

先物為替プレミアムパズル：為替介入の影響

佐藤 綾野* 秋葉 弘哉**

No. 0303

*早稲田大学大学院 経済学研究科 博士後期課程

**早稲田大学 政治経済学部

2003年 6月

JEL 分類

F31 Foreign Exchange

F41 Open Economy Macroeconomics

キーワード : 先物為替プレミアム, 利子平価条件, STAR

先物為替プレミアムパズル：為替介入の影響

佐藤 純野*

秋葉 弘哉**

*早稲田大学大学院 経済学研究科 博士後期課程

**早稲田大学 政治経済学部

2003年 6月

概 要

先物外国為替市場における効率性の仮説は、先物為替レートが将来の直物為替レートの不偏推定量であるかどうかを巡って検討されてきた。しかしながら、多くの実証研究によると、先物レートは平均的には不偏推定量ではないばかりでなく、先物市場でプレミアムが存在し、外国通貨の将来価値の減価を予想していると考えられるにも拘わらず、現実の為替レートの増価を導くといった、理論的には逆説的な実証結果が得られてしまうことが知られている。これは「先物プレミアムパズル」(以下FPP)と呼ばれ、現代国際金融論の未解決問題の一つである。

FPPに関する研究の方向性は、大別して、ペソ問題の影響の更なる考察、サーベイデータを用いる期待形成を巡る問題の考察、国際金融市场における各種の摩擦問題及びリスクプレミアムの分析の更なる深化となろう。本稿ではこの最後のリスクプレミアム分析の更なる深化を取り上げ、その中でも特に各国中央銀行による為替介入がもたらすリスクプレミアムの影響に注目しつつ、Michael, Nobay and Peel(1997)が購買力平価の乖離からの分析に取引費用を考慮した手法をFPPの問題に応用してみることである。購買力平価からの乖離に対しては、対称的な反応が考えられるであろうが、FPPでは非対称の反応も考えられるので、選択される手法は当然異なったものとなるであろう。本稿ではさらに Bansal and Dahlquist(2000)で FPP 問題が存在するとされた 15 カ国のデータに対して、為替介入によって FPP が説明できるかどうかを検討する。その結果 15 カ国のうちのほとんどにおいて、為替介入の影響が確認された。

連絡先：佐藤 純野

早稲田大学大学院 経済学研究科

169-8050 東京都新宿区西新宿 1-6-1

E-mail : ayano_sato@suou.waseda.jp

1. はじめに

先物外国為替市場における効率性の仮説は、先物為替レートが将来の直物為替レートの不偏推定量であるかどうかを巡って検討されてきた。しかしながら、多くの実証研究によると、先物レートは平均的には不偏推定量ではないばかりでなく、先物市場でプレミアムが存在し、外国通貨の将来価値の減価を予想していると考えられるにも拘わらず、現実の為替レートの増価を導くといった、理論的には逆脱的な実証結果が得られてしまうことが知られている。これは「先物プレミアムパズル」(以下FPP)と呼ばれ、現代国際金融論の未解決問題の一つである。¹

この実証結果によると、パズルの原因は時間とともに変化するリスクプレミアムの存在によると解釈してきた。しかしながら、これまでに提示してきた広範な問題をカバーするマクロ経済モデルを用いても、この実証結果を説明するようなリスクプレミアムの実証的な導出は極めて難しいという意味で、この問題は依然として極めて深刻である。(例えば Fama, 1984; Hodrick, 1987; Hodrick and Srivastava, 1986)。

この様な実証的な失敗を受けて、FPP の研究は大きく分けて二つの方向を指向している。一つは、マクロ経済モデルのより精緻な分析を追求する方向である。FPP を発生させる二つの要因 (Fama, 1984)、すなわち一つは為替レートの変化とリスクプレミアムの共分散が負になること、更にリスクプレミアムの分散は為替レートの変化の分散よりも大きいという二つの性質を発生させるメカニズムを持つ開放マクロ経済モデルを構築することができるかという、極めて困難な問題である。(Engel, 1996)。

直物レートと先物プレミアムとの統計的な関係を巡っては、投資家が危険に対して中立的であるかどうか、また期待が合理的に形成されているかどうかといった問題を巡り、主として効率的市場の問題が検討されてきた(Engel, 1996; Obstfeld and Rogoff, 1996)。しかし、たとえ危険回避的な投資家がリスクプレミアムを要求することを認めたとしても、一般均衡的に考察すると、それは分散不能なリスクが存在することに基づかなければならないことがわかる(Engel, 1996)。この様な視点から、「消費および貨幣に基づく」一般均衡モデル、あるいは異時点間 CAPM などにより、リスクプレミアムを実証的に説明しようとする試みが数多くなされた²。

¹ 「先物プレミアムパズル」に関する初期のサーベイとしては Hodrick(1987)を参照されたい。最近のサーベイとしては Engel(1996)の包括的研究を参照されたい。また、国際金融論における多くのパズル(未解決問題)に関しては、Lewis(1995)を参照されたい。FPP が、マクロ経済学の広範な領域に亘る深刻な問題を内包していることについての簡単な説明は、例えば Obstfeld and Rogoff(1996、第 8 章)を参照されたい。

² これらに関しては、Engel(1996, 3.1 節と 3.2 節)の包括的サーベイを参照されたい。この様に一般均衡モデルで FPP を捉えて、リスクプレミアムを分析したものとしては、Lucas(1982)の 2 国モデルを援用した研究が多い(例えば Hodrick and Srivastava, 1984; Bekaert, 1996 など)。しかしながら、これらの研究によると、相対的危険回避度は異常に大きな値を取らせない限り外国為替投機からの収益を大きくすることができないこと、加えて先物プレミアムが将来の直物レートに対して殆ど予測能力を持たないことという意味で、Mehra and Prescott(1985)による、いわゆる equity-premium puzzle の結果と類似の結果を導いてしまい、実証はことごとく失敗に帰している。

マクロ経済モデルによる分析を指向するもう一つの方向は、McCallum(1994)による合理的期待に基づく分析であり、UIP(カバー無しの金利平価)、ティラールルールに基づく金融政策反応関数、インフレ方程式、産出方程式から構成されるマクロモデルに依拠する。このモデルから UIP 条件を導出し、その妥当性を考察している。この方向についても拡張と一般化が行われているが（例えば Meredith and Ma, 2002）、金融政策を内生化したとしても、やはり FPP の説明には成功していない。³

もう一つの研究方向は、回帰モデルの精緻化を指向する研究である。Hodrick(1987)のサーベイ研究以来、さまざまな試みがなされた(Engel, 1996 の 2 節参照)。最近でも、例えば構造変化の考慮(Wu, 1997)、EMS 各国のデータ利用(Flood and Rose, 1996)、random time effects panel data の利用(Huisman, Koedijk, Kool, and Nissen, 1998)、先物プレミアムの期間構造の考慮(Clarida and Taylor, 1997)、利子率の期間構造モデルの考慮(Bansal, 1997)、ノンパラメトリックなフィッシャーの符号テスト及びウィルコックスの符号順位テストによる考察(Wu and Zhang, 1997)、共和分による検討(Luintel and Paudyal, 1998)、The Fully Modified OLS 推定による検討(Goodhart, McMahon and Ngama, 1997)などにより、推定結果の多少の改善は見られるが、概して不偏性仮説は棄却され、FPP の問題は解決されてはいない。Baillie and Bollerslev (2000)は、1974-1991 のマルクの対米ドル月次レートを検討して、FPP は外国為替市場の調整スピードが緩やかであることに起因し、少し長い時間をとれば解消される短期的な現象に過ぎないことを示唆している。MacDonald and Moore (2001)は、1978-1994までの EMS 通貨の対ドイツマルク及び対米ドルの月次レートを VECM(ベクターエラーコレーション)モデルで考察し、FPP は先物レートが弱外生性を持たないことに起因することを示している。Bansal and Dahlquist(2000)は、27カ国と1経済(香港)についての 1976 年 1 月から 1998 年 5 月の月次データを用いて、FPP は先進国に特有の現象であり、また米国利子率の方が高い国の通貨に対してのみ観察されるという意味で非対称の反応があることを見出した。⁴

先行研究の結果を総めると、将来の FPP に関する研究の方向性は、大別して、ペソ問題の影響の更なる考察、サーベイデータを用いる期待形成を巡る問題の考察、国際金融市场における各種の摩擦問題及びリスクプレミアム分析の更なる深化となろう。本稿ではこの最後のリスクプレミアム分析の更なる深化を取り上げ、その中でも特に各国中央銀行による為替介入がもたらすリスクプレミアムの影響に注目する。

中央銀行がターゲットを明確にアナウンスし実際に為替介入が行われる場合、あるいは国際金融市场に参加している投資家が中央銀行の介入を予測する場合、Krugman(1992)はそのターゲットゾーンの近傍では為替レートがスムースペイスティングすることを理論的に

³ McCallum(1994)の政策反応関数は、Christensen(2000)により、ドル、マルク、円に関して 1987 年 1 月から 1999 年 3 月の月次データで推定されている。しかし、FPP と整合的な推定結果ではなかったことが報告されている。

⁴ Bansal and Dahlquist(2000)は、一人あたり GNP(購買力平価で調整)、平均インフレ率、インフレの変動率、開放度、及び ICRG(国際カントリーリスクガイド)の指標を用いて、3 節で取り上げる 16 カ国を先進国と定義している。

証明している。このスムースペインティングの観点からターゲットゾーンが存在する場合に為替レートが非線形の確率過程に従い、同時に為替レートが内外利子率格差にほとんど依存しなくなることが予想される。

本稿では、以上の点をふまえ、各国の中央銀行による為替介入がリスクプレミアムに与える影響に注目しつつ、Bansal and Dahlquist(2000、以下 B-D)で FPP 問題が存在するとされた 15 カ国のデータを用いて、以下の問題を検討する。

まず第 1 に Michael, Nobay and Peel(1997、以下 MNP)が購買力平価の分析に使用した手法を FPP の問題に応用してみることである。購買力平価からの乖離に対しては、対称的な反応が考えられるであろうが、FPP では非対称の反応も考えられるので、本稿では MNP の手法、すなわち Exponential Smooth Transition Autoregressive(ESTAR) モデルを拡張した Multi-Regime STAR(MRSTAR) モデルを使用し、観察されない暗黙的なターゲットゾーンも含めた分析を行っている。

第 2 に、B-D(2000)で指摘された為替レートの変化が利子率に対して非対称的に反応し FPP 問題が存在するという点について、本論ではリスクプレミアムの調整スピードと非線型性によって説明できるかどうかを検討している。

小論の構成は以下の通りである。第 2 節は、FPP 問題の理論的な背景と、為替介入がリスクプレミアムに与える影響について述べられている。第 3 節では、MRSTAR モデルによってターゲットゾーンを定義し、ゾーン別にリスクプレミアムの漸近的性質を分析している。第 4 節は本論の結論部である。

2. 先物為替プレミアムパズル

2.1 先物プレミアムパズルの背景

本節では、先物プレミアムパズルの背景にある経済学的な枠組みを簡単に紹介する。

もし為替市場が現在利用可能な全ての情報を充分に利用しているならば、 t 時点で契約される $t+1$ 時点の先物為替レート(の対数値) F_{t+1} は将来の期待直物為替レート(の対数値) S_{t+1} と等しくなる。これらの関係を式で表すと

$$E[S_{t+1} | I_t] = F_{t+1} \quad (1)$$

ここでは E は数学的期待値オペレータ、 I_t は t 期に利用可能な情報集合である⁵。(1)式の両辺から t 時点の直物為替レート(の対数値) S_t を引き、線形の回帰式に直すと、

⁵ (1)式は合理的期待仮説を外国為替市場の価格形成に応用した効率的市場仮説に基づいている。

$$S_{t+1} - S_t = \alpha + \beta(F_{t+1} - S_t) + \nu_{t+1} \quad (2)$$

となる。右辺第2項目は一般に先物プレミアムと呼ばれ、また攪乱項 ν_{t+1} は、効率的市場仮説の帰結として、時点 t で利用可能な情報とは無相関の予測誤差（ホワイトノイズ）である。この(2)式によって、先物為替プレミアムが将来の直物為替レートの変化率に対して予測力があるか否かを示すことができる。

カバーされた利子平価条件(CIP)の成立を前提とすると、先物為替プレミアムは利子率格差に等しくなり、(2)式は以下のように書き換えられ、実質的に(3)式はカバー無し利子平価条件(以下 UIP)と同様の回帰式となることがわかる。

$$S_{t+1} - S_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \nu_{t+1} \quad (3)$$

ここで i_t, i_t^* は t 時点の自国と外国の名目利子率である。

UIP理論に基づく帰無仮説は、①合理的期待、②完全資本移動、③資産の完全代替(リスクプレミアムの非存在性)の結合仮説となり、(3)式において $\alpha = 0, \beta = 1$ となる。しかしながら、これらの結合仮説がしばしば棄却されるだけではなく、 β が負の値になることが多い先行研究で示されている⁶。そしてこのような先物為替プレミアムと期待為替レート減価率との関係は、一般に先物プレミアムパズル(以下 FPP)と呼ばれている。

Fama(1984)は、 $\beta = 1$ が棄却される理由として合理的期待を仮定しつつ、外国為替市場のtime-varying なリスクプレミアムの存在を提示した。Fama(1984)の説明は、先物プレミアムのバイアスとしてリスクプレミアム rp_t を以下のように定義し、

$$F_{t+1} - E[S_{t+1} | I_t] = rp_t \quad (4)$$

この式を、

$$F_{t+1} - S_t = E[S_{t+1} | I_t] - S_t + rp_t \quad (5)$$

のように変形する。このとき合理的期待の下では、実現した直物為替レートと期待為替レートとの間の差は、先物プレミアムと無相関になるはずである。それゆえ、

$$E[(F_{t+1} - S_t)(S_{t+1} - E[S_{t+1} | I_t]) | I_t] = 0$$

となる。合理的期待の下での β のOLS推定量は

$$p\lim(\beta_{OLS}) = \frac{\text{cov}(F_{t+1} - S_t, E[S_{t+1} | I_t] - S_t)}{\text{Var}(F_{t+1} - S_t)} \quad (6)$$

である。(5)式を考慮すれば(6)式の分子は、

$$Cov(F_{t+1} - S_t, E[S_{t+1} | I_t] - S_t) = Var(E[S_{t+1} | I_t] - S_t) + Cov(E[S_{t+1} | I_t] - S_t, rp_t)$$

となる。分散は非負なので、 $\beta < 0$ となるのは、

$$Cov(E[S_{t+1} | I_t] - S_t, rp_t) < 0$$

のときであり、また $\beta < 1/2$ になるのは、

$$Var(rp_t) > Var(E[S_{t+1} | I_t] - S_t)$$

のときである。すなわち Fama(1984)は、FPP の生じる原因として為替レートの期待変化とリスクプレミアムの共分散が負になることと、リスクプレミアムの分散が為替レート変化の分散よりも大きいことを示した。

FPP の原因を time-varying なリスクプレミアムとする研究は数多く存在するが、本論ではその中でも、中央銀行の外国為替市場への介入がリスクプレミアムに影響を与えるため、FPP が生じるという点に着目する。

2.2 為替介入とリスクプレミアム

各国の中央銀行は少なからず外国為替市場に対して介入を行っている。その為替介入の頻度あるいはその規模は、各国の採用する為替レートシステムに依存するであろう。為替介入のもっとも顕著な例として、1979 年ヨーロッパ連合諸国で採用された European Monetary System(EMS)によるターゲットゾーンシステムを挙げることができる。EMS に参加した各国の通貨当局は、為替レートを中心レートの±2.25%(あるいは±6%)に設定し、それを超えた場合には為替介入を行い、その範囲内では市場の自由変動に委ねた。その他にも為替介入が行われている例として、主要貿易相手国の通貨バスケット方式である管理為替レートや、あるいは変動為替レート制といつても頻繁に為替介入が行われるダーティフロート制などがある。これらの為替制度においては、その介入ルールが明確ではないけれども全く外国為替市場での自由変動に委ねられていないことが知られている。

このように中央銀行が為替介入を行う場合、ターゲットを明確にアナウンスし実際に介入が行われる場合はもちろん、管理為替レート、さらにはダーティフロート制などターゲットゾーンの幅や平価が未知である場合など、中央銀行のアナウンスがなくとも、国際金融市場に参加している投資家が中央銀行の介入を予測すれば、為替レートに投資家自らが設定する暗黙的なルールに基づくある種のターゲットゾーンが生じるはずである。したがって本研究では、より一般的にターゲットゾーンを取り扱うために、上述の暗黙的なターゲットゾーンを用いることとする。

⁶ Froot and Thaler(1990)によれば、発表された 75 の先行研究論文の β の平均値は-0.88 である

ゲットゾーンも含めて検討を行う。

Krugman(1992)は、為替レートがターゲットゾーンの内側ではファンダメンタルズに依存してランダムウォーク過程に従うが、ゾーンの縁近傍ではスムースペイスティングすることを理論的に証明している。このスムースペイスティングの観点からは、信頼できるターゲットゾーンの内側にある為替レートは非線形の確率過程に従うことが予想され⁷、さらに UIP に関する特定の予測をもたらす。たとえば、為替レートがゾーンの上方の縁近傍に位置する場合、Krugman(1992)に従えば、為替レートはそれ以上減価せずその縁付近にとどまるか、あるいはゾーンの内側方向に平均収束し増価することが予測される。つまり為替レート水準と期待為替レート減価率には負の相関があるはずであり、同時に UIP の成立を前提とすれば、為替レート水準と内外利子率格差もまた負の相関があると予測される。しかしながらこの予測は実証結果と矛盾し、周知のとおり FPP がしばしば観察される。

ターゲットゾーンに関する多くの実証分析の限界は、Krugman(1992)の 2 つの決定的な仮定、すなわち①アナウンスされた為替レート水準に到達する前に中央銀行の介入が行われる可能性がある点、②アナウンスに対する信頼性が必ずしもあるとは限らない点、に依存している。Garber and Svensson(1995, 第 36 章)は、第 2 の仮定を緩め、介入による time-varying なリスクプレミアムの存在を考慮することで、UIP が成立しないことを説明している。Garber and Svensson(1995, 第 36 章)は、ターゲットゾーンの特性によって通常の為替レートをターゲットゾーンの中心レート C_t (対数値) と中心レートからの乖離 X_t (対数値) とに分割し、以下のように定義した:

$$S_t = X_t + C_t \quad (7)$$

そしてこの式を変形し、

$$E[S_{t+1} | I_t] - S_t = (E[X_{t+1} | I_t] - X_t) + (E[C_{t+1} | I_t] - C_t)$$

とすると、この式は、右辺第 1 項目がゾーン内の為替レートの期待減価率、右辺第 2 項目が為替レートの期待切り下げ率を意味し、Garber and Svensson(1995, 第 36 章)は、後者を中心銀行が行うターゲットの再調整(中心レートの変更)に対する time-varying なリスクプレミアムと定義している。本論では Fama(1984)のリスクプレミアムの定義と比較するため、(7) 式を(1)式に代入し両辺から C_t を引き、次式を得る。

$$F_{t+1} - (E[X_{t+1} | I_t] + C_t) = E[C_{t+1} | I_t] - C_t$$

左辺第 2 項は、ターゲットゾーン内にあると予想される $t+1$ 期の為替レートであり、右辺を、

⁷ Vilasuso and Cunningham(1996)は、EMS のデータを用いて為替レートが非線形確率過程に従うことを示した。その他にも EGARCH を使用した Hsu and Kugler(1997)などがある

$$rp_t \equiv -(E[C_{t+1}|I_t] - C_t) \quad (8)$$

と定義することで、Fama(1984)のリスクプレミアムを、暗黙的なターゲットゾーンに関するリスクプレミアム(介入による為替レート変化率)に修正し、ここでは為替介入によって影響をうけるリスクプレミアムと呼ぶこととする。このような為替介入によるリスクプレミアムについて、Obstfeld and Rogoff(1996、第8章)は、ポートフォーリオバランスのさまざまなチャネルを通して、介入がリスクプレミアムの大きな変動の一部分を説明することや、投資家が中央銀行の介入を将来のマクロ政策のシグナルとして解釈する場合も、為替介入はリスクプレミアムに影響を与えることを指摘している⁸。

(7)式と(8)式から、新しい UIP は、

$$E[X_{t+1}|I_t] - X_t = i_t - i_t^* + rp_t$$

となり、この式から、予想される為替レート減価率が利子率格差と予想される為替介入によるリスクプレミアムの和に等しいことがわかる。そしていまや UIP がたとえ成立していたとしても、Fama(1984)によって説明されたように、UIP は(為替介入の)リスクプレミアムの時間を通した大きな変動に依存し、FPP が生じることになるであろう。実際に推定に使用する式は、

$$X_{t+1} - X_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + u_{t+1} \quad (9)$$

であり、(9)式から得られる残差にはリスクプレミアムが含まれていることがわかる。そして3節以降、(9)式に $\beta=1$ の制約を課し、ターゲットゾーンによって分割されたレジーム⁹別にリスクプレミアムの性質を検証することによって、FPP の原因を考える。

2.3 最小二乗法による FPP 分析

本論においては B-D(2000)を踏まえ、すでに FPP が存在することが確認されている先進15カ国、すなわちスイス、シンガポール、日本、ベルギー、オーストリア、デンマーク、カナダ、フランス、ドイツ、オランダ、イタリア、イギリス、オーストラリア、スウェーデン、スペインを対象とする¹⁰。また使用する各国の直物為替レートおよび利子率は、国際通貨基金(IMF)作成の International Financial Statistics (IFS) の CD-ROM(2002年版)から月

⁸ 為替介入がリスクプレミアムに与える影響は、いまだ理論的には明らかにされていないが、Baillie and Osterberg(1997)は、中央銀行の介入が、先物為替レート市場のリスクに影響を及ぼしうることを示した。またLoopesko(1984)では、中央銀行の介入が UIP からの乖離にある程度の説明力をもつことを示している。

⁹ 「レジーム」とは、ある時系列の行動がある状態にあることを意味する。ある状態から異なる状態へ移ることを「レジーム・スイッチ」といい、本研究でもそれに従う。

¹⁰ B-D(2000)は FPP が存在する先進国として上記以外に香港も挙げているが、香港の利子率は IFS で入手できなかつたため、ここでは除外した。

次データを抽出した。標本期間は B-D(2000)と比較可能にするため 1976 年 1 月から 1998 年 12 月とした。利用可能な 1 標本あたりの最大系列は 275 である。フランス以外の利子率は IFS の Money Market Rate の期末値を使用し、フランスに関しては Money Market Rate に観察値の欠落があるため、Treasury Bill Rate の期末値を利子率として使用した。直物為替レートに関しては、15 カ国全てについて IFS の Market Rates の期末値(US ドル当りの自国通貨の値)を使用した。

本稿では以上のデータを使用し(9)式で、 i を各国の利子率、 i^* をアメリカの利子率として最小自乗推定法(OLS)による回帰分析を行った¹¹。OLS 推定結果は表 1 のとおりであり、15 ケ国に関する β の平均値を計算すると約-0.623 となり、したがって本稿の結果においても 15 ケ国中 13 ケ国について FPP が存在することが確認され、ほぼ B-D(2000)の結果を裏付けるものとなった。

以下では上記で実証された FPP が存在すると思われるサンプルを用いて、中央銀行の為替介入期待によって生じるリスクプレミアムの漸近的性質を検証する。

3. MRSTAR モデルとリスクプレミアム

3.1 MRSTAR モデルとターゲットゾーンシステム

前節までで述べた FPP の理論的・実証的研究の背景を要約すると、以下のようにまとめられる。

- ① 中央銀行の介入は、先物市場のリスクプレミアムに影響を与える。
- ② 中央銀行には守るべき為替レートのターゲットゾーンが(暗黙的なゾーンも含めて)存在する。

上記に加え、UIP あるいは FPP の実証分析に関して、その乖離の上下で為替レートが非対称な性質を持つと示唆される研究がいくつか報告されている。たとえば Huisman, Koedijk, Kool, and Nissen(1998)においては、ドルの先物プレミアムが平均値よりも大きく乖離した場合には、UIP に回帰する傾向が強いことが示唆されている。また Wu and Zhang(1996)では、先物プレミアムが負の場合にのみ、UIP が成立することを実証的に分析しており、さらにこのような非対称性は Bansal(1997)および B-D(2000)でも整合的な結果が確認されてい

¹¹ 通常 FPP に関する実証研究では、 α の値を一定のリスクプレミアム、あるいは Siegel パラドックスによるものと解釈する場合がある。しかしながら本稿で使用する利子率は IFS によって収集された money market rates であるため、各国の利子率の間に若干の期間構造の相違が存在するが、同一のデータ源を使用することによる正確性を重視し、本稿では α を調整係数として解釈する。回帰式の定数項を調整係数として扱っているものに、Chen and Wu(2000)がある。

る。さらに Kitamura, Sato and Akiba(2002,2003a,2003b)では国際資本市場における取引費用が、UIPに関する非対称性の一部を説明すると指摘している。

為替介入による非対称性は Osterberg(1997)あるいは Hung(1997)においても示唆されている。すなわち、

③通貨を買うことと売ることは、市場の条件が異なるという仮説、すなわち、増価と減価では、異なる調整スピードがある。

という点も UIP の実証研究では考慮しなくてはならない重要な特徴である。したがって本節では上記の①から③に着目しモデル化を行う。

ターゲットゾーンに関する実証研究として、Flood and Rose(1996)は EMS のデータを使用し、固定為替レート制下(ゾーンの外側)では FPP の大部分が消えることを示し、UIP からの乖離は為替レート制度に依存して変化すると結論づけている。一方 Osterberg (1997)は、介入が行われている期間に β が有意に負となることを示している。しかしながら、これらの研究は為替レートのレジームを分類して分析した点は有益であったが、彼らが選択した介入が行われたとする期間と為替レートレジームの分類(すなわち、固定為替レート制から変動為替レート制へとシフトするターゲットゾーンの境界近傍)が一致している必要があるが、この分類はかなり困難であろう。これらターゲットゾーンの実証分析の限界は、先にも述べたとおり、アナウンスされた為替レート水準に到達する前に中央銀行の介入が行われる可能性とそのアナウンスに対する信頼性が必ずしもあるとは限らない点に依拠するであろう。さらに多くの国においては、ターゲットゾーンを明確にアナウンスしていないが、なんらかの時点で介入を行う場合、結果的に暗黙的なターゲットゾーンが存在する可能性がある。このような場合もまたターゲットゾーンは観察できない。

このような理由から多くの実証研究で採用されている方法、すなわち、あらかじめゾーンの幅によってサンプルを恣意的に分けることは妥当ではないと本論では考え、ここでは非線形確率過程を考慮したレジームスイッチモデルである Smooth Transition Auto Regressive (STAR) ファミリーを使用し、サンプルを分けずに(9)式の擾乱項によってレジームを分類しターゲットゾーンを定義する。

STAR ファミリーを使用して、購買力平価仮説(PPP)からの乖離を取引費用によって説明しようと試みた研究に、Michael, Nobay and Peel(1997, 以下 MNP)がある。MNP は Exponential STAR(ESTAR) モデルを使用しているが、ESTAR モデルは(取引費用) バンドに関して対称な調整をもつことが知られており、UIP のモデル化にはふさわしくない。そこで本研究では UIP の非対称性を考慮するために STAR モデルを拡張した Multiple -Regime STAR(MRSTAR)を使用する。

(9)式の擾乱項 u_t が以下の MRSTAR に従うと仮定する。

$$\begin{aligned}\Delta u_t = & \lambda_0 u_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{0j} \Delta u_{t-j} + (\lambda_1 u_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{1j} \Delta u_{t-j}) F_1(u_{t-d}; \gamma_1, c_1) \\ & + (\lambda_2 u_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_{2j} \Delta u_{t-j}) F_2(u_{t-d}; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t\end{aligned}\quad (10)$$

ここで2つの推移関数のうち、 $F_1(u_{t-d}; \gamma_1, c_1)$ を以下の ESTAR モデルと仮定する。

$$F_1(u_{t-d}; \gamma_1, c_1) = 1 - \exp\{-\gamma_1(u_{t-d} - c_1)^2\} \quad 0 \leq F_1 \leq 1 \quad (11)$$

d は遅れの次数、 γ は推移の速度、 c はゾーンの中心値を表す。一方、推移関数 $F_2(u_{t-d}; \gamma_2, c_2)$ を、

$$F_2(u_{t-d}; \gamma_2, c_2) = [1 + \exp\{-\gamma_2(u_{t-d} - c_2)\}]^{-1} \quad 0 \leq F_2 \leq 1 \quad (12)$$

と仮定する。これは Logistic 型の STAR モデル(LSTAR)と呼ばれる。

(10)式は、非線型の共和分検定としての意味合いをもち、線形の共和分検定が一定の調整スピードをもつことと対照的に、攪乱項 u_t がレジームの中心から離れれば離れるほど、速くなる可変的な調整スピードを示すことができる。さらに(10)式は、(11)式と(12)式を組み合わせることによって、 $u_{t-d} = c_1 = c_2$ に一致する 1 つの内側レジームと $u_{t-d} = \pm\infty$ に一致する 2 つの外側レジームの合計 3 つのレジームを表し、2 つの外側レジームでは、それぞれ非対称な調整過程を示すことが可能となる¹²。

本論の目的のためにこの MRSTAR を用いると、ターゲットゾーンの内側とは攪乱項 u_{t-d} がゾーンの中心 c に限りなく近づいた内側レジームに相当する。そこで(11)式と(12)式を(10)式に代入し $u_{t-d} = c_1 = c_2$ とすると、

$$\Delta u_t = \left(\lambda_0 + \frac{\lambda_2}{2} \right) u_{t-1} \quad (13)$$

となり、(13)式はゾーン内の調整(収束)スピードを示している。

同様に外側のレジームはターゲットゾーンの外側と解釈でき、攪乱項がゾーンの外側の減価側にある場合は $u_{t-d} = +\infty$ に等しいので、(10)式は、

$$\Delta u_t = (\lambda_0 + \lambda_1 + \lambda_2) u_{t-1} \quad (14)$$

となる。また増価側のゾーンの外側では、 $u_{t-d} = -\infty$ に等しいので、(10)式は、

$$\Delta u_t = (\lambda_0 + \lambda_1) u_{t-1} \quad (15)$$

である。以上より(10)式では、 λ_0 , λ_1 , λ_2 が重要なパラメータであることがわかり、またターゲットゾーンの外側の上下で調整スピードが異なることを示すことができる。

3.2 MRSTAR モデルの推定

MRSTAR の推定に関して、最初に (9)式の u_t に関する線形自己回帰モデル AR(p) の特定を行った。サンプル 15ヶ国 全てにおいて、ラグ p は 1 期に特定された¹³。次に特定化された p の長さで、Terasvirta and Anderson(1992)に従って、以下の補助回帰式を使用し 1 期から 2 期の遅れ d に対する線形テスト(F 検定)を行った(表 2)。

$$u_t = \beta_{00} + \sum_{j=1}^p (\beta_{1j} u_{t-j} + \beta_{2j} u_{t-j} u_{t-d} + \beta_{3j} u_{t-j} u_{t-d}^2 + \beta_{4j} u_{t-j} u_{t-d}^3) + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\varepsilon_t \sim n.i.d(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$H_0 : \beta_{2j} = \beta_{3j} = \beta_{4j} = 0$$

その結果、サンプル国全てにおいて UIP 残差は $d=1, 2$ とも線形確率過程に従うことが強く棄却され、非線型確率過程に従うことが確認された。また遅れの次数 d は、 $d=1, 2$ のうちで F 統計量が大きい方に対応する次数を選択した。

以上の結果をふまえ、最後に Nonlinear Least Square を用いて F_1 を ESTAR, F_2 を LSTAR として(10)式を推定した¹⁴。その際 Terasvirta(1994) にしたがって、初期値は、 $\gamma=1$ 、それ以

¹² 詳しくは、付録を参照せよ。

¹³ 有限標本でラグ p を決定する際に AIC を採用することは、実際よりも高次のラグを選択する可能性がある。一方これとは対照的に、有限標本で SBIC 基準が選択するラグは実際よりも低次のラグを選択する可能性があるが、大標本で SBIC 基準が選択するラグは一致推定量である。以上の理由で本稿が扱うサンプルサイズが比較的大きいことから、SBIC 基準でラグを選択し、選択されたラグの妥当性を Ljung-Box 統計量(Q)で事後的に検討した。

¹⁴ 線形テスト後、Eitrheim and Terasvirta(1996)に従って STAR モデルの追加テストを行った。まず(10)式について $F_1=ESTAR$, $F_2=0$ として推定を行い、さらにその式に F_2 の 3 次のティラー近似を加えた以下の補助回帰式を考える。

$$u_t = g_{00} + \sum_{j=1}^p g_{0j} u_{t-j} + \sum_{j=1}^p \hat{\phi}_{1j} u_{t-j} F_1(u_{t-d}; \hat{\nu}_1, \hat{c}_1) + \sum_{j=1}^p (g_{1j} u_{t-j} u_{t-d} + g_{2j} u_{t-j} u_{t-d}^2 + g_{3j} u_{t-j} u_{t-d}^3) + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim n.i.d(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (17)$$

追加テストの帰無仮説は $H_0 : g_{1j} = g_{2j} = g_{3j} = 0$ であり、この帰無仮説が棄却された場合、(10)式には追加的な STAR が存在する。結果は表 2 のとおりであり、デンマークとオランダ以外の 13 カ国について追加的な STAR が存在する。デンマークとオランダの UIP 残差の確率過程は ESTAR のみで描写できる可能性があるが、ESTAR もまた 3 つのレジームをもつため、ここでは MRSTAR に含まれているものと考える。

外のパラメータは(17)式の推定値を使用した。また ESTAR の場合には(9)式の擾乱項の分散、LSTAR の場合には標準偏差を使用し推移関数を正規化した後、推定を行っている。結果は表 3 に示した。Terasvirta(1994)によるとモデル評価の基準として、 c の推定値が u_t の観察値の範囲内になければならないとしているが、全てのサンプル国においてそれは満たされている。また日本以外のパラメータの標準偏差は概ね小さく、 t 検定も λ_2 以外のパラメータはほぼ 5% 水準で棄却された¹⁵¹⁶。

最後に、 $c_1=c_2$ の制約テストについて Wald 検定を用いて行った¹⁷。この結果は表 4 に示されており、フランスとスペインにおいてそれぞれ 5%, 1% で棄却された。すなわちこの 2 カ国以外の 13 カ国(スイス、シンガポール、日本、ベルギー、オーストリア、デンマーク、カナダ、ドイツ、オランダ、イタリア、イギリス、オーストラリア、スウェーデン)については、(10)式によって 3 つのレジームに分類でき、ターゲットゾーンのモデル化が妥当であることが確認された。したがってこれらのサンプル国について次節でリスクプレミアムの性質を検証する。

3.3 リスクプレミアムの性質

為替介入によるリスクプレミアム rp_t について、本論では外生的に与えている。その漸近的性質はどのようになるであろうか。たとえば Krugman(1992)では、ターゲットゾーンの内側におけるファンダメンタルズの確率過程はランダムウォークであると仮定している。実際ターゲットゾーンの内側では、投資家は為替介入が行われないであろうという期待をもつと思われ、リスクプレミアムは他のファンダメンタルズと同様にランダムウォークすると考えられる¹⁸。そこでターゲットゾーンの内側(以下ゾーン(a)と呼ぶ)に関して、(13)式より、

$$H_0^a : \lambda_0 + \frac{\lambda_2}{2} = 0$$

を使用して検定を行った。表 4 に示されるとおり、帰無仮説 H_0^a は、スイス、イギリスが 5%，オーストラリアが 1% で棄却されたものの、その他 10 カ国について、リスクプレミアムはターゲットゾーン内でランダムウォーク過程に従うことがわかる。

次にゾーンの外側では、投機家が為替介入を期待するならば、 u_t はゾーンに向かって収束すると仮定されるので、その収束条件が -2 よりも大きく 0 よりも小さいと考えられる。表 3 によると、 u_t がゾーンの減価方向の外側(以下ゾーン(b))にあるときには、平均 -1.00、ゾーンの増価方向の外側(以下ゾーン(c))にあるときには平均 -1.64 であることがわかる。これ

¹⁵ STAR モデルの推定上、 γ の正確な推定値を得ることは困難であるが、たとえ γ の有意でない推定値を得たとしても STAR モデルの妥当性には影響しないことが多い先行研究によって指摘されている。(例えば、Terasvirta and Anderson(1992))

¹⁶ 日本の場合は、必要なパラメータが抜けている可能性がある。

¹⁷ $c_1=c_2$ の制約テストの必要性は、付録を参照のこと。

¹⁸ 為替レートが市場の自由変動に委ねられている場合において短期の為替レートの動きがランダムウォークで近似できることが知られている(たとえば、Meese and Rogoff(1983))。

はゾーン(b)および(c)の双方において μ_i がゾーンの中心に向かって平均収束し、さらにゾーン(b)では μ_i がホワイトノイズに従うことを示唆している。ここでは予備的にゾーン(b), (c)について通常のホワイトノイズの仮説検定を行った。

$$H_0^b : \lambda_0 + \lambda_1 + \lambda_2 = -1, \quad H_0^c : \lambda_0 + \lambda_1 = -1$$

H_0^b はゾーン(b), H_0^c がゾーン(c)における帰無仮説を意味し、それぞれ(14)式と(15)式より導出している。結果(表 4)はゾーン(b)ではオーストラリア以外すべて H_0^b が採択されたが、ゾーン(c)では、オーストリア、デンマーク、オランダの 3 カ国で H_0^c が棄却されたことを示している。すなわちこれら 4 カ国は調整スピードが非常に速く収束方向へ向かうが、ゾーンを通り越え、オーバーシューティングしながら徐々に収束することが仮説検定によって確認された。

以上の結果のまとめると、スイス、オーストラリア、イギリス以外の 10 カ国については、Krugman(1992)と同様に、リスクプレミアムがゾーン内ではランダムウォークし、ゾーンの外側では全ての国において平均収束していることが確認できる。

さらに表 3 をみても分かることおり、本研究においても非対称性が確認され、ゾーンの 2 つの外側、つまりゾーン(b)とゾーン(c)の調整スピードを比較すると、スイス、カナダ、オーストラリア以外では、増価側(ドル減価)のほうが速く、値も -1 以下であり、これは収束方向にオーバーシュートしていたことことが示唆される¹⁹。 UIP 残差がゾーン(c)にある場合は、リスクプレミアムの観点から解釈すると、UIP が成立する以上に投資家がドルの増価を予測していた場合を意味し((8)式を参照のこと)、これらの内容は、先に述べた Wu and Zhang(1996) あるいは B-D(2000) と整合的である。彼らの研究に対して、本論の研究を補完的に解釈すれば、為替介入によりドルの増価が期待される場合、投資家たちが一齊にオーバーシュートするほど過剰なドル買い行動を行い、超短期的には UIP の成立を妨げるという興味深い結論を導くことができる。

またゾーンの内側では、3 カ国を除いて UIP 残差がランダムウォーク過程に従うこと考慮すると、先に挙げた Flood and Rose(1996) あるいは Osterberg(1997) と同様の結論、すなわち、為替レートが自由変動しているターゲットゾーン内では、UIP が成立していない可能性を示唆するものとなるであろう。

4. 結論

本論では、現代国際金融論の未解決問題の一つである先物プレミアムパズルの原因を、各国の中央銀行による為替介入がリスクプレミアムに与える影響に着目して実証的に分析を行った。そこでは、Fama(1984)によって示された time varying なリスクプレミアムを外国為替市場の投資家が予想する為替介入によって生じる為替レート減価率として、さらに為

替介入が行われ場合に、明確なルールをアナウンスするターゲットゾーンと、観察できない暗黙的なターゲットゾーンをも考慮するため、ゾーンの幅によってサンプルを分けずに非線形確率過程と非対称性を考慮したレジームスイッチモデル(MRSTAR)を使用しターゲットゾーンを定義した。

本論の貢献は、まず第1に、B-D(2000)によりFPPの存在が確認されたサンプル15ヶ国のうち全ての国においてUIPから乖離した残差が非線形確率過程に従うことが示された点である。第2の貢献は、以上の15カ国の中13カ国において、一般にはあまり知られていない、為替介入によって生じるリスクプレミアムの調整スピードという点に着目して検討した点である。そこでは、ターゲットゾーンの内側では13カ国中10カ国のリスクプレミアムがランダムウォーク過程に従っており、またターゲットゾーンの2つの外側、すなわち減価側と増価側では、増価側のほうが調整スピードが速く、オーバーシュートしながら徐々に収束していくが、減価側では、UIPへほぼ1期で収束することを確認した。

本論は、(3)式の β の推定値を直接検討するものではなく、UIPが成立しているという仮定の下で為替介入によるリスクプレミアムを検証し、FPPの原因を探ることを試みた。その結果、ターゲットゾーンに依存したリスクプレミアムの漸近的性質の相違、すなわちUIPが成立しているゾーンと成立していないゾーンが存在することが明らかとなり、本論ではその相違によってFPPの原因の一部分を説明し得ると考える。また同時に、リスクプレミアムの非線形性が確認され、これらの結果は、線形のUIP式によって得られた推定量の不偏性が棄却される一因となることを示唆するであろう。

Obstfeld and Rogoff(1996、第8章)では、為替レートにターゲットゾーンが存在する場合、為替レートは利子率格差にほとんど依存しなくなることが説明されている。そして先に説明したように、中央銀行が事実上為替介入を行っていることを考慮すると、ゾーンの幅をアナウンスしていない国においても、投資家は暗黙的なターゲットゾーンを自らで設定する考えれば、期待された介入によって多くの国にFPPが生じるという我々の結論も自然なことであるかもしれない。

5. 付録 MRSTAR の拡張

基本的なSTARモデルは、以下の二つに分類される。すなわち、

$$F(u_{t-d}; \gamma, c) = 1 - \exp\{-\gamma(u_{t-d} - c)^2\} \quad (A1)$$

$$F(u_{t-d}; \gamma, c) = [1 + \exp\{-\gamma(u_{t-d} - c)\}]^{-1} \quad (A2)$$

であり、(A1)式をExponential STAR(ESTAR)モデル、(A2)式をLogistic STAR(LSTAR)モデル

¹⁹ 仮説検定によって-1以上であることが確認されたのは、オーストリア、デンマーク、オランダである。

と呼ぶ。ESTAR モデルは $u_{td} = c$ に一致する 1 つの内側レジームと $u_{td} = \pm\infty$ に一致する 2 つの外側レジームをもつが、2 つの外側レジームでは同一の調整過程をもつという制約がある。一方 LSTAR は 2 つの非対称なレジームをもつ。

Duk and Franses (1999) は、この 2 つの STAR モデルのうち、LSTAR のみを用いて Multiple-Regime STAR(MRSTAR) モデル、すなわち、

$$y_t = \kappa_0 + \sum_{j=1}^p \phi_{0j} y_{t-j} + \left(\kappa_1 + \sum_{j=1}^p \phi_{1j} y_{t-j} \right) F_1(s_t; \gamma_1, c_1) + \left(\kappa_2 + \sum_{j=1}^p \phi_{2j} y_{t-j} \right) F_2(s_t; \gamma_2, c_2) + \varepsilon_t, \quad (A3)$$

を展開した。ここでは F_1 と F_2 はともに(A2)式に従う。(A3)式は、例えば $c_1 < c_2$ のとき、 $s_t \rightarrow +\infty$ の過程で、 F_1 は F_2 よりも速く 0 から 1 へと移行し、続いて F_2 が 1 へ移行し、3 つの非対称なレジームを示すことができる(グラフ 1)。このことをもう少し詳細に説明すると、 $s_t \rightarrow -\infty$ のとき $F_1 = F_2 = 0$ となるので、(A3)式は、AR(p)モデル、

$$y_t = \kappa_0 + \sum_{j=1}^p \phi_{0j} y_{t-j} + \varepsilon_t$$

となり、これはグラフ 1においてレジーム A を意味する。同様に γ_1 と γ_2 が十分に大きい場合²⁰には、 $s_t \rightarrow +\infty$ の過程で $F_1 = 1$ 、 $F_2 = 0$ となり、(A3)式は、

$$y_t = \kappa_0 + \kappa_1 + \left(\sum_{j=1}^p \phi_{0j} + \sum_{j=1}^p \phi_{1j} \right) y_{t-j} + \varepsilon_t$$

となり、これはグラフ 1 のレジーム B を示している。続いて $F_2 = 1$ となり、

$$y_t = \kappa_0 + \kappa_1 + \kappa_2 + \left(\sum_{j=1}^p \phi_{0j} + \sum_{j=1}^p \phi_{1j} + \sum_{j=1}^p \phi_{2j} \right) y_{t-j} + \varepsilon_t$$

となり、これはグラフ 1 のレジーム C を示す。このモデルは c_1 と c_2 の大小関係で、レジーム B における AR が異なるが、推定分析上 c_1 と c_2 が有意に異なる結果となる保証はない。したがって本論ではさらに MRSTAR を拡張し、 F_1 を ESTAR、 F_2 を LSTAR、さらに $c = c_1 = c_2$ という制約を課す。このときの 2 つの推移関数をグラフ 2 に示した。

$s_t \rightarrow -\infty$ のとき $F_1 = 1$ 、 $F_2 = 0$ となるので、

$$y_t = \kappa_0 + \kappa_1 + \left(\sum_{j=1}^p \phi_{0j} + \sum_{j=1}^p \phi_{1j} \right) y_{t-j} + \varepsilon_t$$

これは、グラフ 2 のレジーム D を意味する。同様に $s_t = c$ のとき $F_1 = 0$ 、 $F_2 = 1/2$ となり、こ

²⁰ γ_1 と γ_2 が十分に大きくなき場合は、AR モデルを定義できない。このことは、本研究においてリスクプレミアムの漸近的性質を調べる上で、障害となる。

れをレジーム E とする²¹.

$$y_t = \kappa_0 + \frac{1}{2}\kappa_1 + \left(\sum_{j=1}^p \phi_{0j} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^p \phi_{1j} \right) y_{t-j} + \varepsilon_t$$

である。さらに $s_t \rightarrow +\infty$ のとき $F_1=F_2=1$ となり、レジーム F は以下のようになる。

$$y_t = \kappa_0 + \kappa_1 + \kappa_2 + \left(\sum_{j=1}^p \phi_{0j} + \sum_{j=1}^p \phi_{1j} + \sum_{j=1}^p \phi_{2j} \right) y_{t-j} + \varepsilon_t$$

以上の 3 式より、ESTAR と LSATR をもつ(A3)式もまた 3 つの非対称なレジームをもつことがわかる²²。

²¹ ここでもしも $c=c_1=c_2$ という制約を課さなければ、AR モデルは定義できない。

²² 但し、 $s_t \rightarrow +\infty$ の過程において、たとえば $\gamma_1 < \gamma_2$ の場合、 F_2 が F_1 よりも速く 0 から 1 へ移行する可能性があるが、本論では、 $s_t \rightarrow +\infty$ の過程で F_1 と F_2 が別々に極値に到達する可能性を排除し、同時に $F_1=F_2=1$ になると仮定する。なぜならこれは γ の推定値の大きさに依存するため、 γ_1 と γ_2 の大小関係の特定化は本文中に挙げた理由によりに困難である。また γ_1 と γ_2 が大きい場合、推移関数の変化は c で瞬間的に発生し、関数 F の形状に γ の変化は影響を与えないことが知られている(Duk and Franses : 1999, p 315)。そのため s_t が c に到達した瞬間に ESTAR は内側レジームを通って外側レジームへ移行し、LSTAR は下方レジームから上方レジームへ移行すると考えられるからである。

参考文献

- Baillie, Richard T. and Bollerslev, Tim. "The Forward Premium Anomaly is Not as Bad as You Think." *Journal of International Money and Finance* 19, 2000: 471-488.
- Baillie, Richard T. and William P. Obstfeld. "Central Bank Intervention and Risk in the Forward Market." *Journal of International Economics* 43(3/4), 1997: 483-97.
- Bansal, Ravi. "An Exploration of the Forward Premium Puzzle in Currency Markets." *Review of Financial Studies* 10, 1997: 369-403.
- Bansal, Ravi and Dahlquist, Magnus. "The Forward Premium Puzzle: Different Tales From Developed and Emerging Economies." *Journal of International Economics* 51(1), 2000: 115-144.
- Bekaert, Geert. "The Time Variation of Risk and Return in Foreign Exchange Markets: A General Equilibrium Perspective." *Review of Economics and Statistics* 9(2), 1996: 427-470.
- Chen, Show Lin and Wu, Jyh Lin. "A Re-Examination of Purchasing Power Parity in Japan and Taiwan." *Journal of Macroeconomics* 22(2), 2000: 271-284.
- Christensen, Michael. "Uncovered Interest Parity and Policy Behavior: New Evidence." *Economics Letters* 69(1), 2000: 81-87.
- Clarida, Richard H. and Taylor, Mark P. "The term Structure of Forward Exchange Premiums and the Forecastability of Spot Exchange Rate: Correcting the Errors." *Review of Economics and Statistics* 79(3), 1997: 353-361.
- Dijk, Dick Van and Franses, Philip Hans. "Modeling Multiple Regimes in the Business Cycle." *Macroeconomic Dynamics* 3, 1999: 311-340.
- Eitrheim, Oyvind and Terasvirta, Timo. "Testing the adequacy of Smooth Transition Autoregressive models." *Journal of Econometrics* 74, 1996: 59-75.
- Engel, Charles. "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence." *Journal of Empirical Finance* 3(2), 1996: 123-192.
- Fama, Eugene. "Forward And Spot Exchange Rates." *Journal of Monetary Economics* 14, 1984: 319-338.
- Flood, Robert P. and Rose, Andrew K. "Fixes: Of the Forward Discount Puzzle." *Review of Economics and Statistics* 78, 1996: 748-752.
- Froot, Kenneth and Thaler, Richard H. "Anomalies: Foreign Exchange." *Journal of Economic Perspectives* 4(3), 1990: 179-192.
- Garber, Peter M. and Svensson, Lars E.O. "The Operation and Collapse of Fixed Exchange Rate Regimes." in Gene Grossman and Kenneth Rogoff (eds.), *The Handbook of International Economics*, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1995.
- Goodhart, Charles A.E., McMahon, Patric C. and Ngama, Yerima L. "Why Does the Spot-Forward Discount Fail to Predict Changes in Future Spot Rates?" *International Journal of Finance and Economics* 2, 1997: 121-129.
- Hodrick, Robert J. *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*. Chur: Harwood Academic Publishers, 1987.

- Hodrick, Robert J. and Srivastava, Sanjay. "An Investigation of Risk and Return in Foreign Exchange." *Journal of International Money and Finance* 3, 1984: 5-29.
- Hsu, Chiente and Krugler, Peter. "A Nonlinear Analysis of Forward Premium and Volatility." *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 1(4), 1997:2-2.
- Huisman, Ronald, Koedijk, Kees, Kool, Clements and Nissen, Francois. "Extreme Support for Uncovered Interest Parity." *Journal of International Money and Finance* 17, 1998: 211-228.
- Hung, J. H. "Intervention Strategies and Exchange Rate Volatility: A Noise Trading Perspective." *Journal of International Money and Finance* 16(5), 1997:779-793.
- Kitamura, Yoshihiro. Sato, Ayano and Akiba, Hiroya. "The Forward Premium Puzzle: Are the Transaction Costs Blamed?" Presented at the 72nd Annual Conference of the SEA meeting, New Orleans, Louisiana, U. S. A., November, 2002
- Kitamura, Yoshihiro. Sato, Ayano and Akiba, Hiroya. (2003a) "Transactions Costs and The Forward Premium Puzzle." Presented at the Pacific Rim Conference of the WEAI, Taipei, Taiwan, Republic of China, January 2003.
- Kitamura, Yoshihiro. Sato, Ayano and Akiba, Hiroya.(2003b) "The Forward Premium Puzzle and Transactions Costs." Presented at the 55th International Atlantic Economic Conference, Vienna, Austria, March 2003.
- Krugman, Paul. "Target Zones and Exchange Rate Dynamics." *Quarterly Journal of Economics* 106, 1991:669-682.
- Lewis, K.K. "Puzzles in International Financial Markets." in Gene Grossman and Kenneth Rogoff (eds.), *The Handbook of International Economics*, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1995.
- Loopesko, B.E. "Relationships among Exchange Rates, Intervention, and Interest Rates: An Empirical Investigation." *Journal of International Monetary and Finance* 3, 1984: 257-277.
- Lucas, Robert E. "Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World." *Journal of Monetary Economics* 10, 1982: 335-360.
- Luintel, K.B. and Paudyal, K. "Common Stochastic Trends Between Forward and Spot Exchange Rates." *Journal of International Money and Finance* 17, 1998: 279-297.
- MacDonald, Ronald and Moore, Michael J. "The Spot-Forward Relationship Revisited: An ERM Perspective." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 11, 2001: 29-52.
- McCallum, Benett T. "A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship." *Journal of Monetary Economics* 33, 1994: 105-132.
- Meese, R. A. and Rogoff, Kenneth. "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit out of Sample?" *Journal of International Economics* 14, 1983: 3-24.
- Mehra, Rajnish and Prescott, Edward C. "The Equity Premium: A Puzzle." *Journal of Monetary*

- Meredith, Guy and Ma, Yue. "The Forward Premium Puzzle Revisited." *IMF Working Paper* WP/02/28, 2002.
- Michael, Panos, Nobay, Robert and Peel, David A. "Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rate: An Empirical Investigation." *Journal of Political Economy* 105, 1997: 863–879.
- Obstfeld, Maurice and Rogoff, Kenneth. *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 1996.
- Osterberg, William P. "Does Intervention Explain the Forward Discount Puzzle?" *Economic Review* 33(4), 1997: 24–31.
- Terasvirta, Timo. "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models." *Journal of American Statistic Association* 89, 1994: 208–218.
- Terasvirta, Timo and Anderson, H. M. "Characterizing Nonlinear in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models." *Journal of Applied Econometrics* 7, 1992: S119–S136.
- Vilasuso, Jon and Cunningham, Steve. "Test for Nonlinearity in EMS Exchange Rates." *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 1(3), 1996: 3–3.
- Wu, Jyh-Lin. "Foreign Exchange Market Efficiency and Structural Instability: Evidence from Taiwan." *Journal of Macroeconomics* 19(3), 1997: 591–607.
- Wu, Yangru and Zhang, Hua. "Asymmetry in Forward Exchange Rate Bias: A Puzzling Result." *Economics Letters* 50, 1996: 407–411.
- Wu, Yangru and Zhang, Hua. "Forward Premiums as Unbiased Predictors of Future Currency Depreciation: A Non-Parametric Analysis." *Journal of International Money and Finance* 16(4), 1997: 609–623.

表 1. OLS 結果

		α	β	R2	D.W.	S.E.
1	イス	-0.005*	-1.007*	0.010	1.903	0.037
2	シンガポール	(-0.003)	(-0.593)			
3	日本	-0.002	-0.983	0.005	1.871	0.016
4	ベルギー	(0.001)	(0.918)			
5	オーストリア	-0.009***	-2.503***	0.029	1.904	0.034
6	デンマーク	(0.002)	(0.864)			
7	カナダ	0.000	-0.526	0.001	1.972	0.033
8	フランス	(0.002)	(0.797)			
9	ドイツ	-0.002	-0.525	0.001	1.997	0.032
10	オランダ	(0.002)	(0.761)			
11	イタリア	0.000	-0.205	0.000	2.005	0.032
12	イギリス	(0.002)	(0.599)			
13	オーストリア	0.002***	-1.281***	0.025	2.190	0.013
14	スウェーデン	(0.000)	(0.483)			
15	スペイン	0.001	-0.534	0.001	2.010	0.032
		(0.002)	(0.856)			
		-0.002	-0.389	0.000	1.991	0.032
		(0.002)	(0.759)			
		-0.002	-0.896	0.005	2.026	0.033
		(0.002)	(0.753)			
		-0.001	1.024	0.008	1.821	0.030
		(0.003)	(0.689)			
		0.003	-1.655**	0.015	1.830	0.033
		(0.002)	(0.789)			
		0.003*	-0.472	0.002	2.030	0.029
		(0.002)	(0.565)			
		0.000	0.946**	0.020	1.877	0.030
		(0.002)	(0.393)			
		0.003	-0.176	0.000	1.850	0.033
		(0.002)	(0.468)			

* * * ; 1%有意水準(t検定),

* * ; 5%有意水準(t検定)

* ; 10%有意(t検定)

括弧内 : 推定値の標準誤差

R² ; 決定係数

D.W. ; ダービンワトン比

S.E. ; 標準誤差

表 2. AR(p)、線形テストと追加テストの結果

	AR(p)			線形テスト			追加テスト	
	p	Q[4]	Q[12]	d=1	d=2	LM 統計量		
1スイス	1	1.24	12.2	12.52 ***	21.72 ***	5.78 ***		
2シンガポール	1	4.41	11.6	11.95 ***	43.88 ***	21.30 ***		
3日本	1	1.26	9.42	18.89 ***	34.91 ***	31.66 ***		
4ベルギー	1	4.15	14.3	68.44 ***	25.29 ***	4.20 ***		
5オーストリア	1	2.03	11.8	70.84 ***	17.05 ***	45.19 ***		
6デンマーク	1	4.49	16.2	72.35 ***	22.28 ***	-19.43		
7カナダ	1	0.946	20.6	28.52 ***	4.43 ***	9.06 ***		
8フランス	1	4.49	11.1	21.70 ***	13.59 ***	12.36 ***		
9ドイツ	1	2.14	11.7	65.18 ***	15.82 ***	40.53 ***		
10オランダ	1	2.94	11.8	61.66 ***	26.88 ***	-26.82		
11イタリア	1	1.96	15.8	26.99 ***	12.89 ***	10.78 ***		
12イギリス	1	0.19	9.24	10.93 ***	3.48 **	10.03 ***		
13オーストラリア	1	8	17.7	46.26 ***	8.01 ***	5.08 ***		
14スウェーデン	1	2.12	15.8	38.00 ***	10.58 ***	15.78 ***		
15スペイン	1	9.17	11.8	35.64 ***	7.78 ***	11.08 ***		

pはSBICによって選択された値。また Q[4], Q[12] は選択された p に対する残差の自己相関に関する 4 次と 12 次の Q 統計量。線形テストは(16)式において、d=1, 2 に対応した $H_0: \beta_{1j} = \beta_{3j} = 0$ に基づく F 統計量の値。追加テストは、(16')式において Eitrheim and Terayama(1996)による $H_0: g_{1j} = g_{2j} = g_{3j} = 0$ に基づく LM-type 統計量の値。また、*** ; 1%有意水準 * ; 5%有意水準 * ; 10%有意水準は、線形テスト、追加テストとともに分布の臨界水準に従う。

表3 MRSTARの推定結果

	λ_0	λ_1	γ_1	ζ_1	λ_2	γ_2	ζ_2	$\zeta_{\text{ソーンb}}$	$\zeta_{\text{ソーンc}}$
1イス	-0.44* (0.22)	-0.56** (0.22)	4310.72 (0.00)	0.01*** (0.81)	-0.97 (0.17)	176.94 (0.21)	0.11 (0.01)	-1.08 (0.02)	-1.0
2シンガポール	-0.52* (0.30)	-0.68** (0.31)	27470.63 (0.00)	0.00 (0.00)	0.17 (4.80)	235.73 (0.22)	0.01 (0.00)	-1.03 (0.02)	-1.2
3日本	4.86 (9.19)	-7.31 (8.09)	4064932.84 (0.00)	0.00*** (0.00)	1.63 (1.04)	27.36 (0.00)	-0.12 (0.00)	-0.82 (0.00)	-2.45
4ベルギー	-0.89*** (0.30)	-1.63* (0.85)	256.41 (0.02)	-0.05** (1.04)	1.42 (0.57)	132.65 (0.00)	-0.02* (0.00)	-1.10 (0.00)	-2.52
5オーストラリア	-0.66*** (0.15)	-1.53*** (0.52)	304.79 (0.01)	-0.03*** (0.01)	0.97* (0.37)	407.2 (0.00)	-0.01 (0.01)	-1.22 (0.01)	-2.19
6デンマーク	-0.59 (0.38)	-1.21*** (0.33)	397.40 (0.01)	-0.02** (0.37)	0.70* (0.37)	143.89 (0.01)	-0.01 (0.01)	-1.10 (0.01)	-1.80
7カナダ	-0.43 (0.30)	-0.57* (0.31)	7401.25 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.45 (0.33)	113.23 (0.01)	0.03** (0.01)	-1.45 (0.01)	-1.00
8フランス	-0.54** (0.22)	-0.82** (0.35)	394.60 (0.01)	0.00 (0.43)	0.38 (0.43)	86.327 (0.03)	0.06* (0.03)	-0.98 (0.03)	-1.36
9ドイツ	-0.65*** (0.24)	-1.27*** (0.39)	349.77 (0.01)	-0.03** (0.49)	0.77 (0.49)	177 (0.01)	0.00 (0.01)	-1.20 (0.01)	-1.92
10オランダ	-0.68** (0.28)	-1.11*** (0.29)	355.02 (0.01)	-0.03** (0.35)	0.70 (0.35)	186.62 (0.01)	-0.01 (0.01)	-1.09 (0.01)	-1.79
11イタリア	-0.36 (0.27)	-0.78*** (0.27)	748.55 (0.00)	0.00 (2.56)	0.79 (2.56)	57.40 (0.12)	0.11 (0.12)	-0.35 (0.12)	-1.14
12オーストラリア	-0.54*** (0.20)	-0.56* (0.28)	445.75 (0.01)	0.00 (0.26)	-0.15 (0.26)	213 (0.05)	0.04 (0.05)	-1.25 (0.05)	-1.1
13イギリス	10.27** (4.40)	-11.24** (4.40)	1103013.93 (0.37E-)	-0.35E+*** (3.99)	0.76 (3.99)	34.57 (0.29)	0.12 (0.29)	-0.21 (0.29)	-0.97
14スペイン	-0.77*** (0.13)	-1.53* (0.92)	340.44 (0.01)	-0.03*** (0.91)	1.18 (0.91)	285.88 (0.00)	0.00 (0.00)	-1.12 (0.00)	-2.3
15スペイン	-0.59*** (0.13)	-2.04*** (0.79)	323.89 (0.00)	-0.04*** (0.73)	1.55** (0.73)	523.13 (0.00)	0.00* (0.00)	-1.08 (0.00)	-2.63

***, **, * ; それぞれ 1%, 5%, 10%有意水準(t検定) 括弧内 ; 標準偏差 ソーンb,c ; それぞれのソーンに応する調整スピード

表4 リスクプレミアムの性質

		Wcc	Wa	Wb	Wc
1	イス	0.22	3.87**	1.34	0.01
2	シンガポール	0.22	2.29	0.49E-01	3.02
3	日本	0.26	0.46	0.87	0.97E-01
4	ベルギー	0.23	0.26	0.60	2.04
5	オーストリア	2.91	0.44	2.50	4.26**
6	デンマーク	0.59	0.58	0.58	-0.81**
7	カナダ	3.05	3.81	2.21	0.43
8	フランス	4.75**	2.19	0.59E-02	0.86
9	ドイツ	1.23	1.69	1.28	3.42
10	オランダ	0.97	1.99	0.48	5.02**
11	イタリア	0.80	0.59E-03	0.66E-01	0.47
12	ギリス	0.18	4.89**	0.39E-01	0.63E-01
13	オーストラリア	0.49	8.01***	6.61**	0.14
14	スウェーデン	3.63	0.14	1.48	2.03
15	スペイン	20.26***	0.17	0.90	4.89**

Wcc : 帰無仮説 $H_0 = c_1 = c_2$ の下での Wald 統計量
 Wa : 帰無仮説 H_{a0} の下での Wald 統計量 (ターゲットゾーンの内側(ゾーン a)に対応)
 Wb : 帰無仮説 H_{b0} の下での Wald 統計量 (ターゲットゾーンの減価方向の外側(ゾーン b)に対応)
 Wc : 帰無仮説 H_{c0} の下での Wald 統計量 (ターゲットゾーンの増価方向の外側(ゾーン c)に対応)

* * * ; 1%有意水準 ** ; 5%有意水準 # ; 分布の臨界水準に従う。

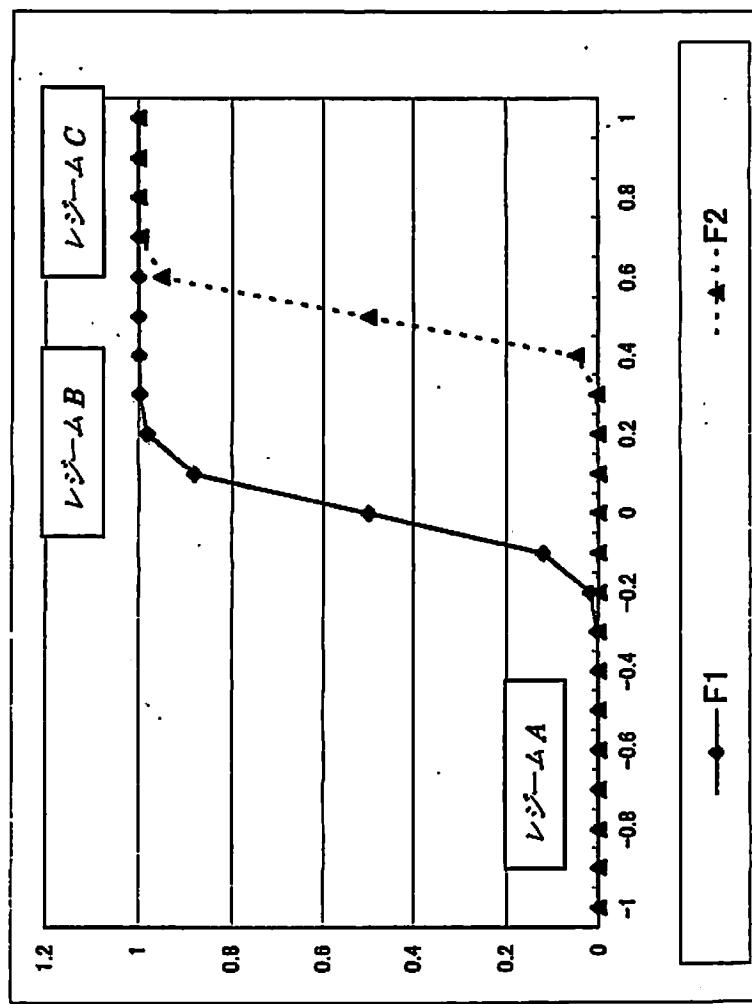
グラフ1 MSTAR(LSTAR+I_{STAR})の場合

縦軸は $R(s_t)$, 横軸は s_t を示す。

但し,

$$c_I=0 \quad c_2=0.5 \quad \gamma_I=20 \quad \gamma_2=30$$

である。



グラフ2 MRSTAR(ESTAR+LSTAR)の場合

