

## 2009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（連鎖指数の概要は補論1を参照）。この度、2009年のウエイト計算を行い、これを2010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<sup>1</sup>。

### 1. ウエイト更新の概要

連鎖指数は、固定基準ラスパイレース指数算式（以下、固定ラス）に基づく本指数と異なり、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、ウエイトデータとなる2009年工業統計表の公表（本年3月末）を受けて行ってきた2009年のウエイト計算が終了したため、これを2010年1月以降の指数に反映しました。

#### <連鎖指数に適用するウエイト年>

	更新前の連鎖指数	今回、更新後の連鎖指数
2005年1月～12月	2005年ウエイト	ウエイト変更なし
2006年1月～12月	2005年ウエイト	ウエイト変更なし
2007年1月～12月	2006年ウエイト	ウエイト変更なし
2008年1月～12月	2007年ウエイト	ウエイト変更なし
2009年1月～12月	2008年ウエイト	ウエイト変更なし
2010年1月～	2008年ウエイト	2009年ウエイトに更新

<sup>1</sup> 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](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](http://www.boj.or.jp/statistics/outline/notice_2004/rev04j07.htm)より入手可能）。

## 2. 千分比ウエイトの変化

2009年のウエイト対象総取引額（出荷額－輸出額）は、2008年対比で46.3兆円減少し、206.4兆円となりました。

各類別の千分比ウエイトの変化をみると、「加工食品」（107.5→131.5、+24.0ポイント）や「化学製品」（84.5→90.6、+6.1ポイント）などでは、2008年対比でウエイトが上昇しました（図表1）。一方、「鉄鋼」（65.1→53.1、▲12.0ポイント）、「輸送用機器」（124.9→114.8、▲10.1ポイント）、「非鉄金属」（27.6→21.1、▲6.5ポイント）、「スクラップ類」（9.6→4.4、▲5.2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。自動車の国内販売が減少した「輸送用機器」や、出荷量減少と市況下落がみられた「鉄鋼」、「非鉄金属」、「スクラップ類」では、取引額が大幅に減少し、千分比ウエイトも低下しました。一方、取引額が概ね横ばいであった「加工食品」、医薬品の増加などから全体では取引額が小幅の減少にとどまった「化学製品」の千分比ウエイトは上昇しました。

## 3. ウエイト更新の連鎖指数への影響

2009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（2010年1月～2011年8月）のほとんどで下方修正されました（図表2（1））。遡及期間中の平均をみると、前年比で▲0.38%ポイントの下方修正となりました（図表2（2））。

今回のウエイト更新により総平均指数が下方修正されたのは、2010年1月以降、全体としてみれば、指数の上昇幅が相対的に大きい品目・類別のウエイトが低下（類別では「スクラップ類」、「鉄鋼」、「石油・石炭製品」など）した一方、指数の上昇幅が相対的に小さい、あるいは指数が下落している品目・類別のウエイトが上昇（類別「化学製品」の中の医薬品など）したためです（図表3）。

## 4. ウエイト更新後の連鎖指数と本指数（固定ラス）との比較

ウエイト更新後の連鎖指数と本指数（固定ラス）を比較すると、2008年央までは連鎖指数が下方へ乖離し、乖離幅は拡大傾向にありましたが、その後は乖離幅が縮小し、2009年後半から2010年初にかけてはほぼ乖離がなくなりました。しかし、その後は再び連鎖指数の下方への乖離が拡大しています（図表4）。こ

のように、連鎖指数と本指数の乖離幅は、時系列でみると必ずしも安定していません。

こうした連鎖指数と本指数の乖離とその変動については、要因別に分解することができます<sup>2</sup>。以下、図表4に沿って要因別に解説します。

### （幾何平均の採用効果）

まず、「①調査価格の集計に幾何平均を採用することによる影響（幾何平均の採用効果）」があります。これは、品目指数を作成する際に、本指数では調査価格の算術平均、連鎖指数では調査価格の幾何平均と、集計方法が異なることに起因する乖離です。①の大きさは、「(i)幾何平均で求めた品目指数を固定基準（2005年ウエイト）ラスパイレス算式で集計した指数」を作成し、それと本指数との差から計算できます。

基準時点から時間が経ち、各調査価格の指数水準にばらつきが生じると、指数水準が低下（上昇）した調査価格が品目指数に与える影響は過小（過大）になります。連鎖指数では、こうした調査価格の指数水準の高低（ばらつき）がもたらす品目指数へのバイアスを補正するために、幾何平均を用いています<sup>3</sup>。

実際に①の寄与度をみると、一貫して連鎖指数を押し下げる方向に働いていることが分かります。これは、同一品目内での調査価格のばらつきが拡大していることが基本的な原因です。とりわけ、「情報通信機器」、「電子部品・デバイス」といった類別でばらつきが大きくなっています（図表5）。

### （リセット効果）

次に「②基準時点のリセットによる影響（リセット効果）」です。これは、連鎖指数水準の基準時点のリセットすることに起因する、本指数との乖離です。②の大きさは、「(ii)ウエイトを基準年（2005年）で固定した連鎖指数」を作成し、上記(i)の指数との差から計算できます。

本指数（固定ラス）では、指数水準の低下（上昇）した品目が上位分類指数に与える影響が過小（過大）になるという上方バイアスが生じます。連鎖指数では、基準時点のリセットすることで、そうしたバイアスが補正されます。ただし、連鎖指数では、指数が短期的に上昇・下落を繰り返す類別（その内訳品目）において、いわゆる「ドリフト効果」が発生することにも注意が必要です

---

<sup>2</sup> この要因分解については、脚注1に挙げた日銀レビュー（2004-J-7）も参照。

<sup>3</sup> 連鎖指数において品目以上の上位分類指数を作成する際には、ウエイトの更新と基準時点のリセットによって、指数水準の高低がもたらすバイアスを補正しています。調査価格から品目指数を作成する際には、そうした手法を取り得ないため（調査価格は原則均等ウエイト）、幾何平均を採用することにより、同様のバイアス補正効果を実現しています。

（「ドリフト効果」については補論4を参照）。

実際に②の寄与度をみると、2008年央までは連鎖指数を押し下げる方向に作用した後、2009年は一転して押し上げ方向に作用し、2010年以降は押し上げ幅が縮小しています。このように「リセット効果」の大きさが時系列的に大きく変動した背景としては、「石油・石炭製品」、「非鉄金属」、「スクラップ類」など短期的な変動が激しい市況性の高い類別を中心に、「ドリフト効果」が局面によっては強く表れたことなどが考えられます。

#### （ウエイト効果）

最後に「③ウエイト更新による影響（ウエイト効果）」があります。これは、ウエイトを2005年から2009年まで毎年更新することに起因する乖離で、上記(ii)の指数と2009年ウエイト連鎖指数との差から計算できます。

実際に③の寄与度をみると、2008年央まで連鎖指数を押し上げる方向に作用した後、2009年は一転して押し下げ方向に作用し、2010年以降は押し下げ幅が縮小しています。このような2008年から2009年にかけての「ウエイト効果」の大きな変動は、実際にウエイトが高まった「鉄鋼」、「石油・石炭製品」などの類別で、指数の動きが上昇から下落へと大きく変化したためと考えられます。

以 上

## (補論 1) 連鎖指数の概要

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指数を作成、公表しています。

### (連鎖指数の作成方法<sup>4</sup>)

- 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（本指数では算術平均を採用）。
- ③ 品目以上の上位分類指数の集計に当たっては、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。

### (連鎖指数の特徴、留意点)

本指数（固定ラス）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、連鎖指数は本指数（固定ラス）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、本指数（固定ラス）に比べて上位分類指数の水準が上方に乖離する傾向が生じることです。これは、「ドリフト効果」と呼ばれます（price bouncing 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

---

<sup>4</sup> 詳細は、前掲日本銀行調査統計局（2002 年）の補論 2 を参照。

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) 連鎖指数に使用するウエイトの計算方法

連鎖指数に使用するウエイトの計算方法は、本指数と同様の方法で計算することを原則としています。ただし、ウエイトデータの制約や作業負担との兼ね合いなどから、本指数と異なる特別なルールにより計算している場合があります。ウエイト計算方法の概略は、以下のとおりです。

### 1. ウエイトデータ

#### ① 工業統計表（品目編）

- ・ 全事業所調査年以外の調査年（従業者4人以上の事業所のみ調査年）については、直前の全事業所調査年における調整比率（＝全事業所出荷額／4人以上事業所出荷額）を乗じることにより、全事業所ベースの出荷額を推計。

#### ② 貿易統計

- ・ 公表される毎年の輸出額を、そのまま使用。

#### ③ その他の官庁統計や業界統計など

- ・ 公表される毎年のデータを、そのまま使用。  
—— データを入手できない場合は、前年のウエイト計算に使用したデータを使用。

### 2. ウエイト計算方法

- ・ 本指数と同様の方法により、以下の手順でウエイト対象取引額を算出。  
—— 商品毎の取引額は年々変動するが、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エイトを計算する。  
—— 工業統計表および貿易統計の項目に複数のウエイト計算指示を付けている場合、その他の官庁統計や業界統計などを用いて細分化する。

#### ① 品目毎に出荷額を推計。

- 工業製品については、原則、「工業統計表（品目編）」の出荷額を使用。ただし、類別「繊維製品」「石油・石炭製品」「輸送用機器」における以下の18品目は「生産動態統計」を使用して出荷額を推計。

類 別	品 目	出荷額推計方法
繊維製品	綿織物	・「工業統計表（品目編）」の出荷額を出荷量で除し、平均単価を算出。
	ナイロン長繊維織物	
	ポリエステル長繊維織物	・平均単価に、「繊維・生活用品統計」の出荷量を乗じ、出荷額を推計。
	合繊紡績糸織物	
石油・石炭製品	ナフサ	・「工業統計表（品目編）」の出荷額を出荷量で除し、平均単価を算出。
	ガソリン	
	ジェット燃料油	
	灯油	・平均単価に、「資源・エネルギー統計」の出荷量から推計した数量 <sup>5</sup> を乗じ、出荷額を推計。
	軽油	
	A重油	
	C重油	
輸送用機器	普通乗用車	<ul style="list-style-type: none"> <li>・「機械統計」の出荷額から推計した金額<sup>6</sup>を出荷額として使用。</li> <li>—— 品目「普通乗用車」以外は、2008年ウエイトより新たに生産動態統計を使用。</li> </ul>
	小型乗用車	
	軽乗用車	
	バス	
	普通トラック	
	小型トラック	
	軽トラック	

—— 非工業製品については、官庁統計や業界統計などを使用して出荷額を推計。

② 品目毎に出荷額から輸出額を控除することにより、ウエイト対象取引額を算出。

—— 出荷額から輸出額を控除する際には、工業統計表の品目分類コードに対応する貿易統計コードを紐付ける。コード体系が変更になった場合は、基準年（2005年基準連鎖指数では、2005年）の対応付けと可能な限り同じになるよう、新コードを紐付ける。

<sup>5</sup> 販売数量に含まれる輸入量を控除した＜推計出荷量＝販売数量×{(出荷数量－受入数量)／販売数量}を用いて算出しています。

<sup>6</sup> 販売金額に含まれる輸入金額を控除した＜推計出荷額＝販売金額×{(出荷数量－受入数量)／販売数量}を用いて算出しています。



(補論3) 図表3の寄与度計算方法

図表4における、総平均指数の変化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。

$$\begin{aligned} & \left( \frac{P_{t,m}^{t-1}}{P_{t-1,12}^{t-1}} - 1 \right) \times 100 - \left( \frac{P_{t,m}^{t-2}}{P_{t-1,12}^{t-2}} - 1 \right) \times 100 \\ &= \sum_{j=1}^{22} \sum_{i \in I_j} \left\{ \underbrace{\left[ \left( \frac{i P_{t,m}}{i P_{t-1,12}} - 1 \right) \times 100 - \mu \right]}_{\text{品目の寄与度}} (w_{i,2009} - w_{i,2008}) \right\} \\ & \qquad \underbrace{\hspace{10em}}_{\text{類別の寄与度}} \end{aligned}$$

ただし、

$$\mu = \sum_{j=1}^{22} \sum_{i \in I_j} \left( \frac{i P_{t,m}}{i P_{t-1,12}} - 1 \right) \times 100 \times w_{i,2008} \quad : \text{2008年ウエイトでの総平均指数の変化率}$$

なお、ここで22は類別の総数を表しています。

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

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

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

上記の式を用いて、2009年12月から2010年12月までの期間と、2010年12月から2011年8月までの期間を別々に計算し、両期間の計算結果を足し合わせて2009年12月から2011年8月までの結果としています。

#### (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（price bouncing 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（ウェイトは均等）。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)

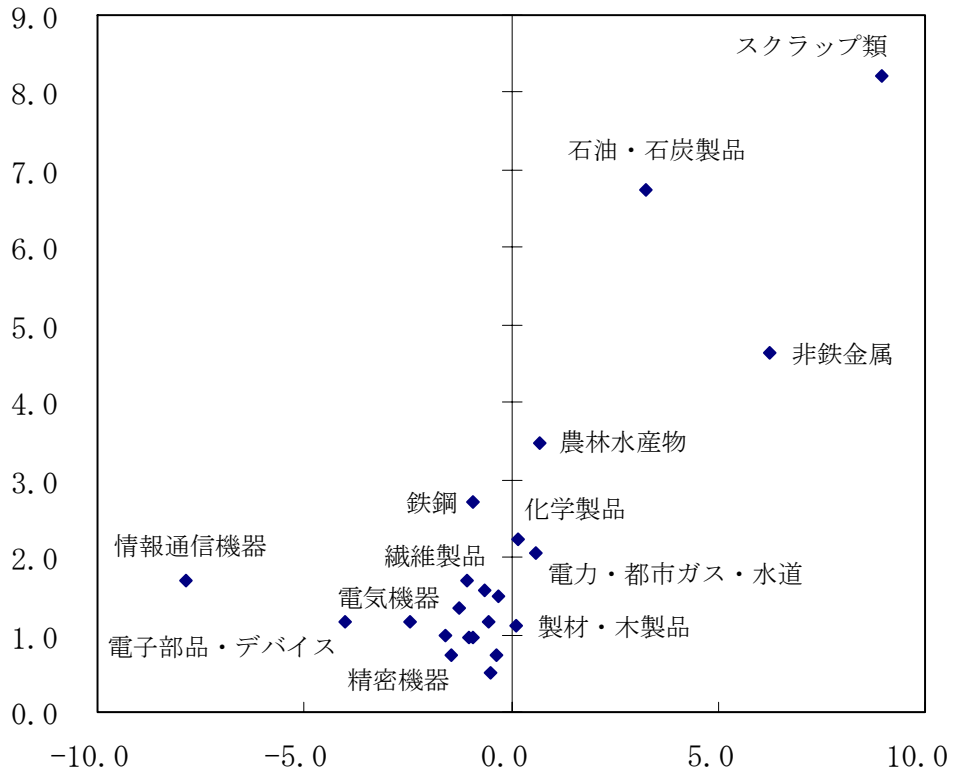
この数値例のポイントは、例えば基準年と2年目では、洋服と牛肉の価格水準が等しいにもかかわらず、連鎖指数の総平均は2年目が基準年を上回っていることです。このように連鎖指数では、上位分類指数の水準が固定ラスのケースと比べて上方に乖離することがあります。

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、連鎖指数が本指数より上方に乖離する傾向がみてとれます（下記の参考図表）。

(参考図表)

### 標準偏差とドリフト効果

(類別内品目月比標準偏差の平均値, %) <2005年2月～11年8月>



(連鎖指数と本指数の差, ポイント) <2011年8月時点>

(図表1)

## 連鎖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		
	類 別	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	05→09年	08→09年
合計 (総平均)		1,000.0	1,000.0	1,000.0	1,000.0	1,000.0	—	—
工業製品		918.8	920.6	918.6	914.2	913.6	▲5.2	▲0.6
加工食品		114.5	109.6	110.5	107.5	131.5	+17.0	+24.0
繊維製品		13.1	12.2	11.9	11.1	11.4	▲1.7	+0.3
製材・木製品		10.2	9.8	9.7	8.7	8.8	▲1.4	+0.1
パルプ・紙・同製品		28.5	27.4	27.4	27.4	30.6	+2.1	+3.2
化学製品		85.2	83.3	84.0	84.5	90.6	+5.4	+6.1
プラスチック製品		38.7	37.9	37.9	36.3	37.0	▲1.7	+0.7
石油・石炭製品		53.8	60.6	67.4	70.0	66.3	+12.5	▲3.7
窯業・土石製品		25.9	25.5	25.5	24.1	24.5	▲1.4	+0.4
鉄鋼		52.6	54.4	59.2	65.1	53.1	+0.5	▲12.0
非鉄金属		22.5	26.5	30.2	27.6	21.1	▲1.4	▲6.5
金属製品		37.6	37.2	36.5	35.0	34.9	▲2.7	▲0.1
一般機器		108.4	109.3	109.8	106.6	101.5	▲6.9	▲5.1
電気機器		53.3	52.6	51.5	49.1	50.5	▲2.8	+1.4
情報通信機器		41.4	41.6	42.1	37.8	38.0	▲3.4	+0.2
電子部品・デバイス		34.3	31.4	30.0	31.0	27.8	▲6.5	▲3.2
輸送用機器		124.8	129.0	114.5	124.9	114.8	▲10.0	▲10.1
精密機器		10.6	11.0	11.2	10.8	11.2	+0.6	+0.4
その他工業製品		63.4	61.3	59.3	56.7	60.0	▲3.4	+3.3
農林水産物		25.9	23.6	23.1	23.5	26.8	+0.9	+3.3
鉱産物		3.9	3.6	3.3	3.1	3.4	▲0.5	+0.3
電力・都市ガス・水道		46.5	46.1	46.9	49.6	51.8	+5.3	+2.2
スクラップ類		4.9	6.1	8.1	9.6	4.4	▲0.5	▲5.2
<参考>電気・電子機器		129.0	125.6	123.6	117.9	116.3	▲12.7	▲1.6

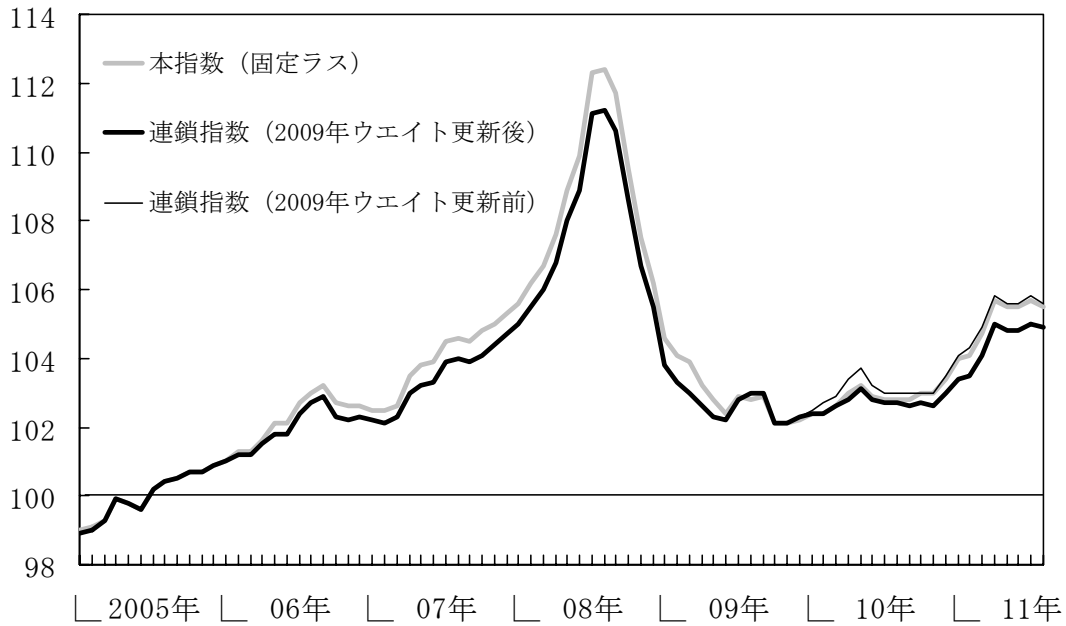
(注) 「電気・電子機器」は類別「電気機器」「情報通信機器」「電子部品・デバイス」を合わせた参考指数であり、2000年基準以前の類別「電気機器」に該当。

(図表 2)

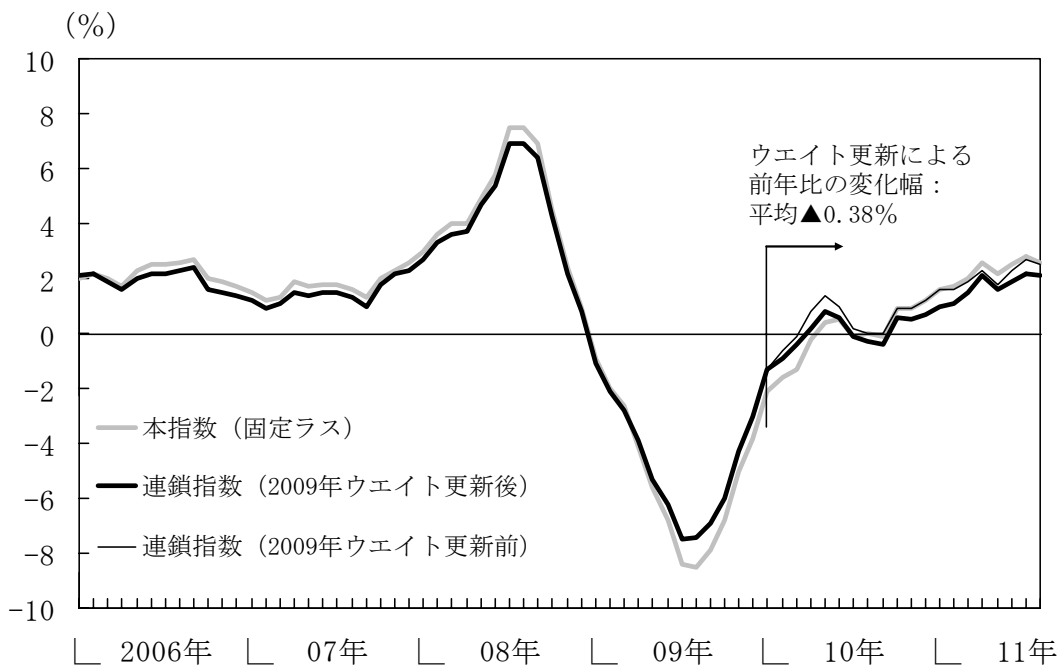
連鎖指数と本指数の比較 (総平均)

(1) 指数水準

(2005年=100)



(2) 前年同月比



(図表 3)

## 2009年ウエイト更新による連鎖指数水準の変化

	ウエイト 変化幅 (08→09年)	2009年12月から2011 年8月までの指数水 準の変化率 (2008年 ウエイト, %)	ウエイト更新によ る同変化率の差 (総平均に対する 寄与, %)
総平均	—	3.2	▲ 0.64
スクラップ類	▲ 5.2	35.1	▲ 0.18
石油・石炭製品	▲ 3.7	23.4	▲ 0.10
電力・都市ガス・水道	2.2	15.3	0.00
鉄鋼	▲ 12.0	14.1	▲ 0.14
非鉄金属	▲ 6.5	10.8	▲ 0.05
製材・木製品	0.1	7.4	0.00
化学製品	6.1	4.1	▲ 0.15
繊維製品	0.3	3.7	0.00
加工食品	24.0	3.7	▲ 0.02
鉱産物	0.3	2.8	0.00
金属製品	▲ 0.1	1.2	0.00
その他工業製品	3.3	0.3	▲ 0.01
窯業・土石製品	0.4	0.1	0.00
プラスチック製品	0.7	0.0	0.00
一般機器	▲ 5.1	▲ 1.0	0.01
輸送用機器	▲ 10.1	▲ 1.1	0.04
パルプ・紙・同製品	3.2	▲ 1.3	▲ 0.01
精密機器	0.4	▲ 1.6	0.00
農林水産物	3.3	▲ 2.8	▲ 0.02
電気機器	1.4	▲ 5.9	▲ 0.03
電子部品・デバイス	▲ 3.2	▲ 7.0	0.02
情報通信機器	0.2	▲ 17.0	▲ 0.02

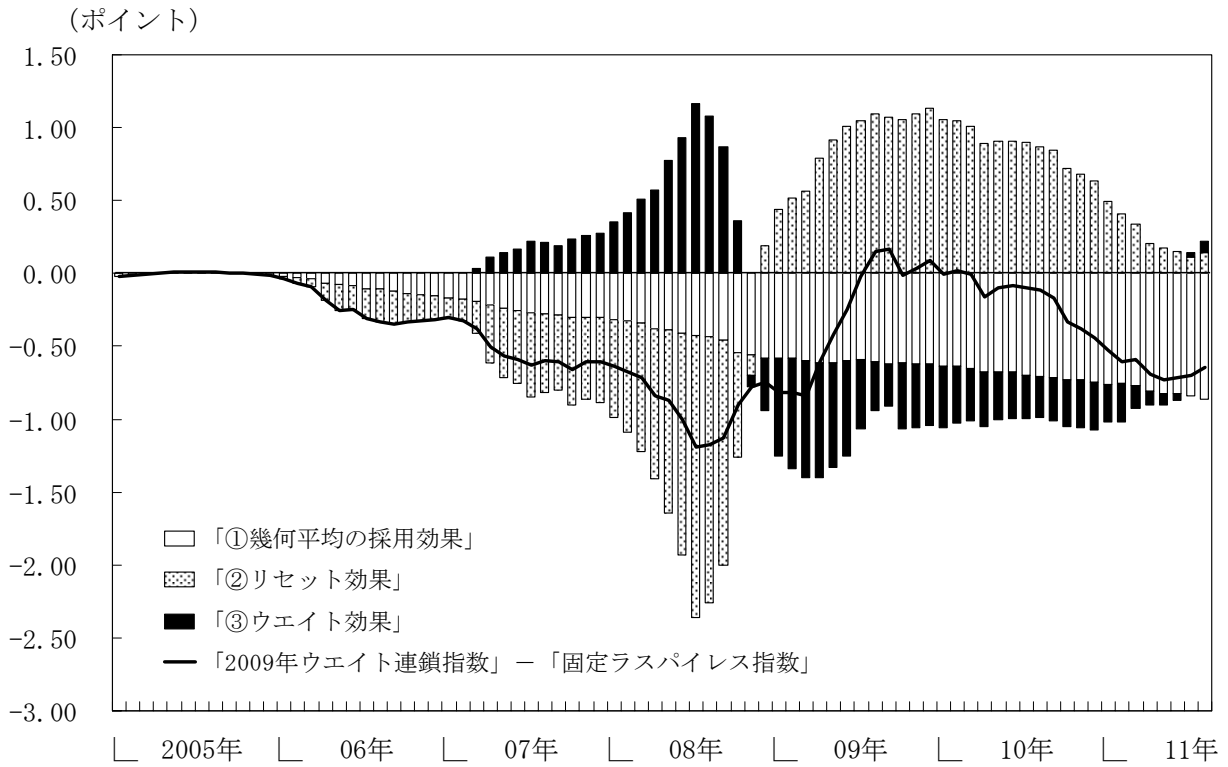
(注1) 総平均に対する各品目の寄与度は、指数変化率が総平均よりも大きい(小さい)品目のウエイトが上昇するとプラス(マイナス)になる。各類別の寄与度は、類別内の各品目の寄与度を合計したものであるため、上記の内容が類別単位では成り立たないケースもある。寄与度の具体的な算出式については補論3を参照。

(注2) 「加工食品」より上の類別では総平均指数よりも変化率が高くなっている。

(注3) 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。

(図表 4)

連鎖指数と本指数の乖離 (総平均)



(注) 各系列の定義については本文 3・4 ページを参照。

(図表 5)

## 連鎖指数と本指数（固定ラス）の乖離（2011年8月時点）

大 類 別	指数（2005年=100）		乖離幅（ポイント）			
	類 別	連鎖指数	本指数	連鎖指数と本指数の乖離		
①+②+③				① 幾何平均の 採用効果	② リセット 効果	③ ウエイト 効果
合計（総平均）	104.9	105.5	▲0.65	▲0.86	+0.14	+0.08
工業製品	104.0	105.1	▲1.06	▲0.91	▲0.12	▲0.03
加工食品	109.4	110.1	▲0.66	▲0.35	+0.12	▲0.43
繊維製品	109.3	110.4	▲1.06	▲0.88	+0.06	▲0.25
製材・木製品	111.1	111.0	+0.14	▲0.29	+1.27	▲0.84
パルプ・紙・同製品	109.7	110.3	▲0.55	▲0.26	▲0.03	▲0.27
化学製品	106.7	106.5	+0.16	▲0.54	+2.02	▲1.33
プラスチック製品	105.7	107.0	▲1.27	▲0.97	▲0.22	▲0.09
石油・石炭製品	139.8	136.6	+3.26	▲0.34	+5.46	▲1.85
窯業・土石製品	109.5	111.1	▲1.61	▲0.82	▲0.16	▲0.64
鉄鋼	125.9	126.8	▲0.92	▲1.10	+2.72	▲2.54
非鉄金属	139.6	133.3	+6.27	▲0.73	+9.52	▲2.52
金属製品	107.1	107.4	▲0.32	▲0.94	▲0.14	+0.77
一般機器	98.4	99.3	▲0.95	▲0.84	▲0.21	+0.10
電気機器	85.8	88.3	▲2.46	▲1.36	▲2.76	+1.66
情報通信機器	55.6	63.4	▲7.85	▲2.99	▲3.24	▲1.62
電子部品・デバイス	73.0	77.0	▲4.04	▲2.94	▲2.42	+1.33
輸送用機器	101.9	102.4	▲0.50	▲0.83	▲0.01	+0.34
精密機器	96.4	97.8	▲1.44	▲0.95	▲0.13	▲0.36
その他工業製品	101.6	102.6	▲1.04	▲0.68	▲0.57	+0.21
農林水産物	96.2	95.5	+0.68	▲0.56	+1.05	+0.19
鉱産物	114.9	115.3	▲0.36	▲1.17	▲0.25	+1.06
電力・都市ガス・水道	115.5	114.9	+0.58	▲0.09	+0.24	+0.43
スクラップ類	158.2	149.2	+8.94	▲0.60	+15.99	▲6.45

(注) 四捨五入処理を行っているため、連鎖指数と本指数の乖離幅がその内訳の合計と一致しない場合がある。