



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

Broad  
Perspective  
Review 多角的レビューシリーズ

## わが国におけるバラッサ・サミュエルソン効果 について

法眼吉彦\*  
yoshihiko.hougen@boj.or.jp

來住直哉\*  
naoya.kishi@boj.or.jp

No.24-J-24  
2024年12月

日本銀行  
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱30号

\* 日本銀行調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

# わが国におけるバラッサ・サミュエルソン効果について\*

法眼吉彦<sup>†</sup>・來住直哉<sup>‡</sup>

2024年12月

## 【 要 旨 】

実質為替レート（RER）は、一般均衡的な変数であり、その変動には生産性等の供給要因のほかにも、需要要因、ホームバイアス、リスクシェアリング、財政・金融政策など様々な要因が影響し得る。こうしたもと、RERの長期的な変動メカニズムについては、内外生産性格差の役割に着目した「バラッサ・サミュエルソン効果（BS効果）」という考え方がある。本稿では、1970年代以降のわが国RERにおいて、BS効果がどの程度みられたかを、上記の様々な要因を織り込んだ日米2か国・2部門（貿易部門・非貿易部門）の動学的確率的一般均衡（DSGE）モデルを構築・推計することで定量的に検証した。また、貿易財の一物一価が成立しないケース（Dominant Currency Pricing・Local Currency Pricing）や、部門間労働移動に制約を課したケースについても併せて確認した。検証の結果、日米RERの長期的な傾向がBS効果のメカニズムによって相当程度説明できることが確認された。すなわち、本稿のモデル分析によると、1970年代から1990年代半ばにかけてのRERの円高傾向は、先行研究で指摘されている通り、わが国貿易部門の相対生産性が対米国で上昇したことと、1985年のプラザ合意が影響したとみられる。また、1990年代半ば以降のRERの円安傾向については、わが国貿易部門の対米国でみた相対生産性が低下し、日本からみた「逆バラッサ・サミュエルソン効果」が働いてきたことが示唆された。

JEL分類番号：F41、F42、C51

キーワード：バラッサ・サミュエルソン効果、生産性、実質為替レート

---

\* 本稿の作成に当たっては、青木浩介氏、上野陽一氏、陣内了氏、開発壮平氏、中村康治氏、永幡崇氏、長野哲平氏、福永一郎氏、丸尾優士氏および多くの日本銀行スタッフから有益なコメントを頂いた。なお、本稿に示されている意見は、筆者達個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者達個人に属する。

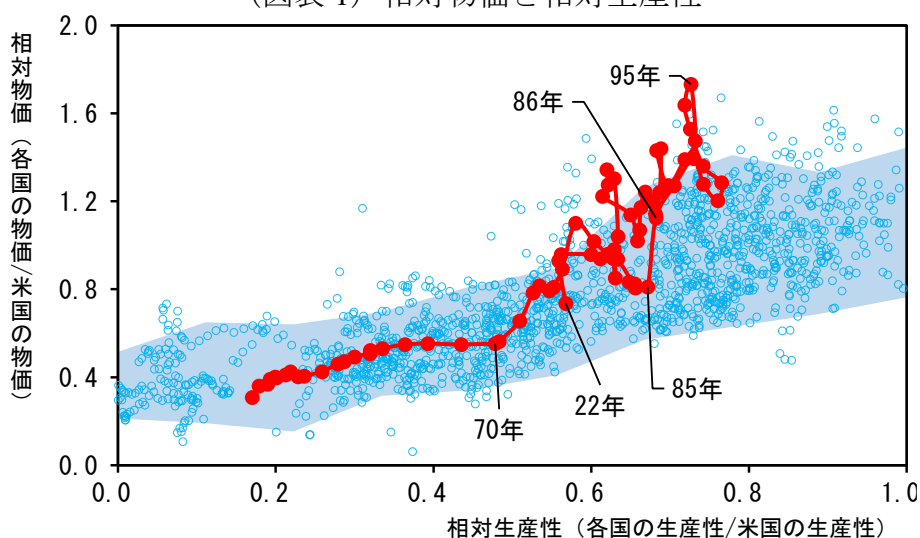
<sup>†</sup> 日本銀行調査統計局（yoshihiko.hougen@boj.or.jp）

<sup>‡</sup> 日本銀行調査統計局（naoya.kishi@boj.or.jp）

# 1 はじめに

実質為替レート（RER）は、名目為替レート（NER）に内外の相対物価を乗じたものと定義され、市場で取引される NER と購買力平価（PPP）—海外とモノやサービスの値段が等しくなる為替レート—の乖離を表す<sup>1</sup>。先行研究では、NER が PPP から一旦大きく乖離すると、その後の調整には、金融要因や価格の粘着性では説明しきれないほど、長い時間を要するといわれている（「PPP パズル」、Rogoff [1996]）。こうした乖離の持続性を説明するものとして、内外生産性格差の役割に着目した「バラッサ・サミュエルソン効果（以下、BS 効果）」という考え方がある。BS 効果とは、具体的には、①貿易部門の生産性（対非貿易部門）が海外対比で上昇すると、②貿易部門の賃金上昇が非貿易部門の賃金・物価へと波及し、③最終的に当該国の RER が増価するメカニズムである。この点、Rogoff [1996]は、図表 1 にあるように、（対米国でみた）各国の相対物価と貿易財の相対生産性の間には正の関係があることを示し、各国 RER の長期的傾向を説明する上では BS 効果の考え方が有用であると論じた<sup>2</sup>。

（図表 1）相対物価と相対生産性



（注） 先進国等 29 か国の対米相対物価、相対生産性をプロットしたもの。対象期間は 1950–2022 年。シャドーは 95% タイルバンド。日本は赤で示している。相対物価はドル建て換算。

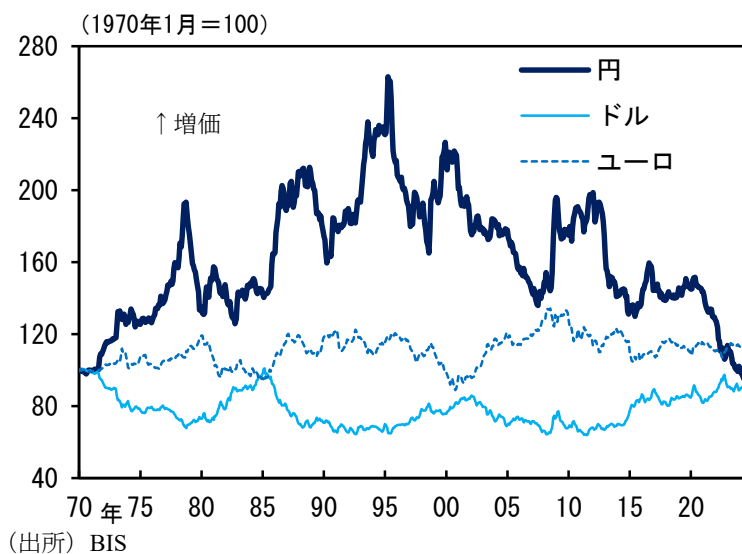
（出所） The Conference Board、OECD、Penn World Table

<sup>1</sup> 本稿は、実質為替レートの変動メカニズムに焦点を当て、名目為替レートの変動は議論の対象外とする。

<sup>2</sup> 図表 1 では、非貿易部門の生産性が貿易部門ほどは伸びないとの前提のもと、経済全体の相対生産性を貿易部門の代理変数と考えている。

1970年代以降のわが国 RER について詳しくみると、1990年代半ばを境に2つのフェーズに分かれる(図表2)<sup>3</sup>。1970年代から1990年代半ばにみられた RER の円高傾向は、戦後、わが国貿易部門が先進国にキャッチアップする過程で RER に BS 効果が顕著に働いたとされている(Yoshikawa [1990]、Rogoff [1996]、Ito [1997, 2005, 2022]、Itskhoki [2021])。また、1990年代半ばから直近にかけての円安傾向は、1995年頃まで続いた円高傾向のアナロジーとして、貿易部門の生産性が海外対比で低下したことで、RER に「逆 BS 効果」が働いたと解釈されている(Ito [2022]、伊藤 [2015])。

(図表2) 実質実効為替レート



このように、RER の長期変動には、貿易部門の内外生産性格差が重要な役割を果たすと考えられる。ただし、Itskhoki [2021]が指摘するように、RER は一般均衡的な変数であり、その変動には生産性等の供給要因のほかにも、需要要因、ホームバイアス、リスクシェアリング、財政・金融政策など様々な要因が影響し得る。このため、RER の変動を分析するには、特定分野に絞った部分均衡的な分析や静学的な BS モデルでは不十分であり、これら様々な要素を考慮しながら動学的確率的一般均衡 (DSGE) モデルで分析することが望ましい(上田・鶴岡 [2023]、清田 [2023])。この点、先行研究でも RER の変動を DSGE モデルの推計によって分析した事例はある(Rabanal [2009]、Rabanal and Tuesta [2010])が、わが国で同様の推計を行った研究は、筆者らの知る限り、これまでのところみられない。

そこで、本稿では、日米2か国・2部門(貿易部門・非貿易部門)のニューケ

<sup>3</sup> わが国の貿易額ウエイトは長い目でみて米国から中国などへシフトしているが、決済通貨比率は長期的に安定しているため、実質実効為替レートのウエイト変化による影響は小さいと考えられる(参考図表)。また、日米 RER と実質実効為替レートの相関も高い状態で安定している。

インジアン型 DSGE モデルを構築・推計することで、わが国 RER に BS 効果がどの程度働いたかを定量的に検証する。その際、貿易部門の定義を巡っては、後述する通り、先行研究に倣い、製造業・情報通信業とする。本稿のベースラインモデルでは、BS モデルの標準的な仮定である、①貿易財での一物一価 (Producer Currency Pricing: 以下、PCP) と、②部門間労働移動の自由を想定する。なお、先行研究では、こうした BS モデルの想定が現実的でないとの意見もあるため<sup>4</sup>、頑健性検証の一環として、①については、貿易部門の企業が国内価格とは別建ての海外価格を設定できる Dominant Currency Pricing (DCP) (Gopinath *et al.* [2020]、Goldberg and Tille [2008]) や Local Currency Pricing (LCP) のケース (一物一価が成立しないケース)、②については、部門間労働移動を制約したケース (Katayama and Kim [2018]) について検証する。BS 効果が内包された DSGE モデルにおいて、DCP・LCP の通貨レジームを考慮した論文は、筆者らの知る限り本稿が初めてである。本稿の分析を通じて、わが国 RER の長期変動特性について知見を深めることは、わが国経済の過去四半世紀を振り返るうえでも有益な示唆を与え得る。

本稿の主な結果は3つある。第一に、モデル分析の結果、RER の長期的な傾向が BS 効果のメカニズムによって相当程度説明できることが確認された。ベースラインモデルの分散分解では、日米 RER の水準には、貿易部門の生産性ショックの寄与が大きい。また、RER のショック分解によると、1970 年代から 1990 年代半ばにかけての RER の円高には、わが国貿易部門の相対生産性が対米国で上昇したことが大きく寄与してきた結果となった。さらに、1990 年代半ば以降の RER の円安傾向については、わが国貿易部門の海外対比でみた相対生産性が低下し、日本からみた「逆 BS 効果」が働いてきたことが示唆された (Ito [2022]、伊藤 [2015])。このほか、RER の短期変動が、価格粘着性の影響により、経済のファンダメンタルズと関係が弱いことも確認された (Rogoff [1996]、Rabanal and Tuesta [2010]、Miyamoto, Nguyen, and Oh [2023])。

第二に、貿易財の一物一価の仮定が成立しないケース (DCP・LCP) でも、貿易部門の生産性ショックが RER の長期的変動の大部分を説明するという結果に変わりはない (RER の水準には貿易部門の生産性ショック寄与が7割程度)。なお、DCP・LCP の方が RER のパススルーが小さいため、貿易部門の生産性ショックに起因する BS 効果が大きい結果となった。

第三に、部門間労働移動に制約を課したケースでは、先行研究で指摘されている通り、BS 効果が弱まることが確認されたが、貿易部門の生産性ショックが RER の長期的な傾向を規定するという結論に変わりはない。これは、労働移動が

---

<sup>4</sup> Bordo *et al.* [2017]、Cardi and Restout [2015]、Gaston and Yoshimi [2023]、山本 [2013]を参照。

物理的に制約されても、BS 効果が発現するのは、理論上は、需要の変動等が労働時間を変化させ、賃金に変動するというメカニズムが働くためである。

## （先行研究）

本小節では、本稿と関連する先行研究を紹介する。第一に、生産性と RER の関係については、多くの研究で長期的な関係があると示されている<sup>5</sup>。BS 効果に関する実証研究をサーベイした [Tica and Družić \[2006\]](#)によると、[Balassa \[1964\]](#)と [Samuelson \[1964\]](#)の功績以降、時系列手法やパネルデータ分析等で BS 効果を検証した研究 58 本（65 か国）のうち約 9 割が、生産性と RER の間に長期的な関係があることを示している。わが国は、実質実効為替レートの長期変動が各国の中でもトップクラスに大きい（1970 年代以降の上位 3 国：スウェーデン<sup>6</sup>、日本、メキシコの順）もと、戦後から 1990 年代半ばにかけてみられた RER の増価は、BS 効果が顕著に働いた代表例とされている（[Yoshikawa \[1990\]](#)、[Ito \[1997, 2005\]](#)、[Rogoff \[1996\]](#)、[Itskhoki \[2021\]](#)）。1990 年代半ば以降については、RER に「逆 BS 効果」が働いたとの見方（[Ito \[2022\]](#)、[伊藤 \[2015\]](#)）がある。なお、1990 年代半ば以降、RER の円安化と交易条件の悪化が同時進行したことについて、[Obstfeld \[2010\]](#)は、日本の貿易部門の競争力がバブル崩壊以降低下して価格支配力を失ったことや、中国との競争激化等を指摘している<sup>7</sup>。

第二に、本稿は、日米における生産性の長期的な傾向と関連している。[Jorgenson, Nomura, and Samuels \[2018\]](#)によると、1980 年代から 1990 年代半ばにかけては、日本の方が米国よりも資本深化と TFP の成長率が高く、日米の労働生産性格差が縮小したが、それ以降は日米のこれらのトレンドが逆転し、格差が再び拡大したことを示している。この背景には、情報通信技術（ICT）が世界的に飛躍した 1990 年代後半のタイミングで、わが国が国内の金融危機を経験したこともあり、米国ほどコンピュータ・電子製品、IT 生産部門で投資が進まなかったことが影響して

---

<sup>5</sup> [Chinn and Johnston \[1996\]](#)は、OECD14 か国について、貿易部門の生産性（TFP）が上昇すると、RER が増価する点を指摘した（1970～1991 年）。[Lothian and Taylor \[2008\]](#)は、米国、英国、フランスについて、(相対的な) 一人当たり所得と RER の間に強い関係があることを示した（BS 効果が RER の約 40% を説明、期間は 1820～2001 年）。[Chong, Jordà, and Taylor \[2012\]](#)は、OECD21 か国について、(相対的な) 一人当たり所得と長期的な RER の関連性が強いことを指摘した（1973～2008 年）。[Lee and Tang \[2007\]](#)は、先進 12 か国の 2 国 2 部門モデルを用いて、貿易財の相対価格を通じて BS 効果が発現すると論じた。

<sup>6</sup> スウェーデンでは海外対比でみた生産性停滞が RER の減価要因であった（[Belfrage \[2021\]](#)）。

<sup>7</sup> わが国交易条件と RER の関係は、[森川 \[2012, 2023\]](#)、[内閣府 \[2011\]](#)、[法眼ほか \[2024\]](#)を参照。



きたと考えられる。また、過去 10 年程度は、日米ともに機械産業の成長率が停滞したが、わが国では米国と異なり、機械産業に代わるリーディング産業が不在であった面もある (Shirota and Tsuchida [2024])<sup>8</sup>。また、労働生産性の成長が国際的に鈍化していることについて検証した Goldin *et al.* [2024]によると、わが国は無形資産投資や情報通信業で投資が他国対比進まなかった点を指摘している。BS モデルの分析では、貿易部門をどう定義するかが重要な論点であるもと (Tica and Družić [2006])、本稿では、先行研究 (Cardi and Restout [2015]) や、以上の日米差の特徴を踏まえ、貿易部門を製造業と情報通信業の合計と定義する<sup>9</sup>。

第三に、本稿は、BS 効果を組み込んだモデル分析と関連している。先行研究では、同一の金融政策をとる欧州域内の RER やインフレ格差を分析したものが多い。Berka, Devereux, and Engel [2018]は、2 か国・2 部門の DSGE モデルを用いて、欧州域内の RER 変動が BS 効果と整合的であることを示した。Rabanal [2009]は、スペインとそれ以外の EU 諸国を対象とした 2 か国・2 部門モデルで、スペインのインフレに生産性格差が影響していることを示した。Rabanal and Tuesta [2010]は、2 か国・1 部門モデルで、米欧間の RER について分析した結果、LCP と不完全市場の仮定が RER の動学を説明するためには有用であると論じた。Adolfson *et al.* [2007]のように、中規模の開放経済モデルを推計して、データとショックの関係性を分析する事例もある。わが国を対象とした岩崎・河合・平形 [2012]は、日米中の 3 か国・2 部門モデルを用いて、新興国の生産性上昇が、わが国物価を (海外対比) 大きく押し下げた可能性を示した。同論文と比較すると、本稿は日米のモデルを構築したうえでモデルをベイズ推計している点が異なっている。なお、本稿のモデルは、2 国間 (米欧) の RER を分析した Rabanal and Tuesta [2010]のニューケインジアン型 DSGE モデルを、2 か国・2 部門 (貿易部門・非貿易部門) モデルに拡張したものとなっている。

## (構成)

本稿の構成は以下の通りである。2 節では、モデル分析について説明する。3 節では、貿易財における一物一価や部門間労働移動の自由に関する想定が変わった場合の頑健性確認を行う。4 節はまとめである。

---

<sup>8</sup> このほか、日本は輸送用機械の労働生産性が米国より高い一方、企業間の資源再配分が停滞したことでサービス業等で米国より生産性が低いとの見方もある (Baily, Bosworth, and Doshi [2020])。

<sup>9</sup> 貿易部門は厳密な定義があるわけではないが、例えば生産額に占める輸出額の割合が 10%以上であれば貿易部門とみなす基準がある (De Gregorio and Wolf [1994])。これに照らしても日米の同指標の直近は 10%以上となっており、輸出部門とみなすことができる。

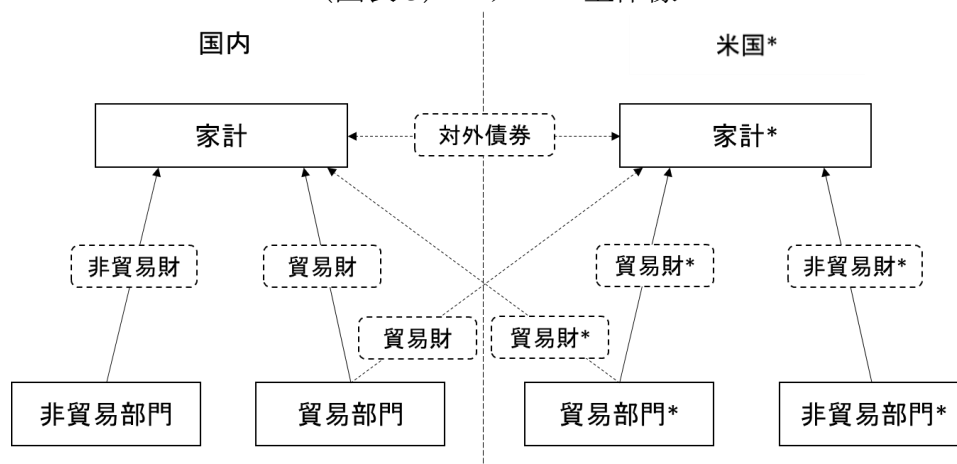
## 2 モデル分析

### 2.1 モデルの概要

本節では、日米2か国・2部門のニューケインジアン型 DSGE モデルの概要について説明する（図表3）（モデルの詳細は補論 A.1 を参照）。

各国には貿易部門と非貿易部門があり、貿易財は国際的に消費される一方、非貿易財は国内でしか消費されない。各企業は国内の労働を投入して生産活動を行うほか、ベースラインの定式化では、貿易部門が現地通貨建て（PCP、一物一価が成立）で輸出することを想定する。モデルの需要システムは、各財の相対価格の変動で決まる体系となっている。モデルの全体像を概観すると、IS カーブ、カルボ型のフィリップスカーブ、金融政策ルールが内外経済で対称的に組み立てられている。また、対外的な債券取引で国際的なリスクシェアリングが行われるもと、不完備市場を仮定して開放経済モデルを閉じる（Schmitt-Grohé and Uribe [2003]）<sup>10</sup>。モデルの構造ショックは、全部で12個あり、具体的には、生産性ショック（グローバル×1、2か国×2部門固有）需要ショック（2か国×2部門）、金融政策ショック（2か国）、RER 固有の UIP ショックがある。

（図表3）モデルの全体像



<sup>10</sup> 名目為替レート  $s_t$ （円/ドルレート）の金利平価式は、不完備市場を想定するもと、

$$E[\Delta s_{t+1}] = r_t - r_t^* + \chi b_t$$

と表される。ここで、 $r_t$ 、 $r_t^*$ 、 $b_t$  は国内短期金利、米国短期金利、日本の対外債務残高を表す。図表4でNERが増価するのは、日本が対外債権国になるからである。



## 2.2 モデルの推計方法

本節では、本稿の2か国・2部門DSGEモデルのベイズ推計について説明する。なお、モデルの推計は、経済モデルを均斉成長経路（BGP）周りで線形近似したうえで行った。モデルの推計には、実質GDP（2か国×2部門）、消費者物価（2か国×2部門）、名目短期金利（2か国）、日米RER、合計で11個の変数を使用した。実質GDPは、経済全体と非貿易部門、消費者物価は、総合とサービス価格（非貿易部門の物価）を使用した。また、名目短期金利は、日米とも、金利がゼロ制約に服した期間を含んでいることから、Krippner [2013]のシャドーレートを用いたほか、RERは日米の消費者物価と円／ドルレートを用いて計算した<sup>11</sup>。推計期間は、部門別データが遡れる1970/1Qから2022/4Qである。各変数の詳細は補論A.2で説明する。

## 2.3 モデルの推計結果

### （カリブレーション・事前分布、推計結果）

パラメーターのカリブレーションや、事前分布の設定は先行研究などを参考に設定したほか、パラメータの推計結果は標準的な経済モデルと整合的となっている（詳細は補論A.3）。

### （モデルの動学特性）

推計されたモデルにBS効果が内包されていることを確認する（図表4）。前述の通り、BS効果の起点は、ある国における貿易部門の生産性（対非貿易部門）が海外対比で変化することである。日本における正の生産性ショックを前提に波及経路を確認すると、貿易部門の価格が内外で下がるもと、国内の賃金上昇を通じて、国内非貿易部門のインフレ率が海外よりも上昇する結果となっている。これは、BS効果の波及経路のうち、貿易部門の賃金上昇が非貿易部門の賃金・物価上昇に波及していることに相当する。最終的に、日本のRER（水準）は長期的に増価しており、BS効果がモデル上内包されていることが確認できる<sup>12</sup>。その他のシ

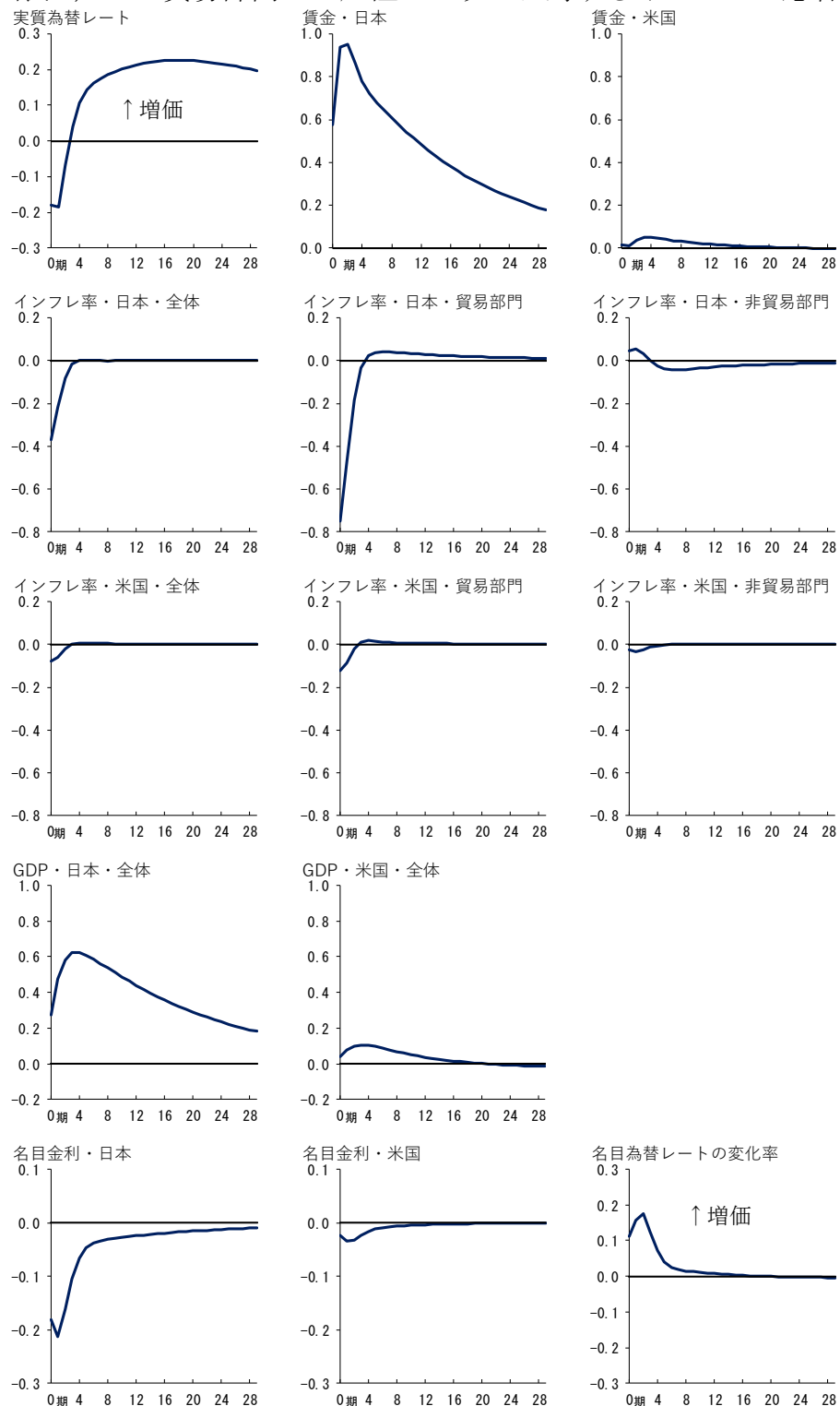
---

<sup>11</sup> 名目短期金利とRERは定常性が確認できたため長期平均からの乖離とした。また、シャドーレートの代わりに短期金利を使ったモデル推計でも、生産性がRERの水準に大きな説明力を有するという結論に変わりはなかった。

<sup>12</sup> RERが短期的に減価するのは日本の方が円建てでみて物価が下がるからである。

ショックが経済・物価に与える影響については、標準的な符号条件を満たしているため図表は省略する（正の需要ショックは経済・物価をともに押し上げ、正の金融政策ショックは経済・物価をともに押し下げる）。なお、非貿易部門への生産性ショックが RER に与える影響については、3.1 節で詳しく確認する。

(図表 4) 正の貿易部門の生産性ショックに対するインパルス応答関数



## (RER の分散分解・ショック分解)

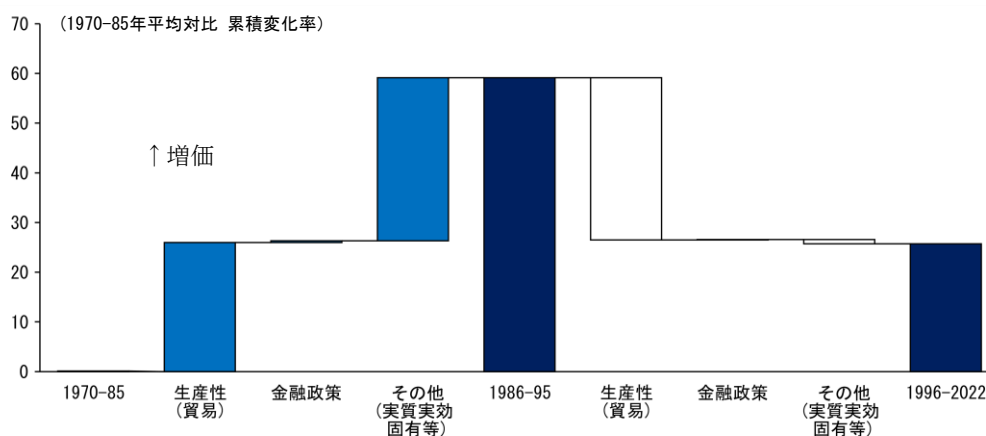
RER の分散分解をみると、水準には貿易部門の生産性ショックの寄与が 5 割程度を占め、1970 年代から直近まで、BS 効果が強く働いたことを示唆している（図表 5）<sup>13</sup>。短期変動は、多くの先行研究で指摘されている通り、価格粘着性の影響等で、生産性や需要ショックの影響が小さい（Rogoff[1996]、Rabanal[2009]等）。

(図表 5) RER の分散分解（ベースライン） %

	生産性			需要			金融政策	UIP 等
	合計	貿易	非貿易	合計	貿易	非貿易		
RER (長期水準)	<b>63.2</b>	<b>45.5</b>	17.7	0.4	0.2	0.2	10.8	25.6
Δ RER (短期変動)	11.2	6.2	5.0	0.2	0.1	0.1	<b>23.1</b>	<b>65.5</b>

日米 RER のショック分解をみると、1985 年のプラザ合意から円高ピークの 1995 年にかけては、貿易部門等への生産性ショックが増価幅の約半分を占めている（図表 6）。当時は、わが国の方が米国よりも貿易部門の生産性が伸びていたことが RER の増価の背景にある。なお、1990 年代半ば以降は、わが国貿易部門の生産性がバブル崩壊の後遺症等で米国対比伸び悩んだことで RER の円安が進んだことが示唆された。以上の結果は、1990 年代後半以降、わが国 RER に「逆 BS 効果」が働いてきたという見方を支持する結果といえる。

(図表 6) RER のショック分解（ベースライン）



(注) 図中の青棒は RER 増価、白は RER 減価要因を表す（以下も同じ）。

<sup>13</sup> 1990 年代は、バブル崩壊や金融危機の影響で国内投資が停滞したことに加え、内外価格差問題の是正策として、非貿易部門の規制緩和が盛んに議論された（馬場[1995]）が、結果として RER に与えた影響はそこまで大きくはなかったとみられる。

### 3 BS モデルの前提を巡る頑健性確認

ここまでは、貿易財で一物一価が成立すること（PCP）と、部門間で労働移動が自由であることを前提としてきた。ただし、現実にはこれらの仮定が必ずしも成り立っているとは限らないため、本節では、これらの仮定について事実整理を行った上で、モデルを拡張しながら、ベースラインモデルの頑健性を確認する。

#### 3.1 貿易財における一物一価

まず、貿易財における一物一価の仮定を緩めて検証する。ミクロレベルの研究では、財の一物一価が成立しないとの見方が多数存在するが、一物一価が成立しないこと自体が BS 効果を否定するものではない（Crucini, Telmer, and Zachariadis [2005]、Itskhoki [2021]、Bordo *et al.* [2017]）。

そのうえで、わが国企業の通貨選択については、近年、LCP を選択する傾向が強まっているといわれており、BS モデルで PCP を前提とする是非が問われ得る。この点、より現実的な通貨選択としては、貿易取引の大部分が米ドル等の主要決済通貨で請求されることを踏まえた Dominant Currency Pricing (DCP) の研究が着目に値する（Goldberg and Tille [2008]、Gopinath *et al.* [2020]）。日米を例に DCP を考えると、国内からは LCP、海外からは PCP で輸出していることを意味しており、わが国企業が LCP を選好する観測事実に即している。実際、わが国の輸出・輸入の決済通貨比率をみると、輸出の約 5 割、輸入の約 7 割が米ドル決済となっている（参考図表）。なお、DCP のもとで BS 効果が検出されるかどうかは比較的新しい分野であり、先行研究でも十分に検証されていない本稿独自の視点である。

貿易企業が LCP で輸出することは、経済理論上は、国内・海外向けの価格を別々に設定することに相当する。具体的には、補論 A.1(A29)式の国内貿易財のフィリップスカーブが、以下の通り、国内向けの貿易財インフレ $\Delta\tilde{p}_t^{hh}$ と、海外向けの貿易財インフレ $\Delta\tilde{p}_t^{hf}$ の 2 つに分かれる（Rabanal and Tuesta [2010]）<sup>14</sup>。

$$\Delta\tilde{p}_t^{hh} - \varphi_h\Delta\tilde{p}_{t-1}^{hh} = \beta E_t(\Delta\tilde{p}_{t+1}^{hh} - \varphi_h\Delta\tilde{p}_t^{hh}) + \kappa_h(\tilde{w}_t - z_t^h - \tilde{t}_t^{hh} - \tilde{t}_t^{Th}), \quad (1)$$

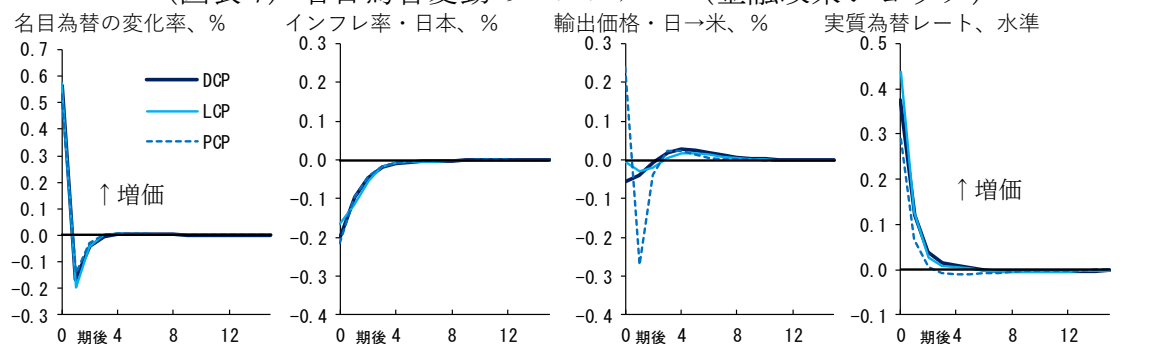
$$\Delta\tilde{p}_t^{hf} - \varphi_h\Delta\tilde{p}_{t-1}^{hf} = \beta E_t(\Delta\tilde{p}_{t+1}^{hf} - \varphi_h\Delta\tilde{p}_t^{hf}) + \kappa_h(\tilde{w}_t - z_t^h - \tilde{t}_t^{hf} - \tilde{t}_t^{Tf} - Qju_t). \quad (2)$$

<sup>14</sup> 生産者通貨建て（PCP）については、Obstfeld and Rogoff [1995]、Galí and Monacelli [2005]、現地通貨建て（LCP）については、Betts and Devereux [2000]、Devereux and Engel [2003]を参照。RER の変動をみる上では LCP が適切との見方もある（Bergin [2006]、Rabanal and Tuesta [2010]）。

ここで、 $\varphi_h$ はインフレのインデクゼーションを規定するパラメータ、 $\kappa_h$ はフィリップスカーブの傾き、 $\tilde{w}_t$ は実質賃金、 $z_t^h$ は国内貿易財の生産性、 $\tilde{i}_t^{hh} \cdot \tilde{i}_t^{hf}$ は貿易財の内外相対価格、 $\tilde{i}_t^{Th}$ は国内における貿易財の相対価格、 $\tilde{i}_t^{Tf}$ は海外における貿易財の相対価格、 $Qju_t$ はRERを表す。本小節では、DCP・LCPを想定したうえでそれぞれベイズ推計を行った。

PCP・LCP・DCPの違いは、名目為替レート（NER）の輸出価格へのパススルーに影響する。例えば、金融政策ショックを起点に円高が生じた際のインパルス応答関数をみると、PCPでは日本からの輸出価格にNERの変動が反映される一方、DCP・LCPでは輸出価格がほとんど動かない（図表7）。これは、わが国貿易型企業が、近年、より付加価値の高い財輸出にシフトするもと、NERが動いても現地価格を据え置く傾向が強まっていることと整合的といえる（日本銀行[2018]）。なお、DCP・LCPのもとで、輸出価格が動きづらいことは、需要ショックやUIPショックでも同様であった。

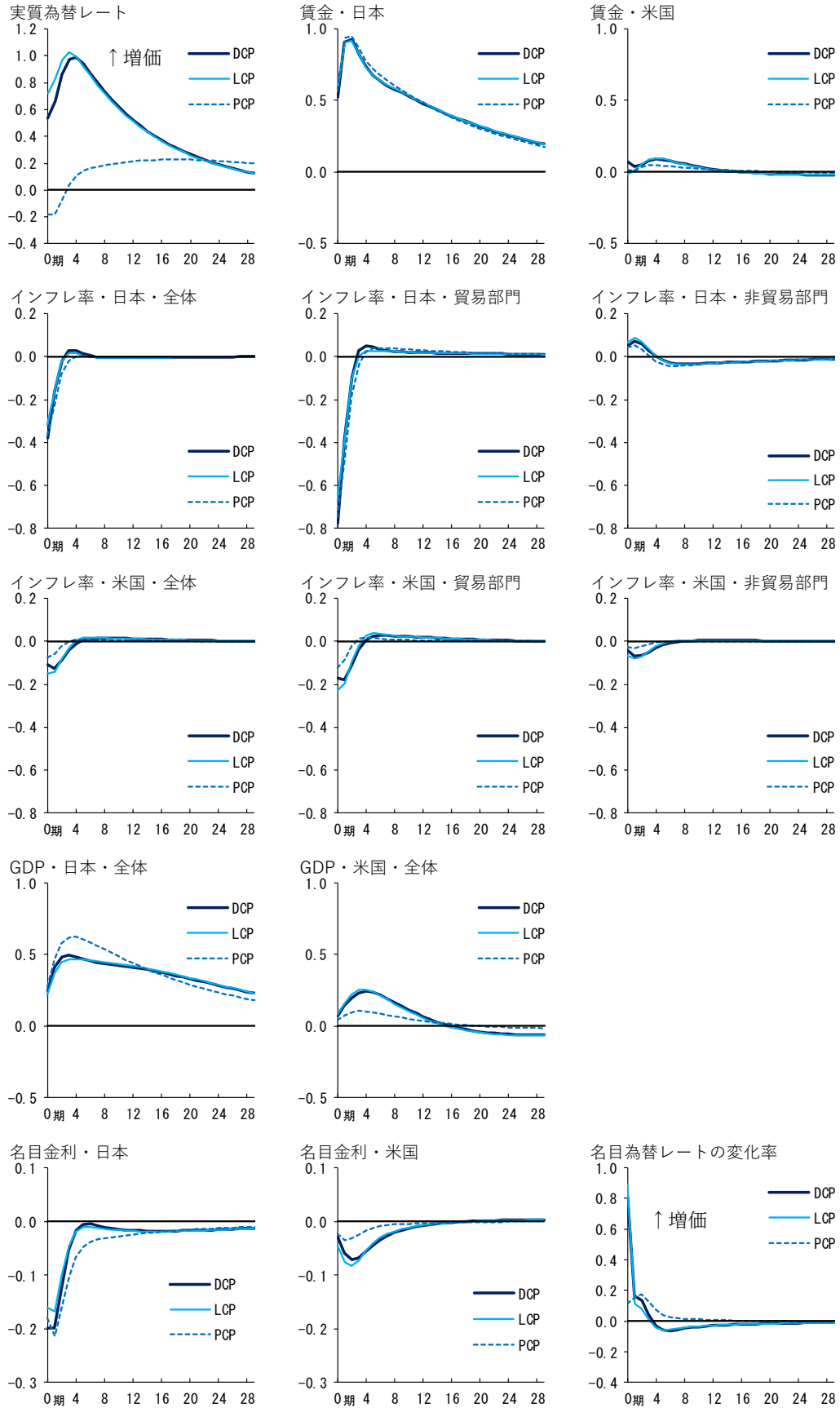
（図表7）名目為替変動のパススルー（金融政策ショック）



ただし、貿易部門における生産性ショックの場合は状況が多少異なる。図表8は、日本の貿易部門に正の生産性ショックがあった時のインパルス応答関数を示している。RERの反応をみると、いずれの通貨レジームでもBS効果が発現し、RERが増価することには変わりはない。そのうえで、PCPでは、生産性ショックに起因するNERの円高<sup>15</sup>が輸出価格にパススルーされる結果、米国で貿易財価格が下がりにくくなるため、BS効果が相対的に小さい結果となった。このように、BS効果の大きさは想定する通貨レジームによって異なる可能性がある。

<sup>15</sup> モデル上、日米金利差が円安要因となる一方、本稿では、不完備市場を想定しているため、わが国が経常黒字になることが名目での円高要因にもなる（脚注10参照）。PCPの方がNERの円高幅が小さいのは、米国での利下げ幅がDCPやLCPよりも小さいからである。

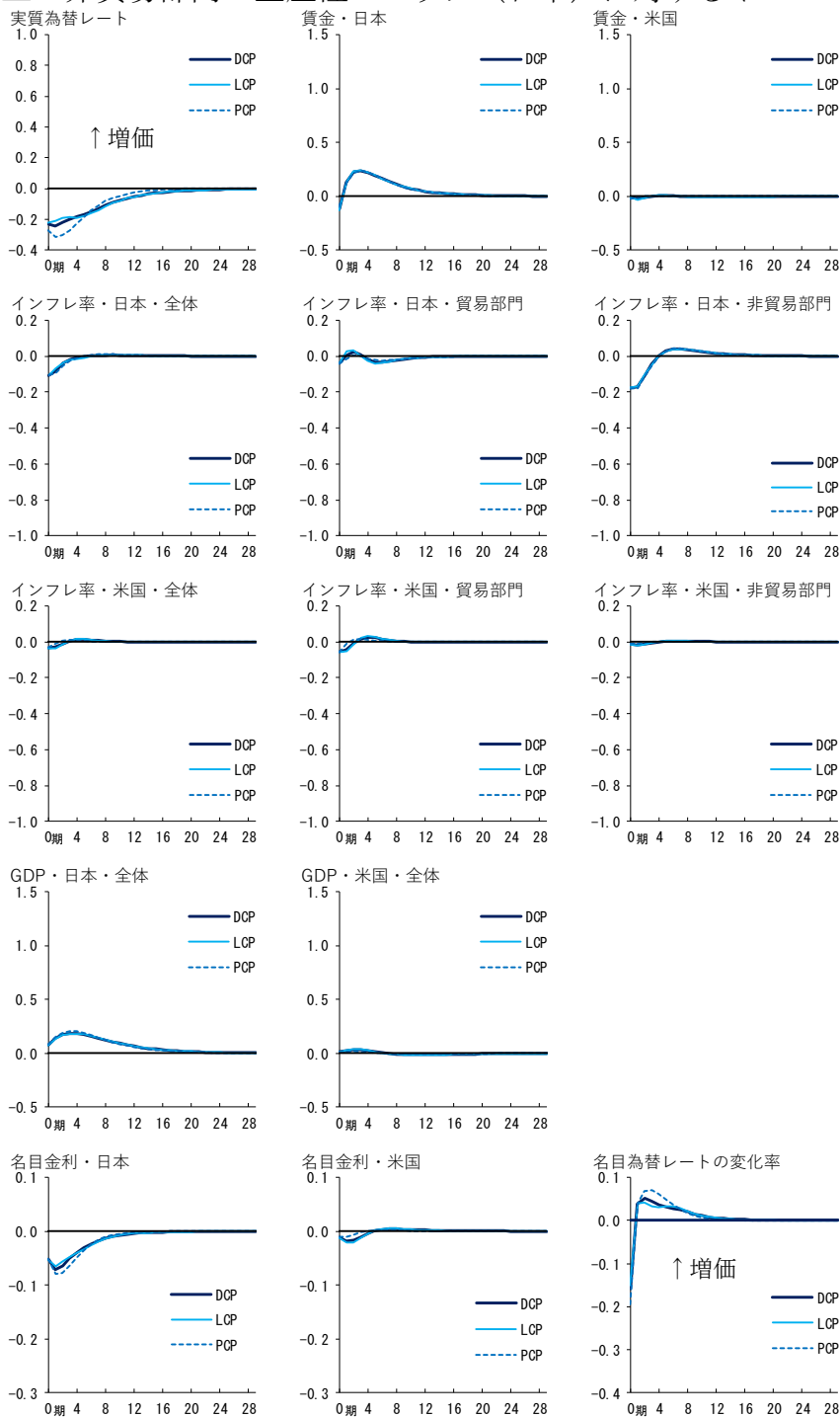
(図表 8) 正の貿易部門の生産性ショック (日本) に対するインパルス応答関数





非貿易部門への（正の）生産性ショックが RER に与える影響を比較すると、RER は減価するが、その影響の大きさは、貿易部門への生産性ショックと比べてはるかに小さい（図表 9）。これは、貿易部門への生産性ショックの方が、海外を通じた生産誘発効果が大きく、その過程で労働への超過需要等を通じて賃金がより大きく押し上げられるからである。このように、BS 効果の起点は、国内賃金がどれだけ上がるかであり、それが BS 効果の強さに直結するといえる。

(図表 9) 正の非貿易部門の生産性ショック（日本）に対するインパルス応答関数



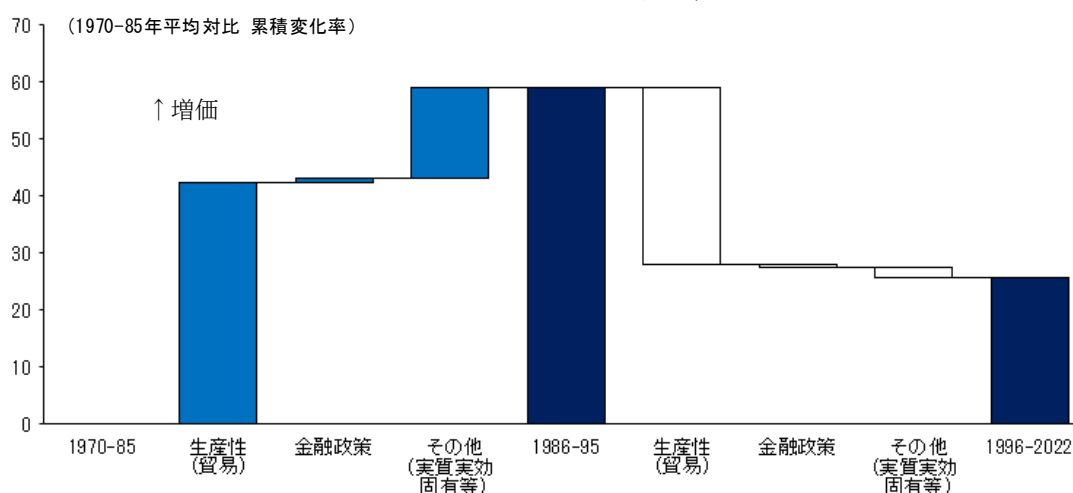
RER の分散分解をみると、いずれの通貨レジームでも、RER の水準には、貿易部門の生産性ショックが大きく影響する結果となった（図表 10）。また、BS 効果は DCP・LCP の方がベースラインよりも強くみられることも示唆された。また、RER の短期変動は、金融政策ショック（内外短期金利へのショック）や UIP ショック（制度要因や中長期的な金利差見通しの折り込み等）の金融要因が大半を占めていることも確認された。RER のショック分解を図表 11 でみても、ベースライン同様、プラザ合意から 1995 年の円高ピークにかけては、わが国貿易部門の生産性が米国対比累積で伸びたことや、プラザ合意の円高要因により、RER が大きく増価した。1990 年代半ば以降は、わが国貿易部門の生産性が米国対比で伸び悩んだことで円安傾向を辿った。以上を踏まえると、一物一価の仮定を緩めたとしても、逆 BS 効果がわが国で働いたことは頑健といえる。

（図表 10）RER 分散分解

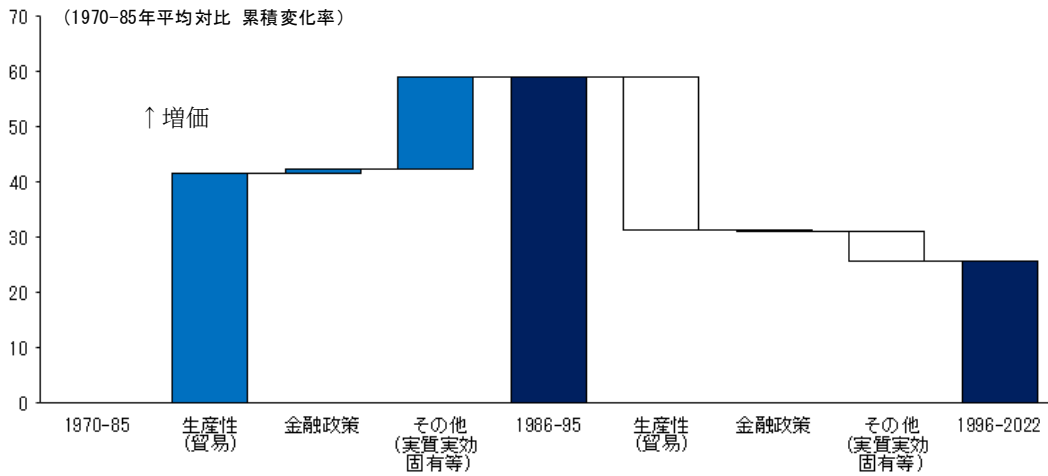
%

		生産性			需要			金融政策	UIP 等
		合計	貿易	非貿易	合計	貿易	非貿易		
RER (水準)	DCP	<b>64.5</b>	<b>60.3</b>	4.2	0.2	0.1	0.1	11.5	23.8
	LCP	<b>72.3</b>	<b>66.2</b>	6.1	0.5	0.2	0.3	0.7	26.5
	PCP	<b>63.2</b>	<b>45.5</b>	17.7	0.4	0.2	0.2	10.8	25.6
RER (変化)	DCP	5.1	3.1	2.0	0.2	0.1	0.1	<b>24.4</b>	<b>70.3</b>
	LCP	2.4	1.4	1.0	0.2	0.1	0.1	<b>20.0</b>	<b>77.4</b>
	PCP	11.2	6.2	5.0	0.2	0.1	0.1	<b>23.1</b>	<b>65.5</b>

（図表 11-1）RER の要因分解（DCP）



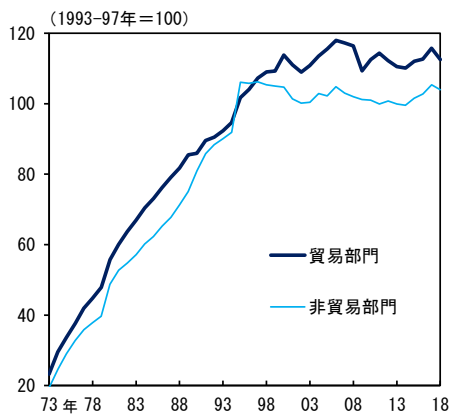
(図表 11-2) RER の要因分解 (LCP)



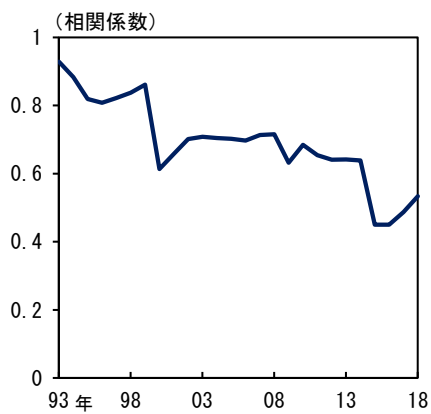
### 3.2 部門間労働移動の自由

続いて、部門間の労働移動に制約があるケースについて検証する。BS モデルでは、貿易部門の生産性が 1%上昇すると非貿易財価格が上昇するが、実際には労働移動が不完全なこともあり、非貿易財価格の上昇は 0.8%程度と幾分弱い(1970～2007年、OECD 諸国) (Cardi and Restout [2015])。この結果は、労働移動が不完全であっても、貿易部門から非貿易部門への需要のスピルオーバー効果などを通じて、賃金裁定が引き続き作用し得ることの傍証でもある。また、わが国の正規雇用者の賃上げ交渉に関しては、春闘を通じて決定される部分が大きく、その過程では、まず自動車・電機機械等の貿易部門の大企業が賃上げ率を公表した後に、その他の企業のベア率が決まる傾向があるため、業種間の賃金上昇率に差が出にくい面もある。実際、貿易部門と非貿易部門間の賃金上昇率の相関係数は、直近でも 0.6 程度と、グローバル化の影響 (高スキル労働への需要増) 等を受けつつも、相応に連動している (図表 12)。

(図表 12 - 1) 部門別賃金水準



(図表 12 - 2) 部門間の賃金上昇率の相関



(注) 12-2 は、部門間の現金給与総額 (前年比) の相関 (過去 20 年後方移動平均)。

(出所) EU KLEMS

ただし、実際、わが国では、貿易部門・非貿易部門を跨いで転職した人の割合が1割程度と少なく（労働力調査）、部門間の労働移動が制約された状況では、賃金裁定が働きにくくなりBS効果が弱まると考えられる（Gaston and Yoshimi [2023]、山本 [2013]、清田 [2023]）。そこで、本小節では、Katayama and Kim [2018]の手法を用いて、部門間の労働移動制約をモデルに組み込んだうえでBS効果が発現するか検証する。Katayama and Kim [2018]では、部門間での労働供給の代替弾力性（どれだけほかの部門に移りやすいか）を導入することで、部門間労働移動に制約をかけている。最終的には、補論A.1 (A9)式の労働供給式を、以下の2式を組み合わせた式として表現して、部門間の労働移動に制約をかけることができる。

$$\left(1 + \frac{1 - \gamma^c}{\theta_L} - \left(\omega - \frac{1}{\phi}\right)\gamma^c\right)L_t^h = (1 - \gamma^c)\left(\frac{1}{\theta_L} + \omega - \frac{1}{\phi}\right)L_t^N, \quad (3)$$

$$L_t = L_t^h + L_t^N. \quad (4)$$

ここで、 $\phi$ はフリッシュ弾力性、 $\gamma^c$ は消費に占める貿易財のウエイト、 $L_t$ 、 $L_t^h$ 、 $L_t^N$ はそれぞれ、総労働供給、貿易部門の労働供給、非貿易部門の労働供給、 $\theta_L$ は部門間の労働供給の代替弾力性、 $\omega$ は労働者の部門選好を表す。部門間の労働供給の代替弾力性 $\theta_L$ は、小さいほど労働移動に制約がかかり、大きければ部門間の労働移動が自由に行われることを表す。本稿では、部門間の労働移動が完全でない状況を想定して頑健性を確認した。

部門間の労働移動に制約をかけたモデルにおける、RERの分散分解の結果を図表13で確認すると、労働移動に制約をかけると、貿易部門の生産性ショックの影響が若干弱まるものの、日米RERの水準に、貿易部門の生産性ショックが大きく影響し、BS効果が強くみられることに変わりはない。また、労働移動の制約がない場合と同じく、RERの短期変動は、UIPショックや金融政策ショック等の金融要因が大半を占めていることが確認された。

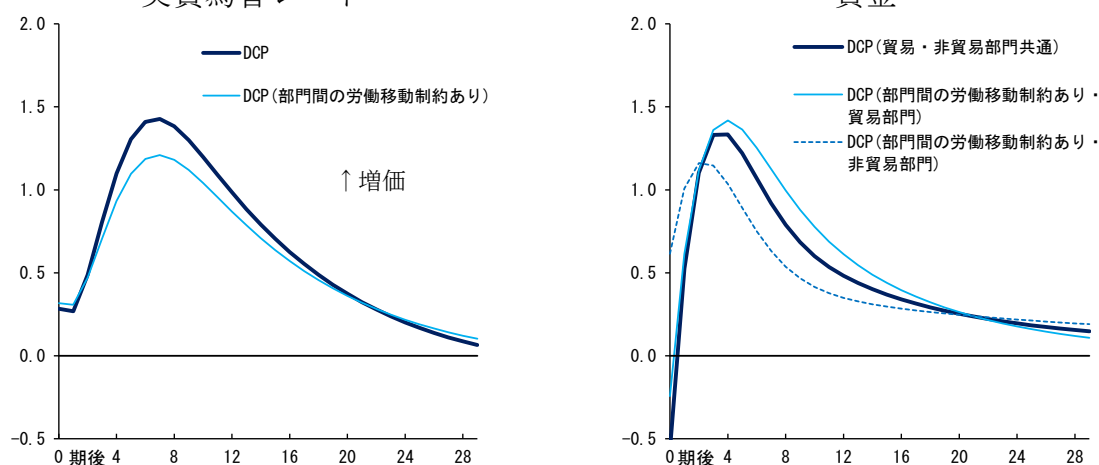
(図表13) RERの分散分解、労働移動制約あり

%

		生産性			需要			金融政策	UIP等
		合計	貿易	非貿易	合計	貿易	非貿易		
RER (水準)	DCP	<b>56.6</b>	<b>52.4</b>	4.2	0.4	0.1	0.3	0.5	42.5
	LCP	<b>62.6</b>	<b>59.1</b>	3.5	1.6	0.2	1.4	0.7	35.1
	PCP	<b>49.0</b>	<b>35.6</b>	13.4	0.3	0.2	0.1	11.0	39.7
RER (変化)	DCP	5.2	3.7	1.5	0.2	0.1	0.1	<b>17.9</b>	<b>76.7</b>
	LCP	2.1	1.1	1.0	0.2	0.1	0.1	<b>15.9</b>	<b>81.9</b>
	PCP	10.2	7.0	3.2	0.2	0.1	0.1	<b>21.3</b>	<b>68.3</b>

最後に、部門間の労働移動制約の有無によって、正の貿易部門の生産性ショックに対して、RER と賃金のインパルス応答関数がどう変わるかを確認する（図表 14）。右図の賃金の反応をみると、労働移動が自由な場合は両部門とも同じだけ賃金が上がるが、労働移動が制限されている場合は、部門間で賃金上昇率に差が生じ、非貿易財価格を押し上げるメカニズムが弱まる。なお、労働移動に制約をかけても非貿易部門の賃金が上昇するのは、貿易部門の賃金上昇により所得を通じた効果が、間接的に非貿易部門の賃金にも波及するためと考えられる。

(図表 14) 正の貿易部門の生産性ショックに対するインパルス応答関数  
実質為替レート 賃金



## 4 まとめ

実質為替レート（RER）は、一般均衡的な変数であり、その変動には生産性等の供給要因のほかにも、需要要因、ホームバイアス、リスクシェアリング、財政・金融政策など様々な要因が影響し得る。こうしたもと、本稿では、1990年代後半のわが国 RER の減価傾向に着眼しつつ、上記の様々な要因を織り込んだ日米 2 部門の DSGE モデルを推計して、わが国 RER における BS 効果について検証した。モデル分析の結果、日米 RER の長期的な傾向が BS 効果のメカニズムによって相当程度説明できることが分かった。1970 年代から 1990 年代半ばにかけての RER の円高傾向は、先行研究での指摘の通り、わが国貿易部門の相対生産性が対米国で上昇したことと、1985 年のプラザ合意が影響した結果となった。さらに、1990 年代半ば以降の RER の円安傾向には、わが国貿易部門の米国対比でみた相対生産性が低下し、日本からみた「逆 BS 効果」が働いてきたことが示唆された。こうした結果は、貿易財の一物一価の仮定が成立しないケース（DCP・LCP）や、部門間労働移動に制約を課したケースでも頑健であることが確認できた。なお、

貿易部門と関連する国内設備投資については、1980年代まではR&Dの割合が多かったものの、この30年間は維持・更新の割合が一貫して高まり続けるなど質的に変化してきた。また、2010年代は、国内の人口減少などを背景に、海外直接投資が大きく伸び続け、経常収支は貿易収支で稼ぐ経済から所得収支で稼ぐ経済へと変容した面もある（法眼ほか [2024]）。このほか、近年のRER円安の背景には、デジタル部門の収支が赤字となったことや、東日本大震災以降、化石燃料の輸入が増えたことも指摘されている。これらはいずれも貿易部門の生産性が海外対比伸びなかった要因として、BS効果の起点になったと考えられる。

今後の着眼点も幾つかある。第一に、グローバル経済における中国の位置づけの変化がわが国経済にどのような影響を与えるかである。近年は、米中間の貿易取引制限策等を契機に、グローバル化後退の影響を巡る議論が活発化している。また、最近では地政学リスクの高まりを受け、企業部門においてグローバルな生産体制の再配分が進む機運もある。そうしたもと、わが国貿易部門の国内生産体制が、今後どのように世界経済の中で位置づけられていくかは重要な論点であり、その結果として、わが国の生産性がどう変化するかなどは、RERの長期変動にとっても示唆がある。この点、今後のデータが蓄積されていく過程でこれらのRERへの影響等を丁寧に検証していく意義がある。

第二に、最近の企業行動の変化が生産性にどのような影響を与えるかである。米国と生産性のトレンドが逆転した1990年代半ば頃は、ITが世界的に飛躍したタイミングであった。わが国は同時期に金融危機を経験したこともあり、投資機会を逸してしまい、それ以降、ITのユーザー側となるが多かった面もある（Shirota and Tsuchida [2024]）。今後、わが国の経済成長率を高めていくためには、①既存企業がプロダクト・イノベーションに取り組むことや新たなリーディング産業が生まれること、あるいは、②AI等により産業共通要因の押し上げを浸透させていく必要がある。このように、今後の生産性の動向を見極めていくことは、RERの長期的な傾向にとって重要な含意があるといえる。



## 参考文献

- [1] 伊藤隆敏 (2015)、「経常収支、為替レートとバラッサ・サミュエルソン効果」、2015年度日本金融学会春季大会、2015年5月17日
- [2] 岩崎雄斗・河合正弘・平形尚久 (2012)、「新興国における供給ショックの国際波及 - 3カ国DSGEモデルによるインフレーションの分析 -」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.12-J-7
- [3] 上田淳二・鶴岡将司 (2023)、「生産性と所得を高めるためには何が必要とされるか - 付加価値の形成・拡大能力の重要性 -」、生産性・所得・付加価値に関する研究会報告書、第1章、財務総合政策研究所
- [4] 清田耕造 (2023)、「生産性の推定法と交易条件・為替レート」、生産性・所得・付加価値に関する研究会報告書、第4章、財務総合政策研究所
- [5] 才田友美・肥後雅博 (2007)、「小売物価統計調査を用いた価格粘着性の計測: 再論」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.07-J-11
- [6] 内閣府 (2011)、「世界経済の潮流 2011年I - 歴史的転換期にある世界経済: 『全球一体化』と新興国のプレゼンス拡大 -」、26-39
- [7] 日本銀行 (2018)、「経済・物価情勢の展望」、2018年4月
- [8] 馬場直彦 (1995)、「内外価格差について - サーベイを通じた考え方の整理 -」、金融研究、14(2)、47-69
- [9] 法眼吉彦・伊藤洋二郎・金井健司・來住直哉 (2024)、「国際経済環境の変化と日本経済 - 論点整理 -」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.24-J-1
- [10] 森川正之 (2012)、「円高と日本の国際競争力 - 『過度な円高』について -」、経済産業研究所コラム、No. 356
- [11] ——— (2023)、「生産性を巡る論点」、生産性・所得・付加価値に関する研究会報告書、第2章、財務総合政策研究所
- [12] 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、1-15
- [13] Adolfson, M., Laseen, S., Linde, J., and Villani, M. (2007), "Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-through," *Journal of International Economics*, 72(2), pp. 481–511.
- [14] Baily, M. N., Bosworth, B., and Doshi, S. (2020), "Productivity Comparisons: Lessons from Japan, the United States, and Germany," Brookings Institution, January, 22.
- [15] Balassa, B. (1964), "The Purchasing-Power-Parity Doctrine: A Reappraisal," *Journal of Political Economy*, 72(6), pp.584-596.
- [16] Baxter, M., and Crucini, M. J. (1993), "Explaining Saving-Investment Correlations," *American Economic Review*, 83(3), pp.416-436.
- [17] Belfrage, C. J. (2021), "The Development of the Swedish Real Exchange Rate over a Longer Perspective," *Sveriges Riksbank Economic Review*, 2021(2), pp.46-66.
- [18] Bergin, P. R. (2006), "How well can the New Open Economy Macroeconomics Explain the Exchange Rate and Current Account?," *Journal of International Money and Finance*, 25(5), pp.675–701.

- [19] Berka, M., Devereux, M. B., and Engel, C. (2018), "Real Exchange Rates and Sectoral Productivity in the Eurozone," *American Economic Review*, 108(6), pp.1543-1581.
- [20] Betts, C., and Devereux, M. B. (2000), "Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing-to-Market," *Journal of International Economics*, 50(1), pp.215-244.
- [21] Bordo, M. D., Choudhri, E. U., Fazio, G., and MacDonald, R. (2017), "The Real Exchange Rate in the Long Run: Balassa-Samuelson Effects Reconsidered," *Journal of International Money and Finance*, 75, pp.69-92.
- [22] Cardi, O., and Restout, R. (2015), "Imperfect Mobility of Labor Across Sectors: A Reappraisal of the Balassa-Samuelson Effect," *Journal of International Economics*, 97(2), pp.249-265.
- [23] Chinn, M. D., and Johnston, L. (1996), "Real Exchange Rate Levels, Productivity and Demand Shocks: Evidence from a Panel of 14 Countries," NBER Working Paper Series, 5709.
- [24] Chong, Y., Jordà, Ò., and Taylor, A. M. (2012), "The Harrod–Balassa–Samuelson Hypothesis: Real Exchange Rates and Their Long-Run Equilibrium," *International Economic Review*, 53(2), pp.609-634.
- [25] Crucini, M. J., Telmer C.I., and Zachariadis M. (2005), "Understanding European Real Exchange Rates," *American Economic Review*, 95(3), pp.724-738.
- [26] De Gregorio, J., and Wolf H. C. (1994), "Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate," NBER Working Paper, No. 4807
- [27] Devereux, M. B., and Engel, C. (2003), "Monetary Policy in the Open Economy Revisited: Price Setting and Exchange-Rate Flexibility," *The Review of Economic Studies*, 70(4), pp.765-783.
- [28] Elekdag, S., Justiniano, A., and Tchakarov, I. (2006), "An Estimated Small Open Economy Model of the Financial Accelerator," IMF Staff Papers, 53, pp.219-241.
- [29] Feenstra, R. C., Inklaar, R. and Timmer, M. P. (2015), "The Next Generation of the Penn World Table," *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182.
- [30] Galí J., and Monacelli T. (2005), "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy," *The Review of Economic Studies*, 72(3), pp.707–734.
- [31] Gaston, N. and Yoshimi T. (2023), "The Balassa-Samuelson Model with Job Separations," *Japan and the World Economy*, 65, 101172.
- [32] Goldberg, L. S., and Tille C. (2008), "Vehicle Currency Use in International Trade," *Journal of International Economics*, 76(2), pp.177-192.
- [33] Goldin, I., Koutroumpis P., Lafond F., and Winkler J. (2024), "Why Is Productivity Slowing Down?" *Journal of Economic Literature*, 62 (1), pp.196-268.
- [34] Gopinath, G., Boz, E., Casas, C., Díez, F. J., Gourinchas, P. O., and Plagborg-Møller, M. (2020), "Dominant Currency Paradigm," *American Economic Review*, 110(3), pp.677-719.
- [35] Ito, T. (1997), "The Long-run Purchasing Power Parity for the Yen: Historical Overview," *Journal of the Japanese and International Economics*, 11(4), pp.502–521.
- [36] ——— (2005), "The Exchange Rate in the Japanese Economy: The Past, Puzzles, and Prospects," *The Japanese Economic Review*, 56(1), pp.1-38.
- [37] ——— (2022), "Why Has Japan Become So "Cheap"?", Project Syndicate, 2022.3.3.

- [38] Ito, T., Koibuchi S., Sato K., and Shimizu J. (2018), "Managing Currency Risk: How Japanese Firms Choose Invoicing Currency," Edward Elgar.
- [39] Itskhoki, O. (2021), "The Story of the Real Exchange Rate," *Annual Review of Economics*, 13(1), pp.423-455.
- [40] Jorgenson, D. W., Nomura, K., and Samuels, J. D. (2018), "Progress on Measuring the Industry Origins of the Japan-US Productivity Gap," in Fifth World KLEMS Conference at Harvard University, June (pp. 4-5).
- [41] Katayama, M., and Kim, K. H. (2018), "Intersectoral Labor Immobility, Sectoral Comovement, and News Shocks," *Journal of Money, Credit and Banking*, 50(1), pp.77-114.
- [42] Krippner, L. (2013), "Measuring the Stance of Monetary Policy in Zero Lower Bound Environments," *Economics Letters*, 118(1), pp.135-138.
- [43] Lee, J., and Tang, M. K. (2007), "Does Productivity Growth Appreciate the Real Exchange Rate?," *Review of International Economics*, 15(1), pp.164-187.
- [44] Lothian, J. R., and Taylor, M. P. (2008), "Real Exchange Rates Over the Past Two Centuries: How Important is the Harrod-Balassa-Samuelson Effect?," *The Economic Journal*, 118(532), pp.1742-1763.
- [45] Miyamoto, W., Nguyen, T. L., and Oh, H. (2023), "In Search of Dominant Drivers of the Real Exchange Rate," *The Review of Economics and Statistics*, [https://doi.org/10.1162/rest\\_a\\_01342](https://doi.org/10.1162/rest_a_01342)
- [46] Nakamura, E., and Steinsson, J. (2008), "Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models," *The Quarterly Journal of Economics*, 123(4), pp.1415-1464.
- [47] Obstfeld, M. (2010), "Time of Troubles: The Yen and Japan's Economy, 1985-2008," In Koichi Hamada, Anil K. Kashyap and David E. Weinstein (eds.), *Japan's Bubble, Deflation, and Long-term Stagnation*, Cambridge, MA: MIT Press.
- [48] Obstfeld, M., and Rogoff, K. (1995), "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of Political Economy*, 103(3), pp.624-60.
- [49] Rabanal, P. (2009), "Inflation Differentials Between Spain and the EMU: A DSGE Perspective," *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(6), pp.1141-1166.
- [50] Rabanal, P., and Tuesta, V. (2010), "Euro-dollar Real Exchange Rate Dynamics in an Estimated Two-country Model: An Assessment," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(4), pp.780-797.
- [51] Rogoff, K. (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature*, 34(2), pp.647-668.
- [52] Samuelson, P. (1964), "Theoretical Notes on Trade Problems," *Review of Economic and Statistics*, 46(2), pp.145-154.
- [53] Schmitt-Grohé, S., and Uribe, M. (2003), "Closing Small Open Economy Models," *Journal of International Economics*, 61(1), pp.163-185.
- [54] Shirota, T. and Tsuchida, S. (2024), "Aggregate Implications of Changing Industrial Trends in Japan," BOJ Working Paper Series, No.24-E-2.
- [55] Stockman, A. C., and Tesar, L. (1995), "Tastes and Technology in a Two-Country Model of the Business Cycle: Explaining International Comovements," *American Economic Review*, 85(1), pp.168-185.

- [56] Sugita, Y., Furusawa, T., Jakobsson, A., and Yamamoto, Y. (2019), "Global Value Chains and Aggregate Income Volatility," Hitotsubashi University.
- [57] Tica, J., and Družić, I. (2006), "The Harrod-Balassa-Samuelson Effect: A Survey of Empirical Evidence," EFZG Working Paper Series, 07, pp.1-38.
- [58] Yoshikawa, H. (1990), "On the Equilibrium Yen-Dollar Rate," *American Economic Review*, 80(3), pp.576-583.

## A 補論

### A.1 経済モデルの詳細

本モデルでは、均斉成長軌道（BGP）において、各国貿易部門と非貿易部門の成長率が異なることを想定するため、国内の生産体制と技術進歩の前提から説明する（海外も国内と対称である）<sup>16</sup>。

#### （生産体制と技術進歩）

本モデルには、日本（以下、国内）と米国（以下、海外）の2つの経済圏があり、それぞれで貿易部門と非貿易部門がある。国内( $H$ )と海外( $F$ )の経済規模は異なり、それらの大きさは国内が $s$ 、海外は $1 - s$ と表す。貿易部門については、各国が差別化された（完全代替でない）貿易財を生産し、国内貿易財の範囲を $h \in [0, s]$ 、海外貿易財を $f \in [s, 1]$ と表記する。同様に、非貿易部門については、国内非貿易財の範囲を $n \in [0, s]$ 、海外非貿易財を $n^* \in [s, 1]$ と表す（以下、海外変数には\*をつけて表記する）。

#### （貿易部門）

国内貿易部門の企業( $h$ )は、労働を生産要素として、以下の生産関数を有する。

$$Y_t^H(h) = A_t Z_t^T L_t^T(h). \quad (\text{A1})$$

ここで、 $Y_t^H(h)$ は国内貿易財の産出額、 $A_t$ は世界全部門共通の全要素生産性、 $Z_t^T$ は国内貿易部門の生産性、 $L_t^T(h)$ は国内貿易部門の労働需要を表す。ここで、世界共通の全要素生産性 $A_t$ を導入するのは、各国・各部門のBGPにおける定常成長率を $A_t$ で相対化することで、生産性変動等に起因するBS効果を検出するためである（Rabanal [2009]）。世界共通の全要素生産性 $A_t$ は、初期値 $A_0 > 0$ を基準に、BGPにおいて一定の成長率 $g$ で成長すると仮定する（以下、BGP上の基準化は $\tilde{X}_t$ の表記を用いる）。

$$A_t = (1 + g)^t A_0. \quad (\text{A2})$$

国内貿易部門の生産性 $Z_t^T$ は、一定の成長率 $\alpha^T$ で成長し、以下の過程に従う。

---

<sup>16</sup> BGPを想定するのは、各産業の栄枯盛衰を経済ショックとして捕捉するためである。

$$Z_t^T = (1 + \alpha^T)^t \tilde{Z}_t^T, \quad (\text{A3})$$

$$\log(\tilde{Z}_t^T) = \rho^{Z,T} \log(\tilde{Z}_{t-1}^T) + \varepsilon_t^{Z,T} + \varepsilon_t^Z. \quad (\text{A4})$$

ここで、 $\rho^{Z,T}$ は生産性の慣性、 $\varepsilon_t^{Z,T}$ は国内貿易部門への生産性ショック、 $\varepsilon_t^Z$ は貿易部門への世界共通生産性ショックである。なお、ここでは、貿易部門の生産性が各国間で強い相関があることを踏まえ、先行研究に倣い貿易部門への世界共通生産性ショックを導入している (Stockman and Tesar [1995]、Baxter and Crucini [1993]、Rabanal [2009])。

(非貿易部門)

国内非貿易部門の企業( $n$ )も、労働を生産要素として、以下の生産関数に従う。

$$Y_t^N(n) = A_t Z_t^N L_t^N(n). \quad (\text{A5})$$

ここで、 $Y_t^N(n)$ は国内非貿易部門の産出額、 $Z_t^N$ は国内非貿易部門の生産性、 $L_t^N(n)$ は国内非貿易部門の労働需要を表す。国内非貿易部門の生産性は、BGPにおいて一定の成長率 $\alpha^N$ で成長し、以下の過程に従う。

$$Z_t^N = (1 + \alpha^N)^t \tilde{Z}_t^N, \quad (\text{A6})$$

$$\log(\tilde{Z}_t^N) = \rho^{Z,N} \log(\tilde{Z}_{t-1}^N) + \varepsilon_t^{Z,N}. \quad (\text{A7})$$

ここで、 $\rho^{Z,N}$ は生産性の慣性、 $\varepsilon_t^{Z,N}$ は国内非貿易部門への生産性ショックを表す。

## (家計部門と債券市場)

(家計の選好)

国内の代表的家計 $j \in [0, s]$ は、以下の効用関数 ( $U_t$ ) を最大化するように、消費額 ( $C_t$ )・総労働供給量 ( $L_t$ )・内外債券保有量 ( $B_t^H$ 、 $B_t^F$ ) を決定する。

$$U_t = E_o \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ [\log(C_t - b\bar{C}_{t-1})] - \frac{L_t^{1+\phi}}{1+\phi} \right\}. \quad (\text{A8})$$

ここで、 $E_o$ は時点0における期待値オペレーター、 $\beta$ は割引率、 $\phi$ は労働の代替弾力性 (Frisch-elasticity) を表す。習慣形成は、前期の消費水準 $\bar{C}_{t-1}$ で規定され、 $b \in [0,1]$ はその重要性を表すパラメータである。なお、ベースラインモデルでは、部



門間の労働移動が自由なことを想定するため、家計は貿易部門と非貿易部門それぞれに労働を供給 ( $L_t^T$ 、 $L_t^N$ ) し、総労働供給 ( $L_t$ ) を、以下の通り表す。

$$L_t = L_t^T + L_t^N. \quad (\text{A9})$$

国内の消費額  $C_t$  は、以下の通り、貿易財消費額  $C_t^T$  と非貿易財消費額  $C_t^N$  を、CES型関数で合成したものである（集計においては同様の関数系を想定する）。

$$C_t = \left\{ \gamma_c \frac{1}{\varepsilon} (C_t^T)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} + (1 - \gamma_c) \frac{1}{\varepsilon} (\xi_t^{N,C})^{\frac{1}{\varepsilon}} (C_t^N)^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right\}^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}. \quad (\text{A10})$$

ここで、 $\gamma_c$  は貿易財の消費ウェイト、 $\varepsilon$  は貿易財と非貿易財の代替弾力性、 $\xi_t^{N,C}$  はモデルの定常性を確保するための非貿易財に対する選好ショックである。同選好ショックは、先行研究に倣い、BGPにおいて各種の弾力性等を推計するために便宜上導入されるものである（以下も同じ、詳細は [Rabanal \[2009\]](#) 参照）。

貿易財消費額  $C_t^T$  は、国内貿易財消費額  $C_t^H$  と海外貿易財消費額  $C_t^F$  を合成したものととして、以下の通り定義する。

$$C_t^T = \left\{ \gamma_x \frac{1}{\theta} (C_t^H)^{\frac{\theta-1}{\theta}} + (1 - \gamma_x) \frac{1}{\theta} (\xi_t^{F,C})^{\frac{1}{\theta}} (C_t^F)^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right\}^{\frac{\theta}{\theta-1}}. \quad (\text{A11})$$

ここで、 $\gamma_x$  は国内貿易財の消費ウェイト、 $\theta$  は貿易財における国産と海外産の代替弾力性、 $\xi_t^{F,C}$  は海外貿易財に対する選好ショックを表す。なお、国内貿易財消費額  $C_t^H$ 、海外貿易財消費額  $C_t^F$ 、および国内非貿易財消費額  $C_t^N$  は、財間の弾力性  $\sigma > 1$  を用いて、以下の通り定義する。

$$C_t^H = \left[ \left( \frac{1}{s} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \int_0^s C_t(h) \frac{\sigma-1}{\sigma} dh \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad C_t^F = \left[ \left( \frac{1}{1-s} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \int_s^1 C_t(f) \frac{\sigma-1}{\sigma} df \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad (\text{A12})$$

$$C_t^N = \left[ \left( \frac{1}{s} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \int_0^s C_t^N(n) \frac{\sigma-1}{\sigma} dn \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}.$$

（債券市場）

家計は、国内債券（完備市場）と国際的に取引される対外債券（不完備市場）を保有する。一般論として、不完備市場のある開放経済モデルでは、モデルの定常性を確保するため、債券取引にかかる調整費用や、債務の大きさに依存した金

利プレミアム等の工夫が必要となる (Schmitt-Grohé and Uribe [2003])<sup>17</sup>。この点、本稿では、リスクフリーの国内 (名目) 債券 ( $B_t^H$ ) を保有するほか、国際的に取引される外貨建ての (名目) 債券 ( $B_t^F$ ) 保有を通じて、国際的にリスクシェアリングすると想定する。以上を踏まえ、家計の予算制約式は以下の通りである。

$$C_t + \frac{B_t^H}{P_t R_t} + \frac{S_t B_t^F}{P_t R_t^* \Phi \left( \frac{S_t \bar{B}_t^F}{P_t Y_t} \right)} + \frac{T_t}{P_t} \leq \frac{B_{t-1}^H}{P_t} + \frac{S_t B_{t-1}^F}{P_t} + W_t L_t + \Pi_t. \quad (\text{A13})$$

ここで、 $P_t$  は国内消費者物価 (水準)、 $R_t$  は国内名目金利 (グロス)、 $R_t^*$  は海外名目金利 (グロス)、 $S_t$  は名目為替レート (円/ドル)、 $T_t$  は政府支出をファイナンスするための lump-sum 税、 $W_t$  は国内の実質賃金、 $\Pi_t$  は配当、 $\Phi$  は対外債券取引にかかる調整費用 (対外債券保有額/名目産出額) を表す。

消費者物価  $P_t$  は、貿易財価格  $P_t^T$  と非貿易財価格  $P_t^N$  を、貿易財価格  $P_t^T$  は、国内貿易財価格  $P_t^H$  と海外貿易財価格  $P_t^F$  を合成して、以下のように定義する ( $\gamma$  は消費者物価内のウェイト)。

$$P_t = \left\{ \gamma (P_t^T)^{1-\varepsilon} + (1-\gamma) \xi_t^{N,C} (P_t^N)^{1-\varepsilon} \right\}^{\frac{1}{1-\varepsilon}}, \quad (\text{A14})$$

$$P_t^T = \left\{ \gamma_x (P_t^H)^{1-\theta} + (1-\gamma_x) \xi_t^{F,C} (P_t^F)^{1-\theta} \right\}^{\frac{1}{1-\theta}}. \quad (\text{A15})$$

なお、これらの動学を規定する、 $P_t^N$ 、 $P_t^H$ 、 $P_t^F$  は、後述する企業の価格設定行動においてそれぞれ定める。

実質為替レート  $Q_t$  (国内通貨基準) は、名目為替レート  $S_t$  (円/ドル) や各国の消費者物価を用いて、以下のように表す。

$$Q_t \equiv \frac{S_t P_t^*}{P_t}. \quad (\text{A16})$$

実質為替レートの成長率は以下の通りである (小文字は対数値を表す)。

$$\Delta q_t = \Delta s_t + \Delta p_t^* - \Delta p_t. \quad (\text{A17})$$

<sup>17</sup> Schmitt-Grohé and Uribe [2003] は、開放経済モデルの定常性を確保する手段には、対外債券の調整費用、金利プレミアム、内生的割引率等があり、いずれも大差ないことを示している。

ここで、 $\Delta$ は前期との階差オペレーターである。

(家計の最適化)

国内の家計は、(A13)式の予算制約式のもとで(A8)式を最大化するように、消費額、労働供給量、内外債券保有量を決める。これら一階条件を組み合わせると、オイラー方程式とリスクシェアリング式は、それぞれ以下の通りとなる<sup>18</sup>。

$$\frac{1}{C_t - bC_{t-1}} = \beta E_t \left( \frac{1}{C_{t+1} - bC_t} \frac{R_t P_t}{P_{t+1}} \right), \quad (\text{A18})$$

$$E_t \left( \frac{C_t^* - bC_{t-1}^* P_t^*}{C_{t+1}^* - bC_t^* P_{t+1}^*} \right) = E_t \left( \frac{C_t - bC_{t-1} P_t^* Q_{t+1}}{C_{t+1} - bC_t P_{t+1}^* Q_t} \right) \Phi \left( \frac{S_t \bar{B}_t^F}{P_t Y_t} \right). \quad (\text{A19})$$

$C_t$ は $(1+g)(1+a)$ で成長すると想定するため、成長軌道を調整した変数を $\tilde{C}_t = C_t / [(1+g)(1+a)]^t$  (以下、BGP上の基準化は同様の表記を用いる) と定義すると、(18)、(19)をBGP周辺で線形化したものは、以下の通りとなる。

$$b\Delta\tilde{c}_t = -(1+g)(1+a-b)(r_t - E_t\Delta p_{t+1}) + (1+g)(1+a)E_t\Delta\tilde{c}_{t+1}, \quad (\text{A20})$$

$$E_t(q_{t+1}) - q_t = \left[ \frac{(1+g)(1+a^*)E_t\Delta\tilde{c}_{t+1} - b\Delta\tilde{c}_t}{(1+g)(1+a^*-b)} \right], \quad (\text{A21})$$

$$- \left[ \frac{(1+g)(1+a)E_t\Delta\tilde{c}_{t+1}^* - b\Delta\tilde{c}_t^*}{(1+g)(1+a-b)} \right] + \chi b_t + uip_t.$$

ここで、 $\Delta\tilde{c}_t$ は個人消費の成長率、 $b_t = (S_t \bar{B}_t^F / P_t Y_t)$ は国内の対外債券保有量、 $r_t$ は国内名目金利、 $E_t\Delta p_{t+1}$ は来期のインフレ期待、 $\chi = -\Phi'(0)\tilde{Y}$ は、定常値を基準としたRERの対外債券保有に関する感応度、 $uip_t$ はRERへの固有ショックを表す(AR(1)過程)。(A20)式は、標準的なIS曲線、(A21)式はRERの動学を規定するリスクシェアリング式である。

家計の労働供給量の決定は標準的な、以下の一階条件で定まる。

$$L_t^\phi = \frac{1}{C_t - bC_{t-1}} W_t. \quad (\text{A22})$$

<sup>18</sup> 調整費用は家計にとって所与であると仮定する。

これを BGP 周辺で線形化したものは、以下の通りである。

$$\tilde{w}_t = \phi l_t + \frac{(1+g)(1+a)}{(1+g)(1+a-b)} \tilde{c}_t - \frac{b}{(1+g)(1+a-b)} \tilde{c}_{t-1}. \quad (\text{A23})$$

### (企業の価格設定行動)

企業の価格設定行動は、カルボ型の価格粘着性とインデクゼーションがあると仮定する（内外各部門は異質）。(A14)式の国内消費者物価は、国内非貿易部門の物価 $P_t^N$ 、国内貿易部門の物価 $P_t^H$ 、海外貿易部門の物価 $P_t^F$ を合成したものとなっている。なお、カルボ型の価格粘着性については、企業が価格を変えられる確率（毎期）を、非貿易部門は $1 - \theta_N$ 、貿易部門は $1 - \theta_H$ とする。また、インデクゼーションについては、企業が最適価格を付けられないときに、割合 $\phi$ の企業は、当該部門における前期のインフレ率、割合 $1 - \phi$ の企業は、定常インフレ率 $\Pi$ （グロス）に、物価を連動させると想定する（非貿易部門はN、貿易部門はHと表記し、海外も対称）。以下では、国内非貿易部門について詳細を説明し、それ以外は類似するため、簡潔に記述する。

(非貿易部門)

国内非貿易部門の企業（ $n$ ）は、需要関数 $y_{t+k}^{N,d}(n)$ を制約に、以下の利潤最大化問題によって販売価格 $p_t^N(n)$ を決定する。

$$\max_{p_t^N(n)} E_t \sum_{k=0}^{\infty} \theta_N^k \Lambda_{t,t+k} \left\{ \frac{\left[ p_t^N(n) \left( \frac{P_{t+k-1}^N}{P_{t-1}^N} \right)^{\phi^N} (\Pi^N)^{k(1-\phi^N)} \right]}{P_{t+k}} - MC_{t+k}^N \right\} y_{t+k}^{N,d}(n), \quad (\text{A24})$$

$$\text{s.t.} \quad y_{t+k}^{N,d}(n) = \frac{(1-\gamma)}{s} \left[ \frac{p_t^N(n)}{p_{t+k}^N} \left( \frac{P_{t+k-1}^N}{P_{t-1}^N} \right)^{\phi^N} (\Pi^N)^{k(1-\phi^N)} \right]^{-\sigma} Y_{t+k}^N. \quad (\text{A25})$$

ここで、時点  $t$  は企業が直近において最適価格を付けたタイミングを表す。 $\Lambda_{t,t+k}$  は確率的な割引因子、 $y_{t+k}^{N,d}(n)$  は、時点  $t+k$  における製品  $n$  への需要を表す。 $Y_t^N$  は非貿易財への総需要（A12 式と同じ）、 $\Pi^N$  は国内非貿易部門の定常インフレ率（グロス）である。なお、非貿易部門の実質限界費用 $MC_t^N$ は、実質賃金 $W_t$ と各種生産性を用いて、以下のように表現される。

$$MC_t^N = \frac{W_t}{A_t Z_t^N}. \quad (\text{A26})$$

こうしたもと、国内非貿易部門の物価水準の遷移式は、

$$P_t^N = \left\{ \theta_N \left[ P_{t-1}^N (\Pi_{t-1}^N)^{\varphi^N} (\Pi^N)^{1-\varphi^N} \right]^{1-\sigma} + (1-\theta_N) [\hat{P}_t^N]^{1-\sigma} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}}. \quad (\text{A27})$$

と表され、 $\hat{P}_t^N$ は国内非貿易部門の最適価格、 $\Pi_{t-1}^N$ は前期における非貿易部門のインフレ率（グロス）である。（A27）式から、線形化したフィリップスカーブは、

$$\Delta \tilde{p}_t^N - \varphi_N \Delta \tilde{p}_{t-1}^N = \tilde{\beta} E_t (\Delta \tilde{p}_{t+1}^N - \varphi_N \Delta \tilde{p}_t^N) + \kappa_N (\tilde{w}_t - \tilde{z}_t^N - \tilde{t}_t^N). \quad (\text{A28})$$

となる。ここで、 $\tilde{\beta} = \beta(1+a_N)/(1+a)$ 、 $\kappa_N = (1-\theta_N)(1-\beta\theta_N(1+a_N)/(1+a))/\theta_N$ 、 $\Delta \tilde{p}_t^N$ は国内非貿易財のインフレ率、 $\tilde{w}_t$ は実質賃金、 $\tilde{z}_t^N$ は非貿易部門の生産性、 $\tilde{t}_t^N$ は非貿易財の（国内における）相対価格である。（A28）式をみると、相対価格（ $\tilde{t}_t^N$ ）が低い場合には、非貿易財への需要が増えることがインフレ圧力となることが確認できる。

（貿易部門）

国内貿易部門も、非貿易部門と同様の利潤最大化問題を解くことを想定する。国内貿易財のフィリップスカーブは、

$$\Delta \tilde{p}_t^h - \varphi_h \Delta \tilde{p}_{t-1}^h = \tilde{\beta} E_t (\Delta \tilde{p}_{t+1}^h - \varphi_h \Delta \tilde{p}_t^h) + \kappa_h (\tilde{w}_t - \tilde{z}_t^h - \tilde{t}_t^h - \tilde{t}_t^T). \quad (\text{A29})$$

となる。ここで、 $\Delta \tilde{p}_t^h$ は国内貿易財のインフレ率、 $\tilde{w}_t$ は実質賃金、 $\tilde{z}_t^h$ は貿易財の生産性、 $\tilde{t}_t^h$ は貿易財の内外相対価格、 $\tilde{t}_t^T$ は貿易財の（国内における）相対価格をそれぞれ表す。国内貿易財のインフレ率は、国内の相対価格や、海外で生産される貿易財が安くなると、国内貿易財への需要が増えることにより上昇する。

（金融政策・各国の市場均衡・対外バランス）

上記以外のモデル要素としては、まず、国内の金融政策は、金利スモーキング付きのテイラールールに従うと想定する（海外も同様）。

$$R_t^H = \bar{R}^{(1-\rho_r)} R_t^{\rho_r} (\Pi_t / \Pi^*)^{(1-\rho_r)\gamma_\pi} (Y_t / Y^*)^{(1-\rho_r)\gamma_y} \exp(\varepsilon_t^m). \quad (\text{A30})$$

ここで、 $R_t^H$ は国内名目短期金利(グロス)、 $\bar{R}$ は定常状態の金利、 $\rho_r$ は金利の慣性、 $\gamma_\pi$ 、 $\gamma_y$ はテイラールールにおけるインフレギャップ ( $\Pi_t/\Pi^*$ ) と需給ギャップ ( $Y_t/Y^*$ ) への感応度、 $\varepsilon_t^m$ は金融政策ショックである。

次に、各国経済における市場均衡条件は以下の通りである (海外も対称)。

$$Y_t^H = C_t^H + C_t^{H*} + G_t^T, \quad (\text{A31})$$

$$Y_t^N = C_t^N + G_t^N, \quad (\text{A32})$$

$$Y_t = \frac{P_t^H}{P_t} Y_t^T + \frac{P_t^N}{P_t} Y_t^N, \quad (\text{A33})$$

$$L_t = L_t^{D,T} + L_t^{D,N}. \quad (\text{A34})$$

ここで、国内貿易部門の生産額 $Y_t^H$ は、内外の貿易財需要 ( $C_t^H$ 、 $C_t^{H*}$ ) と外生的な政府需要 $G_t^T$ の合計と一致する。また、非貿易部門でも同様の政府需要 $G_t^N$ があると想定する。これらの政府支出は家計の lump-sum 税でファイナンスされ、財政収支は每期均衡すると仮定する。最終的に、経済全体の算出量 $Y_t$  は、貿易部門・非貿易部門の産出額を相対価格で合成する。このほか、労働市場は、家計の総労働供給量 ( $L_t$ ) と、各部門の労働需要の合計 ( $L_t^{D,T}$ 、 $L_t^{D,N}$ ) が一致する。

最後に、国内が保有する対外債券の遷移式は、国内の名目貿易収支 ( $NX_t$ ) を用いて、以下の通り表される。

$$\frac{S_t B_t^F}{P_t R_t^* \Phi \left( \frac{S_t \bar{B}_t^F}{P_t Y_t} \right)} = \frac{S_t B_{t-1}^F + NX_t}{P_t}. \quad (\text{A35})$$

本式は、対外債券保有量の遷移式であり、貿易収支が黒字であれば ( $NX_t > 0$ )、その分だけ対外債券の保有 ( $B_t^F > 0$ ) が増えることを表す。別の言い方をすると、対外債券の保有量が正であれば、その裏側で海外貿易収支がファイナンスされていることを意味する。なお、国内の貿易収支の対数値 $nx_t$  を、 $nx_t \equiv (1 - \gamma_x) \gamma_c (x_t + \hat{t}_t^T - x_t^*)$ と定義すると ( $x_t$ 、 $x_t^*$ 、 $\hat{t}_t^T$ は、わが国の名目輸出額、名目輸入額、交易条件をそれぞれ表す)、(A35) 式は以下の通り表される。

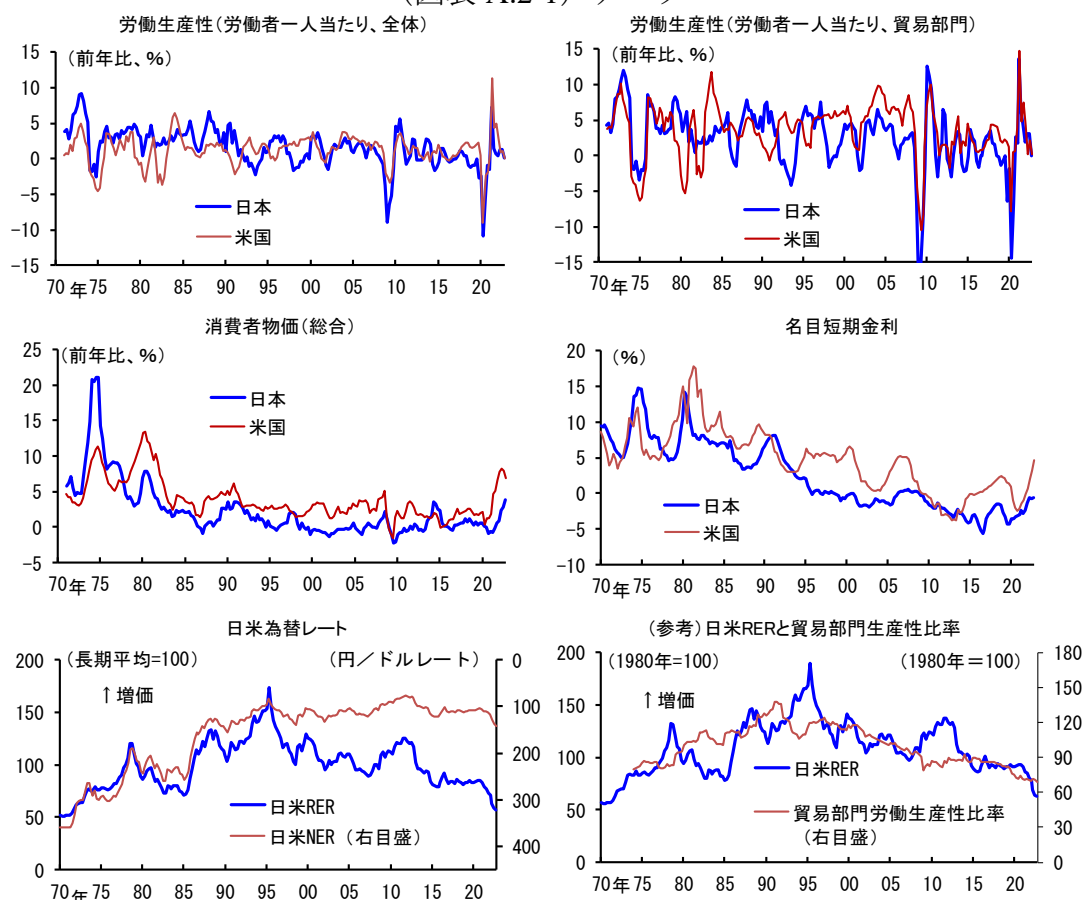
$$nx_t = \beta b_t - \frac{1}{(1+g)(1+a^*)} b_{t-1}. \quad (\text{A36})$$



## A.2 本稿で用いるデータ

モデルのベイズ推計には、実質 GDP (2 か国×2 部門)、消費者物価 (2 か国×2 部門)、名目短期金利 (2 か国)、日米 RER (日米 NER と消費者物価から作成)、合計で 11 個の変数を使用した。実質 GDP は、日本は内閣府、米国は BEA (Bureau of Economic Analysis)、消費者物価は、日本は総務省、米国は BLS (Bureau of Labor Statistics)、名目短期金利は HAVER 等 (1995 年以降は日米ともにシャドーレート)、労働者数は日本は厚生労働省、米国は BLS、NER は日本銀行から取得した。主なデータの動きを図表 A.2-1 でみると、労働生産性 (労働者一人当たり) の伸びは、1990 年代半ばまでは日本の方が米国より高かったが、1990 年代以降関係性が逆転した。また、左下の図表で日米為替レートの傾向をみると、①1990 年代半ばまでは日米 NER と日米 RER がほぼ並行して増価したあと、②1990 年代半ばから 2010 年頃までは NER が増価した一方 RER は減価した。③それ以降は、NER と RER が減価している。本稿の分析結果を踏まえると、わが国貿易部門の対米国でみた生産性の傾向が、RER の長期変動の主な起点となってきたと考えられる。

(図表 A.2-1) データ



(注) 貿易部門労働生産性比率の計算には、EU KLEMS 算出の PPP レートを使用。

(出所) 総務省、内閣府、日本銀行、BEA、BLS、EU KLEMS、HAVER 等

### A.3 モデルの推計

モデル推計の観察方程式は以下の通りである (*obs* がついている変数はデータ、 $y, p$  の小文字は GDP、消費者物価の対数値を表す)。

$$\begin{aligned}
 & \text{(実質 GDP) 国内} & y_t^{obs} - y_{t-1}^{obs} &= g + a + \bar{g}_t^{pop} + \Delta \tilde{y}_t \\
 & \text{国内 (非貿易部門)} & y_t^{N,obs} - y_{t-1}^{N,obs} &= g + a^N + \bar{g}_t^{N,pop} + \Delta \tilde{y}_t^N \\
 & \text{海外} & y_t^{*,obs} - y_{t-1}^{*,obs} &= g + a^* + \bar{g}_t^{*,pop} + \Delta \tilde{y}_t^* \\
 & \text{海外 (非貿易部門)} & y_t^{N*,obs} - y_{t-1}^{N*,obs} &= g + a^{N*} + \bar{g}_t^{N*,pop} + \Delta \tilde{y}_t^{N*} \\
 & \text{(インフレ) 国内} & p_t^{obs} - p_{t-1}^{obs} &= \bar{\pi} - a + \Delta \tilde{p}_t \\
 & \text{国内 (非貿易部門)} & p_t^{N,obs} - p_{t-1}^{N,obs} &= \bar{\pi} - a^N + \Delta \tilde{p}_t^N \\
 & \text{海外} & p_t^{*,obs} - p_{t-1}^{*,obs} &= \bar{\pi}^* - a^* + \Delta \tilde{p}_t^* \\
 & \text{海外 (非貿易部門)} & p_t^{N*,obs} - p_{t-1}^{N*,obs} &= \bar{\pi}^* - a^{N*} + \Delta \tilde{p}_t^{N*} \\
 & \text{(名目金利) 国内} & r_t^{obs} &= g + \bar{g}_t^{pop} + \bar{\pi} + r_t \\
 & \text{海外} & r_t^{*,obs} &= g + \bar{g}_t^{*,pop} + \bar{\pi}^* + r_t^* \\
 & \text{(日米 RER)} & q_t^{obs} &= q_t
 \end{aligned}$$

ここで、 $g$  は世界共通の労働生産性成長率、 $a$ 、 $a^N$  は国内全体、国内非貿易部門の労働生産性成長率、 $\bar{g}_t^{pop}$ 、 $\bar{g}_t^{N,pop}$  は国内全体、国内非貿易部門の労働者数のトレンド成長率<sup>19</sup>、 $\bar{\pi}$  はインフレの長期トレンドである (\*は海外)<sup>20</sup>。これらのうち、設定が必要なパラメーターは 7 つあるが ( $g$ 、 $a$ 、 $a^N$ 、 $a^*$ 、 $a^{N*}$ 、 $\bar{\pi}$ 、 $\bar{\pi}^*$ )、中でも、生産性トレンドに関するパラメーター ( $a$ 、 $a^N$ 、 $a^*$ 、 $a^{N*}$ ) は、各国・各部門の実質成長率とインフレの格差を調整する役割を果たす (Rabanal [2009])。

推計に当たり、一部のパラメーターは先行研究をもとにカリブレーションした (図表 A.3-1) (Rabanal [2009]、Rabanal and Tuesta [2010])。家計選好に関わるパラメーター ( $\beta$ ) は 0.995、労働の代替弾力性 ( $\phi$ ) は 1、習慣形成のパラメーター ( $b$ ) は、日米共通で 0.7 とした。このほか、世界成長率、貿易財消費ウエイトや、貿易財輸入ウエイトなどは、GDP や消費者物価のデータをもとに設定した。

<sup>19</sup> 各国・各部門の労働者数のトレンド成長率は、HP フィルターを用いて算出した。

<sup>20</sup> インフレのトレンドを可変とすることも考えられるが、本稿は長期的な傾向を確認することが目的であるため、その探索は今後の課題としたい。

(図表 A.3-1) カリブレーション

パラメーター	記号	値	参照
割引率	$\beta$	0.995	Rabanal [2009]、Rabanal and Tuesta [2010]
労働の代替弾力性	$\phi$	1	Rabanal [2009]、Smets and Wouters [2003]
政府支出ウェイト	$\gamma, \gamma^*$	0.2	Rabanal [2009]、Rabanal and Tuesta [2010]
貿易財の消費ウェイト・日本	$\gamma_c$	0.52	CPI の財ウェイト (1970-2022 年)
貿易財の消費ウェイト・米国	$\gamma_c^*$	0.52	CPI の財ウェイト (1970-2022 年)
世界成長率	$g$	0.3	日米の成長率をもとに設定
輸入ウェイト・日本	$1 - \gamma_x$	0.13	GDP に占める輸入比率
輸入ウェイト・米国	$1 - \gamma_x^*$	0.12	GDP に占める輸入比率

事前分布は、0 から 1 の値をとるパラメータはベータ分布、正の値をとるパラメータはガンマ分布、制約のないパラメータは正規分布を使用した (図表 A.3-2)。個別にみると、(A11)式の貿易財における国産と海外産の代替弾力性 ( $\theta$ ) の事前分布の平均値は、貿易財のミクロ実証研究では相応に高い弾性値が報告されていることを踏まえ 4 と想定した (Sugita *et al.* [2019])。それ以外のパラメーターは、Rabanal [2009]、Rabanal and Tuesta [2010] に準拠している。すなわち、(A10)式における貿易財と非貿易財の代替弾力性 ( $\varepsilon$ ) は、コブ・ダグラス型関数を念頭に 1 としたほか、対外債券保有にかかる調整費用のパラメーター ( $\chi$ ) は、不完全市場のある開放経済モデルにおいて定常性を確保するために小さい値 (0.02) を出発点とした (Schmitt-Grohé and Uribe [2003]、Elekdag, Justiniano, and Tchnkarov [2006])。カルボの価格粘着性パラメーター ( $\theta_H, \theta_H^N, \theta_H^*, \theta_H^{N*}$ ) は日米・各部門ともに 0.75、物価の慣性は、各国財・サービス ( $\varphi_h, \varphi_N, \varphi_N^*, \varphi_h^*$ ) とともに 0.6 とした。日米のテイラールールは標準的でインフレギャップの項 ( $\gamma_\pi, \gamma_\pi^*$ ) が 1.5、需給ギャップの項 ( $\gamma_y, \gamma_y^*$ ) は 1.0、金利の慣性 ( $\rho_r, \rho_r^*$ ) は 0.7 とした。モデルの構造ショックは全部で 12 個 (需要ショック (2 か国×2 部門)、供給ショック (2 か国×2 部門、世界共通)、金融政策ショック (2 か国)、RER 固有の UIP ショック) あり、その慣性と分散は Rabanal [2009] や Rabanal and Tuesta [2010] に準拠した。このほか、インフレの定常値 ( $\bar{\pi}, \bar{\pi}^*$ ) は、1970 年代以降の長期実績を踏まえ、日米ともに年率 2% としたほか、各部門の生産性成長率 ( $a, a^N, a^*, a^{N*}$ ) の平均は 0 とした。

パラメータの推計結果をみると、貿易財の代替弾力性 ( $\theta$ ) は 3 程度、貿易財と非貿易財の代替弾力性 ( $\varepsilon$ ) は 1 程度となった。物価に関しては、非貿易部門が貿易部門より粘着的であるもと、日本の方が相対的に粘着性が高い結果となり、日米物価の物価研究とも整合的である (才田・肥後 [2007]、Nakamura and Steinsson [2008])。テイラールールに関しては、標準的な推計結果となったほか、インフレの定常値 (年率) は日米ともに年率 2.4% 程度で、長期平均の近くに推計された。

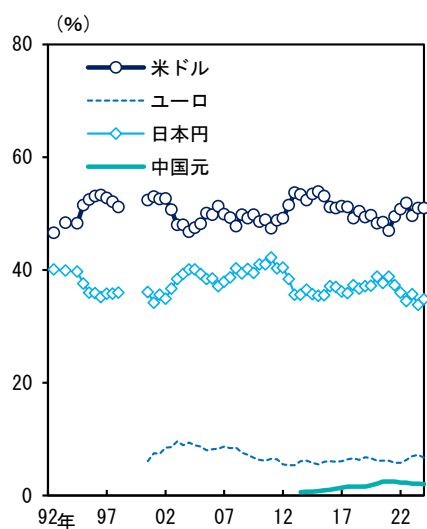
(図表 A.3-2) パラメータの推計

パラメータ				事前分布			事後分布
				分布	平均	分散	( ) 10-90% tile band
貿易財における国産と海外産の価格弾力性		$\theta$	Gamma	4.0	0.5	2.99 (2.85 - 3.10)	
貿易財と非貿易財の価格弾力性		$\varepsilon$	Gamma	1.0	0.5	0.91 (0.83 - 0.97)	
RER の対外債券保有に関する感応度		$\chi$	Gamma	0.02	0.014	0.01 (0.00 - 0.01)	
1-価格改定頻度	貿易部門	日米共通	$\theta_H$	Beta	0.75	0.15	0.43 (0.36 - 0.46)
	非貿易部門	日本	$\theta_H^N$	Beta	0.75	0.15	0.72 (0.65 - 0.77)
		米国	$\theta_H^{N*}$	Beta	0.75	0.15	0.67 (0.62 - 0.72)
物価の慣性	非貿易部門	日本	$\varphi_N$	Beta	0.6	0.2	0.65 (0.58 - 0.75)
		米国	$\varphi_N^*$	Beta	0.6	0.2	0.52 (0.45 - 0.56)
	貿易部門	日米共通	$\varphi_h$	Beta	0.6	0.2	0.37 (0.31 - 0.46)
テイラールール	物価	日本	$\gamma_\pi$	Normal	1.5	0.25	2.13 (2.06 - 2.20)
		米国	$\gamma_\pi^*$	Normal	1.5	0.25	1.94 (1.87 - 2.03)
テイラールール	経済	日本	$\gamma_y$	Normal	1.0	0.2	0.98 (0.90 - 1.08)
		米国	$\gamma_y^*$	Normal	1.0	0.2	1.00 (0.98 - 1.03)
金利の慣性		日本	$\rho_r$	Beta	0.7	0.1	0.65 (0.61 - 0.74)
		米国	$\rho_r^*$	Beta	0.7	0.1	0.79 (0.74 - 0.82)
ショックの慣性	生産性 貿易部門	日本	$\rho^{Z,T}$	Beta	0.7	0.1	0.94 (0.91 - 0.98)
		米国	$\rho^{Z,T*}$	Beta	0.7	0.1	0.81 (0.75 - 0.90)
	生産性 非貿易部門	日本	$\rho^{Z,N}$	Beta	0.7	0.1	0.81 (0.72 - 0.91)
		米国	$\rho^{Z,N*}$	Beta	0.7	0.1	0.83 (0.78 - 0.91)
	需要 貿易部門	日本	$\rho^{G,T}$	Beta	0.7	0.1	0.82 (0.77 - 0.88)
		米国	$\rho^{G,T*}$	Beta	0.7	0.1	0.94 (0.91 - 0.98)
需要 非貿易部門	日本	$\rho^{G,N}$	Beta	0.7	0.1	0.86 (0.77 - 0.96)	
	米国	$\rho^{G,N*}$	Beta	0.7	0.1	0.91 (0.90 - 0.96)	
為替		$\rho^{uip}$	Beta	0.7	0.1	0.32 (0.15 - 0.63)	
生産性トレンド		日本	$\alpha$	Normal	0.0	0.1	0.23 (0.15 - 0.30)
		米国	$\alpha^*$	Normal	0.0	0.1	-0.11(-0.19 - -0.03)
生産性トレンド	非貿易部門	日本	$\alpha^N$	Normal	0.0	0.1	-0.02(-0.04 - 0.02)
		米国	$\alpha^{N*}$	Normal	0.0	0.1	-0.01(-0.08 - 0.03)
インフレ		日本	$\bar{\pi}$	Normal	0.5	0.1	0.63 (0.59 - 0.74)
インフレ		米国	$\bar{\pi}^*$	Normal	0.5	0.1	0.59 (0.50 - 0.70)
ショックの分散	需要 貿易部門	日本	$\varepsilon_t^{G,T}$	Gamma	1.0	0.5	1.10 (0.98 - 1.32)
		米国	$\varepsilon_t^{G,T*}$	Gamma	1.0	0.5	1.09 (0.84 - 1.44)
	需要 非貿易部門	日本	$\varepsilon_t^{G,N}$	Gamma	1.0	0.5	1.07 (1.03 - 1.22)
		米国	$\varepsilon_t^{G,N*}$	Gamma	1.0	0.5	1.02 (0.99 - 1.09)
	金融政策	日本	$\varepsilon_t^m$	Gamma	0.4	0.2	0.34 (0.30 - 0.37)
		米国	$\varepsilon_t^{m*}$	Gamma	0.4	0.2	0.49 (0.45 - 0.54)
生産性 貿易部門	日本	$\varepsilon_t^{Z,T}$	Gamma	0.7	0.3	2.04 (2.00 - 2.06)	
	米国	$\varepsilon_t^{Z,T*}$	Gamma	0.7	0.3	2.01 (1.97 - 2.07)	
生産性 非貿易部門	日本	$\varepsilon_t^{Z,N}$	Gamma	0.7	0.3	1.03 (0.99 - 1.11)	
	米国	$\varepsilon_t^{Z,N*}$	Gamma	0.7	0.3	1.01 (0.98 - 1.05)	
為替		$\varepsilon_t^{uip}$	Gamma	1.0	0.5	1.21 (1.15 - 1.30)	
生産性	世界共通	$\varepsilon_t^Z$	Gamma	0.2	0.1	0.09 (0.05 - 0.11)	

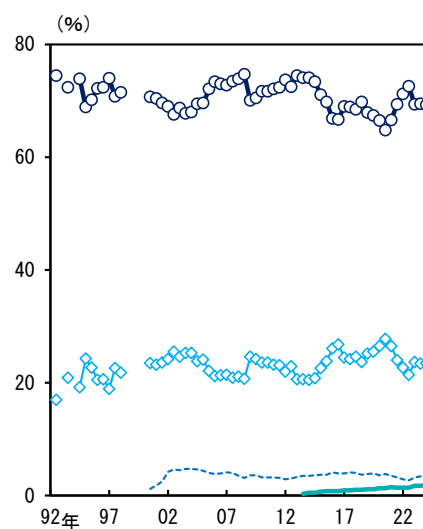
(参考)

(参考図表) 決済通貨比率<sup>21</sup>

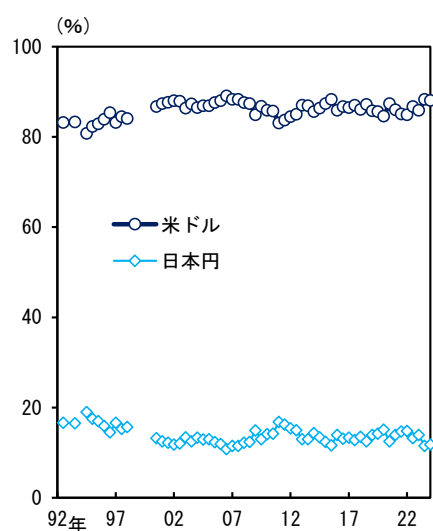
輸出 (対世界)



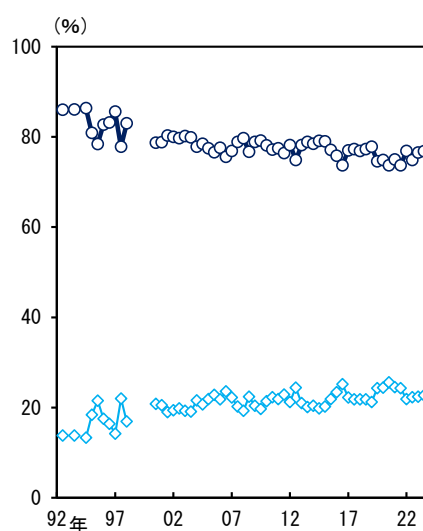
輸入 (対世界)



輸出 (対米国)



輸入 (対米国)



(注) 1992～1998年は通商産業省、以降は財務省。  
(出所) 経済産業省、財務省

<sup>21</sup> 日本の製造業企業の決済通貨は、対米輸出の85%以上は米ドル、対EU輸出の55%程度はユーロであるなど、先進国向けの輸出において輸出先の通貨を選択する傾向がある(Ito et al. [2018])。