



## RIIT Working Paper Series

RWP-2026-002

貿易財の代替弾力性の推計について

－日本の例

井尻直彦

(RIIT, 日本大学経済学部)

陳碩

(RIIT, 日本大学大学院経済学研究科)

January 2026

Research Institute for Impediments to Trade

Tokyo, Japan

HP: <https://riit.or.jp>

RIIT Working Paper Series

RWP-2026-002

# 貿易財の代替弾力性の推計について －日本の例－

井尻直彦<sup>1</sup>

貿易障壁研究所 (RIIT)  
日本大学経済学部

陳碩

貿易障壁研究所 (RIIT)  
日本大学大学院経済学研究科

January 11, 2026

---

<sup>1</sup>Corresponding author. 101-8360, 東京都千代田区神田三崎町 1 - 3 - 2 日本大学経済学部; NPO 法人 貿易障壁研究所 (RIIT). Email: [naohiko.ijiri@riit.or.jp](mailto:naohiko.ijiri@riit.or.jp)

### Abstract

本稿は、日本の HS6 桁輸入データを用いて、Feenstra (1994) の実証枠組みおよび Soderbery (2015) による改良手法に基づき、財別代替弾力性を推計する。既存研究の多くが米国データや世界貿易データに依拠しているのに対し、本研究は日本に焦点を当て、推計手法上の選択が推計された弾力性の水準・分布および推計可能な財の範囲にどのような影響を与えるかを体系的に検討する。

本研究の中心的貢献は、代替弾力性推計における参照国選択の役割を明示的に分析する点にある。具体的には、各財について日本の最大輸入相手国を参照国とする財別参照国ルールと、米国を固定的に参照国とするルールを比較する。その結果、参照国の選択は、推計された弾力性の水準や分布だけでなく、弾力性が推計可能となる財の外延 (extensive margin) にも大きな影響を与えることが示される。

分析の結果、弾力性分布の下位および中位に位置する財については、参照国ルール間の差は比較的小さい一方、上方分位では差が急激に拡大することが明らかとなった。特に、Soderbery (2015) に基づく第 2 段階推計では、参照国選択および外れ値処理に対する感応度が高い。これらの結果は、単一の参照国ルールに基づく弾力性推計に依拠することへの注意を促すものである。

以上の分析を通じて、本研究は日本の輸入構造に関する体系的な財別代替弾力性推計を提供するとともに、参照国選択が輸入構造の理解、厚生分析、および貿易政策の定量評価において重要な役割を果たすことを示す。

**Keywords:** 財の代替弾力性, 参照国選択, HS6 桁貿易データ, 外延マージン, 貿易政策分析

## 1 はじめに

貿易財の代替弾力性は、国際貿易・マクロ経済モデルにおける経済効果分析の中心的なパラメータである。このため、これまで多くの研究が貿易財の代替弾力性の推計を試みており、国際貿易分野の研究者や政策担当者から高い関心を集めてきた。

Feenstra(1994) の研究を嚆矢とするこの分野における代表的な研究には、その後の国際貿易の経済厚生分析に関する実証研究の発展に大きな影響を与えた Broda and Weinstein(2006) による米国を対象とした研究や、その中に含まれる統計的バイアスの改善を図った Soderbery(2015) などがある。さらに、Fontagné et al.(2022) をはじめとする CEPII の一連の研究プロジェクトでは、HS6 桁 (HS6-digit) レベルの世界貿易データを用いて、国別ではなく財レベルの貿易財の代替弾力性を推計している。しかし、これらの研究には依然として疑問が残る。第一に、代替弾力性は国ごとの輸入可能性に依存する可能性があるため、米国で推計された値を他国にそのまま適用することには問題がある。第二に、CEPII の世界レベルの貿易データを用いた推計結果を、各国の厚生分析へ直接適用する妥当性も明確ではない。Bajzik et al.(2020) のメタ分析によれば、先行研究による貿易財レベルの代替弾力性の推計結果には大きなばらつきが存在する。また、Boehm et al.(2023) も、使用するデータの時期や期間によって結果が異なり得ることを指摘している。

Feenstra(1994) の推計方法では、貿易財の代替弾力性は時系列的に一定であることが想定されている。しかし、現実の経済では、貿易相手国の新規参入や退出、新たな貿易財の登場

が常に観察される。したがって、貿易財の代替弾力性の計測は、一度限りで完結するものではなく、継続的に検証されるべき対象である。

そこで本研究では、以上のような先行研究における指摘を踏まえ、日本の輸入データを用いて HS6 桁レベルの貿易財の代替弾力性を推計する。さらに、Feenstra(1994) の推定方法に基づき、参照国の選択が推計結果に与える影響についても検証する。

## 2 研究背景

### 2.1 世界貿易構造の変化と貿易財の代替弾力性の意義

古典的な国際貿易理論、たとえばリカードモデルやヘクシャー＝オリーン（Heckscher-Ohlin, HO）モデルは、貿易を通じて生産効率を高めるメカニズムに注目し、各国の相対的な技術水準や生産要素賦存状態の違いによる比較優位を理論の中心に据えてきた。しかし、技術進歩や規模の経済の影響が顕在化する中で、世界の貿易パターンの決定要因は、従来の生産者中心の効率性の議論から、消費者による製品多様性への需要や市場構造の変化にも目を向けるものへと次第にシフトしてきた。

このような理論的視点の転換は、1960 年代末から 1970 年代にかけて始まった。Armington (1969) は、消費者が製品の産地によって商品を区別するという仮説を提起し、従来の同質財前提の理論に疑問を投げかけた。その後、Lancaster (1977) や Krugman (1979) は、消費者の品種選好を理論化し、新貿易理論の基盤を築いた。これらの研究は、製品の多様性が消費者の経済厚生 of 重要な源泉であると同時に、国際貿易パターンの変化を促す主要な要因であることを示している。

特に、Krugman (1979) による独占的競争モデルは、規模の経済とバラエティ（品種）選好を統合することによって、貿易モデルにおける財の代替弾力性の中心的な役割を明確にした。財の代替弾力性は、各財におけるバラエティ間の代替のしやすさを測定するだけでなく、消費者がバラエティの拡大から享受する経済厚生 of 程度にも直接的な影響を与える。したがって、新貿易理論に基づく研究において、財の代替弾力性は極めて重要なパラメータであり、その精緻な推計は、世界貿易の構造的な理解、価格変動が輸入財構成に与える影響の解明、さらには適切な貿易政策の立案において、極めて意義深いものとなっている。

### 2.2 国際経済学における貿易財の代替弾力性の役割

Krugman (1979) は、国際貿易モデルに不完全競争の市場構造を本格的に導入し、独占的競争が現実の貿易パターンを説明する上で有効であることを示した。この枠組みにおいては、製品内バラエティ間の代替弾力性（elasticity of substitution）が中心的な構造パラメータとして位置づけられる。この弾力性は、消費者が異なるバラエティをどの程度代替可能とみなすかを規定するだけでなく、市場に提供される品種構成の変化が消費者効用に与える影響を決定する要素としても機能する。

1990 年代に入ると、WTO の設立（1995 年）、NAFTA の発効（1994 年）、欧州単一市場の深化（1993 年）など、世界的な貿易自由化が進展した。この結果、国境を越えた財の流通は加速し、製品バラエティへの需要も拡大した。このような環境下では、比較優位に依拠する従来の理論では観察される貿易パターンを十分に説明できず、研究の重心は次第に、

規模の経済 (economies of scale) や品種効果 (variety effect) を中心に据えた理論的枠組みへと移行していった (Krugman, 1995 ; Feenstra, 1998)。

実証分析の分野では、Feenstra (1994) が、輸入単価指数の変化に基づいて財の代替弾力性を推計する革新的な方法を提示した。この手法は、新貿易理論に基づくバラエティ拡大の厚生効果 (welfare gains from increased variety) を定量的に評価することを可能にし、その後の研究にとって基盤的な役割を果たしている。

Broda and Weinstein (2006) は、Feenstra のアプローチを応用し、米国の輸入財に関する代替弾力性を体系的に推計するとともに、貿易による品種数の変化が消費者効用に与える影響を実証的に測定する手法を提示した。さらに、Ossa (2015) は、財の代替弾力性を考慮した上で、国際貿易が国別の厚生水準にどのような影響を及ぼすかを分析し、貿易交渉における「利益と分担」の枠組みを構築している。

近年では、代替弾力性は関税政策の評価にも広く利用されている。Soderbery (2018) は、米国の貿易データに基づき品目レベルの代替弾力性推計値を用いて最適関税率を導出し、貿易収支均衡や政策評価のための定量的根拠を提供した。また、Amiti, Redding and Weinstein (2019) は、トランプ政権下での関税引き上げが価格変動およびバラエティ代替を通じて消費者厚生に及ぼす影響を分析し、代替弾力性が厚生損失の大きさを規定する中心的パラメータであることを示している。

### 3 先行研究サーベイ

#### 3.1 なぜ Feenstra (1994) の手法を採用するのか

1979 年に Krugman がいわゆる「新貿易理論」モデルを提示して以降、国際貿易研究は、完全競争および同質財を前提とする従来の枠組みから、不完全競争、規模の経済 (economies of scale), および財の差別化 (product differentiation) を明示的に組み込む、より現実妥当性の高い理論構造へと発展してきた。この理論的転換は、同一産業内での双方向貿易や製品多様性の拡大といった実際の貿易パターンを説明する上で重要な役割を果たしてきた。

その後、Eaton and Kortum (2002) によるリカード型生産性分布モデル、および Melitz (2003) による企業異質性モデルの登場により、国際的な生産性格差や企業レベルにおける輸出参入・退出行動の理論的分析は大きく進展した。これらのモデルは、供給側の異質性を明示的に導入することで、貿易構造の変化、経済厚生の帰着、ならびに政策ショックの影響を分析するための基礎的枠組みを提供している。

これらの供給側アプローチに対し、もう一つの重要な理論的系譜として、Armington 仮説に基づくモデル群が存在する。この仮説は、消費者が同一の財分類に属する製品であっても、その原産国の違いに基づいて異なる財として認識し、区別して消費することを前提とするものであり、国別に差別化された財の間での代替行動を記述する。Armington 型モデルにおいては、バラエティ間の代替弾力性 (elasticity of substitution) が、価格や貿易コストの変化に対する需要の反応を規定する中核的な構造パラメータとなる。この弾力性は、関税、輸送費、その他の貿易障壁が貿易構造および消費者効用に与える影響の方向性と大きさを決定づける要因である。

実証研究の文献においては、貿易弾力性の推定手法をめぐって大きく二つのアプローチが

存在する。一つは、Melitz (2003) や Chaney (2008) に代表される企業異質性モデルの枠組みに基づき、企業レベルのマイクロデータを用いて生産性分布や市場参入コストを推定する方法である。このアプローチは、企業間の異質性を精緻に捉えることを可能にする一方で、生産性分布に関する特定の仮定（例えばパレート分布）への依存度が高く、また詳細な企業マイクロデータを必要とするため、実証応用上の制約も少なくない。

もう一つのアプローチは、構造的重力モデルに基づき、二国間の貿易フロー、関税データ、国固定効果などを用いて貿易弾力性を推定する方法である (Head and Mayer, 2015)。この方法は、政策シミュレーションや大規模な定量分析において広く用いられているものの、輸出国による新規参入や退出といった品目レベルでの参入・退出の変動を十分に捉えることが難しいという限界を有している。一方で、本研究の関心は、まさに貿易相手国の参入・退出、すなわち「新しい貿易と失われた貿易 (井尻, 2022)」が日本の輸入構造にどのような影響を及ぼしているのかを明らかにする点にある。この分析目的に照らすと、国別集計データに基づく手法よりも、品目レベルの変動を直接識別可能な実証手法が求められる。

このような背景の下で、Feenstra (1994) によって提案された推定手法は、財の代替弾力性および供給弾力性を実証的に識別するための、理論的一貫性と実証的柔軟性を兼ね備えた枠組みを提供する。Feenstra の方法は、CES 型選好構造を前提としつつ、観察不可能な価格指数を直接推定することを回避し、代わりに「品目価格指数」を構築することで、製品レベルの輸入データにおける品目の参入・退出を活用して価格弾力性を間接的に推定する点に特徴がある。

この枠組みは、Armington 型モデルの理論構造と整合的であるだけでなく、現実に観察される品目構成の変化や貿易相手の入れ替わりといった動学的要素を取り込むことが可能である。さらに、Feenstra の手法は、時系列分析、国際比較、産業レベル分析など多様なデータ構造に適用可能であり、企業マイクロデータが利用困難な状況下においても、詳細な品目別貿易統計を活用できるという利点を有する。このため同手法は、その後の貿易弾力性研究において標準的な実証手法として定着しており、WTO や IMF といった国際機関においても、関税政策シミュレーションや消費者効用分析のために広く利用されている。

以上の理由から、本研究が焦点とする「貿易相手の参入・退出を通じた輸入構造の変化」を分析する上で、Feenstra (1994) の手法は、構造的整合性を維持しつつ、実証的な柔軟性と頑健性を兼ね備えた有効なアプローチであると位置づけられる。

### 3.2 既存研究における Feenstra 手法の実証分析

Feenstra (1994) は、輸入商品の価格および市場シェアの変化に基づいて、輸入財に対する需要の代替弾力性 (elasticity of substitution in import demand) を推定する手法を初めて体系的に提示した。この方法は、時間とともに変化し得る消費者の選好を許容しつつ、直接観察が困難な価格指数を明示的に推定することを回避し、輸入シェアと輸入価格の変動情報から輸入需要の弾力性を識別する点に特徴がある。すなわち、本手法は貿易市場における需要と供給の均衡関係に基づいて弾力性を推定する構造的アプローチであり、その後の実証貿易研究において重要な基礎を与えた。

Broda and Weinstein (2006) は、Feenstra (1994) の枠組みを拡張し、より広範な輸入財を対象として代替弾力性を体系的に推計した。あわせて、Feenstra (1994) の推定結果に

一部見られる極端値や解釈が困難な推定値の問題に対応するため、より安定的な混合 GMM 推定法 (mixed GMM estimator) を提案している。彼らはこの手法を用いて、米国における輸入品目数の拡大が消費者効用に与える影響を実証的に測定し、品目多様性の拡大がもたらす効果を定量的に明らかにした。

もっとも、Broda and Weinstein (2006) の推定手法には、グリッドサーチ法 (grid search) を用いることに起因する計算効率および推定精度の面での課題が残されていた。これに対し、Soderbery (2015) は Feenstra の基本的枠組みに依拠しつつ、有限情報最尤法 (LIML: Limited Information Maximum Likelihood) を用いた新たな推定手法を提案している。この方法は、短期パネルデータを用いた推定において、Feenstra (1994) および Broda and Weinstein (2006) の推定に見られる小標本バイアス (small-sample bias) を緩和する効果を有する。Soderbery の貢献は、Feenstra / Broda – Weinstein (F/BW) フレームワークにおける貿易財の代替弾力性推計を、理論面および計量面の双方から改善した点にある。

一方で、日本を対象とした貿易財の代替弾力性に関する実証研究は依然として限られており、特に品目レベルでの詳細な分析は十分に蓄積されていない。こうした中で、Ito and Matsuura (2017)、ならびに Aoyagi, Ito and Matsuura (2022) は、日本の貿易が経済厚生に与える影響を分析する過程で、Soderbery (2015) の手法を応用し、日本の HS9 桁レベルの輸入データを用いて貿易財の代替弾力性を推計している。これらの研究は、日本における当該分野の実証的空白を部分的に補完する先行研究として、重要な位置を占めている。

### 3.3 本研究の独自性と貢献

本研究は、Feenstra (1994) および Broda and Weinstein (2006) によって確立された理論的枠組み (以下、Feenstra / Broda–Weinstein [F/BW] フレームワーク) に基づき、Soderbery (2015) による推定手法を適用して、日本の輸入品における代替弾力性を品目別に推計するものである。貿易財の代替弾力性に関する実証研究は国際的には多数存在するものの、日本を対象とし、かつ品目レベルで体系的に分析した研究は、依然として限られている。

日本を対象とした先行研究としては、Ito and Matsuura (2017) および Aoyagi, Ito and Matsuura (2022) が、日本の貿易が経済厚生に与える影響を分析する過程で、Soderbery (2015) の手法を応用し、HS9 桁レベルの輸入データを用いて貿易財の代替弾力性を推計している。HS9 桁分類は、より細分化された品目情報を提供できる点で優れており、品目多様性の変化を詳細に捉える分析において有用である。しかしながら、年次データに基づく実証分析においては、取引の断続性や観測期間の短さにより、推計可能な品目数が制約されやすいという課題も伴う。

これに対し、本研究は、HS6 桁レベルの輸入データを用いる点に明確な特徴を有する。この選択は、Feenstra (1994) の推定手法が有する理論的要請および実証的制約の双方を考慮した結果である。Feenstra (1994) の枠組みでは、共通の時間ショックを除去するために参照国 (reference country) を設定し、輸入価格および輸入シェアを二重差分化する必要がある。この参照国は、当該品目について安定的かつ継続的に貿易が観測される主要な輸入相手国であることが望ましいとされる (Mohler, 2009)。

品目分類を過度に細分化した場合、貿易相手国数の減少や観測期間の断絶により、参照国

の設定自体が困難となる。とりわけ HS9 桁レベルでは、年次データにおいて取引が散発的となる品目が多く、参照国の条件を満たさないケースが頻発する。その結果、推計可能な品目集合 (extensive margin<sup>2</sup>) が大幅に縮小し、推定結果の安定性や代表性が損なわれる可能性がある。

これに対して HS6 桁分類は、品目としての異質性を十分に保持しつつ、各品目について複数の安定的な貿易相手国を確保しやすい水準に位置している。このため、参照国設定の実証的可行性と推計の安定性を両立させることが可能となる。また、HS6 桁分類は国際的に統一された分類体系であり、UN Comtrade, WTO, CEPII など主要な国際機関や研究プロジェクトにおいて標準的に用いられていることから、国際比較や政策分析への応用においても高い整合性を有する。

さらに、本研究は、参照国の選択基準が代替弾力性の推計結果および推計可能な品目範囲に与える影響を明示的に検証する点において、既存研究と一線を画している。具体的には、(i) 品目ごとに日本の最大輸入相手国を参照国とする「商品別参照国基準 (Product-Specific Reference)」と、(ii) 日本の最大貿易相手国である米国を固定的に参照国とする「固定参照国基準 (Fixed Reference: U.S.)」という二つの基準を採用し、それぞれの下で推計される代替弾力性を比較する。

この比較により、参照国の設定が推計値の水準や分布に与える影響だけでなく、推計可能な品目集合 (extensive margin) そのものをどの程度拡張または制約するのかを明らかにすることが可能となる。

以上の点から、本研究は、(i) HS6 桁レベルの輸入データを用いて日本の貿易財の代替弾力性を品目別に体系的に推計すること、(ii) 参照国選択という推定上の重要な要素が推計結果および推計可能な品目集合に及ぼす影響を実証的に検証すること、という二つの側面において新たな知見を提供するものである。これにより、日本の貿易構造の理解を深化させるとともに、今後の関税政策評価や経済厚生分析に資する実証的基盤を提供することを目的とする。

## 4 理論モデル

本節では、Feenstra (1994) に基づく貿易財の代替弾力性推計の理論的枠組みを整理する。特に、参照国差分を用いることによって、観測不可能な価格指数や共通ショックを除去し、需要側の代替弾力性と供給側の弾力性を同時に識別する仕組みを明示する。

### 4.1 消費者選好と需要構造

日本の消費者は、HS6 桁レベルで定義される各貿易財について、原産国ごとに差別化された財を消費すると仮定する。すなわち、同一の品目に属する財であっても、原産国が異なれば消費者にとっては異なるバラエティとして認識される。このような設定は、Armington (1969) 仮説に基づくものであり、品目内での原産国間代替を明示的に捉えることを可能にする。

<sup>2</sup>本研究における extensive margin とは、新規財や新規相手国の参入そのものではなく、参照国選択の違いにより代替弾力性  $\sigma$  の推計が可能となる品目集合の広がりを目指す操作的概念である。



品目  $g$ , 原産国  $c$ , 年  $t$  における消費量を  $q_{gct}$  とすると, 品目  $g$  に関する部分効用は, 次の CES 型関数で表される。

$$U_{gt} = \left( \sum_{c \in C_{gt}} d_{gct}^{\frac{1}{\sigma_g}} q_{gct}^{\frac{\sigma_g-1}{\sigma_g}} \right)^{\frac{\sigma_g}{\sigma_g-1}}, \sigma_g > 1 \quad (1)$$

ここで,  $\sigma_g > 1$  は品目  $g$  における原産国間の代替弾力性を表す。 $d_{gct}$  は消費者が  $c$  国で生産される  $g$  財に対する選好及び品質の判断である。 $C_{gt}$  は, 年  $t$  において当該品目を日本に供給している輸出国の集合である。

CES 型選好の下では, 消費者は, 価格が相対的に低下した原産国の財へと需要をシフトさせるが, その反応の大きさは  $\sigma_g$  によって規定される。したがって,  $\sigma_g$  は, 価格変動に対する輸入構造の感応度を測る中心的な構造パラメータである。

このとき, 品目  $g$  に属する原産国  $c$  の輸入シェア  $s_{gct}$  は,

$$s_{gct} = \frac{d_{gct} p_{gct}^{1-\sigma_g}}{\sum_{k \in C_{gt}} d_{gkt} p_{gkt}^{1-\sigma_g}}, \quad (2)$$

と表される。この式は, 輸入シェアが相対価格の関数として決定されることを示しているが, 右辺には観測不可能な価格指数が含まれており, このままでは  $\sigma_g$  を直接推定することはできない。

## 4.2 輸入需要と供給の定式化

CES 型選好構造の下で, 品目  $g$  に属する原産国  $c$  の輸入財に対する需要関数は, 次のように与えられる。

$$q_{gct} = d_{gct} \left( \frac{p_{gct}}{P_{gt}} \right)^{-\sigma_g} Q_{gt}, \quad (3)$$

ここで,  $p_{gct}$  は品目  $g$  に属する原産国  $c$  産財の輸入価格,  $P_{gt}$  は品目  $g$  に関する CES 型価格指数,  $Q_{gt}$  は当該品目の総消費量を表す。

品目  $g$  における原産国  $c$  の輸入シェアは次のように示される。

$$s_{gct} \equiv \frac{p_{gct} q_{gct}}{P_{gt} Q_{gt}} = \frac{p_{gct} q_{gct}}{\sum_{c' \in \Omega_{gt}} p_{gc't} q_{gc't}}$$

この式を使い, (3) 式の需要関数を輸入シェアの形に書き直す。

$$\ln s_{gct} = \ln d_{gct} + (\sigma_g - 1) \ln \left( \frac{P_{gt}}{p_{gct}} \right). \quad (4)$$

輸入シェア型の需要関数 (4) 式を対数化し,  $t-1$  時点との差分を取ると, 次の式になる。

$$\Delta \ln s_{gct} = \varphi_{gt} - (\sigma_g - 1) \Delta \ln p_{gct} + \varepsilon_{gct}, \quad (5)$$

ただし,  $\varphi_{gt} \equiv (\sigma_g - 1) \Delta \ln P_{gt}$  であり,  $\varepsilon_{gct} \equiv \Delta \ln d_{gct}$  である。 $\varphi_{gt}$  は, 品目レベルの価格

指数を含む項であり，原産国には依存しない。

一方，供給側については，Feenstra（1994）に従い，供給曲線を次のように設定する。

$$p_{gct} = v_{gct} q_{gct}^{\omega_g} \quad (6)$$

この式においては， $v_{gct}$  は技術成長などが生産に与える影響を表し， $\omega_g$  は供給の代替の弾力性である。需要曲線と同様に対数化にし， $t-1$  時点との差分を取ると次のように表わされる。

$$\Delta \ln p_{gct} = \psi_{gt} + \frac{\omega_g}{1 + \omega_g} \ln s_{gct} + \delta_{gct}, \quad (7)$$

ここで， $\psi_{gt} \equiv \frac{\omega_g}{1 + \omega_g} \Delta \ln (Q_{gt} P_{gt})$  であり， $\delta_{gct} \equiv \frac{\omega_g}{1 + \omega_g} \Delta \ln v_{gct}$  である。

需要側および供給側の関係式はいずれも，観測不可能な価格指数や共通ショックを含むため，そのままでは直接的な推定が困難である。次節では，これらの問題を解決するために導入される参照国差分の役割を明示する。

### 4.3 参照国差分と推定式の導出

Feenstra（1994）の手法の核心は，同一品目における参照国  $k$  を用いた差分操作によって，観測不可能な共通項を除去する点にある。具体的には，品目  $g$ ，時点  $t$  において，原産国  $c$  と参照国  $k$  の間で対数差分を取ることで，次の差分変数を定義する。

$$\Delta^k \ln s_{gct} \equiv \Delta \ln s_{gct} - \Delta \ln s_{gkt}, \quad (8)$$

$$\Delta^k \ln p_{gct} \equiv \Delta \ln p_{gct} - \Delta \ln p_{gkt}. \quad (9)$$

この操作により，品目レベルで共通な価格指数，総需要項，さらには共通の時間ショックが消去され，国別の相対的な価格および輸入シェアの変動のみが抽出される。

需要関数および供給関数にこの参照国差分を適用すると，次の二式が得られる。

$$\Delta^k \ln s_{gct} = -(\sigma_g - 1) \Delta^k \ln p_{gct} + \varepsilon_{gct}^k \quad (10)$$

$$\Delta^k \ln p_{gct} = \frac{\omega_g}{1 + \omega_g} \Delta^k \ln s_{gct} + \delta_{gct}^k \quad (11)$$

それぞれ式 (10) は需要曲線，式 (11) は供給曲線を表す。ここで， $\varepsilon_{gct}^k$  および  $\delta_{gct}^k$  は，それぞれ需要側および供給側の相対的ショックを表す誤差項である。

これら二つの構造方程式を組み合わせることにより，Feenstra（1994）が示したように，輸入シェアおよび輸入価格の二次式として表現される次の推定式が導出される。

$$Y_{gct} = \theta_{1g} X_{1gct} + \theta_{2g} X_{2gct} + u_{gct} \quad (12)$$

ただし，

$$\begin{aligned}
Y_{gct} &\equiv \left( \Delta^k \ln p_{gct} \right)^2, \\
X_{1gct} &\equiv \left( \Delta^k \ln s_{gct} \right)^2, \\
X_{2gct} &\equiv \Delta^k \ln s_{gct} \Delta^k \ln p_{gct}, \\
u_{gct} &\equiv \frac{\varepsilon_{gct}^k \delta_{gct}^k}{\sigma_g - 1}, \\
\theta_{1g} &\equiv \frac{\rho_g}{(\sigma_g - 1)^2 (1 - \rho_g)}, \\
\theta_{2g} &\equiv \frac{2\rho_g - 1}{(\sigma_g - 1)(1 - \rho_g)}, \\
\rho_g &\equiv \frac{\omega_g(\sigma_g - 1)}{1 + \omega_g \sigma_g} \in \left[ 0, \frac{\sigma_g - 1}{\sigma_g} \right].
\end{aligned}$$

式 (12) を推定して得られた  $\theta_{1g}$  および  $\theta_{2g}$  を、上記の対応関係に代入することにより、品目別の代替弾力性  $\sigma_g$  と供給弾力性  $\omega_g$  を同時に求めることができる。

Feenstra (1994) では、参照国  $k$  を当該国の最大の輸入相手国として設定している。Mohler (2009) は、この参照国選択基準の安定性を検証し、推計対象国にとって主要な輸入相手国を参照国  $k$  に設定することで、より安定した推定結果が得られることを示している。

もっとも、構造式からも明らかなように、推定結果は参照国の適切性に強く依存する。参照国側に、被推定国には波及しない国別固有ショック（短期イベントの例として 2003 年の中国における SARS、長期ショックの例としてロシアへの経済制裁、1991 年以降のインドの経済改革、ある国の天然資源発見など）が生じた場合、それらが差分処理において世界共通ショックと誤認されて除去され、推定結果のバイアスや分散の拡大を招く可能性がある。

そこで本研究では、後続の  $\sigma_g$  推計において、財別で主要な輸入相手国を参照国  $k$  とする基準と、最大の貿易相手国を参照国  $k$  とする基準という二つの参照国選定基準を採用し、それらの推定結果を比較する。

以上の理論的枠組みに基づき、次節では実際に用いるデータと推定方法を説明する。

## 5 データ

### 5.1 データソース

本研究では、国連 Comtrade データベースに収録されている 1996 年から 2023 年までの日本の輸入データ（年次ベース）を用いて輸入財の代替弾力性を推計する。月次データと比較すると、年次データにはサンプルサイズが小さいという制約がある一方で、より多様な参照国を選択できるという利点がある。Feenstra (1994) の手法では、参照国 (Reference Country) となる国が特定の条件を満たす必要があり、全ての国が月次データを報告しているわけではない。そのため、年次データを用いることで、より幅広い財および貿易相手国をカバーできるとともに、推計のカバレッジを高めることができる。上記期間において、日本の輸入データにおいては 4,199 種類の財を対象とし、累計 3,234,776 件のサンプルが得られた。本研究では、このデータセットに基づき、日本が輸入する財の種類および財の代替弾

力性を可能な限り体系的に推計することを目的とする。なお、Comtrade データベースは、FOB Value（本船渡し価格）、CIF Value（運賃保険料込み価格）、Primary value<sup>3</sup> の 3 種類の輸入額を提供している。理論的には CIF Value がモデル上の輸入コストの定義に最も近いと言える。ところが、データの完全性と正確性を考慮すると、FOB あるいは CIF の値は一部の年・財で欠損が見られる。しかし、これら 3 つの異なる貿易額の統計値を比べると全体としては大きな差は認められない。以上の理由から、サンプルのカバー範囲とデータ品質を優先し、本研究では Primary value を輸入シェアの計算に用いる。

## 5.2 品目レベル・データ構築

分析単位は、HS6 桁レベルで定義される品目  $g$ 、輸出国  $c$ 、および年  $t$  の組み合わせである。各観測値について、輸入額、輸入数量、輸入単価、および品目内輸入シェアを計算する。

品目  $g$ 、年  $t$  における輸出国  $c$  の輸入シェア  $s_{gct}$  は、次のように定義される。

$$s_{gct} = \frac{V_{gct}}{\sum_{k \in C_{gt}} V_{gkt}}, \quad (13)$$

ここで、 $V_{gct}$  は品目  $g$ 、年  $t$  における輸出国  $c$  からの輸入額を表す。 $C_{gt}$  は、当該年に品目  $g$  を日本に供給している輸出国の集合である。

輸入単価  $p_{gct}$  は、

$$p_{gct} = \frac{V_{gct}}{Q_{gct}}, \quad (14)$$

によって定義される。ここで、 $Q_{gct}$  は輸入数量を表す。

輸入数量が報告されていない、あるいは数量がゼロと報告されている観測値については、単価を定義できないため、分析から除外する。

## 5.3 サンプル制限とデータ処理

Feenstra（1994）の推定手法では、時系列における輸入シェアおよび輸入価格の変化率を用いるため、各品目について少なくとも 2 期間以上にわたって観測が存在する必要がある。そのため、分析対象は、連続する期間において輸入が観測される品目に限定される。

また、極端な価格変動や測定誤差の影響を緩和するため、輸入単価および輸入シェアの対数変化率について外れ値処理を行う。具体的には、品目ごとに対数変化率の分布を算出し、上位および下位 1 パーセンタイルを超える観測値を除外する。

さらに、輸入額が極めて小さい観測値については、計測誤差が推定結果に与える影響が大きいと考えられるため、品目内輸入シェアが一定の閾値を下回る観測値を除外するロバストネスチェックも行う。

## 5.4 参照国の選択基準

本研究では、参照国の選択が代替弾力性の推計結果に与える影響を検証するため、二つの異なる参照国選択基準を採用する。

<sup>3</sup>この Primary value は、輸入においては利用可能な場合は CIF 方式、利用できない場合は FOB 方式で計測され、輸出においては FOB 方式で計測されている。

第一の基準は、品目別参照国基準（Product-Specific Reference, PSR<sup>4</sup>）である。この方法では、各品目  $g$ 、各年  $t$  において、当該品目の輸入額が最も大きい輸出国を参照国として選択する。この基準は、当該品目において日本の輸入構造に最も大きな影響を与えている国を参照点とする点に特徴がある。

第二の基準は、米国固定参照国基準（Fixed Reference: U.S.）である。この方法では、すべての品目・年において、参照国を米国に固定する。この基準は、既存研究との比較可能性を高めるとともに、参照国選択の内生性を回避するためのベンチマークとして位置づけられる。

これら二つの参照国選択基準の下で推計された代替弾力性の分布および推計可能品目数を比較することにより、参照国選択が推定結果に与える影響を体系的に検証する。

## 6 推計結果

本研究では、Feenstra (1994) の理論的枠組みに基づき、Soderbery (2015) による改良手法も取り入れつつ、日本の輸入品に関する財の代替弾力性 ( $\sigma$ ) を推計した。上述した Feenstra (1994) の手法では、時間の影響を排除するために、同一の輸入財について輸入する他国を参照国（reference country）として設定する必要がある、この参照国の選定は、弾力性推計値に影響を与える可能性がある。

そこで本研究では、次の二種類の参照国基準を採用した。

- 日本の各輸入財について最大の輸入相手国を参照国とする「商品別参照国基準 (Product-Specific Reference, PSR)」
- 日本の最大の貿易相手国であるアメリカを固定的に参照国とする「固定参照国基準 (Fixed Reference, FR: U.S.)」

これら二つの基準を比較することで、モデル推計のロバスト性を検証すると同時に、代替弾力性  $\sigma$  の妥当性を観察することができる。

### 6.1 参照国基準別の記述統計

Table 1 は、PSR と FR: U.S. という二つの参照国基準に基づいて推計された日本の各輸入財の代替弾力性  $\sigma$  の記述統計量を示している。この表により、二つの基準によって計算される代替弾力性  $\sigma$  の分布を比較することが可能である。

分位点別に見ると、 $\sigma$  の差は、下位半分（50 パーセンタイル以下）では比較的小さい一方、上位分位に向かうにつれて顕著に拡大している。たとえば、「第一段階が実行可能な (Feasible First Step)<sup>5</sup>」条件下では、第 10 パーセンタイルにおける差は約 0.031 であるのに対し、第 90 パーセンタイルでは 2.602 に達している。同様に、「第一段階が実行不可能な観測を含め

<sup>4</sup>PSR は基準期（例：本研究では 1996–2023 年）における日本向け輸入シェアが最大の国を品目ごとに一つ選定し、以後の全期間で固定した参照国として用いる。FR は全品目で米国（U.S.）を参照国とする。

<sup>5</sup>本研究では、Soderbery (2015) に従い、構造式 (1) – (2) から導かれるパラメータが理論的に許容される範囲に収まる場合を「第一段階が実行可能 (Feasible First Step)」と定義する。この条件を満たさない観測は、比較のために Panel B のみに含めている。

Table 1: Baseline estimates of substitution elasticity ( $\sigma$ ) at HS6-digit: comparison of reference-country rules

Estimate	N	10th	50th	80th	90th	95th	99th	Mean
<b>Panel A: Feasible First Step.</b>								
Product-Specific Reference	2774	1.349	2.555	6.061	10.497	18.383	92.645	11.386
Fixed Reference, FR: U.S.	2944	1.318	2.233	4.844	7.895	12.820	72.269	6.810
Difference		0.031	0.322	1.217	2.602	5.563	20.376	4.576
Relative Difference (%)		2.3%	12.6%	20.1%	24.8%	30.3%	22.0%	40.2%
<b>Panel B: Including the Infeasible First Step.</b>								
Product-Specific Reference	3506	1.273	2.234	5.736	11.023	26.233	620.308	36.913
Fixed Reference, FR: U.S.	3727	1.261	2.087	4.758	8.490	18.382	512.673	31.236
Difference		0.012	0.147	0.978	2.533	7.851	107.635	5.677
Relative Difference (%)		0.9%	6.6%	17.1%	23.0%	29.9%	17.4%	15.4%

Notes: PSR = Product-Specific Reference; FR = Fixed Reference (U.S.).

Difference is defined as  $\max(\sigma^{\text{PSR}}, \sigma^{\text{FR}}) - \min(\sigma^{\text{PSR}}, \sigma^{\text{FR}})$ .

Percent Difference is defined as  $[\max(\sigma^{\text{PSR}}, \sigma^{\text{FR}}) - \min(\sigma^{\text{PSR}}, \sigma^{\text{FR}})] / \max(\sigma^{\text{PSR}}, \sigma^{\text{FR}}) \times 100$ .

た (Including the Infeasible First Step)」条件下では、第 10 パーセンタイルの差は約 0.012 にとどまる一方、第 90 パーセンタイルでは 2.533 となる。

平均値に着目すると、Feasible First Step のサンプルにおいては、商品別参照国基準 (PSR) の平均値が約 11.386、固定参照国基準 (FR: U.S.) の平均値が約 6.81 であり、両者の差は 4.576 であった。一方、Infeasible First Step を含むサンプルでは、平均値はそれぞれ約 36.913 と 31.236 となり、差は 5.677 へと拡大している。

差分率 (percent difference) を見ると、Feasible First Step 条件下では、第 10 パーセンタイルで約 2.3%、第 90 パーセンタイルで約 24.8% となり、平均値の差分率は、分布の尾部における極端値の影響を受けて約 40.2% に達している。また、Infeasible First Step を含む場合には、第 10 パーセンタイルで約 0.9%、第 90 パーセンタイルで約 23.0% となり、平均値の差分率は約 15.4% となる。

これらの結果は、二つの参照国基準の違いが、特に分布の上位部分において、代替弾力性の推計値に大きな影響を及ぼしていることを示している。

## 6.2 推計可能な品目集合 (extensive margin)

前節で示した記述統計量は、二つの参照国基準の下で推計された代替弾力性  $\sigma$  の分布特性を比較したものであるが、すべての財について両参照国基準の下で同時に  $\sigma$  を推計できるわけではない。これは、データの完全性や参照国設定の制約に起因するものであり、参照国基準の選択が、推計可能な品目集合にも影響を及ぼすことを意味している。

具体的には、固定参照国基準 (Fixed Reference, FR: U.S.) を用いた場合、商品別参照国基準 (Product-Specific Reference, PSR) では推計可能であった 760 の輸入財について、 $\sigma$  を算出することができなかった。一方、商品別参照国基準を用いた場合には、アメリカを参照国とした固定参照国基準の下で推計可能であった財のうち、415 の財について  $\sigma$  の推計が不可能であった。

このように、いずれの参照国基準においても、推計不能となる財が一定数存在するが、そ

の内訳は基準によって異なっている。すなわち、参照国を固定するか、品目ごとに柔軟に設定するかという選択は、推計される  $\sigma$  の水準や分布だけでなく、どの財が分析対象に含まれるかという点にも実質的な影響を与えている。

以上の結果は、参照国を柔軟に設定することにより、推計可能な代替弾力性  $\sigma$  の財範囲を拡張できる可能性があることを示唆している。特に、単一の参照国基準に依拠する場合には、特定の品目において参照国の条件を満たさず、推計が不可能となるリスクが高まる。これに対して、複数の参照国基準を併用することで、推計可能な財集合を拡張し、より多くの品目について代替弾力性を評価することが可能となる。

この点は、後続の分析において提案される総合的な代替弾力性指標の構築、すなわち参照国基準の違いを踏まえた統合的なベースラインの設定が、実証分析において重要な役割を果たし得ることを示すものである。

### 6.3 参照国基準間の差の検定

前節までの記述統計量は、二つの参照国基準の下で得られた代替弾力性  $\sigma$  の全体的な分布の差を示すものであった。しかし、これらの結果からは、同一財について推計された  $\sigma$  の差が統計的に有意であるかどうかを直接判断することはできない。そこで本節では、参照国基準の設定が推定結果に体系的な影響を及ぼすかを検証するため、二つの基準の下で得られた代替弾力性の差に対して統計的検定を行う。

検定の帰無仮説は、商品別参照国基準 (PSR) と固定参照国基準 (FR: U.S.) の下で推計された代替弾力性の間に構造的な偏りは存在しないことである。すなわち、

$$H_0 : \sigma_g^{PSR} - \sigma_g^{FR} = 0.$$

$\sigma$  の推定結果は、推定過程の違いを考慮して、次の三つのグループに分けて検定した。第一に、全体サンプル (Overall) に対して、両基準下の  $\sigma$  の類似性を検証し、Feenstra (1994) 枠組の全体的構造のロバスト性を評価する。第二に、第一段階推定による  $\sigma$  (First-step) を対象とし、参照国基準の違いに対する推定結果の安定性を検証する。第三に、Soderbery (2015) に対応する第二段階推定の  $\sigma$  (Second-step) を対象とし、推定結果の感度を検討する。

検定結果は Table 2 に示されている。Panel A は、外れ値処理を行わない全サンプルに基づく結果である。この場合、Overall, First-step, Second-step のいずれのグループにおいても、 $p$  値は 5% の有意水準を上回っており、「 $\sigma$  の差は 0 である」という帰無仮説を棄却することはできない。これは、全体的な構造の下では、PSR と FR: U.S. による代替弾力性推計値の間に、統計的に有意な差が認められないことを示している。もっとも、First-step の結果では  $p = 0.14$  と、一定の差異傾向が観察されるが、有意水準には達しておらず、全体として結果は比較的安定的であると解釈できる。

しかしながら、外れ値は平均推定を大きく歪める可能性がある。Panel A の結果は、異常に大きな推定値からの影響により、検定結果が過度に左右されている可能性を否定できない。そこで、推定結果が異常観測にどの程度敏感であるかを検証するため、二種類のトリミング (trimming) を実施した。

Panel B は、PSR と FR: U.S. の差に関して、99% 分位を超える極端値を除外した結果

である。この場合、Overall の  $t$  値は  $-3.814$  ( $p < 0.001$ ) となり、外れ値を除くと、 $\sigma$  の差は有意に負、すなわち PSR の推定値が FR: U.S. よりも体系的に小さいことが示される。First-step および Second-step においても、それぞれ有意（または周縁的に有意）な負方向の差が観察される。これは、外れ値を除去することにより、参照国基準間の構造的な差異がより明確になることを意味する。

さらに Panel C では、 $\sigma$  の分布そのものに対して 99% 分位のトリミングを行い、二つの推定結果の安定性を再検討した。その結果、Overall および First-step においては、 $p$  値が 1% 未満となり、差は有意に正である一方、Second-step では  $p = 0.076$  と、10% 水準で周縁的に有意にとどまった。すなわち、巨大な  $\sigma$  をコントロールすると、差の方向は反転し、PSR の推定値が FR: U.S. をやや上回ることが示される。

Table 2: Stepwise one-sample  $t$ -tests for difference in  $\sigma$  (PSR vs. FR: U.S.)

	N	Mean	$t$	$p$	95% CI
<b>Panel A: Full Sample Result</b>					
Overall	2921	0.707	0.079	0.936	[−16.808, 18.222]
First-step	1969	5.720	1.475	0.140	[−1.886, 13.325]
Second-step	173	63.019	−0.914	0.362	[−199.050, 73.012]
<b>Panel B: Results after Difference-Based Trimming (99%)</b>					
Overall	2889	−23.568	−3.814	< 0.001	[−35.685, −11.452]
First-step	1962	−1.562	−0.882	0.378	[−5.034, 1.910]
Second-step	171	−117.295	−2.370	0.019	[−214.989, −19.601]
<b>Panel C: Results after Sigma-Based Trimming (99%)</b>					
Overall	2865	2.146	2.779	0.006	[0.632, 3.660]
First-step	1935	1.051	4.776	< 0.001	[0.619, 1.482]
Second-step	170	−56.950	−1.785	0.076	[−119.935, 6.030]

以上の結果を総合すると、極端値が二つの参照国基準間の差異評価に大きな影響を及ぼしていることが確認できる。外れ値を除去した後は、基準による差が統計的に有意となり、帰無仮説  $H_0: \sigma^{PSR} - \sigma^{FR} = 0$  は棄却される。特に、First-step の推定結果は、差が比較的狭い範囲に集中し、小幅かつ安定的であるのに対し、Second-step の推定結果は、トリミングの方法に対して高い感度を示し、推定の不確実性が相対的に大きいことが示唆される。

#### 6.4 差分分布と分位分析

前節の検定結果から、参照国選択基準の違いによる代替弾力性  $\sigma$  の差は、外れ値処理の方法に大きく依存することが確認された。特に、第二段階推定を含む場合には、推定結果の分散が大きく、ロバスト性が低下する傾向が見られた。そこで本節では、差の規模および分布構造、とりわけ尾部の挙動をより詳細に把握するため、差分分布を分位点で示す。

Table 3 は、Table 2 の Panel C において実施した  $\sigma$  自体に対する 99% 分位トリミング後のサンプルを用い、商品別参照国基準（PSR）と固定参照国基準（FR: U.S.）の間の差分分布を分位点別に示したものである。

Panel A は、 $\sigma$  の差（Difference）そのものの分布を示している。Overall グループでは、25% および 50% 分位における差はそれぞれ約 0.464, 1.470 と小さい一方、90% 分位では



約 13.385, 95% 分位では約 29.481 へと拡大し, 99% 分位では 221.171 に達している。これは, 大部分の財では参照国基準による差は限定的であるものの, 分布の上位部分において, 極めて大きな乖離が生じていることを示している。

First-step グループにおいても, 低位分位の差は依然として小さい (25% 分位および 50% 分位はそれぞれ約 0.479, 1.483) が, 90% 分位では 10.404, 99% 分位では 50.167 が観察される。一方, Second-step グループでは, 低位分位の差は小さいものの, 90% 分位で 303.129, 99% 分位では 2355.580 といった極端に大きな値が観察される。この結果は, 第二段階推定が分布の上位部分に大きな影響を及ぼしていることを示唆している。

Panel B は, 二つの参照国基準に基づく推計値の差分を最大値で正規化した相対差 (relative difference) の分布を示している。Overall グループでは, 50% 分位までの相対差は比較的小さい一方, 75% 分位以降で急激に上昇し, 99% 分位では 99% を超えている。First-step グループにおいても, 同様の傾向が確認されるが, Second-step グループでは, 75% 分位以降で相対差が急激に拡大し, 参照国選択基準の違いに対して, 推定結果が極めて不安定であることが示される。

これらの結果は, 第二段階推定を含めることで, 分布全体における二基準間の相対差が押し上げられ, 特に尾部において, 差異が顕著に拡大することを示している。したがって, 第二段階の推定結果は, 参照国基準の変更に対してより高い感度を有しており, 推定のロバスト性という観点からは, 慎重な解釈が必要である。

Table 3: Distribution of differences in  $\sigma$  between PSR and FR: U.S. (HS6-digit, Japan, 1996–2023), by estimation stage

	N	25th	50th	75th	90th	95th	99th
<b>Panel A: Difference</b>							
Overall	2865	0.464	1.470	4.376	13.385	29.481	221.171
First-step	1935	0.479	1.483	4.031	10.404	18.645	50.167
Second-step	170	0.396	1.597	7.800	303.129	781.939	2355.580
<b>Panel B: Relative Difference(%)</b>							
Overall	2865	21.234%	43.273%	68.612%	86.138%	93.420%	99.103%
First-step	1935	20.719%	42.238%	66.514%	82.131%	89.605%	95.567%
Second-step	170	20.746%	49.205%	81.335%	99.162%	99.794%	99.948%

Notes: PSR = Product-Specific Reference; FR = Fixed Reference (FR: U.S.). Difference =  $\max(\sigma^{PSR}, \sigma^{FR}) - \min(\sigma^{PSR}, \sigma^{FR})$ . Relative Difference(%) =  $\frac{\max(\sigma^{PSR}, \sigma^{FR}) - \min(\sigma^{PSR}, \sigma^{FR})}{\max(\sigma^{PSR}, \sigma^{FR})} \times 100$ .

Table 4 は, Table 3 の Panel C の結果を踏まえ, PSR と FR: U.S. の推定結果の差を相対差 (relative difference) に基づいて五つの区間に分類し, それぞれの区間ごとに推定された代替弾力性  $\sigma$  の分布を示したものである。

偏差率が最も小さい区間 (0–20%) に属する Panel A は, サンプル数が最も多く, 推定結果の分布も比較的集中している。この区間では, PSR と FR: U.S. の 99% 分位値は, それぞれ 9.890 と 9.679 であり, 二つの基準による推定結果の一致性が高いことが分かる。

一方, 偏差区間が拡大するにつれて, 各分位における  $\sigma$  の値は全体として上昇し, 特に

Table 4: Percentile distribution of estimated trade elasticities across PSR–FR deviation intervals

	N	25th	50th	75th	90th	95th	99th
<b>Panel A: Overall (0–20%)</b>							
PSR	681	1.405	1.727	2.408	3.553	5.349	9.890
FR	681	1.405	1.708	2.457	3.725	5.411	9.679
<b>Panel B: Overall (20–40%)</b>							
PSR	667	1.552	2.055	2.943	4.600	7.285	384.501
FR	667	1.553	1.966	2.792	4.706	6.865	120.228
<b>Panel C: Overall (40–60%)</b>							
PSR	582	1.865	2.847	4.171	6.480	10.897	253.741
FR	582	1.566	2.356	3.583	5.555	8.690	30.079
<b>Panel D: Overall (60–80%)</b>							
PSR	538	1.735	4.226	6.274	9.010	13.606	162.315
FR	538	1.584	2.945	5.511	8.394	13.459	168.200
<b>Panel E: Overall (80–100%)</b>							
PSR	396	1.827	9.177	20.876	42.229	72.785	132.127
FR	396	1.468	2.661	12.694	37.994	79.120	136.619

上位分位（90%，95%，99%）での増加が顕著となる。最大偏差区間（80–100%）に属する Panel E では、PSR と FR: U.S. の 99% 分位値がそれぞれ 132.127，136.619 に達しており、偏差が小さい区間と比べて、高弾性値の出現確率が大幅に高まっている。

多くの区間において、PSR の中位および上位分位の値は、FR: U.S. よりもやや高い傾向を示している。これは、品目ごとに参照国を設定する PSR 手法が、異質性の高い品目や取引頻度の低い品目に対して、より敏感に代替性を捉えている可能性を示唆するものである。これらの結果は、参照国設定の違いが、価格と数量の関係に構造的な異質性をもたらし、その拡大が推定結果の分散上昇および分布の上方裾の拡大につながるという理論的予測と整合的である。

## 6.5 CBR 指標の構築と capped 推定結果

前節までの分析から、参照国の選択基準は、代替弾力性  $\sigma$  の推計値に実質的な影響を与えること、とりわけ分布の上位部分においてその影響が顕著であることが確認された。また、いずれの参照国基準においても、推計不能な品目が存在し、単一の基準に依拠した場合には、分析対象となる品目範囲が制約されることも明らかとなった。

これらの点を踏まえ、本研究では、二つの参照国選択基準の下で得られた推計結果を統合することにより、より頑健で、かつ広い品目カバレッジを有する総合的な代替弾力性指標として、CBR（Conservative Baseline Reference elasticity）を構築する。

CBR の定義は次のとおりである。まず、商品別参照国基準（Product-Specific Reference, PSR）および固定参照国基準（Fixed Reference, FR: U.S.）の双方において  $\sigma$  が推計可能な品目については、より保守的なベースラインとして、両者のうち小さい方の値を採用する。

すなわち,

$$\sigma_g^{CBR} = \min(\sigma_g^{PSR}, \sigma_g^{FR}). \quad (15)$$

一方、いずれか一方の参照国基準でのみ推計可能な品目については、当該基準に基づく  $\sigma$  をそのまま採用する。

このように定義された CBR 指標は、PSR および FR: U.S. の推計結果を品目ベースで統合（並集合化）するものであり、両基準のいずれかで推計が可能であったすべての品目を含む。その結果、CBR に基づく  $\sigma$  は 3,997 品目について利用可能となり、単一の参照国基準に依拠した場合の推計可能品目数（PSR: 3,506 品目、FR: U.S.: 3,727 品目）と比較して、推計可能な品目集合が有意に拡張されている。

さらに、Broda and Weinstein (2006) に倣い、本研究では、極端に大きな推定値が記述統計量や後続の厚生分析に過度な影響を与えることを防ぐため、代替弾力性  $\sigma$  に共通の上限値 (cap = 131.5) を設定した。この上限処理を施した後の PSR, FR: U.S., および CBR の代替弾力性の分位点および平均値は、Table 5 に示されている。

Table 5 から分かるように、上限処理後の分布においても、CBR の中央値および中高位分位は、PSR および FR: U.S. のいずれよりも低い水準に位置している。これは、CBR が定義上、両基準のうちより小さい推定値を採用するため、分布の上方裾が抑制され、より保守的な代替弾力性の指標となっていることを反映している。一方で、推計可能な品目数は最大となっており、分析対象の代表性という点では、単一基準よりも優れていると評価できる。

以上の結果から、CBR は、参照国選択基準に伴う不確実性を一定程度吸収しつつ、推計可能な品目集合を拡張し、かつ極端値の影響を抑えた保守的なベースラインとして、理論分析および政策分析において有用な代替弾力性指標を提供するものと考えられる。

Table 5: Capped substitution elasticity estimates ( $\sigma$ ) at HS6-digit: PSR vs. FR: U.S. vs. CBR

	N	10th	50th	80th	90th	95th	99th	Mean
PSR	3,506	1.273	2.324	5.736	11.023	26.233	131.500	7.810
FR: U.S.	3,727	1.261	2.087	4.758	8.490	18.382	131.500	6.970
CBR	3,997	1.188	1.741	2.986	4.855	7.766	116.940	4.115

Notes: PSR = Product-Specific Reference; FR = Fixed Reference (U.S.); CBR = Conservative Baseline Reference elasticity. All estimates are capped at  $\sigma = 131.5$  following Broda and Weinstein (2006).

## 7 結論

本研究は、Feenstra (1994) および Broda and Weinstein (2006) によって確立された理論的枠組み (Feenstra / Broda-Weinstein [F/BW] フレームワーク) に基づき、Soderbery (2015) の推定手法を適用することで、日本の輸入品における財別代替弾力性  $\sigma$  を HS6 桁レベルで体系的に推計した。とりわけ、参照国の選択基準が推計結果および推計可能な財範囲に与える影響に焦点を当て、商品別参照国基準 (Product-Specific Reference, PSR) と、固定参照国基準 (Fixed Reference, FR: U.S.) の二つの方法を比較・検証した点に本研究の

特徴がある。

実証結果から得られた第一の知見は、代替弾力性  $\sigma$  の分布は、参照国選択基準によってとくに上位分位において大きく異なり得るという点である。低位から中位分位においては、二つの基準の下で得られる  $\sigma$  の差は比較的小さいものの、高位分位に進むにつれて差異は急激に拡大し、とくに第二段階推定を含む場合には、極端値の影響を強く受け、推定結果のロバスト性が著しく低下することが確認された。このことは、参照国の設定が、推定値の水準のみならず、分布の形状そのものに影響を与えることを示している。

第二に、参照国選択基準は、 $\sigma$  の推計値だけでなく、どの財が分析対象に含まれるかという推計可能な品目集合にも実質的な影響を及ぼすことが明らかとなった。単一の参照国基準に依拠した場合、参照国条件を満たさない財が一定数存在し、推計可能な品目集合が制約される。これに対して、参照国を柔軟に設定することにより、推計可能な財範囲を有意に拡張できることが示された。

以上の結果を踏まえ、本研究では、二つの参照国基準の下で得られた推定結果を統合した保守的なベースライン指標として、CBR (Conservative Baseline Reference elasticity) を構築した。CBR は、両基準で推計可能な財については小さい方の  $\sigma$  を採用し、いずれか一方のみで推計可能な財については当該基準の値を用いることで、参照国選択に伴う不確実性を抑制しつつ、推計可能な品目集合を拡張するものである。さらに、Broda and Weinstein (2006) に倣い上限処理を施すことで、極端値の影響を抑えた保守的かつ実用的な代替弾力性指標を提示した。

本研究の結果は、日本の輸入構造が、国際的に見て比較的安定した貿易相手国集合を有する一方で、品目によっては既存相手国間のシェア調整 (intensive margin) が大きく変動し得ることを示唆している。F/BW フレームワークの下では、この特徴は、中低水準の  $\sigma$  においては比較的ロバストな推定が可能である一方、高水準の  $\sigma$  については、参照国設定や外れ値処理に対して強い感度を持つことを意味する。したがって、理論分析や政策評価において代替弾力性を用いる際には、単一の推定値に依存するのではなく、分布特性や推定の頑健性を併せて考慮することが重要である。

今後の課題としては、第一に、参照国の選択を内生化する方法や、複数参照国を用いた推定手法の検討が挙げられる。第二に、本研究では年次データを用いたが、より高頻度のデータを用いることで、短期的ショックと構造的変化をより精緻に識別できる可能性がある。第三に、推計された代替弾力性を用いて、関税変更や貿易政策ショックが経済厚生や供給網の安定性に与える影響を定量的に評価することも、重要な研究課題である。

以上の点を踏まえ、本研究が提示した CBR 指標および参照国選択に関する実証的知見は、日本の貿易構造の理解を深化させるとともに、今後の理論研究および政策分析において、実証的基盤として有用な役割を果たすものと考えられる。

## References

- [1] Amiti, Mary, Stephen J. Redding, and David E. Weinstein (2019). The Impact of the 2018 Tariffs on Prices and Welfare. *Journal of Economic Perspectives*, 33(4), 187–210. <https://doi.org/10.1257/jep.33.4.187>.

- 
- [2] Aoyagi, Takuji, Takatoshi Ito, and Toshihiro Matsuura (2022). Welfare Gains through Globalization: Evidence from Japan's Manufacturing Sector. *Journal of the Japanese and International Economies*, 64, 101193. <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2022.101193>.
  - [3] Baier, Scott L., and Jeffrey H. Bergstrand (2001). The Growth of World Trade: Tariffs, Transport Costs, and Income Similarity. *Journal of International Economics*, 53(1), 1–27. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(00\)00060-X](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(00)00060-X).
  - [4] Bajzik, Josef, Tomas Havranek, Zuzana Irsova, and Jiri Schwarz (2020). Estimating the Armington Elasticity: The Importance of Study Design and Publication Bias. Working Paper, Charles University and Czech National Bank.
  - [5] Bas, Maria, Thierry Mayer, and Mathias Thoenig (2015). From Micro to Macro: Demand, Supply, and Heterogeneity in the Trade Elasticity. Banque de France Working Paper No. 539. <https://ssrn.com/abstract=2625937>.
  - [6] Baum, Christopher F., Mark E. Schaffer, and Steven Stillman (2007). Enhanced Routines for Instrumental Variables and GMM Estimation and Testing. *The Stata Journal*, 7(4), 465–506.
  - [7] Boehm, Christoph E., Andrei A. Levchenko, and Nitya Pandalai-Nayar (2023). The Long and Short (Run) of Trade Elasticities. *American Economic Review*, 113(4), 861–905. <https://doi.org/10.1257/aer.20211236>.
  - [8] Broda, Christian, and David E. Weinstein (2006). Globalization and the Gains from Variety. *Quarterly Journal of Economics*, 121(2), 541–585. <https://doi.org/10.1162/qjec.2006.121.2.541>.
  - [9] Caliendo, Lorenzo, and Fernando Parro (2015). Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA. *Review of Economic Studies*, 82(1), 1–44. <https://doi.org/10.1093/restud/rdu035>.
  - [10] Eaton, Jonathan, and Samuel Kortum (2002). Technology, Geography, and Trade. *Econometrica*, 70(5), 1741–1779. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00352>.
  - [11] Feenstra, Robert C. (1994). New Product Varieties and the Measurement of International Prices. *American Economic Review*, 84(1), 157–177. <https://www.jstor.org/stable/2117976>.
  - [12] Feenstra, Robert C., and David E. Weinstein (2010). Globalization, Markups and U.S. Welfare. NBER Working Paper No. 15749. <https://doi.org/10.3386/w15749>.
  - [13] Feenstra, Robert C., and Chang Hong (2024). Estimating the Regional Welfare Impact of Tariff Changes: Application to the United States. NBER Working Paper No. 33007. <https://www.nber.org/papers/w33007>.

- 
- [14] Fontagné, Lionel, Houssein Guimbard, and Gianluca Orefice (2022). Tariff-Based Product-Level Trade Elasticities. *Journal of International Economics*, 137, 103593. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2022.103593>.
- [15] Head, Keith, and John Ries (2001). Increasing Returns versus National Product Differentiation as an Explanation for the Pattern of U.S.–Canada Trade. *American Economic Review*, 91(4), 858–876. <https://www.jstor.org/stable/2677816>.
- [16] Hummels, David, and Kwan Yong Lee (2017). The Income Elasticity of Import Demand: Micro Evidence and an Application. NBER Working Paper No. 23338. <https://www.nber.org/papers/w23338>.
- [17] Ijiri, Naohiko, and Sho Haneda (2022). A Note on the Concordance between the International Classification for Standards and the Harmonised Commodity Description and Coding System. RIIT Working Paper Series RWP-2022-001. <https://riit.or.jp>.
- [18] Ito, Takatoshi, and Toshihiro Matsuura (2017). Japan’s Welfare Gains through Globalization: Evidence from Japan’s Manufacturing Sector. Keio-IES Discussion Paper Series DP2017-002. <https://ies.keio.ac.jp/en/publications/7379>.
- [19] Krugman, Paul (1979). Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade. *Journal of International Economics*, 9(4), 469–479. [https://doi.org/10.1016/0022-1996\(79\)90017-5](https://doi.org/10.1016/0022-1996(79)90017-5).
- [20] Lancaster, Kelvin (1977). The Measurement of Changes in Quality. *Review of Income and Wealth*, 23(2), 157–172. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.1977.tb00009.x>.
- [21] Melitz, Marc J. (2003). The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, 71(6), 1695–1725. <https://www.jstor.org/stable/1555536>.
- [22] Mohler, Lukas (2009). On the Sensitivity of Estimated Elasticities of Substitution. FREIT Working Paper.
- [23] Nakano, Satoshi, and Kazuhiko Nishimura (2023). On Estimating Armington Elasticities for Japan’s Meat Imports. *Agricultural Economics*, 54(3), 403–415. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12539>.
- [24] Rauch, James E. (1999). Networks versus Markets in International Trade. *Journal of International Economics*, 48(1), 7–35. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(98\)00009-9](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(98)00009-9).
- [25] Soderbery, Anson (2015). Estimating Import Supply and Demand Elasticities: Analysis and Implications. *Journal of International Economics*, 96(1), 1–17. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.01.003>.

- 
- [26] Soderbery, Anson (2018). Trade Elasticities, Heterogeneity, and Optimal Tariffs. *Journal of International Economics*, 114, 44–62. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2018.04.001>.
- [27] 井尻直彦（2022）『日本の貿易変動と非関税障壁』文真堂.