

## 連鎖方式による国内企業物価指数

須藤 直

Bank of Japan Review

2004年11月

企業物価指数や消費者物価指数などの代表的な物価指数では、基準時点でのウエイトを固定して、さまざまな商品やサービスの価格を加重平均して指数化するのが一般的である。ところが、近年のように経済構造の変化が速くなってくると、「こうした固定ウエイトの物価指数では、基準年からの時間の経過につれて、実態との乖離が拡大する」との批判が高まっている。このため、日本銀行でも2002年より、基準年以降の経済構造の変化を、ウエイトや集計される価格水準の調整を通じて物価指数に反映することのできる「連鎖方式による国内企業物価指数」の公表を開始した。本稿では、「連鎖指数」の考え方を簡単に紹介するとともに、固定ウエイトと連鎖方式による国内企業物価指数の乖離に着目することで、連鎖指数の特徴や、それをを用いることのメリット、あるいはその限界について解説する。

## はじめに

物価指数とは、さまざまな商品やサービスの価格の動きを全体として捉えようとするものである。その際、個々の価格を基準となる年の平均値を100として指数化したうえで、これらを基準時点のウエイトを固定して加重平均するという方法が一般的である。実際、わが国の代表的な物価指数である日本銀行が作成する企業物価指数や企業向けサービス価格指数、総務省が作成する消費者物価指数は、こうした作成方法を基本としている。

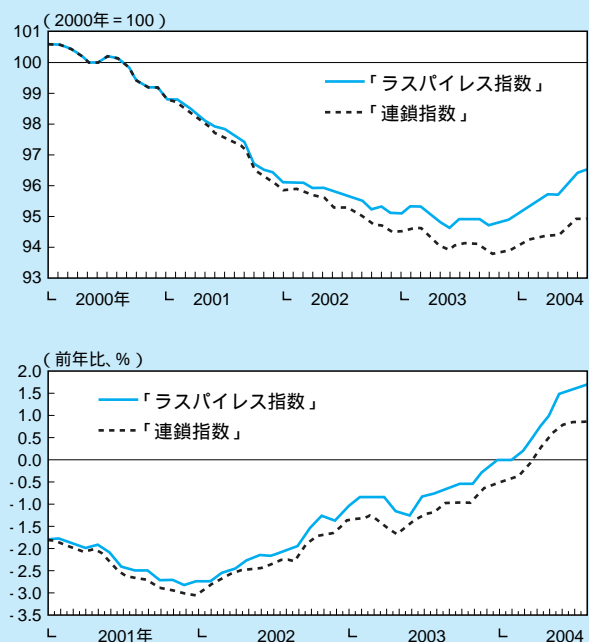
ところが、現在のように経済構造の変化がめまぐるしくなってくると、こうした固定ウエイトの物価指数では、基準年からの時間の経過につれて、物価指数の変化率が実態と乖離してくるといった問題が生じる。こうした観点から、近年、国内外で注目を集めているのが、「連鎖指数」と呼ばれる新しいタイプの物価指数である。日本銀行でも2002年より、企業間の国内物価動向を把握する指数として「国内企業物価指数」のほかに、参考指数「連鎖方式による国内企業物価指数」（以下「連鎖指数」と呼ぶ）の公表を開始した<sup>1</sup>。

この両者の動きをみると、2000～2003年にかけて下落し、その後上昇に転じている姿自体には大きな違いはないが、「連鎖指数」は一貫して「国

内企業物価指数」を下回り、その乖離幅は2000年（＝基準年）以降拡大し続けている。

このような差をもたらす連鎖指数とは何なのだろうか。なぜ、連鎖指数が注目されているのだろうか。本稿では、まず、一般論として連鎖指数のしくみを説明したうえで、2000年以降の国内企業物価の動きを確認し、連鎖指数の意義とその留意点を整理する。

【図表1】国内企業物価・総平均指数の動向



## 1. 連鎖指数とは

連鎖指数は、言葉のとおり、各期ごとに指数を作成した上で、基準時以降、各期の指数の前期比を掛け合わせることで、指数を繋いでいくものである。しかも、各期の指数を作成する際には、ウエイトを更新するなど、基準時以降の経済構造の変化も織り込んでいくため、ウエイトを基準時の値で固定する指数<sup>2</sup>（以下、ラスパイレス指数と呼ぶ）に対し、基準時以降の経済構造の変化を指数に反映できるというメリットがある。

連鎖指数が近年注目されている大きな理由は、ラスパイレス指数が持つ物価指数としての問題点が、最近目立つようになったからである。すなわち、ラスパイレス指数は、基準時から時間が経つにつれて、基準時のウエイトが実際の取引シェアとかけ離れたり、指数水準が低下（上昇）した品目については、物価全体の動向を表す総平均指数に与える影響が小さく（大きく）なるという特徴がある<sup>3</sup>。

このうち については、特に説明を要しないと思われるが、 については、簡単な数値例を用いて問題点を確認しておこう。

洋服とコンピュータという商品があり、この2つの商品の価格から総平均指数が作成されるとする。それぞれの取引シェア（ウエイト）は各年も50/100で一定であるが、洋服の価格水準は、基準年以降不変である一方、コンピュータの価格は毎年50%ずつ下落していくとしよう。この時、経済全体の物価を表す総平均指数を、ラスパイレス指数、連鎖指数それぞれの算式で計算すると次のようになる。

	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 )
コンピュータ (前年比)	100.0 ( - )	50.0 ( 50.0 )	25.0 ( 50.0 )	12.5 ( 50.0 )
総平均指数(ラスパイレス) (前年比)	100.0 ( - )	75.0 ( 25.0 )	62.5 ( 16.7 )	56.3 ( 10.0 )
総平均指数(連鎖) (前年比)	100.0 ( - )	75.0 ( 25.0 )	56.3 ( 25.0 )	42.2 ( 25.0 )

ここで注目したいのは、コンピュータの価格の下落率は毎年同じであり、ウエイトも不変であれば、「総平均の下落率も毎年同じ」と考えるのが普通であるにもかかわらず、ラスパイレス指数で

は、「総平均指数の下落率が、基準年から乖離するにつれて縮小する」という点である。この原因は、各品目指数について、「基準年=100」としたままの指数を毎年加重平均しているからである。

### (当年のラスパイレス指数)

$$= \text{洋服の当年の価格指数} \times (\text{ウエイト} : 50/100) \\ + \text{コンピュータの当年の価格指数} \times (\text{ウエイト} : 50/100)$$

この結果、急ピッチで価格が下落する品目は、基準年から時間が経つにつれて指数水準が低くなってしまいうので、総平均指数への影響度合いが小さくなる（上昇する場合は逆に影響度合いが大きくなることになる）。つまり、価格が急な下落トレンドをたどる品目の価格が前年と比べてどう変化したかという情報は、総平均指数に反映されにくくなるのである。

一方、連鎖指数では、「基準年 = 100」の指数を加重平均するのではなく、(1) 各品目の当年の価格を「前年の当該品目の価格 = 100」とする指数へといったんリセットしたうえで、(2) これらの指数を加重平均して、前年を基準とした当年の総平均指数（前年の総平均指数 = 100）を算出し、(3) この前年比（前年を基準とした当年の総平均指数 ÷ 100）を前年の総平均指数に乗じることで、当年の総平均指数を算出する。

### (当年の連鎖指数)

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{洋服の当年の価格指数} \\ \text{洋服の前年の価格指数} \times 100 \times (\text{ウエイト} : 50/100) \\ \\ \text{コンピュータの当年の価格指数} \\ \text{コンピュータの前年の価格指数} \times 100 \times (\text{ウエイト} : 50/100) \end{array} \right\} \\ \times \frac{1}{100} \times \text{前年の総平均指数}$$

(注) 前年の総平均指数は、基準年=100とした指数。

たとえば、3年目の指数水準は以下のように計算できる。

### (3年目の連鎖指数)

$$\left\{ \frac{100}{100} \times 100 \times (50/100) + \frac{12.5}{25} \times 100 \times (50/100) \right\} \times \frac{1}{100} \times 56.3 = 42.2$$

数値例から明らかなように、このように集計された連鎖指数では、ラスパイレス指数に生じている問題点「指数水準が低下（上昇）した品目については、総平均指数に与える影響が小さく（大きく）なる」が補正されている。この結果、直感的に考えられるように、総平均指数の下落率が各

年とも等しくなっている。

こうした両者の指数算式の違いは、情報通信技術の革新などによって、一部の商品の価格が急ピッチで下落している今日において、物価指数の計算結果に大きな違いをもたらす。ラスパイレス指数では、基準年からの時間の経過につれて、こうした商品の価格変動の影響が総平均指数に十分反映されなくなるからである。他方、市況高などから一部の商品の指数水準が大幅に上昇した場合には、逆に、その商品の価格変動が総平均指数の動きに過大なインパクトを与えることになる。連鎖指数は、こうした「バイアス」を持たないというメリットがあるといえる。

## 2. 「連鎖方式による国内企業物価指数」

日本銀行が2000年基準から公表している「連鎖方式による国内企業物価指数」（「連鎖指数」）も、大筋「1」で述べた考え方に基づいて作成している。具体的な計算方法について、従来からの国内企業物価指数（以下、「ラスパイレス指数」と呼ぶ）との間には、2点の違いがあるので、この点をやや詳しく説明しよう<sup>4</sup>。

### （その1：毎年のウェイト更新）

品目指数から総平均指数までの集計に用いられるウェイトは、「ラスパイレス指数」のように基準年で固定するのではなく、原則、各品目について前年の生産者出荷額から輸出額を控除した取引額をベースに毎年更新する。ただし、取引額を計算するための基礎統計<sup>5</sup>を入手するまでに時間がかかることから、直近月の指数は、2～3年前のウェイトで暫定的に計算し、毎年10月の8月確報・9月速報公表時に、前年1月に遡って新しいウェイトに更新している<sup>6</sup>。

ちなみに、2000年以降のウェイトの推移をみると、輸送用機器などが着実に取引額を増加させる一方、IT関連品目については、2000年におけるITバブルの反動もあり、電気機器を中心に、取引額が減少するなど、ウェイトが変動していることがわかる（図表2）。

### （その2：基準時点のリセット）

品目指数については、「ラスパイレス指数」のように「基準年 = 100」のまま集計するのではなく、先にみたように前年12月の値を100にリセッ

トしたうえで、総平均指数の計算を行う。具体的には、次のような手順である。

「基準年 = 100」で与えられている品目指数の値を、「前年12月 = 100」にリセットする。

上記で作成された品目指数を、毎年更新されるウェイトを用いて、（算術）加重平均し、「前年12月 = 100」とした当年の総平均指数を作成する。

上記の総平均指数の前年12月比（「前年12月 = 100」とした当年の総平均指数 ÷ 100）を、「基準年 = 100」とした前年12月の総平均指数に乗じて、「基準年 = 100」とした当年の総平均指数とする。

なお、品目指数は、その品目を代表する複数の調査価格を集計して作成するが、調査価格から品目指数へ集計する過程も、「連鎖指数」と「ラスパイレス指数」では異なる。「ラスパイレス指数」では、調査価格をまず「基準年 = 100」として、これらを、原則として均等ウェイトで算術平均したものが品目指数になる。したがって、基準年から時間が経つにつれて、調査価格指数の水準に大きな違いが生じると、「1」で説明したのと同じ理由で、指数水準が低下（上昇）した調査価格については、品目指数に与える影響が小さく（大きく）なる。「連鎖指数」では、こうした影響を取り除くため、「幾何平均」を用いて調査価格指数を集計している<sup>7</sup>。

【図表2】ウェイトの推移

大 類 別	千分比ウェイト		
	2000年	2001年	2002年
合計（総平均）	1000.0	1000.0	1000.0
工業製品	919.4	919.4	919.4
加工食品	117.4	121.6	126.3
繊維製品	19.8	18.1	16.8
製材・木製品	12.7	12.0	11.6
パルプ・紙・同製品	30.3	29.1	29.1
化学製品	78.3	80.5	83.5
プラスチック製品	38.4	38.2	38.9
石油・石炭製品	36.6	39.2	41.8
窯業・土石製品	30.9	30.5	30.0
鉄 鋼	36.8	35.6	35.7
非鉄金属	20.3	20.4	20.9
金属製品	39.6	39.7	39.1
一般機器	103.3	102.6	100.7
電気機器	161.4	150.5	133.3
輸送用機器	99.2	104.9	115.0
精密機器	11.3	11.5	10.0
その他工業製品	83.1	85.0	86.7
農 林 水 産 物	25.5	25.5	25.5
鉱 産 物	6.3	6.3	6.3
電力・都市ガス・水道	46.6	46.6	46.6
ス ク ラ ッ プ 類	2.2	2.2	2.2

### 3. 「連鎖指数」が乖離する背景

はじめにみたように、国内企業物価（総平均）における「連鎖指数」と「ラスパイレス指数」は徐々に乖離する傾向にある。そこで、上記「2」で述べた計算方法の違いがどのように影響しているのか、品目や類別の動きに着目しながら、その背景を定量的に分析してみよう。

まず、2000年以降の乖離幅を要因別に分解すると<sup>8</sup>（図表3上段）以下の3点が明らかになる。

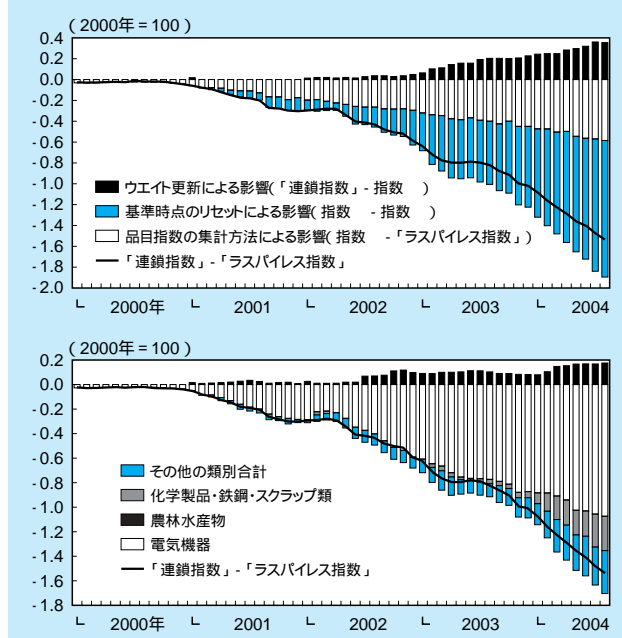
「ウエイトの更新」は、「連鎖指数」の総平均の押し上げに寄与している。

「基準時点のリセット」、「品目指数を幾何平均で作成すること」は、それぞれ「連鎖指数」の総平均を押し下げることに寄与している。

各要因による乖離は、年々拡大している。

また、乖離幅を類別ごとに分解してみると（図表3下段）乖離は主に類別「電気機器」の品目の寄与によるものであることがわかる。

【図表3】乖離の要因別、類別の分解



「ウエイトの更新」が、「連鎖指数」の若干の押し上げ要因になっている理由は、「電気機器」において、2000年以降、価格が大きく下落する中、ウエイトが減少しているためである。しかし、「電気機器」を中心に、調査価格指数や品目指数のばらつきが拡大しているため、全体で見ると「連鎖指数」は「ラスパイレス指数」を下回るかたちになっている。

こうした背景には、素材関連財の価格が、昨年以降、急上昇している中、情報通信関連財の価格が、市場競争と技術革新によって急ピッチで下落していることがある。実際、「パーソナルコンピュータ」「モス型メモリ集積回路」など情報通信関連の品目指数は、2004年8月時点で既に大きく下落しており、「連鎖指数」と「ラスパイレス指数」の乖離に大きく寄与している（図表4）。

【図表4】品目指数水準のばらつき具合（「ラスパイレス指数」）

上昇品目	指数水準	下落品目	指数水準
鉄くず	256.6	パーソナルコンピュータ	24.8
小形棒鋼	221.4	モス型メモリ集積回路	31.5
ベンゼン	199.4	光ディスク装置・光磁気ディスク装置	33.4
H形鋼	190.6	汎用コンピュータ・サーバ	35.5
中小小形鋼	189.4	デジタルカメラ	41.4

なお、ウエイトを更新していない「農林水産物」が、「連鎖指数」を「ラスパイレス指数」よりも上振れさせる方向に寄与している。これは、牛肉や米において、価格が大きく上下動する時期があり、このような場合に「連鎖指数」が「ラスパイレス指数」を上回る「Price bouncing効果（価格のバウンド効果）」が働いたからである（BOX参照）。

### 4. 「連鎖指数」の意義とその留意点

以上みてきたように、国内企業物価における「ラスパイレス指数」と「連鎖指数」の乖離は、2000年以降の物価下落局面において、商品サイクルの短い情報通信関連財を中心に「電気機器」などの価格の下落テンポが高まっていることが反映されたものである。「連鎖指数」は、基準年以降の経済構造の変化を、ウエイトおよび品目の指数水準の調整を通じて物価指数に反映できる仕組みになっているため、現在のように経済構造の変化が速い時期においては、「ラスパイレス指数」との違いが顕著に表れるのである。

ただし、「連鎖指数」にも以下の検討課題があり、長い時系列データを蓄積してきた「ラスパイレス指数」とは別の「参考指数」としている。

第1に、「連鎖指数」のウエイト更新が、ウエイト計算の基礎となる統計の公表を待つ必要があるため、必ずしもタイムリーにいかないということである。この結果、前述のとおりウエイトは原則として前年の取引シェアになるほか、毎年10月にウエイトを事後的に更新することに伴って、1年8か月にわたるデータの遡及訂正を行うことになる。このため、統計のユーザーにとって、「連鎖指数」は、最新のウエイトを用いることで直近の経済構造の変化が反映されるというメリットがある一方、データが過去に遡って大幅に更新されてしまうという不便さをもたらすことになる。

第2に、ウエイトの更新については、工業統計表と日本貿易月表をベースとして、910に及ぶ品目指数のウエイトを算定するが、これは実務的には負担がかかるのみならず、5年に1度実施される基準改定のような精度での厳密さを保つことは難しいという問題がある<sup>9</sup>。このため、たとえば、「非工業製品」については、現在の「連鎖指数」ではウエイトの更新を行っていないというのが実情である。

第3に、価格が短期間に大きく上下動する場合には、「連鎖指数」が「ラスパイレス指数」よりも上振れてしまう「Price bouncing効果」に注意しなければならない。総平均指数を集計する際の「品目指数水準のリセット」は、価格上昇・低下トレンドに対しては「ラスパイレス指数」の問題点を補正する効果を持つ一方で、大きく上下動する価格に対しては逆方向への「バイアス」をもたらすことを考慮に入れる必要がある。

したがって、以上のような点に留意しながら、「連鎖指数」を用いることで、「ラスパイレス指数」の示す値の幅を念頭に置くことが重要であろう。産業構造の変化が急激に進み、情報通信関連を中心に価格下落が急ピッチで進む近年においては、「連鎖指数」をみていくことのメリットは大きく、これを利用していく意義は十分にあると考えられる。もとより、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は困難である以上、各々の指数の特徴を理解し、物価指数を利用していくことが重要であろう。

以上

### 【BOX】Price bouncing効果

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、ラスパイレス指数における「指数水準が低下（上昇）した品目については、総平均指数に与える影響が小さく（大きく）なる」ことが補正されている。

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、この「リセット」を行うことによって、総平均指数では連鎖指数がラスパイレス指数よりも上振れてしまうことがあり、注意が必要である（これをPrice bouncing効果という）。

具体的には、「連鎖指数」と「ラスパイレス指数」の乖離において、「連鎖指数」を押し上げる方向に寄与している「農林水産物」にこうした効果が見られる（前掲図表3）。「農林水産物」は、「牛肉」、「米」など上下変動が大きい品目を含み、以下に述べるようなPrice bouncing効果が生じる条件が揃っているからである（BOXの図表）。

このような効果が発生する理由について数値例を用いて説明しよう。洋服と牛肉という商品があり、この2つの商品の価格から総平均指数が作られるとし（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を交互に動くとする。この場合、ラスパイレス指数と連鎖指数の総平均指数は以下ようになる。

	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(ラスパイレス) (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、基準年と2年目（1年目と3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、連鎖指数の総平均指数は2年目が基準年（3年目が1年目）を上回っていることである。「等しい価格水準の品目から作成した指数の総平均指数は等しくあるべき」という観点からは、この上振れは「バイアス」とみなすことができる。

この「バイアス」は、前述した「リセット」が原因である。これを理解するためには、ラスパイレス指数、連鎖指数の算式を、前年差で表すと分かりやすい。

#### (ラスパイレス指数の総平均指数の前年差)

$$= \frac{\text{洋服の当年の価格指数} - \text{洋服の前年の価格指数}}{\text{洋服の基準年の価格指数}(=100)} \times 100 \times (50/100) \\ + \frac{\text{牛肉の当年の価格指数} - \text{牛肉の前年の価格指数}}{\text{牛肉の基準年の価格指数}(=100)} \times 100 \times (50/100)$$

**(連鎖指数の総平均指数の前年差)**

$$\left\{ \frac{\text{洋服の当年の価格指数} - \text{洋服の前年の価格指数}}{\text{洋服の前年の価格指数}} \times 100 \times (50/100) + \frac{\text{牛肉の当年の価格指数} - \text{牛肉の前年の価格指数}}{\text{牛肉の前年の価格指数}} \times 100 \times (50/100) \right\} \times \frac{1}{100} \times \text{前年の総平均指数}$$

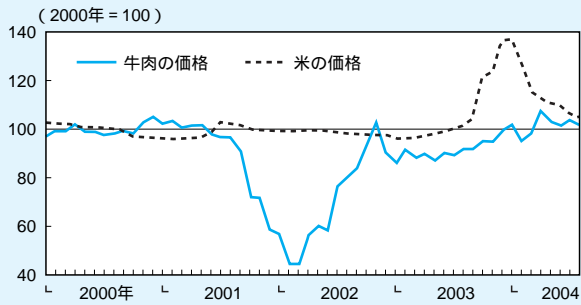
ここで注意したいのは、牛肉の前年の価格である。牛肉の前年の価格が、基準年の価格 (= 100) より小さければ、下の式が成立する。

$\frac{\text{牛肉の前年から当年の価格差}}{\text{牛肉の前年の価格指数}}$	>	$\frac{\text{牛肉の前年から当年の価格差}}{100}$
--	---	------------------------------------

たとえば、1年目で牛肉の価格が下がり (100 50)、2年目で牛肉の価格が上昇するならば、連鎖指数の式の「牛肉」の項は、分母 (50) が小さい

分だけ、ラスパイレス指数の「牛肉」の項に比べて大きくなる。このため、2年目の連鎖指数 (112.5) はラスパイレス指数 (100) より大きくなる。これが「価格が上下変動する品目指数」を含む物価指数において、総平均指数に上方「バイアス」が生じる基本的なメカニズムである。

**【BOXの図表】国内企業物価指数において上下変動が激しい品目 (牛肉、米)**



この場合、近似的には次の関係が成り立つ。

$$(\text{洋服の指数の前年比}) = 50/100 \times (\text{ズボンの前年比}) + 50/100 \times (\text{ワイシャツの前年比})$$

このため、各調査価格指数の前年比が毎年一定であれば、品目指数の前年比も一定になる。

- 8 要因別の検証方法として、幾何平均で求めた品目指数を固定基準 (2000年ウエイト) ラスパイレス算式で集計した指数、ウエイトを基準年 (2000年) の値で固定した「連鎖指数」、の2つの指数を別途作成し、「ラスパイレス指数」からの乖離を「品目指数の集計方法による影響」、から「連鎖指数」の乖離を「ウエイト更新による影響」、からの乖離を「基準時点のリセットによる影響」、と各々定義した。
- 9 5年毎の基準改定の途中でウエイト算定のベースとなる基礎統計に変更があった場合は、基準年のウエイトと同様の方法で当該年のウエイトを算定することが困難になる場合がある。

- 1 詳細は、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）を参照。
- 2 正確には、「固定基準ラスパイレス指数」であるが、ここでは単にラスパイレス指数と呼ぶ。また、「連鎖基準ラスパイレス指数」を、本稿では連鎖指数と呼んでいる。
- 3 同様の問題は、直近時 (比較時) のウエイトを用いて加重平均したパーシェ指数においても発生するが、パーシェ指数の場合、効果は逆で、指数水準が低下 (上昇) した品目指数は、総平均指数に与える影響が大きく (小さく) なる。これらの点について詳しくは、古賀麻衣子「GDPデフレーターの下落率はなぜ大きいのか?」(日本銀行調査統計局『経済点描』2003年6月)を参照。  
 実際、先般内閣府でも、GDP統計に関して連鎖指数を用いた試算値を公表したが、それによると、連鎖指数によるGDPデフレーターの下落率は、従来の固定パーシェ型デフレーターに比べ、下落率が大きく縮小している。
- 4 国内企業物価指数では、約5,500の調査価格から910の品目指数を作成し、それらをさらに集計して商品群指数・総平均指数を作成・公表している。ここで述べている品目指数は、公表する指数の最小単位である。
- 5 経済産業省「工業統計表」と財務省「日本貿易月表 (貿易統計)」から算定する。
- 6 たとえば、2004年9月までは、2003年1月～2004年8月速報の指数を2001年の取引額をベースとしたウエイトで計算し、公表したが、10月の2004年8月確報・9月速報公表時には、これを2002年をベースとしたウエイトに更新して再計算し、2003年1月に遡ってリバイスして公表した。
- 7 幾何平均指数は、各調査価格の指数にウエイトを掛けて足し合わせるのではなく、各調査価格の指数をウエイトでべき乗 (例えば、2分の1乗) し、掛け合わせて作成する。例えば、ズボンとワイシャツの2つの調査価格指数 (ウエイトは各々50%) から品目「洋服」の指数ができるのとすると、次のような計算になる。

$$(\text{洋服の指数}) = (\text{当年のズボンの価格指数})^{50/100} \times (\text{当年のワイシャツの価格指数})^{50/100}$$

日銀レビュー・シリーズは、最近の金融経済の話題を、金融経済に関心を有する幅広い読者層を対象として、平易かつ簡潔に解説するために、日本銀行が編集・発行しているものです。ただし、レポートで示された意見は執筆者に属し、必ずしも日本銀行の見解を示すものではありません。内容に関するご質問および送付先の変更等に関しましては、日本銀行調査統計局 齋藤克仁 (E-mail: yoshihito.saitou@boj.or.jp) までお知らせ下さい。なお、日銀レビュー・シリーズおよび日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、<http://www.boj.or.jp>で入手できます。