

2021年ウエイトを反映した連鎖方式による国内企業物価指数の公表

企業物価指数のうち国内企業物価指数については、参考指数として連鎖方式による国内企業物価指数（以下、連鎖指数）を公表しています。この度、2021年のウエイト計算を行い、これを2022年1月以降の連鎖指数に適用しましたので、その結果についてお知らせします。

—— 2020年基準の基本分類指数では、新型コロナウイルス感染症の影響を考慮し、基準年のウエイトに「2019年と2020年の平均値」を採用しています。このため、今回のウエイト更新作業では、基準年のウエイト算定方法の評価（補論1）と、基本分類指数と連鎖指数の乖離にかかる評価（補論2）をあわせて実施しています。

1. ウエイト更新の概要

連鎖指数は、固定基準ラスパイレズ指数算式に基づく基本分類指数と異なり、ウエイト更新を毎年行うことを一つの特徴としています。この度、2021年のウエイト計算が終了したため、これを2022年1月以降の指数に反映しました。

2. 千分比ウエイトの変化

2021年ウエイトへの更新による千分比ウエイトの変化を各類別で見ると、「石油・石炭製品」（46.9→55.6、+8.7ポイント）、「鉄鋼」（48.5→56.9、+8.4ポイント）、「非鉄金属」（25.8→32.8、+7.0ポイント）などでは、2020年対比でウエイトが上昇しました（図表1）。一方、「飲食料品」（148.2→138.7、▲9.5ポイント）、「輸送用機器」（148.8→141.7、▲7.1ポイント）、「農林水産物」（42.8→37.3、▲5.5ポイント）などではウエイトが低下しました。

なお、2021年のウエイト対象総取引額（出荷額－輸出額）は、2020年対比で23.2兆円増加し、233.1兆円になりました。

3. ウエイト更新の連鎖指数への影響

2021年ウエイトの更新による、連鎖指数の総平均の修正幅は、遡及期間（2022年1月～2023年9月）平均で、+0.04ポイントとなりました（図表2）。指数水準の上方修正幅は最大で+0.42ポイント（2022年4月）、下方修正幅は最大で▲0.17ポイント（2023年5月）となりました。

以上

(図表 1)

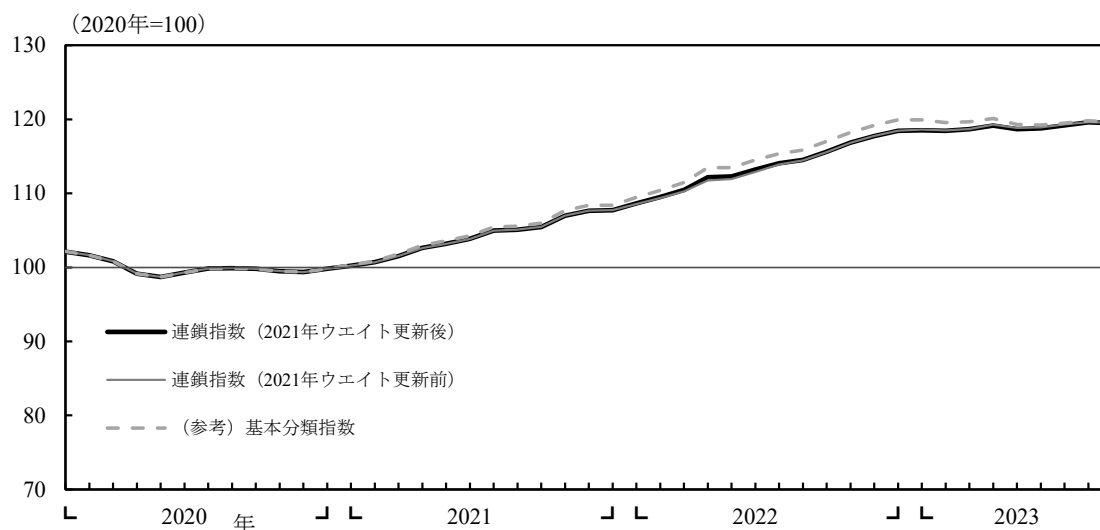
連鎖方式による国内企業物価指数の千分比ウエイト

大類別	類別	千分比ウエイト			ウエイト変化幅	
		19・20年平均	2020年	2021年	19・20年平均 →2021年	2020年 →2021年
合計（総平均）		1,000.0	1,000.0	1,000.0	—	—
工業製品		892.3	890.1	897.2	+4.9	+7.1
	飲食料品	144.6	148.2	138.7	▲5.9	▲9.5
	繊維製品	9.4	9.3	10.5	+1.1	+1.2
	木材・木製品	9.6	9.5	11.3	+1.7	+1.8
	パルプ・紙・同製品	28.8	29.3	25.8	▲3.0	▲3.5
	化学製品	86.1	86.9	91.5	+5.4	+4.6
	石油・石炭製品	52.8	46.9	55.6	+2.8	+8.7
	プラスチック製品	41.0	41.8	40.1	▲0.9	▲1.7
	窯業・土石製品	23.4	23.4	24.4	+1.0	+1.0
	鉄鋼	50.6	48.5	56.9	+6.3	+8.4
	非鉄金属	26.7	25.8	32.8	+6.1	+7.0
	金属製品	43.7	44.9	42.4	▲1.3	▲2.5
	はん用機器	33.3	32.8	32.3	▲1.0	▲0.5
	生産用機器	45.8	45.2	47.0	+1.2	+1.8
	業務用機器	14.9	15.5	14.6	▲0.3	▲0.9
	電子部品・デバイス	19.3	19.9	22.4	+3.1	+2.5
	電気機器	50.0	51.6	48.7	▲1.3	▲2.9
	情報通信機器	18.2	18.3	17.6	▲0.6	▲0.7
	輸送用機器	150.9	148.8	141.7	▲9.2	▲7.1
	その他工業製品	43.2	43.5	42.9	▲0.3	▲0.6
農林水産物		40.3	42.8	37.3	▲3.0	▲5.5
鉱産物		3.7	3.6	3.7	0.0	+0.1
電力・都市ガス・水道		58.4	58.4	53.1	▲5.3	▲5.3
スクラップ類		5.3	5.1	8.7	+3.4	+3.6

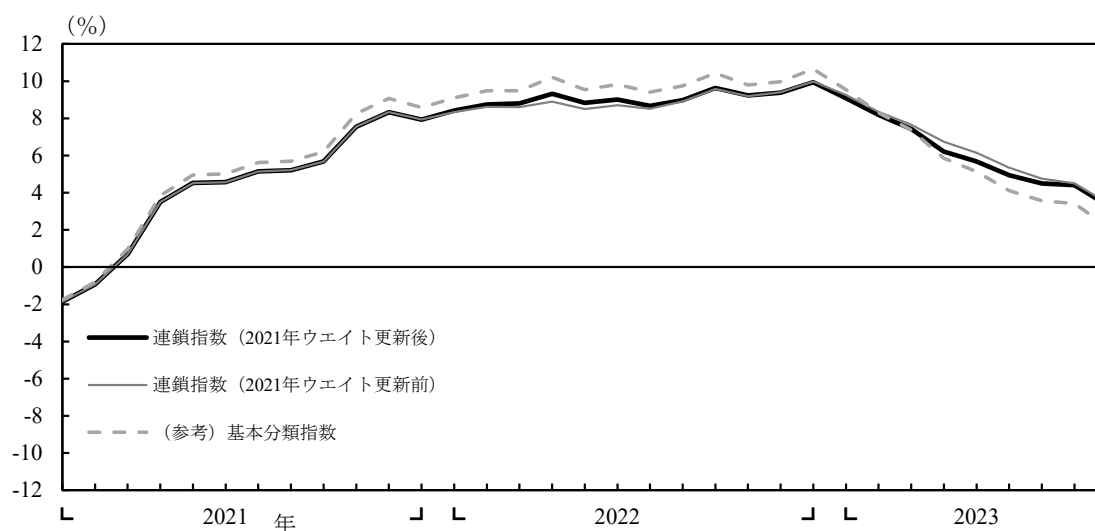
(図表 2)

連鎖方式による国内企業物価指数（総平均）の ウェイト更新前後の比較

(1) 総平均の指数水準



(2) 総平均の前年比



(補論 1) 基準年 (2020 年) のウエイト算定方法の評価

2020 年基準の国内企業物価指数・基本分類指数 (固定基準ラスパイレス指数) では、新型コロナウイルス感染症により 2020 年中の経済活動が大きく影響を受けたことを考慮し、基準年ウエイトに 2020 年単年ウエイトではなく、「2019 年と 2020 年の平均値」ウエイトを採用しました¹。補論 1 では、今回算定した 2021 年までのウエイトの推移と、ウエイト変化が指数に与える影響を確認することで、基本分類指数の基準年ウエイトの妥当性について改めて検証します。

(ウエイト推移)

国内企業物価指数の対象商品の総取引額 (ウエイト対象総取引額) は、2019 年は 236.0 兆円、2020 年は 209.9 兆円、2021 年は 233.1 兆円と推移しています。このように、2020 年は感染症の影響が極端に顕在化しましたが、その後は感染症の影響の緩和もあって、感染症前の水準に概ね回復しています。類別毎にみても、2020 年にウエイトが大きく変動した多くの類別において、2021 年にはその反動が生じている姿が確認できます (補論図表 1-1)。もともと、2021 年時点でも引き続き感染症の影響が確認できる類別もみられます。特に、最も大きなウエイトを持つ類別「輸送用機器」では、感染症を背景にした国内外の供給制約による生産停滞もあって、前年に引き続き、2021 年にかけてもウエイトが低下しています²。このように、類別間の相対的な評価を示すウエイトという観点でみると、依然として感染症前と差異がみられます。

こうした状況を鑑みると、2020 年からの 5 年間で捕捉する指数の基準年ウエイトとして、感染症の影響が極端に顕在化した 2020 年ウエイトや、感染症拡大前の 2019 年ウエイトを採用せずに、「2019 年と 2020 年の平均値」を採用したことには、一定の妥当性があったものと評価しています³。

(ウエイト変化の指数への影響)

次に、基準年のウエイト (2019・2020 年平均) で固定している「①基本分類指数」と、連鎖指数と同様にウエイトを毎年更新した「②可変ウエイト指数」の総平均を比較することで、ウエイト算定方法の違いによる指数動向の差異を確認しまし

¹ 詳しくは、日本銀行調査統計局「企業物価指数・2020 年基準改定結果—改定結果の概要と 2020 年基準指数の動向—」(日本銀行調査論文、2022 年 6 月)をご覧ください。

² なお、2022 年以降の生産活動を動態統計等で確認すると、類別「輸送用機器」も生産水準は回復傾向にあり、感染症の影響が緩和しています。

³ 「2019・2020 年平均ウエイト」の採用については、有識者から頂戴した「C P I といった他の物価統計と平仄が揃うため、ユーザーにとって利便性が高い」という観点からも、一定の妥当性はあったものと評価しています。

た⁴（補論図表1-2）。この結果、両者の指数動向は概ね一致しており、基調判断を変えるほどの差異はみられないことが確認できます。

このように、今回の2021年ウエイトの更新によって、感染症の影響が緩和していくもとでのウエイト変化やそれが指数に与える影響について確認しましたが、この間の指数動向の評価を変えるほどの影響がないことから、基本分類指数（固定基準ラスパイレス指数）の基準年ウエイトとして、引き続き「2019年と2020年の平均値」を使用することは妥当と評価しています。

（補論図表1-1）感染症前後でのウエイト算定結果（影響が大きい類別）

①19→20年のウエイト低下が大きかった類別

②19→20年のウエイト上昇が大きかった類別

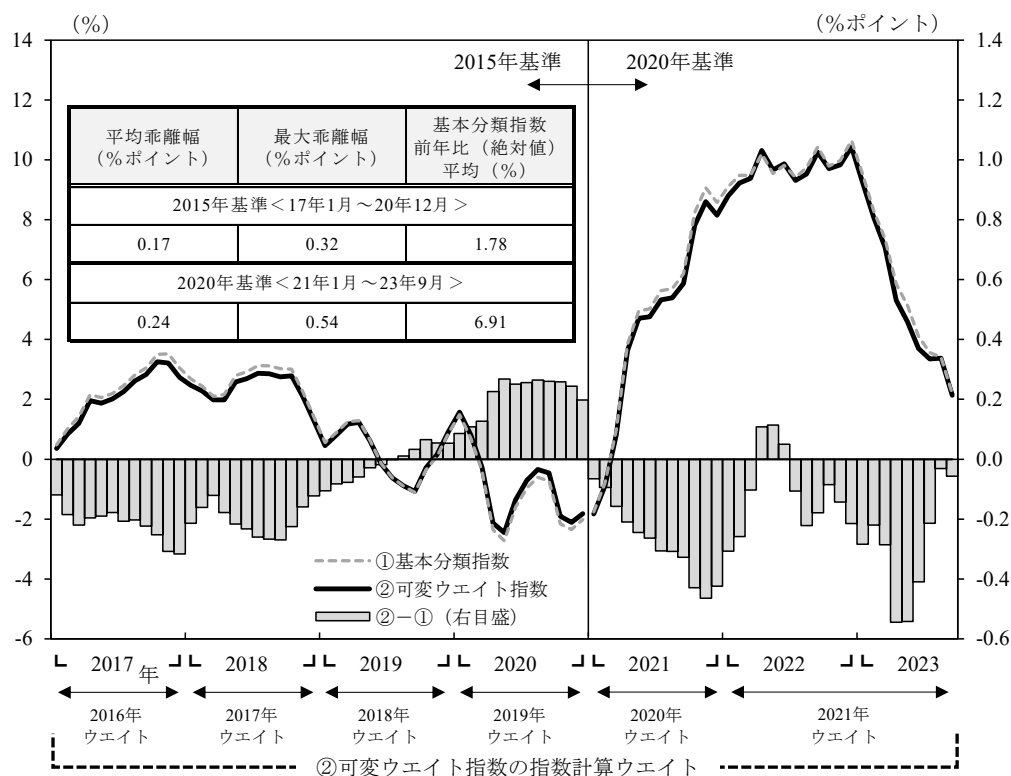
（千分比ウエイト変化幅、ポイント）

（千分比ウエイト変化幅、ポイント）

類別	19年→20年	20年→21年
石油・石炭製品	▲10.9	+8.7
輸送用機器	▲4.4	▲7.1
鉄鋼	▲4.3	+8.4
非鉄金属	▲1.5	+7.0

類別	19年→20年	20年→21年
飲食料品	+7.6	▲9.5
農林水産物	+4.4	▲5.5
電気機器	+2.8	▲2.9
金属製品	+2.1	▲2.5

（補論図表1-2）基本分類指数と可変ウエイト指数（総平均・前年比）の乖離



4 「可変ウエイト指数」は、ウエイト変化の影響をみる目的で、連鎖ウエイトを用いて、基本分類指数と同じ品目指数を集計した指数である点にご留意ください（連鎖指数算出で用いられる「幾何平均」や「指数リセット」は適用していない）。

(補論2) 基本分類指数と連鎖指数の乖離にかかる評価

基本分類指数と連鎖指数を比較すると、補論1でみたようにウエイト変化による影響が限定的であったにも関わらず、乖離が拡大しています⁵ (補論図表2)。こうした基本分類指数と連鎖指数の乖離について、3つの要因(①ウエイト効果⁶、②幾何平均の採用効果⁷、③リセット効果⁸)に分解して検証します。

まず、「①ウエイト効果」は、補論1でみたように影響は限定的です。そのうえで、「①ウエイト効果」を仔細にみると、価格指数が大きく上昇する中で、基準年対比でウエイトが低下した類別の影響で(2021年中<適用ウエイト:2020年>は類別「石油・石炭製品」が、2023年前半<適用ウエイト:2021年>は類別「電力・都市ガス・水道」が主因)、連鎖指数を下押ししています。

次に、「②幾何平均の採用効果」をみると、過去に比べて連鎖指数の下押しの影響が大きくなっています。この背景には、国内企業物価指数が前年比+10%を超えるなど約40年振りの上昇局面を迎えた中で、市況性商品を中心に指数が大幅に上昇した(類別「鉄鋼」など)ことが挙げられます。こうした市況性商品の指数水準の大きな上昇は、2022年中の「③リセット効果」の連鎖指数の下押しにも影響しています。この結果、2022年中は、連鎖指数が基本分類指数を大きく下回る姿となりました。

しかし、2023年は一転して、連鎖指数が基本分類指数の前年比を上回って推移しています。これは、2021年以降に急激な価格高騰とその後のピークアウトがみられた市況性商品を中心に、「③リセット効果」に起因する「ドリフト効果」が強く表れたことで、品目指数が上振れたことによるものです(「ドリフト効果」については参考3を参照)。この結果、基本分類指数と連鎖指数の前年比の乖離幅は、1%

⁵ 2023年1月以降の連鎖指数の計算には、暫定的に現時点で直近(2021年)のウエイトを使用しています。2022年のウエイト算定後、2023年1月以降についてはウエイト更新による遡及訂正を実施するため、現在の指数動向と違いが生じる可能性があります。

⁶ 「①ウエイト効果」は、ウエイトを毎年更新することに起因する基本分類指数との乖離です。具体的には、「(i) ウエイトを基準年(2019・2020年平均ウエイト)に固定したうえで、幾何平均で求めた品目指数に指数リセットを行って集計した指数」を作成し、2021年ウエイト反映後の連鎖指数と(i)との差から、ウエイト効果による乖離幅を計算しています。

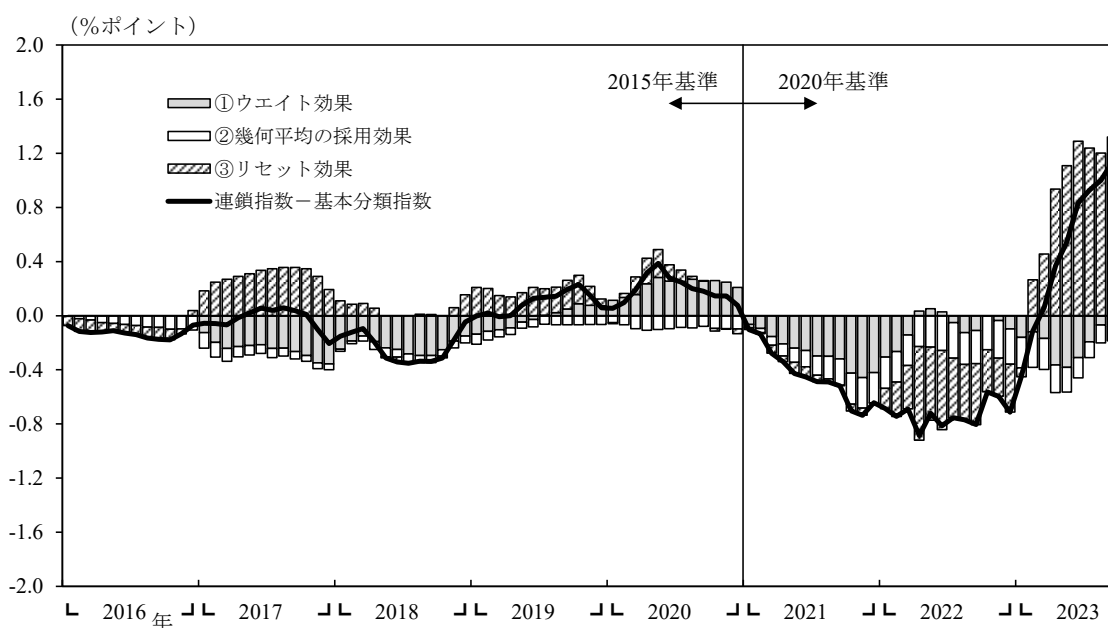
⁷ 「②幾何平均の採用効果」は、調査価格から品目指数を集計する際に幾何平均を採用することに起因する乖離です(基本分類指数では算術平均)。具体的には、「(ii) ウエイトを基準年(2019・2020年平均ウエイト)に固定したうえで、幾何平均で求めた品目指数に指数リセットを行わずに集計した指数」を作成し、ウエイトを基準年で固定し指数リセットも行っていない基本分類指数との差を求めることで、幾何平均の採用効果による乖離幅を計算しています。

⁸ 「③リセット効果」は、連鎖指数を作成する際に基準時点の指数水準をリセットすることに起因する基本分類指数との乖離です。上記(i)と(ii)との差から、リセット効果による乖離幅を計算しています。

ポイント超まで拡大しました。このように、最近の基本分類指数と連鎖指数の乖離は、市況性商品価格の大きな変動による、「②幾何平均の採用効果」と「③リセット効果」が主因となっていることが確認できます。

2022 年末にかけての連鎖指数の下方乖離は、基本分類指数で採用している固定基準ラスパイレス指数算式の持つ上方バイアスが補正されたものと解釈できる一方で、2023 年以降は、連鎖指数の持つ問題点の一つである「ドリフト効果」が強く表れたものと考えられます。このように、連鎖指数をあわせてみることの有用性が認められる一方で、価格指数が上下に大きく変動する局面では、連鎖指数の持つ問題点である「ドリフト効果」の影響が強く表れる点にも十分留意する必要があります。すべての点で望ましい性質を有した物価指数を作成することが難しい以上、基本分類指数と連鎖指数のメリット、デメリットを十分勘案したうえで、それぞれの物価指数を目的に応じて利用していく必要があるものと考えています。

(補論図表 2) 基本分類指数と連鎖指数 (総平均・前年比) の乖離



(参考1) 連鎖方式による国内企業物価指数の概要

企業物価指数のうち国内企業物価指数については、参考指数として連鎖方式による国内企業物価指数（以下、連鎖指数）を作成、公表しています。

1. 連鎖指数の作成方法

- ① 年1回、ウェイトを更新。更新後は前年のウェイトを用いることから、厳密には「ラスパイレス連鎖方式」と呼ばれます。
- ② 調査価格から品目指数を算出する際は、幾何平均を採用（基本分類指数では算術平均を採用）。
- ③ 品目より上位分類の指数は、品目指数を前年12月＝100として「基準化」した上で加重算術平均し、毎年12月指数と接続することによって作成。

2. 連鎖指数の特徴、留意点

基本分類指数の問題として、基準時点からの時間経過に伴い、①ウェイトが最近時点の企業間取引の実態を的確に反映しなくなるほか、②指数水準が大幅に下落（上昇）した品目については、上位分類指数に与える影響が過小（過大）になる点が挙げられます。このため、5年毎の基準改定時には、ウェイト効果とリセット効果が一度にまとめて表れることとなります⁹。

これに対して連鎖指数は、ウェイトを毎年更新するとともに、前年12月を100とした毎年の指数を作成し、基準年以降、毎年の指数を掛け合わせることで作成します。このため、連鎖指数は基本分類指数に比べて企業間取引の変化を迅速にウェイトに反映できるほか、基準改定時の段差も小さくなり得ます。

一方、連鎖指数には留意点もあります。その一つは、価格が上下変動を繰り返す品目が存在する場合、基本分類指数に比べて上位分類指数の水準が上方に乖離する「ドリフト効果」が生じることです（参考3を参照）。この「ドリフト効果」は、市況性の高い品目が数多く含まれている企業物価指数においては、とりわけ注意が必要です。また、連鎖指数のウェイトは事後的に更新されることから、過去の指数が長期にわたって遡及改訂されることにも注意が必要です。

このように、企業物価指数における連鎖指数には、一定の有用性が認められる一方、留意点も少なくないため、現状は連鎖指数を参考指数として位置付けています。

⁹ ただし、企業物価指数の場合、基準改定時には品目改廃や価格調査・品質調整方法の見直しによる効果も生じ得るため、ウェイト効果やリセット効果による段差が改定後の指数にそのまま表れるとは限りません。

(参考2) 連鎖方式による国内企業物価指数のウェイト算定方法

1. ウェイト算定資料（ウェイトデータ）

連鎖方式による国内企業物価指数（以下、連鎖指数）では、原則、基本分類指数と同様のウェイト算定資料を使用しています。

工業製品については、原則として、「経済構造実態調査（製造業事業所調査）」（または「経済センサス-活動調査」、以下同様）の製造品出荷額と「貿易統計」の輸出額を、ウェイトデータとして使用しています¹⁰。非工業製品の出荷額は、他の官庁統計や業界統計等を使用し推計しています。ただし、「経済構造実態調査（製造業事業所調査）」の品目分類等を細分化する場合や、「貿易統計」の分類に拠れない場合などには、他の官庁統計や業界統計等を使用しています¹¹。

2. ウェイトデータの紐付け

連鎖指数では、基本分類指数と同様に、ウェイトデータの紐付けを行います。

「国内市場向けの国内生産品」を対象範囲としているため、各商品の取引額として国内向け出荷額を使用しています。出荷額から輸出額を控除した国内向け出荷額を算出するため、工業製品については、「経済構造実態調査（製造業事業所調査）」の品目分類コードごとに「貿易統計」の分類コードを紐付けています。非工業製品については、他の官庁統計や業界統計等を使用して出荷額を推計した各商品に、「貿易統計」の分類コードを紐付けています¹²。

3. ウェイト算定方法

連鎖指数では、基本分類指数と同様のウェイト算定方法で計算しています。

基本分類指数の品目毎に出荷額を推計し、その出荷額から輸出額を控除することにより、ウェイト対象取引額を算出しています。なお、商品毎の取引額は年々変動しますが、連鎖指数では、採用品目の改廃は行わず、毎年、基準年と同じ品目についてウェイトを計算しています。

¹⁰ 2020年基準のウェイト算定では、「工業統計調査」を使用していましたが、2022年（2021年実績）以降、「工業統計調査」は経済構造実態調査に包摂されました。このため、2021年のウェイト算定では、「経済構造実態調査（製造業事業所調査）」を使用しています。

¹¹ なお、使用している官庁統計や業界統計について、ウェイト算定年のデータを入手できない場合は、前年のウェイト算定に使用したデータを使用しています。

¹² ただし、「経済構造実態調査（製造業事業所調査）」の品目分類コードや「貿易統計」の分類コードの体系が変更になった場合は、基準年の紐付けと可能な限り同じになるように、新コードと紐付けています。

(参考3) ドリフト効果

固定基準ラスパイレス指数算式(以下、固定ラス)では、指数水準が下落(上昇)した品目が上位分類指数に与える影響が過小(過大)になるというバイアスが生じます。これに対して連鎖指数では、毎年、基準時点のリセットを行うことにより、そうしたバイアスが補正されます。

しかし、品目指数の動きが上下変動を繰り返すような場合には、基準時点のリセットを行うことによって、連鎖指数における上位分類指数の水準が固定ラスよりも上振れしてしまうことがあり、注意が必要です。これは一般に「ドリフト効果」と言います(プライス・バウンシング効果とも言います)。

「ドリフト効果」が発生する理由について、以下では仮の数値例を用いて説明します。洋服と牛肉という商品があり、この二つの商品の価格から総平均指数が作られるとします(ウエイトは均等)。洋服の価格指数は100で一定、牛肉の価格指数は100と50を交互に動くとします。この場合、固定ラスと連鎖指数の総平均は以下のように計算されます。

	基準年	1年目	2年目	3年目
洋服 (前年比)	100.0 (-)	100.0 (0.0)	100.0 (0.0)	100.0 (0.0)
牛肉 (前年比)	100.0 (-)	50.0 (▲50.0)	100.0 (+100.0)	50.0 (▲50.0)
総平均指数(固定ラス) (前年比)	100.0 (-)	75.0 (▲25.0)	100.0 (+33.3)	75.0 (▲25.0)
総平均指数(連鎖) (前年比)	100.0 (-)	75.0 (▲25.0)	112.5 (+50.0)	84.4 (▲25.0)

この数値例のポイントは、例えば基準年と2年目では、洋服と牛肉の価格水準が等しいにもかかわらず、連鎖指数の総平均は2年目が基準年を上回っていることです。このように連鎖指数では、上位分類指数の水準が固定ラスのケースと比べて上方に乖離することがあります。

この「ドリフト効果」は、短期的な上昇・下落が激しい市況性の品目を数多く含む企業物価指数では、とりわけ重要です。実際、企業物価指数では、前月比のばらつき(標準偏差)が大きな品目を含む類別ほど、連鎖指数が基本分類指数より上方に乖離する傾向がみてとれます。