

「近年におけるバラッサ・サミュエルソン効果の変動」

— 実質為替レート・内外価格差の検証 —

武蔵大学大学院 経済学研究科  
経済・経営・ファイナンス専攻  
2022年度 博士後期課程修了見込

門多 治

指導教授 伊藤成康

## 目次

序章	研究の動機-----	1
第2章	実質為替レートとバラッサ＝サミュエルソン効果についての実証結果-----	6
第3章	BS仮説の枠組みの改良と理論的深化：展望と評価-----	23
第4章	BS仮説をめぐる実証研究の展望と評価-----	28
第5章	日本での内外価格差問題-----	37
終章	結語-----	46
付録1	BS仮説・実質為替レートの要因分解-----	48
付録2	パネルデータベースと統計的性質-----	58
付録3	生産性・投資比率・輸出競争力の比較-----	66
付録4	相対価格と労働生産性の各国時系列推移-----	75
付録5	物価指数の選択と購買力平価-----	78
注-----		81
参考文献-----		85

## 序章 研究の動機

本論文では、実質為替レートの長期動向と関連が深い、バラッサ=サミュエルソン (BS) 効果について、その変動と背景を巡る最近年での動きを中心にとりまとめる。

本稿の構成は以下の通りである。序章で研究の動機を簡単に述べる。第2章では、BS 効果について、先行研究での実証成果を、OECD20 カ国の新しいパネルデータを用いて再検証した結果を紹介する。BS 効果は、最近年でも有意に存在するものの、その規模は小さくなってきている。ついで第3章では、2章での実証結果の解釈として、BS 効果を低減させる可能性のある実体経済の構造変化、それを受けた BS 仮説の一般化・拡張などにつき理論面からアプローチした最近の研究を紹介する。第4章では、BS 仮説の適切さを巡る実証研究の展望と評価を行う。第5章では日本の内外価格差問題を振り返り、終章はまとめである(注1-1)。

### 1-1. ニーズが強い実質為替レートの動態

筆者の興味を中心はマクロ経済動向にあるが、今回、国際マクロ経済学のなかでも実質為替レート (Real Exchange Rate, RER, 注1-2) の動態を研究の主題とした理由は3点ある。

第1に国際マクロ政策面での活用の幅広さである。政策決定において、実質為替レート (RER) は激動する国際マクロ経済動向を把握・判定するにあたって、重要な指標として注目されてきた。Chinn (2006) を参考に、具体的な局面を含め挙げてみる。

1点目は、通貨危機のサインの役割である。どこまで通貨の実質為替レート (以下 RER) の過大評価が進めば通貨危機の引き金を引くのか、という点である。2点目は、1点目と関連するが、自国の貿易赤字額を評価する独立変数としての役割である。どの程度の RER の変化が、貿易フローの調整を始めるきっかけになるのか、という点である。これは、米国・中国・日本などの政策当局にとって重要な情報である。これら Chinn (2006) が指摘したようなニーズは、その後のリーマン危機を経てますます高まっている。

そして第3には長期均衡為替レートとの関連である。グローバル経済の長期均衡モデルのなかで、生産性格差動向と相対価格の集約的な計測手段として、また、BS 効果の発現度合いを示す指標として一定の役割を果たしてきた。

このように、実質為替レートは、多くの国際金融・経済政策上の論点の判断指標として重要な指標となりうると期待され、その下で RER について多くの研究が進められてきた。本研究もそのような研究の一つとして位置づけられる。

筆者が RER を取り上げた動機の第2は、内外価格差問題である。1990年代に日本で大きな問題となった内外価格差は、実質為替レートの問題そのものである。この問題は、中間財では引き続き大きな問題として残っており(門多(2021a)参照)、マクロベースでの内外価格差問題も円高急伸の際には再燃する可能性がある。

内外価格差は以下のように定義される：

$$\text{内外価格差} = \text{購買力平価} / \text{名目為替レート}$$

この定義から明らかなように、内外価格差は RER の逆数のため、動きは相互に連動する（図 5-1, 図 5-6 参照）。また、購買力平価のベースの物価として何を使用するにせよ、為替レートの自国通貨高（日本の場合円高）は内外価格差の拡大要因であり、物価面では、海外の物価上昇が国内の物価上昇を上回り、二国間の物価上昇率格差が開く（拡大する）時には、内外価格差が縮小する要因となる。内外価格差問題を検証することは、まさに RER そのものを検証することにつながる。

第 3 に、Chinn（2006）も暗に指摘していたところだが、開放マクロ経済の長期均衡を考察するうえで、RER は産出量、消費水準などと並んで、最重要変数である点である。この点は多くの既存研究で指摘されており、たとえば Itskhoki（2020）は、「RER は本質的にフルモデル構造や政策レジームに依存する一般均衡的な変数である。RER を検討する際には、ホームバイアス、支出スイッチングや財市場での販売につながる価格へのパススルー、不完全な国際リスクシェアリング、国ごとの財政制約、金融政策レジームなど、幅広く注目して検討すべきである」としている。

## 1-2. 長期の均衡為替レート決定理論における実質為替レートの理論的位置付け

### 1) 購買力平価（PPP）仮説

短期の実質為替レート（名目）の安定を求めることは難しいものの、変動相場制導入以降、経済の安定成長を志向する政策担当者は、しばしば長期的な為替レートの安定を求めてきた。長期の均衡為替レートの水準がどの程度なのか、均衡水準の決定や、そこへの調整はどのようなメカニズムで行われるのかなどを知りたいというニーズは強い。その際に重要なメルクマールとなってきたのが実質為替レート（RER）である。

歴史的に辿ると、購買力平価（PPP）仮説が中心的な役割を果たし、PPP をベースとして RER を巡る理論は拡張、もしくは一般化されてきた。並行して、国際金融機関などでは、実務的なニーズから Behavioral Equilibrium Exchange Rate（BEER）、Fundamental Equilibrium Exchange Rate（FEER）等が活用されてきたという経緯がある。以下でこれらについて簡単に振り返ってみよう。

まず購買力平価（PPP）仮説である。この仮説の成立の前提としては一物一価の法則がある。

一物一価の法則（Law of One Price: LOP）とは、同一財の価格は国内と海外、例えば日米二国間で考えた場合原則一致し、それが通貨の交換比率を決めるというものである。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 LOP である。この成立を期待する根拠としては、貿易財についての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  $P_t$ （\*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、LOP は下記（２）のような、少し弱い条件で定義される。

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

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。ただし、実質為替レートは相対的 PPP も含めて、長期均衡値から乖離することも多く、その原因はさまざまであり、多くの議論を呼んできた。主な論点としては、貿易財での LOP の成立そのものや、生産性・相対価格動向に関連したバラッサ＝サミュエルソン仮説にもとづく BS 効果（Balassa-Samuelson effects）などがある。長期均衡値からの乖離が長期化する場合もあるものの、実質為替レートや国際金融の基本的な分析を進めるためのスタート台として PPP 仮説は重要である。

## 2) 購買力平価（PPP）仮説の一般化とバラッサ＝サミュエルソン（BS）仮説

前項で挙げたバラッサ＝サミュエルソン（BS）仮説とは以下のようなものである。

まず、貿易財で一物一価の法則（LOP）が成立しているものとする。高成長経済では生産性成長は貿易財部門に集中して起こりがちである。その結果、貿易財部門では物価上昇を伴わずに賃金上昇が進む。名目為替レートが変わらず貿易財価格の LOP が成立する一方で、非貿易財部門の労働者は貿易財部門と同様の賃金上昇を要求し、それは実現する（部門間の賃金均等化）。これを受けて消費者物価は全般に上昇する。この時、消費者物価ベースで評価すると、自国通貨は過大に評価されていることとなる。重要な仮定は生産性成長が貿易財部門において、より高いという点にある。注意すべき点は、非貿易財部門の方が労働集約的である限り、貿易財と非貿易財部門の両部門が均整成長する場合でも、非貿易財の相対価格は上昇することである。

BS 仮説は PPP 仮説のアンチテーゼでもあるが、ある意味では PPP 仮説を最小限一般化したもの、拡張したものという側面もある（注 1-3）。仮説の実現はやや長期にわたるものであり、以下では BS 仮説の検証を通じて、グローバルな実質為替レートの長期均衡を検証することになる。短期・中期では経常収支、対外純資産、金利要因など名目要因が為替レート変動にとっては重要であろうが、本稿ではそれらの要因が平準化された長期の姿を重視する立場をとる。

本稿では深く掘り下げはしないものの、次節では、実質為替レートの長期均衡モデルの有力な代替案である BEER, FEER について簡単に触れておく。

### 3) BEER, FEER

BEER, FEER は国際金融論の研究者らにより明確な概念規定が与えられる一方で, IMF 等の国際機関において, 均衡為替レートを推定する実務的ニーズに応える形で活用されてきた。

BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate) は, 「均衡為替レート」自体を指し示すものというより, 短期の実質為替レート動向をグローバル経済の長期均衡に対応する均衡実質為替レートと, それからの乖離の合成として捉える包括的アプローチを指す言葉であり, BEER という呼称を初めて使用したといわれる Clark-MacDonald(1999)によれば, 次のような構成要素からなっている (金京(2010)をも参照のこと)。

$$\begin{aligned}q_t &= E_t(q_{t+1}) + r_t^* - r_t + \pi_t && (\text{カバーなし金利裁定式}), \\E_t(q_{t+1}) &= f(tnt_t, nfa_t, tot_t) && (\text{実質為替レート予想}), \\ \pi_t &= g(gdebt_t, gdebt_t^*) && (\text{通貨に関するリスク・プレミアム})\end{aligned}$$

ここで,  $t$  と  $*$  は時点と外国変数を表す添字であり,  $q_t$ : 邦貨建て実質為替レートの対数変換値,  $r_t$ : 国内実質金利,  $r_t^*$ : 外国実質金利,  $\pi_t$ : 外国通貨の自国通貨に対してのリスク・プレミアム,  $E_t(q_{t+1})$ : 予想実質為替レート,  $tnt_t$ : 非貿易財の貿易財に対する相対価格の内外格差,  $nfa_t$ : 対外純資産残高,  $tot_t$ : 交易条件,  $gdebt_t$ : 公的債務残高対 GDP 比,  $gdebt_t^*$ : 同上外国変数, である。第二の式の  $E_t(q_{t+1})$  は 1 期先の実質為替レート予想を表すものであり, 合理的期待形成仮説の下では, 各種のファンダメンタルズに依存して決まる実質為替レートの長期的な均衡予想値に収斂していくものと考えられている。この長期均衡実質為替レートの決定メカニズムの構成から, BEER が為替レートの長期と短期の動向を包括的に捉えようとする巧みな接近法であるとみてとれる。実質為替レートの長期動向に  $tnt$  や  $tot$  が影響を与える点については, 本稿第 2 章以下でも詳述するが, 対外資産残高への依存については, たとえば, 通時的な最適国際分散投資の観点から説明可能である。金京(2010)は, 「BEER は, 為替レートとファンダメンタルズの均衡関係を共和分という形で明示的に示すことで, 為替レートの変動要因を明らかにする。すなわち, 為替レートの変動が一時的な攪乱要因によるものなのか, 又はファンダメンタルズの変化によるものなのか, 後者の場合, どのようなファンダメンタルズの変化によるものなのか, などについて分析を可能とする。」と述べている。

BEER を前提とする代表的実証研究としては, Ricci, Ferretti & Lee (2013) がある。Ricci らは 48 カ国を対象に, RER と経済ファンダメンタルズとの間のパネル共和分関係を検証した。ファンダメンタルズ諸変数としては生産性格差, 対外不均衡, 商品価格ベースの交易条件 (TOT) を用いており, 消費者物価指数ベースの RER と TOT との間で強い長期的な関係があること, また, 貿易財と非貿易財との間の生産性成長格差は小さいながらも統計的には有意であり, BS 効果が存在することが確認されている。さらに, 対外純資産や政府消費の増加, 貿易制限措置は RER を増価させる方向に働くとの実証結果も得ている。

また, 日本でも, 2019 年に日本経済研究センター (JCER) が, BEER 方式により均衡円ド

ルレートを出して公表し、その後も継続的に実施している。そこでは、BS 効果の代理変数として生産者価格 (PPI) /消費者物価 (CPI) 比率が使用されている (渡部・小野寺・田原 (2019) , Rothko Research (2018)) .

一方、FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate) は、国内均衡を示す完全雇用水準での経常収支の均衡、あるいは中期の平均的な経常収支水準 (対外均衡、過去の平均を使用) をもたらす RER を純資本フロー等を考慮して求めるものである。これは為替レートの規範的な水準を求めるものであり、漸近的に近づいていく目標値という意味合いをもっているわけではないが、実務家の間では、BEER と並んで均衡為替レート決定理論の一つとして注目されている (Cline-Williamson (2011)) .

## 第2章 実質為替レートとバラッサ＝サミュエルソン効果について

### の実証結果

今回、新たに作成したパネルデータベースを用いて、BS 効果についての先行研究での頑健性を確認したところ、それが近年でも有意であることを確認した。本章では先行研究である Strauss-Ferris (1996) などの紹介のあと、その再検証結果を紹介する（注 2-1）。

#### 2-1. BS モデルとその前提条件について

Balassa(1964), Samuelson(1964)は必ずしもフォーマルでない記述が多いものの、彼らは下記の3点を前提として議論を展開しているように思われる。

- ① 賃金は貿易財部門生産性にリンクする。非貿易財部門の賃金は、自部門の生産性でなく、貿易財部門の賃金により決定される。
- ② 各国間の平均的な生産性格差は、非貿易財よりも貿易財部門で大きい。
- ③ 非貿易財部門での海外との生産性格差は無視してよい。

の3点である。①は非製造業部門の賃金が、自部門の生産性でなく製造業の賃金に依存するという特異なものであった。ただし、バラッサは、より生産性の格差を重視し、賃金は均等化するとしてさほど重視していなかった（注 2-2）。これらの前提条件を重視し、忠実に検証した実証研究に Strauss-Ferris(1996)がある。次節ではその概要を紹介する。

#### 2-2. Strauss-Ferris(1996)のモデルと主要分析結果

Strauss-Ferris(1996)は、BS モデルの前提条件を 1990 年まで 20 年間の OECD データで検証し、前提条件のすべてが成立しているとはいえないことを示した。本節では、彼らが分析の際に準拠したモデルと、実証結果とを簡単に振り返る。

Strauss-Ferris(1996)はまず、貿易財について購買力平價説（Purchasing Power Parities: PPP）が成立すると想定し、以下のようなモデルを考えた。

$$(1) \ln(e) + \ln(p^T) - \ln(p^{T*}) + k = 0$$

$$(2) \ln(p) = (1-\alpha)\ln(p^T) + \alpha\ln(p^{NT})$$

$$(3) \ln(p^*) = (1-\alpha^*)\ln(p^{T*}) + \alpha^*\ln(p^{NT*})$$

マクロ物価水準  $p$  は、貿易財価格  $p^T$  と非貿易財価格  $p^{NT}$  の幾何平均により構成される（外国についても同様に、上付きの \* で外国の当該変数を表す）、 $\ln(\cdot)$  は対数関数を表す。他の変数、パラメーターについては次の通り：

$\alpha$  : 非貿易財シェア（ $1-\alpha$  は貿易財シェア）

$e$  : 外国通貨の価格を示す外貨建名目為替レート

$k$  : 定数



ここで、実質為替レート（RER） $q$ が、内外物価水準でデフレートされた為替レートとして次のように定義される。

$$(4) \ln(q) = \ln(e) + \ln(p) - \ln(p^*)$$

便宜  $k=0$  と仮定して、(1) ~ (3) を (4) に代入すると、(5) 式のように RER が内外の貿易財価格と非貿易財価格の関数として表される。

$$(5) \ln(q) = \alpha(\ln(p^{NT}) - \ln(p^T)) - \alpha^*(\ln(p^{NT*}) - \ln(p^{T*}))$$

RER は国内で非貿易財価格が貿易財価格よりも速く上昇すれば増価し、海外で非貿易財価格が貿易財よりも速く上昇すれば減価する。では、内外の非貿易財の相対価格の変動はどこからくるのか。もし生産物市場が完全競争的であれば、各部門で企業は単位労働コスト（限界生産性でデフレートした賃金）を反映して (6) 式のように価格を決定する。

$$(6) \begin{aligned} p^T &= w^T / \alpha^T \\ p^{NT} &= w^{NT} / \alpha^{NT} \\ p^{T*} &= w^{T*} / \alpha^{T*} \\ p^{NT*} &= w^{NT*} / \alpha^{NT*} \end{aligned}$$

ここで、 $w^T$ ：国内貿易財部門の賃金率、 $w^{NT}$ ：国内非貿易財部門の賃金率、 $\alpha^T$ ：国内貿易財部門における労働の限界生産性、 $\alpha^{NT}$ ：国内非貿易財部門における労働の限界生産性（実証分析に際しては、Cobb-Douglas 型生産関数を想定し、限界生産性を平均生産性×定数で置き換える）。

非貿易財の相対価格の変動は、両部門の生産性・賃金の変動により説明される。

$$(7) \begin{aligned} p^{NT}/p^T &= (\alpha^T/\alpha^{NT})(w^{NT}/w^T) \\ p^{NT*}/p^{T*} &= (\alpha^{T*}/\alpha^{NT*})(w^{NT*}/w^{T*}) \end{aligned}$$

この式は、非貿易財の相対価格が両部門の生産性と賃金の関係によって決定されることを示している。非貿易財部門の相対価格は、もし賃金と生産性がリンクしていれば、成長率の高い経済と低い経済とで、実質的にさほど違わない。(7) を (5) 式に代入することにより、実質為替レートは次のように表される。

$$(8) \begin{aligned} \ln(q) &= \ln(e) - \ln(p/p^*) \\ &= -\alpha \ln((\alpha^T/\alpha^{NT})(w^{NT}/w^T)) + \alpha^* \ln((\alpha^{T*}/\alpha^{NT*})(w^{NT*}/w^{T*})) \end{aligned}$$

(8) 式は、PPP と実質為替レートとが内外の貿易財部門と非貿易財部門の部門別生産性と賃金の関数であることを示す。Strauss-Ferris(1996)は賃金と生産性が乖離する理由として2点を指摘している。第一に、賃金と生産性は攪乱要因の影響を受け、短期的に変動しやすいこと、第二に、一般的に、税率とFRINGE BENEFIT（雇用者（企業）から被雇用者への給与以外の無形の恩恵）は経時的に増加するため、税込み賃金と生産性上昇率の間には差が生じること、の2点である。

もし両部門間で労働移動が迅速に生じれば、賃金均等化がおこる ( $w^{NT} = w^T$ )。 (7) によれば、貿易財部門の生産性上昇が速く、高成長の国は、非貿易財の価格が高い。バラッサは「国際間で、貿易財部門よりもサービス部門の生産性が低ければ、生産性が高い国のサ

ービス価格はより高くなる」と指摘している (Balassa(1964) P.586) . もし, 自由な労働移動の下で賃金均等が実現すれば, (8) は以下ようになる (Strauss-Ferris(1996)は賃金均等化が成立していなければ, (8) を用いれば良いとしている) .

$$(8a) \ln(q) = -\alpha \ln(\alpha^T/\alpha^{NT}) + \alpha^* \ln(\alpha^{T^*}/\alpha^{NT^*})$$

この場合, 貿易財部門の生産性が上昇すれば, 低い貿易財価格と実質為替レートの増価を意味する. すなわち, (8a) 式は, 「実質為替レートと PPP とが, 両部門の異なる生産性上昇率の関数である」ということを意味する. この等式は, 「二国間での貿易財部門間の生産性格差が大きいほど, 賃金とサービス価格との差, ひいては PPP と均衡為替レートとのギャップは大きい」というバラッサの観察を支持する.

以上のようなアプローチの下で, 1970~90 年の OECD データを用いて彼らが得た主な結果は以下の通りである (表 2-1 下) .

- 1) 生産性上昇率は, 貿易財部門の各国内での時系列での平均 (以下, 同様) が, すべての国で非貿易財部門より高い. Paired-sample method(PS 法, 均一分散の下で二つのデータグループの数値が同一母集団に属するかを検定する手法) によれば, 「貿易財と非貿易財部門の生産性上昇率の平均は等しい」との帰無仮説 ( $H_0$ ) は, 14 カ国のうち 11 カ国 (79%) で 1% または 5% の有意水準で棄却された. 差が正で有意に非ゼロのため, BS 仮説と整合的といえる.
- 2) 賃金上昇率は, 貿易財部門の平均が, すべての国で非貿易財部門より高く, かつ 1% 以上の差がある. 「貿易財部門と非貿易財部門の実質賃金上昇率の平均は等しい」との帰無仮説 ( $H_0$ ) は, 14 カ国のうち 10 カ国 (71%) で 1% あるいは 5% の有意水準で棄却され, 両部門の賃金上昇率が均等との BS 仮説の前提は成立しない.
- 3) 「貿易財部門での実質賃金と生産性上昇率の平均は等しい」との帰無仮説 ( $H_0$ ) は, 14 カ国のうち 3 カ国 (21%) でのみ, 1% あるいは 5% の有意水準で棄却されるにとどまり, 両者がリンクするとの BS 仮説の前提は成立する. また, 「非貿易財部門での実質賃金と生産性上昇率の平均は等しい」との帰無仮説 ( $H_0$ ) は, 14 カ国すべてで 1% あるいは 5% の有意水準で棄却できない. すなわち, 賃金と生産性のこの関係は両部門で成立する.

したがって 2) の賃金均等化不成立と合わせれば, 非貿易財部門の賃金上昇は自部門の生産性上昇にリンクし, 貿易財部門の賃金にはリンクしない.

表 2-1 平均成長率の差の評価結果新旧比較

		a. 部門間生産性格差	b. 部門間賃金格差	c. 貿易財部門	d. 非貿易財部門
	データ数	T財部門-NT財部門	T財部門-NT財部門	賃金vs生産性上昇率	賃金vs生産性上昇率
(今回)					
散布図観察結果 (時系列平均上昇率の散布図)		1976-95年平均では米国含む9カ国すべての国でT財部門>NT財部門。1996-2018年には20カ国のうち18カ国、後半(10-18)は17カ国でT財部門>NT財部門	1976-95年には米国除くパネルA 8カ国すべてで1%以上の差でT財部門>NT財部門。1996-18年には20カ国のうち14カ国でT財部門>NT財部門(前半12カ国、後半15カ国)	1976-95年にはパネルA9カ国のうち3カ国で、1996-2018年には20カ国のうち7カ国で賃金上昇率が1%以上生産性上昇率を下回る	SF(96)と同じく、差がないとの帰無仮説は支持されず。パネルデータも同様に不支持。
帰無仮説 (Ho)		$\alpha^T - \alpha^{NT} = 0$	$w^T - w^{NT} = 0$	$w^T - \alpha^T = 0$	$w^{NT} - \alpha^{NT} = 0$
期間・データ数及び棄却割合	各国23個 1996-2018年	45%(9/20カ国)	30%(6/20カ国)	5%(1/20カ国)	0%(0/20カ国)
パネルデータ(世界計)	460	1%有意	1%有意	1%有意	-
平均値の差がゼロとのHoを国毎にt検定した結果		差は正ながら、非ゼロ有意の国は減少(79%→45%)	均等化はSF(96)より傾向的に少し多くみられる		
Strauss and Ferris(1996)		a	b	c	d
散布図観察結果 (時系列平均上昇率の散布図)		すべての国でT財部門>NT財部門	すべての国で T財部門>NT財部門が成立し、かつ1%以上の差あり。	賃金は生産性にリンクするとの関係は両部門で成立。	bの賃金均等化不成立とcとを合わせれば、NT財部門の賃金成長は自部門の生産性成長にリンクし、T財部門の賃金成長にはリンクしない
帰無仮説 (Ho)		$\alpha^T - \alpha^{NT} = 0$	$w^T - w^{NT} = 0$	$w^T - \alpha^T = 0$	$w^{NT} - \alpha^{NT} = 0$
期間・データ数及び棄却割合	14カ国各々 21個 1970-90年	79%(11/14カ国)	71%(10/14カ国)	86%(12/14カ国)	0%(0/14カ国)
Paired-Sample method(PS法)		3カ国を除く79%の国で両部門の生産性上昇率が等しい、との帰無仮説は有意に棄却	部門別賃金上昇率均等化のBS仮説の前提は不成立	14カ国のうち2カ国(ノルウェイ、カナダ)除く86%の国で、生産性と賃金上昇率の均等化成立	すべての国で「生産性上昇率と賃金上昇率に差なし」との帰無仮説は支持されず

(注) 今回の分析結果と、下部は Strauss-Ferris(1996) 表 I (P.334) での 14カ国・地域(注2-3), 1970~80年データでの分析結果. 貿易財部門は T財部門, 非貿易財部門は NT財部門と略記.

以上のように Strauss-Ferris(1996)は、前年比上昇率データでの散布図, PS法での統計的チェック, プール回帰によって1)~3)のような結果を得た(注2-4).

次の2-2では、今回、最新の OECD データから構築したパネルデータベースについて解説し、2-3で、上記1)~3)などに関連して、近年における BS 仮説の前提条件の成立如何を検証する。さらに、2-4では、Strauss-Ferris と同様の意図に沿い、BS 効果に関するパネル回帰、パネル共和分回帰分析などの新しい手法を用いた検証に進む。

### 2-3. データと統計的性質

本節では、今回の実証分析で使用した経済時系列データについて解説し、そのダイナミック・プロパティ（時系列での統計的性質）を検証した結果を紹介する。

#### 1) データ

部門別データは、OECD21カ国を対象とし、OECD STAN データベース 2020年版から作成した。英国など一部は政府データで補完した。

業種分類については、貿易財部門は、製造業、農林業、鉱業、建設、エネルギーの合計、非貿易財部門は、公的サービスを含むサービスセクターの合計とした（注 2-5）。生産者価格は各国の名目生産額/実質生産額（2015年価格）から、生産性データは雇用者（就業者）当り実質生産額から作成した。また、実質賃金は、名目雇用者報酬 /（生産者価格×雇用者数）として作成した。すべてのデータは対数変換値を用いている。

パネルデータは、1970～80年代のデータの有無を考慮し、パネル A 8カ国（1976～2018年）、とパネル B 20カ国（1995～2018年）とに分けて整備した。

70年代からデータが整備されている国々を対象とするパネル A は、オーストリア、デンマーク、フィンランド、フランス、イタリア、日本、オランダ、ノルウェイからなる。パネル B は、パネル BH12カ国と、パネル BM8カ国に分かれ、パネル BH はパネル A の 8カ国にベルギー、ドイツ、スイス、英国を加えた 12カ国である。パネル BM はエストニア、ハンガリー、ラトヴィア、ポーランド、ポルトガル、スロバキア、チェコ、メキシコの 8カ国からなる。パネル BH とパネル BM とは、一人当り GNI（2018年 PPP）の水準が日本を上回るかどうかで区分した（注 2-6、付録 2-1 参照）。パネル BM には CEE 諸国 6カ国が含まれ、CEE 諸国のみでパネルを作成することも検討したが、データ数を増やしたいため、一人当り GNI の水準を考慮してポルトガルとメキシコを加えた。従ってパネル BH は、対象の OECD20カ国（米国を加えれば 21カ国）の中で相対的に所得水準が高い 12カ国からなり、BM は相対的に所得が低い 8カ国からなっている（以下では、異論もあろうが、便宜的にそれぞれ「高所得国」「中所得国」と呼称）。

また、対外（内外）比較の際の基準国としては米国を選んだ。

#### 2) 使用時系列データのトレンドプロパティ

ここでは、分析の事前準備として、実証分析で使用した経済時系列データの統計的性質を検証した結果を述べる（注 2-7）。

##### i) パネル A（8カ国、1976～2018年）

パネル BH の一部 8カ国については 1970年代からデータが取得できたため、パネル A としてデータベースを整備した。主要変数に関するパネル単位根検定では対数変換値について  $I(0)$  とは確認できず、その階差系列で CIPS 検定（Cross-sectionally Augmented IPS、パネル横断面従属性（cross-dependency）に対応したパネル単位根検定手法）を行った結果、 $I(1)$  であることが確認できた。

統計的性質の確認結果の詳細は、パネル横断面従属性検定、パネル単位根検定、パネル共和分検定などについて付録2の表1, 表2a, 表2-3-1に示している。手順としては、まず、パネル横断面従属性の存在を確認したうえで、貿易財及び非貿易財両部門の生産者価格の国内格差、両部門の労働生産性の国内格差、実質為替レート（生産者価格ベース）について、CIPS検定を行った（注2-8）。手順としては、対数変換値について $I(0)$ であることが確認できた場合は、その時点で検定は終了、確認できない場合はその階差系列でCIPS検定を行って $I(1)$ かどうかを確認し、確認できた場合にはパネル共和分検定、パネル共和分回帰に進むということになる。

結果をみると、パネルAのデータで貿易財と非貿易財両部門の生産者価格の差、両部門の労働生産性の差、実質為替レート（生産者価格ベース）については $I(1)$ と確認された（付録2表1, 表2a）。付録2表1にあるように、クロスセクションでの従属性が確認されたため、CIPS単位根検定を行った。BS仮説の検証については、パネル共和分検定により主要変数間に共和分関係が存在することを確認したうえで、パネル共和分回帰分析を進めた（付録2表2-3-1）。

#### ii) パネルB（20カ国, 1995～2018年）

パネルBは所得水準により2グループに分けた。高所得国のパネルBHは12カ国からなり、うち8カ国は70年代からデータがあるパネルA対象国と同一である。また、中所得国のパネルBMは8カ国からなり、計20カ国について、それぞれに対してパネル単位根検定を行った。その結果、パネルAと同様に、パネル横断面従属性が存在することが確認されたため（付録2表1）、貿易財及び非貿易財両部門の生産者価格、その国内格差、両部門の労働生産性、その国内格差、実質為替レート（生産者価格ベース）、生産者価格（対米価格差、非貿易財）について、CIPS検定を行った。

まず、パネルBH（高所得国）のデータの性質は以下ようになった。貿易財非貿易財両部門の生産者価格、その国内格差、両部門労働生産性、その国内格差については $I(0)$ と確認された。これはパネルAに関する結果と対照的であるが、対象国が増えたこと、ならびにサンプル期間が短縮されたことによる。これらについては、通常のプーリング回帰、または、固定効果モデルあるいはランダム効果モデルに対応するパネル重回帰分析が可能である。一方、実質為替レート（生産者価格ベース）、生産者価格（対米価格差、非貿易財）については $I(1)$ と確認された。これらは長期的にパネル共和分の関係にあることが確認できたため、前段の国内相対価格方程式の扱いとは異なるが、パネル共和分回帰分析に進んだ（付録2表2h-1～3, 表2-3-2）。

次に、パネルBM（中所得国）のデータについては、両部門の生産者価格、労働生産性と、それぞれの部門間国内格差に加えて、実質為替レート（生産者価格ベース）が $I(0)$ と確認された。また、生産者価格（対米価格差、非貿易財）については $I(1)$ と確認された。この結果に応じて、パネル重回帰分析（固定効果モデルあるいはランダム効果モデル）、あるいは、パネル共和分回帰分析を進めた（付録2表2m-1～3, 表2-3-3）。

## 2-4. パネルデータベースによる実証分析結果

本節では、3 節で紹介したパネルデータベースを用いた分析結果を述べる。

まず、Strauss-Ferris(1996)と同様の観点から、生産者価格、生産性、実質賃金の各国の時系列での部門別平均上昇率の期間別散布図を観察し、その後、それら国内変数の特徴についての統計的性質を確認した結果を示す。次に、実質為替レートを加えた内外主要変数について、パネル共和分検定、パネル共和分回帰等の結果を含め紹介する。その後、実証結果について若干の考察を行う。

### 1) 生産性・賃金上昇率と内々価格差

#### a. 生産性上昇率の二部門間の差 ( $\alpha^T - \alpha^{NT}$ )

まず、各国での時系列平均生産性上昇率を非貿易財部門（横軸）、貿易財部門（縦軸）別にプロットしてみた（図 2-1）。2018 年までの 40 年余りの期間を半分ずつに二分しており、左図はパネル A に米国を加えた OECD9 カ国の 1976～95 年平均、右図はパネル B に米国を加えた同 20 カ国の 1996～2018 年平均である。図のように、前期（1976～95 年）には 9 カ国すべての国で、後期（1996～2018 年）には 2 カ国（メキシコ、ノルウェイ）を除く 18 カ国で、プロットは 45 度線の左上にあり、貿易財部門の生産性上昇率が非貿易財部門を上回っている。貿易財部門の生産性上昇率が 4～7%と高くなっているのが、エストニア、スロバキア、ハンガリー、ポーランド、チェコ等の CEE 諸国である。その背景には EU さらにはユーロ圏加盟によって輸出市場が拡がり、競争力が上がって輸出が増加し、ひいては経済成長が高まったことが推測される（各国の輸出競争力については、付録 3 参照）。

さらに、各国の時系列平均上昇率のプロットが有意に 45 度線より上にあるかどうかについて、「非貿易財部門と貿易財部門の労働生産性上昇率の平均値に差がない」という帰無仮説を、国ごとに  $t$  検定を行って判定した。その結果、20 カ国のうち 9 カ国で帰無仮説は棄却された（5%有意）。Strauss-Ferris(1996)での 14 カ国のうち 11 カ国で棄却との結果よりは減少しているものの、国別にみて、国内での部門間生産性上昇率の差は有意と判定された。また、全データ（世界データ、データ数 460）のパネルデータでも 1%有意で差が認められた（表 2-2 参照）。

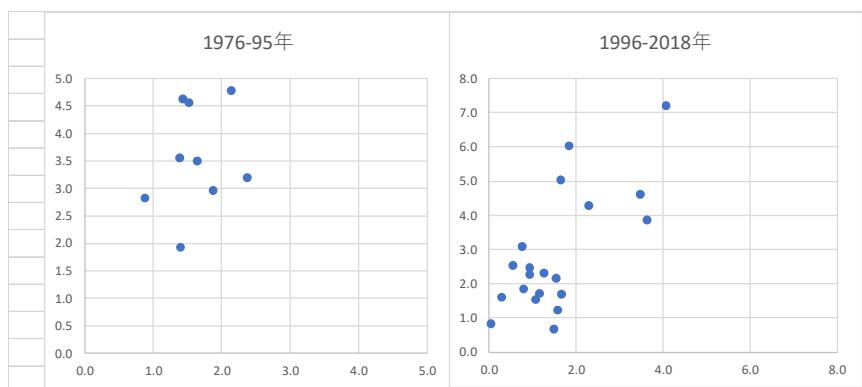


図 2-1 部門別生産性上昇率（貿易財部門 vs 非貿易財部門）

（注）横軸は非貿易財部門労働生産性上昇率、縦軸は同 貿易財部門。期間平均上昇率%。

表 2-2 平均成長率の差の  $t$  検定結果

	国名	a.生産性上昇率の差		b.賃金上昇率の差		c. 賃金上昇率－生産性上昇率 (貿易財部門)		d. 賃金上昇率－生産性上昇率 (非貿易財部門)	
		$t$ 値	有意性	$t$ 値	有意性	$t$ 値	有意性	$t$ 値	有意性
1	Austria	4.63	***	-4.57	***	-2.16	**	-1.64	-
2	Denmark	1.64	-	-0.60	-	-0.86	-	-0.67	-
3	Finland	2.36	**	-3.10	***	-0.49	-	-2.07	*
4	France	1.33	-	-0.75	-	-0.69	-	-1.23	-
5	Italy	1.22	-	-2.35	**	-0.10	-	-0.34	-
6	Japan	2.21	**	-1.35	-	-1.02	-	-0.34	-
7	Netherlands	3.46	***	-0.07	-	-1.59	-	-1.96	*
8	Norway	-0.98	-	0.41	-	-0.05	-	0.48	-
9	Belgium	1.89	*	-0.09	-	-1.24	-	-0.55	-
10	Estonia	2.10	**	-2.03	*	-0.68	-	0.12	-
11	Hungary	2.93	***	-2.52	**	-1.53	-	0.34	-
12	Latvia	0.19	-	-0.57	-	0.01	-	0.72	-
13	Poland	1.10	-	-0.09	-	-1.11	-	-0.65	-
14	Portugal	4.37	***	-3.57	***	-0.57	-	-0.39	-
15	Slovak Rep.	3.22	***	-2.29	**	-1.53	-	1.06	-
16	Czech Rep.	3.22	***	-1.72	*	-0.87	-	1.36	-
17	Germany	1.96	*	-0.69	-	-1.32	-	-0.44	-
18	Mexico	-1.76	*	1.71	-	-0.43	-	0.05	-
19	United Kingdom	1.04	-	0.53	-	-0.99	-	0.72	-
20	United States	0.08	-	-0.12	-	-0.32	-	-1.96	*
帰無仮説		$\alpha^T - \alpha^{NT} = 0$		$w^T - w^{NT} = 0$		$w^T - \alpha^T = 0$		$w^{NT} - \alpha^{NT} = 0$	

(注) サンプル期間は 1996～2018 年.

a.  $\alpha^T - \alpha^{NT}$  生産性上昇率の貿易財部門と非貿易財部門の差

b.  $w^T - w^{NT}$  実質賃金上昇率の貿易財部門と非貿易財部門の差

c.  $w^T - \alpha^T$  貿易財部門での 賃金上昇率と生産性上昇率の差

d.  $w^{NT} - \alpha^{NT}$  非貿易財部門での 賃金上昇率と生産性上昇率の差

\*\*\*は 1%有意, \*\*は 5%有意, \*は 10%有意を示す.

### b. 賃金上昇率 二部門間の差 ( $w^T - w^{NT}$ )

次に、実質賃金の平均上昇率をプロットしたものが図 2-2 である。図 2-1 と同様に左はパネル A に米国を加えた OECD9 カ国の 1976～95 年平均、右はパネル B に米国を加えた OECD20 カ国の 1996～2018 年平均を示している。結果をみると、前期（1976～95 年）にはすべての国で貿易財部門が非貿易財部門の上昇率を 1%以上の差で上回った。それに対し、後期（1996～2018 年）には 6 カ国（メキシコ、ノルウェイ、英国、ベルギー、オランダ、ラトヴィア）を除く 14 カ国で、非貿易財部門より貿易財部門の上昇率が大きかったとの結果だった。

「非貿易財部門と貿易財部門の実質賃金上昇率の平均値に差がない」との帰無仮説を国ごとに  $t$  検定すると、20 カ国のうち 6 カ国で帰無仮説は棄却され、Strauss-Ferris(1996)での 14 カ国のうち 10 カ国で棄却という結果より減少した（表 2-2b）。賃金上昇率の両部門の均等化が成立する傾向は、Strauss-Ferris(1996)よりも高まったとも見受けられるものの、全データ（世界データ）を対象とするパネルデータでは、「両者の平均値の差がゼロ」との帰

無仮説は1%有意で棄却された。部門間賃金上昇率が均等化しているとの Balassa-Samuelson 仮説での前提は後期（1996～2018年）にも成立しないといえる。

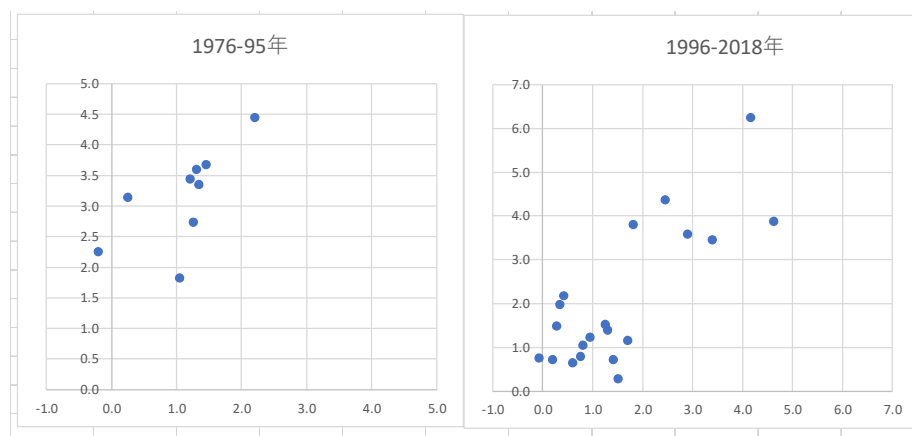


図 2-2 部門別実質賃金上昇率（貿易財部門 vs 非貿易財部門）

（注）横軸は賃金上昇率（非貿易財部門），縦軸は同（貿易財部門）。期間平均上昇率%。

### c. 貿易財部門実質賃金上昇率 - 貿易財部門生産性上昇率 ( $w^T - \alpha^T$ )

さらに，貿易財，非貿易財両部門での生産性，賃金の上昇率を比較した。

まず貿易財部門での賃金上昇率と生産性上昇率の差をプロットしたものが図 2-3 である（期間と対象国は図 2-1～2 と同じ）。

結果をみると，前期（1976～95年）には9カ国のうち3カ国で，後期（1996～2018年）には20カ国のうち7カ国で，賃金上昇率が1%以上，生産性上昇率を下回った。「貿易財部門での賃金上昇率と生産性上昇率の平均値の差がない」との帰無仮説を国ごとに  $t$  検定すると，20カ国のうち1カ国で帰無仮説は棄却されたに過ぎず，ほとんどの国で均等化が成立していた（表 2-2c）。これは，14カ国のうち11カ国で生産性と賃金上昇率との均等化が成立していた Strauss-Ferris(1996)での結果と同様である。

### d. 非貿易財部門実質賃金上昇率 - 非貿易財部門生産性上昇率 ( $w^{NT} - \alpha^{NT}$ )

次に非貿易財部門での賃金上昇率と生産性上昇率の差をしてみる（図 2-4，期間及び対象国は図 2-1～3 と同じ）。結果をみると，前期（1976～95年）では9カ国のうち2カ国（イタリア，オランダ）で賃金上昇率が1%以上生産性上昇率を下回るなど，総じて生産性上昇並みの賃金上昇がみられなかった。一方，後期（1996～2018年）にはほぼ45度線近辺に20カ国が位置していた。



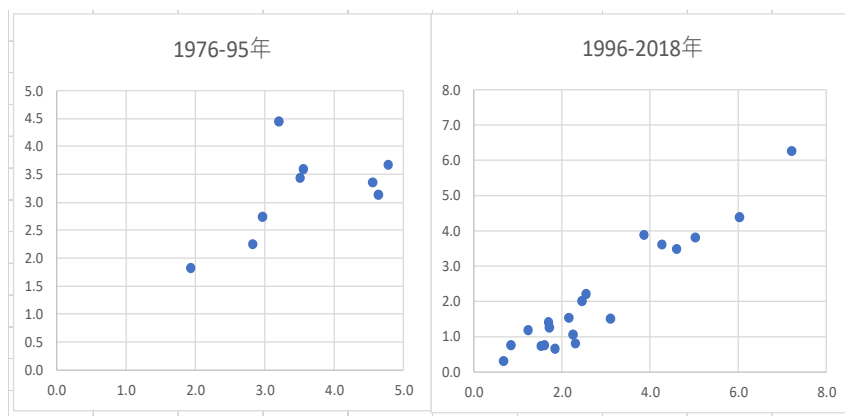


図 2-3 貿易財部門での比較（生産性上昇率 vs 実質賃金上昇率）

（注）横軸は労働生産性上昇率，縦軸は実質賃金上昇率．期間平均上昇率％．

後期には「非貿易財部門での生産性上昇率と賃金上昇率に差がない」との帰無仮説は，Strauss-Ferris(1996)と同様にすべての国で棄却できなかった（表 2-2d, 表 2-1）．

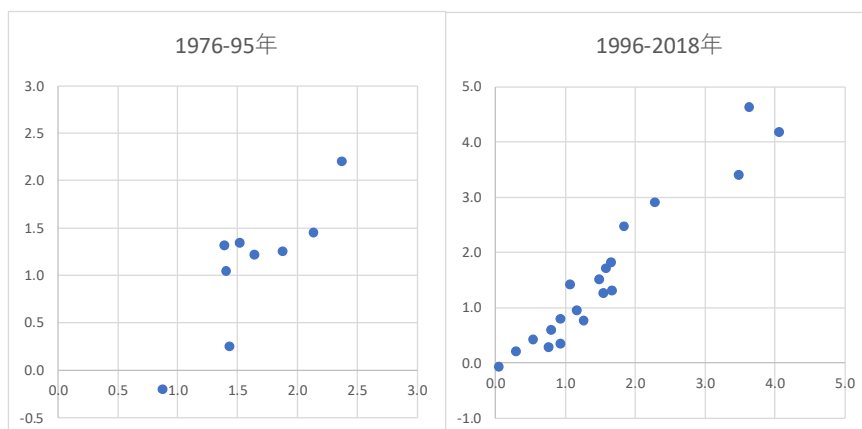


図 2-4 非貿易財部門での比較（生産性上昇率 vs 賃金上昇率）

（注）横軸は労働生産性上昇率，縦軸は実質賃金上昇率．期間平均上昇率％．

#### e. 生産性上昇率の二部門間の差 ( $\alpha^T - \alpha^{NT}$ ) と非貿易財相対価格 ( $p^{NT} - p^T$ )

「貿易財と非貿易財部門の生産性格差は，非貿易財の相対価格（対貿易財）と正の相関がある」（A1）について，期間平均上昇率をプロットした散布図で概観してみる。

図 2-5 には，非貿易財部門の生産者価格の相対価格（対貿易財部門同上昇率との差）と，両部門の生産性上昇率の差を期間別にプロットした図を期間別，パネル別に示している。パネル A に米国を加えた 9 カ国の 1976～95 年平均（左上）をみると，緩やかな右上がりになっている。横軸の生産性上昇率格差（貿易財部門と非貿易財部門との差）が大きいほど，生産者価格の上昇率格差（非貿易財部門と貿易財部門との差）が大きいという BS 効果の存在を示しているように見える。パネル B 全体の 20 カ国での後期 1996～2018 年平均（右

上) でみても、その傾向はみられる。さらに、下図に示したように、後期の期間について、パネルBH とパネルBM に2分割してみると、右上がりの関係はパネルBM で、より明確にみられる。付録4には、各国での時系列での原指数の変動を図示したので参照されたい。

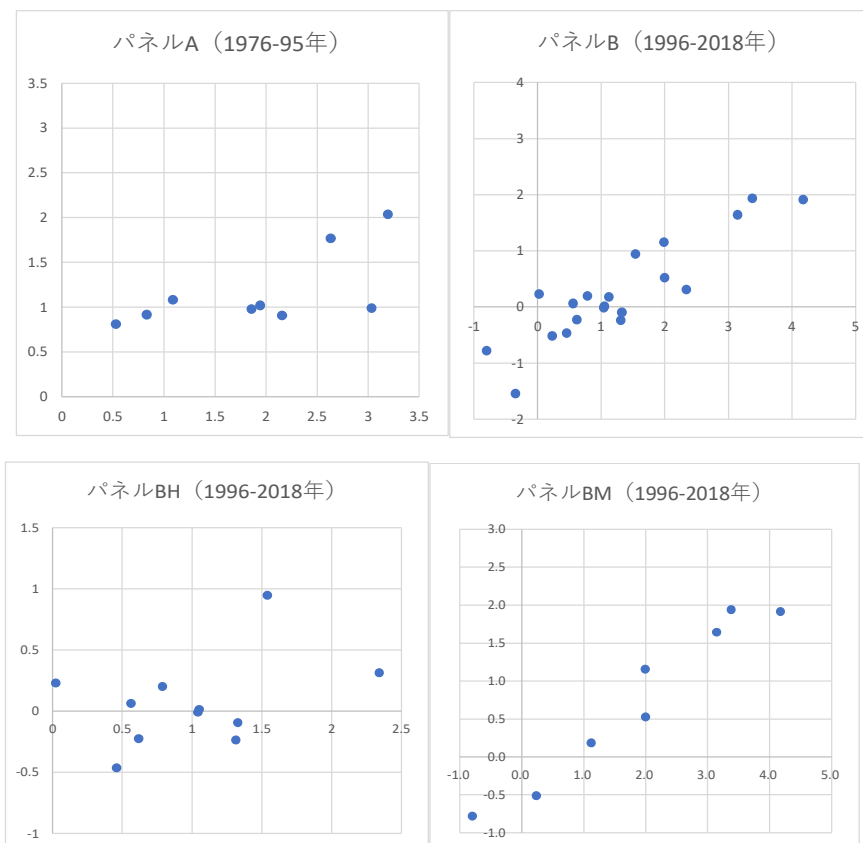


図 2-5 国内における二部門間の相対価格上昇率と生産性上昇率の格差

(注) 横軸は労働生産性上昇率格差(貿易財部門 - 非貿易財部門)、縦軸は生産者価格上昇率部門間格差(非貿易財部門 - 貿易財部門)

## 2) パネル共和分検定とパネル回帰分析・パネル共和分回帰分析の結果

前節では Balassa-Samuelson (BS) 仮説の前提条件の検証を行ったが、本節では、BS モデルの分析フレームワークから、その中核となる3つの命題(A1~A3)を取り上げ、それが近年も成立しているか、パネルデータを用いて検証する。

先行研究でも、BS 仮説をいくつかのパーツに分けて段階的に検証する試みが行われている(Canzoneri 他(1999), Drine-Rault(2005), Garsia-Solanes 他(2009))。ここでは Drine-Rault (2005) などが BS 仮説の中心に据えた下記の A1~A3 の3点について、その成立の如何と、その効果の変動の要因を探っていく(注 2-9)。

対象とした3つの命題は以下の通りである。

A1：貿易財と非貿易財部門の生産性格差は、非貿易財の相対価格（対貿易財）と正の相関がある

A2：実質為替レート（RER）は、非貿易財の国内相対価格（対貿易財）と正の相関がある

A3：実質為替レートは、非貿易財の対外（対米）相対価格と負の相関がある

すなわち、BS 効果が価格、生産性など国内変数間で成立するか、また、価格について対外変数間で成立するか、非貿易財部門の相対価格と国内での生産性格差、非貿易財部門の対米相対価格などとの間で検証し、RER 決定での BS 効果の位置づけを再検証する。

まず命題 A1 の検証から始める。非貿易財相対価格と部門生産性格差について、パネル単位根検定（CIPS）を行った結果は、すでに 2-3-2 に示した通り、パネル A ではそれぞれ  $I(1)$ 、パネル B ではそれぞれ  $I(0)$  であることが確認されている（付録 2 表 2a, 表 2h-1,2, 表 2m-1,2）。

これを受けて、パネル A ではパネル共和分回帰の前段階のチェックとして、非貿易財部門の相対価格（生産者価格格差（非貿易財部門 - 貿易財部門））と国内での両部門生産性格差との間で検定を行った結果、長期的な共和分関係があることが確認された（検定結果詳細は付録 2 表 2-3-1 参照）。パネル A についてはパネル共和分回帰を適用した一方で、 $I(0)$  と判定されたパネル B についてはハウスマンテストの結果に従って固定効果モデルを適用してパネル重回帰分析を行った。その結果を表 2-3 に示している（注 2-10）。

$$[\text{命題 A1}] \quad \ln(p^{NT}) - \ln(p^T) = \gamma_1 + \beta_1(\ln(\alpha^T) - \ln(\alpha^{NT}))$$

命題 A1 は各部門における企業の利潤最大化行動の帰結である 2-2 節の(6)式もしくは(7)式に由来し、BS 仮説の核心部分に相当する。部門間の賃金裁定が不完全な場合や、不完全競争的な価格設定が行われる場合にも、生産性格差項以外の部分に影響が出るものの、上記 A1 の定式化が BS 仮説のコアであることに変わりはない。(6)または(7)式からは  $\beta_1 = 1$  である（限界原理からの帰結）ことが従うが、Cardi-Restout (2011) のように家計の消費・余暇選択行動を考慮して、 $\beta_1 < 1$  を許容する一般均衡モデルに拡張することも可能である（注 2-11）。直観的に言うと、貿易財と非貿易財の代替性が高まっていくにつれ、生産性格差に由来する価格差が圧縮されていく力が働くということである。本稿を始め、多くの研究では物価指数が貿易財価格と非貿易財価格の幾何平均の形で定式化されているが、これは、家計の両財に関する代替の弾力性が 1 であると想定しているに等しい。ともあれ、 $\beta_1$  の推定値が 0 から 1 までの非負実数であれば BS 仮説と整合的であると言える。

表 2-3 の推定結果をみると、生産性項の  $\beta_1$  については、ほぼ安定的に正で有意な結果が得られ、BS 効果の存在が確認された。ただ、中所得国は高所得国よりもパラメーターが大きいものの、リーマン危機後はそれが低下していること、高所得国ではパラメーター自体が小さく、リーマン危機後の後期には有意にならなかった点に留意したい。BS 効果が低下してきているのか、他の要因に相殺されているのか、などの考察が必要である（注 2-12）。

順に結果をみってみる。

パネル A の 70 年代まで遡ってパネル共和分回帰した結果では、1998 年までの前期約 20 年間では生産性項のパラメーターは 0.59 程度で有意だったものが、後期の 1999～2017 年には 0.45 に低下した。通期では 0.45 程度となった。

次に、パネル B での計測結果に移る。パネル B ではパネル回帰（固定効果モデル）での推計結果となる。

中所得国のパネル BM では、生産性項のパラメーターは通期で 0.55 程度、前半から後半へ 0.60 から 0.35 に低下している。一方、パネル A に 4 カ国加えて 90 年代からの短い期間で計測したパネル BH（高所得国 12 カ国）では、通期、前半は有意ながら、0.15～0.17 とパラメーターの水準は低い。リーマン危機後の後期は有意にはならなかった。ただ、前述のように、パネル BH のデータは I(0)であったためパネル回帰分析を行ったのに対して、パネル A のデータは I(1)のため共和分分析を経てパネル共和分回帰分析を行っており、単純に比較できないものの、生産性項のパラメーターは全体的に低下傾向を示す結果となった。

なお、BS 効果がどの程度の期間で変化するかは難しい問題である。表 2-3 以降では回帰分析のデータ期間を最短 10 年程度で設定しているものの、実物経済面の調整が必要な期間としては短い可能性がある。本稿では、あくまでも近年の BS 効果が強化されているのか、緩和されているのかを見ることに主眼をおき、大きな経済イベントが生じた節目を期間分割の基準として選んだ。

表 2-3 非貿易財部門国内相対価格と生産性のパネル共和分回帰・パネル回帰結果

対象国	期間（年）	推定法	データ数	生産性項	t 値	有意性
パネル A	1978-2017	DOLS: 確定的ト	319	0.447	15.0	***
8カ国 (BHの一部)	1978-1998	レンド・定数項	168	0.589	17.2	***
	1999-2017	なし	151	0.449	12.7	***
パネル BM	1995-2018		187	0.554	18.6	***
中所得8カ国	1995-2008	固定効果モデル	112	0.603	15.6	***
	2009-2018		75	0.354	6.0	***
パネル BH	1995-2018		283	0.171	4.4	***
高所得12カ国	1995-2008	固定効果モデル	166	0.153	3.2	***
	2009-2018		117	0.069	0.8	-

注) 命題 A1 での各国の価格・生産性（対数変換値）のパネル共和分回帰（Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)、パネル A)、パネル回帰（パネル BH、パネル BM）の結果。

生産者価格の一国の内々格差（NT 部門-T 部門） $=\beta_1$ （労働生産性の内々格差（T 部門-NT 部門））  
DOLS 推定では、確定的トレンド（TR）及び定数項（C）なしでの推定結果を採用した。パネル回帰ではハウスマンテストの結果に従い、パネル BH、パネル BM には固定効果モデルを適用した結果を示している。サンプル期間は 1976～2018 年（最長）。「有意性」項の\*は検定統計量の有意水準を表し、\*は 10%、\*\*は 5%、\*\*\*は 1%有意を示す。各パネルの所属国等詳細については巻末付録 2-1 参照。

次に、BS フレームワークの第2の命題「実質為替レートは、非貿易財の国内相対価格（対貿易財）と正の相関がある」（A2）は下記の回帰式の定式化に基づいて検証した。

$$[\text{命題 A 2}] \quad \ln(q) = \gamma_2 + \beta_2 (\ln(p^{NT}) - \ln(p^T))$$

この命題は2-2節の(5)式、さらに言えば、貿易財ベースのPPP仮説を表す(1)式に由来し、比較対象国の相対価格項を所与とすれば、 $\beta_2$ は（自国）物価指数における非貿易財部門のシェアに対応する。A2自体がいわば欠落変数のある回帰式となっており、貿易財の国際的一物一価が成り立たなければ、(5)式には輸出企業のPTM行動やホームバイアスに起因する項が含まれることとなり、回帰の条件はさらに悪化することになる。

さて、前述のように、実質為替レート( $q$ )はI(1)とI(0)とが混在しており、非貿易財国内相対価格（共に対数変換値）も多くの国においてI(0)と判定され、CIPS検定でも同様であることが確認されている（付録2 表2h-1~3, 表2m-1~3）。そのため、厳密に言えば、A2の共和分回帰に意義を見出すことは困難というべきだが、先行研究との対比のために、形式的にパネル共和分回帰を行った結果を示す。

表2-4の結果をみると、相対価格 $p$ にかかる係数の符号及び有意性は、信頼できる既往研究と同様に、やや不安定な結果となった。高所得国（パネルBH）では、通期及びリーマン危機前後ともに正で有意となったものの、通期で負、リーマン危機前後に分けると有意とはならなかった中所得国（パネルBM）の結果とは対照的である。

表2-4 実質為替レートと国内相対価格のパネル共和分回帰結果

対象国	期間	データ数	相対価格項	t値	有意性
パネルBH	1997-2017	247	0.584	2.23	**
高所得12カ国	1997-2008	142	1.485	3.29	***
	2009-2017	105	1.196	1.73	*
パネルBM	1997-2017	163	-0.496	-1.92	*
中所得8カ国	1997-2008	96	-0.657	-1.60	-
	2009-2017	67	0.297	0.61	-
パネルA	1978-2017	320	-0.229	-2.61	***
8カ国 (BHの一部)	1978-1998	168	-0.502	-3.29	***
	1999-2017	151	-0.177	-1.88	*

（注）各国の実質為替レート（生産者価格ベース）と、非貿易財部門国内相対価格のパネル共和分回帰（DOLS）の結果（共に対数変換値）。DOLS推定では、確定的トレンド（TR）なし、定数項（C）ありでの推定結果を採用した。その他は表2-3の注参照。

[命題 A3]  $\ln(q) = \gamma_3 + \beta_3 (\ln(p^{NT}) - \ln(p^{NT*}))$

最後に、実質為替レート( $q$ )と非貿易財対米相対価格(共に対数変換値)の関係に関する命題 A3 の検証を行う。この両データ系列については、I(1)であることが確認されており(付録 2 表 2h-3, 表 2m-3), 長期的な共和分関係の存在も確認されたため(付録 2 表 3 A3 参照), 上記のような定式化によりパネル共和分回帰分析を行った。

A3 の由来も 2-2 節の(5)式に求めることができる。自国と外国(米国)の物価指数のウェイトに関し、 $\alpha = \alpha^*$  と仮定し、特に、非貿易財の対米相対価格の動きに注目したのが A3 の定式化である。これも A2 同様、欠落変数の影響が大きい定式化ではある。

表 2-5 実質為替レートと対米相対価格のパネル共和分回帰結果

対象国	採用した相対価格	期間	データ数	相対価格項	t値	有意性
パネルBH	生産者価格	1997-2017	247	-0.768	-3.50	***
高所得12カ国	(非貿易財部門)	1997-2008	142	0.165	0.23	-
		2009-2017	105	-1.46	-7.94	***
パネルBM	生産者価格	1997-2017	162	-0.429	-8.66	***
中所得8カ国	(非貿易財部門)	1997-2008	96	-0.462	-5.12	***
		2009-2017	67	-0.320	-3.80	***
		1977-2017	326	-0.257	-1.33	-
パネルA		1977-1988	95	0.058	0.42	-
8カ国 (BHの一部)	生産者価格	1988-1998	88	0.076	0.89	-
	(非貿易財部門)	1998-2008	88	-0.091	-1.64	-
		1998-2009	96	-0.094	-1.68	*
		2008-2017	79	-0.131	-1.96	*

(注) 各国の実質為替レート(生産者価格ベース)と対米非貿易財部門相対価格のパネル共和分回帰(DOLS)の結果(対数変換値使用)。その他は表 2-3 の注 参照。

表 2-5 の推定結果をみると、対米相対価格は中所得国(パネル BM)では安定的に負で有意となった。また、高所得国(パネル BH)では通期とリーマン危機後の後期は負で有意ながら、前期には有意にならなかった。

本稿では命題 A2, A3 の検証を行ったが、貿易財ベースの購買力平価説が妥当しているか否かを確かめるのであれば、

$$\ln q = \gamma - \beta (\ln p^{NT} - \ln p^T) + \beta^* (\ln p^{NT*} - \ln p^{T*})$$

という形の共和分関係が成立するか否かの検証を行う方が直截的である。ともあれ、Engel (1999)に代表されるように、貿易財ベースの購買力平価説が成立するとの仮説には否定的な実証研究が多く、本稿での結果もそれを追認する形となった(注 2-13)。

パネル B について、部門間相対価格がパネル単位根検定により I(0)と判定されたのは意外な結果であったが、1 国につき 20 年分の時系列データしか利用可能でない状況で CIPS テ

ストを適用したことの限界かもしれない。その論法でいえば、命題 A1 のパネル B に関するパネル回帰が正当化される根拠も再検討の必要があるかもしれないが、ともかくも、A1 は支持され、A2, A3 は棄却される実証結果を得たと結論できよう。

### 3) 小括と考察

本章での実証分析結果を概観してみる。

まず、BS 仮説の前提条件についてみると、それぞれの帰無仮説「各国の時系列平均上昇率に差がない（ただし均一分散の下で）」（期間：1996～2018 年）について、次の 4 つの結果が得られた。

- 1) 生産性上昇率の二部門間の差 ( $\alpha^T - \alpha^{NT}$ ) については、20 カ国のうち 9 カ国で有意に棄却された（Strauss-Ferris(1996) では 14 カ国のうち 11 カ国で棄却）、
- 2) 賃金上昇率の二部門間の差 ( $w^T - w^{NT}$ ) については、20 カ国のうち 6 カ国で有意に棄却され（同 14 カ国のうち 10 カ国で棄却、低下）、均等化は成立しない、
- 3) 貿易財部門賃金上昇率と貿易財部門生産性上昇率の差 ( $w^T - \alpha^T$ ) については、20 カ国のうち 1 カ国で有意に棄却された（同 14 カ国のうち 12 カ国で棄却、より低下）、
- 4) 非貿易財部門賃金上昇率と非貿易財部門生産性上昇率の差 ( $w^{NT} - \alpha^{NT}$ ) については 20 カ国のうちで有意に棄却されたものはなく（同 14 カ国のうち 0）、均等化は成立している。

以上のように、BS 仮説の前提条件についてみると、生産性上昇率の貿易財部門優位（対非貿易財部門対比）の仮定は成立している。ただし、1996～2018 年には 1970～1990 年と対比して、その傾向は少し弱まった。具体的には米国、ノルウェイ、メキシコの 3 カ国の貿易財部門での上昇率が、非貿易財部門と同程度か低かった。

次に、貿易財・非貿易財両部門間の賃金上昇率の不均等性は 96～18 年には高まった。70～90 年には非貿易財部門の方が高い国はゼロだったが、96～18 年には米国、ノルウェイ、メキシコ、ラトヴィアの 4 カ国で高かった。

さらに、これは必ずしも BS 仮説の前提条件というわけではないが、両部門内での賃金上昇率と生産性上昇率とを比較した。その結果、貿易財部門での賃金・生産性上昇率の均等化は、1970～90 年には一部の国で成立しなかったものが、1996～2018 年にはすべての国で成立した。また、非貿易財部門での両者の均等化は両期間、すべての国で成立していた。

以上より、貿易財部門では賃金は生産性に連動するとの仮説は成立するものと判断される。ただし、この関係は非貿易財部門でも成立し、両部門間の賃金均等化不成立と合わせれば、非貿易財部門の賃金上昇は自部門の生産性上昇に連動し、貿易財部門の賃金上昇にはリンクしない、との結果が得られた（注 2-14）。

バラッサとサミュエルソンの論理展開の前提となった諸条件が現実に成立していたかという観点からは、一部否定的な結果が得られたわけだが、実質為替レートの要因分解（付録 1 参照）に関する考察を進めていけば、上記 BS 仮説の前提条件が不成立だからといって BS 効果を全面的に否定すべきということにはならないと考える。

次に、BS 仮説そのものの成立如何と BS 効果の変動については、次のような結果が得られた。

まず、非貿易財の国内相対価格（対貿易財）は、貿易財と非貿易財部門の国内生産性格差と正の相関を持つ（A1）という命題については、パネル A、パネル BM、パネル BH すべてで、通期とリーマン危機前後に分けた前後半それぞれにおいて生産性格差項は、ほぼ安定的に正で有意であった。中所得国は高所得国よりも係数推定値は大きいものの、リーマン危機後はそれが低下した。高所得国では係数推定値自体が小さく、BS 効果が低下してきているのか、他の要因に相殺されているのか、などの追加的考察が必要と考えられる。

次に、実質為替レートは非貿易財の国内相対価格（対貿易財）と正の相関を持つとの仮説（A2）は、信頼のおける先行研究と同様に、不安定な計測結果が得られたにとどまり、支持されなかった。高所得国では通期、リーマン危機前後共に正で有意、中所得国では通期で負、リーマン危機前後で分けると非有意となった。

第三に、実質為替レートは非貿易財の対外（対米）相対価格と負の相関を持つとの仮説（A3）も支持されなかった。中所得国では対米相対価格は安定的に負で有意、高所得国では、通期と、リーマン危機後の後期は負で有意ながら、前期は非有意となるなど、総じて不安定な計測結果であった。

ここで強調しておきたいのは、BS「仮説」を、上記の命題 A2, A3 に対応する貿易財ベースの購買力平価説の成立を含むものと理解するか否かで、BS「仮説」の妥当性が左右されるという点である。為替レートの購買力平価からの乖離という意味でのミスアラインメントがすべて自国・外国間の非貿易財・貿易財部門間生産性上昇率格差によって引き起こされるものとするのは余りにも単純化しすぎであり、PTM (Pricing to Market)、ホームバイアス、交易条件、取引費用、等々の貿易財ベースの実質為替レートの変動要因を無視することはできないだろう。すなわち、表 2-4、表 2-5 にあったように、命題 A2, A3 が不成立に終わっても何ら不思議ではない。実質為替レートの変動を説明するうえで生産性上昇率格差要因 (BS「効果」) の寄与が時系列的に変化していくのはありうることであり (Taylor-Taylor(2004)、門多 (2022) 冒頭部分参照)、先行研究の結果に照らしても貿易財ベースの購買力平価説の不成立を示す実証分析の見極めでは、命題 A2, A3 の検証は芳しくない結果を生じがちである点は留意しておくべきであろう。むしろ、次章や付録 1 での考察から明らかになるように、素朴な BS モデルでは網羅しきれていない実質為替レートの変動要因の作用次第で、BS 仮説自体の説明力が見かけ上左右されていると理解すべきであろう。



### 第3章 BS 仮説の枠組みの改良と理論的深化：展望と評価

序章に述べたような背景から、基本的な購買力平価仮説をベースとしつつ、その実勢レートとの乖離である実質為替レート（RER）は、長らく理論・実証研究の対象となってきた。また、第2章でも紹介した通り、BS 効果は実証的には最近年でも有意ではあるものの、その大きさは減衰しているようにも見受けられる。本章では BS 効果の変動や構造変化を取り入れた BS 仮説の理論的改良を中心とする既往研究の展望と評価を行う（注3-1）。

BS 効果を減殺、低下させる要因としては、たとえば、先行研究で指摘されている点を含めて、以下の4点が考えられる。

i) 部門間賃金（上昇率）均等化など、BS 仮説の前提条件が成り立たない、あるいは成り立たなくなってきたことの影響である。賃金裁定の不成立は、Strauss-Ferris（1996）のモデルでも選択的に組み込まれ、実証的には門多（2022）でも1996～2018年の期間で成立しないことが再確認されている（2章参照）。また日米間については、構造変化の背景には日本の労働市場での非正規雇用比率上昇などの動きがあることが山本（2013）で指摘されており、同様の変化が他の国々でも広範に起こっている可能性もある。賃金についての状況の変化は、労働市場そのものの様々な変化によってもたらされたという指摘もある（Gaston-Yoshimi（2020）（各々後に詳述））。

ii) BS 効果に対して、生産性格差と逆符号の限界効果をもつマークアップ（MU）要因の影響も指摘されている。BS 効果の前提条件であった完全競争が成立せず、寡占の下で MU の拡大がみられたり、MU 比率の高い調達項目を多く含む政府支出のシェア拡大がみられたりする場合などに非貿易財部門で MU が上昇して、BS 効果に影響を与えるケースなどが、Restout（2013）、Coto-Martinez, Juan C. Reboredo（2014）などで指摘されている。

iii) さらに交易条件効果のチャンネルがある。BS 効果に対して生産性格差を相殺する方向に作用する可能性がある交易条件効果については、エネルギー価格を中心とする貿易財輸出入価格の変動やホームバイアスを織り込んだモデルで指摘されている（Choudhri-Schembri（2010）ほか、付録1でも詳説する。）。

iv) これは推測ながら、1990年代以降の世界的な IT 化の進行の下で、IT 化の各部門への効果が各国で異なっていることに起因している可能性がある。とりわけ IT 化は、基準国である米国の非貿易財部門の生産性上昇をもたらし、相対価格にも影響を与えているようだ。また、IT 化は非貿易財部門のマークアップ率の低下と競争強化を通じて RER に影響を与える可能性がある。

#### 3-1. 貿易財部門での一物一価法則

標記の命題をめぐる論争の一つのきっかけとなったのは Engel（1999）の問題提起であった。Engel は、購買力平価説の前提となる貿易財部門での一物一価法則（LOP）成立について疑問を呈した。月次・年次データを用いて、先進数カ国（加独仏伊日）の対米 RER の MSE

(mean squared error) の変動と、非貿易財の相対価格との関係を、5種類の物価（消費者物価、19業種を統合した産出価格、消費デフレーター、生産者物価（卸売物価）等）で検証した結果、両者の関係は生産者物価（卸売物価）以外では認められなかった。また、RERの変動を貿易財価格と非貿易財価格の要因に分解すると、欧州諸国では貿易財価格要因が主導しているとの結果であった。EngelはBS仮説を否定はしないものの、非貿易財価格ばかりに注目が集まる点に疑義を発し、貿易財への注目を高めたと言える。その流れを汲んだ研究としては、Betts-Kehoe（2006）がある。

Betts-Kehoe（2006）は、従来から非貿易財の相対価格に起因するとされてきたRERの変動について、米国の主要貿易相手国のカナダ、ドイツ、日本、韓国、メキシコの計5カ国との間で検証した。相対価格各種を用いて、対5カ国RERの変動を分散分解した結果、相対価格作成にあたって、貿易相手国毎に、どの物価指標を選択するかが決定的に重要であることがわかったという。RERと非貿易財相対価格との間の関係は、消費者物価よりも生産者物価を使用する場合に強く、また、貿易取引の多寡にも依存する。RERと非貿易財相対価格との間に強い関係は確認されたものの、RERの変動の大部分は貿易財のLOPからの乖離に由来するとした。

論争が続く中で、Parsley-Wei（2007）、Parsley-Popper（2010）はEngel（1999）の問題提起を受け止めたうえで、手法面でのbiasの存在を指摘し、貿易財・非貿易財別の価格ではなく、名目（実勢）為替レートによるRERの調整の重要性を指摘した。さらに、一物一価法則からの乖離が説明力を失ったこと、中間財タームで適切に定義すれば、相対価格が重要であることを実証した。

貿易財の国際的一物一価の成立に関してポイントとなる輸出企業のPTM行動については、邦文文献では佐々木（2009）が参考になる。佐々木は1985年～2007年の期間での為替レートと物価の動きから、内外価格差が縮小し、パススルーは低下してきている点に注目した。日本ではデフレ進行以前には、対米ドル実質為替レートの変動要因のうち名目為替レート要因が支配的であったのに対し、90年代後半以降は、物価要因（特に日本のデフレ）の寄与が大きくなったこと、変化率ベースで対米実質単位労働費用（ULC）格差を内外価格差、賃金上昇率格差、労働生産性格差という3つの要因に分解すると、デフレ進行以前には、内外価格差要因により日米格差が拡大する傾向がみられたのに対し、90年代後半以降は拡大傾向が解消し、むしろ賃金上昇率格差（日本のそれが低い）によりULC格差が縮小する圧力が持続的に働いたとの内閣府『平成19年度経済財政年次報告書』等の分析を紹介している。さらに、Campa-Goldberg(2005)の実証研究に代表されるように、2000年代に入り、80～90年代以前に比して、各国企業のパススルーが低下してきたことが明らかにされていること、パススルーが低いということは、実質為替レートの変動における名目為替レート変動の寄与が大きくなることを意味し、Engelらの実証分析結果とは一応整合的であることを指摘した（但し、上記経済財政白書の分析などとは必ずしも整合しない点は残る）。

### 3-2. BS 効果を弱める可能性を持つ要因の検証（賃金裁定の不成立など）

本節では、BS 効果を小さく見せかけていると推測される要因をいくつか取り上げる。

まず、BS 仮説の重要な前提条件の一つである貿易財・非貿易財両部門での賃金裁定である。Strauss-Ferris（1996）が1990年までの約20年間において賃金裁定は成立しないとしたが、今回の門多（2022）による再検証でも OECD20 カ国において1996～2018年の期間で成立しないことが確認されている（2章参照）。

山本（2013）は、1990年代後半以降の日米間でその事実を確認している。この間に日本の実質為替レート（円＝米ドル）は増価トレンドから減価トレンドに転換したこと、その背景には非正規雇用比率の上昇に伴って部門間の賃金均等が成立しなくなり、両部門間の賃金の乖離の拡大という労働市場の構造変化があったとの指摘であり、それに伴って BS 効果が低下したと主張した（注3-2）。

労働市場の変容に注目した研究は数多いが、上記の他に Cardi-Restout(2011, 2015), Gaston-Yoshimi (2020)などをみてみよう。

まず Cardi-Restout（2011）は、OECD14 各国のパネルデータを用いて、部門別生産性ショックの非貿易財相対価格への波及過程での労働市場の摩擦（硬直性）の役割について検証した。彼らは、閉鎖経済モデルながら、労働市場での摩擦を部門間の労働の再配置費用と、マッチングに由来する摩擦という2つを仮定した2部門モデルを用いて、両部門間での財の代替度の上昇が生産性格差や相対価格に影響する可能性を示した。労働市場での摩擦がない BS モデルでは、1）相対価格とクロスセクションの生産性格差の比例性、2）部門間の賃金均等、が前提とされるものの、これらの前提は満たされなかったとしている。

さらに Cardi-Restout（2015）では、2部門の開放マクロモデルを用いて、貿易財部門の高生産性をもたらす相対価格と相対賃金への影響を検証した。モデルには部門間での労働の不完全代替性が織り込まれている。バラッサ＝サミュエルソンは、非貿易部門と貿易財部門の賃金が不変との仮定の下で、部門間の生産性の1%の格差は非貿易財価格を1%押し上げるとしたが、Cardi-Restout のパネル共和分分析によれば、相対価格は0.78%上昇、相対賃金は0.27%下落という結果であった。また、このモデルを適用すると、相対価格が両部門の生産性格差に反応するのに対して、部門間の労働移動が活発な国では相対賃金の反応は鈍かった。キー変数は貿易・非貿易両財の消費の代替弾力性と、部門間の労働再配分の容易さにあるとし、このモデルが有益な数量分析的な結果を示すための条件として、1）部門間での労働移動、2）物理的な資本蓄積、の2点を挙げている。

Berka-Steenkamp（2018）は、部門毎の労働組合組織率を労働供給面で織り込んだ BS モデルを定式化し、RER の変動を分析した。このモデルでは、単位労働コストの差が、観察できない労働面の楔（Wedge）となって生産性に影響を与える。OECD18 カ国のパネルデータでの分析ではこのモデルは支持され、貿易財 TFP 水準の改善、部門別賃金マークアップの拡大は RER を増価させる。

Gaston-Yoshimi (2020)では、産業毎の離職率の違いを織り込んだ2国2部門の小国貿易モ

デルを用いて BS 効果を検証した。労働移動が自由な場合には、失業は摩擦的失業のみとなる。また、定常的に離職率に差がある場合には労働者を確保するために離職率の高い部門の賃金が高止まりする（補償賃金仮説）。貿易財部門で生産性成長が起こった場合、両部門の消費が補完的であれば、労働は貿易財部門から非貿易財部門へ移動する。しかし、失業は所得増加を受けて減少する。一方、離職率が両部門で異なり、また貿易財と非貿易財の消費が相互に補完的であれば、貿易財部門の 1% の生産性成長の非貿易財価格に与える影響が 0.62% まで縮小する。著者らは、ナイーブな BS モデルでの RER 変動の過大評価は、雇用が分離されていることが原因としている。

### 3-3. 需要要因との相互作用・エネルギー価格・マークアップ率変化の影響

BS 仮説は生産性、価格など、主に供給側の要因で組み立てられている。モデル改良にあたっては、より幅広く需要側の要因にも目配りをして取り込もうとする動きもみられる。また、BS 仮説で仮定されている企業の利潤最大化公準から離れて、不完全競争の下でのマークアップ (MU) の存在を許容し、需要要因に影響するモデルでの検討も行われている。具体的には、最大の需要項目である民間消費動向に着目し、その対象となる商品（貿易財）の国内生産・輸入品の区別、その内外代替弾力性（アーミントン弾力性値 (Armington elasticity (国産貿易財と輸入貿易財間の代替の弾力性)、注 3-3)、エネルギー価格の変動、マークアップ率の許容、そしてそれらを原因とする交易条件の動きに伴う RER の変動に注目した研究である。

例えば、Choudhri-Schembri (2009, 2010) は、交易条件効果の導入により生産性効果が相殺される可能性を示した。彼らは、貿易財・非貿易財の代替性だけでなく、自国生産貿易財と他国生産貿易財の代替（消費財での国内生産品と輸入品間）も考慮した 3 財モデルを用いて、交易条件効果と両財の生産の差別化進行の要因を基本モデルに取り込み、BS 効果が受ける影響やその脆弱性を確認した。貿易財部門の生産性が改善して非貿易財の相対価格（対国内生産の貿易財）が上昇し RER が増価の方向に働いても、それを相殺する可能性のある交易条件の変動がある場合には BS 効果を相殺する影響を与えるという。彼らのカリブレーションによれば、貿易・非貿易財両財の代替弾力性が 2~3 と大きく、加えて消費財の内外代替弾力性が 1 以下と小さい場合には BS 効果は相殺される。また、Cardi-Restout (2011) も、消費財の代替弾力性要因を考慮したシミュレーションを行って BS 効果が減殺される可能性を指摘した。

また、需要側要因とは別のチャンネルではあるが、エネルギー価格の変動に伴う交易条件効果を取り込んだ BS モデルの改良が、青木(2013)らによって行われている。青木(2013)は、均衡実質為替レートのトレンドが 1990 年代末以降、それまでの円高・ドル安から円安・ドル高トレンドに変化したこと、その最大の要因は実質エネルギー価格の高騰に伴う日本の交易条件悪化にあることを主張した。それに次ぐ要因としては貿易財産業の相対的な生産性の伸び悩みを指摘している（実質エネルギー価格が RER に影響を与えるチャンネルの

モデル化については、付録1を参照)。

さらに、標準的なBSモデルでの完全競争の仮定を外し、不完全競争を許容して(可変)マークアップ(MU)を取り入れた改良BSモデルの分析はRestout(2013)、Coto-Martinez他(2014)により行われている。

Restout(2013)は独占的競争の要素を織り込み、MUを内生化した2財3部門(家計、企業、政府)一般均衡モデルを構築した。このモデルは、相対的に価格非弾力的な政府支出を需要要因として考慮し、非貿易財需要の価格弾力性が政府支出シェアに依存しMUを変動させる点を織り込んでいる。Restoutは、このモデルでの分析結果として、クロスでの生産性格差1%の上昇が、非貿易財相対価格を0.70%押し上げるのみでBS効果の比例仮説を支持しないこと、1%の政府支出での生産増加が同相対価格を1%程度引き上げることを示した。

Coto-Martinez他(2014)は、2部門での不完全競争の下で、相対価格が生産性とマークアップ(MU)の差に依存するBSフレームワークを用いて、非貿易財の相対価格の動きを検討した。OECD12カ国のパネルデータで検証すると、生産性とマークアップによって相対価格の動きがよく説明できたという。

また、Itskhoki(2020)は、RERは本質的にモデル構造全体や政策レジームに依存する一般均衡的な変数であること、RERを検討する際には、供給面だけでなく、内外消費財の代替性に関連深いホームバイアス、支出スイッチングや財市場での価格転嫁(パススルー)、不完全な国際リスクシェアリング、国ごとの財政制約、金融政策レジームなどにも注目すべきであると主張している。

## 第4章 BS 仮説をめぐる実証研究の展望と評価

第3章ではBS効果の強弱や構造変化を説明することを意図したBS仮説の理論的改良を中心にサーベイしたが、本章では近年のBS仮説を巡るパネルデータを用いた地域別・グループ別の実証研究に加えて、物価指数の問題、ペン効果との関連など、実質為替レートとBS仮説周辺のトピックス的な諸研究の展望と評価を行う。

### 4-1. グループ・地域別実証研究結果

#### 1) 先進国 (OECD 諸国)

Drine-Rault (2005) は OECD12 カ国年次データを用い、Johansen(1995)の時系列共和分分析手法と、Pedroni (2000)のパネル共和分手法を使って BS 仮説を検証した。その結果、標準的な時系列手法では有意な長期関係が得られなかったものの、非定常な動的パネル手法では4カ国(豪、ベルギー、加、米)を除いた8カ国で有意な長期的な関係が確認された。OECD 諸国で全面的にBS仮説が支持されなかった背景について、BS仮説の3つの前提の検証を行った結果、本稿第2章での結果と同様、RER と非貿易財相対価格との長期的な関係が欠如していることがこの非有意性の原因とした(注4-1)。彼らは上記4カ国では、貿易財での購買力平價説が成立していないと推測している。

Lee-Tang (2007) は成長会計的なアプローチを用いて、ホームバイアス・交易条件効果を織り込んだ内外2部門モデルによりBS仮説を定式化した。12カ国データで検証した結果、労働生産性の上昇はRERを増価させるものの、定説と異なり、貿易財と非貿易財の相対価格を通じてではなく、2国貿易財間の相対価格を通じて波及すること、加えて、高水準のTFPはしばしばRERを減価させることがわかった。労働生産性とは選択的な生産性指標としてのTFPを利用して新たに得られたこの結果は、RERへの生産性の影響を分析するにあたり、さらに検証する必要があるとしている。彼らの分析はBSモデルの様々な応用例に及んでいるが、高水準のTFP成長がRERを減価させる理論的な可能性については本稿第3章で言及した通りであり、誘導型モデルで得られた限界効果だけから、拙速にBS効果の有無を判断することの危険性をあらためて示唆しているように感じられる。

Ramajo-Ferre (2010) はブレトンウッズ後のOECD21カ国パネルデータで長期PPP仮説を幅広い計量経済学的手法を用いて検証し、その成立をほぼ全面的に支持する結果を得た。検証は、パネル横断面従属性の有無、RERの線形あるいは非線形での調整の動き、その持続性・程度など、幅広く行っている。RERの平均回帰傾向の確認は絶対的PPPの成立を、また、名目為替レートと内外価格の間の共和分の関係は相対的PPPの成立を示唆していた。したがって、彼らの結果によれば、BS効果やその他の要因はRERの動向を規定する主要な要因ではないということになる。

Gubler-Sax(2019)は、先進18カ国(1970~2008年)でのBS効果の頑健性について、3種類の部門別OECDデータを用いて検証した。DOLSを適用した分析では、後半の20年間で、

貿易財部門の生産性と均衡 RER との間に頑健な負の関係があったという。初期の BS 効果を支持する結果は、データセットに依存していたと結論している。BS 仮説と反する実証結果の背景など、より詳細な検討が求められよう。

門多 (2022) は 2 章で紹介したように、BS 効果が OECD 諸国では近年も有意に働いていることを確認した。非貿易財部門の相対価格と国内での両部門生産性格差とのパネル回帰 (一部パネル共和分回帰) の結果は有意であった。CEE 諸国を中心とするパネル BM よりもパネル BH での BS 効果は小さいこと、リーマン危機後には BS 効果が低下したことが計測されている。

## 2) アジア諸国

アジア諸国では、高成長を遂げた時期の日本については BS 効果が明確に表れた典型例であったとの研究が初期には多かった (門多 (2021a) P.74-75) が、その後はやや研究成果が少ないようである。その他のアジア諸国についてもデータ制約があるためか同様である。

Imai (2010) は、日本の戦後の製造業主導の成長下での RER の増価が BS 効果の古典的な例とみなせるとし、固定相場制下での 1956~70 年を対象に効果の大きさを要因分解会計式を用いて計測した。米ドルベッグにあったこの 15 年間、日本経済は年率 9.7% で実質成長し、GDP デフレーター上昇率 (5.4%) は、米国 (2.6%) を上回っていた。日本のインフレ率は米国より 2.7% 高く (その分だけ円の RER は増価)、BS 効果は 0.7% とさほど小さくなく、RER の増価 1.7% のうち、多くの割合は日本の貿易財物価の上昇に帰せられるとした。

Dekle (2013) は BS モデルの一般均衡的拡張版の性格をもつ、日米と米中の開放マクロ経済モデルを開発し、円と人民元の実質対ドルレート of 長期トレンドを検証した。長期的にみると、実質円レートは米ドルに対して増価を、一方、人民元は 1999 年まで減価を続けてきたが、このモデルにより、両通貨の実質対ドルレートの長期トレンドを再確認することができたという。

Kakkar-Yan (2012) は、アジア 6 カ国 (香港、シンガポール、韓国、タイ、インドネシア、フィリピン) の長期 RER の変動について生産性をベースに検証し、BS 効果の存在を確認した。産業別データを用いて貿易財と非貿易財両部門の TFP を推計し、パネル共和分分析を行った結果、1) 各国国内では非貿易財の相対価格が部門間 TFP 格差と共和分の関係にあること、2) RER は、自国と相手国との部門間 TFP 格差と共和分の関係にあること、などの結果を得た (TFP は労働分配率調整済データを使用)。モデルの予測値を RER の長期均衡とみなせば、インドネシアを除く 5 カ国の RER はアジア金融危機前には過大評価だったとしている。

Imai (2018) は、1996 年以降の対ドル人民元実質レートの増価について、その急速な増価が伝統的な BS 効果によるものか、その規模を会計的アプローチで検証した。1996~2015 年の中国経済は、製造業主導の急速な成長経路にあって貿易財部門と非貿易財部門の間の TFP 成長に大きな差があり、これが RER の増価につながったとする。1996~2004 年の安定

期の後、2005～15年には年率4.6%で増価していたものの、その中身を分解すると、BS効果の寄与は1.2%ポイントとさほど大きくなかった。より重要な要因は、4.4%を占める貿易財価格の実質増価（中国の貿易財価格の米国に対する上昇）である。このような現象は高成長期の日本やCEE諸国でもみられる。中国でもBS効果はさほど大きくなり、高成長経済で観察されるRERの急速な増価の主因ではないとした。

### 3) CEE 諸国

中東欧（CEE）諸国では、EUそしてユーロ圏への参加を成長のステップとすべく、EU加盟を目指す国々が多かった（注4-2）。その際、加盟の条件である物価上昇率へのBS効果（ペン効果（一人当たり所得と物価の正の相関））の影響が議論されてきた。また、ギリシャの金融混乱の位置付けも研究の誘因となった。同効果の存在を肯定する研究結果も多い。本稿第2章に示したように、CEE諸国が太宗を占めるパネルBMを中心にBS効果が有意に計測されている。以下、実証研究成果を中心に主なものを概観する。

Garcia-Solanes, Portero-Flores (2008) はCEE諸国6カ国（チェコ、バルト三国等）からなるNMSグループと、EUコアメンバーからなるOMSグループとの比較を行った。その結果、NMSグループでは、貿易財の質の改善と内需貿易財の需要増加トレンドの両者が実質為替レートの増価をもたらしたものの、OMSグループでは明確な結果が得られなかった。その理由として、政治的要因、不完全競争、輸送コスト等による国内貿易財市場の分断などの要因を指摘している。

Mihaljek-Klau (2008) は中・東欧11カ国でBS効果を検証し、一定の影響をもたらしていることを示した。国際効果ではユーロ圏とのインフレ格差の24%（水準平均で1.2%ポイント）、国内効果としては、貿易財・非貿易財部門間の相対価格差の84%、また国内総インフレの16%（同1.1%ポイント）がBS効果で説明できるとした。2000年以降は90年代後半と比較して、国内効果は数カ国で縮小したものの、国際効果は大部分の国でみられた。

Konopczak (2010) はポーランド経済でのポーモル効果（Baumol-Bowen effect）とBS効果を測定した（注4-3）。目的はマクロの物価動向について、どの程度ユーロ圏と差があるか、生産性成長の観点から、どの程度ポーランド通貨ズロスチのRER増価が説明できるかという点である。ポーモル効果のポーランド経済への影響は短期では0.7～1.0%、また、BS効果はポーランドとユーロ圏の相対価格を年率0.9～1.3%押し上げ、その結果、RERは0.9～1.6%増価した。最近20年間の生産性トレンドの下では、この数値は低下している。しかし、この大きさはユーロ採用を検討する政策担当者にとっては無視できないとした。

さらに、Konopczak (2013) は、ポーランド、チェコ、ハンガリー、スロバキアの4カ国でのBS効果と、労働・生産物市場でのその吸収の有効性を計測した。ユーロ圏とのインフレ格差の構成要因の大きさを測り、共通金融政策のこの地域での不適切さを示すリスク評価も行った。CEE諸国のEU統合期には、キャッチアップのためのインフレ圧力はユーロ導入直後の期間の周辺国と同様に無視できず、とりわけポーランドの場合には潜在的なBS効果



のインフレ圧力吸収メカニズムが働かないとした。ただし、通常の BS 理論モデルでの賃金やマークアップについての前提が成り立たない時には、この推定結果の限りではないとしている。

Egert (2011) は EU への新加盟国に焦点を当て、経済のキャッチアップがインフレに与える影響につき分析した。様々な推定法を用いて分析した結果、BS 効果がインフレの主要な要因でないことが示されたとの結論を得ている。むしろ、EU 加盟後の成長率上昇の下で、当初の価格水準や、規制価格が非線形の形で強く影響してインフレを招いたこと、高所得世帯が消費パターンを変え、エネルギーや食費の比率を低下させてサービス支出を増やす傾向（「拡張されたエンゲル法則」と呼称）がみられたという。この結果から、Egert は価格水準の収束には、財価格だけでなく、規制下にあるサービス価格も重要と考えた。さらにインフレ率の低下に伴ってフィリップスカーブの平坦化が進み、インフレの持続性の高まり、高インフレの際の商品価格の影響などの重要性が確認できたとしている。

Berka et.al. (2014) は、CEE 諸国を含む 31 カ国での RER の変動について、部門別生産性ショックと労働市場とを考慮したうえで、EU15 カ国平均との比較などを行い、CEE 諸国では BS 効果がみられることを明らかにした。

Boero et.al. (2015) は、RER、生産性格差、実質長期金利差、資本勘定の 4 変数間に長期的な関係があるか、中東欧 8 カ国の月次データで分析した。その結果、RER の増価には、BS 効果と資本勘定を通じた効果の二つの源泉があることが判明。さらに資本勘定を通じた効果のなかでは、ポートフォリオ投資よりも対内直接投資が多い方が RER 決定に際しての生産性効果が大きいことがわかったという。

#### 4) 途上国

Choudhri-Kahn (2005) は、需要側も考慮した一般均衡モデルを構築し、定常状態において BS 効果が途上国（低所得国）で存在することをパネル回帰により確認した（高・低所得国の 2 グループ計 32 カ国）。交易条件を勘案しても、非貿易財部門の相対価格が RER 決定に影響すること、貿易財部門と非貿易財部門の労働生産性の差が非貿易財の相対価格に影響すること、の 2 点を確認した。

Hassan (2016) は BS モデルを農業・製造業・サービス業の 3 部門に拡張して BS 効果の検証を行った。その結果、低所得国の発展段階の初期には農業で最初に生産性が上昇し、農産物の相対価格が低下、マクロ物価も下落する。その後、発展の主軸となった製造業において生産性が上昇し、農業の役割が低下する。このような背景から、低所得国では、発展初期には生産性と（国際的にみた）物価水準の間に負の相関がみられた後、その後、通常の BS 効果（Penn 効果）が観測される状態に移行することを示した。この結果は、先進国グループと新興国グループのいずれにおいて有意あるいは相対的に強い BS 効果が観察されるかという、研究者によって結論が分かれる問題の解釈に示唆を与えてくれる。

## 5) 全世界

Peltonen-Sager (2009) は、1990～2004年までの64カ国（先進国21カ国、発展途上国24カ国、その他19カ国）からなるパネルデータを用いて均衡RERの決定と、非貿易財対貿易財部門の生産性ショック（格差）との関係を再評価した。その結果、RER（GDPデフレーターベース）と両部門の内外生産性格差（労働生産性使用）の間には発展途上国グループでは有意な相関が認められ、頑健性もあるとの結果が得られた。しかし、他のグループや64カ国全体では有意な結果は得られなかった。また、発展途上国でもパラメーター推定値は小さかった。分析には含めなかった変数（内々生産性格差や需要サイドの変数（交易条件、政府支出、対外純資産など））の存在や、BS仮説の前提条件が満たされていないことがそのような結果をもたらした原因として考えられる。また、部門を農業、農業を除く貿易財部門、サービス部門に3分割した分析を行った結果も発展途上国のみで有意であった。これらの結果は、為替レート制度や基準通貨が相違する場合も含めて頑健であった。

Garcia-Solanes et.al. (2009) はBS仮説を、1991～2004年の先進国と途上国各16カ国で検証した。2部門モデルでの生産性と相対価格、相対価格とRERという2段階での検証である。パネル共和分・ブートストラップ分析の結果、途上国グループではBS効果が確認されたものの、先進国では、国内市場の分断により貿易財の一物一価が成立せず、第2段階の部門別相対価格とRERの関係が非有意だった。

Kakkar-Yan (2014) は、1970～2006年の対米14通貨について、部門別TFP格差、実質金利差、実質金価格という3つの要因からRERの中長期の動きを分析した。一つはいわゆるBSモデルのような、実体経済の部門別技術革新ショック、いま一つは実質金利とRERの双方に持続的に影響を与える金融ショック、さらに、第3の要因として、世界金融システムのショックを想定し、これを実質金価格で代理した。これら3つの要因は、それぞれ限られた説明力しか持っていないが、合わせると中長期の動きを説明することができた。実質ショック、金融ショック、グローバル金融システムへのショックという3つの要因と、各国の対米ドルのRERが、共和分の関係にあることを確認した。

Wang et. al. (2016) は、パネル共和分手法を用いて40カ国でBS効果が存在するかを検証した。その結果、先進国20カ国では非定常な確率的トレンド（観測不能）はあるものの、BS効果の存在を確認した。一方、途上国20カ国ではBS効果を支持する証左はほとんどみられずさらなる分析が必要とした。何が原因でグループ間の差異が生じたのかなど、分析の深掘りが続けられていることを期待したい。

以上のように、国・地域別にみたBS効果の強弱、有無について概観した結果、未だ必ずしも明確な定型化された事実は確認されるには至っていないといえよう。

## 4-2. データの扱いに関するトピックス他

### 1) 物価指数の選択

Fleissig-Strauss (2000) は、6つの異なる物価指数に対応した PPP について、変動相場制に移行して以降の期間について4種類のパネル単位根検定を行った。結果は総じて PPP 仮説の成立を支持していたものの、調整速度は物価指数とテスト過程によって異なる結果となった。物価指数の選択は、パネルデータにおける系列の不均一分散だけでなく、同時性や系列相関の程度が定常性や平均回帰の速度に影響するとしている。

Chinn (2006) は、具体的な RER の作成方法について詳しく解説し、ベースとする物価としては、消費者物価指数、生産者物価指数、GDP デフレーター、もしくは GDP の構成項目のデフレーター、とりわけ民間最終消費デフレーターが適当であるとした。また、データの利用可能性はやや下がるものの単位労働コスト (ULC) ベースのものも利用しやすく、それぞれ目的に応じた使い方をすべきとしている。極めて穏当な結論ではあるが、モデルとの理論的整合性や価格転嫁の浸透度などをその都度適切に考慮すべきということであろう。

また、門多 (2021b) では各種物価統計を用いて円ドルレートの長期購買力平価を計測し、物価指数の選択による RER の差異を比較した。長期購買力平価を長期均衡為替レートと仮定すれば、PPP と実勢レート (名目) との差 (内外価格差) は RER と同様の動きをする。結果をみると、貿易財関連物価や生産者物価を用いた場合よりも、非貿易財を含む消費者物価を用いた場合には RER の変動は大きい。また、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ると RER の変動は小さくできることを示した (付録5参照)。これは、前出 Parsley-Popper (2010) の結果とも整合的であり、価格浸透度の影響を考慮した分析の必要性を示唆したものと言える。

### 2) 業種分類・部門分割

MacDonald-Ricci (2005) では、流通部門が RER に与える長期的な影響をパネル DOLS で分析している。生産性の上昇や、他国対比での流通部門の競争活性化は、国内での貿易財部門の生産性上昇と同様に RER を増価させる。流通部門を非貿易財部門でなく、流通サービス自体を貿易財部門と位置付ける解釈も可能である。また、いわゆる PPP パズルについて (後出 4) 調整の特徴 参照)、半減期 (均衡回帰への調整速度) は3年と推定されたが、条件によっては1年まで短縮されるとした。

Dumrongritikul (2012) は、33カ国のパネルデータ分析により BS 仮説を検証した。国毎に、また時期毎に異なる2部門 (貿易財、非貿易財部門) 分類を用いた結果、先進国では貿易財部門の生産性成長が RER の減価につながり、BS 仮説とは逆の結果を得た。一方、発展途上国では BS 仮説の成立は確認されたものの、均衡への収束速度は大変遅かった。また、比較的高い成長の途上国では、RER は減価していた。業種と部門の対応づけの重要性を示唆した分析であることは認められるものの、私見では、このような、BS 仮説に反する結果が

得られた理由を、本稿 2-4 節の 2)項や 3.2 節に整理した知見や要因と照合する必要があるように思われる。

Crucini-Laundry (2012) は、小売価格約 300 品目を世界 120 の都市から選んでマイクロパネルデータベースを作成し、米国の商務省データベースや産業関連データの情報を使って流通マージンから中間財価格を推計、それをを用いて 30 品目について品目別 RER の変動を MSE 分解により推計した。その結果、非貿易財の変動の貢献が 8 割以上の 25 品目で過半を占めるとの結果を得、貿易財要因が RER 変動を主導しているとの Engel (1999) の主張に異議を唱えた。Crucini によれば、Engel の手法は RER 変動を、貿易財の変動要因と非貿易財と貿易財のバスケット価格の変動の要因に分割したものであり、Crucini の個別の中間財価格まで遡った手法を用いれば非貿易財の対貿易財相対価格の変動の影響が大きく、貿易財変動要因の寄与は下がるとした。この結果から、CPI バスケットに含まれる典型的な財を貿易・非貿易財に振り分ければ、中間財に適用される古典的な二分法が生きてくるとし、流通マージンと貿易財中間財投入を取り込んだハイブリッドモデルでの分析が必要とした。集計的な価格指数は、集計の最低レベルでも財・サービスは国内生産品と輸入品からなっていること、最終財を貿易・非貿易両財に分類する際に恣意的になりがちなことの 2 点から利用は適当でないとしている。

### 3) ペン効果

法専 (2009) は、ペン効果 (一人当たり所得と物価の正の相関) の背後に BS 効果が潜んでいると考え、IMF の World Economic Outlook Database に基づき、世界 181 カ国 1990~2006 年の各年次もしくは期間平均データを用いて、ペン効果に関するクロスセクション回帰分析を行っている。その結果、先進国については初期から内外価格差 (物価水準あるいは実質為替レートの逆数) と一人当たり所得水準との間に正の相関があり (後半期間では回帰係数が若干低下している)、途上国については 90 年代後半以降同様の傾向が強まった (回帰係数、適合度ともに上昇) ことを確認した。そのなかで、日本のデータが全期間を通してペン効果を示す回帰直線上から大きく上方に乖離していることに着目し、ある種の長期均衡と整合的な物価水準と現実の観測値との乖離を説明変数とする物価変化率の回帰分析を行った。その結果、両者には有意な負の相関があると指摘している。OECD14 カ国の中でも日本の「乖離率」は突出して大きく、これが 90 年代後半以降のデフレ圧力になったと解釈できるとした。

Fujii (2015) は先進国と新興国での価格=所得関係に焦点を当て、クロスカントリーでの両者の正の相関関係 (ペン効果) について分析した。その結果、価格への所得効果の大きさに差異があるだけでなく、ペン効果がみられる場合でも背景は両グループ間で異なることがわかった。一部の先進国では、ペン効果の背景には BS 効果がある一方で、新興国では、1980~90 年代にペン効果は小さくなっており、その原因について実物変数や金融変数をいくつか検討したものの確たる理由は不明としている。

Ravallion (2013) は、ICP ラウンドでの PPP の変化パターンの経済的意味を分析した。例えば、2005 年 ICP での新興国実質 GDP 推計 (PPP ベース) が従来推計よりも実質的に下方修正された背景には、BS モデルが示したように、より高成長の国の PPP が実勢レート対比で、より急激に増価する点がある。この効果 (動的ペン効果) は、貧困国でより大きい。この効果を考慮すれば、新 ICP データが得られた際に大きな改訂をするニーズは小さくなるだろうとした。

Lein-Lein Chen et.al. (2015) は、富める国と貧しい国とで物価水準に差があり、それは非貿易財により説明されるという BS 効果を再検証した。5 回にわたる ICP の調査データを用いて最大 113 カ国のクロスセクションでの物価水準の差に対する非貿易財価格の寄与を計測し、BS 効果の寄与は約 3 分の 2 になるとの結果を得た。同論文ではマクロの価格差を貿易財価格と非貿易財価格との分散比で説明するという Engel (1999) の手法を採用している。

Cheung et.al. (2017) は、ペン効果の頑健性を検証し、物価水準の所得弾力性については、極めて整合的な結果を得た (一部は非線形)。先進国では、2 次項は逆 U 字の関係に、また、逆に発展途上国では U 字の関係にあった。また、スペックやデータセットの選択によってミスアラインメントは異なる形をとる。また、中国人民元の評価も行っており、人民元は 2011 年には正しく購買力平価見合いに評価されていたものの、05 年には過小評価、14 年には過大評価であったとしている。

#### 4) 長期均衡への調整 ～ PPP パズルへの対応 (Rogoff (1996))

購買力平価などを長期均衡為替レートとみなしたうえで、名目為替レートの均衡値に向けた調整が行われるのか、行われぬのか、行われる場合でも線形か非線形か、どの程度の期間で行われるのか、などは Rogoff (1996) 以降、PPP パズルとして、長らく国際金融論の主要な研究対象となってきた (注 4-4)。

Parsley-Wei (2007) は、34 カ国のビッグマックデータが、CPI ベースの購買力平価とよく合致することを示した。さらにビッグマックの材料 5 品目と賃金・レントなど非貿易財投入品目 3 品目の計 8 品目について、費用要素ごとに PPP への調整速度を計測した。長期均衡値からの乖離の程度によって非線型な調整が行われることを明示的にモデル化した各種 TAR モデルでの推計によれば、半減期間は全体で 1.8 年、材料・サービスを中心とする非貿易財では調整期間はやや長い 2.4~4.1 年となった (注 4-5)。また、エンゲル効果 (Engel(1999)に因む) については、名目為替レートの変動の減少、ペッグ制、関税障壁などが効果を減衰させているとした。

Bahrumshah et.al. (2007) は、韓国、タイ、インドネシア、マレーシア、シンガポール、フィリピンという東アジア 6 か国の月次データのパネルデータを用いて、PPP 仮説の実証研究を行った。長期 PPP 関係を検証した結果、アジア通貨危機前と異なり、危機後には RER の平均回帰傾向はすべての国で見られるようになり、それは基準通貨を米ドルとしても、日本円としても変わらなかったとしている。

さらに Bahrumshah et.al. (2010) では、東アジア 6 か国の通貨での PPP に向けての調整について新しい成果を得た。2004 年までの約 40 年間の四半期データによる非線形単位根テストによれば、これら諸国通貨の RER は、非線形の平均回帰プロセスに従うこと、PPP parity に向けての調整は、マレーシアを除く 5 カ国で上下方向共に非対称 (LSTAR 過程) であることなどが得られており、RER の PPP への調整過程の分析は、非対称性を考慮したものに修正する必要があるとした。

Crucini-Shintani (2008) は、消費者物価の 270 品目につき 63 カ国から、また 258 品目を米国 13 主要都市から選んでマイクロパネルデータベースを作成し、品目別 RER の動学的検証を行った。その結果、LOP からの乖離の半減期は約 1 年であった。これは OECD 諸国、途上国そして米国を通じて変わらず、名目為替レートの影響もほとんどなかった。OECD 諸国での非貿易財の半減期は 1.9 年と貿易財 (1.2 年) より長かった。マイクロパネルデータを集計すると半減期は 1 年から 6 か月延びて 1.5 年となる。このように、集計されたマイクロ価格データを実証分析で用いることにより、消費者物価の政府統計を使用した LOP, RER 分析のバイアスが修正される利点があると指摘している。

Bergin et.al. (2013) は、内外相対価格の年半期マイクロデータを用いて調整速度を計測し、集計的 RER の持続性を再考した。ECM モデルでの分析によれば、異なる種類のショックはマイクロレベルでの内外価格差を生じさせ、為替レート市場よりも財市場での裁定を通じた動的調整が行われる。通常のマクロショックの条件付きで推定された半減期間は、マイクロの相対価格には集計的 RER と同様に持続性があることが判明した。この結果は、固定的な価格と財の異質性に依拠する RER の持続性に関する理論に対して挑戦的である。

## 第5章 日本での内外価格差問題

本論文の研究動機の一つとして日本の内外価格差問題があった。現状内外価格差問題は、どのような位置にあるのだろうか。長期デフレと円安気味の為替レートの展開の中で、総じて内外価格差は解消されたとみてよいのだろうか。あるいは、今後、1990年代に問題にされたような状況が再燃することもあるのだろうか。本章では、BS効果の新たな要因分解結果を示したうえで、2～4章の実質為替レートを巡る分析・サーベイも踏まえつつ、日本の内外価格差問題を再考する（注5-1）。

### 5-1. 2000年代のディスインフレと内外価格差

まず、2000年代に入って以降のマクロの物価・為替動向と価格水準指数（内外価格差、実質為替レート（RER））の動きを概観する（注5-2）。図5-1には内外価格差、RERの2000年代の動きを示した。図にはOECD統計では価格水準指数（Price Level Index, Comparative Price Level(CPL)）と呼ばれる内外価格差（折れ線（点線））と、RERの前年比%（棒グラフ）を示している。定義的に内外価格差はRERの逆数であり、2～4章のRERについての分析結果は、内外価格差についての考察にも有効である。内外価格差が拡大する局面ではRERが減価する（負になる）こと、一方、価格差が縮小する局面ではRERが増価することが図からも読み取れる。90年代には1ドル90円台（年平均）の超円高の時期に最大2倍程度にまで達していた内外価格差（GDPデフレーターベース）は、2000年代前半に入ると1.4倍以下まで低下した。その後も低下傾向が続き、16年以降は0.9～1.1倍程度で推移している。この間、2009～11年為替レート要因で一時1.5倍近くまで上昇したものの、

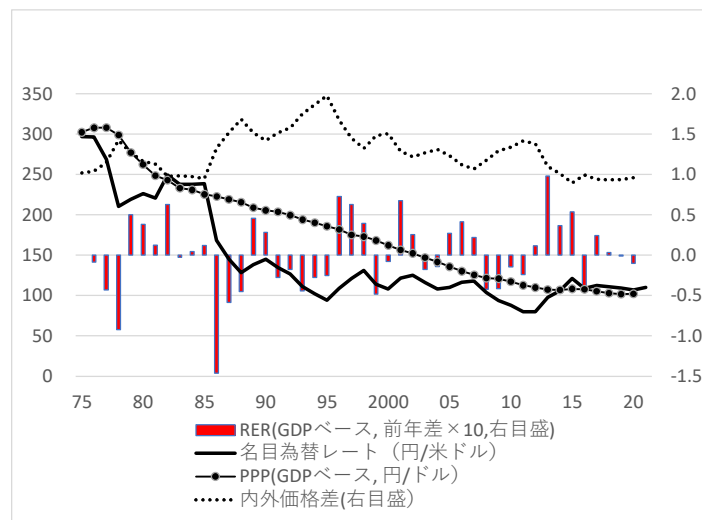


図5-1 日本の内外価格差と実質為替レート（RER）の推移

（注）PPPは日米GDPデフレーター（OECD）、為替レート統計（IMF IFS）より作成。内外価格差（CPL, PLI）の定義：

内外価格差（価格水準指数）＝購買力平価（PPP）／実勢為替レート（名目為替レート）

その後は安定的に推移している。

## 5-2. 2000年代の日本の内外価格差（RER）の要因分解

本節では、日本の内外価格差（RER）について、Imai（2010）などで使用されている会計的な要因分解を行った結果を示す（注 5-3）。Imai（2010）は名目為替レートが一定であった固定相場制（米ドルペッグ）下にあった1956～70年を分析対象として、購買力平価（PPP、価格（物価））要因を貿易財価格、非貿易財価格の相対価格要因二つに分けて分析した。本章では2章で用いたデータベースの中から、変動相場制下で、英ポンドなどの対米レートとの比較が容易な2000～2018年を対象期間とした。

この18年間で、日本経済は年率2.1%で実質成長し、GDPデフレーター上昇率は0.9%と、米国の3.4%を下回っていた。日本のインフレ率は米国より低く、その差は平均で2.5%に達した。円に対してはその分だけRERの減価要因となる。

主要先進国の近年の物価動向を図5-2に示した。日本は80年代以降、ほとんど底辺を形成し、90年代後半からマイナス基調を続けた。ドイツ、フランスがそれに次いで低く、英米両国は相対的に高いグループに入る。英国はEUの中にあっても、他のユーロ圏主要国とは異なる動きをしており、リーマン危機以降はイタリアよりも高めに推移していた。

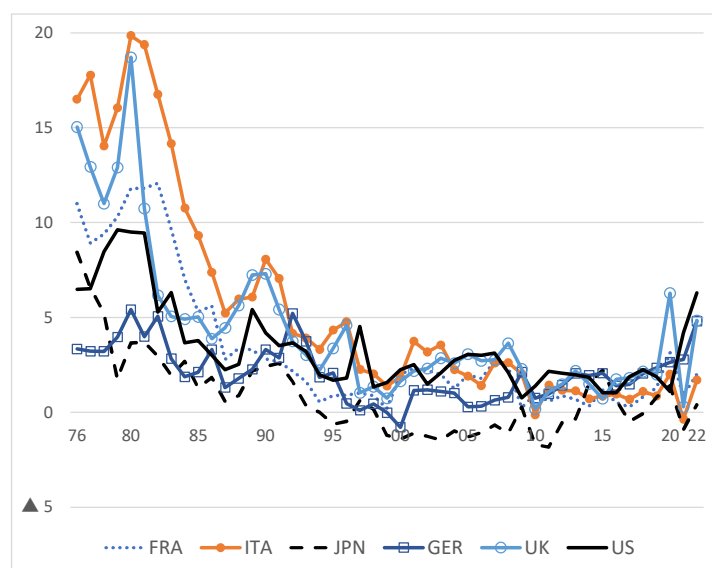


図 5-2 主要国の GDP デフレーター上昇率（%）の推移

（注）OECD 統計より作成。2021,22 年は IMF-WEO（2022April）予測。

2020 年までの GDP デフレーターは、下記により作成。

$$\text{GDP デフレーター} = \text{名目付加価値生産} / \text{実質付加価値生産} * 100$$

ここでは、内外価格差（RER）から名目為替レート変動を除いた購買力平価要因（インフレギャップ）を、Imai（2010）にならって非貿易財部門価格上昇率格差（BS 効果）と貿易財価格による効果に要因分解した（表 5-1 注 参照）。表 5-1 には各期間平均の前年比%



を、また、各年の前年比上昇（下落）への寄与は図 5-3 に示した。名目為替レートは 自国通貨安となった場合は負で示され、内外価格差の縮小要因となる。

まず内外価格差（RER）の変動への価格要因（購買力平価要因、インフレギャップ率）と為替レート要因の寄与を表 5-1 にみると、リーマン危機前の 2000～08 年には為替レートが円高により 0.8%程度の引き上げ要因となった一方で、インフレ率格差は 3.0%程度引き下げ要因となった。インフレ格差要因を二つの要因に分けると、非貿易財価格要因（BS 効果）が 0.5%ポイント程度の上昇寄与に対して、貿易財価格が 3.5%程度引き下げ要因となった。

その後、リーマン危機以降（2009～18 年）は引き続きインフレギャップ率が内外価格差の縮小要因となったほか、円安も引き下げ要因に加わり、内外価格差（RER）は縮小を続けた。インフレ格差要因の中では、貿易財価格要因だけでなく非貿易財価格要因（BS 効果）も縮小に寄与した。

以上より、通期（2000～18 年）では、日本の内外価格差（RER）の変動への為替レート要因の寄与は一部であり、変動の太宗はインフレ格差要因（物価要因）であった。

表 5-1 日米内外価格差変化率の要因分解結果

期間（年）	内外価格差 前年比%	インフレ ギャップ率 (インフレ 格差要因)			名目為替 レート要因	残差
		非貿易財相 対価格によ る効果	貿易財価格 による効果			
2000-2018	-1.69	-2.23	-0.15	-2.13	-0.24	0.83
2000-2008	-1.64	-3.03	0.48	-3.54	0.81	0.61
2009-2018	-1.75	-1.51	-0.72	-0.87	-1.18	1.02

(注) 2.2 節のパネルデータベースを用いて計算。単位は年平均上昇率%。内外価格差（実質為替レート）前年比%を、インフレギャップ率（購買力平価要因）と名目為替レート前年比%に要因分解した。要因分解式については、下記参照。

インフレギャップ率 = 生産者価格上昇率（日本） - 同（米）

非貿易財部門価格上昇率格差 =  $\beta$ （日本での非貿易財部門価格上昇率格差） -  $\gamma$ （米国での非貿易財部門価格上昇率格差）

貿易財部門価格上昇率格差 = 貿易財価格上昇率（日本） - 貿易財価格上昇率（米）

但し、 $\beta$ （日本）、 $\gamma$ （米国）は総生産額ベースでの非貿易財部門比率（非貿易財価格による効果（BS 効果）計算時は当年と翌年の平均を使用）。日米共に、（非）貿易財部門価格上昇率格差は、生産者価格での差を用いている。また、各年における名目為替レートの変動幅がインフレギャップ率と比較して極めて大きいため、期間平均の残差は大きくなっている。

各年別の動きを図 5-3 にみると、内外価格差（RER）の変動要因としては、為替要因の寄与が大きく、表 5-1 では約 10 年の平均値でならされていること、ただし、年によっては BS

効果要因を含む価格効果も変動に寄与していることがわかる。

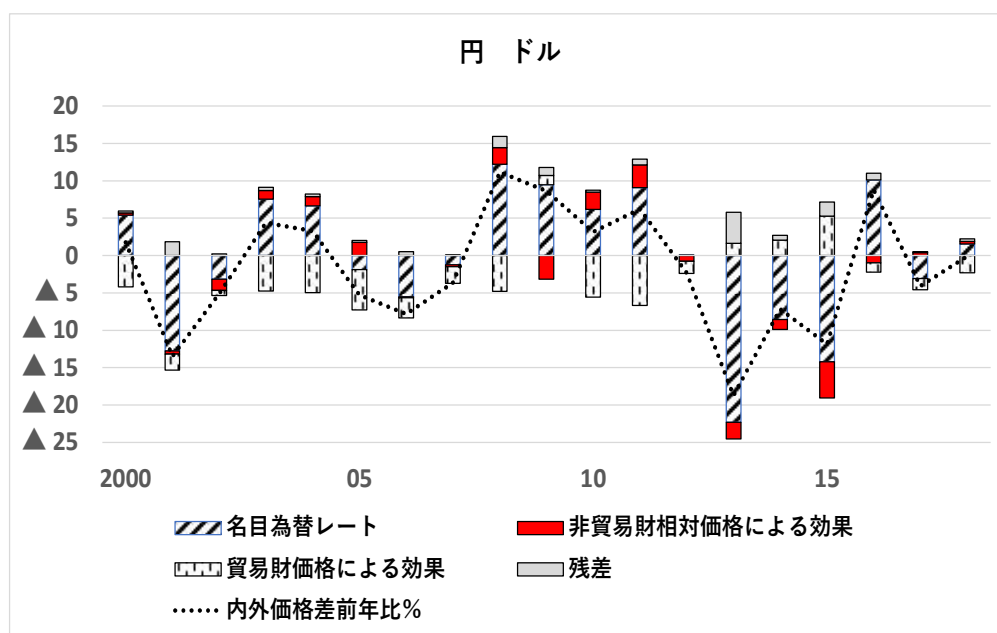


図 5-3 日米内外価格差（前年比%）の要因分解結果

(注) 各変数は、下記変数の各年の前年比及び寄与度を示している。算出法については表 5-1 の注と本文参照。

次に参考までに、英ポンドとチェコ・コルナの対米ドル内外価格差の要因分解結果をみてる。

英ポンドについては、門多 (2021a) で 1995～2005 年, 2005～15 年の期間での英ポンドの価格・為替レート要因への分解結果を示した際には、ほとんどが為替要因で変動していた。同じ期間に円ドルレートの場合は変動の大部分を為替レート要因が占め、価格 (物価) 要因が一部変動に寄与したと対照的であった。

今回の結果を表 5-2 にみると、英ポンドの対米ドル内外価格差については、通期では内外価格差の変動の太宗を為替要因が占め、インフレ格差要因の寄与が大きい日本とは対照的である。ただし、インフレ格差要因の一つである BS 効果については、英ポンドでは円ドルより大きな寄与を示している期間がある。2000～08 年には 1.5%の内外価格差のうち 1.1%程度上昇に寄与し、約 70%の寄与率を示した。各年別の寄与度を図 5-4 にみると、年によっては日本よりも BS 効果の寄与度は大きい。また、もう一つのインフレ格差要因である貿易財要因 (Engle(1999)効果) については、円ドルレートの場合と同様に、変動が大きく読みづらい面もあるものの、Parsley-Wei(2007) が主張したように、内外価格差 (実質為替レート) の変動を主導するものではないことが読み取れよう。

表 5-3, 図 5-5 に示したチェコ・コルナについても、英ポンドと同様の傾向が読み取れる。

表 5-2 英米インフレギャップ率の要因分解結果

期間（年）	内外価格差 前年比%	インフレ ギャップ率 (インフレ 格差要因)			名目為替 レート要因	残差
		非貿易財相 対価格によ る効果	貿易財価格 による効果			
2000-2018	-0.92	0.12	-0.24	0.56	-1.55	0.30
2000-2008	1.47	-0.20	1.05	-1.20	1.18	0.44
2009-2018	-3.32	0.44	-1.52	2.32	-4.28	0.16

(注) 2.2 節のパネルデータベースを用いて計算。その他詳細は本文の表 5-1 の注参照。

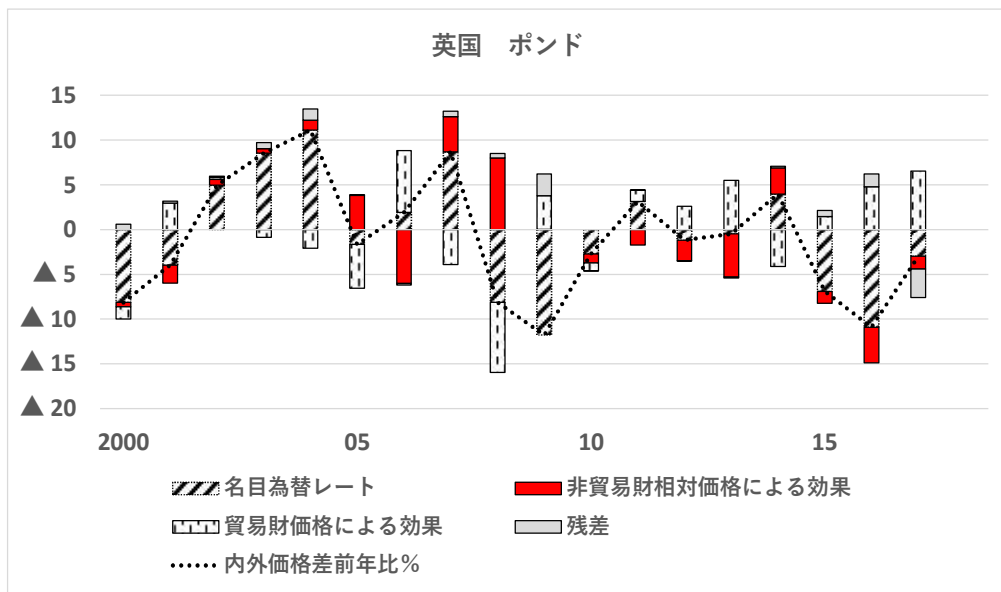


図 5-4 英米内外価格差（前年比%）の要因分解結果

(注) 作成法については表 5-1 の（注）参照。

表 5-3 チェコと米国のインフレギャップ率の要因分解結果

期間（年）	内外価格差 前年比%	インフレ ギャップ率 (インフレ 格差要因)			名目為替 レート要因	残差
		非貿易財相 対価格によ る効果	貿易財価格 による効果			
2000-2018	2.08	-0.78	0.47	-1.34	1.97	0.99
2000-2008	7.47	-0.93	1.58	-2.50	7.22	1.16
2009-2018	-2.76	-0.65	-0.54	-0.30	-2.76	0.83

(注) 2.2 節のパネルデータベースを用いて計算。その他詳細は本文の表 5-1 の注参照。

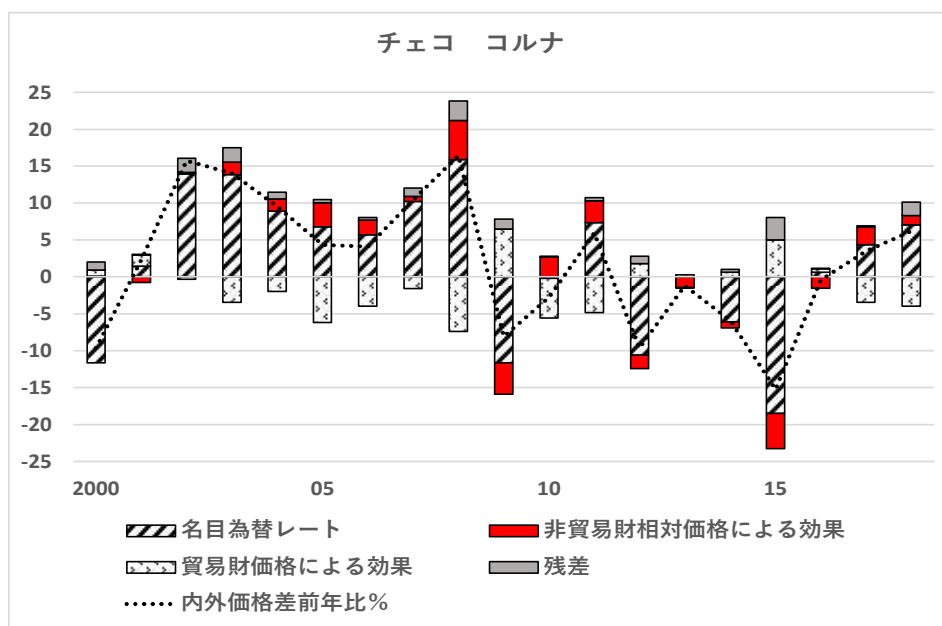


図 5-5 チェコと米国の内外価格差（前年比%）の要因分解結果

（注）作成法については表 5-1 の（注）参照。

### 5-3. 実質為替レートの長期均衡と内外価格差

本節では実質為替レート（RER）の長期均衡と内外価格差の安定性・調整について再考する。その前に、ペン効果（一人当たり所得と物価の正の相関）の背後に BS 効果が潜在しているとの立場のもとで、日本のデータが 1990 年代にはペン効果を示す回帰直線上から大きく上方に乖離していることに着目し、それが日本の長期デフレーションの原因となったとの法専（2009）の見解を取り上げ、2000 年代以降のデータで再確認する。

法専（2009）は、4-2 でサーベイしたように、ペン効果の背後に BS 効果が潜んでいると考え、IMF Database から 181 カ国の 1990～2006 年の各年次もしくは期間平均データを用いて、ペン効果に関するクロスセクション回帰分析を行った。その結果、先進国については 90 年代初期から内外価格差（物価水準あるいは実質為替レートの逆数）と一人当たり所得水準との間に正の相関があり（後半期間は回帰係数が若干低下）、そのなかで、日本のデータが全期間を通してペン効果を示す回帰直線上から大きく上方に乖離していることに着目した。さらに、ある種の長期均衡と整合的な物価水準と現実の観測値との乖離を説明変数とする物価変化率の回帰分析を行ったうえで、両者には有意な負の相関があること、さらには OECD14 カ国の中でも日本の「乖離率」は突出して大きく、これが 90 年代後半以降のデフレ圧力になったと解釈した。以下では 2000 年代に入って以降の動きを確認する。そのため、OECD 統計から、一人当たり実質 GDP（2015 年 PPP 基準）、価格水準指数（内外価格差）（共に米国=100）について、基準国（米国）を含めた先進国計 36 カ国のデータを準備した（注 5-4）。

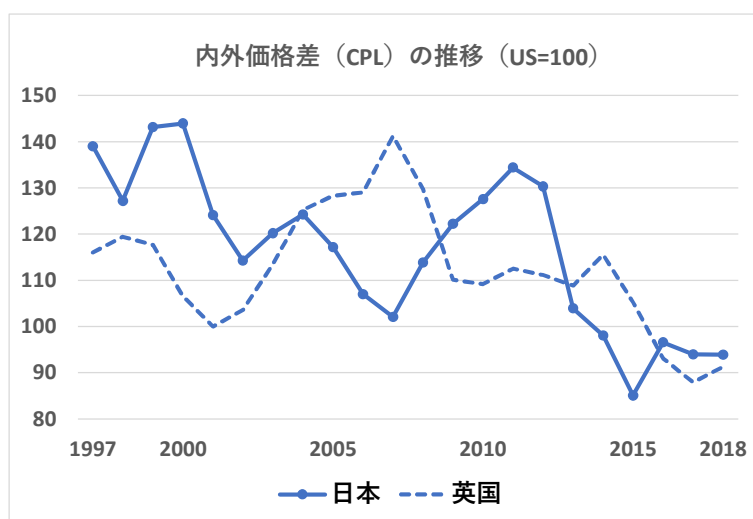


図 5-6 OECD 統計による内外価格差の推移 (米国=100)

(注) 出所は OECD 統計. 価格水準指数 (Comparative Price Level (CPL)) の日本, 英国の推移 (米国=100). 価格水準指数 (内外価格差) = 購買力平価 (PPP) / 実勢為替レート (名目為替レート)

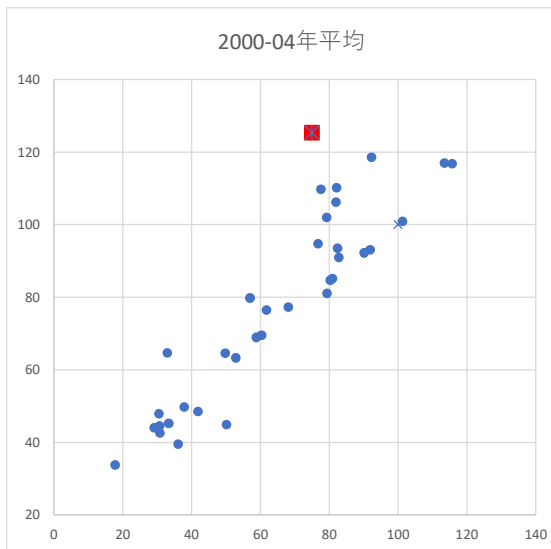
このデータでの日本と英国の内外価格差 (米国=100) の推移を図 5-6 に示す. 日本は別途 5-1 節でインプリシット GDP デフレーターを作成しており, そこで作成した価格差 (図 5-2) とほとんど同じ動きを示していることが確認できる.

次に 2000 年以降の約 5 年毎に平均した, 一人当たり実質 GDP (2015 年 PPP) (横軸) と価格水準指数 (CPL, 内外価格差, 縦軸) を, 図 5-7 に散布図で示した.

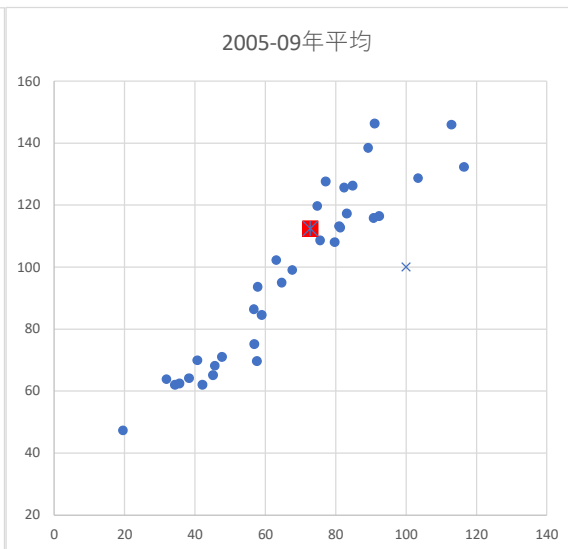
まず, 2000~04 年 (5-7a 図) をみると, 1990 年代に拡大していた内外価格差の趨勢を引き継ぎ, 日本 (四角印) の価格水準は, 全体の趨勢である右上がりの集団から大きく左上に乖離していた. その後, 徐々に調整が進み, 2015~18 年平均 (5-7d 図) では, 価格水準指数 (縦軸, 内外価格差) が基準の米国 (100) を下回るだけでなく, 日本の価格水準は全体の趨勢である右上がりの集団の真ん中辺りまで下がってきた. 日本より内外価格差が大きい (高い) 国は, 5-7a 図ではゼロだったものが, その後は 7~12 カ国に増えている (表 5-4) .

36 カ国のクロスセクションデータをベースとして, 4 つの期間それぞれにおいて, 内外価格差を所得水準 (一人当たり GDP) でプール回帰を行った結果を表 5-4 に示している. 回帰係数  $\alpha$  の変化をみると, 2005~09 年 (5-7b 図に対応する期間) の 1.069 をピークとして, その後は 0.8 台以下に小さくなり, 傾きが緩やかになっていることがわかる.

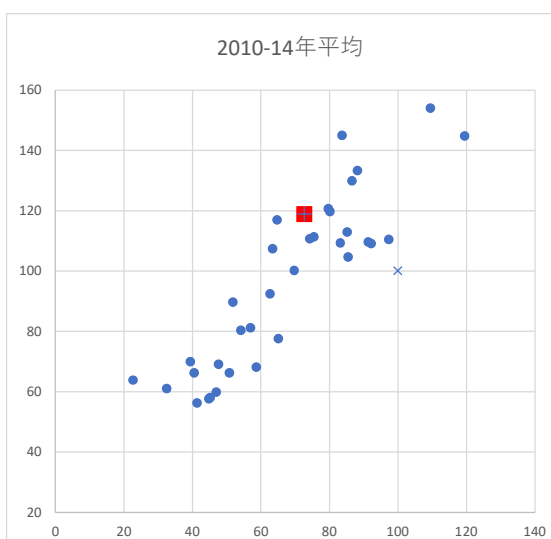
(5-7a)



(5-7b)



(5-7c)



(5-7d)

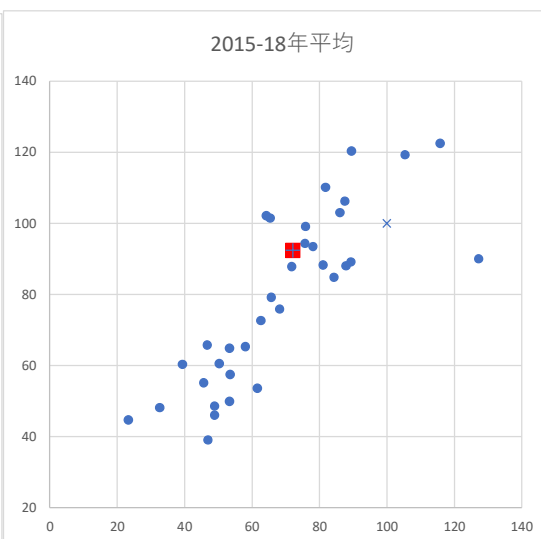


図 5-7 一人当り GDP と内外価格差 (OECD 統計)

(注) OECD 統計より作成.

横軸：一人当り実質 GDP (2015 年 PPP) (Per capita volume indices, Constant2015 PPPs)

縦軸：価格水準指数 (Comparative Price Level (CPL), 内外価格差) (米国=100) .

基準国 (米国) を含む計 36 カ国の約 5 年毎の平均値. 日本は ■ で示した.

表 5-4 内外価格差と一人当り GDP とのプール回帰の結果

年	$\alpha$	t値	データ数	備考	日本より内外価格差が大きい国
1980-84	0.74			法専 (2009)	
85-89	0.96			同上	
90-94	1.06			同上	
95-02	0.99			同上	
2000-18	0.99	37.2	684	今回推計 (注 参照)	
00-04	0.927	21.6	180	今回推計 (5-5a)	なし
05-09	1.069	26.7	180	同上 (5-5b)	12カ国 : NOR,DEN,IC,SWI,IRE,UK,FI,SWE,FR,BE,NED,AT
10-14	1.067	22.4	180	同上 (5-5c)	7カ国 : NOR,SW,AUS,DEN,SWE,FI,CA
15-18	0.856	16.8	144	同上 (5-5d)	12カ国 : SWI,NOR,IC,AUS,DEN,SWE,ISR,NZ,US,FIN,UK,CA
19-21	0.719	11.9	108		11カ国 : SWI,IC,ISR,NOR,DEN,AUS,US,NZ,SWE,FIN,CA

(注) 内外価格差 = 定数項 +  $\alpha$  (一人当り GDP2015PPP)

の形での先進 36 カ国でのプール回帰結果. データ等は図 5-5 注参照. 法専 (2009) の推計法は不明.

表 5-4 の上部には参考まで法専 (2009) の推計結果を示した. 下部の今回推計結果と, 単純な比較が可能かは留保条件付きではあるものの, 2000 年代初頭に残っていた日本の高物価 (大きな内外価格差) は徐々に調整され, 10 年代後半以降は高物価国の調整等が進んだため, 世界的に物価の平準化が進んで趨勢線の傾きが緩やかになったものと推測される. その背景には, 世界的なグローバル化や情報化・IT 化等の進展の下で, 国別・部門別の成長・生産性上昇などに差異が生じた, あるいは拡大したなどの要因が推測されるものの, さらなる分析が必要であろう (注 5-5) .

BS 仮説からは, 非貿易財を多く含む GDP デフレーターや消費者物価をベースとする PPP を使用すれば, 内外価格差は名目為替レートが自国通貨高になれば通常拡大する (4-2, 付録 5 参照). 貿易財部門・非貿易財部門の両部門が均衡して成長することが保証されるわけでもなく (注 5-6), 実際に近年でも先進国での BS 効果の存在は確認され, 若干の物価変動の要因となる可能性はある (第 2 章). そのようななかで様々な要因から実勢為替レートが短期的に変動すれば, 今後も内外価格差が大きく変動する可能性は否定できない.

ただ, 実質為替レート (内外価格差の逆数) の長期均衡があるものと想定した場合, モデルが何らかの意味で安定的ならば, 均衡モデルの理論値と現実値の乖離 (ミスアラインメント) は, 時間の経過とともに解消されて行くと考えてよいだろう. BS 効果がうまく計測されていないように見える場合でも, 第 3 章の理論的考察にあるような諸要因を勘案すれば, 芳しくない結果が得られても不思議ではないかもしれない.

## 終章 結語

本稿では、新たに OECD20 カ国のパネルデータベースを作成し、Balassa-Samuelson 仮説の前提条件と、その効果を 2018 年までの約 40 年間について統計的に検証した。その結果、以下のような結論が得られた。

1. BS 仮説の前提条件の中では、生産性上昇率が非貿易財部門より貿易財部門で高い点や、非貿易財部門での賃金と生産性上昇率の均等は引き続き成立することを確認した。
2. しかし、一つの主要な前提条件である両部門間の賃金均等は成立せず、両部門共、賃金上昇率は自部門の生産性上昇に依存していた。
3. 非貿易財部門の相対価格と国内での両部門生産性上昇率格差とのパネル共和分回帰（一部パネル回帰）の結果、BS 効果の存在については有意な結果が得られた。リーマン危機前後に分けてみると、危機までは有意だったが、リーマン危機後は高所得国で有意でなくなるなど、BS 効果の低下がみられた。この点についてはサンプル数の制約の存在や、幅広い手法でのさらなる頑健性のチェックの必要性にも留意が必要であろう。
4. BS 効果が低下したことを示唆する結果が得られた理由としては、いずれも精査が必要ではあるが、賃金裁定の不成立の影響、部門間でのマークアップ率の変化の影響（IT 化の進展によりサービス産業の市場環境がより競争的となった等々）、政府支出が部門間相対価格に与える BS 効果類似の影響が低下したこと、生産性の変化が交易条件の変化を通して貿易財価格ベースの実質為替レートに及ぼす BS 効果とは逆向きの影響が強まったこと、などが考えられる。既往研究で明らかにされているものは 3, 4 章で紹介したほか、中には推測の域を超えないものもあるものの、BS 効果そのものの有意性が損なわれるわけではないと考える。これらは芳しくない計測結果の原因・背景の要因探しに留まらず、さらなる実証研究の深堀りにより実態の解明が進むことが期待されるものであろう。
5. 本研究の動機の一つであった日本の内外価格差問題を振り返る際には、内外価格差が実質為替レートの逆数であるため、本稿の実証結果が参考になる。BS 仮説からは、非貿易財を多く含む GDP デフレーターや消費者物価をベースとする PPP を使用すれば、内外価格差は名目為替レートが自国通貨高になれば通常拡大する。貿易財部門・非貿易財部門の両部門が均衡して成長することが保証されるわけでもなく、実際に近年でも先進国での BS 効果の存在は確認され、若干の物価変動の要因となる可能性はある。そのようななかで、様々な要因から実質為替レートが短期的に変動すれば、今後も内外価格差が大きく変動する可能性は否定できない。

ただ、実質為替レート（内外価格差の逆数）の長期均衡があると想定した場合、モデルが何らかの意味で安定的ならば、均衡モデルの理論値と現実値の乖離（ミスアラインメント）は、時間の経過とともに解消されて行くと考えてよいだろう。

かつて渡辺（2001）は、生産性上昇率格差インフレーションに関する高須賀義博の業績を評する論稿の中で次のように述べた：



「生産性格差という単一の要因がドル・ペッグの下ではインフレの原因になり、フロート制の下ではデフレの原因になるという理解は非常に魅力的である。(中略) インフレやデフレという一見したところ貨幣的な現象が、実はセクター間の生産性上昇率格差というすぐれて実物的な要因と密接に関係していることを明らかにしている点で高須賀説は今なお有用である。」

実質為替レート of 長期動向を説明する要因として、部門間の生産性上昇率格差は、たしかにその一つに過ぎないのかもしれないが、本稿の主題である BS 仮説には渡辺が称賛した奥の深い論理展開の魅力があるように思う。

今後は、アジア諸国にも可能な限り対象を拡げ、内々価格差と内外価格差に加えて、ホームバイアス効果、交易条件効果なども勘案したより包括的な実質為替レートの分析を検討していきたい。

## ＜ 付 録 1 BS 仮説・実質為替レートの要因分解＞

本項では、各章で用いられた実質為替レートの要因分解と、先行研究において試みられたその応用例について簡潔に論じる（付注 1-1）。

### 1. 実質為替レートの要因分解

為替レートの長期的動向を国際間の商品価格裁定により説明する購買力平価説はあまりにも有名だが、これは名目為替レートと購買力平価の比として定義される実質為替レートが定常的（stationary）な経済変数であることを要求する。

$s$ ：邦貨建為替レートの対数、 $p$ ：自国物価指数の対数、 $p^*$ ：外国物価指数の対数、 $q$ ：実質為替レートの対数、 $p_T$ ：自国貿易財物価指数の対数、 $p_N$ ：自国非貿易財物価指数の対数、 $p_T^*$ ：外国貿易財物価指数の対数、 $p_N^*$ ：外国非貿易財物価指数の対数、 $\lambda$ ：自国物価指数における非貿易財価格のウェイト、 $\lambda^*$ ：外国物価指数における非貿易財価格のウェイト

$$p = (1 - \lambda)p_T + \lambda p_N \quad , \quad p^* = (1 - \lambda^*)p_T^* + \lambda^* p_N^*$$

として、

$$(1) \quad q = s - p + p^* = s - p_T + p_T^* - \lambda(p_N - p_T) + \lambda^*(p_N^* - p_T^*)$$

なる関係が得られる。ちなみに、貿易財と非貿易財の消費に依存する家計の効用関数が Cobb-Douglas 型ならば、上記の（消費者）物価指数は理論生計費指数と一致する。ここで、

$$(2) \quad q_T = s - p_T + p_T^* \quad ,$$

$$(3) \quad q_N = -\lambda(p_N - p_T) + \lambda^*(p_N^* - p_T^*)$$

と表せば、(1)式は

$$(4) \quad q = q_T + q_N$$

と書き改められる。貿易財に関する一物一価の法則（国際間商品価格裁定）が成り立てば、 $q_T$ は定常的な変数となり、実質為替レート（の対数） $q$ が定常的であるためには $q_N$ が定常的でなければならない。しかし、Balassa(1964)、Samuelson(1964)が看破したように、現実には各国の部門間価格比率はそれぞれの部門間生産性格差等の要因に依存して変化し、 $q_N$ は定常的な動きを示さない可能性が高い。もっといえば、自国貿易財部門の生産性の向上は $q_N$ の低下を通じ実質為替レートを増価させる、または、内外価格差を拡大する効果を有する。いま、ひとまず、(3)式右辺の規定要因をもっぱら供給側から考慮することにして、 $a_i(a_i^*)$ ：自国（外国） $i$ 部門における労働の限界生産性の対数、 $w_i(w_i^*)$ ：自国（外国） $i$ 部門における賃金率の対数、 $i = T, N$  とすれば、

$$(5) \quad p_N - p_T = (w_N - w_T) - (a_N - a_T) \quad ,$$

$$(5') \quad p_N^* - p_T^* = (w_N^* - w_T^*) - (a_N^* - a_T^*)$$

が成立する。各国内で賃金裁定が働いて、 $w_N = w_T$ 、 $w_N^* = w_T^*$  なら、(3)式は

$$(6) \quad q_N = \lambda(a_N - a_T) - \lambda^*(a_N^* - a_T^*)$$

と書き換えられる。各国の生産関数が Cobb-Douglas 型ならば、労働の限界生産性は労働の平均生産性に比例するから、労働生産性の対数を  $y_N, y_T, y_N^*, y_T^*$  として、さらに、

$$(7) \quad q_N = \lambda(y_N - y_T) - \lambda^*(y_N^* - y_T^*) + q_0$$

と書き改められる ( $q_0$  は定数)。Canzoneri et al.(1999) は、Cobb-Douglas 型関数よりも広いクラスの生産関数について、このような置き換えが妥当することを示している。ちなみに、各国の生産要素市場において賃金裁定が成立せず、 $\Delta w = w_N - w_T \neq 0$ 、 $\Delta w^* = w_N^* - w_T^* \neq 0$  ならば、(7)式の  $q_0$  項に残余の項  $-\lambda\Delta w + \lambda^*\Delta w^*$  が付け加えられる。山本(2013)は、日米間の実質為替レートの変動に関連して、1990年代後半以降における日本の非貿易財部門の賃金停滞（賃金裁定の不成立）が BS (Balassa-Samuelson) 効果を弱める原因になったと論じているが、(7)式右辺に現れる  $q_0$  の変化をそのように表現するか否かは修辞上の好みの問題である。すなわち、 $q_0$  の上昇が BS 効果を相殺する方向に作用したとしても、それを以て BS 効果自体が低下したと見るべきではなからう。

ところで、(5)、(5\*)式は生産者による利潤最大化の帰結であるが、生産物市場が不完全競争的である場合には修正が必要である。Coto-Martinez and Reboredo (2014)は、生産物価格と限界費用の比率として定義されるマークアップ・ファクターの対数変換値  $\rho_i$  を用いて、(5)式を以下の(5\*)の形に修正している (Taylor 展開すればわかるように  $\rho_i$  はマークアップ率と近似的に等しい)。

$$(5^*) \quad p_N - p_T = (w_N - w_T) - (a_N - a_T) + (\rho_N - \rho_T)$$

これから明らかなように、生産物市場が不完全競争的で産業間にマークアップ率格差がある場合でも、 $q_N$  を規定する基本要因を記述する(7)式に本質的な修正は加わらない。賃金裁定の不成立（「wedge が存在する」と形容されることもある）のケースと同様、残余の項  $q_0$  の構成要因が変化する（右辺第3項が付け加わる）だけである。とはいえ、たとえば IT 化の進展とともに市場が競争化して（もちろんそうなるとは限らないが）、産業間のマークアップ格差が縮小すれば、BS 効果とは逆方向の効果が発現することがわかり、それはそれで興味深い。

さらにここで、 $q_N$  に影響を与える要因として（実質）エネルギー価格を考慮するアプローチが存在することに言及しておきたい（たとえば青木 (2013) 等）。生産関数の定式化において、労働と資本以外にエネルギーのような第3の生産要素を考慮する場合、間接効用関数のように実質要素価格変数で説明変数を代替する Rasche-Tatom 流の方法がある

(Rasche -Tatom (1977))。この立場をとると、エネルギー等の資本・労働以外の要素価格が（労働等の）限界生産性経由で実質為替レート（部門間相対価格）に影響を与える可能性が浮上してくる。供給ショックの各部門の限界生産性への影響が自国と外国の間でどのように異なるかが実質為替レートへの効果の違いを生む。雑多な供給ショックの影響がすべて生産性変数に関連付けられると計量分析に悪影響が及ぶことが予想されるが、識別できる生産性以外の供給要因の限界効果は、然るべき回帰変数の導入により区別して測定されるべきである。共和分回帰の結果が芳しくなかったことを以て直ちに BS 効果を否定する

実証研究も少なくないが、このように、生産性格差と実質為替レートとのリンクに楔を打ち込む要因が多々存在することを忘れてはならない。

以上は  $q_N$  を規定する供給側の要因を重視するアプローチといえるが、本来、 $q_N$  は ( $q_T$  も) 需要側の要因と独立に決まるわけではないことにも注意すべきである。需要側要因の実質為替レートへの影響については節を改めて論じることとするが、ここでは、Cardi-Restout (2011) の指摘に触れておきたい。彼らは、貿易財と非貿易財ならびに余暇に依存する家計の CES 型効用関数を想定し、一般均衡論的な枠組みの下で、上記(5)式に対応する別の形の生産物価格差と生産性格差の関係式を導出した。そこでは、生産性格差の価格差に及ぼす限界効果の係数が 1 を下回る蓋然性が高いことが示されている。直観的に言うと、貿易財と非貿易財の代替性（代替の弾力性）が高まっていくにつれ、生産性格差由来の価格差が圧縮されていく力が働くということである。生産要素市場でも裁定が働く完全代替的な 2 財の生産においては生産性格差は許容されない。本稿を始め、多くの研究では物価指数が貿易財価格と非貿易財価格の幾何平均の形で定式化されているが、これは、家計の両財に関する代替の弾力性が 1 であると想定しているに等しい。

ところで、実質為替レートのもう一つの構成要素  $q_T$  は現実に定常的な動きを示すのであろうか。結論から言うと、Engel(1999)の論考以来、 $q_T$  の定常性については否定的な実証研究が有力である。Lee-Tang(2007)は、各国で生産される貿易財が完全代替的ではないことを前提として、 $q_T$  を以下のような要因に分解した。 $p_H$ ：自国製貿易財物価の対数、 $p_F$ ：輸入貿易財物価の対数、 $p^*_H$ ：外国市場における自国製貿易財の物価の対数、 $p^*_F$ ：外国市場における当該国の貿易財物価の対数、 $\mu, \mu^*$ ：内外の貿易財物価指数におけるウェイト、

$$(8) \quad p_T = (1 - \mu)p_H + \mu p_F,$$

$$(9) \quad p^*_T = (1 - \mu^*)p^*_H + \mu^* p^*_F$$

と表されることから、 $q_T$  は

$$(10) \quad q_T = [(1 - \mu)(s - p_H + p^*_H) + \mu(s - p_F + p^*_F)] + (\mu - \mu^*)(p^*_H - p^*_F)$$

と改められる。(8)、(9)の物価指数の定式化については、先述のように、自国と外国の消費者の効用関数が Cobb-Douglas 型なら理論生計費指数と一致する。各国の貿易企業が不完全競争的に振る舞うならば、(10)式右辺の大括弧で括られた項は、各国市場間での価格差別戦略（pricing to the market : PTM）に依存して変化する一方、右辺第 2 項は交易条件( $(p^*_H - p^*_F)$ )に依存する形となっている。これより、輸出競争力志向の PTM は  $q_T$  を低下させ、実質為替レートを増価させること、また、通常、自国製品への消費性向が外国製品へのそれよりも高いホームバイアスが存在し  $\mu < \mu^*$  と考えられることから、交易条件の改善は実質為替レートを増価させることがわかる。また、自国貿易財部門の生産性向上は、交易条件の悪化を通じて実質為替レートを減価させる効果をもつこともわかる。これは、 $q_N$  への影響を通ずる伝統的な BS 効果とは逆向きの作用であり、ある意味興味深い。生産性格差が実質為替レートに及ぼす影響については、 $q_N$  ルートか交易条件経由の  $q_T$  ルートかで限界効果の符号が逆転

するという訳である。それゆえ BS 効果の計測に際しては慎重を要する。さらに、交易条件に対応する  $p_H - p_F$  あるいは  $p_H^* - p_F^*$  が自国財と輸入財の限界代替率の対数に等しくなることに鑑みれば、Armington elasticity（国産貿易財と輸入貿易財間の代替の弾力性）のような需要側の要因が交易条件に影響を及ぼし、ひいては  $q_T$  に影響を及ぼすことを見るのはたやすい。Berka, Devereux and Engel(2018), Choudhri-Schembri (2010)等の研究においては、実質為替レートへのこの影響経路が重視されている。また、需要側からの影響ということで付け加えておこならば（直観的な説明に留まるが）、政府支出の内訳は非貿易財（またはサービス）の比重が大きく、それが  $p_N$  を相対的に高め、実質為替レートを増価させる要因となっているとの指摘がある（たとえば、Rogoff(1992)等）。この他にも、名目為替レートの変化が直ちには生産物価格に転嫁されない不完全で緩慢なパス・スルーや、規制・市場開放度等に起因する価格調整の遅れ、等々も  $q_T$  が非定常的な挙動を示す要因となっているとの指摘がある。

これまでの議論を要約すると、貿易財価格ベースの実質為替レート  $q_T$  は従来考えられてきたほど素直に定常的な動きを示すとは限らないし、為替レートの購買力平価からの乖離という意味でのミスアラインメントを説明する要因として、各国における貿易財・非貿易財部門間の生産性格差に加えて交易条件等も慎重に考慮する必要があることが明らかとなった。

## 2. 多部門モデルへの拡張

貿易財ならびに非貿易財を生産する部門がそれぞれ多数存在する場合でも、物価指数が幾何平均型であれば、前節(2), (3), (4)式に示される実質為替レートの要因分解はそのまま妥当する。いま、貿易財部門を添字  $j \in T = \{1, \dots, m\}$  で、非貿易財部門を添字  $i \in N = \{m+1, \dots, m+n\}$  で区別したうえで、第  $j(i)$  部門の価格指数（の対数）を  $p_j(p_i)$ 、物価指数の集計ウェイトを  $\beta_j(\alpha_i)$  と表せば、 $p_T = \sum_{j \in T} \beta_j p_j$ ,  $p_N = \sum_{i \in N} \alpha_i p_i$  となる。外国の貿易財・非貿易財部門についても事情は同様だとすると、外国変数にアスタリスク\*を付して、 $p_T^* = \sum_{j \in T} \beta_j^* p_j^*$ ,  $p_N^* = \sum_{i \in N} \alpha_i^* p_i^*$  が成り立つ。さらに、前節の(8)式は、

$p_j = (1 - \mu_j)p_{Hj} + \mu_j p_{Fj}$  から  $p_T = \sum_{j \in T} (1 - \mu_j)\beta_j p_{Hj} + \sum_{j \in T} \mu_j \beta_j p_{Fj}$ 、よって、 $\mu = \sum_{j \in T} \mu_j \beta_j$  として、ふたたび  $p_T = (1 - \mu)p_H + \mu p_F$  と表される。ただし、

$$(11) \quad p_H = \sum_{j \in T} [(1 - \mu_j)\beta_j / (1 - \mu)] p_{Hj} \quad ,$$

$$(12) \quad p_F = \sum_{j \in T} (\mu_j \beta_j / \mu) p_{Fj}$$

である。外国の  $p_T^*$  についても同様の集計を想定する。そして、

$$p = (1 - \lambda)p_T + \lambda p_N = p_T + \lambda \sum_{i \in N} \alpha_i (p_i - p_T) \quad (p^* \text{ についても同様})$$

より、

$$(13) \quad q_N = -\sum_{i \in N} \lambda \alpha_i (p_i - p_T) + \sum_{i \in N} \lambda^* \alpha_i^* (p_i^* - p_T^*)$$

と修正すれば、あらためて

$$(4) \quad q = q_T + q_N$$

が成立する。このように、貿易財・非貿易財の2部門モデルを形式的に多部門化しても、実質為替レートの規定要因を考察する分析枠組みの基本骨格に大きな変更はないことが分かる。

しかし、次の点は是非とも強調しておくべきであろう。すなわち、産業部門  $T=\{1,\dots,m\}$  と  $N=\{m+1,\dots,m+n\}$  のサブセットの入れ替えは任意であり、さらには、集計された2部門  $T$  と  $N$  自体を複数部門に再分割しても上記の議論の骨格は変わらないということである。たとえば、 $T$  が  $T_1$  と  $T_2$  に分けられたとして、実質為替レートの分解公式は、 $T$  が  $T_1$  に置き換わったと考えれば、(4)における  $q_N$  に対応する部分が元々の非貿易財部門が寄与する項と貿易財部門の残りの  $T_2$  が寄与する部分に分けられる。 $T_2$  および  $N$  と  $T_1$  との生産性格差が新たな BS 効果を構成することになると理解すればよいだけの話である。このとき、 $T_2$  部門の生産性ないしは生産性上昇率が  $T_1$  部門平均を上回れば、これは、伝統的な BS 効果を緩和する役割を果たすことになる点に注目すべきである。この部門の生産性向上は実質為替レートを増価ではなく減価させる。各国において国際間商品価格裁定が成り立ち易い貿易財部門が最も生産性（上昇率）の高いリーディング産業であるとは限らない。購買力平価説や BS 効果の検証に際して、個別産業部門の  $T$  部門、 $N$  部門への仕分けが極めて重要となる所以である。ちなみに、Fischer(2006)は、実質為替レートの動きを記述する多部門モデルの実証分析を行い、各部門の相対価格変化が  $q_N$  ひいては  $q$  の非定常性を生み出す要因となっていることを強調した。

また、国ごとのクロスセクションでみた一人当たり所得と実質為替レートの負の相関に関する Penn 効果と BS 効果を単純に同一視するのは正しくないが、上述のような貿易財と非貿易財からなる3部門モデルを想定し、経済発展の過程でリーディング産業が入れ替わることが BS 効果の符号の転換を含意するとして、Penn 効果の興味深い実証分析を展開した Hassan (2016) のような多部門モデルの応用例も存在する。

### 3. 部門間相対価格と相対生産性のリンク

実質為替レートを規定する要因のうち  $q_N$  については、第1節の(3)式から貿易財・非貿易財部門の相対価格変化がこれを動かす要因となっており、また、部門間相対価格は生産要素の部門間限界生産性格差（相対比）もしくは平均生産性格差（相対比）に依存することをすでにみた（第1節(6)式および(7)式参照）。Lee-Tang(2007)が指摘しているように、労働生産性と全要素生産性の間には次のようなリンクが存在する。多くの先行研究が想定しているように、貿易財・非貿易財部門ともに資本、労働2要素の1次同次 Cobb-Douglas 型生産関数を仮定すれば、

$y_i$  :  $i$  部門における労働生産性の対数,  $k_i$  :  $i$  部門における資本集約度の対数,  $\theta_i$  :  $i$  部門の Cobb-Douglas 型生産関数における労働分配率のパラメーター,  $\gamma_i$  :  $i$  部門の Cobb-Douglas 型生産関数における全要素生産性係数の対数,  $r$  : 資本のレンタル価格の対数,  $w$  : 賃金率の対数

として、まずは、生産関数が

$$(14) \quad y_T = (1-\theta_T)k_T + \gamma_T \quad ,$$

$$(15) \quad y_N = (1-\theta_N)k_N + \gamma_N$$

と表され、利潤最大化条件から

$$(16) \quad p_T + \gamma_T + \ln \theta_T + (1-\theta_T)k_T = p_N + \gamma_N + \ln \theta_N + (1-\theta_N)k_N = w \quad ,$$

$$(17) \quad p_T + \gamma_T + \ln(1-\theta_T) - \theta_T k_T = p_N + \gamma_N + \ln(1-\theta_N) - \theta_N k_N = r$$

が導かれ、これより

$$(18) \quad p_N - p_T = -\gamma_N + (\theta_N/\theta_T)\gamma_T + ((\theta_N - \theta_T)/\theta_T)(p_T - r) - \theta_N \ln(\theta_N/\theta_T)$$

が従う。(16), (17)から  $k_T$  と  $k_N$  を消去する計算を行うと、ひとまず

$$p_T + \gamma_T + \theta_T \ln \theta_T = \theta_T w + (1-\theta_T)r \quad ,$$

$$p_N + \gamma_N + \theta_N \ln \theta_N = \theta_N w + (1-\theta_N)r$$

を得るが、この2式から  $w$  を消去すると(18)式が出る。 $p_N^* - p_T^*$  についても同様の関係が従うので、結局

$$(19) \quad q_N = \lambda(\gamma_N - (\theta_N/\theta_T)\gamma_T) - \lambda^*(\gamma_N^* - (\theta_N^*/\theta_T^*)\gamma_T^*) + q'_0$$

なる表現を得る( $q'_0$  は各パラメータと、 $p_T$  と  $r$  に依存する残余項)。ちなみに、Kakkar(2003)は、(16), (17)式において  $p_T = 0$  と基準化を行ったうえで、

$$(20) \quad p_N = -\gamma_N + (\theta_N/\theta_T)\gamma_T + (1 - (\theta_N/\theta_T))r - \theta_N \ln(\theta_N/\theta_T)$$

という関係を導出し、部門間相対価格と分配率で修正された全要素生産性格差の関係に関する実証分析を展開している。生産性格差に「分配率で修正された」という条件が付くのは基準化の帰結であり、たとえば、 $r$  なども貿易財ベースの実質値を表すとといった具合に変数の意味が変わってくることに注意せねばならない。

Lee-Tang(2007)は、OECD10 カ国を対象としたパネル分析によれば、労働生産性準拠の(7)式よりも全要素生産性準拠の(19)式の関係を実定した方が伝統的な BS 効果とより整合的な推定結果が得られるとした。生産性の定義次第で部門間生産性格差と実質為替レートとの関係が不安定になるようでは仮説への信頼が揺らぎかねないが、為替レートのミスアライメントを説明する理論的な枠組みとしての BS モデルに本質的な欠陥があるわけではない。「どの生産性変数が適切か」という変数選択の問題は、De Gregorio et al.(1994)以来この分野ではしばしば言及される実証分析特有のパズルともいえるが、われわれが残余の項と形容した(7)式の  $q_0$  や(19)式の  $q'_0$  のような暗黙の裡に所与と仮定されているパラメータが noisy な動きをする可能性とその影響も十分考慮せねばならない。Kumar-Russell (2002)は、労働生産性変化率の全要素生産性変化率と資本装備率高度化の寄与度への要因分解を行っており、この知見に基づき BS 効果の検証における生産性変数選択問題の深掘りを行うことも可能かとは思われる。また、Canzoneri et al.(1999) は、Evans(1992)の研究を引用して、Solow 残差ベースの TFP データを生産性変数として実証分析に用いると問題が生じる可能性があることを指摘している。すなわち、(7)式はもっぱら供給サイドに着目して導出された関係式だが、Solow 残差ベースの TFP には(残差なるがゆえに)需要サイドの変動要因も混入し

ている可能性が大きく、齟齬が生じかねないという。この指摘を深刻に受け止めれば、TFPより労働生産性の方が問題が少ないということではなく、後者のデータも適切なフィルターを掛けてバイアスを除去したうえで分析を行うべきだということになる。

#### 4. 実質為替レートの要因分解における需要側要因の影響

本節では、Choudhri-Schembri(2010)が提示した2国4財貿易モデルにより、国産貿易財と輸入貿易財の代替性の違いと生産物市場の需給均衡条件を明示的に考慮すると、第1節で示されたそれと較べて実質為替レートの要因分解式にどのような差が生じるかを検討する。

予め以下で用いる変数記号について記しておく。

$u(C,L)$ : 総消費  $C$  と労働供給  $L$  に依存する家計の効用関数, (より具体的に)

$$u(C,L) = (C^{1-\theta}/(1-\theta)) - (\psi L^{1+\mu}/(1+\mu)),$$

$C_N$ : 非貿易財・サービスの消費,  $C_T$ : 貿易財消費,  $C_H$ : 国産貿易財消費,  $C_F$ : 輸入貿易財消費,  $Y_N$ : 非貿易財・サービス生産,  $Y_H$ : 自国の貿易財生産,  $L_N$ : 非貿易財部門労働投入,  $L_H$ : 貿易財部門労働投入,  $A_N$ : 非貿易財部門における労働の限界生産性,  $A_H$ : 貿易財部門における労働の限界生産性,  $w$ : 名目賃金率,  $p$ : 消費者物価指数,  $p_N$ : 非貿易財価格指数,  $p_T$ : 貿易財価格指数,  $p_H$ : 国産貿易財価格指数,  $p_F$ : 輸入貿易財価格指数

(外国 (rest of the world と解釈してもよい) の上記に対応する変数にはアスタリスク\*を付して区別する。第1節とは異なり  $w, \sim, p_F$  は対数変換を施していないレベル変数であることに注意。)

ここで2段階に階層化された nested CES 型効用関数を想定し、次のような CES 集計を採用する:

$$C = [\chi_N^{1/\nu} C_N^{1-1/\nu} + \chi_T^{1/\nu} C_T^{1-1/\nu}]^{\nu(\nu-1)}, \quad \chi_N + \chi_T = 1, \quad \nu: C_N \text{ と } C_T \text{ に関する代替の弾力性,}$$

$$C_T = [\chi_H^{1/\eta} C_H^{1-1/\eta} + \chi_F^{1/\eta} C_F^{1-1/\eta}]^{\eta(\eta-1)}, \quad \chi_H + \chi_F = 1, \quad \eta: \text{Armington elasticity.}$$

ここで  $pC = p_T C_T + p_N C_N$ ,  $p_T C_T = p_H C_H + p_F C_F$  という関係が成立することにも注意する。

すると、需要関数と物価指数が以下のように導かれる:

$$C_N = \chi_N C (p_N/p)^{-\nu}, \quad C_T = \chi_T C (p_T/p)^{-\nu}, \quad C_H = \chi_H C_T (p_H/p_T)^{-\eta}, \quad C_F = \chi_F C_T (p_F/p_T)^{-\eta},$$

$$p = [\chi_N p_N^{1-\nu} + \chi_T p_T^{1-\nu}]^{1/(1-\nu)}, \quad p_T = [\chi_H p_H^{1-\eta} + \chi_F p_F^{1-\eta}]^{1/(1-\eta)}.$$

一方、完全競争下における企業の利潤最大化行動により次の関係が導かれる:

$$(21) \quad p_N A_N = w, \quad (21') \quad p_H A_H = w.$$

さらに、国内生産物市場の需給バランスと貿易バランスは次のように表される:

$$(22) \quad Y_N = C_N, \quad (22^*) \quad Y_H = C_H + C_H^*, \quad (23) \quad p_F C_F = p_H C_H^*.$$

実質為替レート  $q$  と交易条件  $z$  は、次のように定義される:

$q = sp^*/p$  ( $s$ : 邦貨建て名目為替レート),  $z = p_H/p_F$ . Choudhri-Schembri は企業による自国と外国市場間の価格差別 (PTM) は行われないと仮定し,  $z = p_H/p_F = p_H^*/p_F^*$  としている。ここで貿易財ベースの実質為替レートを  $q_T = sp_T^*/p_T$  とすれば,  $q = q_T (p_T/p_T^*) (p/p^*)$ , もしくは、これを変化率形式で表して次式を得る (変数の変化率を  $\hat{\phantom{x}}$  を付けて表す):



$$(24) \quad \hat{q} = \hat{q}_T + \hat{p}_T - \hat{p}_T^* - \hat{p} + \hat{p}^* .$$

$$p_T = p_H [\chi_H + \chi_F (p_F/p_H)^{1-\eta}]^{1/(1-\eta)} = p_H [\chi_H + \chi_F z^{\eta-1}]^{1/(1-\eta)}$$

という関係式から、初期に  $p_H = p_F = z = 1$  が成立していると仮定（基準化）して、

$$(25) \quad \hat{p}_T = \hat{p}_H - \chi_F \hat{z}$$

$$(25^*) \quad \hat{p}_T^* = \hat{p}_F^* + \chi_H^* \hat{z}$$

また、初期に  $p_T = p_N = 1$  も成立していると仮定して、

$$(26) \quad \hat{p} = \hat{p}_T + \chi_N (\hat{p}_N - \hat{p}_T)$$

が導かれる（外国物価の変化率についても同様）。ここで、物価変数の初期値に関して恣意的な基準化が行われているように思われるかもしれないが、均衡から均衡への比較静学の意味での変化率を求める計算を行っている限りでは、かかる基準化により一般性を欠くことはない。Bordo et al.(2017)の付論では、計算過程で一連の基準化が行われていることが明記されており、読者に対して誠実である）。

さらに、部門間の賃金裁定により、

$$(27) \quad \hat{p}_N - \hat{p}_H = -(\hat{A}_N - \hat{A}_H)$$

が出る。そして、(24), (26)から

$$\begin{aligned} \hat{q} &= \hat{q}_T - (\hat{p} - \hat{p}_T) + (\hat{p}^* - \hat{p}_T) \\ &= \hat{q}_T - \chi_N (\hat{p}_N - \hat{p}_T) + \chi_N^* (\hat{p}_N^* - \hat{p}_T^*) \end{aligned}$$

が導かれ、(27)と合わせて

$$(28) \quad \hat{q} = \chi_N (\hat{A}_N - \hat{A}_H) - \chi_N^* (\hat{A}_N^* - \hat{A}_F^*) + \chi_N \chi_F \hat{z} + \chi_N^* \chi_H^* \hat{z} + \hat{q}_T$$

を得る。Choudhri-Schembri は PTM なしの仮定から

$$\hat{q}_T = (\chi_H - \chi_H^*) \hat{z}$$

としていて、最終的に

$$(29) \quad \hat{q} = \chi_H (\hat{A}_N - \hat{A}_H) - \chi_N^* (\hat{A}_N^* - \hat{A}_F^*) + \xi \hat{z}$$

を得る。ただし、 $\xi = \chi_N \chi_F + \chi_N^* \chi_H^* + \chi_H - \chi_H^*$  である。

このように、実質為替レート変化率の要因分解公式は、nested CES 消費需要モデルの下で、第 1 節で導出されたものとまったくアナログな形で、(29)式のように表されることが分かった。そして、選好パラメーター  $\nu$  や  $\eta$  は交易条件  $z$  の動きに反映されるのみで、表面的には(29)式の右辺第 1, 2 項および第 3 項の係数  $\xi$  と独立であることも分かる。実は、以下に見るように、生産物市場の需給均衡と貿易バランスの条件を明示的に考慮して、 $\hat{z}$  を効用関数に現れるパラメーターと生産性上昇率の関数として陽表的に表すことができるのだが、これを所与とすれば、(29)式にみる BS モデルの構造は、ある意味で頑健だと言える。

それでは最後に Bordo et al.(2017)の付論に示された  $\hat{z}$  の導出過程を説明することとしたい。

本節の冒頭で導出した消費需要関数と物価上昇率の分解式  $\hat{p} = \chi_N \hat{p}_N + (1 - \chi_N) \hat{p}_T$  から

$$\begin{aligned}\hat{C}_T &= \hat{C} - v(\hat{p}_T - \hat{p}) = \hat{C} + v\chi_N(\hat{p}_N - \hat{p}_T) = \hat{C} - v\chi_N(\hat{A}_N - \hat{A}_H) + v\chi_N\chi_F\hat{z} \\ \hat{C}_F &= \hat{C}_T - \eta(\hat{p}_F - \hat{p}_T) = \hat{C} - v\chi_N(\hat{A}_N - \hat{A}_H) + v\chi_N\chi_F\hat{z} + \eta(1 - \chi_F)\hat{z} \\ &= \hat{C} - v\chi_N(\hat{A}_N - \hat{A}_H) + (v\chi_N\chi_F + \eta(1 - \chi_F))\hat{z} \\ \hat{C}_H^* &= \hat{C}^* - v^*\chi_N^*(\hat{A}_N^* - \hat{A}_F^*) - (v^*\chi_N^*(1 - \chi_F^*) + \eta^*\chi_N^*\chi_F^*)\hat{z}\end{aligned}$$

が出る。そして、貿易バランスから

$$\begin{aligned}\hat{z} &= \hat{C}_F - \hat{C}_H^* = \hat{C} - \hat{C}^* - v\chi_N(\hat{A}_N - \hat{A}_H) + v^*\chi_N^*(\hat{A}_N^* - \hat{A}_F^*) \\ &\quad + \{(v\chi_N\chi_F + \eta(1 - \chi_F)) + (v^*\chi_N^*(1 - \chi_F^*) + \eta^*\chi_N^*\chi_F^*)\}\hat{z}\end{aligned}$$

が導かれる。あとは  $\hat{C} - \hat{C}^*$  を生産性格差と  $\hat{z}$  の関数として評価したうえで上式に代入し、

$\hat{z}$  について解けばよい。そのために Walras 法則  $C = wL$ ,  $C^* = w^*L^*$  と仮定  $\hat{L} = \hat{L}^* = 0$  を使い

$\hat{C} - \hat{C}^* = \hat{w} - \hat{w}^*$  を評価して行く。利潤最大化条件

$$\hat{w} = \hat{A}_N + \hat{p}_N = \hat{A}_H + \hat{p}_H, \quad \hat{w}^* = \hat{A}_N^* + \hat{p}_N^* = \hat{A}_F^* + \hat{p}_F^*$$

から、まず、

$$\begin{aligned}\hat{w} &= \chi_N \hat{A}_N + (1 - \chi_N) \hat{A}_H + \chi_N \hat{p}_N + (1 - \chi_N) \hat{p}_H \\ &= \chi_N \hat{A}_N + (1 - \chi_N) \hat{A}_H - (1 - \chi_N)(\hat{p}_T - \hat{p}_H) \quad (\because \hat{p} = \chi_N \hat{p}_N + (1 - \chi_N) \hat{p}_T = 0) \\ &= \chi_N \hat{A}_N + (1 - \chi_N) \hat{A}_H + (1 - \chi_N) \chi_F \hat{z}\end{aligned}$$

を得る。 $\hat{w}^*$  については、

$$\hat{w}^* = \chi_N^* \hat{A}_N^* + (1 - \chi_N^*) \hat{A}_F^* - (1 - \chi_N^*) \chi_F^* \hat{z}$$

となる。よって、

$$(30) \quad \hat{z} = -v\chi_N(\hat{A}_N - \hat{A}_H) + v^*\chi_N^*(\hat{A}_N^* - \hat{A}_F^*) + \chi_N \hat{A}_N + (1 - \chi_N) \hat{A}_H - \chi_N^* \hat{A}_N^* - (1 - \chi_N^*) \hat{A}_F^* \\ + [v\chi_N\chi_F + \eta(1 - \chi_F) + v^*\chi_N^*(1 - \chi_F^*) + \eta^*\chi_N^*\chi_F^* + (1 - \chi_N)\chi_F + (1 - \chi_N^*)\chi_F^*] \hat{z}$$

を得る。これを(29)に代入すれば複雑極まりない要因分解公式が導かれるが、Choudhri-Schembri は、 $v = v^*$ ,  $\eta = \eta^*$ ,  $\chi = \chi^*$  等の仮定をおいて、 $\hat{z}$  が  $\hat{A}_H - \hat{A}_F^*$  と  $\hat{A}_N - \hat{A}_N^*$  の加重和になることを示している。その場合、Armington elasticity  $\eta$  が小さいほど、交易条件チャンネルを通じる相殺的効果が大きくなることもわかる。 $v$  については、すでに述べた通り、代替弾力性が高まるほど BS 効果を減衰させる効果を持つ。このように、消費の代替性如何によっては、伝統的な BS 効果と交易条件ルートを通ずる生産性格差拡大効果は相殺しあうことになる。かくして、もっぱら供給側からみた生産性格差と実質為替レートのリンク(伝統的な BS 効果)と需要側の要因も考慮した場合のそれとは大いに性格を異にするわけで、実証分析に際しては細心の注意が必要と言えよう。実質為替レートの要因分解公式等を均衡モデルの誘導型とみてそのパラメーターを推定するアプローチに対して、始めから推定は放棄し構造パラメーターを手置きで与えて数値シミュレーションに訴えるアプローチも勢力を増し

ているが、モデルの統計学的信頼性に関する哲学が大きく異なる以上、両者の優劣を論じるのは不毛である。

## ＜ 付 録 2 パネルデータベースと統計的性質＞

### ＜付録 2-1＞ パネルデータ対象国一覧

グループ（国） 名	A	B	BH	BM	一人当りGNI (2018PPP \$)
データ期間	1976～2018年	1995～2018年	1995～2018年	1995～2018年	2018年
Austria	○	○	○		55,533
Belgium		○	○		51,557
Czech Rep.		○		○	37,299
Denmark	○	○	○		57,493
Estonia		○		○	32,928
Finland	○	○	○		48,359
France	○	○	○		46,500
Germany		○	○		55,155
Hungary		○		○	29,840
Italy	○	○	○		42,647
Japan	○	○	○		42,293
Latvia		○		○	29,506
Mexico		○		○	19,476
Netherlands	○	○	○		57,014
Norway	○	○	○		66,180
Poland		○		○	30,361
Portugal		○		○	33,203
Slovak Rep.		○		○	30,411
Switzerland		○	○		67,886
United Kingdom		○	○		45,706
	8カ国	20カ国	12カ国	8カ国	

(注) OECD=STAN2020 年版などより作成. パネル BH (高所得国) とパネル BM (中所得国) とは, 一人当り GNI (2018 年) の水準が 4 万米ドル (2018 年 PPP) を上回るかどうかで分割した. パネル BM は, 8 カ国のうち, ポルトガルとメキシコを除いた 6 カ国 (チェコ, エストニア, ハンガリー, ラトヴィア, ポーランド, スロバキア) が東欧諸国 (いわゆる CEE 諸国) となっている. なお, スイスと英国は賃金データなどの欠落から一部分析では除外した. 今回, 対象とした米国を含む 21 カ国は, Fujii(2013)の分類では, 発展途上国に分類した国は含まれておらず, すべて先進国に含まれている.

なお, 基準国として使用した米国の一人当り GNI (2018 年) は 62,513 米ドルとなっている.

## ＜付録 2-2＞ 使用データのトレンドプロパティなど統計的性質

○パネル横断面従属性検定（Cross-section Dependence Test）の結果

使用したパネルデータベースのクロスセクションでの従属性検定を行った。固定効果モデルでパネル回帰推定を行った残差を用いて、帰無仮説 'No Cross-section Dependence in residuals' を4つのテスト、Breush-Pagan（1980）Lagrange Multiplier Test（LM）、Pesaran（2004）Scaled Lagrange Multiplier Test（Scaled LM）、Baltagi et.al.（2012）Bias-corrected scaled LM、Pesaran（2004）General diagnostic tests for cross section dependence で検証した（期間1995～2018年）。その結果、A・BH・BM各パネルについて「残差にクロスセクションでの従属性（相関）がない」という帰無仮説は棄却された（1%有意）。

表1 パネル横断面従属性検定の結果

### — パネル A

検定方法	検証期間（年）	パネル A（1）			パネル A（2）		
		1976-2018	1976-1995	1996-2018	1976-2018	1976-1995	1996-2018
	year/obs.	43/343	20/160	23/183	43/343	20/160	23/183
Breusch-Pagan LM		437.9***	207.6***	248.0***	597.7***	274.5***	413.5***
Pesaran scaled LM		54.8***	24.0***	29.4***	76.1***	32.9***	51.5***
Bias-corrected scaled LM		54.7***	23.8***	29.2***	76.0***	32.7***	51.3***
Pesaran CD		17.5***	12.8***	10.9***	23.2***	15.0***	17.7***

注) (1)  $\log(\text{非貿易財部門相対価格}) = a_1 + b_1 \log(\text{生産性格差})$

(2)  $\log(\text{実質為替レート}) = c_1 + d_1 \log(\text{非貿易財部門相対価格})$

(すべて対数変換値)

を ECLS 推計し、その残差についてパネル横断面従属性検定を行った結果、帰無仮説は「残差にクロスセクションでの従属性（相関）がないこと」。有意性については、\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%有意。パネル A については、付録 2-1 参照。

### — パネル BH, パネル BM

検定方法	検証期間（年）	パネル BH			パネル BM		
		1995-2018	1995-2008	2009-018	1995-2018	1995-2008	2009-018
	year/obs.	24/283	14/166	10/117	24/187	14/112	10/75
Breusch-Pagan LM		687.9***	391.4***	266.3***	404.2***	262.4***	199.9***
Pesaran scaled LM		54.1***	28.3***	17.4***	50.3***	31.3***	23.0***
Bias-corrected scaled LM		53.9***	27.9***	16.8***	50.1***	31.0***	22.5***
Pesaran CD		15.7***	16.4***	11.8***	19.4***	15.3***	14.1***

注)  $\log(\text{非貿易財部門相対価格}) = a_2 + b_2 \log(\text{生産性格差})$

を ECLS 推計し、その残差についてパネル横断面従属性検定を行った結果。帰無仮説は「残差にクロスセクションでの従属性（相関）がないこと」。有意性については、\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%有意。パネル BH, BM については、付録 2-1 参照。

検定方法	検証期間（年） year/obs.	パネル BH			パネル BM		
		1995-2018	1995-2008	2009-018	1995-2018	1995-2008	2009-018
Breusch-Pagan LM		842.9***	613.4***	450.5***	267.9***	108.5***	98.7***
Pesaran scaled LM		67.6***	47.6***	33.5***	32.1***	10.8***	9.5***
Bias-corrected scaled LM		67.4***	47.2***	32.7***	31.9***	10.4***	9.0***
Pesaran CD		25.7***	21.7***	20.4***	15.5***	5.7***	8.7***

注)  $\log(\text{実質為替レート}) = c_2 + d_2 \log(\text{非貿易財部門相対価格})$ （共に対数変換値）

を ECLS 推計し、その残差についてパネル横断面従属性検定を行った結果。帰無仮説は「残差にクロスセクションでの従属性（相関）がないこと」。有意性については、\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 10%有意。パネル BH, BM については、付録 2-1 参照。

上記のパネル横断面従属性検定の結果より、A, BH, BM 各パネルともに、横断面従属性に対応した検定法を使用した方が望ましいことがわかった。

## ○パネル単位根検定の結果（本文 2-2 参照）

### ー パネル A（高所得国長期系列 8 カ国）

表 2a パネル単位根検定（CIPS 検定）の結果

国名	非貿易財相対価格（両部門の差 NT-T）		Δ非貿易財相対価格（両部門の差 NT-T）		労働生産性（両部門の差 T-NT）		Δ労働生産性（両部門の差 T-NT）		実質為替レート（生産者価格ベース）		Δ実質為替レート（生産者価格ベース）	
	t値	有意性	t値	有意性	t値	有意性	t値	有意性	t値	有意性	t値	有意性
Austria	-0.59	-	-3.21	*	-0.12	-	-1.64	-	-2.21	-	-5.12	***
Denmark	-1.01	-	-6.23	***	-1.8	-	-3.45	**	-2.19	-	-5.50	***
Finland	-1.03	-	-3.63	**	-2.37	-	-4.32	***	-3.47	**	-6.82	***
France	-2.19	-	-4.01	**	-1.12	-	-3.35	**	-2.25	-	-4.98	***
Italy	-2.72	-	-3.50	**	-2.16	-	-4.43	***	-2.74	-	-5.17	***
Japan	-2.84	-	-6.41	***	0.71	-	-2.79	-	-1.9	-	-5.48	***
Netherlands	-1.96	-	-3.35	**	-1.17	-	-3.46	**	-2.13	-	-5.26	***
Norway	-2.29	-	-4.61	***	-0.22	-	-2.37	-	-1.36	-	-4.94	***
CIPS-stat.(8カ国)	-1.83	-	-4.37	***	-1.03	-	-3.23	***	-2.28	*	-5.41	***
帰無仮説	Unit root for specified cross-section											

注) サンプル期間は 1976～2018 年。データ数 最大 328 個。

検定対象は、相対価格（非貿易財部門 NT－貿易財部門 T）の部門間の差、労働生産性（T－NT）の対数変換値及びその一階階差（Δ印）。各国の t 値は CADF（Cross-sectional Augmented Dickey-Fuller）単位根検定の結果。

CIPS はクロスセクションの従属性を勘案した Pesaran-CIPS 依存パネル単位根検定。「有意性」項の\*は検定統計量の有意水準。\*\*\*は 1%有意（critical value CIPS-2.56, CADF-4.02）、\*\*は 5%有意（同-2.33, -3.32）、\*は 10%有意（同-2.21, -2.95）を示す。

一 パネル BH (高所得国 12 カ国)

表 2 h-1 パネル単位根検定 (CIPS 検定) の結果

	国名	生産者価格 (非貿易財NT部門)		生産者価格 (貿易財T部門)		生産者価格 (両部門の差NT-T)	
		t値	有意性	t値	有意性	t値	有意性
1	Austria	-1.80	-	-2.71	**	-1.69	-
2	Denmark	-6.57	***	-3.73	***	-4.30	***
3	Finland	-0.94	-	-1.25	-	-0.93	-
4	France	-2.03	-	-3.91	***	-3.33	**
5	Italy	-1.51	-	-3.16	**	-2.50	*
6	Japan	-1.82	-	-1.42	-	-3.47	**
7	Netherlands	-2.80	**	-2.43	*	-3.45	***
8	Norway	-4.05	***	-4.45	***	-2.73	**
9	Belgium	-4.56	***	-5.61	***	-4.80	***
10	Germany	-4.50	***	-2.72	**	-4.53	***
11	Switzerland	-2.17	-	-2.23	-	-2.58	*
12	United Kingdom	-4.43	***	-3.73	***	-3.22	**
	CIPS -stat.(12カ国)	-3.10	***	-3.11	***	-3.17	***
	帰無仮説	Unit root for specified cross-section					

注) サンプル期間は 1995～2018 年。データ数 228 個。

検定対象は、生産者価格の対数変換値 (非貿易財部門, 貿易財部門, その差), 労働生産性の対数変換値 (同)。各国の t 値は CADF (Cross-sectional Augmented Dickey-Fuller) 単位根検定の結果。CIPS はクロスセクションの従属性を勘案した Pesaran-CIPS 依存パネル単位根検定。「有意性」項の\*は検定統計量の有意水準。\*\*\*は 1%有意 (critical value CIPS-1.96, CADF-3.56), \*\*は 5%有意 (同-1.70, -2.71), \*は 10%有意 (同-1.56, -2.30) を示す。

表 2 h-2 パネル単位根検定 (CIPS 検定) の結果

	国名	労働生産性 (非貿易財NT部門)		労働生産性 (貿易財T部門)		労働生産性 (両部門の差T-NT)	
		t値	有意性	t値	有意性	t値	有意性
1	Austria	-0.87	-	-3.86	***	-3.47	**
2	Denmark	-4.39	***	-2.52	*	-2.51	*
3	Finland	-3.21	**	-3.67	***	-3.04	**
4	France	-3.76	***	-2.90	**	-3.19	**
5	Italy	-2.69	*	-1.54	-	-2.19	-
6	Japan	-2.50	*	-1.80	-	-1.21	-
7	Netherlands	-3.21	**	-1.06	-	-1.62	-
8	Norway	-1.57	-	-2.09	*	-2.76	**
9	Belgium	-5.14	***	-4.59	***	-4.24	***
10	Germany	-0.86	-	-2.85	**	-3.14	**
11	Switzerland	-4.00	***	-4.42	***	-3.35	**
12	United Kingdom	-3.58	***	-1.06	-	-2.33	*
	CIPS -stat.(12カ国)	-2.98	***	-2.75	***	-2.75	***
	帰無仮説	Unit root for specified cross-section					

注) 表 2h-1 の注参照。

表 2 h- 3 パネル単位根検定（CIPS 検定）の結果

	国名	実質為替レート（生産者価格へス）				生産者価格（対米価格差、非貿易財）			
		t値（実質為替レートの対数値）	有意性	t値（実質為替レート対数値一階階差）	有意性	t値（生産者価格の対数値）	有意性	t値（生産者価格対数値一階階差）	有意性
1	Austria	-2.14	-	-3.41	**	-0.87	-	-1.41	-
2	Denmark	-1.11	-	-3.40	**	-2.5	-	-7.08	***
3	Finland	-2.89	**	-3.52	**	-1.57	-	-2.63	-
4	France	-1.93	-	-3.68	***	-0.14	-	-2.86	-
5	Italy	-1.16	-	-3.50	**	-0.93	-	-1.59	-
6	Japan	-1.09	-	-3.32	*	-0.89	-	-1.57	-
7	Netherlands	-1.35	-	-3.36	**	-0.07	-	-4.09	**
8	Norway	-1.79	-	-3.40	**	-3.44	**	-3.29	*
9	Belgium	1.06	-	-2.85	**	-1.45	-	-3.91	**
10	Germany	-2.72	-	-2.81	**	-1.41	-	-4.64	***
11	Switzerland	-2.55	-	-3.11	**	-0.9	-	-2.83	-
12	United Kingdom	-1.94	-	-3.41	**	-1.91	-	-4.79	***
	CIPS-stat.(12カ国)	-1.47	-	-3.31	***	-1.16	-	-3.39	***
	帰無仮説	Unit root for specified cross-section				Unit root for specified cross-section			

注) サンプル期間は 1995～2018 年. データ数 228 個.

検定対象は、実質為替レート及び生産者価格（対米差、非貿易財）の対数変換値およびその一階階差系列. 各国の  $t$  値は CADF（Cross-sectional Augmented Dickey-Fuller）単位根検定の結果. CIPS はクロスセクションの従属性を勘案した Pesaran-CIPS 依存パネル単位根検定. \*\*\*は 1%有意（一階階差での critical value CIPS-1.96, CADF-3.56）, \*\*は 5%有意（同-1.70, -2.71）, \*は 10%有意（同-1.56, -2.30）を示す.

一 パネル BM（中所得国 8 カ国）

表 2 m- 1 パネル単位根検定（CIPS 検定）の結果

	国名	生産者価格（非貿易財NT部門）		生産者価格（貿易財T部門）		生産者価格（両部門の差NT-T）	
		t値	有意性	t値	有意性	t値	有意性
1	Estonia	-3.15	**	-4.14	***	-2.36	*
2	Hungary	-8.11	***	-3.24	**	-2.33	*
3	Latvia	-3.35	**	-2.34	*	-1.73	-
4	Poland	-3.68	***	-3.16	**	-3.54	***
5	Portugal	-3.58	***	-3.06	**	-3.27	**
6	Slovak Rep.	-2.90	**	-2.57	*	-1.80	-
7	Czech Rep.	-4.42	***	-2.58	*	-3.37	**
8	Mexico	-0.83	-	-2.10	-	-2.46	*
	CIPS-stat.(8カ国)	-3.75	***	-2.90	***	-2.61	***
	帰無仮説	Unit root for specified cross-section					

注) サンプル期間は 1995～2018 年. データ数 160 個.

検定対象は、生産者価格の対数変換値（非貿易財部門、貿易財部門、その差）、労働生産性の対数変換値（同）。各国の  $t$  値は CADF（Cross-sectional Augmented Dickey-Fuller）単位根検定の結果. CIPS はクロスセクションの従属性を勘案した Pesaran-CIPS 依存パネル単位根検定. 「有意性」項の\*は検定統計量の有意水準. \*\*\*は 1%有意（critical value CIPS-2.00, CADF-3.53）, \*\*は 5%有意（同-1.72, -2.69）, \*は 10%有意（同-1.58, -2.29）を示す.



表 2 m- 2 パネル単位根検定（CIPS 検定）の結果

	国名	労働生産性（非貿易財NT部門）		労働生産性（貿易財T部門）		労働生産性（両部門の差T-NT）		
		t値	有意性	t値	有意性	t値	有意性	
1	Estonia	-3.69	***	-3.18	**	-3.43	**	
2	Hungary	-2.89	**	-4.80	***	-2.98	**	
3	Latvia	-3.70	***	-4.96	***	-5.67	***	
4	Poland	-2.26	-	-3.39	**	-2.42	*	
5	Portugal	-4.61	***	-1.91	-	-1.26	-	
6	Slovak Rep.	-2.40	*	-5.38	***	-1.48	-	
7	Czech Rep.	-3.89	***	-4.64	***	-3.93	***	
8	Mexico	-3.32	**	-4.88	***	-3.48	**	
	CIPS -stat.(8カ国)	-3.35	***	-4.14	***	-3.08	***	
	帰無仮説	Unit root for specified cross-section						

注) 表 2m-1 の注参照.

表 2 m- 3 パネル単位根検定（CIPS 検定）の結果

	国名	実質為替レート（生産者価格 <sup>ペ</sup> -ス）				生産者価格（対米価格差、非貿易財）			
		t値（実質為替レート対数値）	有意性	t値（実質為替レート対数値一階階差）	有意性	t値（生産者価格対数値）	有意性	t値（生産者価格対数値一階階差）	有意性
1	Estonia	-1.43	-			-1.17	-	-3.05	*
2	Hungary	-3.31	*			-5.90	***	-7.66	***
3	Latvia	-1.74	-			-3.63	**	-3.32	*
4	Poland	-2.84	-			-1.91	-	-3.64	**
5	Portugal	-2.99	-			-1.62	-	-3.42	*
6	Slovak Rep.	-2.82	-			-1.80	-	-2.76	-
7	Czech Rep.	-3.97	**			-3.25	*	-4.49	***
8	Mexico	-2.38	-			1.65	-	-2.10	-
	CIPS -stat.(8カ国)	-2.68	***			-2.16	-	-3.81	***
	帰無仮説	Unit root for specified cross-section				Unit root for specified cross-section			

注) サンプル期間は 1995～2018 年. データ数 228 個.

検定対象は、実質為替レート及び生産者価格（対米差、非貿易財）の対数変換値およびその一階階差系列。各国の  $t$  値は CADF（Cross-sectional Augmented Dickey-Fuller）単位根検定の結果。CIPS はクロスセクションの従属性を勘案した Pesaran-CIPS 依存パネル単位根検定。\*\*\*は 1%有意（対数変換原数値での critical value CIPS -2.60, CADF-4.33）, \*\*は 5%有意（同-2.34, -3.42）, \*は 10%有意（同-2.21, -3.00）を示す。

### <付録 2-3> パネル共和分検定結果 (Pedroni (2004))

パネル共和分回帰分析に入る前に、付録 2 の単位根検定で I (1) であることが確認された変数系列で示される命題 A1~A3 について、各々の 2 変数が長期的な共和分関係にあるかどうか確認した。表のように、各パネル共に、対象とする 2 変数間には、総じて長期的な共和分関係は成立しているとみられる。

表 2-3-1 パネル共和分検定の結果 (パネル A 8 カ国)

パネルA	A1	A2	A3
	8カ国、2変数	8カ国、2変数	8カ国、2変数
	log(pnt/pt), log( $\alpha_t / \alpha_{nt}$ )	log(q), log(pnt/pt)	log(q), log(pnt/pntus)
Panel v-Statistic	3.52***	7.54***	7.05***
Panel rho-Statistic	-1.39*	-3.71***	-3.59***
Panel PP-Statistic	-1.25	-2.74***	-2.62***
Panel ADF-Statistic	-1.78**	-4.40***	-4.23***
Group rho-Statistic	-0.46	-1.50*	-1.55*
Group PP-Statistic	-1.54*	-2.71***	-2.59***
Group ADF-Statistic	-2.49***	-5.21***	-5.10***
Trend assumption	No deterministic intercept or trend	No deterministic intercept or trend	No deterministic intercept or trend

(注) 高所得国長期系列パネル A. 期間 1976~2018 年, データ数 344. \*は検定統計量の有意水準. \*\*\*は 1%有意, \*\*は 5%有意, \*は 10%有意で, 帰無仮説「No Cointegration」を棄却.

表 2-3-2 パネル共和分検定の結果 (パネル BH 12 カ国)

パネルBH	A2		A3	
	12カ国、2変数	12カ国、2変数	12カ国、2変数	12カ国、2変数
	log(q), log(pnt/pt)	dlog(q), dlog(pnt/pt)	log(q), log(pnt/pntus)	dlog(q), dlog(pnt/pntus)
Panel v-Statistic	1.58*	-0.44	1.56*	-0.30
Panel rho-Statistic	-0.95	-8.39***	-0.67	-7.74***
Panel PP-Statistic	-1.55*	-6.92***	-1.06	-6.48***
Panel ADF-Statistic	-3.15***	-7.38***	-2.95***	-7.14***
Group rho-Statistic	0.82	-5.33***	1.03	-4.74***
Group PP-Statistic	-0.62	-8.20***	-0.10	-7.63***
Group ADF-Statistic	-2.61***	-8.77***	-2.48***	-8.57***
Trend assumption	No deterministic trend	No deterministic intercept or trend	No deterministic trend	No deterministic intercept or trend

注) 期間 1995~2018 年, データ数 288. その他 表 2-3-1 の注参照.

表 2-3-3 パネル共和分検定の結果（パネル BM 8 カ国）

パネルBM	A2		A3	
	8カ国、2変数 log(q), log(pnt/pt)	8カ国、2変数 dlog(q), dlog(pnt/pt)	8カ国、2変数 log(q), log(pnt/pntus)	8カ国、2変数 dlog(q), dlog(pnt/pntus)
Panel v-Statistic	-0.12	0.06	0.74	-0.06
Panel rho-Statistic	0.48	-7.88***	0.04	-7.49***
Panel PP-Statistic	0.19	-6.19***	-0.13	-5.89***
Panel ADF-Statistic	-0.56	-4.93***	-1.13	-5.25***
Group rho-Statistic	1.78	-5.38***	1.45	-5.16***
Group PP-Statistic	1.21	-7.35***	0.88	-7.12***
Group ADF-Statistic	0.27	-5.60***	-0.45	-6.18***
Trend assumption	No deterministic trend	No deterministic intercept or trend	No deterministic trend	No deterministic intercept or trend

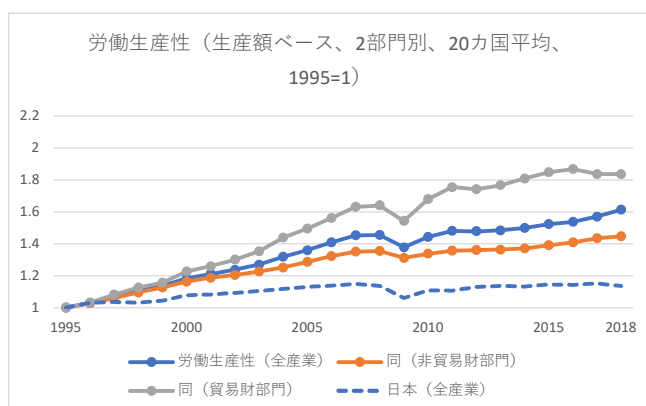
注) 期間 1995～2018 年, データ数 182. その他 表 3-1 の注参照.

## ＜付 録 3 生産性・投資比率・輸出競争力の比較＞

### 1. 労働生産性（就業者当り）

#### 1) 時系列推移（20カ国計、2部門）

リーマン危機直後の2009年に大幅低下した以外はほぼ順調に上昇し、2018年水準は1995年の1.6倍に達している。

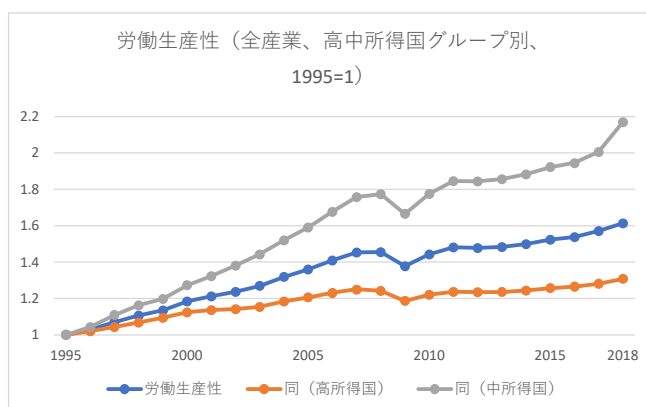


20カ国	（平均成長率、%）		
	通期	リーマン前	リーマン後
T部門	2.7	4.2	2.0
NT部門	1.6	2.6	1.1
全産業	2.1	3.2	1.8

（注）OECD STANDB\_2020より作成。労働生産性（LP）＝実質生産額/就業者（1995=1）。公的含むサービス産業を非貿易財部門（NT部門）、それ以外の製造業、農林、建設、通信などを貿易財部門（T部門）とした。1995～2018年の年次データ。OECD20カ国は米国を含む12カ国（高所得国、2章でのパネルBH対象国）と、CEE諸国6カ国を含む8カ国（中所得国、2章でのパネルBM対象国）に分割している。

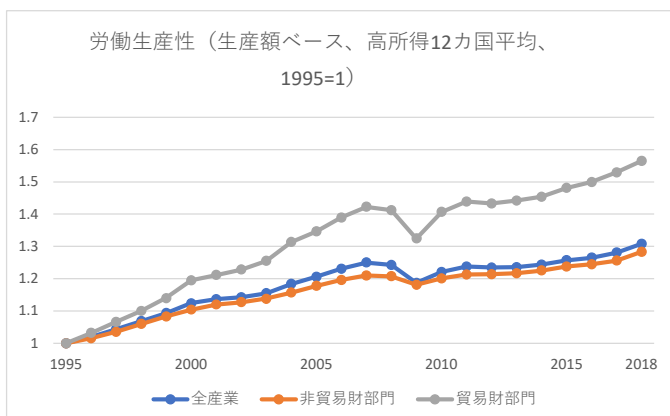
#### 2) 時系列推移（グループ別比較、2部門）

高所得国12カ国の2018年水準は、1995年の1.3倍にとどまっているのに対して、中所得国8カ国は2.2倍に上昇した。リーマン危機直後には共に下落し、その後回復している。



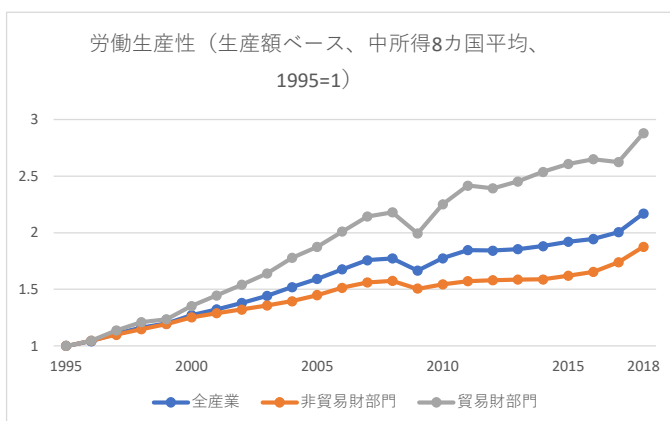
	（平均成長率、%）		
	通期	リーマン前	リーマン後
中所得8カ国	3.6	4.9	3.0
20カ国計	2.1	3.2	1.8
高所得12カ国	1.2	1.8	1.1

高所得国ではリーマン危機後、非貿易財部門の伸びがやや低い水準にとどまっている。



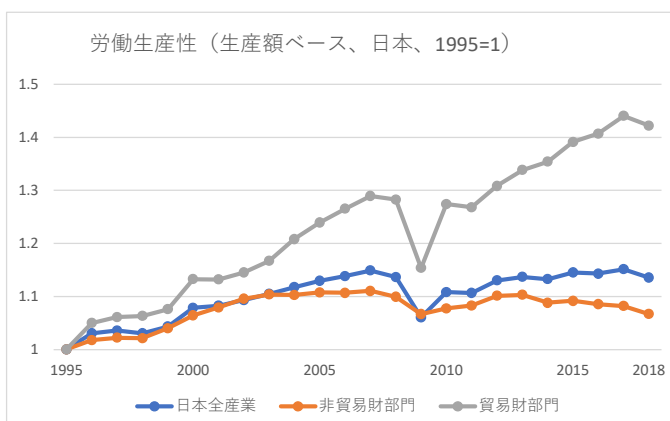
高所得12カ国	(平均成長率、%)		
	通期	リーマン前	リーマン後
T部門	2.0	2.9	1.9
NT部門	1.1	1.6	0.9
全産業	1.2	1.8	1.1

中所得国では貿易財部門で順調に上昇、非貿易財部門でも最近年は順調に推移している。



中所得8カ国	(平均成長率、%)		
	通期	リーマン前	リーマン後
T部門	4.9	6.7	4.2
NT部門	2.9	3.9	2.5
全産業	3.6	4.9	3.0

日本では、貿易財部門は比較的に順調に上昇しているものの、非貿易財部門の低迷が顕著である（4）参照）。



日本	(平均成長率、%)		
	通期	リーマン前	リーマン後
T部門	1.5	2.1	2.4
NT部門	0.3	0.8	0.0
全産業	0.6	1.1	0.8

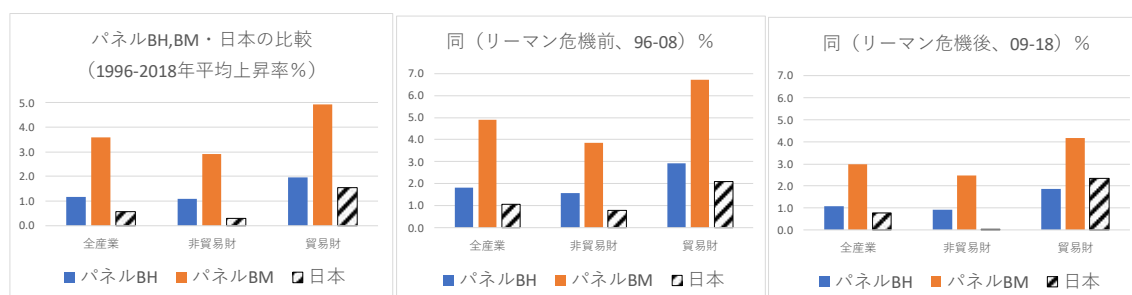
### 3) リーマン危機前後での生産性上昇率の期間別比較

全体の20カ国平均について、通期では平均2.1%の伸び（生産額ベース）、前期3.2%、後期1.8%とリーマン危機後減速。いずれの期も貿易財部門がより高い上昇を示している。期間別にみると、貿易財は前期の4.2%から後期は2.0%へと成長率は半減。非貿易財部門は同2.6%から1.1%へ低下し、減少率はやや大きい。

	1996-2018			前期（1996-2008）			後期（2009-2018）		
	全産業	非貿易財	貿易財	全産業	非貿易財	貿易財	全産業	非貿易財	貿易財
20カ国	2.1	1.6	2.7	3.2	2.6	4.2	1.8	1.1	2.0
日本	0.6	0.3	1.5	1.1	0.8	2.1	0.8	0.0	2.4
高所得国	1.2	1.1	2.0	1.8	1.6	2.9	1.1	0.9	1.9
中所得国	3.6	2.9	4.9	4.9	3.9	6.7	3.0	2.5	4.2

（注）OECD STANDB\_2020より作成。労働生産性（LP）＝実質生産額/就業者。公的含むサービス産業を非貿易財部門、その他を貿易財部門とした。1995～2018年の年次データをリーマン危機で二分した前後の期間の平均上昇率（%）。OECD20カ国は米国を含む12カ国（高所得国）と、CEE諸国などを中心とする8カ国（中所得国）にグループ分けしている。

高所得国と中所得国とを比較すると、通期では高所得国1.2%に対して中所得国は3.6%成長と3倍の伸びとなっている。この差は、前期、後期共に変わらない。また、両グループ共に前期から後期へは、増勢は約3分の2に減速した。2部門別にみると、高所得国の非貿易財部門の減速が前期1.6%から後期0.9%へと減速幅がやや大きい。



### 4) 日本の生産性水準、その上昇率（付注3-1）

20カ国計の2018年の生産性水準は、1995年の1.6倍となっているのに対して、日本は1.2倍にとどまっている。主因は、貿易財部門が比較的順調に上昇しているのに対して、非貿易財部門が低迷していることにある。とりわけリーマン危機後の非貿易財部門の低迷が顕著であり、2012年頃をピークに緩やかに低下、リーマン危機後は横ばいにとどまっている。貿易財部門にも勢いがなく、通期で高所得国の平均2.0%増に対して、日本は同1.5%にとどまっている。

## 2. 民間設備投資および ICT 投資の推移比較

各国の生産性成長格差の原因を探るため、二つの要因についてデータサーベイを行った。設備投資（ICT 設備投資含む）と輸出競争力（次節（3 節）参照）である。

設備投資については、まず、各国の民間設備投資の対生産額比率の変動を確認した（名目ベース、OECD STANDB2020）。

無形固定資産投資を含む民間設備投資の対生産額比率は、OECD 高所得国でみると平均 11～12%台となっている。国別には、米国・独が安定的に中位を保つ一方で、日本は 2005 年頃までトップグループであったものの、最近年は仏と並んで上位ながら、やや位置を下げている。イタリア、英国の水準は低い。

中所得国でも水準は平均で 11～12%台であり、やや変動が大きい。国別にみると、チェコが安定的に中位を占める一方で、リーマン危機後はエストニア、メキシコ、ラトビア、ハンガリーなどで上昇している。

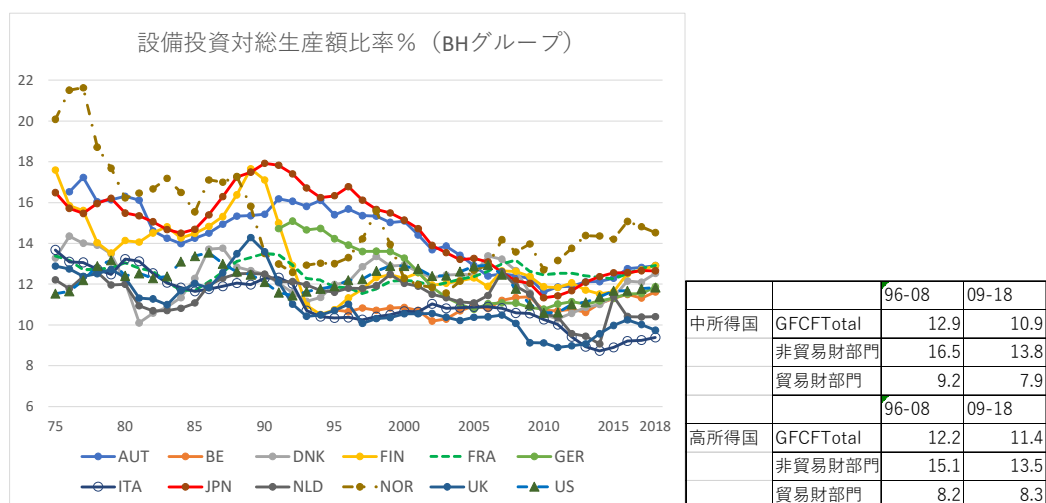
次に民間 ICT 投資の水準とその変動を同様に確認した。

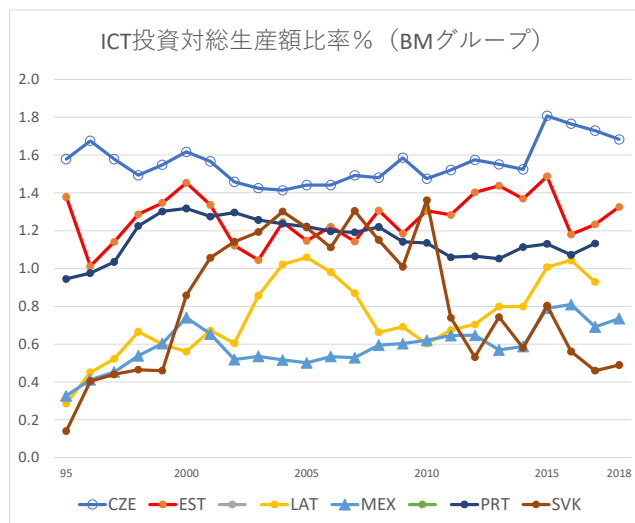
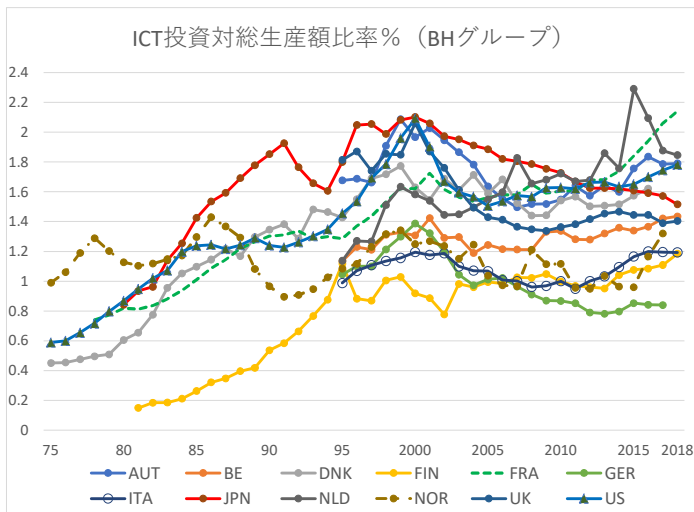
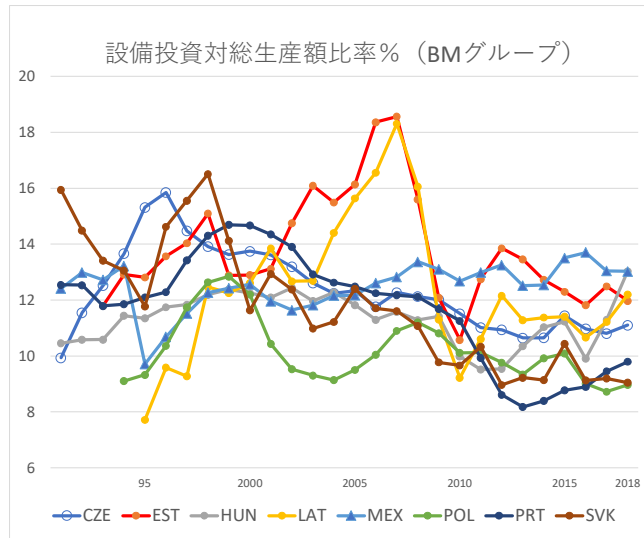
まず水準（ICT 投資/総生産額）は、高所得国では平均 1.4%程度と、中所得国より 0.4%程度高い。

国別には、リーマン危機前は、日本、米国、オーストリアがトップグループだったが、危機後は仏、オランダがトップに立ち、米・オーストリアが続いている。独・イタリアは低い水準にある。

中所得国では、チェコ、エストニア、ポルトガルが安定的に上位にあり、メキシコが低い。また、リーマン危機後はスロバキアがトレンド的に大幅に低下している。

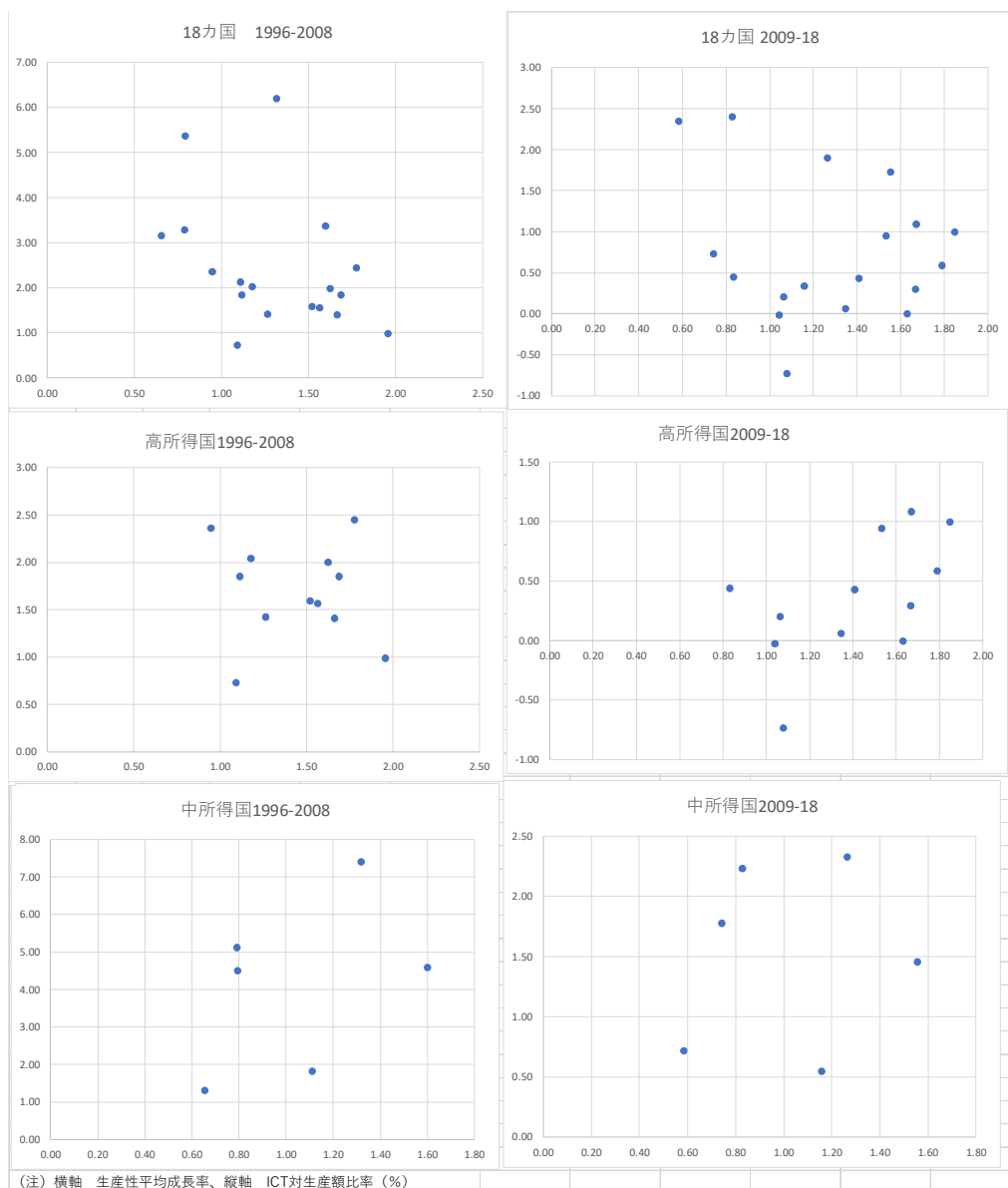
非貿易財部門での設備投資全体、および ICT 投資の対生産額比率（期間平均）について、リーマン危機前後で比較して、危機後の低下具合には、さほど差がみられないようである。







次に、国別に ICT 投資対生産額比率と生産性成長率（共に期間平均、%）をリーマン危機前後の期間別に散布図を描いてみた。リーマン危機前の中所得国と、危機後の高所得国で右上がりとも読めなくもないが、他は特に両者の関係はないように見受けられる。



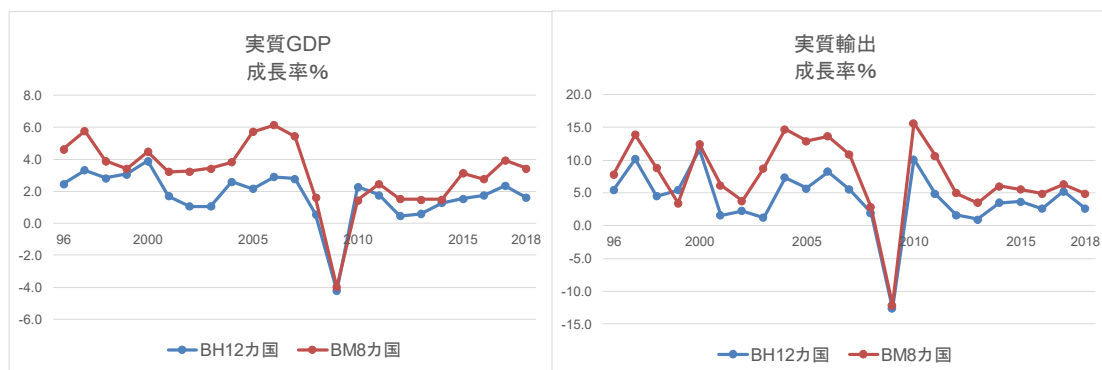
### 3. 輸出および輸出競争力の推移比較

次に、各国の生産性成長格差の原因を探るため、需要要因としての輸出と、輸出競争力についてデータサーベイを行った。

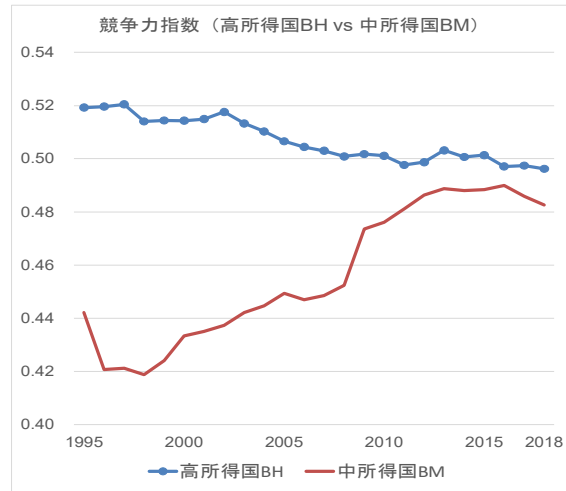
まず、各国の経済成長と輸出成長を概観する。経済成長を実質 GDP 成長率でみると、1996～2018 年の通期では高所得国 BH グループ、中所得国 BM グループそれぞれ平均 1.7%、3.2%となっており、中所得国は高所得国の約 2 倍の伸びを記録している。また、リーマン危機を挟んで前期から後期への変化をみると、伸び率は両グループ共に半減以下に低下している。

また、輸出成長率は通期では高所得国では 4.1%、中所得国では 7.4%と、こちらも中所得国は高所得国の 2 倍近い伸び。前期から後期への減速は高所得国の方が 6 割減に対して、中所得国では 5 割弱の低下となっており、中所得国での減速は、やや緩やかであった。

		96-18	96-08	09-18
高所得国	実質GDP	1.7	2.3	0.9
	財サービス輸出	4.1	5.5	2.3
中所得国	実質GDP	3.2	4.2	1.8
	財サービス輸出	7.4	9.2	5.0

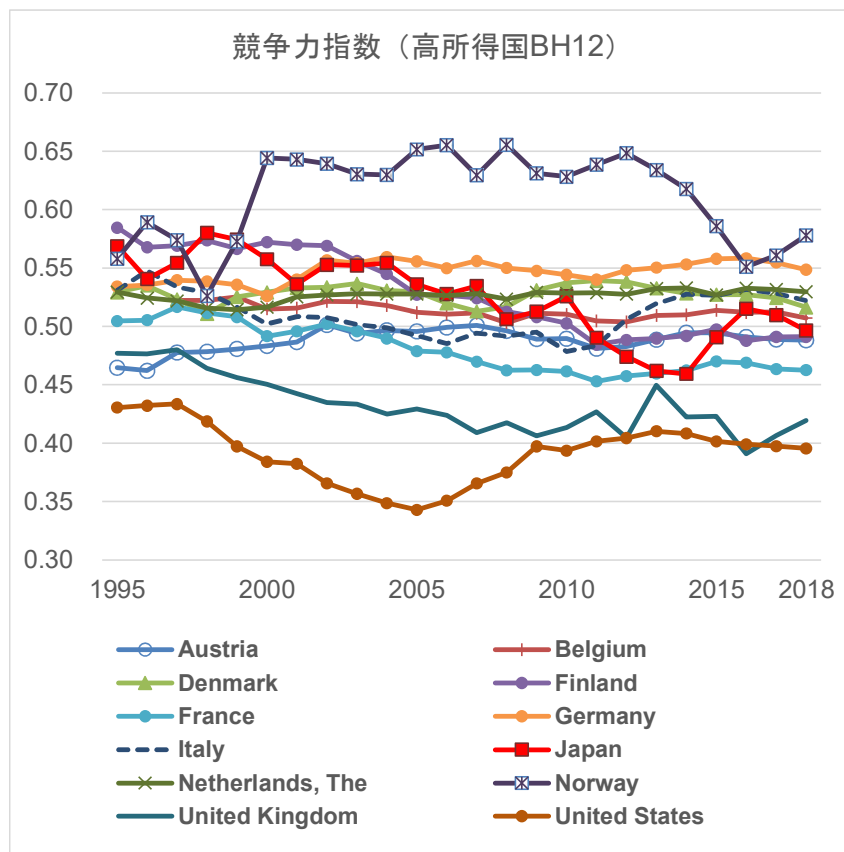


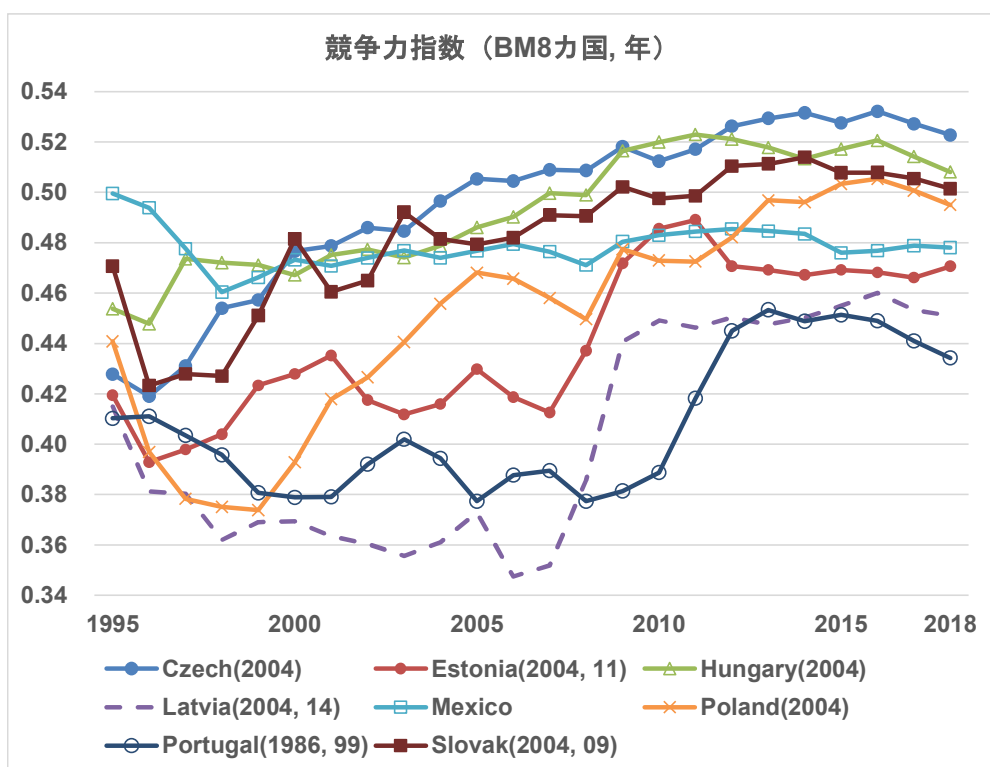
次に、競争力指数を、貿易統計（IMF IFS）ベースで、 $(\text{輸出}) / (\text{輸出} + \text{輸入})$  の形で算出した（名目米ドル）。両グループの時系列での動きを概観すると、高所得国グループでは、この期間を通じてほぼ緩やかに低下トレンドを辿った。高所得国での動きを国別にみると、G7に属する国の中ではリーマン危機前後で独が安定して高水準を保っているほか、オランダ、デンマーク、ベルギーが中位で比較的安定して推移している。



		96-18	96-08	09-18
高所得国	競争力指数 (水準差)	-0.023	-0.019	-0.005
中所得国	同上	0.062	0.032	0.030

これに対して、日本、フランス、英国は通期にわたって緩やかな低下トレンドを辿っている。その他の高所得国では、資源国であるノルウェイが高水準を維持している。





これに対して、中所得国の競争力は、ほぼ一貫して上昇基調を維持した。これを背景に、いわば EU およびユーロ圏加盟によるグローバル化の恩恵を受け、リーマン危機以降の輸出減速度合いが高所得国対比緩やかとなったものと推測される。中所得国 8 カ国のうち、チェコ、ハンガリー、ポーランド、スロバキアの 4 カ国が 2004 年に、エストニアが 2011 年、ラトビアが 2014 年に EU に加盟した。

## ＜付 録 4 各国での相対価格と生産性上昇率の時系列推移＞

図 2-5 の原データの時系列的な動きを図示した. BS 効果の二つのキー変数である国内 2 部門間の生産性格差 (赤, 貿易財部門/非貿易財部門) と非貿易財部門相対価格 (青, 非貿易財部門/貿易財部門) (いずれも開始年を基準とする対数変換値) の 2 変数である.

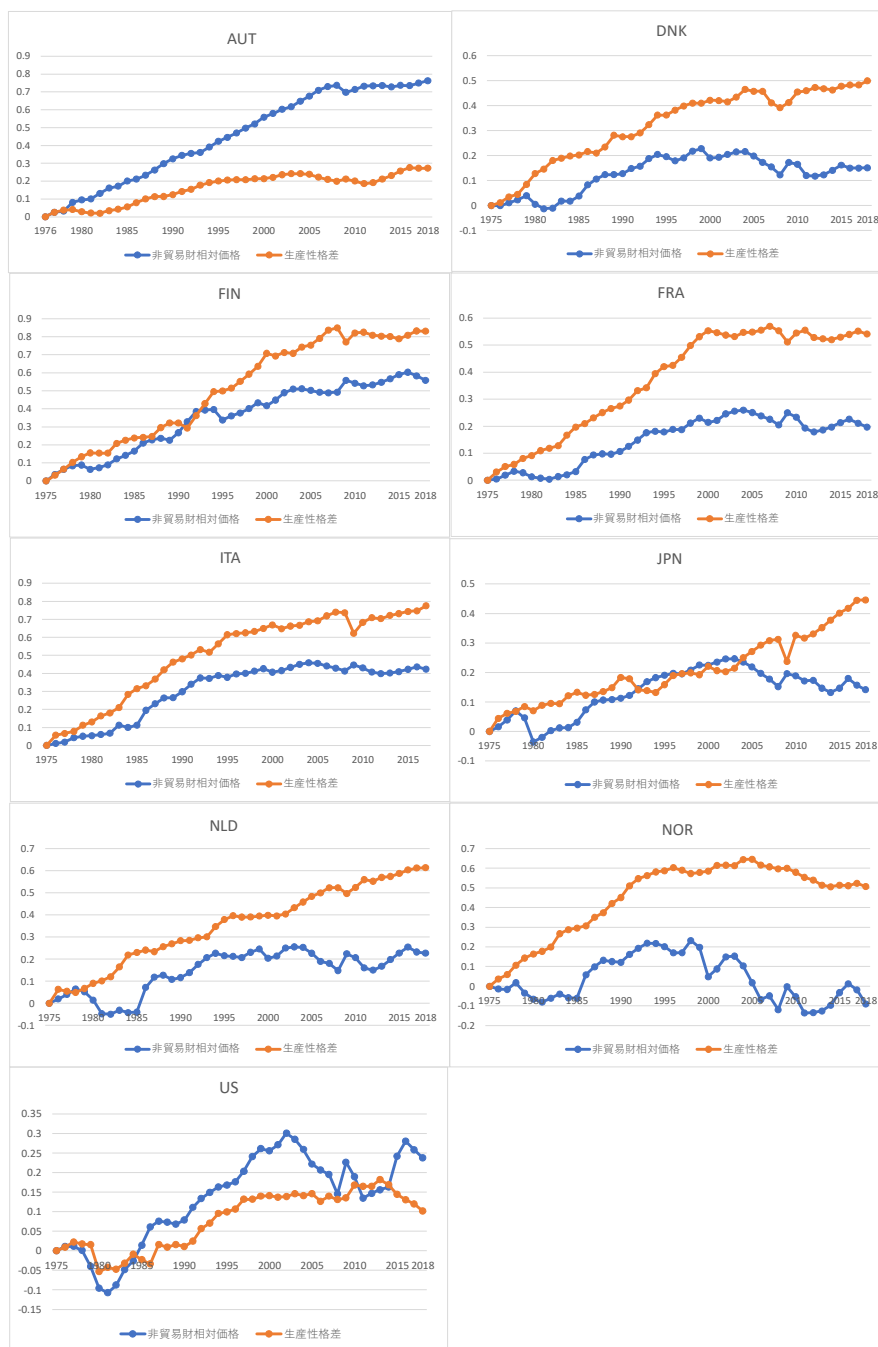


図 4-1 パネル A (1976~2018 年)

まず、パネル A での生産性格差をみると (図 4-1) , 米国, 奥の 2 国を除く 7 カ国では大部分の期間で貿易財部門が優位である。米国, 奥の 2 国では小幅貿易財部門が大きいものの, 非貿易財部門との差は小さい。非貿易財相対価格については, 米蘭ノルウェイの 3 カ国では 1980 年代前半の世界不況時に低下したものの, 他の 6 カ国では横ばい基調を続け, その後は上昇に向かった。2000 年代に入ると, 05 年以降のノルウェイでは下落したものの, 他国では上昇を続けた。

次に生産性格差と相対価格の関係を Canzoneri, Cumby & Diba(1999)P.42 Fig2 Relative Productivities and Relative Prices と比較してみる。Canzoneri らは, 「相対価格差よりも生産性格差 (貿易財部門>非貿易財部門) の拡大の度合いが 1970~90 年の米伊で大きく, これが大部分の国でみられる」と指摘しており (P.17) , 1 より小さい係数推定値に反映されたとした。

今回作成したデータベースでは, 1990 年までを Canzoneri ら(1999)と比較すると (米日伊), 生産性格差と相対価格の関係は伊では同じ (生産性格差>相対価格差) だが, 米日では逆となっている。米国では生産性格差>相対価格差 (Canzoneri) に対して, 今回は相対価格差>生産性格差, 日本では相対価格差>生産性格差 (Canzoneri) に対して, 今回は生産性格差>相対価格差である。その他の国では, 奥を除く 5 カ国 (DEN,FIN,FRA,NLD,NOR) では, すべて生産性格差>相対価格差となっており, しかも, 相対価格差よりも生産性格差 (貿易財部門>非貿易財部門) が拡大している。

次に, パネル BH について, パネル A と重複しない 4 カ国 (ベルギー, スイス, 独, 英) についてみる (図 4-2) 。まず生産性格差をみると, 英国ではリーマン危機頃以降, 貿易財部門より非貿易財部門の方が高くなっている。他の 3 カ国では貿易財部門が優位を続けた。非貿易財相対価格については, 1995~2018 年の期間では, 英国を除く 3 カ国では総じて横ばい基調が続いたのに対して, 英国では 2005 年頃以降低下を続けた。

生産性格差と相対価格の関係をみると, 英国を除く 3 カ国では, 生産性格差が相対価格差を上回る基調が続いた。

また, パネル BM で生産性格差をみると, ポーランドとラトヴィアでは生産性で非貿易財部門が優位だったが, リーマン危機後は貿易財優位に転じた。その他の (図 4-3) , CEE 諸国とポルトガルでは貿易財部門の優位が続いている。非貿易財部門の相対価格については, ラトヴィアとメキシコを除く 6 カ国では小幅上昇の基調が続いている。ラトヴィアは特殊要因があるのか, 相対価格は 2006 年頃に上昇から低下に転じ, また, メキシコでは生産性と同じくトレンド的に低下を続けている。

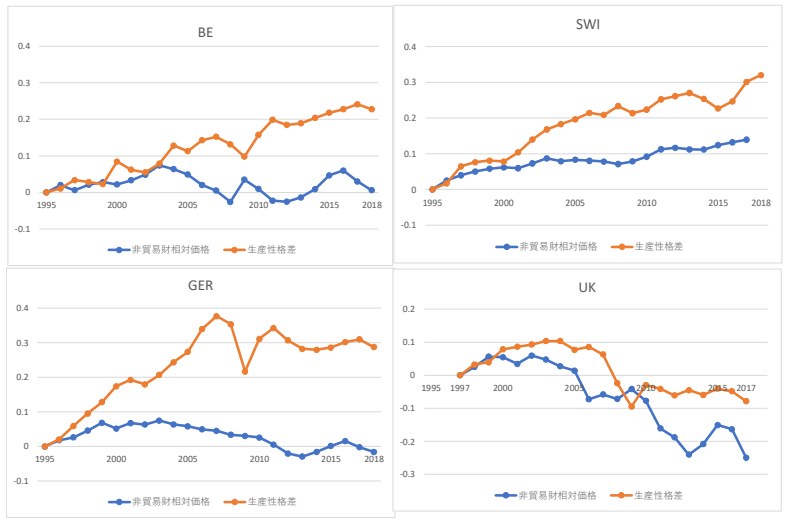


図 4-2 パネル BH (1995~2018 年)

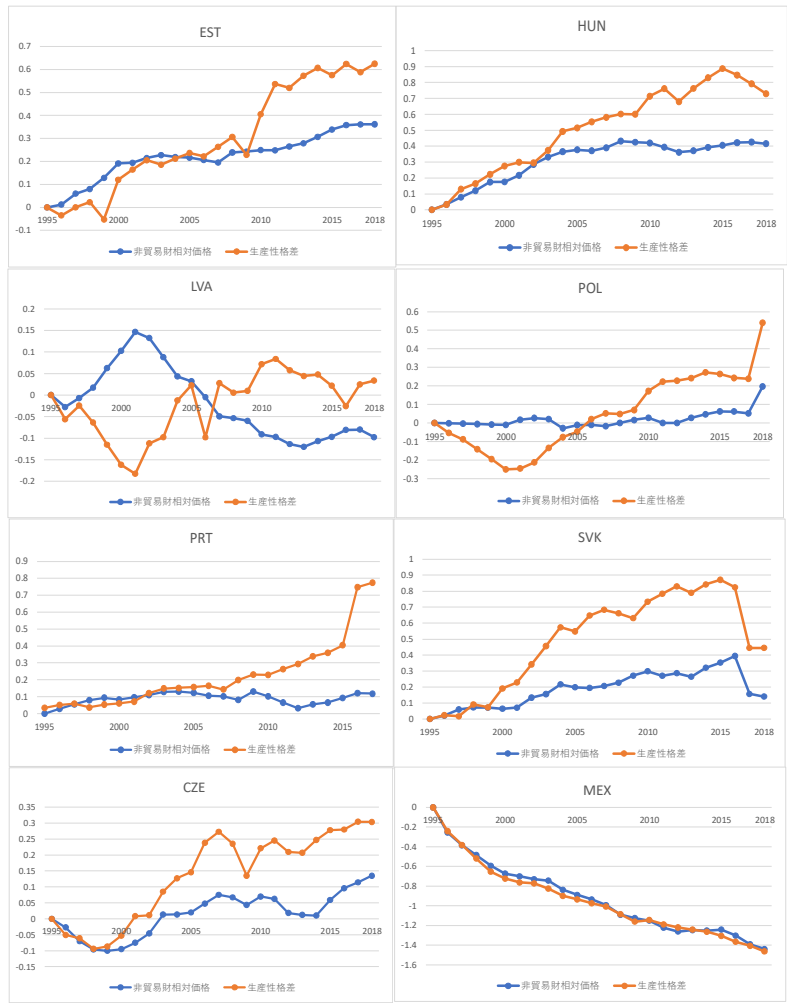


図 4-3 パネル BM (1995~2018 年)

## ＜ 付 録 5 物価指数の選択と購買力平価＞

門多（2021b）では円ドルレートでの長期購買力平価を各種物価統計を用いて計測し、物価指数の違いによる内外価格差（RER）の差異を比較した。長期購買力平価を長期均衡為替レートと仮定すれば、実勢レート（名目）との差（内外価格差）はRERと同様の動きをする。結果をみると、貿易財関連物価や生産者物価を用いた場合よりも、非貿易財を含む消費者物価を用いたほうが、内外価格差は大きい。また、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ると内外価格差は小さくなる。物価指数の選択により、内外価格差（RER）は、ある程度小さくできるということである。

以上が主な結果のポイントである。図 5-1、図 5-2 に各種 PPP と実勢レートとの乖離率（平均絶対偏差％）で比較結果を示した。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 5-1 を参照されたい。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 5-1、図 5-2）は、消費者物価（CPI）をベースとする PPP<sub>3,5,6</sub>（図 5-2）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、PPP<sub>1</sub>、新 PPP<sub>1</sub>、新々 PPP<sub>1</sub>、新 PPP<sub>4</sub> の 4 系列の実勢レートとの乖離率は、-43％～+78％（新 PPP<sub>4</sub> を PPP<sub>4</sub> に差し替えれば、-50％～+21％）の範囲内にある。
- ② 一方、非貿易財を含む CPI ベースの PPP の動きを図 5-2 でみると、PPP<sub>3, 5, 6</sub> 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。
- 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 PPP<sub>4</sub> では、PPP と実勢レートとの直近時点での乖離が小さくなっている。
- ④ 物価指数として、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 PPP<sub>1</sub> では縮小されたものの新 PPP<sub>4</sub> 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、輸出物価から作成した新々 PPP<sub>1</sub> 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。



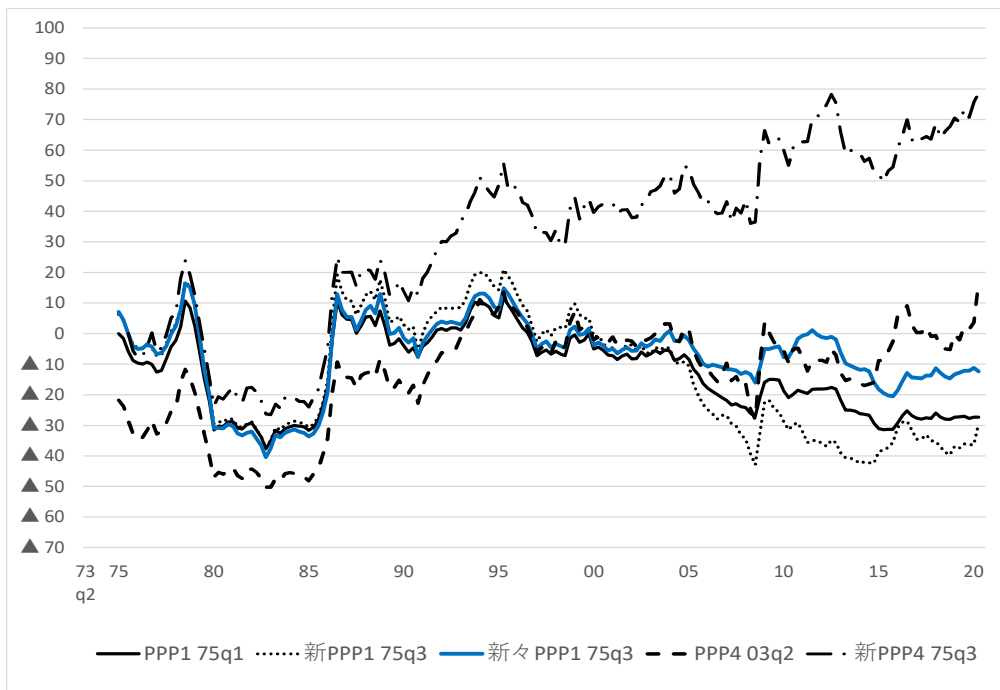


図 5-1 各種購買力平価と実勢レートの乖離率 (%) の推移 (1)

(注) 各種購買力平価については表 5-1 参照.

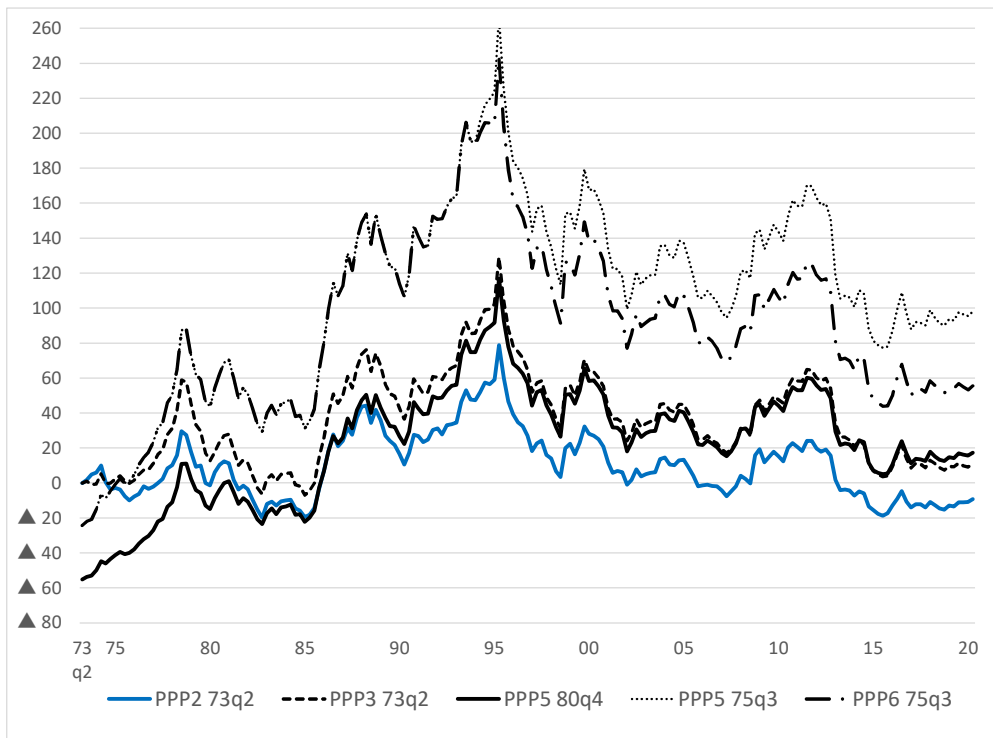


図 5-2 各種購買力平価と実勢レートの乖離率 (%) の推移 (2)

(注) 各種購買力平価については表 5-1 参照.

表 5-1 各種購買力平価（PPP）一覧

図5-1～2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）各種購買力平価作成方法の詳細については門多（2021b）参照。幸村・井上（2011）では、エネルギー価格要因が攪乱する可能性を指摘していたため、門多（2021b）ではエネルギー要因を除外した PPP も検討した。

注：

(注 1-1) 大学院後期課程での研究, 本論文作成にあたっては武蔵大学経済学部伊藤成康教授のご指導を賜った。記して感謝したい。また, 副指導教授をお願いした大野早苗先生のご指導にも謝意を表したい。

(注 1-2) 実質為替レートは (RER), 2 国 (A,B 国) 間で考えた場合, A 国での消費バスケットと同じものを B 国で購入する場合の, 価格比 (加重平均値) と定義される。

(注 1-3) 多くの既往研究で拡張・一般化が行われている (Krugman (1988), Froot and Rogoff (1995) など)。例えば Krugman (1988) では長期均衡為替レートに最も近い概念としての RER として, 貿易財と非貿易財からなる 2 部門モデルを用いて, 国内生産性格差と内外生産性格差とが相対価格と関連付けられている。また, Lee & Tang (2007) では, それにさらに貿易財の国産品・輸入品の代替性も勘案した分析が行われている。これらの理論的裏付けとさらなる展開については 3 章, 要因分解と応用例については伊藤・門多(2021)及びそれを拡充した付録 1 参照。

(注 2-1) 本章は主に門多 (2022) に依っている。

(注 2-2) 山本 (2013) は日米間での BS 効果を検証しているが, BS 効果を, 貿易財と非貿易財の 2 財 2 部門を考慮した実質為替レートの長期的なトレンドを説明する国際経済学のモデルで説明し, 日本では 1990 年代に構造変化があったとの実証結果を示した。そこで使用したモデルでは, 1) 貿易財部門の生産性が非貿易財部門より高いこと, 2) 貿易財と非貿易財部門間の自由な労働移動によって賃金が同一 (賃金裁定) であること, 3) 貿易財で PPP が成立すること, 4) 部門別の価格は賃金と生産性の単位労働コストから成り立つこと, の 4 点を仮定して分析している。

(注 2-3) Strauss-Ferris(1996)での分析対象国は, 13 カ国 (オーストリア, ベルギー, カナダ, デンマーク, フィンランド, フランス, イタリア, 日本, オランダ, ノルウェー, スウェーデン, 英国, 米国) と世界計の 14 カ国・地域となっている。

(注 2-4) Strauss-Ferris(1996)では, 対外部門別生産性格差の評価も行っているが, この点の再評価については, 別の機会に譲りたい。

(注 2-5) 2 部門のデータ作成での業種分類については, De Gregorio 他 (1994) が採用した「輸出比率 10%超の業種を貿易財部門とする」との基準が用いられることが多いが, 今回は, 中東欧 (CEE) 諸国を含めた多くのサンプルを収集することを重視し, 本文のような定義を採用した。

農林水産業を貿易財部門に含めた分析は数多いが, エネルギー, 建設業を貿易財部門とした点には異論があるかもしれない。エネルギー (シェア 3.6%) については欧州ではフランス (電力), ノルウェー (石油, ガス) の主要な輸出品, イタリアなどの輸出品となっており, 送電系統が他国と繋がっていない日本では考えにくい, 貿易財として扱われることも多い (門多 (2021b P.87))。農林水産業は今回作成したデータベースではシェアが 2.2%, 生産性上昇率は全期間で貿易財部門を上回る成長部門となっている

(貿易財部門では 1976-96 年平均 5.2%, 96~2018 年平均 2.5%に対して, 農林水産は各々 6.9%, 4.7%)。その一方で建設業については, 今回のデータベースではシェアが 7.5%, 生産性上昇率は非貿易財程度であり, 貿易財よりも低くなっている (非貿易財部門が 1976-96 年平均 1.9%, 96~2018 年平均 1.3%に対して, 建設は各々 2.0%, 1.3%)。ただし, 貿易財部門と生産性上昇率を比較すると, 農林水産は高く, 建設は低くなっており, 両者を貿易財に含めると生産性上昇率では互いに相殺する形となっている。なお, エネルギー

産業は今回のデータベースではシェアが3.6%、生産性上昇率は1976-96年平均3.1%、96~2018年平均1.5%と、非貿易財部門より高く、貿易財部門より低くなっている。

(注2-6) スイスは雇用者報酬、賃金データがないため、散布図の分析では一部19カ国を対象としている。英国の詳細な産業別データは得られなかったため、例えば、注2-5の建設・エネルギー・農林水産の3業種では除かれている。また、計算ソフトはEViews ver.12を使用した。また対象国の詳細については付録2-1参照。

(注2-7) 共和分検定手法としては、ヨハンセン流のシステムフレームワークを利用した方法も多用されているが、以下ではEngel and Granger (1987) 流の残差を用いた手法の流れを組むPedroni (2004) 等を採用した。

(注2-8) クロスセクションでのパネル横断面従属性検定を実施した結果、パネルBH、パネルBMともに従属性がみられた(巻末付録2参照)。そのため、パネル単位根検定にはパネル横断面従属性に対応した検定手法であるCIPSを用いた。この第2世代のパネル単位根検定については、千木良ほか(2011)などを参照。

(注2-9) Drine-Rault (2005) はBSモデルを3パーツに分けて実証的に検証した。OECD12カ国、1970~2002年の分析期間では、貿易財部門での一物一価法則成立に頑健性が欠ける点が、BS効果そのものの頑健性の弱さにつながっていると結論している。

(注2-10) Strauss-Ferris(1996)では、下記のような相対賃金項を含んだスペックで回帰分析を行っている(対数変換値による)。今回も試行したが内生性の問題などがあるためか、安定的な計測結果を得ることができなかった。

$$p^{NT} - p^T = \beta_1 (\alpha^T - \alpha^{NT}) + \beta_2 (w^T - w^{NT})$$

非貿易財部門相対価格/貿易財部門相対価、貿易財部門生産性/非貿易財部門生産性、貿易財部門賃金/非貿易財部門賃金

(注2-11) Cardi-Restout(2011)はOECD14カ国データの対数変換値(1970-2007年)を用いて、パネル共和分回帰を行った結果、 $\beta_1$ として1%有意で0.680~0.685(DOLS, FMOLS)というパラメーターを得ている。また、PPPのProportionality testとして求められる $\beta_1=1$ は成立しないとした。

(注2-12) BS効果を減殺する要因としては、先行研究で指摘されている点を中心に第3章でサーベイしているのを参照されたい。

(注2-13) Engel (1999) は、RER変動に対する非貿易財価格寄与の重要度に疑義を呈し、貿易財での一物一価法則の不成立を主張した(3章(1)参照)。その後、Parsley他(2007, 2010)はEngel(1999)が用いた手法によるbiasを指摘し、価格ではなく、名目(実勢)為替レートによるRERの調整が行われている点が重要とした。

(注2-14) 先行研究でも、賃金変動を独立変数として用いた回帰分析は試みられているものの、賃金変数を回帰変数として扱うことを回避しているものが多い。定義的な関係を用いたLee-Tang(2007)では芳しい結果は得られていない。山本(2013)も推定結果を示しておらず、Cardi-Restout(2011)も賃金変数を含まない、生産性格差のみの関数として解いている。

(注 3-1) 3~4 章では、主に 2005~06 年頃以降の既往研究をサーベイの対象とした。それ以前の時期のサーベイは門多 (2021a) 参照。また、3 章での理論的深化を織り込んだ RER の要因分解と応用例の解説は付録 1 参照。

(注 3-2) 山本 (2013) は BS 効果について、貿易財と非貿易財の 2 財 2 部門を考慮した実質為替レート  
の長期的なトレンドを説明する国際経済学のモデルを用いて、日本では 1991 年に構造変化があったとの  
実証結果を示した。そこでは、工業品を貿易財、サービス財を非貿易財と定義しており、BS 仮説が成立す  
るための仮定として、1) 貿易財部門の生産性が非貿易財部門より高いこと、2) 貿易財と非貿易財部門  
の間の自由な労働移動によって賃金が同一 (賃金裁定) であること、3) 貿易財で PPP が成立すること、  
4) 部門別の価格は賃金と生産性の単位労働コストから成り立つこと、の 4 点が必要とした。

(注 3-3) アーミントン弾性値については Bajzik, J.他 (2020) によるサーベイがある。彼らが指摘する公  
表バイアスという問題はあるものの、最近年の約 3 千 5 百件の実証研究例でのアーミントン弾性値は 2.5  
~5.1 の範囲にあり、中央値は 3.8 である。付録 1.1 参照。

(注 4-1) 注 2-9 参照。

(注 4-2) 引き続き EU 加盟、ユーロ導入の希望は「多い」と書くべきかもしれない。クロアチアは 2013  
年に EU に加盟し、2023 年にユーロ導入が予定されている (日本経済新聞 2022 年 6 月 24 日朝刊)。

(注 4-3) ここでのボーモル効果 (Baumol-Bowen effect) とは、2-3 節での BS 仮説での 3 つ命題のうち、第  
1 の命題 (A-1) で示される「非貿易財部門の相対価格 (生産者価格格差 (非貿易財部門と貿易財部門と  
の差)) が国内での両部門生産性格差により変動する」部分による効果を指す。

(注 4-4) PPP パズルについては、門多 (2021a) p.67 参照。

(注 4-5) RER の長期均衡値への非線型な調整プロセスを記述する TAR モデル (transition autoregressive  
model) の特定化は、BS 効果を含むモデルの推定を始め、ほぼあらゆるアプローチの実証分析に応用され  
ているが、優れた展望論文も多数発表されており (例えば藪 (2007))、本稿では詳細には取り上げなかつ  
た (門多 (2021a) 付録 3 参照)。

(注 5-1) 本章は門多 (2021a) 4 章と、若干の追加的な分析結果に依っている。

(注 5-2) 1990 年代までの内外価格差問題の推移のうち、消費者の生計費がテーマとなったこと、生産者  
にとっての中間投入財のなかではエネルギー関連がとりわけ注目を集めたこと、それらへの政策的対応な  
どについては、門多 (2021a)、経済企画庁 (1995, 96) 参照。

(注 5-3) 要因分解は以下のような形で行った。

日米インフレ率格差 = 生産者価格上昇率 (日本) - 同 (米)

非貿易財部門価格上昇率格差 =  $\beta$  (日本での同 格差) -  $\gamma$  (米国での同 格差)

貿易財部門価格上昇率格差 = 貿易財価格上昇率 (日本) - 同 (米)

但し、 $\beta$  は日本での総生産額ベースでの非貿易財部門比率、 $\gamma$  は米国での総生産額ベースでの非貿易財部門  
比率。

(注 5-4) 対象の 36 カ国には、第 2 節で分析に用いた 21 カ国以外に、OECD 加盟国である以下の 15 カ国  
が含まれる~豪州、カナダ、チリ、コロンビア、ギリシャ、アイスランド、アイルランド、イスラエル、韓  
国、リトアニア、ニュージーランド、スロヴェニア、スペイン、スウェーデン、トルコ。

(注 5-5) 実質為替レートが非定常であっても長期均衡概念とは矛盾せず、それゆえ、内外価格差は、無条件に解消されるべきものとはいえない。ある国が国際的にみて物価高というときに、そこにはどんな理由が存在するのか、規範的な観点を含めて解消したい(すべき)内外価格差の要素は何なのか、そうしたものはそもそも存在するのかといった観点からの考察・研究は伊藤(1993)、経済企画庁(1995, 97, 2007)等のように活発に行われてきた。内外価格差は問題にする必要はなく、部門を問わず生産性を向上させることに注力すべきという極端な主張(小峰(2019))もあるものの、法専(2009)、永濱・近江澤(2009)などが素描した、為替のミスアラインメントがデフレ進行の引き金になったという見方や、第2次安倍政権下の成長戦略の失敗と過度の円安が実質所得の低迷につながったという見方(野口(2022))などは、理論的な枠組みは必ずしも明確ではないものの検証に値しよう。

(注 5-6) 近年でも両部門の均等成長を実現した国は米国、メキシコ、ラトヴィアなど一部の国の限られた時期にみられるに過ぎない(付録4参照)。

(付注 1-1) 伊藤・門多(2021)を加筆・修正したものである。

(付注 3-1) 前田(2019)は2018年までのEUKLEMSデータベースを用いて日本経済のTFPの変動を検証している。問題意識としては、90年代以降の日本の潜在成長率の低下の原因としての、労働時間の減少、資本収益率の低下に伴う設備投資の鈍化がある。前田によれば、製造・非製造業別のTFP上昇率を10年毎にみると、80年代には製造業が70年代より急激に鈍化し(4.3→3.3%)、00年代以降は1%程度で推移、非製造業は80年代には70年代よりも上昇したものの(0.9→1.4%)、90~00年代はマイナス0.2~0.4%程度に落ち込んだ。これを受け市場経済全体のTFP成長率も、90~00年代はそれまでの1%程度から0.1~0.3%に大きく低下した。その後、2010年代は非製造業の持ち直しにより全体では0.8%程度に回復している。業種別に80年代と00年代とを比較して引き続き高い伸びを確保しているのは、製造業では電気・精密機械、非製造業では通信のみ、両時期共にかろうじてプラス成長を保っているのは輸送機械、一般機械、小売などとなっている。

このようにTFP成長率は、本稿の生産額ベース・労働生産性ベースの動きとはやや異なるため、精査が必要であろう(付録1-3参照)。

(付注 4-1) 幸村・井上(2011)では、エネルギー価格要因が攪乱する可能性を指摘していた。

## [参考文献]

- 青木浩治 (2013) 「歴史的な円高： 均衡実質為替レートの推定による評価」 『甲南経済学論集』 53-3/4 pp. 65-103
- 伊藤成康 (1993) 「内外価格差は解消するか」, 小泉・本間編『日本型市場システムの解明』有斐閣第6章
- 伊藤成康・門多治 (2021) 「実質為替レートの要因分解について」『武蔵大学論集』68-2.3.4 pp.11-14
- 門多治 (2021a) 「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説的サーベイを中心に—」『武蔵大学論集』68-2.3.4 pp.65-90
- 門多治 (2021b) 「円ドルレートの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—」『武蔵大学論集』69-1 pp.75-89
- 門多治 (forthcoming) 「バラッサ=サミュエルソン (Balassa-Samuelsen) 仮説再考—前提条件と BS 効果の実証的確認—」『武蔵大学論集』70-1
- 金京拓司 (2010) 「均衡為替レートの概念と推定法」『神戸大学 経済学研究』57 p.19-38
- 経済企画庁 (1995, 96, 2007) 『平成7年度経済白書』『平成8年度経済白書』『平成19年度経済財政白書』
- 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
- 小峰隆夫 (2019) 「物価問題のパラダイム転換 (上) 内外価格差の議論」日本経済研究センター『小峰隆夫の私が見てきた日本経済史 第71回』
- 佐々木百合 (2009) 「内外価格差と外国為替相場のパススルー」慶応大学出版会 内閣府経済社会総合研究所 企画・監修 伊藤 元重 編『バブル/デフレ期の日本経済と経済政策3』第9章
- 千木良弘朗・早川和彦・山本拓 (2011) 『動学的パネルデータ分析』知泉書館, P. 196, 274
- 永濱利廣・近江澤猛 (2009) 「過大評価の修正進む日本経済 ~わが国特有のデフレ圧力の一因に内外価格差の是正あり~」第一生命経済研究所 経済調査部『Economic Trends』pp. 1-8
- 野口悠紀雄 (2022) 『円安が日本を減ぼす』中央公論新社
- 法専充男 (2009) 「バラッサ=サムエルソン仮説でみた日本のデフレ」『デフレとインフレの経済学』日本評論社 第2部第1章
- 前田恵子 (2019) 「鈍化した経済成長」『鶴・前田・村田「日本経済のマクロ分析-低温経済のバズルを解く-」』日本経済新聞出版社 第1章
- 藪友良 (2007) 「購買力平価 (PPP) バズルの解明：時系列アプローチの視点から」日本銀行金融研究所『金融研究』2007.12 pp.75-106
- 山本周吾 (2013) 「日本におけるバラッサ・サミュエルソン効果の構造変化」『金融経済研究』第35号, pp. 1-15
- 渡辺努 (2001) 「生産性格差とデフレーション」富士通総研『Economic Review2001.10』Opinion pp.6-11
- 渡部肇・小野寺敬・田原健吾 (2019) 「実質実効レートに基づく対ドル均衡値の推計」日本経済研究センター 研究員報告 <https://www.jcer.or.jp/research-report/20190927.html>
- Baharumshah, Ahmad Zubaidi, Raj Aggarwal and Tze-Haw Chan (2007) ,”East Asian Real Exchange Rates and PPP: New Evidence from panel-data tests,” *MPRA Paper No. 2023*, posted 6.
- Baharumshah, Ahmad Zubaidi, Venus Khim-Sen Liew, Ibrahim Chowdhury (2010) ,”Asymmetry dynamics in real

- exchange rates: New results on East Asian currencies," *International Review of Economics and Finance* 19 pp.648–661
- Bajzik, Josef, Tomas Havranek, Zuzana Irsova, and Jiri Schwarz (2020) , "Estimating the Armington Elasticity: The Importance of study design and publication bias," *Journal of International Economics* 127 pp.1-23
- Balassa, B. (1964) , "The PPP Doctrine: A Reappraisal," *Journal of Political Economy* 72 pp. 584-596
- Baltagi, Badi H. & Feng, Qu & Kao, Chihwa(2012), "A Lagrange Multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model," *Journal of Econometrics*, vol. 170-1, pp. 164-177.
- Bergin, Paul R., Reuven Glick and Jyh-Lin Wu (2013) , "The Micro-Macro Disconnect Of Purchasing Power Parity," *The Review of Economics and Statistics* , 95-3 pp.798-812
- Berka, Martin, Michael B. Devereux, and Charles Engel (2014) , "Real Exchange Rates and Sectoral Productivity in the Eurozone," *National Bureau of Economic Research Working Paper* 20510
- Berka, Martin, Michael B. Devereux, and Charles Engel (2018) , "Real Exchange Rates and Sectoral Productivity in the Eurozone," *American Economic Review* 108-6 pp.1543-1581
- Berka, Martin, and Daan Steenkamp (2018) , "Deviations in Real Exchange Rate Levels in the OECD Countries and their Structural Determinants," *CEPII Working Paper* 2018-16
- Betts, Caroline M. Timothy J. Kehoe (2006) , "US Exchange rates and fluctuations and relative price fluctuations" *Journal of Monetary Economics* 53 pp.1297-1326
- Boero, Gianna, Kostas Mavromatis and M.P.Taylor (2015) , "Real exchange rates and transition economies," *Journal of International Money and Finance* 56 pp.23-35
- Bordo, Michael D. , Ehsan U. Choudhri, Giorgio Fazio & Ronald MacDonald(2017), "Real Exchange Rate In the Long Run: Balassa Samuelson Effects Reconsidered," *Journal of International Money and Finance* 75 pp.69 -92
- Breusch, T. S., Adrian Pagan (1980), "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics," *Review of Economic Studies*, vol. 47, issue 1 pp.239-253
- Campa José Manuel, Linda S. Goldberg (2005) , "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices," *Review of Economics and Statistics*, 87(4) pp.679-690
- Canzoneri, Matthew B. , Robert E. Cumby, and Behzad Diba (1999) , "Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a panel of OECD countries", *Journal of International Economics* 47 pp.245-266
- Cardi, Olivier and Romain Restout (2011), "Labor frictions and the Balassa-Samuelson model," Mimeo. , *Research Gate* pp. 1-22
- Cardi, Olivier and Romain Restout (2015), "Imperfect Mobility of Labor Across Sectors A Reappraisal of the Balassa-Samuelson Effect," *halshs*, 01252478
- Chen, Lein-Lein, S. Choi, and John Devereux (2015) , "Explaining Price Level Differences: New Evidence on the Balassa-Samuelson Effect," *Southern Economic Journal* 82-1 pp.81-99
- Cheung Y-W. Chinn M. and Nong X. (2017) , "Estimating currency misalignment using the Penn effect: It is not as simple as it looks," *International Finance* pp.1–21



- Chinn, Menzie D. (2006) , "Primer on Real Effective Exchange Rates: Determinants, Overvaluation, Trade Flows and Competitive Devaluation," *Open economies review* 17 pp.115–143
- Choudhri , Ehsan U. , and Mohsin S. Khan (2005) , " Real Exchange Rate In Developing Countries: Are Balassa-Samuelson Effects Present?," *IMF Staff papers* 52-3 pp.387-409
- Choudhri , E. U. , and L. L. Schembri (2009) , "Productivity, the Terms of Trade, and the Real Exchange Rate: Balassa Samuelson Hypothesis Revisited," *Bank of Canada, DP 2009-22* pp.1-28
- Choudhri , E. U. , and L. L. Schembri (2010) , "Productivity, the Terms of Trade, and the Real Exchange Rate: B-S Hypothesis Revisited," *Review of International Economics*, Volume 18, Issue 5 pp. 924-936
- Clark, Peter B. , and Ronald MacDonald(1999) , "Exchange Rates and Economic Fundamentals : A Methodological Comparison of BEERs and FEERs," in Stein, J. and MacDonald, R. eds., *Equilibrium Exchange Rates*, Chapter 10, Kluwer
- Cline, William R. and John Williamson (2011) , "Estimates of Fundamental Equilibrium Exchange Rates," *Peterson Institute Policy Brief, May 2011* pp. 1-18
- Coto-Martinez, J. and Juan C. Reboredo (2014) , "The Relative Price of Non-Traded Goods under Imperfect Competition," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Volume 76(1) pp. 24-40
- Crucini, Mario J. and Anthony Landry (2012) , " Accounting For Real Exchange Rates Using Micro-data ," *National Bureau of Economic Research Working Paper* 17812 pp. 1-42
- Crucini, Mario J. and Mototsugu Shintani (2008) , "Persistence in Law-of-one-price Deviations: Evidence From Micro-data," *Journal of Monetary Economics* 55-3 pp.629-644
- De Gregorio, Jose, Alberto Giovannini and Holger C. Wolf (1994) , " International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation," *European Economic Review* 38-6 pp. 1225-1244
- Dekle, Robert (2013) , " Real Exchange Rates in a Model of Structural Change: Applications to the Real Yen-Dollar and Chinese RMB-Dollar Exchange Rates," *Center on Japanese Economy and Business, Columbia University*
- Drine, Imed and Christophe Rault (2005), "Can the BS theory explain long-run real exchange rate movements in OECD countries?," *Applied Financial Economics*, 15 pp. 519-530
- Dumrongritikul, Taya (2012) , " Real Exchange Rate Movements in Developed and Developing Economies: A Reinterpretation of the Balassa-Samuelson Hypothesis," *The Economic Record, The Economic Society of Australia* 88-283 pp.537–553
- Egert, Balazs (2010) , " Catching-up and inflation in Europe: Balassa–Samuelson, Engel's Law and other culprits," *OECD Economics Department Working Papers No. 792* pp.1–33
- Engel, Charles (1999) , " Accounting for US RER Changes," *Journal of Political Economy* 107 pp. 507-538
- Evans, C.(1992),"Productivity shocks and real business cycles," *Journal of Monetary Economics* 29 pp.191–208.
- Fischer, C.(2006),"PPP : A Disaggregated View," *Applied Financial Economics* 16 pp.93-108.
- Fleissig, Adrian R. and Jack Strauss (2000) , "Panel unit root tests of purchasing power parity for price indices," *Journal of International Money and Finance* 19 pp.489-506
- Fujii, Eiji (2015) "Reconsidering the Price-Income Relationship across Countries," *Pacific Economic Review* 20(5)

pp.733-760

- Garcia-Solanes, Jose F., Israel Sancho-Portero, and F. Torrejon-Flores (2008) , "Beyond the Balassa-Samuelson effect in some new member states of the European Union", *Economic Systems* 32
- Garcia-Solanes, Jose F. , and F. Torrejon-Flores(2009), "The Balassa-Samuelson Hypothesis in Developed Countries and Emerging Market Economies: Different Outcomes Explained," *Econstor, Economics E-Journal* pp. 1-27
- Gaston, Noel and Taiyo Yoshimi (2020), "Heterogenous Job Separations and the Balassa-Samuelson Effect," *RIETI DP* 20-E-032 pp.1-43
- Gubler, Matthias, and Christoph Sax (2019) , " The Balassa-Samuelson Effect Reversed: New Evidence from OECD countries," *Swiss Journal of Economics and Statistics* 155-3, pp.1-21
- Hassan, Fadi (2016) , "The Price of Development : The Penn-Balassa-Samuelson effect revisited," *Journal of International Economics* 102 pp.291-309
- Imai, Hiroyuki (2010) , "Japan's inflation under the Bretton Woods system: How large was the Balassa-Samuelson effect?" *Journal of Asian Economics* 21, pp.174-185
- Imai, Hiroyuki (2018) , "China's rapid growth and real exchange rate appreciation: Measuring the Balassa-Samuelson effect," *Journal of Asian Economics* 54 pp. 39-52
- Itskhoki, Oleg (2020) , "The Story of Real Exchange Rate," *National Bureau of Economic Research Working Paper* 28225 pp. 1-35
- Johansen, Soren (1995), "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models," Oxford: Oxford University Press,
- Kakkar,V.(2003),"The Relative Prices of Nontraded Goods and Sectoral Total Factor : An Empirical Investigation," *Review of Economics and Statistics* 85 pp.444-452
- Kakkar, Vikas and Isabel Yan (2012) , "Real Exchange Rates and Productivity: Evidence from Asia," *Journal of Money, Credit and Banking* , 44-2 pp. 301-322
- Kakkar, Vikas and Isabel Yan (2014) , "Determinants of real exchange rates: An empirical investigation," *BOFIN DP* 2014-1
- Konopczak, Karolina and Andrzej Torój (2010) , "Estimating the Baumol-Bowen and Balassa-Samuelson effects in the Polish economy -a disaggregated approach," *Ministry of Finance in Poland WP* 2010-06 pp.1-42
- Konopczak, Karolina (2013) , "The Balassa-Samuelson effect and the channels of its absorption in the Central and Eastern European Countries," *Narodowy Bank Polski Working Paper* No. 163 pp.1-36
- Krugman, Paul and Maurice Obstfeld (1988) , "International Economics: Theory and Policy," Addison Wesley Pearson Education Inc.
- Kumar,S. and R. R. Russell(2002),"Technological Change, Technological Catch-up, and Capital Deepening : Relative Contributions to Growth and Convergence," *American Economic Review* 92 pp.527-548.
- Lee, Jaewoo, and Man-Keung Tang(2007), "Does productivity Growth Appreciate the Real Exchange Rate," *Review of International Economics* 15(1) pp. 164-187.
- MacDonald, Ronald, and Luca Antonio Ricci (2005) , "The Real Exchange Rate and the Balassa-Samuelson Effect:

- The Role of the Distribution Sector, ” *Pacific Economic Review* 10-1 pp.29-48
- Mihaljek, Dubravko, and Marc Klau (2008) , ”Catching-up and Inflation in transition economies: the Balassa Samuelson effect revisited, ” *BIS* 270
- Parsley, David and Helen Popper, (2010) , ”Understanding RER Movements with Trade in Intermediate Products, ” *Pacific Economic Review*, Volume 15(2) pp.171-188.
- Parsley, David and S., Wei (2007) , ”A Prism into the PPP Puzzles: Micro-Foundations of Big Mac Real Exchange Rate, ” *Economic Journal*, 117 pp.1336-1356.
- Pedroni, P. (2004) ”Panel Cointegration; Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis , ” *Econometric Theory* 20-3 pp.597-625
- Peltonen, Tuomas A. and Michael Sager(2009),” Productivity Shocks and Real Exchange Rates,” *European Central Bank WP* 1046
- Pesaran, M.H., (2004). “General diagnostic tests for cross section dependence in panels.” *CESifo Working Papers* No.1233.
- Ramajo, Julian and Monsterrat Ferre (2010) , ”PPP revisited: evidence from old and new test for an organization for economic co-operation and development panel, ” *Applied Economics* 42 pp. 164-187
- Rasche, Robert H. and John A. Tatom(1977), “Energy Resources and Potential GNP,” *Federal Reserve Bank of St. Louis , Review July* pp.2-12
- Ravallion, Martin(2013),”Price Levels and Economic Growth: Making Sense of Revisions to data on Real Incomes,” *Review of Income and Wealth* 59-4 pp.593-613
- Restout, Romain (2013) , ” Revisiting the Balassa-Samuelson Model with Markup Variations, ” *Louvain Economic Review* , 2013, Vol. 79, No. 3 pp. 25-69
- Ricci, Luca A., Gian Maria Milesi-Ferretti and Jaewoo Lee(2013),” Real Exchange Rates and Fundamentals: A Cross-Country Perspective,” *Journal of Money, Credit and Banking* 45-5 pp.845-862
- Rothko Research (2018) , “The Balassa-Samuelson Effect and The MEVA G10 FX Model, “ [https:// rothkoresearch.com/](https://rothkoresearch.com/) (2022 年 11 月 8 日アクセス)
- Rogoff, Kenneth (1992) , ”Traded Goods Consumption Smoothing and the Random walk Behavior of the Real Exchange Rates, ” *BOJ Monetary and Economic Studies* 10-2 pp. 1-29
- Rogoff, Kenneth (1996) , ”The PPP Puzzle, ” *Journal of Economic Literature* 34-2 pp. 647-668
- Samuelson, P. A. (1964), ”Theoretical Notes on Trade Problems”, *Review of Economics and Statistics* 46(2) pp. 145-154
- Strauss, Jack and Mark Ferris (1996), “The Role of Non-traded and Traded Wages in the Productivity Differential Model”, *Southern Economic Journal*, 63(2) pp. 327-338
- Taylor A. M. and M. P. Taylor(2004), ”The Purchasing Power Parity Debate”, *Journal of Economic Perspectives*, 18-4 pp.135-158
- Wang, Weiguo, Jing Xue, and Chonghua Du (2016) , ”The Balassa-Samuelson hypothesis in the developed and developing countries revisited, ” *Economics Letters* 146, pp.33-38