

第4章

日本の輸出単価指数と輸出物価指数の乖離とその背景要因¹

熊倉正修・黒子正人

はじめに

一国の輸出入物価の指標としては、個別商品の調査価格にもとづく物価指数以外に、貿易統計の取引額と取引量のデータから集計された単価指数（unit value index）がある。日本では日本銀行が独自の価格調査にもとづく輸出入物価指数を、財務省が税関統計に依拠した輸出入単価指数を公表している²。図1を見ると分かるように、輸入物価指数と輸入単価指数が似通った推移を示しているのに対し、輸出物価指数と輸出単価指数の動きはかなり異なっており、1990年代以降は後者の上昇率が前者の上昇率を大幅に上回っている。以下では輸出単価指数の輸出物価指数に対する比率を便宜的に「輸出価格比率」と呼称する。

官公庁や民間シンクタンクの文献や資料では、上記の輸出価格比率がしばしば日本の輸出財の高度化や高付加価値化の指標として利用されている³。よく知られているように、通常物価指数が集計対象商品の構成や品質の変化の影響を極力排除しつつ作成されるのに対し、単価指数にはこれらの影響が含まれている。したがって日本の輸出財の構成が低価格の汎用品から高品質・高価格の商品にシフトした場合、輸出単価指数が輸出物価指数に対して上昇する可能性が考えられる。このことを根拠に、既存研究では外国企業との価格競争に直面した日本の工業製品メーカーが高品質・高付加価値財への特化を進め、それが輸出価格指数

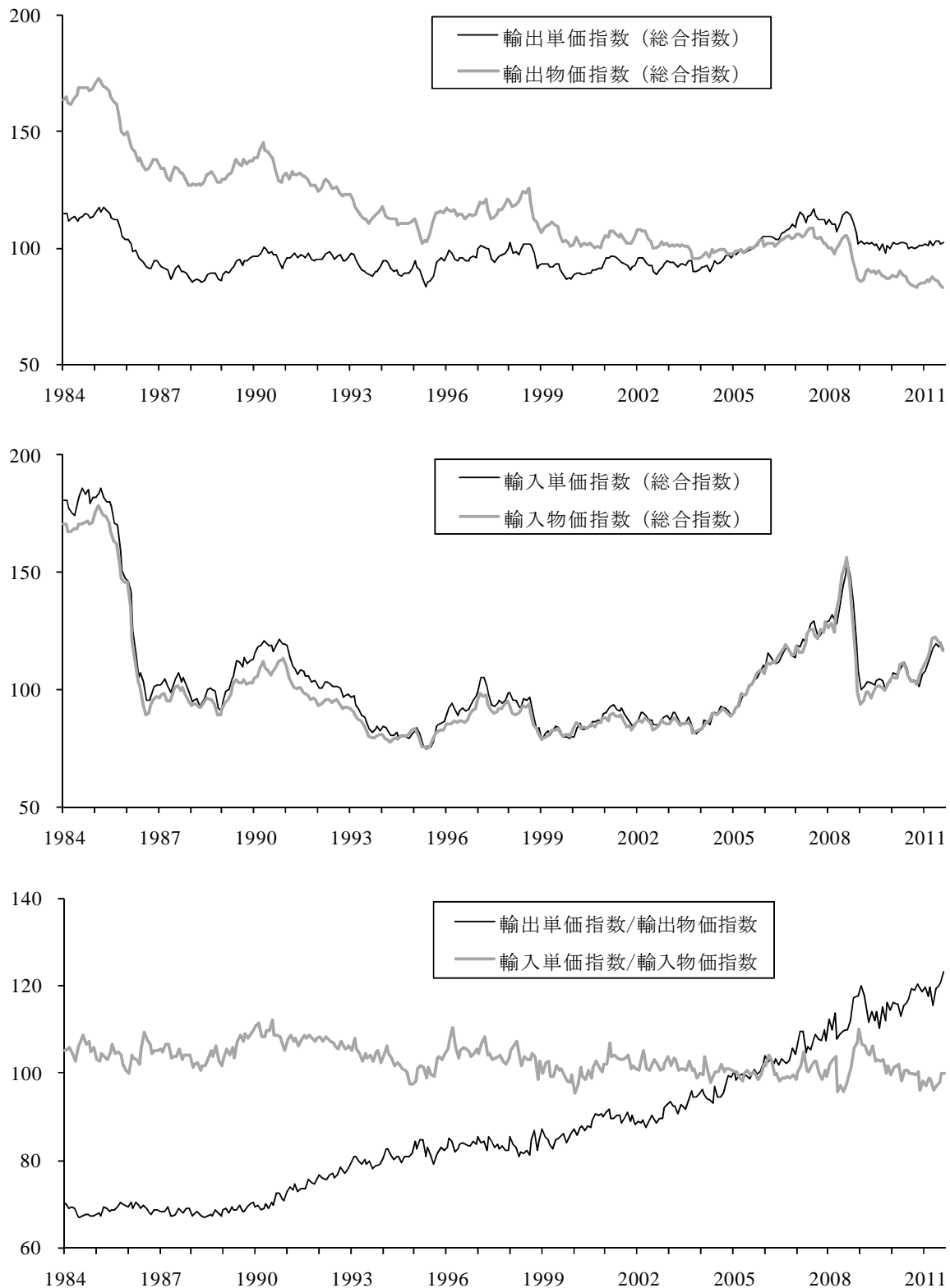
の上昇をもたらしていると解釈されている。

しかし日本の輸出価格比率を上記のように解釈することは本当に適切なのだろうか。ここで再び図1上段のグラフを見ると、輸出単価指数が長期的に横ばいで推移する一方、輸出物価指数は漸進的な低下傾向にあり、それが輸出価格比率の上昇の主因であることがあきらかである。

日銀はすべての調査対象商品の価格を集計した総合指数以外に、一部の商品群に関する物価指数も公表している。これらのうち8大品目分類別の指数を観察すると、明瞭な下落傾向が認められるのは電気・電子機器の系列だけであり、他の商品群の系列と著しく異なった推移を示している（図2）。また、電気・電子機器に属する主要品目の物価指数を見ると、伝統的な電気機器の物価が落ち着いているのに対し、電算機器（コンピュータ及びその周辺機器）や情報通信機器、電子部品などの電子機器の下落率が非常に大きくなっている（図3）。

財務省の輸出単価指数に関しても、総合指数以外に概況品と呼ばれる商品グループ別の指数が公表されている。しかし財務省の単価指数と日銀の物価指数とでは商品分類が異なるため、公表されている統計をもとに両者を正確に比較することは難しい⁴。しかし両者から類似する品目の系列を選択して便宜的に輸出価格比率を算出すると、やはり電気・電子機器に関する系列の上昇傾向が目立っている（図4）。コンピュータ等の電算機器が輸

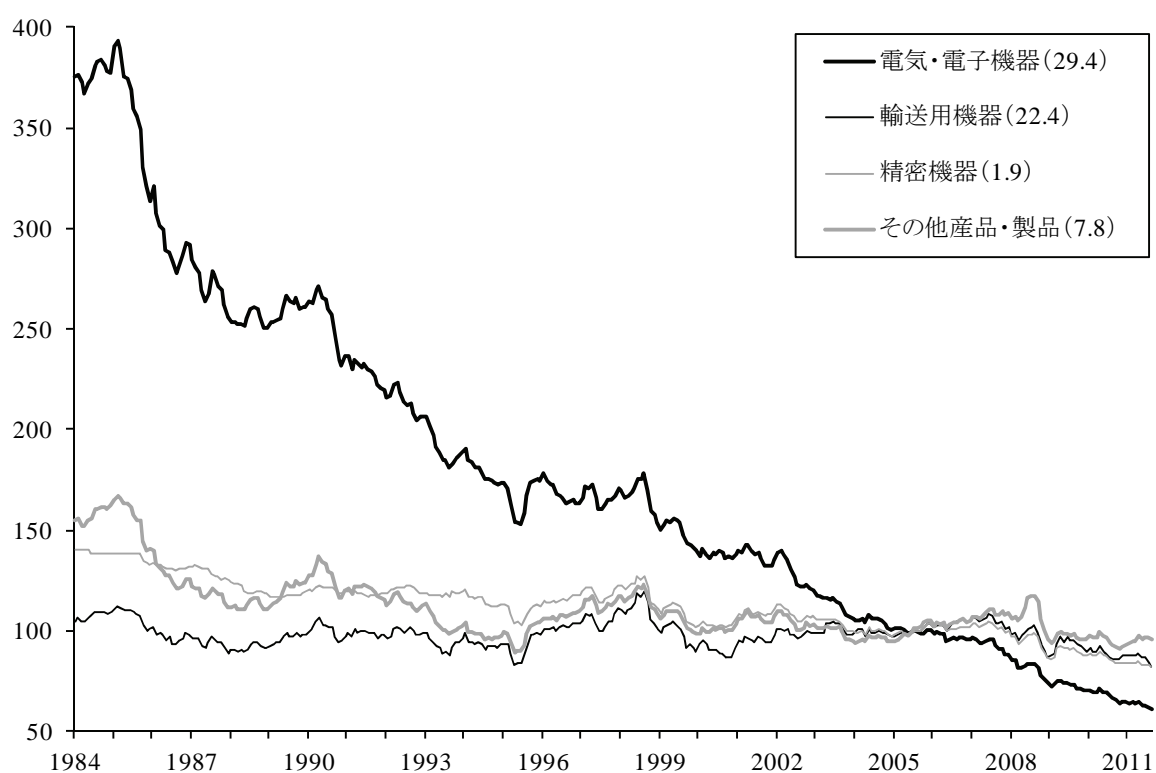
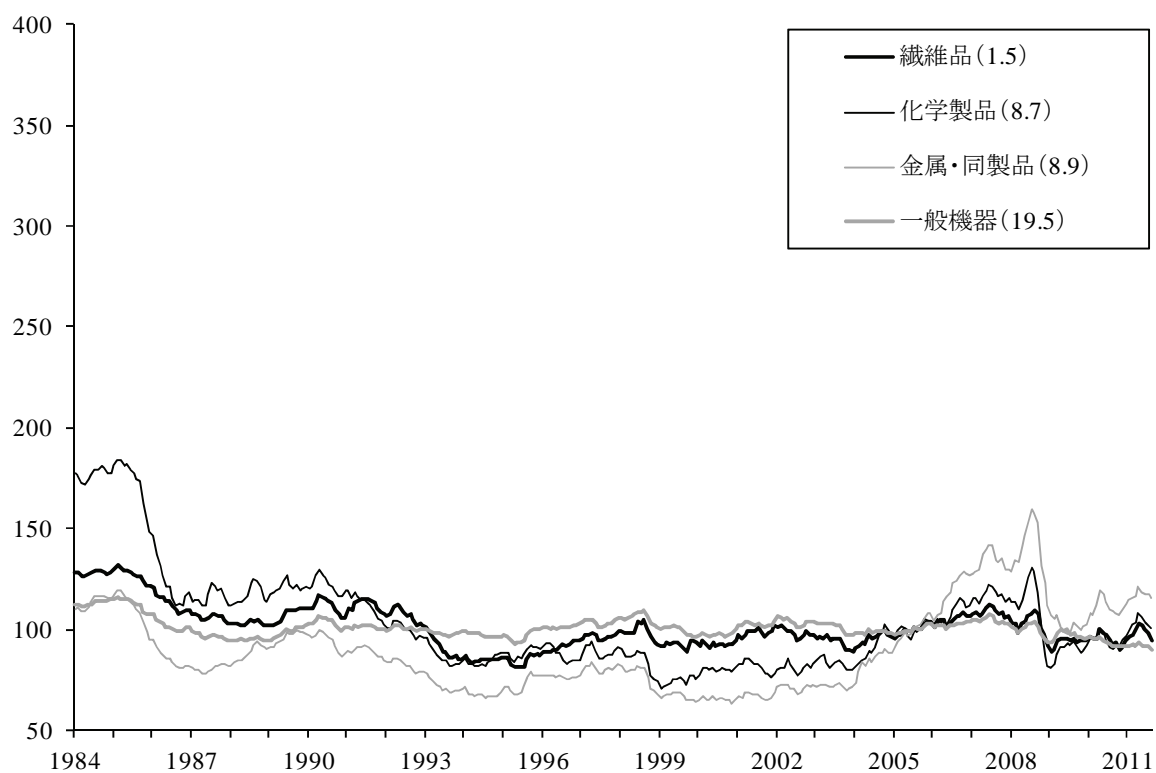
図1 輸出入単価指数と物価指数の推移 (2005年=100)



(注) 単価指数・物価指数とも円ベース。単価指数はいずれもフィッシャー指数。

(出所) 日本銀行および税関ホームページ統計をもとに著者作成。

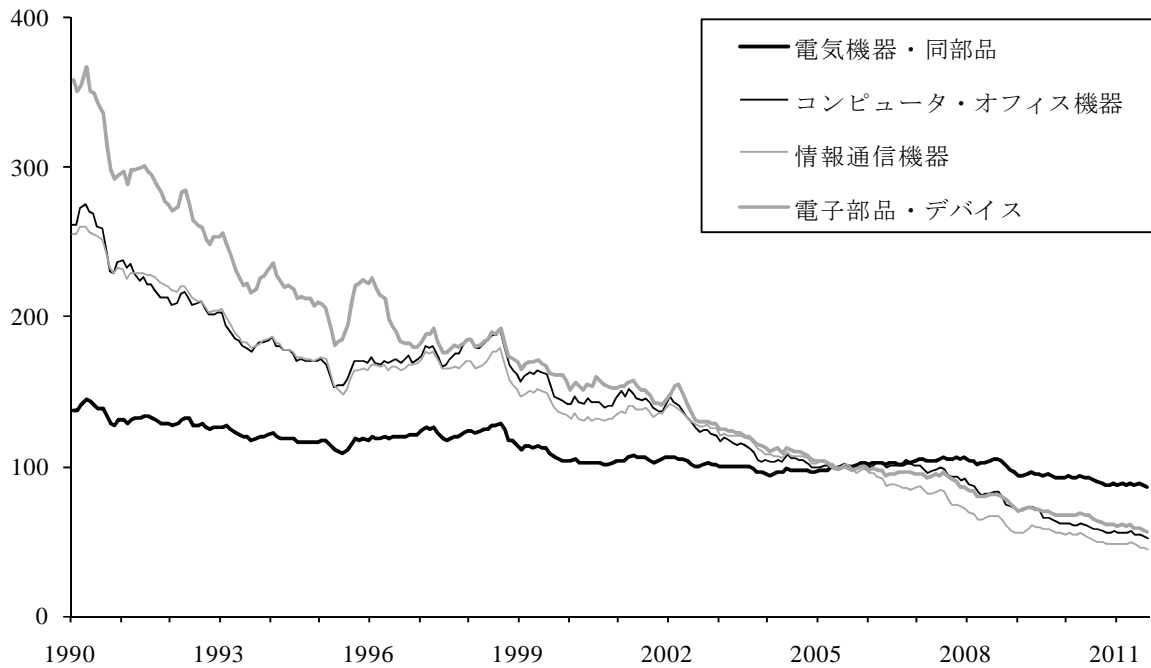
図2 商品分類別の輸出物価指数の推移 (2005=100)



(注) 括弧内の数値は2005年基準の総合指数に占める各商品グループのウェイト (%)。

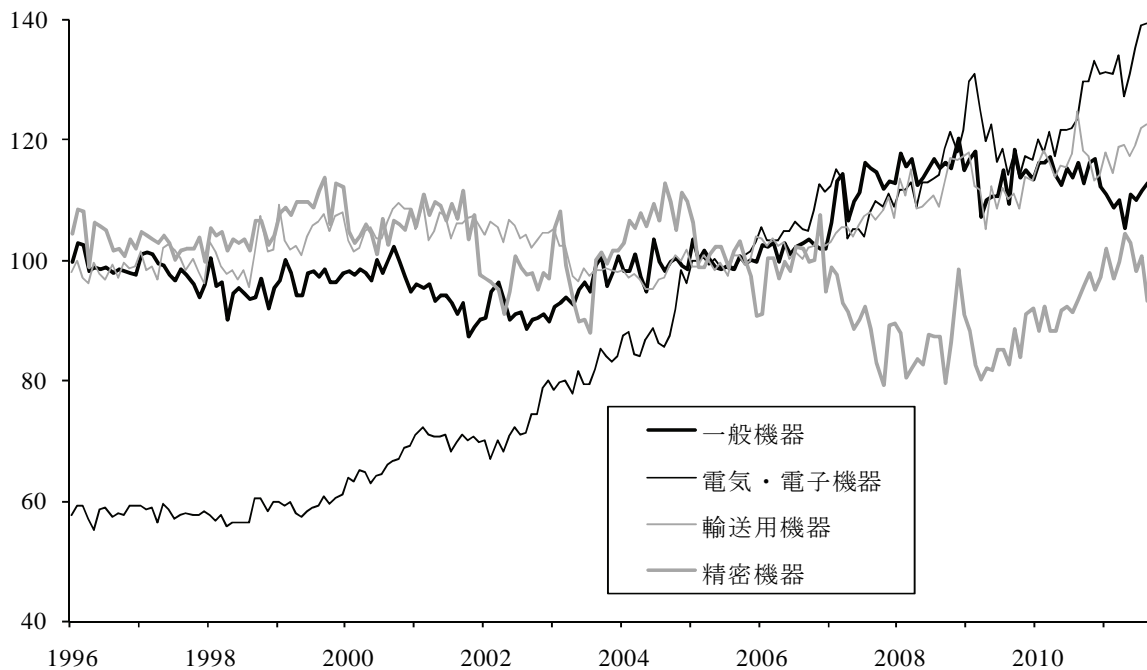
(出所) 日本銀行ホームページ統計をもとに著者作成。

図3 電気・電子機器の輸出物価指数の推移 (2005年=100)



(出所) 図2に同じ。集計方法に関しては第3節参照。

図4 機械機器の輸出価格比率の推移 (2005=100)



(注) いずれも当該品目グループに関する輸出単価指数を輸出物価指数で除した値。ただし両指数の品目構成は必ずしも一致していない。

(出所) 図1に同じ。

出単価指数では電気・電子機器、輸出物価指数では一般機器に分類されているといった違いはあるが、図1で見た総合指数の価格比率の上昇に一部の電気・電子機器の価格が大きな影響を与えていることは間違いないと思われる。

情報通信機器や半導体デバイスなどの電子機器は多くの特筆すべき性質を備えている。まず、電子機器産業では技術革新のスピードが早く、市場に出回る商品が目まぐるしく変化する傾向がある。また、新商品の発売に伴って既存品の価格が急落することも少なくない。単価指数が各時点で取引される商品の平均的な価格を反映するのに対し、物価指数は基本的に同一商品の価格動向を反映している。ただし出回り品の変化によって物価指数の代表性が失われることを防止するために、日銀は価格調査の対象商品を逐次的に入れ替えている。電子機器に関してはこの種の商品の入れ替えが頻繁に実施されるため、新旧商品の価格をどのように接続するかによって集計後の物価指数に影響が及ぶ可能性も考えられる。

本章では、日本において輸出価格比率が上昇している原因を考察し、それを輸出品の高度化や高付加価値化、日本企業の輸出戦略などに関連付けて考えることの妥当性を検証する。次節以降の構成は以下の通りである。まず、第1節において物価指数と単価指数の違いを確認し、輸出価格比率を輸出品の高度化や高付加価値化の指標と考える根拠を整理する。第2節では電子機器産業の特徴や日銀の輸出物価指数の特性などに留意しつつ、日本の輸出価格比率を上昇させうる他の要因について検討する。第3節では産業部門別の輸出単価指数と輸出物価指数を集計し、どの部門が日本の輸出価格比率の上昇をもたらしているか、個々の産業部門の輸出価格比率と当該部門の付加価値や輸出競争力の間にどのような関係があるかを検証する。終節では本章の分析結果と残された研究課題をまとめる。

1. 価格指数と輸出価格比率

解説の都合上、以下では個々の商品を $j=1,2,\dots$ 、複数の商品の集合として定義される品目(商品群)を $i=1,2,\dots$ という添え字記号を用いて表記する。また、個々の商品の取引量と価格、取引額をそれぞれ $Q_{ij,t}$ 、 $P_{ij,t}$ 、 $V_{ij,t}$ と表現する。下付き添え字の t は時間を意味し、以下では便宜的に $t=0$ を一連の価格指数の基準年とする。

1.1 物価指数と単価指数

よく知られているように、個別商品の価格を集計する通常物価指数の中にもさまざまな算式にもとづく指数がある。その代表例として挙げられるのが、以下のラスパイレス指数 (P_t^L)、パーシェ指数 (P_t^P)、フィッシャー指数 (P_t^F) である。

$$(1) \quad \begin{aligned} P_t^L &= \frac{\sum_i \sum_j Q_{ij,0} P_{ij,t}}{\sum_i \sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}, \\ P_t^P &= \frac{\sum_i \sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{\sum_i \sum_j Q_{ij,t} P_{ij,0}}, \\ P_t^F &= \sqrt{P_t^L \times P_t^P} \end{aligned}$$

これらのうち、ラスパイレス指数とパーシェ指数は以下のように書き直すことができる。

$$(2) \quad \begin{aligned} P_t^L &= \sum_i \frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,t}}{\sum_k \sum_j Q_{kj,0} P_{kj,0}} \frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}} \\ &= \sum_i \frac{V_{i,0}}{V_0} P_{i,t}^L \end{aligned}$$

$$(3) \quad \begin{aligned} P_t^P &= \frac{1}{\sum_i \frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{\sum_k \sum_j Q_{kj,t} P_{kj,t}} \frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}} \\ &= \frac{1}{\sum_i \frac{V_{i,t}}{V_t} \frac{1}{P_{i,t}^P}} \end{aligned}$$

ただし、ここで $V_{i,s} = \sum_j V_{ij,s}$ かつ $V_s = \sum_i V_{i,s}$ であり、 $P_{i,t}^L$ と $P_{i,t}^P$ はそれぞれ

$$(4) \quad P_{i,t}^L = \frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}, \quad P_{i,t}^P = \frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,0}}$$

を表している。

上記の(2)–(4)式から、ラスパイレス型とパーシェ型の総合物価指数がそれぞれラスパイレス型とパーシェ型の品目別物価指数の加重平均値になっていることが分かる。ラスパイレス指数では基準年における各品目の取引額のシェアがウェイトに用いられ、パーシェ指数では比較年 (t 年) の取引額シェアがウェイトに用いられている。

一方、単価指数では個々の商品の価格を調査せず、品目別の取引額と取引量 (数量や重量) のデータをもとに価格指数を集計する。一般に貿易統計では商品分類別の輸出額や輸入額とそれに対応する取引量だけが記録され、各分類に属する個々の商品の取引額や数量、価格などは記録されない。ここで差し当たり貿易統計の商品分類が上記の品目 $i=1,2,\dots$ に対応していると仮定し、以下のように各品目の単価 (unit value) を定義しよう。

$$(5) \quad P_{i,t} = \frac{V_{i,t}}{Q_{i,t}} = \frac{\sum_j V_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,t}}$$

すると記録されていない個別商品の取引額と価格、数量が $V_{ij,t} = Q_{ij,t} \times P_{ij,t}$ という関係を満たすことから、上式を

$$(6) \quad P_{i,t} = \frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,t}} = \sum_j \left[\frac{Q_{ij,t}}{\sum_k Q_{ik,t}} \times P_{ij,t} \right]$$

と書きかえることができる。この値は当該品目に含まれる各商品の価格を取引量の比率をもとに加重平均した値になっている。そして0年を基準年とした品目 i の単価指数は

$$(7) \quad P_{i,t}^U = \frac{P_{i,t}}{P_{i,0}} = \frac{\frac{\sum_j V_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,t}}}{\frac{\sum_j V_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,0}}} = \frac{\frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,t}}}{\frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,0}}} \\ = \frac{\sum_j Q_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,t}} \times \frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}$$

と定義される。

上記の要領ですべての i に関して(7)式の $P_{i,t}^U$ が算出されれば、それを(2)式の $P_{i,t}^L$ や(3)式の $P_{i,t}^P$ に代用することにより、ラスパイレス型やパーシェ型の総合単価指数を算出することができる。このことから、物価指数と単価指数の本質的な違いが品目レベルの価格指数の作成方法にあること、総合指数の見かけの算式が同一であっても (たとえば物価指数と単価指数がともにラスパイレス型で集計されていても)、両者が概念的に異なる指数であることが分かる。

1.2 輸出価格比率の変動要因：品目構成の変化

単価指数は個別商品の価格のデータなしに集計できる点で便利だが、物価指数に期待されるいくつかの重要な要件を満たさないという欠点がある (Balk [2008])。たとえば、基準年から t 年にかけて品目 i に含まれる商品 $j=1,2,\dots$ の価格がすべて不変にとどまり、各商品の取引量だけが変化したとしよう。その場合、品目 i の物価指数も不変にとどまることが望ましく⁵、(4)式の $P_{i,t}^L$ や $P_{i,t}^P$ はこの条件を満たしている。しかし商品 $j=1,2,\dots$ の取引量がすべて同じ比率で増減するという特殊な状況を除き、(7)式の $P_{i,t}^U$ はこの条件を満たさない。したがって一国の輸出品の構成が変化すると、通常は $P_{i,t}^U$ が $P_{i,t}^L$ や $P_{i,t}^P$ から乖離する。

次に、ある品目の輸出価格比率と個別商品の取引量の構成の関係についてもう少し詳しく考えてみよう。まず、先の定義式を用いて $P_{i,t}^U$ の $P_{i,t}^L$ と $P_{i,t}^P$ 、 $P_{i,t}^F$ に対する比率を計算すると、以下のような

る。

$$(8) \quad \frac{P_{i,t}^U}{P_{i,t}^L} = \frac{\frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,t}} / \frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,0}}}{\frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}} = \frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,t}}$$

$$(9) \quad \frac{P_{i,t}^U}{P_{i,t}^P} = \frac{\frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,t}} / \frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,0}}}{\frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,0}}} = \frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}$$

$$(10) \quad \frac{P_{i,t}^U}{P_{i,t}^F} = \frac{P_{i,t}^U}{\sqrt{P_{i,t}^L \times P_{i,t}^P}} = \left(\frac{P_{i,t}^U}{P_{i,t}^L} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{P_{i,t}^U}{P_{i,t}^P} \right)^{\frac{1}{2}}$$

$$= \left(\frac{\frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,t}}}{\frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,0}}} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{\frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,t}}}{\frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,0}}} \right)^{\frac{1}{2}}$$

上記の三式はこのままではあまり有用でないが、Pámiczky [1974] や Balk [1998] が それらの含意が明瞭になるように書き換える方法を提示しているので、以下ではそれを利用する。

まず、商品 j と品目 i に関する t 年と基準年の取引量の比率を以下のように書くことにし、

$$(11) \quad g_{ij,t} = \frac{Q_{ij,t}}{Q_{ij,0}}, \quad g_{i,t} = \frac{Q_{i,t}}{Q_{i,0}} = \frac{\sum_j Q_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,0}},$$

便宜的に

$$(12) \quad P_{i,0s} = \frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,s}}{\sum_j Q_{ij,0}} = \sum_j \left[\frac{Q_{ij,0}}{\sum_k Q_{ik,0}} \times P_{ij,s} \right]$$

という記号を定義する。この $P_{i,0s}$ は「基準年の数量でウェイトづけした s 年の商品 $j=1,2,\dots$ の平均単価」を意味し、 $s=0$ であれば $P_{i,00} = P_{i,0}$ となる。

上記の記号を用いて、さらに以下の算式による加重共分散 (relative covariance) を定義する。

$$(13) \quad \begin{aligned} & rel\ cov(P_{ij,s}, g_{ij,t}) \\ &= \frac{\sum_j Q_{ij,0} (P_{ij,s} - P_{i,0s})(g_{ij,t} - g_{i,t})}{Q_{i,0} \times P_{i,0s} \times g_{i,s}} \\ &= \sum_j \frac{Q_{ij,0}}{Q_{i,0}} \left(\frac{P_{ij,s} - P_{i,0s}}{P_{i,0s}} \right) \left(\frac{g_{ij,t} - g_{i,t}}{g_{i,t}} \right) \end{aligned}$$

すると、章末の附録 A において詳述するように、上記の(8)–(10)式を以下のように書き改めることができる。

$$(14) \quad \frac{P_{i,t}^U}{P_{i,t}^L} = 1 + rel\ cov(P_{ij,t}, g_{ij,t})$$

$$(15) \quad \frac{P_{i,t}^U}{P_{i,t}^P} = 1 + rel\ cov(P_{i,0,t}, g_{ij,t})$$

$$(16) \quad \frac{P_{i,t}^U}{P_{i,t}^F} = \left[1 + rel\ cov(P_{ij,t}, g_{ij,t}) \right]^{\frac{1}{2}} \left[1 + rel\ cov(P_{i,0,t}, g_{ij,t}) \right]^{\frac{1}{2}}$$

(13)式の $rel\ cov(P_{ij,s}, g_{ij,t})$ は $P_{ij,s}$ と $g_{ij,t}$ の共分散の一種だから、「商品 $j=1,2,\dots$ の中で s 年の価格が高いものほど基準年から t 年にかけての取引量の増加率が高い」という傾向がある場合に正の値をとる。そして $rel\ cov(P_{ij,s}, g_{ij,t}) > 0, s=0,t$ という関係が成立していれば、(14)–(16)式の右辺の値が 1 を上回り、単価指数 $P_{i,t}^U$ がラスパイレス、パーシェ、フィッシャー型のいずれの物価指数に対しても上方に乖離することが分かる。

ここで $P_{i,t}^U$ が品目 i に関する日本の輸出単価指数、 $P_{i,t}^L$ や $P_{i,t}^P$ などがそれに対応する輸出物価指数だとしよう。そして具体的な例として、商品 $j=1,2,\dots$ の価格に以下の関係が成立しているとする。

$$(17) \quad P_{ij,t} = x P_{ij,0}, \quad x > 0, j=1,2,\dots$$

すなわち、各商品の価格がすべて同じ比率で変化し、それらの大小関係が時間を通じて不変だとする。その場合、上記の三種の物価指数に関して $P_{i,t}^L = P_{i,t}^P = P_{i,t}^F = x$ という関係が成立する。そして

これらに対する単価指数の比率を計算すると、

$$(18) \quad \begin{aligned} \frac{P_{i,t}^U}{P_{i,t}^L} &= \frac{P_{i,t}^U}{P_{i,t}^P} = \frac{P_{i,t}^U}{P_{i,t}^F} \\ &= \frac{\sum_j Q_{ij,0} \times \sum_j Q_{ij,t} x P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,t} \times \sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}} \\ &= \frac{\sum_j Q_{ij,0} \times \sum_j Q_{ij,t} P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,t} \times \sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}} \end{aligned}$$

となる。したがって、

$$(19) \quad \begin{aligned} P_{i,t}^U &> P_{i,t}^k \\ \Leftrightarrow \frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,t}} &> \frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,0}} \\ \Leftrightarrow \frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,t}} &> \frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,0}}, \quad k = L, P, F \end{aligned}$$

であり、これを(12)式の表記を用いて書き直すと

$$(20) \quad \begin{aligned} P_{i,t}^U > P_{i,t}^k &\Leftrightarrow P_{i,t} > P_{i,t0} \Leftrightarrow P_{i,t} > P_{i,0t}, \\ k = L, P, F \end{aligned}$$

となる。

先述した通り、 $P_{i,st}$ は s 年の取引量でウェイトづけした t 年の商品 $j=1,2,\dots$ の平均価格である。したがって基準年から t 年にかけて品目 i の輸出総量に占める高価格品の比率が上昇した場合、(20)式の中央と右側の不等式関係が成立し、輸出単価指数がラスパイレス、パーシェ、フィッシャー型のいずれの輸出物価指数に対しても上方に乖離することが分かる。既存文献において輸出価格比率の上昇が輸出財の高度化や高付加価値化と関連付けて解釈されている一つの理由は、このような単価指数の性質にあると思われる。

1.3 輸出価格比率の変動要因：商品の変化と品質調整

ここまでの解説では、品目 i に含まれる商品

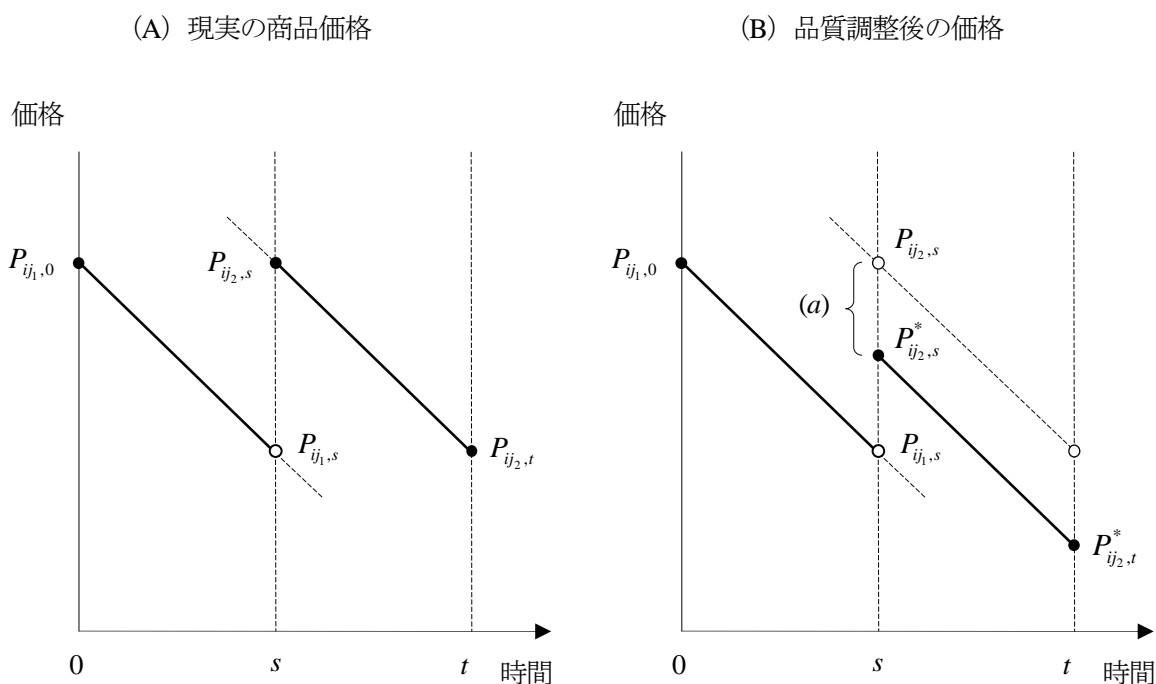
$j=1,2,\dots$ の集合が基準年と t 年の間で同一であることが仮定されていた。しかし現実の市場では、時間が経つにつれて取引される商品や銘柄が変化してゆく。また、新たに市場に登場する商品は、機能や外観、ブランドなどの点において既存の商品より優れていることが多い。以下では便宜的にこれらの機能や外観、ブランドなどを総称して「品質」と呼ぶことにする。

単価指数は基準年と当該年において取引された商品の平均価格の比率にすぎないため、二時点間で商品の構成が変化することは問題とならない。しかし通常の物価指数では同一（の品質を持つ）商品の集合の価格を二時点間で比較することが前提になっているため、市場に出回る商品や銘柄、それらの性質などが変化した場合、何らかの対応が求められる。また、逐次的に基準年を更新する連鎖型の物価指数に比べると、ラスパイレス型やパーシェ型の固定基準年指数では個別商品や品目のウェイトの更新頻度が低いため、このような商品構成や品質の変化への対応はいっそう重要となる。

ここで商品 j に j_1 と j_2 という二つの銘柄が存在するとして、これらの価格が図5のように変化するケースを考えてみよう。これらの銘柄は異なる企業が販売する類似品かも知れないし、単一企業が販売する旧製品と新製品かも知れない⁶。基準年時点では j_1 の販売シェアが高かったが、しだいに j_2 の販売額が増加し、 s 年以降は後者が商品 j の代表的な銘柄になったと仮定しよう。パネル (A) の斜線は各銘柄の価格の推移を示し、太い実線部分が各銘柄が代表的な商品だった時期を表している。

(4)式に示した品目レベルの物価指数を計算するためには、基準年から t 年にかけての商品 j の継続した価格の時系列が必要となる。0 年から $s-1$ 年まで銘柄 j_1 の価格を利用し、 s 年以降は銘柄 j_2 の価格を利用する場合、両者をどのような方法で接続するかが問題となる。単純な方法として、

図5 調査価格の変更と品質調整 (1)



(出所) 筆者作成

パネル (A) の太い実線をそのまま連結して単一の系列とすることも考えられるが、この方法は必ずしも適切ではない。上述の通り、一般に新商品や新銘柄は旧商品や旧銘柄の品質を上回るため、 s 年における新旧商品の価格差の一部が両者の品質の違いを反映していると思われるからである。

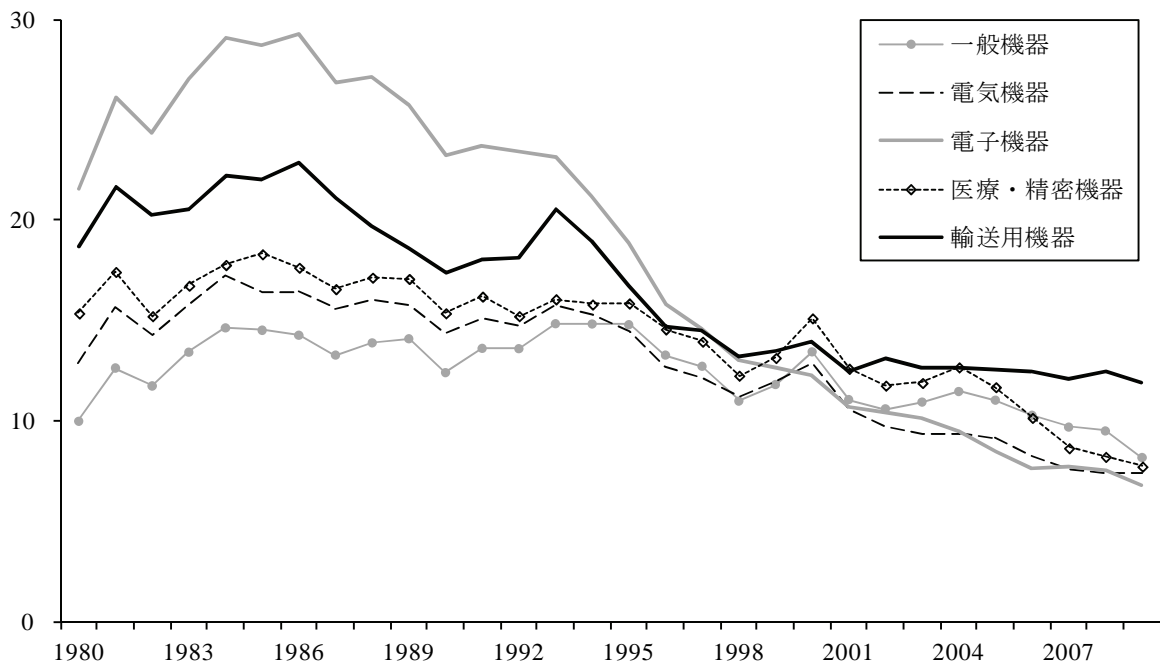
上記の点を考慮し、輸出物価指数を含む日銀の物価指数では、調査価格（価格調査の対象となる商品や銘柄）の入れ替えに際し、新旧商品の価格差のうち品質差を反映していると思われる部分を新商品の価格から控除した上で旧商品の価格の系列に接続するという処理が行われている。たとえば図5において、 s 年における銘柄 j_1 と j_2 の価格差 $P_{ij_2,s} - P_{ij_1,s}$ のうちパネル(B)の(a)が両者の品質差に起因する部分、残りが純粋な価格の下落を反映する部分だったとしよう。その場合、銘柄 j_2 の価格から(a)を控除して作成した $P_{ij_2,s}^*$ と $P_{ij_2,t}^*$ を繋ぐ実線を $s-1$ 年までの銘柄 j_1 の価格の系列に接続するという処理が行われる⁷。

上記の例から分かるように、調査価格の入れ替えが頻繁に行われ、かつ新旧商品の品質差を考慮した価格調整の幅が大きい場合、集計された物価指数は単価指数に比べて下方に乖離する。したがって技術革新による新旧商品の交代のスピードが速い産業や品目では、輸出価格比率が上昇傾向を持つ可能性が考えられる。既存文献において日本の輸出価格比率の上昇がしばしば輸出財の高度化や高付加価値化と同一視されているもう一つの理由はこの点にあると思われる。

2. 輸出価格比率に関する留意点

前節では輸出価格比率を上昇させる原因として高価格品の販売シェア拡大と調査価格の変更に伴う品質調整の二つを指摘した。しかし現実にはこれらの要因が輸出財の付加価値比率や企業の輸出戦略などと単純に対応している訳ではない。また、より重要な点として、日本の輸出価格比率はこ

図6 世界の貿易総額に占める日本の輸出シェアの推移 (%)



(注) 電子機器は表3の定義によるコンピュータ・オフィス機器と情報通信機器・電子部品の和。

(出所) CEPII/Bureau van Dijk Chelem database をもとに著者集計。

れら以外の要因によっても上昇する可能性がある。本節ではこれらの点について考察する。

2.1 同一品目に属する商品の価格差の含意

輸出価格比率の上昇が必ずしも日本企業の特化戦略やその成功を意味しないことは、実は前節の分析からも明らかである。1.2において解説したように、(13)式の $relcov(P_{ij,s}, g_{ij,t})$ が正の値をとる場合、輸出価格比率は上昇する。しかし $relcov(P_{ij,s}, g_{ij,t})$ は単に $P_{i1,s}, P_{i2,s}, P_{i3,s}, \dots$ の相対的な大きさと $g_{i1,t}, g_{i2,t}, g_{i3,t}, \dots$ の相対的な大きさの関係を表しているにすぎないから、 $g_{i1,t}, g_{i2,t}, g_{i3,t}, \dots$ がすべて1未満であっても(すなわちすべての商品の輸出量が減少していても)、低価格品ほど輸出量が大きく落ち込めば正の値をとりうる。一般に、後発国が輸出市場に参入する場合、汎用的な低価格品からシェアを伸ばしてゆくことが多い。したがって日本のように後発国に追い上げられる立場

にある国の場合、低価格品ほど輸出量が急激に落ち込むことは大いにありうることである。その場合、ある産業の輸出額が急減し、当該産業が生み出す付加価値や雇用が減少していても、(6)式の平均単価が上昇し、輸出価格比率の上昇をもたらす可能性が考えられる。

日本の輸出品のほとんどは工業製品(加工品)であり、輸送用機器を含む機械機器が輸出総額の7割程度を占めている。図6は世界の主要な機械機器の貿易総額に占める日本の輸出額のシェアを算出し、その推移をグラフに描いたものである。これを見ると、どの品目でも日本の輸出シェアは低下傾向にあるが、電子機器の輸出シェアの下落率がとりわけ大きくなっている。日本の輸出価格比率の上昇に電子機器の取引が関与していると思われることを考慮すると、輸出価格比率の変化の背景要因として上記のような効果が生じている可能性も検討する必要があるだろう。

また、商品の価格の違いが品質や付加価値の違

いを反映しているケースは少なくないだろうが、両者の関係がどれだけ緊密かは明らかでない。前節の 1.2 の分析をもとに輸出価格比率の上昇が輸出財の高付加価値化を反映していると主張する場合、「同一品目に属する商品や銘柄の間に原材料費（投入財の構成）に大きな違いはなく、価格差がすなわち付加価値の差を表している」と考えていることになる。また、前節の 1.3 の分析をもとに輸出価格比率と輸出財の付加価値を結び付けて考える場合、「新旧商品（銘柄）の原材料費に大きな違いはなく、新商品は旧商品に比べて品質差の分だけ付加価値が大きい」と考えていることになる。

しかし上記の関係が常に成立する理由はなく、むしろ品質が高い商品ほど生産コストが高くなっているケースが多いと思われる⁸。また、ある商品や銘柄が継続して同一価格で取引されていても、生産者の学習効果や量産効果によって生産コストが低下し、付加価値が増加するケースもあるだろう。さらに注意すべき点として、「同一品目に属する商品や銘柄の原材料費はほぼ同一」という仮定が成立するか否かは各品目をどのように定義するかにも依存し、品目分類が粗くなるほど成立しにくくなるはずである。2.3 で説するように、日銀の輸出物価指数の品目分類はかなり大まかであり、製法や機能の点で異質な商品が同一品目に分類されているケースが少なくない⁹。輸出単価指数の基礎統計である税関貿易統計の品目分類は日銀の分類に比べると詳細だが、それでも輸出相手国によって同一品目の平均単価が数倍から数十倍も異なるケースも存在する（熊倉 [2011]）。これほどの価格差がすべて付加価値の差を反映しているとは考えにくく、むしろ同一品目に異質な商品が含まれ、相手国によって異なった商品が輸出されている可能性が高いと思われる。

2.2 商品の価格と取引量の変化の関係

次に、商品の価格と取引量の変化が輸出価格比

率に与える影響をもう少し詳しく検討してみよう。前節の 1.2 では便宜的に各商品の相対価格を不変とし、各商品の相対的な取引量の変化が単価指数と物価指数をどのように乖離させるかを考えた。また、1.3 では商品の取引量を明示的に考慮せずに、調査価格の入れ替えに伴う価格調整が物価指数に与える影響を検討した。しかし一般に個々の商品の取引量が変化すればそれらの価格も変化し、逆に相対価格が変化すれば取引量に影響が生じる。したがって単価指数や物価指数の変動の要因を考察する際、個々の商品の価格と数量のどちらかだけが変化する状況を想定することは望ましくなく、両者がともに変化し、それらの間に経済的に意味のある関係が存在する状況を考える必要がある。

商品の価格と数量の変化率の関係が物価指数に与える影響としてよく知られているのが、ラスパイレ型指数とパーシェ型指数の乖離である。標準的な消費理論が想定する状況では、消費者は価格が上昇した財を買い控え、価格が下落した財を買い増すため、代替性のある商品群の相対価格の変化率と購入量の変化率の間に負の相関関係が生じる。そしてその場合、ラスパイレ型の物価指数とパーシェ型の物価指数が乖離し、同一の効用をもたらす生計費指数に対して前者が上方に、後者が下方にバイアスを持つことが知られている（吉岡 [1998]）。

ラスパイレ型とパーシェ型の物価指数の間に上記の関係があることは、以下のようにして確かめることができる。まず、

$$(21) \quad v_{ij,0} = \frac{V_{ij,0}}{V_{i,0}} = \frac{Q_{ij,0} P_{ij,0}}{\sum_k Q_{ik,0} P_{ik,0}},$$

$$Q_{i,t}^L = \frac{V_{i,t}}{P_{i,t}^P} = \frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}$$

という値を定義しよう。次に(1)式の $P_{i,t}^P$ の定義式を $P_{i,t}^L$ の定義式で除し、さらにそれを(21)式で定義した記号を用いて整理すると、

$$(22) \quad \frac{P_{i,t}^P}{P_{i,t}^L} = 1 + \sum_j v_{ij,0} \left(\frac{P_{ij,t}^P / P_{ij,0}^P}{P_{i,t}^L} - 1 \right) \left(\frac{g_{ij,t}}{Q_{i,t}^L} - 1 \right)$$

という式が得られる。

上式は先に見た(14)式や(15)式とよく似た形になっている。(22)式の右辺において $P_{i1,t}^P / P_{i1,0}^P, P_{i2,t}^P / P_{i2,0}^P, \dots$ と g_{i1}, g_{i2}, \dots の間に負の相関関係があるとき、両辺の値は1を下回る。すなわち0年から t 年にかけての商品の価格と取引量の変化率の間に負の相関関係が存在する場合、 $P_{i,t}^L$ の上昇率が $P_{i,t}^P$ の上昇率を上回る。この性質はもともと Bortkiewicz [1923] によって指摘されたもので、今日では広く知られている。

上記のパーシェ型とラスパイレス型の物価指数の関係は先に導出した単価指数と物価指数の関係からも導くことができる。(14)式を(15)式で除すと、直ちに

$$(23) \quad \frac{P_{i,t}^P}{P_{i,t}^L} = \frac{1 + \text{rel cov}(P_{ij,t}, g_{ij,t})}{1 + \text{rel cov}(P_{ij,0}, g_{ij,t})}$$

という関係が得られ、この値は(22)式の値と一致する。したがって単価指数の上昇率が物価指数の上昇率を上回り、かつ、ラスパイレス型物価指数の上昇率がパーシェ型物価指数の上昇率を上回っている場合、 $\text{rel cov}(P_{ij,0}, g_{ij,t}) > 0$ かつ $\text{rel cov}(P_{ij,t}, g_{ij,t}) > 0$ であるだけでなく、 $\text{rel cov}(P_{ij,0}, g_{ij,t}) > \text{rel cov}(P_{ij,t}, g_{ij,t})$ 、すなわち0年から t 年にかけての個別商品の取引量の相対的な変化率が t 年の相対価格より0年の相対価格と強い正の相関関係を持つことが分かる。

ところで、日本の輸出物価指数に関してラスパイレス型指数の上昇率がパーシェ型指数の上昇率を上回る傾向は認められるのだろうか。上述したように、ラスパイレス型の物価指数がパーシェ型の物価指数に対して上方に乖離する現象は消費者の最適化行動によって説明されることが多いが、生産者の最適化行動が市場の取引量や価格に大きな影響を与えている場合、両者の関係が逆転してもおかしくない。日本の輸出物価指数はラスパイ

レス型指数のみが公表されているが、日銀は不定期にパーシェ型指数を算出して公式指数との乖離を調査している(いわゆるパーシェ・チェック)。その結果を見る限り、確かにラスパイレス型指数の上昇率がパーシェ型指数の上昇率を上回っており、時期によっては両者の乖離幅がかなり大きくなっている¹⁰。

日銀のパーシェ・チェックの結果は総合指数に関してだけ報告されているため、どの品目の価格動向がラスパイレス型指数とパーシェ型指数の乖離をもたらしているのかは分からない。しかし先述したように、財務省の輸出単価指数は総合・概況品別指数ともにラスパイレス型、パーシェ型、フィッシャー型の三系列が公表されている。上記のラスパイレス指数とパーシェ指数の関係は個別の調査価格にもとづく物価指数を念頭に置いたものだが、後述するように、輸出単価指数の品目分類は日銀の輸出物価指数の品目分類に比べて格段に細分化されている。したがって、日銀の輸出物価指数の品目と同レベルまで集計された概況品別単価指数を抽出し、これらに関してラスパイレス型指数とパーシェ型指数の推移を比較すれば、どのような品目がラスパイレス型とパーシェ型の輸出物価指数の乖離をもたらしているかをある程度推察することが可能である。

上記の考察にもとづき、ラスパイレス型とパーシェ型の輸出単価指数を利用し、2000年基準指数の2000年から2005年にかけての騰落率と2005年基準指数の2005年から2010年にかけての騰落率を計算してみた。その結果をまとめた表1を見ると、やはり大半の品目においてラスパイレス指数の上昇率がパーシェ指数の上昇率を上回っている。また、その結果として、ラスパイレス型の総合単価指数の上昇率はパーシェ指数の総合単価指数の上昇率に比べて相当高くなっている。

ただし、表1では品目によってラスパイレス指数とパーシェ指数の上昇率の乖離幅に相当大きなばらつきが認められる。興味深いことに、ラスパ

表1 概況品別の輸出単価指数の変化率の比較

概況品名称	2000年基準指数（2000年－2005年）			2005年基準指数（2005年－2010年）		
	[A]ラスパ [®] イレス指数	[B]パ [®] ーシェ指数	[A]－[B]	[A]ラスパ [®] イレス指数	[B]パ [®] ーシェ指数	[A]－[B]
繊維用糸	19.3	4.2	15.1	24.7	-2.0	26.6
織物	3.5	0.9	2.6	3.0	1.8	1.2
有機化合物	41.4	34.7	6.6	-2.4	-7.1	4.7
無機化合物	11.6	3.4	8.2	8.2	-1.8	10.1
ガラス・同製品	-13.2	-21.0	7.9	261.6	-24.1	285.7
陶磁器	-7.0	-8.3	1.3	-	-	-
棒鋼・形鋼・線	62.7	56.1	6.5	10.2	8.1	2.1
鉄鋼フラットロール製品	76.7	71.2	5.5	-4.9	-7.8	3.0
銅・同合金	75.7	64.4	11.3	39.0	38.6	0.4
手道具・機械用工具	5.1	-0.2	5.2	-0.9	-7.9	7.0
原動機	4.4	4.0	0.4	5.8	-0.3	6.1
農業用機械	-0.4	0.3	-0.7	-7.9	-9.6	1.8
事務用機器	27.8	-15.3	43.1	168.9	-32.0	200.9
金属加工機械	10.3	6.5	3.8	-10.6	-11.8	1.1
繊維機械	6.8	4.5	2.3	3.1	2.0	1.1
建設鉱山用機械	17.7	17.3	0.3	6.2	6.9	-0.6
加熱・冷却用機器	31.8	20.5	11.3	-20.1	-53.5	33.4
ポンプ・遠心分離機	7.9	4.6	3.3	8.7	5.3	3.4
荷役機械	13.2	12.7	0.5	-3.4	-4.4	1.0
ペアリック [®]	-11.7	-13.9	2.1	2.0	1.7	0.3
半導体等製造装置	-	-	-	-20.5	-23.0	2.4
重電機器	-10.9	-16.6	5.7	10.7	0.8	9.9
電気回路等の機器	12.7	5.1	7.6	0.2	-1.8	2.0
絶縁電線・ケーブル	0.3	-7.5	7.9	27.2	25.0	2.2
映像機器	78.0	-24.9	102.9	-11.0	-17.6	6.6
音響機器	17.9	-10.5	28.4	-28.6	-19.4	-9.2
音響・映像機器の部品	16.0	-10.7	26.7	133.4	46.2	87.2
通信機	1.7	12.3	-10.6	-2.4	-9.7	7.3
家庭用電気機器	49.0	30.4	18.6	11.0	-5.3	16.2
電池	-30.3	-39.1	8.8	-20.9	-32.7	11.8
半導体等電子部品	72.6	-13.4	86.0	10.4	-55.9	66.3
電気計測器	-6.5	-10.1	3.6	-10.6	-15.5	4.9
コンデンサー	-23.8	-24.8	1.0	19.9	18.4	1.5
自動車	4.8	7.5	-2.7	-2.6	-3.0	0.3
自動車の部分品	7.6	7.1	0.5	-7.1	-6.0	-1.2
科学光学機器	-4.5	-10.7	6.3	2.0	-38.0	40.0
石油製品	-	-	-	27.6	7.0	20.6
ゴムタイヤ・チューブ	14.1	14.2	-0.1	11.0	11.9	-0.9
写真用・映画用材料	22.3	21.1	1.1	-13.7	-18.1	4.5
記録媒体（含記録済）	49.0	6.1	42.8	412.4	56.6	355.8
楽器	17.0	-4.5	21.6	-5.3	-6.8	1.5
（参考）全ての品目	15.2	-11.0	26.1	21.6	1.6	20.0

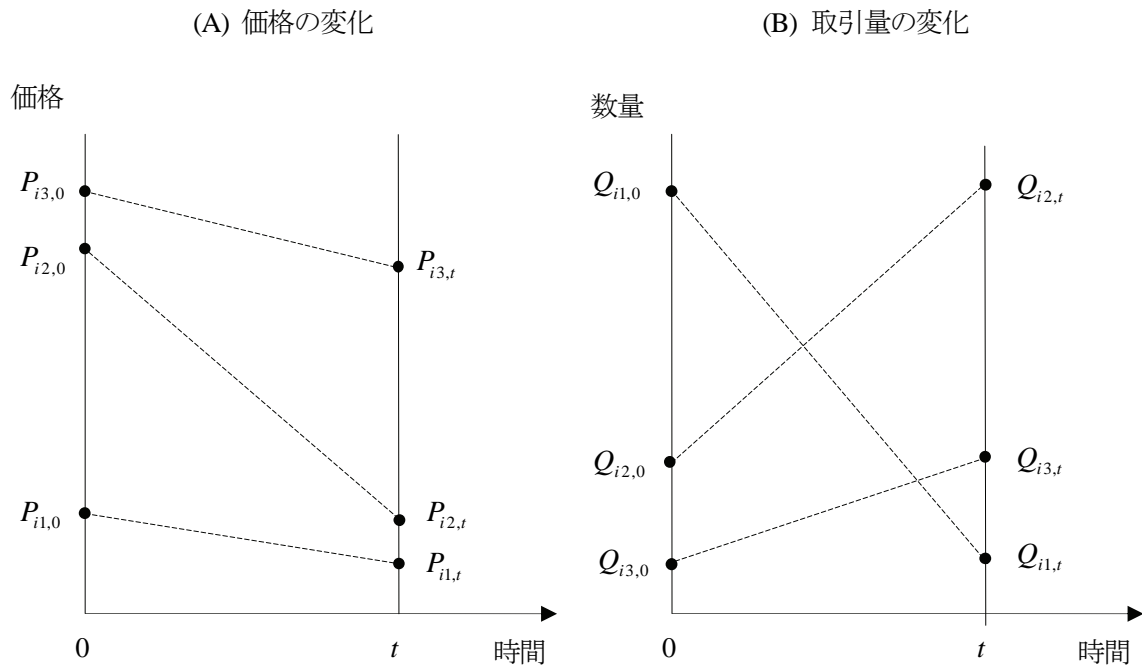
（注）左欄の[A]と[B]は2000年から2005年にかけての変化率を、右欄の[A]と[B]は2005年から2010年にかけての変化率を表す。いずれもパーセント表示。-は該当データなし。「全ての品目」は総合指数の騰落率を表す。

（出所）税関ホームページ資料をもとに著者集計。

イレス型指数の上昇率がパーシェ型指数の上昇率を大幅に上回っている品目の中には事務用機器

（電算機やその周辺機器）や映像機器、半導体等電子部品などの電子機器が多く含まれている¹¹。

図7 技術進歩と商品の世代交代



(出所) 筆者作成

また、詳細は省略するが、これら以外で両指数の乖離率が大きい品目の中にも電子機器の中間財が含まれ、それらの取引シェアの変化が両指数の乖離の主因になっているケースが少なくない¹²。このことから推察する限り、日本において輸出価格比率が上昇傾向にあることとラスパイレス型の価格指数の上昇率がパーシェ型指数の上昇率を上回っていることは表裏一体の関係にあり、これら二つの現象の背後に同一の原因が作用している可能性が考えられる。

それでは、電子機器に関して輸出価格比率とラスパイレス・パーシェ型指数の比率を同時に上昇させる原因とは何だろうか。先述したように、電子機器産業では急速な技術進歩によって市場に出回る商品が目まぐるしく変化する傾向がある。このような出回り品の変化が単価指数や価格指数にどのような影響をもたらすかを考えるために、ここで図7の例を考えてみよう。

この図では品目 i に属する商品として $j=1,2,3$

の三つを想定し、基準年から t 年にかけての各商品の価格と取引量の推移を描いている。たとえば品目 i がパソコンや携帯電話、半導体デバイスなどだとして、商品1が旧型の製品、商品2が次世代の製品、商品3が次々世代（最新式）の製品だとしよう。基準年時点では商品1が最も取引量の多い出回り品であり、量産効果によってすでに価格が十分に低下している。0年から t 年にかけてこの商品の取引量は激減するが、さらなるコストダウンの余地が限られていることから、価格の低下は緩慢なものにとどまる。商品2は基準年から t 年にかけて代表的な製品となり、量産効果と技術の成熟によって価格が急落する。最後に、商品3は t 年時点でもまだ新しい商品であり、取引量の増加と価格の下落は商品2ほど大きくない。ただし基準年における商品3の取引量が商品2の取引量と比べて僅かであることから、基準年から t 年にかけての販売量の増加率は大きくなる。すなわち、 $\Delta Q_{i2,t} = Q_{i2,t} - Q_{i2,0}$ は $\Delta Q_{i3,t} = Q_{i3,t} - Q_{i3,0}$ に

比べてずっと大きい。が、 $g_{i2} = Q_{i2,t} / Q_{i2,0}$ は $g_{i3} = Q_{i3,t} / Q_{i3,0}$ をわずかに上回る程度にとどまる。

図7は単なる仮説例にすぎないが、市場を牽引する商品が短期間で激しく変化するIT機器や電子部品などに関してはいかにもありそうなケースである¹³。ここで注目したいのは、この例では先に見た、①基準年から t 年にかけての各商品の取引量の成長率が基準年および t 年における商品の相対価格と正の相関関係を持つ、しかし②基準年の相対価格との相関度が t 年の相対価格との相関度を上回る、③基準年から t 年にかけての各商品の取引量の変化率が相対価格の変化率と負の相関関係を持つ、という三つの関係がすべて成立する。したがってこの例の場合、単価指数の上昇率が物価指数の上昇率を上回る現象とラスパイレス型の物価指数の上昇率がパーシェ型の物価指数の上昇率を上回る現象が同時に生じる。また、これら二つの現象には「新しい商品や相対価格が下落した商品への需要のシフト」という消費者側の要因と「技術進歩や売れ筋商品への生産シフト、それに伴うコストの低下」などの生産者側の要因の両方が反映されている。このことは、輸出価格指数の上昇を供給側である日本企業の行動のみから説明しようとするのが必ずしも適切でない可能性があることを示唆している。

2.3 日本の輸出単価指数と輸出物価指数の特性

日本の輸出単価指数と輸出物価指数を比較する際にもう一つ注意すべき点は、これらの指数が必ずしも理論的な単価指数や物価指数そのものでなく、さまざまな実務的な制約の下で多くの工夫を施して集計されていることである。したがって輸出価格比率が上昇する理由を考えるに当たっては、理論的に予想される単価指数と物価指数の乖離だけでなく、これらの指数の作成方法の違いにも注意を払う必要がある¹⁴。

上記の二つの指数のうち、輸出単価指数は貿易

統計のみから集計可能であるため、税関記録の信頼性の高い国において技術的な問題点は必ずしも多くないと考えられる。しかしよく知られているように、貿易統計の個々の品目に(5)式を機械的に適用して算出した平均単価の時系列は必ずしも安定的でなく、突然数十倍に跳ね上がったり数十分の一に下落したりといった現象が発生することがある¹⁵。また、日本の貿易統計の品目分類は世界税関機構(World Customs Organization、WCO)の統一システム(Harmonized Commodity Description and Coding System、略称HS)に準拠しており、HSが改訂される年には相当数の品目が再編されるため¹⁶、その前後のデータの接続方法によって集計後の単価指数に変化が生じる可能性がある。最後に、貿易統計品目の中には他の品目に含まれない商品を一括計上するいわゆるバスケット品目が相当数存在し、これらを類似品の集合と解釈することが適切でない場合がある。財務省は日本の輸出統計品目の中で単価を算出することが適切だと思われるものだけを抽出し、さらに算出された単価の変動率が極端に大きい品目を除外するなど、一連の処理を施した上で輸出単価指数に集計している(財務省[2008a])¹⁷。

一方、輸出物価指数は日銀が独自に実施している個別商品の価格調査に依拠しているため、価格調査に特有の様々な制約に直面している。これらの制約の中で本章のテーマと関係が深い点として、(a)現実に輸出されている商品の種類に比べて価格調査が行われている商品の数が著しく少なく、後者が前者を適切に代表しているか否かが必ずしも明らかでないこと、(b)調査価格の入れ替えに伴って常に新旧商品の品質調整が行われるわけではなく、新商品の価格を機械的に旧商品の価格に鞅寄せさせているケースが少なくないこと、が挙げられる。これらはいずれも電子機器と関係の深い問題であり、先に議論した単価指数と物価指数の理論的な乖離とも関連するため、ここで詳しく検討しておこう。

表2 品目分類と調査価格の数

指数	分類	1995年基準指数	2000年基準指数	2005年基準指数
輸出物価指数	大分類	8	8	8
	小分類	31	32	29
	商品群	73	79	71
	品目	209	222	213
	調査価格	627	1,155	1,155
輸出単価指数	大分類	7	7	7
	品目	2,174	2,264	2,298
(参考)輸出統計品目総数		6,027	6,029	6,101

(注) 輸出物価指数の調査価格数はいずれも基準年更新時点での数(その後に追加されたり削減されているケースがある)。輸出単価指数は総合指数と大分類別指数以外に概況品分類別の指数が公表されているが、これらはすべての品目を網羅しておらず、ユーザーの関心の強い品目や輸出額が多い品目に関してだけ作成されている。輸出統計品目総数は9桁のコードが付された貿易統計品目のうち、当該年に輸出実績があったものの総数を表す。

(出所) 税関及び日銀ホームページ資料をもとに集計。

まず、上記の(a)の問題を考察するために、表2を見てみよう。この表は1995、2000、2005年基準の輸出物価指数において指定されている品目と調査価格の数を、輸出単価指数の集計対象品目数及び貿易統計上の輸出品目総数と比較したものである。貿易統計における輸出品目総数はいずれの年でも6,000余りに上り、輸出単価数はそのうち2,200前後の品目の平均単価をもとに算出されている。したがって輸出単価指数における個別品目の価格指数の採用率は4割弱だが、不採用品目の中に輸出額の少ないマイナーな品目が少なくないことから、輸出額ベースでの採択率は9割以上に上っている(財務省関税局[2003]、財務省[2008a]等)。

一方、輸出物価指数の場合、どの基準年の指数においても品目数は200余りにすぎず、これらが前節の*i* = 1, 2, ...に相当する。また、2000年基準指数から調査価格数が大幅に増み増されたが、現行の2005年基準指数においても1,000余りにとどまっている。したがって、個々の品目の価格指数が平均で約5種類の商品の価格をもとに作成されていることになる。

輸出物価指数の品目数が貿易統計や輸出単価指数の品目数に比べて著しく少ないことは、前者の

個々の品目が実質的に後者の複数の品目と対応していることを示唆している¹⁸。輸出統計品目の総数が6,000余りに上ることからこれらが非常に細分化された分類だという印象を持つかも知れないが、それは必ずしも正しくなく、これらの中には単独で数百から千以上の商品や銘柄を含む品目も含まれている(MOL JAPAN [2007])。表2における輸出物価指数の品目数と輸出統計品目の総数の比率は約1:28だから、かりに輸出物価指数におけるある品目の調査価格数が5、当該品目に対応する輸出統計品目数が28だとして、これら輸出統計品目の一つ一つが500種類の商品を含んでいるとすると、単一の商品や銘柄の調査価格が $28 \times 500 \div 5 = 2,800$ 種類の商品の価格を代表している計算になる。なお、欧米諸国においては輸出入物価指数の作成のために数千から一万以上の商品の価格が調査されているケースが少なくない(日本銀行統計調査局[2011])。

輸出物価指数に関して今一つ注意すべき点は、品目別の価格指数において個々の商品の取引量の多寡が明示的に考慮されていないことである。すなわち、理論的なラスパイレス型の品目別物価指数の算式が(4)式であるのに対し、日銀の品目別輸

出価格指数は

$$(24) \quad \tilde{P}_{i,t} = \frac{\sum_{j=1}^n \frac{P_{ij,t}}{P_{ij,0}}}{n}$$

という算式によって計算されている（日本銀行調査統計局 [2007]）。一般に調査価格にもとづく物価指数の場合、個別商品の販売額や市場シェアを正確に把握することは難しく、品目レベルの価格指数を理論的な物価指数に忠実に作成することは難しい。したがって諸外国においても品目レベル指数に関して(24)式のような簡便法が適用されているケースは少なくない。

ただし上記のことは、輸出単価指数と輸出物価指数の乖離の原因を考える際、以下の二点に注意すべきことを示唆している、第一に、(6)式の単価指数が物価指数としての難点を抱えているのと同様に、(24)式も理想的な物価指数からはほど遠いものである。したがって(24)式の品目別指数を集計した輸出物価指数が(6)式の品目別指数にもとづく輸出単価指数より優れているとは即断できず、前者をベンチマークとして後者がそれから乖離する理由を分析することが必ずしも適切でない可能性が考えられる。

第二に、日銀の輸出物価指数が比較的少数の調査価格に依拠していることを考慮すると、(24)式の $\tilde{P}_{i,t}$ を(4)式の $P_{i,t}^L$ の近似値と見なすことが適切かどうかは明らかでない。(24)式は個別商品の取引額の多寡を無視しているから、 $\tilde{P}_{i,t}$ を $P_{i,t}^L$ に近づけるためには取引額の多い商品を優先的に価格調査の対象に含めるといった対応をとる必要がある。日銀は実際にそのような努力を行っているが、個別品目の平均調査価格数がわずかに5程度にとどまっていることを考えると、それにも自ずと限界があると思われる¹⁹。

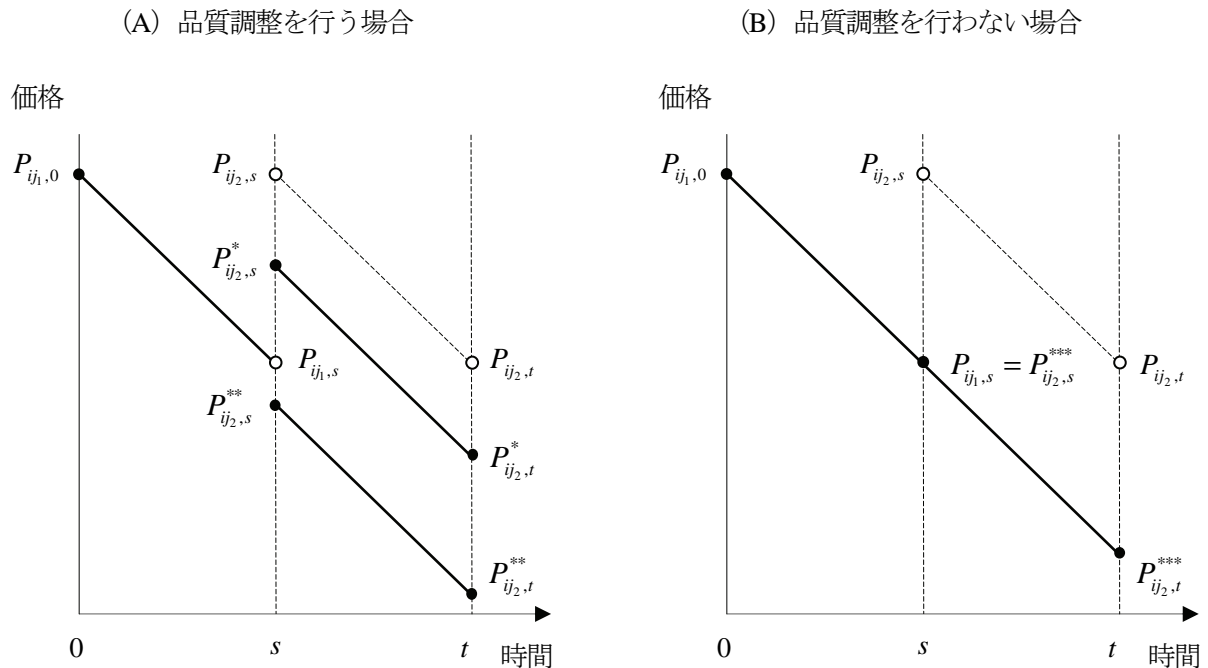
次に先の(b)の点について検討しよう。日銀の輸出入物価指数では一年間に価格調査対象商品の2-3割が入れ替えられることも少なくなく、5年おきの基準改訂の間に実施される商品変更の累積件

数はきわめて多い。上述したように、日銀は商品変更時に新旧商品の品質差を調整する努力を行っているが、品質比較が困難な商品や品質と価格の関係が不明瞭な商品に関しては調整を実施していない。たとえば2006年には255件の調査価格の入れ替えが実施されたが、これらのうち125件に関して品質を考慮した価格調整が見送られている。同様に2008年には299件の入れ替えが実施され、これらのうち160件の価格調整が見送られている。2008年の変更に関する資料を見る限り、電気・電子機器や精密機器において価格調整が困難と判断されるケースが多く、商品変更総数の3分の2近くに上っている（日本銀行調査統計局 [2009]）。

図8は調査価格の入れ替えに伴って品質調整が行われるか否かが価格指数の時系列にどのような影響を与えるかを示したものである。図5と同様に s 年に調査価格の入れ替えが実施され、新商品の品質が旧商品の品質を上回っている場合、新商品の価格は実勢価格に比べて下方に調整される。図8のパネル(A)において、新旧商品の品質の差（に起因する価格差）が表面価格差を下回っている場合、接続後の商品 j の価格指数の時系列は $P_{ij,0} \rightarrow P_{ij,s} \rightarrow P_{ij,s}^* \rightarrow P_{ij,t}^*$ のようになる。また、新旧商品の品質差が表面価格差を上回っている場合には $P_{ij,0} \rightarrow P_{ij,s} \rightarrow P_{ij,s}^{**} \rightarrow P_{ij,t}^{**}$ のようになる。後者の場合、新商品が旧商品に比べて実質的に値下げされていることを意味している。

一方、パネル(B)には品質調整を行わない場合の新旧価格の接続方法が示されている。日銀は新旧商品の品質差を考慮した価格調整が困難だと判断した場合、各商品の実勢価格である $P_{ij,0} \rightarrow P_{ij,s}$ と $P_{ij,s} \rightarrow P_{ij,t}$ を直接接続するのではなく、旧商品の価格の系列の終点と新商品の価格の系列の始点が一致するよう、後者の系列を調整する。したがってこの図において品質調整なしに調査価格の入れ替えが実施された場合、最終的な商品 j の価格の系列は $P_{ij,0} \rightarrow P_{ij,s} = P_{ij,s}^{***} \rightarrow P_{ij,t}^{***}$ のようになる。

図8 調査価格の変更と品質調整 (2)



(出所) 筆者作成

品質調整を行った場合の新商品の価格の系列はパネル (A) の $P_{i_1,s}^* \rightarrow P_{i_2,t}^*$ のようになるケースも $P_{i_1,s}^{**} \rightarrow P_{i_2,t}^{**}$ のようになるケースもありうるため、品質調整を行わずに接続したパネル (B) の価格系列がパネル (A) の価格系列に比べて上方に乖離するか下方に乖離するかは分からない。しかしパネル (B) のケースでは新旧商品の品質や生産コストが明示的に比較されていないため、新商品の実勢価格 $P_{i_2,s} \rightarrow P_{i_2,t}$ と調整後価格 $P_{i_2,s}^{**} \rightarrow P_{i_2,t}^{**}$ の差が新旧商品の品質や付加価値の差を忠実に反映していると考えることには無理がある。調査価格の変更頻度が高く、かつこの例のように機械的な方法で新旧商品の価格指数が接続されるケースが多い場合、単価指数と物価指数の格差は漸進的に拡大するが、それが必ずしも日本の輸出財の品質の向上や付加価値の増加を意味するわけでない。また、日本と諸外国の間で調査価格の入れ替えやそれに伴う品質調整の方法が同一でない以上、日本と諸外国の輸出物価指数を比較する際にはいつ

その注意が必要となる²⁰。

3. 実証分析

本節ではこれまでの考察を手がかりとしつつ、日本の輸出価格比率を上昇させている要因を数量的に分析する。以下ではまず、どのような産業の輸出品が輸出価格比率の上昇をもたらしているか、そして輸出単価指数にラスパイレズ指数を用いた場合に輸出価格比率の推移がどのように変化するかを検討する。その後、産業部門別の輸出価格比率の変化と当該部門の輸出競争力や付加価値比率の間にどのような関係があるかを分析する。

3.1 産業部門別の輸出単価指数と輸出物価指数の作成

「はじめに」で見たように、輸出価格比率の上昇は必ずしもあらゆる産業において均一に認めら

表3 産業部門の定義と各部門の輸出額のシェア

産業部門	ISICコード	輸出額シェア(%)				
		1990	1995	2000	2005	2010
1 化学製品	24-25	9.6	10.7	11.1	13.0	14.4
2 金属・同製品	27-28	7.1	6.8	5.9	8.1	10.4
3 一般機械	29	14.2	15.8	14.6	15.7	18.6
4 コンピュータ・オフィス機器	30	8.8	8.7	7.6	4.3	0.9
5 電気機器・同部品	31	5.2	6.4	7.0	6.0	6.0
6 情報通信機器・電子部品	32	15.3	16.8	16.9	12.4	10.3
7 医療・精密機器	33	5.1	5.1	6.3	6.3	5.5
8 輸送用機器	34-35	27.4	23.4	23.9	26.5	26.2
9 その他の産品・製品	上記以外	7.3	6.4	6.8	7.6	7.7

(注) 輸出額シェアは国連が公表しているHSとISICの対応表などをもとに当該年中の各産業部門の輸出額を集計した上で輸出総額に占めるシェアを算出したもの。輸出単価指数や輸出物価指数の集計対象に含まれない再輸出品等は除外して集計している。

(出所) 日本銀行及び税関ホームページ資料をもとに著者集計。

れる現象ではなく、電子機器など一部の産業の取引によるところが大きいと思われる。ただしこれも「はじめに」で指摘したように、財務省の輸出単価指数と日銀の輸出物価指数とでは品目や商品分類の定義が異なるため、公表されている品目・商品群別の指数を直接比較しても、必ずしも正確な分析にはならない。そこで以下ではまず、同一の定義にもとづく産業部門別の輸出単価指数と輸出物価指数を作成することを考えよう。

基本的な産業分類としては、国際標準産業分類の改訂第3版（International Standard Industry Classification Revision 3、以下ISIC Rev.3と略記）を利用する。経済分析においてしばしば利用されるISIC Rev.3の中分類（2桁分類）では、貿易財部門に当たる農林水産業と採掘業、製造業が31の産業に分割されている。しかし前述したように、日本の輸出品の大半は機械機器などの工業製品であり、これら31産業の中にはほとんど輸出実績のない産業が含まれている。また、輸出物価指数に関しては表2で示した品目や商品群別の系列がすべて公表されているが、輸出単価指数においては

大分類別指数以外は主要な概況品に関する系列だけが公表されている。したがって公表されている統計をもとに詳細なISIC分類別の単価指数を作成することは難しい²¹。

上記の点を考慮し、本節では上記の31産業を表3の9部門に統合し、これらの部門に関する輸出単価指数と輸出物価指数を作成することにした。各部門とISICの対応関係は左から3列目に示している。これらのうち、「コンピュータ・オフィス機器（含む部分品）」、「電気機器・同部品」、「情報通信機器・電子部品」が電気・電子機器産業に該当する。他の産業に比べて電気・電子機器産業を細かく分類しているのは、これらの一部が日本の輸出価格比率に大きな影響を与えていると思われるためである。一方、「輸送用機器」は他の産業に比べて輸出額が多いにも関わらず、単一部門に纏められている。これは日本の輸送用機器の輸出が自動車とその部品（ISICの34類）に偏っており、日銀の輸出物価品指数の品目の中でその他の輸送用機器（同35類）に該当するものが数品目しかないことを考慮したものである²²。産業部門別の輸出単

価指数と物価指数の集計方法の詳細は章末の附録Bにおいて解説している。

表3には上記の9部門が生産する商品の輸出額が日本の輸出総額に占める比率を計算した結果も示している。上述の通り、輸出単価指数は全輸出品目の4割弱の品目の単価をもとに集計されているが、各品目のウェイトを算出する際に不採用品目の取引額を考慮した調整が行われている(財務省[2008a,b])。したがって公表されている概況品別の単価指数を利用して上記の9部門別の単価指数を作成し、それを表3の輸出額シェアを用いて総合指数に集計すると、それは公表されている総合指数とほぼ一致する。一方、輸出物価指数においては価格動向の捕捉が困難な品目がウェイト計算からも除外されるため、公表されている各品目のウェイトを部門別に積み上げた値は表3の輸出額シェアと必ずしも一致しない。しかし公表されている個別品目のウェイトをもとに上記の9部門の物価指数を作成し、さらに表3の輸出額シェアをウェイトに用いてそれらを総合指数に集計してみたところ、公式の総合指数との乖離は必ずしも大きなものでなかった²³。そこで、以下では分析の煩雑化を避けるために、産業部門別の輸出単価指数と輸出物価指数を総合指数に集計する場合、表3の輸出額シェアを両者に共通のウェイトとして採用することにする。

前節で解説したように、日銀の品目別輸出物価指数は当該品目に含まれる個別商品の価格(の基準年の価格に対する比率)の単純平均値であり、それを集計した品目グループ別指数や総合指数はラスパイレス型のみが公表されている。以下では上記の9部門を $\phi=1,2,\dots,9$ という記号を用いて表現し、ラスパイレス方式で集計した産業部門別・総合輸出物価指数をそれぞれ $P_t^L(\phi)$ 、 $\phi=1,2,\dots,9$ 及び P_t^L と書くことにする。一方、輸出単価指数に関してはラスパイレス型、パーシェ型、フィッシャー型の指数が公表されていることから、部門別指数に関してもこれら三系列を集計し、それぞ

れ $U_t^L(\phi)$ 、 $U_t^P(\phi)$ 、 $U_t^F(\phi)$ と書くことにする。また、それらを総合指数に集計した値を U_t^L 、 U_t^F および U_t^F と表記する。

3.2 産業別の輸出単価指数と輸出物価指数の比較

ほとんどの既存文献は輸出価格比率として上記の U_t^F を P_t^L で除した値を利用している。これら二つの指数の基準年が同一で、その値がともに100に統一されているとすると、 $\Delta U_t^F = U_t^F - U_0^F$ および $\Delta P_t^L = P_t^L - P_0^L$ が基準年から t 年にかけての各指数の変化率(パーセント表示)に対応する。そして $\Delta U_t^F - \Delta P_t^L > 0$ であれば基準年から t 年にかけて輸出価格比率が上昇したことを意味している。

ただし上記の $\Delta U_t^F - \Delta P_t^L$ には単価指数と物価指数の違いとラスパイレス指数とフィッシャー指数の違いという二つの要因が関与しており、このままではこれらの影響を識別することができない。そこで以下では上記の値を

(25)

$$\Delta U_t^F - \Delta P_t^L = \underbrace{(\Delta U_t^F - \Delta U_t^L)}_{(a)} + \underbrace{(\Delta U_t^L - \Delta P_t^L)}_{(b)}$$

と書き直し、各産業部門の取引が右辺の(a)項と(b)項の各々にどのような影響を与えているかを検証する。前節までの分析によると、(25)式の左辺の値は正、右辺の(a)項は負である。したがって(b)項は単に正であるだけでなく、左辺の値を上回っているはずである。

第1節で解説したように、輸出価格比率を輸出財の高度化や高付加価値化の指標と見なすことの理論的根拠は単価指数と物価指数の違いによるものである。そこでまず、上記の(b)項について検討しよう。(b)項の U_t^L と P_t^L はいずれもラスパイレス指数だから、これを

(26)

$$\Delta U_t^L - \Delta P_t^L = \sum_{\phi=1}^9 \{v_0(\phi) \times [\Delta U_t^L(\phi) - \Delta P_t^L(\phi)]\}$$

と書き直すことができる。ただし、ここで $v_0(\phi)$ は $\sum_{i \in \phi} V_{i,0} / \sum_i V_{i,0}$ 、すなわち表 3 に示した各部門の輸出シェアを表している。(b)項を上記のように書き直し、右辺の{ }で囲まれた値を部門別に集計することにより、総合指数ベースでの輸出単価指数と輸出物価指数の乖離に対する各部門の寄与度を調べるができる。

表 4 は上記の計算の結果をまとめたものである。ここでは輸出単価指数と輸出物価指数の基準改訂年である 1990 年、1995 年、2000 年、2005 年を基準年 (0 年) とし、それぞれ 5 年後の 1995 年、2000 年、2005 年、2010 年を t 年として計算した。最初に表の最右段を見ると、上記の 4 期間 (20 年間) の累計で U_t^L が約 35.8% 上昇したのに対して P_t^L は 38.9% 下落し、両指数が対照的な推移を示していたことが分かる。ただし 5 年間隔で算出した $\Delta U_t^L - \Delta P_t^L$ の値を比較すると、これらがすべて正ではあるものの、1995—2000 年の値が他の年の値に比べて小さくなっている。これらのことから、過去 20 年間にラスパイレ型単価指数の上昇率が輸出物価指数の上昇率を恒常的に上回っていたこと、しかし両者の上昇率の関係が必ずしも安定的でなかったことが分かる。

次に産業部門別の計算結果を見ると、コンピュータ・オフィス機器 ($\phi=4$) と情報通信機器・電子部品 ($\phi=6$) において $\Delta U_t^L(\phi)$ と $\Delta P_t^L(\phi)$ の乖離が際立って大きく、20 年間の $\Delta U_t^L(\phi) - \Delta P_t^L(\phi)$ の累計値がそれぞれ 288.7% と 204.2% に上っている。また、これらの部門の 5 年毎の $\Delta U_t^L(\phi) - \Delta P_t^L(\phi)$ の値を観察すると、時期によってその大きさが異なり、総合指数と同様に 1995 年から 2000 年にかけての変化が他の期間に比べてやや小さくなっている。これらの傾向は最下段に示した $v_0(\phi) \times [\Delta U_t^L(\phi) - \Delta P_t^L(\phi)]$ に関してもほぼ同様であり、電子機器の取引が上記の

ΔU_t^L と ΔP_t^L の乖離の主因だったことが分かる。なお、電気機器・同部品 ($\phi=5$) でも 2005—2010 年以外は $\Delta U_t^L(\phi)$ が $\Delta P_t^L(\phi)$ を上回っているが、コンピュータ・オフィス機器や情報通信機器・電子部品に比べると各指数の変化率が小さく、しかも輸出額もあまり大きくないため、 $\Delta U_t^L - \Delta P_t^L$ への寄与度は小さくなっている。

表 4 の上段に示されているように、コンピュータ・オフィス機器部門では 2010 年の $\Delta U_t^L(\phi)$ の値が極端に大きくなっている。その一つの理由は、この時期に同部門において輸出額が大きく落ち込み (表 3 参照)、残存品目の平均価格が押し上げられたことである。ただしもう一つの理由として、HS の新版に対応するために 2007 年 1 月に貿易統計品目の再編成が実施され、2006 年以前と 2007 年以降とで同部門の品目分類が大きく変化したことも影響している²⁴。前述したように、日本の輸出単価指数は一部の品目の平均単価をもとに集計されているため、大がかりな品目再編成が行われると単価指数の集計に反映される商品の構成や平均単価が変化し、改正前後の指数が不連続となることがある²⁵。

次に(25)式の(a)項について検討しよう。この項にはフィッシャー指数である ΔU_t^F が含まれているため、(26)式のように二つの総合指数の乖離を産業部門別指数の乖離の加重平均値として表現することはできない。そこでここでは各部門に関して $\Delta U_t^F(\phi) - \Delta U_t^L(\phi)$ という値を算出し、それを先の $\Delta U_t^L(\phi) - \Delta P_t^L(\phi)$ と比較してみよう。

上記の結果をまとめたのが表 5 である。この表の上段を見ると、輸送用機器 ($\phi=8$) 以外の産業部門ではほとんどの年において $\Delta U_t^F(\phi) - \Delta U_t^L(\phi)$ が負であり、総合指数に関しても ΔU_t^F が ΔU_t^L を下回っている。ラスパイレ型単価指数の上昇率がフィッシャー型単価指数の上昇率を上回っていることは、すなわちラスパイレ型単価指数の上昇率がパーシェ型単価指数の上昇率を上回っていることを意味し、ラスパイレ

表4 ラスパイレス型輸出単価指数と輸出物価指数の乖離の要因分析

基準年 比較年	1990年 1995年	1995年 2000年	2000年 2005年	2005年 2010年	累計
$\Delta U^F - \Delta U^L$	-3.4	2.1	21.0	16.0	35.8
$\Delta U^F(1) - \Delta U^L(1)$	-6.1	3.0	24.5	26.5	47.9
$\Delta U^F(2) - \Delta U^L(2)$	-20.2	-5.2	52.3	13.0	39.9
$\Delta U^F(3) - \Delta U^L(3)$	-6.1	4.0	21.4	-6.3	13.0
$\Delta U^F(4) - \Delta U^L(4)$	19.7	-3.1	-16.7	168.9	168.8
$\Delta U^F(5) - \Delta U^L(5)$	1.2	10.5	21.5	-19.9	13.4
$\Delta U^F(6) - \Delta U^L(6)$	-2.9	-0.2	53.8	23.5	74.3
$\Delta U^F(7) - \Delta U^L(7)$	-3.6	9.8	9.0	-8.2	7.0
$\Delta U^F(8) - \Delta U^L(8)$	-2.8	1.6	4.8	3.3	6.9
$\Delta U^F(9) - \Delta U^L(9)$	-12.7	4.0	15.1	40.9	47.4
ΔP^L	-19.6	-7.0	-0.2	-12.1	-38.9
$\Delta P^L(1)$	-30.6	-4.0	17.6	-6.8	-23.8
$\Delta P^L(2)$	-23.0	-10.2	54.7	11.4	32.9
$\Delta P^L(3)$	-3.9	3.4	3.7	-5.4	-2.2
$\Delta P^L(4)$	-36.2	-12.6	-30.1	-41.0	-119.9
$\Delta P^L(5)$	-16.1	-10.3	-2.8	-8.6	-37.8
$\Delta P^L(6)$	-36.7	-22.3	-31.8	-39.1	-129.9
$\Delta U^L(7)$	-11.4	-4.5	-1.1	-13.9	-30.9
$\Delta P^L(8)$	-9.8	-2.7	9.6	-10.2	-13.2
$\Delta P^L(9)$	-20.9	-1.0	-4.2	-7.8	-33.9
$\Delta U^L - \Delta P^L$	16.2	9.1	21.2	28.2	74.7
$\Delta U^L(1) - \Delta P^L(1)$	24.5	7.0	6.9	33.3	71.7
$\Delta U^L(2) - \Delta P^L(2)$	2.8	5.0	-2.4	1.5	7.0
$\Delta U^L(3) - \Delta P^L(3)$	-2.2	0.6	17.8	-0.9	15.3
$\Delta U^L(4) - \Delta P^L(4)$	55.9	9.5	13.4	209.8	288.7
$\Delta U^L(5) - \Delta P^L(5)$	17.4	20.8	24.3	-11.2	51.2
$\Delta U^L(6) - \Delta P^L(6)$	33.8	22.2	85.6	62.6	204.2
$\Delta U^L(7) - \Delta P^L(7)$	7.8	14.4	10.1	5.6	37.9
$\Delta U^L(8) - \Delta P^L(8)$	7.0	4.3	-4.7	13.5	20.1
$\Delta U^L(9) - \Delta P^L(9)$	8.3	5.0	19.3	48.8	81.3
$\Sigma \{v(\varphi) * [\Delta U^L(\varphi) - \Delta P^L(\varphi)]\}$	16.2	9.1	21.2	28.2	74.7
$v(1) * [\Delta U^L(1) - \Delta P^L(1)]$	2.3	0.8	0.8	4.3	8.2
$v(2) * [\Delta U^L(2) - \Delta P^L(2)]$	0.2	0.3	-0.1	0.1	0.5
$v(3) * [\Delta U^L(3) - \Delta P^L(3)]$	-0.3	0.1	2.6	-0.1	2.2
$v(4) * [\Delta U^L(4) - \Delta P^L(4)]$	4.9	0.8	1.0	9.1	15.9
$v(5) * [\Delta U^L(5) - \Delta P^L(5)]$	0.9	1.3	1.7	-0.7	3.3
$v(6) * [\Delta U^L(6) - \Delta P^L(6)]$	5.2	3.7	14.5	7.8	31.1
$v(7) * [\Delta U^L(7) - \Delta P^L(7)]$	0.4	0.7	0.6	0.4	2.1
$v(8) * [\Delta U^L(8) - \Delta P^L(8)]$	1.9	1.0	-1.1	3.6	5.4
$v(9) * [\Delta U^L(9) - \Delta P^L(9)]$	0.6	0.3	1.3	3.7	5.9

(注) 最右列の累計は他の四列の値の合計値。

(出所) 著者集計。

表5 フィッシャー型輸出単価指数と輸出物価指数の乖離の要因分析

基準年 比較年	1990年 1995年	1995年 2000年	2000年 2005年	2005年 2010年	累計
$\Delta U^F - \Delta U^L$	-3.7	-2.6	-9.8	-14.1	-30.2
$\Delta U^F(1) - \Delta U^L(1)$	-5.2	-4.4	-4.8	-16.9	-31.3
$\Delta U^F(2) - \Delta U^L(2)$	-2.4	-3.0	-5.2	-3.1	-13.7
$\Delta U^F(3) - \Delta U^L(3)$	-0.7	-1.0	-10.5	0.3	-11.9
$\Delta U^F(4) - \Delta U^L(4)$	-16.2	-6.2	-0.1	-133.7	-156.2
$\Delta U^F(5) - \Delta U^L(5)$	-4.4	-5.0	-16.5	5.3	-20.5
$\Delta U^F(6) - \Delta U^L(6)$	-2.8	-3.1	-39.6	-40.3	-85.8
$\Delta U^F(7) - \Delta U^L(7)$	-6.1	-2.5	-9.8	-11.6	-30.1
$\Delta U^F(8) - \Delta U^L(8)$	-0.1	0.0	0.3	-0.1	0.1
$\Delta U^F(9) - \Delta U^L(9)$	-3.3	-3.6	-1.3	-20.8	-29.0
$\Delta U^L - \Delta P^L$	16.2	9.1	21.2	28.2	74.7
$\Delta U^L(1) - \Delta P^L(1)$	24.5	7.0	6.9	33.3	71.7
$\Delta U^L(2) - \Delta P^L(2)$	2.8	5.0	-2.4	1.5	7.0
$\Delta U^L(3) - \Delta P^L(3)$	-2.2	0.6	17.8	-0.9	15.3
$\Delta U^L(4) - \Delta P^L(4)$	55.9	9.5	13.4	209.8	288.7
$\Delta U^L(5) - \Delta P^L(5)$	17.4	20.8	24.3	-11.2	51.2
$\Delta U^L(6) - \Delta P^L(6)$	33.8	22.2	85.6	62.6	204.2
$\Delta U^L(7) - \Delta P^L(7)$	7.8	14.4	10.1	5.6	37.9
$\Delta U^L(8) - \Delta P^L(8)$	7.0	4.3	-4.7	13.5	20.1
$\Delta U^L(9) - \Delta P^L(9)$	8.3	5.0	19.3	48.8	81.3
$\Delta U^F - \Delta P^L$	12.5	6.6	11.4	14.0	44.5
$\Delta U^F(1) - \Delta P^L(1)$	19.3	2.7	2.0	16.4	40.4
$\Delta U^F(2) - \Delta P^L(2)$	0.4	2.0	-7.6	-1.5	-6.7
$\Delta U^F(3) - \Delta P^L(3)$	-2.9	-0.4	7.3	-0.6	3.4
$\Delta U^F(4) - \Delta P^L(4)$	39.7	3.3	13.3	76.1	132.4
$\Delta U^F(5) - \Delta P^L(5)$	13.0	15.8	7.8	-5.9	30.7
$\Delta U^F(6) - \Delta P^L(6)$	31.1	19.1	46.0	22.3	118.5
$\Delta U^F(7) - \Delta P^L(7)$	1.7	11.8	0.3	-6.0	7.8
$\Delta U^F(8) - \Delta P^L(8)$	6.9	4.3	-4.5	13.4	20.2
$\Delta U^F(9) - \Delta P^L(9)$	4.9	1.4	18.0	28.0	52.3

(注) 表4に同じ。

(出所) 著者集計。

ス型単価指数とパーシェ型単価指数の上昇率の乖離幅がこの表に示した $\Delta U_i^F(\phi) - \Delta U_i^L(\phi)$ の値より大きいことを意味している。ただし部門によって $\Delta U_i^F(\phi) - \Delta U_i^L(\phi)$ の大きさはまちまちであり、表4と同様にコンピュータ・オフィス機器部門と情報通信機器・電子部品部門の乖離が他の部門に比べて大きくなっている。また、先の $\Delta U_i^L(\phi) - \Delta P_i^L(\phi)$ と同様に、時期によっても

$\Delta U_i^F(\phi)$ と $\Delta U_i^L(\phi)$ の乖離幅が異なり、多くの部門において 1995-2000 年の値が他の年の値に比べてやや小さくなっている。その理由は明らかでないが、この時期の円安によって日本企業の輸出競争力が一時的に回復し、輸出品の構成がその前後の時期ほど大きく変化しなかったことが関係している可能性が考えられる。

表5の下端において(a)項と(b)項の合計値を観

察すると、やはりコンピュータ・オフィス機器部門と情報通信機器部門の値が他の部門の値に比べて格段に大きく、電子機器の取引が総合指数に関する輸出価格比率の上昇の主因だったことが裏付けられている。すなわち、これら二部門では $\Delta U_t^L(\phi)$ が $\Delta U_t^F(\phi)$ を上回る傾向と $\Delta U_t^L(\phi)$ が $\Delta P_t^L(\phi)$ を上回る傾向がともに大きい。数量的には後者が前者を上回り、それが輸出価格比率を押し上げる原因となっている。なお、2005–2010年にはその他の産品・製品 ($\phi=9$) の値もやや大きくなっているが、表1で見たように、これはこの時期にガラス製品の単価指数が急上昇したためである。章末の注12で説明しているように、これは陰極線管用ガラス材の輸出量の減少によって(ラスパイレス型)単価指数が押し上げられたことによるところが大きい²⁶。

上記の結果から今後の日本の輸出価格比率の動向に関して興味深い示唆が得られる。世界の電子機器市場は1980年代から1990年代にかけて急成長したが、2000年代以降は先進国市場の成熟や中国における生産基地の集積などにより、国際間の取引総額の成長率が鈍化している(熊倉[2010])。また、図6で見たように、日本の製造業の中でも電子機器産業は最も国際競争力の低下が顕著であり、輸出総額に占める電算機器や情報通信機器のシェアは急激に縮小している。後発国の追い上げや海外への生産基地の移管に伴って輸出額が減少する過程では、残された輸出財の平均単価が上昇し、一時的に $\Delta U_t^L(\phi)$ と $\Delta P_t^L(\phi)$ の格差が拡大する可能性が考えられる。しかしその後、輸出総額に占める当該品目のシェアが十分に小さくなると、電子機器の取引が日本の輸出価格比率に与える影響は次第に小さくなると予想される。したがって過去の輸出価格比率のトレンドが今後も継続すると単純に考えることは適切でないと思われる。

3.3 価格指数の乖離の背景要因の分析

次に、既存文献の輸出価格比率の解釈の妥当性を検証するために、本節で計算した産業部門別の輸出価格比率の変化と当該産業の付加価値や輸出パフォーマンスの間に何らかの規則的な関係が存在するか否かを検討してみよう。そのために、ここでは以下の二つの回帰式の推計を試みる。

(27)

$$\begin{aligned} \Delta U_t^F(\phi) - \Delta P_t^L(\phi) \\ = \alpha + \beta X_t(\phi) + \gamma_{\phi^*} D_{\phi^*} + \lambda_t D_t + \varepsilon_{\phi,t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta U_t^L(\phi) - \Delta P_t^L(\phi) \\ = \alpha + \beta X_t(\phi) + \gamma_{\phi^*} D_{\phi^*} + \lambda_t D_t + \varepsilon_{\phi,t} \end{aligned}$$

ただし

$$\phi = 1, \dots, 8; \quad t = 1995, 2000, 2005, 2010$$

$$\phi^* = 2, \dots, 8; \quad t^* = 2000, 2005, 2010$$

上記の回帰式の左辺は表5に示した1990年–1995年、1995年–2000年、2000年–2005年、2005年–2010年の各5年間における輸出単価指数と輸出物価指数の変化率の格差である。ただし本節で定義した9大産業部門のうち、「その他の産品・製品」($\phi=9$)は他の産業部門に属さないすべての産業を含んでおり、それを他の部門と同等に扱うことは適切でないと思われるため、以下の推計からは除外する。(27)式の右辺の説明変数のうち、 D_{ϕ^*} と D_t はそれぞれ個々の部門と期間に関するダミー変数を、 $\varepsilon_{\phi,t}$ は誤差項を表している。

さらに、右辺の $X_t(\phi)$ として、以下の三つの変数を定義する。

$X_t^1(\phi)$: 当該期間中の ϕ 部門の労働者一人当たり付加価値額の変化率

$X_t^2(\phi)$: 当該期間中の ϕ 部門の付加価値・販売額比率(付加価値比率)の変化

$X_t^3(\phi)$: 当該期間中の ϕ 部門の世界の貿易総額に占める日本の輸出シェアの変化

もし各部門の輸出価格比率の上昇が当該産業の生産物の高付加価値化を反映しているとする、上記の $X_t^1(\phi)$ と $X_t^2(\phi)$ の係数の符号は正になる

と予想される²⁷。また、日本の企業が意図的に高価格品への特化を進めることで輸出競争力の維持を図っているとすると、 $X_t^3(\phi)$ の係数も正になるはずである²⁸。ここで $X_t^1(\phi)$ と $X_t^2(\phi)$ のデータは経済産業省「工業統計調査(産業編)」等をもとに集計し、 $X_t^3(\phi)$ はフランスの研究機関 CEPII が Bureau van Dijk 社を通じて提供している Chelem データベースを利用して集計した。

表6は上記の回帰分析の結果をまとめたものである。大半の回帰式において期間ダミー変数が統計的に有意でなかったため、ここでは説明変数として D_ϕ と D_t の両方を含む回帰式の推計結果に加え、 D_ϕ のみを含めて行った推計結果も掲載している。この表によると、被説明変数が $\Delta U_t^F(\phi) - \Delta P_t^L(\phi)$ の場合でも $\Delta U_t^L(\phi) - \Delta P_t^L(\phi)$ の場合でも $X_t^1(\phi)$ と $X_t^2(\phi)$ は統計的に有意でなく、係数の符号も予想と異なっている。また、一部の回帰式では $X_t^3(\phi)$ が10%水準で有意と判定され、係数の符号も正になっているが、被説明変数に対する説明力は小さい。ここで適用した回帰式はきわめて単純なものだが、少なくともこれらの推計結果による限り、部門別の輸出価格比率と当該部門の付加価値や対外競争力の間に明瞭な関係があるとは考えにくい。

表5で見たように、ここで被説明変数として利用している5年間隔の $\Delta U_t^F(\phi) - \Delta P_t^F(\phi)$ と $\Delta U_t^L(\phi) - \Delta P_t^L(\phi)$ のデータの中では、2000-2005年のコンピュータ・オフィス機器部門($\phi=4$)の値が他の産業や期間の値に比べて非常に大きくなっている。また、先述したように、この時期のコンピュータ・オフィス機器部門の値は部分的に2007年に実施された貿易品目改訂の影響を受けており、純粋に経済的な要因だけを反映している訳ではない。ここでは $\phi \times t = 8 \times 4 = 32$ という小サンプルのデータセットを利用しているため、上記の値が外れ値となって推計結果に歪みが生じている可能性が考えられる。そこでこのデータを除く31のデータをもとにもう一度同じ推計をくり返

してみよう。

上記の結果をまとめたのが表7である。この表においては、期間ダミー変数を含む回帰式と含まない回帰式の双方において $X_t^1(\phi)$ 、 $X_t^2(\phi)$ 、 $X_t^3(\phi)$ がすべて統計的に有意でなくなっている。また、これらの変数の係数の推計値を見ると、符号こそ表6の推計結果と同じだが、個々の係数の値は相当異なっている。したがって表6の結果が頑健だとは思われず、 $X_t^3(\phi)$ と被説明変数の間にも有意な関係が存在しない可能性が高い。なお、ここで定義した $X_t^3(\phi)$ の代わりに日本の輸出総額に占める各産業部門のシェア(表3に示した値)の変化を用いた推計も試みたが、やはり有意な結果は得られなかった。

おわりに

既存研究では、財務省の輸出単価指数を日銀の輸出物価指数で除した輸出価格比率が上昇していることを根拠に、国内企業が高技術・高付加価値製品への特化を進めながら外国企業との輸出競争の激化に対応しているという趣旨の議論が行われている。しかし公表されている品目別の輸出単価指数と輸出物価指数を見る限り、大半の産業では両者の乖離にはっきりした傾向は認められず、一部の電子機器において前者の上昇率が後者の上昇率を大幅に上回っている。また、製造業の中で半導体やコンピュータ等の電子機器は日本の輸出競争力の低下が著しい分野であり、上記の解釈が適切かどうかは疑問である。

上記の観察を出発点として、本章では輸出単価指数と輸出物価指数の乖離をもたらす理論的・実務的要因を整理し、既存文献の解釈の妥当性を検証した。個別商品の価格データに依拠しない単価指数はもともと物価指数として多くの難点を抱えており、個々の品目において高価格品の相対的な取引量が増加した場合、通常物価指数に比べて上方に乖離する。また、物価指数の集計対象とな

表6 回帰式の推計結果 (1)

[A] 被説明変数: $\Delta U^F(\phi) - \Delta P^L(\phi)$

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
一人当たり付加価値	-0.295 (0.198)			-0.325 (0.217)		
付加価値比率		-0.904 (1.050)			-0.803 (1.026)	
輸出シェア			3.810 (2.242)			3.721 (1.991)*
産業部門ダミー	あり	あり	あり	あり	あり	あり
期間ダミー	あり	あり	あり	なし	なし	なし
標本数	32	32	32	32	32	32
回帰式の標準誤差	13.992	14.324	13.248	13.226	13.783	12.597
F値	2.588	2.386	3.096	3.905	3.368	4.598

[B] 被説明変数: $\Delta U^L(\phi) - \Delta P^L(\phi)$

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
一人当たり付加価値	-0.886 (0.554)			-1.021 (0.671)		
付加価値比率		-2.914 (2.942)			-3.658 (2.977)	
輸出シェア			10.359 (5.695)*			8.378 (5.499)
産業部門ダミー	あり	あり	あり	あり	あり	あり
期間ダミー	あり	あり	あり	なし	なし	なし
標本数	32	32	32	32	32	32
回帰式の標準誤差	34.753	35.801	32.947	33.257	34.005	33.741
F値	1.905	1.690	2.324	2.715	2.472	2.556

(注) 括弧内の数値はホワイトの修正による係数の推計値の標準誤差。*は10%水準で有意であることを示す。ダミー変数の係数の推計値は省略。一人当たり付加価値は基準年から比較年にかけての変化率。付加価値比率と輸出比率は比較年の値-基準年の値。いずれも単位はパーセント。

(出所) 著者推計。

る商品が入れ替えられ、かつ新旧商品の品質差を考慮した価格調整が行われた場合、集計された物価指数の上昇率はこれらの調整が行われない場合に比べて低くなることが多い。多くの既存文献が輸出価格比率を上述のように解釈している背景に

は、このような事情があると思われる。

とはいうものの、一般に市場における取引には生産者(売り手)の行動と消費者(買い手)の行動の両方が反映され、それらが相俟って個々の商品や品目の取引価格と取引量を同時に変化させて

表7 回帰式の推計結果 (2)

[A] 被説明変数: $\Delta U^F(\phi) - \Delta P^L(\phi)$

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
一人当たり付加価値	-0.104 (0.136)			-0.086 (0.117)		
付加価値比率		-0.159 (0.610)			0.263 (0.520)	
輸出シェア			1.636 (1.440)			2.180 (1.199)
産業部門ダミー	あり	あり	あり	あり	あり	あり
期間ダミー	あり	あり	あり	なし	なし	なし
標本数	31	31	31	31	31	31
回帰式の標準誤差	9.813	9.908	9.593	9.705	9.739	9.079
F値	3.073	2.982	3.296	3.998	3.951	4.961

[B] 被説明変数: $\Delta U^L(\phi) - \Delta P^L(\phi)$

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
一人当たり付加価値	-0.305 (0.241)			-0.252 (0.220)		
付加価値比率		-0.663 (1.038)			-0.423 (0.848)	
輸出シェア			3.598 (2.302)			3.142 (2.122)
産業部門ダミー	あり	あり	あり	あり	あり	あり
期間ダミー	あり	あり	あり	なし	なし	なし
標本数	31	31	31	31	31	31
回帰式の標準誤差	16.073	16.499	15.670	15.551	15.895	15.076
F値	2.830	2.598	3.067	3.944	3.657	4.372

(注) いずれも2010年のコンピュータ・オフィス機器 ($\phi=4$) のデータを除外して推計した結果。表の見方に関しては表6の注を参照。

(出所) 著者推計。

いる。上記の解釈は輸出価格比率の上昇を日本企業の技術革新や差別化戦略など、もっぱら供給側の要因に帰すものだが、輸出単価指数と輸出物価指数の乖離が一部の電子機器において際立っていること、電子機器産業において製品の栄枯盛衰や価格変動がきわめて激しいことを考慮すると、こ

のような理解は正確でないと思われる。

また、日本では輸出価格比率が上昇傾向を示しているだけでなく、ラスパイレス型の輸出単価指数や物価指数の上昇率がパーシェ型やフィッシャ一型の輸出単価指数や物価指数の上昇率を上回る傾向も認められる。これらの現象の両方に電子機

器の取引が大きな影響を与えていると思われることから、前者を説明する際にも需要側を所与と考えるのではなく、旧製品から新製品への需要シフトが生じる中で新旧商品の相対価格が変化するというダイナミックな状況を想定することが自然である。

さらに、日本の輸出単価指数や輸出物価指数が理論的な指数そのものでなく、さまざまな実務的な制約の下で作成されていることにも注意が必要である。とりわけ輸出物価指数においては、品目数や個々の品目に関する調査価格数が少ない、価格調査対象商品の変更時に品質調整を行わずに機械的に新旧価格を接続するケースが多いといった特徴がある。これらの問題は出回り品の変化が激しい電子機器においてとりわけ重要な問題であり、それが集計後の物価指数のトレンドに影響を与えている可能性も検討する必要がある。

本章の第3節では、概況品別の輸出単価指数と品目別の輸出物価指数をもとに産業部門別の単価指数と物価指数を作成し、両者の乖離の背景要因を考察した。既存文献のほとんどはフィッシャー型の輸出単価指数とラスパイレス型の輸出物価指数をもとに輸出価格比率を算出しているが、両指数の乖離には単価指数と物価指数の違いとフィッシャー型指数とラスパイレス型指数の違いという二つの要因が関与している。ラスパイレス型輸出単価指数と輸出物価指数の乖離はフィッシャー型単価指数と物価指数の乖離に比べるとかなり大きく、その相当部分が事務用機器や情報通信機器、電子部品などの電子機器の取引に起因している。

また、産業部門別の輸出価格比率と当該部門の付加価値比率や輸出競争力の間に明瞭な関係が認められず、既存研究の解釈が必ずしも適切でないことも示された。ただし本章ではデータの制約から比較的大雑把に産業部門を定義し、さらにサンプルサイズを考慮して単純な回帰分析だけを行ったため、より詳細な産業別や品目グループ別に検討を行う余地が残されている。また、これまで輸

出価格比率の上昇の牽引者だった電子機器産業の輸出パフォーマンスが急激に悪化する一方、近年では他の産業部門において輸出価格比率が上昇する傾向も見られ、総合指数に関する輸出価格比率が今後どのように変化しうるかについてもさらなる検討の必要がある。これらは今後の研究課題としたい。

附録A 代替的な表記法による単価指数と物価指数の比率

第1節の1.2では、(8)–(10)式の代わりに(14)–(16)式を用いて単価指数が物価指数から乖離する条件を考察した。この附録では、品目レベルの単価指数とラスパイレス型物価指数の比率を表す(8)式と(14)式の右辺、そして単価指数とパーシェ型物価指数の比率を表す(9)式と(15)式の右辺がそれぞれ同値であることを確認する。これらのことが示されれば、単価指数とフィッシャー型物価指数の比率を表す(10)式と(16)式の右辺が同値であることは自明である。

まず(8)式と(14)式について考えよう。もともと(14)式は(8)式から導出されたものだが、両者が同値であることを確認するだけなら、(14)式の右辺

$$(A1) \quad 1 + \sum_j \frac{Q_{ij,0}}{Q_{i,0}} \left(\frac{P_{ij,t}}{P_{i,0t}} - 1 \right) \left(\frac{g_{ij,t}}{g_{i,t}} - 1 \right)$$

から出発し、これが(8)式の右辺と同値であることを示す方が容易である。

まず、(A1)式を展開すると

$$(A2) \quad 1 + \sum_j \frac{Q_{ij,0}}{Q_{i,0}} \frac{P_{ij,t}}{P_{i,0t}} \frac{g_{ij,t}}{g_{i,t}} - \sum_j \frac{Q_{ij,0}}{Q_{i,0}} \frac{P_{ij,t}}{P_{i,0t}} - \sum_j \frac{Q_{ij,0}}{Q_{i,0}} \frac{g_{ij,t}}{g_{i,t}} + \sum_j \frac{Q_{ij,0}}{Q_{i,0}}$$

となる。次に(11)式の定義にしたがって(A2)式の $g_{ij,t}$ と $g_{i,t}$ をもとの数量の比率の表記に戻し、分子と分母の重複部分を消去して整理すると

$$(A3) \quad 1 + \sum_j \frac{Q_{ij,t} P_{ij,t}}{Q_{i,t} P_{i,0t}} - \sum_j \frac{Q_{ij,0} P_{ij,t}}{Q_{i,0} P_{i,0t}} - \sum_j \frac{Q_{ij,t}}{Q_{i,t}} - 1$$

$$= 1 + \sum_j \frac{Q_{ij,t} P_{ij,t}}{Q_{i,t} P_{i,0t}} - \sum_j \frac{Q_{ij,0} P_{ij,t}}{Q_{i,0} P_{i,0t}}$$

となる。

次に(A3)式右辺の $P_{i,0t}$ を(12)式の定義にしたがって書き換えると、

$$(A4) \quad 1 + \sum_j \frac{Q_{ij,t} P_{ij,t}}{Q_{i,t} \frac{\sum_k Q_{ik,0} P_{ik,t}}{\sum_k Q_{ik,0}}} - \sum_j \frac{Q_{ij,0} P_{ij,t}}{Q_{i,0} \frac{\sum_k Q_{ik,0} P_{ik,t}}{\sum_k Q_{ik,0}}}$$

となる。これを整理すると、

$$(A5) \quad 1 + \frac{Q_{i,0} \sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{Q_{i,t} \sum_j Q_{i,0} P_{ij,t}} - \frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,t}}{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,t}}$$

$$= 1 + \frac{Q_{i,0} \sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{Q_{i,t} \sum_j Q_{i,0} P_{ij,t}} - 1$$

となり、第二項だけが残ることが分かる。この項がすなわち

$$(A6) \quad \frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,t}}{Q_{i,t}} = \frac{P_{i,t}^U}{P_{i,t}^L}$$

$$\frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,t}}{Q_{i,0}}$$

であることから、(8)式と(14)式が同一の式であることが示された。

次に(9)式と(15)式について考えよう。ここでも(15)式の右辺である

$$(A7) \quad 1 + \sum_j \frac{Q_{ij,0}}{Q_{i,0}} \left(\frac{P_{ij,0}}{P_{i,00}} - 1 \right) \left(\frac{g_{ij,t}}{g_{i,t}} - 1 \right)$$

から出発し、それが(9)式の右辺と等しいことを示す。

まず、(A7)式を展開すると

$$(A8) \quad 1 + \sum_j \frac{Q_{ij,0} P_{ij,0} g_{ij,t}}{Q_{i,0} P_{i,00} g_{i,t}} - \sum_j \frac{Q_{ij,0} P_{ij,0}}{Q_{i,0} P_{i,00}}$$

$$- \sum_j \frac{Q_{ij,0} g_{ij,t}}{Q_{i,0} g_{i,t}} + \sum_j \frac{Q_{ij,0}}{Q_{i,0}}$$

となる。この式の最後の二項は(A2)と同一であり、先の計算からこれらが $-1+1=0$ となって相殺されることが分かっている。そこで最初の三項だけを残し、(11)式と(12)式をもとに $P_{i,00}$ と $g_{ij,t}$ 、 $g_{i,t}$ を書き換えると、

$$(A9) \quad 1 + \sum_j \frac{Q_{ij,t}}{Q_{i,t}} \frac{P_{ij,0}}{\frac{\sum_k Q_{ik,0} P_{ik,0}}{\sum_k Q_{ik,0}}}$$

$$- \sum_j \frac{Q_{ij,0}}{Q_{i,0}} \frac{P_{ij,0}}{\frac{\sum_k Q_{ik,0} P_{ik,0}}{\sum_k Q_{ik,0}}}$$

となる。

次に、(A9)式の第二項と第三項を整理すると

$$(A10) \quad 1 + \frac{Q_{i,0} \sum_j Q_{ij,t} P_{ij,0}}{Q_{i,t} \sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}} - \frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}$$

$$= 1 + \frac{Q_{i,0} \sum_j Q_{ij,t} P_{ij,0}}{Q_{i,t} \sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}} - 1$$

となり、やはり第二項だけが残る。この項が

$$(A11) \quad \frac{\sum_j Q_{ij,t} P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,t}} = \frac{P_{i,t}^U}{P_{i,t}^P}$$

$$\frac{\sum_j Q_{ij,0} P_{ij,0}}{\sum_j Q_{ij,0}}$$

であることから、(9)式と(15)式の右辺が等しいことが確認された。

なお、第2節の(22)式では、パーシェ型とラスパイレス型の物価指数の比率を(14)式と(15)式に類似した加重共分散を用いて表現している。ここでは省略するが、(4)式の $P_{i,t}^P$ を $P_{i,t}^L$ で除して得られる $\sum_i Q_{ij,t} P_{ij,t} / \sum_i Q_{ij,0} P_{ij,t}$ がこの式の右辺と同一

であることも、上記と同様の手順を踏むことによって容易に確認できる。

附録B 産業部門別の物価・単価指数の集計方法

この附録では、第3節で利用した9産業部門別の輸出物価指数と輸出単価指数の作成方法について説明する。

輸出物価指数に関しては、まず、1990、1995、2000、2005年基準の総合指数に含まれる個々の品目がISICのどの産業の生産物であるかを調査した。そして各基準年指数の附帯資料として公表されている個々の品目のウェイトをもとに各部門における当該品目のウェイトを算出し、それをもとに9部門別の指数に集計した。輸出物価指数の品目とISICの対応表を作成する際には、国連の *International Standard Industrial Classification of All Economic Activities (ISIC) Revision 3.1* の第3章 (Detailed structure and explanatory notes) を参照した。

輸出単価指数に関しては、公表されている概況品別の輸出単価指数を再集計することによって作成した。本章で分析対象とした1990年から2010年にかけての20年間に一部の概況品の定義が変更されていること、基準年が新しいものほど多数の概況品の単価指数が公表されていることなどを考慮し、1990、1995、2000、2005年基準の各指数に関して個別に概況品と9部門の対応表を作成し、それをもとに部門別の指数を集計した。各基準年指数における概況品と産業部門の対応関係は附表に示されている²⁹。パーシェ型の単価指数を集計するには比較年(t 年)における各概況品のウェイトのデータが必要になるが、これらは税関ホームページの概況品別輸出額のデータをもとに集計した。

¹ 貿易関連指数に関する著者の照会に懇切にご回答下さった財務省関税局調査課と日本銀行調査統計局の方々に厚く感謝申し上げます。ただし本章にありうべき誤解や分析の誤りはすべて著者の責に帰すべきものです。

² 日銀の輸出入物価指数は企業物価指数 (Corporate Goods Price Index, CGPI) の一部として集計され、原則的に企業間取引だけを対象としている。財務省の輸出入単価指数は公式には輸出入価格指数と呼ばれているが、本章では混乱を避けるために単価指数という名称を使用し、これらの単価指数や物価指数、個別商品の価格の基準年に対する比率などを総称して価格指数と呼ぶことにする。日本の輸出入物価指数と単価指数はいずれも固定基準年指数であり、末尾が0と5の年を基準年として5年おきに基準値と品目ウェイトが改訂される。ただし次節以降で解説するように、輸出入物価指数がラスパイレス型指数である一方、単価指数はラスパイレス型、パーシェ型、フィッシャー型の指数が公表されている。ただしこれらのうち、ラスパイレス指数とパーシェ指数はフィッシャー指数の作成過程で算出される参考指数に近く、あまり利用されていない。本章でも特に断り書きしない限り、財務省の単価指数はフィッシャー型指数を意味するものとする。

³ たとえば、日本経済研究センター [1994]、厚生労働省 [2002]、丸山 [2004]、日本総合研究所 [2005]、加賀林 [2005]、経済産業省統計調査部 [2005]、経済産業省 [2009] など。

⁴ 第3節参照。

⁵ このような性質は指数の同一性 (identity property) と呼ばれている。

⁶ 単一企業が新商品を開発しても、旧商品の販売を直ちに停止するとは限らない。特に部品等の中間財の場合、生産者が一種のアフターケアとして相当期間に渡って旧商品の生産や販売を保証することが少なくない (日本銀行調査統計部 [2009])。

⁷ 現実には図5のように二つの価格の水準の系列を接続するのではなく、各商品や銘柄のある時点の価格に対する接続時の価格の比率を算出し、それらを接続するという方法がとられている。しかしその場合でも品質差と価格調整の概念的な関係は図5と同一である。

⁸ 日銀が調査価格の入れ替え時に実施する価格調整の方法は複数あり、新旧商品の生産コストを比較して調整するコスト評価法はその一つにすぎない。それ以外

に、新旧商品の品質を同一とみなして価格調整なしに接続する直接比較法、新旧商品の価格差がすべて品質差を反映しているとみなして両者の価格を横ばい接続するオーバーラップ法、新旧商品の品質差に起因する価格差を計量経済学的手法を用いて推計するヘドニック法などがあるが、これらにおいて生産コストの違いは基本的に考慮されていない。

⁹ たとえば 2005 年基準指数の品目「電子機器本体」の調査価格には、「ノートブック型パソコン（北米向け）」、「メインフレーム（欧州向け）」、「UNIX サーバ（アジア向け）」などが含まれている。

¹⁰ 両指数の乖離率を $(P_t^p - P_t^l) / P_t^l$ と定義した場合、1995 年基準指数の 1995 年から 2000 年にかけての乖離率は -8.1%、2000 年基準指数の 2000 年から 2005 年にかけての乖離率は -3.1% である（日本銀行調査統計局 [2002]、[2007]）。

¹¹ 新谷 [2006] はこのような傾向を「統計のクセ」として紹介している。

¹² たとえば、「ガラス・同製品」には板ガラスや食器などの伝統的なガラス製品以外に映像・光学機器用の陰極線管（ブラウン管など）用のバルブやチューブなどが含まれている。2005 年から 2010 年にかけて「ガラス・同製品」のラスパイレス価格指数の上昇率がパーシェ価格指数の上昇率を大きく上回ったのは、陰極線管用ガラス製品に占める低価格の汎用品の輸出量が激減したことでこれらの平均単価が急上昇する一方、「ガラス・同製品」全体の輸出額に占める陰極線管用ガラス製品のシェアが激減したためである。

¹³ 図 7 の例では、 t 年の商品 2 と 3 の価格と取引量がそれぞれ 0 年の商品 1 と 2 の価格と取引量に一致している。したがって仮に t 年に新たな商品（商品 4）が発売され、その商品の価格と取引量が 0 年における商品 3 の価格と取引量と同じだったとすると、0 年における商品 1、2、3 の相対価格と取引量の比率が t 年における商品 2、3、4 の相対価格と取引量の比率と一致する。

¹⁴ 以下では議論しないが、輸出単価指数と輸出物価指数が一時的に乖離する重要な原因として、両者の間で外貨建て取引を円換算する際に適用される為替レートが異なっていることが挙げられる（飯島・長田 [2008]；熊倉 [2011]）。図 1 下段のグラフにおいて輸出価格比率と輸入価格比率（輸入単価指数の輸入物価指数に対する比率）が連動している時期があるのはそのためである。ただしそれが本章のテーマである輸出単価・物価

指数の長期的な乖離に与える影響は小さいと思われる。

¹⁵ その理由は色々と考えられるが、その一つとして、貿易統計に記載された輸出額が(6)式の分子に示されている商品の価格と出荷量の積そのものでなく、手数料や大量発注によるディスカウントなども含んでいる可能性があることが挙げられる。

¹⁶ 日本の貿易統計品目は HS の改訂時以外にも頻繁に改訂されているが、その際の変更品目数は多くない。

¹⁷ 日本の貿易統計には第 1 数量と第 2 数量という二種類の取引量の系列が存在する。ある品目に関して第 1 数量と第 2 数量の両方が定められている場合、第 2 数量の単位は重量、第 1 数量は重量以外の何らかの数量（たとえば個数）であり、第 1 数量が定められていない場合、第 2 数量の単位は重量である場合もそれ以外である場合もある。第 1 数量と第 2 数量の両方が記録されている品目の場合、当該品目の取引額をどちらの数量で除すかによって平均単価が変化し、集計後の単価指数の推移に影響を与える可能性がある。また、日銀の調査価格の数量単位が必ずしも貿易統計の数量単位と同じだとは限らないことにも注意する必要がある。¹⁸ ただし後述するように、日銀は輸出統計品目の中で継続的に価格調査を実施することが可能な商品が存在せず、かつ他の品目に属する商品の調査価格をもとに当該品目の価格動向を推量することが適当でないと判断された場合、その品目を物価指数の集計対象から除外している。したがって、輸出物価指数は総合指数であっても日本のすべての輸出品を対象としているわけではない。2005 年基準指数の場合、輸出総額に占める除外品目の輸出額の比率は約 7.8% に上っている。

¹⁹ たとえば 2005 年基準の輸出物価指数の小分類「電子部品・デバイス」は 16 品目から構成され、当初は 123 の調査価格をもとにこれらの品目の価格指数が作成されていた。しかしその後の見直しの中で調査対象商品の構成が不適切だった品目や実際の取引価格を反映しない定価（料金表価格）が多数利用されていたケース、調査価格の絶対数が不足していたケースなどが見出され、2010 年基準指数への改訂を待たずに品目別指数の作成方法が大幅に改訂されている（日本銀行調査統計局 [2010]）。

²⁰ たとえば、経済産業省（[2009]、第 2 章）では日本と韓国の輸出価格比率が比較されているが、両国の物価指数の作成方法が異なることに注意する必要がある。

²¹ 原理的には税関統計に立ち戻って品目レベルの単価

指数を計算し、それを産業別の輸出単価指数に集計することは不可能ではない。しかし上述のように、公式の輸出単価指数はすべての統計品目の単価を反映しているわけではなく、どの品目が集計から除外されているかも公表されていない。本節の分析に先立って税関統計をもとに財務省の単価指数を再現することを試みたが、必ずしも満足できる結果が得られなかったため、公表されている概況品別指数を組み替えることによって産業部門別の単価指数を作成することにした。なお、前節の2.3において単価指数では物価指数に比べて理論値と現実の値が乖離する余地が小さいと述べたが、上記のことは単価指数でも集計方法によってその性質が左右される可能性があることを示唆している。

²² 輸出物価指数において自動車部品が独立の品目として登場するのは2000年基準年指数からのことで、1995年指数までは完成車だけが価格調査の対象とされていた。しかし2000年基準指数における自動車部品のウェイトは4.1%とかなり大きく、それ以前の指数に部品の価格がまったく反映されていなかったことが適切だったかどうかは明らかでない。なお、その後の完成車と自動車部品の価格指数の推移はかなり異なっている。

²³ 具体的には、公式の総合指数が1990年から2010年にかけて37.2%下落したのに対し、上記の方法で作成した総合指数の下落率は34.4%だった。したがって後者を利用した場合、図1で見た輸出価格比率の上昇率はわずかながら低下する。その理由の一つとして、公式の2000年基準や2005年基準の輸出物価指数において「情報通信機器・電子部品」（とりわけ電子部品）のウェイトがやや過大になっていると思われることが挙げられる。

²⁴ HSはほぼ5年おきに改訂されているが、各回の改訂においてすべての品目分類が均一に見直されるわけではなく、特定の産業分野に関して集中的な再編成が実施されることが多い。HSの2002年版から2007年版への移行時には電子機器の品目編成が大幅に改訂され、それが日本の貿易統計品目分類にも大きな影響を与えた（熊倉 [2009]）。なお、日本の輸出入統計品目は2012年1月分からHSの2012年版に準拠した分類に移行する予定である。

²⁵ 2010年に関しては輸送用機器（ $\phi=8$ ）の寄与度もやや大きくなっているが、その一つの理由はもともと日銀の輸送用機器の価格調査の対象が欧米向けの商品に偏っており、先進諸国の経済危機と新興市場諸国の高

成長によって輸出単価指数と輸出物価指数に反映される取引の内容に齟齬が生じたことだと思われる。なお、日銀は2010年基準指数において新興諸国向け乗用車などを価格調査の対象に組み入れるとともに、完成車に比べて輸出額の増加率が高い部品の調査価格件数を大幅に積み増すことを予定している（日本銀行調査統計局 [2011]）。

²⁶ これらの次に $\Delta U_i^F(\phi) - \Delta P_i^L(\phi)$ の累積値が大きいのが化学製品（ $\phi=1$ ）で、とくに2005-2010年には「その他の製品・製品」を上回る規模の乖離が生じている。ここで詳細は省略するが、その一つの理由はこの部門の生産物に情報通信機器の記憶媒体（半導体媒体等）の中間財が含まれ、上述した2007年の輸出統計品目改訂に伴って単価指数の時系列に不連続性が生じたことである。

²⁷ $X_i^j(\phi)$ は本来は実質ベースで算出することが望ましいが、適切なデフレーターが得られなかったため、ここでは名目付加価値額の変化率を用いている。

²⁸ 図6で見たように、世界の貿易総額に占める日本の輸出シェアは多くの産業において低下傾向にあり、これらの産業に属する企業の対外競争力が低下していることは明らかである。しかし全体として輸出シェアが減少していても、高価格品へのシフトが輸出パフォーマンスの悪化を緩和する効果を持っている場合、 $X_i^j(\phi)$ の係数は正になるはずである。

²⁹ ただし「電気製品（概況品コード703）」に含まれる品目の中には、部門4-6のいずれにも明示的に紐付けられていない残余品目が相当数存在する。これらに関しては、OECDが公表しているHSとISICの対応表などをもとに各品目が9部門のいずれに帰属するかを調査し、残余品目全体の9部門への配分比率を算出した。さらに残余品目全体に関する輸出単価指数を集計し、それを上記のウェイトに従って各部門に振り分けた上で、部門別の単価指数の集計に反映させるという処理を行った。

参考文献

飯島浩太・長田充弘 [2008] 「実質輸出入の動きを見る
上での統計上の留意点」日銀レビュー No. 08-J
-10 (http://www.boj.or.jp/research/wps_rev/rev_2008)

- /rev08j10.htm)
- 加賀林陽介 [2005] 「輸出指標の乖離と景気判断」日本政策投資銀行「今月のトピックス」No. 087 (<http://www.dbj.jp/reportshift/topics/>)
- 熊倉正修 [2009] 「Comtrade と国際貿易の実証研究」野田容助・黒子正人編『貿易指数の作成と応用：貿易構造の変化と国際比較』日本貿易振興機構アジア経済研究所調査研究報告書
- 熊倉正修 [2010] 「アジア太平洋経済の相互依存関係と電子機器産業」渡邊昭夫編『アジア太平洋と新しい地域主義の展開』千倉書房
- 熊倉正修 [2011] 「日本の輸入構造の変容と輸入需要関数」大阪市立大学『経済学雑誌』第112巻第2号、28-60 ページ
- 経済産業省統計調査部 [2005] 「産業活動分析（平成17年7-9月期）」(http://www.meti.go.jp/statistics/toppage/report/bunseki/oldrepo_17.html)
- 経済産業省 [2009] 『通商白書2009』
- 厚生労働省 [2002] 『平成14年版労働経済白書』日本労働研究機構
- 財務省関税局 [2003] 「貿易指数の平成12年(2000年)基準改訂結果について」
- 財務省 [2008a] 「貿易指数の基準年改訂の概要」(<http://www.customs.go.jp/toukei/sankou/sonotai/shisuuukaitei.pdf>)
- 財務省 [2008b] 「採用品目ベースのウェイト」(<http://www.customs.go.jp/toukei/sankou/sonotai/shisuuweight.pdf>)
- 新谷吉昭 [2006] 「急上昇する電気機器の輸出価格指数」内閣府「今週の指標」No.077 (<http://www5.cao.go.jp/keizai3/shihyo/2006/1225/777.html>)
- 日本銀行調査統計局 [2000] 「物価指数を巡る諸問題」(http://www.boj.or.jp/statistics/outline/notice_2000/data/ron0008a.pdf)
- 日本銀行調査統計局 [2002] 「企業物価指数・2000年基準指数の特徴点」(http://www.boj.or.jp/statistics/outline/notice_2002/ntcgpi01.htm/)
- 日本銀行調査統計局 [2007] 「2005年基準企業物価指数の改訂結果－指数動向を中心に－」(http://www.boj.or.jp/statistics/outline/notice_2007/ron0712a.htm/)
- 日本銀行調査統計局 [2009] 「価格調査における調査価格変更と品質調整の現状－2008年におけるCGPIとCSPIの実績を踏まえて－」(http://www.boj.or.jp/research/brp/ron_2009/ron0910a.htm/)
- 日本銀行調査統計局 [2010] 「企業物価指数「電子部品・デバイス」の指数精度向上への取り組み－企業物価指数2010年基準改訂に向けた先行事例－」(http://www.boj.or.jp/research/brp/ron_2010/ron1007c.htm/)
- 日本銀行調査統計局 [2011] 「企業物価指数の見直し方針－2010年基準改訂に向けて、ご意見のお願い－」(http://www.boj.or.jp/statistics/outline/notice_2011/not110216a.htm/)
- 日本経済研究センター [1994] 「景気統計 新しい読み方⑩ 輸出数量指数」日本経済新聞(1994年10月27日朝刊、31ページ)
- 日本総合研究所 [2005] 「電機の業績悪化とそのインパクト－2001年の景気後退局面との比較－」IRI news release ビジネス環境レポート No.1
- 丸山義正 [2004] 「マクロ統計に見る企業の経営戦略－輸出物価上昇が意味するもの－」みずほ総合研究所 *Economic Indicator* 2004/02/25 (<http://www.mizuho-ri.co.jp/publication/research/pdf/indicator/indicator040225.pdf>)
- MOL JAPAN [2007] 『MOL JAPAN 物流入門』株式会社 MOL JAPAN
- 吉岡完治 [1998] 「指数の理論」中島隆信・吉岡完治編『実証経済分析の基礎』慶應義塾大学出版会
- Balk, Bert M. [1998] “On the use of unit value indices as consumer price subindices,” Paper presented at the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Washington, DC, April 22-24, 1998 (<http://www.ottawagroup.org/Ottawa/ottawagroup.nsf/51c9a3d36edfd0dfca256acb00118404/5fcf2d912e657fa3ca2572720017cbc7?OpenDocument>).
- Balk, Bert M. [2008] *Price and Quantity Index Numbers: Models for Measuring Aggregate Change and Difference*, New York, NY: Cambridge University Press.
- Bortkiewicz, L. von. [1923] “Zweck und Struktur einer Preisindexzahl,” *Nordisk Statistisk Tidsskrift* 2, 369-408.
- Pámiczky, G. [1974] “Some problems of price measurement in external trade statistics,” *Acta Oeconomica* 12(2): 229-240.

附表 産業部門別輸出単価指数の品目構成

基準年	産業部門	概況品(コード)
1990	1 化学製品	化学製品(5) + ゴムタイヤ・チューブ(60303) + レコート・テープ類(81303)
1990	2 金属・同製品	金属及び同製品(611, 613, 615)
1990	3 一般機械	一般機械(701) - 事務用機器(70105)
1990	4 コンピュータ・オフィス機器	事務用機器(70105) + 静電式複写機(81101011)
1990	5 電気機器・同部品	重電機器(70301) + 絶縁電線・ケーブル(70305) + 家庭用電気機器(70317)
1990	6 情報通信機器・電子部品	映像機器(70309) + ラジオ受信機(7031101) + テレプレコーダー類(7031103) + アンプ・スピーカー・マイク/ヘッドホン類(7031107) + 通信機(70315) + 半導体等電子部品(70323)
1990	7 医療・精密機器	精密機器類(811) - 静電式複写機(81101011)
1990	8 輸送用機器	輸送用機器(705)
1990	9 その他の産品・製品	上記以外(注)
1995	1 化学製品	化学製品(5) + ゴムタイヤ・チューブ(60303) + レコート・テープ類(81303)
1995	2 金属・同製品	金属及び同製品(611, 613, 615)
1995	3 一般機械	一般機械(701) - 事務用機器(70105)
1995	4 コンピュータ・オフィス機器	事務用機器(70105) + 静電式複写機(81101011)
1995	5 電気機器・同部品	重電機器(70301) + 絶縁電線・ケーブル(70305) + 家庭用電気機器(70317) + 電池(70319)
1995	6 情報通信機器・電子部品	映像機器(70309) + ラジオ受信機(7031101) + テレプレコーダー類(7031103) + アンプ・スピーカー・マイク/ヘッドホン類(7031107) + 通信機(70315) + 半導体等電子部品(70323) + コンデンサー(70329)
1995	7 医療・精密機器	電気計測器(70327) + 精密機器類(811) - 静電式複写機(81101011)
1995	8 輸送用機器	輸送用機器(705)
1995	9 その他の産品・製品	上記以外(注)
2000	1 化学製品	化学製品(5) + ゴム製品(603) + 写真用・映画用材料(81301) + レコート・テープ類(81303)
2000	2 金属・同製品	金属及び同製品(611, 613, 615)
2000	3 一般機械	一般機械(701) - 事務用機器(70105)
2000	4 コンピュータ・オフィス機器	事務用機器(70105) + 複写機(8110101)
2000	5 電気機器・同部品	重電機器(70301) + 電気回路等の機器(70303) + 絶縁電線・ケーブル(70305) + 家庭用電気機器(70317) + 電池(70319)
2000	6 情報通信機器・電子部品	映像機器(70309) + 音響機器(70311) + 音響・映像機器の部分品(70313) + 通信機(70315) + 半導体等電子部品(70323) + コンデンサー(70329)
2000	7 医療・精密機器	電気計測器(70327) + 精密機器類(811) - 複写機(8110101)
2000	8 輸送用機器	輸送用機器(705)
2000	9 その他の産品・製品	上記以外(注)
2005	1 化学製品	化学製品(5) + ゴム製品(603) + 写真用・映画用材料(81301) + 記録媒体(81303)
2005	2 金属・同製品	金属及び同製品(611, 613, 615) + 金属鉛及びびくず(215)
2005	3 一般機械	一般機械(701) - 事務用機器(70105)
2005	4 コンピュータ・オフィス機器	事務用機器(70105)
2005	5 電気機器・同部品	重電機器(70301) + 電気回路等の機器(70303) + 絶縁電線・ケーブル(70305) + 家庭用電気機器(70317) + 電池(70319)
2005	6 情報通信機器・電子部品	映像機器(70309) + 音響機器(70311) + 音響・映像機器の部分品(70313) + 通信機(70315) + 半導体等電子部品(70323) + コンデンサー(70329)
2005	7 医療・精密機器	電気計測器(70327) + 精密機器類(811)
2005	8 輸送用機器	輸送用機器(705)
2005	9 その他の産品・製品	上記以外(注)

(注) ただし電気機器(703)の残余品目に関しては特別な処理を行っている。章末の注29を参照。