

円ドルレート of 購買力平価を巡って

—物価指数の選択と購買力平価説の検証—

門多 治^a

要 旨

円ドルレートの長期購買力平価を各種物価統計を用いて計測した。その結果、物価指数として、貿易財関連物価や生産者物価を用いて作成した購買力平価と実勢レートとの乖離が小さい一方で、非貿易財を含む消費者物価を用いた場合には、その乖離は大きいことがわかった。貿易財のなかでも、より対象範囲を狭めた製品類の輸入物価を用いて作成した場合には、PPP と実勢レートとの乖離は縮小した。また、各種実質為替レートの単位根検定を行い、長期の購買力平価説の成立が確認された。

JEL Classification Codes : F310

キーワード：購買力平価、実質為替レート、Balassa-Samuelson 効果

1. はじめに

本稿では、各種物価指数を用いて作成した円ドルレートの購買力平価 (Purchasing Power Parities: PPP) の妥当性について、実勢レートとの比較や、統計的手法にもとづいた比較分析結果を紹介する。その結果、貿易財関連物価 (輸出価格、生産者物価) ベースでの長期の購買力平価説の成立が確認された。

まず、簡単に購買力平価説を振り返る。

一物一価の法則 (Law of One Price: LOOP) によれば、同一財の価格は日米両国間で原則一致し、それが通貨の交換比率を決める。これを一般物価水準に拡張すれば、両国の物価指数の比率は円ドルレートと一致 (絶対的購買力平価)、あるいは比例関係 (相対的購買力平価) にあることになる。以下の (1) が絶対的購買力平価説での一物一価の法則である。これが一般的に成立する根拠としては、通常、摩擦のない商品間の裁定という概念が基本にある。

(1) $P_t = S_t \cdot P_t^*$ (t 時点の日本での価格が P (*印は米国); S_t は t 時点の名目円ドルレート (単位: 円/米国ドル))

より緩い条件の相対的購買力平価の場合には、一物一価の法則は下記 (2) のような、少し弱い条件で定義される。

(2) の特殊ケースが (1) である。

(2) $(P_{t+1} \cdot S_{t+1}) / P_{t+1} = (P_t \cdot S_t) / P_t \quad (i=1, 2, \dots, N)$

物価指標の選択については、ビッグマックなど 1 財の価格から、平均的な家計の購入商品およびサービス (非貿易財) を含めた支出バスケットを対象とする物価指数 (消費者物価指数、民間消費デフレーターなど)、電力など一部非貿易財を含む生産者物価指数 (国内企業物価指数あるいは卸売物価指数) などが用いられることが多い (注 1-1)。ここでは、各種購買力平価の計測例をみたあとで、一物一価の法則が成立しやすい貿易財のみからなる輸出入物価指数を用いた購買力平価を作成・改良し、実勢レートとの乖離幅などを検討する。長期購買力平価からの乖離は、バラッサ=サミュエルソン効果 (Balassa-Samuelson effects) の有無、その大きさを検証する手立てとなる (注 1-2)。

2. 日本の購買力平価の推移

2-1 購買力平価 (PPP) の計測

本節では、まず各機関での購買力平価の具体的な計測例を概観する。

1) 絶対的購買力平価 (絶対的 PPP)

代表的な絶対的 PPP としてビッグマック指数と、OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) が継続的に公表している PPP を取り上げる。

①ビッグマック指数

購買力平価の具体例としてまず思い浮かぶのがビッグマック指数である。世界的なハンバーガーチェーンの商

a 武蔵大学大学院経済学研究科 博士後期課程

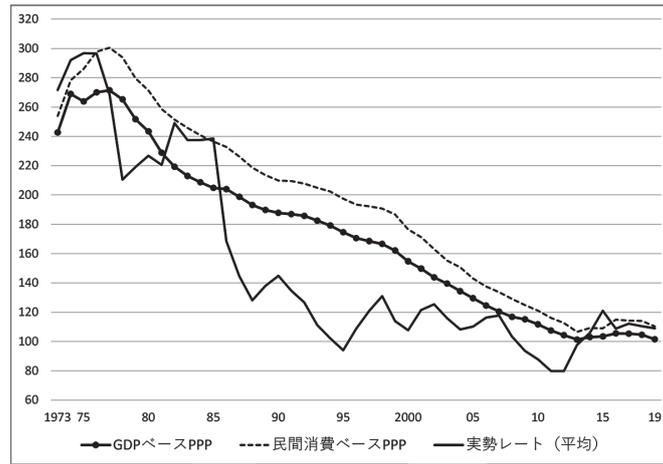


図2-1 円ドルレート購買力平価の推移(年)

(注) OECD 作成の GDP ベース購買力平価. 縦軸: 円 / 米ドル, 横軸: 年

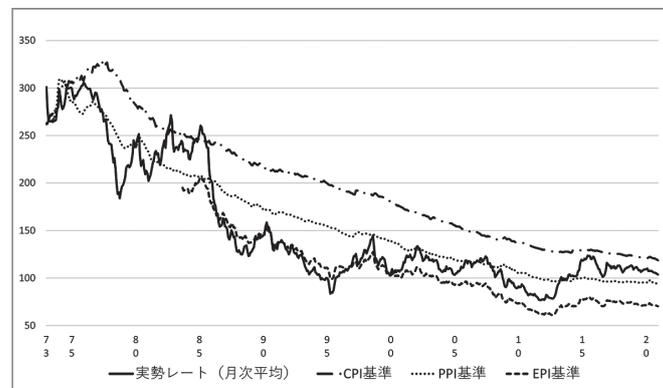


図2-2 円ドルレート購買力平価の推移(月次, 国際通貨研究所)

(注) (公財) 国際通貨研究所 HP 掲載データより作成. 期間 1973.1-2020.12. 直近時点 20 年 12 月の PPP は, 実勢レート 1 ドル 103.83 円に対して, CPI (消費者物価) 基準では 118.70 円 (実勢レートより 14.3 %円安), PPI (生産者物価) 基準では 93.94 円 (同 9.5 %円高), EPI (輸出物価) 基準では 70.41 円 (同 32.2 %円高) となっている. なお, 各物価指数の基準年は, CPI,PPI は 1973 年, EPI は 1990 年.

品「ビッグマック」の単価を比較して算定する購買力平価であり, 例えば日本で 390 円の商品が米国で 3.74 ドルであれば, ビッグマックで測った円の対米ドル購買力平価は, 104.30 円 (= 390/3.74) となる (The Economist (2021)). 日米で商品の品質の同質性が保たれており, いわゆる「一物一価」が成立することを前提としている. 実際に「一物一価」が成立することは難しいものの, 成立を前提とすれば世界的に流通している商品であれば簡単に「商品 X」で測った PPP を算出することが可能である.

② OECD PPP

OECD は 3,000 近くの商品・サービスについて, 各国比較により個別の PPP を算出し, それを一定の方法で集計して 3 年程度毎に詳細版を公表している. 次の基準年での改定までは, 簡便法で延長推計した系列を部分的

に公表している. 作成の目的は, 各国の GDP の大きさと価格水準の国際比較にあり, その目的に沿った利用が可能となるよう設計されている. 集計対象は GDP 推計項目全般にわたり, 個別商品・サービスだけでなく, 消費財・サービス, 政府サービス, 資本財などの分類での比較が可能である. 最新の基準年 (Benchmark Year) である 2017 年時点では, 日本円の対米ドル PPP は 1 ドル 105 円となっている (図 2-1).

2) 相対的購買力平価 (相対的 PPP)

相対的 PPP は多くの機関により公表されている. OECD PPP の延長推計部分のほか, 1973 年 2 月のスミソニアン合意の際に絶対的購買力平価が成立していた (あるいはそれに近い状態であった) と仮定し, その時点を基準に算出したものも多い.

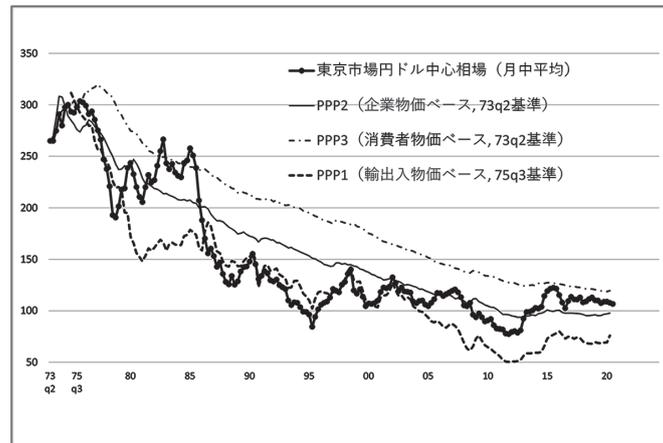


図 2-3 円ドルレート購買力平価の推移（四半期（1））

（注）名目為替レート（中心相場月中平均）と各種物価指数より作成。期間 1973/4～6～2020/4～6。直近時点 20/4～6 の PPP は、実勢レート 1 ドル 107.61 円に対して、消費者物価（CPI）基準では 119.48 円（同 11.0 % 円安）、生産者物価（PPI）基準では 97.76 円（同 9.2 % 円高）、輸出物価基準では 75.91 円（同 29.5 % 円高）。なお物価指数の基準年は 2015 年。出所：International Monetary Fund 'International Financial Statistics', 財務省「貿易統計」, 総務省「消費者物価」, 日本銀行「企業物価」

① OECD PPP（延長推計部分）

OECD は最新の基準年（2017 年）をベースに、簡易延長推計を行った PPP を約 30 カ国について公開している。円ドルレート PPP は、2020 年 103 円、20 年 12 月 107 円となっている。OECD が PPP を作成する目的は、各国の GDP の大きさと価格水準の国際比較にある。付随的に OECD は輸出入物価での PPP 算出にも一定の意義付けを行っている。「国際貿易理論での均衡為替レートを考える際には、PPP は長期的に収斂していくべき水準であり、PPP と為替レートとの比率は、国産の貿易財・サービスを輸出価格で評価した場合には、その国の通貨が過小（過大）評価されているかどうかの判定に使える」としている（門多（2021）p.85 参照）。

② 輸出入物価・消費者物価・生産者物価ベースでの購買力平価

例えば、（公財）国際通貨研究所（2020）は、数種類の円ドルレート PPP を公表している（図 2-2）。ここでは、輸出物価ベースの PPP（EPI 基準）は、85 年から 2000 年頃までは非常に良く実勢レートを追っているものの、2000 年代に入って以降は実勢レートよりも円高で、乖離幅が拡大している。とりわけ、2015 年以降は乖離幅が 30.9～44.2 円（乖離率の平均 +33.4 %）と大きい。近年は生産者物価ベース（同 -13.0 %）、消費者物価ベース（同 +12.5 %）の PPP の方が実勢レートに近い動きをしている。

また、幸村・井上（2011）は、輸出入物価指数をベースとした PPP を巡る分析を詳細に行っている。ここでは、日本の輸出物価（円建て）と比較する物価指数とし

て、米国の輸出物価ではなく日本の輸入物価（契約物価ベース）を用いており、その理由として、日本の実際の輸入財が為替レートの需給に影響を及ぼすことを指摘している（p.124）。本稿でも、日本の輸入物価（契約物価ベース）が対米だけでなく、より広いドル決済圏全体を対象とする相対的 PPP 作成にあたって、代理変数として適切であると判断し、これを採用している。

2-2 新物価比率での購買力平価

本節では、購買力平価を予測する立場から、PPP 算出に用いる物価指数の選択次第で、実勢レートとの乖離が小さい PPP を算出できることを示す。輸出物価から輸出価格への変更、輸入物価（契約通貨ベース、総合）からエネルギー・一次産品を除く輸入物価（契約通貨ベース）への変更、の順に紹介する。

1) 輸出物価（日本銀行）から輸出価格（財務省貿易統計）への変更

まず、輸出入物価をベースとする購買力平価を、四半期データを用いて試算した（期間：1973/4～6～2020/4～6）。物価比率としては、まず輸出物価指数（円建）/ 輸入物価指数（契約通貨ベース）を用いて図 2-3 の PPP1（四半期ベース）を算出した（1975/7～9 基準）。海外物価としては、その代理変数として輸入物価指数（契約通貨ベース）を用いた。輸入物価指数と米国生産者物価との相関は 0.80 である。名目為替レートは月次対ドル平均レートの四半期平均を用いた。

輸出入物価で作成した PPP の動きをみると、国際通貨研究所（2020）試算の PPP（図 2-2）と同様に、



図2-4 輸出物価指数と輸出価格指数の推移

(注) 日本銀行「企業物価」、財務省「貿易統計」より作成。2015=100。

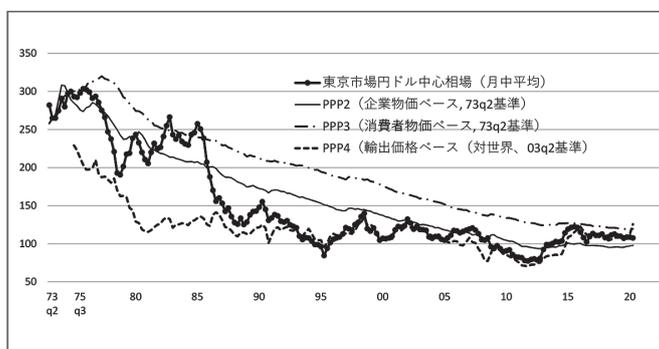


図2-5 円ドルレートと購買力平価の推移 (四半期 (2))

(注) 縦軸は円/米ドル、横軸は年。データ出所は図2-3の注参照。

1985年から2004年頃までは良く実勢レートを追っている。しかし、その後は円高方向に偏り、実勢レートとの乖離が拡大している。とりわけ、2015年頃以降は乖離が25.8~38.4円程度(乖離幅平均28.1%)まで拡大した。また、生産者物価ベース(同-12.7%)、消費者物価ベース(同+10.0%)のPPPの方が、近年は実勢レートに近い動きをしていることも図2-2と同様の傾向である。

一方、輸出品の価格を巡っては、その高級品へのシフトを日本銀行作成の輸出物価指数が反映していない点が近年しばしば指摘されている。輸出物価作成の際には対象品目を固定しているため、例えば北米向け自動車(完成車)輸出の高級化などの輸出品の付加価値の上昇要因を反映できていない面があるとのことである(笠原(2016)P.7、加賀林(2005)P.1)(注2-1)。

そこでここでは、輸出金額を主体に作成した貿易統計(財務省)の輸出価格指数(対世界)(unit value index)の利用を試みた。輸出価格指数は、ある程度輸出品の高級品シフトの効果を織り込んでいると考えられ、その動きをみると、2005年頃以降、輸出物価(破線)と異な

り緩やかな上昇トレンドにある(図2-4実線参照)。

この輸出価格指数を用いてPPP4(2003年第2四半期基準)を作成すると20円程度上方修正され(図2-3破線との比較)、2010年代の乖離は大幅に縮小する(図2-5)。ここでは、経常収支黒字が比較的安定的に推移していた2003年第2四半期(2003年は四半期ベースで3兆円程度の黒字)を基準年とした(注2-2)。相対的PPPにおいて、基準年変更により購買力平価の水準そのものは大きく変わりうるものの、その選択次第では、貿易関連物価指数を用いて作成した購買力平価は、理論値に近い水準に近づけることができるようである(注2-3)。

2) 輸入物価(契約通貨ベース)からエネルギー除く輸入物価(同)への変更

次に、エネルギー価格が大幅に変動することによる購買力平価(PPP)への影響を検討するため、エネルギー要因を除去したPPPを作成し、直近のPPP水準予測の変化等を見てみた(注2-4)。

表 2-1 エネルギー関連輸入物価指数の類別ウエイト

	2000 基準	2005 基準	2010 基準	2015 基準
石油・同製品	167.9	208.3	206.8	149.9
石炭・同製品	15.6	29.9	37.7	27.8
天然ガス	37.5	37.3	60.9	74.6
石油・石炭・天然ガス	221	275.5	305.4	252.3
うち原油	128.1	165.2	164.9	110.8

(注) 輸入物価指数 (1000) に占める各類別品目のウエイト。

	2000 基準	2005 基準	2010 基準	2015 基準
石油・同製品	76.0	75.6	67.7	59.4
石炭・同製品	7.1	10.9	12.3	11.0
天然ガス	17.0	13.5	19.9	29.6
石油・石炭・天然ガス	100.0	100.0	100.0	100.0
うち原油	58.0	60.0	54.0	43.9

(注) 石油・石炭・天然ガスに占める各品目のシェア%の推移。

(出所) 日本銀行「企業物価指数・2010 年基準改定結果」ほか

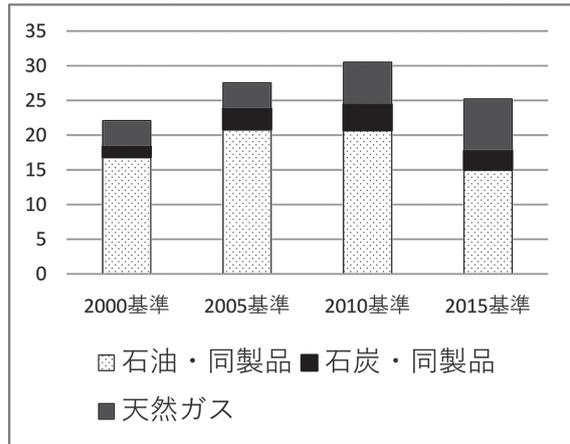


図 2-6 輸入物価でのエネルギー関連シェアの推移%

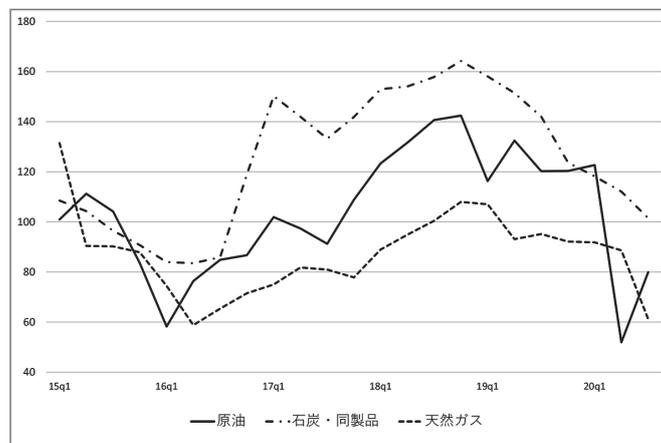


図 2-7 エネルギー輸入物価指数の推移 (小類別, 2015=100)

(注) 財務省「貿易統計」

まず、海外物価の代理変数として用いた輸入物価指数 (契約通貨ベース) のエネルギー源別構成を確認する。日本の輸入に占めるエネルギー要因は、資源別にみてもどのようなになっているのか。「2000 年基準」から「2015 年基準」まで、5 年毎の同指数での各種エネルギーシェアの推移を表 2-1、図 2-6 に示した。現行の 15 年基準では、石油・石炭・天然ガスからなるエネルギー価格要因シェアは輸入物価指数の約 25% (「2000 年基準」以降 22~31% で変動) であり、内訳は石油・同製品が 59% (同 59~76%)、石炭・同製品が 11% (同 7~12%)、天然ガスが 30% (同 17~30%) となっている。天然ガスのウエイトは、2000 年基準の 17% から 15 年基準では 30% まで上昇した。主因は、発電での LNG 使用の増加に伴うものであり、その価格は 1~2 四半期程度のラグで石油価格に連動している (図 2-7)。エネルギー全体に占める原油のシェアは約 60% から 44% に低下したものの、石油製品のウエイト維持 (14~18%)

により、石油・同製品のシェアは約 6 割を保持している。エネルギー価格全体の動きは、依然石油価格主導で動いているとみてよい。

輸入物価系列のエネルギー要因除去後の時系列的な動きをみてみると、2005 年頃までが上方修正、2008 年以降が下方修正された (巻末付録 2)。

新たに作成した物価比率を用いた新 PPP は図 2-8 のようになった (新 PPP1, 新 PPP4)。PPP の基準年を 75 年第 3 四半期にそろえてみると、輸出価格ベースの新 PPP4 よりも、輸出物価をベースとする新 PPP1 の方が直近年の実勢レートとの乖離は小さい。図 2-5 での PPP4 (輸出価格ベース) は 2003 年第 2 四半期基準であったため、実勢レートの動きをよくフォローしたようだ。

3) 輸入物価の製品輸入物価への変更

次に、より一物一価が成立しやすいと推測される製品類の輸入物価指数 (契約通貨ベース) と購買力平価 (PPP)

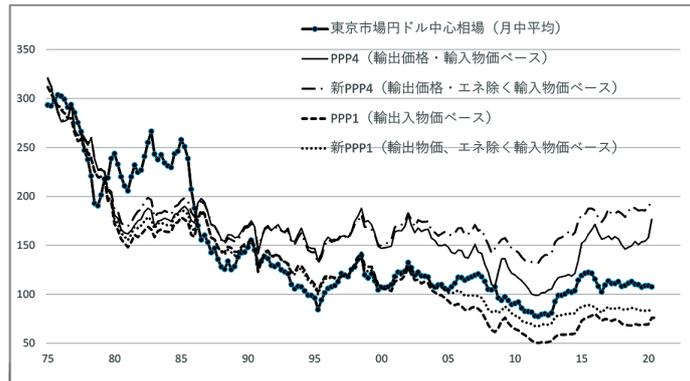


図2-8 円レートと購買力平価の推移（四半期（3）：エネルギー除く輸入物価使用）

（注）縦軸は円/米ドル，横軸は年。1975年第3四半期基準PPP。データ出所は図2-3の注参照。各種購買力平価については表2-3参照。

表2-2 類別輸入物価のシェア（2015年基準）

類別輸入物価指数	シェア（千分比）	類別輸入物価指数	シェア（千分比）
飲食料品・食料用農水産物	80.4	化学製品	94.7
繊維品（原糸など）	61.3	はん用・生産用・業務用機器	68.1
金属・同製品（金属素材，地金等）	95.8	電気・電子機器	196.6
木材・木製品	17.3	輸送用機器	49.5
エネルギー除く一次産品小計	254.8	その他産品・製品	84.0
エネルギー（石油・石炭・天然ガス）	252.3	製品類小計	492.9
一次産品小計	507.1	合計	1000.0

（出所）日本銀行「2015年基準企業物価指数 基本分類指数 品目分類編成・ウェイト一覧」

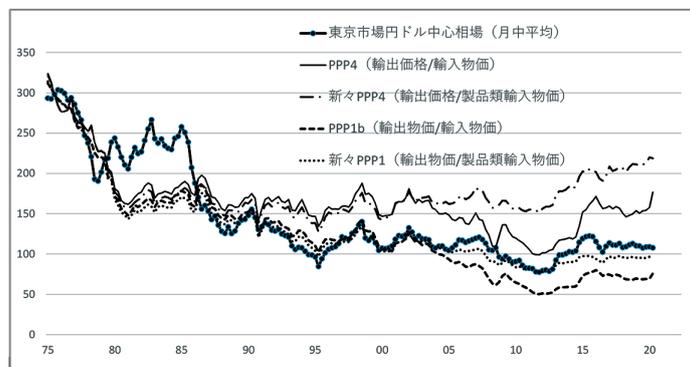


図2-9 円レートと購買力平価の推移（四半期（4）：製品類輸入物価使用）

（注）各種購買力平価については表2-3参照。

を作成し、直近のPPP水準予測の変化等をみてみた。輸入物価の基本分類類別指数の直近のウェイトは表2-2のようになっている。製品輸入物価指数は、前節でのエネルギーに加えて、エネルギー以外の一次産品が大宗を占める飲食料品・食料用農水産物、繊維品、金属・同製品、木材・木製品を全体から差し引いて作成した。基準時点の2015年では、エネルギーとこれらの一次産品を加えた一次産品全体のシェアは約51%、製品輸入比率は約49%となっている（注2-5）。作成した製品輸

入物価指数の動きをみてみると（巻末付録2）、1980年代以降、ほぼ横ばい基調で推移してきたことがわかる。

新たに作成した物価比率を用いた新PPPは図2-9のようになった（新々PPP1，新々PPP4）。PPPの基準年を75年第3四半期に揃えて比較すると、製品輸入物価をベースとし、対輸出物価で作成した新々PPP1と直近年の実勢レートとの乖離は、図2-8のエネルギーを除く輸入物価ベースの新PPP1，新PPP4の場合よりも縮小した。

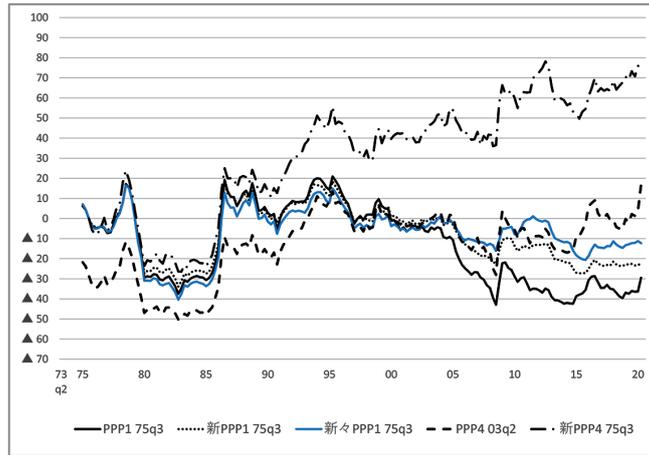


図2-10a 各種購買力平価と実勢レートの乖離率(%)の推移(1)

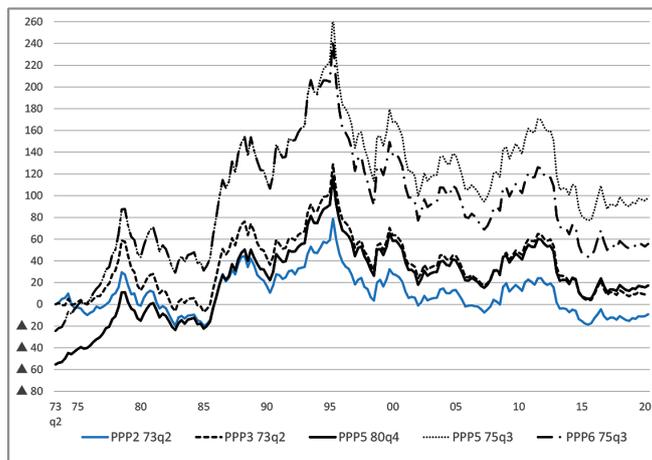


図2-10b 各種購買力平価と実勢レートの乖離率(%)の推移(2)

(注) 各種購買力平価については表2-3参照。

以上、物価指数差し替えなど一連の作業結果をまとめてみる。図2-10に各種PPPと実勢レートとの乖離率(平均絶対偏差%)を示した。物価比率の作成方法、基準年、実勢レートの平均絶対偏差(%)などは表2-3にまとめている。主な結果は以下の通りである。

- ① 貿易財を対象とする輸出入物価(価格)、生産者物価をベースとするPPP(図2-10a, 図2-10b)は、消費者物価(CPI)をベースとするPPP3,5,6(図2-10b)よりも、総じて実勢レートに近い動きをしている。実勢レートとの乖離の平均は10~24%(平均絶対偏差)と、後者の22~44%より小さい。基準年により振れはあるものの、PPP1, 新PPP1, 新々PPP1, 新PPP4の4系列の実勢レートとの乖離率は、-43%~+78%(新PPP4をPPP4に差し替えれば、-50%~+21%)の範囲内にある。これらは相対的購買力平価の成立を示唆している。
- ② 一方、非貿易財を含むCPIベースのPPPの動きを

図2-10bでみると、PPP3, PPP5, PPP6の3系列の実勢レートとの乖離率は、-41%~+243%と①より大きい(注2-6)(注2-7)。

- ③ 輸出品の高付加価値化を反映した輸出価格指数(貿易統計)を採用したPPP4は、PPPと実勢レートとの乖離を直近時点で小さくすることができた。
- ④ エネルギー価格要因を除く輸入物価指数を採用した場合、実勢レートからの直近時点での乖離は、新PPP1では縮小できたものの新PPP4では拡大し、バラツキがあった。
- ⑤ エネルギーに加えて、その他の一次産品も除いた製品輸入物価と、輸物価から作成した新々PPP1では、実勢レートからの乖離が最も小さくなった。これは貿易財のなかでも対象範囲を限定した製品類の輸出入物価比率を使用して一物一価法則が成立しやすくなったためと推測される。

表 2-3 各種購買力平価 (PPP) 一覧

図 2-10 での名称	物価比率の作成方法	基準期	実勢レートとの平均絶対偏差%	備考
PPP1	輸出物価 / 輸入物価	1975/7~9	17.9	貿易財関連物価
新 PPP1	輸出物価 / エネルギー除く輸入物価	1975/7~9	12.4	貿易財関連物価
新々 PPP1	輸出物価 / 製品輸入物価	1975/7~9	9.9	貿易財関連物価
PPP2	日銀 PPI/USPPI	1973/4~6	15.6	貿易財関連物価
PPP3	日本 CPI/USCPI	1973/4~6	22.5	マクロ一般物価
PPP4	輸出価格 / 輸入物価	1975/7~9	18.4	貿易財関連物価
		2003/4~6	13.1	貿易財関連物価
新 PPP4	輸出価格 / エネルギー除く輸入物価	1975/7~9	24.2	貿易財関連物価
新々 PPP4	輸出価格 / 製品輸入物価	1975/7~9	30.3	貿易財関連物価
PPP5	日本 CPI/ 海外 CPI (BIS)	1975/7~9	25.9	マクロ一般物価
		1980/10~12	43.7	マクロ一般物価
PPP6	日本 CPI/ 海外 CPI (日本銀行)	1975/7~9	41.4	マクロ一般物価

(注) 平均絶対偏差%の計算期間は 1975/1-3~2020/4-6

3. 変動相場制移行後の円ドルレートにおける購買力平価説の検証

本章では、長期の円ドルレートでの購買力平価 (PPP) の妥当性について、単位根検定などの統計的手法にもとづいた分析結果を述べる。

3-1 使用データ

ここでは、2章で使用した貿易財関連の物価指数、具体的には輸出物価指数および輸出価格指数 (共に円ベース) と輸入物価指数 (契約通貨ベース) を中心に、生産者物価および消費者物価指数ベースの PPP も加えて分析を進める。円ドルレートと、使用した各種内外物価比との相関係数は表 3-1 のようになっており、0.81~0.92 と、いずれもかなり高くなっている。

物価水準が P , P^* (*は海外変数、もしくは対数値をとった p , p^* ; 以下、小文字は対数を示す) で示されれば、第 1 節 (1) (2) から絶対的購買力平価の条件 (3) が得られる。

$$(3) s_t = p_t - p_t^*$$

ここで、実質為替レート (Real Exchange Rate: RER) q_t は対数形式で (4) のように定式化される。

$$(4) q_t = s_t - p_t + p_t^*$$

円ドル実勢レート (s_t) の長期購買力平価からの乖離を RER とする定義式である。

ここでは、 q_t の統計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。具体的には、 q_t を構成する 3 変数 s_t , p_t , p_t^* が I(0) 過程にあるかを原系列で確認した

うえて、否の場合、階差系列で単位根を持つ次数 1 の和分過程 (I(1) 過程) であるかを確認する。さらにそれらの加工変数である実質為替レート q_t について、同様に定常性を確認することで長期購買力平価説が成立するか否かを検証する (注 3-1)。

まず、使用する各変数、名目為替レート、物価変数の統計的性質を単位根検定で確認した。検定には、Augmented Dickey-Fuller (ADF) 検定を用いた (注 3-2)。

ADF 検定では、対象となる変数 y_t について、以下の検定回帰式を推計し、帰無仮説 $H_0: \gamma = 0$ の片側検定 (対立仮説は $H_1: \gamma < 0$) を行う。

$$(5) \Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 T + \sum_{i=2-k} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

ただし、 $\gamma = \sum_{i=2-k} \alpha_i - 1$, $\beta_i = -\sum_{j=2-k} \alpha_j$

H_0 が棄却できない場合には y_t が I(1) 以上の非定常過程であることを示す。逆に H_0 を棄却できれば y_t が定常的であることを示している。検定の際の臨界値は通常の 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、Dickey-Fuller 統計表を用いる。検定に用いる回帰式にタイムトレンド項や定数項を含むか、含まないかにより臨界値は異なる。また、検定回帰式の誤差項はホワイトノイズでなくてはならず、残差に系列相関がなくなるまで左辺変数のラグを説明変数として追加する。これらの複合的な条件を吟味しながら ADF 検定を行った。最適ラグ数は修正赤池情報量規準 (MAIC) で決定し、また確定タイムトレンド項と定数項の有意性は 10% 水準を基準に選択した。

表 3-2 の円ドルレートを例に、ADF 検定の手順をみとめる。最初に、原系列 S_t の対数変換値 s_t の原数値系

表 3-1 円ドルレートと内外物価指数比率の相関係数

	円ドルレート 銀行間中心相場 3カ月平均	輸出物価指数 / 輸入物価指数	輸出物価指数 / エネ除く輸 入物価指数	輸出物価指数 / 製品輸入 物価指数 (エネ ルギー・一次 産品除く)	輸出価格指数 / 輸入物価指 数	輸出価格指数 / エネ除く輸 入物価指数	日本国内企業 物価指数 / 米 国生産者価格 指数	日本消費者物 価指数 / 米 国消費者物価 指数
円ドルレート銀行間 中心相場3カ月平均	1							
輸出物価指数 / 輸入 物価指数	0.86	1						
輸出物価指数 / エネ除 く輸入物価指数	0.91	0.99	1					
輸出物価指数 / 製品輸 入物価指数 (エネ ルギー・一次産品除く)	0.92	0.96	0.99	1				
輸出価格指数 / 輸入物 価指数	0.84	0.90	0.91	0.93	1			
輸出価格指数 / エネ除 く輸入物価指数	0.81	0.71	0.77	0.84	0.91	1		
日本国内企業物価指 数 / 米国生産者物価指 数	0.88	0.96	0.97	0.94	0.81	0.63	1	
日本消費者物価指数 / 米国消費者物価指数	0.85	0.96	0.96	0.93	0.79	0.59	1.00	1

(注) サンプル期間は 1975/1~3-2020/4~6

列 (表 3-2 左) について、定数項とタイムトレンドを含む検定回帰式を推計したところ、下記のような結果が得られた。

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & -0.0091 - 0.0413s_{t-1} - 0.00007T + 0.368 \Delta s_{t-1} \\ & (0.0037)(0.0185) \quad (0.00006) \quad (0.0756) \\ & - 0.196 \Delta s_{t-2} + 0.242 \Delta s_{t-3} + 0.025 \Delta s_{t-4} - 0.090 \Delta s_{t-5} + \varepsilon_t \\ & (0.0808) \quad (0.0807) \quad (0.081) \quad (0.077) \end{aligned}$$

回帰係数の下の括弧内は標準誤差である。最適ラグ数の選択については、最長 13 四半期までのラグを想定したなかで MAIC が最小値をとる 5 期とした。定数項とタイムトレンド項の t 値は各々 -2.44, -1.19 (対応する p 値は 0.02, 0.24) となっており、タイムトレンド項は有意ではないため、定数項のみの検定回帰式を推計した。

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & -0.0091 - 0.0223s_{t-1} + 0.358 \Delta s_{t-1} \\ & (0.0036) (0.0096) \quad (0.073) \\ & - 0.228 \Delta s_{t-2} + 0.245 \Delta s_{t-3} + \varepsilon_t \\ & (0.0755) \quad (0.0725) \end{aligned}$$

最適ラグ数は同様に 3 期となった。ADF 検定統計量は、-2.32 (-0.0223/0.0096) であり、1%水準の臨界値 -3.47 より絶対値は小さい。従って原系列 s_t が単位根を持つという帰無仮説 $H_0: \gamma = 0$ は棄却できず、 s_t は I(0) ではなく、I(1) 以上の非定常と確認できた。

次に、一階の階差系列で定数項とタイムトレンドを含む検定回帰式を推計したところ、下記のような結果が得られた (回帰係数の下の括弧内は標準誤差、表 3-2 右

参照)。

$$\begin{aligned} \Delta^2 s_t = & -0.005 - 0.645 \Delta s_{t-1} + 0.00003T \\ & (0.003) (0.107) \quad (0.00003) \\ & + \sum_{i=2-k} (\beta_i \Delta^2 s_{t-i+1}) + \varepsilon_t \end{aligned}$$

最適ラグ数は同様に 2 期となった。定数項とタイムトレンドという確定的要因は、いずれも有意ではなく (それぞれ t 値は 1.47, 1.11, 対応する p 値は 0.14, 0.27), 確定的要因を含まない形で推計した結果が以下である。

$$\begin{aligned} \Delta^2 s_t = & -0.625 \Delta s_{t-1} + \sum_{i=2-k} (\beta_i \Delta^2 s_{t-i+1}) + \varepsilon_t \\ & (0.106) \end{aligned}$$

ADF 検定統計量は、-5.90 (-0.626/0.106) であり、1%水準の臨界値 -2.578 を大きく下回っている。従って階差系列 Δs_t が単位根を持つという帰無仮説 $H_0: \gamma = 0$ は棄却された。以上、 s_t と Δs_t についての 2 段階の単位根検定の結果により、円ドルレート s_t は I(1) 過程に従うことが確認された。

円ドルレート以外の変数を含めた検定結果をみると、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、タイムトレンドを含む場合もあるが、円レートと貿易関連物価、米国物価については、総じて 1 階の階差である Δs_t , Δp_t , Δp_t^* が定常であり、I(1) 過程であることが確認された。一方、日本のマクロ物価 (国内企業物価、消費者物価) とエネルギーを除く輸入物価については I(0) となっている。

表3-2 使用した変数の単位根検定の結果

変数名	ADF 検定 (原系列)				ADF 検定 (階差系列)			
	ADF-t	有意性	外生変数	ラグ数	ADF-t	有意性	外生変数	ラグ数
円ドルレート	-2.32 (-3.47)	-	c	3	-5.90 (-3.47)	***	c	2
輸出物価指数	-1.01 (-3.47)	-	c	3	-6.48 (-3.47)	***	c	2
輸出価格指数	-1.42 (-3.47)	-	c	5	-5.84 (-3.47)	***	c	3
国内企業物価指数	-2.95 (-3.47)	**	c	5				
消費者物価指数	-4.18 (-3.47)	***	c	4				
輸入物価指数	-2.39 (-4.01)	-	c,t	2	-7.91 (-2.58)	***	-	0
輸入物価指数 (エネルギー除く)	-3.25 (-4.01)	*	c,t	1				
製品輸入物価指数 (エネルギー・一次産品除く)	-8.64 (-3.47)	***	c	1				
米国生産者物価指数	-2.65 (-4.01)	-	c,t	3	-4.61 (-4.01)	***	c,t	5
米国消費者物価指数	-2.09 (-4.01)	-	c,t	5	-3.56 (-4.01)	**	c,t	5

(注) サンプル期間は最長 1973/4~6~2020/4~6。ただし、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。ADF は Augmented Dickey-Fuller 検定。ラグ数は修正赤池情報量規準 (MAIC) を最小とするラグ長を選択。t はトレンド項、c は定数項。「有意性」項の*は検定統計量の有意水準を表し、*は 10% 有意、**は 5% 有意、***は 1% 有意 (カッコ内は 1% 臨界値) を示す。ADF 検定の有意水準と臨界値は、1% 水準が 2.58%、5% 水準が 1.94%、10% 水準が 1.61% である。

3-2 円ドルレートの長期購買力平価説の検証

次に実質為替レートの定常性を検定する。原系列での ADF 検定で、実質為替レートが I(0) 過程と判定される場合や、実質為替レートの構成要素である名目為替レートと内外の物価が I(1) 過程に従い、これらの変数の線形結合である実質為替レートが I(0) 過程に従うと判定される場合には、長期 PPP 仮説が成立すると判定できる (注 3-3)。

表 3-3 に主な検証結果を挙げた。3.1 節と同様の手順に従って確定的要因の有意性を検定し、タイムトレンド、定数項共に含まない下記の 7 本のモデルが得られた (輸出物価・輸出価格は円建、輸入物価は契約通貨ベース)。

1) $\Delta q_t = -0.583q_{t-1} + \epsilon_t$ 輸出物価 / 輸入物価
(0.069)

2) $\Delta q_t = -0.536q_{t-1} + 0.017\Delta q_{t-1} - 0.105\Delta q_{t-2} + \epsilon_t$
(0.090) (0.084) (0.075)
輸出物価 / 輸入物価 (エネルギー除く)

3) $\Delta q_t = -0.539q_{t-1} + 0.023\Delta q_{t-1} - 0.085\Delta q_{t-2} + \epsilon_t$
(0.090) (0.084) (0.075)
輸出物価 / 製品輸入物価
(エネルギー・一次産品除く)

4) $q_t = -0.0273q_{t-1} + 0.326\Delta q_{t-1} - 0.061\Delta q_{t-2} + \epsilon_t$
(0.016) (0.076) (0.075)
輸出価格 / 輸入物価

5) $\Delta q_t = -0.659q_{t-1} - 0.052\Delta q_{t-1} - 0.100\Delta q_{t-2} + \epsilon_t$
(0.101) (0.089) (0.073)
輸出価格 / 輸入物価 (エネルギー除く)

6) $q_t = -0.0425q_{t-1} + 0.333\Delta q_{t-1} - 0.235\Delta q_{t-2} + 0.262\Delta q_{t-3} + \epsilon_t$
(0.018) (0.072) (0.073) (0.072)
国内企業物価 / 米国生産者物価

7) $\Delta q_t = -0.673q_{t-1} - 0.013\Delta q_{t-1} - 0.209\Delta q_{t-2} + \epsilon_t$
(0.107) (0.089) (0.072)
消費者物価 / 米国消費者物価

表 3-3 日本の実質為替レートの単位根検定の結果一覧

実質為替レート作成に 用いた物価変数	ADF 検定 (原系列)				ADF 検定 (階差系列)				(参考) DF-GLS 検定			
	ADF-t	有意性	外生変数	ラグ数	ADF-t	有意性	外生変数	ラグ数	DFGLS-t	有意性	外生変数	ラグ数
1. 輸出物価 (円建) / 輸入物価 (契約通貨 ベース)	-1.69 (-3.47)	-	(c)	4	-8.42 (-2.58)	***	-	0	-8.13 (-2.58)	***	c	0
	-2.00 (-4.01)	-	(c,t)	4	-8.40 (-3.47)	***	(c)	0				
2. 輸出物価 (円建) / 輸入物価 (エネル ギー除く, 契約通貨 ベース)	-1.80 (-3.47)	-	(c)	5	-5.93 (-2.58)	***	-	2	-2.82 (-2.58)	***	c	12
	-1.99 (-4.01)	-	(c,t)	5	-5.92 (-3.47)	***	(c)	2				
3. 輸出物価 (円建) / 製品輸入物価 (エネ ルギー・一次産品除 く, 契約通貨ベース)	-2.43 (-3.47)	-	(c)	4	-6.02 (-2.58)	***	-	2	-2.20 (-2.58)	**	c	12
	-2.43 (-4.01)	-	(c,t)	4	-6.00 (-3.47)	***	(c)	2				
4. 輸出価格 (円建) / 輸入物価 (契約通貨 ベース)	-1.68 (-2.58)	*	-	2								
	-2.44 (-4.01)	-	(c,t)	2								
5. 輸出価格 (円建) / 輸入物価 (エネル ギー除く, 契約通貨 ベース)	-1.09 (-3.47)	-	(c)	5	-6.50 (-2.58)	***	-	2	-0.58 (-2.58)	-	c	13
	-2.91 (-4.01)	-	c,t	1	-6.56 (-3.47)	***	(c)	2				
6. 国内企業物価 / 米国 生産者物価	-2.37 (-2.57)	**	-	3								
	-2.66 (-4.01)	-	(c,t)	3								
7. 消費者物価 / 米国消 費者物価	-2.50 (-3.47)	-	c	5	-6.27 (-2.58)	***	-	2	-5.37 (-2.58)	***	c	3
	-1.15 (-2.57)	-	(-)	5	-6.25 (-3.47)	***	(c)	2				

(注) サンプル期間は最長 1973/4~6~2020/4~6, ただし, 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, ADF 検定は Augmented Dickey-Fuller 検定, ラグ数は修正赤池情報量規準 (MAIC) を最小とするラグ長で, 設定した最大値 K=14 より順次計算した, t はトレンド項, c は定数項, 「有意性」項の*は検定統計量の有意水準を表し, *は 10% 有意, **は 5% 有意, ***は 1% 有意 (カッコ内は 1% 臨界値) を示す, DF-GLS 検定の有意水準と臨界値は, 1% 水準が 2.58%, 5% 水準が 1.94%, 10% 水準が 1.61% である,

4) と 6) では, 原系列での ADF 検定で帰無仮説は棄却され (I(0) 過程と確認), 購買力平価の成立が確認された。4 は輸出価格(円建)/輸入物価(契約通貨ベース), 6 は生産者物価をベースとする PPP である。1)~3), 5), 7) では, 原系列での ADF 検定では帰無仮説は棄却できなかったものの, 一階の階差系列の ADF 検定では帰無仮説は棄却され, I(1) 系列と判定された。

以上より, 75 年第 3 四半期基準の円ドルレートについては, 貿易財関連物価や生産者物価をベースとする相対的購買力平価が成立しているとみることができる (注 3-4)。非貿易財の割合が高い消費者物価をベースとする購買力平価の成立は支持されなかったため, 別途, Balassa-Samuelson 仮説の検証などに進む必要性が認められる。

2.2 節では, 物価指数として, 貿易財関連物価を用いて作成した購買力平価 (PPP) と実勢レートとの乖離は小さい一方で, 消費者物価を用いた場合には, その乖離が大きいことが確認された。ここではさらに統計的に確認した結果, 輸出物価から輸出価格への変更は定常性の改善 (表 3-3 1→4) につながる一方で, 今一つの試みである輸入物価からエネルギー要因を除いた系列での

試行は, 統計的性質の改善にはつながらなかった (表 3-3 1→2, 4→5)。

以上の単位根検定での期間変更の影響を, サンプル期間を変更して確認した。各年でデータのある最初の四半期を開始期とし, 約 25 年 (約 100 四半期) にわたる簡易ローリング方式で ADF 単位根検定を行った結果を示したのが図 3-1 である。図からいくつかの点が読み取れる。

- 1) 貿易財関連物価と生産者物価をベースとする実質為替レート (RER) は, 23 ケースのうち 7~9 ケース, 約 3 割で有意 (1. 輸出物価 / 輸入物価 3. 輸出価格 / 輸入物価 5. 生産者物価),
- 2) 一方, 一般物価 (6. 消費者物価) をベースとする RER は, 23 ケースのうち有意だったのは 1 割に満たず 2 ケースのみであること,
- 3) 貿易財関連物価をベースとする実質為替レートのなかでも, 輸出物価を使用した 1 は, 80 年代後半以降は有意とはならなかった。

このようにローリング検定によっても, 相対的に安定して長期購買力平価が成立するのは, 貿易財関連物価ベースの実質為替レートであることが確認された。

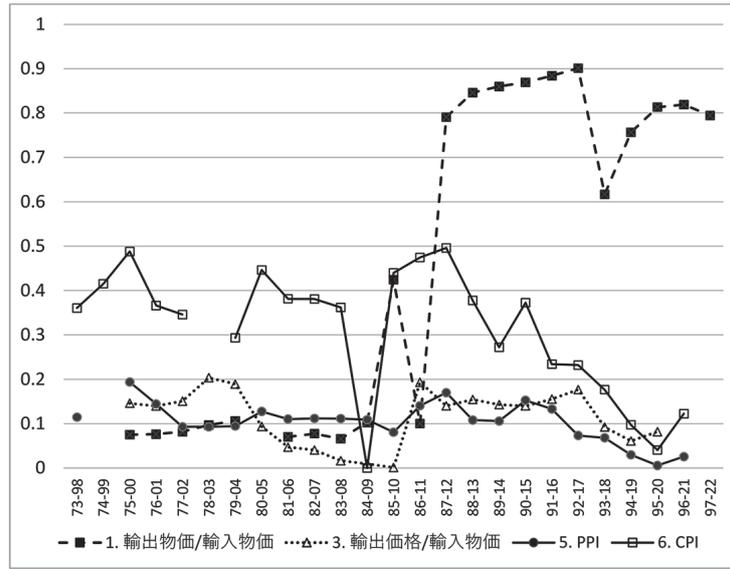


図3-1 ADF 検定結果の推移

(注) 表3-3の1.4,6,7では、1973/4~6~2020/4~6 (185四半期、約47年)の全期間でのADF検定を示した。図3-1では、この4種のRERを対象に、各年最初の四半期を開始期とし、約25年(約100四半期)にわたる簡易ローリング方式で検定を行った結果を示す。縦軸はp値であり、0.1が10%有意水準。ラグ数は修正赤池情報量規準(MAIC)を最小とするラグ長を選択。右辺に含まれるラグ数によって始期・サンプル数が変動するためデータがない期間がある。その他 表3-2の(注)参照。

表3-4 相対的購買力平価からの乖離の半減期間

計測期間 (四半期)	β 推定値	半減期 (四半期)	半減期 (年)	使用した物価指数
75q2-20q2	0.980	34.3	8.6	輸出価格 / 輸入物価 (表3-3, 3)
75q2-05q4	0.981	36.5	9.1	
75q2-08q4	0.952	14.1	3.5	
09q1-19q4	0.965	19.5	4.9	
75q2-20q2	0.966	20.0	5.0	輸出物価 / 製品輸入物価 (表3-3, 4)
75q2-05q4	0.967	20.8	5.2	
75q4-08q4	0.967	20.5	5.1	
09q1-19q4	0.952	13.9	3.5	
75q1-20q2	0.962	17.7	4.4	日本PPI / 米国PPI (表2-3, PPP2)
75q1-05q4	0.954	14.6	3.7	
75q1-08q4	0.950	13.6	3.4	
09q1-20q2	0.950	13.6	3.4	
75q1-20q2	0.962	17.9	4.5	日本CPI / 米国CPI (表3-3, 6)
75q1-05q4	0.956	15.4	3.9	
75q1-08q4	0.955	15.1	3.8	
09q1-20q2	0.971	23.6	5.9	
藤井 (1974-2005)	0.957	15.96	約4年	日本CPI / 米国CPI

(注) 算出手順は巻末注3-5参照。qは四半期を示す(q1:1月~3月etc.)。

3-3 調整速度の計測

次に相対的購買力平価からの乖離の持続性を検討した。Rogoff (1996) により PPP パズルの一つとして指摘されて以降、実質為替レートの均衡への調整速度は、均衡からの乖離幅が半減するまでの期間の長短が、議論のポイントの一つとなってきた。Rogoff (1996) は3~5年という調整期間が必要とした (p.664)。ここでは最近の計測例である藤井 (2013) と同様の方法で計測した結果を示す (計測手法は注3-5参照)。

表3-4の結果を見ると、半減期間は、マクロ物価 (生産者物価、消費者物価) ベースの PPP では計測期間45年 (1975~2020) で4.5年程度、輸出価格/輸入物価ベース PPP では8年超とバラツキがある。輸出物価/製品輸入物価を用いた PPP では全期間45年で5年程度、リーマンショック後の期間では約3.5年に短縮されている。その他のケースでも、リーマンショック前後で期間を区切った計測も行ったが、構造変化を含めたより詳細な分析が必要であろう。

4. おわりに

本稿では、円ドルレートの長期購買力平価を各種物価統計を用いて計測した。さらに実質為替レートの単位根検定を行い、長期購買力平価説の成立を検証した。

使用した物価データ (四半期データ) は、輸出入物価 (日本銀行)、輸出価格 (財務省)、国内企業物価 (日本銀行)、消費者物価 (総務省、OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development)、BIS (Bank for International Settlements))、米国生産者物価 (OECD) などであり、期間は最長1975年~2020年である。

その結果、物価指数として、貿易財関連物価や生産者物価を用いて作成した購買力平価 (PPP) と実勢レートとの乖離が小さい一方で、非貿易財の割合が高い消費者物価を用いた場合には、その乖離は大きいことがわかった。また、近年の輸出財の高付加価値化を織り込んだ輸出価格指数の採用や、貿易財のなかでも範囲を限定した製品輸入物価の採用により定常性は改善した。

また、実質為替レートの ADF 検定 (原系列) からは、まず、輸出価格、生産者物価をベースとする実質為替レートで「単位根を持つ」という帰無仮説が棄却され、長期の相対的購買力平価の成立が確認された。一方、消費者物価、輸出物価をベースとする実質為替レートの ADF 検定では、単位根仮説が棄却されず、別途、Balassa-Samuelson 仮説の検証などに進むべきことが示唆された。

(注1-1) 電力は島国の日本では貿易財とみなすには違和感があるものの、欧米では貿易財として取り扱われている。フランス (輸出)、イタリア (輸入)、カナダ (輸出) では、Electricity, gas, steam and air conditioning supply という貿易品目が、年によっては輸出 (輸入) 総額の0.8~1%程度に達することもある。直近の2019年では、その輸出 (あるいは輸入) 総額比はフランス0.54%、0.12% (輸出、輸入)、イタリア0.07%、0.49% (同)、カナダ0.49%、0.04% (同) となっている。

(注1-2) 一物一価法則、購買力平価説、バラッサ=サミュエルソン効果については、より詳しくは門多 (2021) 第1章参照。

(注2-1) 物価指数作成に際して、日本銀行では地域別輸出指数 (乗用車、北米向けと北米以外向け) の試作、乗用車・PCなど9品目でのヘドニック指数の採用・運用見直し (企業物価指数) などを通じて、商品の付加価値の変動を織り込める可能性のある改良は行われているものの、データ期間の制約などもあり、今回の分析での利用はできなかった。

(注2-2) 本稿では、経常収支がほぼ均衡していた1975年頃 (75年第3四半期)、数年間大きな変動が見られなかった2000年代前半 (2003年第2四半期)などを基準年として相対的購買力平価を試算した。経常収支 (円建) の四半期毎の動きは<巻末付録1>参照。

(注2-3) 財務省は地域別の輸出価格指数も公表している。対米輸出価格指数を用いると2010年代の乖離は縮小するものの、この指数は長期週及データがないため、ここでは世界向け輸出価格指数 (データ始期1975年) を用いた。また、対称性を重んじて輸入物価 (あるいは米国の輸出物価を使用しているのであれば米国輸出物価指数) についても高級品へのシフトなどの要因を織り込むべきとの見方もあろうが、ここでは、相対的 PPP での精緻化の限界も勘案し、新指数への変更のみでも実勢レートと PPP の乖離が大幅に縮小するという点を示すにとどめた。

(注2-4) 幸村・井上 (2011) では、残された課題として、1979~80年の第2次石油危機機のように、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と、海外物価の上昇は海外通貨の価値の低下を意味し、PPP 仮説の示す円高要因となることから、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していた (p.146)。

(注2-5) 日本の輸出に占める一次産品のシェアは大変小さく (金・銅地金21.9/1000など)、輸出物価については一次産品を除外しなかった。

(注2-6) PPP5では、海外物価として、BIS実効為替レートから逆算した「みなし物価指数」を、また、PPP6では、同様に、日本銀行作成の実効為替レートから算出した「みなし物価指数」を使用した。

(注2-7) 消費者物価に占めるサービスのウエイトは、日本51.3%、米国64.0% (2020、OECD統計) である。サービス品目の大部分は非貿易財と推測される。

(注3-1) Froot & Rogoff (1995) が第2グループに分類 (Stage Two: real exchange rate as a random walk) している実質為替レートをを用いた長期購買力平価の検定方法である (p.1653)。

(注 3-2) Enders (2004) 図 4-13 (p.213) の検定手順チャートに従った。また、有意性の検定は 10% 基準を採用した。

(注 3-3) Ramajo-Ferre (2010) は、実質為替レートについての単位根検定を、個別 (individual) に、またパネルデータを用いて各種手法で行っている (1973~2004 年の OECD21 カ国四半期データ使用)。Tab1A (p.2246) には、8 種類の方法で行われた個別単位根検定の結果が報告されているが、本論で使用した ADF、DFGLS の検定法はその代表的な手法である。

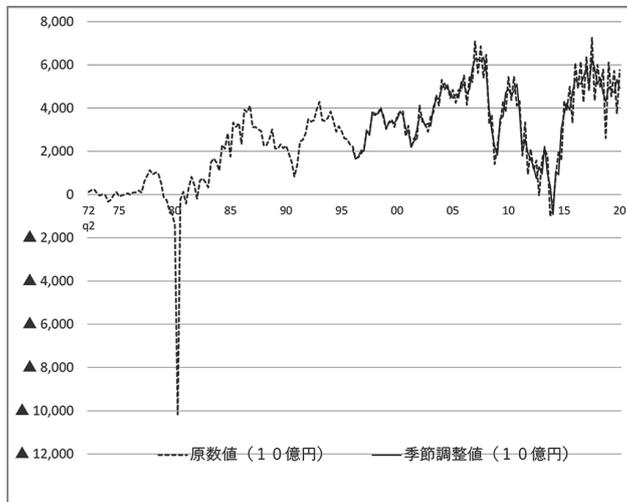
(注 3-4) Enders (1988) では、先進 4 カ国 (独加英日) 月次データでの購買力平価成立の検証を固定相場制、変動相場制の 2 期間それぞれで行い、日本の固定相場制の時期以外では不成立との結果を得ている。Enders (1988) は、物価としては生産者物価を採用した

(p.505)。

(注 3-5) 半減期間の計測は以下の 1)~4) の手順で行った (藤井 (2013) p.323)。

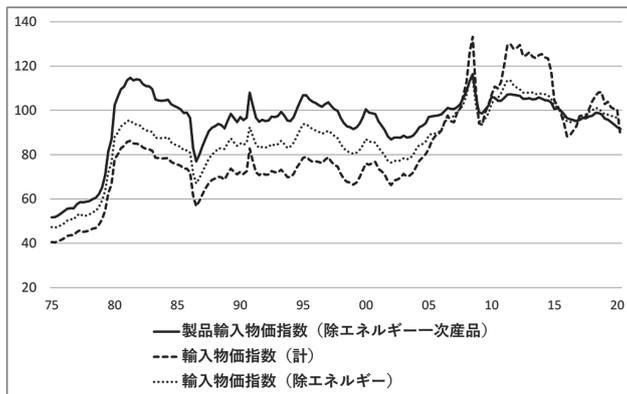
- 1) 本文 (4) 式 $q_t = s_t - (p_t - p_t^*)$ に従い、実質為替レート (対数値) 作成。
- 2) $q_t = \alpha + \beta q_{t-1} + \varepsilon_t$ の実証式を推定。推定された β は表 3-4 参照。
- 3) 今期 $\varepsilon=1$ だけのショックが生じて相対的 PPP からの乖離が発生した場合には、 $1 \times \beta$ だけ翌期まで乖離が持続する。乖離が半分になるまでに x 期が必要であれば $\beta^x = 0.5$ が成立するため、 x を逆算して求める ($x = \ln(0.5) / \ln \beta$)。
- 4) 四半期データを使用したため、15.4 四半期 = 約 3.9 年 などとなる。

<付録 1> 日本の経常収支の推移 (四半期)



(出所) 財務省「財政金融統計年報」「国際収支統計」

<付録 2> エネルギー・一次産品除く輸入物価指数 (契約通貨ベース) の推移



(出所) 日本銀行「企業物価」より作成、2015=100

[参考文献]

- [1] 加賀林陽介 (2005) 「輸出指標の乖離と景気判断」日本政策投資銀行『今月のトピックス』No.087 (2005.4.21)
- [2] 笠原滝平 (2016) 「高付加価値化がもたらす輸出構造の変化—日本の輸出構造は量から質へ稼ぎ方が変化—」大和総研『経済構造分析レポート49』(2016.8.31)
- [3] 門多 治 (2021) 「内外価格差問題とバラッサ=サミュエルソン効果—購買力平価説を巡る学說的サーバイを中心に—」武蔵大学論集 68-2.3.4
- [4] 幸村千佳良・井上智夫 (2011) 「円レートの購買力平価」成城大学経済学部論集 42-1
- [5] (公財) 国際通貨問題研究所 HP https://www.iima.or.jp/files/parts/423/File/doll_yen.pdf (2021.3.4 アクセス)
- [6] 日本銀行調査統計局 (2020) 「企業物価指数・企業向けサービス価格指数におけるヘドニック法の見直し」日本銀行調査論文
- [7] 藤井英次 (2013) 「コア・テキスト国際金融論 第2版」新世社
- [8] The Economist (2021) 'Burgernomics The Big Mac index' January,2021
<https://www.economist.com/big-mac-index>
- [9] Enders,Walter (1988), "ARIMA and cointegration tests of PPP under fixed and flexible exchange rate regimes", *The Review of Economics and Statistics*, 70-3 p.504-508
- [10] Enders,Walter (2004) *Applied Econometric Time Series*, Second edition, Wiley.
- [11] Froot, Kenneth and Kenneth Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and long-run real exchange rates," in Chapter 32 of G.Grossman and K.Rogoff, eds., *Handbook of International Economics, Vol.III* p.1653-1655
- [12] Ramajo, Julian and Montserrat Ferre(2010)," Purchasing power parity revisited: evidence from old and new tests for an organisation for economic co-operation and development panel", *Applied Economics*, 2010, 42 p.2243-2260
- [13] Rogoff, Kenneth(1996),"The PPP Puzzle," *Journal of Economic Literature* 34