RIIT 貿易障壁研究所

RIIT Working Paper Series

RWP-2026-004

貿易財分類の再検討

-代替弾力性に基づく Rauch 分類と IHY 分類の比較-

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)

June 2026

Research Institute for Impediments to Trade

Tokyo, Japan

HP: https://riit.or.jp

貿易財分類の再検討 – 代替弾力性に基づく Rauch 分類と IHY 分類の比較 –

Naohiko Ijiri* Shuo Chen †

June 2026

Abstract

本論文は，国際貿易の実証研究において広く用いられてきた Rauch 分類と，HS ベースで再現可能な代替分類である IHY 分類とを比較することにより，貿易財分類の実証的妥当性を再検討する。両分類は財タイプ間の財別代替弾力性（elasticity of substitution, σ）の差異を理論的基礎としている。σ は，同一 HS6 桁財に属する異なる輸出国間の品目間代替弾力性であり，CES 型需要体系の下で定義される中心的な貿易パラメータである。

Rauch 分類は SITC コードに基づき，組織化取引財（w），参照価格財（r），差別化財（n）の三類型に区分する枠組みとして国際貿易研究における標準的分類となってきた。しかし，再現可能性および HS ベース貿易データとの整合性には課題が残る。これに対し，IHY 分類は HS6 桁財を対象とし，国際規格や商品取引所上場情報といった観察可能な基準に基づいて組織化取引財（O），規格化差別化財（S），非規格化差別化財（D）に区分する再現可能な分類である。

本研究では，Feenstra（1994）および Broda and Weinstein（2006）の枠組みに基づき，日本の輸入データから新たに推計した代替弾力性 σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR} と，米国の推計値 σ_g^{US} を併用することで，構造的かつ国際比較可能な実証枠組みを構築する。

実証分析は，理論が予測する理論的順位仮説（統計学的には順序対立仮説（ordered alternatives）として定式化される）（IHY：$O > S > D$，Rauch：$w > r > n$）が統計的に支持されるかを，記述統計，順序対立仮説に対して最適なノンパラメトリック検定である Cuzick 順位トレンド検定および Jonckheere–Terpstra 検定，さらに回帰分析および Cliff's δ による効果量評価を組み合わせて，体系的に検証する。

この分析の結果，IHY 分類は複数の推計値および検定手法において，理論的順位構造を統計的に有意かつ頑健に支持する。一方で，Rauch 分類は平均値の水準では概ね整合的傾向を示すものの，分布全体および線形的単調関係の観点では一貫した証拠を提供しない。以上の結果は，HS ベースの貿易データを用いる実証研究において，IHY 分類が代替可能性に基づく財分類として，より再現可能で実証的一貫性の高い枠組みを提供することを示唆する。

Keywords: Trade product-type classification; substitution elasticity; international standards; WTO/TBT.

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

†Nihon University Graduate school of Economics

1 はじめに

国際貿易の実証分析において，貿易対象となる財（products）をいかに分類するかは，貿易構造の理解や推計結果の解釈を左右する重要な前提である。とりわけ，財間の代替可能性や市場組織の違いを反映した財分類は，貿易量の変化，取引関係の安定性，検索コストやネットワーク効果の分析，さらには代替弾力性の推計など，幅広い研究分野において中心的な役割を果たしてきた。

その中でも，Rauch（1999）による財タイプ分類は，国際貿易の実証研究において最も広く用いられてきた枠組みである。同分類は SITC コードに基づき，「組織化取引財（organised-exchange products, w）」，「参照価格財（reference-priced products, r）」，「差別化財（differentiated products, n）」の三類型に区分するものであり，情報の不完全性や検索コストといった取引上の摩擦を明示的に扱う理論・実証研究において，標準的な分類として広く用いられてきた。

しかし，今日の国際貿易の実証研究の環境を考慮すると，いくつかの重要な課題が存在する。第一に，Rauch 分類は SITC ベースで構築されている一方，現在の詳細な貿易データは主として HS（Harmonised Commodity Description and Coding System）に基づいて整備されており，データ整合性や再現可能性において制約が生じる。第二に，参照価格財の定義基準が必ずしも明示的ではなく，分類の透明性および検証可能性に課題が残る。さらに重要なのは，多くの既存研究が Rauch 分類を所与の前提として代替弾力性等の分析を行っている一方で，代替弾力性そのものを用いて財分類の妥当性を検証するという視点が十分に確立されていない点である。

これらの課題に対応するため，Ijiri et al. (2013) および Ijiri and Haneda (2022) は，HS6 桁レベルで再現可能な財分類（以下，IHY 分類）を提案している。IHY 分類は，国際規格や商品取引所上場情報といった観察可能な制度的基準に基づき，貿易財を，組織化取引財（Organised-exchange products, O），規格化差別化財（Standardised differentiated products, S），非規格化差別化財（Non-standardised differentiated products, D）の三類型に区分する。本論文では，これらの分類記号としてそれぞれ O，S，D を用いる。また，Rauch 分類については，組織化取引財，参照価格財，差別化財をそれぞれ w，r，n と略記する。

本研究の目的は，財別代替弾力性（elasticity of substitution, σ）という経済学的に中心的な構造パラメータを用いて，これら二つの分類の妥当性を比較することである。本研究では，代替弾力性を σ と表記する。σ は，同一 HS6 桁財に属する異なる輸出国間の財がどの程度代替可能であるかを示す指標であり，値が大きいほど財間の代替可能性（価格変化に対する需要の感応度）が高いことを意味する。すなわち，σ は CES 型需要体系の下で定義される品目間代替弾力性であり，本研究では各 HS6 桁財ごとに推計された値を用いる。したがって，市場で組織化された財ほど σ は高く，差別化の程度が強い財ほど σ は低いと理論的に予想される。この理論的順位が実際の推計結果と整合しているかどうかを検証することが，本研究の出発点である。

この検証のため，本研究では二つの独立した代替弾力性推計値を用いる。一つは，Broda and

Weinstein（2006）による米国の財別代替弾力性推計値を用いる。[1] もう一つは，日本の輸入データを用いて，Feenstra（1994）および Broda and Weinstein（2006）の枠組みに基づき，新たに貿易財別の代替弾力性を推計する。推計の頑健性を確認するため，日本の代替弾力性については，σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR} の三種類の推計値を構築する。これらの詳細な推計方法については Ijiri and Chen（2026）において報告されており，本論文ではその概要を Appendix B に示す。

以上の貿易財の代替弾力性推計値を用いて，本研究では四つの補完的な検証を行う。まず，平均値および中央値に基づく記述統計ならびに箱ひげ図を用いて，代替弾力性の分布および順位構造の基本的特徴を確認する。

次に，Cuzick（1985）による順位トレンド検定を用いて，財タイプの順位と代替弾力性との間に単調なトレンドが存在するかを検証する。

さらに，順序対立仮説（ordered alternatives）を直接検証するため，Jonckheere–Terpstra 検定を適用し，理論が予測する順位構造が分布全体において統計的に支持されるかを評価する。

最後に，順位スコアを用いた回帰分析およびノンパラメトリック効果量指標である Cliff's δ を用いて，財タイプ間の差の大きさおよび確率的優越の強さを定量的に評価する。

これらの検証の結果，両分類とも代表値の比較では概ね理論と整合的な順位関係が観察されるものの，分布全体に基づく統計的検証および効果量の観点では明確な差が存在することが示される。特に，IHY 分類は米国および日本のすべての代替弾力性推計値において，順位トレンド検定および Jonckheere–Terpstra 検定の双方で一貫して理論的順位構造を支持する結果を示している。これに対して Rauch 分類では，順位構造の統計的有意性および効果量の大きさが推計指標によって変動しており，順位構造の安定性は相対的に弱いことが確認される。

本研究の貢献は次の三点に整理できる。第一に，財分類を外生的前提として用いるのではなく，独立に推計された代替弾力性を用いてその妥当性を評価するという視点を提示する点である。第二に，米国および日本という異なる国の推計値を併用することで，特定国に依存しない検証を行う点である。さらに，順位検定およびノンパラメトリック効果量を組み合わせることで，分類の統計的妥当性と経済的意義の双方を評価する方法論的枠組みを提示する点にある。

本論文の構成は以下のとおりである。第 2 節では，Rauch 分類および IHY 分類の定義と構築方法を整理する。第 3 節では，貿易財の代替弾力性の推計枠組みを説明し，Broda and Weinstein（2006）による米国の推計値と，日本について新たに推計した三種類の推計値（σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR}）を導入する。第 4 節では，これらの米国および日本の推計値に基づき，両分類の比較結果を提示し，記述統計，順位検定，回帰分析および効果量分析を通じて，代替弾力性の順位構造および差の大きさの観点から財分類の妥当性を検証する。最後に第 5 節で，本研究の主な知見を整理し，政策的含意および今後の研究課題を議論する。

[1] 米国の財別代替弾力性（σ_g^{US}）は，Broda and Weinstein（2006）の Replication Data として公開されているデータを使用している。本研究では，HS6 桁レベルに対応する推計値を用いた。データは以下より取得可能である：`https://www.columbia.edu/~dew35/TradeElasticities/TradeElasticities.html`（最終アクセス日：2025 年 12 月 10 日）。

2 貿易財分類に関する先行研究・分類方法・データ

本節では，貿易財をタイプ別に分類する先行研究を整理した上で，本研究で比較対象とする Rauch 分類および IHY 分類の定義と構築方法を説明し，あわせて実証分析に用いる貿易データについて概説する。

2.1 貿易財分類に関する先行研究

貿易財をタイプ別に分類する実証研究の出発点として広く認識されているのが，Rauch（1999）である。Rauch は[2]，国際貿易における検索コストおよびネットワークの役割に着目し，貿易財を「組織化取引財」,「参照価格財」,「差別化財」の三つに分類した。この分類は国際標準貿易分類（SITC）に基づいて構築されており，代替弾力性や取引形態の違いを反映する枠組みとして，その後の国際貿易の実証研究において標準的に用いられてきた。

Rauch 分類は，多くの後続研究において，貿易財の異質性を捉えるための外生的な分類指標として利用されている。Besedeš and Prusa（2006）は，米国の輸入データを用い，貿易関係の存続期間が財タイプによって体系的に異なることを示している。また，Rauch and Watson（2003）は，差別化財貿易における探索とマッチングの過程を理論的に分析し，差別化財と同質財の区別が貿易関係の形成に重要であることを示した。さらに，Bastos and Silva（2010）は，輸出単価データを用いて，Rauch 分類が垂直的な製品差別化（品質差）をどの程度捉えているかを検証している。これらの研究はいずれも，Rauch 分類を所与の前提として採用し，財タイプの違いが貿易パターンや取引関係に与える影響を分析している。

しかしながら，既存研究の多くは，Rauch 分類そのものの妥当性を統計的に検証することを目的としていない。とりわけ，Rauch 分類は SITC に基づいて構築されている一方，現在主流となっている詳細な貿易データは HS に基づいて整備されており，データの整合性や再現性の観点から課題が指摘されてきた。また，参照価格財の定義についても，具体的な情報源が必ずしも明示されておらず，分類基準の検証や再現が困難であるという問題がある。

これらの課題に対応する試みとして，Ijiri et al.（2013）および Ijiri and Haneda（2022）は，HS6 桁データに基づく再現可能な貿易財分類（IHY 分類）を提案している。IHY 分類は，国際規格の有無や国際商品市場での取引状況といった観測可能な制度的基準に基づき，貿易財を体系的に分類する点に特徴がある。この分類は，Rauch 分類と同様に代替弾力性の違いを反映することを意図しているが，HS ベースで構築されているため，再現性と国際比較可能性の点で優位性を有する。

一方で，貿易財の差別化を，制度的基準ではなく製品属性や価格情報の観察から識別しようとするアプローチも提案されている。第一に，Bernini et al.（2018）は，税関品目表の最も細かい分

[2]Rauch による財分類は，James Rauch の公式ウェブサイトで公開されている：`https://econweb.ucsd.edu/~jrauch/rauch_classification.html`。本論文では，*Liberal* 分類を使用する。この分類では，組織化取引財（organised-exchange）または参照価格財（reference-priced）に該当することを示す証拠が存在する場合には，当該財をこれらのカテゴリに分類する。一方，*Conservative* 分類では，これらのカテゴリに分類するための証拠が明確かつ確定的である場合にのみ分類を行い，それ以外の財は差別化財（differentiated）として分類する。アクセス日：2025 年 12 月 10 日。

類水準（アルゼンチンの 12 桁 SIM 分類）において観察される包装（パッケージ）サイズを差別化の代理指標として用いる Micro-D 分類を提案している。小さな包装で輸出される財を差別化財，バルクや大容量で輸出される財を同質財とみなすこの手法は，とりわけ SITC ベースの Rauch 分類では捉えにくい食料品・飲料分野において差別化財をより正確に識別できる点に特徴がある。ただし Micro-D 分類は特定国（アルゼンチン）の詳細な品目表に依拠しており，HS6 桁レベルで各国に一律に適用できるものではない。また，その主たる目的は途上国の輸出高度化を評価するための「望ましい財」の識別にあり，分類の妥当性は輸出単価の水準や仕向地の所得水準との関係といった価格情報によって傍証されるにとどまる。

第二に，Bernard et al.（2015）は，同一 HS6 桁財内における輸出単価のばらつき（価格分散係数）を差別化の代理指標として用いている。価格分散が小さい財ほど同質的とみなすこの方法は，HS6 桁という比較的粗い分類の内部で差別化の程度を連続的に測る点で有用である。

もっとも，これらのアプローチはいずれも，観察可能な代理指標を用いて差別化の程度を識別・測定することを主眼としており，分類が想定する財タイプ間の代替弾力性の順位構造が統計的に成立するか否かを直接検証することを目的としたものではない。本研究は，この点において，独立に推計された代替弾力性を用いて分類体系の妥当性そのものを評価する点で，これらの先行研究とは異なる視点を提供する。

2.2 Rauch 分類

Rauch（1999）は，国際貿易における検索コストおよび市場構造の違いに着目し，貿易財を大きく「同質財（homogeneous products）」と「差別化財（differentiated products）」に区分した上で，同質財をさらに二つの下位カテゴリーに分類している。Rauch 分類の本質は，財の物理的特性そのものではなく，取引における情報の入手可能性や価格形成の仕組みに基づいて，財の代替可能性の程度を類型化する点にある。

Rauch 分類において同質財に含まれるのは，組織化取引財および参照価格財である。組織化取引財とは，国際的な商品取引所において標準化された形で取引される財であり，取引価格が公開され，品質や規格が明確に定義されている。このため，売り手や買い手は取引相手を探索する必要がほとんどなく，価格情報を通じて容易に代替可能な財とみなされる。

参照価格財は，商品取引所で取引されてはいないものの，業界紙や専門誌などを通じて標準的な取引価格が広く参照可能な財である。これらの財についても，価格情報が市場参加者に共有されているため，財の差別化の程度は限定的であり，Rauch（1999）はこれらを国際商品市場取引財と同様に，同質財に近いカテゴリーとして位置づけている。

これに対して，差別化財とは，標準的な取引価格が存在せず，財の特性や品質，仕様が売り手ごとに異なるため，価格情報のみから取引相手を選択することが困難な財である。差別化財の取引においては，買い手は売り手に関する追加的な情報を探索する必要があり，信頼関係やネット

ワークが重要な役割を果たす。このため，差別化財は同質財に比べて代替可能性が低く，理論的には代替弾力性も相対的に低いと考えられる。

このように，Rauch 分類は，貿易財を「価格情報を通じて容易に代替可能な同質財」と「探索や関係構築を必要とする差別化財」という二つの基本的タイプに整理した上で，同質財を組織化取引財と参照価格財に細分化する構造を持つ。本研究では，この分類が想定する同質財と差別化財の違いが，代替弾力性の推計結果において実証的に支持されるかを，以下の分析で検証する。

2.3 IHY 分類

IHY 分類（Ijiri et al., 2013；Ijiri and Haneda, 2022）は，Rauch 分類と同様に，貿易財をその代替可能性の程度に基づいて「同質財」と「差別化財」に大別した上で，差別化財をさらに下位カテゴリーに細分化する枠組みである。ただし，IHY 分類は，現在主流となっている HS6 桁貿易データに直接適用可能であり，かつ観測可能な制度的基準に基づいて一意に構築できる点に特徴がある。

IHY 分類において同質財として定義されるのは，組織化取引財のみである。これらは，Rauch 分類と同様に，国際的な商品取引所において標準化された仕様のもとで取引される財であるが，IHY 分類ではさらに，物的引渡しを伴う実体的取引に限定している点で Rauch 分類と異なる。このような制度的環境のもとでは，価格情報の透明性および規格の標準化により供給者間の実効的な差別化が縮小し，代替弾力性 σ_g は相対的に高くなると予測される。この意味で，IHY 分類における組織化取引財は，Rauch 分類における同質財の概念と構造的に整合的である。

これに対して，IHY 分類では，差別化財を「規格化差別化財」と「非規格化差別化財」の二つに区分する。規格化差別化財とは，国際規格（ISO など）によって製品仕様や性能要件が一定程度標準化されているものの，商品取引所での取引や価格の公開は行われていない財である。これらの財は，同質財ほど完全に代替可能ではない一方で，一定の規格情報が共有されているため，非規格化差別化財に比べれば代替可能性は相対的に高いと考えられる。

非規格化差別化財は，国際規格を有さず，製品仕様や品質が売り手ごとに大きく異なる財である。このタイプの財では，価格情報のみから取引相手を選択することが困難であり，買い手は探索や関係構築を通じて売り手に関する追加的な情報を獲得する必要がある。そのため，非規格化差別化財は，IHY 分類の中で最も代替可能性が低く，理論的には代替弾力性も最も小さいと想定される。

このように，IHY 分類は，貿易財を「高度に代替可能な同質財」「中程度の代替可能性を有する規格化差別化財」「代替可能性の低い非規格化差別化財」という三つのタイプに体系的に整理している点に特徴がある。本研究では，この分類が示唆する代替弾力性の順位関係（同質財 ＞ 規格化差別化財 ＞ 非規格化差別化財）が，実際の貿易データから推計された代替弾力性によって実証的に支持されるかを検証する。

Table 1: 財タイプ分類の概念的比較：Rauch 分類と IHY 分類

	Rauch 分類	**IHY 分類**
基本的区分	同質財と差別化財の区分	同質財と差別化財の区分
同質財	組織化取引財；参照価格財	組織化取引財
差別化財	差別化財	規格化差別化財；非規格化差別化財
情報構造	価格が公開情報として観察可能（取引所や業界刊行物）	取引所上場情報や国際規格を通じて財の特性が観察可能
検索およびネットワークの役割	同質財では限定的；差別化財では重要	同質財では限定的；規格化差別化財から非規格化差別化財へと重要性が増加
データ基盤	SITC ベースの分類	HS6 桁ベースの分類
再現可能性	限定的（分類基準が必ずしも完全には明示されていない）	高い（観察可能かつ明文化された基準に基づく）
理論的に想定される代替弾力性の順位	組織化取引財 > 参照価格財 > 差別化財	組織化取引財 > 規格化差別化財 > 非規格化差別化財

注: 本表は，Rauch（1999）および IHY 分類（Ijiri et al., 2013；Ijiri and Haneda, 2022）の財タイプ分類の概念的構造を整理したものである。両分類はいずれも財間の代替可能性の違いに着目しているが，情報基盤およびデータ整合性の点で相違がある。

2.4 分類対応と使用データ

本研究では，Rauch 分類および IHY 分類を共通の HS6 桁貿易データ上で比較するため，SITC に基づく Rauch 分類を公式の SITC – HS 変換表[3] を用いて HS6 桁財に対応させる。その上で，各 HS6 桁財を IHY 分類に基づいて再分類する。複数の SITC 項目が同一の HS6 桁財に対応する場合には，Rauch 分類上の支配的な分類を採用することで，一貫した対応付けを行っている。分類対応の詳細および各カテゴリーに含まれる HS6 桁財の一覧については，再現性を確保するため付録において明示する。

実証分析には，日本の輸入貿易データを用いる。データは HS6 桁レベルで整備されており，財別・相手国別・年次の輸入額および数量情報を含んでいる。これらのデータを用いて推計された代替弾力性に加え，Broda and Weinstein（2006）が米国の貿易データから推計した代替弾力性を併用することで，国やデータに依存しない形で貿易財分類の妥当性を評価する。

[3]SITC – HS の公式対応は，国際連合統計局（United Nations Statistics Division, UNSD）が提供する分類対応表に基づいている。本研究では，HS6 桁レベルへの変換に際し，UNSD が公表する対応表を参照した。詳細は：`https://unstats.un.org/unsd/classifications/Econ`（最終アクセス日：2025 年 12 月 10 日）。

3 貿易財の代替弾力性の推計方法と分析枠組み

本節では，実証分析の枠組みを説明する。まず，Feenstra（1994）および Broda and Weinstein（2006）に基づく代替弾力性の推計方法を概説する。次に，推計された代替弾力性を用いて貿易財分類が理論で予測される順序構造を実証的に反映しているかを検証するための枠組みを示す。

3.1 代替弾力性と貿易財分類

貿易財分類が経済学的に意味を持つためには，分類された各カテゴリー間で，財の代替可能性に体系的な差が存在する必要がある。とりわけ，Rauch 分類および IHY 分類はいずれも，財の同質性や差別化の程度の違いが，代替弾力性の大小として現れることを暗黙に前提としている。したがって，推計された代替弾力性が，各分類が想定する順位関係と整合的であるかを検証することは，貿易財分類そのものの妥当性を評価する上で中心的な課題となる。

3.2 Feenstra（1994）および Broda and Weinstein（2006）の推計枠組み

Feenstra（1994）および Broda and Weinstein（2006）に従い，本研究では，各財における輸入品目間の選好が CES 型で表されると仮定する。財 g に対するサブ効用関数は次式で与えられる。

$$U_g = \left(\sum_c q_{gc}^{\frac{\sigma_g - 1}{\sigma_g}} \right)^{\frac{\sigma_g}{\sigma_g - 1}}, \tag{3.1}$$

ここで，q_{gc} は国 c から輸入される財 g の数量を表し，σ_g は当該財における品目間の代替弾力性である。

この枠組みでは，輸入シェアの変化と相対価格変化との関係を利用して，財別の代替弾力性 σ_g を識別する。具体的には，各 HS6 桁財について，国別の輸入シェアおよび単価の変動を用いて σ_g を推計する。この識別は，輸出国ごとの品目が不完全代替的な差別化財（Armington differentiation）であるという仮定に基づいている。この仮定の下では，同一財に属する異なる輸出国の品目は互いに完全代替ではなく，代替弾力性 σ_g によって代替可能性の程度が規定される。

Broda and Weinstein（2006）は，本手法を用いて米国の詳細貿易データから財別代替弾力性を推計している。本研究では，その米国推計値を外生的な参照点として利用するとともに，同一の理論枠組みに基づき，日本の輸入データから新たに推計した代替弾力性も利用する。推計式の導出および識別条件の詳細は，Appendix A に示す。

3.3 日本の貿易財の代替弾力性推計

Ijiri and Chen（2026）は，HS6 桁レベルの日本の輸入データを用いて，Feenstra（1994）および Broda and Weinstein（2006）の枠組みに基づく財別の代替弾力性の推計を行っている。

本研究では，その推計値を用いるとともに，参照国の取り扱いに関して三種類の仕様を採用する。いずれも理論的枠組みは共通であるが，価格指数の除去方法および参照国の設定が異なる。

第一に，**PSR（Product-Specific Reference）**では，各財 g について基準期 t_0 において日本向け輸入額が最大であった国を参照国として選択し，その参照国を推計期間中固定する。すなわち，財ごとに一つの参照国 c_g^* を定め，全期間にわたり同一の基準国との相対価格変化を用いて代替弾力性を推計する。

第二に，**FR（Fixed Reference）**では，すべての財について参照国を米国（US）に固定する。この仕様は参照国を外生的に統一することで，国別価格水準差の影響を制御することを目的とする。

第三に，**CBR（Conservative Baseline Reference）**は，PSR と FR の双方が推計可能な場合に，より保守的な推計値を採用する統合指標である。具体的には，各財について σ_g^{PSR} と σ_g^{FR} のうち小さい値を σ_g^{CBR} と定義する。

これら三つの推計値を併用することで，参照国選択に伴う識別の不確実性を考慮しつつ，財タイプ間の代替弾力性の順位構造の頑健性を検証する。

3.4 貿易財分類の評価方法

本研究では，貿易財分類の妥当性を，代替弾力性における順位構造の観点から評価する。理論的には，財タイプ間には明確な代替可能性の階層が存在すると考えられるため，本研究ではこれを理論的順位仮説として設定する。この理論的順位仮説は，統計的には確率分布の確率的順序関係（ordered alternatives）として検証可能な形に定式化される。

具体的には，IHY 分類では $O > S > D$，Rauch 分類では $w > r > n$ という単調な順序関係が，代替弾力性の分布全体において成立しているかが検証対象となる。

本研究では，理論が予測する順位構造を統計的に検証するため，Jonckheere–Terpstra 検定（以下，JT 検定）を用いる (Jonckheere, 1954; Terpstra, 1952; Hollander et al., 2014)。この JT 検定は，複数群の分布が事前に指定された順序に従って単調に変化するかを検証するノンパラメトリック検定であり，順序対立仮説を検証するために特に適した検定方法である。

帰無仮説は，各財タイプにおける代替弾力性の確率分布が同一であることである：

$$H_0 : F_O(\sigma) = F_S(\sigma) = F_D(\sigma)$$

対立仮説は，代替弾力性の分布が理論で予測される順位構造に従うことである：

$$H_1 : F_O(\sigma) \geq F_S(\sigma) \geq F_D(\sigma)$$

ただし，少なくとも一組の財タイプ間において，厳密な不等関係が成立するものとする。

この検定は，平均値や中央値の比較に依存することなく，分布全体における確率的な順位関係

を直接評価することが可能であり，理論が予測する単調な順位構造の検証に適している。

さらに，本研究では，順位構造の妥当性をより包括的に評価するため，記述統計による代表値の比較に加え，Cuzick（1985）による順位トレンド検定，順位スコアを用いた回帰分析，およびCliff's δ による確率的優越の効果量評価を組み合わせて検証を行う。これにより，順位構造の統計的有意性と経済的な差の大きさの双方を評価することが可能となる。

また，本研究では，Broda and Weinstein（2006）による米国の代替弾力性推計値 σ_g^{US} と，日本の輸入データから推計した σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR} を併用する。複数の独立した推計値を用いることで，特定の国や推計仕様に依存しない形で，分類体系の妥当性を検証することが可能となる。

以上の検証枠組みにより，本研究は，CES 需要体系の構造パラメータである代替弾力性を基準として，貿易財分類が理論的に想定される代替可能性の階層構造をどの程度反映しているかを実証的に評価する。

4 貿易財分類の比較

本節では，第 3 節で導入した米国および日本の貿易財の代替弾力性推計値を用いて，Rauch 分類と IHY 分類の妥当性を実証的に比較検証する。本研究の中心的関心は，各分類体系が理論的に想定される理論的順位仮説，すなわち IHY 分類では O $>$ S $>$ D，Rauch 分類では w $>$ r $>$ n という順位構造を，代替弾力性の分布全体においてどの程度一貫して反映しているかを検証する点にある。

この目的のため，本節では以下の四段階の分析を行う。第一に，平均値および中央値に基づく記述統計ならびに箱ひげ図を用いて，代替弾力性の分布および順位構造の基本的特徴を確認する。第二に，Cuzick 順位トレンド検定および Jonckheere–Terpstra 検定を用いて，順序対立仮説に対応した単調な順位関係が分布全体において統計的に支持されるかをノンパラメトリックに検証する。第三に，順位スコアを用いた回帰分析により，代替弾力性と財タイプ順位との間の線形的単調関係の有無を評価する。第四に，Cliff's δ によるノンパラメトリック効果量を用いて，財タイプ間の確率的優越関係の大きさを定量的に評価する。

これらの分析を組み合わせることにより，本研究は，単なる代表値の比較にとどまらず，分布全体の順位構造，統計的有意性，および経済的な差の大きさという複数の観点から，貿易財分類の構造的妥当性を包括的に評価する。

4.1 記述統計による比較

Table 2 および Table 3 の Panel A は，IHY 分類および Rauch 分類のそれぞれについて，財タイプ別に推計された貿易財の代替弾力性の平均値および中央値の順位関係を示している。本論文では，Broda and Weinstein（2006）が米国データから推計した財別代替弾力性を σ_g^{US} と呼ぶ。

まず IHY 分類に注目すると，平均値に基づく順位は，σ_g^{US} および σ_g^{CBR} において理論的に想定される O $>$ S $>$ D の関係を満たしている。一方で，σ_g^{FR} および σ_g^{PSR} では平均値において

S > O > D という順位が観察される。しかしながら，中央値に基づく順位は，すべての推計値において一貫して O > S > D となっている。

この平均値と中央値の乖離は，代替弾力性の推計値が右に歪んだ分布を持ち，特に S 財において外れ値の影響を受けやすいことを示唆している。したがって，平均値のみに依拠した比較では，理論が想定する順位構造が必ずしも明確に捉えられない可能性がある。

これに対して Rauch 分類では, 平均値・中央値のいずれにおいても, 理論的に想定される w > r > n という順位関係は指標間で安定的に観察されていない。特に，日本データから推計した代替弾力性では，順位の方向が推計手法によって変動しており，分布の中心においても一貫した構造が確認できない。

以上の記述統計は，IHY 分類が中央値において理論的順位構造を安定的に捉えている一方で，Rauch 分類では代表値の段階から順位の不安定性が存在することを示している。この結果は，分布全体に着目した統計的検証の必要性を示唆する。

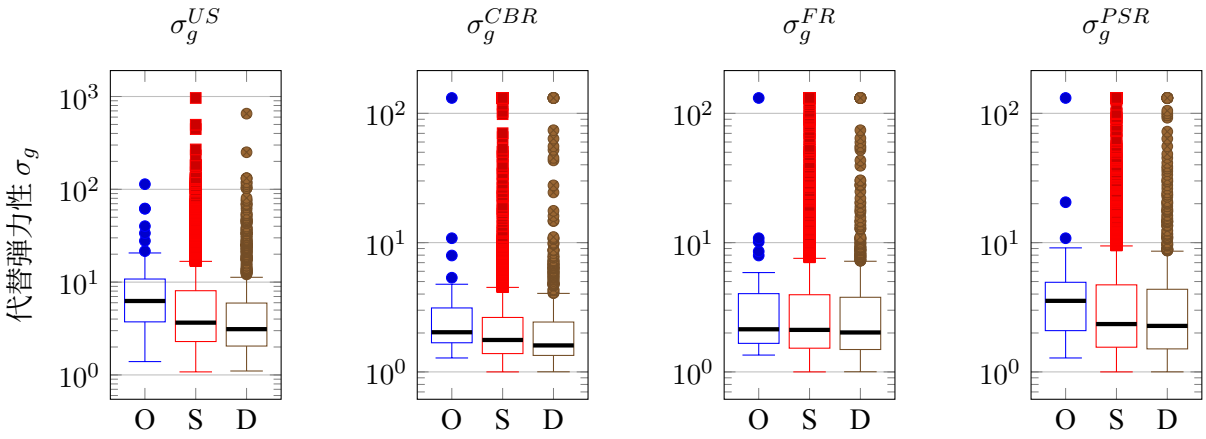

Figure 1: IHY 分類に基づく財タイプ別代替弾力性の分布。O は組織化取引財，S は規格化差別化財，D は非規格化差別化財を示す。各パネルは異なる代替弾力性推計値（σ_g^{US}，σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR}）に対応する。箱は四分位範囲，中央の太線は中央値，ひげは隣接観測値を示す。縦軸は対数スケールで表示している。

さらに，これらの分布構造をより詳細に検証するため，Figure 1 および Figure 2 に財タイプ別の代替弾力性分布を箱ひげ図として示す。箱ひげ図は四分位範囲および中央値を示し，分布全体の形状および外れ値の影響を視覚的に評価することを可能にする。

Figure 1 は IHY 分類に基づく結果を示しており，すべての代替弾力性指標（σ_g^{US}，σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR}）において，中央値および四分位範囲の位置が理論的順位仮説 O > S > D と整合的な順序構造を示している。とくに，組織化取引財（O）は分布全体として高い代替弾力性を示し，非規格化差別化財（D）は最も低い水準に位置していることが確認される。

これに対して，Figure 2 に示した Rauch 分類では，分布の位置関係が指標によって変動しており，理論的順位仮説 w > r > n に対応する明確で一貫した単調構造は必ずしも確認されない。とくに四分位範囲の重なりが大きく，中央値の順位も指標によって変化していることから，分布全

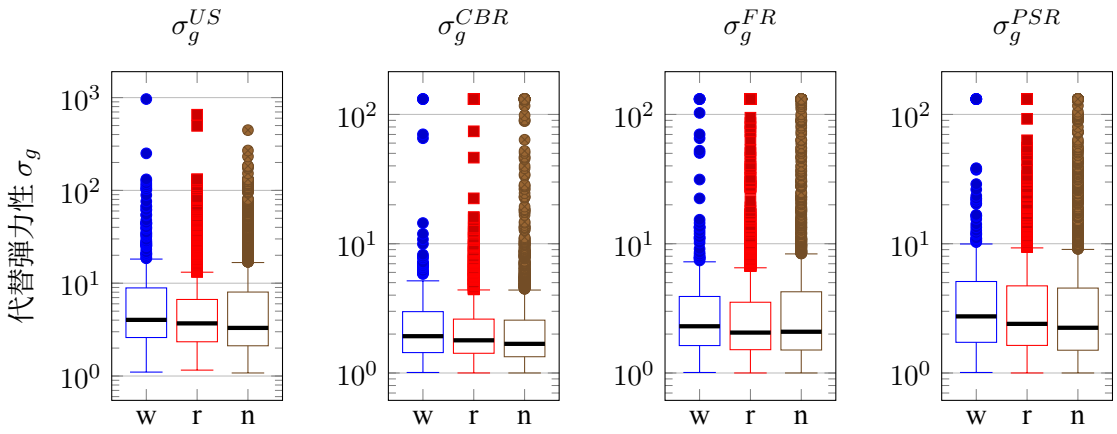

Figure 2: Rauch 分類に基づく財タイプ別代替弾力性の分布。w は組織化取引財，r は参照価格財，n は差別化財を示す。各パネルは異なる代替弾力性推計値（σ_g^{US}，σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR}）に対応する。箱は四分位範囲，中央の太線は中央値，ひげは隣接観測値を示す。縦軸は対数スケールで表示している。

体としての順位構造が安定的に成立していないことが示唆される。

これらの視覚的証拠は，IHY 分類が代替弾力性の分布全体において理論的順位構造を一貫して捉えている一方で，Rauch 分類ではその構造的整合性が相対的に弱いことを示している。

4.2 順位に基づくトレンド検定

Table 2 および Table 3 の Panel B は，理論仮説が「明確な順位関係」を伴う順序対立仮説として定式化されることを踏まえ，ノンパラメトリックな順位トレンド検定を実施した結果を示している。具体的には，各財タイプに順序スコアを付与し，代替弾力性との単調関係の有無を検定する Cuzick（1985）によって提案された Wilcoxon 型の順位トレンド検定（`nptrend`）を用いている。

IHY 分類については，対立仮説を O > S > D とした検定の結果，σ_g^{US}，σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR} のすべてにおいて正のトレンド統計量が得られ，かつ統計的に有意であることが確認された。これは，分布全体において代替弾力性が財タイプの順序に沿って単調に増加していることを意味する。

一方で Rauch 分類については，理論的には w > r > n が想定されるものの，検定結果は推計値によって異なる。σ_g^{US}，σ_g^{CBR}，σ_g^{PSR} では統計的に有意な正のトレンドが確認される一方，σ_g^{FR} では有意なトレンドは確認されない。このように，Rauch 分類に対する支持は推計値に依存しており，IHY 分類と比較して順位構造の統計的頑健性は相対的に弱いことが示唆される。

4.3 Jonckheere–Terpstra 検定による順序対立仮説の直接検証

Cuzick 順位トレンド検定は順位スコアに基づく単調関係を検証するものであるが，理論が予測する順位構造を直接検証するためには，JT 検定が最も適切なノンパラメトリック検定である。この JT 検定は，複数群の分布があらかじめ指定された順位に従って単調に変化するかを検証する検定であり，本研究の理論仮説（IHY：O>S>D，Rauch：w>r>n）と対応している。

Table 2: 財タイプ別にみた代替弾力性の順位構造（IHY 分類）

	σ_g^{US}	σ_g^{CBR}	σ_g^{FR}	σ_g^{PSR}
Panel A. 記述統計（順位関係）				
平均値の順位	O>S>D	O>S>D	S>O>D	S>O>D
中央値の順位	O>S>D	O>S>D	O>S>D	O>S>D
観測財数	4,293	3,831	3,725	3,506
Panel B. 順位に基づくトレンド検定（対立仮説：O>S>D）				
Cuzick 順位トレンド検定（z）	5.93	3.49	2.05	2.32
p 値	0.000	0.000	0.040	0.020

注: σ_g^{US} は Broda and Weinstein（2006）による米国の貿易財別代替弾力性推計値を示す。σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR} は，本研究において日本の輸入データから推計した貿易財の代替弾力性である。Panel A は，各財タイプ（O 財：組織化取引財，S 財：規格化差別化財，D 財：非規格化差別化財）における平均値および中央値の順位関係を示す。Panel B は，分布の等質性を帰無仮説とし，対立仮説を O>S>D とする Cuzick のノンパラメトリック順位トレンド検定（`nptrend`）の結果を示す。

Table 3: 財タイプ別にみた代替弾力性の順位構造（Rauch 分類）

	σ_g^{US}	σ_g^{CBR}	σ_g^{FR}	σ_g^{PSR}
Panel A. 記述統計（順位関係）				
平均値の順位	w>n>r	n>w>r	n>w>r	n>w>r
中央値の順位	w>r>n	w>r>n	w>r>n	w>r>n
観測財数	4,267	3,969	3,701	3,491
Panel B. 順位に基づくトレンド検定（対立仮説：w>r>n）				
Cuzick 順位トレンド検定（z）	3.94	4.85	0.20	3.77
p 値	0.000	0.000	0.843	0.000

注: Panel A は，Rauch（1999）分類（w：組織化取引財，r：参照価格財，n：差別化財）に基づく代替弾力性の平均値および中央値の順位を示す。Panel B は，分布の等質性を帰無仮説とし，対立仮説を w>r>n とする Cuzick の順位トレンド検定の結果を示す。

Table 4 は，IHY 分類および Rauch 分類について，米国および日本の代替弾力性推計値に対して Permutation 法に基づく JT 検定を適用した結果を示している。JT 統計量およびその標準化値である Z 統計量を報告しており，Permutation 法による p 値は有限標本における統計的有意性を評価する。Permutation 手続きの詳細は Appendix C.3.4 に示している。

IHY 分類については，すべての代替弾力性推計値（σ_g^{US}，σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR}）において正の JT 統計量が得られ，Permutation に基づく p 値は統計的に有意である。これは，代替弾力性の分布全体において，理論が予測する順序対立仮説 O>S>D が強く支持されていることを意味する。

これに対して Rauch 分類では，σ_g^{US}，σ_g^{CBR}，σ_g^{PSR} では理論的順位仮説と整合的な有意な順序構造が確認される一方，σ_g^{FR} では Z 統計量が -0.27（$p = 0.609$）と負であり，帰無仮説が棄却されないのみならず順位が逆転している。これは FR 仕様（参照国を米国に固定）においては，Rauch 分類の財タイプ間で σ の分布がほぼ均質化され，理論的順位構造が現れないことを示している。また σ_g^{PSR} では有意な正の構造が確認される（Z= 3.85，$p < 0.001$）ものの，従来の報告とは逆に σ_g^{PSR} が最も強い支持を示す結果となっており，推計仕様への感応度が高いことが確認される。したがって，Rauch 分類に対する支持は部分的に存在するものの，IHY 分類と比べると順位構造の頑健性は相対的に弱い。

Table 4: Jonckheere–Terpstra 検定（Permutation 法）による順序対立仮説の検証

	σ_g^{US}	σ_g^{CBR}	σ_g^{FR}	σ_g^{PSR}
IHY 分類（対立仮説：O>S>D）				
JT 統計量	1,888,702	1,317,370	1,332,405	1,196,954
Z 統計量	5.81	3.60	2.02	2.23
p 値（Permutation）	0.0000***	0.0001***	0.0243**	0.0138**
観測財数	4,293	3,831	3,725	3,506
Rauch 分類（対立仮説：w>r>n）				
JT 統計量	2,652,841	2,323,340	1,848,531	1,760,705
Z 統計量	3.69	4.78	−0.27	3.85
p 値（Permutation）	0.0002***	0.0000***	0.6089	0.0000***
観測財数	4,267	3,969	3,701	3,491

注: 本表は JT 検定を Permutation 法により実施した結果である。帰無仮説は，各財タイプ間で代替弾力性の分布が等しいことであり，対立仮説は理論が予測する単調な順位関係（IHY 分類：O>S>D，Rauch 分類：w>r>n）である。
JT 統計量は理論的順位関係と整合するペア比較数を表し，Z 統計量は，Permutation 分布の平均と標準偏差に基づいて JT 統計量を標準化した値である。Permutation 法は有限標本において正規近似よりも信頼性の高い p 値を提供する。本研究では Permutation 回数 $B = 10{,}000$，乱数シード 42 を用いた。IHY 分類ではすべての代替弾力性推計値において統計的に有意な順序構造が確認される。Rauch 分類では σ_g^{FR} において Z= -0.27（$p = 0.609$）と有意な順序構造が確認されず，σ_g^{PSR} では有意な正の構造が確認される（Z= 3.85，$p < 0.001$）など，順序構造の整合性は推計値によって一貫しておらず相対的に弱い。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$

4.4 回帰分析および効果量分析

さらに，先の順位関係の統計的有意性に加え，財タイプ間の差の大きさを評価するため，Table 5 および Table 6 に回帰分析および Cliff's δ[4]に基づく効果量の結果を示している。

Cliff's δ は，一方の財タイプの代替弾力性が他方より大きい確率と，その逆の確率との差を表す，確率分布間の確率的優越性を測定する指標である。ここで，σ_X および σ_Y は，それぞれ異なる財タイプ（例えば，O 財と S 財，または S 財と D 財）に属する財の代替弾力性を表す確率変数である。

$$\delta = P(\sigma_X > \sigma_Y) - P(\sigma_X < \sigma_Y)$$

Cliff's δ は，上式のように定義される。この指標は分布の形状や外れ値の影響を受けにくく，財タイプ間の順位構造の強さをノンパラメトリックに評価することができる。この指標は，平均値の差ではなく，確率分布間の確率的優越関係を直接測定するため，順序対立仮説の検証と理論的順位構造の評価に特に適している。

ここで，被説明変数として用いる $\ln\sigma$ は，財別に推計された代替弾力性の自然対数である。具体的には，米国データに基づく推計値 (σ_g^{US})，および日本の輸入データから推計した三種類の推計値（σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR}）をそれぞれ被説明変数として用いる。対数変換を行う理由は，代替弾力性の分布が右に歪んでいるため，外れ値の影響を緩和し，係数を弾力性の相対的変化として解釈可能にするためである。

推計式は次式で与えられる：

$$\ln\sigma_g = \alpha + \beta \cdot \text{Score}_g + \varepsilon_g \tag{4.1}$$

ここで，Score_g は財タイプに対応する順序スコアであり，IHY 分類では $D = 1$, $S = 2$, $O = 3$, Rauch 分類では $n = 1$, $r = 2$, $w = 3$ と定義される。係数 β が正で有意であれば，理論が想定する順位仮説を支持することを意味する。

回帰分析では，IHY 分類について $D = 1$, $S = 2$, $O = 3$ という順序スコアを付与し，$\ln\sigma$ をこれに回帰している。Table 5 の Panel 1 は，IHY 分類に基づく回帰結果を示している。まず米国データ（σ_g^{US}）では，順位スコアの係数は 0.160 であり，1%水準で統計的に有意である。これは，財タイプが一段階上昇するごとに，$\ln\sigma$ が平均して約 0.16 増加することを意味する。すなわち，O 財は S 財より，S 財は D 財よりも体系的に高い代替弾力性を持つ傾向が確認される。

日本データについては，σ_g^{CBR} では係数は正であるものの統計的有意性は確認されないが，σ_g^{FR} および σ_g^{PSR} ではそれぞれ 0.089 および 0.080 と，前者は 1%水準，後者は 5%水準で有意な正の係数が得られている。この結果は，日本の推計値においても，代替弾力性が理論的順位に沿って

[4]Cliff's δ の定義および統計学的背景については，Cliff (1993) および Appendix C.4 を参照されたい。

単調に増加していることを示している。

一方，Panel 2 に示した Rauch 分類に基づく回帰では，σ_g^{US}，σ_g^{CBR}，σ_g^{PSR} において係数は小さく，統計的に有意ではない。σ_g^{FR} のみ係数が負で有意となっており，理論的に想定される単調増加関係とは整合的でない結果が得られている。このことは，Rauch 分類における順位スコアと代替弾力性との間に，一貫した線形的単調関係が存在しない可能性を示唆している。

Table 5: 順位スコアを説明変数とする回帰分析結果（被説明変数：$\ln\sigma$）

	σ_g^{US}	σ_g^{CBR}	σ_g^{FR}	σ_g^{PSR}
Panel 1. IHY 分類（IHY_score）				
IHY_score	0.160***	0.033	0.089***	0.080**
	(0.030)	(0.022)	(0.033)	(0.037)
定数項	1.683***	1.164***	0.973***	1.087***
	(0.027)	(0.019)	(0.029)	(0.033)
R^2	0.0060	0.0006	0.0017	0.0012
観測数	4,293	3,995	3,725	3,506
Panel 2. Rauch 分類（rauch_score）				
rauch_score	0.010	0.009	-0.067***	0.020
	(0.022)	(0.015)	(0.023)	(0.026)
定数項	1.798***	1.185***	1.076***	1.140***
	(0.019)	(0.013)	(0.021)	(0.023)
R^2	0.0000	0.0001	0.0020	0.0002
観測数	4,267	3,969	3,701	3,491

注: 括弧内は不均一分散に頑健な標準誤差。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$。IHY 分類では順位スコア（D=1, S=2, O=3）を使用。Rauch 分類では（n=1, r=2, w=3）を使用。

なお，いずれの回帰においても R^2 は小さいが，本回帰の目的は予測力の評価ではなく，順位構造と代替弾力性との間の方向性を検証する点にある。これらの結果を視覚的に確認するため，Figure 3 に各推計値における順位スコア係数と 95%信頼区間を示す係数プロットを提示する。

図より，IHY 分類ではすべての推計値において係数が正の領域に位置し，その大部分が統計的に有意であることが確認できる。とくに米国の推計値（σ_g^{US}）では，順位スコアの上昇に伴い $\ln\sigma$ が明確に増加する傾向が視覚的にも確認される。

これに対して，Rauch 分類では係数がゼロ近傍に集中しており，一部の仕様では理論と逆方向の符号を示している。この視覚的証拠は，Rauch 分類において線形的単調関係が安定的に成立していないことを示唆する。

回帰分析は線形的単調関係を仮定する補完的な検証であるが，次に示す Cliff's δ は分布間の確率的優越の大きさを直接測定する。さらに，Cliff's δ による効果量を比較すると，IHY 分類では O と S，S と D，および O と D のすべての組み合わせにおいて，理論仮説と整合的な符号の Cliff's δ が得られている。とくに O と D の比較では，相対的に大きな効果量が観察され，財タイプ間の差が経済的にも意味のある水準で存在することが示唆される。これに対して Rauch 分類では，Cliff's δ の大きさおよび符号が指標間で安定しておらず，一部の比較では効果量が小さい，あるいは統計的に有意な順位関係が確認されない。この結果は，Rauch 分類に基づく財タイプの区分が，代替弾

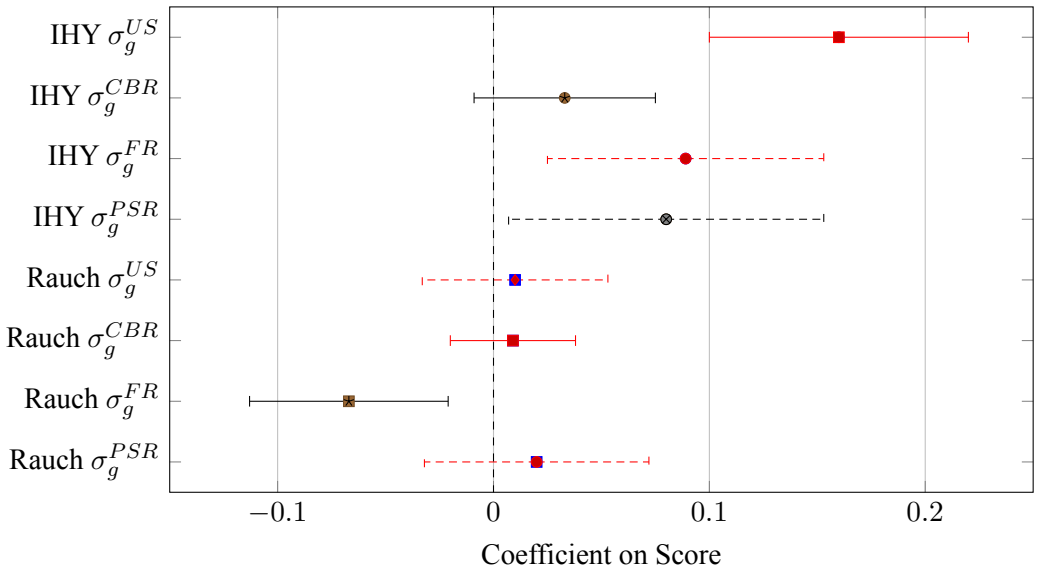

Figure 3: 回帰係数プロット（$\ln\sigma$）

注：本図は，順位スコアを説明変数とする回帰（式 (4.1)）における順位スコア係数 β の点推定値と 95%信頼区間を，各代替弾力性推計値について示したものである。点は係数の点推定値，横棒は 95%信頼区間を表し，破線は係数ゼロを示す。係数が正の領域にあれば，財タイプが理論的順位に沿って上昇するにつれて代替弾力性が増加することを意味する。代替弾力性の指標には，米国の推計値（σ_g^{US}）および日本の推計値（σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR}）を用いている。財分類は IHY 分類（O，S，D）および Rauch 分類（w，r，n）に基づく。

力性の分布上の差を一貫した大きさとして捉えていない可能性を示している。

以上の回帰分析および効果量分析の結果は，IHY 分類が単に順位検定において有意であるだけでなく，線形的単調関係および確率的優越の大きさという複数の観点から，理論的に想定される代替弾力性の構造を安定的に捉えていることを示している。これに対し，Rauch 分類では，統計的有意性，線形的関係，および効果量のいずれの観点においても一貫した支持は得られていない。

5 結論

本研究は，代替弾力性という経済学的に中心的な構造パラメータを用いて，Rauch 分類と IHY 分類の実証的妥当性を体系的に比較検証した。既存研究の多くが貿易財分類を外生的な前提として用いてきたのに対し，本研究は，独立に推計された財別の代替弾力性（σ）を用いて，分類体系そのものが理論的に想定される順序対立仮説と整合しているかを直接検証するという逆向きの識別アプローチを採用した点に特徴がある。

分析では，Broda and Weinstein（2006）による米国の推計値（σ_g^{US}）に加え，日本の輸入データから新たに推計した三種類の代替弾力性（σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR}）を用い，（1）記述統計および箱ひげ図による分布構造の確認，（2）Cuzick 順位トレンド検定による単調関係の検証，（3）JT 検定による順序対立仮説の直接検証，（4）$\ln\sigma$ を用いた順位スコア回帰による線形単調構造の評価，（5）Cliff's δ による確率的優越の効果量評価，という四つの補完的な統計的手法により包括的な検

Table 6: 財タイプ間の効果量（Cliff's δ）

	IHY 分類（O–S–D）		Rauch 分類（w–r–n）	
	δ	比較対象	δ	比較対象
σ_g^{US}				
O vs D / w vs n	0.407	O–D	0.120	w–n
O vs S / w vs r	0.293	O–S	0.088	w–r
S vs D / r vs n	0.106	S–D	0.041	r–n
σ_g^{CBR}				
O vs D / w vs n	0.303	O–D	0.144	w–n
O vs S / w vs r	0.240	O–S	0.094	w–r
S vs D / r vs n	0.059	S–D	0.061	r–n
σ_g^{FR}				
O vs D / w vs n	0.108	O–D	0.053	w–n
O vs S / w vs r	0.061	O–S	0.094	w–r
S vs D / r vs n	0.041	S–D	-0.034	r–n
σ_g^{PSR}（日本）				
O vs D / w vs n	0.270	O–D	0.104	w–n
O vs S / w vs r	0.228	O–S	0.048	w–r
S vs D / r vs n	0.037	S–D	0.063	r–n

注: Cliff's δ は，上位カテゴリーの観測値が下位カテゴリーより大きい確率とその逆の確率との差を示すノンパラメトリック効果量指標である。正の値は理論的に想定される順位（IHY：O>S>D, Rauch：w>r>n）を支持することを意味する。効果量は midrank に基づく Mann–Whitney 統計量から算出している。

証を行った。

主要な結果は以下のとおりである。第一に，IHY 分類は，中央値のみならず分布全体において，理論的に想定される $O > S > D$ という順位構造を一貫して支持している。とくに，Cuzick 順位トレンド検定では，全ての代替弾力性推計値において正で統計的に有意なトレンドが確認された。さらに重要なことに，順序対立仮説を直接検証する Jonckheere–Terpstra 検定においても，IHY 分類は全ての推計値において正で有意な統計量を示しており，代替弾力性の分布全体が理論的順位構造に従って単調に変化していることが統計的に強く支持された。これは，IHY 分類が単なる代表値の比較においてのみならず，分布全体の順位構造においても理論的含意と整合していることを意味する。

第二に，順位スコアを用いた回帰分析においても，IHY 分類では順位スコアの係数は一貫して正であり，米国推計値および日本の複数の推計値において統計的に有意な結果が得られた。この結果は，財タイプが理論的階層に沿って上昇するにつれて代替弾力性が体系的に増加するという線形的単調構造が存在することを示しており，IHY 分類が代替可能性の階層構造を構造的に反映していることを示唆する。一方，Rauch 分類では係数の符号および有意性が推計手法によって変動し，一部の仕様では理論と逆方向の関係が観察されるなど，線形単調関係は安定的に確認されなかった。

第三に，Cliff's δ による効果量分析においても，IHY 分類ではすべての比較において理論と整

合的な符号が確認され，とくに組織化取引財と非規格化差別化財の間では経済的に意味のある大きさの確率的優越が観察された。これに対して Rauch 分類では，効果量の符号および大きさは推計値によって変動し，分布上の差が体系的に捉えられているとは言い難い結果となった。

第四に，Rauch 分類については，σ_g^{US}，σ_g^{CBR}，σ_g^{PSR} において順位トレンド検定および JT 検定が統計的に有意であったものの，σ_g^{FR} では JT 統計量の Z 値が -0.27（$p = 0.609$）と負の値を示し，理論的順位構造が現れないのみならず逆転していることが確認された。これは FR 仕様において Rauch 分類の財タイプ間の代替弾力性分布がほぼ均質化されるという推計仕様固有の特性を示しており，Rauch 分類が理論的に想定される代替可能性の階層構造を安定的に反映していない可能性を示唆している。

以上の結果を総合すると，IHY 分類は，記述統計，順位トレンド検定，順序対立仮説の直接検証（JT 検定），回帰分析，および効果量分析のすべての観点において，理論的に想定される代替弾力性の階層構造を統計的にも経済的にも一貫して支持していることが確認された。これに対し，Rauch 分類では，順位構造の支持は統計的にも経済的にも不安定であり，理論的含意との整合性は相対的に弱いことが示された。

これらの結果は，HS ベースの詳細貿易データを前提とする現代の実証研究において，再現可能性およびデータ整合性の観点からも，IHY 分類がより信頼性の高い分析基盤を提供することを示唆している。とりわけ，本研究は，複数国の独立した代替弾力性推計値を併用することにより，特定国のデータ特性に依存しない形で財分類の妥当性を検証した点において，外部妥当性の高い実証設計を提示している。

方法論的観点からは，順序対立仮説に対する直接検定である Jonckheere–Terpstra 検定を中心に，順位トレンド検定，回帰分析，およびノンパラメトリック効果量を統合した包括的検証枠組みを提示した点が本研究の重要な貢献である。このアプローチは，財分類の評価に限らず，理論的順位構造を伴う広範な実証研究に応用可能である。

政策的含意としては，財の代替可能性の階層構造を正確に反映する分類体系は，関税政策，非関税措置，標準化政策，および国際規格の経済効果を評価する際の基礎的前提となる。本研究の結果は，国際標準および制度的基準に基づく分類体系が，実証的にも整合的な市場構造を反映している可能性を示唆している。

もっとも，本研究にはいくつかの課題も残されている。第一に，代替弾力性推計はデータ期間および価格測定の精度に依存するため，より長期かつ多国間のデータを用いた検証が望まれる。第二に，本研究では HS6 桁レベルに焦点を当てたが，より細分化された製品レベルやグローバル・バリュー・チェーンの視点を取り入れた分析も重要である。第三に，財分類の妥当性は価格分散，マークアップ推計，取引関係の持続性など他の構造的指標との整合性を通じてさらに検証され得る。

以上のように，本研究は，代替弾力性に基づいて財分類体系の構造的妥当性を直接検証する新たな実証的枠組みを提示し，HS ベースの現代の貿易データ環境において，再現可能かつ理論整合

的な分類体系の重要性を明らかにした。財分類は単なる統計的便宜ではなく，市場構造に関する理論的仮説そのものであり，その妥当性は実証的に検証されるべき対象である。本研究の結果は，IHY 分類が代替可能性の階層構造をより安定的かつ一貫して反映していることを示しており，今後の国際貿易分野における有力な実証研究の分析基盤を提供するものである。

A　代替弾力性推計の理論的枠組み

本付録では，Feenstra（1994）および Broda and Weinstein（2006）に基づく財別代替弾力性 σ_g の識別過程を整理する。

A.1　需要体系

各 HS6 桁財 g における輸入品目間の効用は CES 型と仮定する。

$$U_g = \left(\sum_{c \in C_g} q_{gc}^{\frac{\sigma_g - 1}{\sigma_g}} \right)^{\frac{\sigma_g}{\sigma_g - 1}} \tag{A.1}$$

ここで，c は輸入相手国，q_{gc} は数量，$\sigma_g > 1$ は代替弾力性である。

対応する支出最小化問題より，需要関数は

$$q_{gc} = \left(\frac{p_{gc}}{P_g} \right)^{-\sigma_g} \frac{E_g}{P_g} \tag{A.2}$$

価格指数は

$$P_g = \left(\sum_{c} p_{gc}^{1-\sigma_g} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_g}} \tag{A.3}$$

である。

A.2　シェア式

輸入シェアは

$$s_{gc} = \frac{p_{gc} q_{gc}}{E_g} = \frac{p_{gc}^{1-\sigma_g}}{\sum_k p_{gk}^{1-\sigma_g}} \tag{A.4}$$

両辺の対数差分を取ると

$$\Delta \ln s_{gc} = (1 - \sigma_g) \Delta \ln p_{gc} - \Delta \ln P_g \tag{A.5}$$

価格指数の変化を代入すると，

$$\Delta \ln s_{gc} = (1 - \sigma_g) \left(\Delta \ln p_{gc} - \sum_k s_{gk} \Delta \ln p_{gk} \right) + \varepsilon_{gc} \tag{A.6}$$

ここで ε_{gc} は測定誤差。

A.3 識別

価格指数項を除去した相対価格を明示するため，以下を定義する：

$$\Delta \ln \tilde{p}_{gc} = \Delta \ln p_{gc} - \sum_{k} s_{gk} \Delta \ln p_{gk} \tag{A.7}$$

ここで $\Delta \ln \tilde{p}_{gc}$ は，価格指数を差し引いた相対価格変化を表す。

このとき，シェア式は

$$\Delta \ln s_{gc} = (1 - \sigma_g) \Delta \ln \tilde{p}_{gc} + \varepsilon_{gc} \tag{A.8}$$

と書き直すことができる。

したがって，分散・共分散構造より，財別代替弾力性は次式で識別される：

$$\sigma_g = 1 - \frac{\mathrm{Cov}(\Delta \ln s_{gc}, \Delta \ln \tilde{p}_{gc})}{\mathrm{Var}(\Delta \ln \tilde{p}_{gc})} \tag{A.9}$$

これは Feenstra（1994）および Broda and Weinstein（2006）に基づく理論的に完全な識別式である。

B 日本の貿易財別代替弾力性推計（σ_g^{CBR}・σ_g^{FR}・σ_g^{PSR}）

本節では，日本の輸入データを用いて推計した財別代替弾力性（σ_g^{CBR}，σ_g^{FR}，σ_g^{PSR}）の定義および識別方法を示す。推計の詳細な実装は Ijiri and Chen（2026）に基づく。

B.1 PSR（Product-Specific Reference：基準期固定参照国）

PSR 推計では，各財 g について，あらかじめ定めた基準期 t_0 において日本向け輸入額が最大であった国を参照国として選択し，その参照国を全観測期間にわたり固定する。

形式的には，基準期 t_0 における輸入額 M_{gc,t_0} を用いて，

$$c_g^* = \arg\max_{c} M_{gc,t_0} \tag{B.1}$$

と定義する。

ここで，c_g^* は財 g に固有の参照国であり，推計期間中は変更されない。

このとき，価格指数項を除去した相対価格変化は，

$$\Delta \ln \left(\frac{p_{gc,t}}{p_{gc_g^*,t}} \right) = \Delta \ln p_{gc,t} - \Delta \ln p_{gc_g^*,t} \tag{B.2}$$

と書ける。

したがって，推計式は次式で与えられる：

$$\Delta \ln s_{gc,t} = (1-\sigma_g)\Delta \ln \left(\frac{p_{gc,t}}{p_{gc^*_g,t}} \right) + u_{gc,t} \tag{B.3}$$

本仕様では，参照国が時間とともに変化しないため，年ごとの参照国更新による識別構造の不安定性を回避できる。また，基準期における日本の輸入構造を代表する国を基準とすることで，財別代替弾力性の推計における比較可能性および再現性が確保される。

B.2 FR（Fixed Reference：米国固定参照国）

FR 推計では，すべての財において参照国を米国（US）に固定する。

$$\Delta \ln s_{gc,t} = (1-\sigma_g)\Delta \ln \left(\frac{p_{gc,t}}{p_{g\mathrm{US},t}} \right) + u_{gc,t} \tag{B.4}$$

この仕様は，参照国を外生的に固定することで，国別価格水準の差を制御することを目的とする。

B.3 CBR（Conservative Baseline Reference）

σ_g^{CBR} は，σ_g^{PSR} および σ_g^{FR} の双方が推計可能な場合に，より保守的な代替弾力性を採用する統合指標である。

$$\sigma_g^{CBR} = \min\left\{\sigma_g^{PSR}, \sigma_g^{FR}\right\} \tag{B.5}$$

この定義により，参照国選択の違いによる過大推計を抑制し，保守的な弾力性評価を行う。

C 順位検定および効果量の統計的基礎

本節では，本研究で用いる (1) Cuzick の順位トレンド検定および (2) Cliff's δ の統計学的基礎を整理する。

C.1 Cuzick の順位トレンド検定

財タイプが順序を持つ $g_i \in \{1,2,3\}$ とする。観測値の順位を R_i とすると，検定統計量は

$$T = \sum_i g_i R_i \tag{C.1}$$

で定義される。

帰無仮説（分布が等しい）下で,

$$Z = \frac{T - E[T]}{\sqrt{\mathrm{Var}(T)}} \xrightarrow{d} N(0,1) \tag{C.2}$$

が成立する。

本研究では,

$$\text{IHY} : O > S > D, \qquad \text{Rauch} : w > r > n$$

という順位仮説を検証する。

C.2 Ordered Alternative の統一的解釈

本研究における理論仮説は，単なる平均値の差ではなく，財タイプ間に明確な順序構造が存在するという**順位仮説** として定式化されている。すなわち,

$$\text{IHY} : O > S > D, \qquad \text{Rauch} : w > r > n$$

という順位関係が，分布全体において成立しているかが検証対象である。

Cuzick の順位トレンド検定は，財タイプに順序スコアを付与し，代替弾力性との単調関係を検定する統計量である。したがって，本検定は分布が順序に沿って確率的に増加しているか（確率的優越関係が存在するか）を検証している。

一方，Cliff's δ は,

$$\delta = P(X > Y) - P(X < Y)$$

として定義され，二群間の確率的優越の強さを測定するノンパラメトリックな効果量指標である。

したがって,

- Cuzick 検定は，順位仮説に対する**統計的有意性**を評価する。
- Cliff's δ は，確率的優越の大きさという**経済的意義**を評価する。

という役割分担が成立する。

さらに，Cliff's δ は Mann–Whitney 統計量の線形変換であるため，両者は同一の順位情報に基づく整合的な統計枠組みを共有している。このため，本研究の順位検定と効果量分析は，理論的にも統計的にも統一的な構造の下に位置づけられる。

以上より，本研究における実証戦略は，順序対立仮説に対する統計的検定と，確率的優越の強さを測定する効果量評価を統一的に組み合わせた二段階構造を持つ。この枠組みにより，財分類が単に統計的に有意であるか否かのみならず，その差が経済的に意味のある水準にあるかどうかを同時に判断することが可能となる。

C.3 Jonckheere–Terpstra 検定

本研究では，順序対立仮説（ordered alternatives）を直接検証するため，Jonckheere–Terpstra 検定（Jonckheere, 1954; Terpstra, 1952）を用いる。

本検定は，k 群が既知の順序

$$G_1 < G_2 < \cdots < G_k$$

に従う場合に，分布が単調に増加しているかを検証するノンパラメトリック検定である。

本研究では，

$$\text{IHY} : D < S < O$$

$$\text{Rauch} : n < r < w$$

という理論的順序を仮定する。

C.3.1 統計量の定義

群 i, j $(i < j)$ に属する観測値をそれぞれ

$$X_{ia}, \quad a = 1, \ldots, n_i$$

$$X_{jb}, \quad b = 1, \ldots, n_j$$

とする。

このとき，Jonckheere–Terpstra 統計量は，

$$J = \sum_{i<j} \sum_{a=1}^{n_i} \sum_{b=1}^{n_j} I(X_{ia} < X_{jb}) \tag{C.3}$$

として定義される。

ここで，

$$I(\cdot)$$

は指示関数である。

すなわち，順序に従うペアの総数を数える統計量である。

理論仮説が成立する場合，J は大きな値を取る。

C.3.2 正規近似

帰無仮説（全群の分布が等しい）の下で,

$$Z = \frac{J - E[J]}{\sqrt{\mathrm{Var}(J)}} \xrightarrow{d} N(0,1) \tag{C.4}$$

が成立する。

期待値および分散は,

$$E[J] = \frac{1}{4}\left(N^2 - \sum_i n_i^2\right) \tag{C.5}$$

$$\mathrm{Var}(J) = \frac{N^2(2N+3) - \sum_i n_i^2(2n_i+3)}{72} \tag{C.6}$$

で与えられる。

ここで,

$$N = \sum_i n_i$$

である。

C.3.3 解釈

Jonckheere–Terpstra 検定は,

- 単なる中央値の差ではなく
- 分布全体が理論的順序に従うか

を直接検証する。

したがって，本検定は，本研究の理論仮説である

$$\mathrm{IHY} : O > S > D$$

$$\text{Rauch} : w > r > n$$

という順序対立仮説（ordered alternatives）に対する最も直接的な統計的検証を提供する。

C.3.4 Permutation による厳密検定

前節で示した正規近似は, 大標本において有効であるが, 有限標本においては分布仮定に依存しない厳密な推論を行うことが望ましい。このため, 本研究では Permutation 法に基づく Jonckheere–Terpstra 検定を併用する。

帰無仮説の下では，代替弾力性の分布は財分類と独立である。したがって，分類ラベルを観測値間でランダムに再割当てしても，帰無仮説の下での統計的性質は保持される。

Permutation 検定は次の手順で実施される：

1. 元の分類ラベルを用いて観測された JT 統計量

$$J_{\text{obs}}$$

を計算する。

2. 観測値の集合を固定したまま，分類ラベルをランダムに再割当てする。この操作により，帰無仮説の下での JT 統計量の標本分布を構築する。

3. 各 Permutation $b = 1, \ldots, B$ に対して，JT 統計量

$$J_b$$

を計算する。

4. Permutation に基づく p 値は次式で定義される：

$$p = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^{B} I(J_b \geq J_{\text{obs}}) \tag{C.7}$$

ここで，$I(\cdot)$ は指示関数である。

この方法は，漸近正規近似に依存せず，観測データに基づいて帰無分布を直接構築するため，有限標本においても厳密な推論を提供する。

本研究では，Permutation 回数を $B = 10{,}000$ とし，乱数シードを 42 に固定することで再現可能性を確保した。p 値の標準誤差は $\sqrt{p(1-p)/B}$ で与えられ，すべての推計値において 0.005 以

下であることを確認している。なお，Z は大標本の理論式ではなく Permutation 分布の平均・標準偏差を用いて標準化した経験的 Z 統計量であり，漸近 Z との乖離が小さいことも併せて確認している。

したがって，Permutation に基づく Jonckheere–Terpstra 検定は，本研究における理論順位仮説

$$\text{IHY} : O > S > D, \qquad \text{Rauch} : w > r > n$$

の統計的妥当性を評価するための，最も頑健な検定方法の一つである。

C.4 Cliff's δ

ここでは，第 4 節において用いた Cliff's δ について，その定義と統計学的な性質を簡潔に説明する。Cliff's δ (Cliff, 1993; Vargha and Delaney, 2000) は，順位検定の結果を補完するノンパラメトリックな効果量指標として広く用いられている。

C.4.1 定義

二つの独立な分布 X（上位カテゴリー）および Y（下位カテゴリー）を考える。Cliff's δ は，

$$\delta = P(X > Y) - P(X < Y) \tag{C.8}$$

として定義される。

すなわち，「上位カテゴリーの観測値が下位カテゴリーより大きい確率」とその逆の確率との差である。

δ の値域は

$$-1 \leq \delta \leq 1 \tag{C.9}$$

であり，

- $\delta = 1$：常に $X > Y$
- $\delta = 0$：分布に差がない
- $\delta = -1$：常に $X < Y$

を意味する。

本研究では，理論順位（IHY：O>S>D，Rauch：w>r>n）を仮定しているため，理論を支持する場合には $\delta > 0$ となる。

C.4.2 標本推定量

標本サイズを n_X, n_Y とすると，

$$\hat{\delta} = \frac{1}{n_X n_Y} \sum_{i=1}^{n_X} \sum_{j=1}^{n_Y} \mathrm{sgn}(X_i - Y_j) \tag{C.10}$$

で推定される。

ここで

$$\mathrm{sgn}(z) = \begin{cases} 1 & (z > 0) \\ 0 & (z = 0) \\ -1 & (z < 0) \end{cases}$$

である。

C.4.3 Mann–Whitney 統計量との関係

Cliff's δ は，二標本順位検定として広く用いられる Mann–Whitney の U 統計量と数学的に同値である (Mann and Whitney, 1947)。

Mann–Whitney 検定は，二群の分布が等しいという帰無仮説の下で，一方の群の観測値が他方よりも大きい確率が $1/2$ であることを前提としている。このとき，統計量 U は

$$U = \sum_{i=1}^{n_X} \sum_{j=1}^{n_Y} I(X_i > Y_j) \tag{C.11}$$

として定義される。ここで $I(\cdot)$ は指示関数である。

一方，Cliff's δ は

$$\hat{\delta} = \frac{1}{n_X n_Y} \sum_{i=1}^{n_X} \sum_{j=1}^{n_Y} \mathrm{sgn}(X_i - Y_j) \tag{C.12}$$

で定義されるため，

$$\hat{\delta} = \frac{2U}{n_X n_Y} - 1 \tag{C.13}$$

この関係は，Cliff's δ が二群間の確率的優越（stochastic dominance）の推定量であることを明示している。

すなわち，Cliff's δ は Mann–Whitney 検定統計量を $[-1, 1]$ 区間に正規化した効果量指標と解釈できる。この関係により，順位検定による有意性評価と，効果量による差の大きさの評価を統一的に理解することが可能となる。

C.4.4 漸近分布

帰無仮説（分布が等しい）下では,

$$\sqrt{n}\hat{\delta} \xrightarrow{d} N(0, \sigma_\delta^2) \tag{C.14}$$

が成立する。

大標本近似において，ties（同順位観測）が存在しない場合の分散は

$$\mathrm{Var}(\hat{\delta}) = \frac{n_X + n_Y + 1}{3 n_X n_Y} \tag{C.15}$$

で与えられる。

注：実際の貿易データでは同順位（ties）が存在する可能性がある。ties を考慮した厳密な分散式は Mann–Whitney 統計量の補正分散に基づくが，本研究では大標本近似を採用している。

References

Bastos, P. and Silva, J. (2010). The quality of a firm's exports: Where you export to matters. *Journal of International Economics*, 82(2):99–111.

Bernard, A. B., Grazzi, M., and Tomasi, C. (2015). Intermediaries in international trade: Products and destinations. *The Review of Economics and Statistics*, 97(4):916–920.

Bernini, F., González, J., Hallak, J. C., and Vicondoa, A. (2018). The micro-D classification: A new approach to identifying differentiated exports. *Economía*, 18(2):59–85.

Besedeš, T. and Prusa, T. J. (2006). Ins, outs, and the duration of trade. *Canadian Journal of Economics*, 39(1):266–295.

Broda, C. and Weinstein, D. E. (2006). Globalization and the gains from variety. *Quarterly Journal of Economics*, 121(2):541–585.

Cliff, N. (1993). Dominance statistics: Ordinal analyses to answer ordinal questions. *Psychological Bulletin*, 114(3):494–509.

Cuzick, J. (1985). A Wilcoxon-type test for trend. *Statistics in Medicine*, 4(1):87–90.

Feenstra, R. C. (1994). New product varieties and the measurement of international prices. *American Economic Review*, 84(1):157–177.

Hollander, M., Wolfe, D. A., and Chicken, E. (2014). *Nonparametric Statistical Methods*. Wiley, 3rd edition.

Ijiri, N. and Chen, S. (2026). Estimating the Elasticity of Substitution for Traded Products: Evidence from Japan. RIIT Working Paper Series, RWP-2026-003.

Ijiri, N. and Haneda, S. (2022). A Note on the Concordance between the International Classification for Standards (ICS) and the Harmonised Commodity Description and Coding System (HS). RIIT Working Paper Series, RWP-2022-001.

Ijiri, N., Yamano, N., and Miao, G. (2013). International standards, product substitutability, and global trade network. *EURAS Proceedings*, pages 187–201.

Jonckheere, A. R. (1954). A distribution-free k-sample test against ordered alternatives. *Biometrika*, 41(1-2):133–145.

Mann, H. B. and Whitney, D. R. (1947). On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other. *The Annals of Mathematical Statistics*, 18(1):50–60.

Rauch, J. E. (1999). Networks versus markets in international trade. *Journal of International Economics*, 48(1):7–35.

Rauch, J. E. and Watson, J. (2003). Starting small in an unfamiliar environment. *International Journal of Industrial Organization*, 21(7):1021–1042.

Terpstra, T. J. (1952). The asymptotic normality and consistency of kendall's test against trend. *Nederl. Akad. Wetensch. Proc.*, 55:327–333.

Vargha, A. and Delaney, H. D. (2000). A critique and improvement of the CL common language effect size statistics of McGraw and Wong. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 25(2):101–132.