RIIT 貿易障壁研究所

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

貿易財の代替弾力性の推計について

–日本の例–

井尻直彦 * 陳碩 †

January 2026

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，参照国ルール間の平均差に関する判断は，推計段階と外れ値処理によって異なることが分かった。また，品目別の差の分布には大きな差を持つ品目が含まれ，平均差が有意でないことだけでは推計値の一致を判断できない。二つのルールの併用により，3,997 品目の推計値を利用できることも確認した。

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。

*Corresponding author. College of Economics, Nihon University, 1-3-2 Misaki-cho, Chiyoda-ku, Tokyo 101-8360, Japan, and Research Institute for Impediments to Trade (RIIT), Tokyo, Japan. Email: naohiko.ijiri@riit.or.jp

†Graduate School of Economics, Nihon University, Tokyo, Japan, and Research Institute for Impediments to Trade (RIIT), Tokyo, Japan.

この分野の代表的な研究として, Feenstra（1994), Broda and Weinstein（2006), Soderbery（2015）が挙げられる。Feenstra（1994）が提示した推計の枠組みは，その後の研究の基礎となった。Broda and Weinstein（2006）は米国を対象に分析を行い，貿易の経済厚生効果に関する実証研究の発展に大きな影響を与えた。さらに，Soderbery（2015）は，従来の推計方法における統計的バイアスの改善を図った。一方，Fontagné et al.（2022）をはじめとする CEPII の研究では，HS6 桁レベルの世界貿易データを用いて財別の貿易弾力性を推計している。

ただし，これらの推計値を日本の分析に適用する際には，検討すべき点がある。第一に，代替弾力性が各国の輸入可能性に依存するならば，米国の推計値を他国にそのまま適用することは適切とは限らない。第二に，世界貿易データに基づく推計値が，各国の厚生分析にどの程度適しているかも明らかではない。また，Bajzik et al.（2020）のメタ分析は，先行研究の推計値に大きなばらつきがあることを示している。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，日本の輸入データを用いて，国際的に共通する HS6 桁単位で，可能な限り多くの品目の代替弾力性を推計する。あわせて，参照国を米国に固定する方法と，品目ごとに最大の輸入相手国を選ぶ方法を比較する。この比較を通じて，参照国の選択が推計値と推計可能な品目範囲に与える影響を検証する。

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。その後，技術進歩や規模の経済への関心が高まるにつれて，貿易パターンを説明する理論の視点も広がった。生産効率に加え，消費者による製品多様性への需要や市場構造の変化も重視されるようになった。

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の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の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，財の代替弾力性を精緻に推計することが重要となる。その推計値は，世界貿易の構造や価格変動に伴う輸入財構成の変化を理解し，貿易政策を検討するための基礎となる。

2.2 国際経済学における貿易財の代替弾力性の役割

前節で述べた代替弾力性は，貿易による品種の拡大や政策変更が経済厚生に与える影響を評価する際にも重要となる。ここでは，その実証分析への応用を整理する。

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，産業間で代替弾力性が異なることを考慮すると，貿易利益の推計値が大幅に大きくなることを示している。

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

前節では，代替弾力性が厚生分析や政策評価に果たす役割を説明した。本節では，関連する理論と推計方法を整理し，本研究が Feenstra（1994）の手法を採用する理由を述べる。

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。この仮説では，同じ財分類に属する製品であっても，原産国が異なれば，消費者は異なる財として認識すると考える。この前提に基づき，原産国によって差別化された財の間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。

貿易弾力性の推計には，企業の異質性を明示的に扱うモデルや，二国間の貿易フローを用いる構造的重力モデルなど，複数のアプローチがある（Melitz, 2003; Head and Mayer, 2014）。どの手法が適切かは，対象とする弾力性の定義と，利用できるデータに依存する。

本研究が対象とするのは，同一の HS6 桁品目に属する，原産国の異なる輸入財の間の代替弾力性である。Feenstra（1994）の枠組みは，輸入相手国別の価格と輸入シェアの変動を用いて，需要側と供給側のパラメータを推計する。このため，企業別データを必要とせず，品目別・相手国別の貿易統計を利用できる本研究の目的に適している。

また，この枠組みから得られる代替弾力性は，輸入バラエティの変化に伴う価格指数や厚生効果の評価にも用いられる。ただし，本稿で直接検証するのは参照国選択への推計値の感応度と推計可能な品目範囲であり，輸入相手国の参入・退出の効果そのものを計測するわけではない。

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（以下，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

前節で紹介した日本の先行研究は，厚生効果を分析するために HS9 桁レベルの代替弾力性を推計している。[1]HS9 桁分類は，品目を細かく区分し，製品間の違いを捉えられる点に利点がある。ただし，細分化に伴って取引の観測が断続的になると，推計に必要な時系列を確保しにくくなる。

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。本研究の目的は，国際比較の基盤となる共通の品目分類を用いて，可能な限り多くの品目の代替弾力性を推計することである。HS6 桁を採用する理由は，この目的と，推計に必要な観測を確保するという条件にある。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。参照国については，当該品目の価格と輸入シェアの変化を計算できるよう，継続的な輸入の観測を確保する必要がある。

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。HS9 桁のように細かい分類では，取引の観測が散発的になる場合に，参照国の条件を満たすことが難しくなる。その結果，推計可能な品目集合（extensive margin [2]）が制約される可能性がある。

これに対し，HS6 桁分類では，HS9 桁分類よりも広い範囲の製品を同じ品目にまとめるため，品目内に性質の異なる製品が含まれる可能性がある。その一方で，各品目について継続的に観測できる輸入相手国を確保しやすくなると考えられる。日本独自の HS9 桁分類に対し，HS6 桁分類は国際的に共通しており，分類を統一した品目別比較の基盤となる。ただし，推計期間や方法が異なる場合には，分類の一致だけで推計値の比較可能性が保証されるわけではない。本研究では，この集計上の制約を踏まえたうえで，国際比較の共通基盤と推計可能な品目範囲を重視し，HS6 桁分類を採用する。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，品目分類をそろえた国際比較や政策分析の基盤となる。

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，本研究の特徴がある。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「品目別参照国基準（Product-Specific Reference）」と，(ii) 米国を全品目で共通の参照国とする「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

[1] Aoyagi, Ito and Matsuura の公開ワーキングペーパー（2021, pp. 5–6）では，HS の各版に対応する期間ごとに弾力性を推計し，HS–IO–JIP 対照表を用いて JIP 部門へ集計している。この処理は，HS9 桁の時系列を全期間にわたって同一品目へ接続する処理とは区別される。

[2] 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 σ の推計が可能となる品目集合の広がりを指す操作的概念である。

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。

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。

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

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。$\mathcal{C}_{gt}$ 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 σ_g によって規定される。したがって，σ_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，

$$s_{gct} = \frac{d_{gct} p_{gct}^{1-\sigma_g}}{\sum_{k \in \mathcal{C}_{gt}} d_{gkt} p_{gkt}^{1-\sigma_g}} \tag{2}$$

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 σ_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。

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

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。

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

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。

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

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。φ_{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。

$$p_{gct} = v_{gct} q_{gct}^{\omega_g} \tag{6}$$

ここで，v_{gct} は技術変化などによる供給条件の変化を表す。$\omega_g \geq 0$ は供給弾力性の逆数であり，$\omega_g > 0$ の場合，供給弾力性は $1/\omega_g$ となる。$\omega_g = 0$ は水平な供給曲線に対応する。輸入シェアの定義から得られる $q_{gct} = s_{gct} P_{gt} Q_{gt} / p_{gct}$ を代入し，対数を取って $t-1$ 時点との差分を求めると，次式を得る。

$$\Delta \ln p_{gct} = \psi_{gt} + \frac{\omega_g}{1 + \omega_g} \Delta \ln s_{gct} + \delta_{gct} \tag{7}$$

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

$$\Delta^k \ln s_{gct} \equiv \Delta \ln s_{gct} - \Delta \ln s_{gkt} \tag{8}$$

$$\Delta^k \ln p_{gct} \equiv \Delta \ln p_{gct} - \Delta \ln p_{gkt} \tag{9}$$

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。

$$\Delta^k \ln s_{gct} = -(\sigma_g - 1)\, \Delta^k \ln p_{gct} + \varepsilon^k_{gct} \tag{10}$$

$$\Delta^k \ln p_{gct} = \frac{\omega_g}{1 + \omega_g}\, \Delta^k \ln s_{gct} + \delta^k_{gct} \tag{11}$$

それぞれ式 (10) は需要曲線，式 (11) は供給曲線を表す。ここで，ε^k_{gct} および δ^k_{gct} 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。

$$Y_{gct} = \theta_{1g} X_{1gct} + \theta_{2g} X_{2gct} + u_{gct} \tag{12}$$

ただし，

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

式 (12) を推定して得られた θ_{1g} および θ_{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 σ_g と供給弾力性の逆数 ω_g を同時に求めることができる。

Feenstra（1994, pp. 165–166）は，米国の輸入を分析する際，対象とする六つの製造品すべてを各年に供給していた日本を参照国に選び，金・銀については主要供給国であるカナダを用いている。この選択は，参照国となる供給国について継続的な観測を確保することの重要性を示す。本研究では，この点を踏まえ，日本への供給国を品目ごとに選ぶ方法と，米国に固定する方法を比較する。最大輸入相手国を選ぶルールは，本研究で採用する具体的な実装として位置づける。

参照国差分は，同一品目の各供給国に共通する項を除去する一方，参照国固有のショック

を除去するものではない。参照国に固有のショックが生じると，その影響は，各供給国について計算した参照国差分に共通して含まれる。このため，他の供給国に変化がなくても，参照国の変化によって相対価格や相対輸入シェアの変化が生じる。こうした変動が推計に与える影響を確認するため，本研究では，異なる参照国選択基準による推計結果を比較する。

具体的には，後続の σ_g の推計において，品目ごとに最大の輸入相手国を参照国 k とする基準と，米国を全品目で共通の参照国 k とする基準を採用する。

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。分析期間の終了年を 2023 年としたのは，分析開始時点で利用可能な Comtrade データの最新年が 2023 年であったためである。

品目分類は HS1996 に統一し，国連 Comtrade が提供する同分類で提供されるデータを利用する。後年の分類で報告されたデータについては，国連 Comtrade による分類変換を利用する。これにより，1996 年以降の長期系列を同一分類で扱うことができ，研究者が独自に年度間の分類接続を行う必要がない。ただし，分類変換に伴う集計上の制約がなくなるわけではない。

使用するのは，日本が報告する輸入相手国別の輸入データである。分析に用いる Comtrade の月次データでは 1996 年まで遡ることができないため，1996 年から 2023 年までの長期の分析期間を確保できる年次データを採用した。

この期間のデータは 4,199 品目，累計 3,234,776 件の観測からなる。本研究では，これらのデータを用いて，可能な限り多くの品目の代替弾力性を推計する。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[3] 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。ただし，FOB Value と CIF Value には，一部の年・品目で欠損がある。また，三つの輸入額を比較すると，全体として大きな差は認められない。そこで本研究では，分析対象を広く確保するため，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。

$$s_{gct} = \frac{V_{gct}}{\sum_{k \in \mathcal{C}_{gt}} V_{gkt}} \tag{13}$$

[3] 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。

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。$\mathcal{C}_{gt}$ 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，

$$p_{gct} = \frac{V_{gct}}{Q_{gct}} \tag{14}$$

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。

第一の基準は，品目別参照国基準（Product-Specific Reference, PSR[4]）である。この方法では，各品目 g 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。米国は日本に対して広範な品目を継続的に供給しており，多くの品目で参照国として利用できると考えられるためである。この方法を，品目ごとに参照国を選ぶ PSR との比較基準とする。

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（σ）を推計した。上述した Feenstra

[4]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。

(1994) の手法では，時間の影響を排除するために，日本が同一品目を輸入している相手国の一つを参照国（reference country）として設定する。この参照国の選択によって，弾力性の推計値が変わる可能性がある。

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「品目別参照国基準（Product-Specific Reference, PSR）」
- 米国を全品目で共通の参照国とする「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 σ 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: Baseline estimates of substitution elasticity (σ) at HS6-digit: comparison of reference-country rules

Estimate	N	10th	50th	80th	90th	95th	99th	Mean
Panel A: Feasible first-step estimates								
Product-Specific Reference	2774	1.349	2.555	6.061	10.483	18.364	92.466	11.386
Fixed Reference, FR: U.S.	2944	1.318	2.233	4.844	7.893	12.811	70.517	6.810
Difference		0.030	0.322	1.217	2.591	5.553	21.949	4.576
Relative Difference (%)		2.3%	12.6%	20.1%	24.7%	30.2%	23.7%	40.2%
Panel B: All final estimates, including second-step								
Product-Specific Reference	3506	1.273	2.324	5.731	11.016	26.194	559.175	36.913
Fixed Reference, FR: U.S.	3727	1.261	2.087	4.754	8.486	18.374	477.161	31.236
Difference		0.012	0.236	0.977	2.530	7.820	82.014	5.677
Relative Difference (%)		0.9%	10.2%	17.0%	23.0%	29.9%	14.7%	15.4%

注：PSR は品目別参照国基準，FR は米国を参照国とする固定参照国基準を表す。差は，各基準の標本から求めた対応する記述統計量どうしの差であり，同一品目の推計値の差ではない。差および相対差は，丸める前の数値から計算している。
各列の記述統計量を S^{PSR}，S^{FR} とすると，差は $\max(S^{PSR}, S^{FR}) - \min(S^{PSR}, S^{FR})$，相対差（%）は，この差を $\max(S^{PSR}, S^{FR})$ で除して 100 を乗じた値である。

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 σ 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 σ の分布を比較することが可能である。

Panel A は，各基準で第一段階において理論的に採用可能な推計値が得られた品目を対象とする。Panel B は，第二段階で得られた推計値を含む最終的な推計結果である。なお，両基準では推計できた品目集合が異なるため，本表は同一品目間の差ではなく，各基準の標本について求めた記述統計量を比較している。

分位点別に見ると，掲載した分位点における両基準の差は，上位分位ほど大きい。Panel A では，第 10 百分位の差が 0.030 であるのに対し，第 90 百分位では 2.591 となる。Panel B でも，第 10 百分位の差は 0.012 であるが，第 90 百分位では 2.530 となる。また，Panel B の中央値は PSR が 2.324，FR: U.S. が 2.087 であり，相対差は 10.2%である。

平均値に着目すると，Panel A では PSR が 11.386，FR: U.S. が 6.810 であり，差は 4.576 である。第二段階の推計値を含む Panel B では，平均値はそれぞれ 36.913 と 31.236 であり，差は 5.677 となる。

相対差を見ると，Panel A では第 10 百分位が 2.3%，第 90 百分位が 24.7%，平均値が 40.2% である。Panel B では，それぞれ 0.9%，23.0%，15.4%となる。これらは両基準による推計値の分布に差があることを示すが，参照国の選択による同一品目の推計値の差と，推計可能な品目集合の違いの双方を含む比較である。

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 σ 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 σ 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，両基準で σ を推計できた品目は 3,236 品目であった。PSR のみで推計できた品目は 270 品目，FR: U.S. のみで推計できた品目は 491 品目である。したがって，PSR では 3,506 品目，FR: U.S. では 3,727 品目が推計可能であり，いずれかの基準で推計できた品目の合計は 3,997 品目となる。

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 σ 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 σ 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 σ 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 σ 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。

両基準で代替弾力性を推計できた 3,236 品目のうち，315 品目では PSR でも米国が選ばれ，参照国が一致している。本節では，参照国の選択が異なる場合の推計値を比較するため，これら 315 品目を除いた 2,921 品目を検定対象とする。

検定の帰無仮説は，比較対象品目における PSR と FR: U.S. の代替弾力性の平均差がゼロであることである。すなわち，

$$H_0 : \ E[\sigma_g^{PSR} - \sigma_g^{FR}] = 0$$

検定は，推計段階に応じて対象品目を定義した三つの標本について行う。Overall には，上記の比較対象のうち，推計段階にかかわらず，PSR と FR: U.S. の両基準で代替弾力性の推計値が得られた品目を含める。ここで，第一段階は線形 LIML による推計，第二段階は第一段階で採用可能な構造パラメータの推計値が得られなかった場合に行う非線形 LIML による推計を指す。First-step は両基準で第一段階の推計値が得られた品目，Second-step は両基準で第二段階の推計値が得られた品目に限定する。一方の基準では第一段階，他方では第二段階の推計値が得られた品目は，Overall にのみ含まれる。したがって，First-step と Second-step の標本数の合計は，Overall の標本数とは一致しない。これらの標本を用いて，参照国の選択による推計値の差を全体と推計段階別に検討する。

検定結果は Table 2 に示されている。差は PSR の推計値から FR: U.S. の推計値を引いた値とする。Panel A は，推計値に対する追加のトリミングを行わない場合の結果である。Overall，First-step，Second-step の p 値は，それぞれ 0.9369，0.1404，0.3618 であり，いずれも 5%水準では平均差がゼロであるという帰無仮説を棄却できない。ただし，有意差が認められないことは，両基準の推計値が同等であることを意味しない。

次に，極端値の扱いに対する検定結果の感応度を調べるため，二種類の 99%トリミングを行った。Panel B は，両基準の推計値の絶対差に基づくトリミング後の結果である。Overall，First-step，Second-step の各標本で絶対差の第 99 百分位を個別に算出し，その閾値を超える品目を除外した。閾値と等しい品目は残している。除外の判断には絶対差を用いるが，検定の対象は PSR から FR: U.S. を引いた符号付きの差の平均である。Overall の平均差は 3.095 と正であるが，5%水準では有意ではない（$p = 0.0740$）。First-step の平均差は 0.682 で，5%水準で有意に正である（$p = 0.0261$）。一方，Second-step の平均差は -111.183 で，5%水準で有意に負である（$p = 0.0262$）。したがって，この処理後には，First-step では PSR が FR: U.S. を平均的に上回る一方，Second-step では下回っている。

Panel C は，σ 自体に基づくトリミング後の結果である。具体的には，Overall，First-step，Second-step の各標本について，PSR と FR: U.S. それぞれの推計値の第 99 百分位を算出し，いずれかの推計値が対応する閾値を超える品目を除外した。閾値と等しい推計値は残し，下側の裾は除外していない。段階別の閾値は各段階の標本から個別に算出しており，Overall のトリミング後標本を段階別に分割したものではない。Overall の平均差は 1.781 で，5%水準で有意に正である（$p = 0.0213$）。First-step の平均差も 1.026 と正であり，1%水準で有意である（$p < 0.0001$）。これに対し，Second-step の平均差は -83.231 で，5%水準で有意に負である（$p = 0.0449$）。このように，二つのトリミング方法のいずれでも，First-step と Second-step では平均差の方向が異なる。

以上の結果から，参照国基準間の平均差に関する判断は，推計段階とトリミングの有無・方法によって異なることが分かる。トリミングを行わない場合には，いずれの標本でも 5%水準の有意差は認められない。トリミング後には，First-step では正，Second-step では負の有意な平均差が認められる一方，Overall の有意性は処理方法によって異なる。したがっ

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

	N	Mean	t	p	95% CI
Panel A: Full Sample Result					
Overall	2921	0.707	0.079	0.9369	[−16.808, 18.222]
First-step	1969	5.720	1.475	0.1404	[−1.886, 13.325]
Second-step	173	−63.019	−0.914	0.3618	[−199.049, 73.012]
Panel B: Results after Difference-Based Trimming (99%)					
Overall	2892	3.095	1.788	0.0740	[−0.300, 6.490]
First-step	1950	0.682	2.226	0.0261	[0.081, 1.283]
Second-step	172	−111.183	−2.243	0.0262	[−209.049, −13.316]
Panel C: Results after Sigma-Based Trimming (99%)					
Overall	2865	1.781	2.304	0.0213	[0.266, 3.297]
First-step	1931	1.026	4.994	< 0.0001	[0.623, 1.429]
Second-step	171	−83.231	−2.021	0.0449	[−164.539, −1.923]

注：差は PSR の推計値から FR（米国固定）の推計値を引いた値とし，帰無仮説は平均差がゼロであることとする。p 値は両側検定による。統計出力で 0.0000 と表示された p 値は，< 0.0001 と表記した。比較対象は，両基準で推計値が得られた 3,236 品目から，PSR でも米国が参照国となる 315 品目を除いた 2,921 品目である。Panel B では，各標本の絶対差の第 99 百分位を超える品目を除外し，閾値と等しい品目は残す。検定には符号付きの差を用いる。Panel C では，三つの標本それぞれについて PSR と FR の第 99 百分位を別々に計算し，両推計値がそれぞれの閾値以下となる品目のみを残す。下側の裾は除外しない。
Overall は推計段階を問わず両基準で推計値が得られた品目を含む。First-step は両基準で第一段階，Second-step は両基準で第二段階の推計値が得られた品目に限定する。一方が第一段階，他方が第二段階の品目は Overall にのみ含めるため，段階別標本数の合計は Overall と一致しない。

て，参照国選択の影響を評価する際には，全体の平均差に加え，推計段階別の結果と極端値の扱いを確認する必要がある。

6.4 差分分布と分位分析

前節では，参照国基準間の平均差の方向が推計段階によって異なり，有意性もトリミングの有無・方法に依存することを確認した。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 σ 自体に対する 99% 分位トリミング後のサンプルを用い，品目別参照国基準（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，両基準の推計値の絶対差を示す。Overall の中央値は 1.470 であるが，90%分位では 13.383，95%分位では 29.180，99%分位では 220.108 となり，上位分位ほど絶対差が大きい。First-step でも，中央値は 1.477，90%分位は 10.106，99%分位は 45.399 である。一方，Second-step の中央値は 1.625 と First-step に近いものの，90%分位は 311.203，99%分位は 3853.393 に達する。この結果から，第二段階で推計された品目では，参照国基準間の絶対差の上方裾が特に長いことが分かる。

Panel B は，絶対差を両基準の推計値のうち大きい方で除した相対差を示す。Overall の相対差の中央値は 43.273%，75%分位は 68.610%，99%分位は 99.105%である。First-step と Second-step の中央値は，それぞれ 42.157%と 49.704%である。90%分位では，First-step の 81.984%に対し，Second-step は 99.192%となる。したがって，絶対差だけでなく，相対差についても Second-step の上位分位では大きな乖離が認められる。これらの結果は，推計値を利用する際には，参照国選択に対する感応度を品目ごとに確認する必要があることを示唆している。

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

	N	25th	50th	75th	90th	95th	99th
Panel A: Absolute Difference							
Overall	2865	0.464	1.470	4.374	13.383	29.180	220.108
First-step	1931	0.478	1.477	4.009	10.106	17.930	45.399
Second-step	171	0.398	1.625	8.462	311.203	820.786	3853.393
Panel B: Relative Difference(%)							
Overall	2865	21.245%	43.273%	68.610%	86.124%	93.431%	99.105%
First-step	1931	20.683%	42.157%	66.179%	81.984%	89.310%	95.320%
Second-step	171	20.899%	49.704%	81.714%	99.192%	99.801%	99.967%

注：PSR は品目別参照国基準，FR は米国を参照国とする固定参照国基準を表す。各行には表 2 の Panel C の対応する標本を用いており，トリミングの閾値は各標本で個別に算出している。絶対差は $\max(\sigma^{PSR}, \sigma^{FR}) - \min(\sigma^{PSR}, \sigma^{FR})$，相対差（%）は，この絶対差を $\max(\sigma^{PSR}, \sigma^{FR})$ で除して 100 を乗じた値である。

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

	N	25th	50th	75th	90th	95th	99th
Panel A: Overall $[0, 20)\%$							
PSR	680	1.405	1.726	2.404	3.523	5.208	9.642
FR	680	1.405	1.708	2.446	3.699	5.393	9.456
Panel B: Overall $[20, 40)\%$							
PSR	651	1.546	2.042	2.890	4.334	6.087	11.192
FR	651	1.551	1.957	2.730	4.492	5.774	10.161
Panel C: Overall $[40, 60)\%$							
PSR	570	1.869	2.814	4.091	6.094	8.531	16.069
FR	570	1.566	2.359	3.576	5.512	8.471	16.119
Panel D: Overall $[60, 80)\%$							
PSR	526	1.753	4.197	6.108	8.795	12.079	20.902
FR	526	1.578	2.933	5.400	8.076	10.903	26.500
Panel E: Overall $[80, 100]\%$							
PSR	438	1.790	9.700	24.319	73.489	198.162	408.572
FR	438	1.500	2.765	13.704	54.974	128.781	354.315

注：区間は表 3 で定義した相対差に基づく。各区間は下限を含み，上限を含まない。ただし，最後の区間は両端を含む。対象は表 2 の Panel C における Overall の標本であり，五つの区間の品目数の合計は 2,865 である。

Table 4 は，Table 3 の Panel B で示した相対差に基づき，Overall の 2,865 品目を五つの区間に分類した結果である。各区間の品目数は，相対差の小さい順に 680，651，570，526，438 品目であり，それぞれについて PSR と FR: U.S. の推計値の分布を示している。

相対差が 0%以上 20%未満の区間では，PSR と FR: U.S. の中央値はそれぞれ 1.726 と 1.708，99%分位は 9.642 と 9.456 であり，両基準の分布は近い。これに対し，相対差が 80%以上 100%以下の区間では，中央値はそれぞれ 9.700 と 2.765，99%分位は 408.572 と 354.315 となる。相対差が最も大きい区間では，両基準とも上位分位の推計値が高く，中央値にも大きな違いがある。

ただし，すべての分位点が相対差区間に沿って単調に上昇するわけではなく，PSR の推計値が常に FR: U.S. を上回るわけでもない。例えば，相対差が 60%以上 80%未満の区間では，99%分位は PSR の 20.902 に対し，FR: U.S. では 26.500 である。これらの結果は，参照国選択による推計値の違いが一様ではないことを示している。なお，相対差による区分は推計値から事後的に作成したものであり，この比較だけから差異の原因を品目の性質や取引頻度に帰することはできない。

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 σ 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，単一の基準よりも広い品目範囲をカバー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，品目別参照国基準（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 σ 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，

$$\sigma_g^{CBR} = \min\left(\sigma_g^{PSR}, \sigma_g^{FR}\right) \tag{15}$$

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 σ 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 σ 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，推計可能な品目範囲が拡張されている。

ここで「保守的」とは，両基準で推計値が得られた品目について，小さい方の σ を採用するという選択規則を意味する。この規則だけで推計誤差が縮小することや，真の値に近づくことが保証されるわけではない。

さらに，極端に大きな推計値の影響を抑えるため，各基準の推計値に共通の上限値 131.5 を設定した。この値は，Broda and Weinstein（2006, p. 566）がグリッドサーチの探索上限として用いた値を参考にしている。ただし，本稿の処理は得られた推計値に上限を適用するものであり，同論文の推計時の探索制約とは区別される。

Table 5 は，上限処理後の分布を示す。CBR の中央値は 1.741，平均値は 4.115 であり，いずれも PSR と FR: U.S. より低い。ただし，各基準の品目集合は異なるため，この分布の比較には，小さい値を採用する規則と，対象品目の構成の違いの両方が反映されている。

CBR の利点は，選択規則を明示したうえで，3,997 品目について代替弾力性を利用できることにある。政策分析に用いる際には，可能な品目について PSR と FR: U.S. の結果も併せて示し，参照国選択への感応度を確認することが望ましい。

Table 5: Capped substitution elasticity estimates (σ) 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	5.731	11.016	26.194	131.500	7.810
FR: U.S.	3,727	1.261	2.087	4.754	8.486	18.374	131.500	6.970
CBR	3,997	1.188	1.741	2.986	4.855	7.764	116.726	4.115

注：PSR は品目別参照国基準，FR は米国を参照国とする固定参照国基準，CBR は保守的なベースライン指標を表す。Broda and Weinstein（2006）のグリッドサーチの探索上限を参考に，すべての推計値に対し，推計後に $\sigma = 131.5$ の上限処理を施している。

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 σ 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，品目別参照国基準（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。

第一に，参照国選択への感応度は，平均差だけでは捉えられない。トリミング前には平均差ゼロの帰無仮説を棄却できないが，これは品目別の推計値の一致を意味しない。σ に基づくトリミング後には，絶対差の中央値は 1.470，相対差の中央値は 43.273%であり，一部の品目では差が大きい。また，段階別の平均差は，第一段階では正，第二段階では負となり，推計段階によっても結果が異なる。

第二に，参照国選択は推計可能な品目集合にも影響する。PSR では 3,506 品目，FR: U.S. では 3,727 品目について推計値が得られ，両基準の併用により 3,997 品目をカバーできる。本研究の CBR は，両方の推計値がある場合には小さい方を，一方のみの場合にはその値を採用する指標である。「保守的」という名称はこの選択規則を指し，推計精度の改善や厚生効果の下限を保証するものではない。

これらの結果は，輸入財の差別化度を評価する際にも意味を持つ。本稿の CES 型の枠組みでは，低い σ は，同一品目内の原産国別バラエティ間の代替可能性が低いことを表す。同じ品目でも参照国選択によって σ が変われば，推計値から判断される差別化の程度も変わり得る。ただし，σ だけで財の品質や客観的な財タイプを直接識別できるわけではない。

また，Feenstra（1994）および Broda and Weinstein（2006）の CES 価格指数の枠組みでは，他の条件とバラエティ拡大に伴う支出シェアの変化を同一に保つと，$\sigma > 1$ の範囲で σ が小さいほど，バラエティ拡大による価格指数の低下は大きくなる。したがって，CBR が小さい σ を採用することは，厚生利益を小さく評価することを意味しない。参照国選択による差は，差別化度の解釈だけでなく，厚生評価の感応度を検討する理由にもなる。本稿では政策変更による厚生効果そのものは推計していないため，その大きさの評価は今後の課題である。

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, Takahide, Tadashi Ito, and Toshiyuki Matsuura (2021). Welfare Gains through Globalization: Evidence from Japan's Manufacturing Sector. TCER Working Paper E-158. https://www.tcer.or.jp/wp/pdf/e158.pdf

[3] Aoyagi, Takahide, Tadashi Ito, and Toshiyuki 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.

[4] Armington, Paul S. (1969). A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. *IMF Staff Papers*, 16(1), 159–178. https://doi.org/10.2307/3866403.

[5] 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.

[6] Bajzik, Josef, Tomas Havranek, Zuzana Irsova, and Jiri Schwarz (2020). Estimating the Armington Elasticity: The Importance of Study Design and Publication Bias. *Journal of International Economics*, 127, 103383. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2020.103383.

[7] 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.

[8] 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.

[9] 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.

[10] 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.

[11] 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.

[12] Eaton, Jonathan, and Samuel Kortum (2002). Technology, Geography, and Trade. *Econometrica*, 70(5), 1741–1779. https://doi.org/10.1111/1468-0262.00352.

[13] 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.

[14] 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.

[15] Feenstra, Robert C., and Chang Hong (2024). Estimating the Regional Welfare Impact of Tariff Changes: Application to the United States. USITC Economics Working Paper No. 2024-08-B. https://www.usitc.gov/publications/332/estimating_regional_welfare_impact_tariff_changes.htm.

[16] 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.

[17] Head, Keith, and Thierry Mayer (2014). Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook. In Gita Gopinath, Elhanan Helpman, and Kenneth Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, Vol. 4, 131–195. https://doi.org/10.1016/B978-0-444-54314-1.00003-3.

[18] 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.

[19] 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.

[20] 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.

[21] Ito, Tadashi, and Toshiyuki Matsuura (2017). Japan's Welfare Gains through Globalization: An Evidence from Japan's Manufacturing Sector. Keio-IES Discussion Paper Series DP2017-002. https://ies.keio.ac.jp/en/publications/7379.

[22] 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.

[23] 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.

[24] 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.

[25] Mohler, Lukas (2009). On the Sensitivity of Estimated Elasticities of Substitution. FREIT Working Paper No. 38. https://www.freit.org/WorkingPapers/Papers/TradePatterns/FREIT038.pdf.

[26] Nakano, Satoshi, and Kazuhiko Nishimura (2024). On Estimating Armington Elasticities for Japan's Meat Imports. *Journal of Agricultural Economics*, 75(1), 189–200. https://doi.org/10.1111/1477-9552.12539.

[27] Ossa, Ralph (2015). Why Trade Matters After All. *Journal of International Economics*, 97(2), 266–277. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.07.002

[28] 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.

[29] 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.

[30] 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.

[31] 井尻直彦（2022）『日本の貿易変動と非関税障壁』文真堂.