって市場は必ずしも「効率的」とは言えなくなり、それゆえ、為替レートの変動予測はなんらかの“系列相関”を有するような経済変数の動向に影響されると解される。

(2010年7月：最終稿, 2010年10月：受理)

## 注

- 1) 岡田義昭(2001)『国際金融：理論と政策』法律文化社, 第6章～第8章。
- 2) ditto(2009)「2008年世界金融危機：我々は何を学ぶか」『地域分析』第48巻第1号, 愛知学院大学産業研究所
- 3) Branson(1977). Branson et al.(1977).
- 4) Hamilton(2005).
- 5) 岡田(2010)補論(1)。
- 6) Branson(1977). Branson et al.(1977).
- 7) 岡田(2009) pp.17-18.
- 8) <http://www.jcif.or.jp/member/>
- 9) MacDonald(2007) Chap.15, Obstfeld/Rogoff(1996) pp.588-591.
- 10) Hamilton(1989). ただしマルコフ・スイッチング自己回帰モデルを景気循環問題にはじめて適用したのは, Neftci, S.N.(1982), “Optimal Prediction of Cyclical Downturns,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.4, pp. 225-241 ならびに Sclove, S.L.(1983), “Time-Series Segmentation: A Model and a Method,” *Information Sciences*, Vol. 29, pp. 7-25 である。

- 11) EMアルゴリズムの詳細に関しては, Bhar/Hamori (2004) pp.18-22 参照。
- 12) 中川 (2007) p.9.
- 13) レジーム・スイッチングを内生扱いとしたものとしては, 例えば Kim/Piger/Startz (2003) がある。
- 14) 本章で展開した理論モデルは, Branson (1977), Branson et al. (1977) に負う。また, 岡田 (2009) 第1章参照。
- 15) 岡田 (2009) pp.17-18.
- 16) *ibid.* p. 20.
- 17) 岡田義昭 (2008) 『現代経済理論 第2版』成文堂, p.35。
- 18) *ditto* (2009) pp.21-22.
- 19) McDermott/Scott (1999).
- 20) マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法ならびにギブス・サンプラー・アルゴリズムの概略に関しては, 岡田 (2010) 補論 (1) を参照。なお, ギブス・サンプラー・アルゴリズムの計算ソフトは, 本稿ではRの Markov Chain Monte Carlo Package ( Copyright 2003-2010 by Martin, A.D., K.M. Quinn and J.H. Park) を使用した。本プログラム内容の詳細については, Martin, A.D. et al. (2009) “Packge ‘MCMCpack’” (<http://mcmcpack.wustl.edu>) に説明されている。
- 21) QMS (2007) pp.92-93
- 22) *ibid.* pp.172-174
- 23) Obstfeld/Rogoff (1996) pp.588-591.
- 24)  $T$  を全観測期間とし,  $F_t (t=0,1,\dots,n)$  を  $n$  期 ( $\leq T$ ) までの観測データとすれば, スムース (平滑) 確率は  $\Pr(S_t=i|F_t) (i=0,1)$  で定義され, また, フィルター確率は  $\Pr(S_t=i|F_t) (i=0,1)$  で定義される (Pape (2005) p.37)。
- 25) Pape (2005) p.38.
- 26) 伊藤 (2005) p.30。
- 27) 岡田 (2009) 第1章。

### 参考文献

- 伊藤隆敏 (2005) 「為替レート変動の分析:パズルの解決に向けて」岩本康志他編『現代経済学の潮流 2005』東洋経済新報社, 第1章
- 岡田義昭 (2009) 『開放経済下の新マクロ経済分析』成文堂
- \_\_\_\_\_ (2010) 「二国間開放マクロ経済モデルの統計的検証:マルコフ連鎖モンテカルロ法を中心として」『愛知学院大学論叢・商学研究』第51巻第1号
- 中川満 (2007) 「マルコフ・スイッチング・モデル」『日本統計学会会報』No.30,

pp.8-10

- Bekaert, G. and B. Hodrick (1993), "On Biases in the Measurement of Foreign Exchange Risk Premiums," *Journal of International Money and Finance*, Vol.12, pp.115-138
- Bhar, R. and S. Hamori (2004), *Hidden Markov Models: Application to Financial Economics*, Kluwer Academic Publishers
- Bollen, N.P.B., S.F. Gray and R.E. Whaley (2000), "Regime Switching in Foreign Exchange Rates: Evidence from Currency Option Prices," *Journal of Econometrics*, Vol. 94, pp.239-276
- Branson, W.H. (1977), "Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination," *Sozialwissenschaftliche Annalen*, Vol. 1
- \_\_\_\_\_, H. Halttunen and P. Masson (1977), "Exchange Rates in the Short Run," *European Economic Review*, December 1977
- Castelnuovo, E., L. Greco and D. Raggi (2008), "Estimating Regime-Switching Taylor Rules with Trend Inflation," *Discussion Papers*, No. 20, Bank of Finland Research
- Dewachter, H. (2001), "Can Markov Switching Models Replicate Chartist Profits in the Foreign Exchange Market?" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 20, pp.25-41
- Engel, C. (1994), "Can the Markov Switching Model Forecast Exchange Rates?" *Journal of International Economics*, Vol. 36, pp.151-165
- \_\_\_\_\_ and J.D. Hamilton (1990), "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?" *American Economic Review*, Vol. 80, pp.689-713
- Gruss, B. and K. Mertens (2009), "Regime Switching Interest Rates and Fluctuations in Emerging Markets," *mimeo*
- Hamilton, J.D. (1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, Vol.57, pp.357-384
- \_\_\_\_\_ (1994), *Time Series Analysis*, Princeton U.P.
- \_\_\_\_\_ (2005), "Regime-Switching Models," *prepared for Palgrave Dictionary of Economics*
- \_\_\_\_\_ and B. Raj eds. (2002), *Advances in Markov-Switching Models*, Physica-Verlag
- Ichiue, H. and K. Koyama (2007), "Regime Switches in Exchange Rate

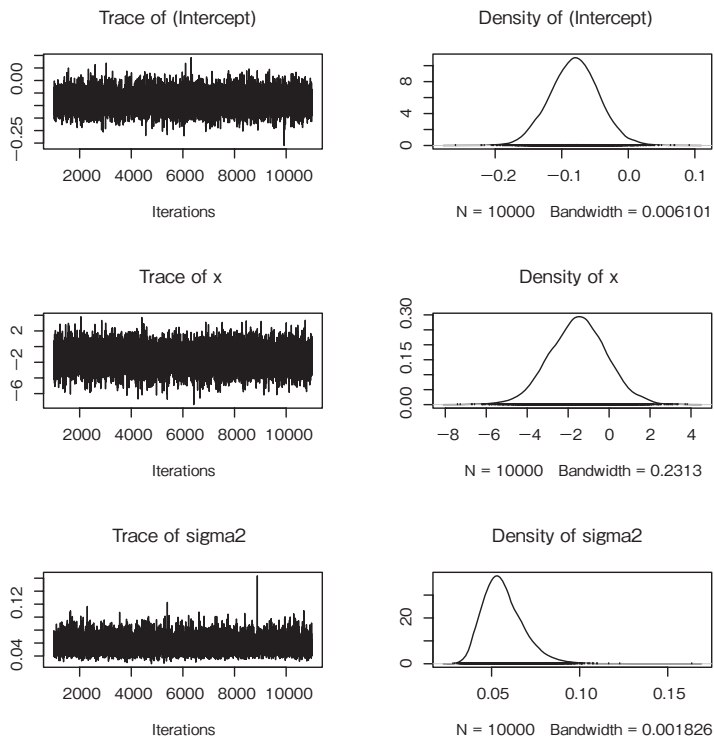
- Volatility and Uncovered Interest Parity,” *Working Paper Series* No. 07-E-22, Bank of Japan
- Kim, C.J., J.M. Piger and R. Startz (2003), “Estimation of Markov Regime-Switching Regression Models with Endogenous Switching,” *Working Paper* 2003-015C, Federal Reserve Bank of St. Louis
- MacDonald, R. (2007), *Exchange Rate Economics: Theories and Evidence*, Routledge
- Mark, N.C. (2001), *International Macroeconomics and Finance: Theory and Econometric Methods*, Blackwell Publishing
- McDermott, C.J. and A. Scott (1999), “Concordance in Business Cycles,” *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper* G99/7
- Obstfeld, M. and K. Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, The MIT Press
- Pape, B. (2005), “Regime Switching Models,” <http://lipas.uwasa.fi/~bepa/markov.pdf>
- QMS (2007), *EViews 6: User's Guide II*, Quantitative Micro Software
- Rubio-Ramirez, J.F., D. Waggoner and T. Zha (2005), “Markov-Switching Structural Vector Autoregressions: Theory and Application,” *Working Paper Series*, No.2005-27, Federal Reserve Bank of Atlanta

#### 添付図

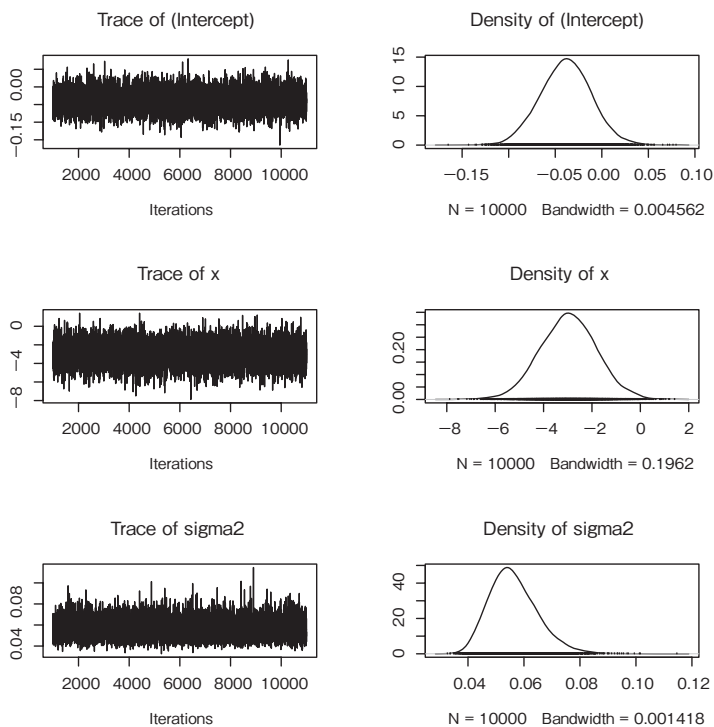
各推計式に関するパラメータ・分散の標本経路（左部分）と事後確率密度関数（右部分）



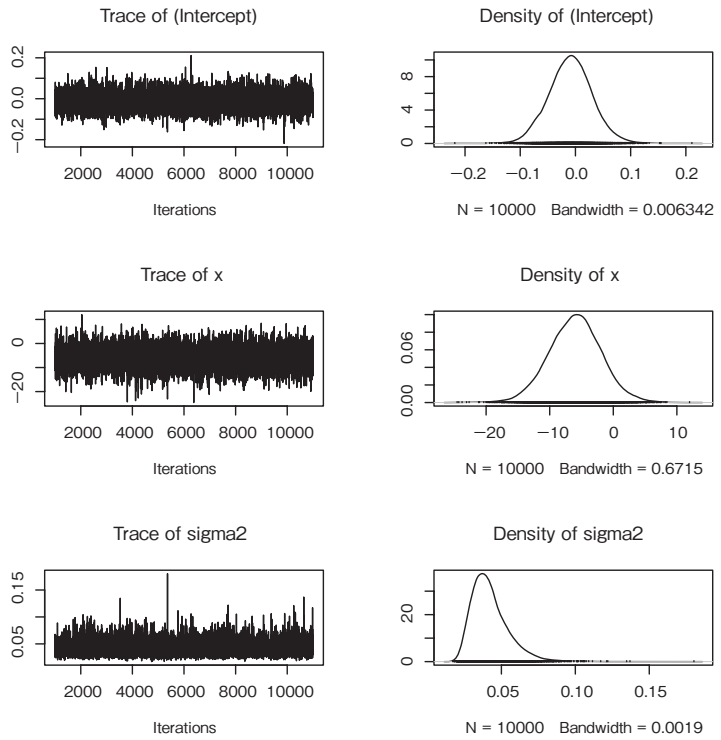
Graph 1：高ボラティリティ・レジーム推計式：四半期



Graph 2：低ボラティリティ・レジーム推計式：四半期



Graph 3 : 高ボラティリティ・レジーム推計式：半期



Graph 4 : 低ボラティリティ・レジーム推計式：半期

