

2013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、2000年基準より、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、2013年のウエイト計算を行い、これを2014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¹。

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、2013年のウエイト計算が終了したため、これを2014年1月以降の指数に反映しました。なお、2013年のウエイト計算に際しましては、従来どおり「工業統計調査」を使用しています²。

<連鎖指数に適用するウエイト年>

	更新前	更新後
2010年1月～12月	2010年ウエイト	変更なし
2011年1月～12月	2010年ウエイト	変更なし
2012年1月～12月	2011年ウエイト	変更なし
2013年1月～12月	2012年ウエイト	変更なし
2014年1月～	2012年ウエイト	2013年ウエイトに更新

¹ 連鎖指数全般については、日本銀行調査統計局「『連鎖方式による国内企業物価指数』の公表－『連鎖指数』導入の意義とその特徴点－」（『日本銀行調査月報』2002年11月号）をご覧ください（http://www.boj.or.jp/statistics/outline/notice_2002/ron0210a.htmより入手可能）。また、須藤直「連鎖方式による国内企業物価指数」（日銀レビュー2004・J-7）は、連鎖指数をより平易かつ簡潔に解説しています（http://www.boj.or.jp/statistics/outline/notice_2004/rev04j07.htmより入手可能）。

² 2011年のウエイト計算に際してのみ、「経済センサス-活動調査」の製造業に関する調査結果を使用しています。これは「工業統計調査」の調査事項が「経済センサス-活動調査」の中で把握されることとなったためです。

2. 千分比ウエイトの変化

2013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、「電力・都市ガス・水道」(58.4→63.2、+4.8ポイント)、「食料品・飲料・たばこ・飼料」(137.5→140.2、+2.7ポイント)、「輸送用機器」(140.1→142.5、+2.4ポイント)などでは、2012年対比でウエイトが上昇しました(図表1)。一方、「電子部品・デバイス」(23.1→19.9、▲3.2ポイント)、「業務用機器」(19.5→16.9、▲2.6ポイント)などではウエイトが低下しました。

こうした千分比ウエイトの変化は、各類別におけるウエイト対象取引額の増減を反映しています。価格上昇がみられた「電力・都市ガス・水道」や、出荷量増加がみられた「食料品・飲料・たばこ・飼料」では、取引額が増加し、千分比ウエイトも上昇しました。一方、出荷量減少と価格下落がみられた「電子部品・デバイス」や「業務用機器」では、取引額が減少し、千分比ウエイトも低下しました。

なお、2013年のウエイト対象総取引額(出荷額－輸出額)は、2012年対比で1.2兆円減少し、214.1兆円となりました。

3. ウエイト更新の連鎖指数への影響

2013年ウエイトへの更新によって、連鎖指数の総平均は、遡及期間(2014年1月～2015年6月)のうち、2014年中は上方修正された一方、2015年以降では下方修正されました(図表2)。

今回のウエイト更新により総平均指数が上方修正された要因としては、主として、指数の上昇幅が相対的に大きい類別「電力・都市ガス・水道」のウエイトが上昇したことに加え、指数の下落幅が相対的に大きい類別「電子部品・デバイス」のウエイトが低下したことが挙げられます(図表3)。

2015年以降の指数水準が下方修正された要因としては、指数水準の下落幅が相対的に大きい「化学製品」、「石油・石炭製品」、「電力・都市ガス・水道」などのウエイトが上昇したことが挙げられます(図表4)。

なお、遡及期間中の平均をみると、総平均の指数水準で0.03ポイントの上方修正、前年比で0.02%ポイントの上方修正となりました。

以 上

(図表 1)

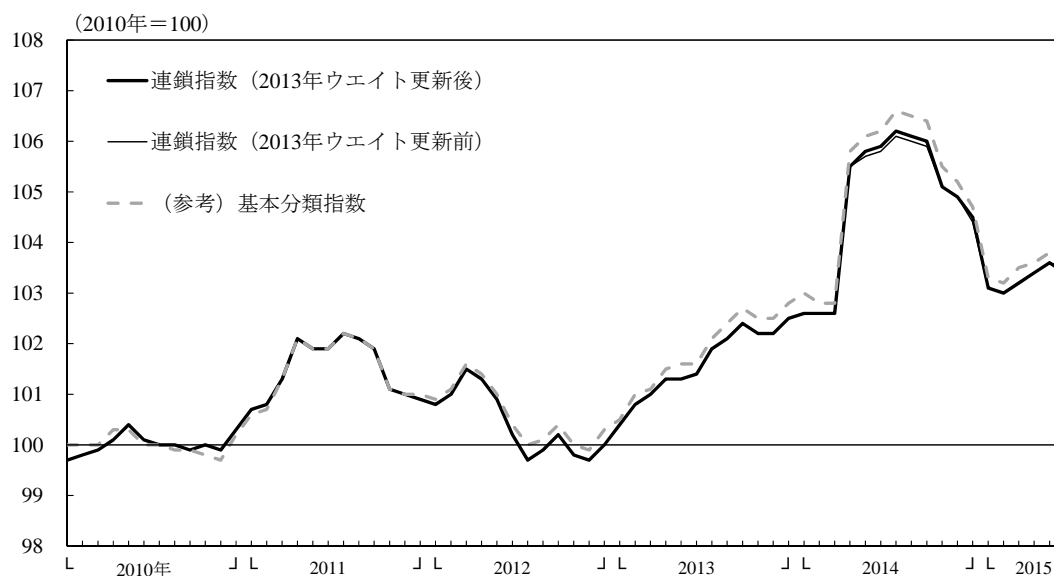
連鎖方式による国内企業物価指数の千分比ウエイト

大類別	千分比ウエイト				ウエイト変化幅	
	2010年	2011年	2012年	2013年	10→13年	12→13年
合計（総平均）	1,000.0	1,000.0	1,000.0	1,000.0	—	—
工業製品	902.5	899.2	895.4	889.5	▲13.0	▲5.9
食料品・飲料・たばこ・飼料	137.5	135.8	137.5	140.2	+2.7	+2.7
繊維製品	10.9	11.8	10.9	10.4	▲0.5	▲0.5
製材・木製品	8.2	8.4	8.6	9.4	+1.2	+0.8
パルプ・紙・同製品	29.1	28.4	27.4	27.4	▲1.7	0.0
化学製品	92.1	93.0	91.9	92.8	+0.7	+0.9
石油・石炭製品	57.4	65.4	66.4	66.8	+9.4	+0.4
プラスチック製品	38.5	38.7	39.0	39.0	+0.5	0.0
窯業・土石製品	23.7	23.8	22.5	23.0	▲0.7	+0.5
鉄鋼	56.6	59.9	56.6	55.2	▲1.4	▲1.4
非鉄金属	27.1	28.1	27.5	26.6	▲0.5	▲0.9
金属製品	37.9	37.5	38.7	38.1	+0.2	▲0.6
はん用機器	25.7	24.2	27.7	25.2	▲0.5	▲2.5
生産用機器	30.8	36.3	38.0	37.5	+6.7	▲0.5
業務用機器	19.2	19.0	19.5	16.9	▲2.3	▲2.6
電子部品・デバイス	31.0	30.7	23.1	19.9	▲11.1	▲3.2
電気機器	49.0	47.0	47.6	48.5	▲0.5	+0.9
情報通信機器	40.4	32.8	23.7	21.6	▲18.8	▲2.1
輸送用機器	136.4	128.6	140.1	142.5	+6.1	+2.4
その他工業製品	51.0	49.8	48.7	48.5	▲2.5	▲0.2
農林水産物	33.9	34.9	36.6	36.8	+2.9	+0.2
鉱産物	4.2	3.8	3.8	4.1	▲0.1	+0.3
電力・都市ガス・水道	52.7	54.6	58.4	63.2	+10.5	+4.8
スクラップ類	6.7	7.5	5.8	6.4	▲0.3	+0.6

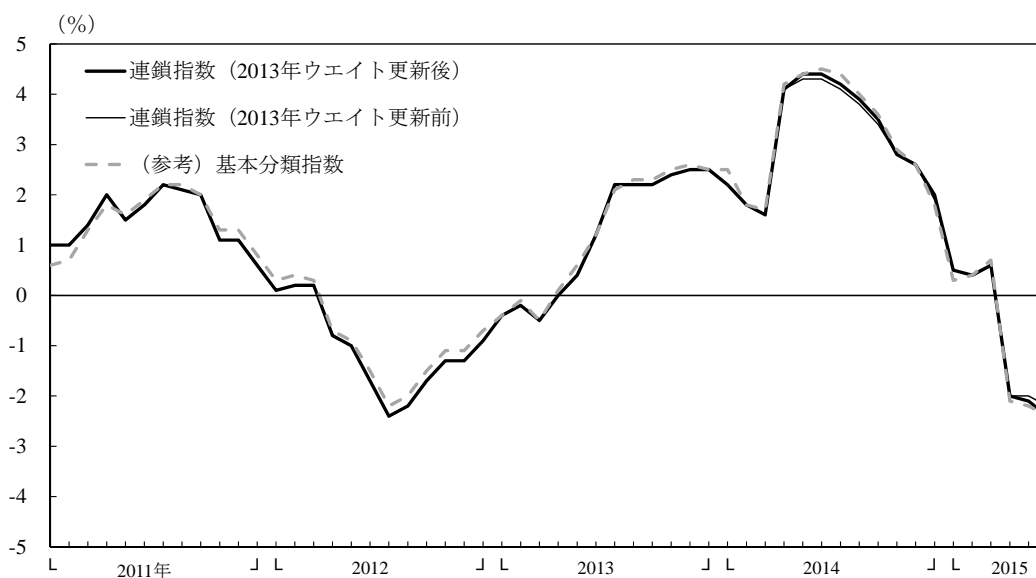
(図表 2)

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



(図表 3)

連鎖方式による国内企業物価指数（総平均）の
変化率の差と類別の寄与

(対象期間：2013年12月～2014年12月)

	ウエイト更新に伴う 総平均指数の変化率 の差、寄与度 (%ポイント) (注1、2)	指数水準の 変化率 (2012年ウエイト, %) (注3)	千分比 ウエイトの 変化幅 (ポイント) (注4)
総平均	+0.05	+ 1.9	—
電力・都市ガス・水道	+0.03	+ 7.7	+ 4.8
農林水産物	+0.02	▲ 4.3	+ 0.2
電子部品・デバイス	+0.01	▲ 1.9	▲ 3.2
情報通信機器	+0.01	+ 1.8	▲ 2.1
石油・石炭製品	+0.01	▲ 9.5	+ 0.4
食料品・飲料・たばこ・飼料	0.00	+ 3.0	+ 2.7
輸送用機器	0.00	+ 2.4	+ 2.4
プラスチック製品	0.00	+ 4.0	0.0
その他工業製品	0.00	+ 3.6	▲ 0.2
窯業・土石製品	0.00	+ 3.6	+ 0.5
鉱産物	0.00	+ 8.4	+ 0.3
生産用機器	0.00	+ 5.3	▲ 0.5
金属製品	0.00	+ 3.6	▲ 0.6
パルプ・紙・同製品	0.00	+ 2.8	0.0
製材・木製品	0.00	+ 2.7	+ 0.8
鉄鋼	0.00	+ 1.7	▲ 1.4
業務用機器	0.00	+ 2.5	▲ 2.6
はん用機器	0.00	+ 5.2	▲ 2.5
繊維製品	0.00	+ 4.2	▲ 0.5
非鉄金属	▲ 0.01	+ 9.3	▲ 0.9
化学製品	▲ 0.01	0.0	+ 0.9
スクラップ類	▲ 0.02	▲ 15.4	+ 0.6
電気機器	▲ 0.02	+ 1.7	+ 0.9

(注1) 総平均指数の変化率の差は、2013年12月から2014年12月にかけて、総平均の指数水準が2013年ウエイトへの更新前後でどれだけ変化したかを比較したものの。

(注2) 四捨五入処理を行っているため、内訳と一致しない場合がある。

(注3) 指数水準の変化率は、2013年12月から2014年12月の変化率。

(注4) 千分比ウエイトの変化幅は、2012年から2013年の変化幅。

(注5) 総平均に対する各品目の寄与度は、指数変化率が総平均よりも大きい（小さい）品目のウエイトが上昇するとプラス（マイナス）になる。各類別の寄与度は、類別内の各品目の寄与度を合計したものであるため、上記の内容が類別単位では成り立たないケースもある。寄与度の具体的な算出方法は補論3を参照。

(図表 4)

連鎖方式による国内企業物価指数（総平均）の
変化率の差と類別の寄与

(対象期間：2014年12月～2015年6月)

	ウエイト更新に伴う 総平均指数の変化率 の差、寄与度 (%ポイント) (注1、2)	指数水準の 変化率 (2012年ウエイト, %) (注3)	千分比 ウエイトの 変化幅 (ポイント) (注4)
総平均	▲ 0.08	▲ 0.9	—
化学製品	▲ 0.02	▲ 3.7	+ 0.9
石油・石炭製品	▲ 0.02	▲ 6.4	+ 0.4
電気機器	▲ 0.01	▲ 0.5	+ 0.9
電力・都市ガス・水道	▲ 0.01	▲ 2.6	+ 4.8
スクラップ類	0.00	▲ 6.0	+ 0.6
業務用機器	0.00	+ 0.5	▲ 2.6
はん用機器	0.00	▲ 0.4	▲ 2.5
農林水産物	0.00	▲ 0.1	+ 0.2
生産用機器	0.00	▲ 0.3	▲ 0.5
情報通信機器	0.00	+ 0.9	▲ 2.1
非鉄金属	0.00	▲ 0.9	▲ 0.9
製材・木製品	0.00	▲ 2.0	+ 0.8
金属製品	0.00	+ 0.5	▲ 0.6
鉄鋼	0.00	▲ 1.9	▲ 1.4
繊維製品	0.00	+ 0.2	▲ 0.5
電子部品・デバイス	0.00	▲ 1.4	▲ 3.2
窯業・土石製品	0.00	+ 0.4	+ 0.5
鉱産物	0.00	▲ 1.9	+ 0.3
パルプ・紙・同製品	0.00	+ 0.8	0.0
その他工業製品	0.00	▲ 0.3	▲ 0.2
プラスチック製品	0.00	▲ 0.8	0.0
輸送用機器	0.00	+ 0.6	+ 2.4
食料品・飲料・たばこ・飼料	+0.01	+ 1.0	+ 2.7

(注1) 総平均指数の変化率の差は、2014年12月から2015年6月にかけて、総平均の指数水準が2013年ウエイトへの更新前後でどれだけ変化したかを比較したものの。

(注2) 四捨五入処理を行っているため、内訳と一致しない場合がある。

(注3) 指数水準の変化率は、2014年12月から2015年6月の変化率。

(注4) 千分比ウエイトの変化幅は、2012年から2013年の変化幅。

(注5) 総平均に対する各品目の寄与度は、指数変化率が総平均よりも大きい（小さい）品目のウエイトが上昇するとプラス（マイナス）になる。各類別の寄与度は、類別内の各品目の寄与度を合計したものであるため、上記の内容が類別単位では成り立たないケースもある。寄与度の具体的な算出方法は補論3を参照。

(補論 1) 連鎖方式による国内企業物価指数の概要

本文で示したように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³

- 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には、幾何平均を採用（基本分類指数では算術平均を採用）。
- ③ 品目より上位の分類の指数計算に当たっては、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の経過に伴い、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、といった点があります。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。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。

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

³ 詳細は、前掲日本銀行調査統計局（2002年）の補論2を参照。

乖離する傾向が生じることです。これは、「ドリフト効果」と呼ばれています（プライス・バウンディング効果とも言います）。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、とりわけ重要です。また、連鎖指数のウエ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、留意すべき点も少なくないため、現状では連鎖指数を参考指数として位置付けています。

(補論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、基本分類指数と同様のウェイト算定資料を使用することを原則としています。

工業製品については、原則として、「工業統計調査」（または「経済センサス-活動調査」）（品目編）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。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、「工業統計調査」（または「経済センサス-活動調査」）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。

なお、基本分類指数で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。

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うことを原則としています。

「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。出荷額から輸出額分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、「工業統計調査」（または「経済センサス-活動調査」）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推計した各商品の出荷額ごとに、「貿易統計」の分類コードを紐付けています。

ただし、「工業統計調査」（または「経済センサス-活動調査」）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（2010年基準では、2010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。

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。

(補論3) 図表3、4の寄与度計算方法

図表3、4における、連鎖方式による国内企業物価指数の総平均指数の変化率の差に対する各類別の寄与度は、以下の数式により計算しました。

$$\begin{aligned} & \left(\frac{P_{t,m}^{t-1}}{P_{t-1,12}^{t-1}} - 1 \right) \times 100 - \left(\frac{P_{t,m}^{t-2}}{P_{t-1,12}^{t-2}} - 1 \right) \times 100 \\ &= \sum_{j=1}^{23} \sum_{i \in I_j} \left\{ \underbrace{\left[\left(\frac{i P_{t,m}}{i P_{t-1,12}} - 1 \right) \times 100 - \mu \right]}_{\text{品目の寄与度}} (w_{i,2013} - w_{i,2012}) \right\} \\ & \underbrace{\hspace{10em}}_{\text{類別の寄与度}} \end{aligned}$$

ただし、

$$\mu = \sum_{j=1}^{23} \sum_{i \in I_j} \left(\frac{i P_{t,m}}{i P_{t-1,12}} - 1 \right) \times 100 \times w_{i,2012} \quad : \text{2012年ウエイトでの総平均指数の変化率}$$

なお、ここで23は類別の総数を表しています。

$$\frac{P_{t,m}^{t-2}}{P_{t-1,12}^{t-2}} \quad : \text{t-2年ウエイトを用いたt-1年12月からt年m月までの総平均指数の変化率}$$

$$\frac{i P_{t,m}}{i P_{t-1,12}} \quad : \text{t-1年12月からt年m月までの品目指数の変化率}$$

$$w_{i,t} \quad : \text{t年の品目iのウエイト}$$

(補論4) ドリフト効果

固定基準ラスパイレース指数算式（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・バウンディ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とれます。