

2002年10月28日
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

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エイト（取引シェア）を基準時で固定したラスパイレス指数算式で計算されてきた。ウエイトを基準時で固定したラスパイレス指数（以下、「ラスパイレス指数」という）とは、基準時（現行は1995年、基準改定後は2000年）のウエイトを用い、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、毎年ウエ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ことで作成される指数である。毎年ウエ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ス指数から連鎖指数へ移行する動きが徐々に広まっている。

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

* 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。

る国内卸売物価指数」(1995年基準)の特徴点について、ラスパイレス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。

(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)における品目ウエイトを用いて、各品目指数を加重算術平均して算出されている(ウエイトを基準時に固定したラスパイレス指数<以下、ラスパイレス指数と呼ぶ>)。ラスパイレス指数は、基準年のウエイトのみで計算でき、毎月の指数計算が比較的容易である、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、基準時のウエイトが実際の取引シェアと乖離する、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、ラスパイレス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、「携帯電話」「電子計算機本体」「集積回路」などIT関連品目のウエイト増加が著しい。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、ラスパイレス指数では、価格下落やウエ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、ウエ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、ウエ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ス指数算式

により計算する。具体的には、毎年1回12月にウエ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、ウエ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、指数の集計に用いるウエイトは対象となる指数の前年のウエイトを使用する。「連鎖指数」では、ウエ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。

「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。「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」と同様にウエ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。

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。各年のウエイト算定においては、計算負担軽減のため「非工業製品」のウエイト算定を省略しているが、ウエ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。ウエ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。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行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）の取引額ウエイトを基準時点（現行は1995年）に固定し、そのウエイトによって、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）。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。

ウエイトを基準時に固定したラスパイレス指数は、基準時以外のウエイトデータ収集が不要である、毎月の指数計算が比較的容易である、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エイトの変化による影響

ラスパイレス指数は、基準時のウエ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、各品目のウエ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、基準時のウエイト（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エイトである 2 年目のウエイト (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、前者の基準時のウエ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エ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、ウエイトを基準時に固定したラスパイレス指数では、ウエ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、ウエ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(ウエイト変化、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×ウエイト」に比例するため、「価格指数の変化」と「ウエイトの変化」がどのような相関をもつかにより、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)とウエイト増加(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)とともにウエイトが減少(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「ウエイト変化」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も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エイトの変化の影響)

まず、大まかな変化をみるために類別ごとのウエ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)のウエイトを用いるラスパイレス指数では、「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年間の品目ウエイトの変化をみてみよう。ウエ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 関連品目のウエイト増加が目立っている。ラスパイレス指数では、ウエ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もつ一方、「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ス指数で、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×ウエイト」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。

ラスパイレス指数の場合

指数：2002年6月の指数(1995年平均=100) ウエイト：1995年のウエイト

ウエイトの変化、指数水準の高低の影響を補正した指数の場合

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

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

まず、類別ごとの試算結果をみる（図表5-1）と、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、価格の下落とウェ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年間でウェイトが大幅に減少した「繊維製品」である。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、補正した指数では0.20%に止まり、ラスパイレス指数でのインパクトは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ェ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。ラスパイレス指数、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、補正した指数では0.16%に達するが、ラスパイレス指数では0.06%に止まっている。ラスパイレス指数での価格変動のインパクトは、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、補正した指数では0.38%低下するはずであるが、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、価格の下落とウェ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もち、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、かつウェ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。

ととなる。

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、基準時からの時間の経過に伴うウエイトの変化、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、集計に用いるウエ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、基準時からの時間経過に伴うウエイト変化のインパクトをパーシェ・チェック³の結果からみる（図表 6-1）と、パーシェ指数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。最近ではウエ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（品目ウエイト）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、ウエイトで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、

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、ウエイト算定年次を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。

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。乖離率が大きいほど、期間中のウエ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。

⁴ パーシェ指数とは、比較時点の品目ウエ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。

同ウエイトで 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、ウエ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、価格下落とウエ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、ウエ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、每期每期ウエ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。

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

連鎖指数を用いることで、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、每期每期、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ことにより、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、詳しい説明は補論 1 参照）。

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

⁵ 2 節（4）でみたように「石油・石炭製品」は価格の上昇とウエ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、ウエイトの変化、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は顕在化しにくかったと考えられる。

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。

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

($P_{t,m}^{t-1}$ 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。

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 (計算方法の詳細は補論 2 を参照)。

各集計段階における指数算式(詳しくは補論 1 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置いていない。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、

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。

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。

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、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、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（前掲図表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ス指数の半分程度に過ぎない。両品目はウエ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、各品目のウエ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、ウエイトの更新（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年基準ラスパイレス指数に生じているウエ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、前年同月比ベースの下落率が拡大する可能性が高い⁹と推測される。

（2）ラスパイレ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、基準時からの時間経過に伴うウエイトの変化、ならびに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、ラスパイレス指数と連鎖指数との間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、商品の消長が激しく、品目ウエイトの変化が大きいこと、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

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。

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、ウエ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。

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¹¹ために、ラスパイレス指数（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、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 と 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、ラスパイレス指数と連鎖指数との乖離幅を、一定の前提¹²の下に3つの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、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（品目指数の大幅な低下による寄与が1.8ポイント、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

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。

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。

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。

「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。

「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。

「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ス指数」－「現行の固定基準ラスパイレス指数」

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、乖離幅からの寄与度を抽出し、残差からの寄与度を抽出、さらにその残差を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。

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（+）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（-）に比べ大きな寄与を有する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を、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」のも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

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（-）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。

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。

ではないか、という考え方もあり得る。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、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、ラスパイレス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エイト算定の問題である。各年のウエイト計算では、計算負担軽減のため、『工業統計表』によらない「非工業製品」のウエイトを2000年に固定する簡便法を用いていく（詳しくは補論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、ウエ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（前掲図表6-2）をみても、「非工業製品」のウエ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エ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」のウエイト算定の頻度を高めるのは容易ではない。

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。

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（詳しくは補論1の参照）。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「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、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にもかかわらず、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エ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。

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。

第3に、用いるウエイトは指数公表時点では最新のものではないため、事後的にウエイトが更新され、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年のウエイトを用いるが、毎月の公表を開始する来年1月時点では2000年のウエイトのみが利用可能であるため、2000年ウエイトで暫定的に指数を計算し、2001年ウエイトの計算終了後、最初の定例遡及訂正時期である2003年10月にウエイトを更新し、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、ウエ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（詳しくは補論1の 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答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、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らず、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。

以 上

(補論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、每期每期ウエ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($P_{0,1} \cdot P_{1,2} \cdot P_{2,3} \cdot \dots$)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。

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($P_{2001,12}^{2000} / P_{2000,12}^{2000} < 2000 \text{年} 12 \text{月} = 100 >$)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($P_{t,m}^{t-1} / P_{t-1,12}^{t-1} < t-1 \text{年} 12 \text{月} = 100 >$)を掛け合わせて算出する。

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

($P_{t,m}^{t-1}$ は、t-1年ウエ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エイトを更新し、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、月次ベースでウエイト更新、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、ウエイト算定は年次ベースに限定されることから、ウエイト更新、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。

ウエイト

(a) t-1 年 12 月から t 年 12 月までの指数 (変化率) は t-1 年のウエ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エイトについては、どの年のウエ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¹⁸。これは、ウエ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 年数ヶ月を要する (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エ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エイトで暫定値を算出。翌年 10 月にウエイトを更新して指数を確定。

t-1 年のウエイトについても、『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 年のウエイトを用いて暫定指数を算出し、その後、新しいウエ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 年ウエイトで算出され、2003 年 10 月に 2001 年ウエイトに、さらに 2004 年 10 月に 2002 年ウエイトに更新されて確定値となる。

ウエイトの更新に伴い、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¹⁹。このリバイス幅は、毎年のウエ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、このウエ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

¹⁸ 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) のウエ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エイトとして当該年だけでなく前年のものを用いるのは、ウエ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エ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ース指数との平仄も考慮しており、実務上も、基準年のウエイトは基準改定に伴い計算されるため、ラスパイレース指数で使用している基準年のウエイトを、そのまま連鎖指数のウエイトに利用することができる。

¹⁹ 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、そのウエイトは原則均等であるため、ウエイト更新により指数はリバイスされない。

なり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²⁰。このようにウエイト更新に伴い、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。

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）毎年ウエイトを更新する「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）ウエ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）。

（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ス指数（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。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 年の品目ウエ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。

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

$P_{t,m}^{t-1} / P_{t-1,12}^{t-1}$: 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）のウエイト（t-1 年 12 月

²⁰ 商品群指数のリバイス幅は、ウエ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。

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エイトは均等とすることを原則にしている²¹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。

$$p_{t,m}^{t-1} = ({}_1d_{t,m})^{1/l} \times ({}_2d_{t,m})^{1/l} \times \cdots \times ({}_l d_{t,m})^{1/l} = \prod_{j=1}^l ({}_j d_{t,m})^{1/l} \cdots \text{(式補 1-4)}$$

$p_{t,m}^{t-1}$: 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

l : 当該品目を構成する調査価格の数

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²²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ふ。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

²¹ 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エイトは、均等ウエ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、調査価格にウエイト差を設けている場合もあるが、各年のウエイトを利用可能にするためには、ウエイトデータの収集やウエイト計算等の作業負担が発生する。また、ウエ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、調査価格のウエイトについては、一括毎年のウエイト更新を行わないこととした。このため、ウエ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。

²² 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

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(前掲図表 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²³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 か国)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 か国(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 か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。

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

価指数)では(a)価格比の算術平均を採用している。

²³ 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。

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。

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

（補論2）連鎖指数で用いるウエイトの計算方法

連鎖指数を計算するためには、ウエイトを毎年算定する必要がある。連鎖指数におけるウエイト算定方法は、本指数であるラスパイレス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エ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、ウエ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、以下の通り。

1. 非工業製品については、毎年のウエイト算定を行なわない。即ち、本指数のウエイト（「連鎖方式による国内企業物価指数」〈2000年基準〉の場合は、2000年のウエイト）で固定する。
2. ウエイトデータのうち、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エイトの計算方法の概略は、以下のとおり。

1 ウエイトデータ

（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〈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 ²⁴ 。

2 ウエイト算定方法

(1) ウエイト対象取引額

- ・ 品目毎に国内出荷額を推計し、ウエ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、新コードに対応づける。

- ・ 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エイト計算を行う。

²⁴ 「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。

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、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 ） 千分比ウエイト

- ・ 非工業製品については、毎年のウエイト算定を行なわない。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）のウエイトで固定する。
- ・ 国内 WPI 全体を 1,000 とした場合のウエイトを小数点第 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）したウエイトを使用している²⁵。

以 上

【参考文献】

日本銀行調査統計局、「物価指数を巡る諸問題」、『日本銀行調査月報』2000 年 8 月号、2000 年

、「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、2001 年

、「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

²⁵ 具体的には、本指数の計算方法に平仄を合わせ、毎年のウエイト合計値が本指数における国内品ウエイトの合計値（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)

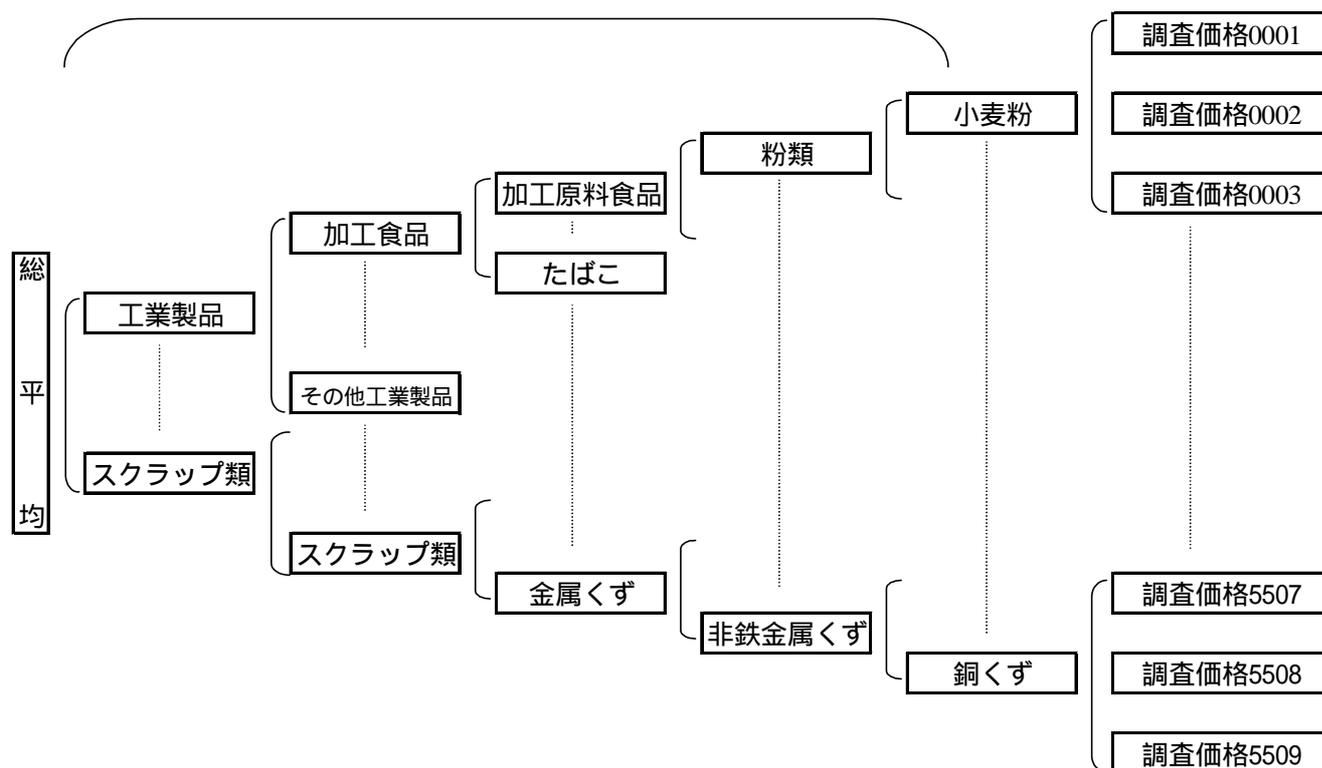
固定基準ラスパイレス指数算式による国内企業物価（卸売物価）指数の計算方法

(1) 国内企業物価（卸売物価）指数の指数体系

【大類別指数】	【類別指数】	【小類別指数】	【商品群指数】	【品目指数】	【調査価格】
< 5 >	< 20 >	< 88 >	< 235 >	< 910 >	< 5509 >
(5)	(21)	(89)	(244)	(971)	(3379)

全取引額に対する該当分類の取引額のウェイトを用いて加重平均し、上位分類への積み上げを行なう。
ラスパイレス指数算式（下の式を参照）を用いる

調査価格を指数化した上で単純平均し、品目指数として積み上げる。



(注) < > は 2000 年基準国内企業物価指数の各集計段階の数。
() は 1995 年基準国内卸売物価指数の各集計段階の数。

(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

固定基準ラスパレス指数の特徴点

(1) 基準時からの時間経過に伴うウエイト変化による影響

基準時のウエ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		ウエイト (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) 基準年ウエイト (商品 A : 4、商品 B : 6) を用いる場合

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

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

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

(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 のウエ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： 時間経過に伴うウエイト変化の影響

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

類別名	1995年	2000年	1995 2000 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) ウエイトは、1995 年基準連鎖指数用のもので、非工業製品の 5 類別は 1995 年のウエイトで固定している。

(2) 1995 年から 2000 年までのウエイト増加幅上位 10 品目

	品目名 () は品目が所属 する類別名	1995年	2000年	1995 2000 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) ウエイトは 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： 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 ()はウエイト	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	
鋳産物 (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)

ウェイト変化・ 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	ラスパイレス指数 の場合	2 つの影響を 補正した指数 の場合	/	-
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ェイトを計算していないため、1995 年ウェイトで代用。

(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 : %)

1995 年基準

	品目名 () は品目が所属 する類別名	ラスパイレス指数 の場合	2 つの影響を 補正した指数 の場合	/	-
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 (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) ラスパイレス指数と 2 つの影響を補正した指数との差 (-) 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

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

1995 ~ 2000 年における乖離率が拡大 ウエイト変化の加速
 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

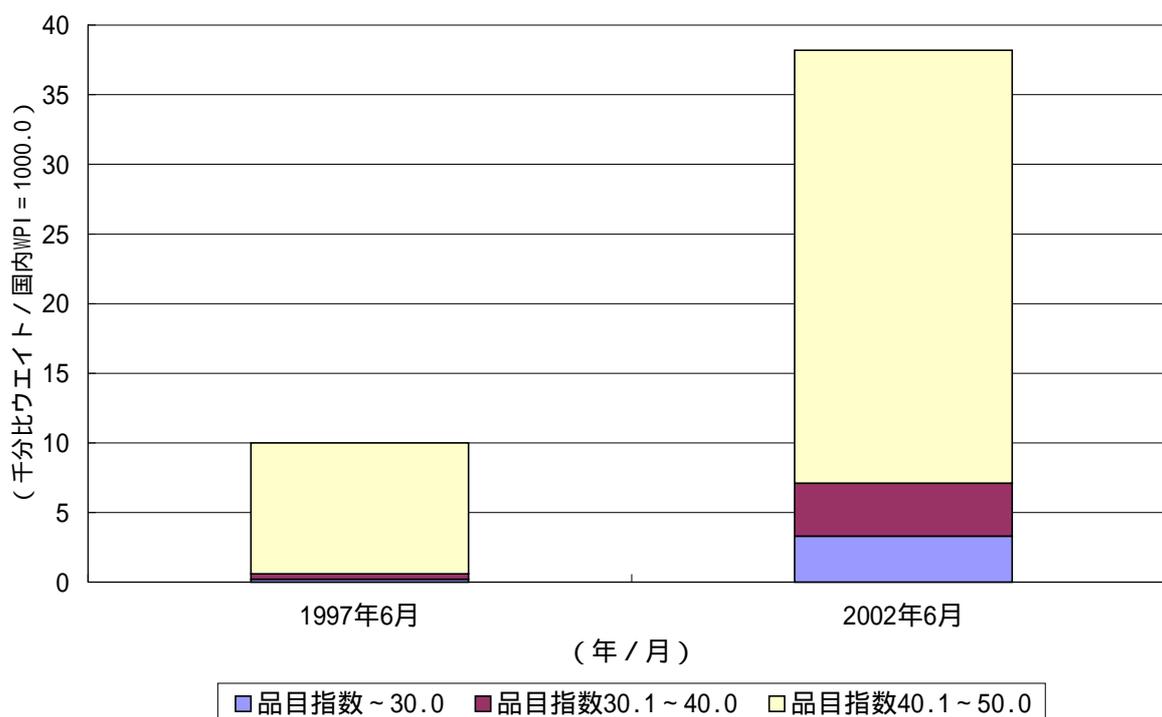
(2) 1995 年から 2000 年 : 類別ごとの結果

大 類 別	ハ-シェ指数 P	ラスパイレズ指数 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。

指数水準が 50.0 を下回る品目のウエイト合計値の推移

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エ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エイトが大幅に増加 (5 品目 8 品目、ウエイト 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 に占めるウエイト。

(図表 8)

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)

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

(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

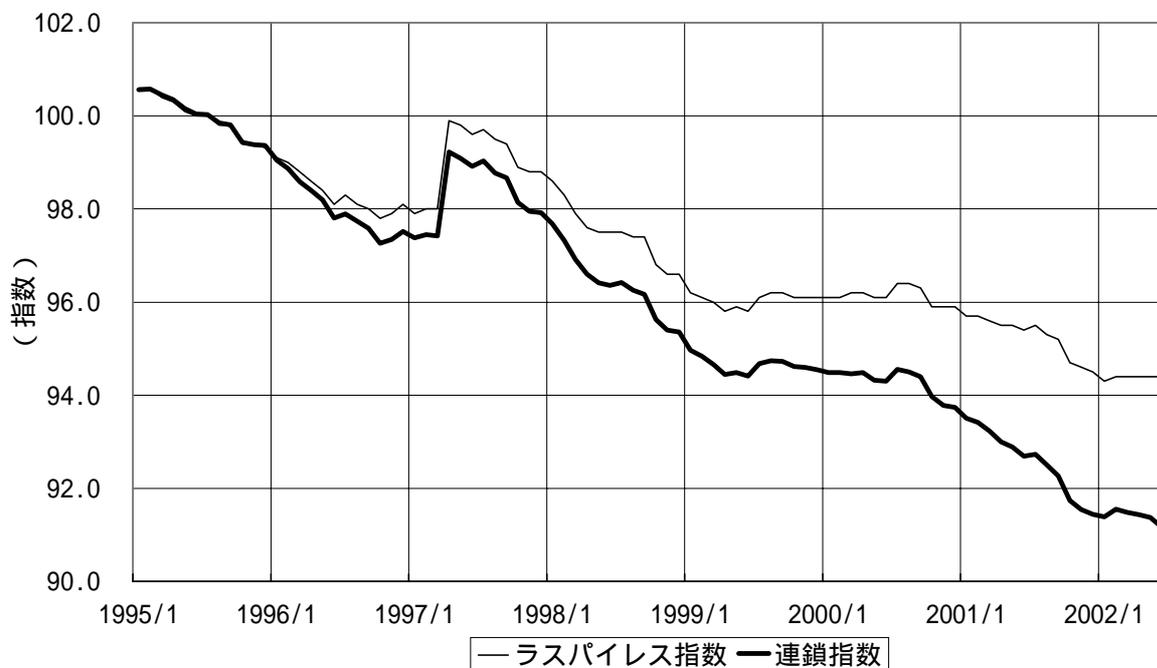
幾何平均

固定基準算術平均

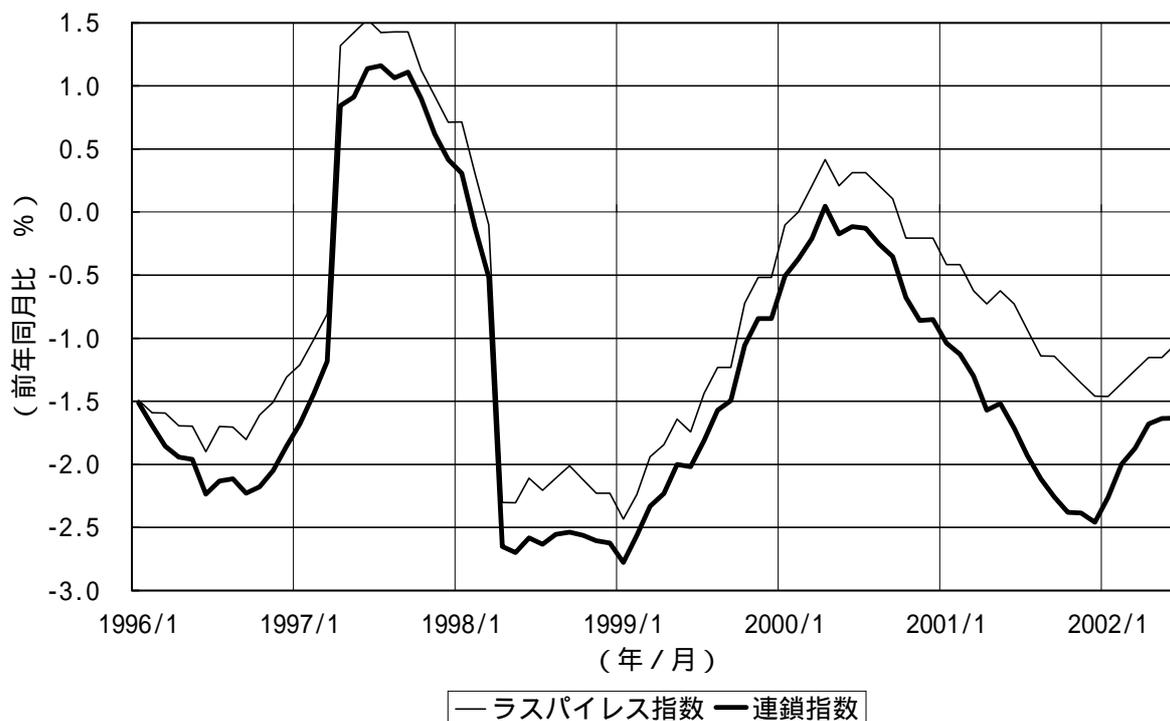
(図表 9)

連鎖指数とラスパイレス指数との比較： 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 1 0)

連鎖指数とラスパイレス指数との比較： 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

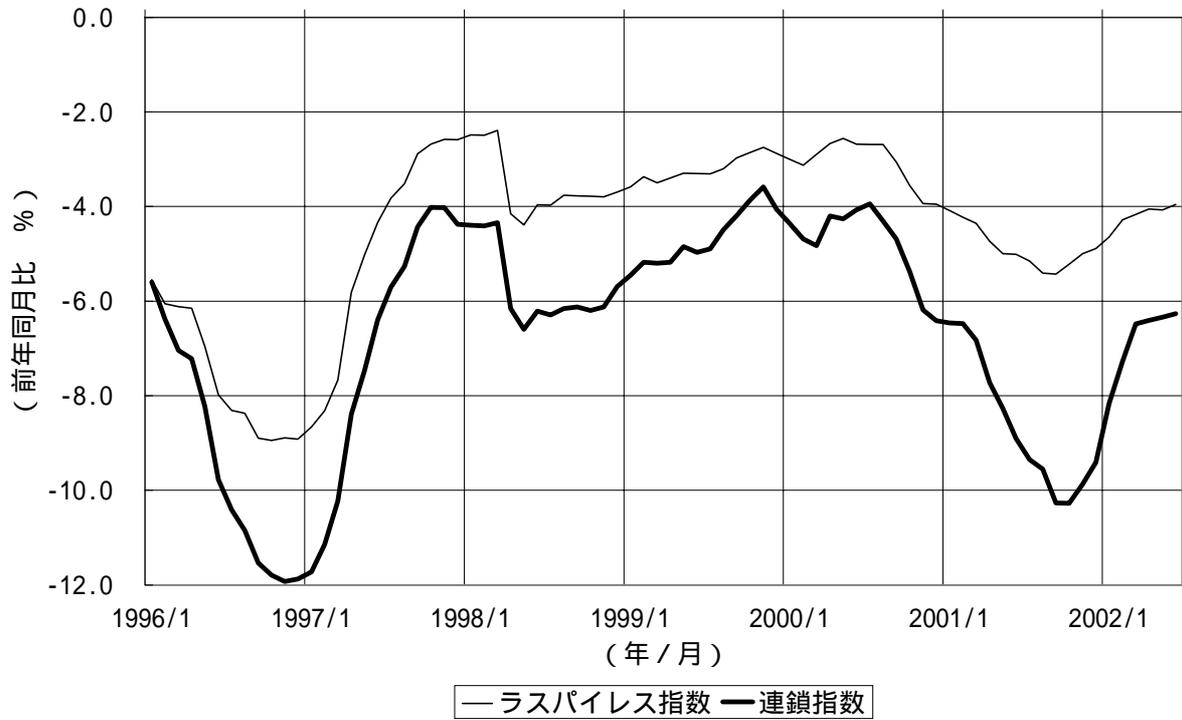
類別名	2002年6月時点の指数			2001年(平均)の前年比(%)		
	連鎖指数	ラスパイレス 指数	乖離幅 -	連鎖指数	ラスパイレス 指数	乖離幅 -
加工食品	103.0	103.0	0.0	0.2	0.2	0.0
繊維製品	96.6	96.4	0.2	1.2	1.0	0.2
製材・木製品	93.7	92.8	0.9	0.7	0.6	0.1
パルプ・紙・同製品	95.9	96.4	0.5	0.3	0.4	0.1
化学製品	98.0	98.8	0.8	0.2	0.5	0.2
プラスチック製品	95.4	97.2	1.8	0.9	0.1	0.7
石油・石炭製品	137.6	140.9	3.3	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 1 0 続き)

連鎖指数とラスパイレス指数との比較： 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)



連鎖指数とラスパイルズ指数との比較： 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	ラスパイルズ指数	乖離幅 -
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 1 2)

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。
 基準時からの時間経過に伴うウエイト変化の影響。
 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。
 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。
 とは「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 = 0.3% + = 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	うちウエイト の変化による 影響	うち指数水準の 変化による影響 +	うち指数水準の	
	連鎖指数 (A)	ラスパイ レス指数 (B)				品目指数水準 による影響	調査価格指数 水準による影響
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。

= 「連鎖指数」 - 「ウエイトを1995年で固定した連鎖指数 = (イ)」

= 「 (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)」

= 「 (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。