

円レートの購買力平価

幸 村 千佳良・井 上 智 夫

1. はじめに

図1に示すように、円レートは1975年第1四半期の293.28円/ドルから2010年第3四半期の85.86円/ドルまで長期的傾向として円高(ドル安)(年率 - 3.4%)へ調整されてきた。本稿ではこのような円レートの長期的な推移の基準になっているのは購買力平価(Purchasing Power Parity, PPP)であり、かつ、購買力平価を決める適切な内外物価水準は輸出入物価指数比率であることを示す。さらにこの適切な物価水準比率を選択した場合の購買力平価と比較すると、2010年第3四半期の85.86円/ドルはまだ円安であることを示す。

第2節では円レートと購買力平価についての先行研究を検討し、これまでの検証結果についても簡単にまとめる。第3節では、購買力平価説について詳述する。第4節では、まず、実際の円レートと1975年第4四半期ないし1973年第2四半期を均衡為替レートとしたときに購買力平価がその後どのように推移しているかを複数の物価指数比率について検証する。第5節では回帰分析の結果に基づく円レート予測値を示し、さらにベクトル自己回帰モデル(VAR, Vector Autoregressive Model)による推計結果を踏まえた衝撃反応(Impulse Response, IR)によって、輸出入物価比率の変化および日米金利差が円レートにどのような影響を及ぼすかを検証する。第6節では円レートが輸出入物価比率に基づく購買力平価として決まっていることの厳密な検証結果をまとめる。第7節では論文をまとめ、今後の課題を述べる。

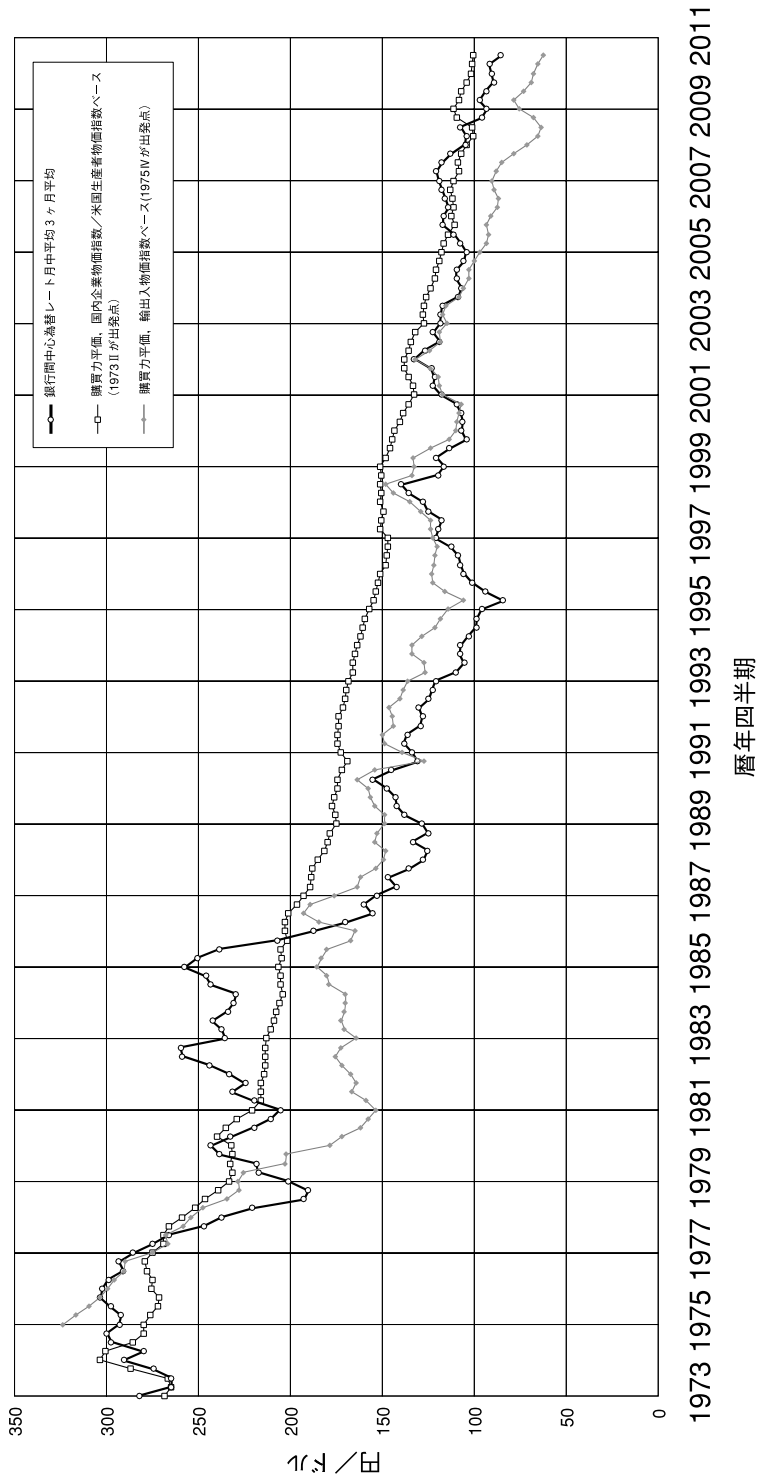


図1 円レートと購買力平価の推移(1) 1973 - 2010

2. 円レートと購買力平価についての先行研究

円レートの水準が長期的に購買力平価によって方向づけられているとする研究が吉川洋によってなされている。吉川洋は1975年を経常収支が均衡に近かったことを根拠に購買力平価が成立していた時点として想定し、貿易財の物価指数として日本の輸出財の品目構成に合わせて米国の同一品目構成の物価指数を作成して、両者の比率を取ることによって、後の時点の購買力平価を求め、実際の円レートの方向性と合致していることを示した。¹ また、幸村千佳良（2006）は適切な内外物価比率として輸出入物価比率を使用して2005年第3四半期の円レート111.24円/ドルは購買力平価よりも円安であることを示した。その他の円レートに関する先行研究では赤池隆雄（1988）は物価、GDP、国債利回りなど経済変数データやフロー（経常収支、貿易収支、長期資本収支など）およびストック（累積経常収支など）のデータと円レートの時期別の相関係数の計算に基づいて、原油価格の上昇による貿易収支の赤字が円安を、その黒字が円高をもたらすこと、また長期資本の流出が円安をもたらすことを示した。また、伊藤隆敏は1987年9月のプラザ合意後の円レートが日米の金融政策によって左右されたことを日単位のデータによって実証している（Ito,1987）。さらに、パネルデータによって、業種別に円レートの変動の期待のあり方が異なることを示している（Ito,1990）。

このように円レートの先行研究には、利用すべき物価指数の選択や、他の変数をどこまで定式化に組み込むかだけでなく、データの種別を変える等、さまざまな取り組みがみられる。さらに、視点を円レートに限らず、より広範に為替レートの実証全般にすれば、本分野の研究が盛んになった要因として1980年代に進展した共和分に関する時系列分析の影響が大きい（Engle and Granger（1987）、Hamilton（1994）などを参照）。

共和分関係を想定した購買力平価成立の検証には、大きく分けて二通りの流れがある。第1の方法は、絶対的購買力平価の定義式に従って導出した均衡制約（“equilibrium constraint”）からの乖離の定常性を検証することで購買力平価の妥当性を判断する方法である。もしも商品裁定が完全に機能するのであれば、一物一価の法則により、国内財バスケットの価格と円表示の輸入財バスケットの価格とが、短期的な乖離は発生しても、長期的には一致する。このタイプの購買力平価を検証した実証分析には、Baillie and Selover（1987）とCorbae and Ouliaris（1988）がある。本稿の第6節では主にこの方法に基づいた実証を行う。

第2の方法は変数間に線形回帰モデルを想定して誤差項の定常性を検証する方法である（Enders（1988）、Kim（1990）、Mark（1990）などを参照）。この方法には、共和分関係が1つか、あるいは複数かによってEngle-Granger法とJohansen法とがある。Engle-Granger（1987）の共和分検定に基づくこの方法の利点は、変数間に理論に基づく確定的な関係が無くとも、為替レ

¹ Yoshikawa（1990）および吉川（1995）を参照。

ートと物価指数間に何らかの線形関係が成立しその誤差項が定常であれば良しとするため、弱い意味での購買力平価関係を検証できる点である。その背景には、分析に使用する物価指数が非貿易財を含んだり、また取引コストが存在するため、必ずしも絶対的購買力平価が示唆するような厳密な関係が実証的には成立しえない事への考慮がある。

為替レートの決定要因として購買力平価説の検証のみを目的とするならば、想定される共和分関係は1つのみである。従って本稿の共和分分析はEngle-Granger法を利用する。しかしながら、先行研究においては、購買力平価説と同様に重要な為替レート決定理論であるカバーなし金利裁定 (Uncovered Interest Parity, UIP) についても分析を試みるものが多い。そのような場合、少なくとも2つの共和分関係が存在するため、完全情報最尤法にもとづいて複数の共和分関係を同時に分析できるJohansen (1988, 1991, 1992) 法が用いられる。例としてはJohansen and Juselius (1992) やPesaran and Shin (1996) がある。

さらに近年の研究では、長期均衡関係と調整過程がともに線形的であるとする前提が為替レートの実証分析については適していないとの指摘から、非線形時系列モデルの応用例も多数みられる。例えば、管理フロート制が採用されているとしよう。金融当局は、円安傾向を放置し、円高傾向には短期間で修正するような政策を実施するかも知れない。これらの推測が正しければ、スポットレートが長期購買力平価からどちら側に乖離しているかによって、均衡への調整速度が異なるだろう。このような非線形性を考慮した分析した例としてはEnders and Dibooglu (2001), Enders and Chumrusphonert (2004), Hansen and Seo (2002), Cerrato, Kim, and MacDonald (2010) がある。

3. 購買力平価説

購買力平価 (Purchasing Power Parity, PPP) としてOECDで加盟42カ国中35カ国について計算しているのは約3000の商品・サービスを比較対象としてそれらの商品バスケットを同一価格にする為替レートである。² しかし、本来、購買力平価説は貿易財については世界的に一物一価がなりたつように為替レートが決まるとする説である (Cassel, 1916)。貿易財であれば、国際間の移動が可能であるので、貿易制限や輸送にかかる費用がないとすれば、国内価格と国際価格とは等しくなる。すなわち、日米間についてみると、

$$P_{j,t} = S_t \times P_{us,t} \quad (1)$$

² OECDの購買力平価の商品バスケットの構成目目は、約3000の消費者向け商品・サービス、30の政府職業、約200の設備投資財、および約15の建設プロジェクトである。OECDによれば、日本の購買力平価は2003年の139.7円 / ドルから2010年の111.4円 / ドルまで円高に推移している。なお、データについては以下参照。

http://stats.oecd.org/Index.aspx?datasetcode=SNA_TABLE4

が成立する。ただし、 $P_{j,t}$ は t 時点の日本の価格、 S_t は t 時点の円レート（円 / ドル）、 $P_{us,t}$ は t 時点の米国の価格である。³ 基準時点についても同様の関係が成り立つので、

$$P_{j,0} = S_0 \times P_{us,0} \quad (2)$$

である。(1) / (2) より、

$$S_t = S_0 \times \frac{P_{j,t}/P_{j,0}}{P_{us,t}/P_{us,0}} \quad (3)$$

となる。0時点と t 時点で購買力平価が成立していれば、 t 時点の円レートは米国の物価上昇率に反比例し、日本の物価上昇率に比例する。例えば、米国の物価水準が倍になって、日本の物価水準が不変であれば、両国の物価上昇率の比率は $1/2$ となり、円レートの値 S_t は S_0 の半分になる。つまり、円は以前の倍の価値を持つようになる。基準時点で250円 / ドルであったとすれば、 t 時点では125円 / ドルと100% [$=((250 - 125)/125) \times 100$] の円高になる。

このような購買力平価が成立するのはあくまで貿易財についてで、それも移送費用や貿易制限がないと仮定した上で初めて成立することである。仮に、

$$P_{j,t} < S_t \times P_{us,t} \quad (4)$$

と t 期の日本の価格が米国の価格よりも低いときには、日本からこの財を米国に輸出して米国価格で販売することによって輸出者は価格差分の利益を得ることができる。米国への輸出の増加によって日本の外国為替市場ではドルの供給が増加し、ドル価格は低下する。これは(1)式の等号が成立するまで続く。結局、(1)式が成立している状態が均衡状態で、(4)式のような不等号が成立している状態は一時的である。国内の需給条件や技術変化などにより日米の同一財の価格はたえず変動するが、貿易による調整によって(1)式の均衡が成立する。(1)式は(4)式のような不均衡式が収斂していく帰着点、いわばアトラクター (Attractor) としての性格を持っている。言い換えれば、長期的には購買力平価は成立することになる。

現時点での円レートが貿易財についての購買力平価であるかどうかを判断するときに基準時点を何処に求めるかと物価指数としてどの指標を使用するかが問題となる。吉川洋は既述

³ ある財が米国で1ドル、日本で250円であれば、円レートは250円 / ドルになる。

の通り、基準点を経常収支が均衡に近かった1975年に求め、貿易財の物価指数としては日本の輸出財の品目構成に合わせて米国の同一品目構成の物価指数を作成して、両者の比率を使って後の時点の購買力平価を求めた。しかし、実際問題としては日本の輸出財と同じ品目構成の米国の重化学工業製品は日本が実際に輸入している財ではない。為替レートの需給に影響を及ぼすのは日本の実際の輸出財と輸入財である。とすれば、購買力平価の帰趨を決めるのに適切な物価指数は日本からの輸出物価指数(円ベース)と日本の輸入物価指数(契約通貨ベース)である。本稿では、(3)式の米国の物価指数に対応するものとして日本の輸入物価指数を使用し、日本の物価指数として輸出物価指数を使用することを提案する。以下では、先行研究で従来用いられてきた物価指数との比較を通じて、輸出入物価指数の妥当性を検証していく。

4. 日本の購買力平価の推移

以下3種類の方法で2010年第3四半期までの購買力平価を試算する。第1は1975年第4四半期を基準時点の購買力平価が成立していた時期と仮定して、その後の輸出入物価比率の推移に応じて購買力平価を求める。⁴ 第2はその他の3種類の内外物価指数比率に基づいて購買力平価の推移を求める。3種類の内外物価指数比率は1)米国の生産者物価指数に対する日本の国内企業物価指数の比率(但しそれぞれの基準時点の比率は1)、2)旧実効為替レート(名目および実質)から名目/実質として求められる日本の主要貿易相手国の卸売物価指数に対する国内企業物価指数の比率、および3)BIS実効為替レート(名目および実質)から名目/実質として求められる貿易相手国の消費者物価指数に対する日本の消費者物価指数の比率である。第3に、種々の回帰式によって予測された円レートによって購買力平価の推移を求める。

図2は輸出物価指数、輸入物価指数、および輸出入物価比率[$=$ 輸出物価指数/輸入物価指数]の1975年第1四半期から2010年第3四半期の期間の推移を示す。輸出物価指数(円ベース、2005年=100)は1975年第1四半期の161.07から2010年第3四半期の85.50まで低下傾向(年率-1.8%)であるが、輸入物価指数は46.77から126.97まで上昇傾向(年率2.9%)である。その結果、輸出物価指数/輸入物価指数は3.44から0.67(年率-4.5%)まで低下した。輸出入物価比率の年平均低下率は図1の円レートの平均年上昇率-3.4%を1.1%上回っている。つまり、実際の円レートの上昇率は購買力平価に基づく上昇率(輸出入物価比率の低下率)よりも低く、長期的に見ると一層の円高が示唆される。

⁴ 経常収支がほぼ均衡(-23百万ドル)し、総合収支も均衡(-315百万ドル)に近かったのは1975年第3四半期であるが、第5節で検討するように、全体への当てはまりを考慮して、1975年第4四半期を基準点とする。その期の経常収支は566百万ドルの黒字で、それまでの赤字から脱出し、1975年全体の赤字を682百万ドルに縮小させた時期である。

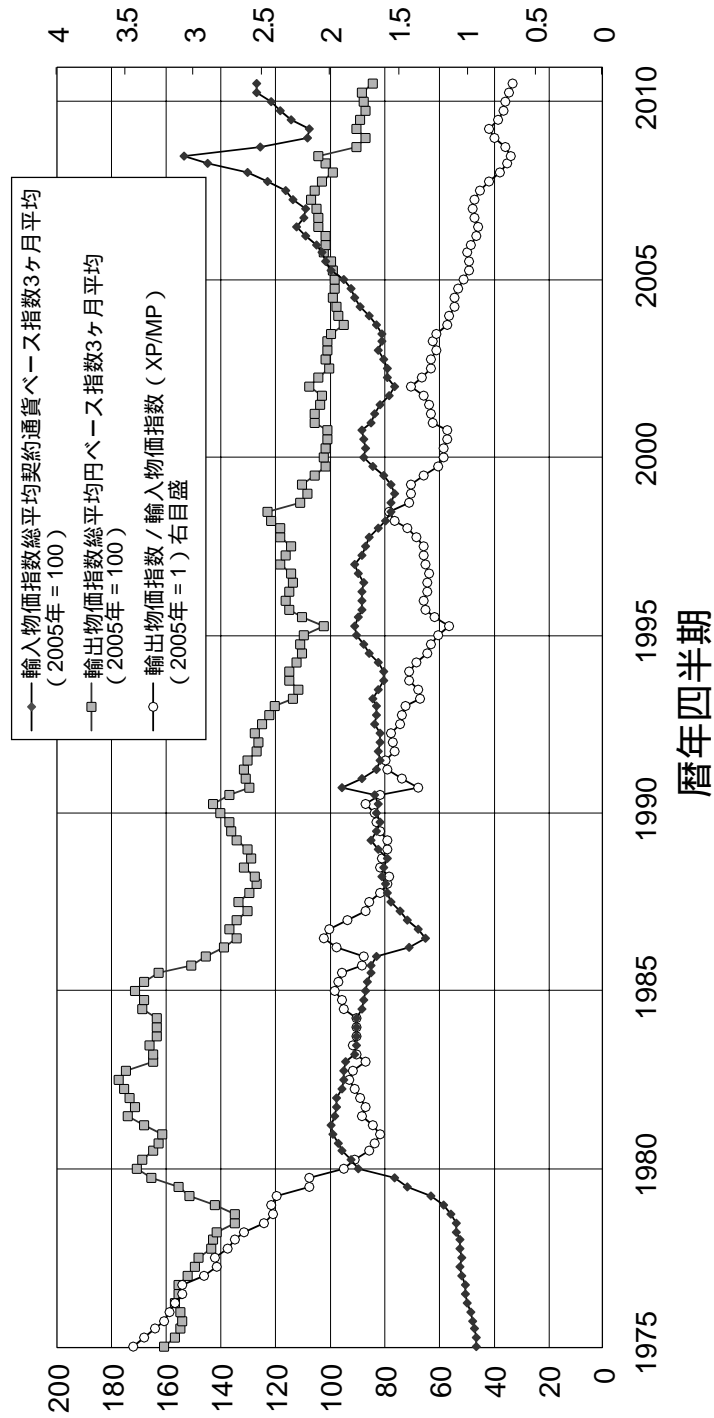


図2 輸出入物価指数と輸出入物価指数比率の推移

(1)式で示される購買力平価が成立していた時期をどの時点とするかについては確定的なことは言えない。吉川(1990, 1995)は経常収支が比較的均衡に近かった1975年に(1)式で示される購買力平価が成立していたとする。ここでは取り敢えず、その中でももっとも経常収支がゼロに近かった1975年第3四半期に購買力平価が成立していたと仮定することが考えられるが、後に第5節で検討するように第4四半期を基準点とする方が期間全体での購買力平価の成立がより強く実証されるので、1975年第4四半期を基準点とする。このようにある時点で購買力平価が成立している場合、絶対的購買力平価と呼ぶ。それに対して、ある時点以降の円レートの変化率が内外輸出入物価比率の変化率に従っていることを相対的購買力平価と呼ぶ。基準時点で絶対的購買力平価が成立していて、その後相対的購買力平価が成立していれば、各時点毎に絶対的購買力平価が成立していることになる。図1には1975年第4四半期を基準時点として、(3)式によって求めた各時点の購買力平価を図示している。実際の円レートとこの購買力平価との相関係数は表1に示すように0.87で、高い相関がある。両者が大きく乖離するのは2つの時期で、第1が1979年の第2次石油危機とそれに続く米国の高金利時代(1980年から1984年)で、実際の円レートは購買力平価よりも最大では1983年第4四半期に86.81

表1 円レートと内外物価指数比率の相関係数

	銀行間中心為替レート 月中平均3ヶ月平均	輸出物価指数/輸入物価指数, 1975Ⅳ=1	日本企業物価指数/米国生産者物価指数ベース (1973Ⅱを出发点とする)	日本企業物価指数 (1973年Ⅱ=1)/海外生産者物価指数	BIS実効為替レート物価指数 (国内消費者物価指数/海外消費者物価指数) 1973Ⅱ=1
銀行間中心為替レート 月中平均3ヶ月平均	1.00				
輸出物価指数/輸入物価指数, 1975Ⅳ=1	0.87	1.00			
日本企業物価指数/米国生産者物価指数ベース (1973Ⅱを出发点とする)	0.92	0.95	1.00		
日本企業物価指数 (1973年Ⅱ=1)/海外生産者物価指数	0.93	0.94	0.99	1.00	
BIS実効為替レート物価指数 (国内消費者物価指数/海外消費者物価指数) 1973Ⅱ=1	0.90	0.94	0.99	0.99	1.00

(注) 相関係数の標本期間は物価データの利用可能な期間で、輸出入物価比率は1975Ⅰ-2010Ⅲ、日米卸売物価指数比率と内外消費者物価比率は1973Ⅰ-2010Ⅲ、日本の輸出相手国との卸売物価指数比率は1973Ⅰ-2010Ⅰ

円/ドルも円安であった。第2は2005年以降の時期で、2008年第3四半期に最大で43.75円/ドルも円安であった。2010年第3四半期の購買力平価は63.64円/ドルで、実際の円レート85.86円/ドルよりも22.22円/ドルも円高である。

第2に、輸出入物価指数以外の3つの物価指数に基づく購買力平価は以下の通りである。まず、日本の国内企業物価指数と米国の生産者価格指数を使用して求めた購買力平価は図1に示されているように、本格的な変動相場制の始まった1973年2月を含む1973年第1四半期以来、傾向としては円高方向に推移している。固定相場制の時期を含まない変動相場制下の最初の四半期は1973年第2四半期で、その時の円レートは264.98円と1973年第1四半期の282.11円/ドルより円高で、経常収支は416百万ドルの赤字である。この期を基準時点とした場合には2010年第3四半期の購買力平価は100.84円/ドルで、実際の円レート85.86円/ドルと比較して14.98円/ドルも円安である。両者の相関係数は0.92と高いが、輸出入物価指数を使用する場合と比較すると全体的に円安である。⁵ 第2は日本の主要な貿易相手国との物価比率に基づく購買力平価である。米国は日本の貿易相手国の中の一國に過ぎない。日本の主要な貿易相手国の主に卸売物価指数を網羅した海外物価指数と日本の企業物価指数の比率を日本銀行が公表（2010年1月まで）していた名目および実質実効為替レートから求めることができる。日本の主要な15貿易相手国の日本からの輸出ウェイトによる各国卸売物価指数（米国の生産者物価指数を含み、卸売物価指数がない国は消費者物価指数を使用）の加重平均値によって求めた海外卸売物価指数に対する日本の企業物価指数の比率を実質実効為替レート/名目実効為替レートとして求めることが出来る。⁶ 1973年第2四半期を基準時点としたこの物価比率で調整した購買力平価は図3に示すように、実際の為替レートの方向性に概ね対応している。2010年第1四半期の購買力平価は84.37円/ドルで、同期の実際の為替レート90.65円/ドルよりも少し円高の水準を示している。両者の相関係数は0.93と高い値を示している。なお、日本銀行はこのような卸売物価ベースの実効為替レートの系列の公表を中止後、代わりにBISの消費者物価指数ベースの実効為替レートを公表している。第3に、BISの消費者物価指数ベースの内外物価比率をやはり実質実効為替レート/名目実効為替レートとして求めることが出来る。この消費者物価比率に基づく購買力平価によると、1973年第2四半期を基準時点として2010年第3四半期の円レートは98.63円/ドルとなり、同期の実際の円レートよりも12.77円/ドル円安である。この購買力平価と実際の円レートの相関係数は0.90である。消費者物価指数は貿易財と非貿易財を含むため、貿易財について成立する購買力平価を求めるには不適切な物価指数

⁵ 日本が変動相場制に本格的に移行したのは1973年2月14日で、第1四半期はスミソニアン体制下の期間を半分含む。第1四半期の経常収支は494百万ドルの黒字であった。

⁶ 旧実効為替レートについては以下参照。

<http://www.boj.or.jp/statistics/outline/exp/exrate.htm/>

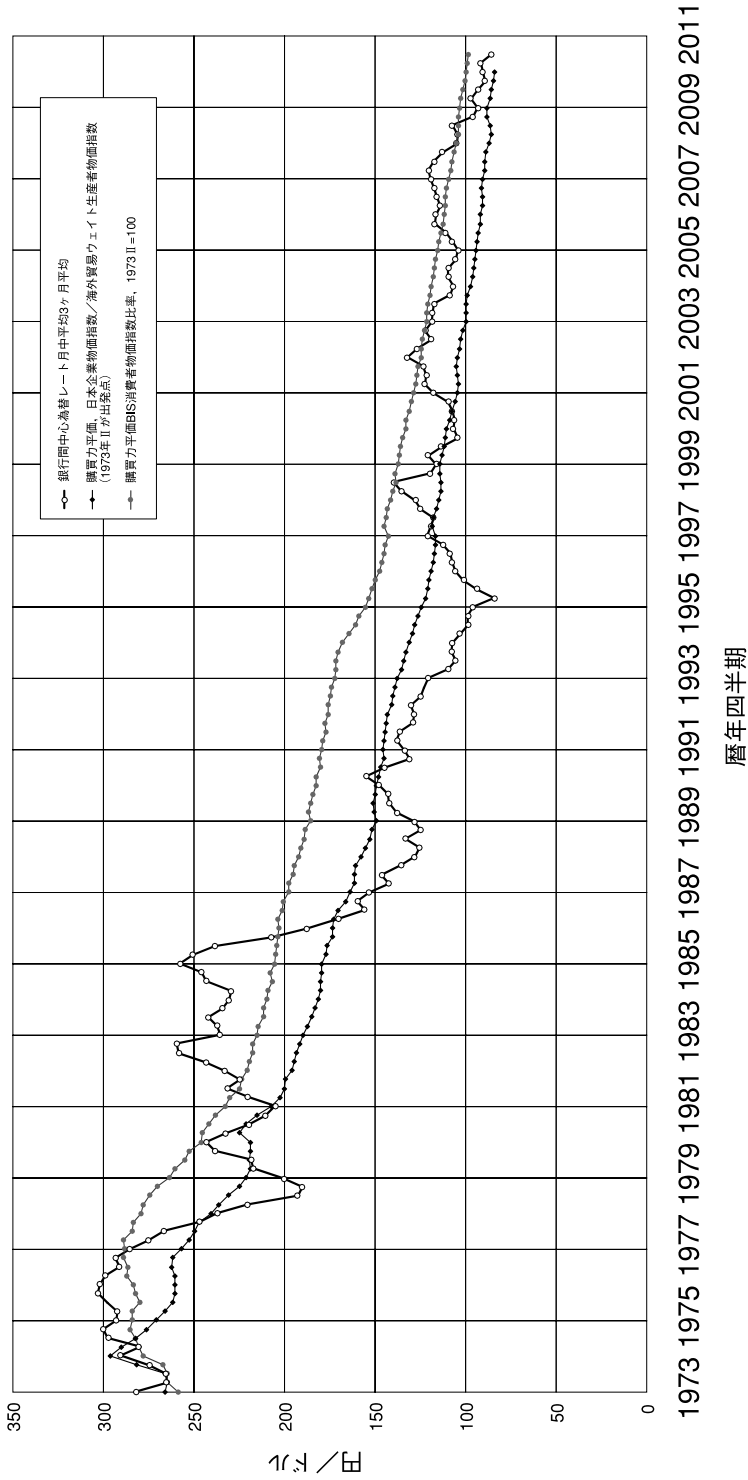


図3 円レートと購買力平価の推移(2) 1973 - 2010

だといえる。

第3に、回帰式によって長期的な購買力平価を求める。これは特定の時点で絶対的な購買力平価が成立していたと仮定するのではなく、長期間に亘って観測される輸出入物価比率と為替レートとの関係を回帰式によって求める方法である。計測結果は表2に示されている。例えば第1式は円レートを定数と輸出入物価比率で最小二乗法によって単純回帰した結果である。輸出入物価比率は基準時点の1975年第4四半期が1になるように基準化されているので、係数の値は円レートの水準に近い値を示しているが、基準時点の実際の円レート303.54に等しいわけではない。これは最小二乗法による線形近似は全期間の誤差の二乗和を最小にするように係数の値を決めているためである。係数は統計的に十分有意である。

ところで円レートと輸出入物価比率などの内外物価比率はそれぞれ傾向的に低下してきた非正常なデータであるため、それぞれ一次の和分Ⅰ(1)であることが棄却できない。このような非正常系列については共和分関係が想定されるが、検証によると共和分関係は成立していない。つまり、円レートを輸出入物価比率で回帰した時の残差は定常的にならない。つまりこの高い相関は見せかけの相関であり、変数の有意性は残差に残った正の系列相関により通常の公式で計算すると残差分散の推定値が過小評価されてしまい、その結果、各係数の標準偏差が過小になることになる。⁷しかし、購買力平価説のような両変数の同方向への傾向が理論的に示される場合、その関係性は見せかけとはいえない。いわば、必然的な関係である。

図1に示すように、円レートも輸出入物価比率も傾向的に低下しているため、既述の通り、両者の相関は0.87と高く、回帰式の決定係数はその二乗、0.7636と高い。この回帰式の予測値によると図4の1)に示すように、2005年以降予測値は実際の円レートを下回っていて、2010年第3四半期の予測値は75.46円/ドルを示している。同時点の実際の円レートは85.86円/ドルなので、10.40円/ドル円高である。こうした傾向は2から4式に示されているように、他の内外物価比率でもより小幅であるが、観測される。

表2の5式は輸出入物価比率に加え、日米金利差(米国の10年国債利回り - 日本の10年国債利回り)を説明変数に加えて、円レートを通常の最小二乗法によって回帰した結果を示している。日米金利差が単位根をもつという帰無仮説は5%の有意水準で棄却される(ADF(Augmented Dickey-Fuller)検定統計量の t 値は-3.12で帰無仮説が正しいときに誤って棄却する確率は2.67%である)。つまり、統計的には日米金利差は定常的なデータである。日米の長期金利がそれぞれ長期的インフレ率を反映するとすれば、それぞれのインフレ率が一定であれば、金利差も一定になる。しかし、日米の景気動向の位相の差により金融政策の在り方が

⁷ 残差の系列相関AR(2)によって t 値を補正すると、補正項は0.7989で、表2の t 値の値21.34との積は17.05に縮小されるが、十分に有意である。補正法についてはHamilton(2006), 823頁参照。

表2 回帰式による購買力平価の予測

				2010年Ⅲの実際の円レート= 85.86				
式	定数	物価指数	日米金利差	決定係数/自由度 修正済決定係数	ダービン＝ ワトソン統計量	2010年Ⅲの 予測値 (円/ドル)	2010年Ⅲの 実際の値 との差	
1	C	RXPMP75IV		R2/Adjusted R2	Durbin- Watson stat			
		16.103	287.66	0.7636	0.06	75.46	-10.4	
	t値	2.26	21.34	0.7619				
2	C	JCGPI_USPPI		R2/Adjusted R2	Durbin- Watson stat			
		-39.890	301.79	0.8437	0.11	74.96	-10.9	
	t値	-5.29	28.36	0.8426				
3	C	JCGPI_FRPPI		R2/Adjusted R2	Durbin- Watson stat			
		0.0210	279.62	0.8662	0.12	89.06*	-1.59	
	t値	0.00	30.84	0.8652				
4	C	JCPI_FRCPI		R2/Adjusted R2	Durbin- Watson stat			
		-21.380	273.21	0.8203	0.09	80.32	-5.54	
		0.00	30.84	0.8191				
5	C	RXPMP75IV	D10GY	R2/Adjusted R2	Durbin- Watson stat			
		-21.331	315.48	8.3244	0.7940	0.093098	58.75	-27.11
		-2.01	22.48	4.54	0.7910			
6	C	JCGPI_USPPI	D10GY	R2/Adjusted R2	Durbin- Watson stat			
		-50.737	308.03	2.3656	0.8169	0.10	70.74	-15.12
	t値	-4.63	24.21	1.45	0.8143			
7	C	JCGPI_FRPPI	D10GY	R2/Adjusted R2	Durbin- Watson stat			
		-19.976	297.29	3.7240	0.8498	0.12	83.55*	-7.1
	t値	-2.24	27.01	2.49	0.8476			
8	C	JCPI_FRCPI	D10GY	R2/Adjusted R2	Durbin- Watson stat			
		-28.997	270.63	2.9080	0.7939	0.09	76.98	-8.88
	t値	-2.66	22.48	1.67	0.7910			

回帰式は通常の最小二乗法による。物価比率は基準点を1としているため、係数の値は為替レートに近い値になっている。

RXPMP75IV：輸出物価指数/輸入物価指数，1975Ⅳ=1

JCGPI_USPPI：国内企業物価指数/米国生産者物価指数

JCGPI_FRPPI：国内企業物価指数（1973年Ⅱ=1）/海外生産者物価指数

JCPI_FRCPI：BIS実効為替レート物価指数（国内消費者物価指数/海外消費者物価指数）1973Ⅱ=1

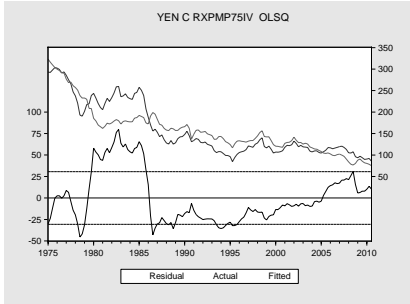
D10GY：米国10年国債利回り-日本10年国債利回り

被説明変数はすべて実際の円レートで、2010年第3四半期の値は85.86円/ドルである。

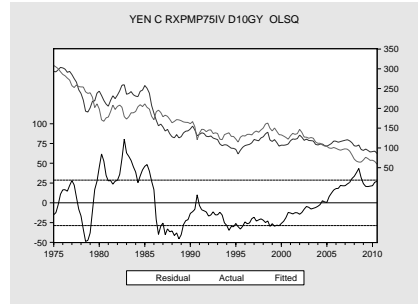
*：2010年1月のデータに基づく第1四半期の予測値、同期の実際の円レートは90.65円/ドル。

異なれば、短期的に日米の金利差が変動し、そのため資本移動が生じて円レートも変動することがありうる。たとえば、1980年代前半のレーガン大統領の高金利政策の下で、日本から資本が米国に移動し、そのために円安になったということは広く認められているところである。また、1987年9月のブラザ合意後の円レートが日米の金融政策によって左右されたことが日単位のデータによって実証されている（Ito,1987）。そこで、長期的な傾向の中での短期的な変動を捉える変数として日米金利差を式に追加して回帰式を計測したのが5式である。式の決

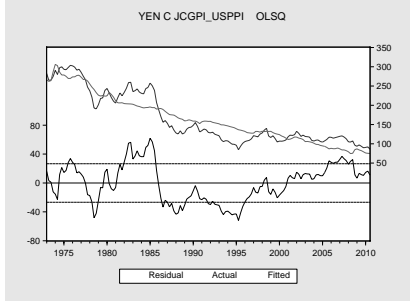
1) 輸出物価指数 / 輸入物価指数



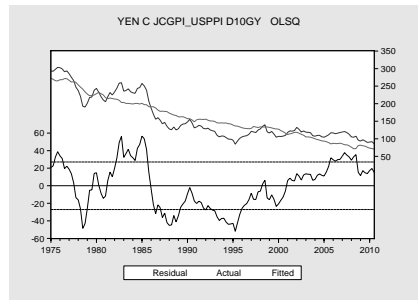
1) 輸出物価指数 / 輸入物価指数



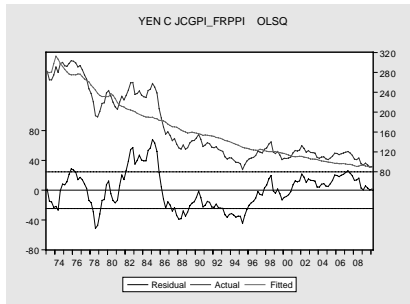
2) 国内企業物価指数 / 米国生産者物価指数



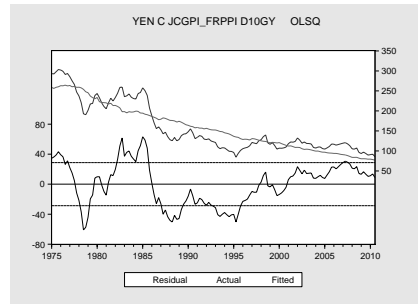
2) 国内企業物価指数 / 米国生産者物価指数



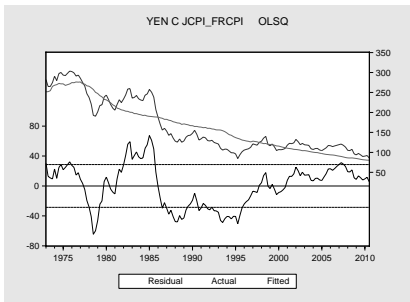
3) 国内企業物価指数 / 海外卸売物価指数



3) 国内企業物価指数 / 海外卸売物価指数



4) 国内消費者物価指数 / 海外消費者物価指数



4) 国内消費者物価指数 / 海外消費者物価指数

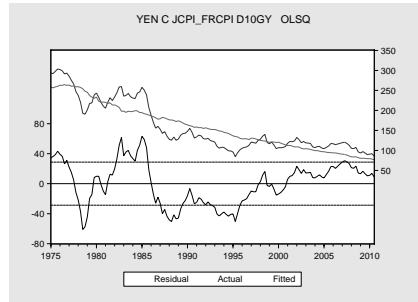


図4 各物価比率による円レートの
回帰式に基づく予測値の推移

図5 各物価比率と日米金利差による
円レートの予測値の推移

定係数は0.7940に上昇し、2010年第3四半期の予測値は58.75円/ドルと、実際の円レートよりも27.11円/ドルも円高の水準を予測している。6から8式に示されるように、他の物価比率についても物価比率だけを説明変数とする場合よりも円高の予測になっている。日米金利差を説明変数に加えた回帰式による予測値の全期間の推移は図5に示されている。

5. 時系列モデルによる分析

円レート、輸出入物価比率、および日米金利差がどのように相互に影響を及ぼしあってきたかを検証するために3変数によるベクトル自己回帰モデル (Vector Autoregressive Model, VAR Model) を推計し、その衝撃反応 (Impulse Response) を検討する。輸出入物価比率と円レートについては対数を取り、日米金利差についてはそのままの値を使用する。各変数の残差を互いに独立にするために使用するCholesky三角行列の変数の順序は輸出入物価比率、日米金利差、円レートの順とする。これは円レートを決める基本的な要因は輸出入物価比率で、補足的な短期的要因として日米金利差を考慮するためである。説明変数の自己回帰項のラグは2期である。表3に示すように、2期ラグの赤池情報量基準 (Akaike Information Criterion, AIC) は -5.2134で2年間8四半期までのラグの中で最小である。そこでここではより簡便な2期ラグのモデルの衝撃反応を検討するが、中期的な循環的な特性を検討するため8期ラグのモデルの衝撃反応も検討する。

表3 3変数VARモデルのラグとAICとの関係

ラグ数	AIC
1	-5.0399
2	-5.2134
3	-5.1884
4	-5.1813
5	-5.0874
6	-5.1033
8	-5.0164
12	-4.7865

2期ラグの時系列モデルの推計結果は表4に示されている。自由度修正済み決定係数について見ると、日米金利差については0.8283であるが、輸出入物価比率については0.9855、円レートについては0.9810と非常に高く、また、理論的に想定される符号条件は満たされている。図6は2期ラグモデルの衝撃反応を示している。LNRXPMP75IVは輸出入物価比率を1975年第4四半期を1として基準化したうえで、自然対数を取った系列である。3列目のLNYENは円レートの対数で、その説明変数である輸出入物価比率の係数

は1、2期ラグとも正である。たとえば、輸出入物価比率が輸入物価指数の上昇によって低下すると、円レートの値も減少する。つまり、円高になる。これは購買力平價説の示すところと合致する。また、3列目のLNYENの説明変数に入っている日米金利差 D10GYの係数の和は正の値になる。例えば、米国の金利が上昇して日米金利差が拡大すると円レートの値も大きくなる、つまり、円安になる。これは資本が日本から米国に流出することによってドル需要が増加するので、ドルが上昇し円が安くなる、という短期的な調整過程と整合的である。

表4 3変数VARモデルの推計結果

Sample (adjusted): 1975Q3 2010Q3
 Included observations: 141 after adjustments
 係数の下の値は標準偏差 []の中は t 値

	LNRXPMP75IV	D10GY	LNyen
LNRXPMP75IV(-1)	1.3826 0.10 [14.26]	0.5050 1.32 [0.38]	0.0075 0.11 [0.07]
LNRXPMP75IV(-2)	-0.3938 0.10 [-4.02]	-0.4376 1.33 [-0.33]	0.0196 0.11 [0.17]
D10GY(-1)	0.0038 0.006 [0.60]	1.0040 0.087 [11.60]	0.0079 0.007 [1.08]
D10GY(-2)	0.0008 0.006 [0.12]	-0.1037 0.085 [-1.22]	-0.0022 0.007 [-0.30]
LNyen(-1)	-0.2329 0.09 [-2.64]	-1.4345 1.20 [-1.20]	1.1965 0.10 [11.85]
LNyen(-2)	0.2384 0.088 [2.71]	1.3433 1.195 [1.12]	-0.2321 0.101 [-2.30]
C	-0.0581 0.11 [-0.51]	0.8015 1.54 [0.52]	0.1755 0.13 [1.35]
R-squared	0.9861	0.8357	0.9818
Adj. R-squared	0.9855	0.8283	0.9810
Sum sq. resids	0.2489	45.8611	0.3266
S.E. equation	0.0431	0.5850	0.0494
F-statistic	1584.30	113.58	1204.39
Log likelihood	246.85	-120.89	227.71
Akaike AIC	-3.4022	1.8140	-3.1307
Schwarz SC	-3.2558	1.9604	-2.9843
Mean dependent	-0.7852	2.8952	4.9842
S.D. dependent	0.3576	1.4119	0.3580
Determinant resid covariance (dof adj.)	9.45E-07		
Determinant resid covariance	8.11E-07		
Log likelihood	388.5451		
Akaike information criterion	-5.2134		
Schwarz criterion	-4.7742		

表5 2期ラグの場合の衝撃反応

Response of LNRXPMP75IV:			
Period	LNRXPMP75IV	D10GY	LNyen
1	0.043 (0.002)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
2	0.053 (0.005)	0.001 (0.004)	-0.009 (0.003)
3	0.054 (0.006)	0.002 (0.006)	-0.014 (0.006)
4	0.054 (0.007)	0.004 (0.007)	-0.016 (0.007)
5	0.054 (0.007)	0.006 (0.008)	-0.016 (0.008)
6	0.053 (0.007)	0.009 (0.009)	-0.015 (0.009)
7	0.052 (0.008)	0.011 (0.010)	-0.014 (0.010)
8	0.052 (0.008)	0.012 (0.011)	-0.013 (0.011)
9	0.051 (0.008)	0.014 (0.012)	-0.012 (0.012)
10	0.050 (0.009)	0.016 (0.013)	-0.011 (0.013)

Response of D10GY:			
Period	LNRXPMP75IV	D10GY	LNyen
1	0.006 (0.055)	0.585 (0.036)	0.000 (0.000)
2	-0.015 (0.070)	0.577 (0.062)	-0.055 (0.050)
3	-0.020 (0.073)	0.510 (0.068)	-0.074 (0.072)
4	-0.019 (0.067)	0.446 (0.072)	-0.076 (0.079)
5	-0.017 (0.062)	0.390 (0.078)	-0.071 (0.082)
6	-0.016 (0.057)	0.341 (0.084)	-0.064 (0.084)
7	-0.014 (0.055)	0.299 (0.090)	-0.057 (0.087)
8	-0.013 (0.054)	0.262 (0.095)	-0.051 (0.091)
9	-0.012 (0.054)	0.229 (0.099)	-0.045 (0.095)
10	-0.011 (0.055)	0.200 (0.101)	-0.040 (0.100)

Response of LNyen:			
Period	LNRXPMP75IV	D10GY	LNyen
1	0.030 (0.004)	0.007 (0.003)	0.039 (0.002)
2	0.036 (0.006)	0.013 (0.006)	0.046 (0.004)
3	0.038 (0.007)	0.017 (0.008)	0.046 (0.007)
4	0.038 (0.008)	0.020 (0.009)	0.043 (0.008)
5	0.038 (0.008)	0.023 (0.011)	0.040 (0.009)
6	0.038 (0.008)	0.025 (0.012)	0.037 (0.010)
7	0.038 (0.008)	0.026 (0.013)	0.035 (0.012)
8	0.038 (0.008)	0.028 (0.014)	0.032 (0.013)
9	0.038 (0.008)	0.029 (0.015)	0.030 (0.014)
10	0.038 (0.009)	0.030 (0.016)	0.027 (0.015)

Cholesky Ordering: LNRXPMP75IV D10GY LNyen
Standard Errors: Monte Carlo (100 repetitions)

表5と図6はCholesky 三角行列適用後の残差の1標準偏差の衝撃が及ぼす各変数の反応を示している。輸出入物価比率の残差の1標準偏差の衝撃が円レートに及ぼす影響は最初の0.03から始まって3期目以降0.038で固定化する。日米金利差の1標準偏差の衝撃は円レートに対しては当初0.007と小さいが、10期目には0.03に拡大する。円レート自身の衝撃が円レートに与える影響は0.039から始まり、2、3期目に0.046に増加するが、10期目には0.027に減少する。

8期ラグの3変数時系列モデルでは循環的な変動の特徴が現れている。衝撃の効果が変動することを除けば、衝撃に対する反応の特徴は2期モデルと大きく変わらないが、輸入物価比率の衝撃の影響は8期目には0近くに収斂する。

LNRXPMP75IV D10GY LNYEN 2 Lags Monte Carlo
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

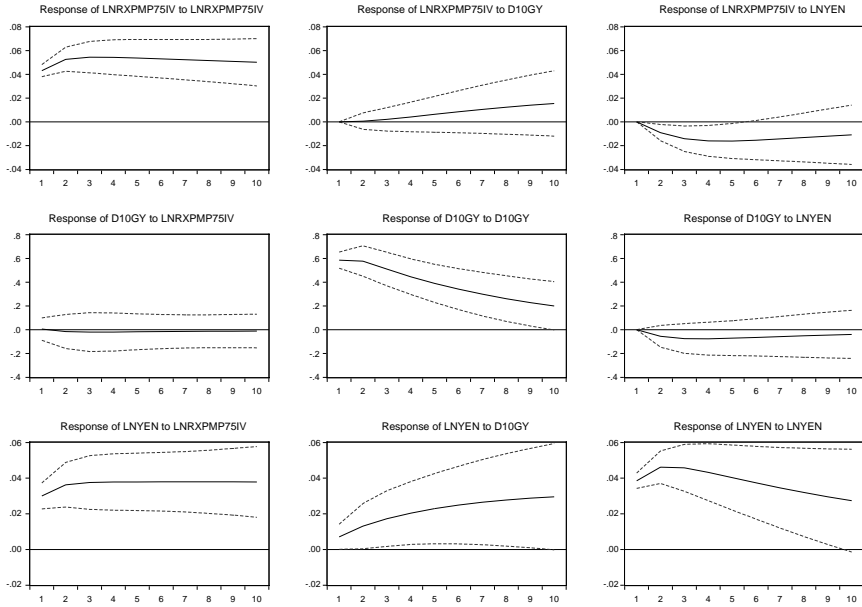


図6 3変数VARモデル(2期ラグ)に基づく衝撃反応

LNRXPMP75IV D10GY LNYEN 8 Lags Monte Carlo
Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

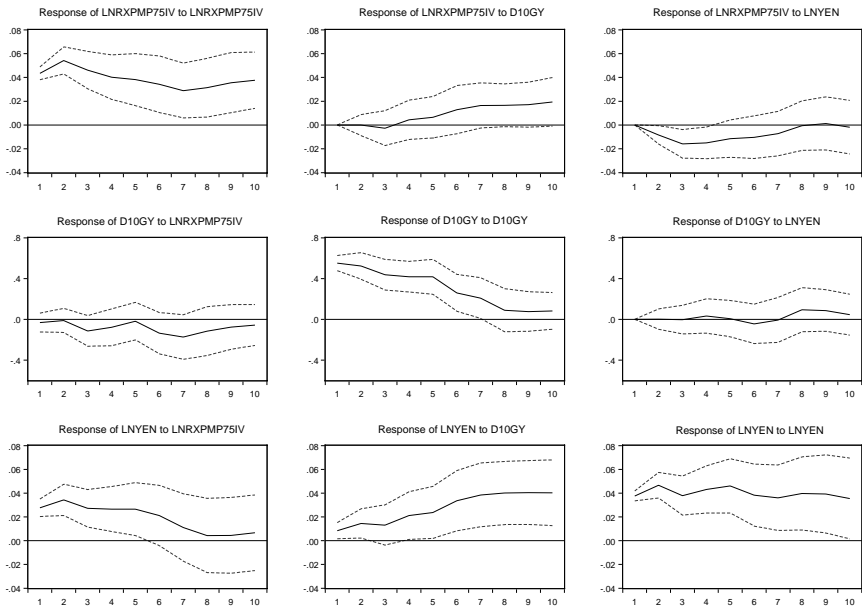


図7 3変数VARモデル(8期ラグ)に基づく衝撃反応

6. 変動相場制移行後の名目円レートにおける購買力平価成立の検証

1) 円レートと物価指数間の長期均衡関係

本節では、過去35年間の円レートの推移と購買力平価 (PPP) の現実妥当性について、単位根検定や共和分検定などの統計的手法にもとづいて分析する。一物一価の法則によれば、同一財の価格は一致し、それが通貨の交換比率を決定する。この原理を合成財の総合価格である一般物価水準にまで拡張すれば、次式に示すように、日米の物価指数の比率は円レートと比例関係にあることになる。

$$S_t = C \times \frac{P_t}{P_t^*}$$

ここで S_t は名目円ドルスポットレート (単位:円/米国ドル), P_t は日本の物価指数 (円ベース), P_t^* は米国の物価指数 (ドルベース), C は比例係数であり, 添え字 t は観測時点を表している。

購買力平価を論じる際には適切な物価指数の選択が重要であることは、既に第3節で確認した。先行研究では、消費者物価指数や生産者物価指数 (卸売物価指数あるいは国内企業物価指数) を用いた実証分析が一般であるが、これらの指数には非貿易財の価格も含まれている。これに対して本節では、商品裁定によって一物一価の法則が成立する可能性がより高い貿易可能な財に注目し、それらの物価指数と名目円レートとの関係を分析したい。よって本節の物価指数 P_t と P_t^* は、日本銀行が発表する輸出物価指数 (円ベース) と輸入物価指数 (契約通貨ベース) とする。

しかし貿易財とは言えども、現実には為替レートと物価指数とが常に上記の関係式を満たすとは考えにくい。むしろ上記の関係式は、為替レートと物価指数の間の長期的な均衡関係を表す式であり、実証分析の観点からは短期的には均衡関係から乖離することを許容し、かつまた均衡へ回帰するダイナミクスをも想定すべきであろう。そこで t 時点での乖離 D_t を新たに定義し、(1) 式に、乖離の可能性を内包する要因を含めた

$$S_t = D_t \times \left(\frac{CP_t}{P_t^*} \right) \quad (5)$$

という関係に拡張する。従って、 D_t が1以外の値をとる場合のスポットレートは物価比が示す長期均衡から乖離しているが、 $D_t = 1$ の場合は円レートと右辺のカッコ内が一致するので乖離は生じないことになる。なお、このとき絶対的購買力平価が成立しているとはよぶことにしよう。

では、現実にはどの時点で絶対的購買力平価が成立していたとすべきであろうか。本節で

はその基準となるタイミングを、経常収支が均衡していたと言われる1975年後半の時期に設定する。その根拠は、経常収支が均衡していた時期の為替レートには内外物価比が為替レートの水準を決定するという絶対的購買力平価が成立していた可能性が考えられるためである。そこで、1975年第4四半期を基準時点とし、基準時点の輸入物価指数 P^* と輸出物価指数 P の値がともに1になるように全期間について比例調整する。さらに1975年第4四半期の物価比率が、同四半期の円ドルスポットレート303.5（円/ドル）に一致するように比例係数の値を $C = 303.5$ とする。この調整によって、1975年第4四半期の乖離係数は

$$D = \frac{S \times P^*}{C \times P} = \frac{303.5 \times 1}{303.5 \times 1} = 1$$

となる。各時点ごとに絶対的購買力平価が成立していなくても、つまり、実際の円レートが絶対的購買力平価から乖離することがあったとしても、期間全体としては、絶対的購買力平価が成立していることが統計的に棄却できない場合に、長期購買力平価が成立しているものとする。以下では、上の変数を用いて長期購買力平価の成立について分析する。

2) 長期購買力平価の検証

次に、(5) 式の両辺の対数をとって整理することで、円ドルスポットレートの長期購買力平価からの乖離を定義する式

$$d_t = s_t - (\log C + p_t) + p_t^* \quad (6)$$

を得る。ただし、小文字は原系列の対数変換後の値であることを意味している。以下では、 d_t の統計学的特徴を分析することで、長期購買力平価の成立を吟味するわけであるが、その前に3変数 s_t 、 p_t 、および p_t^* がいずれも単位根をもつ次数1の和分過程 (I(1) 過程) であることを確認することが重要である。

一般に I(1) 過程の特徴として、一定の値に回帰する特徴を持たないこと、および I(1) 過程の変数同士の和や差は同じく I(1) 過程の変数になること、などが知られている。従って (6) 式の右辺の変数が互いに何の制約も受けずに変動する I(1) 系列の和であるならば、乖離系列 D_t も一定の値に回帰しない I(1) 過程になってしまう。ところが、それでは乖離系列の特徴に反してしまう。むしろ (6) 式右辺の名目レートと物価比との間に長期的な均衡関係が存在するのであれば、均衡からの乖離は恒常的ではなく一時的であり、それは長期的には値ゼロへ回帰する定常過程でなくてはならない。このことから、乖離系列の回帰性もしくは定常性を吟味することで長期購買力平価が成立するか否かを検証することができるのである。

これが購買力平価と長期均衡レートに関する先行研究を概観したFroot and Rogoff (1995)の展望論文のなかで第2段階 (Stage two) と呼ばれている長期購買力平価の検定方法である。⁸

ではまず、本節で取扱う円レートと輸出入物価指数がすべて $I(1)$ 過程であることを確認することから始めよう。ここではAugmented Dickey-Fuller (ADF) 検定を例に、単位根検定について説明する。ADF検定は、検定対象の変数 x_t について、以下の検定回帰式を推計し、 $H_0: \gamma=0$ を片側検定 (対立仮説は $H_1: \gamma < 0$) によって検定する。

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

H_0 の受容は x_t が $I(1)$ 以上の非定常過程であることを意味し、逆に H_0 を棄却できれば x_t が定常的 ($I(0)$ 過程) であることを意味する。何故この帰無仮説 H_0 が定常性の検定になるのかは、もっともシンプルな状況を考えてわかりやすい。定数項や時間トレンド、過去の階差系列を除外した場合、(7) 式は

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \varepsilon_t$$

となる。ここで変数 x_t は、 $\gamma=0$ ならば $\Delta x_t = \varepsilon_t$ であるから $I(1)$ 過程 (すなわち $x_t = x_{t-1} + \varepsilon_t$) に、他方で $\gamma < 0$ ならば $x_t = (\gamma+1)x_{t-1} + \varepsilon_t$ となり x_{t-1} の係数は $|\gamma+1| < 1$ を満たすので $I(0)$ 過程になるのである。よって x_t が $I(1)$ か $I(0)$ の判断は、通常の t 検定と同様に γ の推定値と標準誤差から計算された検定統計量によって行われる。ところがその分布の中心は通常の t 分布よりも左に偏った分布になることが知られており、よって検定の際に重要な臨界値はDickey-Fuller統計表を用いなくてはならない。また、検定回帰式に時間トレンド項と定数項を含むか否かによっても臨界値が異なる。さらに、検定回帰式の誤差項はホワイトノイズでなくてはならないため、残差に系列相関が無くなるまで左辺変数のラグを k 個、説明変数として追加しなくてはならない。ADF検定はこれら複合的な条件をひとつひとつ吟味しながら行われる。本稿では、Schwarz情報量基準 (SIC) を基準に最適ラグ数を決定し、また時間トレンドと定

⁸ Froot and Rogoff (1995) では「乖離」ではなく「実質為替レート」である。なおFroot and Rogoffが第1段階に分類している方法は、名目為替レート (の対数値) を物価比 (の対数値) に回帰した次のモデル

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 (p_t - p_t^*) + \varepsilon_t$$

において、 $\beta_1 = 1$ なる帰無仮説を検定し、PPP成立の有無を議論するものである。ただし ε_t は誤差項。分析例としては、Frenkel (1978, 1981) 等を参照。第1段階に分類される分析は、非定常時系列への対処、短期的調整過程のモデル化、同時性を無視した推計手法等において問題があるとされるため、本稿ではこれ以上、触れないこととする。

数項の有意性は10%水準を基準とした。⁹

では円レートを例に、ADF検定の手順を整理してみよう。最初に、原系列 s_t の対数変換値を使って、定数項と時間トレンドを含む検定回帰式を推計する。

$$\Delta s_t = -0.064 s_{t-1} + 0.350 - 0.00048t + \sum_{i=1}^3 \hat{\beta}_i \Delta s_{t-i+1} + \hat{\varepsilon}_t$$

(0.024) (0.082) (0.00021)

回帰係数の下の括弧内の数値は標準誤差である。まずは最適ラグ数の選択であるが、最長10期間までのラグを想定した中で、SICが最小値をとった3期に決定した。次に定数項と時間トレンドという2つの確定的要因のうち、データの趨勢的特徴に大きな影響力を与える時間トレンド項の有意性を確認してみよう。回帰係数の標準誤差（カッコ内の数値）から、その t 値は -2.297 ($= -0.00048/0.00021$)、対応する p 値は0.0232であった。時間トレンドの有意性は10%水準で判断することにしていたので、この係数は十分に有意である。従って、モデル探索はこれで終了である。最後にADF検定統計量を計算すると、その値は -2.714 ($= -0.0641/0.0236$) になる。¹⁰ 検定回帰式が定数項と時間トレンドを含む場合の臨界値は有意水準1%、5%、10%でそれぞれ -4.024 、 -3.442 、 -3.145 であるから、帰無仮説 $H_0: \gamma=0$ は10%水準でも棄却できない（実際、 p 値は0.4375であった）。¹¹ 従って s_t は $I(0)$ ではないことが確認できた。

しかしこのままでは、 s_t は $I(2)$ の可能性もある。そこで次に、 Δs_t が $I(0)$ になるか否かを確認する。データは階差（1期前との差）をとることで和分の次数がひとつ下がるため、 Δs_t が $I(0)$ になれば、 s_t は $I(1)$ であることが確定するのである。

先程と同じ手順で、定数項と時間トレンドを含む回帰式を推計することから始めよう。

$$\Delta^2 s_t = -0.648 \Delta s_{t-1} - 0.008 + 2.58t \times 10^{-5} + \sum_{i=1}^2 \hat{\beta}_i \Delta^2 s_{t-i+1} + \hat{\varepsilon}_t$$

(0.123) (0.008) (9.66)

ラグ数はSICで選択した2期とする。その結果、時間トレンドの係数は p 値が0.790で有意では無いため、この検定回帰式は確定的要因の定式化を誤っていることになる。そこで、次に時間トレンドを除き、定数項だけを含む式を推計する。

⁹ 推計手順については、Enders (2004) の213ページのFigure 4.13等を参照。

¹⁰ すべての変数について単位根検定の結果をまとめた表6においては、円レートの原系列のADF検定の値は -2.714 、外生変数が時間トレンドを含むため t 、ラグ数が 3 になっていることを確認されたい。

¹¹ これらの臨界値はEViewsから得た数値。標本数について調整を加えたものである。

$$\Delta^2 s_t = -0.646 \Delta s_{t-1} - 0.0057 + \sum_{i=1}^2 \hat{\beta}_i \Delta^2 s_{t-i+1} + \hat{\varepsilon}_t$$

(0.122) (0.0041)

ここで定数項の有意性を確認すると、やはり10%水準では有意な結果は得られなかった。従って定数項という確定的要因も含めることは過ちであることになる。よって定数項も時間トレンドも除いた回帰式を推計する。結果は次の通りであった。

$$\Delta^2 s_t = -0.604 \Delta s_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \hat{\beta}_i \Delta^2 s_{t-i+1} + \hat{\varepsilon}_t$$

(0.119)

ここでのADF検定統計量は - 5.082(= - 0.604/0.119)であり、1%水準の臨界値である - 2.581よりもはるかに小さな値になっている。よって階差系列 Δs_t が単位根を持つという帰無仮説は棄却される。

以上、 s_t と Δs_t についての2通りの単位根検定の結果から、円レート s_t は $I(1)$ 過程であることが確認できた。円レートを含めてその他すべての検定結果は表6に報告した通りである。外生変数である確定的要因が定数項だけの場合もあれば時間トレンドまで含む場合もあるが、いずれにしても分析対象となった s_t 、 p_t および p_t^* については非定常性を棄却できず、それらの1階差である Δs_t 、 Δp_t と Δp_t^* はすべて定常であることが示されている。従ってこれら3変数はすべて $I(1)$ 過程であることが確認できたことになる。¹²

表6 単位根検定の結果

変数名	定義	ADF検定								(参考) KPSS検定		
		原系列			階差系列					LM	統計量	外生
		ADF-t	sig	外生変数	ラグ数	ADF-t	sig	外生変数	ラグ数		sig	外生変数
円レート	log(yen)	-2.714		t	3	-5.082	***	n	2	0.243	***	t
輸出物価指数	log(xp_yen)	-3.063		t	3	-5.564	***	n	2	0.096		t
国内企業物価指数	log(dcgpi)	-2.606	*	c	1	-5.770	***	n	0	0.197	**	t
輸入物価指数	log(mp_conc)	-2.371		c	1	-7.266	***	n	0	0.125	*	t
米国生産者物価指数	log(usppi)	-2.466		t	2	-8.252	***	c	1	0.180	**	t
日本の10年国債利回り	log(1+j10gy/100)	-2.100		t	0	-10.791	***	c	0	0.113		t
米国の10年国債利回り	log(1+us10gy/100)	-2.885		t	1	-9.219	***	n	0	0.126	*	t

注) サンプル期間は1975年第1四半期から2010年第3四半期まで。ただし、ADF検定では右辺に含まれるラグ数によってサンプル数が変動する。sigの欄のアスタリスクは検定統計量の有意水準を表し、*は10%、**は5%、***は1%での有意性を意味している。外生変数の欄の記号はそれぞれ、t(定数項とトレンド項を含む)、c(定数項のみを含む)、n(どちらも含まない)を意味する。なお、トレンド項と定数項の有意性は10%水準で判断した。ADF検定の有意水準は、外生変数の組み合わせとサンプル数に依存するため、ここには明記していない。KPSS検定は、直線トレンド回りの定常を帰無仮説とする。KPSS検定の有意水準と臨界値は、1%水準が0.216、5%水準が0.146、10%水準が0.119である。KPSS検定のバンド幅は9でBartlettカーネルを用いている。

続いて乖離が恒常的であるか一時的であるかを統計的に検証するためには、同じくADF検定で乖離の定常性を検定する。 s_t 、 p_t と p_t^* はすべて $I(1)$ 過程に従う変数であったので、円レートと物価指数との間に長期均衡関係が存在するときのみ、それらの乖離は $I(0)$ 過程にな

¹² 単位根検定にはADF検定の他にも多数の検定方法が存在する。参考として、表にはKPSS検定の結果も掲載した。

るはずである。

次式は1975年第4四半期を基準時点とした乖離系列 d_t の定常性検定の結果である。確定的要因の有意性を検定した上で、時間トレンドも定数項も含まないモデルに到達した。なお、右辺に含める階差変数の最適ラグ数はSICにもとづいて1期間とした。

$$\Delta d_t = -0.0345 d_{t-1} + 0.457 \Delta d_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

(0.0175) (0.0763)

その結果、ADF検定統計量の値は - 1.964 (p 値は0.0477) となり、円レートの長期購買力平価から乖離は、通常の有意水準で乖離の非定常性を帰無仮説とする仮説を十分に棄却できる結果となった。つまり1975年第4四半期を基準とする場合、円レートには輸出入物価指数による長期購買力平価が成立していることになる。¹³

そこで d_t の特徴をさらに分析してみよう。コレログラムによれば、自己相関係数は15四半期間かけて単調に減衰するのに対して、偏自己相関係数は直近の2四半期のみが有意であった。コレログラムに見られたこのパターンは、ラグ数が2期の自己回帰 (Autoregressive) モデルの典型例である。そこでAR(2) モデルを推計した結果が次の数式である。

$$\hat{d}_t = 0.00335 + 1.416 d_{t-1} - 0.455 d_{t-2} \quad R^2 = 0.956$$

(0.00357) (0.076) (0.076)

推計値からは、1期ラグの係数1.417が1より大きいため短期的には平均値への回帰というよりも発散的な性質があること、また2期間の係数の和が0.961であるため一旦均衡から乖離するとその持続性が高い傾向があることがわかる。¹⁴ さらに長期間の動向を把握するために、このAR(2) モデルから計算した衝撃反応が図8である。(5) 式で導入したように乖離を表す D_t は、短期的には実際の為替レートが長期購買力平価から乖離し、また為替レートが長期購買力平価へ回帰していく短期的ダイナミクスを表現する系列であるが、図8からは均衡関係に1単位の乖離が生じた場合、半年間程は乖離幅が拡大し、その後長時間をかけて収束している様子がわかる。以上の分析から、ADF検定からは定常性が示唆された乖離系列であるが、その調整過程は購買力平価に関する先行研究の多くが報告しているように非常に緩慢であることが確認できた。

¹³ 定数項と時間トレンドは両方とも有意ではなかった。乖離系列の本来の意味からすれば、それら確定的要因が有意でないことは、定義上からも整合的である。

¹⁴ 残差の系列相関はBreusch-Godfrey LM検定で検証したところでは統計量1.820 (p 値は0.166) で問題は見つからなかったが、他方で分散均一性についてはARCH検定統計量 (ラグ2期) が2.989 (p 値は0.0537) であったため若干の不均一性の存在が疑われる結果となっている。

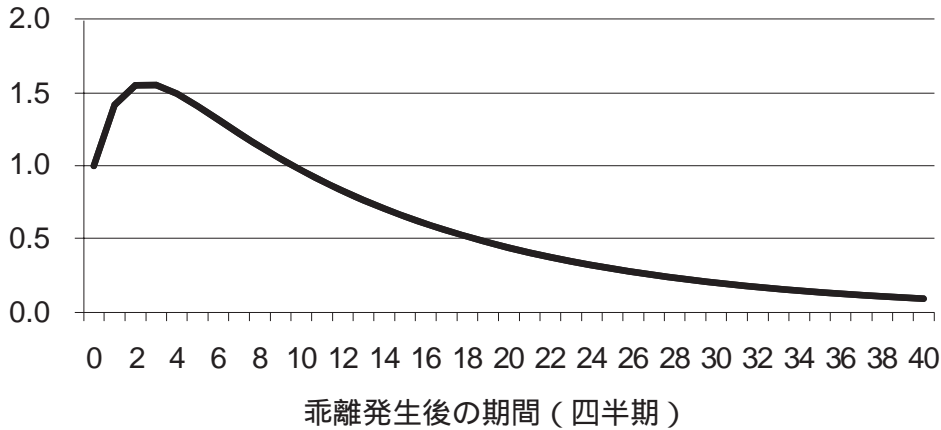


図8 乖離系列の衝撃反応

3) 基準年変更の影響

前節では、1975年第4四半期の乖離 d がゼロになるように比例係数 C の値を選択し、乖離の定常性をADF検定で検証した。その結果、乖離は定常的であることが確認され、よって長期購買力平価の成立が示唆される結論となった。そもそも我々が1975年第4四半期を分析の出発点としたのは、歴史的にみてその時期の経常収支がもっとも均衡していた時期に重なっているからである。¹⁵ ところで、基準時点の選択はこの結論にどの程度影響するのであろうか？ 試みとして、図9に基準年を1期間ずつ移動しながら計算したADF検定量の p 値の推移をプロットした。

図9の p 値は、時間トレンドと定数項を含まない検定回帰式において、階差系列の最適ラグ数をSICで決定した場合の結果である。これとは別に、時間トレンドと定数項を含む場合についても検証したところ、時間トレンドはすべての基準年において10%水準で有意にはならなかった。他方で、一部の基準年については定数項が10%水準で有意になる期間が観測された。図9中で線が切れている期間があるが、それはADF検定回帰式の定数項が有意になった期間を除外したためである。ところで、基準年の変更は比例定数の値を変えるので、これは乖離 D の定義式においては切片のシフトに現れることになる。つまり、ADF検定の定数項が有意になってしまうのは、比例定数の選択が不適切であることを意味し、さらにはその基準年にお

¹⁵ 第5節の冒頭で論じたように、実際には1975年第3四半期の経常収支がもっとも均衡状態に近い（脚注4を参照）。しかしその時期の乖離の定常性検定の p 値は0.0756であり、同年第4期よりも非定常的傾向が強いことになろう。輸入物価指数が先決めの契約通貨ベースであることや、次の小節で分析するように円レートと物価指数との間には一度乖離すると再度調整が収束するまでに長期間を要する「調整速度の遅さ」の問題もあるため、観測された経常収支と円レートのタイミングに若干のずれが生じる可能性は否定できないだろう。

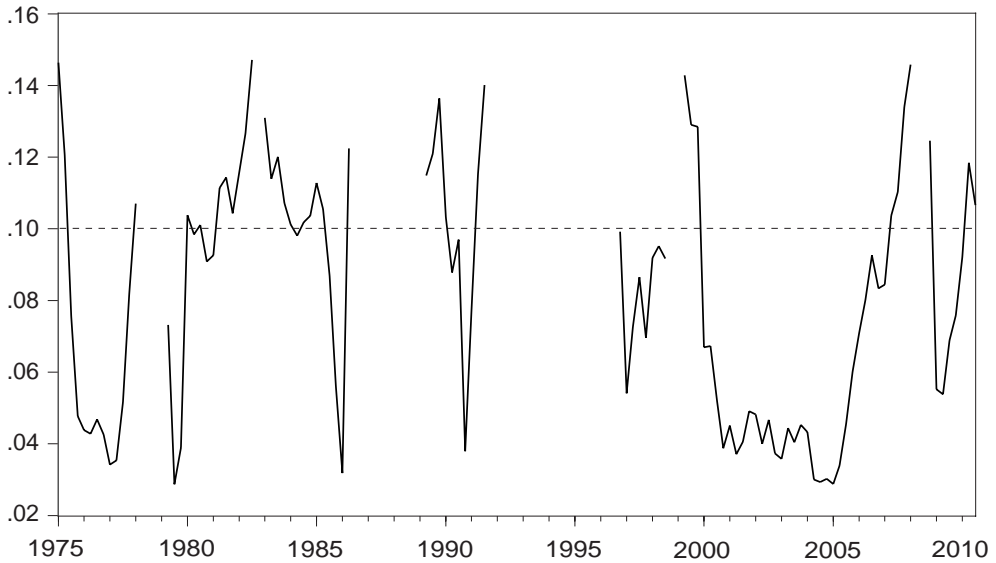


図9 ADF検定

いて均衡が成立していないことを意味していることになる。

図9からは、有意水準10%で乖離が定常と認められる期間は、1975年末から76年末頃、1979年の半ば、1981年、1986年第1四半期、1990年第4四半期、1997年から1998年、2000年から2007年頃、2009年等、多数観測されている。しかしこれらの期間は必ずしも経常収支が均衡している時期と一致していないことに注意が必要である。例えば、2000年から2007年の経常収支は四半期平均でおよそ4.2兆円の黒字を記録しているので、この期間については、経常収支が均衡するという意味で長期購買力平価が成立しているとは言い難い。2000年から2007年の期間を基準年とすると乖離系列が定常的になるのは、図1から推測できるように、むしろ2000年から2007年頃の円レートの水準が1975年末時点を基準年とする場合とほぼ同水準であることによるものと理解すべきであろう。

ここまでの分析では、変数間の線型関係を推計するのではなく理論にもとづいて既知なものとして扱ってきた。この扱いを若干緩和し、変数間の関係を回帰分析にもとづいて推計してみよう。3変数を別々の変数として扱うことも可能ではあるが、ここではEnders(1988)にならって、新たに $y_t \equiv s_t + p_t^*$ と $x_t \equiv \log C + p_t$ を定義し、先程の3変数間の関係を以下のような単回帰モデルで検証する。¹⁶

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

¹⁶ Froot and Rogoff(1995)は、共和分分析を第3段階の分析に分類している。

なお β_0 と β_1 は回帰係数, ε_t は誤差項である。変数 y_t は円ベースに変換した輸入物価指数, また変数 x_t は基準時点で平均値調整した輸出物価指数 (円ベース) であるから, 両者が長期的に一对一対応するならば, 回帰係数が $\beta_0 = 0$ と $\beta_1 = 1$ という制約を満たす可能性が高い。その場合, 誤差項 ε_t は第6節の2) で検証した長期購買力平価からの乖離と一致し, また見方を変えればそれは実質円レートにもなっている。

この回帰式の被説明変数と説明変数はともに I(1) データであったから, 推計にはPhillips and Hansen (1990) の完全修正最小二乗 (FMOLS) 推定量を用いることにする。次式は, 1975年第2四半期から2010年第3四半期までの142期間のデータから推計した結果である。

$$y_t = -0.555 + 1.110 x_t + \hat{\varepsilon}_t$$

(0.951) (0.173)

本来であれば, その残差の定常性を検証することで変数間の共和分関係を吟味すべきであるが, 本節ではむしろ定義にもとづいた長期購買力平価の成立に関心があるため, ここでは回帰係数が $\beta_0 = 0$ かつ $\beta_1 = 1$ という制約を満たすか否かをWald検定により検証した。その結果, F 統計量は1.359 (p 値は0.2603) となり, 通常の意味水準では帰無仮説を棄却できない, すなわち絶対的購買力平価の成立を示唆する結果を得ることができた。

そこで, 次に基準年を一期ずつ移動させ, 基準年選択の影響を考慮して毎期の係数制約を検定した。図10は, そのWald検定統計量の p 値の推移をプロットしたものである。図10からは, 有意水準が10%以上となる場合, すなわちFMOLSで推計した回帰係数について絶対的購

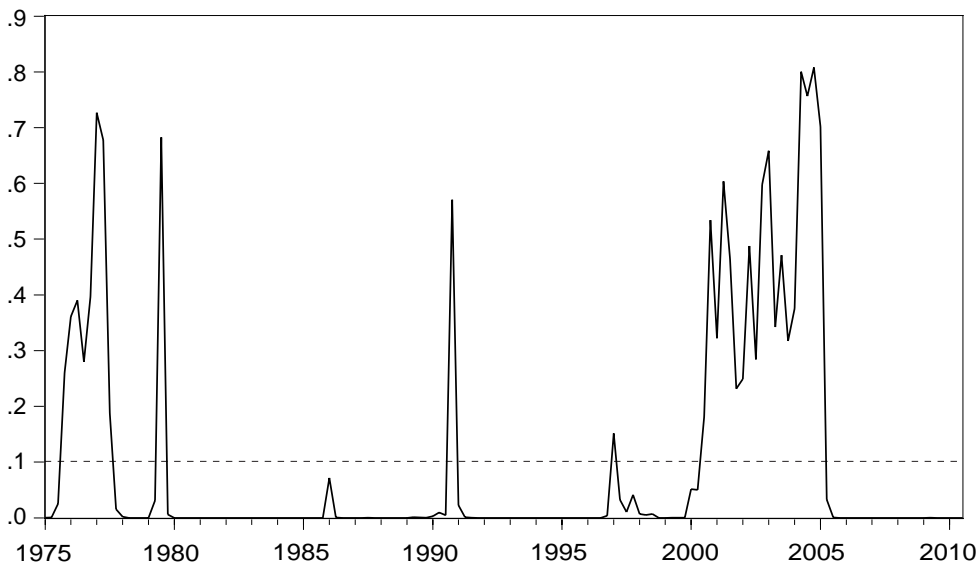


図10 絶対的購買力平価の F 検定

購買力平価を意味する係数制約が通常の有意水準で棄却できない期間は、1975年末から76年末頃、1979年の半ば、1990年第4四半期、1997年第1四半期、2000年から2005年頃であることが判明した。図10で確認した絶対的購買力平価の成立が棄却できない時期と、図9の p 値が10%水準を下回る時期とは概ね合致していることは、本節の2) で発見した長期購買力平価の成立が単に基準年の選び方によるものではなく、1975年以降の円レートにおいて安定的に成立していることを示していると言えるだろう。

4) 誤差修正モデルの推計

長期購買力平価の成立が確認できたので、長期均衡からの乖離が次期の輸出入物価指数へ与える影響を最後に分析しておきたい。以下の2式が誤差修正モデル (Error-Correction Model) の推計結果である。

$$\Delta \hat{y}_t = 0.001 + 0.407 \Delta y_{t-1} - 0.091 \Delta x_{t-1} - 0.058 d_{t-1} \quad R^2 = 0.151$$

(0.006) (0.147) (0.332) (0.028)

$$\Delta \hat{x}_t = -0.003 + 0.017 \Delta y_{t-1} + 0.134 \Delta x_{t-1} - 0.020 d_{t-1} \quad R^2 = 0.042$$

(0.003) (0.069) (0.156) (0.013)

変数の定義は $y_t \equiv s_t + p_t^*$, $x_t \equiv \log C + p_t$, $C = 303.5$ とする。なお、変数 d_t は共和分回帰の残差ではなく、これまでの分析と同様に、1975年第4四半期を基準とする長期購買力平価からの乖離 $d_t \equiv y_t - x_t$ である。また係数下のカッコ内の数値は標準誤差の値である。推計には1975年第3四半期から2010年第3四半期までの141期のデータを使用し、乖離系列を外生変数として追加した2変数VARモデルとみなして推計した。VARのラグ数はSICに基づいて1期間とする。

1本目の結果は理想的な推計結果と言えるだろう。輸入物価指数 (契約通貨ベース) と円レート (単位:円/米国ドル) のどちらか片方は少なくとも、あるいはその両方が、長期購買力平価からのプラスの乖離に対してマイナス方向へ調整されることがわかる。例えば、円レートが長期購買力平価の水準よりも高くなっている場合 (すなわち円安になっている場合)、1四半期中に修正されることになっている。ただしその修正幅は5.8%とかなり小さい。

これに対して2本目では、推計結果をそのまま解釈すれば、本来は乖離がプラスのとき輸出物価指数を高くするような調整が働くべきなのに、逆に指数を2.0%下げようような結果になっている。しかし、均衡調整の係数が有意になっていないことから、むしろ均衡への調整圧力が生じていないと解釈すべきであろう。特に、2本目の式については、他の回帰係数もすべて有意では無いことから、ラグ数の選択方法などを工夫する必要があると思われる。

総じて言えば、輸出物価指数の変化率はランダムであるのに対して、輸入物価指数は均衡からの乖離を修正するように調整されることがこの誤差修正モデルからわかる。これは円レ

ートが物価水準の乖離を是正するように決定されるとする購買力平価説に整合的な結果と言えるだろう。¹⁷

7. 結語

本稿ではこれまでの円レート(円/ドル)の決定要因に関する先行研究を踏まえた上で、円レートの購買力平価を予測した。1975年から2010年第3四半期までの期間についての輸出入物価比率を利用した検証結果によると、購買力平価は絶対的・相対的な意味で、成立している。すなわち、1975年第4四半期を基準点として購買力平価が絶対的に成立していると仮定し、輸出入物価比率を利用してその後の購買力平価を求めると、全体として実際の円レートの動向は購買力平価に等しいという帰無仮説を棄却できない。そこで、輸出入物価比率を利用して、その後の円レートを複数の方法で求めると、2010年第3四半期の円レート85.86円/ドルはまだ円安で、購買力平価の水準は約59円/ドル～約75円/ドルの間にあることが示されている。

本稿では十分に扱えなかった今後の課題は以下の3点である。第1に、輸出入物価指数は日本の貿易財の実際の物価指数なので、購買力平価を求める際の適切な物価指数であり、それを裏付ける実証結果が得られている。しかし、短期的には1979年～1980年の第2次石油危機時のように、原油価格の上昇が日本の貿易収支を悪化させ、ドル需要の増加によって円安を引き起こしたと考えられる期間もある。このような物価動向は購買力平価の示すところとは逆の動きである。つまり、海外物価の上昇は海外の通貨価値の低下を意味するので、購買力平価の示すところによると円高要因である。とすれば、資源価格については輸入物価指数の中でも区別して考える必要があるといえるだろう。適切な物価指数についてはなお課題を残しているといえる。第2に、円レートの短期的な変動要因については詳しい検討は行っていない。

第3に、円レートの均衡値からの短期調整過程の分析も十分ではない。近年の先行研究からは、乖離幅は同じであっても、均衡からの乖離が円安局面と円高局面とでは金融当局の政策対応が異なる可能性があるため、均衡への調整速度が異なることが指摘されている。今回、本稿の目的は購買力平価に基づく円レートの予測と直近(2010年第3四半期)における円レートの評価にあったが、今後は長期均衡と非対称な短期調整過程を包括的に分析することで現在の状態の継続性の分析と同時に、金融政策との関係を分析することも重要な課題であろう。

幸村千佳良(成蹊大学名誉教授)

井上智夫(成蹊大学経済学部教授)

¹⁷ 金利が円レートに与える影響はIto(1987)によって指摘されているので、今後は金利を含めた誤差修正モデルを考慮すべきかも知れない。その場合、日米金利差は定常変数であることから、誤差修正モデルへ外生変数として追加すれば、金利差が与える影響を定量化することが可能である。

参考文献

- 赤池隆雄 (1988) 「購買力平価説と金利平価説に基づいた為替レート決定理論と円レートの相関分析」『早稲田商学』第330号, 昭和63年10月, 173 - 207頁。
- 幸村千佳良 (2006) 「円レートの長期的推移」『経済セミナー』2006年1月号, 10 - 11頁。
- 日本銀行 <http://www2.boj.or.jp/dlong/price/data/cdda4001.csv>
 および <http://www2.boj.or.jp/dlong/price/data/cdda5001.csv>
- 日本経済新聞社 (2005) NEEDS - CD ROM 日経マクロ経済データ (2005年6月版)。
- 米国生産者物価指数: <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/PPIACO/downloaddata?cid=31>
- 吉川洋 (1995) 『日本経済とマクロ経済学』東洋経済新報社, 第4刷, 245 - 297頁。
- Baillie, R. and D. Selover (1987) “Cointegration and models of exchange rate determination,” *International Journal of Forecasting*, Vol.3 (1), pp. 43-51.
- Cassel, G. (1916) “The present situation of the foreign exchanges,” *Economic Journal*, Vol. 26, March.
- Cerrato, M., H. Kim, and R. MacDonald (2010) “Three-regime asymmetric STAR modeling and exchange rate reversion,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, pp.1447-1467.
- Corbae, D. and S. Ouliaris (1988) “Cointegration and tests of purchasing power parity,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 3, pp. 508-511.
- Enders, Walter (2004) *Applied Econometric Time Series*, Second edition, Wiley.
- (1988) “Arima and cointegration tests of PPP under fixed and flexible exchange rate regimes,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 3, pp. 504-508.
- and Dibooglu, Selahattin (2001) “Long-Run Purchasing Power Parity with Asymmetric Adjustment,” *Southern Economic Journal*, Vol. 68, No. 2 (Oct., 2001), pp. 433-445.
- and Chumrusphonlert, Kamol (2004) “Threshold cointegration and purchasing power parity in the pacific nations,” *Applied Economics*, Volume 36, Number 9, May 20, 2004, pp. 889-896(8).
- Engle, Robert and Granger, Clive (1987) “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251-276.
- Frenkel, J.(1978) “Quantifying international capital mobility in the 1980s,” in: D. Bernheim and J. Shoven, eds., *National saving and economic performance* (University of Chicago Press, Chicago), pp.227-260.
- Frenkel, J.(1981) “The collapse of purchasing power parity during the 1970s,” *European Economic Review*, 16, pp.145-165.
- Froot, Kenneth and Kenneth Rogoff (1995) “Perspectives on PPP and long-run real exchange rates,” in: Chapter 32 of G.Grossmand and K. Rogoff, eds., *Handbook of International Economics*, Vol. , pp.1647-1688.

- Hamilton, James (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press (『時系列解析 下 非定常 / 応用定常過程 編』沖本竜義, 井上智夫 訳, シーエーピー出版, 2006年)。
- Hansen, Bruce and Seo, Byeongseon (2002), "Testing for two-regime cointegration in vector error-correction models," *Journal of Econometrics*, 110, 293-318.
- Ito, Takatoshi. (1987) "The Intradaily Exchange Rate Dynamics and Monetary Policies after the Group of Five Agreement," *Journal of the Japanese and International Economies*, 1, pp. 275-298.
- (1990) "Foreign Exchange Rate Expectations: Micro Survey Data," *American Economic Review*, Vol. 80. No. 3, pp. 434-449.
- Johansen, Soren (1988) "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, Issues 2-3, pp. 231-254.
- (1991) "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models," *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, pp. 1551-1580.
- (1992) "Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis," *Journal of Econometrics*, Vol.52, Issue 3, pp. 389-402.
- and K. Juselius (1992) "Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK," *Journal of Econometrics*, Vol. 53, Issues 1-3, pp. 211-244.
- Kim, Yoonbai (1990) "Purchasing power parity in the long run: A cointegration approach," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 22, No. 4, pp. 491-503.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. and Shin, Y., (1992) "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?" *Journal of Econometrics* 54, pp. 159-178.
- Mark, Nelson (1990) "Real and nominal exchange rates in the long run: An empirical investigation," *Journal of International Economics*, Vol. 28, Issues 1-2, pp. 115-136.
- Pesaran, Hashem and Yongcheol Shin (1996) "Cointegration and speed of convergence to equilibrium," *Journal of Econometrics*, Vol. 71, Issues 1-2, pp. 117-143.
- Peter C. B. Phillips and Bruce E. Hansen (1990) "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies* (1990) 57(1): 99-125.
- Yoshikawa, H. (1990) "On the equilibrium Yen-Dollar rate," *American Economic Review*, Vol. 30. No.3, pp. 576-583.