RIIT 貿易障壁研究所

RIIT Working Paper Series

RWP-2026-006

国際貿易を考慮した日本の生計費指数の変動
―部門別・輸出国別の寄与分解―

陳碩
(RIIT, 日本大学大学院経済学研究科博士後期課程)

Octorber 2026

Research Institute for Impediments to Trade

Tokyo, Japan

HP: https://riit.or.jp

RIIT Working Paper Series

RWP–2026–006

国際貿易を考慮した日本の生計費指数の変動
—部門別・輸出国別の寄与分解—

陳碩[1]
貿易障壁研究所 (RIIT)
日本大学大学院経済学研究科博士後期課程

October 2026

[1]Corresponding author. 101–8360, 東京都千代田区神田三崎町１－３－２　日本大学大学院経済学研究科博士後期課程; NPO 法人貿易障壁研究所 (RIIT). Email: shuo.chen@riit.or.jp

Abstract

本研究は、国内財を含む生計費指数（COLI）を用い、日本の生活費変化における貿易の寄与を分析する。輸出国間及び国内財・輸入財間で異なる代替弾力性を持つ入れ子型CES需要体系に基づき、選好パラメータの時変性を認める。1996–2021年の62のJIP部門を対象に、総合COLIの変化を国内・輸入価格、二つの集計段階の選好調整及び輸出国の参入・退出の五項に分解する。初期時点における国内財の輸入複合財に対する相対価格を1とする基準設定では、総合COLIは約29.06%上昇した。石油製品とその他の鉄鋼では国内価格項、鉱業では輸入価格項が、各部門で最大の正の寄与を示した。一方、電子計算機・同付属装置とその他電子部品・デバイスは上昇を緩和した。輸出国別には、輸入シェアが近い国でも寄与が異なり、価格項と選好調整項の相殺が確認された。他の条件を固定した感応度分析では、初期相対価格は国内財・輸入財間の選好調整項を通じて総合COLIと部門順位に影響するが、他の四項及び同一部門内の輸出国別寄与は変わらない。これらの結果は、日本の費用上昇圧力と緩和作用を示し、取引規模と費用寄与を区別する実証的情報を提供する。

キーワード：生計費指数、貿易の寄与、寄与分解、輸出国、日本

1　はじめに

過去数十年にわたり、生計費指数（cost-of-living index：COLI）は、貿易がもたらす厚生への影響を評価するために広く用いられてきた (Feenstra, 1994; Broda and Weinstein, 2006)。一定の生活水準を維持するために必要な支出に着目するこの方法は、貿易の寄与を実質購買力の観点から捉える手段となる。その寄与を評価する際には、輸入財内部の変化だけでなく、国内財との関係も考慮する必要がある。ある輸出国の価格が変化したとき、需要者は他の輸出国の財へ購入を振り替えるだけでなく、国内財と輸入財の購入構成も調整し得る。こうした二つの代替関係と、当該輸出国の比重、部門内の輸入財の比重、及び全国集計における部門の比重によって、輸出国別の変化が総合COLIに反映される程度は異なる。このため、貿易額や輸入シェアの大きさだけでは、生活費の変化への寄与は判断できない。

さらに、これらを集計した総合COLIの変化だけでは、各部門・輸出国の寄与の違いは見えにくい。生活費を押し上げる寄与と押し下げる寄与が部門間や輸出国間で相殺されれば、総合指数の変化が小さくても、その内部には大きな正負の寄与が存在し得る。そのため、総合的な変化の大きさに加え、その内訳を確認する必要がある。国内財と輸入財を含む総合COLIを構築し、その変化を部門別・輸出国別に分解することは、生活費の上昇がどこから生じ、どの寄与によって緩和されてきたかを明らかにし、日本の実質購買力の変化と貿易の関係を理解するうえで重要である。

この分析の基礎となるのが、国内財と輸入財の代替関係を扱う研究と、品種や需要の変化を考慮したCOLIの測定に関する研究である。前者では、輸出国間の代替と国内財・輸入財間の代替を区別する枠組みが用いられ、日本についても弾力性の推定や政策評価が行われている (Feenstra et al., 2018; Kim et al., 2018; Nakano and Nishimura, 2024)。後者では、品種の参入・退出や需要ウェイトの変化を費用の測定に反映する方法が発展してきた (Redding and Weinstein, 2020, 2024)。これらの研究を踏まえることで、国内財を含むCOLIの変化を、国内価格、輸入価格、二つの集計段階における選好調整、及び輸出国の参入・退出の寄与に分けて捉えることができる。さらに、輸入価格と輸出国間の選好調整については、各輸

出国の寄与を部門及び総合 COLI の変化に結び付けて示すことができる。本研究は、1996 年から 2021 年までの日本の 62 の JIP 部門を対象に、この分解を適用する。生活費の変化に対する貿易の寄与を、全国、部門、輸出国の順に検討する。ここで問うのは、総合 COLI がどの程度変化したかに加え、その変化を構成する各項の重要性が、部門や輸出国によってどのように異なるかである。

初期時点における国内財の輸入複合財に対する相対価格を 1 とする基準設定では、総合 COLI は期間全体で約 29.06%上昇した。石油製品（JIP 23）とその他の鉄鋼（JIP 30）では国内価格項、鉱業（JIP 05）では輸入価格項が、各部門で最大の正の寄与を示した。一方、電子計算機・同付属装置（JIP 48）とその他電子部品・デバイス（JIP 41）は、総合 COLI の上昇を緩和する方向に寄与した。

輸出国別には、鉱業におけるオーストラリアとサウジアラビアの累積輸入額シェアがほぼ等しい一方、輸入価格項と輸出国間の選好調整項を合わせた寄与は異なった。また、石油製品では、最大の輸入額シェアを占める米国の正の価格寄与が、負の選好調整によって大部分相殺された。これらの結果は、輸入規模や価格項だけでは、各輸出国の費用寄与を評価できないことを示している。

これらの結果を通じて、本研究は、日本の生活費の変化に対する貿易の寄与が、どの部門・輸出国に分布し、どこで相殺されてきたかを示す。輸入財内部の変化を国内財との関係及び部門の比重に結び付けることで、各輸出国の変化を生活費全体の中に位置付ける点に、実証上の意義がある。なお、各寄与は採用する需要構造と正規化条件に基づく指数変化の内訳である。感応度分析では、初期相対価格の設定によって総合 COLI と部門別純寄与が変わり得ることを示す。一方、観察された価格、支出シェア、代替弾力性及び集計ウェイトを固定する場合、輸入価格項と輸出国間の選好調整項を合わせた輸出国別寄与は変わらない。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では関連研究を整理し、第 3 節では COLI の構築と寄与分解の枠組みを示す。第 4 節ではデータ及び代替弾力性の推定について説明する。第 5 節では測定結果と部門別・輸出国別の寄与、並びに初期条件に関する感応度を検討し、第 6 節で結論を述べる。

2 研究背景と関連研究

2.1 貿易の厚生効果と寄与の構成

2.1.1 貿易を通じた生活費の変化と厚生

貿易が一国の厚生に及ぼす影響を考えるうえで、一定の生活水準を維持するための費用がどのように変化するかは重要な問題である。貿易は、財の購入価格に加え、購入可能な財の種類や選択肢にも関わる (Broda and Weinstein, 2006; Feenstra, 2018)。これらの購入条件が生活費にどう反映されるかを捉えることは、貿易と実質購買力の関係を理解するための基礎となる。

こうした購入条件は、通商政策や国際的な供給条件の変化によっても変動する。Amiti et al. (2019) は、2018 年の米国の関税引上げについて、中間財・最終財の価格上昇、輸入品種の減少及び供給網の変化を報告し、実質所得への影響を評価した。この事例は、貿易政策の変化が、既存財の購入費用と購入可能な財の範囲の双方に関わることを示している。

また、その影響は、政策の直接の当事国間だけで完結するとは限らない。Fajgelbaum et al. (2024) は、米中貿易摩擦が第三国の輸出にも影響を及ぼしたことを示している。貿易環境の変化を受けて複数国の取引が変化することは、一国の購入条件を考える際にも、特定の相手国との取引だけでなく、他の相手国との関係を併せて捉える必要性を示唆する。

これらの変化が生活費全体にどう反映され、どの部門・輸出国を通じて生じたかを捉えるには、総体的な評価に加えて、その寄与構成を調べる必要がある。次項では、その理由を整理する。

2.1.2 生活費変化の寄与構成を捉える必要性

どの部門・輸出国を通じて生活費が変化したかを明らかにすることには、総体的な費用評価を補う意義がある。その必要性は、寄与の所在、評価尺度及び形成経路という、三つの観点から整理できる。

第一に、総体的な費用変化だけでは、費用を押し上げる寄与と緩和する寄与の所在を十分に把握できない。貿易による実質所得の総体的な評価 (Arkolakis et al., 2012) に加え、部門差や生産連関の重要性は、貿易利益や政策効果の分析でも示されている (Ossa, 2015; Caliendo and Parro, 2015)。また、投入産出価格モデルによって、歴史的な消費価格変化の構成を検討する研究もある (Przybyliński and Gorzałczyński, 2022)。生活費についても、同じ幅の総合的な変化が、異なる部門・輸出国の寄与の組合せから生じる場合がある。正負の寄与が相殺されれば、総合的な変化が小さくても、内部には大きな寄与が存在し得る。その分布を捉えることで、生活費への上昇圧力がどこから生じ、どの寄与によって緩和されてきたかを検討できる。

第二に、貿易額や輸入シェア、個別の価格変化は、生活費への寄与を直接表すものではない。ある輸出国の価格変化が生活費全体に反映される程度には、購入上の比重、他の財との代替可能性及び部門の集計上の比重が関わる。そのため、取引規模が大きい輸出国や、価格変化率が大きい財が、総合的な費用変化にも大きく寄与するとは限らない。Redding and Weinstein (2024) が示す平均価格と理論的な集計指数の違いも、個別の価格動向と総合的な費用評価を区別する重要性を示している。各部門・輸出国の役割を比較するには、これらの条件を必要支出の変化という共通の尺度に結び付ける必要がある。

第三に、部門別・輸出国別の純寄与を把握しても、その形成経路が明らかになるとは限らない。輸入品種の参入・退出を扱う研究 (Feenstra, 1994; Broda and Weinstein, 2006) や、時変的な需要ウェイトを考慮する研究 (Redding and Weinstein, 2020, 2024) は、観察価格以外の変化も生活費の評価に関わることを示している。同一部門の内部で複数の寄与が同じ方向に作用する場合と、相互に相殺する場合では、同じ純変化でもその構成は異なる。継続輸出国についても、価格項と選好調整項を区別することで、価格の動きだけでは見えない関係を捉えられる。

次節では、これらの寄与を必要支出の変化として評価するための、COLI の測定と分解に関する研究を整理する。

2.2 COLI の測定と寄与分解の基礎

寄与の所在と形成経路を共通の尺度で捉えるには、個々の財の購入条件を、一定の生活水準を維持するために必要な支出に結び付ける必要がある。Konüs (1939) の生計費指数（cost-of-living index：COLI）は、所与の効用水準を達成するための最小支出を、異なる価格条件の下で比較する。この支出最小化に基づく考え方は、需要行動と整合する費用比較の基礎となる (Samuelson and Swamy, 1974; Diewert, 1976)。

この比較では、価格に応じて購入する財の組合せを選び直すことが認められる。そのため、従来の購入構成を維持する費用とは異なり、他の財への代替によって費用上昇を緩和できることも評価に反映される。選好が一定であれば、COLI の低下は、同じ生活水準をより少ない支出で維持できることを意味する。こうした必要支出の比較により、異なる財の変化を、生活費への寄与として評価する基準が得られる。

貿易にこの費用比較を適用する際には、購入する財の組合せだけでなく、購入可能な財の集合自体も変化することを考慮する必要がある。新たな輸入財の登場や既存財の退出は、継続財の価格が変わらなくても、必要支出を変化させ得る。Feenstra (1994) は、CES 需要構造の下で品種の参入・退出を指数に反映させる方法を示した。Broda and Weinstein (2006) は、この方法を米国の輸入に適用し、輸入品種の拡大による厚生利益を計測している。

また、継続して購入される財についても、支出シェアの変化を価格への反応だけで説明できるとは限らない。Redding and Weinstein (2020) は、時変的な需要ウェイトを考慮し、価格と支出シェアに含まれる需要変化を整合的に扱う CES 指数を提示した。Redding and Weinstein (2024) は、品種と品質を含む財の評価の変化を集計指数に取り入れている。これらの研究は、価格に応じた購入の振替と、価格以外の需要条件の変化を区別して費用比較に反映する基礎を提供する。ただし、選好が変化する場合の時点間比較は正規化と比較条件に依存するため、その厚生的解釈を支える条件を明示する必要がある。

何を費用比較に含めるかと並んで、個々の変化をどのように生活費全体へ結び付けるかも重要である。ある輸出国の価格が変化した場合、他の輸出国への購入の振替に加え、国内財と輸入財の購入構成も調整され得る。したがって、輸入財内部の変化を総合的な費用へ接続するには、この二つの代替関係を区別する必要がある。

Feenstra et al. (2018) は、輸出国間の代替弾力性と国内財・輸入財間の代替弾力性を区別して推定している。Kim et al. (2018) も、二層の Armington 構造を用いて国内財と輸入財、輸入財の供給元間の関係を扱った。Nakano and Nishimura (2024) は、複数の輸出国と国内財を含む二段階の集計構造を日本の食肉輸入に適用している。これらは、輸出国別の変化を国内財との関係から評価する構造的な基礎となる。

さらに、輸入財内部での寄与が大きくても、当該部門の輸入比重や生活費全体に占める部門の比重によって、総合的な寄与は異なる。Redding and Weinstein (2024) は、個別財から産業・総体へと理論的に整合する指数を構築し、その構成を検討している。部門別・輸出国別の寄与を比較するうえでも、各段階の集計関係を保持することが求められる。

本研究では、価格、参入・退出及び選好パラメータの変化を区別し、国内財を含めて集計できる点から、COLI を採用する。次節では、日本の貿易と生活費に関する実証研究を検討する。

2.3 日本の貿易と生活費をめぐる実証研究

日本における生活費と貿易の関係を考える際には、海外からの調達条件と国内の取引・生産条件を併せて捉える必要がある。Furusawa et al. (2018) は、日本企業の海外調達が国内供給者との取引構成の調整にも結び付くことを示した。また、Zhang and Doan (2024) は、感染症拡大期に日本の輸入企業が中間投入の在庫を増加させたことを報告している。これらは、海外との取引条件の変化に対する対応が、輸入先の変更だけでなく、国内調達や在庫の調整にも及ぶことを示している。

こうした国内外のつながりが日本経済に持つ意味については、異なる観点から定量的な評価が行われている。Aoyagi et al. (2022) は、日本の製造業を対象に、自給自足との比較による貿易の厚生利益を計測した。Hosoe (2022) は、対ロシア制裁等の設定が日本の生産や価格に及ぼす影響を分析し、Hosoe (2026) は、化石燃料価格の上昇を想定して物価と家計厚生への影響を評価している。また、Hoang and Sato (2016) は、日本の投入産出表を用い、輸入価格の変化が生産連鎖を通じて国内生産者価格へ伝わる過程を分析した。これらは、総体的な貿易利益、特定の衝撃及び価格伝導について、それぞれ日本の数量的な理解を深める研究である。

購入先の調整を支える代替関係も、日本を対象とする研究で検討されている。Kim et al. (2018) は、国内財・輸入財間と輸入財の供給元間の代替を区別した日韓一般均衡モデルを構築し、関税撤廃を評価した。Nakano and Nishimura (2024) は、日本の食肉輸入について、関税制度を考慮しながら、複数の輸出国と国内財を含む二段階の代替関係を推定している。これらの研究は、輸出国間の選択と国内財・輸入財間の選択を結び付けて、日本の購入条件を評価する基礎を提供している。

以上の研究では、企業の調達調整、貿易による厚生利益、政策変更や価格上昇の影響が、それぞれ異なる比較の下で検討されている。本研究が検討するのは、日本で実際に観察された費用変化において、国内財と輸入財のどちらに費用圧力が現れ、輸出国ごとの寄与がどう異なったかである。次節では、この歴史的な寄与分析と既存の評価との関係を整理する。

2.4 本研究の位置づけ

本研究は、Feenstra (1994) 及び Redding and Weinstein (2020, 2024) の測定枠組みを踏まえ、価格、参入・退出及び選好パラメータの変化を区別して COLI を構築する。また、国内財・輸入財間と輸出国間の代替を区別する点は、Kim et al. (2018) 及び Nakano and Nishimura (2024) と共通する。これらの構造を用い、日本の生活費変化を部門別・輸出国別の寄与に結び付けることが、本研究の分析課題である。

貿易利益や政策評価の研究では、自給自足や政策変更後の均衡との比較から厚生差を求めている (Aoyagi et al., 2022; Kim et al., 2018; Hosoe, 2022)。本研究の比較対象は観察期間内の異なる時点であり、その間の価格と支出構成の変化から、COLI の変化を分解する。したがって、各輸出国の寄与は、その国との貿易を停止した場合の損失を表すものではない。また、COLI による費用面の評価は、所得や生産の調整を含む厚生変化の全体とは区別される。

投入産出価格モデルによる価格伝導・構成要因の分析 (Hoang and Sato, 2016; Przybyliński and Gorzałczyński, 2022) とは、総体的な変化を構成要因に分けるという問題意識を共有する。本研究が追うのは需要の集計関係であり、代替、選択範囲及び選好パラメータの変化を、

必要支出への寄与として評価する。ただし、国内財価格に含まれる輸入投入費用を、生産連鎖を通じて各輸出国へ遡及させる分析は行わない。両者は、異なる集計関係を通じて総体的な変化の構成を明らかにする、補完的な分析として位置付けられる。

本研究が加えるのは、日本の観察期間中の費用変化について、総合 COLI の上昇・低下を構成した部門・輸出国と、各項の寄与が重なる場合や相殺される場合を示す実証結果である。こうした歴史的な寄与の把握は、今後の国際情勢や通商政策の影響を検討する際、過去に費用圧力が現れた部門と、それを緩和してきた取引関係を確認するために用いることができる。

3 モデル

3.1 需要構造と COLI の定義

本研究では、Armington (1969) 及び Feenstra et al. (2018) に基づき、財は生産地によって差別化されると仮定する。部門 g の複合財は、同部門の国内財と輸入複合財から構成される。輸入複合財は輸出国別の財から構成され、各部門の複合財を集計して総合複合財を得る。各段階の需要構造は、以下の CES 数量集計式によって表す。

時点 t における部門 g の複合財数量を C_{gt} とすると、総合複合財の数量指数は、

$$C_t = \left[\sum_{g=1}^{G} \alpha_g^{\frac{1}{\eta}} C_{gt}^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \tag{1}$$

と定義される。$\eta > 0$ は部門間の代替弾力性、$\alpha_g > 0$ は部門別選好パラメータであり、$\sum_{g=1}^{G} \alpha_g = 1$ とする。部門集合と α_g は時間を通じて固定する。

各部門の国内財数量を C_{gt}^{jj}、輸入複合財数量を C_{gt}^{Fj} とすると、部門別の数量指数は、

$$C_{gt} = \left[\beta_{gt}^{\frac{1}{\omega_g}} \left(C_{gt}^{jj} \right)^{\frac{\omega_g - 1}{\omega_g}} + (1 - \beta_{gt})^{\frac{1}{\omega_g}} \left(C_{gt}^{Fj} \right)^{\frac{\omega_g - 1}{\omega_g}} \right]^{\frac{\omega_g}{\omega_g - 1}} \tag{2}$$

である。$\omega_g > 0$ は国内財と輸入複合財の間の代替弾力性、$\beta_{gt} \in (0, 1)$ は国内財に対応する選好パラメータである。国内財と輸入財に対する相対的な選好の変化を扱うため、β_{gt} の時間変化を認める。

輸出国 i から日本 j へ供給される同部門の財の数量を C_{gt}^{ij} とすると、輸入複合財は、

$$C_{gt}^{Fj} = \left[\sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}} \left(\kappa_{gt}^{ij} C_{gt}^{ij} \right)^{\frac{\sigma_g - 1}{\sigma_g}} \right]^{\frac{\sigma_g}{\sigma_g - 1}} \tag{3}$$

と表される。本稿では、輸出国には統計上の国及び地域を含める。$\mathcal{I}_{gt}$ は輸出国集合であり、輸出国の参入・退出による変化を認める。$\kappa_{gt}^{ij} > 0$ は輸出国別選好パラメータであり、その時間変化も認める。$\sigma_g > 1$ は輸出国間の代替弾力性である。ω_g と σ_g は、それぞれマクロ・アーミントン弾力性とミクロ・アーミントン弾力性に対応する。両者は部門ごとに時間を通

じて一定とするが、等しいとは仮定しない。

以上の集計式は、$\eta \neq 1$ 及び $\omega_g \neq 1$ の場合を示している。いずれかが 1 に等しい場合には、対応する集計を Cobb–Douglas 型の極限として定義する。

国内財価格を P_{gt}^{jj}、輸出国別の財の価格を P_{gt}^{ij} とする。各時点の選好と財の集合を所与として、上記の CES 数量集計式の下で、総合複合財を $\bar{C} > 0$ 以上得るという条件を満たす最小支出を、

$$E_t(\bar{C}) = \min_{\{C_{gt}^{jj}, C_{gt}^{ij}\}} \sum_{g=1}^{G} \left[P_{gt}^{jj} C_{gt}^{jj} + \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}} P_{gt}^{ij} C_{gt}^{ij} \right] \tag{4}$$

とする。

この支出最小化から、総合複合財 C_t、部門別複合財 C_{gt} 及び輸入複合財 C_{gt}^{Fj} に対応する単位支出として、次の価格指数が得られる。

$$\begin{aligned} P_t &= \left[\sum_{g=1}^{G} \alpha_g P_{gt}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}, \\ P_{gt} &= \left[\beta_{gt} \left(P_{gt}^{jj} \right)^{1-\omega_g} + (1-\beta_{gt}) \left(P_{gt}^{Fj} \right)^{1-\omega_g} \right]^{\frac{1}{1-\omega_g}}, \\ P_{gt}^{Fj} &= \left[\sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}} \left(\frac{P_{gt}^{ij}}{\kappa_{gt}^{ij}} \right)^{1-\sigma_g} \right]^{\frac{1}{1-\sigma_g}} \end{aligned} \tag{5}$$

この CES 需要構造の下では、購入構成は相対価格と選好パラメータの双方に依存する。したがって、β_{gt} や κ_{gt}^{ij} を観察される支出シェアと同一視することはできない。

各段階の数量集計が一次同次であるため、最小支出は、

$$E_t(\bar{C}) = P_t \bar{C} \tag{6}$$

となる。選好と購入可能な財の集合が二時点で共通である場合、同じ $\bar{C}$ は同じ効用水準に対応する。このとき、COLI は、その効用水準を維持するための最小支出の比として、

$$\mathrm{COLI}_{t,t-1} = \frac{E_t(\bar{C})}{E_{t-1}(\bar{C})} = \frac{P_t}{P_{t-1}} \tag{7}$$

と表される。COLI の低下は、同じ生活水準を維持するための必要支出の減少を意味し、名目支出を一定とした実質購買力の改善に対応する。

ただし、本研究では、輸出国集合と選好パラメータの変化を認めている。この場合、同じ数値の $\bar{C}$ が二時点で同じ効用水準を表すとは限らない。したがって、時点間の費用比較には、参入・退出の処理に加え、選好の正規化と比較条件を明示する必要がある。次節では、Feenstra (1994) 及び Redding and Weinstein (2020) に基づき、これらの条件を示したうえで、各段階の価格指数を、観察可能な価格と支出シェアから COLI の変化を算出する形に書き換える。

3.2 COLI の算出方法

3.2.1 輸入 COLI の算出

輸出国 i からの輸入支出が部門 g の輸入総支出に占める割合を、

$$s_{gt}^{ij} \equiv \frac{P_{gt}^{ij} C_{gt}^{ij}}{P_{gt}^{Fj} C_{gt}^{Fj}} \tag{8}$$

とする。前節の輸入複合財価格指数に Shephard の補題を適用すると、

$$s_{gt}^{ij} = \left(\kappa_{gt}^{ij}\right)^{\sigma_g - 1} \left(\frac{P_{gt}^{ij}}{P_{gt}^{Fj}}\right)^{1-\sigma_g} \tag{9}$$

を得る。

輸出国の参入・退出を扱うため、二時点に共通する輸出国集合を、

$$\mathcal{I}_{gt}^{*} \equiv \mathcal{I}_{g,t-1} \cap \mathcal{I}_{gt} \tag{10}$$

と定義し、この集合に属する国を継続輸出国と呼ぶ。以下では、$\mathcal{I}_{gt}^{*} \neq \varnothing$ とする。比較する二時点について同じ継続輸出国集合を用い、その内部の支出シェアを、

$$s_{g\tau}^{ij*} \equiv \frac{s_{g\tau}^{ij}}{\sum_{k \in \mathcal{I}_{gt}^{*}} s_{g\tau}^{kj}} = \frac{s_{g\tau}^{ij}}{\lambda_{g\tau}}, \qquad i \in \mathcal{I}_{gt}^{*}, \quad \tau \in \{t-1, t\} \tag{11}$$

と定義する。ここで、$\lambda_{g\tau}$ は継続輸出国全体が輸入総支出に占める割合を表す。$1 - \lambda_{gt}$ は参入輸出国への今期の支出割合、$1 - \lambda_{g,t-1}$ は退出輸出国への前期の支出割合となる。

式 (9) を価格指数について整理し、継続輸出国について二時点の対数差を取ると、

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{gt}^{Fj} = {} & \Delta \ln P_{gt}^{ij} - \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij} \\ & + \frac{1}{\sigma_g - 1} \Delta \ln s_{gt}^{ij*} + \frac{1}{\sigma_g - 1} \Delta \ln \lambda_{gt} \end{aligned} \tag{12}$$

を得る。

Redding and Weinstein (2020) に従い、継続輸出国間の選好パラメータの幾何平均が二時点で等しいと仮定する。継続輸出国数を $n_{gt}^{*} = |\mathcal{I}_{gt}^{*}|$ とすると、

$$\widetilde{\kappa}_{gt} = \prod_{i \in \mathcal{I}_{gt}^{*}} \left(\kappa_{gt}^{ij}\right)^{1/n_{gt}^{*}} = \prod_{i \in \mathcal{I}_{gt}^{*}} \left(\kappa_{g,t-1}^{ij}\right)^{1/n_{gt}^{*}} = \widetilde{\kappa}_{g,t-1} \tag{13}$$

とする。両時点の幾何平均には、同じ継続輸出国集合を用いる。この仮定は各輸出国への選好を固定するものではなく、相対的な選好の変化を認めつつ、比較の尺度を定めるものである。

式 (12) について継続輸出国間の単純平均を取ると、式 (13) の下で、輸入 COLI の変化は、

$$\begin{aligned}\Delta \ln P_{gt}^{Fj} = & \frac{1}{n_{gt}^{*}} \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^{*}} \Delta \ln P_{gt}^{ij} \\ & + \frac{1}{(\sigma_g - 1) n_{gt}^{*}} \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^{*}} \Delta \ln s_{gt}^{ij*} \\ & + \frac{1}{\sigma_g - 1} \Delta \ln \lambda_{gt}\end{aligned} \tag{14}$$

として算出できる。第 1 項は継続輸出国の価格変化、第 2 項は継続輸出国間の支出配分の変化に伴う調整、第 3 項は輸出国の参入・退出に伴う調整である。第 2 項の支出シェアは価格と選好の双方に応じて変化するため、それ自体を選好変化だけの効果とは解釈しない。

参入・退出の調整は Feenstra (1994) に対応するが、本研究で対象とするのは部門別の輸出国集合の変化である。同一輸出国内の企業・品種の構成変化は、理論上の輸出国別価格指数に含まれる。

3.2.2 総合 COLI の算出

輸入 COLI と国内財価格から部門 COLI を求め、さらに部門間で集計して総合 COLI を算出する。まず、部門内の国内財と輸入複合財の支出シェアを、それぞれ、

$$s_{gt}^{D} \equiv \frac{P_{gt}^{jj} C_{gt}^{jj}}{P_{gt} C_{gt}}, \qquad s_{gt}^{F} \equiv \frac{P_{gt}^{Fj} C_{gt}^{Fj}}{P_{gt} C_{gt}} \tag{15}$$

とする。支出最小化の下では $s_{gt}^{D} + s_{gt}^{F} = 1$ であり、前節の部門別価格指数から、

$$\begin{aligned} s_{gt}^{D} &= \beta_{gt} \left(\frac{P_{gt}^{jj}}{P_{gt}} \right)^{1-\omega_g}, \\ s_{gt}^{F} &= (1 - \beta_{gt}) \left(\frac{P_{gt}^{Fj}}{P_{gt}} \right)^{1-\omega_g} \end{aligned} \tag{16}$$

を得る。以下では、両時点で国内財と輸入複合財への支出が正であるとする。

二時点の集計には、Sato (1976) 及び Vartia (1976) の対数平均に基づくウェイトを用いる。正の数 a, b に対する対数平均を、

$$L(a,b) \equiv \begin{cases} \dfrac{a-b}{\ln a - \ln b}, & a \neq b, \\ a, & a = b \end{cases} \tag{17}$$

と定義し、国内財と輸入複合財のウェイトを、

$$w_{gt}^{r} \equiv \frac{L(s_{gt}^{r}, s_{g,t-1}^{r})}{\displaystyle\sum_{q \in \{D,F\}} L(s_{gt}^{q}, s_{g,t-1}^{q})}, \qquad r \in \{D, F\} \tag{18}$$

とする。このとき、$w_{gt}^{D} + w_{gt}^{F} = 1$ であり、

$$\sum_{r \in \{D,F\}} w_{gt}^{r} \Delta \ln s_{gt}^{r} = 0 \tag{19}$$

が成立する。

式 (16) を部門別価格指数について整理し、二時点の対数差をこのウェイトで集計すると、$\omega_g \neq 1$ の場合、

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{gt} = {} & w_{gt}^{D} \Delta \ln P_{gt}^{jj} + w_{gt}^{F} \Delta \ln P_{gt}^{Fj} \\ & - \frac{1}{\omega_g - 1} \left[w_{gt}^{D} \Delta \ln \beta_{gt} + w_{gt}^{F} \Delta \ln(1 - \beta_{gt}) \right] \end{aligned} \tag{20}$$

を得る。国内財価格と輸入 COLI の変化に加え、国内財・輸入財間の選好変化に伴う調整が部門 COLI に反映される。β_{gt} が二時点で一定ならば、最後の調整項は消える。$\omega_g = 1$ の場合には、Cobb–Douglas 型の価格指数から直接二時点の比を求める。

この計算には、β_{gt} の各時点の値が必要となる。支出シェア比より、

$$\frac{s_{gt}^{D}}{s_{gt}^{F}} = \frac{\beta_{gt}}{1 - \beta_{gt}} \left(\frac{P_{gt}^{jj}}{P_{gt}^{Fj}} \right)^{1 - \omega_g} \tag{21}$$

であるため、$b_{gt} \equiv \ln[\beta_{gt}/(1 - \beta_{gt})]$ と置くと、

$$\Delta b_{gt} = \Delta \ln \frac{s_{gt}^{D}}{s_{gt}^{F}} + (\omega_g - 1) \left(\Delta \ln P_{gt}^{jj} - \Delta \ln P_{gt}^{Fj} \right) \tag{22}$$

となる。したがって、支出シェアと価格の変化、及び代替弾力性から b_{gt} の変化は求められる。一方、その初期値を定めるには、初期の相対価格水準に関する条件が必要となる。

国内財価格指数と輸入 COLI はそれぞれ構築・基準化されているため、指数の変化率だけから両者の初期相対価格を求めることはできない。そこで、初期時点を 0 とし、国内財の輸入複合財に対する初期相対価格を、

$$x_g \equiv \frac{P_{g0}^{jj}}{P_{g0}^{Fj}} > 0 \tag{23}$$

とする。

本研究では、初期条件を国内財と輸入複合財の価格比として与える。採用する価格尺度の下で、基準からの乖離を相対価格の倍率として表せるため、初期選好パラメータを直接設定する場合に比べ、各設定の尺度を直観的に把握しやすい。さらに、各価格比に対応する初期選好を求めることで、設定範囲が含意する選好の範囲も確認できる。

式 (21) を初期時点について整理すると、

$$\beta_{g0}(x_g) = \frac{s_{g0}^{D} x_g^{\omega_g - 1}}{s_{g0}^{F} + s_{g0}^{D} x_g^{\omega_g - 1}} \tag{24}$$

を得る。導出は付録 A に示す。この式により、観察された初期支出シェアと代替弾力性を所与として、各 x_g に整合する β_{g0} を求められる。$x_g = 1$ の場合には $\beta_{g0}(1) = s^D_{g0}$ となるが、これは初期相対価格について採用する計算上の基準であり、実際の国内財と輸入複合財の価格水準が等しかったことを意味しない。初期相対価格の設定による総合 COLI 及び寄与構成への影響は、第 5.4 節で検討する。

この初期値を起点として、各年の選好パラメータを、

$$\begin{aligned} b_{gt}(x_g) &= b_{g0}(x_g) + \sum_{\tau=1}^{t} \Delta b_{g\tau}, \\ \beta_{gt}(x_g) &= \frac{\exp[b_{gt}(x_g)]}{1 + \exp[b_{gt}(x_g)]} \end{aligned} \tag{25}$$

から構成する。ここで行う校準は初期値 β_{g0} に限られ、その後の選好を初期値に固定するものではない。各年の β_{gt} は、観察された支出シェアと価格の変化に基づいて求める。したがって、$x_g = 1$ の設定も、すべての時点で $\beta_{gt} = s^D_{gt}$ とすることを意味しない。

最後に、部門別支出シェアを、

$$S_{gt} \equiv \frac{P_{gt} C_{gt}}{\sum_{h=1}^{G} P_{ht} C_{ht}} \tag{26}$$

とし、部門間の Sato–Vartia ウェイトを、

$$W_{gt} \equiv \frac{L(S_{gt}, S_{g,t-1})}{\sum_{h=1}^{G} L(S_{ht}, S_{h,t-1})} \tag{27}$$

と定義する。部門別選好パラメータ α_g が時間を通じて一定であれば、総合 COLI の変化は、

$$\Delta \ln P_t = \sum_{g=1}^{G} W_{gt} \Delta \ln P_{gt} \tag{28}$$

となる。$\eta = 1$ の場合には $S_{gt} = \alpha_g$ であり、この集計も一定の部門ウェイトによる集計となる。

初期時点の値を 1 とする累積指数は、

$$\mathcal{P}_0 = 1, \qquad \mathcal{P}_t = \exp\left(\sum_{\tau=1}^{t} \Delta \ln P_\tau \right) \tag{29}$$

として求める。以上により、輸出国別の価格と支出シェアから輸入 COLI を算出し、国内財と組み合わせて部門 COLI を求め、総合 COLI へ集計する手順が得られる。次節では、この指数変化を部門別・輸出国別の寄与に分解する。

3.3 部門別・輸出国別の寄与分解

前節で算出した輸入 COLI について、輸出国別の寄与を求めるため、継続輸出国の支出シェアに基づく Sato–Vartia ウェイトを用いる。正規化された支出シェア $s_{g\tau}^{ij*}$ より、輸出国別ウェイトを、

$$w_{gt}^{ij} \equiv \frac{L(s_{gt}^{ij*}, s_{g,t-1}^{ij*})}{\sum_{k \in \mathcal{I}_{gt}^*} L(s_{gt}^{kj*}, s_{g,t-1}^{kj*})}, \qquad i \in \mathcal{I}_{gt}^* \tag{30}$$

とする。対数平均 L は式 (17) の定義による。各時点の正規化された支出シェアの和が 1 であることから、

$$\sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^*} w_{gt}^{ij} = 1, \qquad \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^*} w_{gt}^{ij} \Delta \ln s_{gt}^{ij*} = 0 \tag{31}$$

が成立する。式 (12) をこのウェイトで集計すると、

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{gt}^{Fj} = & \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^*} w_{gt}^{ij} \Delta \ln P_{gt}^{ij} \\ & - \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^*} w_{gt}^{ij} \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij} + \frac{1}{\sigma_g - 1} \Delta \ln \lambda_{gt} \end{aligned} \tag{32}$$

を得る。右辺は、輸入価格、輸出国間の選好調整、及び輸出国の参入・退出の三項からなる。

計算に必要な輸出国別の選好変化は、式 (12) を整理して、

$$\begin{aligned} \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij} = & \Delta \ln P_{gt}^{ij} + \frac{1}{\sigma_g - 1} \Delta \ln s_{gt}^{ij*} \\ & - \Delta \ln P_{gt}^{Fj} + \frac{1}{\sigma_g - 1} \Delta \ln \lambda_{gt} \end{aligned} \tag{33}$$

から求める。これは、採用する CES 需要構造と正規化条件の下で、観察された価格と支出シェアに整合する相対的な選好変化であり、選好パラメータの水準を別途推定する必要はない。

式 (32) は、前節の式 (14) と同じ輸入 COLI の変化を表す。ただし、価格項と調整項の区分は異なるため、それぞれの項の値が一致するとは限らない。継続輸出国に関する二項の合計と、参入・退出を含む指数全体の変化は一致する。以下の寄与分析では、輸出国別の支出上の比重を反映するため、式 (32) の加重分解を用いる。

この分解を式 (20) に代入し、式 (28) の部門ウェイト W_{gt} で集計すると、$\omega_g \neq 1$ の場合、

総合 COLI の変化は、

$$\begin{aligned}\Delta \ln P_t = &\sum_{g=1}^{G} W_{gt} w_{gt}^{D} \Delta \ln P_{gt}^{jj} \\ &+ \sum_{g=1}^{G} W_{gt} w_{gt}^{F} \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^{*}} w_{gt}^{ij} \Delta \ln P_{gt}^{ij} \\ &- \sum_{g=1}^{G} W_{gt} w_{gt}^{F} \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^{*}} w_{gt}^{ij} \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij} \\ &+ \sum_{g=1}^{G} \frac{W_{gt} w_{gt}^{F}}{\sigma_g - 1} \Delta \ln \lambda_{gt} \\ &- \sum_{g=1}^{G} \frac{W_{gt}}{\omega_g - 1} \left[w_{gt}^{D} \Delta \ln \beta_{gt} + w_{gt}^{F} \Delta \ln(1 - \beta_{gt}) \right]\end{aligned} \tag{34}$$

と分解される。各項は、順に、国内価格、輸入価格、輸出国間の選好調整、輸出国の参入・退出、及び国内財・輸入財間の選好調整の寄与を表す。

各部門の寄与は、右辺の各項から当該部門の加算項を取り出すことで求められる。その五項の合計が部門別純寄与となり、全部門について合計すると総合 COLI の対数変化に一致する。ここで示すのは各部門自身の COLI 変化ではなく、部門ウェイトを反映した総合 COLI への寄与である。

輸入価格項と輸出国間の選好調整項は、継続輸出国別に分けられる。部門 g における輸出国 i の両項を合わせた総合 COLI への寄与を Γ_{gt}^{ij} とすると、

$$\Gamma_{gt}^{ij} = W_{gt} w_{gt}^{F} w_{gt}^{ij} \left[\Delta \ln P_{gt}^{ij} - \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij} \right], \qquad i \in \mathcal{I}_{gt}^{*} \tag{35}$$

となる。この寄与には、輸出国別ウェイト w_{gt}^{ij}、部門内の輸入ウェイト w_{gt}^{F}、及び総合集計における部門ウェイト W_{gt} が反映される。したがって、輸出国の価格変化や輸入額シェアだけでは、総合 COLI への寄与の大きさは定まらない。

輸出国別の数値に含めるのは、継続輸出国に関する価格項と選好調整項である。国内価格項、輸出国の参入・退出項、及び国内財・輸入財間の選好調整項は、各輸出国には配分しない。このため、輸出国別寄与の合計は、当該部門の輸入価格項と輸出国間の選好調整項の和に対応する。

累積寄与は、各年の寄与を分析期間について加算し、その値を 100 倍した対数ポイントで表示する。輸出国別には、各年の継続輸出国集合に含まれる期間の寄与を加算する。正の値は総合 COLI を上昇させる方向、負の値は低下させる方向を表す。価格項と選好調整項を分けることで、両者が同じ方向に作用する場合と、相互に相殺する場合を確認できる。

なお、観察された価格、支出シェア、代替弾力性及び集計ウェイトを同じに保つ場合、初期相対価格 x_g の影響は国内財・輸入財間の選好調整項に現れ、他の四項は変化しない。以下の実証分析では、総合 COLI と各寄与を初期条件に対応する結果として示し、その感度も検討する。ここで求める寄与は歴史的な指数変化の内訳であり、各項の独立した因果効果や、

特定国からの輸入を停止した場合の厚生損失を表すものではない。

4 データと推定・計測方法

4.1 データと変数の構築

分析期間は 1996 年から 2021 年までとし、62 の JIP 部門を対象とする。輸出国別の変数には国連商品貿易統計（UN Comtrade）、国内財価格及び国内財・輸入財間と部門間の集計には JIP データベース 2023 を用いる (United Nations Statistics Division, 2026; Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI), 2023)。

4.1.1 UN Comtrade による輸入データ

UN Comtrade から、日本の輸入額と純重量を輸出国別・HS6 桁品目別・年別に取得し、両者が正である観測値を用いる。輸入データを国内財の分類に合わせるため、HS9 桁品目と JIP 部門の対応を HS6 桁に集約し、HS–JIP 対応表を作成する。

一つの HS6 桁品目が複数の JIP 部門に対応する場合には、分析期間中の累計輸入額が最も大きい HS9 桁品目に対応する部門へ、輸入額と純重量をまとめて帰属させる。この対応は期間を通じて固定する。多重対応に該当するのは、対応表に含まれる 4,669 品目のうち 163 品目であり、品目数の 3.49%を占める。

対応表に基づき、輸入額と純重量を部門別・輸出国別・年別に合計する。輸出国 i の輸入額を V_{gt}^{ij}、純重量を Q_{gt}^{ij} とし、単位価額を、

$$UV_{gt}^{ij} = \frac{V_{gt}^{ij}}{Q_{gt}^{ij}} \tag{36}$$

として求める。輸出国別の輸入支出シェアは、当該国の輸入額を部門別輸入総額で除して算出する。単位価額は理論上の輸出国別価格指数に対応する観測指標として用いるが、その変化には部門内の商品構成の変化も含まれる。

4.1.2 JIP データによる国内財価格と集計比率

国内財には、経済産業研究所と一橋大学が作成した JIP データベース 2023 の供給表を用いる。名目国内産出額を V_{gt}^{jj}、2015 年価格による固定基準実質国内産出額を Q_{gt}^{jj} とし、国内財価格指数を、

$$P_{gt}^{jj} = \frac{V_{gt}^{jj}}{Q_{gt}^{jj}} \tag{37}$$

として構成する。これは 2015 年を 1 とする国内産出デフレーターであり、分母の実質産出額は物理的数量ではない。国内産出には国内向けと輸出向けの双方が含まれる。本研究では、国内で生産された財の産出価格の変化を捉える指標として、このデフレーターを国内財価格の代理に用いる。したがって、日本国内の購入者が支払う価格を直接測定するものではなく、輸出向けを含む産出構成や取引段階の違いにより、国内購入価格の動きとは異なり得る。

国内財・輸入財間及び部門間の集計には、同じ JIP 供給表の名目国内産出額と名目輸入額を用いる。ここで JIP の輸入額を V_{gt}^{Fj} とすると、理論上の支出シェアに対応する金額比率は、

$$
\begin{aligned}
s_{gt}^{D} &= \frac{V_{gt}^{jj}}{V_{gt}^{jj} + V_{gt}^{Fj}}, \qquad s_{gt}^{F} = 1 - s_{gt}^{D}, \\
S_{gt} &= \frac{V_{gt}^{jj} + V_{gt}^{Fj}}{\sum_{h \in \mathcal{G}} \left(V_{ht}^{jj} + V_{ht}^{Fj} \right)}
\end{aligned}
\tag{38}
$$

となる。$\mathcal{G}$ は対象となる 62 部門の集合である。国内産出額には輸出向けの産出も含まれるため、これらは国内購入支出を直接観察した比率ではなく、国内産出と輸入の名目規模に基づく代理的な比率として用いる。

したがって、輸出国間の支出シェアと輸入 COLI には UN Comtrade の輸入額を用い、国内財との統合及び全国集計には JIP の金額を用いる。次節では、これらの変数に基づく代替弾力性の推定方法を説明する。

4.2 代替弾力性の推定

4.2.1 輸出国間の代替弾力性

輸出国間の代替弾力性 σ_g は、Feenstra et al. (2018) の推定枠組みに基づき、JIP 部門別に再構成した輸入データから求める。以下の推定関係では、比較する二時点の輸出国集合が共通であり、各輸出国の輸入額と単位価額が正である場合を扱う。

輸出国別単位価額の変化を Sato–Vartia ウェイトで集計した多国間指標を UV_{gt}^{Fj} とする。これは推定に用いる単位価額指標であり、前章で構築した輸入 COLI P_{gt}^{Fj} とは区別される。CES 需要関係と単位価額・理論価格指数の関係を用いると、輸出国別支出シェアの変化は、

$$
\Delta \ln s_{gt}^{ij} = -(\sigma_g - 1) \Delta \ln \left(\frac{UV_{gt}^{ij}}{UV_{gt}^{Fj}} \right) + \varepsilon_{gt}^{iF}
\tag{39}
$$

と表される。ε_{gt}^{iF} には、輸入全体に対する相対的な選好変化と、輸出国内の企業・品種構成の変化が含まれる。

需要変化に伴う価格の反応を考慮するため、相対単位価額の変化を、

$$
\Delta \ln \left(\frac{UV_{gt}^{ij}}{UV_{gt}^{Fj}} \right) = \frac{\rho_{1g}}{\sigma_g - 1} \varepsilon_{gt}^{iF} + \delta_{gt}^{iF}, \qquad 0 < \rho_{1g} < 1
\tag{40}
$$

と表す。ρ_{1g} は価格反応を表す係数、δ_{gt}^{iF} は残差である。推定には、

$$
\mathbb{E}\left[\varepsilon_{gt}^{iF} \delta_{gt}^{iF} \right] = 0
\tag{41}
$$

という直交条件を置く。この条件は、単位価額を用いた需要誤差と価格反応式の残差に対する識別上の仮定である。

式 (39) と式 (40) を組み合わせて得られる二次形式の推定方程式を用い、その係数と構造

パラメータの対応関係から σ_g と ρ_{1g} を求める。単位価額と理論価格指数の関係、及び単位価額への置換に伴う需要誤差の内容は、付録 E に示す。

実際の推定には Soderbery (2015) の推定コードを用い、LIML による推定値を基本とする。採用可能な解が得られない部門では、グリッド探索による推定値を用いる。パラメータ制約 $\sigma_g > 1$、$0 < \rho_{1g} < 1$、探索範囲及び解の選択は、同コードの設定に従う。62 部門のうち 55 部門で LIML、7 部門でグリッド探索の結果を採用した。部門別の推定値、有効観測数、輸出国数及び推定方法を表 1 に示す。

Table 1: 輸出国間の代替弾力性と供給側パラメータの推定結果

JIP 部門	$\widehat{\sigma}_g$	$\widehat{\rho}_{1g}$	N	輸出国数	推定方法
01 農業	2.1484	0.76646	3,275	189	LIML
03 林業	3.8464	0.97244	1,284	101	LIML
04 漁業	1.3377	0.30496	2,149	145	LIML
05 鉱業	515.1406	0.99980	2,228	146	LIML
06 畜産食料品	4.1193	0.83637	1,886	124	LIML
07 水産食料品	1.6058	0.05905	2,632	158	LIML
08 精穀・製粉	22.2017	0.99169	837	61	LIML
09 その他の食料品	1.8829	0.27512	2,834	173	LIML
10 飲料	2.2790	0.00001	2,553	148	Grid search
11 飼料・有機質肥料	143.0574	0.99887	1,403	96	LIML
12 たばこ	2.3876	0.02562	883	64	LIML
13 繊維製品（化学繊維除く）	1.3669	0.12172	3,056	180	LIML
14 化学繊維	2.9420	0.72882	819	54	LIML
15 パルプ・紙・板紙・加工紙	4.7835	0.88622	1,109	69	LIML
16 紙加工品	6.6164	0.97863	1,380	92	LIML
17 化学肥料	304.4971	0.99858	868	61	LIML
18 無機化学基礎製品	1.0071	0.00340	1,606	94	Grid search
19 有機化学基礎製品	3.2525	0.99701	135	16	LIML
20 有機化学製品	2.5943	0.66102	1,797	113	LIML
21 医薬品	1,432.8456	0.99972	1,526	95	LIML
22 化学最終製品	2.5151	0.71044	2,074	135	LIML
23 石油製品	3.9778	0.99726	1,270	81	LIML
24 石炭製品	4.6599	0.45774	396	33	LIML
25 ガラス・ガラス製品	2.3458	0.69057	1,544	102	LIML
26 セメント・セメント製品	1.2470	0.10068	827	58	LIML
27 陶磁器	1.3081	0.27400	1,450	91	Grid search
28 その他の窯業・土石製品	1.2656	0.24686	1,716	123	LIML
29 銑鉄・粗鋼	2.9432	0.92333	1,031	72	LIML
30 その他の鉄鋼	1.2131	0.01280	1,329	91	Grid search
31 非鉄金属製錬・精製	3.5114	0.97686	1,789	123	LIML
32 非鉄金属加工製品	1.4037	0.14358	1,596	117	LIML
33 建設・建築用金属製品	2.0573	0.44366	1,916	134	LIML
34 その他の金属製品	1.7626	0.55940	1,984	143	LIML
35 はん用機械	1.0021	0.00030	1,949	141	Grid search
36 生産用機械	1.9986	0.51838	1,928	144	LIML
37 事務用・サービス用機器	6.0292	0.97203	1,119	73	LIML
38 その他の業務用機械	2.0369	0.54088	2,130	160	LIML

次ページへ続く

表 1　推定結果（続き）

JIP 部門	$\widehat{\sigma}_g$	$\widehat{\rho}_{1g}$	N	輸出国数	推定方法
39 武器製造業	9.4073	0.97896	458	38	LIML
40 半導体素子・集積回路	56.1722	0.99630	1,078	86	LIML
41 その他電子部品・デバイス	1.9354	0.52961	1,803	138	LIML
42 産業用電気機械器具	2.8531	0.87672	2,058	145	LIML
43 民生用電子・電気機器	1.3424	0.26731	1,387	107	LIML
44 電子応用装置・電気計測器	2.5218	0.68798	1,709	125	LIML
45 その他の電気機器	2.8870	0.80458	1,571	111	LIML
46 映像・音響機器	5.7418	0.97858	1,168	84	LIML
47 通信機器	1.1451	0.00200	1,107	80	Grid search
48 電子計算機・同付属装置	97.8508	0.94736	1,316	114	LIML
49 自動車（自動車車体含む）	73.1850	0.96828	1,100	82	LIML
50 自動車部品・同付属品	11.8958	0.97702	1,600	113	LIML
51 その他の輸送用機械	2.3106	0.73976	1,398	110	LIML
52 印刷業	9.5490	0.99060	1,459	131	Grid search
53 製材・木製品	1.6576	0.46239	2,262	137	LIML
54 家具・装備品	1.8919	0.58542	1,729	117	LIML
55 プラスチック製品	1.8725	0.55199	1,603	100	LIML
56 ゴム製品	1.6219	0.32459	1,839	114	LIML
57 皮革・皮革製品・毛皮	18.1606	0.99202	2,298	144	LIML
58 時計製造業	2.7381	0.81330	756	63	LIML
59 その他の製造工業製品	1.4530	0.37478	2,613	166	LIML
68 卸売業	4.0902	0.66285	159	32	LIML
69 小売業	2.0476	0.58276	371	40	LIML
81 映像・音声・文字情報制作業	5.2243	0.96035	1,280	90	LIML
98 その他の対個人サービス	2.9864	0.76400	363	31	LIML

注：N は推定に用いた輸出国・年レベルの有効観測数、輸出国数は各部門の推定標本に含まれる異なる輸出国の数を表す。Grid search は、LIML による採用可能な解が得られず、グリッド探索で推定値を補完した部門を示す。LIML を採用した部門は 55 部門、グリッド探索を用いた部門は 7 部門である。

推定値には部門間で大きな差があり、1 に近い値から非常に大きい値までが得られた。ただし、大きな弾力性の領域では目的関数の変化が小さくなる可能性があるため、極めて大きい推定値の数値差にまで強い経済的意味を与えることは避ける。また、$\widehat{\rho}_{1g}$ は推定式における価格反応の係数であり、それ自体を供給弾力性とは解釈しない。

4.2.2　国内財・輸入財間の代替弾力性

国内財と輸入複合財の間の代替弾力性 ω_g は、Feenstra et al. (2018) に基づき、国内財に対する輸出国別輸入額の相対需要関係から推定する。前項の需要式に国内財と輸入複合財の相対価格を加えることで、輸出国間と国内財・輸入財間の代替を区別する。前項と同じ多国間単位価額指標を用いると、

$$\begin{aligned}\Delta \ln\left(\frac{V_{gt}^{ij}}{V_{gt}^{jj}}\right) = & -(\sigma_g - 1)\Delta \ln\left(\frac{UV_{gt}^{ij}}{UV_{gt}^{Fj}}\right) \\ & -(\omega_g - 1)\Delta \ln\left(\frac{UV_{gt}^{Fj}}{P_{gt}^{jj}}\right) + \varepsilon_{gt}^{ij}\end{aligned} \tag{42}$$

となる。右辺の二つの相対価格は、それぞれ輸出国間と国内財・輸入財間の代替に対応する。需要誤差 ε_{gt}^{ij} には、輸出国別の選好や企業・品種構成の変化に加え、国内財・輸入財間の選好パラメータ β_{gt} の変化が含まれる。したがって、この推定は、β_{gt} が時間を通じて一定であることを前提としない。

需要誤差と国内財に対する相対単位価額の変化が、輸出国別の相対単位価額に及ぼす反応を、次の約化式で表す。

$$\begin{aligned}\Delta \ln\left(\frac{UV_{gt}^{ij}}{UV_{gt}^{Fj}}\right) = \frac{\rho_{1g}}{\sigma_g - 1}\varepsilon_{gt}^{ij} \\ - \frac{\rho_{2g}(\omega_g - 1)}{\sigma_g - 1}\Delta \ln\left(\frac{UV_{gt}^{Fj}}{P_{gt}^{jj}}\right) + \delta_{gt}^{ij}\end{aligned} \tag{43}$$

ここで、$0 < \rho_{1g} < 1$ とし、ρ_{1g} 及び ρ_{2g} は、それぞれ需要誤差と相対単位価額の変化に対応する反応係数、δ_{gt}^{ij} は約化式の残差である。各輸出国について、

$$\mathbb{E}\left[\sum_t \varepsilon_{gt}^{ij}\delta_{gt}^{ij}\right] = 0, \qquad i \neq j \tag{44}$$

という直交条件を置く。この条件は、選好や品種構成の変化を含む需要誤差と、価格反応式の残差に対する識別上の仮定である。

式 (42) と式 (43) を組み合わせると、

$$\begin{aligned}Y_{gt}^{iF} = \sum_{n=1}^{2}\theta_{ng}X_{ngt}^{ij} + (\omega_g - 1)\sum_{n=3}^{4}\theta_{ng}X_{ngt}^{ij} \\ + (\omega_g - 1)^2\theta_{5g}X_{5gt}^{j} + u_{gt}^{ij}\end{aligned} \tag{45}$$

を得る。各変数は、

$$\begin{aligned}Y_{gt}^{iF} &\equiv \left[\Delta \ln\left(\frac{UV_{gt}^{ij}}{UV_{gt}^{Fj}}\right)\right]^2, \\ X_{1gt}^{ij} &\equiv \left[\Delta \ln\left(\frac{V_{gt}^{ij}}{V_{gt}^{jj}}\right)\right]^2, \\ X_{2gt}^{ij} &\equiv \Delta \ln\left(\frac{UV_{gt}^{ij}}{UV_{gt}^{Fj}}\right)\Delta \ln\left(\frac{V_{gt}^{ij}}{V_{gt}^{jj}}\right), \\ X_{3gt}^{ij} &\equiv \Delta \ln\left(\frac{UV_{gt}^{Fj}}{P_{gt}^{jj}}\right)\Delta \ln\left(\frac{UV_{gt}^{ij}}{UV_{gt}^{Fj}}\right), \\ X_{4gt}^{ij} &\equiv \Delta \ln\left(\frac{UV_{gt}^{Fj}}{P_{gt}^{jj}}\right)\Delta \ln\left(\frac{V_{gt}^{ij}}{V_{gt}^{jj}}\right), \\ X_{5gt}^{j} &\equiv \left[\Delta \ln\left(\frac{UV_{gt}^{Fj}}{P_{gt}^{jj}}\right)\right]^2\end{aligned} \tag{46}$$

と定義する。推定係数と構造パラメータの対応関係は、

$$\begin{aligned}
\theta_{1g} &= \frac{\rho_{1g}}{(\sigma_g-1)^2(1-\rho_{1g})}, \quad \theta_{2g} = \frac{2\rho_{1g}-1}{(\sigma_g-1)(1-\rho_{1g})}, \\
\theta_{3g} &= -\frac{1+\rho_{2g}-2\rho_{1g}}{(\sigma_g-1)(1-\rho_{1g})}, \quad \theta_{4g} = -\frac{\rho_{2g}-2\rho_{1g}}{(\sigma_g-1)^2(1-\rho_{1g})}, \\
\theta_{5g} &= -\frac{\rho_{2g}-\rho_{1g}}{(\sigma_g-1)^2(1-\rho_{1g})}
\end{aligned} \tag{47}$$

であり、誤差項を、

$$u_{gt}^{ij} \equiv \frac{\varepsilon_{gt}^{ij}\delta_{gt}^{ij}}{(\sigma_g-1)(1-\rho_{1g})} \tag{48}$$

とする。$\sigma_g > 1$ 及び $0 < \rho_{1g} < 1$ の下では、分母は部門内で時間を通じて一定かつ正であり、式 (44) から $\mathbb{E}[\sum_t u_{gt}^{ij}] = 0$ が導かれる。

推定には、前項で得た σ_g を用い、式 (45) と式 (47) の制約の下で ω_g を求める。単位価額への置換によって式 (42) の需要誤差に含まれる調整については、付録 E に示す。

推定に当たっては、62 の JIP 部門を七つの集計部門に分類し、同じ集計部門に属する JIP 部門では、国内財・輸入財間の代替弾力性が共通であると仮定する。集計部門と JIP 部門の対応を表 2 に示す。輸出国間の代替弾力性 σ_g には JIP 部門別の推定値を用い、ω_g について集計部門内の共通値を推定する。

Table 2: 集計部門と JIP 部門の対応関係

番号	集計部門名	対象 JIP 部門
1	一次産品・食料品・飲料・たばこ	01, 03, 04, 05, 06, 07, 08, 09, 10, 11, 12
2	軽工業	13, 14, 15, 16, 52, 53, 54, 57, 58, 59
3	化学・医薬品・石油・プラスチック・ゴム	17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 55, 56
4	非金属鉱物・金属	25, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 32, 33, 34
5	機械・輸送用機器	35, 36, 37, 38, 39, 49, 50, 51
6	電子・電気機械	40, 41, 42, 43, 44, 45, 46, 47, 48
7	サービス・その他	68, 69, 81, 98

注：推定対象の 62 部門を示す。国内財・輸入財間の代替弾力性 ω_g は、同じ集計部門に属する JIP 部門の間で共通とする。

推定結果を表 3 に示す。基準推定に加え、Feenstra et al. (2018) に従い、輸出国別データを集計して得られる追加のモーメント条件を用いた修正推定を行う。

表示桁の範囲では、七つの集計部門のうち六部門で基準推定値と修正後推定値が一致した。一方、化学・医薬品・石油・プラスチック・ゴムでは、推定値が 1.4609 から 1.1102 となった。修正後の推定値はいずれも 1 を上回り、機械・輸送用機器の 1.0601 からサービス・その他の 3.4151 までの範囲にある。以下の COLI の計算には、各 JIP 部門が属する集計部門の修正後推定値を用いる。

Table 3: 国内財と輸入財の間の代替弾力性の推定結果

番号	集計部門名	基準推定値	修正後推定値
1	一次産品・食料品・飲料・たばこ	2.6635	2.6635
2	軽工業	2.1123	2.1123
3	化学・医薬品・石油・プラスチック・ゴム	1.4609	1.1102
4	非金属鉱物・金属	1.6614	1.6614
5	機械・輸送用機器	1.0601	1.0601
6	電子・電気機械	1.1603	1.1603
7	サービス・その他	3.4151	3.4151

注：各値は、集計部門内の JIP 部門別データから推定した国内財・輸入財間の代替弾力性を表す。修正後推定値は、基準推定に輸出国別データの集計から得られるモーメント条件を追加した結果である。

4.3 指数計算と初期条件の設定

COLI の算出には、前節で得た代替弾力性を用いる。国内財・輸入財間の代替弾力性には、表 3 の修正後推定値を採用し、各 JIP 部門に、その属する集計部門の値を適用する。輸出国間の代替弾力性については、指数の算出式に含まれる $1/(\sigma_g - 1)$ が過度に大きくなることを避けるため、計算上の採用値を、

$$\sigma_g^{\text{use}} \equiv \max\{\widehat{\sigma}_g,\, 1.05\} \tag{49}$$

とする。この下限処理の対象は、無機化学基礎製品とはん用機械の二部門である。表 1 には、処理前の推定値を示している。

全国集計には、卸売業、小売業、映像・音声・文字情報制作業及びその他の対個人サービスを含む 62 部門を用いる。部門間の Sato–Vartia ウェイトは、この部門集合内の国内産出額と輸入額の合計から求めた部門別シェアに基づいて算出する。分析期間を通じて輸入額がゼロである小売業については、$\beta_{gt} = 1$ とし、国内財価格の年次変化を部門 COLI の変化として用いる。

初期相対価格については、国内財と輸入複合財の双方が存在する各部門で $x_g = 1$ とする設定を基準とする。第 3 章で示したように、国内財と輸入複合財の価格指数の変化率だけでは、両者の初期相対価格は定まらない。そこで、初期選好パラメータ β_{g0} を直接指定する代わりに、国内財と輸入複合財の初期価格比 x_g を設定し、式 (24) に従って β_{g0} を校準する。これは、初期条件を両財の相対的な価格水準として表すことで、設定の経済的な意味を把握しやすくするためである。

基準年の内外価格を標準化し、観察された支出構成から選好パラメータを校準する方法は、日本を対象とした研究でも用いられている。深尾京司 et al. (2025) は、基準年の国内財と輸入財の価格比を 1 とし、非競争輸入型産業連関表の最終需要部分の係数を用いて、両財間の選好パラメータを設定している。本研究では、国内産出額を国内財支出の代理として用い、同様の初期価格比の設定の下で校準を行う。

$x_g = 1$ の場合、初期選好パラメータは $\beta_{g0} = s_{g0}^D$ となる。1996 年に国内財と輸入財の双方が存在する 61 部門では、β_{g0} の単純平均は 0.8820、中央値は 0.9262 であり、60 部門で 0.5 を上回る。一方、鉱業では 0.1993 となる。日本の農産物については、Aizaki (2015) が国産

品への選好に関する研究を整理し、国内財と輸入財の代替関係が品目によって異なることを示している。ただし、本研究の校準値は、初期価格比と国内産出額を用いた支出シェアに基づくものであり、消費者調査による選好の推定値とは区別される。

基準設定の下で得られる全 62 部門の国内財・輸入財間の選好パラメータ β_{gt} について、1996 年、2021 年及び期間平均の値を表 4 に示す。期間平均は各部門の 1996–2021 年の算術平均であり、最下段は小売業を除く 61 部門の単純平均である。これらの部門平均は、全国に共通する一つの選好パラメータを表すものではない。全対象部門の年次値は付録に示す。

Table 4: 基準設定における国内財・輸入財間の選好パラメータ β_{gt}

JIP	部門	1996 年	2021 年	期間平均
01	農業	0.85646	0.62240	0.75706
03	林業	0.61900	0.86370	0.48278
04	漁業	0.85980	0.99982	0.92171
05	鉱業	0.19933	0.00969	0.04822
06	畜産食料品	0.76592	0.41068	0.55034
07	水産食料品	0.74167	0.74729	0.70392
08	精穀・製粉	0.99545	0.86380	0.94790
09	その他の食料品	0.92619	0.49492	0.73987
10	飲料	0.94459	0.71871	0.84642
11	飼料・有機質肥料	0.90383	0.91367	0.92204
12	たばこ	0.79352	0.35997	0.47747
13	繊維製品（化学繊維除く）	0.76058	0.25070	0.42454
14	化学繊維	0.95168	0.83249	0.86353
15	パルプ・紙・板紙・加工紙	0.92421	0.82722	0.87418
16	紙加工品	0.99044	0.95421	0.97439
17	化学肥料	0.88232	0.74777	0.81220
18	無機化学基礎製品	0.90401	0.60242	0.74246
19	有機化学基礎製品	0.99367	0.98204	0.98792
20	有機化学製品	0.89614	0.73530	0.81025
21	医薬品	0.92691	0.59409	0.80804
22	化学最終製品	0.91151	0.82424	0.86775
23	石油製品	0.87163	0.78464	0.84616
24	石炭製品	0.99239	0.94601	0.97394
25	ガラス・ガラス製品	0.93294	0.78381	0.86310
26	セメント・セメント製品	0.99742	0.99189	0.99337
27	陶磁器	0.94258	0.94937	0.93906
28	その他の窯業・土石製品	0.92399	0.62258	0.85223
29	銑鉄・粗鋼	0.96091	0.97737	0.97259
30	その他の鉄鋼	0.97544	0.99370	0.98832
31	非鉄金属製錬・精製	0.51135	0.59137	0.55536
32	非鉄金属加工製品	0.94151	0.58643	0.79043
33	建設・建築用金属製品	0.99162	0.84129	0.94205
34	その他の金属製品	0.97054	0.83560	0.91169
35	はん用機械	0.95848	0.85188	0.91726
36	生産用機械	0.94863	0.87951	0.91376
37	事務用・サービス用機器	0.95792	0.84652	0.91897
38	その他の業務用機械	0.82662	0.64110	0.72725
39	武器製造業	0.94666	0.98374	0.95425
40	半導体素子・集積回路	0.79197	0.38171	0.56852
41	その他電子部品・デバイス	0.95413	0.84718	0.87181
42	産業用電気機械器具	0.93533	0.81842	0.87092

次頁へ続く

表 4　国内財・輸入財間の選好パラメータ β_{gt}（続き）

JIP	部門	1996 年	2021 年	期間平均
43	民生用電子・電気機器	0.96216	0.69986	0.82290
44	電子応用装置・電気計測器	0.87774	0.62042	0.71534
45	その他の電気機器	0.90352	0.61505	0.77765
46	映像・音響機器	0.88235	0.21420	0.62278
47	通信機器	0.93490	0.35858	0.68143
48	電子計算機・同付属装置	0.81641	0.37390	0.56563
49	自動車（自動車車体含む）	0.93119	0.93391	0.95450
50	自動車部品・同付属品	0.98772	0.94571	0.96601
51	その他の輸送用機械	0.90497	0.68359	0.80153
52	印刷業	0.99371	0.89481	0.95756
53	製材・木製品	0.77369	0.56073	0.43770
54	家具・装備品	0.91837	0.80682	0.86754
55	プラスチック製品	0.97368	0.90138	0.93717
56	ゴム製品	0.89305	0.76323	0.83182
57	皮革・皮革製品・毛皮	0.56804	0.19517	0.32411
58	時計製造業	0.65877	0.00003	0.05831
59	その他の製造工業製品	0.78767	0.48351	0.51653
68	卸売業	0.98439	0.62134	0.84397
69	小売業	1.00000	1.00000	1.00000
81	映像・音声・文字情報制作業	0.97014	0.53132	0.82162
98	その他の対個人サービス	0.99881	0.92457	0.99349
61 部門の単純平均		0.88198	0.69897	0.77757

注：国内財と輸入複合財の初期相対価格を $x_g = 1$ とする基準設定の選好パラメータ β_{gt} を示す。1996 年の値は初期選好パラメータ β_{g0} であり、2021 年の値及び期間平均は、初期校準後の価格と支出シェアの変化から求めた経路に基づく。期間平均は 1996–2021 年の 26 年間の算術平均である。小売業（JIP 69）の 1 は、国内財のみの部門としての処理値である。最下段は小売業を除く 61 部門の単純平均であり、全国に共通する選好パラメータを表すものではない。数値は小数第 5 位に丸めている。

この校準が定めるのは初期値のみであり、選好パラメータを分析期間を通じて固定するものではない。初期時点以降の β_{gt} は、式 (25) に従い、観察された価格と支出シェアの変化から各年について求める。したがって、初期時点では $\beta_{g0} = s^D_{g0}$ であっても、その後の β_{gt} が国内財支出シェアと一致するとは限らない。

初期条件への依存を確認するため、基準設定に加え、$x = 1.01, 1.02, \ldots, 1.20$ とその逆数、及び $x = 0.1, 10$ を用いる。各情景では、国内財と輸入財の双方が存在する全部門に共通の $x_g = x$ を適用し、観察された価格、支出シェア、代替弾力性及び集計ウェイトを同じに保って再計算する。これらの設定による総合 COLI と寄与構成の違いは、第 5.4 節で検討する。

5　計測結果と貿易の寄与構成

5.1　総合 COLI の変動と寄与構成

以下では、初期時点における国内財の輸入複合財に対する相対価格を $x_g = 1$ とする基準設定の結果を示す。初期条件の変更による総合 COLI、部門別順位及び輸出国別寄与への影響は、第 5.4 節でまとめて検討する。

5.1.1 総合 COLI の年次変動

本文では、総合 COLI の年次変動を読み取りやすくするため、年次指数比 $\Pi_t = P_t/P_{t-1}$ を $100(\Pi_t - 1)$ によって百分率に換算して示す。対応する年次指数比と 1996 年を 1 とする累積指数の数値は、付録 C の表 15 に掲載する。

図 1 は、初期相対価格を $x_g = 1$ とする基準設定について、1997 年から 2021 年までの総合 COLI の年次変化率を示す。全国集計には 62 部門を用いる。総合 COLI は上昇と低下を繰り返しており、2009 年には 4.39%低下し、2021 年には 8.21%上昇した。これらは、それぞれ対象期間で最大の下落率と上昇率である。また、2014 年から 2016 年には 3 年連続で低下している。

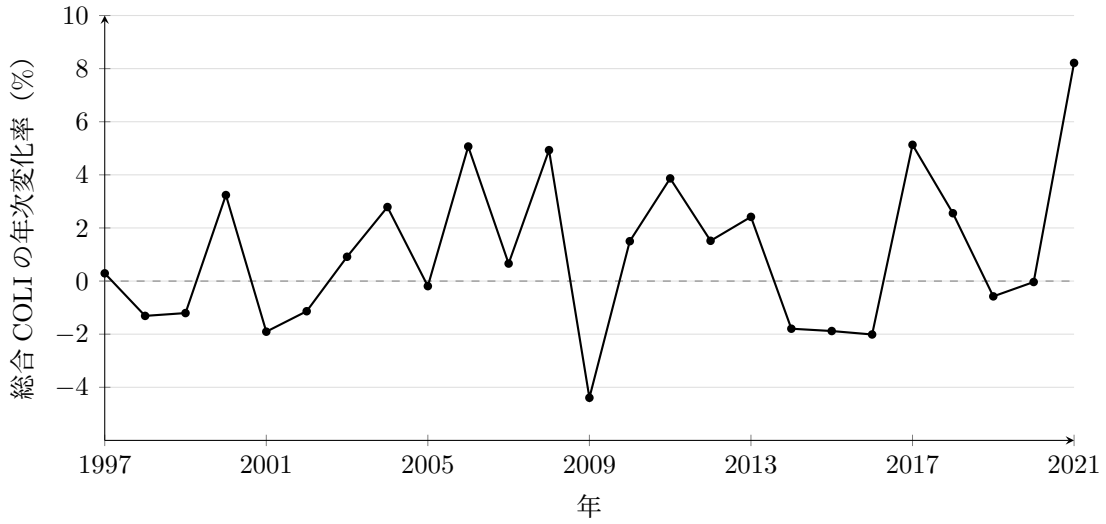

Figure 1: 基準設定における総合 COLI の年次変化率

注：初期相対価格を $x_g = 1$ とする基準設定。年次変化率は $100(\Pi_t - 1)$、$\Pi_t = P_t/P_{t-1}$ として求める。全国集計には 62 部門を用いる。指数値は付録 C に示す。

こうした年次変動がどの項によって構成されているかを、図 2 に示す。五項は、全国集計のウェイトを反映した寄与であり、加算可能な対数ポイントで表示する。正負の寄与を別々に積み上げ、折れ線は五項の合計である総合 COLI の対数変化を示す。図 1 の百分率による変化率とは表示の尺度が異なるため、以下では各項を対数ポイントで比較する。

2008 年には、国内価格項と輸入価格項が、それぞれ 2.78 対数ポイント、2.67 対数ポイントの正の寄与を示した。一方、輸出国間の選好調整項は −1.84 対数ポイントとなり、価格項による上昇を部分的に相殺した。これに対して、2009 年には国内価格項が −5.39 対数ポイントとなり、総合 COLI の低下を構成する中心的な項となった。同年の輸入価格項と輸出国間の選好調整項は、それぞれ 0.19 対数ポイント、0.66 対数ポイントと正であり、国内価格項による低下を部分的に相殺している。

2014 年から 2016 年は総合 COLI が低下した点で共通するが、その構成は異なる。2014 年には国内価格項が 2.31 対数ポイントの正の寄与を示す一方、輸入価格項と国内財・輸入財間の選好調整項が、それぞれ −1.85 対数ポイント、−2.18 対数ポイントとなった。2015 年と 2016 年には国内価格項と輸入価格項がともに負となったが、輸出国間の選好調整項はそれぞれ 1.96 対数ポイント、2.34 対数ポイントと正であり、価格項による低下を緩和した。

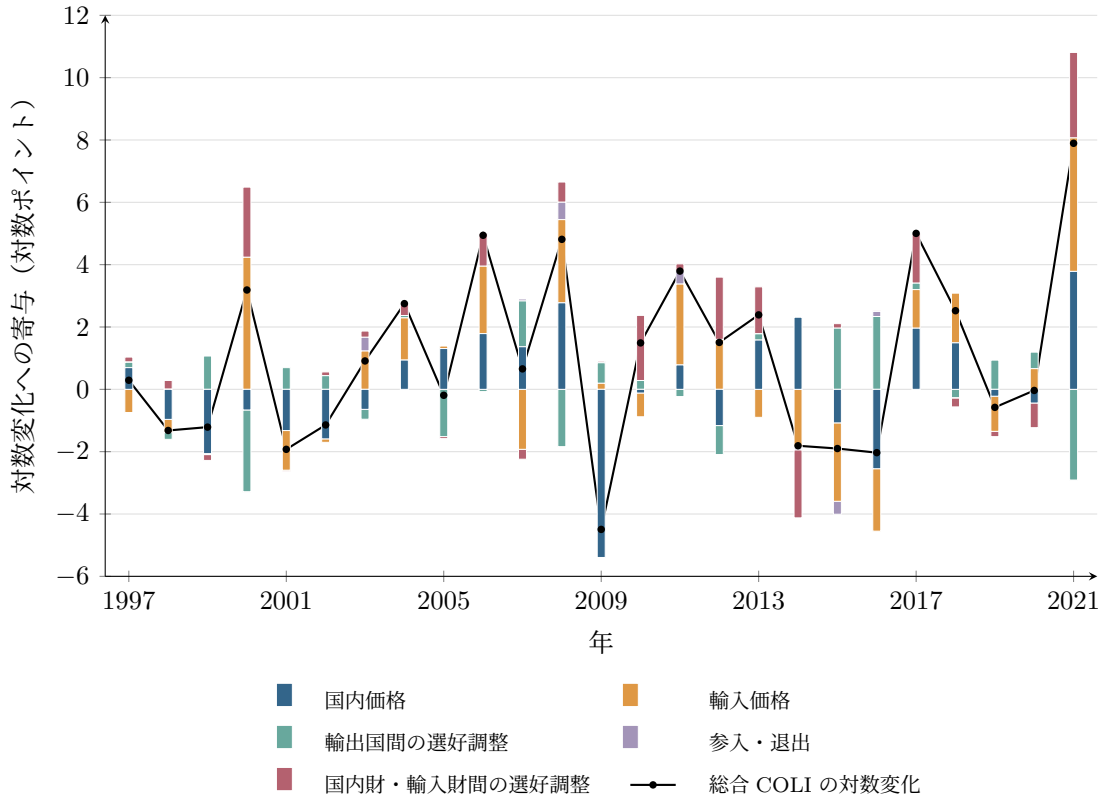

Figure 2: 基準設定における総合 COLI の年次対数変化と寄与構成

注：初期相対価格は $x_g = 1$。各項は全国集計のウェイトを反映した寄与であり、単位は対数ポイント（自然対数変化の 100 倍）である。正負の寄与を別々に積み上げ、折れ線は五項の合計を示す。この合計は総合 COLI の対数変化であり、通常の年次変化率（%）とは異なる。

2021 年には、国内価格項が 3.78 対数ポイント、輸入価格項が 4.28 対数ポイント、国内財・輸入財間の選好調整項が 2.74 対数ポイントとなり、いずれも総合 COLI を押し上げる方向に寄与した。一方、輸出国間の選好調整項は −2.91 対数ポイントとなり、これらの正の寄与を部分的に相殺した。参入・退出項を含む五項の合計は 7.89 対数ポイントであり、百分率に換算すると、図 1 の 8.21%の上昇に対応する。

このように、同じ上昇又は低下であっても、各項の組合せと相殺関係は年によって異なる。次に、これらの年次変動を累積し、期間全体の変化とその構成を確認する。

5.1.2 総合 COLI の累積変化と寄与構成

前項で確認した年次変動を累積し、1996 年から 2021 年までの総合 COLI の変化と、その寄与構成を検討する。図 3 は、初期相対価格を $x_g = 1$ とする基準設定について、1996 年を 1 とした累積総合 COLI を示す。2021 年の指数は 1.2906 となり、対象期間を通じて、生活水準を維持するための費用が、本稿の需要構造と比較条件の下で約 29.06%上昇したことに対応する。

累積指数の推移をみると、2008 年には 1.1248 に達し、2009 年の低下後も 1.0754 と初期時点を上回った。その後、2013 年には 1.1787 となり、2014 年から 2016 年にかけて低下したものの、2017 年以降の上昇を経て、2021 年には期間中の最高値となった。

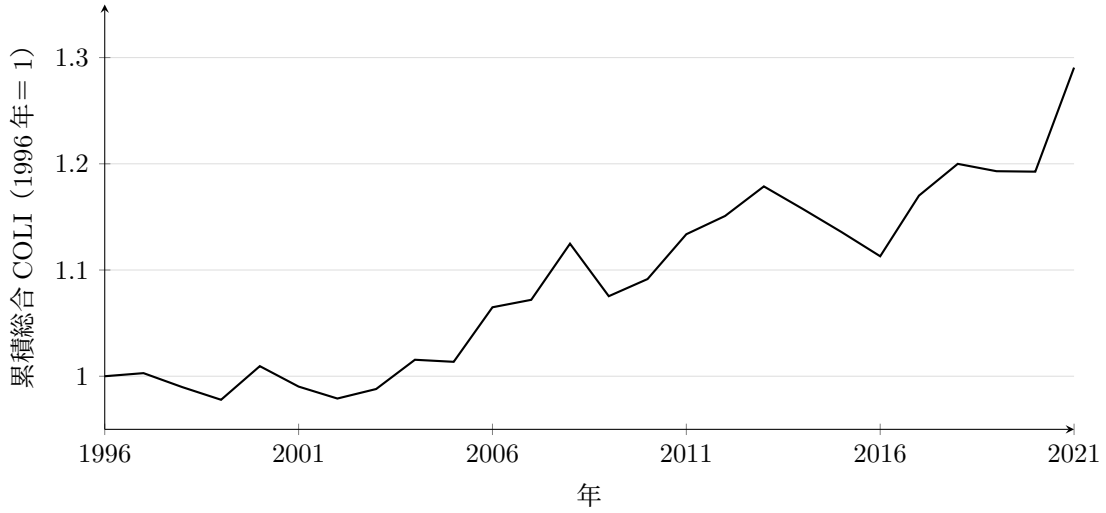

Figure 3: 基準設定における累積総合 COLI

注：初期相対価格を $x_g = 1$ とする基準設定。1996 年の指数を 1 とし、年次指数比を連乗して求めた累積指数を示す。全国集計には 62 部門を用いる。各年の指数値は付録 C の表 15 に掲載する。

この累積変化を構成する五項の寄与を、表 5 に示す。各項は、部門内及び全国集計のウェイトを反映した年次寄与を、1997 年から 2021 年まで加算したものである。加算可能な対数ポイントで表示すると、五項の合計は 25.5077 となり、前述の約 29.06%の上昇に対応する。

価格項については、輸入価格項が 10.2454 対数ポイントとなり、国内価格項の 2.5871 対数ポイントを上回った。これは、国内財と輸入財の価格上昇率そのものではなく、各段階のウェイトを適用した総合 COLI への寄与の比較である。国内財を含む費用全体の変化においても、輸入価格の変化が大きな構成要素となっている。

Table 5: 基準設定における総合 COLI の累積寄与構成

項目	累積寄与（対数ポイント）
国内価格	2.5871
輸入価格	10.2454
輸出国間の選好調整（κ_{gt}^{ij}）	0.0831
輸出国の参入・退出	1.1350
国内財・輸入財間の選好調整（β_{gt}）	11.4571
合計	25.5077

注：対象期間は 1996–2021 年。初期相対価格を $x_g = 1$ とする基準設定。各項は、各段階の集計ウェイトを反映した 1997–2021 年の年次寄与を加算したものである。単位は対数ポイント（自然対数変化の 100 倍）であり、合計 25.5077 対数ポイントは、累積指数 1.2906、通常の百分率で約 29.06%の上昇に対応する。全国集計には卸売業・小売業を含む 62 部門を用いる。数値は小数第 4 位に丸めている。

一方、輸出国間の選好調整項の累積純寄与は、0.0831 対数ポイントにとどまった。ただし、前項でみたように、この項は年によって正負の寄与を示している。さらに、全国の値には部門別・輸出国別の寄与も集計されているため、この小さな純寄与から、個々の調整も小さかったとは判断できない。どの部門・輸出国で正負の寄与が生じ、相殺されているかは、後の分析で確認する。

輸出国の参入・退出項は、1.1350 対数ポイントの正の寄与となった。この項は、隣接する二時点の継続輸出国が輸入支出に占める割合の変化を通じて、輸出国集合の変化を捉える。そのため、参入・退出する輸出国の数だけでなく、それらへの支出の比重が累積寄与に関わる。

国内財・輸入財間の選好調整項は 11.4571 対数ポイントとなり、基準設定では五項のうち最大の正の寄与を示した。この項は、国内財と輸入複合財の間の選好パラメータ β_{gt} の変化を反映する。この項の初期条件への依存は、第 5.4 節で確認する。次節では、全国の寄与を部門別に分け、総合 COLI の上昇・低下を構成する主要部門と各項の関係を検討する。

5.2 部門別寄与とその形成要因

前節で示した全国の寄与構成を部門別に確認する。財を扱う部門に分析の焦点を合わせるため、主要部門の選定では卸売業と小売業を除く。基準設定 $x_g = 1$ の下で、残る 60 部門から、総合 COLI への累積純寄与の絶対値が大きい 5 部門を取り上げる。全国集計には、前節と同じく両部門を含む 62 部門を用いる。表 6 の各値は、全国の部門ウェイトを反映した 1997–2021 年の累積寄与であり、各部門自身の COLI の変化率とは区別される。部門別順位の初期条件への感度は、第 5.4.2 項で確認する。

石油製品、鉱業及びその他の鉄鋼は、総合 COLI を押し上げる方向に寄与した。ただし、その中心となる項は異なる。石油製品では、累積純寄与 3.6577 対数ポイントのうち、国内価格項が 2.6304 対数ポイントを占める。これに対して、鉱業では国内価格項が 0.0363 対数ポイントにとどまる一方、輸入価格項は 3.3894 対数ポイントとなった。輸出国間の選好調整項は −0.4183 対数ポイントであり、輸入価格項による上昇を部分的に相殺している。

その他の鉄鋼では、国内価格項が 2.0435 対数ポイントの正の寄与を示した。一方、輸入価格項と輸出国間の選好調整項の合計は −0.2759 対数ポイントとなった。したがって、同部門の内部では、国内価格項が総合 COLI を押し上げる一方、継続輸出国に関する両項は、そ

Table 6: 主要 5 部門の全国総合価格指数への累積寄与

項目	電子計算機・同付属装置	石油製品	鉱業	その他電子部品・デバイス	その他の鉄鋼
国内価格	-2.1033	2.6304	0.0363	-2.6377	2.0435
輸入価格（輸出国加重）	-0.3898	0.5392	3.3894	-0.7164	0.0914
輸出国間の選好調整	-0.7346	0.3624	-0.4183	0.6688	-0.3673
輸出国の参入・退出	0.0004	-0.0545	0.0001	0.0179	-0.0026
国内財・輸入財間の選好調整	-0.6273	0.1801	0.2275	0.3476	0.1464
合計	-3.8545	3.6577	3.2349	-2.3198	1.9113

単位は対数ポイント（自然対数変化の 100 倍）。期間は 1996–2021 年、基準設定は $x_g = 1$。寄与は 1997–2021 年の年次寄与を加算したもの。卸売業・小売業を除く部門について、全国指数への累積純寄与の絶対値が大きい順に 5 部門を選定した。各部門自身の指数変化率ではない。

の上昇を緩和する方向に作用している。

電子計算機・同付属装置とその他電子部品・デバイスは、それぞれ −3.8545 対数ポイント、−2.3198 対数ポイントの純寄与を示し、他部門による総合 COLI の上昇を部分的に相殺した。両部門とも国内価格項と輸入価格項は負であるが、選好調整項の方向は異なる。電子計算機・同付属装置では、輸出国間及び国内財・輸入財間の選好調整項も負となり、価格項と同じ方向に寄与した。その他電子部品・デバイスでは、両調整項がそれぞれ 0.6688 対数ポイント、0.3476 対数ポイントと正となり、価格項による低下を部分的に相殺している。

部門の純寄与だけでは、国内価格項による上昇と輸入部分による緩和が併存する場合を見分けられない。次節では、輸入価格項と輸出国間の選好調整項を輸出国別に分け、その内訳を確認する。

5.3 部門別・輸出国別にみた貿易の寄与

前節で確認した部門別寄与のうち、輸入価格項と輸出国間の選好調整項を、さらに輸出国別に分解する。各部門では、1996 年から 2021 年までの累積輸入額シェアが大きい 5 か国・地域を取り上げ、それ以外を「その他の輸出国」として集計する。この選定は、輸入支出上の主要な供給元を示すものであり、寄与の大きさによる順位ではない。

以下の寄与には、各年の継続輸出国に関する輸出国ウェイト、部門内の輸入ウェイト及び全国の部門ウェイトを適用している。累積輸入額シェアは、各年の寄与計算に用いるウェイトとは異なる。また、国内価格項、参入・退出項及び国内財・輸入財間の選好調整項は含まれず、各表の寄与合計は、前節の輸入価格項と輸出国間の選好調整項の和に対応する。寄与は 1997–2021 年の年次寄与を加算したものであり、単位は対数ポイントとする。

表 7 は、電子計算機・同付属装置の結果を示す。中国は累積輸入額の 56.42%を占める。中国の輸入価格項は 0.3820 対数ポイントと正であるが、選好調整項は −0.3120 対数ポイントとなり、合計は 0.0701 対数ポイントにとどまった。一方、輸入シェア 9.17%の米国では、両項がともに負となり、合計は −0.2770 対数ポイントとなった。したがって、輸入規模の大きさと、総合 COLI への寄与の符号・大きさは一致しない。

表 8 に示す石油製品でも、主要輸出国によって両項の関係は異なる。輸入シェアが最大の米国では、正の輸入価格項が負の選好調整項によって相殺され、合計は 0.0185 対数ポイントとなった。これに対して、サウジアラビアでは両項が正となり、合計は 0.2427 対数ポイ

Table 7: 電子計算機・同付属装置：主要輸出国の全国指数への累積寄与

輸出国	輸入シェア（%）	輸入価格	選好調整	合計
中国	56.42	0.3820	-0.3120	0.0701
米国	9.17	-0.2378	-0.0393	-0.2770
その他アジア（490）	5.68	-0.1411	-0.0988	-0.2398
シンガポール	5.60	-0.0752	-0.0603	-0.1355
タイ	5.41	-0.0163	-0.0469	-0.0632
その他の輸出国	17.72	-0.3015	-0.1773	-0.4788
合計	100.00	-0.3898	-0.7346	-1.1244

注：寄与の単位は対数ポイント（自然対数変化の 100 倍）。基準設定は $x_g = 1$。輸入シェアは 1996–2021 年の全輸出国からの累積輸入額に基づき、合計は 100%となる。寄与は、各年とその前年に共通する継続輸出国の年次寄与を 1997–2021 年について加算した値であり、全期間共通の固定集合を対象としない。上位 5 か国・地域は累積輸入額シェアで選定した。各寄与には輸出国、部門内輸入及び全国部門の各ウェイトを適用しており、輸入シェア列の値を直接用いたものではない。参入・退出項、国内価格項及び国内財・輸入財間の選好調整項は含まない。

ントとなった。また、カタールでは輸入価格項が負である一方、それを上回る正の選好調整が生じ、合計は 0.1298 対数ポイントとなった。

Table 8: 石油製品：主要輸出国の全国指数への累積寄与

輸出国	輸入シェア（%）	輸入価格	選好調整	合計
米国	18.57	0.1988	-0.1804	0.0185
サウジアラビア	17.04	0.1292	0.1135	0.2427
アラブ首長国連邦	16.00	0.0320	0.1591	0.1910
カタール	12.94	-0.0364	0.1661	0.1298
クウェート	7.87	0.0070	0.0671	0.0741
その他の輸出国	27.57	0.2087	0.0369	0.2455
合計	100.00	0.5392	0.3624	0.9016

注：寄与の単位は対数ポイント（自然対数変化の 100 倍）。基準設定は $x_g = 1$。輸入シェアは 1996–2021 年の全輸出国からの累積輸入額に基づき、合計は 100%となる。寄与は、各年とその前年に共通する継続輸出国の年次寄与を 1997–2021 年について加算した値であり、全期間共通の固定集合を対象としない。上位 5 か国・地域は累積輸入額シェアで選定した。各寄与には輸出国、部門内輸入及び全国部門の各ウェイトを適用しており、輸入シェア列の値を直接用いたものではない。参入・退出項、国内価格項及び国内財・輸入財間の選好調整項は含まない。

表 9 に示す鉱業では、オーストラリアとサウジアラビアの輸入シェアが、それぞれ 15.59%、15.50%と近い。しかし、輸入価格項はそれぞれ 0.6028 対数ポイント、0.8841 対数ポイントとなり、負の選好調整を加えた合計も、0.3632 対数ポイント、0.6984 対数ポイントと異なる。期間全体の輸入シェアが同程度でも、価格と選好の変化、その発生時期及び各年のウェイトによって、累積寄与には差が生じる。

表 10 に示すその他電子部品・デバイスでは、中国、その他アジア、韓国及びマレーシアで、負の輸入価格項と正の選好調整項の組合せがみられる。一方、米国では両項が正となり、合計は 0.1353 対数ポイントであった。継続輸出国全体では、輸入価格項が -0.7164 対数ポイント、選好調整項が 0.6688 対数ポイントとなり、合計は -0.0477 対数ポイントにとどまる。この小さな純寄与は、輸出国内部及び輸出国間の正負の寄与が相殺された結果である。

表 11 に示すその他の鉄鋼では、主要供給元である韓国、中国及びその他アジアの輸入価格

Table 9: 鉱業：主要輸出国の全国指数への累積寄与

輸出国	輸入シェア（%）	輸入価格	選好調整	合計
オーストラリア	15.59	0.6028	-0.2396	0.3632
サウジアラビア	15.50	0.8841	-0.1857	0.6984
アラブ首長国連邦	14.31	0.4813	-0.0269	0.4544
カタール	8.43	0.1386	0.0036	0.1422
インドネシア	6.61	0.0788	0.1973	0.2761
その他の輸出国	39.56	1.2039	-0.1670	1.0368
合計	100.00	3.3894	-0.4183	2.9711

注：寄与の単位は対数ポイント（自然対数変化の 100 倍）。基準設定は $x_g = 1$。輸入シェアは 1996–2021 年の全輸出国からの累積輸入額に基づき、合計は 100%となる。寄与は、各年とその前年に共通する継続輸出国の年次寄与を 1997–2021 年について加算した値であり、全期間共通の固定集合を対象としない。上位 5 か国・地域は累積輸入額シェアで選定した。各寄与には輸出国、部門内輸入及び全国部門の各ウェイトを適用しており、輸入シェア列の値を直接用いたものではない。参入・退出項、国内価格項及び国内財・輸入財間の選好調整項は含まない。

Table 10: その他電子部品・デバイス：主要輸出国の全国指数への累積寄与

輸出国	輸入シェア（%）	輸入価格	選好調整	合計
中国	42.08	-0.3650	0.2261	-0.1389
米国	13.48	0.1296	0.0057	0.1353
その他アジア（490）	10.45	-0.1486	0.1314	-0.0172
韓国	9.15	-0.1304	0.1010	-0.0294
マレーシア	5.22	-0.0640	0.0647	0.0007
その他の輸出国	19.62	-0.1380	0.1398	0.0018
合計	100.00	-0.7164	0.6688	-0.0477

注：寄与の単位は対数ポイント（自然対数変化の 100 倍）。基準設定は $x_g = 1$。輸入シェアは 1996–2021 年の全輸出国からの累積輸入額に基づき、合計は 100%となる。寄与は、各年とその前年に共通する継続輸出国の年次寄与を 1997–2021 年について加算した値であり、全期間共通の固定集合を対象としない。上位 5 か国・地域は累積輸入額シェアで選定した。各寄与には輸出国、部門内輸入及び全国部門の各ウェイトを適用しており、輸入シェア列の値を直接用いたものではない。参入・退出項、国内価格項及び国内財・輸入財間の選好調整項は含まない。

項はいずれも正となった。しかし、選好調整項は、それを上回る絶対値を持つ負の寄与を示し、両項の合計はいずれも負となった。継続輸出国全体の合計も −0.2759 対数ポイントであり、前節で確認した国内価格項を中心とする総合 COLI の上昇を、部分的に相殺している。

Table 11: その他の鉄鋼：主要輸出国の全国指数への累積寄与

輸出国	輸入シェア（%）	輸入価格	選好調整	合計
韓国	52.92	0.0348	-0.1784	-0.1435
中国	16.34	0.0205	-0.1430	-0.1225
その他アジア（490）	14.45	0.0153	-0.0602	-0.0449
米国	3.74	0.0112	0.0053	0.0164
スウェーデン	2.59	0.0015	0.0004	0.0019
その他の輸出国	9.96	0.0081	0.0085	0.0167
合計	100.00	0.0914	-0.3673	-0.2759

注：寄与の単位は対数ポイント（自然対数変化の 100 倍）。基準設定は $x_g = 1$。輸入シェアは 1996–2021 年の全輸出国からの累積輸入額に基づき、合計は 100%となる。寄与は、各年とその前年に共通する継続輸出国の年次寄与を 1997–2021 年について加算した値であり、全期間共通の固定集合を対象としない。上位 5 か国・地域は累積輸入額シェアで選定した。各寄与には輸出国、部門内輸入及び全国部門の各ウェイトを適用しており、輸入シェア列の値を直接用いたものではない。参入・退出項、国内価格項及び国内財・輸入財間の選好調整項は含まない。

鉱業では輸入シェアが近い国でも費用寄与が異なり、その他の鉄鋼では、正の価格項に負の選好調整項が加わることで、主要輸出国の二項合計が負となった。したがって、輸入規模からみた主要な輸出国と、費用上昇への寄与が大きい輸出国を同一視することはできず、価格項と選好調整項の双方から評価する必要がある。これらはモデルに基づく歴史的変化の内訳であり、各国との貿易の因果効果や、輸入を停止した場合の厚生損失を表すものではない。次節では、本節までの結果を初期条件との関係から整理し、どの寄与と順位が初期相対価格の変更によって変わるかを確認する。

5.4 初期相対価格に関する感応度分析

前節までは、初期時点における国内財の輸入複合財に対する相対価格を $x_g = 1$ とする基準設定の結果を示した。本節では、第 4 節の設定に従い、観察された価格、支出シェア、代替弾力性及び集計ウェイトを同じに保ち、国内財と輸入財の双方が存在する全部門に共通の初期相対価格 $x_g = x$ を適用する。総合 COLI の水準と年次変動、部門別順位及び輸出国別寄与の順に、初期条件の変更による影響を検討する。

5.4.1 総合 COLI の水準と年次変動への影響

図 4 と図 5 は、初期相対価格をそれぞれ上方・下方に設定した場合の累積総合 COLI を示す。陰影は、基準付近の各 20 通りの設定について、各年の最小値と最大値を表す。2021 年の指数は、$x \in [1.01, 1.20]$ では 1.2505–1.2882、その逆数の設定では 1.2929–1.3365 となり、基準設定の 1.2906 に対する乖離は、両範囲を合わせて約 −3.11%から 3.56%となった。

一方、初期相対価格を大幅に変更すると、累積指数の経路にも大きな差が生じる。$x = 10$ では 2021 年の指数が 0.9933 となり、1996 年とほぼ同じ水準にとどまるのに対し、$x = 0.1$

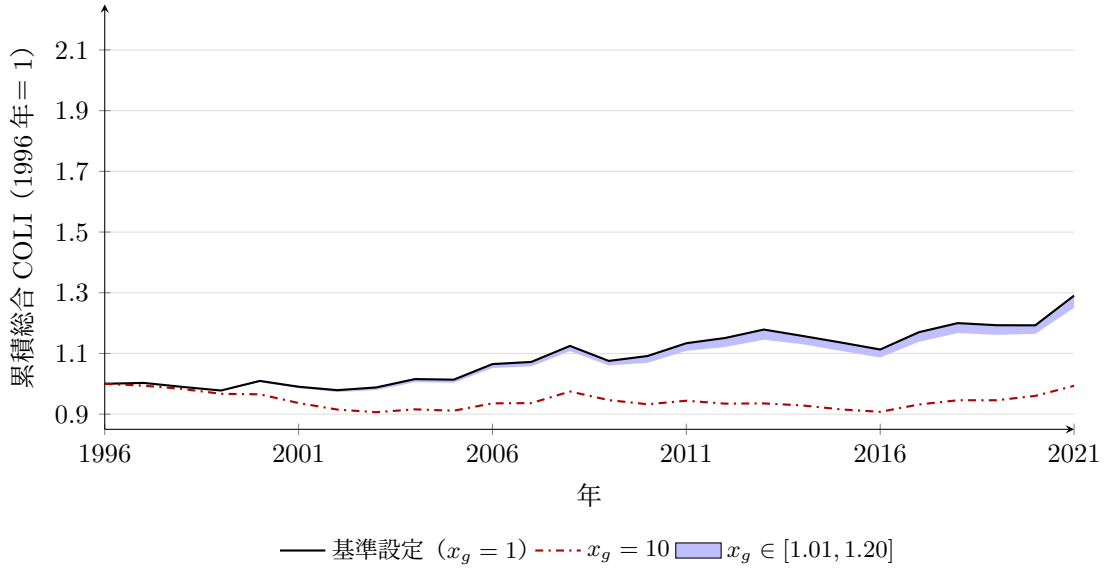

Figure 4: 初期相対価格を上方に設定した場合の累積総合 COLI

注：陰影は、表示した範囲内の 20 通りの設定について、各年の最小値と最大値を示す。信頼区間ではない。

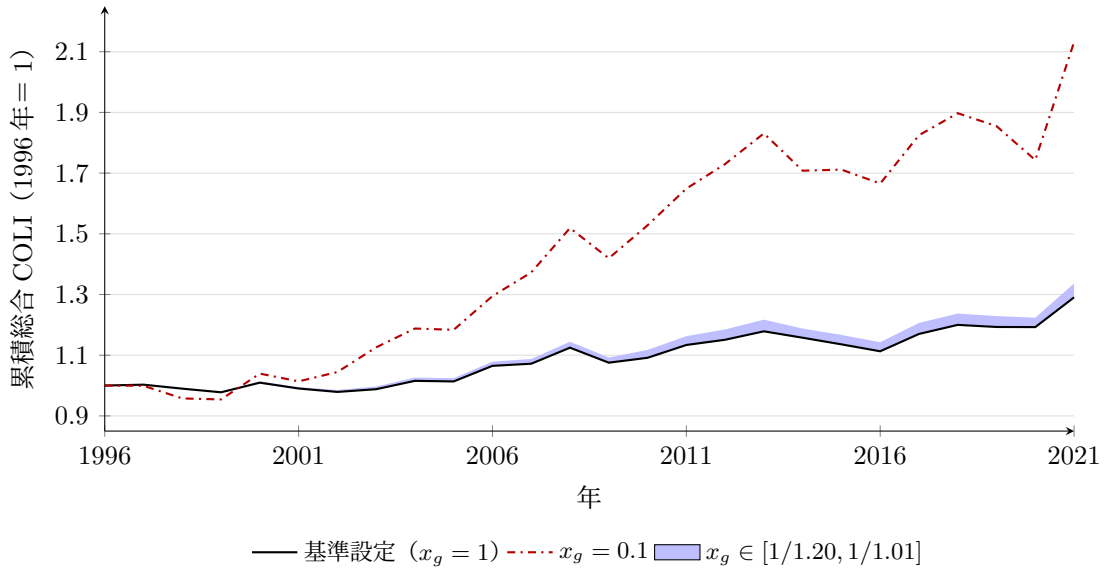

Figure 5: 初期相対価格を下方に設定した場合の累積総合 COLI

注：陰影は、表示した範囲内の 20 通りの設定について、各年の最小値と最大値を示す。信頼区間ではない。

では 2.1318 となる。したがって、期間全体で費用がどの程度上昇したかという評価は、初期相対価格の設定に依存する。

図 6 と図 7 は、各設定における総合 COLI の年次変化率を示す。2009 年の低下と 2021 年の上昇は、検討したすべての設定で共通する。ただし、2021 年の上昇率は、基準設定の 8.21% に対して、$x = 10$ では 3.46%、$x = 0.1$ では 22.30%となる。また、2000 年には、基準設定で 3.24%上昇する一方、$x = 10$ では 0.16%低下する。初期条件は変動幅に加え、一部の年には変化の方向にも影響する。

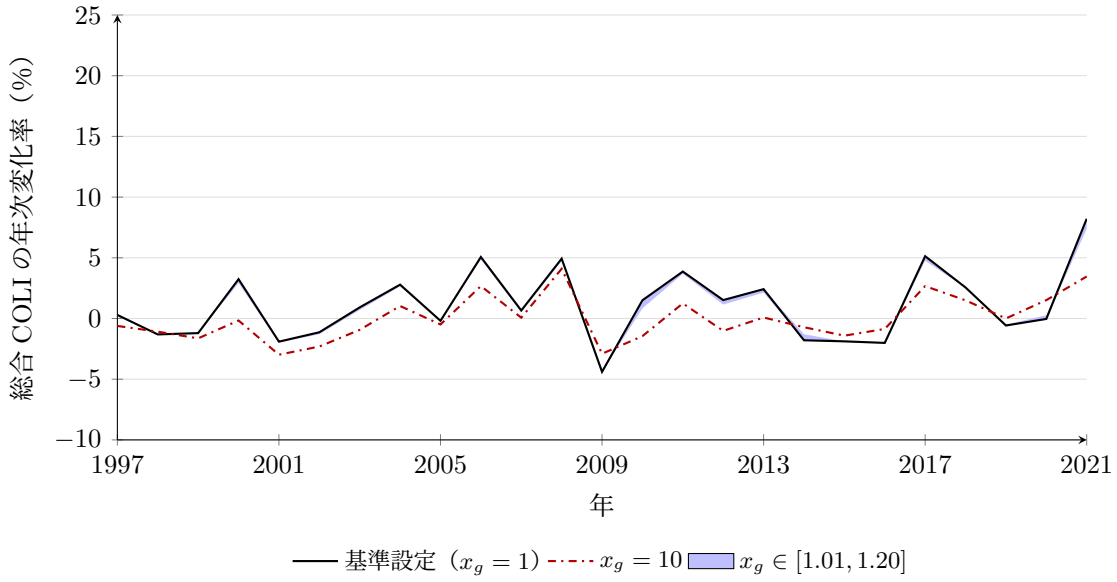

Figure 6: 初期相対価格を上方に設定した場合の総合 COLI の年次変化率

注：陰影は、表示した範囲内の 20 通りの設定について、各年の最小値と最大値を示す。信頼区間ではない。

以上から、総合 COLI の累積的な水準と年次変動は、採用した初期条件と併せて解釈する必要がある。ただし、本比較で初期相対価格の変更によって変わるのは、β_{gt} の経路を通じた国内財・輸入財間の選好調整項であり、他の四項は変わらない。次項では、部門別順位と輸出国別寄与について、初期条件への依存を確認する。

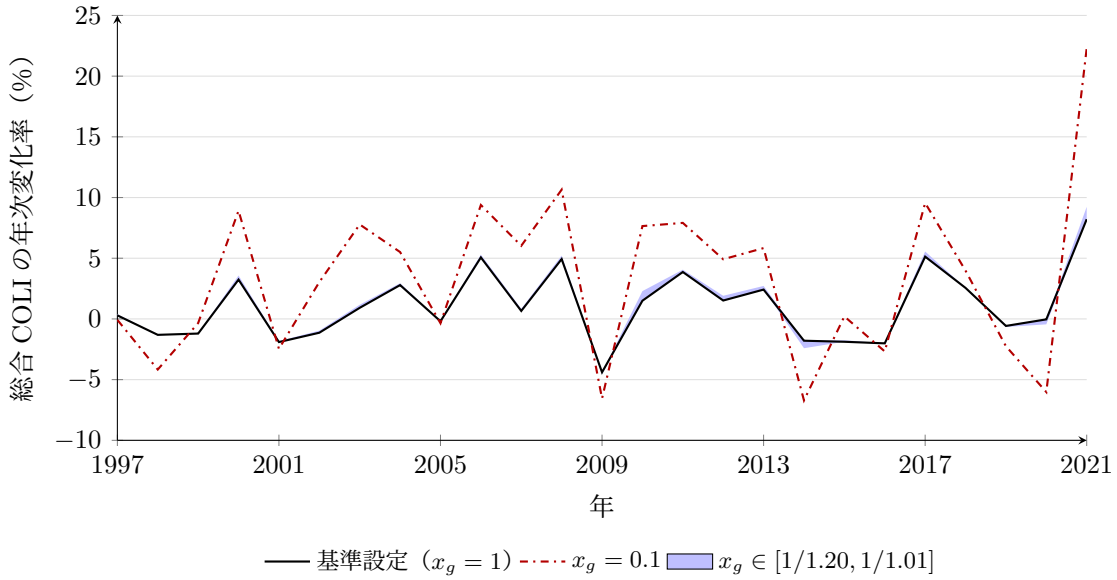

Figure 7: 初期相対価格を下方に設定した場合の総合 COLI の年次変化率

注：陰影は、表示した範囲内の 20 通りの設定について、各年の最小値と最大値を示す。信頼区間ではない。

5.4.2 部門別順位と輸出国別寄与への影響

次に、部門別の重要性について、累積寄与の順位と初期相対価格の関係を確認する。表 12 は、卸売業・小売業を除く 60 部門について、全国 COLI への累積寄与の絶対値による順位を示す。$x = 1.01, 1.02, \ldots, 1.20$ と各逆数の 40 設定では、基準設定の上位 4 部門とその順位は変わらない。その他の鉄鋼は、$x = 1/1.13, 1/1.14, \ldots, 1/1.20$ の 8 設定で第 6 位、それ以外の 32 設定及び基準設定では第 5 位となる。$x = 10$ では鉱業が第 22 位となり、$x = 0.1$ では電子計算機・同付属装置が第 7 位となるなど、初期相対価格を大幅に変更すると順位も変わる。ただし、基準、基準付近の 40 設定及び両端の 2 設定の計 43 設定では、取り上げた 5 部門の純寄与の正負は維持された。

一方、国内財・輸入財間の選好調整項を除く四項合計は、観察された価格、支出シェア、代替弾力性及び集計ウェイトを固定する限り、初期相対価格に依存せず、その絶対値順位も変わらない。四項合計の上位 5 部門は基準設定の五項合計と同じであり、石油製品、電子計算機・同付属装置、鉱業、その他電子部品・デバイス、その他の鉄鋼の順となった。したがって、これらの部門は、初期条件に依存しない四項の寄与からみても重要である。ただし、四項合計は外層の選好調整を含まない部分寄与であり、部門の五項合計による純寄与とは区別される。

最後に、第 5.3 節で扱った輸入価格項と輸出国間の選好調整項を合わせた寄与は、式 (35) に示すように、国内財・輸入財間の選好調整項を含まない。観察された価格、支出シェア、代替弾力性及び集計ウェイトを固定する本比較では、初期相対価格 x_g を変更しても、同一部門内の輸出国別寄与の符号、大きさ及び順位は変わらない。部門別の五項合計を比較する際には、これらの不変な寄与と、初期条件によって変わる国内財・輸入財間の選好調整項を分けて解釈する。

Table 12: 初期相対価格と部門別累積寄与の順位

	五項合計の絶対値順位					四項合計	
部門	$x=1$	$1/1.20 \le x \le 1/1.13$	$1/1.12 \le x \le 1.20$	$x=10$	$x=0.1$	累積寄与	順位
電子計算機・同付属装置	1	1	1	1	7	-3.2272	2
石油製品	2	2	2	2	2	3.4775	1
鉱業	3	3	3	22	3	3.0075	3
その他電子部品・デバイス	4	4	4	3	15	-2.6675	4
その他の鉄鋼	5	6	5	4	18	1.7649	5

注：対象期間は 1996–2021 年。順位は、卸売業・小売業を除く 60 部門について、全国 COLI への累積寄与の絶対値により求めた。範囲表示の 2 列は、$x = 1.01, 1.02, \ldots, 1.20$ と各逆数の 40 設定及び $x = 1$ を、実際に検討した離散値により区分したものである。$1/1.20 \le x \le 1/1.13$ の列は $x = 1/1.20, 1/1.19, \ldots, 1/1.13$ の 8 設定、$1/1.12 \le x \le 1.20$ の列は残り 32 設定と $x = 1$ を示す。連続区間全体で同じ順位となることを示すものではない。各設定では全部門に共通の $x_g = x$ を適用した。四項合計は、国内価格、輸入価格、輸出国間の選好調整及び参入・退出の累積寄与の和であり、単位は対数ポイント。この四項合計の順位も絶対値による。観察された価格、支出シェア、代替弾力性及び集計ウェイトを固定しているため、四項合計の値と順位は初期相対価格によって変わらない。

6 結論

6.1 研究課題と分析の概要

本研究は、国内財を含む COLI を用い、日本の生活費の歴史的な変化における貿易の寄与を、部門別・輸出国別に検討した。中心となる問いは、生活費を押し上げる寄与と、その上昇を緩和する寄与が、どの部門・輸出国を通じ、どのような変化によって形成されてきたかである。この問いに対し、第 3.2 節及び第 3.3 節で示した計測・分解の枠組みを、第 4 節のデータ及び代替弾力性の推定結果に適用し、1996 年から 2021 年までの 62 の JIP 部門について総合 COLI を構築した。その変化を国内価格、輸入価格、二つの集計段階における選好調整及び輸出国の参入・退出の五項に分解し、さらに輸入価格項と輸出国間の選好調整項を輸出国別に示した。これにより、国内財との関係及び各段階の比重を反映しながら、異なる部門・輸出国の寄与を、生活水準を維持するための必要支出という共通の尺度で比較した。この評価は、貿易上の取引規模と、生活費の変化に対する寄与を区別して検討するための情報を与える。

6.2 総合 COLI の変動と寄与構成から得られた知見

初期時点における国内財の輸入複合財に対する相対価格を $x_g = 1$ とする基準設定では、第 5.1.1 項で示したように、総合 COLI は年によって上昇と低下を繰り返した。2009 年には 4.39%低下する一方、2021 年には 8.21%上昇した。図 2 の寄与分解では、2009 年の低下は国内価格項を中心に生じたのに対し、2021 年の上昇には国内価格項と輸入価格項がともに寄与している。したがって、年次変動の方向と大きさに加え、その変化を構成する各項の役割にも違いがある。

第 5.1.2 項に示したように、年次指数比を連乗して求めた総合 COLI は、1996 年を 1 とすると 2021 年に 1.2906 となり、期間全体で約 29.06%上昇した。同項の表 5 では、輸入価格項

の累積寄与が 10.2454 対数ポイントとなり、国内価格項の 2.5871 対数ポイントを上回った。これらは各段階のウェイトを反映した、国内財を含む総合 COLI への寄与である。また、国内財・輸入財間の選好調整項は 11.4571 対数ポイントとなり、基準設定では最大の正の寄与を示した。総合 COLI の累積変化には、国内・輸入価格の変化と、国内財と輸入財の相対的な評価の変化がともに反映されている。

ただし、輸入価格項の正の寄与は、貿易の存在自体が日本の厚生を悪化させたことを意味しない。ここで測定したのは、貿易を行っている経済における歴史的な費用変化であり、第 2 節で整理した、自給自足との比較による貿易利益の評価とは比較の対象が異なる。輸入財の利用によって利益を得ている場合でも、その購入価格が上昇すれば、以前の時点に比べて必要支出は増加し得る。したがって、本研究の結果は、既存研究が示してきた貿易利益を否定するものではなく、観察期間中の費用変化において、輸入価格がどの程度の寄与を持ったかを示すものである。

一方、第 5.1.2 項の表 5 では、輸出国間の選好調整項の累積純寄与は 0.0831 対数ポイントにとどまった。しかし、第 5.1.1 項の図 2 では、各年における同項の寄与は小さいものではなかった。2021 年には、国内価格項と輸入価格項がともに正となる一方、輸出国間の選好調整項は −2.91 対数ポイントとなり、価格項による上昇を部分的に相殺して、総合 COLI の上昇幅を小さくする方向に寄与した。これに対して、2016 年には、国内価格項と輸入価格項がともに負となる一方、同調整項は +2.34 対数ポイントとなり、価格項による低下を部分的に相殺して、総合 COLI の低下幅を小さくする方向に寄与した。こうした各年の正負の寄与を期間全体で加算すると、相殺によって累積純寄与は小さくなる。このため、特定の年の費用負担を検討する際、長期の純寄与が小さいという理由だけで同項を分析から除くと、当該年の費用変化を緩和した作用まで過小評価する可能性がある。長期的な費用水準を捉える累積値と、その時々の費用圧力を捉える年次寄与は、異なる判断に用いる情報として併せて評価できる。

6.3 主要部門の寄与とその形成経路

部門別には、第 5.2 節の表 6 に示したように、基準設定の下で、石油製品（JIP 23）、鉱業（JIP 05）及びその他の鉄鋼（JIP 30）が、それぞれ 3.6577 対数ポイント、3.2349 対数ポイント、1.9113 対数ポイントの正の純寄与を示した。一方、電子計算機・同付属装置（JIP 48）とその他電子部品・デバイス（JIP 41）は、それぞれ −3.8545 対数ポイント、−2.3198 対数ポイントとなった。卸売業・小売業を除く累積純寄与の絶対値上位 5 部門には、総合 COLI を押し上げる部門と、その上昇を部分的に相殺する部門の双方が含まれる。

石油製品とその他の鉄鋼では、国内価格項がそれぞれ 2.6304 対数ポイント、2.0435 対数ポイントとなり、各部門の五項の中で最も大きな正の寄与を示した。一方、鉱業では、輸入価格項が 3.3894 対数ポイントと最も大きな正の寄与を示し、国内価格項は 0.0363 対数ポイントにとどまった。このように、総合 COLI を押し上げる寄与の大きい部門でも、国内価格項と輸入価格項のどちらが大きいかは異なる。

その他の鉄鋼では、国内価格項が正となる一方、輸入価格項と輸出国間の選好調整項の合計は −0.2759 対数ポイントとなった。国内価格項による上昇が、継続輸出国に関する両項によって部分的に相殺されている。したがって、同部門の正の純寄与は、国内財と輸入財の各

項が一様に総合 COLI を押し上げた結果ではない。

電子計算機・同付属装置では、国内価格項が −2.1033 対数ポイントとなり、五項の中で負の寄与が最も大きかった。輸入価格項、輸出国間の選好調整項及び国内財・輸入財間の選好調整項も負となり、国内価格項と同じく総合 COLI を低下させる方向に寄与した。これらの負の寄与が重なり、五項の合計は −3.8545 対数ポイントとなった。

その他電子部品・デバイスでも、国内価格項が −2.6377 対数ポイントとなり、五項の中で負の寄与が最も大きかった。輸入価格項も負であるが、輸出国間及び国内財・輸入財間の選好調整項は、それぞれ 0.6688 対数ポイント、0.3476 対数ポイントと正となった。このため、価格項による低下が選好調整項によって部分的に相殺され、五項の合計は −2.3198 対数ポイントとなった。電子計算機・同付属装置では、価格項と選好調整項の負の寄与が重なる一方、その他電子部品・デバイスでは、正の選好調整項が負の価格寄与を部分的に相殺している。

これらの部門別結果は、日本の費用上昇を輸入価格の動きだけから捉えることの限界を示している。輸入価格だけに着目すると、国内財として購入される財の価格に現れた費用圧力を捉えられない。また、部門の純寄与だけをみると、輸入部分が国内価格項による上昇を相殺した作用も見えにくい。日本の費用負担を検討する際には、国内価格と輸入価格のどちらに圧力が現れたかに加え、選好調整がその上昇を強めたか、弱めたかを区別する必要がある。

6.4 輸出国の寄与とその部門差

輸出国別の結果では、第 5.3 節で示したように、輸入額シェアの大きさだけでは、総合 COLI への寄与の大きさを判断できなかった。表 9 の鉱業（JIP 05）では、オーストラリアとサウジアラビアの累積輸入額シェアは、それぞれ 15.59%、15.50%と近い。しかし、輸入価格項と輸出国間の選好調整項の合計は、それぞれ 0.3632 対数ポイント、0.6984 対数ポイントとなった。輸入支出上の比重が同程度でも、価格と選好の変化、その発生時期及び各年のウェイトによって、費用への累積寄与には差が生じる。

また、表 8 の石油製品（JIP 23）では、最大の輸入額シェアを占める米国の両項合計は 0.0185 対数ポイントにとどまった。米国の輸入価格項は正であるが、負の選好調整項によって大部分が相殺されている。一方、サウジアラビアでは両項が正となり、合計は 0.2427 対数ポイントとなった。この比較では、輸入額シェアが大きい米国よりも、サウジアラビアの正の費用寄与が大きかった。主要な供給元であることと、費用上昇への寄与が大きいことは、区別して評価する必要がある。

価格項だけでは、輸出国別寄与の方向も判断できない。表 11 のその他の鉄鋼（JIP 30）では、韓国の輸入価格項は 0.0348 対数ポイントと正であったが、選好調整項は −0.1784 対数ポイントとなり、両項の合計は −0.1435 対数ポイントとなった。輸入価格項だけをみると費用を押し上げる方向にあるものの、選好調整項を含めると、総合 COLI の上昇を緩和する方向の寄与となる。したがって、輸入価格の動きから、その輸出国の費用寄与を直接評価することはできない。

同じ貿易相手国でも、部門によって寄与の方向は異なる。表 7 の電子計算機・同付属装置（JIP 48）では、米国の輸入価格項と選好調整項はいずれも負となり、合計は −0.2770 対数ポイントであった。一方、表 10 のその他電子部品・デバイス（JIP 41）では、米国の両項はいずれも正となり、合計は 0.1353 対数ポイントとなった。このため、貿易相手国の役割

を、国名だけから一律に費用上昇又は低下の方向に位置付けることは適切ではない。

したがって、日本の費用負担を特定国との取引規模から説明すると、同じ国でも部門ごとに異なる寄与を一括して扱い、費用上昇を緩和した寄与を見落とすおそれがある。輸入額シェアは調達上の比重を、COLI への寄与は観察期間中の費用変化における役割を示しており、両者は異なる情報である。この区別により、日本にとって主要な輸出国が、どの部門で費用を押し上げ、どの部門でその上昇を緩和してきたかを捉えられる。

6.5 初期条件への依存と結果の安定性

初期条件に関する分析からは、総合 COLI の水準と各寄与を区別して解釈する必要があることが確認された。第 5.4.1 項では、初期時点における国内財の輸入複合財に対する相対価格を、$x_g = 1.01, 1.02, \ldots, 1.20$ 及び各逆数に変更した場合、2021 年の累積指数の基準設定に対する乖離は約 -3.11%から $+3.56\%$となった。一方、$x_g = 10$ では累積指数が 0.9933、$x_g = 0.1$ では 2.1318 となり、期間全体の費用変化の評価に大きな差が生じた。2009 年の低下と 2021 年の上昇は検討した設定で共通するものの、一部の年では変化の方向も異なった。したがって、基準付近で結果が近いことを、初期条件によらず費用変化の大きさや方向が不変であることと同一視することはできない。

部門の重要性についても、第 5.4.2 項の表 12 では、初期条件の変更によって五項合計の順位が変わった。順位は、卸売業・小売業を除く 60 部門について、全国 COLI への累積純寄与の絶対値から求めている。基準付近の 40 設定では、電子計算機・同付属装置（JIP 48）、石油製品（JIP 23）、鉱業（JIP 05）、その他電子部品・デバイス（JIP 41）の第 1 位から第 4 位は維持された。その他の鉄鋼（JIP 30）は、$x_g = 1/1.13, 1/1.14, \ldots, 1/1.20$ の 8 設定で第 6 位となり、それ以外の 32 設定及び基準設定では第 5 位となった。また、$x_g = 10$ では鉱業が第 22 位、$x_g = 0.1$ では電子計算機・同付属装置が第 7 位となるなど、初期条件を大幅に変更すると順位も大きく変わった。ただし、基準、基準付近の 40 設定及び両端の 2 設定を合わせた 43 設定では、取り上げた 5 部門の純寄与の正負は維持された。

一方、この初期条件への依存は、国内財・輸入財間の選好パラメータ β_{gt} の経路を通じた調整項に現れる。観察された価格、支出シェア、代替弾力性及び集計ウェイトを固定する本比較では、他の四項は変わらない。表 12 では、四項合計の絶対値上位にも基準設定と同じ 5 部門が入り、石油製品が第 1 位、電子計算機・同付属装置が第 2 位となり、鉱業、その他電子部品・デバイス、その他の鉄鋼が続いた。この四項合計の値と順位は初期相対価格に依存しないため、これらの部門は、初期条件に依存しない部分寄与からみても重要である。ただし、四項合計は国内財・輸入財間の選好調整を含まないため、部門の五項合計による純寄与を置き換えるものではない。

さらに、第 5.4.2 項で確認したように、輸入価格項と輸出国間の選好調整項を合わせた輸出国別寄与も、同じ観察値と集計条件を固定する限り、初期相対価格に依存しない。したがって、固定された部門内での輸出国別寄与の符号、大きさ及び順位は変わらず、前述した輸入シェアと費用寄与の違いや、価格項と選好調整項の相殺関係も維持される。

この点検により、初期価格水準の仮定を変えると評価が変わる部分と、その変更によっては変わらない比較を区別できた。総合 COLI の上昇率や部門全体の順位を利用する際には、採用した初期条件を判断の前提とする必要がある。一方、四項合計や固定された部門内の輸

出国別寄与については、その対象範囲を明確にすることで、初期価格水準の仮定に左右されない比較として利用できる。初期条件への依存がどこに現れるかを示すことは、追加的な価格水準の情報を必要とする判断と、現行のデータから比較できる内容を分けるための基準となる。

6.6 実証的貢献と今後の課題

本研究の実証的な貢献は、1996 年から 2021 年までの日本の費用変化について、国内財と輸入財、さらに部門と輸出国の関係を通じて、費用圧力とその緩和作用の所在を明らかにした点にある。第 2.4 節で掲げた寄与の所在、評価尺度及び形成経路という課題に対し、採用した需要構造と比較条件の下で、国内財を含む COLI への寄与を示した。これにより、貿易の役割を取引規模から把握するだけでは見えない、日本の歴史的な費用変化の構成を具体化した。

これらの知見は、日本に対する海外の供給制約や価格上昇の影響を検討する際、どの関係を区別して扱う必要があるかを示す。輸入価格の変化を国内財を含む費用全体に結び付けるには、国内価格に現れる変化と、輸出国間及び国内財・輸入財間の購入構成の調整を併せて検討する必要がある。また、取引先の変更を想定する場合には、その国の輸入シェアだけで影響を判断せず、当該部門における他の輸出国及び国内財との関係を検討することが求められる。

ただし、ここで示したのは、観察期間中の費用変化が指数上のどの項に現れたかである。国内価格項に含まれる輸入投入費用を生産連鎖に沿って各輸出国へ遡及させたものではなく、特定の政策変更による厚生効果を推定したものでもない。第 2.4 節で整理した貿易利益、政策変更に伴う厚生差及び価格伝導の研究に対し、本研究は、それらの効果を考える際に参照できる、日本の過去の費用変化に関する実証結果を加えた。

今後の課題としては、第 4.1 節で説明した国内産出額と国内購入支出の対応、及び輸入単位価額に含まれる品質・商品構成の変化を、より詳細な統計によって検討することが挙げられる。また、比較可能な国内財・輸入複合財の価格水準に関する情報を整備することは、第 5.4 節で確認した初期条件への依存をさらに検討するうえで有用である。これらの改善を通じて、日本の必要支出の変化をより対象に即して測定するとともに、選好調整項に含まれる変化の背景を詳しく分析することが、今回確認した寄与の構成を、その形成要因の理解へと進める課題となる。

References

Hideo Aizaki. Examining substitution patterns between domestic and imported agricultural products for broccoli, kiwifruit, rice and apples in japan. *Japan Agricultural Research Quarterly: JARQ*, 49(2):143–148, 2015. doi: 10.6090/jarq.49.143.

Mary Amiti, Stephen J. Redding, and David E. Weinstein. The impact of the 2018 tariffs on prices and welfare. *Journal of Economic Perspectives*, 33(4):187–210, 2019. doi: 10.1257/jep.33.4.187.

Takahide Aoyagi, Tadashi Ito, and Toshiyuki Matsuura. Welfare gains through globalization: Evidence from Japan's manufacturing sector. *Journal of the Japanese and International Economies*, 64:101193, 2022. doi: 10.1016/j.jjie.2022.101193.

Costas Arkolakis, Arnaud Costinot, and Andrés Rodríguez-Clare. New trade models, same old gains? *American Economic Review*, 102(1):94–130, 2012. doi: 10.1257/aer.102.1.94.

Paul S. Armington. A theory of demand for products distinguished by place of production. *IMF Staff Papers*, 16(1):159–178, 1969. ISSN 0020-8027. doi: https://doi.org/10.2307/3866403. URL https://link.springer.com/article/10.2307/3866403.

Christian Broda and David E. Weinstein. Globalization and the gains from variety. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(2):541–585, 2006. ISSN 0033-5533. doi: https://doi.org/10.1162/qjec.2006.121.2.541. URL https://academic.oup.com/qje/article-abstract/121/2/541/1884033.

Lorenzo Caliendo and Fernando Parro. Estimates of the trade and welfare effects of NAFTA. *The Review of Economic Studies*, 82(1):1–44, 2015. doi: 10.1093/restud/rdu035.

W. Erwin Diewert. Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, 4(2):115–145, 1976. ISSN 0304-4076. doi: https://doi.org/10.1016/0304-4076(76)90009-9. URL https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304407676900099.

Pablo Fajgelbaum, Pinelopi Koujianou Goldberg, Patrick J. Kennedy, Amit K. Khandelwal, and Daria Taglioni. The US-China trade war and global reallocations. *American Economic Review: Insights*, 6(2):295–312, 2024. ISSN 2640-205X. doi: https://doi.org/10.1257/aeri.20230094. URL https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aeri.20230094.

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

Robert C. Feenstra. Alternative sources of the gains from international trade: Variety, creative destruction, and markups. *Journal of Economic Perspectives*, 32(2):25–46, 2018. doi: 10.1257/jep.32.2.25. URL https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.32.2.25.

Robert C. Feenstra, Philip A. Luck, Maurice Obstfeld, and Katheryn N. Russ. In search of the armington elasticity. *The Review of Economics and Statistics*, 100(1):135–150, 2018. doi: 10.1162/REST_a_00696.

Taiji Furusawa, Tomohiko Inui, Keiko Ito, and Heiwai Tang. Global sourcing and domestic production networks. RIETI Discussion Paper 18-E-004, Research Institute of Economy, Trade and Industry, January 2018. URL https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/18e004.pdf.

Huong Le Thu Hoang and Kiyotaka Sato. Exchange rate pass-through in production chains: Application of input–output analysis. RIETI Discussion Paper 16-E-034, Research Institute of Economy, Trade and Industry, 2016. URL https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/16e034.pdf.

Nobuhiro Hosoe. Quantifying the impacts of sanctions following Russia's invasion of Ukraine. GRIPS Discussion Paper 22-06, National Graduate Institute for Policy Studies, May 2022. URL https://grips.repo.nii.ac.jp/records/1890.

Nobuhiro Hosoe. The strait of Hormuz crisis and energy subsidization. GRIPS Discussion Paper 26-3, GRIPS Policy Research Center, June 2026. URL https://grips.repo.nii.ac.jp/records/2000288.

Jiyoung Kim, Satoshi Nakano, and Kazuhiko Nishimura. Bilateral multifactor CES general equilibrium with state-replicating Armington elasticities. *Asia-Pacific Journal of Regional Science*, 2(2):431–452, 2018. doi: 10.1007/s41685-017-0068-7.

A. A. Konüs. The problem of the true index of the cost of living. *Econometrica*, 7(1): 10–29, 1939.

Satoshi Nakano and Kazuhiko Nishimura. On estimating Armington elasticities for Japan's meat imports. *Journal of Agricultural Economics*, 75(1):189–200, 2024. doi: 10.1111/1477-9552.12539.

Ralph Ossa. Why trade matters after all. *Journal of International Economics*, 97(2): 266–277, 2015. doi: 10.1016/j.jinteco.2015.07.002.

Michał Przybyliński and Artur Gorzałczyński. Applying the input–output price model to identify inflation processes. *Journal of Economic Structures*, 11, 2022. doi: 10.1186/s40008-022-00264-w. Article 5.

Stephen J. Redding and David E. Weinstein. Measuring aggregate price indices with taste shocks: Theory and evidence for CES preferences. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(1):503–560, 2020. ISSN 0033-5533. doi: https://doi.org/10.1093/qje/qjz031. URL https://academic.oup.com/qje/article-abstract/135/1/503/5607838.

Stephen J. Redding and David E. Weinstein. Accounting for trade patterns. *Journal of International Economics*, 150:103910, 2024. doi: 10.1016/j.jinteco.2024.103910.

Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI). Japan industrial productivity database 2023, 2023. URL https://www.rieti.go.jp/en/database/JIP2023/. Accessed: 2026-09-24.

Paul A. Samuelson and S. Swamy. Invariant economic index numbers and canonical duality: Survey and synthesis. *American Economic Review*, 64(4):566–593, 1974.

Kazuo Sato. The ideal log-change index number. *The Review of Economics and Statistics*, 58(2):223–228, 1976. ISSN 0034-6535. doi: https://doi.org/10.2307/1924037. URL https://www.jstor.org/stable/1924037.

Anson Soderbery. Estimating import supply and demand elasticities: Analysis and implications. *Journal of International Economics*, 96(1):1–17, 2015. doi: 10.1016/j.jinteco.2015.01.001.

United Nations Statistics Division. Un comtrade database, 2026. URL https://comtradeplus.un.org/. Accessed: 2026-09-24.

Yrjö O. Vartia. Ideal log-change index numbers. *The Scandinavian Journal of Statistics*, 3(3):121–126, 1976. ISSN 0303-6898. URL https://www.jstor.org/stable/4615732.

Hongyong Zhang and Ha Thi Thanh Doan. Global sourcing and firm inventory during the pandemic. ERIA Discussion Paper ERIA-DP-2023-30, Economic Research Institute for ASEAN and East Asia, February 2024. URL https://www.eria.org/uploads/Global-Sourcing-and-Firm-Inventory-During-the-Pandemic.pdf.

深尾京司, 新井園枝, 板倉健, 北尾早霧, 中田大悟, 前田佐恵子, 松尾武将, and 吉野彰浩. 2040 年産業構造推計のための理論モデルとデータ. RIETI Discussion Paper 25-J-027, 経済産業研究所, October 2025. URL https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/25j027.pdf.

A 初期相対価格と初期選好パラメータの関係

国内財と輸入複合財への初期支出がともに正であるとする。本文の CES 需要構造より、初期支出シェアの比は、

$$\frac{s^D_{g0}}{s^F_{g0}} = \frac{\beta_{g0}}{1-\beta_{g0}} \left(\frac{P^{jj}_{g0}}{P^{Fj}_{g0}} \right)^{1-\omega_g} = \frac{\beta_{g0}}{1-\beta_{g0}} x_g^{1-\omega_g} \tag{50}$$

と表される。これを選好パラメータについて整理すると、

$$\frac{\beta_{g0}}{1-\beta_{g0}} = \frac{s^D_{g0}}{s^F_{g0}} x_g^{\omega_g - 1} \tag{51}$$

となる。両辺に $(1-\beta_{g0})s^F_{g0}$ を掛け、β_{g0} を含む項をまとめると、

$$\beta_{g0} \left(s^F_{g0} + s^D_{g0} x_g^{\omega_g - 1} \right) = s^D_{g0} x_g^{\omega_g - 1} \tag{52}$$

を得る。したがって、

$$\beta_{g0}(x_g) = \frac{s^D_{g0} x_g^{\omega_g - 1}}{s^F_{g0} + s^D_{g0} x_g^{\omega_g - 1}} \tag{53}$$

となり、本文の式 (24) が得られる。

$s^D_{g0} + s^F_{g0} = 1$ より、$x_g = 1$ の場合には、

$$\beta_{g0}(1) = \frac{s^D_{g0}}{s^F_{g0} + s^D_{g0}} = s^D_{g0} \tag{54}$$

が成立する。また、式 (51) の対数を取ると、

$$b_{g0}(x_g) \equiv \ln \frac{\beta_{g0}(x_g)}{1 - \beta_{g0}(x_g)} = \ln \frac{s^D_{g0}}{s^F_{g0}} + (\omega_g - 1) \ln x_g \tag{55}$$

となる。

初期支出シェアと代替弾力性を一定として、式 (53) を $\ln x_g$ で微分すると、

$$\frac{\partial \beta_{g0}(x_g)}{\partial \ln x_g} = (\omega_g - 1)\beta_{g0}(x_g)\left[1 - \beta_{g0}(x_g)\right] \tag{56}$$

を得る。したがって、$\omega_g > 1$ の場合、$\beta_{g0}(x_g)$ は x_g について単調増加する。この関係により、初期相対価格の設定範囲に対応する初期選好パラメータの範囲を求められる。

ここで定めるのは初期値のみである。その後の選好パラメータは、本文の式 (22) 及び式 (25) に従い、各年の価格と支出シェアの変化から構成する。したがって、初期値の校準は、選好を時間を通じて固定することを意味しない。

B　基準設定における選好パラメータ β_{gt} の年次推移

国内財と輸入複合財の初期相対価格を $x_g = 1$ とする基準設定について、全 62 部門の国内財・輸入財間の選好パラメータ β_{gt} を示す。1996–2008 年の値を表 13 に、2009–2021 年の値を表 14 に掲載する。初期値のみを校準し、その後の値は各年の価格と支出シェアの変化から求める。小売業は国内財のみの部門として $\beta_{gt} = 1$ とし、各年の部門単純平均から除いている。

Table 13: 基準設定における国内財・輸入財間の選好パラメータ β_{gt} の年次推移（1996–2008 年）

JIP	部門	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
01	農業	0.85646	0.79101	0.82806	0.85426	0.86169	0.87890	0.86205	0.83064	0.85127	0.83517	0.83626	0.74318	0.73417
03	林業	0.61900	0.62682	0.71646	0.69517	0.04124	0.07097	0.07474	0.10702	0.07801	0.96285	0.05847	0.12093	0.61087
04	漁業	0.85980	0.85351	0.80886	0.90582	0.90830	0.84118	0.85630	0.73292	0.85284	0.86443	0.81797	0.93573	0.89663
05	鉱業	0.19933	0.14465	0.20396	0.18412	0.09395	0.06979	0.07775	0.05670	0.03524	0.02039	0.01207	0.01003	0.00457
06	畜産食料品	0.76592	0.78760	0.79754	0.83304	0.77880	0.71848	0.68676	0.62911	0.64823	0.56866	0.58717	0.57297	0.52722
07	水産食料品	0.74167	0.76689	0.78951	0.81636	0.85975	0.82796	0.84434	0.82963	0.75142	0.72646	0.76496	0.76674	0.75553
08	精穀・製粉	0.99545	0.99243	0.99054	0.99106	0.98602	0.98915	0.98530	0.98726	0.98352	0.97906	0.97338	0.95868	0.94855
09	その他の食料品	0.92619	0.93165	0.94169	0.92587	0.92155	0.90317	0.85183	0.83481	0.80206	0.79512	0.77463	0.77288	0.73293
10	飲料	0.94459	0.94428	0.93101	0.93978	0.96481	0.93708	0.93840	0.92091	0.90765	0.88309	0.88921	0.86556	0.81693
11	飼料・有機質肥料	0.90383	0.91199	0.94217	0.95097	0.96147	0.95144	0.94603	0.94942	0.93951	0.93534	0.90761	0.92783	0.94218
12	たばこ	0.79352	0.73339	0.64928	0.81699	0.78472	0.76143	0.68441	0.70804	0.61387	0.52832	0.52626	0.55221	0.46132
13	繊維製品（化学繊維除く）	0.76058	0.67892	0.65061	0.68340	0.54160	0.54874	0.45615	0.34239	0.35059	0.35423	0.36606	0.36206	0.46183
14	化学繊維	0.95168	0.94446	0.95868	0.96107	0.95268	0.94309	0.91610	0.90486	0.88933	0.90923	0.88384	0.86260	0.86048
15	パルプ・紙・板紙・加工紙	0.92421	0.93059	0.93039	0.93445	0.92460	0.93494	0.92169	0.92200	0.90906	0.90043	0.88827	0.87066	0.87800
16	紙加工品	0.99044	0.99088	0.99023	0.98900	0.98656	0.98506	0.98575	0.98233	0.98188	0.98304	0.97882	0.97494	0.97506
17	化学肥料	0.88232	0.86889	0.86717	0.88124	0.87520	0.87210	0.84519	0.83254	0.81866	0.79606	0.78037	0.78542	0.70412
18	無機化学基礎製品	0.90401	0.90853	0.91351	0.88021	0.89597	0.88744	0.86425	0.83050	0.84304	0.83564	0.79135	0.81434	0.78188
19	有機化学基礎製品	0.99367	0.99408	0.99502	0.99743	0.99458	0.99334	0.99337	0.99072	0.98435	0.98650	0.98547	0.99028	0.98019
20	有機化学製品	0.89614	0.88639	0.88509	0.88192	0.87899	0.85813	0.84927	0.83983	0.83413	0.83120	0.82292	0.81905	0.80932
21	医薬品	0.92691	0.92550	0.92606	0.92471	0.92593	0.91656	0.90770	0.90338	0.89826	0.87845	0.86636	0.85313	0.84528
22	化学最終製品	0.91151	0.90728	0.90459	0.90735	0.90950	0.90190	0.90051	0.89320	0.88636	0.88408	0.87399	0.86418	0.86520
23	石油製品	0.87163	0.87479	0.90324	0.88528	0.86612	0.87619	0.88438	0.86056	0.85198	0.85639	0.84506	0.84957	0.84016
24	石炭製品	0.99239	0.98758	0.98990	0.99005	0.98393	0.98554	0.98307	0.96957	0.93125	0.95619	0.97123	0.95405	0.95959
25	ガラス・ガラス製品	0.93294	0.92932	0.93377	0.92578	0.93671	0.92179	0.90942	0.90575	0.91001	0.91229	0.89849	0.87834	0.86800
26	セメント・セメント製品	0.99742	0.99626	0.99629	0.99749	0.99623	0.99394	0.99309	0.98713	0.99403	0.99517	0.99567	0.99770	0.99753
27	陶磁器	0.94258	0.95525	0.91668	0.92288	0.93039	0.92602	0.93544	0.93701	0.93286	0.93586	0.93828	0.93991	0.93274
28	その他の窯業・土石製品	0.92399	0.90100	0.93954	0.92481	0.93830	0.95208	0.95548	0.91938	0.92840	0.95134	0.95254	0.94785	0.96576

次頁へ続く

表 13　国内財・輸入財間の選好パラメータ β_{gt}（1996–2008 年、続き）

JIP	部門	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
29	銑鉄・粗鋼	0.96091	0.96673	0.96728	0.97710	0.97376	0.98163	0.97895	0.97096	0.96530	0.96856	0.96799	0.95772	0.96172
30	その他の鉄鋼	0.97544	0.97241	0.99603	0.99263	0.99508	0.99459	0.99397	0.98771	0.98399	0.98340	0.98301	0.96910	0.98118
31	非鉄金属製錬・精製	0.51135	0.52323	0.49743	0.49561	0.47917	0.53672	0.56411	0.53624	0.49452	0.53408	0.57084	0.52440	0.51326
32	非鉄金属加工製品	0.94151	0.94068	0.93317	0.90624	0.91254	0.88469	0.87367	0.86678	0.81976	0.82126	0.86768	0.78897	0.79252
33	建設・建築用金属製品	0.99162	0.98964	0.99137	0.99216	0.98934	0.98606	0.98551	0.98092	0.97095	0.97061	0.96211	0.94288	0.93042
34	その他の金属製品	0.97054	0.96802	0.96933	0.97089	0.95446	0.96453	0.95468	0.94302	0.93588	0.92701	0.92061	0.90813	0.90765
35	はん用機械	0.95848	0.95993	0.95684	0.95181	0.93982	0.94518	0.93854	0.93920	0.92678	0.92948	0.91515	0.92957	0.93762
36	生産用機械	0.94863	0.94681	0.94337	0.94679	0.94520	0.93632	0.93184	0.93015	0.92656	0.92156	0.91619	0.90858	0.91402
37	事務用・サービス用機器	0.95792	0.94801	0.95415	0.95574	0.95203	0.95448	0.95628	0.94862	0.95403	0.96396	0.95495	0.95621	0.95871
38	その他の業務用機械	0.82662	0.81219	0.80761	0.80320	0.82639	0.80805	0.78585	0.77402	0.77795	0.76017	0.74673	0.74888	0.74832
39	武器製造業	0.94666	0.94625	0.94625	0.95358	0.95474	0.92478	0.94141	0.95502	0.95432	0.95435	0.96093	0.96601	0.90113
40	半導体素子・集積回路	0.79197	0.79701	0.80756	0.80335	0.60539	0.58863	0.56420	0.56625	0.54053	0.53615	0.48175	0.56807	0.60170
41	その他電子部品・デバイス	0.95413	0.94719	0.94800	0.94596	0.91798	0.90123	0.89673	0.89088	0.88060	0.85924	0.84371	0.86756	0.86163
42	産業用電気機械器具	0.93533	0.92524	0.91486	0.91032	0.90479	0.89913	0.88865	0.87940	0.87277	0.87153	0.86396	0.86115	0.86370
43	民生用電子・電気機器	0.96216	0.95849	0.95037	0.94541	0.94195	0.91900	0.88348	0.87843	0.86290	0.84442	0.83556	0.81887	0.81465
44	電子応用装置・電気計測器	0.87774	0.86567	0.86023	0.84701	0.84060	0.80358	0.77061	0.77586	0.73986	0.74314	0.71906	0.72506	0.73817
45	その他の電気機器	0.90352	0.90039	0.89053	0.89011	0.84118	0.83856	0.82781	0.83003	0.81836	0.82547	0.81398	0.82188	0.81632
46	映像・音響機器	0.88235	0.88341	0.87738	0.87004	0.85954	0.82036	0.83079	0.83974	0.79744	0.76813	0.78063	0.75214	0.76003
47	通信機器	0.93490	0.94945	0.94380	0.93004	0.94092	0.90670	0.89897	0.91292	0.88518	0.80152	0.81607	0.80781	0.76907
48	電子計算機・同付属装置	0.81641	0.81870	0.81111	0.77045	0.78205	0.76239	0.70597	0.65799	0.62315	0.60968	0.58828	0.58338	0.58449
49	自動車（自動車車体含む）	0.93119	0.94229	0.95102	0.94901	0.96128	0.96178	0.96325	0.96211	0.95942	0.96138	0.96383	0.96500	0.97038
50	自動車部品・同付属品	0.98772	0.98507	0.98416	0.98450	0.98287	0.98072	0.97661	0.97591	0.97557	0.97378	0.96775	0.96434	0.96373
51	その他の輸送用機械	0.90497	0.87587	0.84648	0.84592	0.88388	0.87517	0.83313	0.83077	0.83929	0.82136	0.81293	0.80346	0.82599
52	印刷業	0.99371	0.98808	0.98744	0.99240	0.99352	0.99108	0.99023	0.98188	0.97566	0.97057	0.97927	0.97426	0.95897
53	製材・木製品	0.77369	0.61716	0.62616	0.62075	0.20495	0.20034	0.22017	0.17920	0.15427	0.60657	0.20560	0.31503	0.56842
54	家具・装備品	0.91837	0.92289	0.93199	0.92739	0.94043	0.92995	0.92395	0.92074	0.90710	0.90486	0.91138	0.90335	0.88619
55	プラスチック製品	0.97368	0.97093	0.96960	0.96800	0.96410	0.95848	0.95548	0.95300	0.94939	0.94660	0.93926	0.93839	0.93929
56	ゴム製品	0.89305	0.88416	0.89529	0.89730	0.89326	0.88025	0.88167	0.87817	0.87872	0.86256	0.85248	0.84281	0.83774
57	皮革・皮革製品・毛皮	0.56804	0.59697	0.58205	0.56809	0.54338	0.50830	0.48353	0.44266	0.39188	0.34115	0.30716	0.27620	0.27101
58	時計製造業	0.65877	0.66431	0.08060	0.10637	0.00031	0.00108	0.00084	0.00067	0.00040	0.00034	0.00031	0.00039	0.00025
59	その他の製造工業製品	0.78767	0.86862	0.88363	0.75177	0.69537	0.66825	0.64632	0.64909	0.58341	0.59382	0.48201	0.39729	0.33700
68	卸売業	0.98439	0.98917	0.99464	0.99335	0.98957	0.99366	0.98992	0.98048	0.97879	0.98228	0.97368	0.94781	0.84963
69	小売業	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000
81	映像・音声・文字情報制作業	0.97014	0.97713	0.96895	0.97733	0.89380	0.96731	0.97533	0.87574	0.88418	0.92227	0.85222	0.80258	0.79112
98	その他の対個人サービス	0.99881	0.99972	0.99965	0.99988	0.99983	0.99953	0.99906	0.99935	0.99876	0.99606	0.99798	0.99715	0.99928

61 部門の単純平均	0.88198	0.87649	0.86833	0.86952	0.83939	0.83146	0.82164	0.80822	0.79697	0.81217	0.78265	0.77910	0.78215

注：初期相対価格を $x_g = 1$ とする基準設定の国内財・輸入財間の選好パラメータ β_{gt} を示す。初期値のみを校準し、その後の値は各年の価格と支出シェアの変化から求める。小売業（JIP 69）の 1 は国内財のみの部門としての処理値であり、最下段の 61 部門の単純平均から除いている。表示値は小数第 5 位に丸めた。

Table 14: 基準設定における国内財・輸入財間の選好パラメータ β_{gt} の年次推移（2009–2021 年）

JIP	部門	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
01	農業	0.77487	0.75912	0.68799	0.70436	0.71889	0.63343	0.64594	0.70202	0.67904	0.68690	0.64923	0.65615	0.62240
03	林業	0.28002	0.29141	0.90506	0.53141	0.55374	0.59979	0.44743	0.84394	0.64493	0.26213	0.75251	0.79358	0.86370
04	漁業	0.94465	0.97182	0.96614	0.96896	0.99135	0.99573	0.99871	0.99786	0.99797	0.99937	0.99804	0.99965	0.99982
05	鉱業	0.01316	0.00699	0.00384	0.00399	0.00433	0.00590	0.01143	0.02210	0.01397	0.01039	0.01244	0.02306	0.00969
06	畜産食料品	0.54392	0.49423	0.38168	0.34925	0.37323	0.33185	0.48489	0.48575	0.41225	0.38517	0.35821	0.39625	0.41068
07	水産食料品	0.68566	0.65899	0.58479	0.51120	0.65256	0.61711	0.57555	0.53420	0.54070	0.59867	0.63323	0.72076	0.74729
08	精穀・製粉	0.95176	0.93552	0.90704	0.94043	0.92457	0.90527	0.87523	0.91377	0.93852	0.90884	0.91475	0.90550	0.86380
09	その他の食料品	0.79546	0.76805	0.73693	0.74900	0.63772	0.58551	0.58858	0.64006	0.54391	0.52137	0.54406	0.51669	0.49492
10	飲料	0.85865	0.85704	0.78949	0.76961	0.85845	0.75572	0.76444	0.76506	0.75358	0.72790	0.75171	0.75335	0.71871
11	飼料・有機質肥料	0.92482	0.88413	0.90858	0.91502	0.92038	0.91313	0.92953	0.91272	0.90863	0.89624	0.88793	0.88854	0.91367
12	たばこ	0.48373	0.51232	0.28673	0.27054	0.32171	0.18283	0.14751	0.19289	0.15466	0.21273	0.32399	0.35075	0.35997
13	繊維製品（化学繊維除く）	0.47582	0.55596	0.48938	0.40140	0.31531	0.27698	0.31774	0.30480	0.36154	0.25265	0.22328	0.25538	0.25070
14	化学繊維	0.88617	0.83632	0.77833	0.80277	0.79842	0.79032	0.81205	0.81630	0.79094	0.79645	0.77055	0.80247	0.83249
15	パルプ・紙・板紙・加工紙	0.87199	0.87463	0.83749	0.84273	0.84650	0.82766	0.82045	0.83093	0.80881	0.79417	0.83352	0.84325	0.82722
16	紙加工品	0.97660	0.97116	0.97280	0.96533	0.95995	0.96324	0.96233	0.96645	0.96485	0.96144	0.95820	0.96349	0.95421
17	化学肥料	0.81925	0.82557	0.80011	0.81658	0.79205	0.78322	0.77877	0.81115	0.78915	0.76939	0.77895	0.79586	0.74777
18	無機化学基礎製品	0.81073	0.75495	0.65599	0.65316	0.54317	0.57895	0.62076	0.55302	0.59337	0.61360	0.57986	0.59334	0.60242
19	有機化学基礎製品	0.98118	0.99090	0.99021	0.98586	0.99281	0.99218	0.98421	0.98227	0.97478	0.97601	0.98505	0.98935	0.98204
20	有機化学製品	0.80666	0.80704	0.78539	0.78970	0.79058	0.77748	0.76707	0.75703	0.74533	0.73153	0.74574	0.73514	0.73530
21	医薬品	0.82557	0.79913	0.79062	0.75828	0.74311	0.71947	0.67537	0.69746	0.70328	0.68585	0.65762	0.66099	0.59409
22	化学最終製品	0.87058	0.86258	0.84441	0.84519	0.83558	0.82994	0.83198	0.84679	0.84243	0.83713	0.83839	0.84266	0.82424
23	石油製品	0.88065	0.85858	0.81532	0.81287	0.81281	0.81050	0.81510	0.85113	0.82930	0.80900	0.83393	0.82097	0.78464
24	石炭製品	0.99382	0.98452	0.98237	0.98244	0.97287	0.95657	0.96182	0.97007	0.97760	0.96811	0.98381	0.98817	0.94601
25	ガラス・ガラス製品	0.87031	0.88715	0.87737	0.84107	0.79826	0.78928	0.77019	0.78146	0.79867	0.78996	0.79826	0.79231	0.78381
26	セメント・セメント製品	0.99767	0.99679	0.99729	0.99678	0.99586	0.99135	0.98423	0.98371	0.98057	0.99057	0.99181	0.99107	0.99189
27	陶磁器	0.94458	0.94893	0.95159	0.94349	0.92839	0.92983	0.92810	0.94948	0.95393	0.95108	0.93626	0.95465	0.94937
28	その他の窯業・土石製品	0.95320	0.97338	0.92083	0.84983	0.74186	0.77779	0.73366	0.63141	0.70937	0.72997	0.73385	0.57979	0.62258
29	銑鉄・粗鋼	0.98318	0.97249	0.97007	0.97906	0.97578	0.97367	0.97463	0.97961	0.97557	0.96876	0.97505	0.98356	0.97737
30	その他の鉄鋼	0.98119	0.99020	0.98918	0.99166	0.98960	0.98737	0.99341	0.99345	0.99534	0.99386	0.99425	0.99462	0.99370
31	非鉄金属製錬・精製	0.59958	0.59961	0.53728	0.59601	0.57360	0.56406	0.59247	0.62144	0.58971	0.53823	0.61708	0.63794	0.59137
32	非鉄金属加工製品	0.84425	0.85408	0.76229	0.80451	0.73220	0.73715	0.69800	0.67116	0.66444	0.62457	0.63768	0.58491	0.58643
33	建設・建築用金属製品	0.95335	0.93775	0.92183	0.93414	0.91754	0.91454	0.89858	0.90774	0.91256	0.89427	0.88680	0.88940	0.84129
34	その他の金属製品	0.92224	0.91457	0.90093	0.89706	0.85391	0.85588	0.86775	0.88097	0.87424	0.87870	0.86098	0.86648	0.83560
35	はん用機械	0.91013	0.91229	0.90462	0.91216	0.89167	0.90030	0.89567	0.89992	0.90058	0.88878	0.88434	0.86809	0.85188
36	生産用機械	0.91505	0.91430	0.91546	0.91845	0.89825	0.88805	0.88368	0.89672	0.88865	0.87799	0.88586	0.87988	0.87951

次頁へ続く

表 14　国内財・輸入財間の選好パラメータ β_{gt}（2009–2021 年、続き）

JIP	部門	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
37	事務用・サービス用機器	0.96124	0.95839	0.89599	0.88388	0.87554	0.87770	0.89020	0.88982	0.83885	0.85161	0.86488	0.84364	0.84652
38	その他の業務用機械	0.74359	0.71600	0.71878	0.69692	0.66088	0.64626	0.65253	0.66027	0.64588	0.63717	0.62930	0.63374	0.64110
39	武器製造業	0.96493	0.95266	0.97359	0.98148	0.96671	0.96228	0.97120	0.96805	0.97422	0.89997	0.92754	0.97877	0.98374
40	半導体素子・集積回路	0.51844	0.59334	0.61375	0.49755	0.43896	0.53220	0.50260	0.51889	0.47432	0.48458	0.50415	0.46848	0.38171
41	その他電子部品・デバイス	0.85220	0.84783	0.84847	0.82510	0.81922	0.83875	0.84259	0.84417	0.84714	0.85351	0.83956	0.84655	0.84718
42	産業用電気機械器具	0.88534	0.86910	0.86659	0.86946	0.85312	0.84211	0.83499	0.84703	0.83981	0.84205	0.84042	0.84473	0.81842
43	民生用電子・電気機器	0.83775	0.83194	0.79978	0.79127	0.77177	0.73204	0.70354	0.73904	0.73273	0.71807	0.71021	0.71164	0.69986
44	電子応用装置・電気計測器	0.71561	0.69962	0.69844	0.66582	0.62217	0.61923	0.61422	0.61811	0.60668	0.60514	0.58544	0.62128	0.62042
45	その他の電気機器	0.83141	0.82651	0.79568	0.77535	0.69443	0.65245	0.65405	0.66450	0.67578	0.69834	0.67137	0.64585	0.61505
46	映像・音響機器	0.73496	0.67688	0.58626	0.50801	0.42587	0.39145	0.41908	0.39301	0.33255	0.30434	0.25893	0.22487	0.21420
47	通信機器	0.69817	0.72926	0.63343	0.55142	0.55423	0.51305	0.48832	0.41661	0.30182	0.30907	0.34203	0.32385	0.35858
48	電子計算機・同付属装置	0.57767	0.52735	0.50372	0.44668	0.40381	0.40043	0.41907	0.39086	0.39233	0.39750	0.38280	0.37625	0.37390
49	自動車（自動車車体含む）	0.97008	0.97052	0.95984	0.95837	0.95157	0.95047	0.95159	0.95006	0.94757	0.94347	0.94441	0.94325	0.93391
50	自動車部品・同付属品	0.97303	0.96927	0.96633	0.96359	0.95586	0.94696	0.94669	0.94819	0.94875	0.94692	0.95000	0.95215	0.94571
51	その他の輸送用機械	0.84388	0.86623	0.87450	0.81641	0.78436	0.70883	0.73879	0.71811	0.72785	0.69910	0.66487	0.71410	0.68359
52	印刷業	0.95945	0.96472	0.94659	0.91531	0.90753	0.89313	0.95055	0.96605	0.94496	0.94069	0.93291	0.90270	0.89481
53	製材・木製品	0.47622	0.52066	0.49976	0.41064	0.40252	0.34408	0.44884	0.55350	0.50331	0.46466	0.43997	0.46303	0.56073
54	家具・装備品	0.88017	0.89490	0.88031	0.85756	0.79865	0.81167	0.80800	0.80920	0.76065	0.76410	0.77327	0.78223	0.80682
55	プラスチック製品	0.94239	0.93667	0.93409	0.93037	0.91975	0.91312	0.91122	0.91486	0.91162	0.90910	0.90862	0.90714	0.90138
56	ゴム製品	0.82378	0.83530	0.83592	0.82144	0.79036	0.77234	0.77524	0.76841	0.76028	0.76627	0.76905	0.76817	0.76323
57	皮革・皮革製品・毛皮	0.28123	0.24341	0.21067	0.19276	0.17763	0.17346	0.18822	0.18993	0.18372	0.16539	0.15951	0.18524	0.19517
58	時計製造業	0.00019	0.00024	0.00027	0.00017	0.00012	0.00009	0.00009	0.00007	0.00004	0.00005	0.00004	0.00004	0.00003
59	その他の製造工業製品	0.39755	0.50092	0.35780	0.28207	0.32970	0.33004	0.32427	0.29218	0.34267	0.44134	0.46746	0.53604	0.48351
68	卸売業	0.85934	0.54204	0.62349	0.53475	0.50628	0.89907	0.81115	0.78338	0.67288	0.73168	0.76004	0.95032	0.62134
69	小売業	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000
81	映像・音声・文字情報制作業	0.82951	0.92779	0.89021	0.78163	0.67565	0.69393	0.72207	0.70457	0.73151	0.76016	0.65123	0.60442	0.53132
98	その他の対個人サービス	0.99918	0.99973	0.99856	0.99662	0.99627	0.99988	0.99949	0.99886	0.99111	0.95223	0.99536	0.99381	0.92457
61 部門の単純平均		0.78504	0.77973	0.76168	0.73752	0.72033	0.71454	0.71485	0.72365	0.70987	0.69866	0.70804	0.71378	0.69897

注：初期相対価格を $x_g = 1$ とする基準設定の国内財・輸入財間の選好パラメータ β_{gt} を示す。初期値のみを校準し、その後の値は各年の価格と支出シェアの変化から求める。小売業（JIP 69）の 1 は国内財のみの部門としての処理値であり、最下段の 61 部門の単純平均から除いている。表示値は小数第 5 位に丸めた。

C　基準設定における総合 COLI の指数値

本文では総合 COLI の年次変動を百分率で示した。ここでは、本稿の需要構造、選好パラメータの正規化及び初期条件に基づいて算出した年次指数比と累積指数を、表 15 に示す。

年次指数比を、

$$\Pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}}$$

とし、1996 年を 1 とする累積指数を、

$$\mathcal{P}_{1996} = 1, \qquad \mathcal{P}_t = \prod_{\tau=1997}^{t} \Pi_\tau$$

とする。

表の最右列には、本文との対応を確認できるように、$100(\Pi_t - 1)$ で求めた年次変化率も掲載する。

Table 15: 基準設定における総合 COLI の指数値と変化率

年	年次指数比 Π_t	累積指数 $\mathcal{P}_t$	年次変化率（%）
1996	—	1.000000	—
1997	1.002917	1.002917	0.29
1998	0.986887	0.989767	-1.31
1999	0.987949	0.977839	-1.21
2000	1.032386	1.009507	3.24
2001	0.980936	0.990261	-1.91
2002	0.988640	0.979012	-1.14
2003	1.009150	0.987969	0.91
2004	1.027881	1.015515	2.79
2005	0.998089	1.013574	-0.19
2006	1.050667	1.064929	5.07
2007	1.006585	1.071941	0.66
2008	1.049303	1.124792	4.93
2009	0.956053	1.075361	-4.39
2010	1.015007	1.091499	1.50
2011	1.038666	1.133703	3.87
2012	1.015165	1.150896	1.52
2013	1.024177	1.178721	2.42
2014	0.982058	1.157573	-1.79
2015	0.981185	1.135794	-1.88
2016	0.979885	1.112948	-2.01
2017	1.051311	1.170054	5.13
2018	1.025545	1.199943	2.55
2019	0.994234	1.193024	-0.58
2020	0.999644	1.192599	-0.04
2021	1.082142	1.290561	8.21

注：初期相対価格を $x_g = 1$ とする基準設定。全国集計は 62 部門。年次指数比は $\Pi_t = P_t/P_{t-1}$、累積指数は 1996 年を 1 として求める。年次変化率は $100(\Pi_t - 1)$ であり、対数変化ではない。1996 年は累積指数の基準年のため、年次指数比及び年次変化率を示さない。指数値は小数第 6 位、変化率は小数第 2 位に丸めている。

D 総合 COLI の寄与分解の導出

本付録では、本文の式 (34) を導出する。以下では、$\sigma_g > 1$、$\omega_g \neq 1$ とし、比較する二時点の国内財・輸入財支出、及び継続輸出国の輸入支出は正であるとする。

D.1 輸入 COLI の加重分解

本文の式 (30) より、継続輸出国別のウェイトは、

$$w_{gt}^{ij} = \frac{L(s_{gt}^{ij*}, s_{g,t-1}^{ij*})}{\sum_{k \in \mathcal{I}_{gt}^*} L(s_{gt}^{kj*}, s_{g,t-1}^{kj*})} \tag{57}$$

であり、その和は 1 となる。対数平均の定義から、

$$L(s_{gt}^{ij*}, s_{g,t-1}^{ij*}) \Delta \ln s_{gt}^{ij*} = s_{gt}^{ij*} - s_{g,t-1}^{ij*} \tag{58}$$

が成立する。両時点で同じ継続輸出国集合を用い、その内部の支出シェアの和が 1 であることから、

$$\begin{aligned} \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^*} w_{gt}^{ij} \Delta \ln s_{gt}^{ij*} &= \frac{\sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^*} \left(s_{gt}^{ij*} - s_{g,t-1}^{ij*} \right)}{\sum_{k \in \mathcal{I}_{gt}^*} L(s_{gt}^{kj*}, s_{g,t-1}^{kj*})} \\ &= 0 \end{aligned} \tag{59}$$

を得る。

本文の式 (12) の両辺に w_{gt}^{ij} を掛け、継続輸出国について合計する。左辺と参入・退出項は輸出国 i に依存せず、$\sum_i w_{gt}^{ij} = 1$ であるため、式 (59) を用いると、

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{gt}^{Fj} = & \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^*} w_{gt}^{ij} \Delta \ln P_{gt}^{ij} \\ & - \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^*} w_{gt}^{ij} \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij} + \frac{1}{\sigma_g - 1} \Delta \ln \lambda_{gt} \end{aligned} \tag{60}$$

となる。したがって、支出シェアの対数差の項は相殺され、価格変化、選好パラメータの変化及び参入・退出の三項が残る。

D.2 部門 COLI への代入

本文の式 (20) は、

$$\begin{aligned} \Delta \ln P_{gt} = & w_{gt}^{D} \Delta \ln P_{gt}^{jj} + w_{gt}^{F} \Delta \ln P_{gt}^{Fj} \\ & - \frac{1}{\omega_g - 1} \left[w_{gt}^{D} \Delta \ln \beta_{gt} + w_{gt}^{F} \Delta \ln (1 - \beta_{gt}) \right] \end{aligned} \tag{61}$$

である。この式の輸入 COLI の変化に式 (60) を代入すると、

$$\begin{aligned}\Delta \ln P_{gt} = {} & w_{gt}^{D} \Delta \ln P_{gt}^{jj} \\ & + w_{gt}^{F} \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^{*}} w_{gt}^{ij} \Delta \ln P_{gt}^{ij} \\ & - w_{gt}^{F} \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^{*}} w_{gt}^{ij} \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij} \\ & + \frac{w_{gt}^{F}}{\sigma_g - 1} \Delta \ln \lambda_{gt} \\ & - \frac{1}{\omega_g - 1} \left[w_{gt}^{D} \Delta \ln \beta_{gt} + w_{gt}^{F} \Delta \ln (1 - \beta_{gt}) \right]\end{aligned} \tag{62}$$

を得る。これにより、部門 COLI の変化が五項に分けられる。

D.3 部門間の集計

部門別選好パラメータ α_g が時間を通じて一定であるため、本文の式 (28) より、

$$\Delta \ln P_t = \sum_{g=1}^{G} W_{gt} \Delta \ln P_{gt} \tag{63}$$

が成立する。式 (62) の各項に W_{gt} を掛け、部門について合計すると、

$$\begin{aligned}\Delta \ln P_t = {} & \sum_{g=1}^{G} W_{gt} w_{gt}^{D} \Delta \ln P_{gt}^{jj} \\ & + \sum_{g=1}^{G} W_{gt} w_{gt}^{F} \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^{*}} w_{gt}^{ij} \Delta \ln P_{gt}^{ij} \\ & - \sum_{g=1}^{G} W_{gt} w_{gt}^{F} \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^{*}} w_{gt}^{ij} \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij} \\ & + \sum_{g=1}^{G} \frac{W_{gt} w_{gt}^{F}}{\sigma_g - 1} \Delta \ln \lambda_{gt} \\ & - \sum_{g=1}^{G} \frac{W_{gt}}{\omega_g - 1} \left[w_{gt}^{D} \Delta \ln \beta_{gt} + w_{gt}^{F} \Delta \ln (1 - \beta_{gt}) \right]\end{aligned} \tag{64}$$

となり、本文の式 (34) が得られる。

D.4 輸出国間の選好調整項の算出

輸出国別の選好パラメータの変化は、CES 需要構造と正規化条件の下で、価格及び支出シェアの変化から求める。本文の式 (9) の二時点の対数差を取ると、

$$\Delta \ln s_{gt}^{ij} = (\sigma_g - 1) \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij} + (1 - \sigma_g) \left(\Delta \ln P_{gt}^{ij} - \Delta \ln P_{gt}^{Fj} \right) \tag{65}$$

となる。継続輸出国について $s_{gt}^{ij} = \lambda_{gt} s_{gt}^{ij*}$ であるため、左辺は $\Delta \ln s_{gt}^{ij} = \Delta \ln \lambda_{gt} + \Delta \ln s_{gt}^{ij*}$ と表される。これを代入して整理すると、

$$\begin{aligned} \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij} = \Delta \ln P_{gt}^{ij} + \frac{1}{\sigma_g - 1} \Delta \ln s_{gt}^{ij*} \\ - \Delta \ln P_{gt}^{Fj} + \frac{1}{\sigma_g - 1} \Delta \ln \lambda_{gt} \end{aligned} \tag{66}$$

を得る。したがって、輸出国別価格と正規化された支出シェアの変化、輸入 COLI の変化、継続輸出国全体の支出割合の変化、及び代替弾力性を用いれば、$\Delta \ln \kappa_{gt}^{ij}$ を算出できる。κ_{gt}^{ij} の水準を別途推定する必要はない。

さらに、本文の式 (14) を式 (66) に代入すると、

$$\begin{aligned} \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij} = \Delta \ln P_{gt}^{ij} - \frac{1}{n_{gt}^*} \sum_{k \in \mathcal{I}_{gt}^*} \Delta \ln P_{gt}^{kj} \\ + \frac{1}{\sigma_g - 1} \left[\Delta \ln s_{gt}^{ij*} - \frac{1}{n_{gt}^*} \sum_{k \in \mathcal{I}_{gt}^*} \Delta \ln s_{gt}^{kj*} \right] \end{aligned} \tag{67}$$

となる。この表現からも、継続輸出国間の選好変化の単純平均は、

$$\frac{1}{n_{gt}^*} \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^*} \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij} = 0 \tag{68}$$

となり、本文の幾何平均に関する正規化条件と整合することが分かる。

一方、寄与分解には、本文の式 (30) で定義した支出シェアに基づくウェイトを用いる。このウェイトは一般に輸出国間で等しくないため、式 (68) は、$\sum_i w_{gt}^{ij} \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij}$ が 0 となることを要求しない。したがって、選好変化の単純平均を 0 とする正規化の下でも、輸出国間の選好調整項は残り得る。

部門 g、継続輸出国 i の総合 COLI に対する選好調整の寄与を、

$$\Gamma_{gt}^{\kappa,ij} \equiv -W_{gt} w_{gt}^{F} w_{gt}^{ij} \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij} \tag{69}$$

とする。上付きの κ は選好調整項のみの寄与を表し、輸入価格項も含む本文の Γ_{gt}^{ij} とは区別する。輸出国別ウェイト w_{gt}^{ij} に加え、部門内の輸入ウェイト w_{gt}^{F} と全国の部門ウェイト W_{gt} を適用することで、輸出国別の変化を総合 COLI への寄与に換算する。

各年の全国寄与と累積寄与は、

$$\begin{aligned} \Gamma_t^{\kappa} \equiv \sum_{g=1}^{G} \sum_{i \in \mathcal{I}_{gt}^*} \Gamma_{gt}^{\kappa,ij}, \\ \Gamma_{0:T}^{\kappa} \equiv 100 \sum_{t=1}^{T} \Gamma_t^{\kappa} \end{aligned} \tag{70}$$

として求める。ここで、0 は初期時点、T は最終時点を表す。累積寄与は対数ポイントで表示

する。部門別又は輸出国別の累積寄与も、対応する加算項を各年について合計して求める。輸出国別には、当該国が各年の継続輸出国集合に含まれる期間を対象とし、参入・退出の寄与は本文の別項で扱う。

以上の計算で得られるのは、採用する需要構造と正規化条件の下で、観察された価格及び支出シェアに整合する選好調整の寄与である。

E 単位価額を用いた推定の補足

本付録では、Feenstra et al. (2018) の枠組みに沿って、観察される単位価額と理論価格指数の関係を示す。次いで、この関係を第 4.2 節の需要式に用いる際、輸出国内の企業・品種構成の変化が誤差項にどう含まれるかを整理する。

E.1 輸出国内の品種集計と観察数量

輸出国 i から日本 j へ供給される部門 g の財には、複数の企業が供給する異なる品種が含まれるとする。時点 t の品種集合を $\mathcal{N}_{gt}^{ij}$、品種 φ の購入数量を $q_{gt}^{ij}(\varphi)$ とすると、輸出国別の複合財数量は、

$$C_{gt}^{ij} = \left[\int_{\mathcal{N}_{gt}^{ij}} \left(q_{gt}^{ij}(\varphi) \right)^{\frac{\sigma_g - 1}{\sigma_g}} \, \mathrm{d}\varphi \right]^{\frac{\sigma_g}{\sigma_g - 1}} \tag{71}$$

と表される。ここでは、同一輸出国内の品種間の代替弾力性も、輸出国間と同じ σ_g とする。企業の出荷価格を $\widetilde{p}_{gt}^{ij}(\varphi)$、各品種に共通する氷塊型貿易費用を $\tau_{gt}^{ij} \geq 1$ とすると、日本での購入価格は $\tau_{gt}^{ij}\widetilde{p}_{gt}^{ij}(\varphi)$ であり、対応する理論価格指数は、

$$P_{gt}^{ij} = \left[\int_{\mathcal{N}_{gt}^{ij}} \left(\tau_{gt}^{ij}\widetilde{p}_{gt}^{ij}(\varphi) \right)^{1-\sigma_g} \, \mathrm{d}\varphi \right]^{\frac{1}{1-\sigma_g}} \tag{72}$$

となる。

一方、貿易統計に記録される数量 Q_{gt}^{ij} は、共通の単位で測定された品種別数量の合計であり、CES 数量集計量 C_{gt}^{ij} とは異なる。観察される単位価額は、

$$UV_{gt}^{ij} = \frac{V_{gt}^{ij}}{Q_{gt}^{ij}} = \frac{\displaystyle\int_{\mathcal{N}_{gt}^{ij}} \tau_{gt}^{ij}\widetilde{p}_{gt}^{ij}(\varphi) q_{gt}^{ij}(\varphi) \, \mathrm{d}\varphi}{\displaystyle\int_{\mathcal{N}_{gt}^{ij}} q_{gt}^{ij}(\varphi) \, \mathrm{d}\varphi} \tag{73}$$

である。したがって、その変化には個々の品種の価格だけでなく、輸入される企業・品種の構成も反映される。

E.2 単位価額と理論価格指数の関係

企業を生産性 φ で区別し、その分布を、

$$H_g^i(\varphi) = 1 - \varphi^{-\gamma_g^i}, \qquad \varphi \geq 1, \quad \gamma_g^i > \sigma_g \tag{74}$$

とする。γ_g^i は分布の形状パラメータであり、右の不等式は総数量が有限となるための条件である。日本へ輸出するための生産性の下限を $\bar{\varphi}_{gt}^{ij} \geq 1$ とし、企業の総測度を 1 に正規化すると、輸出企業・品種の測度は、

$$n_{gt}^{ij} = 1 - H_g^i(\bar{\varphi}_{gt}^{ij}) = \left(\bar{\varphi}_{gt}^{ij}\right)^{-\gamma_g^i} \tag{75}$$

となる。各企業は一つの品種を供給すると仮定する。n_{gt}^{ij} は輸出企業・品種の測度であり、輸出国数ではない。

独占的競争と CES 需要の下で、限界費用が生産性に反比例し、マークアップが一定である場合、品種別の価格と数量は、

$$\begin{aligned} \widetilde{p}_{gt}^{ij}(\varphi) &= \widetilde{p}_{gt}^{ij}(\bar{\varphi}_{gt}^{ij}) \frac{\bar{\varphi}_{gt}^{ij}}{\varphi}, \\ q_{gt}^{ij}(\varphi) &= q_{gt}^{ij}(\bar{\varphi}_{gt}^{ij}) \left(\frac{\varphi}{\bar{\varphi}_{gt}^{ij}}\right)^{\sigma_g} \end{aligned} \tag{76}$$

と表される。生産性によって品種を集計するため、以下では $\mathrm{d}H_g^i(\varphi) = \gamma_g^i \varphi^{-\gamma_g^i - 1} \mathrm{d}\varphi$ を用いる。観察数量を積分すると、

$$\begin{aligned} Q_{gt}^{ij} &= \int_{\bar{\varphi}_{gt}^{ij}}^{\infty} q_{gt}^{ij}(\varphi)\, \mathrm{d}H_g^i(\varphi) \\ &= \frac{\gamma_g^i}{\gamma_g^i - \sigma_g} q_{gt}^{ij}(\bar{\varphi}_{gt}^{ij}) n_{gt}^{ij} \end{aligned} \tag{77}$$

を得る。これと式 (76) を式 (73) に代入すると、単位価額は、

$$UV_{gt}^{ij} = \frac{\gamma_g^i - \sigma_g}{\gamma_g^i - \sigma_g + 1} \tau_{gt}^{ij} \widetilde{p}_{gt}^{ij}(\bar{\varphi}_{gt}^{ij}) \tag{78}$$

となる。一方、理論価格指数を同じ分布の下で積分すると、

$$\begin{aligned} P_{gt}^{ij} &= \left[\int_{\bar{\varphi}_{gt}^{ij}}^{\infty} \left(\tau_{gt}^{ij} \widetilde{p}_{gt}^{ij}(\varphi)\right)^{1-\sigma_g}\, \mathrm{d}H_g^i(\varphi)\right]^{\frac{1}{1-\sigma_g}} \\ &= \tau_{gt}^{ij} \widetilde{p}_{gt}^{ij}(\bar{\varphi}_{gt}^{ij}) \left[\frac{\gamma_g^i}{\gamma_g^i - \sigma_g + 1} n_{gt}^{ij}\right]^{\frac{1}{1-\sigma_g}} \end{aligned} \tag{79}$$

が得られる。

γ_g^i と σ_g が時間を通じて一定であれば、式 (78) と式 (79) に含まれる定数は、時点間の比を取ることで消去される。したがって、

$$\frac{UV_{gt}^{ij}}{UV_{g,t-1}^{ij}} = \frac{P_{gt}^{ij}}{P_{g,t-1}^{ij}} \left(\frac{n_{gt}^{ij}}{n_{g,t-1}^{ij}}\right)^{\frac{1}{\sigma_g - 1}} \tag{80}$$

であり、その対数を取ると、

$$\Delta \ln UV_{gt}^{ij} = \Delta \ln P_{gt}^{ij} + \frac{1}{\sigma_g - 1} \Delta \ln n_{gt}^{ij} \tag{81}$$

となる。単位価額を用いた推定では、理論価格指数の変化に加え、輸出企業・品種の測度の変化が含まれることになる。

E.3 需要式への代入と誤差項の解釈

本文の多国間指標との関係を示すため、比較する二時点に共通の輸出国集合を $\mathcal{I}_g$ とし、輸入総支出と支出シェアの分母をこの集合内にそろえる。式 (30) の Sato–Vartia ウェイトを用いて、多国間指標の変化を、

$$\begin{aligned} \Delta \ln UV_{gt}^{Fj} &\equiv \sum_{i \in \mathcal{I}_g} w_{gt}^{ij} \Delta \ln UV_{gt}^{ij}, \\ \Delta \ln \kappa_{gt}^{Fj} &\equiv \sum_{i \in \mathcal{I}_g} w_{gt}^{ij} \Delta \ln \kappa_{gt}^{ij}, \\ \Delta \ln n_{gt}^{Fj} &\equiv \sum_{i \in \mathcal{I}_g} w_{gt}^{ij} \Delta \ln n_{gt}^{ij} \end{aligned} \tag{82}$$

と定義する。これらは各変化を連鎖集計した指標であり、UV_{gt}^{Fj} は輸入総額を総重量で除した値ではない。支出シェアの和が各時点で 1 となるため、$\sum_i w_{gt}^{ij} \Delta \ln s_{gt}^{ij} = 0$ が成立する。式 (9) の対数差を集計し、式 (81) を代入すると、

$$\Delta \ln P_{gt}^{Fj} = \Delta \ln UV_{gt}^{Fj} - \Delta \ln \kappa_{gt}^{Fj} - \frac{1}{\sigma_g - 1} \Delta \ln n_{gt}^{Fj} \tag{83}$$

を得る。これを輸出国別支出シェアの対数差に代入すれば、式 (39) の需要誤差は、

$$\varepsilon_{gt}^{iF} = (\sigma_g - 1) \Delta \ln \left(\frac{\kappa_{gt}^{ij}}{\kappa_{gt}^{Fj}} \right) + \Delta \ln \left(\frac{n_{gt}^{ij}}{n_{gt}^{Fj}} \right) \tag{84}$$

と表される。また、国内財・輸入財間の需要式 (42) では、

$$\begin{aligned} \varepsilon_{gt}^{ij} = \varepsilon_{gt}^{iF} &+ \Delta \ln \left(\frac{1 - \beta_{gt}}{\beta_{gt}} \right) \\ &+ (\omega_g - 1) \left[\Delta \ln \kappa_{gt}^{Fj} + \frac{1}{\sigma_g - 1} \Delta \ln n_{gt}^{Fj} \right] \end{aligned} \tag{85}$$

となる。したがって、観察された単位価額を用いた需要誤差には、選好パラメータだけでなく、企業・品種構成の変化も含まれる。

単位価額への置換によって需要誤差の内容が変わるため、理論価格を用いた場合の直交性から、置換後の誤差についても同じ直交条件が成立するとは限らない。本文の式 (41) 及び式 (44) は、単位価額を用いた需要誤差と価格反応式の残差に対する仮定である。企業・品種構成の変化を含めてもこれらの条件が成立することが、本文の推定に必要となる。