

為替レート変動の非定常性の分析

永野 護

三菱総合研究所

本稿は外国為替レートの変動の長期安定的な関係について、円・ドルレートを中心に考察を行う。具体的には先物カバーなし金利裁定が機能するマネタリー・アプローチ、リスクプレミアムを考慮に入れたポートフォリオ・バランス・アプローチにおいて、実質為替レートとの間に共和分関係が存在しているのかについての検定を行っている。

Johansen の尤度比検定を用いた共和分検定の結果から得られる結論は、以下の3点である。まず円・ドルレートに関しては、これまでポートフォリオ・バランス・アプローチがより有効であったと考えられてきたが、マネタリー・アプローチの場合においても共和分ベクトルが検出される結果となっている。そして双方ともにGDPデフレーターで実質為替レート、期待インフレ率をそれぞれ測定する場合に長期安定的な関係が多く見られている。またリスクプレミアムの代理変数には米国側の対外バランスを示す変数との間で、より安定的な関係が見られる。また円・ドルレートにおけるこうした傾向は、マルク・ドルレートの検定においても同様に見られている。

1. はじめに

為替レートに均衡水準が存在するか否かは変動相場制移行後、常に議論されてきた問題である。その一方で最近では80年代半ばからの資本取引の拡大に加え、それにとまなうデリバティブ取引の肥大化により、年々市場がボラタイルになっているとの見方もある。

円ドル相場に目を向ければ、94年から95年にかけて1ドル=79円台の円高が進行し、輸出産業のみならず実体経済への影響が懸念された。95年8月以降は相場は100円台へ戻し、97年5月初旬には1ドル=126円台にまで値を戻した。その後97年3月以降、市場が月次ベースで1兆円を超える経常黒字に過敏となり、再び112円から

115円のレンジで推移している。これについても今後は110円を割り込む円高方向へと動くのか、120円を超える円安へと向かうのかは定かではない。後者であれば95年の円高期に日本国内の生産拠点を東アジアなど海外諸国へ移転した企業にとっては、労務費削減を意図したはずが逆の結果を招くこととなる。したがって将来の事業展開を決めるに際しては、市場の相場がボラティリティーによる変動であるのか、恒久的な水準のシフトであるのかを見極めた上で結論を出さなければならない。

購買力平価が長期的に見て確定的な変動をしているか、確率変動をしているかについてはこれまで様々な通貨間レート、また検定方法による分析がなされてきた。ところが1900年代初頭からの超長期データ、変動相場制移行後の四半期、月次データを用いても一部の通貨を除いては、確定変動を支持する結論は決して大勢ではない。それゆえ冒頭述べたような理由で実質為替レートは一定の値に収束し難い状況が発生しているわけであるが、それではこの実質レートの変動に何が長期的に影響を与えているのかということを検証するのが、本稿の命題である。

近年の為替レートに関する実証研究では、日次、週次から月次までの期間の分析ではランダムウォークに従うとの考え方が支配的である。過去の論文サーベイによってもこうした印象を得るが、信託銀行、生命保険会社などの機関投資家の考え方を聞いても状況は同様であり、最近では心理学の「プロスペクト理論」などの応用により、なぜ機関投資家が合理的な投資行動を選択しないかなどの分析もなされている¹⁾。そこで本稿では分析の対象を、変動相場制移行後の四半期データによるものとし、この期種のデータにより変動する実質為替レートとその諸決定要因との間に長期安定的な関係が存在するのかを、共和分検定により検証することとした。

分析のスタンスとしてまず初めに、それぞれ分析の対象となる変数、すなわち実質為替レートとそれを説明する変数がそれぞれ確率変動のプロセスを持つことを示し、そうした結論が得られた上で、これまで実質レートの諸決定要因とされてきた2種類のアセット・アプローチの考え方により、それぞれの変数間で共和分検定を行った。

マネタリー・アプローチ、ポートフォリオ・バランス・アプローチはともに実質レートの定義として(1)消費者物価指数、(2)GDPデフレーター、(3)卸売物価指数、(4)輸出物価指数の4種類の物価によりそれぞれ算定した。また実質金利については予想インフレ率の代理変数として、それぞれの物価指標について対前年同期変化率6四半期加重移動平均、1次の自己回帰モデルによる予測値、2次の自己回帰モデルによる予測値をそれぞれ算定した。ポートフォリオ・バランス・アプローチではこ

これらの諸要因に、リスクプレミアム要因として(1)累積経常収支（直接投資、外貨準備増減を除いたもの）対名目 GDP 比、(2)経常収支対名目 GDP 比、(3)米国累積経常収支（直接投資、外貨準備増減を除いたもの）対米 GDP 比、(4)米国経常収支対米 GDP 比の4種類を加えて、共和分検定を試みた。そして最後にドイツマルク対米ドルレートについて同様の検証を行い、円・ドルレートとの分析結果との比較を行った。

2. ビジュアル・チェック

実証分析に入る前に、物価を示す4種類の変数により生成された実質レートと、説明変数の動向を確認しておこう。いまさら言及するまでもないが、変動相場制移行後の円・ドルレートはこれまでの20余年間で、長期的には円高トレンドで一貫して推移してきた。日米の物価上昇率をいくつかのバスケット別に購買力平価として相対価格比を算出してみてもこの傾向は存在し、日米間において購買力平価に沿いながら円・ドルレートはアップ・アンド・ダウンを繰り返してきたかのように見えるのである。より細かい動きを見ると、この間に円安局面は3度訪れ、その時期はそれぞれ70年代前半、80年代前半、80年代終盤である。実質化された円・ドルレートはそれぞれ、番号順に実質レート1＝消費者物価指数、実質レート2＝GDPデフレータ、実質レート3＝卸売物価指数、実質レート4＝輸出物価指数によるものである。これを見ると名目レートでの円安期が3度であったのに対して、実質ベースでは実質レート1と実質レート2が70年代には名目レートで見られたような円安期が存在せず、実質レート3と実質レート4では存在する。実質レート3と実質レート4はそれぞれ卸売物価基準と輸出物価基準による実質レートであり、消費者物価基準とGDPデフレータ基準の1と2と比べた場合、指数を構成するバスケットの中で貿易財の占める割合が高い。従って石油ショックなどの供給ショックによる名目レートの変動が、価格自体にも影響を及ぼしたことが要因の一部として考えられる。

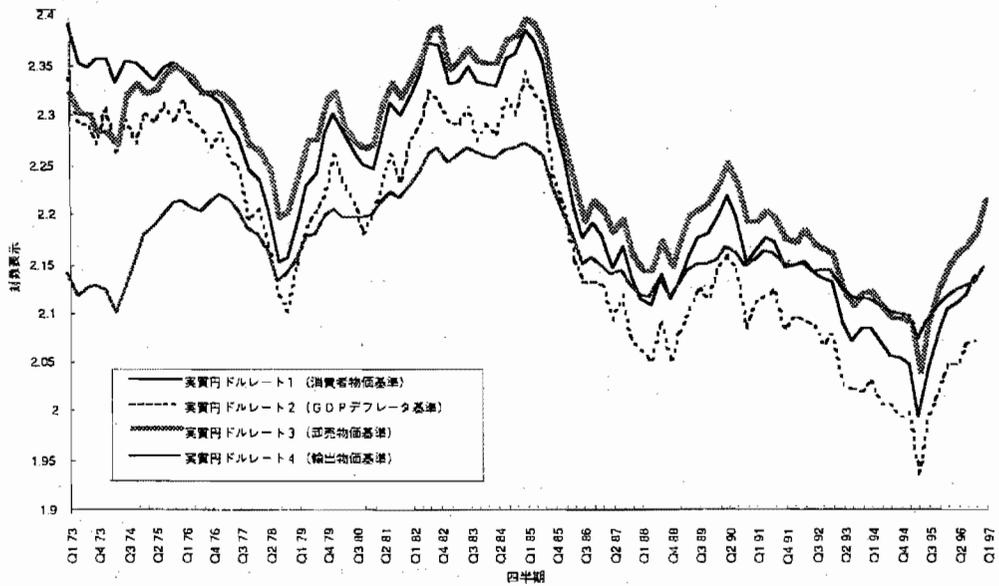
実質レートの全体的な動きとしては、やはり円高で推移している。実質レートにおいても変動が激しかった80年代の経済背景を確認すると、まず前半期では米国レーガノミクスによる財政赤字化での高金利政策があげられる。70年代終盤のカーター政権時に10%を超えた物価上昇を収束させるため、残存期間10年の財務省証券流通利回りは80年代前半では10%を大きく超える水準で推移した。この間日本の国

図1 名目円ドルレートの推移



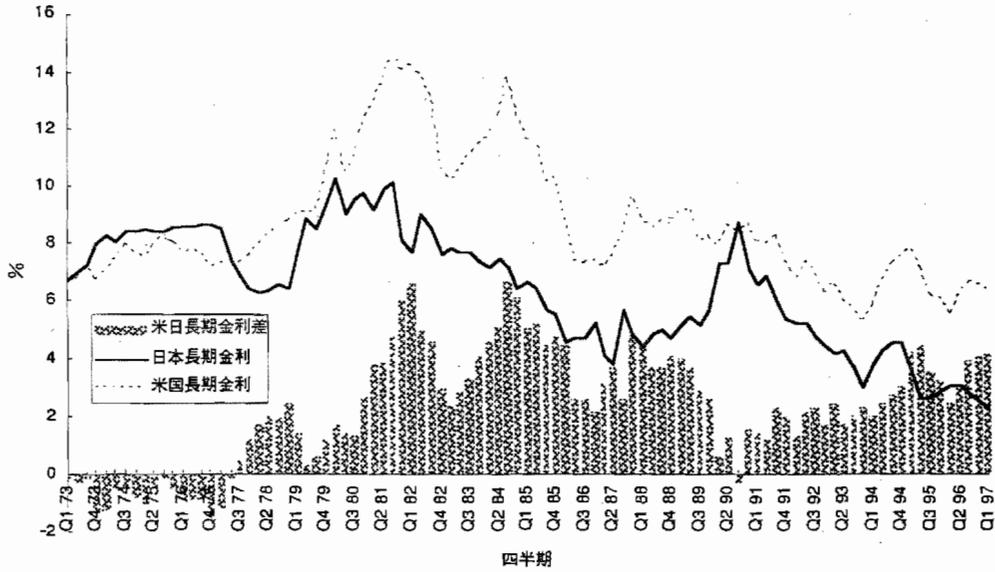
資料) DATA STREAM より作成

図2 実質円ドルレートの推移



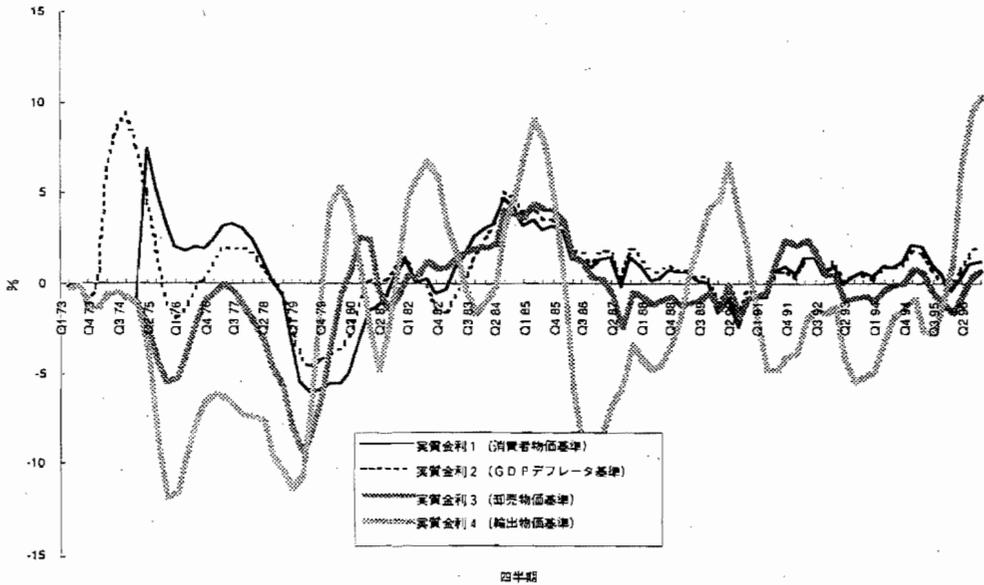
資料) 日本銀行『経済統計月報』、総務庁『消費者物価指数』、Federal Reserve System, Federal Reserve Bulletin; U. S. Department of Commerce, Survey of Current Business より作成

図3 米日長期金利差の推移



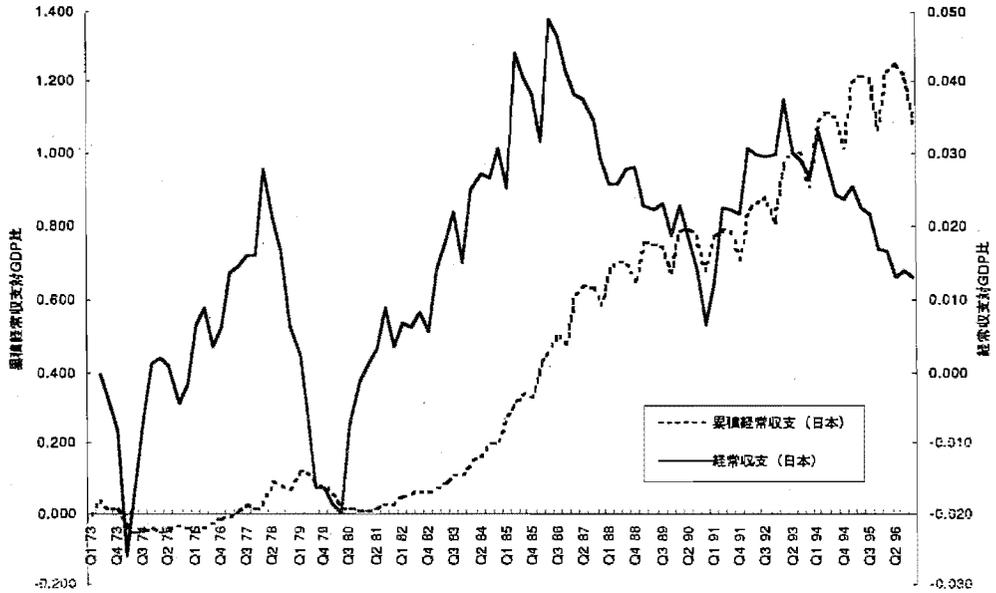
資料) 日本銀行『経済統計月報』、U. S. Department of Commerce, Survey of Current Business より作成

図4 米日実質金利差(予想インフレ率を前年同期比6期加重移動平均とする場合)の推移



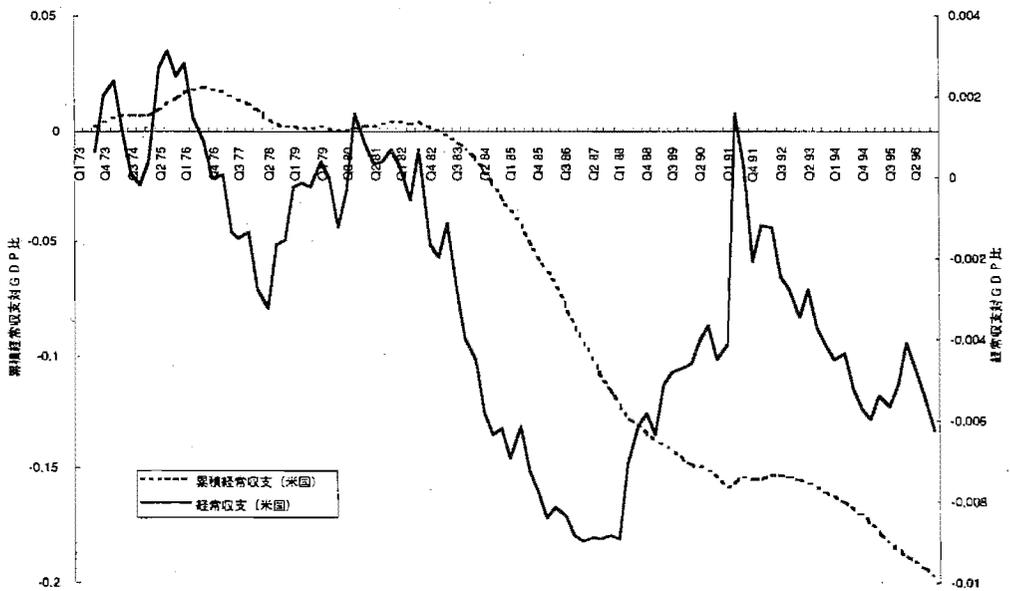
資料) 日本銀行『経済統計月報』、U. S. Department of Commerce, Survey of Current Business より作成

図5 日本の経常収支、累積経常収支（対GDP比）の推移



資料) 日本銀行『国際収支統計月報』、経済企画庁『国民経済計算』より作成

図6 米国の経常収支、累積経常収支（対GDP比）の推移



資料) U. S. Department of Commerce, Survey of Current Business より作成

債流通利回り(残存期間10年)は7%から8%で推移しており、内外金利差は最大6%にまで拡大している。

実質化された金利差は、名目金利差に比べてかなりの程度、縮小されており、またそれは88年以降縮小傾向にあることもわかる。実質金利1では日米消費者物価上昇率を6四半期加重移動平均することにより予想インフレ率の代理変数を生成して実質金利を算出し、実質金利2ではGDPデフレーターについて同様の実質化を行っている。この2つの実質金利差は、グラフ上で見る限りはかなりの程度似通った動きをしているのに対して、消費者物価上昇率の1次の自己回帰モデルにより生成した予想インフレ率の実質金利はその変動がより激しいかのような印象を与える。

3. 為替レート決定要因の理論

3.1 購買力平価について

変動相場制移行後から1980年代半ばまでは生産者物価・卸売物価基準が用いられ、市場の水準と見比べた上でそれが割高か否かという市場参加者のベンチマークとなっていたことは疑いが無い。しかしながら円・ドルレートに関して言えば、1985年以降は実績値は年平均、月中平均、四半期中平均のいずれの水準を見ても、この卸売物価基準から大幅に乖離することとなっている。そこで最近では貿易財の価格水準の相対比の観点から、輸出物価基準が均衡値として市場のベンチマークとなってきた感がある。

そもそも購買力平価の考え方は、「モノの価値尺度である通貨の価値を逆にモノの価値で測る」というものである。つまり各国のモノの価値尺度である為替レートのあるべき水準を逆に各国のモノの価値(物価水準)で測るというものである。その考えの根底には内外の貿易財の相対価格はある一定の値に収束するということがある。しかしながら実際には貿易財は必ずしも同質とは言えず、産業内貿易という状況が現に発生していることを見ても完全代替であるとは言えない。

こうした理由により長期的にも最近の購買力平価の説明力は落ちてきているとの認識が強まっているが、変動相場制移行後の長いトレンドを円・ドルレートのみならず他国通貨と共に見れば、ある一定のトレンドの上下を変動しつつもそれに収束してきたかのようにも見える。市場参加者に未だに購買力平価説の信仰が根強いのはこうした理由によるものである。円・ドルレートについて言えば、変動相場制移行後から80年代前半までは卸売物価基準の購買力平価に絡むかのごとく実績値が推移し

てきたが、最近では輸出物価基準により接近することとなっている。もっともこの輸出物価は、為替レートと相関関係がより強いために、昨年上期までの円高にも係わらず、ドル建て比率の高い輸出企業が量的にその利益率の低下をカバーしようとしていたという行動とは無関係ではない。

後の実証分析において各種の実質レートが I (1) であるかどうかを確認することは、各種の購買力平価が確定的変動をしているのか確率変動をしているのかを検定することに他ならない。より具体的に言えば購買力平価と実績値との乖離幅がどのような過程により推移してきたかということである。購買力平価を長期における均衡水準と考えた場合に、最近の局面では特に卸売物価基準から長期間乖離する状況となっており、ミスアラインメントと呼ばれている。この検定が意味するところは、今後は円・ドルレートが短期・中期的には変動をとまなうものの長期的にはこのミスアラインメントが是正され、購買力平価にある程度近い値までに収斂するのか、あるいはビジュアル的には安定的な推移をしているものの、結局はランダムに推移しているために、将来的にも購買力平価の水準は市場が決めるレートとは無関係であるのかということになる。

3.2 アセット・アプローチについて

購買力平価が長期的な為替レートの動きを論じる際に用いられるのに対して、近年、四半期を期種とする中期的な分析に用いられる考え方がアセット・アプローチである。アセット・アプローチは資産市場の均衡条件を重視した考え方であり、特に80年代半ばの、円転規制撤廃など一連の資本取引規制緩和以降は、より資本取引を重視する向きが強まり、実際日々の外国為替市場の出来高の中でも貿易取引の裏付けのある取引は10%程度であると言われている。

アセット・アプローチはマネタリー・アプローチとポートフォリオ・バランス・アプローチの2つに分類され、さらに前者はマネタリスト・モデル、オーバーシュート・モデルなどがある。マネタリスト・モデルは内外資産が密接な代替関係にあることが前提とされていることが多い。このためポートフォリオ・バランス・アプローチとの違いは投資家から見て外貨建て資産が自国通貨建て資産に比べて特に危険であるというわけではなく、先物カバーなし金利裁定式と購買力平価式が常に成立するために内外実質金利が常に等しくなるということになる。オーバーシュート・モデルは内外資産が完全代替であり、先物カバーなしの金利裁定式が成立すると仮定する点ではマネタリスト・モデルと同様であるが、散見さ

れる金利低下局面での自国通貨下落というマネタリスト・モデルでは起こり得ない状況を、物価の硬直性により短期的には購買力平価が成立しないことをモデル化した点が異なっている。

ポートフォリオ・バランス・アプローチは80年代初頭から日本、西ドイツなどで膨大な経常収支黒字が発生したことを背景に盛んに実証分析で用いられている。85年のプラザ合意以降、日本円、ドイツマルクが対米ドルベースで大幅に切り上がったことの実験から、この対外不均衡と為替レートとの関係を明示的にモデルに挿入したものである。ここでは内外実質金利差、相対価格比に加えて、リスクプレミアムを表す変数を用いている。

本稿の実証分析ではこの2つのアセット・アプローチの考え方に沿った変数選択により仮説検定を行う。購買力平価、マネタリー・アプローチ、ポートフォリオ・バランス・アプローチの3つの考え方を1つの定式化により整理して実質為替レートを表すと次のようになる²⁾。

$$S_t = S_0 + (1/\theta)(r_t^* - r_t) - (1/\theta)\eta z_t \quad (1)$$

ここで S_t は実質為替レート実績値の自然対数値、 S_0 は実質為替レートの均衡値、 r_t 、 r_t^* は内外実質金利、 z_t は累積経常収支ないし経常収支の対GDP比、 θ は調整速度を示すパラメータであり、 η はリスクプレミアムにつけられたパラメータである。この式の第2項目は内外資産の名目利回りを内外期待物価上昇率により実質化した内外実質金利差であり、第3項目はリスクプレミアム項に他ならない。

マネタリー・アプローチとは内外資産の完全代替性を前提としており、式の上では第3項目を除いた恒等式で示される。この考え方のもとでは、各通貨建て資産の運用利回りは資産市場において裁定されることとなる。ただし内外資産の利回りの間には為替レートの予想変化率が入るために、内外資産の利回りを実質金利差あるいは名目金利差で表示したとしても、それはゼロにはならない。日米実質金利差のグラフ、名目金利差のグラフを見ても、80年代後半以降に縮小傾向は見られるものの、ゼロにはならない理由はこのためである。

このマネタリーアプローチにリスクプレミアム変数を加えた恒等式がポートフォリオ・バランス・アプローチである。この考え方は、マネタリーアプローチが先物カバーなしの金利裁定式の成立を前提としている限り経常収支黒字、対外不均衡の拡大を相場に中立であると考えているのに対して、機関投資家のリスク態度が変数として加えられている。上式では内外資産の不完全代替性を前提として、累積経常

収支が黒字であれば η は正、赤字であれば負の符号を持つことになる。累積経常収支をリスクプレミアムの代理変数として置くこと背景には、一般的には次のように解釈されている。例えば日本の経常収支黒字が引き続いた場合、日本のドル建て資産の保有が一方的に増大していくこととなる。この際、日本の資産市場に関わる機関投資家は、資産市場の不均衡に対してリスク態度を変化させ、限界的なドル建て資産の保有動機に、追加的な為替プレミアムを要求するようになるというものである。

3.3 固定パラメータによる推計結果

検定に先立ち、最小2乗法による固定パラメータによる推計を1974年第1四半期から95年第4四半期までの期間で行ったのが以下の表である。リスクプレミアム変数を含まないマネタリー・アプローチによる推計、実質マルク・ドルレートによるマネタリー・アプローチ、ポートフォリオ・バランス・アプローチによる推計をこれに加えて行っているが、表中では実質円・ドルレートのポートフォリオ・バランス・アプローチによる推計結果が、リスクプレミアム変数 z_t として累積経常収支の対GDP比が使われたケースについてのみ示されている。表の見方は左列に消費者物価指数、GDPデフレータなど物価に関する表記は、これにより名目円・ドルレートを実質化したことを意味する。また β_1 、 β_2 は、説明変数がそれぞれ内外実質金利格差、累積経常収支の係数である。内外実質金利については米国長期金利—日本長期金利であるため、符号は正、 β_2 については対外純資産のボリュームが拡大するほど、米ドル需要に対するリスクが高まるため、負が期待される。

最近の実証分析においてポートフォリオ・バランス・アプローチの考え方が円・ドルレートについては頻繁に用いられていることを裏付けるように、各種の推計結果は良好なように見える。ただし他の文献においても共通しているのは、ダービン・ワトソン検定量が低いことであり、これは正の系列相関の存在を示唆するものである。実質化に用いた物価変数別に推計結果を見れば、決定係数（自由度調整済）が4種類の推計式を通じて、最も高く推移しているのが、輸出物価指数を用いた場合である。逆に最も低いのが卸売物価指数を用いた場合であり、非貿易財を含むか否かで結果が異なった可能性も考えられるが、消費者物価、GDPデフレータが卸売物価指数よりも良好な結果を示していることを考えれば、単に物価変数を生成するカバレッジの問題のみではないものと思われる。

こうしたある一定の区間のサンプルを用いて実質為替レートの推計を行うことで

は既に述べたように、四半期データを用いるケースが大勢である。これは筆者も実務上、月次データ、週次データなどを用いて区間を様々に代えて推計を何度も行っているが、鑑賞に堪えうる推計結果は全くといって良いほど見られないことによるものと思われる。四半期ではある一定の期間で調整が進むために、理論上かくあるべき値に収束するとの考えが前提にあるものと思われるが、それでも推計上、誤差項に系列相関が発生しているなどの問題は残る。本稿の以下の検定は、こうした理

表1 ポートフォリオ・バランス・アプローチに基づく円ドルレートの推計結果

実質円ドルレート	実質金利	定数項	$\beta 1$	$\beta 2$	adj R2	D.W.
消費者物価指数	6 四半期移動平均	2.305 (275.326)	8.00E-03 (3.186)	-0.204 -(15.623)	0.747	0.348
	AR (1)	2.308 (284.383)	9.00E-03 (3.973)	-0.208 -(16.281)	0.762	0.394
GDPデフレータ	6 四半期移動平均	2.260 (266.892)	9.00E-03 (3.135)	-0.220 -(16.377)	0.762	0.554
	AR (1)	2.263 (273.615)	1.00E-02 (3.790)	-0.224 -(16.901)	0.774	0.626
卸売物価指数	6 四半期移動平均	2.334 (327.974)	9.00E-03 (5.301)	-0.191 -(17.289)	0.786	0.482
	AR (1)	2.334 (333.400)	9.00E-03 (5.649)	-0.191 -(17.643)	0.793	0.545
輸出物価指数	6 四半期移動平均	2.229 (531.796)	5.00E-03 (8.396)	-0.106 -(16.728)	0.791	0.318
	AR (1)	2.226 (490.765)	3.00E-03 (6.709)	-0.105 -(15.137)	0.749	0.374

推計：最小2乗法 推計期間：1974年I～1995年IV

論的にみてかくあるべき水準が、真に長期安定的な関係にあるのか否かを確認するものである。

4. 為替レートの共和分検定のサーベイ

為替レートの実証分析はこれまで数え切れないほどの先例がある。単位根検定を含む共和分検定を用いたものの大半は、購買力平価の検証にあてられているが、90年代に入り、幾つか実質為替レートの変動を諸説にもとづいて検証した事例がマネタリー・アプローチについて報告されている³⁾。購買力平価の共和分検定に関する文献については枚挙に暇がないという状況である。Cheung and Lai(1993b)では、73年以降の月次データを用いて Johansen 型の尤度比検定を行い、購買力平価説は成立しないという結論を得ている。これらの分析プラス Dueker(1993)が月次

データを用いた場合の代表的な事例であるが、結果についてはコンセンサスが必ずしも得られておらず、Dueker はむしろこの点について焦点を充てた分析であるとも言える。

マネタリー・アプローチ、ポートフォリオ・バランス・アプローチでは、実証分析では共和分検定を行っているものは数少ないが、最小自乗法などによる実証分析は数多く行われている。前者は80年代初頭からその妥当性が疑われるようになり、Levich(1985)によればその理由として、ひとつは購買力平価が常に成立するという仮定の妥当性が低いこと、名目金利の上昇局面においても自国通貨が減価するという現象がしばしば見られることなどが指摘されている。内外資産の完全代替性を仮定しない後者は円・ドルレートの推計では頻繁に用いられている⁴⁾。ポートフォリオ・バランス・アプローチの考え方は、円・ドルレートを推計する際には頻繁に用いられており、最近では期種が四半期である実証分析のほとんどはこの考え方に基づくものである。

数少ない共和分検定を行った文献として Cushman, Lee and Thorgersson (1996)がある。Cushman らは OECD 諸国の中でインフレ率が高いギリシャ、アイルランド、イタリア、ニュージーランド、ポルトガル、スペイン、トルコを挙げ、この7カ国について Johansen 型の尤度比検定を行っている。

その他、為替レート変動それ自体ではなく、為替レート変動が米国の貿易行動に構造的な変化を与えているかを輸出入価格関数、数量関数を推計し、変数間の長期的な関係について共和分検定を行ったものとしては Klitgaard(1993)がある。

これらに関する諸研究の概要は表2に示したとおりであるが、本稿の位置づけと

表2 為替レートの共和分検定先行事例

	分析対象期間	分析対象データ	分析手法	検定結果
Coughlin and Koedijk(1990)	1973年以降の月次データ	消費者物価指数	単位根検定	単位根帰無仮説は棄却できず。
Cheung and Lai (1993b)	1973年以降の月次データ	消費者物価指数	Johansen 型尤度比検定	購買力平価説は棄却される。
Cheung and Lai (1993a)	1900年代暦年データ	消費者物価指数	共和分検定	
Pippenger (1993)	1900年代暦年データ	卸売物価指数	共和分検定	対スイスフランについては数カ国で長期に PPP が成立する。
Dueker (1993)	1973年以降の月次データ	消費者物価指数	共和分検定 (long memory model)	帰無仮説を > 1 とした場合には棄却されないが、< 1 の場合には棄却される。
Cushman, Lee and Thorgersson (1996)	国による分析対象期間が異なるが概ね74年以降の四半期データ	消費者物価指数、 $M_1 \sim M_2$ 等	Johansen 型尤度比検定	ギリシャ、スペイン、ポルトガルでは採用のモデルで共和分ベクトルが複数個存在する。

資料) 筆者作成

して、こうした購買力平価の諸分析を踏まえて、かならずしもそれのみでは説明しきれない部分について、アセット・アプローチの考え方に基づいて現実に長期的な関係が見られるかを検証するものであるということことができる。

5. 共和分検定

5.1 各変数の単位根検定

為替レートの変動が、長期的な観点からこれまでの既述のような為替レート変動の理論的な枠組みに基づいて、長期的な関係を持っていたかを、以下で共和分検定を行うことにより検証する。共和分検定は、確率変動(単位根を持ち、ランダム・ウォークである)する変数同士の線形結合が、定常であるか否かを検証するものである。まず初めに、使用する各変数の時系列データが I (1)にしたがうか否かを示すこととする。

次の手順で被説明変数である実質円・ドルレート実績値と、説明変数である実質金利差、リスクプレミアム代理変数の単位根検定を行う。単位根検定は、ある一定の値から、時間に平均と分散が依存する時系列データが、時間の経過とともにいかなる動きにより離れていくかを検証する検定である。つまりここでは変動相場移行後の1974年以降の四半期データから1996年第4四半期までの92のサンプルを用い、それらの動きが確定変動か確率変動かのいずれの変動をしているかを確認し、後者のような動きをしている場合についてのみ、後の共和分検定においてその線形結合の残差が共和分しているか否かを確認するものである。

例えば単位根検定を行う実質為替レートの n 個の変数を $\Pi_1, \Pi_2, \Pi_3, \dots, \Pi_n$ とする。このとき Π_t が I (1)であるためには、 Π_t が単位根を持つと同時に Π_t の 1 階差 $\Delta\Pi_t = (\Pi_t - \Pi_{t-1})$ が単位根を持たないという条件を満たす必要がある。これは以下の式について各変数が、

$$\Delta\Pi_t = \alpha + \gamma t + \delta\Pi_{t-1} + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta\Pi_{t-j} + u_t \quad (2)$$
$$H_0 : \delta = 0$$

であることを検定し、変数が単位根を持つという帰無仮説が棄却されない変数について以下の 1 次の階差による同様の検定を行い、これが定常プロセスであるならば、その変数は I (0)であるということになる。

$$\Delta_2 \Pi_t = \Delta \Pi_t - \Delta \Pi_{t-1} = \alpha^* + \delta^* \Delta \Pi_{t-1} + \sum_{j=1}^q \phi_j^* \Delta_2 \Pi_{t-j} + u_t^* \quad (3)$$

$$H_0 : \delta^* \neq 0$$

検定方法に関しては、 $\Delta \Pi_t$ と併せて検定を行う他の内外実質金利差などの階差との間に系列相関が存在する可能性を勘案し、上式に示されるような Augmented Dickey-Fuller (ADF) テストを用いた⁵⁾。拡張するラグの値については Pantura (1994) にしたがって、AIC 基準を用いて選択した。検定結果は表 3 のようになっている。

表 3 では左列上から順に、実質円・ドルレート、リスクプレミアム要因、実質金利差の検定結果を上段に根、下段に検定量を示している。結果を見ると、米国累積経常収支対 GDP 比の階差がない場合、1 階差の場合ともに有意水準 5% においても棄却されず、I(0)、I(1) ではない可能性を示唆している。その他の変数は全て I(0) であることが示された。このため、以下の実証分析ではこの米国累積経常収支対 GDP 比のみ変数から除外し、検定を行うこととする。

5.2 共和分検定

(1) 共和分検定について

3.3 における円ドルレートのポートフォリオ・バランス・アプローチにしたがった推計では、各四半期ごとの誤差を見てみると、その占める部分が非常に大きいことがわかる。これは短期的には市場のオーバーシュート現象により然るべき水準を超える状況が多々発生していることを意味している。問題はこれらの理由により現存する大きな誤差が、実質金利差とリスクプレミアムに掛かる調整速度に依るため、四半期データによる実証において安定性を満たさないのか否かということである。この問題に対して、以下では共和分検定によりアセット・アプローチの均衡を検証することとする。

共和分検定は、確率変動(単位根を持ち、ランダム・ウォークである)する変数同士の線形結合(この場合、 X_{1t} : 内外実質金利差、 X_{2t} : リスクプレミアム変数)が、定常であることを検証するものである。前節で示された被説明変数を含む 3 種類の I(1) である変数が、

$$\Pi_t = \text{const} + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + v_t \quad (4)$$

において $v_t \sim N(0, \sigma^2)$ 、すなわち v_t が I(0) であれば Π_t と 2 つの説明変数は共和分

関係にあり、均衡の安定性が満たされることとなる。共和分検定の方法については本稿では Johansen の尤度比検定 (likelihood ratio test、Johansen の LR 検定と略記する) を用いることとする。というのは以下で共和分関係を検定するアセット・アプローチに基づく実証分析では、対象となる変数がポートフォリオ・バランス・アプローチの場合には 3 変数存在するためである。エングルとグランジャーにより提案された方法 (AEG 検定) を用いる場合では複数個の共和分が存在していた場合に、まず共和分が存在する個数を特定化することが困難である。Johansen の LR 検定はこうした 3 変数以上の変数を扱う場合に適した手法であり、川崎 (1992) によれば「米国では共和分検定の決定版ともいべき信頼を寄せられている」とのことである。したがって本稿においてもこの手法により検定を行う⁶⁾。

(2) Johansen の LR 検定

本稿の趣旨は共和分検定の手法について検討を行うためではなく、その応用例として為替レート変動を取りあげるものである。それゆえ Johansen の LR 検定についての説明は概略に留めることとする。

Johansen の LR 検定の最終目的は、例えば非定常な 3 変数を結びつける共和分ベクトルがいくつあるのかを検定で定め、同時に未知パラメータの最尤推定量を求めることである。いま Π_t を p 変量の確率変数ベクトル、誤差項を w_t が平均 0、分散 $\Delta(p \times p)$ の独立同一正規分布にしたがうとすれば、ECM 表現を用いれば

$$\Delta \Pi_t = \Gamma_1 \Delta \Pi_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Pi_{t-k+1} - \Psi \Pi_{t-k} + w_t \quad (5)$$

$$t=1, \dots, T$$

という k 次の VAR として表現することができる。ここで Π_t の要素が共和分関係にあるという仮説は、 Ψ が $\Psi = \alpha \beta'$ へと分解可能であることに対応する (ここで $\alpha \beta'$ は $p \times r$ 行列である)。このとき β の r 個の行ベクトルは Π_t に対する共和分ベクトルになる、すなわち $\beta \Pi_t$ が $I(0)$ という共和分の関係となる。

Johansen-Juselius (1990) では幾つかの尤度比検定を上記のようなモデルにタイムトレンド、季節ダミーを含む式において提示している。その中で共和分ベクトルの数 (行列 Ψ のランク) を検定するに際して、 p 個の固有値に基づく方法を提唱した。これは r 個の共和分ベクトルが存在するという仮説を、残りの $p-r$ 個の固有値 $\lambda_{r+1}, \dots, \lambda_p$ がゼロという仮説検定で置き換えるというものである。「 r 個ないしはそれ未満の共和分ベクトルが存在する: H_2 」という仮説とその対立仮説

「 r 個以上の共和分ベクトルが存在する： H_1 」というトレース検定は、LR 統計量

$$TR_r = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

に基づいて行われる。 $0 \leq r < p$ であるため、 0 から p までの r の値について個別に LR 検定を行う。いま仮に r 個の共和分関係が存在していたとすれば、 $r+1$ 個から p 個までの固有ベクトルに基づいて説明変数を追加してもモデルの尤度はほとんど増加しないはずである。そこで対立仮説 H_1 のもとで推定された最も冗長 (redundant) なモデルと「 r 個の共和分ベクトルが存在する」という帰無仮説のもとで尤度比検定を行う。

5.3 検定結果の考察

実際の検定では、1 次のタイムトレンドを変数に加えて検定を行った。その結果は表 4～7 に示されている。表 4、5 はマネタリー・アプローチの検定量の結果とその共和分ベクトル、表 6、7 がポートフォリオ・バランス・アプローチの場合である。ポートフォリオ・バランス・アプローチではリスクプレミアムの変数に日本の経常収支 (対 GDP 比) と米国経常収支 (対 GDP) を用いた場合にはそれぞれ 2 個以上の共和分ベクトルが存在する組み合わせが 4 式、6 式存在し、そのうち符号が 5 ケースにおいて妥当であった。これに対して、フローの経常収支を用いた場合にはベクトルの存在は 1 式で、符号も実質金利差、リスクプレミアム要因ともに逆となっている。

またこの 2 つのリスクプレミアム変数を用いた場合の実質金利差の予想インフレ率に用いた物価基準を見ても、マネタリー・アプローチにおける場合と同様、卸

表 4 マネタリー・アプローチの共和分検定結果
(円・ドルレート)

	$r \leq 0$	$r \leq 1$
消費者物価指数 1	23.07**	7.68**
GDP デフレーター 1	28.08**	6.58**
卸売物価指数 1	33.44**	4.45
輸出物価指数 1	26.01**	4.76
消費者物価指数 2	19.55**	5.81*
GDP デフレーター 2	22.70**	5.6*
卸売物価指数 2	35.92**	4.42
輸出物価指数 2	23.16**	4.27
消費者物価指数 3	24.33**	5.36*
GDP デフレーター 3	21.68*	6.81**
卸売物価指数 3	22.30*	4.12
輸出物価指数 3	20.95*	4.29

(注) 1. *は有意水準 5% で棄却、**は 1% で棄却を示す。
2. サンプルは 1974 年 I～1996 年 IV。

表 5 推計された共和分ベクトル

	変数	
	実質レート	実質金利差
消費者物価指数 1	-1.00	-0.02
GDP デフレーター 1	-1.00	-0.04
消費者物価指数 2	-1.00	-0.02
GDP デフレーター 2	-1.00	-0.04
GDP デフレーター 3	-1.00	-0.16

売物価と輸出物価を用いた場合には共和分ベクトルが存在しない場合が多く、米国
 経常収支の場合に、輸出物価上昇率 6 四半期加重移動平均に 1 つ存在するのみで
 あった。そしてこれら 3 つのケースでは、全てにおいて推計されたベクトルの符号
 が実質金利差ないしはリスクプレミアム要因のいずれかが逆となっている。

これらの結果を総合すると、次のようにまとめられる。まずこれまで実質円・ド
 ルレート の推計に関してはリスクプレミアムを考慮に入れたポートフォリオ・バラ

表 6 ポートフォリオ・バランス・アプローチの共和分検定結果 1 (円・ドルレート)

リスクプレミアム代理変数	実質基準	$r \leq 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
累積経常収支 (日本)	消費者物価指数 1	42.26**	20.4*	8.47*
	GDPデフレーター 1	35.09**	17.47*	8.01*
	卸売物価指数 1	35.17	15.19	6.23
	輸出物価指数 1	35.28*	17.86	6.00
	消費者物価指数 2	40.01**	19.19*	6.37
	GDPデフレーター 2	38.37**	18.44*	7.48*
	卸売物価指数 2	36.72*	17.78	7.10
	輸出物価指数 2	34.31**	16.13	6.22
	消費者物価指数 3	32.22*	17.13*	6.58
	GDPデフレーター 3	39.67**	20.42**	8.89**
	卸売物価指数 3	31.19*	15.51	6.01
	輸出物価指数 3	35.57*	15.49	5.98
経常収支 (日本)	消費者物価指数 1	39.68*	19.71	4.91
	GDPデフレーター 1	34.47*	13.39	4.80
	卸売物価指数 1	66.95**	21.72*	8.00*
	輸出物価指数 1	39.66**	12.23	1.69
	消費者物価指数 2	39.80*	15.22	5.70
	GDPデフレーター 2	32.36*	14.77	5.11
	卸売物価指数 2	39.16**	13.13	5.00
	輸出物価指数 2	30.42	9.40	2.69
	消費者物価指数 3	32.93	15.28	4.46
	GDPデフレーター 3	34.81*	18.20	6.66
	卸売物価指数 3	42.60*	19.20	1.66
	輸出物価指数 3	27.74	8.40	2.60
経常収支 (米国)	消費者物価指数 1	46.99**	21.17*	8.56*
	GDPデフレーター 1	55.01**	21.66*	6.61**
	卸売物価指数 1	51.47**	22.35	8.05
	輸出物価指数 1	56.78**	24.21*	6.16
	消費者物価指数 2	49.13**	22.5*	8.85**
	GDPデフレーター 2	41.55**	18.71*	5.59*
	卸売物価指数 2	51.38**	18.36	6.13
	輸出物価指数 2	49.07**	11.70	5.78
	消費者物価指数 3	49.67**	23.29*	8.86**
	GDPデフレーター 3	48.35**	23.68**	9.17**
	卸売物価指数 3	45.07**	17.27	8.91
	輸出物価指数 3	48.64**	16.42	5.12

(注) 1. *は有意水準 5%、**は 1%で棄却を示す。

2. サンプルは 1974 年 I ~ 1996 年 IV。

表7 推計された共和分ベクトル

実質基準	変数		
	実質レート	実質金利差	累積経常収支(日本)
消費者物価指数1	-1.00	-0.03	-1.75
	-1.00	0.02	-0.63
GDPデフレーター1	-1.00	0.04	-0.19
	-1.00	-0.24	-3.07
消費者物価指数2	-1.00	0.05	0.31
GDPデフレーター2	-1.00	0.37	-0.13
	-1.00	-0.23	2.60
消費者物価指数3	-1.00	0.04	0.27
GDPデフレーター3	-1.00	0.03	-0.06
	-1.00	-0.03	-0.05
実質基準	実質レート	実質金利差	経常収支(日本)
卸売物価指数1	-1.00	0.09	-6.66
	-1.00	0.02	-0.19
実質基準	実質レート	実質金利差	経常収支(米国)
消費者物価指数1	-1.00	0.05	-0.85
	-1.00	-0.08	-10.89
GDPデフレーター1	-1.00	0.11	-0.52
	-1.00	-0.05	-5.09
輸出物価指数1	-1.00	-0.42	-3.22
消費者物価指数2	-1.00	0.05	0.25
	-1.00	-0.00	-5.65
GDPデフレーター2	-1.00	0.09	0.42
	-1.00	0.01	-4.94
消費者物価指数3	-1.00	0.04	-0.31
	-1.00	-0.04	-10.50
GDPデフレーター3	-1.00	0.07	3.05
	-1.00	0.02	-0.71

ンス・アプローチがこれまで一般的であったが、為替レートの実質化、予想インフレ率に消費者物価指数、GDPデフレーターを用いた場合には、実質金利差との間に妥当な符号を持つ共和分関係が存在することが示され、内外実質金利差と実質円・ドルレートとの長期安定的な関係が示された。一方でリスクプレミアム変数を用いた場合においてもこのような安定的な関係は示され、特に消費者物価、GDPデフレーターを用い、リスクプレミアムの代理変数に米国経常収支の対GDP比を用いた場合に、妥当な符号を持つ複数個の共和分ベクトルの存在が示された。

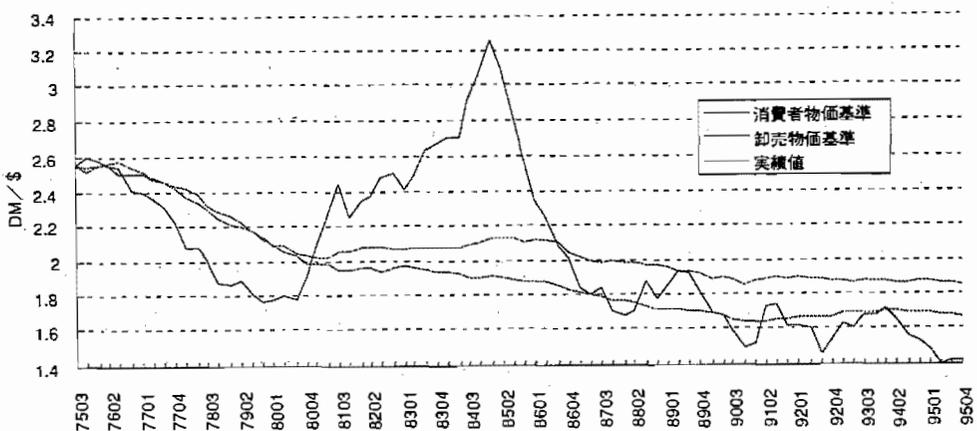
5.4 実質マルク・ドルレートの検定

実質円・ドルレートでは実質為替レート、実質金利差の予想インフレ率を算出する際に消費者物価指数、GDPデフレーターを用いれば、長期安定的な関係が存在することが示された。また予想インフレ率の生成に関しては、加重移動平均、自己回帰モデルのいずれにおいても差異は生じないこともあわせて示された。次にこれを他の通貨について当てはまるかどうかを確かめるため、実質マルク・ドルレートについて同様の検定を行った。

これまでの過去の事例では、実質マルク・ドルレートに関しては購買力平価の共和分検定はいくつか見られるが、いずれも良好な結果が示されていない。筆者は過去にマルク・ドルレートのみならず10種類の欧州通貨について購買力平価と実績値の共和分検定を行ってみたが、スイスフランを除いてはいずれも良好な結果が得られなかった。その第一の理由には、欧州通貨の実績値をプロットしてみれば良くわかるように、1980年代前半に大きく米ドルが実質レートでも切り上がった時期が長く続いている。こうした長期間大きく乖離した状態が続いたことが、良好な結果が得られない背景となっているものと思われる。

結果は円・ドルレートの場合と同様、まず使用した各変数がI(1)であることを確認し、リスクプレミアム変数を含まないマネタリー・アプローチのケース、リスクプレミアム変数に累積経常収支対GDP比を用いたケース、フローの経常収支に対GDP比を用いた場合について検定を行った。各変数の単位根検定では米国累積経常収支対GDP比、ドイツ実質レート生産者物価基準、内外実質金利差生産者物価

図7 ドイツマルクの購買力平価



資料) 米商務省、“Survey of Current Business”、独連邦統計局、“Wirtschaft und Statistik”等により筆者作成

表 8 マネタリー・アプローチの共和分検定結果 1 (マルク・ドルレート)

	$r \leq 0$	$r \leq 1$
消費者物価指数 2	33.34*	5.81*
GDPデフレーター 2	39.5**	5.6*
GDPデフレーター 3	36.43**	6.81**

(注) *は有意水準 5%、**は 1%で棄却。
推計期間は1974年 I - 1996年 IV。

表 9 ポートフォリオ・バランス・アプローチの共和分検定結果
(マルク・ドルレート)

リスクプレミアム代理変数	実質基準	$r \leq 0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
累積経常収支 (ドイツ)	消費者物価指数 2	42.89*	25.03**	6.31
	GDPデフレーター 3	55.71**	24.99*	9.13**
経常収支 (ドイツ)	GDPデフレーター 2	57.89**	23.8*	7.11**
経常収支 (米国)	消費者物価指数 1	68.53**	20.82*	4.16
	GDPデフレーター 2	62.11**	22.67*	5.52
	GDPデフレーター 3	52.5*	27.14*	5.94

(注) *は有意水準 5%、**は 1%で棄却。推計期間は1974年 I - 1996年 IV。

基準が $I(0)$ である可能性が認められたため、変数から除外した。表 8、9 では良好な結果が得られた組み合わせのみ示している。これを見ると、円・ドルレートの場合と異なり、統計量が有意水準に満たない場合が多く、実質マルク・ドルレートとの間と各説明変数との長期安定的な関係は希薄である。特に米ドル建て金融資産と欧州通貨建て金融資産との間では、円・ドルレートに比べて内外資産の代替性が高く、したがってカバーなし金利裁定式が成立しやすいとの仮説も、表 8 において 3 式にしか共和分関係が見られなかったことをみれば、必ずしも資産の代替性が日米よりも高くないか、高くともそれが金利裁定に寄与しないということであろう。また表 8、9 において共通している点は、円・ドルレートと同様、消費者物価と GDP デフレーターによる場合に共和分ベクトルの検出がなされているということである。またリスクプレミアムの代理変数として米国経常収支を用いた方が、より多い組み合わせの共和分関係が見出されているということも円・ドルレートとの共通点である。

これらの結果から円・ドルレートの結果と照らし合わせて考えた場合、アセット・アプローチの考え方においては、名目為替レートを実質化する際、円・ドルレート、マルク・ドルレートいずれの場合においても消費者物価ないしは GDP デフレーターで行う場合に、金利変数、リスクプレミアム変数との間で長期均衡関係が存在する、そしてリスクプレミアムの代理変数には米国経常収支を用いた場合によりその傾向が強く見られるとすることができる。

6. おわりに

本稿の目的は、実質円・ドルレートの変動をアセット・アプローチの考え方に基づいて推計、その被説明変数と変数間に長期安定的な関係が存在するか否かを検定することにあつた。検出された結果をいま一度整理すれば次のようになろう。

検定では名目円・ドルレートを消費者物価指数、GDP デフレータ、卸売物価指数、輸出物価指数で実質化し、米日長期金利を実質化する際に用いた予想インフレ率を前年同期比 6 四半期加重移動平均、一次自己回帰により生成した変数、二次自己回帰変数で求めた 3 つの計 4 × 3 種類の検定にリスクプレミアム変数として累積経常収支対 GDP 比、経常収支対 GDP 比を入れない場合（マネタリー・アプローチ）、入れた場合（ポートフォリオ・バランス・アプローチ）、そしてそれらに米国経常収支を用いた場合の 36 通りを実施した。期間は 1974 年から 96 年までの 23 年間の四半期データである。

検定結果では、6 通りのマネタリー・アプローチでは CPI、GDP デフレータを用いたケースで実質金利差と実質円・ドルレートとの間に共和分ベクトルが検出された。ポートフォリオ・バランス・アプローチでは、リスクプレミアムの代理変数に米国経常収支、実質化に CPI、GDP デフレータを用いた場合に 4 ケース、日本の累積経常収支を用いた場合には、GDP デフレータを用いた場合に共和分ベクトルが検出された。

CPI、WPI がそれぞれ数百の採用品目を対象として指数算式により算定されるのに対して、GDP デフレータはインプリシット・デフレータと呼ばれるように、先に求められる個別の名目値と実質値から求められている。こうした算式により求められる物価変数か、広く非貿易財、サービス価格を含む消費者物価指数を用いて実質化することが円・ドルレート、マルク・ドルレート双方の場合においてが望ましく、予想物価上昇率については算定式として加重移動平均、自己回帰モデルのいずれにおいても差異は生じないとの結果が得られた。

98 年 4 月には外為法改正により、日本と米国との内外資産の代替性はますます高まるものと予想される。本稿ではこれまでの円・ドルレートに関する実証分析ではポートフォリオ・バランス・アプローチが用いられてきた点に関して、新たに実質金利差のみを変数とする場合においても、安定的な関係が存在することを示せたことが主たる要旨のひとつである。またそれはマルク・ドルレートの場合よりも様々な実質化におけるパターンで検出された点、そしてリスクプレミアムの代理変数と

しては自国の変数よりも米国のフローの数値を用いるべきであることが示されたことの3点が本稿の命題に対する答えとしてあげられる。

注 釈

本稿の作成にあたって、西村陽造氏(東京三菱銀行)、酒井博司氏(三菱総合研究所)、山藤昌志氏(外務省)より貴重なコメントをいただいた。また本誌レフェリーからは詳細かつ丁寧なコメントを数度にわたりいただいた。これらの方々のご示唆がなければ本稿がここに至るに及ばなかったと思われる。ここに深く感謝申し上げたい。ただし当然ながら筆者の非才がゆえに本稿に残された誤りは、すべて筆者に帰属するものである。

- 1) 例えば田中泰輔著(1995)『マーケットはなぜ間違えるのか』東洋経済新報社、pp.83～pp.118を参照されたい。
- 2) 円居総一・西村陽造(1994)「為替相場の理論的・実証的分析」『東銀経済四季報 1994年 秋』pp.9～pp.11.
- 3) 海外の実証分析の事例がマネタリー・アプローチに終始するのは、円・ドルレートをとり上げないためであり、逆に言えば過去のドイツやノルウェーなどの完全フロート制下での経常黒字国においても、対外不均衡によるリスクプレミアム要因は影響が小さいと見なされているものと思われる。
- 4) 例えば円居・西村(1994)、須田・古城(1989)、経済企画庁『経済白書』(1995)など。
- 5) 単位根の存在を検定する方法にはADF(拡張Dickey-Fuller)検定のほか、AWS(拡張加重対称)検定、PP(Phillips-Perron)検定等がある。特に前者は検出力においてADF検定よりも優れているとされているが、本稿ではこれまでのPippenger(1993)等における先行事例を踏まえ、ADF検定による方法を用いた。
- 6) 本稿でのマネタリー・アプローチでの検証は説明変数がひとつであるため、2つ以上の共和分ベクトルは存在し得ないが、検定方法の統一を図るためあえてJohansenのLR検定を用いた。

参考文献

- 円居総一・西村陽造(1994)「為替相場の理論的・実証的分析」『東銀経済四季報 1994年 秋』、pp.9-11
- 河合正弘・通産省通商産業研究所(1995)『円高はなぜ起こる—変動する為替レートと日本経済』東洋経済新報社、pp.117-121
- 川崎能典(1992)「Johansenの共和分検定について」『金融研究』第11巻第2号、日本銀行金融研究所、pp.99-120

- 須田美矢子・古城謙治(1989)「ポルトフォリオ・アプローチと円ドルレート、マルクドルレート」*経済企画庁経済研究所『経済分析』*第113号、pp.1-64
- 島中道雄(1994)「長期経済関係のエコノメトリックス」*The Economic Studies Quarterly* Vol. 45, No.5, December 1994, pp.403-418
- 深尾光洋(1983)『為替レートと金融市場』東洋経済新報社
- 副島 豊(1995,a)「日本のマクロ変数の単位根検定」日本銀行金融研究所『金融研究』第13巻4号、pp97-129.
- 副島 豊(1995,b)「実質 GDP、通貨残高、物価の長期的関係—共和分検定の批判的再検討—」日本銀行金融研究所『金融研究』第14巻4号、pp.1-41
- 山本 拓(1988)『経済の時系列分析』、創文社
- Cheung, and Yin-Wong(1993) "Long Memory in Foreign Exchange Rates," *Journal of Business and Economic Statistics* (January), pp.93-101
- Cheung, and Yin-Wong, and Kon S. Lai (1993a) "A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity" *Journal of Business and Economic Statistics* (January), pp.103-112.
- _____ (1993b) "Long-Run Purchasing Power Parity during the Recent Float," *Journal of International Economics Statistics* (February), pp.181-192.
- Coughlin, C., and Koedijk K.(1990) "What Do We Know about the Long-Run Real Exchange Rate?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, pp.36-48.
- Cushman D.O., S.Lee, and T.Thorgeirsson (1996)"Maximum Likelihood Estimation of Cointegration in Exchange Rate Models for Seven Inflationary OECD Countries" *Journal of International Money and Finance*, Vol.15, No3, pp.997-368.
- Dickey, D.A. and W.A.Fuller (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root," *Econometrica*, Vol.49, No.49, No4, pp.1057-1072.
- Dickey, D.A. and W.A.Fuller (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.
- Dornbusch, R.(1976,84 (6)) "Expectations and exchange rate dynamics," *Journal of Political Economy*.
- Dueker, M.J.(1993) "Hypothesis Testing with Near-Unit Roots: The case of Long-Run purchasing power parity," *Federal Reserve Bank of St. Louis*, pp.37-48.
- Engle, R.F. and C.W.J.Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, March Vol.55, pp.251-276.
- Engel, Charles(1992) "Real Exchange Rates and Relative Prices: An Empirical Investigation," *NBER Working Paper* No. 4231(December).
- Engel, Charles(1996), "Long-Run PPP may not hold after all," *NBER Working Paper* 5646 July.

- Johansen, S.(1988) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economics Dynamics and Control*, vol.12, pp.231-254.
- Johansen, S.(1988) "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol.59, pp.1551-1580.
- Johansen, S. and Juselius, K.(1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, May, Vol.52, pp.169-210.
- Kakker, V. and Ogaki , "Real Exchange Rates and Nontradables," mimeographed.
- Klitgaard, Thomas(1993) "The Dollar and U.S.Imports after 1985," *FRBNY Quarterly Review*/Autumn 1993, Federal Reserve Bank of New York.
- Levich, R.M.(1985) "Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency," *Handbook of International Economics*, II, eds. R.W. Jones and P.B. Kenen, North-Holland, pp.979-1040.
- Nelson, C.R. and C.I.Plosser(1982) "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, Vol.10, pp.139-162.
- Nelson, C.R. and H.Kang(1984) "Pitfalls in the Use of Time as an Explanatory Variable in Regression," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.2, January, pp.73-82.
- Ogaki, Masao(1993) "Unit Roots in Macroeconometrics: A Survey," *Monetary and Economic Studies*, Bank of Japan, Vol.11-2.
- Ouliaris, S.,J.Y.Park and P.C.B.Phillips(1989) "Testing for a Unit Root in the Presence of a Maintained Trend," in *Advances in Econometrics and Modelling*, Baldev Raj, ed., Kluwer academic Publishers.
- Pantula, Sastry G., Graciela, Gonzalez-Farias, and Wayne A. Fuller(1994) "A Comparison of Unit-Root Test Criteria," *Journal of Business and Economic Statistics*, October pp.449-459.
- Phillips, P.C.B.(1987) "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*, 55, pp.277-301.
- Phillips, P.C.B. and P. Perron(1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, pp. 335-346.
- Pippenger, Michael K.(1993) "Cointegration Tests of Purchasing Power Parity: The Case of Swiss Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance* (February), pp.46-61.
- Plosser, C.I. and G.W.Schwert(1978) "Money, Income and Sunspots: Measuring Economic Relationships and the Effects of Defferencing," *Journal of Monetary Economics*, Vol.4, pp. 637-660.
- Said, S.E. and D.A. Dickey(1980) "Testing for Unit Roots in ARMA Models of Unknown Order," *Biometrika*, Vol. 71. pp.599-607.