

バラッサ＝サミュエルソン (Balassa-Samuelson) 仮説再考

—前提条件と BS 効果の実証的確認—

門多 治^a

要 旨

Balassa-Samuelson 仮説の前提条件と、その効果を 2018 年までの約 25～40 年間 OECD20 カ国のパネルデータで統計的に検証した。その結果、OECD 諸国では近年でも BS 効果が有意に働いていることが確認された。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、有意な結果を得た。しかしながら、CEE 諸国を中心とする中所得国よりも高所得国での BS 効果は小さく、リーマン危機後の BS 効果の低下が計測されている。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化は、筆者が参照対象とした Strauss-Ferris の研究以降も引き続き成立することを確認した。しかし、貿易財・非貿易財両部門間の賃金均等化は成立せず、賃金上昇率は両部門ともに自部門の生産性上昇に依存していた。

JEL Classification Code : 310

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

目 次

1. はじめに
 2. BS モデルとその前提条件について
 - 2-1 バラッサ、サミュエルソンが主張した BS 効果とその前提条件
 - 2-2 Strauss-Ferris (1996) のモデルと主要分析結果
 3. データと統計的性質
 - 3-1 データ
 - 3-2 使用時系列データのトレンドプロパティ
 4. 実証分析結果
 - 4-1 生産性・賃金上昇率と内々価格差
 - 4-2 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
 - 4-3 小括と若干の考察
 5. おわりに
- 付録 1 (1) パネルデータ対象国一覧 (2) パネル BH, パネル BM 対象国比較
付録 2 使用データのトレンドプロパティなど統計的性質
付録 3 パネル共和分検定結果
参考文献

1. はじめに (注 1-1)

長らく国際経済学の一つのテーマであった実質為替レート (Real Exchange Rate: RER) を巡る問題のなかで、著者は 1990 年代に日本での内外価格差問題に直面した経験などから、バラッサ＝サミュエルソン効果 (Balassa-Samuelson (BS) 効果) の重要性を再確認した。また、先行研究のサーベイによれば、1990 年代までは、CEE 諸国では BS 効果がみられるとの研究が多かった (門多 (2021a) 表 3-3, 付録 4 図 1 (武蔵大学論集 68-2・3・4 P.75・88))。

一方、Taylor-Taylor (2004) は、20 世紀に入って以降の約 100 年という長期でみれば、1960 年代以降になって BS 効果が徐々に発現するようになったことを指摘している。各年のクロスセクションでのいわゆるペン効果 (一人当たり所得と物価の正の相関) の検証結果をもとに、Taylor-Taylor (2004) は「傾きがゼロ (一人当たり所得と物価に相関がない)」という帰無仮説が 60 年代初期から棄却されるようになり、それがちょうど Balassa (1964), Samuelson (1964) の時期と重なったという事情があったとする。ペン効果の大きさは常に動いてきたことが観察されるものの、その背景は、必ずしも明らかではなく (1950 年代から 60 年頃は 1913 年や 1995 年と比較して貿易取引は低調等)、BS 効果の存在を主張する生産性アプローチに従えば、非貿易財部門のシェアが高

a 武蔵大学大学院経済学研究科 博士後期課程

まるなかで、貿易財と非貿易財部門の生産性上昇度合いが異なっていたことに起因するのかもしれない、と指摘するにとどまっている。

その後の世界経済の動きをみると、1990年代以降には、80年代までとは比較にならないスピードで様々な経済活動の国際化・情報化が進展した。欧米・アジア各国での国境を超えた生産拠点の移転の増加（注1-2）、ユーロ圏の成立、中国のWTO参加、そして国際的な財・サービスの取引に関してもIT化が進展した。その下でBS効果が強まっているのか弱まっているのかは興味深い、まだ実証的に確立した定説はない。また、内外価格差、すなわち、実質為替レートを巡る先行研究を振り返っても、購買力平価（PPP）仮説を支持する論者と不支持の論者、さらには、不支持論者の中でも、Engel流の貿易財PPP仮説不成立論者とBS効果重視論者にliteratureが大きく分かれており（注1-3）、収束する気配はないようである。

以上のような認識の下で、本稿では、Balassa (1964)、Samuelson (1964)が、いわゆるBS仮説を提示するに当たり、いくつかの条件を前提にしていた点に注目し、その再検証を行った後、新たに作成したOECD諸国のパネルデータを用いて1970年代以降最新時点までのBS効果の有無、効果について時系列で検証する（注1-4）。

本稿の構成は以下のとおりである。次の2節では、BS効果とその前提条件について簡単にモデルを用いて解説し、先行研究であるStrauss-Ferris (1996)での1980年代までの検証結果を振り返る。3節では今回新たに作成したパネルデータベースと、そのデータのtrend propertiesを紹介する。4節では、各種キー変数についての散布図を示し、概観した後で、新データを用いたパネル回帰、パネル共和分回帰の結果などから、近年まで更新されたデータを用いてBS効果の有無を検証し、効果の低下の実態とその背景について若干の考察を行う。5節はまとめである。

2. BSモデルとその前提条件について

2-1 バラッサ、サミュエルソンが主張したBS効果とその前提条件

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、下記の3つの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2-1）。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、得た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価説（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。

$$\begin{aligned} (1) \quad & \ln(e) + \ln(p^T) - \ln(p^{T*}) + k = 0 \\ (2) \quad & \ln(p) = (1 - \alpha)\ln(p^T) + \alpha\ln(p^{NT}) \\ (3) \quad & \ln(p^*) = (1 - \alpha^*)\ln(p^{T*}) + \alpha^*\ln(p^{NT*}) \end{aligned}$$

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で、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：

- α ：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。

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

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。

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

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、 α^T ：国内貿易財部門における労働の限界生産性、 α^{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型のような生産関数のクラスを想定し、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、実質的にさほど変わらない。(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。

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

(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、税率とプリンジベネフィット（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1-1)。

表1-1 Strauss-Ferris (1996) での生産性・賃金の平均成長率の差の評価結果

	a. 部門間生産性格差	b. 部門間賃金格差	c. 賃金生産性格差 (貿易財部門)	d. 賃金生産性格差 (非貿易財部門)
	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	$\alpha^T - \alpha^{NT} = 0$	$w^T - w^{NT} = 0$	$w^T - \alpha^T = 0$	$w^{NT} - \alpha^{NT} = 0$
棄却割合, 国数	79% (11/14カ国)	71% (10/14カ国)	21% (3/14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あり」との帰無仮説は支持されず

(注) Strauss-Ferris (1996) 表I (P.334) での14カ国・地域 (注2-2)、1970~90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。

- 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, 注2-3)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(注2-4)。

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。

次の3節では、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、4節前半で、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、4節後半では、Strauss-Ferrisよりも今日のかつより直接的な形で、BS効果に関するパネル回帰、パネル共和分回帰分析などによる検証に進む。

3. データと統計的性質

本節では、今回の分析で用いたデータを解説し、その時系列的性質を検証した結果を述べる。

3-1 データ

部門別データは、OECD21カ国を対象とし、OECD STAN DB2020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3-1)。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)から作成した。すべてのデータは対数変換値としてパネルデータを作成している。

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3-2)(注3-3, 付録1(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、BMは相対的に所得が低い8カ国となっている(以下では、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。

3-2 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。

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

て付録2の表1, 表2a, 付録3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、パネル横断面従属性に対応したパネル単位根検定手法であるCIPS（Cross-sectionally Augmented IPS）検定を行った（注3-4）。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のデータについては、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）。表1にあるように、クロスセクションでの従属性の有無を確認するパネル横断面従属性検定の結果、パネル横断面従属性が確認されたため、CIPSを用いてパネル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3表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。

その結果、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, 付録3表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, 付録3表3-3）。

4. 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、4-1では、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有意性検定の結果を示す。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。

4-1 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4-1）。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（注4-1）。

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, 表4-1a). 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4-2参照).

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4-2である. 図4-1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

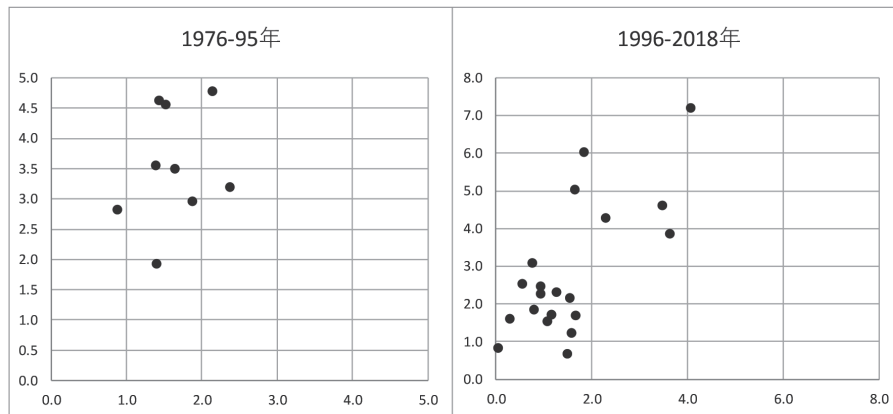


図4-1 部門別生産性上昇率(貿易財部門 vs 非貿易財部門)

(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4-1 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.

上の差で上回った。それに対して、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、貿易財部門より非貿易財部門の上昇率が大きいとの結果だった。

「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4-1b）。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。

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4-3である（期間と対象国は図4-1～2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、帰無仮説は20カ国のうち1カ国で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4-1c）。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。

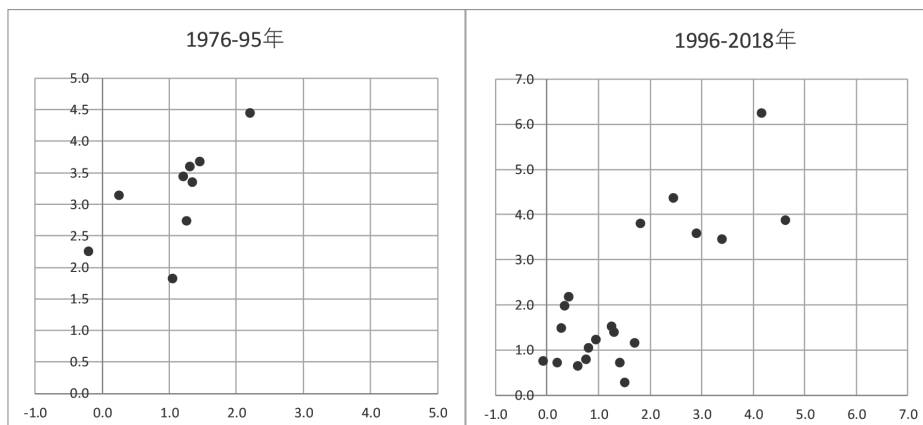


図4-2 部門別実質賃金上昇率（貿易財部門 vs 非貿易財部門）

（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%。

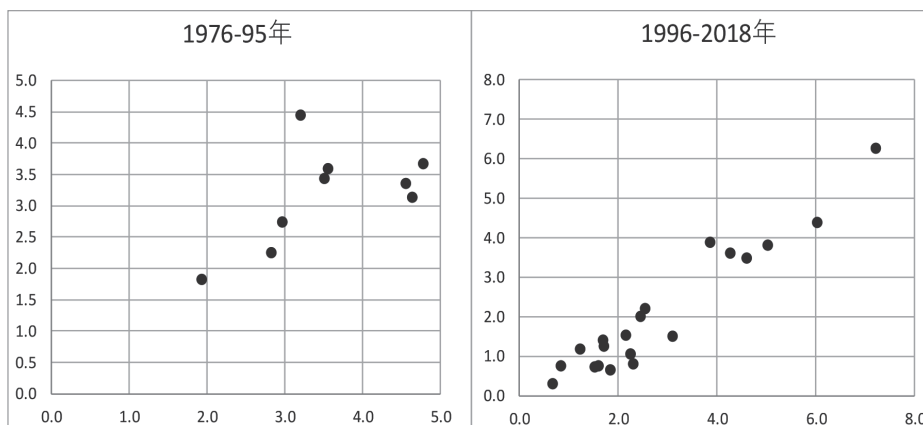


図4-3 貿易財部門での比較（生産性上昇率 vs 実質賃金上昇率）

（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%。

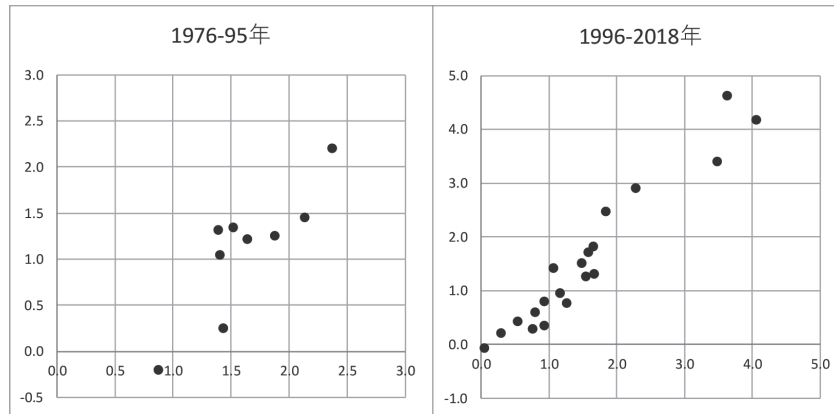


図4-4 非貿易財部門での比較（生産性上昇率 vs 賃金上昇率）

(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%。

表4-2 平均成長率の差の評価結果新旧比較

	データ数	a. 部門間生産性格差 T 財部門 - NT 財部門	b. 部門間賃金格差 T 財部門 - NT 財部門	c. 貿易財部門 賃金 vs 生産性上昇率	d. 非貿易財部門 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A8カ国すべてで1%以上の差でT財部門 > NT財部門。1996-2018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 (H ₀)		$\alpha^T - \alpha^{NT} = 0$	$w^T - w^{NT} = 0$	$w^T - \alpha^T = 0$	$w^{NT} - \alpha^{NT} = 0$
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H ₀ 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 (H ₀)		$\alpha^T - \alpha^{NT} = 0$	$w^T - w^{NT} = 0$	$w^T - \alpha^T = 0$	$w^{NT} - \alpha^{NT} = 0$
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(ノルウェー、カナダ)を除く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あり」との帰無仮説は支持されず

(注) 今回は、パネルデータを用いて分析。貿易財部門はT財部門、非貿易財部門はNT財部門と略記。今回新たに作成したパネルデータについては3節参照。

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見てみる (図4-4, 期間及び対象国は図4-1～3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。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4-1d, 表4-2)。

4-2 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4-1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, 3節で紹介した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 (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4-2)。

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, 価格面で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, 実質為替レート決定でのBS効果の位置づけを再検証する。

計量分析に入る前に, 「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

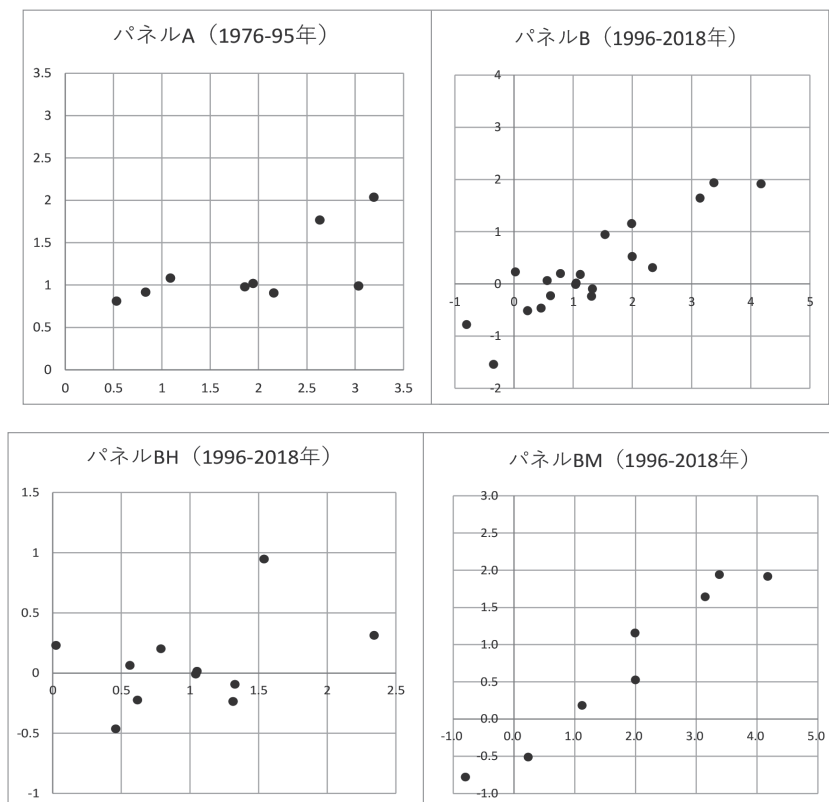


図4-5 国内における二部門間の相対価格上昇率と生産性上昇率の格差

(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)

た散布図で概観してみる。

図4-5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。

次に、計量分析を行った結果を示す。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3-2項に示した通り、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3表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4-3に示している（注4-3）。

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

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であったり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 $\beta_1 = 1$ が導出されるが（限界原理からの帰結）、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4-4）。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、 β_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4-3の推定結果をみると、生産性項の β_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

表4-3 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 8カ国 (BHの一部)	1978-2017	DOLS: 確定的トレンド・定数項なし	319	0.447	15.0	***
	1978-1998		168	0.589	17.2	***
	1999-2017		151	0.449	12.7	***
パネルBM 中所得8カ国	1995-2018	固定効果モデル	187	0.554	18.6	***
	1995-2008		112	0.603	15.6	***
	2009-2018		75	0.354	6.0	***
パネルBH 高所得12カ国	1995-2018	固定効果モデル	283	0.171	4.4	***
	1995-2008		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。

生産者価格の一国内での内々格差（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1（1）参照。

因に相殺されているのか、などの考察が必要である (注 4-5)。

順に結果をみでみる。

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 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、単純に比較できるものではないものの、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 4-3 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。

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。

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

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、 β_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、厳密にいえば、A2 の共和分回帰に意義を見出すことは困難といえべきだが、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 4-4 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。

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

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 3 表 3 の A3 参照)、上記のような定式化によりパネル共和分

表 4-4 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 高所得 12 カ国	1997-2017	247	0.584	2.23	**
	1997-2008	142	1.485	3.29	***
	2009-2017	105	1.196	1.73	*
パネル BM 中所得 8 カ国	1997-2017	163	-0.496	-1.92	*
	1997-2008	96	-0.657	-1.60	-
	2009-2017	67	0.297	0.61	-
パネル A 8 カ国 (BH の一部)	1978-2017	320	-0.229	-2.61	***
	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 4-3 の注 参照。

表 4-5 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 高所得 12 カ国	生産者価格 (非貿易財部門)	1997-2017	247	-0.768	-3.50	***
		1997-2008	142	0.165	0.23	-
		2009-2017	105	-1.46	-7.94	***
パネル BM 中所得 8 カ国	生産者価格 (非貿易財部門)	1997-2017	162	-0.429	-8.66	***
		1997-2008	96	-0.462	-5.12	***
		2009-2017	67	-0.320	-3.80	***
パネル A 8 カ国 (BH の一部)	生産者価格 (非貿易財部門)	1977-2017	326	-0.257	-1.33	-
		1977-1988	95	0.058	0.42	-
		1988-1998	88	0.076	0.89	-
		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4-3の注参照。

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4-5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4-6)。

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。

4-3 小括と若干の考察

本節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カ国が高かった。

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も、96～18 年には 70～90 年と同様に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 4-7)。

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が過ぎるというべきで、PTM、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(注 4-8)。すなわち、命題 A2、A3 が不成立に終わったとし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べきことであり(Taylor-Taylor (2004), 1. はじめに 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 の検証は見栄えが悪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。

5. おわりに

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 仮説に関連して、その効果に一定の意義を認めるスタンスから実証研究を行った。2018 年までの約 40 年間について統計的に検証した結果、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。

第 3 点についてはサンプル数の制約にも留意が必要であろう。また、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)、部門間相対価格に与える政府支出の 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。これらは推測の域を超えないものもあるものの、今回の分析結果から推察されるように、BS 効果そのものの有意性は存続していると結論付けられる。

今後は、アジア諸国にも対象を拡げ、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。

(注1-1) 本稿の作成にあたっては、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。

(注1-2) 内閣府「企業行動アンケート調査」によれば、日本の主要製造企業の海外生産比率は、1990年度の4.6%から、00年度には11.1%まで、さらに21年度には22.3%に上昇している。中でも加工型では、6.5%(90年度)から29.3%(21年度)まで上昇した(令和3年度調査)。門多(2021a) P.84 参照。

(注1-3) Engel (1999) は、対米 RER の変動を貿易財と非貿易財に要因分解した結果、欧州諸国については貿易財要因が主導していることから、RER 変動に対する非貿易財価格寄与の重要性に疑義を呈し、貿易財での一物一価法則の不成立を主張した。購買力平価 (PPP) 仮説を支持する論者としては、Fleissig-Strauss (2000)、Ramajo-Ferre (2010) など、Engel 流の貿易財 PPP 仮説不成立論者としては、Lee-Tang (2007)、Gubler-Sax (2019) など、また、BS 効果重視論者としては、Kakkar (2003)、Taylor-Taylor (2004)、Cerrato-Sarantis (2008)、Parsley-Wei (2007)、Parsley-Helen (2010)、Hossfeld (2010)、Chong, Jorda & A.M.Taylor (2012)、Coto-Martinez 他 (2014)、Fujii (2015)、Gaston-Yoshimi (2020) などがあげられる。それらの中間には Drine-Rault (2005)、Choudhri-Schembri (2010)、Itskhoki (2020) などがある。また、門多(2021a) P.88 付録図1にみられるように、近年 CEE 諸国では、生産性上昇率の二部門間格差と、相対価格変化率との間に右上がりの関係が確認されている。

(注1-4) 一物一価法則、購買力平価説、バラッサ＝サミュエルソン効果については門多(2021a) 第1章参照。また、実質為替レートの要因分解を中心とする研究の展開の理論的整理としては伊藤・門多(2021) 参照。

(注2-1) 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点を仮定して分析している。

(注2-2) Strauss-Ferris (1996) での分析対象国は、13カ国 (Austria, Belgium, Canada, Denmark, Finland, France, Italy, Japan, Netherlands, Norway, Sweden, United Kingdom, United States) と世界計の14カ国・地域。

(注2-3) 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

(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3-1) 二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)、ノルウェイ (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3-2) 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3-1の建設・エネルギー・農林水産の3業種では除かれている。

(注3-3) 計算ソフトはEViews ver.12を使用した。また対象

国の分類の基準などは付録 1 (1), パネル BH, パネル BM 各所属国の成長・輸出競争力については付録 1 (2) 参照.

(注 3-4) 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 (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 4-1) 付録 1 (2) 「パネル BH, パネル BM 対象国比較」参照.

(注 4-2) 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. 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の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たと結論している.

(注 4-3) 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対数変換値での回帰分析を行っている. 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 (NT) 部門相対価格 / 貿易財 (T) 部門相対価格, T 部門生産性 / NT 部門生産性, T 部門賃金 / NT 部門賃金

(注 4-4) 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, β_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 4-5) 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含めて, 以下のような点が考えられる.

- 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ことの影響である. これは日米間について, 日本の非正規雇用の増加など労働市場の構造変化を主因とする賃金の増勢鈍化の影響などが山本 (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がある. 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)).
- ii) BS 効果に対して, 生産性格差と逆の効き方を示すマークアップ (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, 寡占の下での MU の拡大, 非貿易財部門の支出が多い政府支出のシェア拡大を受けた同部門での MU の上昇などが, Restout (2013), Coto-Martinez 他 (2014) などで指摘されている.

iii) 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について各国で差が生じ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ているともみられ, 相対価格にも影響を与えている可能性がある.

iv) リーマン危機を契機に非貿易財部門の比率が高い政府支出の著増が先進各国でみられた. その部門間価格差に与える影響が BS 効果に影響を与えた可能性がある.

v) 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, 貿易財ベースの実質為替レート決定に関連して指摘されている (Choudhri 他 (2010))

(注 4-6) 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 (注 1-3 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 4-7) 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 4-8) Ithoki (2020) は「実質為替レート (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消化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に注目すべきである. 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り, PPP 仮説のような部分 (均衡的な) 理論は説明するには不十分である」と指摘している.

< 付 録 >

<付録1 (1)> パネルデータ対象国一覧

グループ(国)名	A	B	BH	BM	一人当たり 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、一人当たり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(基準国)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。基準国として使用した米国の一人当たりGNI(2018年)は62,513米ドルとなっている。

<付録1 (2)> パネルBH, パネルBM 対象国比較

CEE諸国を中心とするパネルBMに属する諸国では、1996~2018年の期間で、日本を含めたパネルBH(高所得国)諸国よりも高い生産性成長(3.6%, 1人当たり労

働生産性, 3-1参照)を実現した。なかでも貿易財部門の生産性成長は4.9%と高く、背景にはEU(ユーロ圏)加入に伴う輸出圏の拡大、輸出競争力の向上を背景とした輸出増加、さらにはそれを受けた実質経済成長の高まりがあるものと推測される。

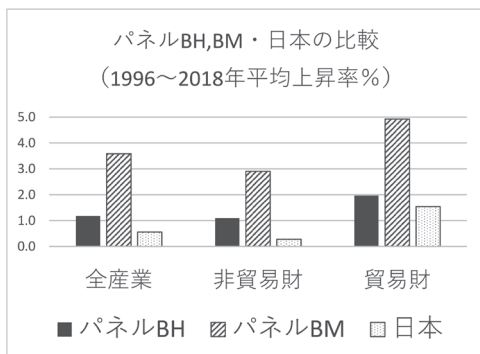
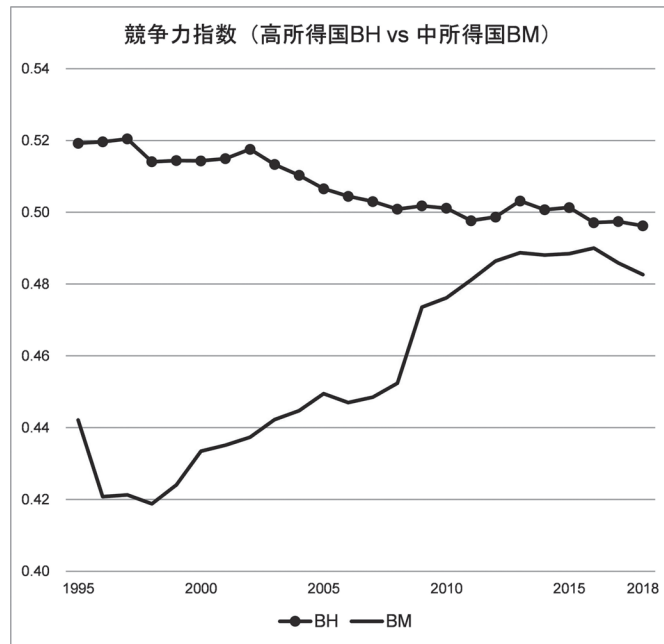


図1 部門別労働生産性上昇率の推移

表1 経済成長の推移(年, 平均成長率%)

		1996-2018年	1996-2008年	2009-18年
パネルBH	実質GDP	1.7	2.3	0.9
	財サービス輸出	4.1	5.5	2.3
パネルBM	実質GDP	3.2	4.2	1.8
	財サービス輸出	7.4	9.2	5.0



		1996-2018年	1996-2008年	2009-18年
パネル BH	競争力指数 (水準差)	-0.023	-0.019	-0.005
パネル BM	同上	0.062	0.032	0.030

図2 輸出競争力指数の推移 (BH12カ国 vs BM8カ国, 図3の注参照)

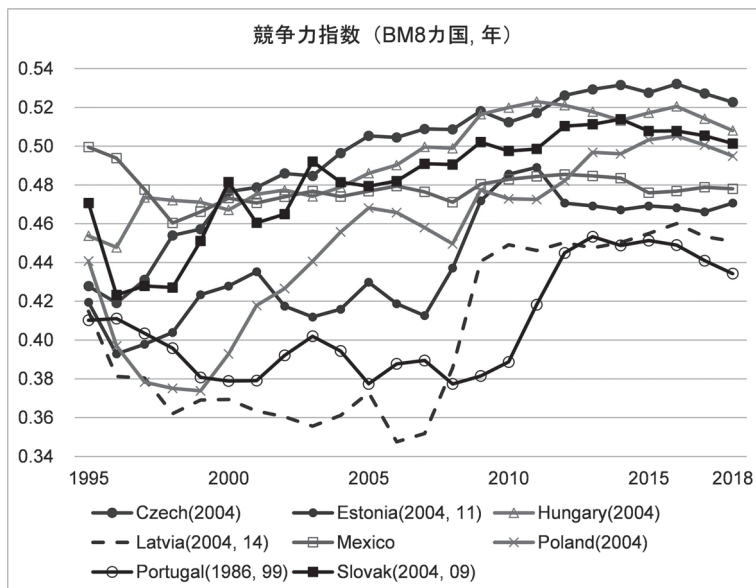


図3 パネル BM8カ国の輸出競争力指数の推移

(注) IMF=IFSより作成. 輸出競争力指数=ドル建て輸出/(ドル建て輸出+同輸入). 国名の後の括弧内はEU加盟年, 右側はユーロ導入年.

<付録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***	207.5***	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EGLS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1-1参照。

— 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EGLS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」。その他についてはパネルAの注参照。

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		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EGLS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」。その他についてはパネルAの注参照。

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 3-2 参照)

一 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)	
		t 値	有意性	t 値	有意性	t 値	有意性	t 値	有意性
1	Austria	-0.59	-	-3.21	*	-0.12	-	-1.64	-
2	Denmark	-1.01	-	-6.23	***	-1.8	-	-3.45	**
3	Finland	-1.03	-	-3.63	**	-2.37	-	-4.32	***
4	France	-2.19	-	-4.01	**	-1.12	-	-3.35	**
5	Italy	-2.72	-	-3.50	**	-2.16	-	-4.43	***
6	Japan	-2.84	-	-6.41	***	0.71	-	-2.79	-
7	Netherlands	-1.96	-	-3.35	**	-1.17	-	-3.46	**
8	Norway	-2.29	-	-4.61	***	-0.22	-	-2.37	-
	CIPS -stat.(8カ国)	-1.83	-	-4.37	***	-1.03	-	-3.23	***
	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 (24 列の Δ付系列)。各国の t 値は CADF (Crosssectional Augmented Dicket-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。

パネル BH (高所得国 12 カ国)

表 2h-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 (Crosssectional Augmented Dicket-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2h-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2h-3 パネル単位根検定 (CIPS 検定) の結果

	国名	実質為替レート (生産者価格ベース)				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 (Crosssectional Augmented Dicket-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 2m-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 (Crosssectional Augmented Dicket-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 2m-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 2m-3 パネル単位根検定 (CIPS 検定) の結果

	国名	実質為替レート (生産者価格ベース)				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 168 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 (Crosssectional Augmented Dicket-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3> パネル共和分検定結果

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(Pedroni(2004)). 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 (at / ant)	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3-1の注参照.

表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	8カ国, 2変数	8カ国, 2変数	8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	-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.

[参考文献]

- 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說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
- 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
- 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
- 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.
- Berka, Martin, Michael B. Devereux, and Charles Engel (2012), "Real Exchange Rate Adjustment in and out of the Eurozone," *American Economic Review* 102,3, pp.179-185
- 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
- Cardi, Olivier and Romain Restout (2011), "Labor frictions and the Balassa-Samuelson model," Mimeo., *Research Gate* pp.1-22
- Cerrato, M. and Sarantis, N. (2008), "Symmetry, Proportionality and the PPP: Evidence from Panel Cointegration Tests," *International Review of Economics and Finance* 17-1, pp.56-65
- Chong, Jorda & A.M.Taylor, (2012), "The Harrod-Balassa-Samuelson Hypothesis: Real Exchange Rates and Their Long-Run Equilibrium," *International Economic Review* 53-2, pp.609-633
- Choudhri, E. U., and L.L. Schembri (2010), "Productivity, the Terms of Trade, and the Real Exchange Rate: Balassa Samuelson Hypothesis Revisited," *Review of International Economics*, Volume 18, Issue 5, pp.924-936
- Coto-Martinez, Javier, and Juan C. Reboredo (2014), "The Relative Price of Non-Traded Goods under Imperfect Competition," *Oxford Bulletin of Economics* 76-1, pp. 1-34
- 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
- Drine, Imed & Christophe Rault (2005), "Can the BS theory explain long-run real exchange rate movements in OECD countries?," *Applied Financial Economics* 15, pp.519-530
- Engel, Charles (1999), "Accounting for US RER Changes," *Journal of Political Economy* 107, pp.507-538
- Fleissig, A. & Jack Strauss (2000), "Panel unit root tests of purchasing power parity for price indices," *Journal of International Money and Finance* 19, pp.489-506
- Froot, Kenneth and Kenneth Rogoff (1995), "Perspectives on PPP and long-run real exchange rates," in Chapter 32 of G.Grossman and K.Rogoff, eds., *Handbook of International Economics*, Vol.III, pp.1653-1655
- Fujii, Eiji (2015) "Reconsidering the Price-Income Relationship across Countries," *Pacific Economic Review* 20-5, pp.733-760
- 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
- Hossfeld, O. (2010), "Equilibrium REER and RER Misalignments: Time Series vs. Panel Estimates," *FIW WP* 65, pp.1-42
- Itskhoki, O. (2020), "The Story of Real Exchange Rate," *National Bureau of Economic Research Working Paper* 28225 pp. 1-35
- 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.
- Lee, Jaewoo, and Man-Keung Tang (2007), "Does productivity Growth Appreciate the Real Exchange Rate," *Review of International Economics* 15-1, pp.164-187
- 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.
- Parsley David and Popper, Helen (2010), "Understanding RER Movements with Trade in Intermediate Products," *Pacific Economic Review* 15-2, pp.171-188.
- 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
- 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 tests for an organization for economic co-operation and development panel," *Applied Economics* 42, pp.164-187
- Restout, Romain (2013), "Revisiting the Balassa-Samuelson Model with Markup Variations," *Louvain Economic Review*, 2013, Vol. 79, No. 3, pp. 25-69
- 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
- Samuelson, P.A. (1964), "Theoretical Notes on Trade Problems", *Review of Economics and Statistics* 46-2, pp.145-154