

「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——

調査統計局

1. はじめに

日本銀行では、本年 12 月に卸売物価指数の 2000 年基準改定結果（企業物価指数への移行）を公表し、2003 年 1 月から毎月の指数公表を 1995 年基準の卸売物価指数から 2000 年基準の新しい企業物価指数に切り替える。それとともに、企業物価指数の「参考指数」として「連鎖方式による国内企業物価指数」（2000 年基準）を、新たに毎月作成し、公表する予定である。

日本銀行がこれまで公表してきた物価指数は、指数算出に用いるウェイト（取引シェア）を基準時で固定したラスパイレズ指数算式で計算されてきた。ウェイトを基準時で固定したラスパイレズ指数（以下、「ラスパイレズ指数」という）とは、基準時（現行は 1995 年、基準改定後は 2000 年）のウェイトを用い、指数化した個々の商品の価格を加重平均して算出する指数であり、統計作成負担が比較的軽く、統計の速報性が確保しやすいことから、物価指数のほか様々な統計に対して幅広く用いられている。一方、

今回作成する「連鎖指数」とは、毎年ウェイトを更新したうえで当該年の指数を作成し、基準年以降、作成された毎年の指数を掛け合わせるによって作成される指数である。毎年ウェイトが更新されることから統計作成負担は重くなるが、基準年以降の経済構造の変化を物価指数に反映できるとの特性を有している。諸外国では、経済構造の変化の速まりや物価指数の精度に対する関心の高まりを受けて、消費者物価指数を中心に、物価指数の算出方式を従来のラスパイレズ指数から連鎖指数へ移行する動きが徐々に広がっている。

本稿では、この「連鎖方式による国内企業物価指数（2000 年基準）」のしくみならびに性質について説明するほか、同じフレームワークで算出した「連鎖方式による国内卸売物価指数」

（1995 年基準）の特徴点について、ラスパイレズ指数と比較しながら分析する。予め本稿の内容を要約すると以下のとおりである。

本稿の作成・分析に当たっては、長内智氏（日本銀行調査統計局個別事務委嘱、早稲田大学大学院博士課程）にご尽力を頂いた。本稿に関する質問は、調査統計局物価統計課の肥後雅博（E-mail:masahiro.higo@boj.or.jp）まで問い合わせされたい。

要 旨

1. 日本銀行が作成する卸売物価指数（基準改定後は「企業物価指数」に移行）の各分類レベルの指数は、基準時（現行は1995年）における品目ウェイトを用いて、各品目指数を加重算術平均して算出されている（ウェイトを基準時に固定したラスパイレズ指数＜以下、ラスパイレズ指数と呼ぶ＞）。ラスパイレズ指数は、基準年のウェイトのみで計算でき、①毎月の指数計算が比較的容易である、②統計で重視される速報性に富んでいる、などのメリットがあることから、内外の様々な統計で幅広く用いられている。ところが、基準時から時間が経過するにつれて、①基準時のウェイトが実際の取引シェアと乖離する、②下位分類指数である個々の品目指数が総平均など上位分類指数に与える影響力は、その品目の指数水準に比例するため、指数水準が大幅に低下（上昇）すると、当該品目の価格の動きが総平均指数に与える影響度が大幅に低下（上昇）する、との2つの要因から、ラスパイレズ指数の精度が低下する可能性がある。
2. 最近の国内卸売物価指数の動きをみると、①「携帯電話」「電子計算機本体」「集積回路」などIT関連品目のウェイト増加が著しい。②これら品目の価格の下落速度は速く、基準時から時間が経過すると、指数水準が100から大幅に低下する場合が多い。このため、ラスパイレズ指数では、価格下落やウェイト増加のテンポが速い商品の価格低下が総平均指数に十分に反映されず、総平均指数での下落率が過小評価される可能性がある。
3. 日本銀行では、こうした問題による影響を緩和し、物価指数の精度を維持するために、5年ごとに物価指数の基準改定を行っている。基準改定においては、ウェイト算定年次を新しい基準年に更新し、指数の基準時点も新しい基準年の平均が100となるように変更するほか、物価指数で採用する商品（品目）構成を大幅に見直している。こうした対応の結果、5年に一度の基準改定の際には上記の問題点の多くが解消されている。しかし、商品サイクルの短いIT関連商品を中心に、ウェイト変化が加速していることや価格の下落テンポが高まっていることを踏まえると、5年間という2回の基準改定の期間中に、上記の2つの問題点が指数に与える影響が大きくなっている可能性がある。
4. 日本銀行では、5年ごとの基準改定を補完することを目的に、2000年基準企業物価指数から、「連鎖方式による国内企業物価指数」（連鎖指数）を「参考指数」として公表する。今回公表する「連鎖指数」は、連鎖基準ラスパイレズ指数算式により計算する。具体的には、①毎年1回12月にウェイトを更新したうえで各年の指数を作成し、基準年以降、各年の指数を掛け合わせることによって作成する、②ウェイト更新の際には各指数の基準化（指数水

準の100へのリセット)を行う、③指数の集計に用いるウェイトは対象となる指数の前年のウェイトを使用する。「連鎖指数」では、ウェイト算定年次の更新と指数水準の基準化により、各時点の物価指数の性質がほぼ一定となり、バイアスが殆ど生じないために、異なる時点における物価変動率同士を直接比較できる。この点は、時間の経過につれて指数の誤差が増加する可能性があるラスパイレス指数よりも優れている。「連鎖指数」のこうした特徴は、物価指数を「経済の体温計」、すなわち景気動向指標として用いる場合には有益である。

5. 1995年以降の「連鎖方式による国内卸売物価指数(1995年基準)」「連鎖指数」の総平均指数の動きを、「ラスパイレス指数」と比較すると、以下の特徴がある。①「ラスパイレス指数」と比較して「連鎖指数」の方がIT関連品目の価格下落をより適切に反映することから、前年同月比ベースの下落率も「連鎖指数」の方が一貫して大きく、かつ物価変動率が局面ごとに敏感に変化する。そのため、両指数の下落率の乖離は物価下落局面でさらに拡大する姿となっている。②「ラスパイレス指数」の上方バイアスは、基準時からの時間経過とともに拡大していることから、2001年以降の物価下落局面では、「連鎖指数」と「ラスパイレス指数」との下落率の乖離がより大きくなっている。このように、今回の物価下落局面では「連鎖指数」の方がより実勢に近い物価変動率を捉えていると考えられる。なお、本年末に改定結果を公表する2000年基準企業物価指数において、国内企業物価指数は2000年1月に遡って改定されるが、基準改定でも「連鎖指数」と同様にウェイト算定年次を更新し、指数の基準時点を変更することから、新基準の指数で算出される下落率が、現行基準の「ラスパイレス指数」と比較して拡大する可能性が高いと予想される。

6. 以上の「連鎖指数」の特徴を勘案すると、「連鎖指数」を企業物価指数の本指数として採用すべきとの考え方もありうるが、日本銀行では、以下の検討課題が存在することから、現時点では「参考指数」に止めるのが望ましいと判断している。①連鎖指数特有のバイアスである「価格の一時的な上下動(price bouncing)」による指数の上方乖離が、指数精度にどのような影響をもたらすかについては、未だ十分な実績がないことから、今後、時間をかけて評価する必要がある。②各年のウェイト算定においては、計算負担軽減のため「非工業製品」のウェイト算定を省略しているが、ウェイト変化が指数に与える影響を考慮して、算定を省略することの可否を改めて検討する必要がある。③ウェイトが事後的に更新されることから、「連鎖指数」にリバイスが生じるが、そのリバイスの大きさがユーザーの利便性に反しない範囲内に止まるかどうか見定める必要がある。④長期時系列で利用するユーザーに配慮して、物価統計の連続性の維持について配慮する必要がある。日本銀行では、「連鎖方式による国内企業物価指数」を「参考指数」として提供を行いつつ、ユーザーのみなさまからもご意見、ご批判を頂きながら、「連鎖指数」の改善に引き続き努めていきたいと考えている。

2. ラスパイレス指数が持つ特徴・問題点

卸売物価指数は、物価指数を構成する商品（品目）の取引額ウェイトを基準時点（現行は1995年）に固定し、そのウェイトによって、各品目指数を加重算術平均して求められている（詳しい説明は図表1参照、以下、図表については本文末を参照）。固定基準ラスパイレス指数算式と呼ばれるこの指数計算手法により、品目から商品群、小類別、類別、大類別、総平均といった各上位分類指数が計算されている。また、公表している指数の分類レベルの最小単位である品目指数については、個別の調査価格から算出した指数を、原則として単純算術平均することにより算出している。来年1月から毎月公表を始める2000年基準企業物価指数においても、同様の手法により算出することとしている。

ウェイトを基準時に固定したラスパイレス指数は、①基準時以外のウェイトデータ収集が不要である、②毎月の指数計算が比較的容易である、③経済統計で重視される速報性に富んでいる、などの様々なメリットがある。そのため、卸売物価（企業物価）指数のほか、企業向けサービス価格指数、消費者物価指数をはじめ、各国の物価指数で幅広く用いられている。

しかし、ラスパイレス指数には、その指数作成に絡む以下の2つの問題点が存在する。

（1）基準時からの時間の経過に伴うウェイトの変化による影響

ラスパイレス指数は、基準時のウェイトで加重平均して求められる。基準時から時間が経過すると、各品目のウェイトと実際の取引シェアが乖離してくる場合があるため、各品目を集計した総平均指数など上位分類指数にバイアスが生

じる可能性がある。簡単な数値例として、A、Bの2つの商品のみが取引される経済を考える（図表2-1）。2年目にはA、Bいずれも100であった2つの商品の価格は、3年目にはAが150、Bが200に上昇したとしよう。その場合、基準時のウェイト（A：4、B：6）を用いて算出した3年目の物価指数は、

$$\frac{150 \times 4 + 200 \times 6}{4 + 6} = 180$$

となる。基準時より新しい時点のウェイトである2年目のウェイト（A：6、B：4）を用いて計算された物価指数は、

$$\frac{150 \times 6 + 200 \times 4}{6 + 4} = 170$$

となるから、前者の基準時のウェイトを用いた物価指数の方が指数水準が10ポイント高くなっている。こうした乖離は、時点が古い基準時のウェイトを用いたために、値上がり幅が大きい商品Bの価格上昇が過大に評価されたために生じている。

このように、ウェイトを基準時に固定したラスパイレス指数では、ウェイトが年々増加する成長分野の商品の価格変動が総平均指数に十分に反映されず、ウェイトが減少する衰退分野の商品の価格変動が総平均指数に過大に反映される傾向がある。

（2）商品（品目）の指数水準が大幅に低下（上昇）した場合の影響

個々の商品が総平均など上位分類指数に与える影響度は指数水準に比例するため、ある商品

の指数水準が大幅に低下（上昇）した場合、同商品の価格変動が総平均など上位分類指数に与える影響度が低下（上昇）するという問題点もある。この点を以下の数値例でみてみよう（図表2-2）。商品Aと商品Bの2つから構成される物価指数において、商品Aの価格が横ばい、商品Bが毎年20%ずつ低下するケースを考える。ラスパイレス指数では、個々の商品の変化率が変わらないにもかかわらず、総平均指数の価格下落率が1年目10.0%、2年目8.9%、3年目7.8%といった形で次第に縮小していく。これは、商品Bの指数水準が低下するにつれ、総平均指数に対する影響度が小さくなっていくためである。

最近のように、急速な技術革新が進展している局面では、商品の品質向上が著しくなっている。物価指数は、品質向上による価格変化分を除去した「品質調整済みの指数」として算出されるため、電気機器などのように表面価格はさほど低下していないが、品質向上が著しい商品では価格が急ピッチで低下する。ラスパイレス指数では、こうした価格の低下が速い商品の価格変動の影響が、時間の経過につれて総平均指数に十分に反映されなくなる一方、市況要因等から指数水準が大幅に上昇した商品の価格変動が、総平均指数の動きに過大なインパクトを与えるというバイアスを持つこととなる。その結果、基準時から時間が経過するにつれて、集計した上位分類指数の精度は低下してしまう。

（3）2つの要因（ウェイト変化、指数水準の低下＜上昇＞）を合算した影響

（1）と（2）で指摘した2つの要因を合算した場合の影響度について検討する。個々の品

目指数が総平均指数など上位分類指数に与える影響度は、「指数水準×ウェイト」に比例するため、「価格指数の変化」と「ウェイトの変化」がどのような相関を持つかにより、2つの要因を合算した影響の大きさが左右される。例えば、両者が負の相関を持つ場合、すなわち、価格下落（上昇）とウェイト増加（減少）が同時に生じる場合には、2つの要因が上位分類指数に与える影響は同一の符号を持つため、ラスパイレス指数における過小評価（過大評価）はより大きなものとなる。一方、両者が正の相関を持つ場合、すなわち、価格下落（上昇）とともにウェイトが減少（増加）する場合には、各々の要因の影響が相殺し合うために、ラスパイレス指数における過小評価（過大評価）は小さなものに止まる。このように、物価指数を構成する各商品について、「価格指数の変化」と「ウェイト変化」が、正の相関ないし負の相関、いずれの相関関係が支配的であるかにより、ラスパイレス指数の精度の低下度合いが異なることとなる。

（4）国内卸売物価指数における2つの要因の影響度合い

上記で説明した2つの要因が、1995年基準の国内卸売物価指数の変動にどのようなインパクトを持っているかみていこう。

（基準時からの時間の経過に伴うウェイトの変化の影響）

まず、大まかな変化をみるために類別ごとのウェイトの動きをみてみよう（図表3-1）。1995年から2000年までの5年間で、「電気機器」が+10.9ポイント（国内WPI=1,000ベース、以下同じ）、「石油・石炭製品」が+8.9ポイン

ト、「加工食品」が+8.3ポイント、各々増加している。一方、「繊維製品」が▲7.4ポイント、「鉄鋼」が▲5.7ポイントなどで減少が目立つ。このため、基準年（1995年）のウェイトを用いるラスパイレ指数では、「電気機器」、「石油・石炭製品」、「加工食品」の価格変動が過小に、「繊維製品」、「鉄鋼」の価格変動が過大に評価されている。

次に、より細かく把握するために、5年間の品目ウェイトの変化をみてみよう。ウェイトの増加幅が大きい上位10品目のうち、類別「電気機器」の品目が4品目を占める（図表3-2）。「携帯電話」（+5.1ポイント）、「複写機」（+4.8ポイント）、「プリント配線板」（+3.8ポイント）、「電子計算機本体」（+1.9ポイント）、「シリコンウエハ」（+1.7ポイント）などIT関連品目のウェイト増加が目立っている。ラスパイレ指数では、ウェイトの増加が著しいこれらIT関連品目の価格変動が総平均指数には十分に反映されていない。

（指数水準の大幅な低下＜上昇＞の影響）

次に、指数水準の大幅な低下（上昇）の影響をみていこう。2002年6月時点の類別指数（1995年平均＝100）をみる（図表4-1）と、「石油・石炭製品」が140.9と大幅に上昇している一方、「電気機器」が72.8と大幅に低下している。このため、「石油・石炭製品」の価格変動は、総平均指数に過大なインパクトを持つ一方、「電気機器」の総平均指数に対する影響度は過小に止まっている。

2002年6月における品目指数を低い順から10品目を示したのが図表4-2である。うち8品

目が類別「電気機器」を構成する品目である。「携帯電話」（24.4）、「電子応用がん具」（30.1）、「磁気ヘッド」（36.0）、「集積回路」（43.0）、「磁気ディスク」（43.1）、「電子計算機本体」（45.8）など、技術革新が著しいIT関連品目で指数水準が大幅に低下^{（注1）}していることが分かる。その結果、価格の下落率が大きいIT関連品目の価格変動の影響が、総平均指数においては過小に評価されている。

（2つの要因が総平均指数に与える影響度合い：総合評価）

以上の2つの要因が総平均指数に与える影響度を合算して評価するために、1995年基準のラスパイレ指数で、個々の品目（類別）の総平均指数への影響度にどの程度バイアスが生じているかを見積もってみよう。総平均指数への影響度が「指数水準×ウェイト」に比例することから、2002年6月時点における、各品目（類別）指数が10%変化した場合に総平均指数に与える寄与度を以下の2つのケースについて比較する。

①ラスパイレ指数の場合

指数：2002年6月の指数（1995年平均＝100）、
ウェイト：1995年のウェイト

②ウェイトの変化、指数水準の高低の影響を補正した指数の場合

指数：2002年6月指数＝100（基準化）、
ウェイト：利用可能な最新ウェイトである
2000年ウェイト

（注1）これらの商品では、表面価格はさほど低下していないが、商品の品質向上が著しいため、品質向上分を実質値下げとする「品質調整済みの価格指数」を作成すると、価格指数は大幅に低下することとなる。

まず、類別ごとの試算結果をみる（図表 5-1）と、①ラスパイレス指数では、「電気機器」の類別指数が 10% 変化した場合に総平均指数は 1.12% 変化するに止まるのに対し、② 2 つの要因の影響を補正した指数では 1.65% 変化している。「電気機器」のラスパイレス指数における総平均指数への影響度は補正した指数での影響度の 0.68 倍に止まっており、過小評価されている。このように「電気機器」では、価格の下落とウエイト増加が同時に生じている（両者が負の相関を持つ）ため、2 つの要因のインパクトが同一符号を持ち、両者の影響度の乖離が大きくなっている。

一方、ラスパイレス指数での過大評価が目立つのは、5 年間でウエイトが大幅に減少した「繊維製品」である。①ラスパイレス指数では、類別指数が 10% 変化すると総平均指数が 0.27% 変化するが、②補正した指数では 0.20% に止まり、①ラスパイレス指数でのインパクトは②補正した指数のその 1.31 倍に達する。なお、「石油・石炭製品」については、価格指数の上昇とウエイト増加が同時に起こっている（両者が正の相関を持つ）ため、両者の効果が相殺し、2 つの指数における総平均指数への影響度の乖離は大きくない。

次に、品目指数が 10% 変化した場合の総平均指数への寄与度を試算した結果をみてみよう。①ラスパイレス指数、② 2 つの要因を補正した指数、各々に対する寄与度の乖離幅が大きい順にみる（図表 5-2）。上位 10 品目のうち、「集積回路」など類別「電気機器」に属する品目で 6 品目を占める。両者の寄与度の差が最も大きい「集積回路」では、品目指数が 10% 変化した場合の総平均指数への変化幅は、②補正した指数では 0.16% に達するが、①ラスパイレス指数

では 0.06% に止まっている。①ラスパイレス指数での価格変動のインパクトは、②補正した指数の影響度の 0.42 倍に過小評価されている。同様に、電子計算機本体では 0.40 倍に、携帯電話では 0.10 倍に、各々過小評価されている。これら 3 品目の指数が同時に各々 10% 低下した場合には、総平均指数は、②補正した指数では 0.38% 低下するはずであるが、①ラスパイレス指数では 0.13% の低下に止まっている。これら IT 関連品目については、価格の下落とウエイト増加が同時に生じている（両者が負の相関を持つ）ため、2 つの要因の影響が同一の符号を持ち、合算すると顕著な影響度の違いが生じている。そのため、ラスパイレス指数では、価格の下落速度が速く、かつウエイト増加率が大きい IT 関連品目など成長分野商品の価格変動が、目立って過小評価されている。

3. 国内企業物価（卸売物価）に導入する連鎖指数のしくみ

（1）近年における「連鎖指数」の必要性の高まり

ラスパイレス指数には、①基準時からの時間の経過に伴うウエイトの変化、②下位分類の指数水準の大幅な低下（上昇）、が上位分類指数に与える影響度の変化、との 2 つの問題点のほか、基準時において採用品目が固定されるため、基準時に存在しなかった（取引ウエイトが小さかった）新商品が現れた場合、その価格動向を物価指数に反映できないとの問題点も存在している。日本銀行では、こうした問題点の影響を緩和し、物価統計の精度を維持することを目的に、5 年ごとに物価指数の基準改定を行っている。基準改定では、採用する商品（品目）構成を見直すとともに、

集計に用いるウェイトを新しい基準年のものに更新し、基準時点も新しい基準年の平均が100となるように変更している^(注2)。

しかしながら、近年の急ピッチな産業構造の変化や技術革新の進展に伴う商品サイクルの短期化を踏まえると、5年ごとの基準改定による見直しだけでは、基準改定までの期間中にこれらの要因による影響が大きくなる可能性がある。実際、①基準時からの時間経過に伴うウェイト変化のインパクトをパーシェ・チェック^(注3)の結果からみる(図表6-1)と、パーシェ指数^(注4)とラスパイレス指数との乖離率は、1975~1980年以降1990~1995年まで1~2%程度に推移してきたが、1995~2000年の5年間では乖離率が3.5%と大幅に拡大している。類別ごと(図表6-2)では、「電気機器」での乖離率が大幅に拡大している(1990~1995年:4.7%→1995~2000年:9.5%)のが特徴である。最近ではウェイト変化が加速する傾向にある。

一方、指数水準が大幅に低下する品目も増加傾向にある。1990年基準国内卸売物価指数の1997年6月ならびに1995年基準国内卸売物価指数の2002年6月、各々の時点の品目指数のうち50を下回る品目が占めるシェア(品目ウェイト)を比較する(図表7)。指数水準が50を下回る

品目は、1997年6月時点では5品目、ウェイトで10.0(国内WPI全体の1.00%)に過ぎなかったが、2002年6月時点では8品目、同ウェイトで38.2(同3.82%)まで増加しており、下位分類指数の指数水準の大幅な低下により、上位分類指数へ与える影響度の低下も近年目立ってきている。

また、産業構造の変化が急激に進むなかで、ウェイト変化の速度が速まり、物価下落の速度が速い品目の増加が顕著になりつつある。また、IT関連品目においては、価格下落とウェイト増加が同時に生じる(両者が負の相関を持つ)場合が多いため、ラスパイレス指数における影響度の低下が一段と大きくなる傾向^(注5)にもある。以上の結果を踏まえると、5年ごとの基準改定を補完するために、ウェイト更新と指数の基準化をより高い頻度で行う「連鎖方式による国内企業物価(卸売物価)指数」を導入する必要性が、今まで以上に高まってきていると判断できる。

(2) 今回導入する連鎖方式の国内企業物価(卸売物価)指数のしくみ

連鎖指数($CP_{0,t}$)とは、每期每期ウェイトを更新したうえで当期の指数($P_{t,t}$)を作成し、基準年以降、そのようにして作成された毎期の

(注2) 12月に公表を予定している卸売物価指数の基準改定(2000年基準企業物価指数への移行)では、採用品目を大幅に見直すとともに、ウェイト算定年次を1995年から2000年に、また指数の基準時点も1995年平均=100から2000年平均=100に変更する。

(注3) パーシェ・チェックとは、「ラスパイレス指数とパーシェ指数との差」をラスパイレス指数で割った乖離率を求め、ラスパイレス指数がパーシェ指数とどの程度乖離しているかをチェックするものである。乖離率が大いほど、期間中のウェイト変化のインパクトが大きかったと評価できる。ラスパイレス指数の信頼性を確認する手法として広く用いられている。

(注4) パーシェ指数とは、比較時点の品目ウェイトを用いて各品目指数を加重算術平均して求められる指数である。

(注5) 2節(4)でみたように「石油・石炭製品」は価格の上昇とウェイト増加が同時に生じる(両者が正の相関を持つ)傾向にある。これは、「石油・石炭製品」において代替の弾力性が小さいことを意味し、ウェイトの変化、指数水準の高低が与える影響は相殺し合うため、ラスパイレス指数における影響力の低下は小さいものに止まる。過去の国内卸売物価指数の変動を振り返ると、「石油・石炭製品」の価格変動が総平均指数に対して高い寄与を持っていた時期が多く、ラスパイレス指数におけるこうした問題点は顕在化しにくかったと考えられる。

指数を掛け合わせる ($P_{0,1} \cdot P_{1,2} \cdot P_{2,3} \cdot \dots$) ことによって作成される指数である。

$$CP_{0,t} = P_{0,1} \times P_{1,2} \times P_{2,3} \times \dots \times P_{t-1,t} = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1} \dots \text{(式 3-1)}$$

連鎖指数を用いることで、①ウエイトが每期最新のものに更新され、基準年以降のウエイトの変化による影響を反映できる、②每期毎期、指数水準を 100 に基準化して求められる指数を順次掛け合わせるにより、指数水準の高低による総平均指数への影響度の違いを極力回避できるメリットがある。(1)で述べた状況の変化を踏まえ、日本銀行では5年ごとの基準改定に加え、「参考指数」として「連鎖方式による国内企業物価指数」を来年1月から月次ベースで公表する。具体的には以下のとおり、連鎖基準ラスパイレス指数(連鎖基準算術平均)算式を用いて計算する(図表8、詳しい説明は後掲BOX1参照)。

①ウエイトは年1回更新、指数も1年ごと(毎年12月)に基準化して接続

t年m月の連鎖指数 $CP_{t,m}$ (2000年平均=100) は、2000年平均=100を基準に計算された2000年12月の物価指数 ($P_{2000,12}^{2000}$) に、2000年12月から2001年12月までの物価変化率 ($P_{2001,12}^{2000}/P_{2000,12}^{2000}$) を掛け合わせ、翌年以降も同じ作業を繰り返し、最後に t-1 年12月から t 年m月までの物価変化率 ($P_{t,m}^{t-1}/P_{t-1,12}^{t-1}$) を掛けて算出する。

$$CP_{t,m} = P_{2000,12}^{2000} \times \frac{P_{2001,12}^{2000}}{P_{2000,12}^{2000}} \times \dots \times \frac{P_{t,m}^{t-1}}{P_{t-1,12}^{t-1}} \dots \text{(式 3-2)}$$

($P_{t,m}^{t-1}$) は、t-1年のウエイトを用いて計算された t 年m月の物価指数)

ウエイトは、基礎データの制約から年次ベースの算定に限定されることから、ウエイト更新を年1回行う。指数の基準化、接続も年1回としている。

② t-1 年12月から t 年12月までの指数(変化率)は t-1 年のウエイトを用い算出。

品目指数から類別、総平均等の各上位分類指数を集計する際には、加重平均を行うためにウエイトが必要となる。その際、t-1年12月から t 年12月までの指数(変化率)は t-1 年のウエイトを用いて集計する。例えば、2000年12月から2001年12月までの物価変化率 ($P_{2001,12}^{2000}/P_{2000,12}^{2000}$) の算出には2000年のウエイトを用いる。ちなみに、t年の指数公表時には t-1 年のウエイトは利用可能ではないため、その時点で利用可能な最新 (t-2 年ないし t-3 年) のウエイトを利用して暫定値を公表する。その後、前年のウエイトが利用可能となった時点で暫定値を改定して、確定値を公表する(計算方法の詳細は後掲BOX2を参照)。

③各集計段階における指数算式(詳しくは後掲BOX1③参照)

品目から総平均までの集計においては、各年のウエイトが利用可能であることから、毎年12月に指数を基準化して接続する連鎖基準ラスパイレス指数(連鎖基準算術平均)算式で指数を求める。例えば、t-1年12月から t 年m月までの品目指数(変化率)を t-1 年の品目ウエイトで加重算術平均を行い、商品群指数(変化率)を算出する。連鎖方式の各指数は、各年12月を基準とする各段階の指数を、(式3-2)に従っ

て各年 12 月で接続して算出する。

調査価格レベルから品目レベルへの集計では幾何平均算式を採用する。これは、企業物価（卸売物価）指数では、品目を構成する調査価格のウエイトは、原則として、個別のウエイト計算を行わずに均等としており、毎年毎年ウエイトを更新しないためである。その代替として、指数水準の高低に関係なく、品目指数に与える影響が一定となる幾何平均を採用する。

今回採用する連鎖指数では、品目から商品群、類別、総平均など上位段階の集計において、ウエイトを毎年更新し、指数の基準化を行うことで、ウエイト変化の影響を取り込むとともに、下位分類の指数水準の高低がもたらす上位分類指数への影響度の変化を補正している。また、調査価格から品目への集計段階においては、ウエイトは更新しない代わりに幾何平均を採用することにより、調査価格の指数水準の低下（上昇）がもたらす品目指数への影響度の変化を除去している。

4. 連鎖方式による国内卸売物価指数からみた物価動向

国内企業物価（卸売物価）指数は、「国内企業間で取引される財の価格指数を、各々財の取引額で加重平均したもの」と定義されるもので、企業や家計など特定の主体の経済活動を念頭においていない。そのため、消費者物価指数に対しては定義できる「真の物価指数」や物価指数のバイアスの議論を、企業物価（卸売物価）指数にそのまま当てはめることはできない^{（注6）}と考えられる。こうした理由から、「連鎖指数」を導入することの意義を、「真の物価指数に近

い指数を求める」といった理論的な帰結で正当化するのは難しいとの考え方^{（注7）}がある。

日本銀行としても、連鎖指数の主たる役割を「真の物価指数から乖離をもたらすバイアスの除去」と考えているわけではない。むしろ、できるだけ最近時に近いウエイトを用い、指数の基準化により下位分類の指数水準の高低による上位分類指数への影響度の変化を極力除去することで、どの時点でも各段階の物価指数の性質がほぼ一定になること、言い換えれば、離れた時点における物価変動率の大きさを対等に評価できること、が連鎖指数の大きなメリットであり、物価指数を景気動向指標として用いる際には極めて有益であると考えている。以下では、こうした立場で連鎖指数を利用した場合に、どのような知見が得られるか、整理することとしたい。

（1）総平均・類別・品目指数の特徴 （総平均指数の推移）

1995 年基準のラスパイレース指数ならびに連鎖指数について、総平均指数の動きを比較する。指数水準を比較すると、1996 年頃から徐々に両者の乖離が目立ち始め、その後は一貫して乖離が拡大している（図表 9-1）。2002 年 6 月にはラスパイレース指数 94.4 に対し連鎖指数は 91.2 と 3.2 ポイント低く、連鎖指数の下落率はラスパイレース指数の下落率よりも大きくなっている。

前年同月比の動きを比較する（図表 9-2）と、連鎖指数の前年同月比がラスパイレース指数のそれを一貫して下回っている。両者の乖離は 1996 年の後半に一時 0.6%まで拡大したのちは縮小し、2000 年半ばにかけて 0.3%程度に止まっ

（注 6）この点について詳しくは、日本銀行調査統計局 [2000] の 4 節（2）を参照のこと。

（注 7）この点については、日本銀行調査統計局 [2001] の 2 節（4）を参照のこと。

ていた。しかし、2000 年後半以降、前年同月比ベースの下落率が拡大するなか、連鎖指数の下落ピッチがラスパイレス指数よりも速いために、両指数の前年同月比での乖離は再び拡大、2001 年 9 月には、ラスパイレス指数▲1.1%に対し、連鎖指数▲2.2%と、乖離幅は 1.1%にまで広がった。もっとも、2002 年入り後は、前年同月比ベースの下落率が縮小するなか、連鎖指数の下落率の縮小ペースが、ラスパイレス指数のそれを上回っているために、両者の乖離幅は最近ではやや縮小に転じている。このように、①連鎖指数の下落率の方がラスパイレス指数の下落率よりも一貫して大きな値となっていること、②各局面での連鎖指数の下落率の変化度合いは、ラスパイレス指数よりも大きく、連鎖指数の方が敏感にその下落率が変化する性質を有していること、が特徴となっている。

さらに、両指数の下落率を過去の局面の下落率と比較してみると、ラスパイレス指数では、今局面での下落率（前年同月比）のピーク（2001 年 12 月～2002 年 1 月）は▲1.5%と、前局面のピーク（1999 年 1 月）の▲2.4%と比較するとより小さい水準に止まっていると判断されるが、連鎖指数を用いたケースでは、今局面のピーク（2002 年 1 月）の下落率は▲2.5%と、前局面のピーク（1999 年 1 月）の▲2.8%にかなり近い下落率となっている。このように、ラスパイレス指数では、2001 年の下落局面での物価下落率が前回の下落局面と比較して過小評価されているのが目立つが、これは、基準年（1995 年）から時間がかなり経過し、IT 関連品目におけるウエイト変化ならびに指数水準の低下により、総平均指数に与える下位分類指数の影響度が低下した結果と考えることができる。連鎖指数では、こうした下位分類指数の影響度の低下が補正さ

れていることから、各局面で物価変動率の水準を対等に評価することができる。

（類別指数の推移）

次に、2002 年 6 月時点の類別指数の指数水準について、ラスパイレス指数と連鎖指数とを比較する（図表 10-1）。その乖離幅をみると、「電気機器」では、ラスパイレス指数では 72.8、連鎖指数では 61.9 と 10.9 ポイントの乖離が生じており、最も乖離幅が大きい。次いで、「石油・石炭製品」の乖離幅が大きい。同類別では、ラスパイレス指数では 140.9 に対し、連鎖指数では 137.6 に止まり、連鎖指数では上昇率が幾分縮小している。次に、2001 年（年平均）の前年比について、両指数を比較する（図表 10-1）と、「電気機器」における乖離幅が最も大きく、ラスパイレス指数では▲4.9%、連鎖指数では▲8.6%と 3.7%ポイントの乖離が生じている。このほかの類別では 1%ポイントを超える大きな乖離はない。このように、「電気機器」で大きな乖離が生じているのが特徴である。

「電気機器」の類別指数の前年同月比の推移をみる（図表 10-2）と、全期間で、連鎖指数の下落率がラスパイレス指数の下落率を上回っている。その乖離幅は、1996 年に 3%まで拡大したのちは、1～2%程度に止まっていたが、2001 年春頃から、連鎖指数における下落率の拡大がラスパイレス指数でのそれを上回るペースで進み、2001 年 10 月には、連鎖指数での下落率が▲10.3%、ラスパイレス指数での下落率が▲5.2%と、両者の乖離幅が 5%まで拡大した。その後は、下落ピッチが鈍るなかで、連鎖指数での下落率の縮小ペースがラスパイレス指数のそれを上回り、両者の乖離幅は急速に縮小している。

次に、「電気機器」の類別指数について今回

の下落局面を過去の局面と比較する。ラスパイレース指数では、2001 年の下落局面での下落率(前年同月比)のピーク(2001 年 8～9 月)は▲5.4%と、1996 年後半のピーク(1996 年 9～12 月)▲8.9%と比べ、下落ピッチは緩やかと判断できる。しかしながら、連鎖指数では、今回の下落率のピーク(2001 年 9～10 月)は▲10.3%とほぼ 2 倍に拡大し、前回のピーク(1996 年 11 月)▲11.9%に匹敵する下落ペースであると判断できる。このように、ラスパイレース指数では、基準年からの時間経過に伴い、類別指数についても下位分類指数の影響度の違いが拡大している。

(品目指数の推移)

2002 年 6 月における品目指数の乖離幅について、その差が大きい順にみてる(図表 11)と、「塩さけ」など「食料用農畜水産物」に属する品目、「電子計算機本体」や「集積回路」など「電気機器」に属する品目で指数の乖離幅が大きい。特に、「電子計算機本体」や「集積回路」では、乖離幅が 20 ポイントを超えており、連鎖指数の指数水準はラスパイレース指数の半分程度に過ぎない。両品目はウェイトが比較的大きいことから、品目指数レベルで生じた指数水準の乖離は、類別指数ならびに総平均指数に対して相当な影響を及ぼしている。

以上のように、ラスパイレース指数を用いた場合には、基準時(1995 年)から時間が経過するにつれて、各品目のウェイト変化と指数水準の

大幅低下により、総平均指数の動きに対する影響度の違いが拡大している。特に、この 2 つの要因の影響が一段と大きくなった 2001 年以降の総平均指数、ならびに「電気機器」の類別指数の下落率の過小評価が目立っている。一方で、連鎖指数では、各時点ではほぼ均一な性質を有し、総平均指数や類別指数は、品目指数水準による影響度の違いが生じにくい。離れた時点の変化率を比較するのに適切な物価指数であることが分かる。

ちなみに、年末に改定結果を公表し、来年 1 月から毎月公表を開始する 2000 年基準の企業物価指数においては、基準改定に伴い、ウェイトの更新(1995 年→2000 年)ならびに指数の基準時点の変更(1995 年平均=100 から 2000 年平均=100 への変更)が行われることから、連鎖指数と同様に 1995 年基準ラスパイレース指数に生じているウェイト変化と下位分類指数の指数水準のばらつきによる影響が除去される。そのため、2000 年基準国内企業物価指数の遡及指数^(注 8)においても、総平均指数など各段階の指数が下方修正され、前年同月ベースの下落率が拡大する可能性が高い^(注 9)と推測される。

(2) ラスパイレース指数と連鎖指数との乖離要因

類別ならびに総平均などの上位分類指数では、①基準時からの時間経過に伴うウェイトの変化、ならびに②品目指数水準の大幅低下(上昇)による上位分類指数への影響度の変化、の 2 つの要因から、ラスパイレース指数と連鎖指数との間

(注 8) 1995 年基準の卸売物価指数は 12 月公表の 2002 年 11 月指数まで公表されるが、その後、2000 年基準改定に伴い、2000 年基準企業物価指数ベースの公表に切り替わるため、2000 年 1 月以降の全ての指数が遡及的に改定されることとなっている。

(注 9) 基準改定に伴い、2000 年 1 月以降の新指数が現行指数と比較してどの程度リバイスされるかは、ウェイト変化や指数水準の大幅な低下(上昇)の影響だけではなく、新規品目の設定など新商品の取り込み、平均価格の導入など価格調査方法の変更、ヘドニック法適用の拡大といった品質調整方法の改善、などの影響を受けるため、本稿で算出した連鎖指数とラスパイレース指数との乖離幅には一致しない点には注意が必要である。

で乖離が生じている。類別指数のうち、「電気機器」で両者の乖離幅が大きくなっているのは、2節(4)で整理したように、①商品の消長が激しく、品目ウエイトの変化が大きいこと、②指数水準が大幅に低下した品目が多いこと、のためと考えられる。

また、品目指数における両指数の乖離は、当該品目を構成する個々の商品(調査価格)の指数水準のばらつきによる影響である。「集積回路」には、DRAMなどのメモリICのように汎用性が高く、価格下落率が大きい商品のほか、マイクロプロセッサなどのロジックICのように差別化が進み、価格の低下ピッチが緩やかな商品も存在する(「電子計算機本体」を構成するパソコン、メインフレームやサーバも同様の関係にある^(注10))。

これらの品目では、基準年から時間が経過するにつれて、調査価格の指数水準に格差が生じる^(注11)ために、ラスパイレース指数(算術平均で品目指数を計算)と連鎖指数(幾何平均で品目指数を計算)の間で品目指数に大きな乖離が生じる。こうした、③調査価格の指数水準のばらつきによる品目レベルでの指数の乖離は、その分が総平均、類別指数などの上位分類指数へと影響を及ぼすこととなる。ちなみに②と③は品目、調査価格と段階は異なるものの、いずれも下位分類指数の指数水準の高低によって生じる上位分類指数への影響度の変化による乖離である。

2002年6月時点における総平均指数ならびに類別指数について、ラスパイレース指数と連鎖指数との乖離幅を、一定の前提^(注12)の下に3つの

(注10) 商品の内容が異なり、価格動向に違いがある場合には、類似の商品をグループに纏め、その単位ごとに品目分割するのが原則である。「集積回路」「電子計算機本体」については、1995年基準の国内卸売物価指数では、ウエイトデータや価格調査の制約から分割を見送らざるを得なかったが、2000年基準の国内企業物価指数においては、前者は「線形回路」「パイポーラ型集積回路」「モス型ロジック集積回路」「モス型メモリ集積回路」「電荷転送デバイス」「混成集積回路」の6品目に、後者は「汎用コンピュータ・サーバ」と「パーソナルコンピュータ」の2品目に分割する。

(注11) 例えば、2002年6月時点における「集積回路」の調査価格指数の標準偏差は28.3であり、指数のばらつきはかなり大きい。

(注12) ここでは、以下の方法により乖離幅を3つの要因に寄与度分解している。

①「ウエイトの変化による影響」＝「連鎖指数」－「ウエイトを1995年で固定した連鎖指数」

「連鎖指数」と「連鎖指数のウエイトを1996年以降のウエイトに更新せずに1995年のウエイトに固定した指数」の差は、ウエイト更新による効果と考えることができる。

②「品目指数水準の大幅な低下(上昇)による影響」＝「ウエイトを1995年で固定した連鎖指数」－「幾何平均で求めた品目指数を用いた固定基準ラスパイレース指数」

「ウエイトを1995年で固定した連鎖指数」と「幾何平均で求めた品目指数を用いた固定基準ラスパイレース指数」の差は、品目以上の各集計段階で指数を毎年12月に基準化(各年12月で100)して接続するか否か(前者では基準化、後者では基準化していない)である。指数の基準化や接続については、「品目指数水準の大幅な低下(上昇)による上位分類指数に与える影響度の変化」を除去するために行われているから、両者の乖離幅は、同要因による影響と考えることができる。

③「調査価格指数水準のばらつきによる影響」＝「幾何平均で求めた品目指数を用いた固定基準ラスパイレース指数」－「現行の固定基準ラスパイレース指数」

両者の差は、調査価格を幾何平均で集計して品目指数とするか、算術平均で集計して品目指数とするかの違いであり、その乖離幅は「調査価格指数水準のばらつきの影響」に相当する。

以上のように、本稿では、乖離幅から①の寄与度を抽出し、残差から②の寄与度を抽出、さらにその残差を③の寄与度としている。もちろん、この寄与度分解は3つの要因の和では記述できないことから、要因分解の算出方法により、その結果に若干の違いがある点には留意が必要である。

要因に寄与度分解して、そのインパクトを定量的にみてみよう。その結果による（図表 12）と、総平均指数の乖離幅（3.2 ポイント）のうち、①ウエイト変化の影響は 0.3 ポイントに止まる。残りの 9 割（2.9 ポイント）は指数水準の大幅な低下の影響によるものである（②品目指数の大幅な低下による寄与が 1.8 ポイント、③調査価格のばらつきによる寄与が 1.1 ポイント）。このように総平均指数においては、調査価格や品目指数などの指数水準の大幅低下による影響が乖離の殆どを占める。類別では、両指数の乖離幅が大きい電気機器（10.9 ポイント）において、指数水準の大幅低下の影響（②+③）が 10.1 ポイントと全体の 9 割を占め、ウエイト変化の影響（①）に比べ大きな寄与を有する^{（注13）}。以上のように、ラスパイレス指数の総平均指数におけるバイアスの主たる要因は、指数水準の大幅低下であることが分かる。

以上の分析結果からは、連鎖指数ではなく、ウエイト更新を行わないが、指数水準の基準化等により指数水準の高低による影響を補正できる指数、例えば「幾何平均指数」を用いても、1995 年以降の時期については、ラスパイレス指数における上位分類指数への影響度の低下をほぼ除去できることが分かる。これは、指数全体でみた場合の価格変化とウエイト変化との関係が、代替の弾力性でみると 1 に近い状況になっていたために、ウエイトを毎年更新する効果が総平均指数ではかなり小さくなったためと解釈できる。しかしながら、以上のような価格変化とウエイト変化の関係は先験的には明らかではないし、その関係が長い期間において安定的に

維持される保証もない。また個別品目でみると、価格変化とウエイト変化の関係にはかなりののばらつきが存在する。こうした点を考慮すると、毎年ウエイトを更新することで、個別品目の実際の価格変化とウエイト変化を反映した指数が計算できる「連鎖指数」を導入する意義は極めて大きい^{（注14）}と判断することができる。

5. 残された課題

以上のように「連鎖指数」を用いると、ウエイト変化や指数水準の大幅低下による影響を概ね除去できることから、各時点で総平均指数など上位分類指数の騰落率の性質がほぼ一定となる。そのため、離れた時点における物価変動率の大きさを正しく評価できることから、物価指数を景気動向指標として用いる際に有用である。このようなメリットを生かして、日本銀行では 2003 年 1 月から、「連鎖方式による国内企業物価指数」を「参考指数」として毎月公表する予定である。

ちなみに、以上の「連鎖指数」の持つメリットを考えると、一足飛びに「連鎖指数」を企業物価指数の本指数とし、国内企業物価指数だけではなく、輸出物価指数、輸入物価指数、さらに需要段階別・用途別指数等についても連鎖方式で作成すべきではないか、という考え方もありうる。しかしながら日本銀行では、以下の検討課題があることから、現時点では「連鎖指数」を本指数とするのは適当ではなく、「参考指数」に止めることが望ましいと判断している。

まず第 1 に、連鎖指数特有のバイアスが指数精度にどのような影響を及ぼすかについては、

（注 13）一方、「電気機器」に次いで乖離幅が目立つ「石油・石炭製品」や「プラスチック製品」では、ウエイト変化の影響（①）が 3 割程度の寄与を持ち、総平均指数や「電気機器」の類別指数とはやや異なる姿となっている。

（注 14）こうしたことから、日本銀行では、今回の「連鎖方式による国内企業物価指数」の公表開始に伴い、現在公表している「幾何平均を用いた国内卸売物価指数」を廃止することとしている。

今後十分に時間をかけて評価する必要がある。連鎖指数には、商品価格が短期間に激しく上下する場合には、ラスパイレズ指数よりも上方に乖離してしまう、「価格の一時的な上下動 (price bouncing)」による指数の上方乖離が生じる可能性が専門家から指摘されている^(注15) (詳しくは図表 13 を参照)。現時点で「価格の一時的な上下動」による歪みが生じている可能性があるのは、価格が短期間に上下に大きく変動する「食料用農畜水産物」「スクラップ類」など、一部の類別に限定される^(注16)。もっとも、卸売物価指数の2000年基準改定(企業物価指数への移行)では、「加工食品」や「繊維製品」などを中心に、特売などの値引きをより忠実に反映する「平均価格」方式の価格調査を導入する^(注17) こととした。そのため、これらの類別でも、短期間に価格が上下に大きく変動し、バイアスをもたらす可能性があり、今後指数の精度にどのようなインパクトを与えるか慎重に見定めていく必要がある。

第2に、連鎖指数に用いるウェイト算定の問題である。各年のウェイト計算では、計算負担軽減のため、『工業統計表』によらない「非工業製品」のウェイトを2000年に固定する簡便法を用いていく (詳しくは後掲BOX 2 参照)。

そのため、「農林水産物」などの「非工業製品」については、ウェイトが更新されない不完全な「連鎖指数」に止まってしまう。1995年基準のパーシェ・チェックの結果 (図表 6-2) をみても、「非工業製品」のウェイト変化の影響は完全には捨象できないと考えられるため、この点がバイアスをもたらす可能性は残る。しかし、計算負担の大きさや各年のウェイトを算定する時点での原統計の入手可能性を考慮すると、「非工業製品」のウェイト算定の頻度を高めるのは容易ではない。

第3に、用いるウェイトは指数公表時点では最新のものではないため、事後的にウェイトが更新され、指数が遡及リバイスされることがユーザーニーズに反する可能性がある点である。例えば、2002年1月から12月までの連鎖指数の計算には、最終的には2001年のウェイトを用いるが、毎月の公表を開始する来年1月時点では2000年のウェイトのみが利用可能であるため、2000年ウェイトで暫定的に指数を計算し、2001年ウェイトの計算終了後、最初の定例遡及訂正時期である2003年10月にウェイトを更新し、指数をリバイスする予定である。1995年基準の連鎖指数について、ウェイト更新に伴うリバイス幅を試算したところでは、総平均指数のリバイス

(注15) 例えば、森田 [1989] の第10章の3、日本銀行調査統計局 [2000] の図表3を参照のこと。

(注16) 調査価格レベルから品目指数を集計する段階については、幾何平均を採用しているため、「価格の一時的な上下動」によるバイアスの発生は防がれている (詳しくは後掲BOX 1 の③参照)。ここで問題となるのは品目以上のレベルでの「価格の一時的な上下動」の影響である。品目以上のレベルでの影響の有無を判断するのに参考となるのは、図表12における「②品目指数水準による影響」の寄与度である。本稿で説明したように、品目指数水準の大幅な低下 (上昇) が生じている場合には②の寄与度の符号は負となるはずである。しかし「スクラップ類」では、所属する全ての品目指数において指数水準の大幅な低下が生じているのにもかかわらず、②の寄与度は大きな正の値となっており、価格の一時的な上下動による影響が出ている可能性がある (同類別を構成する品目指数は大きな上下変動をする傾向にある)。また、「食料用農畜水産物」についても、同様に正の値となっており、その可能性がある。もっとも、両類別とも国内卸売物価指数に占めるウェイトはさほど大きくないことから、総平均指数への影響は現時点では限定的であると評価できる。

(注17) 平均価格について、詳しくは日本銀行調査統計局 [2002] の4 (2) を参照のこと。

幅は最大 0.1 ポイントに止まるが、一部の類別指数では最大 0.8 ポイントのリバイスに達する例もある（詳しくはBOX 1 の②を参照）。今後、毎月公表する 2000 年基準の連鎖指数においてリバイス幅がどの程度になるか、ユーザーの利便性とのバランスを含め、今後さらに検討を深め、見定めていく必要がある。

さらに、連鎖指数を本指数に採用した場合、物価統計の連続性が維持されなくなる点も重要な視点となる。日本銀行では、国内・輸出・輸入の各物価指数について類別以上の基本分類指数、ならびに需要段階別・用途別指数などについて、概ね 1960 年 1 月に遡って接続指数を提供している。連鎖指数については、接続指数を 1995 年 1 月までしか遡っていないため、長期の時系列で物価統計を利用したいとのユーザーニーズ

に十分に応えられない場合があると考えられる。

以上のように、「連鎖方式による国内企業物価指数」は、ラスパイレス指数にはないメリットを有する一方で、今後十分検討したうえで解決すべき問題点も存在している。もとより、全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難しい以上、メリットとデメリットを十分勘案して、各々の目的に叶った物価指数を利用していくことが肝要である。日本銀行では、こうした見地に立って、「連鎖方式による国内企業物価指数」を「参考指数」として提供し、残された課題について、今後も引き続き検討していく予定である。企業物価指数を利用されるユーザーのみなさまからもご意見、ご批判を頂きながら、今回導入した連鎖指数の改善に引き続き努めていきたいと考えている。

[BOX 1]

連鎖方式による国内企業物価（卸売物価）指数のしくみ

今回導入する「連鎖方式による国内企業物価（卸売物価）指数」のしくみについて、詳しく解説する。連鎖指数（ $CP_{0,t}$ ）とは、每期毎期ウェイトを更新したうえで当期の指数（ $P_{t-1,t}$ ）を作成し、基準年以降、そのようにして作成された毎期の指数を掛け合わせる（ $P_{0,1} \cdot P_{1,2} \cdot P_{2,3} \cdots$ ）ことによって作成される指数である。

$$CP_{0,t} = P_{0,1} \times P_{1,2} \times P_{2,3} \times \cdots \times P_{t-1,t} = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1} \cdots \text{（式補 1-1）}$$

指数算式としては、連鎖基準ラスパイレス指数（連鎖基準算術平均）算式を採用する。ただし、最初の指数計算段階（以後、基本段階と呼ぶ）である調査価格指数から品目指数への集計では、連鎖基準算術平均ではなく、幾何平均を採用する。

① ウェイトは年1回更新、指数も1年ごと（毎年12月）に基準化して接続

t 年 m 月の連鎖指数 $CP_{t,m}$ （2000年平均＝100）は、2000年平均＝100で計算された2000年12月の物価指数（ $P_{2000,12}^{2000}$ ）に、2000年12月から2001年12月までの物価変化率（ $P_{2001,12}^{2000} / P_{2000,12}^{2000} < 2000$ 年12月＝100>）を掛け合わせ、翌年以降も同じ作業を繰り返し、最後に $t-1$ 年12月から t 年 m 月までの物価変化率（ $P_{t,m}^{t-1} / P_{t-1,12}^{t-1} < t-1$ 年12月＝100>）を掛け合わせて算出する。

$$CP_{t,m} = P_{2000,12}^{2000} \times \frac{P_{2001,12}^{2000}}{P_{2000,12}^{2000}} \times \cdots \times \frac{P_{t,m}^{t-1}}{P_{t-1,12}^{t-1}} \cdots \text{（式補 1-2）}$$

（ $P_{t,m}^{t-1}$ は、 $t-1$ 年ウェイトを用いて計算された t 年 m 月の物価指数）

（式補 1-1）で想定されている連鎖指数は、指数を作成するごとにウェイトを更新し、指数も同時に基準化・接続するものである。これを国内企業物価（卸売物価）指数に当てはめると、月次ベースでウェイト更新、指数の基準化・接続を行うこととなる。しかし、現実には、基礎データの制約により、ウェイト算定は年次ベースに限定されることから、ウェイト更新、指数の基準化、接続も年1回（毎年12月）に行う扱いとしている。諸外国の連鎖物価指数についても同様の取り扱いをしている。なお、年間および年度間の平均指数については、こうして作成された月次指数を単純平均することにより算出している。

② ウェイト

（a） $t-1$ 年12月から t 年12月までの指数（変化率）は $t-1$ 年のウェイトを用いて算出する。

品目指数から類別、総平均等の各上位分類指数を集計する際に必要となるウェイトについては、どの年のウェイトを用いるかが問題となる。ここでは、 $t-1$ 年12月から t 年12月までの指数（変化率）は、前年の $t-1$ 年のウェイトを用いて集計する。例えば、2000年12月から2001年12月

までの物価変化率（ $P_{2001,12}^{2000} / P_{2000,12}^{2000}$ ）の算出には2000年のウェイトを用いる（注1）。これは、ウェイト算定の原資料である『工業統計表』の公表には、当該年終了後1年数カ月を要する（例えば2000年分は2002年春公表）ため、 t 年ではなく $t-1$ 年のデータを用いた方がウェイトデータを早期に入手でき、連鎖指数の作成に好都合であることを勘案したためである。

（b）指数公表時には、利用可能な最新時点のウェイトで暫定値を算出。翌年10月にウェイトを更新して指数を確定。

$t-1$ 年のウェイトについても、『工業統計表』の公表は連鎖指数の公表後になるため、指数公表時点では、 $t-2$ 年ないしは $t-3$ 年のウェイトを用いて暫定指数を算出し、その後、新しいウェイトが利用可能となる、当年10月、さらに翌年10月に指数をリバイスして指数を確定させる。例えば、2003年1月の指数はまず2000年ウェイトで算出され、2003年10月に2001年ウェイトに、さらに2004年10月に2002年ウェイトに更新されて確定値となる。

ウェイトの更新に伴い、品目指数を除く各段階の指数、商品群、小類別、類別、大類別、総平均指数がリバイスされる（注2）。このリバイス幅は、毎年のウェイト変化が大きいか、小さいかに依存する。1995年基準の連鎖指数（1995年1月～2000年12月）について、このウェイト更新に伴う指数のリバイス幅を試算した。その結果によると、総平均指数のリバイス幅は最大0.1ポイントに止まり、殆どのケースで0.1ポイントに達しない。一方、各類別指数のリバイス幅は、殆どのケースでは大きなリバイスが生じる類別でも0.2～0.3ポイント程度に止まるが、「石油・石炭製品」では、指数が上昇した2000年の前半に最大0.8ポイントのリバイスが生じている（注3）。このようにウェイト更新に伴い、指数公表の当年10月および翌年10月に一定の幅で指数がリバイスされる点については、利用上注意が必要である。

③ 各集計段階における指数算式

調査価格を指数化し、集計していく際には、どの指数算式（具体的には、算術平均、幾何平均のいずれ）を用いるかが問題となる。企業物価（卸売物価）指数では、（a）毎年ウェイトを更新する「品目レベルから総平均レベルに至る集計段階」（上位段階）、（b）ウェイトデータを更新しない「調査価格レベルから品目レベルまでの集計段階」（基本段階）、で異なる集計方法を採用する（図表8-3参照）。

（注1）ただし、各基準年（2000年ないし1995年）の1月から12月の指数（変化率）については、前年（1999年ないし1994年）ではなく、基準年（2000年ないし1995年）のウェイトを用いて算出する。これは、各年の指数計算に用いるウェイトとして当該年だけでなく前年のものを用いるのは、ウェイトデータの入手時期に配慮した実務的な対応によるものであって、各基準年は本来使用すべき当該年のウェイトを用いて指数計算すべきであることによる。また、これは現行ラスパイレス指数との平仄も考慮しており、実務上も、基準年のウェイトは基準改定に伴い計算されるため、ラスパイレス指数で使用している基準年のウェイトを、そのまま連鎖指数のウェイトに利用することができる。

（注2）品目指数は、調査価格から幾何平均を用いて算出されるが、そのウェイトは原則均等であるため、ウェイト更新により指数はリバイスされない。

（注3）商品群指数のリバイス幅は、ウェイト更新の影響を強く受けるため、類別指数よりもさらに大きく、最大3ポイント程度に達する場合もある。しかしながら、当該6年間でリバイス幅が1ポイントを超えたケースは10商品群程度に止まっている。

(a) 品目レベルから総平均レベルまでの「上位段階」での集計では連鎖基準ラスパイレ指数
(連鎖基準算術平均) 算式を採用

品目から総平均までの集計においては、各年のウェイトが利用可能であることから、毎年12月に指数を基準化して接続する連鎖ラスパイレ指数(連鎖基準算術平均)算式で指数を求める。具体的には、 $t-1$ 年12月から t 年 m 月までの品目指数(変化率)を $t-1$ 年の品目ウェイトで加重算術平均を行う(式補1-3)ことで、商品群指数(変化率)が算出される。同様の手続きを繰り返すことで、小類別、類別、大類別、総平均の各指数が算出される。

$$\frac{P_{t,m}^{t-1}}{P_{t-1,12}^{t-1}} = \sum_{i=1}^n w_{i,t-1} \times \frac{i P_{t,m}^{t-1}}{i P_{t-1,12}^{t-1}} \quad \dots \text{(式補1-3)}$$

$P_{t,m}^{t-1} / P_{t-1,12}^{t-1}$: $t-1$ 年12月から t 年 m 月までの上位分類指数
(例えば、商品群指数)の変化率

$i P_{t,m}^{t-1} / i P_{t-1,12}^{t-1}$: $t-1$ 年12月から t 年 m 月までの下位分類指数
(例えば、品目<商品群に属する品目*i*>指数)の変化率

$w_{i,t-1}$: $t-1$ 年の下位分類レベル(例えば、品目*i*)のウェイト
($t-1$ 年12月から t 年12月の指数算出に使用)

各分類レベルの連鎖指数は、(式補1-3)で算出される各年12月を基準とする各分類レベルの指数を(式補1-1)に従って各年12月に各々掛け合わせるにより算出する。

(b) 調査価格レベルから品目レベルへの「基本段階」での集計では幾何平均算式を採用

企業物価(卸売物価)指数では、品目を構成する調査価格のウェイトは均等とすることを原則にしている(注4)ため、(式補1-3)を用いて連鎖方式の品目指数を求めることはできない。こうした点を配慮して、調査価格を集計して品目指数を算出する際の指数算式として幾何平均を採用する。具体的には(式補1-4)のように算出する。

$$P_{t,m}^{t-1} = (1^{d_{t,m}})^{1/l} \times (2^{d_{t,m}})^{1/l} \times \dots \times (l^{d_{t,m}})^{1/l} = \prod_{j=1}^l (j^{d_{t,m}})^{1/l} \quad \dots \text{(式補1-4)}$$

$P_{t,m}^{t-1}$: t 年 m 月の品目指数

$j^{d_{t,m}}$: t 年 m 月の当該品目に属する調査価格*j*の指数

1 : 当該品目を構成する調査価格の数

(注4) 企業物価(卸売物価)指数の最小単位である品目を構成する調査価格のウェイトは、均等ウェイトを原則としているが、品目・分類編成の関係上、品目範囲を幅広く設定している場合がある。こうした場合には、調査価格にウェイト差を設けている場合もあるが、各年のウェイトを利用可能にするためには、ウェイトデータの収集やウェイト計算等の作業負担が発生する。また、ウェイト計算作業を行ったとしても、データ制約により計算できないといった場合も想定しうる。このため、調査価格のウェイトについては、一括毎年のウェイト更新を行わないこととした。このため、ウェイト更新と同時に指数水準のリセット(基準化)を行うタイミングがなくなってしまう。

調査価格指数から品目指数への集計算式として、連鎖基準または固定基準による算術平均や幾何平均などが候補^(注5)となるが、そのなかで幾何平均を採用するのは以下の理由による。

- ・ 時間の経過とともに調査価格の指数水準が100から大幅に乖離することが少なくないことから、算術平均を用いた場合には、各調査価格の指数水準の違いにより、品目指数に与える影響度が異なってしまう。一方、幾何平均を用いると、指数水準の高低に関係なく、調査価格の変動が品目指数に与える影響が計算期間中一定となる。これは、連鎖指数の考え方——ウェイトを毎年更新し、指数を基準化することで総平均など上位分類指数への影響度を一定とする——と整合的である。
- ・ 各年のウェイトを均等のまま、毎年12月に調査価格の指数を基準化して接続する連鎖基準算術平均（品目レベル以上総平均までの指数算式と同一）を用いても、幾何平均と同様に調査価格の変動が品目指数に与える影響をほぼ一定にすることができる。しかしながら、連鎖基準算術平均を用いると、調査価格が短期間に上下に激しく変動する場合に品目指数が算術平均による品目指数よりも上方に乖離する現象が生じる（図表13参照）。実際、1995年基準指数を用いて連鎖基準算術平均ベースの品目指数を試算してみると、「食料用農畜水産物」に属する品目（するめ、干あじ等）では、調査価格が激しい上下変動を起こしているために、品目指数が上方に目立って乖離する現象^(注6)が生じている。幾何平均では、調査価格の指数水準の高低によらず品目指数に与える影響力が一定となることから、こうした現象が生じない。このため、調査価格から品目指数を集計する指数算式としてより適切であると判断した。

なお、IMFのホームページ (<http://dsbb.imf.org/category/ppictys.htm>) に掲載されている諸外国（47カ国）のPPI/WPIの概要（2001年10月時点）によると、PPI/WPIで連鎖指数を作成している国は、徐々に増加しているとはいえ、同時点では7カ国（香港、ハンガリー、ラトビア、リトアニア、フィリピン、ノルウェー、スウェーデン）に止まっている。そのうち、品目以上の上位集計段階では、フィリピンを除く6カ国が連鎖ラスパイレス（連鎖基準算術平均）を用いている。調査価格から品目指数への集計段階では、ノルウェーで幾何平均を採用している。このように、ノルウェーの指数算式のフレームワークは、日本銀行の「連鎖方式による国内企業物価（卸売物価）指数」と同一となっている。

④ 接続指数

長期の時系列で利用が可能となるように、「連鎖方式による国内企業物価指数」についても、基本分類指数などと同様に接続指数を作成する。接続指数は、基本分類指数と同様、類別以上の指数系列について作成する。接続指数の始期は1995年1月とする。指数の接続計算は、他の接続指数と同様に、指数系列ごとに各基準年の新（2000年基準）・旧（1995年基準）指数から求めたリンク係数を用いて月次ベースで行っている。具体的には、2000年基準接続指数は以下の算式で算出する。

$$\text{2000年基準接続指数} = \text{1995年基準連鎖指数} \times \frac{\text{2000年基準連鎖指数の2000年平均}}{\text{1995年基準連鎖指数の2000年平均}}$$

（注5）算術平均には、（a）調査価格を指数化して、その算術平均をとることで品目指数を算出する方式（価格比の算術平均）と（b）時点ごとに調査価格を算術平均し、その平均値を指数化して品目指数を算出する方式（算術平均価格の比）の2つの方式が存在する。（b）の場合、品目範囲に含まれる商品の価格水準にばらつきがある場合、大きなバイアスが生じるため、企業物価指数（卸売物価指数）では（a）価格比の算術平均を採用している。

（注6）試算結果では、品目「するめ」「干あじ」では、連鎖基準算術平均による品目指数が、固定基準算術平均や幾何平均による品目指数を10ポイント程度上回る時期が生じている。

[BOX 2]

連鎖指数で用いるウェイトの計算方法

連鎖指数を計算するためには、ウェイトを毎年算定する必要がある。連鎖指数におけるウェイト算定方法は、本指数であるラスパイレズ指数算式による企業物価（卸売物価）指数で使用しているウェイトと同様の方法で計算することを原則としている。しかし、ウェイトデータの制約や作業負担との兼ね合いから、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る。主な特別ルールは、以下のとおり。

1. 非工業製品については、毎年のウェイト算定を行わない。即ち、本指数のウェイト（「連鎖方式による国内企業物価指数」＜2000年基準＞の場合は、2000年のウェイト）で固定する。
2. ウェイトデータのうち、経済産業省『工業統計表（品目編）』、財務省『日本貿易月表』（貿易統計）以外のものについては、基準年（「連鎖方式による国内企業物価指数」＜2000年基準＞の場合は2000年）のデータを利用する。
3. 『工業統計表』のうち、全事業所調査年以外の調査年（4人以上の事業所のみの調査年）については、直前の全事業所調査年における「全事業所出荷額／4人以上事業所出荷額」の調整比率を乗じることにより、全事業所ベースになるよう出荷額を推計する。

連鎖指数で使用するウェイトの計算方法の概略は、以下のとおり。

1. ウェイトデータ

(1) 工業統計表（品目編）

- ・ 全事業所調査年（西暦年の末尾が0、3、5、8の年）については、公表される出荷金額をそのまま使用。
- ・ 全事業所調査年以外の調査年（4人以上の事業所のみの調査年）については、直前の全事業所調査年における「全事業所出荷額／4人以上事業所出荷額」の調整比率を乗じることにより、全事業所ベースの出荷額を推計。
- ・ 出荷額が非公表となっている項目については、全事業所ベースの出荷額を可能な限り推計している。具体的な推計方法については後掲＜表＞を参照。

(2) 貿易統計

- ・ 公表される毎年の輸出額を、そのまま使用。

(3) その他の統計データ

- ・ 基準年（「連鎖方式による国内企業物価指数」＜2000年基準＞の場合は2000年）のデータを使用。

＜表＞ 工業統計表の出荷額が非公表となっている項目の推計方法

	推計方法
全事業所調査年	
（a）「全事業所」が非公表、「4人以上事業所」が公表されている場合	出荷額を推計する。非公表項目の上位分類の出荷額より調整比率「全事業所／4人以上事業所」を算出。これを当該非公表項目の「4人以上事業所」に乗じることにより、全事業所ベースの出荷額を推計。
（b）「全事業所」および「4人以上事業所」がいずれも非公表の場合	出荷額は推計しない。このため、品目ウエイトがゼロとなってしまう場合がある。
4人以上事業所のみ調査年	出荷額は推計しない。このため、品目ウエイトがゼロとなってしまう場合がある。 ^(注)

(注)「連鎖方式による国内卸売物価指数」(1995年基準)においては、品目「太陽電池」、「リードフレーム」の1997年ウエイトがゼロとなっている。品目「たばこ」の1999年ウエイトについては、影響が大きいため、例外的に経済産業省『工業統計表(産業編)』の出荷額を代用している。

2. ウェイト算定方法

(1) ウェイト対象取引額

- 品目ごとに国内出荷額を推計し、ウェイト対象取引額を算出。国内出荷額は、工業統計表の出荷額から、貿易統計の輸出額を控除することにより計算。
 - 出荷額から輸出額を控除する際には、工業統計表の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(連鎖方式による国内企業物価指数<2000年基準>の場合は2000年)の対応づけと可能な限り同じになるよう、新コードを対応づける。
- 工業統計表および貿易統計の項目ごとに本指数と同様の方法でウェイト計算を行う。
 - 商品ごと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ェイトを計算する。
 - 工業統計表および貿易統計の項目に複数のウェイト計算指示を付けている場合、官庁・業界統計等を用いて細分化していくが、いずれの年についても、基準年(同2000年)のデータを使用する。

(2) 千分比ウェイト

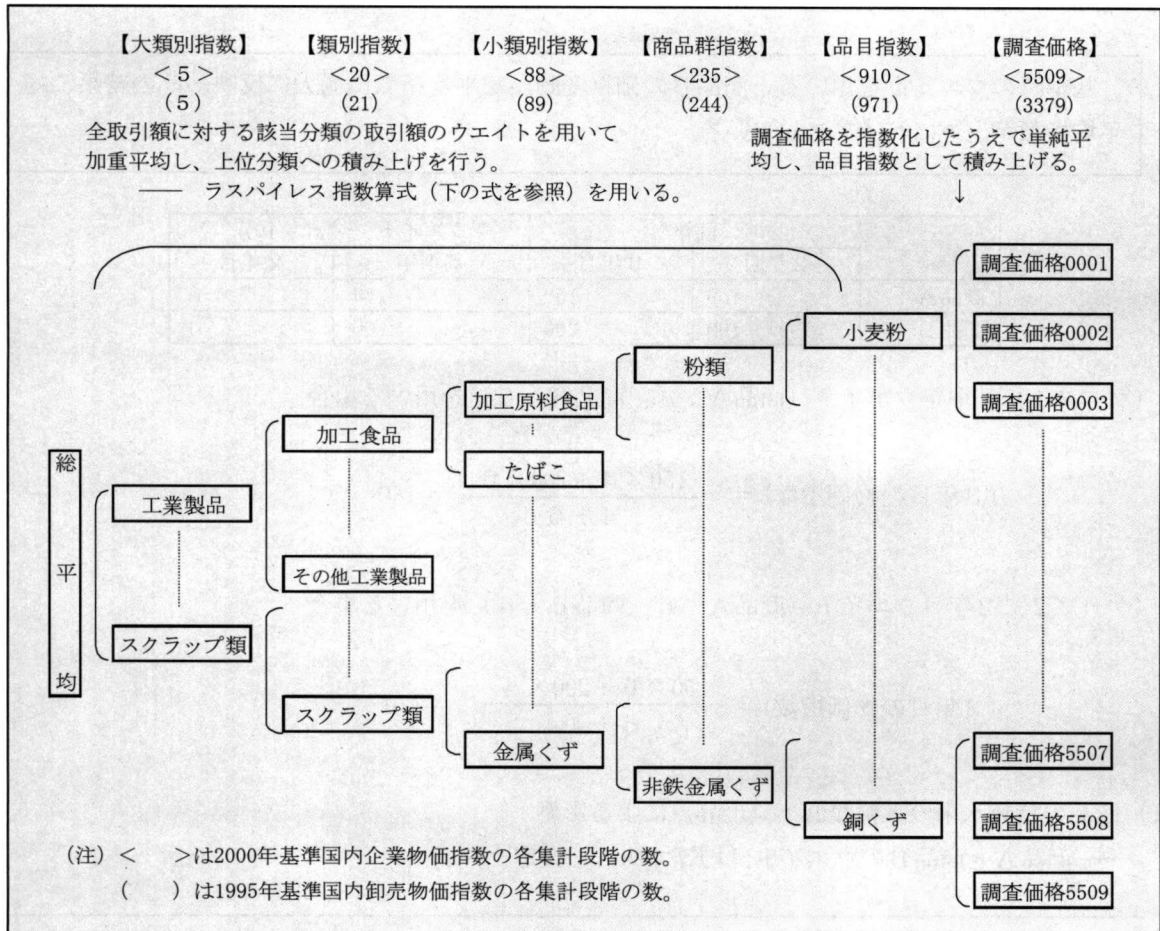
- 非工業製品については、毎年のウェイト算定を行わない。いずれの年についても基準年(「連鎖方式による国内企業物価指数」<2000年基準>の場合は2000年)のウェイトで固定する。
- 国内WPI全体を1,000とした場合のウェイトを小数点第1位まで算出(小数点第2位を四捨五入)したものを表示。実際の指数計算では、小数点第2位まで算出(小数点第3位を四捨五入)したウェイトを使用している^(注7)。

(注7) 具体的には、本指数の計算方法に平仄を合わせ、毎年のウェイト合計値が本指数における国内品ウェイトの合計値(国内・輸出・輸入の平均指数=1,000ベース、2000年基準では741.81)と一致するように計算。

(図表 1)

固定基準ラスパイレス指数算式による国内企業物価（卸売物価）指数の計算方法

(1) 国内企業物価（卸売物価）指数の指数体系



(2) 各集計段階における指数算式：ラスパイレス指数算式

(固定基準ラスパイレス指数算式)

$$\text{ラスパイレス指数算式： } L_{t,0}^L = \frac{\sum p_{t,i} q_{0,i}}{\sum p_{0,i} q_{0,i}} = \sum \frac{p_{t,i}}{p_{0,i}} w_{0,i}$$

 $L_{t,0}^L$: 基準時点を0とした比較時点 t におけるラスパイレス指数

 $p_{t,i}$: 比較時点 t における商品 i の価格

 $p_{0,i}$: 基準時点0における商品 i の価格

 $w_{0,i}$: 基準時点0における全取引額に対する商品 i の取引額シェア（ウェイト）

 $q_{0,i}$: 基準時点0における商品 i の数量

固定基準ラスパイレス指数の特徴点

(1) 基準時からの時間経過に伴うウェイト変化による影響

基準時のウェイトを用いると商品Bの価格変動が総平均指数に過大に反映。その結果、総平均指数が上方にバイアスしている。

	価格		ウェイト (合計=10)	
	2年目	3年目	基準年	2年目
商品A	100	150	4	6
商品B	100	200	6	4

(ケース1) 基準年ウェイト (商品A : 4、商品B : 6) を用いる場合

$$(\text{3年目の物価指数}) = \frac{150 \times 4 + 200 \times 6}{4 + 6} = 180$$

(ケース2) 2年目ウェイト (商品A : 6、商品B : 4) を用いる場合

$$(\text{3年目の物価指数}) = \frac{150 \times 6 + 200 \times 4}{6 + 4} = 170$$

(2) 商品の指数水準の大幅な低下 (上昇) による影響

——商品Aと商品Bのウェイトは均等であると仮定。

商品Bの指数水準が低下すると、商品Bの価格低下の総平均指数への影響度が低下する。

	基準年	1年目	2年目	3年目	4年目	5年目
商品Aの指数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
(変化率%)	(—)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)
商品Bの指数	100.0	80.0	64.0	51.2	41.0	32.8
(変化率%)	(—)	(▲20.0)	(▲20.0)	(▲20.0)	(▲20.0)	(▲20.0)
全体の指数	100.0	90.0	82.0	75.6	70.5	66.4
(変化率%)	(—)	(▲10.0)	(▲8.9)	(▲7.8)	(▲6.7)	(▲5.8)

(図表 3)

国内卸売物価指数に与える影響：①時間経過に伴うウェイト変化の影響

(1) 1995 年から 2000 年までのウェイトの変化（類別：工業製品のみ）

類別名	1995年	2000年	1995→2000年 増減幅
総平均	1,000.0	1,000.0	0.0
加工食品	110.9	119.2	8.3
繊維製品	27.8	20.4	▲ 7.4
製材・木製品	16.4	12.9	▲ 3.5
パルプ・紙・同製品	31.9	30.9	▲ 1.0
化学製品	77.9	80.2	2.3
プラスチック製品	36.8	38.9	2.1
石油・石炭製品	28.4	37.3	8.9
窯業・土石製品	35.2	31.7	▲ 3.5
鉄鋼	43.3	37.6	▲ 5.7
非鉄金属	21.1	20.1	▲ 1.0
金属製品	45.8	40.9	▲ 4.9
一般機器	104.0	104.6	0.6
電気機器	154.2	165.1	10.9
輸送用機器	82.1	79.1	▲ 3.0
精密機器	11.4	11.3	▲ 0.1
その他工業製品	87.7	84.7	▲ 3.0

(注) ウェイトは、1995 年基準連鎖指数用のもので、非工業製品の 5 類別は 1995 年のウェイトで固定している。

(2) 1995 年から 2000 年までのウェイト増加幅上位 10 品目

	品目名 () は品目が所属 する類別名	1995年	2000年	1995→2000年 増減幅
1	携帯電話 (電気機器)	3.3	8.4	5.1
2	複写機 (一般機器)	5.9	10.7	4.8
3	プリント配線板 (電気機器)	7.8	11.6	3.8
4	ガソリン (石油・石炭製品)	13.2	16.8	3.6
5	たばこ (加工食品)	8.6	11.3	2.7
6	輸送機械用プラスチック製品 (プラスチック製品)	6.2	8.5	2.3
7	自動車部品 (輸送用機器)	22.7	24.8	2.1
8	電子計算機本体 (電気機器)	12.5	14.4	1.9
9	シリコンウエハ (電気機器)	1.1	2.8	1.7
10	普通乗用車 (輸送用機器)	14.7	16.4	1.7

(注) ウェイトは 1995 年基準連鎖指数用のもので、非工業製品については含まれていない。

(図表 4)

国内卸売物価指数に与える影響：②指数水準の低下（上昇）の影響

(1) 類別の指数水準：2002 年 6 月時点（1995 年基準、1995 年平均＝100）

類別名	() はウェイト	指数	
石油・石炭製品	(28.4)	140.9	
加工食品	(110.9)	103.0	
その他工業製品	(87.7)	100.2	
化学製品	(77.9)	98.8	
プラスチック製品	(36.8)	97.2	
非鉄金属	(21.1)	97.2	
金属製品	(45.8)	96.8	
繊維製品	(27.8)	96.4	
パルプ・紙・同製品	(31.9)	96.4	
一般機器	(104.0)	96.4	
窯業・土石製品	(35.2)	95.5	
精密機器	(11.4)	95.5	
食料用農畜水産物	(27.4)	95.4	↓ 総平均
電力・都市ガス・水道	(43.7)	93.1	94.4
輸送用機器	(82.1)	92.9	
製材・木製品	(16.4)	92.8	
鉄鋼	(43.3)	91.6	
鉱産物	(8.8)	84.0	
スクラップ類	(2.8)	78.0	
非食料農林産物	(2.4)	77.3	
電気機器	(154.2)	72.8	

(2) 指数水準が低い品目（低い順から 10 品目）：2002 年 6 月時点（1995 年基準、1995 年平均＝100）

	品目名	() は品目が所属する類別名	指数
1	携帯電話	(電気機器)	24.4
2	電子応用がん具	(その他工業製品)	30.1
3	磁気ヘッド	(電気機器)	36.0
4	集積回路	(電気機器)	43.0
5	磁気ディスク	(電気機器)	43.1
6	電子計算機本体	(電気機器)	45.8
7	液晶デバイス	(電気機器)	48.0
8	ビデオテープレコーダ	(電気機器)	49.8
9	ビデオカメラ	(電気機器)	51.0
10	大豆	(食料用農畜水産物)	52.6

(図表 5)

①ウエイト変化・②指数水準の高低、2 要因による総平均への影響

—— 2 つの要因を合算した場合の総平均指数へのインパクト(1995 年基準)

(1) 各類別指数を 10%変化させた場合の総平均指数の変化幅 (%)

類別名	① ラスパイレス指数 の場合	② 2 つの影響を 補正した指数 の場合	①/②	①-②
加工食品	1.14	1.19	0.96	▲ 0.05
繊維製品	0.27	0.20	1.31	0.06
製材・木製品	0.15	0.13	1.18	0.02
パルプ・紙・同製品	0.31	0.31	1.00	▲ 0.00
化学製品	0.77	0.80	0.96	▲ 0.03
プラスチック製品	0.36	0.39	0.92	▲ 0.03
石油・石炭製品	0.40	0.37	1.07	0.03
窯業・土石製品	0.34	0.32	1.06	0.02
鉄鋼	0.40	0.38	1.05	0.02
非鉄金属	0.21	0.20	1.02	0.00
金属製品	0.44	0.41	1.08	0.03
一般機器	1.00	1.05	0.96	▲ 0.04
電気機器	1.12	1.65	0.68	▲ 0.53
輸送用機器	0.76	0.79	0.96	▲ 0.03
精密機器	0.11	0.11	0.96	▲ 0.00
その他工業製品	0.88	0.85	1.04	0.03
食料用農畜水産物	0.26	0.27	0.95	▲ 0.01
非食料農林産物	0.02	0.02	0.77	▲ 0.01
鉱産物	0.07	0.09	0.84	▲ 0.01
電力・都市ガス・水道	0.41	0.44	0.93	▲ 0.03
スクラップ 類	0.02	0.03	0.78	▲ 0.01

(注) 非工業製品 5 類別は、1995 年基準連鎖指数用にウエイトを計算していないため、1995 年ウエイトで代用。

(2) 各品目指数を 10%変化させた場合の総平均指数の変化幅 (上位 10 品目: %)

品目名	() は品目が所属 する類別名	① ラスパイレス指数 の場合	② 2 つの影響を 補正した指数 の場合	①/②	①-②
1 集積回路	(電気機器)	0.06	0.16	0.42	▲ 0.09
2 電子計算機本体	(電気機器)	0.06	0.14	0.40	▲ 0.09
3 携帯電話	(電気機器)	0.01	0.08	0.10	▲ 0.08
4 複写機	(一般機器)	0.05	0.11	0.50	▲ 0.05
5 プリント配線板	(電気機器)	0.07	0.12	0.64	▲ 0.04
6 自動車部品	(輸送用機器)	0.21	0.25	0.83	▲ 0.04
7 輸送機械用プラスチック製品	(プラスチック製品)	0.05	0.09	0.55	▲ 0.04
8 普通乗用車	(輸送用機器)	0.14	0.16	0.84	▲ 0.03
9 電子機器用コンデンサ	(電気機器)	0.02	0.05	0.51	▲ 0.02
10 シリコンウエハ	(電気機器)	0.01	0.03	0.28	▲ 0.02

(注) ①ラスパイレス指数と②2つの影響を補正した指数との差(①-②)が大きい順に10品目を列挙。

(図表 6)

国内卸売物価指数におけるパーシェ・チェックの結果
—ウエイト変化の指数への影響度の推移

ラスパイレス指数 (L式) とパーシェ指数 (P式) との乖離率
(乖離率) = $(P - L) / L \times 100$ を算出して比較する。

↓

- ①1995～2000 年における乖離率が拡大 → ウエイト変化の加速
②電気機器の乖離率が非常に大きく、かつ前の 5 年間 (1990～1995 年)
5 年前と比べ拡大している。

(1) 5 年ごとの乖離率の推移

単位 (%)

1975～1980年	1980～1985年	1985～1990年	1990～1995年	1995～2000年
▲ 2.4	▲ 1.7	▲ 2.0	▲ 1.2	▲ 3.5

(2) 1995 年から 2000 年：類別ごとの結果

大 類 別	パーシェ 指数 P	ラスパイレス 指数 L	乖離率 (P - L) / L (%)	
			1995年基準	(参考) 1990年基準
総 平 均	92.7	96.1	▲ 3.5	▲ 1.2
工 業 製 品	92.6	96.3	▲ 3.8	▲ 1.2
加 工 食 品	103.2	103.2	0.0	0.0
繊 維 製 品	96.7	97.8	▲ 1.1	▲ 0.4
製 材 ・ 木 製 品	94.6	94.8	▲ 0.2	1.3
パルプ・紙・同製品	97.6	97.8	▲ 0.2	▲ 0.1
化 学 製 品	99.2	100.6	▲ 1.4	▲ 0.6
プ ラ ス チ ッ ク 製 品	97.0	98.5	▲ 1.5	▲ 0.3
石 油 ・ 石 炭 製 品	124.2	127.0	▲ 2.2	0.5
窯 業 ・ 土 石 製 品	96.1	97.5	▲ 1.4	▲ 0.6
鉄 鋼	92.9	93.5	▲ 0.6	▲ 1.7
非 鉄 金 属	92.7	94.4	▲ 1.8	▲ 0.6
金 属 製 品	97.8	98.1	▲ 0.3	▲ 0.6
一 般 機 器	96.6	97.6	▲ 1.0	▲ 0.3
電 気 機 器	72.0	79.6	▲ 9.5	▲ 4.7
輸 送 用 機 器	95.9	96.3	▲ 0.4	▲ 0.1
精 密 機 器	98.9	98.1	0.8	0.5
そ の 他 工 業 製 品	99.2	100.1	▲ 0.9	▲ 0.3
農 林 水 産 物	93.4	94.7	▲ 1.4	▲ 1.7
食 料 用 農 畜 水 産 物	93.8	95.4	▲ 1.7	▲ 1.8
非 食 料 農 林 産 物	84.2	87.2	▲ 3.4	▲ 0.5
鉱 産 物	84.0	86.9	▲ 3.3	0.6
電 力 ・ 都 市 ガ ス ・ 水 道	96.4	97.3	▲ 0.9	0.3
ス ク ラ ッ プ 類	71.1	71.5	▲ 0.6	1.0

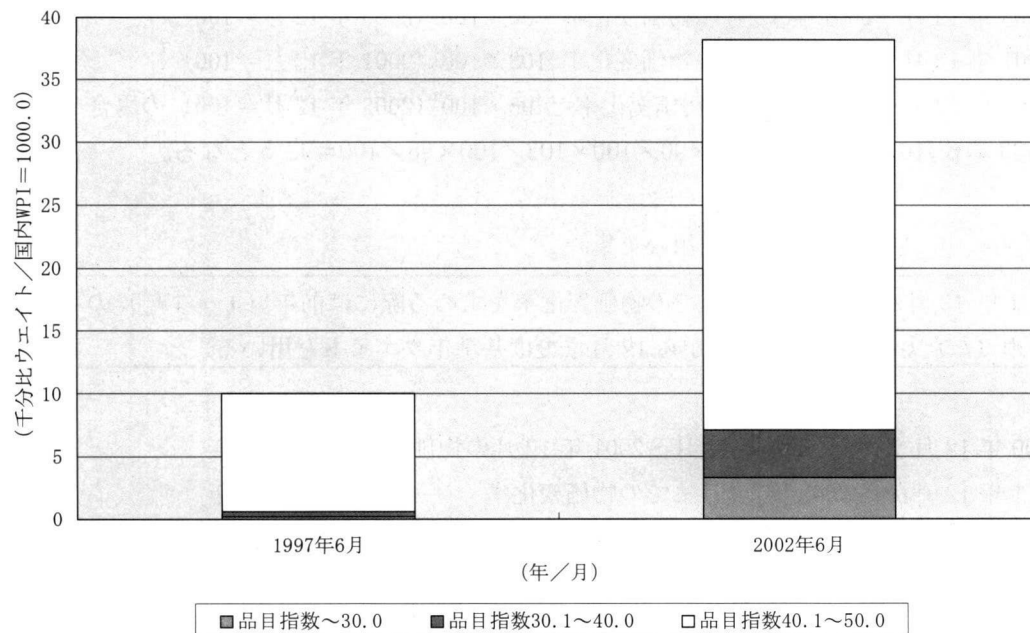
(注) パーシェ指数の計算に用いる 2000 年ウエイトは 2000 年基準国内企業物価指数のものである。

(図表 7)

指数水準が 50.0 を下回る品目のウェイト合計値の推移

1990 年基準国内卸売物価指数の 1997 年 6 月指数 (1990 年平均=100) ならびに 1995 年基準国内卸売物価指数の 2002 年 6 月指数 (1995 年平均=100) について、指数水準が大幅に低下し、品目指数が 50.0 以下となった品目数ならびにそのウェイトの合計値を比較する。

→ 2002 年 6 月は 1997 年 6 月と比べ、当該品目数ならびにウェイトが大幅に増加 (5 品目→8 品目、ウェイト 10.0→38.2)。その結果、指数水準の大幅な低下による総平均指数へ与える影響度が縮小。



(注) 国内卸売物価指数=1,000.0 に占めるウェイト。

連鎖方式による国内企業物価指数のしくみ

(1) 具体的な計算方法 → 各年1年間の変化率を掛け合わせて算出

(t 年m月の連鎖指数)

$$= (\text{2000 年 12 月の指数} < \text{2000 年平均} = 100 >) \times (\text{2000 年 12 月から 2001 年 12 月までの変化率}) \times \cdots \times (\text{t - 1 年 12 月から t 年 m 月までの変化率})$$

(具体例) 2003 年 6 月の連鎖指数を求める。

- ・ 2000 年 12 月の物価指数 105 (2000 年平均 = 100)
- ・ 2000 年 12 月～2001 年 12 月の物価変化率 $90/100$ (2000 年 12 月 = 100)
- ・ 2001 年 12 月～2002 年 12 月の物価変化率 $103/100$ (2001 年 12 月 = 100)
- ・ 2002 年 12 月～2003 年 6 月の物価変化率 $95/100$ (2002 年 12 月 = 100) の場合

2003 年 6 月の連鎖指数 = $105 \times 90/100 \times 103/100 \times 95/100 = 92.5$ となる。

(2) ウェイト → 前年のウェイトを用いて集計

t - 1 年 12 月から t 年 12 月までの物価変化率を求める際には前年 (t - 1 年) のウェイトを採用 (ただし、各基準年 1 月から 12 月までは基準年ウェイトを用いる)。

< ウェイト >

- ・ 2000 年 12 月までと 2000 年 12 月～2001 年 12 月の物価変化率 → 2000 年
- ・ 2001 年 12 月から 2002 年 12 月までの物価変化率 → 2001 年
- ・ 2002 年 12 月から 2003 年 6 月までの物価変化率 → 2002 年

(3) 各集計段階における指数算式 → 連鎖基準ラスパイレス指数算式

- ・ 品目指数から総平均指数まで → 連鎖基準ラスパイレス指数算式 (連鎖基準算術平均)
- ・ 調査価格指数から品目指数まで → 幾何平均

集計段階	【調査価格指数】	【品目指数】	【商品群指数】	【小類別指数】	【類別指数】	【大類別指数】	【総平均指数】
集計算式	幾何平均		連鎖基準算術平均 (毎年12月に基準化、ウェイトを更新)				
集計段階の数							
2000年基準	5,509	910	235	88	20	5	1
1995年基準	3,379	971	244	89	21	5	1

(参考)
1995年基準
幾何平均を用いた
国内卸売物価指数

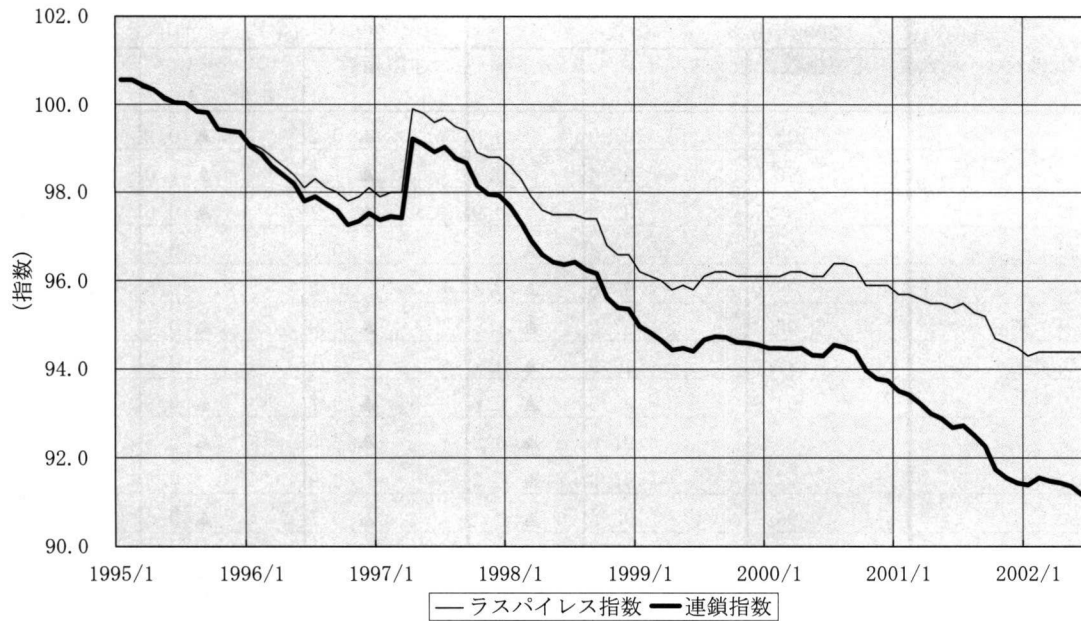
幾何平均

固定基準算術平均

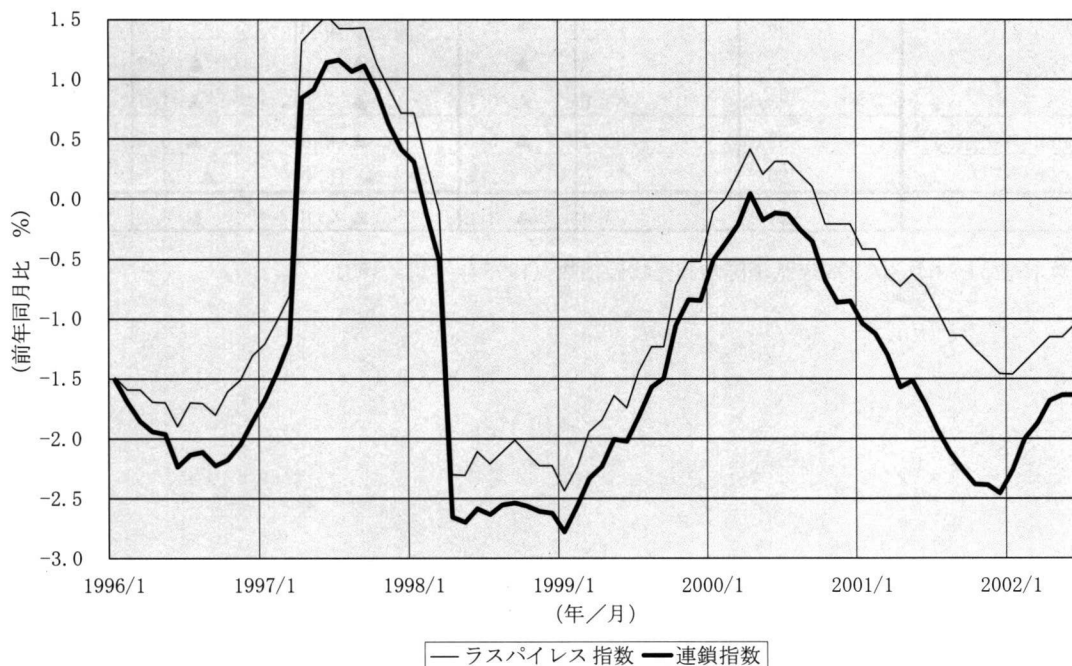
(図表 9)

連鎖指数とラスパイレス指数との比較：①総平均指数

(1) 指数 (1995 年基準国内卸売物価指数、1995 年平均=100)



(2) 前年同月比 (%) (1995 年基準国内卸売物価指数)



(図表 10-1)

連鎖指数とラスパイレス指数との比較：②類別指数（１）

（１）指数（2002年6月時点）および前年比（2001年平均）での比較

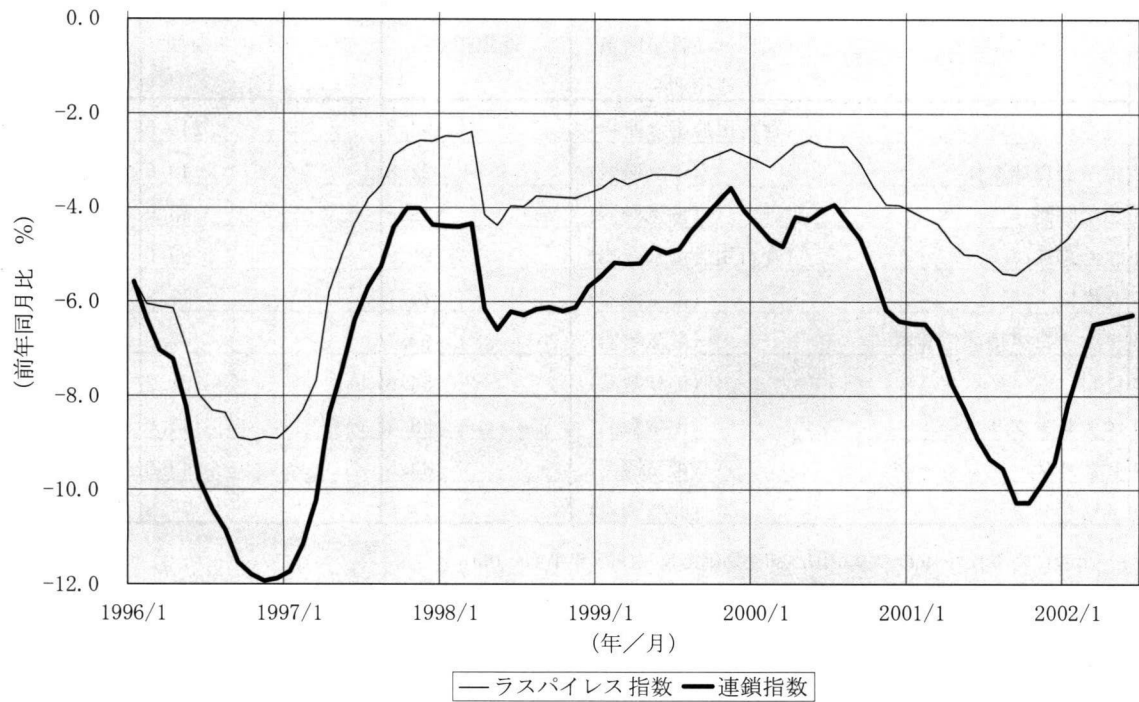
類別名	2002年6月時点の指数			2001年（平均）の前年比（％）		
	連鎖指数 ①	ラスパイレス 指数 ②	乖離幅 ①－②	連鎖指数 ①	ラスパイレス 指数 ②	乖離幅 ①－②
加工食品	103.0	103.0	0.0	▲ 0.2	▲ 0.2	0.0
繊維製品	96.6	96.4	0.2	▲ 1.2	▲ 1.0	▲ 0.2
製材・木製品	93.7	92.8	0.9	▲ 0.7	▲ 0.6	▲ 0.1
パルプ・紙・同製品	95.9	96.4	▲ 0.5	0.3	0.4	▲ 0.1
化学製品	98.0	98.8	▲ 0.8	0.2	0.5	▲ 0.2
プラスチック製品	95.4	97.2	▲ 1.8	▲ 0.9	▲ 0.1	▲ 0.7
石油・石炭製品	137.6	140.9	▲ 3.3	4.1	4.6	▲ 0.5
窯業・土石製品	94.9	95.5	▲ 0.6	▲ 0.7	▲ 0.8	0.1
鉄鋼	91.4	91.6	▲ 0.2	▲ 2.8	▲ 2.5	▲ 0.3
非鉄金属	97.0	97.2	▲ 0.2	0.9	0.8	0.1
金属製品	96.5	96.8	▲ 0.3	▲ 0.7	▲ 0.6	▲ 0.1
一般機器	96.1	96.4	▲ 0.3	▲ 0.7	▲ 0.7	0.1
電気機器	61.9	72.8	▲ 10.9	▲ 8.6	▲ 4.9	▲ 3.7
輸送用機器	92.4	92.9	▲ 0.5	▲ 2.2	▲ 2.0	▲ 0.2
精密機器	95.6	95.5	0.1	▲ 1.2	▲ 1.5	0.3
その他工業製品	99.4	100.2	▲ 0.8	0.0	0.3	▲ 0.3
食料用農畜水産物	95.2	95.4	▲ 0.2	0.3	0.8	▲ 0.5
非食料農林産物	75.9	77.3	▲ 1.4	▲ 4.0	▲ 3.2	▲ 0.8
鉱産物	83.2	84.0	▲ 0.8	▲ 1.9	▲ 1.7	▲ 0.2
電力・都市ガス・水道	92.6	93.1	▲ 0.5	▲ 0.6	▲ 0.5	▲ 0.1
スクラップ類	80.5	78.0	2.5	▲ 15.0	▲ 14.5	▲ 0.5
総平均	91.2	94.4	▲ 3.2	▲ 1.8	▲ 0.8	▲ 1.0

（注）指数水準はいずれも1995年基準国内卸売物価指数（1995年平均＝100）。

(図表 10-2)

連鎖指数とラスパイレス指数との比較：②類別指数（2）

(2) 類別「電気機器」の前年同月比（%）（1995年基準国内卸売物価指数）



(図表 11)

連鎖指数とラスパイレス指数との比較：③品目指数

(1) 品目指数の乖離幅が大きい 10 品目 (2002 年 6 月時点)

	品目名 () は品目が所属 する類別名	連鎖指数 ①	ラスパイレス指数 ②	乖離幅 ①－②
1	塩さけ (食料用農畜水産物)	190.3	244.0	▲ 53.7
2	電子計算機本体 (電気機器)	22.8	45.8	▲ 23.0
3	集積回路 (電気機器)	22.5	43.0	▲ 20.5
4	こんぶ (食料用農畜水産物)	90.9	99.0	▲ 8.1
5	交換機 (電気機器)	70.1	77.8	▲ 7.7
6	アマチュア用通信装置 (電気機器)	69.7	77.0	▲ 7.3
7	染料 (化学製品)	54.6	61.2	▲ 6.6
8	エチレングリコール (化学製品)	138.4	145.0	▲ 6.6
9	ビデオテープレコーダ (電気機器)	43.5	49.8	▲ 6.3
10	通信ケーブル (非鉄金属)	71.8	77.8	▲ 6.0

(注) 指数はいずれも 1995 年基準国内卸売物価指数 (1995 年平均=100)。

(図表 12)

連鎖指数とラスパイレス指数との乖離要因の寄与度分解

2002年6月時点の両指数の乖離を、以下の3つの要因に寄与度分解を行う。

- ① 基準時からの時間経過に伴うウェイト変化の影響。
 - ② 品目段階以上の集計：品目指数水準の大幅低下（上昇）による影響→上位指数へ影響を及ぼす。
 - ③ 調査価格から品目への集計：調査価格の大幅低下（上昇）による影響→上位指数へ影響を及ぼす。
- ②と③は「指数水準の大幅な低下（上昇）の影響」として一括りにできる。



総平均への寄与度 ①=0.3% ②+③=2.9% 指数水準の高低の影響が極めて大きい。

類別	2002年6月の指数		乖離幅 A-B	うちウェイト の変化による 影響 ①	うち指数水準の 変化による影響 ②+③	品目指数水準 による影響②	調査価格指数 水準による影響③
	連鎖指数 (A)	ラスパイ レス指数 (B)					
加工食品	103.0	103.0	0.0	0.1	▲ 0.1	0.0	▲ 0.1
繊維製品	96.6	96.4	0.2	0.3	▲ 0.1	0.2	▲ 0.3
製材・木製品	93.7	92.8	0.9	0.4	0.6	0.8	▲ 0.2
パルプ・紙・同製品	95.9	96.4	▲ 0.5	▲ 0.3	▲ 0.2	0.1	▲ 0.3
化学製品	98.0	98.8	▲ 0.8	▲ 0.3	▲ 0.5	0.1	▲ 0.6
プラスチック製品	95.4	97.2	▲ 1.8	▲ 0.7	▲ 1.1	▲ 0.5	▲ 0.6
石油・石炭製品	137.6	140.9	▲ 3.3	▲ 0.9	▲ 2.5	▲ 1.5	▲ 1.0
窯業・土石製品	94.9	95.5	▲ 0.6	0.1	▲ 0.7	▲ 0.2	▲ 0.5
鉄鋼	91.4	91.6	▲ 0.2	▲ 0.2	0.0	0.2	▲ 0.2
非鉄金属	97.0	97.2	▲ 0.2	▲ 0.2	0.0	0.4	▲ 0.4
金属製品	96.5	96.8	▲ 0.3	▲ 0.1	▲ 0.3	▲ 0.1	▲ 0.2
一般機器	96.1	96.4	▲ 0.3	0.2	▲ 0.5	▲ 0.2	▲ 0.3
電気機器	61.9	72.8	▲ 10.9	▲ 0.9	▲ 10.1	▲ 5.0	▲ 5.1
輸送用機器	92.4	92.9	▲ 0.5	▲ 0.3	▲ 0.3	▲ 0.1	▲ 0.2
精密機器	95.6	95.5	0.1	0.4	▲ 0.4	▲ 0.2	▲ 0.2
その他工業製品	99.4	100.2	▲ 0.8	0.3	▲ 1.2	▲ 1.0	▲ 0.2
食料用農畜水産物	95.2	95.4	▲ 0.2	0.0	▲ 0.2	2.1	▲ 2.3
非食料農林産物	75.9	77.3	▲ 1.4	0.0	▲ 1.4	0.0	▲ 1.4
鉱産物	83.2	84.0	▲ 0.8	0.0	▲ 0.8	▲ 0.6	▲ 0.2
電力・都市ガス・水道	92.6	93.1	▲ 0.5	0.0	▲ 0.5	▲ 0.3	▲ 0.2
スクラップ類	80.5	78.0	2.5	0.0	2.5	2.9	▲ 0.4
総平均	91.2	94.4	▲ 3.2	▲ 0.3	▲ 2.9	▲ 1.8	▲ 1.1

(注) 3つの要因の寄与度は以下の方法で求めている。

- ① = 「連鎖指数」 - 「ウェイトを1995年で固定した連鎖指数 = (イ)」
- ② = 「①のイ」 - 「幾何平均で求めた品目指数を用いた固定基準ラスパイレス指数 = (ロ)」
- ③ = 「②のロ」 - 「ラスパイレス指数 (1995年基準国内卸売物価指数)」

連鎖指数の特徴：価格の一時的な上下動（price bouncing）の影響

2つの商品A、Bから構成される経済を考えてみよう。そのとき、以下のように、商品Bの価格は一定となる一方で、商品Aのみが価格が上下に大きく変動したとする（簡単化のためウエイトは均等とする）。

（商品価格）	第1期	第2期	第3期
商品A	100	50	100
商品B	100	100	100
（物価指数）	第1期	第2期	第3期
ラスパイレス指数	100	75	100
連鎖指数	100	75	112.5

第3期には、商品A、Bとも第1期の価格100に戻っているから、物価指数は100となるべきである。

・ラスパイレス指数では、

第1期の物価指数＝第3期の物価指数＝100となるので、バイアスはない。

・連鎖指数では、

第2期の物価変化率（第1期の物価指数＝100）＝ $(50/100 + 100/100) / 2 \times 100 = 75$

第3期の物価変化率（第2期の物価指数＝100）＝ $(100/50 + 100/100) / 2 \times 100 = 150$

第3期の物価指数（連鎖指数：第1期の物価指数＝100）＝ $100 \times 75 / 100 \times 150 / 100 = 112.5$

となることから、第3期の物価指数（連鎖指数）は100にはならず、上方にバイアスする。

このように、商品の価格が上下に激しく変動する場合には、連鎖指数では指数が上方に乖離してしまう特徴がある。これを「価格の一時的な上下動（price bouncing）」によるバイアスと呼ぶ。

[参考文献]

- 日本銀行調査統計局、「物価指数を巡る諸問題（資料）」、『日本銀行調査月報』2000年8月号
——、「卸売物価指数の見直しに関する最終案——5月に公表した見直し案に対し頂戴した
ご意見と、それへの回答——」、『日本銀行調査月報』2001年10月号
——、「卸売物価指数の基準改定（2000年基準・企業物価指数への移行）の計画」、
<http://www.boj.or.jp/>、2002年
森田優三、『物価指数理論の展開』、東洋経済新報社、1989年