

購買力平価からの乖離分析再考

— 暦年別・四半期別データによる乖離要因比較 —

宮 田 亘 朗*

Empirical Study of Purchasing Power Parity Theory — In the Case of Yen v. Dollar Exchange Rate —

Nobuo Miyata*

According to J.M.Keynes' theory, monetary flow in an economy is divided in two kinds; industrial flow and financial flow. It is often said that the Purchasing Power Parity Theory is concerned only with industrial flow of money. And then financial flow is neglected. The purpose of this paper is to study empirically the purchasing power parity theory under the system of floating exchange rate from a viewpoint of monetary flow. In the following sections, we will use two kinds of data (quarterly and yearly). The estimates using quarterly data are called short-term results, and the estimates using yearly data are long-term results. Our main conclusions of this paper are:

(a) In the first section, we set up the definition of the deviation (of exchange rate) from purchasing power parity and find that the deviation depicts empirically decreasing trend.

(b) In the following two sections, we conclude that the change of the deviation from purchasing power parity comes from the change of the intermediate variables (e.g. the relative price or the international price differential of tradable goods) and that the change of latter variables depends on the changes of deviation factors (e.g. technical progress, market openness, government expenditure share, and interest rate differential).

(c) We used interest rate differential as a representative variable (deviation factor) of financial-flow-of-money. Calculation of regression equation concerning with interest rate differential shows a significant result, in applying to quarterly data. In the case of using yearly data, we could not have any significant result. Therefore, financial flow of money affects only short-term results. The short-term and long-term results of estimation are summarized in the following Table 4.

Key Words (キーワード)

Purchasing power parity (購買力平価), Industrial flow of money (貨幣の産業的流通), Financial flow of money (貨幣の金融的流通), Interest rate differential (2 国間金利差), Short-term and long-term estimation (短期と長期の計測)

1. 購買力平価からの乖離とその動向

われわれは、かつて「購買力平価からの乖離要因とその作用経路」の表題で為替レートの購買力平価からの乖離について実証分析を試みた¹⁾。本稿では、それをより長い観察期間と暦年及び四半

期の 2 種のデータを用いて再検討する。周知のように G. カッセルの購買力平価説は、為替レートが 2 国通貨の価値 (購買力) の比²⁾に落ちつくことを説く。いま邦貨建て為替レートを e 、一般物価を P とすれば、購買力平価からの乖離 χ は次式で定義される (ただし t は現時点、 0 は基準時点、添

* 呉大学社会情報学部 (Faculty of Social Information Science, Kure University)

え字*は外国を表す)。

$$\frac{e_t}{e_0} = \chi(PPP) = \chi \frac{P_t/P_0}{P_t^*/P_0^*} \quad (1)$$

χ は購買力平価からの乖離

t は時点、以下省略する。

購買力平価説は、上記のように2国の貨幣の価値をその国の物価の逆数(貨幣の購買力)で把握する。ゆえにそれは、しばしば貨幣の産業的流通のみをみて金融的流通を無視する理論であると批判される。通常貨幣の循環的流れは、次のように考えられている。図1は、閉鎖的な1国の貨幣経済を簡単に描いたものである。それによれば貨幣を媒介とする交換過程は二分され、生産物市場や生産要素市場など財および生産要素サービスの取引を仲介する円形外枠の流れすなわち貨幣の産業的流通と、株式・社債、預金証書、貸出証書など証券市場や金融機関を通じる円形内部の流れすなわち貨幣の金融的流通の2種類からなる。産業的流通から金融的流通への貨幣の流出は家計の貯蓄であり、金融的流通から産業的流通への貨幣の復帰は企業の投資である³⁾。次いでこの閉鎖的な貨幣経済を国際取引を含む開放体系に拡大してみる。この場合、生産物市場、生産要素市場、証券市場、預金・貸付市場は、財・サービスの輸出入また金融機関や証券会社の海外投資の授受を通じて、対外的な貨幣取引を包含することになる。そ

して新たに2国間貨幣の交換を行う外国為替市場が付け加わる。しかしこの開放体系においても閉鎖体系と同様に貨幣の海外との取引が生産物市場や生産要素市場を経由するか金融市場を経由するかで、産業的流通と金融的流通に二分され得る。そしてそれらの1国経済に与える影響は、云うまでもなく異なる。

このように考えるならば購買力平価説は、一見して図1の円形外枠の流れを重視し円形内部の流れを軽視していると云うことになる。そこで以下われわれは、このことが事実か否かについて、ほぼ1994～99年に亘る暦年別及び四半期別の両データの分析を通じて、為替レートの購買力平価からの乖離の動向とその変化要因を考察することで検討しようと思う。なお単純に暦年別データは長期の、四半期別データは中・短期のデータであると考え、また貨幣市場の短期金利を貨幣の金融的流通の代表的な変数と考えて分析する。なお取り扱う為替レートは対米円レートのみである。

まず、(1)式で定義した購買力平価からの乖離 χ の動向をみる。次の図2及び図3はそれを示したものである。購買力平価からの乖離は、図2の四半期別データによると、非常に細かく変動しており趨勢をみるにはやや不明確である。その点、図3は年間の平均値を示す関係上より明確である。すなわち1974～76年にかけて第一次石油ショック(1973/10)ベトナム戦争終結(1975/4)北海油田本格操業開始(1975/11)など政治・経済上の事件の影響を受け購買力平価からの乖離が大きく拡大した。しかしその後1978年までは縮小に転じる。その間、SDRの創出(1978/1)IMF協定改正(1978/4)など国際通貨制度上の改革がなされている。しかしながらその縮小は、1978年に至ると第二次石油ショック(1978/12)やイラン革命(1978/12)を契機に、再び拡大へと向かう。そしてその拡大のピークは、フォークランド紛争(1982/4～7)や大韓航空機事件(1983/9)などの時期に当たる。その後乖離は、EMS発足(1979/3)SDRバスケットの改訂(1981/1)米国の財政赤字拡大(1981/1)米国経済再建計画発表

図1 貨幣の産業的流通と金融的流通

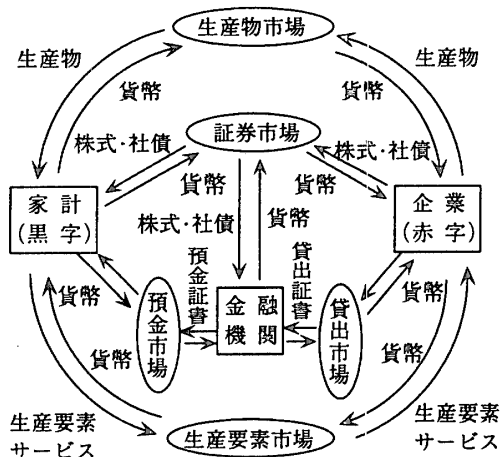
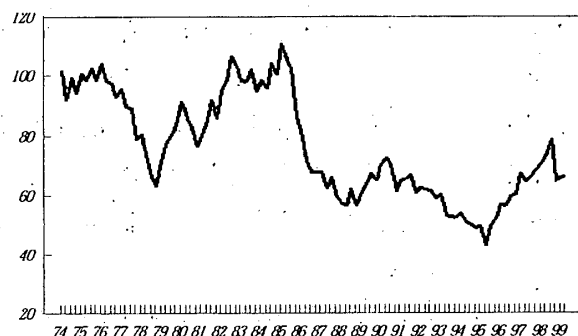
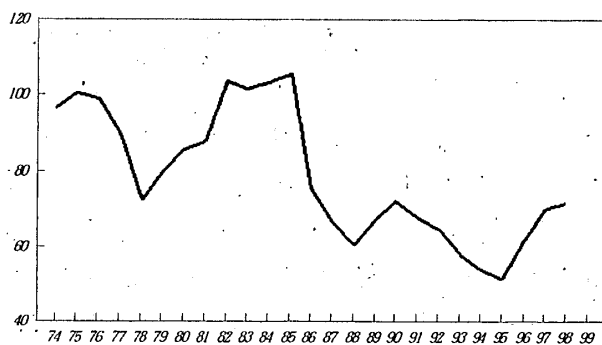


図2 購買力平価からの乖離 dx/x (四半期別データ)
(1974 I ~ 1998 III : 基準年 = 1973)



[資料] 日経 NEEDS, IMF:IFS, US, Survey of Current Business の当該年。
以下の資料の出所は同様である。

図3 購買力平価からの乖離 dx/x (暦年別データ)
(1974 ~ 1998 : 基準年 = 1973)



[資料] 前図参照。

(1981/2) プラザ合意 (1985/9) などを経て、再度 1986 ~ 88 年にかけて減少に転じる。そしてその間、1987 年にはプラザ合意に引続くルーブル合意 (1987/2) やブラック・マンデー (1987/10) 銀行の自己資本比率に関する国際統一化公表 (1988/7) などがみられる。しかしこの再度の乖離縮小傾向も、1989 年に入ると天安門事件 (1989/6) 米パナマ侵攻 (1989/12) ソ連アフガン侵攻 (1989/12) イラクのクウェート侵入 (1990/8) 湾岸戦争 (1991/1) ソ連解体 (1991/12) など多発する政治的事件によって、三度目の拡大へと向かう。この三度目の乖離拡大は、1991 ~ 95 年にかけて漸次縮小し、1995 年 4 月には対米円相場を最高値 (\$1 = ¥79.75) にまで押し上げている。しかし 1990 年の後半に至ると、メキシコ通貨危機 (1994/12) アジア通貨危機 (タイ、インドネシア、韓国など 1997/7 以降) また日本における北海道拓

殖銀行及び山一証券の破綻 (1997/11)、日本長期信用銀行や日本債券銀行の一時的国有化 (1998/11, 12) など、国際的ヘッジ・ファンドの暗躍とアメリカ IT 革命により、ふたたび乖離拡大へと向かっている。

以上のように 1974 ~ 99 年にかけて乖離は拡大と縮小を繰り返している。しかしながらこの間特に目立つ特徴としては、乖離の拡大するとき必ず大きな政治・経済的事件が生じていること、またこのような目立った事件がないときはその乖離が漸次縮小傾向にあることである。そして観察期間全体を通じてみると、購買力平価からの乖離は一般的に縮小の傾向にある。最も乖離の縮小した最低値は、1995 年の 51.72 であり、基準年 (1973) の約半分にまで達している。そしてこのように乖離が縮小傾向にあることは、図 2 及び図 3 に一次の傾向線を当てはめてみるなら、その勾配が負値をとることからも容易に理解し得る (傾向線は省略)。

2. 購買力平価からの乖離要因分析

以上の如く為替レートの購買力平価からの乖離は拡大と縮小を繰り返している。そこで本節ではその変動の要因を実証分析を通じて見出し検討することにする。いま (1) 式の一般物価 P (以下時点を示す添字 t は省略) を貿易財と非貿易財の価格からなるものとし (添字 T は貿易財、添字 N は非貿易財)、その構成割合 (2 財の取引量ウェイト) を α , β , とする。 π を 2 財の相対価格、 τ を貿易財価格の二国間格差 (*印は外国) とし次のように定義する。

$$P = \alpha p_T + \beta p_N = e p_T^* (\alpha + \beta / \pi) / \tau \quad (2)$$

$$P^* = \alpha^* p_T^* + \beta^* p_N^* = p_T^* (\alpha^* + \beta^* / \pi^*) \quad (3)$$

$$\text{ただし、} \alpha + \beta = 1, \alpha^* + \beta^* = 1,$$

$$\pi = p_T / p_N, \quad (4)$$

$$\tau p_T = e p_T^* \quad (5)$$

(2) 式 ~ (5) 式を (1) 式に代入し、かつ計量分析が可能なようにその変化率をとり一次式に改める⁴⁾。

$$\frac{d\chi}{\chi} = \left\{ \frac{ep_{\tau}^2 \beta}{\tau P \pi} \frac{d\pi}{\pi} - \frac{p_{\tau}^* \beta^*}{P^* \pi^*} \frac{d\pi^*}{\pi^*} \right\} - \left\{ \frac{\alpha ep_{\tau}^* (1-l/\pi)}{\tau P} \frac{d\alpha}{\alpha} - \frac{\alpha^* ep_{\tau}^* (1-l/\pi)}{P^*} \frac{d\alpha^*}{\alpha^*} \right\} + \frac{d\tau}{\tau} \quad (6)$$

を得る。この(6)式から次式を得る。

$$\frac{d\chi}{\chi} = a_0 + a_1 \frac{d\pi}{\pi} + a_2 \frac{d\pi^*}{\pi^*} + a_3 \frac{d\alpha}{\alpha} + a_4 \frac{d\alpha^*}{\alpha^*} + a_5 \frac{d\tau}{\tau} + u_t \quad (7)$$

ただし $a_0 = 0$, $a_1 > 0$, $a_2 < 0$, $a_3 < 0$, $a_4 > 0$, $a_5 = 1$ でなければならない。

この(7)式で四半期別と暦年別の両データを用い回帰分析を行った。その結果は表1の通りである。相対価格 $d\pi/\pi$, $d\pi^*/\pi^*$ については係数の正負条件も t 値も有意である。また貿易財価格の2国間格差 $d\tau/\tau$ についてもその係数がほぼ1に等しく申し分ない。しかし、取引量ウエイト $d\alpha/\alpha$, $d\alpha^*/\alpha^*$ については有意な結果が得られなかった。このことは α や α^* のデータがある種の定義式(2)式(3)式から導出されたことから容易に理解し得る。即ち相対価格 $d\pi/\pi$ や $d\pi^*/\pi^*$ の係数が有意であれば、取引量ウエイトの係数は当然有意でなくなるからである。なお方程式の当てはま

りの良さを示す決定係数は、四半期別と暦年別のいずれのデータでも非常に良い。かくして購買力平価からの乖離は、2国の相対価格に依存して変動すると結論できる。すなわち自国相対価格 (p_{τ}/p_N) の上昇(日本の貿易財価格上昇または非貿易財価格下落)はその乖離 χ を拡大させ、外国のそれを縮小させる。また貿易財の2国間格差も乖離 χ を拡大させる。

そこで次の問題は、このようにして導出された相対価格や貿易財価格の2国間格差の各々が何に依存して変化するかを調べることである。われわれは、かつて各種多様な購買力平価説に関する著作⁵⁾において見出された社会的な生産可能曲線及び無差別曲線を動かすと思われる変数、例えば人口、資本ストック、労働生産性指数、実質及び名目 GNP、被雇用者一人当たりの名目粗国内生産高、市場の開放性、政府支出の対 GDP シェアなどを説明変数とし回帰係数を求めた⁶⁾。その結果は、被雇用者一人当たりの名目粗国内生産高すなわちその国の生産技術進歩、市場開放性 (GDP 当たりの対外取引高 = (輸出 + 輸入) / GDP)、政府支出の対 GDP シェアの3つが説明変数として有意であり、その他は有意でないと云うことであった。そこでこの度もこれら3つの変数が用いられた。さらにそれに加えて貨幣の金融的流通を表すと思われる変数として貨幣ストック M_3 、日米金利差 ($i - i^*$) を説明変数に使用した。前者の貨幣

表1 式(7)に基づく回帰結果

説明変数 被説明変数	$\frac{d\pi}{\pi}$	$\frac{d\pi^*}{\pi^*}$	$\frac{d\alpha}{\alpha}$	$\frac{d\alpha^*}{\alpha^*}$	$\frac{d\tau}{\tau}$	R^2 D-W	df n
四半期別データ							
$\frac{d\chi}{\chi}$	0.65 (4.88)	-0.94 (-4.47)	-	-	1.04 (25.24)	0.93 2.10※	96 99
暦年別データ							
$\frac{d\chi}{\chi}$	0.66 (6.46)	-0.60 (-3.22)	-	-	1.06 (26.86)	0.98 1.69	21 24

R^2 : 決定係数, D-W: ダービン・ワトソン比, df: 自由度, n: 標本数, 括弧内は t 値, ※印は繰り返し法による D-W 比修正を, また - 印は有意な t 値が得られなかったことを表す。なお以下の各表も同様である。この表1では常数項はゼロであるので記載されていない。

ストックは M_1 , M_2 , M_3 いずれも有意な結果を得ることが出来なかった。他方残る日米金利差は、表 2 にみる如く四半期別データを使用したケースでは有意な結果を得た⁷⁾。この金利差について、例えば深尾光洋氏はその資産資本アプローチで次のように主張している。完全に代替的な内外債券を仮定し国際間の資本移動を考慮に入れるとき、2 国利子率の間には $i = i^* + \mu$ の関係が成立する(ただし R を直物為替レート、 R^e を予想為替レートとすると、 $\mu = (R^e - R) / R$ である)。また投機者は、両国のインフレ率を予想し為替レートが購買力平価から離れるとき再びそれに近づく傾向があるとみる。ゆえにその場合 $\mu = (p - p^*) + \theta (g - e)$ となる。ただし p , p^* はインフレ率、 g , e は購買力平価と為替レートの対数値、 θ は調整速度である。そこで購買力平価からの乖離は

$$g - e = \frac{1}{\theta} \{ (i - i^*) + (p - p^*) \} \quad (8)$$

となり ($g - e$; われわれの χ の逆数)、2 国金利差に依存して変化することになるとみる。

そこで、これら諸変数に金利差を加えて回帰係

数の導出を試みた。結果は表 2 の如くである⁸⁾。

表 2 は、四半期別と暦年別の 2 種のデータを用いて、被説明変数を日米両国の相対価格変化率と貿易財価格の 2 国間格差変化率とし、説明変数を日米両国の技術進歩、市場開放性、政府支出の対 GDP シェア、日米金利差などの変化率とする回帰式を設定し、その回帰係数を求めたものである。相対価格の変化率は、それぞれの国の説明変数のみによって変動するものであり、したがって自国以外の国の説明変数の部分を予め除外し空白としてある。例えば第 1 行目記載の日本の相対価格変化率 $d\pi/\pi$ は、日本の技術進歩、市場開放性、対 GDP 政府支出シェアなどの変化率のみに依存して変動し、アメリカのそれらには影響されない(空白)。同様に第 2 行目記載のアメリカ相対価格変化率 $d\pi^*/\pi^*$ は、アメリカの技術進歩、市場開放性、対 GDP 政府支出シェアなどの変化率のみに依存して変動し、日本のそれらには影響されない(空白)。これらに対し第 3 行目記載の貿易財価格の 2 国間格差の変化率 $d\tau/\tau$ は、日米両国のすべての説明変数に依存して変動し、その上 2 国間の金利差変化率 $d(i - i^*)/(i - i^*)$ の影響をも受

表 2 $d\pi/\pi$, $d\pi^*/\pi^*$, $d\tau/\tau$ の各種乖離要因による回帰結果

説明変数 被説明変数	常数項	日本			アメリカ			金利差 (変化率)	R^2 D-W	df n	備考
		技術進歩 (変化率)	市場開放性 (変化率)	対 GDP 政府支 出シェア(変化率)	技術進歩 (変化率)	市場開放性 (変化率)	対 GDP 政府支 出シェア(変化率)				
四半期別データ											
$\frac{d\pi}{\pi}$	-0.01 (-12.88)	0.04 (3.84)	0.20 (18.60)	-0.02 (-9.24)				-	0.89 1.69	94 102	ダミー使用 D-W修正
$\frac{d\pi^*}{\pi^*}$	-0.00 (-7.08)				0.00 (2.39)	0.07 (7.66)	-0.07 (-7.62)	-	0.81 2.10	94 102	ダミー使用
$\frac{d\tau}{\tau}$	-0.02 (-6.41)	0.59 (15.71)	0.71 (17.84)	-	-0.73 (-5.88)	-0.42 (-7.96)	-0.29 (-2.78)	-0.00 (-3.02)	0.88 1.88	92 102	D-W修正
暦年別データ											
$\frac{d\pi}{\pi}$	-0.00 (-0.64)	-0.20 (-5.43)	0.29 (16.23)	-0.07 (-1.38)☆				-	0.97 1.38	19 25	D-W修正不能
$\frac{d\pi^*}{\pi^*}$	-0.02 (-7.35)				0.23 (5.75)	-	-0.17 (-4.05)	-	0.94 1.88	19 25	ダミー使用
$\frac{d\tau}{\tau}$	0.02 (1.19)	-	0.54 (9.27)	-	0.56 (2.55)	-	-	-	0.94 2.00	17 22	ダミー使用 D-W修正

資料等：前表参照。なお☆印は t 値が 80% の確率で 1.328 以上であればその係数が有意であることを示す。さらにこの同じ回帰式で D-W 比は 1.38 となり、系列相関について何も云えない領域にある。しかし修正不可能であった。ただし、日本の対 GDP 政府支出シェアの変化率を説明変数から省くとすべてが良くなる。ここでは、敢えてその説明変数を入れたものを掲げておいた。なお、前図同様に横棒の箇所は t 値が有意でなかったこと、空白の箇所はその変数を入れる意味がないため省かれた。

けている。なお、説明変数に導入したが t 値が悪く利かない場合は横棒(一)を付してある。表 2 の備考欄において記載のダミー使用は、第 1 節で考察した政治・経済的な事件に関して導入されたものである⁹⁾。また $D-W$ 比の修正は繰返し法による修正がなされた¹⁰⁾ことを示し、表 1 と異なり修正したか否かについて備考欄に記載した。なお、☆印は t 値が 95 % でなく 80 % で帰無仮説 $H_0 = 0$ を棄却できることを示す。

さて四半期別データの分析では、日米両国とも技術進歩と市場開放性が自国の相対価格 (p_T/p_N) を上昇させるように作用し (正值)、対 GDP 政府支出シェアがそれを下落させるように作用する (負値)。これは特に日本の場合明らかなように非貿易財 (データでは消費財) 価格を引下げその結果相対価格を引上げるように作用するものと解釈すれば容易に理解し得るところである。これに対して暦年別データの分析では、日本の技術進歩のみが四半期別データ分析と符号を逆にし (負値)、日本の相対価格を下落させる。すなわち短期・中期的に非貿易財価格を引き下げて相対価格を引上げるように作用したものの、結局長期には日本の貿易財価格の下落に導くことを示す。他方対 GDP 政府支出シェアは日米共に負値をとる。これは共に政府支出が非貿易財価格を引上げ相対価格を下落させることを示す。また暦年別データの分析において、アメリカの市場開放性は全くアメリカの相対価格に影響を与えない。これはアメリカが既に充分開放されているとみれば納得するところであろう。ところで最後に非常に興味あるものとして金利差の作用がある。表 2 によれば、金利差は貿易財価格の 2 国間格差 τ のみを経由して乖離 χ に影響を与えることを示している。しかもそれは四半期別データの分析のみで有意であり、暦年別データの分析では有意とならない。換言すれば、金利差は短期 (或いは中期) では利くが、長期では利かないことを表す。このことが正しいならば、最近のマネータリー・アプローチが長期的に購買力平価を為替レートの落ち着く先と考えるのは¹¹⁾、極めて妥当なことである。しかもそれ

は貨幣の産業的流通を重視し金融的流通を軽視したためではないと云わねばならない。なお、暦年別データの分析において貿易財価格の 2 国間格差 τ は、日本の市場開放性とアメリカの技術進歩の 2 つの説明変数のみに影響され、他の変数には影響されていない。

3. 購買力平価からの乖離要因と仲介変数

われわれは、前節で (7) 式を用い購買力平価からの乖離 χ (の変化率) が相対価格 π , π^* 及び貿易財価格の 2 国間格差 τ (の変化率) に依存し変化することを実証的に考察した。そして引続いてそれら相対価格や貿易財価格の 2 国間格差が購買力平価からの乖離要因すなわち日米両国の技術進歩、市場開放性、政府支出の対 GDP シェア、並びに 2 国金利差など (の変化率) に依存することを示した。その結果は、前節で示した表 1 と表 2 に纏めた通りである。そこで両表を併せて解釈すると次のようになる。例えば四半期別データでは日本の技術進歩と市場開放性は¹²⁾日本の相対価格を上昇させ (表 2 の 1 行目) 為替レートの購買力平価からの乖離を拡大するように作用し (表 1 の 1 行目)、他方日本の政府支出の対 GDP シェアは逆に日本の相対価格を下落させその乖離を縮小するように作用する。しかしアメリカの技術進歩や市場開放性は、これとは逆にアメリカの相対価格を上昇させ (表 2 の 2 行目) 乖離を縮小するように作用する (表 1 の 1 行目)。また貿易財価格の 2 国間格差について云えば、例えば金利差によってその格差は縮小し (表 2 の 3 行目) 購買力平価からの乖離をも縮小させる (表 1 の 1 行目)。

このような表 1 と表 2 を併せた解釈は、暦年別データを使用した結果についてもなし得る。日本の技術進歩と政府支出の対 GDP シェアは、日本の相対価格を下落させ (表 2 の 3 行目) 購買力平価からの乖離を縮小させる (表 1 の 1 行目)。しかし日本の市場開放性は逆に作用する。他方アメリカの技術進歩はアメリカの相対価格を引上げ、アメリカの政府支出の対 GDP シェアは相対価格を

引下げる(表2の5行目)。そして購買力平価からの乖離に対しては、前者は縮小、後者は拡大と云うように逆に作用する。またアメリカの市場開放性は、暦年別データ分析では何の影響も与えない。同様に暦年別データ分析で何の影響も与えなくなるのに金利差がある。暦年別データでは、貿易財価格の2国間格差 τ は日本の市場開放性とアメリカの技術進歩のみの影響を受け、四半期データで有意であった金利差の影響を全く受けないことになる(表2の6行目)。

かつてわれわれは、乖離要因が為替レートの購買力平価からの乖離に影響を与えるとき仲介変数として、相対価格や2国間貿易財価格格差などの変数を選び、それらと乖離要因とを区別して使用した。そこでここでも相対価格や2国間貿易財価格格差を仲介変数として区別し使用するため、乖離 χ と前節で見出した乖離要因との間で回帰式を設定し直接計測することを試みた。その結果は表3の通りである。

表3によれば、四半期別及び暦年別データのいずれについても回帰式の当てはまりは非常に良くかつ系列相関もない(ただし、ダミー変数を使用)。しかも金利差は、四半期別データの場合のみ有意である。暦年別(長期)データ分析では、金利差は全く利かない。一方アメリカの政府支出の対GDPシェアは四半期別及び暦年別の両データで共に利いていない。これらは、アメリカの仲介変数 π^* あるいは τ への相反する作用を互いに相殺し、結果として乖離 χ に何の影響も与えなくなっているものと解釈される。他方アメリカの技

術進歩についてみると、四半期別データでは表1及び表2の仲介変数を経由する計測並びに表3の直接の計測、いずれも乖離 χ を縮小するように作用している。しかし、暦年別データでは次表4の右下方に示すように乖離 χ を拡大するように作用する。これは暦年別データによる分析では、2国間貿易財価格格差 τ に与える影響が相対価格 π^* より大きいことによると解釈され得るが、より正確には不明である。その他アメリカについて市場開放性など多少の不都合な部分があるが、全体としてみると日米の相対価格(π , π^*)2国間貿易財価格較差(τ)を乖離要因の乖離 χ への作用を仲介する仲介変数として位置づけて良いであろう。

以上の結果を理解するために、その作用径路を表4のように図示した。その表の左半分は仲介変数を経由する場合であり、右半分は乖離要因の乖離への影響を直接計測した場合である。矢印の先にある+-の記号は、その影響が正か負かを示す。例えば四半期別データで云えば、日本の技術進歩は、日本の相対価格にプラス即ち上昇(非貿易財価格下落のため)の影響を経由して、乖離にプラス即ち拡大の影響を与える。またその日本の技術進歩は、2国間貿易財価格格差にもプラスの影響を与える。その2国間貿易財価格格差を経由する影響は乖離の拡大である。そして日本の技術進歩はこれらの総合として表4の右半分において乖離 χ へのプラスの作用を与えるものとして表れてくる。以下表4は同様に解釈される。なお上表は、四半期別データと暦年別データの両結果を上

表3 乖離 $d\chi/\chi$ の直接各種要因を説明変数とする回帰結果

説明変数 被説明変数	常数項	日本			アメリカ			金利差 (変化率)	R^2 D-W	df n	備考
		技術進歩 (変化率)	市場開放性 (変化率)	対GDP政府支 出シェア(変化率)	技術進歩 (変化率)	市場開放性 (変化率)	対GDP政府支 出シェア(変化率)				
四半期別データ											
$\frac{d\chi}{\chi}$	-0.01 (-2.06)	0.44 (8.40)	0.80 (13.55)	-0.07 (-4.84)	-0.05 (-4.69)	-0.43 (-4.57)	-	-0.00 (-2.49)	0.86 1.91	92 102	ダミー使用
暦年別データ											
$\frac{d\chi}{\chi}$	-0.03 (-1.09)	-1.49 (-3.12)	0.64 (11.56)	-1.42 (-2.96)	1.80 (4.37)	-0.02 (-3.01)	-	-	0.97 2.14	14 22	ダミー使用 D-W修正

資料等：前表参照。

表 4 乖離への作用経路

乖離要因の仲介変数を経由する影響（表 1 及び表 2 による）				乖離要因の直接乖離に与える影響の計測（表 3 による）	
四半期別データ				四半期別データ	
乖離	仲介変数	乖離要因		乖離	乖離要因
$\frac{d\chi}{\chi}$	$\left\{ \begin{array}{l} + \leftarrow \frac{d\pi}{\pi} \\ - \leftarrow \frac{d\pi^*}{\pi^*} \\ + \leftarrow \frac{d\tau}{\tau} \end{array} \right\}$	+	日本の技術進歩	+	日本の技術進歩
		+	日本の市場開放性	+	日本の市場開放性
		-	日本の政府支出の対 GDPシェア	-	日本の政府支出の対 GDPシェア
		+	米国の技術進歩	-	米国の技術進歩
		+	米国の市場開放性	-	米国の市場開放性
		-	米国の政府支出の対 GDPシェア	-	米国の政府支出の対 GDPシェア
		+	金利差	-	金利差
		+			
		-			
		-			
暦年別データ				暦年別データ	
乖離	仲介変数	乖離要因		乖離	乖離要因
$\frac{d\chi}{\chi}$	$\left\{ \begin{array}{l} + \leftarrow \frac{d\pi}{\pi} \\ - \leftarrow \frac{d\pi^*}{\pi^*} \\ + \leftarrow \frac{d\tau}{\tau} \end{array} \right\}$	-	日本の技術進歩	-	日本の技術進歩
		+	日本の市場開放性	+	日本の市場開放性
		-	日本の政府支出の対 GDPシェア	-	日本の政府支出の対 GDPシェア
		+	米国の技術進歩	+	米国の技術進歩
		+	米国の市場開放性	-	米国の市場開放性
		-	米国の政府支出の対 GDPシェア	-	米国の政府支出の対 GDPシェア
		+	金利差	+	金利差
		+			
		+			
		+			

下に分けて記載してある。

4. む す び

以上、われわれは、第 1 節において為替レートの購買力平価からの乖離（ χ ）が、拡大と縮小を繰返しながらも目立った政治・経済的事件がない限り次第に縮小する傾向にあることを考察した。そして第 2 節において、この縮小傾向が日米の相対価格（ π , π^* ）及び貿易財価格の 2 国間格差（ τ ）に依存すること、ゆえにこの 3 つの変数のいずれかに変化が生じなければ変動しないことを指摘し、次いでこの相対価格と貿易財価格の 2 国間格差を変化させる要因を検討した。そして乖離を変動させる要因として、日米両国の技術進歩、市場開放性、政府支出の対 GDP シェアと金利差を

見出し、かつこのうち金利差については中期・短期に分類された四半期別データ分析で有意となるが、長期として分類された暦年別データ分析では全く有意とならないことを指摘した。

第 3 節においてわれわれは、相対価格（ π , π^* ）および貿易財価格の 2 国間格差（ τ ）を、技術進歩、市場開放性、政府支出の対 GDP シェアや金利差などの乖離要因と区別し、仲介変数と呼んだ。ゆえに技術進歩、市場開放性、政府支出の対 GDP シェアなどの乖離要因は、(7) 式及び表 1 が示す如くこの仲介変数を経由しなければ乖離（ χ ）に何の影響も与えないと云うことになる。

乖離要因のうち貿易財価格の 2 国間格差（ τ ）は、金利差の影響を除けば、表 4 にみる如く日米両国の技術進歩や市場開放性、政府支出の対 GDP シェアなど、社会的な生産可能曲線及び無

差別曲線を動かす要因として導出された変数に依存して変化する変数である。したがって上表4の下半分に示した暦年別データ分析すなわち長期においては、購買力平価からの乖離は財の生産・流通・消費に関わる貨幣の産業的流通の中で決定されてくることを表している。ゆえにそこでは貨幣の金融的流通は、金利差を除くことにより、全く関係しなくなる。しかしながら、上記考察のように購買力平価からの乖離は、短期・中期の分析においては金利差に影響される。金利差が影響しないのは長期分析のみである。ゆえに長期において金利差が影響せず金融的流通が関係しないからと云って、購買力平価説が財の世界のみを重視し金利差など金融市場の影響を全く無視した理論であるとする批判は、不当であると云わねばならない。

かつてわれわれはマネタリー・アプローチを考察し¹³⁾「短期均衡では、国内貨幣量を一定とし為替レートを上昇させた($de > 0$)ときの一時的・短期的な均衡は、2国の相対価格をそれぞれ変動せしめ、自国では非貿易財価格上昇率を貿易財価格上昇率より大とし、外国では非貿易財価格下落率を貿易財価格下落率より小とする。ゆえに購買力平価からの乖離」を生じるとしていることを指摘した。これと類似のケースはわれわれの分析で日本の技術進歩にみられる。すなわち日本の技術進歩は、短期の四半期別データ分析では日本の非貿易財価格上昇率を貿易財価格上昇率より大とし購買力平価からの乖離を拡大させ、米国の技術進歩は逆に作用し乖離を縮小させるからである。しかし長期では異なる。日本の技術進歩は、貿易財価格を非貿易財価格以上に下落せしめ購買力平価からの乖離を縮小させる。

なお、日本の市場開放性は短期・長期ともに相対価格を引上げ乖離を拡大させる。他方日本の政府支出の対GDPシェアは逆に短期・長期ともに乖離を縮小させ、米国のそれは乖離を拡大させる。

1) 宮田亘朗, 1994, 購買力平価からの乖離要因とその作用径路, 香川大学経済論叢, 66, 818-842. 及び

その再考, 1994, 香川大学経済学部研究 年報, 34, 1-18.

2) Cassel, G., *The Theory of Social Economy*, 1923, p. 487 及び *Money and Foreign Exchanges after 1914*, 1925, pp. 138-39.

3) 花輪俊哉・小川秀治共著, 1996, 金融経済入門, 東洋経済新報社, 3-5. および 矢尾次郎著, 1962, 貨幣的経済理論の基礎問題, 千倉書房, 50-56.

4) 宮田亘朗, 1994, 購買力平価からの乖離要因とその作用径路, 香川大学経済論叢, 66, 818-842. なお, (2)式~(5)式から得られた式を一次式に改めるため, 両辺の対数値をとってかつその微分をとれば, 同様の式が得られる.

5) 宮田亘朗, 1989, 購買力平価と国際通貨, 香川大学経済研究叢書, 香川大学経済学会, 6章及び7章, 長谷川聰哲・秋葉弘哉・谷重雄共著, 1984, 購買力平価と為替レート, 文真堂, 64-70. Balassa, B., 1964, *The Purchasing-Power-Parity Doctrine: A Re-appraisal*, *J. P. E.*, 72, Dec., Kravis, I. B. and R. Lipsey, 1978, *Price Behavior in the Light of Balance of Payments Theories*, *J. I. E.*, 8, May. Genberg, H., 1978, *Purchasing Power Parity under Fixed and Flexible Exchange Rates*, *J. I. E.*, 8, May. Officer, L. H., 1982, *Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Theory, Evidence and Relevance*, (Comparative Studies in Economic and Financial Analysis, vol. 35, N. Y. Univ.) など.

6) 前掲 脚注4) 参照.

7) 例えば深尾光洋, 1982, 為替レートとリスク・プレミアム, 金融研究資料, 13, 1-18. なお金利に関しては, Isard, P., 1967, *How Far Can We Push the "Law of One Price"?*, *A. E. R.*, 67, Dec., 及び Fieleke, N. S., 1975, *Exchange-Rate Flexibility and Efficiency of the Foreign Exchange Markets*, *J. of Financial Quantitative Analysis*, 10, Sep. などがある. 詳しくは前掲拙著および所得変動と購買力平価からの乖離, 神戸大学金融研究会年報, 1, 7-16.

8) すべての資料は, 日本経済新聞社の *NEEDS*, IMF, *International Financial Statistics* の当該年のもの, また金利については日本では *NEEDS* の market

rate を、アメリカでは U. S. , *Survey of Current Business* や上記の IMF, *IFS* の federal fund rate を使用した。

9) データは、しばしば連続性の無い場合がある。また途中で数値が異なるときもある。これらを連続性のあるデータとして使用するためにも、ダミー変数の導入は不可避である。

10) Kmenta, J. , 1971, *Elements of Econometrics*, pp. 287-289. 及び伊大知良太郎編, 1971, 経済統計講義, 青林書院新社, 120-122. またこれ以外に t 値やダービン・ワトソン ($D-W$) 比については, 馬場正雄, 計量経済学入門, 有斐閣双書, 1970, 29-32 や岩田暁一, 経済分析のための統計的方法, 東洋経済新報社, 1993, 付表 467 ページ参照。

11) 宮田亘朗, 1999, マネタリー・アプローチと購買力平価— R. ドーンブッシュの初期の論文を中心に—, 呉大学社会情報学部紀要 社会情報学研究, 5, 1-10. Dornbush, R. , 1973, Devaluation Money

and Nontraded Goods, *A. E. R.* 63, no. 5, 871-876.

また Dornbush, R., 1980, *Open Economy Macroeconomics*, Basic Books, Inc. Publishers, N. Y. など参照。

12) 正確に云えばこれら変数はすべて変化率を求めて計測されている。しかし前出の脚注 2 で述べたように (2) 式～(5) 式を (1) 式に代入して得られた式を一次式に改めるため両辺の対数値をとった。しかも、かつてわれわれが計測したものとの一貫性を維持することも考えた。そこでそれら対数値の変化を求めた。対数値の変化は変化率となるから上記のようにその都度、変化率と云う表現を行わず省略した。以下同様である。

13) 宮田亘朗, 1999, マネタリー・アプローチと購買力平価— R. ドーンブッシュの初期の論文を中心に—, 呉大学社会情報学部紀要 社会情報学研究, 5, 1-10.