

I.B. クレイビスによる購買力平価からの乖離

— 所得と購買力平価からの乖離(3) —

宮 田 亘 朗

- I はじめに II クレイビスによる購買力平価からの乖離
 III 購買力平価の絶対的形式と相対的形式の関係

I

われわれは、かつて為替相場の購買力平価からの乖離の問題について 1960年代から 1970 年代中頃までの主な論者特に B. バラッサや P. A. ディビットおよび L. H. オフィサーなどを考察した。¹⁾ 本稿は、そこで取り扱われず残された I. B. クレイビスの主張を中心に検討するものである。

われわれがこれら論者を考察した場合の一般的視点は、次のようなものであった。為替相場を R とし、購買力平価からの乖離を k (絶対的形式) または x (相対的形式) とすれば、それら乖離は、

$$R_t = k_t(PP_t^{abs}) = k_t \frac{P_t}{P_t^*} \quad (\text{絶対的形式}) \quad (1)$$

$$R_t = x_t(PP_t^{rel}) = x_t R_0 \frac{P_t/P_0}{P_t^*/P_0^*} = x_t k_0 \frac{P_t}{P_t^*} \quad (\text{相対的形式}) \quad (2)$$

として定義することができる。ここで P , P^* はわが国と外国の物価水準である (添字 t とゼロは現時点と基準時点を表し、*印は外国を表す)。この(1)式と(2)式から為替相場 R_t は、基準時点を固定しそこでの絶対的形式 $R_0 = k_0 P_0 / P_0^*$

1) 拙稿「所得と購買力平価からの乖離(1)」香川大学経済論叢 59 巻 1 号 1986 年 6 月および拙稿「所得と購買力平価からの乖離(2)」香川大学経済論叢 59 巻 9 月。なお、この両論文において、各種の校正ミスおよびその他の誤りが存在する。ここではそれらを訂正している。

を既知で所与であるとするならば、表面上全く同じように P_i/P_i^* の一定倍数で表示されることがわかる。ただし、 $x_i = k_i/k_0$ である。いま、物価水準を貿易財価格 p_T と非貿易財価格 p_N の加重平均として定義し ($\alpha + \beta = 1$, ただし t は省略) $\pi = p_T/p_N$, および $\pi^* = p_T^*/p_N^*$ と置き、貿易財について

$$p_T = \tau R p_T^* \tag{3}$$

の関係を設定する。 τ は関税などの人為的干渉や地理的距離などの自然的障害による貿易財価格の両国間不均等を表す係数である。ゆえに、貿易財について一物一価の法則が成り立つ場合は $\tau = 1$ となる。

$$P = \alpha p_T + \beta p_N = \tau R p_T^* (\alpha + \beta / \pi) \tag{4}$$

$$P^* = \alpha^* p_T^* + \beta^* p_N^* = p_T^* (\alpha^* + \beta^* / \pi^*) \tag{5}$$

この場合、購買力平価からの乖離 k , χ の変化率は、(1)式と(2)式から、ともに同じ形式で表され、

$$\begin{aligned} \frac{dk}{k} \left(= \frac{d\chi}{\chi} \right) = & \left\{ \frac{R p_T^* \beta}{P \pi^2} d\pi - \frac{p_T^* \beta^*}{P^* \pi^{*2}} d\pi^* \right\} - \left\{ \frac{R p_T^* (1 - 1/\pi)}{P} d\alpha \right. \\ & \left. - \frac{p_T^* (1 - 1/\pi^*)}{P^*} d\alpha^* \right\} + \frac{d\tau}{\tau} \end{aligned} \tag{6}$$

となる。この式において右辺の最初の括弧内の各項は二国の相対価格変化の影響を表し、次の第二の括弧内の各項は二国の構造パラメータ（貿易財の取引量ウェイト）変化の影響を表す。また、最後の項は、貿易政策の変化や輸送コストなどの人為的自然的障害の変化の影響を表している。したがって、(6)式は購買力平価からの乖離の変化率がこれら三つの括弧の項のいずれかの変化によって表されそれ以外でないことを示す。そして、それは(1)式の絶対的形式のみならず(2)式の相対的形式においても同様に妥当する（ただし、相対的形式は基準時点を固定しそれ以降の変化を考えている点で異なっている）。ゆえに、G. カッセルが列挙し F. H. バンティングや L. B. イーガーが指摘した²⁾ 関税や輸送費

2) Cassel, G., *Money and Foreign Exchanges after 1914*, 1925.

Bunting, F. H., The Purchasing Power Parity Theory Reexamined, *Southern E. J.*, Vol. 5, No. 3, Jan. 1939.

Yeager, L. B., A Rehabilitation of Purchasing Power Parity, *J. P. E.*, Vol. 66, No. 6, Dec 1958.

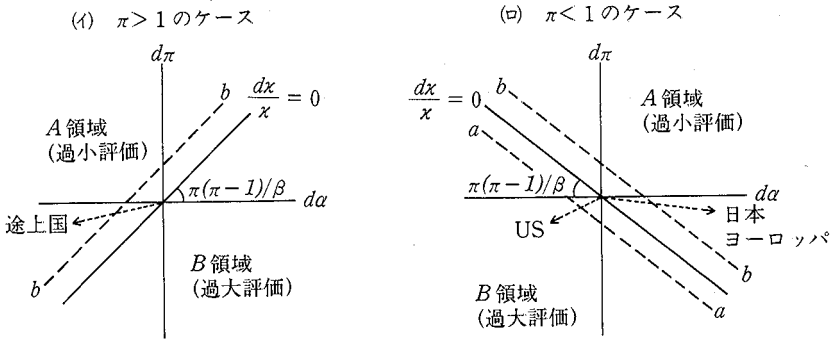
の変化、貿易障害の発生、通貨切り下げ後の未調整、投機による攪乱、政府による対外債務弁済のための為替の大量購入、所得や経済構造の変化等々の購買力平価からのすべての乖離要因は、いずれも上記(6)式の右辺の各項によって表示されなければならないことになる。例えば、所得や経済構造の変化は、相対価格変化を誘発しない限り、(6)式右辺第二の括弧内の項の変化を通じて為替相場の購買力平価からの乖離として表示されてくるものと解釈される。それは、(6)式右辺のいずれの項の変化も起さず左辺の乖離に表されることはないのである。しかも、(6)式は、相対価格変化の影響と構造パラメータ変化の影響とが $(\pi, \pi^* > 1)$ 相互に打ち消し相殺的であることを示している（正負で符号が逆である）。したがって、購買力平価からの乖離の状況は、これらの変化のうちただ一つの影響を重視しそれのみによって判断されるべきものではないのである。³⁾

単純化のため外国におけるすべての変化がなく、かつ人為的自然的障害の変化もない($d\tau = 0$)ものとする。このとき(6)式は、

$$\frac{dk}{k} \left(= \frac{dx}{x} \right) = \frac{Rp_1^* \beta}{P\pi^2} d\pi - \frac{Rp_1^* (1 - 1/\pi)}{P} d\alpha \quad (7)$$

のようになる。これを相対的形式につき描いたものが第1図である。その第1図の(イ)は $\pi > 1$ のケースであり、(ロ)は、 $\pi < 1$ のケースである。両ケースについて、 $dx/x = 0$ 直線の上方は $dx/x > 0$ の領域を示し、 $dx/x = 0$ 直線の下方は $dx/x < 0$ の領域を示している。相対的形式で表す場合、購買力平価は、基準時点の選択如何によって初期に乖離($k_0 \neq 1$)を含みうる。そこで、為替相場と購買力平価が一致する点を求めるとき、その軌跡は $dx/x = 0$ 直線上にあるとは限らずむしろ別のところにありうることになる。すなわちそれは、もし $k_0 > 1$ であるなら $dx/x = 0$ 直線の下方の aa 線上にあり、またもし $k_0 < 1$ であるなら $dx/x = 0$ の直線の上方の bb 線上にある。これは、初期の乖離を解消するために x の変動を必要とするからに他ならない。かくして、われわれは、 $k_0 \geq 1$ によって aa 線あるいは bb 線の上方を $dx/x > 0$ すなわち $dR/R > d(PP^{rel})/PP^{rel}$ となり当該国通貨が過小評価される領域(A領域)であると

3) 購買力平価からの乖離を論じる際、例えば相対価格変化のみを言い、他を無視したり、また所得変化を指摘しながら π や α の変化に言及しないようなケースが挙げられる。



第1図

し、その下方を $dx/x < 0$ すなわち $dR/R < d(PP^{rel})/PP^{rel}$ となり当該国通貨が過大評価される領域 (B 領域) であることができる。

メッツラーは、IMF 平面の初期設定時において、アメリカ・ドルが過小評価され、他の諸国の通貨が過大評価されていたことを指摘する。⁴⁾ もしこれが正当であるなら、その時点においてアメリカは A 領域にあり、他の諸国は B 領域にあったことを示している。他方この傾向は、1960 年代に入り逆転され、アメリカ・ドルの過大評価、他の諸国の通貨の過小評価になる。⁵⁾ これは、第二次大戦後の日本およびヨーロッパ諸国の復興によって各国の貿易財取引量に関わる α が増大し、他方でアメリカにおいては戦後の輸出増加とそれに伴う一人当たり所得の増大および賃金水準の上昇と非貿易財価格の騰貴によって π の下落を導いたことから容易に理解しうる。すなわち、アメリカでは元来 $\pi < 1$ すなわち $p_T < p_N$ の可能性が大である。したがって、アメリカは初め第1図(b)の A 領域(過小評価)にありその後 π と α の減少を通じ B 領域(過大評価)へ移動し、

4) Metzler, L. A., Exchange Rates and the International Monetary Fund, in *International Monetary Policies*, eds. by L. A. Metzler, R. Triffin, G. Haberler, Post War Economic Studies, No. 7, 1947 (reprinted in *Collected Papers* 1973, pp. 112-158).

5) 戦後 1960 年時代に入って生じたアメリカ・ドルの過大評価、他の諸国通貨過小評価については、多くの研究がある。拙稿上掲論文 (1986 年 6 月), 13 ページ参照。

他方日本およびヨーロッパは初め第1図(㉒)のB領域(過大評価)にありそこから π の減少と α の増大を通じA領域(過小評価)へ移動したものと推測することができる。また、発展途上国では非貿易財の価格は比較的安価であり $\pi > 1$ であると考えうる。したがって、発展途上国は、第1図(㉑)のBの領域(過大評価)から輸出入不振による α の減少を通じA領域(過小評価)へ移動したと推測することができる。なお、第1図において初期の出発点を描くとき、それは常に原点でなければならない。そしてその後の変化は、その原点からの移動として描かれる。例えば、第1図(㉒)のIMF平価設定時におけるアメリカの原点は、乖離を含んで $k_0 > 1$ である。そしてそれは、A領域にあり為替相場と購買力平価の一致する点の軌跡を aa 線のようにするものでなければならない。他方、第1図(㉑)の日本およびヨーロッパの原点は、乖離を含んで $k_0 < 1$ である。そしてそれは、B領域にあり為替相場と購買力平価の一致する点の軌跡を bb 線のようにするものでなければならない。同様にして発展途上国の原点も、B領域にある。この場合の為替相場と購買力平価の一致する点の軌跡は、第1図(㉑)の bb 線となる。以上の結論は、単純な形式の(7)式から導かれたものにすぎない。したがって、その結論は、現実から異なっていると思われる。そこでは、外国のすべての変化は存在せず人為的自然的障害の変化も無視されている。しかしながら、この単純な(7)式においてもなお購買力平価説の妥当するケースについて次のことを言いうるようである。例えば、相対価格や所得の変化が生じた場合に、それらの π と α を通じる効果は、互いに相殺され、ちょうど第1図の aa 線や bb 線の上にとどまることがあり得る。この場合に、購買力平価説の妥当するケースが生じうるのである。

われわれは、以上のような観点に立って、かつて1960年代中頃以降の購買力平価説に関する論争のうち、先ず1964~72年のB. バラッサとP. A. ディビッドの主張をとりあげた。⁶⁾ バラッサは、1964年の論文において、購買力平価から

6) Balassa, B., The Purchasing-Power-Parity Doctrine: A Reappraisal; *J. P. E.*, Vol. 72, Dec. 1964

David, D. A., Just How Misleading are Official Exchange Conversion?, *E. J.*, Vol. 83, Sept 1972

の乖離(各国通貨の過小評価)を一人当たり国民所得の増大に伴う製造工業(貿易財)と第三次産業(非貿易財)の生産性の伸びの違いからくる相対価格の変化と第三次産業の生産物へ向かう消費構造の変化によって説明しようと試みた。そして、このうち特に前者の相対価格の変化を強調した。それは、バラッサの購買力平価導出が各国の取引量をウェイトした物価水準の幾何平均として求められたものを使用していたためであると言える。このことは、バラッサに同意し購買力平価からの乖離が構造的体系的性質をもっているとなし単純な4/9経験法を定期したディビッドと比較すると明らかとなる。なぜなら、ディビッドはラスパイレス形式による物価水準を購買力平価の導出に使用したからである。いま、(7)式と同様に基準となる国アメリカの π^* と α^* 、 β^* 、また τ を変化しないものとする。そして、購買力平価からの乖離の変化率 dx/x をディビッドにしたがいラスパイレス形式の物価指数を用いて求め、それとパーシェ形式およびフィッシャーの理想算式の物価指数を用いて求めたものと比較してみよう。すなわち、

$$\left(\frac{dx}{x}\right)^L = \frac{\beta^*}{(\alpha^* + \beta^*/\pi)\pi^2} d\pi \quad (\text{ラスパイレス式}) \quad (8)$$

$$\left(\frac{dx}{x}\right)^P = \frac{\beta}{(\alpha + \beta/\pi)\pi^2} d\pi - \left(\frac{1-1/\pi}{\alpha + \beta/\pi} - \frac{1-1/\pi^*}{\alpha + \beta/\pi^*}\right) d\alpha \quad (\text{パーシェ式}) \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \left(\frac{dx}{x}\right)^F &= \frac{1}{2} \left(\frac{\beta}{\alpha + \beta/\pi} + \frac{\beta^*}{\alpha^* + \beta^*/\pi} \right) \frac{d\pi}{\pi^2} \\ &\quad - \frac{1}{2} \left(\frac{1-1/\pi}{\alpha + \beta/\pi} - \frac{1-1/\pi^*}{\alpha + \beta/\pi^*} \right) d\alpha \end{aligned} \quad (\text{フィッシャー式}) \quad (10)$$

である。ラスパイレス式とパーシェ式の乖離の差を求めると

$$\begin{aligned} \left(\frac{dx}{x}\right)^L - \left(\frac{dx}{x}\right)^P &= \frac{\alpha\beta^* - \alpha^*\beta}{(\alpha^* + \beta^*/\pi)(\alpha + \beta/\pi)} \frac{d\pi}{\pi^2} \\ &\quad + \frac{(\alpha + \beta)(\pi - \pi^*)}{(\alpha^* + \beta^*/\pi)(\alpha + \beta/\pi)\pi\pi^*} d\alpha \end{aligned} \quad (11)$$

を得る。この(11)式の右辺第一項と第二項の乗数は、高所得国アメリカ(基準国)

のウェイトが当該国と比べて小であり ($\alpha/\beta > \alpha^*/\beta^*$) かつ相対価格が小である限り ($\pi > \pi^*$ すなわち $p_T/p_N > p_T^*/p_N^*$) 正である。したがって、当該国の所得が減少することでアメリカからより遠ざかり、相対価格上昇 ($d\pi > 0$) およびサービス産業縮小 ($da > 0$) を導き、低所得の発展途上国に達するにつれて益々乖離を大きくしかつ ($(dx/x)^t > (dx/x)^p$ すなわちラスパイレス式の乖離をパーシェ式の乖離より大きくすることになる。これは、ラスパイレス式指数が上方バイアスを持ち、パーシェ式指数が下方バイアスを持つという事実と一致する。(8)式はラスパイレス式の乖離の変化率が国内の相対価格変化 $d\pi$ の影響からのみなること、他方(9)式はパーシェ式の乖離の変化率が国内の相対価格変化 $d\pi$ と取引量ウェイトの変化 da の両方の影響の和であることを示している。そして、(10)式は、フィッシャー式の乖離の変化率がこの両式の間(平均)であることを示している。すなわち、フィッシャー式の乖離の変化率は、相対価格変化の影響ではラスパイレス式とパーシェ式の和の半分であり、取引量ウェイト変化の影響ではパーシェ式の半分である。ところで、取引量ウェイトの変化の影響をとり出してみる。それは、ラスパイレス式を除けば(外国の不変とするため存在しない)フィッシャー式において、比較的小さいことがわかる。かくして、バラッサは、(11)式のフィッシャー理想算式を用いその右辺第二項の取引量ウェイト変化の影響を省き軽視したとすることができるのである。

バラッサとディビッドの論争の第二の点は、ディビッドの主張する 4/9 経験法に関するバラッサの反論である。ディビッドは、購買力平価からの乖離を構造的体系的性質のものであるとし、基準国アメリカと比較した各国の一人当たり実質所得のパーセント・ギャップが公定為替相場換算の一人当たり名目所得のパーセント・ギャップの 4/9 になるとする経験法を見出し、それを用いて購買力平価と公定相場の乖離を $(1 - 0/56 y_i)/0.44$ として計測した。ただし、 y_i は、第 i 国のアメリカと比較した一人当たり国民所得の比率である(アメリカの価格ウェイト使用)。これに対し、バラッサは、このような定式化に反対した。そして特に発展途上国に適用するのは誤りであると主張したのである。それは、発展途上国においては関税や為替統制などの各種の保護政策が存在するためである。いま、(6)式にもどり、外国の α^* 、 β^* 、 p_T^* 、 p_N^* を不変とし、 τ のみを変

化するものとし(7)式と類似のものを導出してみる。ただし、バラッサにしたが
い物価はフィッシャー式を用いるものとする。その時購買力平価からの乖離の
変化率は、

$$\left(\frac{dx}{x}\right)^F = \frac{1}{2}\left(\frac{\beta}{\alpha+\beta/\pi} + \frac{\beta^*}{\alpha^*+\beta^*/\pi}\right)\frac{d\pi}{\pi^2} - \frac{1}{2}\left(\frac{1-1/\pi}{\alpha+\beta/\pi} - \frac{1-1/\pi^*}{\alpha^*+\beta^*/\pi^*}\right)d\alpha + \frac{d\tau}{\tau} \quad (12)$$

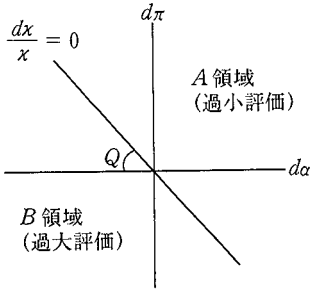
となる。われわれは、この(12)式からバラッサが⁷⁾、右辺第三項 $d\tau/\tau$ に注目し、先
進国間の保護政策には大きな差異を見出せず $d\tau = 0$ とし、他方発展途上国で
は $d\tau \neq 0$ でありゼロとなし得ないとしたものと理解しうることになる。しか
しながら、これらのバラッサとディビッドの論争において、(12)式右辺の第一項
と第二項の影響の関係は明示されず、特に第二項の取引量ウエイトの変化は軽
視されていることに注意すべきである。

以上の一人当たり国民所得の変化と相対価格変化に関わる購買力平価説の妥
当性に対する批判は、実証分析を駆使した 1976 年の L. H. オフィサーによって
購買力平価説擁護の立場から反論された。⁷⁾ オフィサーは、発展途上国を除外
し、バラッサの統計処理の誤りを訂正しかつ基準国アメリカをデータから外す
ことによって計測結果のバイヤスを小さくした。そして、絶対的形式および相
対的形式の購買力平価に関し、バラッサの生産性バイヤス論を正当となしえな
いと結論したのである。オフィサーの実証分析の詳細は別として、彼の検証に
は重大な疑問が存在する。それは、彼がバラッサに反対する検証を行うに際し、
一人当たり GDP (あるいは貿易財と非貿易財の生産性比率) を独立変数として
回帰式に導入したことである。上記(10)式のフィッシャー形式の乖離の左辺をゼ
ロとなし $d\pi/d\alpha$ を求めてみる。

$$\frac{d\pi}{d\alpha} = \frac{(\pi^* - \pi)\pi}{(\alpha^*\beta + \alpha\beta^* + 2\beta\beta^*/\pi)\pi^*} = Q \quad (13)$$

となる。第 2 図は、この(13)式を第 1 図と同じように描いたものである。(13)式は、

7) Officer, L. H., The Productivity Bias in Purchasing Power Parity: An Econometric Investigation, *IMF Staff Papers*, Vol 23, No 3, Nov. 1976.



第2図
($\pi^* < \pi$)

$\pi^* < \pi$ (基準国を高所得国アメリカにとるとき当然成り立つ) となり、 $Q < 0$ となる。第2図の $dx/\pi = 0$ 直線は、もし初期時点に乖離がないものとするなら、A領域 (当該国通貨の過小評価) とB領域 (過大評価) を分ける直線となる。既に述べたように π と α の変化は、その組み合わせが適当であれば、この $dx/x = 0$ 直線上を移動し購買力平価からの乖離がゼロとなることがありうる。したがって、バラッサの主張するような一人当たり所得の増大が起こったとしても、それが相

対的価格 π だけでなく構造パラメータ α にも影響を与え、その結果として $dx/x = 0$ 直線上にとどまり得ると言える。ところが、オフィサーは、上述のように一人当たり GDP (あるいは生産性比率) を直接回帰式の説明変数に導入して検証を行った。ゆえに、彼は、一人当たり GDP (あるいは生産性比率) が常に直接乖離 x の変化を生じること、したがってそれが相対価格に与える影響と取引量ウェイトに与える影響を通じて x に作用し、しかもそれらが相互に相殺し合うことによって x を不変にとどめることが起こり得ないと考え、検証したことになる。これは、バラッサが(10)式において相対価格 π の変化を強調し取引量ウェイトの変化を軽視したことと深く関わっている。かくして、オフィサーの主張は、バラッサに対する批判として役立つとしても、相対価格や構造ウェイトが一人当たり所得の函数となるとの主張またそれらがともに購買力平価からの乖離をもたらすとする主張を直接に否定するものではないように思われる。

II

上記オフィサーによる購買力平価説擁護論に対し I. B. クレイビスは、国民所

得の国際的比較を行う立場から現行為替相場によるその値と購買力平価によるその値が大きく異なってくることに着目し、為替相場の購買力平価からの乖離の問題を再度研究の対象に選んだ。入手し得るクレイビスの研究は、M. ギルバートと共に行った OEEC の国民生産物の国際比較 (1954, 1958) および国連による実質生産物の国際比較 (ICP, 1975, 1978) の両著書にはじまり最近の NBER に発表された各国の物価水準評価の検討 (1986) など数多く存在している。⁸⁾ これら著作の中で購買力平価からの乖離に関する部分は、相互に重複しており、したがってそれら著作を逐次フォローしても余りにも長く得策でないように思われる。そこで、以下出来る限り重複を省き、クレイビスの論旨を購買力平価からの乖離に限ってまとめてみることにする。なお、クレイビスの購買力平価の概念は、国民所得の国際的比較という観点からして絶対的形式のものである。

いま、クレイビスにしたがいある財の価格を p 取引量を q とするとき一人当たり実質国民所得を r とし、為替相場換算の一人当たりの名目国民所得 n と区別すれば、 $r = (\sum pq / \sum p^* q^*) PPP$ となり、また二国間の価格の比較は

$$PPP/R \equiv PL \quad (14)$$

となる。ただし、 PPP は絶対的形式の購買力平価 P/P^* であり、*印は基準国 (アメリカ) である。ここで両国の物価 P 、 P^* は、貿易財の比重の高い卸売物価や部分的尺度にすぎない消費物価と区別され、各国で共通の勘定体系 (SNA) から得られるような生産に密着し家計のみならず非家計の貨幣需要にも関わる GDP デフレーターで定義され、それが最も適当なものであるとしている。⁹⁾ かく

8) Gilbert, M. and I. B. Kravis, *An International Comparison of National Products and Purchasing Power of Currencies* (OEEC, Paris), 1958. Gilbert, M et al., *Comparative National Products and Price Level: A Study of Western Europe and the United States* (OEEC, Paris), 1958. Kravis, I. B., Kenessey, Z., Heston, A. and Summers, R., *A System of International Comparisons of Gross Product and Purchasing Power*, John Hopkins Univ. Press, 1975. Kravis, I. B., Heston, A. and Summers, R., *International Comparisons of Real Product and Purchasing Power*, John Hopkins Univ. Press, 1978. Kravis, I. B. and R. E. Lipsey, *The Assessment of National Price Level*, NBER, Working Paper Series, No. 1912, May 1986.

9) Kravis, I. B., and R. E. Lipsey, *Price Behavior in the Light of Balance of Payments Theories*, *J. I. E.*, Vol. 8, No. 2, May 1978.

して上記(14)式は、(1)式と比較するとき明らかなように、 P と P^* を GDP デフレーターで定義することを除きわれわれの購買力平価からの乖離（絶対的形式） k_t の逆数に相当する。またその変化は、クレイビスの指摘をまつまでもなく通常の実質為替相場を意味する。¹⁰⁾

クレイビスによれば、この二国間価格比較 PL は、両国の一人当たり実質国

第1表 一人当たり実質 GDP による各国価格水準の分類
34カ国 1975 ($U.S. = 100$)

所得 クラス ^a	国の数 (1)	一人当たり実質所得 ^b		一人当り 名目 GDP (平均) ^c (4)	GDP デフレーター (平均) ^d (5)
		レンジ (2)	平均 (3)		
1	8	15 以下	9.0	3.7	40.7
2	6	15-29.9	23.1	12.1	51.7
3	6	30-44.9	37.3	24.2	64.5
4	4	45-59.9	52.4	38.7	73.6
5	9	60-89.9	76.0	82.3	107.4
6	1	90 以上	100.0	100.0	100.0

a 各クラスの諸国名は：

1. マラウイ、ケニア、インド、パキスタン、スリランカ、ザンビア、タイ、フィリピン
2. 韓国、マレーシア、コロンビア、ジャマイカ、シリア、ブラジル
3. ルーマニア、メキシコ、ユーゴスラビア、イラン、ウルガイ、アイルランド
4. ハンガリー、ポーランド、イタリア、スペイン
5. UK、日本、オーストリア、オランダ、ベルギー、ルクセンブルク、デンマーク、ドイツ
6. U.S.

b. 購買力平価によるドル換算

c. 為替相場によるドル換算

d. 為替相場で割った GDP 平価。(3)欄～(5)欄の平均とは単純算術平均である。

10) Kravis, I. B., and R. E. Lipsey, Towards an Explanation of National Price Level, *Princeton Studies in International Finance*, No. 52, 1983.

民所得 r の増大と共に増加する。第1表は、彼が挙げた34カ国の PL に関する分類表である。¹¹⁾ この第1表において所得クラスは、一人当たり実質国民所得の低い順に6分類され、最大の所得クラス6は基準国アメリカのみからなっている。最後の欄(5)は、為替相場で割った GDP デフレータの購買力平価 PL を挙げている。それによると PL は、所得の低い順に増大する形で配列されてくることがわかる。

このような現象は、クレイビスによれば、労働力の産業間配分を含む GDP の産業構成並びに熟練労働を考慮した要素賦存量などを基礎に国際取引を通じて徐々に変化するものであり、いわゆる長期の現象であるとして捕えられる。そして彼は、生産性差異モデルに立脚しながら、これら要因が貿易財と非貿易財の両価格の差に影響し、その結果両国の価格水準に作用して購買力平価からの乖離を生ぜしめるものとする。すなわち、貿易財の価格は国際市場で決定され、そして各国すべての部門の賃金水準はその貿易財の価格によって決定される。他方、非貿易財の価格は、この賃金コストに一定のマーク・アップを行うことによって決まってくる。¹²⁾ 例えば、生産量を Q 、投入する労働を L とし、労働一人当たりの生産性を K とすれば、生産函数は、両財について低所得国で、

$$Q_T = F_1(L_T, K_T) \quad Q_{NT} = F_2(L_{NT}, K_{NT}) \quad (15)$$

となり、基準国アメリカ（高所得国）で

$$Q_T^* = F_1^*(L_T^*, K_T^*) \quad Q_{NT}^* = F_2^*(L_{NT}^*, K_{NT}^*) \quad (16)$$

となる。また、賃金と価格の関係式は、低所得国で、

$$p_T = \frac{L_T w}{Q_T} (1 + \mu), \quad p_{NT} = \frac{L_{NT} w}{Q_{NT}} (1 + \mu) \quad (17)$$

となり、基準国で

$$p_T^* = \frac{L_T^* w^*}{Q_T^*} (1 + \mu), \quad p_{NT}^* = \frac{L_{NT}^* w^*}{Q_{NT}^*} (1 + \mu) \quad (18)$$

となる。ただし、マーク・アップ率 μ は、単純に両国で同じものとされている。

11) *Ibid.*

12) Kravis, I. B., A. W. Heston and R. Summers, The Share of Services in Economic Growth, in *Global Econometrics: Essays in Honor of L. R. Klein*, eds. by F. G. Adams and B. G. Hickman, 1983.

貿易財の価格は、両国で均等となり

$$p_T = \tau R p_T^* \tag{19}$$

となる。また、基準国アメリカの労働生産性で割った低所得国の労働生産性は、両財について $c_T < 1$, $c_{NT} < 1$ であり、

$$c_T < c_{NT} \quad \text{or} \quad c_T/c_{NT} \equiv c < 1 \tag{20}$$

すなわち、高所得国で労働の生産性がより大であるが、その差は非貿易財部門でより小さいものと仮定される。そこで、低所得国の価格は

$$\begin{aligned} p_T &= \frac{L_T w}{K_T L_T} (1 + \mu) = \frac{w}{K_T} (1 + \mu), \\ p_{NT} &= \frac{L_{NT} w}{K_{NT} L_{NT}} (1 + \mu) = \frac{w}{K_{NT}} (1 + \mu) \end{aligned} \tag{21}$$

基準国の価格は

$$\begin{aligned} p_T^* &= \frac{L_T^* w^*}{K_T^* L_T^*} (1 + \mu) = \frac{w^*}{K_T^*} (1 + \mu), \\ p_{NT}^* &= \frac{L_{NT}^* w^*}{K_{NT}^* L_{NT}^*} (1 + \mu) = \frac{w^*}{K_{NT}^*} (1 + \mu) \end{aligned} \tag{22}$$

となる。基準国アメリカの通貨ドルに換算された低所得国における両財の価格は、 $p_T/R = w(1 + \mu)/K_T R$ および $p_{NT} = w(1 + \mu)/K_{NT} R$ である。

したがって、価格の二国間比率は、それぞれの財について

$$\begin{aligned} \frac{p_T/R}{p_T^*} &= \left(\frac{w}{K_T} \frac{1 + \mu}{R} \right) / \left(\frac{w^*}{K_T^*} (1 + \mu) \right) = \frac{w}{w^*} / \frac{K_T}{K_T^*} = \frac{w}{w^*} / c_T \\ \frac{p_{NT}/R}{p_{NT}^*} &= \left(\frac{w}{K_{NT}} \frac{1 + \mu}{R} \right) / \left(\frac{w^*}{K_{NT}^*} (1 + \mu) \right) = \frac{w}{w^*} / \frac{K_{NT}}{K_{NT}^*} \\ &= \frac{w}{w^*} / c_{NT} \end{aligned} \tag{23}$$

によって表される。仮定から $p_T = \tau R p_T^*$ であるので、 $w/w^* = \tau c_T$ となる。ゆえに、(23)式の $(p_{NT}/R)/p_{NT}^*$ は

$$\frac{p_{NT}/R}{p_{NT}^*} = \frac{\tau c_T}{c_{NT}} < 1, \quad \text{ただし } \tau = 1 \tag{24}$$

となる。すなわち、低所得国の非貿易財は、為替相場で換算し比較するならば、高所得国のそれより安価になるのである。また、二国通貨表示の国民生産物を

$GDP = q_T p_T + q_{NT} p_{NT}$ と $GDP^* = q_T^* p_T^* + q_{NT}^* p_{NT}^*$ で定義すれば、為替相場と購買力平価によって換算された一人当たり GDP は、それぞれ

$$\begin{aligned} \frac{GDP/POP}{R} / \frac{GDP^*}{POP^*} &\equiv I^{nominal} \\ \frac{GDP/POP}{PPP} / \frac{GDP^*}{POP^*} &\equiv I^{PPP} \end{aligned} \quad (25)$$

となる。ただし、 POP , POP^* は、両国の人口数である。他方、パーシェ形式での購買力平価 PPP^P は

$$\begin{aligned} PPP^P &\equiv \frac{q_T p_T + q_{NT} p_{NT}}{q_T p_T^* + q_{NT} p_{NT}^*} = \frac{q_T p_T^* R + q_{NT} p_{NT} R / R}{q_T p_T^* + q_{NT} p_{NT}^*} \\ &= \frac{q_T p_T^* + q_{NT} p_{NT}^* \tau c}{q_T p_T^* + q_{NT} p_{NT}^*} R \end{aligned} \quad (26)$$

で表される。したがって、購買力平価と為替相場の間の差異 PL は、

$$\frac{PPP^P}{R} = \frac{I^{nominal}}{I^{PPP:P}} = 1 + s_{NT}(\tau c - 1) < 1, \quad \text{ただし } \tau = 1 \quad (27)$$

となる。ただし s_{NT} は、低所得国における GDP に占める非貿易財のシェアである。また、同様にしてラスパイレス形式の購買力平価と為替相場の間の差異についても、

$$\frac{PPP^L}{R} = \frac{I^{nominal}}{I^{PPP:L}} = 1 + s_{NT}^*(\tau c - 1) < 1, \quad \text{ただし } \tau = 1 \quad (28)$$

を得る。かくして、われわれは、この(27)式と(28)式から為替相場が各国における非貿易財の GDP に占めるシェア (s_{NT} と s_{NT}^*) および基準国と低所得国の間の労働生産性の割合 c に依存して購買力平価から乖離することを知るのである (ただし、クレイビスは $\tau = 1$ としている)。二国間の労働生産性の割合 c は、

$$c = \frac{p_{NT}/R}{p_{NT}^*} = \frac{p_{NT}/p_T^* R}{p_{NT}^*/p_T^*} = \frac{p_{NT}\tau/p_T}{p_{NT}^*/p_T^*} = \frac{\pi^*}{\pi} \tau \quad (29)$$

であり、両国の相対価格の比 π^*/π を意味している。さらに、シェア s_{NT} , s_{NT}^* は、われわれの取引量ウェイトと類似のものである。したがって(27)式と(28)式は、購買力平価からの乖離を両国の相対価格と取引量ウェイトの依存せしめた (τ

= 1) われわれの(9)式や(8)式に対応したものと解釈することができる。

クレイビスは、上記のように(7)式(8)式にもとずいて購買力平価からの乖離を貿易財と非貿易財に関する基準国アメリカと比較した労働生産性の割合 c と GDP に占める非貿易財のシェア S_{NT} あるいは S_{NT}^* に依存せしめた。そして、それに続いてこれらの値が何によって変動するかの検証を行う。まず、労働生産性の割合 c の変動に関して、1975年における財サービスの生産性と一人当たり実質 GDP のデータを用いて次のような回帰結果を見出す。すなわち、

$$\ln(SP/CP) = 7.3988 - 0.3100 \ln r \quad \bar{R}^2 = 0.618 \quad (30)$$

$$(0.4349) (0.0550) \quad SEE = 0.198$$

$$n = 20$$

である(括弧内は標準誤差)。¹³⁾ ここで一人当たり実質所得 r の係数は、負でありかつ有意である。したがって、クレイビスは、一人当たり実質所得(基準国

第2表 貿易可能財と非貿易可能財の価格指数
(34カ国 1975)

所得クラス ^a	価格指数 (U. S. = 100)		
	GDP	貿易可能財 ^b	非貿易可能財 ^c
1	40.6	60.0	24.9
2	51.7	70.7	37.2
3	64.7	86.6	46.5
4	73.5	97.9	53.4
5	107.5	118.5	96.7
6	100.0	100.0	100.0

a. 第1表をみよ。

b. 建設を除く最終生産物

c. 建設を含む最終生産物、これらはたとえ貿易されたとしても非貿易可能財とされる。

13) *Ibid.*, p. 204. データの出所は、p. 204の脚注(13)に記載されている。また、ここに言う財とサービスの分類に関しては、クレイビスの各論文に記載されているが、特に Kravis, I. B. and R. E. Lipsey, Price Behavior in the Light of Balance of Payments Theories, *J. I. E.*, Vol. 8, No. 2, May 1973 に貿易財と非貿易財の分類との関係で記されている。

アメリカとの比で把らえている)の増大が財部門の生産性に比べサービス部門の生産性を低める傾向のあることを結論する。また、(29)式にみるようにこの労働の生産性比率 c は、 τ と基準国と比べた相対価格 π^*/π の両者によって置き換えられる。ゆえに、(30)式の検証は、右辺を生産性比率 SP/CP でなく二財の価格比率 π^*/π とすることによって再度確かめうることになる。ちなみに、一人当たり実質所得と貿易財および非貿易財の価格(アメリカを100)の関係は、1975年における34カ国についてみると第2表のようである。¹⁴⁾明らかに一人当たり実質所得の増大は、両財価格のアメリカと比べた騰貴を導くようである。そこで、クレイビスは、 PN を非貿易財価格、 PT を貿易財価格、 OP を当該国の対外開放性の程度 (*openness*) とし、

$$PN = 0.0502 + 0.9839r + 0.1733 OP \quad \bar{R}^2 = 0.881 \quad (31)$$

(1.2) (14.5) (2.9) $SEE = 0.1068$

$$PT = 0.4732 + 0.7619r + 0.1590 OP \quad \bar{R}^2 = 0.640 \quad (32)$$

(7.7) (7.1) (1.7) $SEE = 0.1688$

$$\frac{PN}{PT} = 0.3164 + 0.5717r + 0.0745 OP \quad \bar{R}^2 = 0.722 \quad (33)$$

(7.9) (8.8) (1.3) $SEE = 0.102$

を見出す(いずれも基準国アメリカ = 1)。¹⁵⁾ただし、ここに言う対外開放性 OP は、 GDP に対する輸出入合計の割合であり、いわば当該国市場の閉鎖性すなわち当該国の貿易財価格の世界価格からの離れに関係し、換言すれば(29)式において関税によって代表される変数 τ の逆数に相当するものである。

次に、クレイビスの行った GDP における非貿易財のシェア s_{NT} 、 s_{NT}^* に関しては、次のようである。¹⁶⁾ 第3表は、上記第2表と同じく6つの実質所得グルー

14) Kravis, I. B. and R. Lipsey, Toward an Explanation of National Price Level, *Princeton Studies in International Finance*, No. 52, 1983, p. 2.

15) *Ibid.*, pp 24-25, なお, Kravis, I. B. and R. Lipsey, Price Behavior in the Light of Balance of Payments Theories, *J. I. E.*, Vol. 8, No. 2, May 1982 では r のみの函数とした結果を導出しており, また, The Assessment of National Price Level, *NBER Working Paper No 1912*, May 1986 では, 1960~1983年の25カ国データを用い, 対外開放性の定義を改めてより詳細な結果を導出している。なお, 括弧内は t 値, SEE は標準誤差である。

16) クレイビスによるシェアに関する回帰係数の導出は, 見出し得ない。

第3表 GDPの財およびサービスの形での名目および実質
一人当たりアブソープション (34カ国 1975年)

	所得グループ					
	I	II	III	IV	V	VI
一人当たり実質 GDP (US = 100)						
1. 国の数	8	6	6	4	9	1
2. レンジ	0-14.9	15-29.9	30-44.9	45-59.9	60-89.9	≥90
3. 平均	9.01	23.1	37.3	52.4	76.0	100.0
為替相場換算一人当 り支出						
4. GDP(US = 100)	3.7	12.1	24.2	38.7	82.3	100.0
5. 商品(US = 100)	5.0	15.2	31.1	50.6	92.7	100.0
6. サービス(US = 100)	2.0	8.1	15.5	23.4	69.1	100.0
7. サービスのシェア	22.2	28.4	27.4	25.6	36.8	43.9
一人当たり量指数 (支 出の PPP 換算による)						
8. 商品(US = 100)	8.8	23.4	37.5	53.8	77.4	100.0
9. サービス(US = 100)	9.4	22.7	37.0	49.2	73.0	100.0
10. サービスのシェア	33.8	31.7	31.8	30.3	31.2	32.3
価格指数						
11. GDP(US = 100)	40.6	51.7	64.7	73.5	107.5	100.0
12. 商品(US = 100)	57.2	65.9	83.1	94.0	119.0	100.0
13. サービス(US = 100)	20.7	34.1	41.2	46.3	94.6	100.0

3行～13行の数値は各所得グループ内で加重せず平均した値である。

$$2行: \frac{(\text{各国通貨表示 GDP/人口}) / \text{PPP}}{\text{USの GDP/USの人口}} \times 100$$

$$4行: \frac{\text{各国通貨表示 GDP/人口} / \text{為替相場}}{\text{USの GDP/USの人口}} \times 100$$

$$11\sim 13行: (\text{PPP} / \text{為替相場}) \times 100$$

ブについて最終支出における財およびサービスの役割を示している。この表において、第4行～第6行は、GDPと財への一人当たり支出はおよび最終支出の中のサービスへの支出を掲げている。為替相場で換算した第5行と第6行を

比べる。明らかにサービスへの一人当たり支出は、高所得国ほど大きくなる(財への支出は低所得国ほど大きい)。このことは、第7行におけるGDPへの最終支出に占めるサービスの分前でも確かめうる。しかし、これは実質ターム(購買力平価による換算)でみるとき多少異なっているように思われる。すなわち、実質タームの第8行と第9行を名目タームの第5行と第6行と比較する。そこに価格の変動が大きく影響していることが見出せる。一例として価格指数の変化を示した第11行~第13行をみる。財およびサービスの価格は、低所得国になるほど低くなっている。以上の結果と同じようなことは、第4表で示した消費についても見出しうる。ただし、この場合サービスのシェアの増大は、名目タームのみならず実質タームでも一人当たり実質所得と共に増加する傾向を示す。すなわち、第4表の第8行(実質タームのシェア)は、第4行(名目ター

第4表 サービスと商品で表わした名目および実質一人当り消費、価格指数
(各一人当り実質GDPグループによる分類 1975)

	所得グループ					
	I	II	III	IV	V	VI
為替相場換算の一人当り消費	192	612	1,130	1,830	3,825	5,183
1. 消費(US = 100)	3.7	11.8	21.8	35.3	73.8	100.0
2. 商品(US = 100)	5.8	16.8	30.0	49.1	87.1	100.0
3. サービス(US=100)	1.8	7.3	14.4	23.0	61.9	100.0
4. サービスのシェア	23.9	31.7	33.9	33.3	44.3	52.7
一人当り量指数(支出のPPP換算による)						
5. 消費(US = 100)	9.4	23.5	36.2	50.7	71.3	100.0
6. 商品(US = 100)	10.5	25.0	37.2	51.2	72.3	100.0
7. サービス(US=100)	7.7	21.3	34.6	49.9	69.7	100.0
8. サービスのシェア	33.3	36.8	38.9	40.1	39.7	100.0
価格指数						
9. 消費(US = 100)	39.9	50.1	59.5	69.1	102.9	100.0
10. 商品(US = 100)	56.6	68.6	81.2	95.8	119.5	100.0
11. サービス(US=100)	23.6	33.2	40.1	45.4	88.7	100.0

ムでのシェア)ほど明白ではないけれども, 所得グループ I からグループ V へと移行するにつれて 33.3~約 40 へと増加するのである。¹⁷⁾

以上からして, 二国の労働生産性の割合 c あるいは貿易財と非貿易財の相対価格 π^*/π が一人当たり実質所得 r の函数となること, また非貿易財の GDP に占めるシェア s_{NT} がそれを名目タームで捕える限り同じく一人当たり実質所得と共に増大する傾向のあること等がわかる。そこで, これらのことを考慮しながら, (27)式あるいは(28)式にもどり, 購買力平価からの乖離を検証する必要が生じる。クレイビスは, 購買力平価からの乖離 $PL(t)$ を一人当たり実質所得 r および対外開放性 OP と非貿易財の GDP に占めるシェア SN の函数としての回帰係数を求める。

$$PL(75) = 24.20 + 0.897r + 16.68OP \quad \bar{R}^2 = 0.852, \quad RMSE = 12.3 \quad (34)$$

$$(4.48) \quad (11.19) \quad (2.31) \quad n = 25$$

$$PL(75) = -5.29 + 0.671r + 11.57OP + 0.96SN$$

$$(4.48) \quad (5.67) \quad (1.69) \quad \bar{R}^2 = 0.879, \quad RMSE = 11.1 \quad (35)$$

$$n = 25$$

$$PL(80) = 42.56 + 0.662r + 17.54OP \quad \bar{R}^2 = 0.623, \quad RMSE = 17.4 \quad (36)$$

$$(7.27) \quad (8.50) \quad (2.00) \quad n = 55$$

$$PL(80) = 32.11 + 0.856r + 17.36OP \quad \bar{R}^2 = 0.785, \quad RMSE = 16.0 \quad (37)$$

$$(4.43) \quad (8.55) \quad (1.93) \quad n = 25$$

データは, 1975 年と 1980 年の先進 10 カ国と発展途上 15 カ国を含む 25 カ国に関するものであり,¹⁸⁾ PL と r については基準国アメリカを 100 とし, OP

17) 第 3 表と第 4 表は, Kravis, I. B. and R. E. Lipsey, The Share of Services in Economic Growth, in *Global Econometrics; Essays in Honor of L. R. Klein*, eds by F. G. Adams and B. G. Hickman 1983, pp 191-94, より再掲したものである。これ以外に, フランス, イギリスおよびアメリカについては, それぞれの 1950 年代~1978 年の期間の時間に亘るシェアの変化をも考察している。結果は同じである。

18) Kravis, I. B. and R. E. Lipsey, The Assessment of National Price Levels, *NBER Working Paper No. 1912*, May 1986. 25 カ国は, オーストラリア, ベルギー, ブラジル, コロンビア, デンマーク, フランス, ドイツ, インド, イタリア, ジャマイカ, 日本, ケニア, 韓国, ルクセンブルク, マラウイ, アレーンシア, メキシコ, パキスタン, フィリピン, スリランカ, タイ, UK, US, ウルガイ, ザンビアである。なお, 各式の $RMSE$ とあるのは root mean square errors の略である。

については比率, SN についてはパーセントで捕えられている。なお, 括弧内は, t 値である。上式のうち(36)式は, 55 カ国を対象としより多くの発展途上国を含んでおり, それだけ \bar{R}^2 の説明を小さくしている。しかし, 同じことを 25 カ国について行いならば, (37)式のように $PL(75)$ のケースと同じような結果を導くことができる。これら(34)式~(37)式において, PL は, r と正の関係にあり, 高所得国になるほど非貿易財が貿易財と比べてより高価になることあるいは非貿易財の労働生産性が小さくなることを表している。他方, OP (輸出と輸入の合度/ GDP)も PL と正の関係にある。これは, 各国の貿易財価格が均一化する傾向にあることおよび対外開放性の程度が大となるほどアメリカを基準とした当該国の価格が世界価格と一致し ($OP = 1$) 購買力平価からの乖離が小さくなることを表している。すなわち, OP は, われわれの τ と逆関係にある。また, 非貿易財のシェア SN については, 経常価格で捕える限り前掲の第 3 表と第 4 表を述べた如く一人当たり実質所得の増大につれて増加し, 購買力平価からの乖離を縮小する傾向がある。

これら諸結果のうち対外開放性 OP は,

$$OP = \frac{\text{輸出} + \text{輸入}}{GDP} = \frac{\text{輸出} + \text{輸入}}{\text{貿易可能財}} \cdot \frac{\text{貿易可能財}}{GDP}$$

となり, 貿易可能財のうち実際に貿易された財の割合と GDP に占める貿易可能財のシェア (貿易可能財/ GDP) に二分して表すことができる。したがって(36)式は, 変数 OP の中に GDP に占める貿易財のシェアを含み, その点で非貿易財のシェア SN とオーバー・ラップすることになる。そこで, GDP に占める貿易可能財のシェアを ST で表し(36)式の中の SN をすべてこの ST の中に含めて処理することとする。かくして, クレイビスの得た回帰係数は

$$PL(75) = 87.84 + 0.666r + 5.71OPT - 0.90ST \quad (38)$$

$$(3.06) \quad (5.65) \quad (1.70) \quad (2.18) \quad \bar{R}^2 = 0.879,$$

$$RMSE = 11.1, \quad n = 25$$

である。また, GDP に占める貿易可能財のシェアのデータは入手困難である。

そこで、ICP データでなく、¹⁹⁾ 各国の国民所得勘定から直接とることとする。この場合、貿易可能財は農業と鉱業および製造業の産出高の合計として把握されている(非貿易財は、建設およびサービス産業の産出高の合計からなる)。それ

第5表 一人当り実質所得 (r) と貿易可能財の比としての貿易 ($OPTI$) および GDP に占める貿易可能財のシェア (STI) の函数として表した価格水準 (PL), 1960-83

	定数 (1)	r (2)	$OPTI$ (3)	STI (4)	\bar{R}^2 (5)
1960-62	60.70 (3.92)	0.389 (4.48)	0.25 (0.09)	-0.38 (1.31)	0.642 (9.6)
1963-65	57.49 (3.40)	0.456 (4.77)	0.56 (0.20)	-0.34 (1.09)	0.700 (9.8)
1966-68	48.91 (2.90)	0.537 (5.53)	1.54 (0.54)	-0.26 (0.79)	0.747 (9.7)
1969-71	40.36 (3.25)	0.567 (7.90)	0.64 (0.29)	-0.16 (0.65)	0.836 (8.0)
1972-74	39.09 (2.29)	0.714 (7.32)	3.96 (1.46)	-0.20 (0.60)	0.856 (10.3)
1975-77	57.48 (2.25)	0.673 (5.14)	6.12 (2.16)	-0.59 (1.31)	0.842 (12.6)
1978-80	43.76 (1.55)	0.913 (5.88)	6.79 (2.16)	-0.34 (0.60)	0.846 (15.0)
1981-83	61.56 (3.28)	0.605 (6.03)	0.29 (0.15)	-0.62 (1.55)	0.831 (10.7)

※すべての変数は、三年の平均値である。データ数は、1978-80年では25、1981-83年ではマラウィーのデータが入手しえないため24である。

※括弧内の数値は、(1)~(4)列で t 値、(5)列で $RMSE$ である。

※ PL は PPP/R 、 r は一人当り実質所得であり、いずれも $US=100$ としている。 $OPTI$ は $(X+M)/GDP$ 貿易可能財であり、データを国民勘定よりとっている。貿易可能財とは GDP のうち農業、鉱業および製造業のものからなっている。 STI は GDP のパーセントとしての貿易可能財を指している。

19) UN International Comparison Project の略である。ICP データは、脚注(8)に掲げた Kravis, I. B., Keesey, Z., Heston, A. and Summers, R. (1975) および Kravis, I. B., Heston, A. and Summers, R. (1978) さらに Kravis, I. B., Heston, A. and Summers, R. (1982), *World Product and Income*, Jhon Hopkins Univ. Press に詳しい。

第6表 一人当り実質 GDP と対外開放性の
函数としての PL, 1950-83

	定 数 (1)	r (2)	OP (3)	\bar{R}^2 (4)
23カ国				
1950-52	62.18 (5.5)	0.245 (1.1)	-10.39 (0.6)	-0.032 (25.8)
1953-55	56.37 (6.3)	0.305 (1.7)	-5.99 (0.4)	0.039 (20.4)
1956-58	50.32 (6.9)	0.345 (2.4)	3.60 (0.3)	0.148 (16.9)
1959-61	43.50 (7.8)	0.393 (3.7)	-0.19 (0.2)	0.366 (12.7)
1960-62	41.99 (9.0)	0.427 (4.9)	0.00 (0.0)	0.525 (10.8)
25カ国				
1960-62	41.24 (10.2)	0.458 (6.5)	0.06 (0.0)	0.630 (9.8)
1963-65	39.64 (9.7)	0.528 (7.5)	1.11 (0.2)	0.697 (9.9)
1966-68	35.77 (8.7)	0.594 (8.5)	3.62 (0.6)	0.751 (9.6)
1969-71	32.74 (10.0)	0.599 (11.1)	0.85 (0.2)	0.840 (7.9)
1972-74	29.43 (6.7)	0.781 (11.4)	7.02 (1.1)	0.854 (10.3)
1975-77	26.12 (4.5)	0.856 (10.0)	15.87 (1.9)	0.827 (13.1)
1978-80	25.35 (3.8)	1.044 (10.9)	17.43 (1.9)	0.847 (14.9)
1981-83	33.38 (7.2)	0.719 (10.3)	1.26 (0.2)	0.828 (10.9)

※すべての変数は三カ年平均である。括弧内の数値は(1)-(3)列で t 値, (4)列で $RMSE$ である。

※PLは PPP/R , r は一人当り実質所得であり, いずれも $US = 100$ としている。OPは $(X+M)/GDP$ であり, 国民勘定からデータをとっている。

らを $OPTI$ と STI で表し、

$$PL(75) = 56.42 + 0.718r + 6.03OPTI - 0.60STI \quad (39)$$

$$(2.75) \quad (6.29) \quad (2.50) \quad (1.52) \quad \bar{R}^2 = 0.872,$$

$$RMSE = 11.4, \quad n = 25$$

を得る。さらに、クレイビスは、この $OPTI$ と STI を用いて、 PL に関する長期の構造関係を示す式を見出すため、1960年～1983年の期間を三カ年毎に区切り、それぞれの平均をデータとして回帰係数を求めた。その結果は、第5表の通りである。²⁰⁾ この表から明らかなように、一人当たり実質所得 r に関する t 値は、いずれの期間も有意である。しかしながら、対外開放性 $OPTI$ の係数は、1975-1977年と1978-1980年の両期間で有意であるが、他の期間では有意でない。また、貿易財のシェア STI の係数についても、すべての期間でその t 値が非常に悪い。説明力を表す \bar{R}^2 は、後の期間に至るほど高くなる。同様のことを1950年代にまで遡ってとってみると、第6表となる。データの入手が困難なため独立変数を r と OP のみとしている。しかし、一人当たり実質所得 r が PL の有意な説明変数であること、また対外開放性 OP がそれなど有意にならないこと等は、全く変わらない。方程式の説明力を示す \bar{R}^2 は、第5表と同様に後の期間に至るほど大きくなっている。

以上は、クレイビスが行った購買力平価からの乖離に関する主張の概要である。クレイビスは、この第5表と第6表の分析に続いて回帰式の残差項の分析を行い上記方程式の妥当性に論究している。しかしながら、われわれは、ここではその詳細を省略し、彼の導出した上記結果のうち、特に第5表と第6表に関する分析についてそれが何ら奇異なものでないことのみを付言するにとどめる。貿易財のシェアについて、彼自身概に第3表と第4表の分析より一人当たり実質所得 r の函数として考え得ることを指摘している。また、対外開放性についても、三カ年の平均というより長期で世界貿易の国内経済に与える影響を配慮しうる期間をとっている。したがって、それら変数の説明としての有意性

20) Kravis, I. B. and R. E. Lipsey, The Assessment of National Price Level, *NBER Working Paper*, No 1912, May 1986 pp 15-16

は、それだけ当然失われてくることになろうからである。

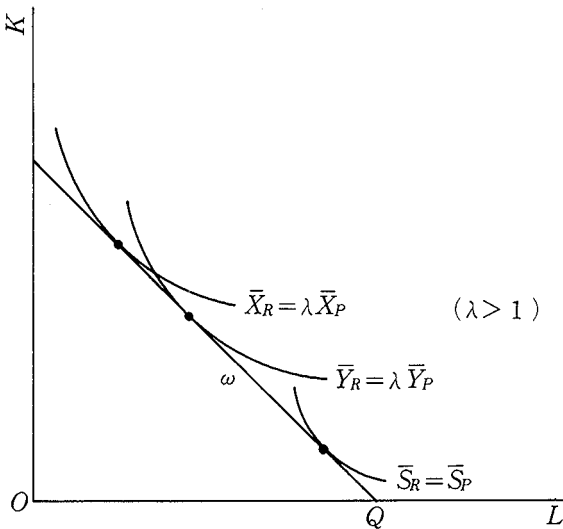
以上のクレイビスの購買力平価からの乖離の実証研究は、既述のようにその根底に(15)式～(20)式の生産性差異モデルを持っている。すなわち、二財の価格は、両国でマーク・アップ方式、例えば、

$$p_T = \frac{L_T w}{Q_T} (1 + \mu), \quad p_{NT} = \frac{L_{NT} w}{Q_{NT}} (1 + \mu) \quad (17)$$

によって決定され、また基準国アメリカの労働生産性で割った各国の労働生産性は両財について $c_T < 1$, $c_{NT} < 1$ であり、

$$c_T < c_{NT} \quad \text{or} \quad c_T / c_{NT} = c < 1 \quad (20)$$

であるという仮定に依拠している。これに対し、通常の国際貿易理論すなわち生産要素賦存量アプローチに基礎を置き、上記のような購買力平価からの乖離に関わる現象を説明しようとする試みが存在する。例えば、J. N. バグウェティ



第3図

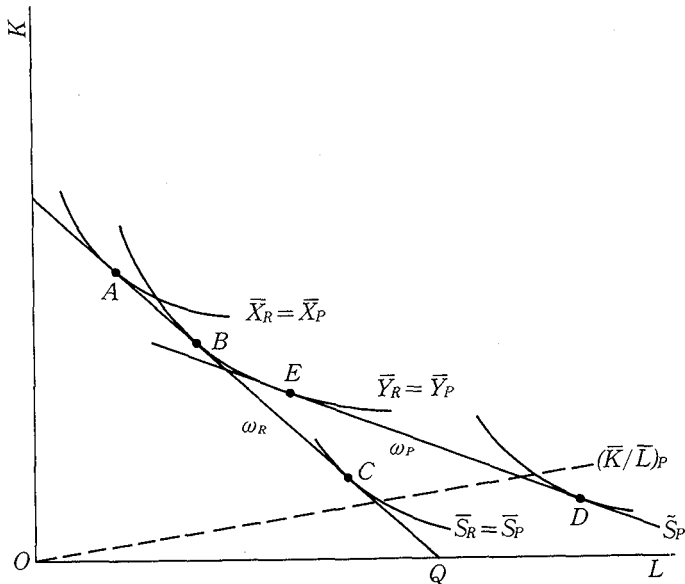
である。²¹⁾そこで、以下彼の分析を考察することにしよう。

バグワティは、二財 (X, Y) と二生産要素 (K, L) からなる経済を考え、一次同次の生産函数を仮定する。そして、等価値 (1ドル) の産出高に関する等産出量曲線を描き、²²⁾ 次のようにクレイビスの説を解釈し批判する。第3図において、 \bar{X} および \bar{Y} は二種の貿易可能財 1ドルを生産するための等産出量曲線であり、 \bar{S} は非貿易財の 1ドルを生産するための等産出量曲線である。いま、二生産要素 (K, L) の価格比率を ω で示す。この場合、完全競争を仮定するならば、添字 R で示される高所得国の等産出量曲線 \bar{X}_R と \bar{Y}_R および \bar{S}_R は、この要素価格線 (ω 線) に接していなければならない。かくして、 \bar{X}_R は \bar{Y}_R と交換され、また \bar{S}_R と交換される。すなわち、 $\bar{X}_R = \bar{Y}_R = \bar{S}_R$ となる。ところで、クレイビスの仮定によれば、低所得国は貿易財の生産で劣っている。そこで、例えば添字 P で示される低所得国の二財の産出量は、貿易を通じて高所得国のそれに対して λ 倍 ($\lambda > 1$) だけ多く提供することになる。すなわち、 $\bar{X}_R = \lambda \bar{X}_P$ および $\bar{Y}_R = \lambda \bar{Y}_P$ である。他方、クレイビスによれば、非貿易財の生産性は、高所得国と低所得国ともに同程度である。しかしながら、低所得国の非貿易財は、貿易財 X と Y の交易を通じることによって低く見積もられ $\bar{S}_R = \lambda \bar{S}_P$ と評価されてくることになる。すなわち、低所得国の非貿易財 (サービス) は高所得国に比べて安価と見積もられるのである。

ところで、バグワティによれば、低所得国の貿易財生産部門の技術が高所得国に比べて劣ると言う事実はそれほど明確でなく、むしろ生産技術は資本の移動を通じ世界的に拡散し均一化する傾向があるとみるべきであるとする。したがって、両国で生産性は貿易部門も非貿易部門もともに等しいものとしなければならない。そしてそのうえで、非貿易財の低所得国における安価の現象を解釈すべきであると言うのである。第4図は、バグワティの行ったその試みである。高所得国は、すべての財の生産において低所得国と同じ生産函数を持

21) Bhagwati, J. N., Why are Services Cheaper in the Poor Countries?, *E. J.* Vol. 94, June 1984, pp. 279-86.

22) Lerner, A. P., Factor Prices and International Trade, *Economica*, Vol. 19, No. 73, Feb. 1952, pp. 1-15 Chipman, J. S., A Survey of the Theory of International Trade; Part 3, *Econometrica*, Vol. 34, No. 1, Jan. 1966 pp. 20-25 参照。



第4図

ち、そこに生産性に差異がないものとする。高所得国の賃金・レンタル比率を ω_R とすれば、その ω_R で \bar{X}_R は \bar{Y}_R と \bar{S}_R に交換されることになる。すなわち、 $\bar{X}_R = \bar{Y}_R = \bar{S}_R$ である。他方、低所得国は通常の仮定にしたがい労働豊富国であり資本と労働の賦存量を $(\bar{K}/\bar{L})_P$ の線で示されるようなものとする。この場合、低所得国における賃金・レンタル比率 ω_P は、その絶対値でより小さなものとなる。このような低い賃金・レンタル比率においては、完全競争を仮定する限り、 X の生産を不可能にしてくる。そして \bar{Y}_P は \tilde{S}_P に対し交換される。かくして、低所得国の K/L の選択は、 OE と OD となり、²³⁾ $\tilde{S}_P > \bar{S}_P$ となることからして非貿易財（サービス）の相対的価格を低所得国においてより安くしてくるのである。

23) *diversification cone* は、 EOD で定義される領域となる。

さて、バグワァティは、一人当たり実質所得の増大を要素賦存量の比率 (\bar{K}/\bar{L}) の上昇として捕える。したがって、一人当たり実質所得 r の増大は、賃金・レンタル比率 ω の上昇として示され二財の資本労働比率 (K/L) を引き上げることになる。すなわち、貿易財に関しては高所得となる国の資本労働比率を OA と OB にし低所得国の資本労働比率 OE より大にしてくる。また、非貿易財に関しても高所得となる国のそれを OC とし低所得国の OD より大にする。かくして、資本労働比率 K/L 、そして労働の生産性は、²⁴⁾ 高所得国でより大きくなっていくのである。他方、このような資本労働比率の上昇傾向は、クレイビス自身によってデータで裏打ちされている。そこで、バグワァティは、そのクレイビスの結果を再度掲げて自己の主張の正当性を主張する。

第7表 一人当り実質所得と
資本/労働比率*

所得グループ	商 品	サービス
I	4.39	2.48
II	9.24	5.16
III	5.64	6.21
IV	6.91	6.32
V	16.27	9.44
VI	21.94	10.96

*年当り労働量に対する資本 \$1,000 の量

なお、バグワァティは、二財 X, Y 以外に第三の貿易財 Z がありその単位価値 (I ドル) の等産出量曲線 \bar{Z}_R が高所得国では BC 間で ω_R に接し、低所得国では \bar{Z}_R が DE 間で ω_P に接するようなケースを考える。この場合、高所得国にとってこの第三の財 Z は高コストとなり生産不可能になる。したがって、高所得国は非貿易財 S_R 以外に貿易財 X と Y を生産し X の輸出を行い、他方低所得国は非貿易財

S_P 以外に貿易財 Y と Z を生産し Z の輸出を行うことになる。かくして、バグワァティは、このケースにおいても上記の一人当たり実質所得すなわち要素賦存量比率の増大が使用される資本労働比率 (K/L) を引き上げ労働生産性の増加を導くとする同じ結論がそのまま妥当とするのである。

以上がバグワァティによるクレイビスの生産性差異モデルの解釈である。一

24) K/L の増大は、同じ産出高を少量の労働 L で獲得することであり、労働の生産性増加を意味している。また、それは $-dK/dL = \frac{\partial F/\partial L}{\partial F/\partial K}$ の増加と同じことである。

人当たり実質所得の増大と労働生産性の増加の関係がクレイビスの言うようにマーク・アップ方式での価格形成からくるものであるかあるいはバグワァティの言うような要素賦存量比率の差異からくるものであるかは、今後に解明すべき重要な課題である。しかしながら、ここではその問題に立ち入らず、購買力平価からの乖離の問題に限定してクレイビスとバグワァティの考えを吟味してみよう。ところで、バグワァティは、購買力平価からの乖離が(27)式(あるいは(28)式)によって決定されることについては何の異論も持っていない。いま、(27)式をみる。

$$\frac{PPP^P}{R} = 1 + s_{NT}(\tau \cdot c - 1) \quad (27)$$

この(27)式において基準国と低所得国の間の労働生産性の割合 c は、(29)式よりして $\tau\pi^*/\pi$ となる。したがって、この(27)式の両辺を微分し購買力平価からの乖離(PPP^P/P の逆数)の変化率を求めると、

$$\frac{dk}{k} = \frac{ks_{NT}\tau^2\pi^*}{\pi^2}d\pi - (\tau c - 1)kds_{NT} - 2cks_{NT}d\tau \quad (40)$$

を得る(ただし、 π^* は一定)。もし $\tau = 1$ であるなら、右辺第三項は、消去される。そして、この(40)式は、既述の(7)式と同じになり、購買力平価からの乖離が相対価格(π)と取引シェア(α または s_{NT})の変化のみに依存することを表すことになる。かくして、クレイビスおよびバグワァティの(27)式による分析は、われわれの(7)式による分析と同じ線上にあると言えよう。(40)式の両辺に -1 を乗じ $d\pi$ を $(d\pi/dr)dr$ に置き換えると、(40)式は、

$$\frac{dPL}{PL} \left(= -\frac{dk}{k} \right) = \frac{-ks_{NT}\tau^2\pi^*}{\pi^2} \frac{d\pi}{dr} dr + \frac{(c\tau - 1)kds_{NT}}{(+or-)} + \frac{2cks_{NT}d\tau}{(+)} \quad (41)$$

となる。この(41)式の右辺をみてみよう。右辺第一項の $d\pi/dr$ は、クレイビスの(33)式が正しいものとすれば、負値をとる。したがって、右辺第一項の係数全体は、正となる。また、右辺第二項の係数は $c\tau > 1$ ならば正である。 $c\tau < 1$ であるか否かは、 $c < 1$ の仮定からして、 τ の値如何に依存する。すなわち、その国の開放性の程度が大であり、 τ がほぼ 1 に等しい場合には、 $c\tau < 1$ となり

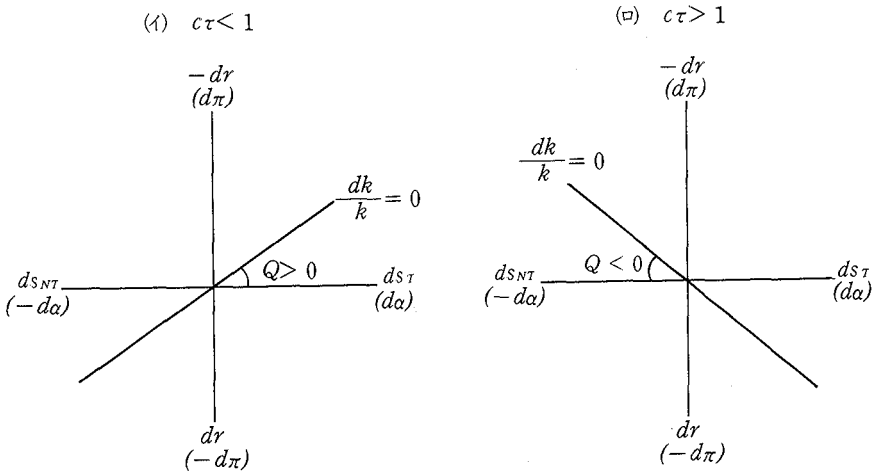
$(c\tau - 1)k < 0$ となり得る。最後の第三項の係数は正である。ただし、 $\tau \neq 1$ の場合でも対外開放性の程度に変化がないときは $d\tau = 0$ となり、この第三項は消去される。以上で(41)式のそれぞれの係数の符号が判明した。それらを考慮しながら、それとクレイビスの導出した(34式)~(39式)および第5表第6表の計測結果を比較してみる。 r に関する回帰係数は、(34式)~(39式)および第5表第6表のすべてについて正の符号を得ており、その点上記の理論的考察と一致する。また、(35式)と(38式)(39式)および第5表における SN の係数の符号と ST あるいは STI の係数の符号とは、正負を逆にしともに同じことを意味している。そして、これらのシェアに関する回帰係数は、(41)式において右辺第二項の $(c\tau - 1)k$ が正とならなければならないことを示唆している。そこで、 $c\tau > 1$ である。他方、(34式)~(39式)および第5表において、 OP 、 OPT 、 $OPTI$ の係数は、いずれも負値をとる。これは、上記(41)式の $d\tau$ の係数 $2kCS_{NT}$ を正とした理論的考察と一致している。(なお、 $d\tau < 0$ は、対外開放性 OP 、 OPT 、 $OPTI$ の増大を意味する。)しかしながら、第6表の OP に関する符号は、23カ国の1950~1961年の三カ年平均について負値をとるが、その他の25カ国の1962~1981年の三カ年平均について正值をとる。これらのクレイビスの計測結果は、明らかに(41)式の理論的考察と一部で矛盾している。ところが、この対外開放性 OP 、 OPT 、 $OPTI$ の係数に関わる t 値をみると、(34式)~(39式)において比較的高い値を得ているが第5表と第6表では1975~1977年および1978~1980年の二期間を除く大部分において非常に小さな値しか得ていない。すなわち、これらの回帰係数は有意とは言い難いことになる。特に、1950~1974年の期間について対外開放性を説明変数として導入することは全く意味のないことを示している。同様のことは変数 STI についても言い得る。すなわち、第5表において1960年~1983年のほぼ全期間に亘って STI はその係数の t 値が極めて小さく導入すべきでないことを示している。このように s_{NT} および τ に関する回帰係数がしばしば有意とならないのは、それらが一人当たり実質所得 r と関連して変動する傾向にあることと無縁ではないようである。既に述べたように第3表と第4表は s_{NT} と r の間にある種の随伴する動きがあることを示唆している。また、 τ (ゆえに OP 、 OPT 、 $OPTI$) については、時間と共に減少(増大)する

ことが考えられる。もしこれらのことが正当であるならば、第5表と第6表のように三カ年平均と言う多少長い期間をとる場合には、 STI 、 OP 、 $OPTI$ の係数が有意にならないとしても何の不思議もないのである。

簡単のために(41)式の τ を一定と仮定する。この場合(41)式の右辺第三項はゼロになる。第1図や第2図と同様、これをグラフに描くと第5図を得る。(41)式より $dk/k = 0$ 線の勾配は

$$\frac{dr}{ds_{NT}} = \frac{(c\tau - 1)\pi^2}{s_{NT}\tau^2\pi^*d\pi/dr} \equiv Q, \quad \text{ただし } d\tau = 0 \quad (42)$$

となり、 $c\tau < 1$ のとき正、また $c\tau > 1$ のとき負となる。第5図(イ)は $c\tau < 1$ のケースであり、他方第5図(ロ)は $c\tau > 1$ のケースである。 dr と ds_{NT} (または



第5図
($c < 1$ or $\tau\pi^* < \pi$)

$-d\pi$ と da)は、その値如何により変動後 $dk/k = 0$ 線上にとどまる。すなわち、たとえ r や s_{NT} が変動するとしても購買力平価からの乖離を生じないことがあり得る(出発点の乖離をゼロと仮定)。さて、上記のように s_{NT} と r の間にあ

る種の随伴関係があるものとすれば、第5図において変動後の位置は、 $dr > 0$ 、 $ds_{NT} > 0$ の領域すなわち第三象限に限られることになる。そして、この第三象限への移行が $dk/k = 0$ 線上にとどまる可能性は、 $ct < 1$ のケース(第5図(i))のみである。すなわち、このときのみ一人当たりの実質所得 r の増加と非貿易財シェア s_{NT} の増大がともに生じ、しかも $dk/k = 0$ 線上にとどまることが起こりうるからである。これに対し第5図(ii)のケースでは、このようなことはあり得ない。この場合、必ず購買力平価からの乖離が生じ得る。なぜなら、 r の増加とそれに伴う s_{NT} の増大は第5図(ii)の第三象限への移行をもたらし、しかもそこを通る $dk/k = 0$ 線は存在しないからである。したがって、購買力平価からの乖離をもたらす原因が一人当たり実質所得 r の変動にあるとするクレイビスの結論は、彼の言うように $ct > 1$ でありかつ一人当たり実質所得と非貿易財シェアとの間に正の関係を設ける限り、主に第5図(ii)のケースを取り扱ったことからきたものであると言い得ることになる。しかしながら、このことは、 s_{NT} が r に随伴して正の変動をすることを確実とする場合に、はじめて言うことである。もし、 s_{NT} が r の増加に伴って増大しない場合には、たとえ $ct > 1$ のケースにおいても、購買力平価からの乖離を生じないことが充分あり得るのである。このようなケースは、第1節の第1図および第2図の初歩的分析において、既に指摘したところである。

われわれは、かつて第1節でみた如く、IMFの初期段階の平価設定とその後の購買力平価からの乖離の問題を取り扱い(第1図)、日本およびヨーロッパ諸国が $d\pi < 0$ 、 $da > 0$ となり、アメリカおよび発展途上国が $d\pi < 0$ 、 $da < 0$ となったことを指摘した。²⁵⁾このことは、一人当たり実質所得 r の変動がすべて正であること、しかしながら非貿易財シェアの変動を正と負のいずれかに確定しえないことを示している。すなわち、 r の増加に伴って、 s_{NT} が正の変動をするとは限らず国により逆に変動し、第5図(ii)のケースで第三象限だけでなく他の象限へ移行することもあり得るのである。クレイビスは、世界全体のデータを一括し購買力平価に関する構造的特徴の発見に努めた。これに対し、上記

25) 拙稿「所得と購買力平価からの乖離(1)」香川大学経済論叢 第59巻 第1号1986年。

のわれわれの指摘は、各国または特定グループの国の構造的特徴を個々別々に見出した結果である。これらの点からみて、われわれの今後の課題は、クレイビスの分析を分解し個々別々にその特徴を見出すことにあると言える。

われわれは、上記考察において貿易財と非貿易財に関する詳細な概念区分を省略した。²⁶⁾ クレイビスの検証結果で SN , ST , STI 等の回帰係数に関わる t 値が多くの場合極めて悪いことを考えると、この概念区分の再吟味もなお残されたもう一つの課題と言える。

III

われわれは、第I節において購買力平価からの乖離 (k_t または α_t) を定義するに際し絶対的形式および相対的形式の購買力平価を次のように示した。

$$R_t = k_t(PPP^{abs}) = k_t \frac{P_t}{P_t^*} \quad (\text{絶対的形式}) \quad (1)$$

$$R_t = \alpha_t(PPP^{rel}) = \alpha_t R_0 \frac{P_t/P_0}{P_t^*/P_0^*} = \alpha_t k_0 \frac{P_t}{P_t^*} \quad (\text{相対的形式}) \quad (2)$$

ただし、 $R_0 = k_0 P_0 / P_0^*$ である。いま、絶対的形式での購買力平価の異時点間変化をとる。すなわち、(1)式より

$$\frac{R_t}{R_0} = \frac{k_t}{k_0} \frac{P_t/P_0}{P_0/P_0^*} \quad (\text{絶対的形式}) \quad (43)$$

となる。われわれは、この(43)式と相対的形式の購買力平価すなわち(2)式とを第I節および第II節を通じて同じことを意味するものとして取り扱ってきた。しかしながら、この両者は、異なっている。

単純のために今後、為替相場と絶対的形式の購買力平価との間の乖離がなくしたがつて $k_0 = k_t = 1$ であるとしよう。したがって、(43)式は

$$\frac{R_t}{R_0} = \frac{P_t/P_0}{P_0/P_0^*} \quad (\text{絶対的形式}) \quad (44)$$

26) Goldstein, M. and L. H. Officer, New Measures of Prices and Productivity for Tradable and Nontradable Goods, *Rev. of Income and Wealth*, Vol 25, No. 4, May 1979, pp. 413-27.

である。このような絶対的形式での購買力平価の常時妥当性は、必ずしも相対的形式の購買力平価からの乖離 x_t を 1 とすることにならない。ちなみに、二財のみの世界を考え両形式の購買力平価を定義してみる。 t 時点における物価水準は、両国でそれぞれ $P_t = \alpha_t p_{Tt} + \beta_t p_{Nt}$ と $P_t^* = \alpha_t^* p_{Tt}^* + \beta_t^* p_{Nt}^*$ である。

$$\frac{R_t}{R_0} = \frac{(\alpha_t p_{Tt} + \beta_t p_{Nt}) / (\alpha_t^* p_{Tt}^* + \beta_t^* p_{Nt}^*)}{(\alpha_0 p_{T0} + \beta_0 p_{N0}) / (\alpha_0^* p_{T0}^* + \beta_0^* p_{N0}^*)} \equiv P \quad (\text{絶対的形式}) \quad (45)$$

$$\frac{R_t}{R_0} = x \frac{(\alpha_0 p_{Tt} + \beta_0 p_{Nt}) / (\alpha_0^* p_{Tt}^* + \beta_0^* p_{Nt}^*)}{(\alpha_0 p_{T0} + \beta_0 p_{N0}) / (\alpha_0^* p_{T0}^* + \beta_0^* p_{N0}^*)} = xD \quad (\text{絶対的形式}) \quad (46)$$

この両形式の購買力平価すなわち P と D は

$$\frac{\alpha_t p_{Tt} + \beta_t p_{Nt}}{\alpha_t^* p_{Tt}^* + \beta_t^* p_{Nt}^*} = \frac{\alpha_0 p_{Tt} + \beta_0 p_{Nt}}{\alpha_0^* p_{Tt}^* + \beta_0^* p_{Nt}^*}, \text{ or } \alpha_t = \alpha_0, \beta_t = \beta_0 \quad (47)$$

が成り立つときのみ一致し、通常の場合には異なってくる。すなわち、異時点間の取引量ウェイトに差異があるからである。時間が経過し生産および消費に変化が生じたとしても、物価指数を形成する財の取引量に変動がないならば、 $P = D$ とすることができる。しかしながら、このようなことは起こりそうもないように思われる。いずれにせよ、絶対的形式の購買力平価と相対的形式の購買力平価とのこの不一致の問題を実際のデータを用いて検証してみる必要がある。

オフィサーは、強および弱の購買力平価に関するモデルを設定し、それを用いて P と D の間の関係を計測しようと試みた。²⁷⁾ 彼の言う強 (*strong*) PPP モデルとは、

$$P = D + \varepsilon_1 \quad (48)$$

である。 ε は誤差項を表す。この(48)式は、強素朴 (*strong naive*) PPP モデルすなわち

$$P = I + \varepsilon_2 \quad (49)$$

に対してテストされる。これは、絶対的形式の購買力平価において $P = I$ とす

27) Officer, L. H., The Relationship between Absolute and Relative Purchasing Power Parity, *R. E. Statistics*, Vol LX, No. 4, Nov 1978, pp. 562-68

第8表 強 PPPおよび強素朴モデル
のパーセント誤差：GDP 概念

国名	$\frac{P-D}{P}(\%)$	$\frac{P-I}{P}(\%)$
期間1950-55		
ベルギー	3.16	0.73
デンマーク	-1.15	5.76
フランス	3.57	21.43
ドイツ	-6.35	-2.68
イタリア	-3.32	3.54
オランダ	0	7.54
ノルウェー	-2.67	13.19
UK	-2.52	8.63
絶対値の平均	2.84	7.94
期間1967-70		
ハンガリー	-3.68	-7.36
日本	2.03	3.66
ケニア	-1.10	-7.97
UK	-2.01	1.01
絶対値の平均	2.21	5.00
期間1950-70		
フランス ^a	-0.44	41.46
ドイツ ^a	-7.52	3.76
イタリア ^a	-16.20	5.83
UK ^a	-14.77	14.77
絶対値の平均	9.73	16.46

a：極大サイズ・サンプルのとき除かれる。

ること、すなわち $R_t = R_0$ となることを意味し、基準時点における為替相場 R_0 がそのまま素朴に t 時点でも妥当すると予測することを意味する。²⁸⁾ これに対

28) $k_0 = k_t = 1$ とし絶対的形式の購買力平価が妥当するとの仮定を置く場合、(4)式から、 $\frac{R_t}{R_0} = P$ となる。ここでは、このような場合を考えている。絶対的形式がそのまま妥当するか否かは、はなはだ疑わしいが、ここでの問題外である。それは P と D の間の関係のみが問題であるからである。

I. B. クレイビスによる購買力平価からの乖離

-35-

第9表 強 PPP および強素朴モデルの
パーセント誤差：COL 概念

国名	$\frac{P-D}{P}(\%)$	$\frac{P-I}{P}(\%)$
期間：10年以内		
オーストリア (1954-60)	1.35	2.13
オーストリア (1960-68)	9.01	15.55
フランス (1952-58)	7.17	16.33
イスラエル (1957-61)	25.38	32.34
イスラエル (1961-69)	4.23	22.87
イタリア (1967-72)	-9.17	-7.35
オランダ (1953-60)	-11.79	-2.97
オランダ (1960-67)	4.93	10.98
ニュージーランド (1956-65)	7.04	10.55
ノルウェー (1954-60)	0.31	4.11
スウェーデン (1952-59)	-16.52	-2.67
スイス (1952-57)	5.00	4.82
スイス (1957-64)	-7.70	-7.55
UK (1953-61)	9.30	15.02
ソ連 (1954-58)	-15.29	-22.73
絶対値の平均	8.95	11.86
期間：10～19年		
オーストリア (1954-68) ^a	10.24	17.36
デンマーク (1958-75)	12.51	44.97
フランス (1958-72)	7.83	26.10
イスラエル (1957-69) ^a	28.54	47.81
イタリア (1952-67)	-5.36	12.02
オランダ (1953-67) ^a	-6.28	8.33
ノルウェー (1960-74)	8.02	27.36
スイス (1964-1974/75)	-8.14	4.12
UK (1961-75)	12.57	43.71
絶対値の平均	11.05	25.75
期間：20年以上		
フランス (1952-72) ^a	14.44	38.17
イタリア (1952-72) ^a	-15.02	5.55
ノルウェー (1954-74) ^a	8.31	30.35
スイス (1952-1974/75) ^a	-10.63	1.85
UK (1953-75) ^a	20.70	52.17
US (1953-73)	-2.31	-5.47
絶対値の平均	11.90	22.26

a：極大サイズ・サンプルから除かれる。

し(48)式は、相対的形式で導入される購買力平価 D が $P(= R_t/R_0)$ と一致すること、換言すればその D に R_0 を乗じたものが t 時点の為替相場 R_t になると予測することを意味している。オフィサーは、この強 PPP モデルと強素朴 PPP モデルを用いて、1950 年～1955 年、1967 年～1970 年、1950 年～1970 年の GDP データおよび 1950 年代初頭～1970 年代中葉の種々の期間に亘る生計費 (COL) データをそれぞれ代入し、各々のモデルの誤差のパーセントを求めた。ここで代入される GDP データは経常時点の取引量でウエイトしており、他方 COL データは基準時点の取引量でウエイトしている。第 8 表は GDP データを用いた場合であり、第 9 表は COL データを用いた場合である。GDP データを用いる第 8 表において、パーセント誤差を負とするケースは、強素朴 PPP モデルよりも強 PPP モデルでより多く見出される。強素朴 PPP モデルでは、16 ケースのうちわずか 3 ケースにすぎない。この負のパーセント誤差は、物価指数を用いる購買力平価が絶対的形式の購買力平価の場合と比べてより大きな為替相場 R_t を予測することを示している。他方、パーセント誤差の絶対値をみると、第 8 表では 16 ケースのうち 10 ケースで強 PPP モデルの方がより小さな値を出しており、第 9 表では強 PPP モデルが同様により小さな値を出している。そしてこの場合、反対に強素朴 PPP モデルの方がより小さな値を出すケースは、わずか 8 ケースにすぎない。このような強素朴 PPP モデルと比べた強 PPP モデルの優位性は、各期間のパーセント誤差の絶対値を平均してみると、より鮮明になる。第 8 表および第 9 表ともに強 PPP モデルの方がより小さな値を出しているのである。

オフィサーは、続いて購買力平価の弱 (*weak*) PPP モデルを設定する。

$$P = \alpha + \beta D + \varepsilon_3 \quad (50)$$

ただし、 α 、 β はパラメータである。また β は理論からみて正でなければならぬ。この(50)式は、以前と同じく弱素朴 (*weak naive*) PPP モデルに対してテストされる。弱素朴 PPP モデルとは、

$$P = \gamma + \varepsilon_4 \quad (51)$$

である。(51)式は、 P が一定値 γ であること、したがって R_t が γR_0 に等しく基準時点の為替相場 R_0 の γ 倍が素朴に t 時点でも妥当すると予測することを意

第10表 P と D の相関

サンプル	観測数	相関係数	決定係数
GDP 概念			
1950-55	8	.93	.86
1967-70	4	.92	.84
1950-70	4	.98	.96
極大サイズ	12	.95	.90
COL 概念			
10年以内	15	.64	.41
10~19年	9	.88	.77
20年以上	6	.96	.93
極大サイズ	22	.90	.81

味している。そして D は、強素朴 PPP モデルと同じように P の説明変数として何の役割をも演じないことになる。

(50)式の弱 PPP モデルは、 P と D の間に一次の関係を仮定する。したがって、もし P と D の間の相関係数が有意でなく両者の間に何の相関も見出せないならば、(50)式による分析は初めから意味をなさない。そこで、第8表および第9表のパーセント誤差を用いて P と D の間の相関係数を求めそれが有意となるか否かを調べてみる必要がある。第10表は、その相関係数 (r) と決定係数 (r^2) を示したものである。相関係数は、上記の弱 PPP モデルで指摘したように P と D の間の負の相関をあり得ないこととしており、したがって片側のみで検定して充分である。第10表によると、GDP データによる期間 1950年~1955年の相関係数は、それから得る値 $r^2(n-2)/(1-r^2)$ が 38.41 となり F 分布表 (分子自由度 1, 分母自由度 6) 1%水準の値 13.74 よりも大となり、棄却されることになる。²⁹⁾ すなわち、その相関係数は 1%水準で有意となる。他方、1967年~1970年と 1950年~1970年の相関係数は、それから得る $r^2(n-2)/(1-r^2)$ の値 11.02 と 4.59 からして F 分布表 (分子自由度 1, 分母自由度 2) 1%

29) 森田優三『統計概論』昭和29年 233-240 ページ。ホーエル著・浅井・村上訳『初等統計学』昭和48年 314 ページ。

水準の値 98.49 より小となり採択され有意とはならない。しかし、1950年～1970年の相関係数のみは、5%水準で有意となる。COL データによるものについては、どの期間の相関係数も 1%水準で有意となる。また、そのうち期間 10 年以内のケースについては、5%水準でも有意となる。これらの諸結果は、各サンプルからデータの独立性を考えオーバーラップするものを除き極大サイズ・データを作りそれを用いた相関係数がすべての期間について 1%水準で充分有意になることからして、確かめることができる。以上のことから、われわれは P と D の間に相関係数があることを結論しうるのである。これは、(50)式の弱 PPP モデルにとって有利である。

この P と D の関係は、進んで(50)式と(51)式を回帰式とみてその回帰係数を最小自乗法により求めて確かめることができる。使用されるデータは、第 10 表に示された極大サイズ (GDP データ 12, COL データ 22) である。以下の(52)式は弱 PPP モデルにおいて GDP データを用いた結果であり、(53)式はそれに関し COL データを用いた結果である。ただし、括弧内数値は、各係数の標準誤差である。

$$P = -0.0666 + 1.0525D \quad \bar{R}^2 = 0.89, \text{SEE} = 0.0322 \\ (0.1188) \quad (0.1118) \quad n = 12 \quad (52)$$

$$P = -0.4066 + 1.3948D \quad \bar{R}^2 = 0.81, \text{SEE} = 0.114 \\ (0.1699) \quad (0.1487) \quad n = 22 \quad (53)$$

他方弱素朴 PPP モデルは、 $P = \gamma \cdot I + \varepsilon_t$ の形の回帰式と考えると、 γ の推定値を従属変数の平均値 \bar{P} に等しいものとすることができる。そこで、 $\hat{\gamma}$ は、GDP データで $\hat{\gamma} = \bar{P} = 1.0488$, COL データで $\hat{\gamma} = \bar{P} = 1.1709$ となる。

弱 PPP モデル(50)式は、上記のように相関係数 (r) の分析によって P と D の間に相関のあることを確かめた。そこで、(50)式に関わる(52)式と(53)式回帰係数推定値 ($\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$) を用いて、その他のモデルの係数の推定値がそれと同じと考え得るか否かを確かめてみる。われわれは、弱素朴 PPP モデルを(50)式の α の値が \bar{P} となり β の値がゼロとなったケースであり、他方強 PPP モデルを α の値がゼロとなり β の値が 1 となったケース、強素朴 PPP モデルを α の値が 1 となり β の値がゼロとなったケースであるとして、すべて統一的に解釈すること

第11表 モデルの集計

モデル	α の 値	β の 値	F(エフ)統計量	
			GDP 概 念	COL 概 念
弱 PPP	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	—	—
弱 素 朴	\bar{P}	0	44.24	44.03
強 PPP	0	1	0.81	4.86
強 素 朴	1	0	58.07	68.51

ができる。そこで、これら各 PPP モデルについて、

$$F = \frac{n(\bar{\alpha} - \alpha)^2 + 2n\bar{D}(\bar{\alpha} - \alpha)(\bar{\beta} - \beta) + \sum D^2(\bar{\beta} - \beta)^2}{2s^2} \quad (54)$$

の値を求める。³⁰⁾ 第11表の第4列と第5列はそれらを示したものである。この値をF分布表(自由度2, $n-2$)の値と比較する。その結果、GDPデータによる強および弱のPPPモデルは自由度(2, 10)の極端に低い0.05%水準で(F分布表の値17.9)棄却され、他方強PPPモデルは40%の高い水準ですら(F分布表の値0.916以上)棄却されることがない。COLデータを用いた場合にも、F分布表の自由度(2, 20)において、強および弱の両素朴PPPモデルは0.05%水準で(F分布表の値11.4)棄却され、強PPPモデルは40%の高い水準(F分布表の値0.916)ですら棄却されることがない。COLデータを用いた場合にもF分布表の自由度(2, 20)において、強および弱の両PPPモデルは0.05%水準(F分布表の値11.4)で棄却され、強PPPモデルは1%水準(F分布表の値5.85)では棄却されることがない。しかしながら、それは5%水準(F分布表の値3.49)になると棄却される。かくして、GDPデータの使用は、COLデータの使用と比べてFテストで棄却されるケースがそれだけ少ないことになる。

以上、われわれは、パーセント誤差の大小による検証と相関係数および最小

30) J. ジョンストン、竹内啓・他訳『計量経済学の方法』昭和56年、32ページ。 H_0 は、 $\alpha = \bar{\alpha}$ 、 $\beta = \bar{\beta}$ である。したがって、 P と D が相互に関係ある場合仮設 H_0 を採択する必要がある。

自乗法による回帰係数の導出またそれを用いた各種モデルの回帰係数に関する F テスト等を通じて、 P と D の間に相関関係があること、しかも COL データより GDP データを使用するのがより優れていることを考察した。かくして、絶対的形式と相対的形式の購買力平価は、互いに密接に関係しており、そのどちらを使用したとしても特別の問題を生じないことになる。

第 I 節において要約した如く、われわれは、かつて絶対的形式と相対的形式の購買力平価についてその乖離の変化率を問題にし、両者を区別せずに取り扱ってきた。ここに言うわれわれの絶対的形式による購買力平価からの乖離の変化率 (dk/k) とは、絶対的形式の購買力平価の異時点間比較、したがって上記の P に関係したものである。他方、われわれの相対的形式による購買力平価からの乖離の変化率 (dx/x) とは、基準時点を一定にして t 時点を移動させた場合の乖離の変動率であり、したがって上記の D に関係したものである。ゆえに本節のオフィサーによる P と D の間の密接な関係の存在に関する実証研究は、われわれの分析に大きな示唆を与えるものであると言える。