

付5 ラスパイレス連鎖基準方式による指数の作成

指数の計算方式としては、基準時点と比較時点の価格比（指数）を基準時点のウェイトで合成する「基準時加重相対法算式（ラスパイレス型）」が、我が国を含め各国で採用されているが、ラスパイレス算式の中にも、基準とする年の消費支出割合をウェイトに用いて指数を計算していく「固定基準方式」、前年の消費支出割合をウェイトに用いて計算した当年の指数を毎年掛け合わせていく「連鎖基準方式」などがある。

我が国では、固定基準方式の指数を作成・公表するとともに、参考指数として連鎖基準方式の指数も作成・公表している。

1 基本算式

連鎖基準方式とは、ある時点についてその直前の時点を基準とする指数（「連環指数」という。）を算出し、これら隣接する2時点間の連環指数を順次掛け合わせた指数（「連鎖指数」という。）を算出する方式である。

指数算式は、次の①～③のとおりである。連鎖は年に一度行い、ウェイトは前年の家計調査（二人以上の世帯）の年平均結果を用いて年に一度更新する。連環指数の算式にはラスパイレス型を用いる。

① 生鮮食品以外の品目及び類指数（「生鮮食品を除く総合」等。）（月別指数）

ラスパイレス連環指数に用いる品目別の価格指数比は、比較時の品目別価格指数⁶¹をその前年12月の品目別価格指数で除して算出する。

<生鮮食品以外の類指数（月別指数）>

$$\text{(ラスパイレス連環指数 (L))} \quad I_{y,m}^{(L)} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,12,i}} w_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}}$$

$$\text{(ラスパイレス連鎖指数 (C))} \quad I_{y,m}^{(C)} = I_{0,12} \times \prod_{Y=1}^{y-1} I_{Y,12}^{(L)} \times I_{y,m}^{(L)}$$

ただし、 $I_{0,12}$ は2020年=100とした2020年12月のラスパイレス連鎖指数⁶²

(Y, y : 年 m : 月 0 : 基準年 i : 生鮮食品を除く品目 n : 品目数⁶³ w : ウェイト)

⁶¹ 品目別の価格指数比を算出する際に用いる品目別価格指数については、各基準の固定基準方式で算出された「全国平均品目別価格指数」を用いる。

⁶² 最初に、2020年各月について、2015年基準の品目及びウェイト（2019年平均）によるラスパイレス連環指数を算出する。次に、ラスパイレス連鎖指数の2020年1～12月平均で2020年12月のラスパイレス連鎖指数を除いて、2020年=100となる2020年12月のラスパイレス連鎖指数（ $I_{0,12}$ ）とする。

⁶³ 品目別の連鎖指数では $n=1$ となる。

② 「生鮮魚介」、「生鮮野菜」及び「生鮮果物」（月別指数）

ラスパイレス連環指数に用いる類指数比は、比較時の類指数を、その前年12月の類指数で除して算出する。

< 「生鮮魚介」、「生鮮野菜」及び「生鮮果物」（月別指数） >

$$\text{(ラスパイレス連環指数 (L))} \quad I_{y,m,i}^{(L)} = \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,12,i}}$$

$$\text{(ラスパイレス連鎖指数 (C))} \quad I_{y,m,i}^{(C)} = I_{y-1,12,i}^{(C)} \times I_{y,m,i}^{(L)}$$

(y:年 m:月 i:生鮮魚介、生鮮野菜、生鮮果物)

③ 生鮮食品を含む上位類指数（「総合」、「食料」等。）（月別指数）

①により算出した生鮮食品以外の類指数と、②により算出した「生鮮魚介」、「生鮮野菜」及び「生鮮果物」指数から、①の算式を用いて算出する。

なお、月別指数は、当該月分の確報公表に併せて公表するが、1月確報については集計時点で前年のウエイトが完成していないため、前々年のウエイトを用いた暫定値を作成する。その後、家計調査結果の公表を受け、前年のウエイトを用いた確定値を作成し、2月確報公表時に1月分について遡及改定した指数を公表する。

(月別指数の計算例)

簡単な例とするため、二つの品目（「牛肉」及び「豚肉」）から構成される中分類「肉類」があるとする。ここでは、仮に「牛肉」の価格指数が毎年上昇し、「豚肉」の価格指数が変化しないものとする。このとき、ウエイトについては、「牛肉」の価格が上昇するにつれて「牛肉」のウエイトが縮小し「豚肉」のウエイトが拡大するものとする。

年月	価格指数※		年	ウエイト	
	牛肉	豚肉		牛肉	豚肉
00年12月	100	100	00年	10	10
01年12月	200	100	01年	8	12
02年6月	400	100			

※ 00年平均=100

このとき、固定基準方式の02年6月の「肉類」指数は、02年6月の「牛肉」価格指数及び「豚肉」価格指数を00年のウエイトで加重平均し、以下のように計算される。

$$\frac{400 \times 10 + 100 \times 10}{10 + 10} = 250$$

一方、02年6月のラスパイレス連鎖指数を計算する際は、まず前年までの各年12月のラスパイレス連環指数（ここでは、前年12月を100としたときの指数）と、02年6月のラスパイレス連環指数を求める。

01年12月のラスパイレス連環指数は、01年12月と前年12月（00年12月）の価格指数比を、前年（00年）のウエイトで加重平均し、

$$\frac{\frac{200}{100} \times 10 + \frac{100}{100} \times 10}{10 + 10} = 1.5$$

02年6月のラスパイレス連環指数は、02年6月と前年12月（01年12月）の価格指数比を、前年（01年）のウエイトで加重平均し、

$$\frac{\frac{400}{200} \times 8 + \frac{100}{100} \times 12}{8 + 12} = 1.4$$

最後に、02年6月のラスパイレス連鎖指数は、00年12月（ここでは100とする。）、01年12月、02年6月のラスパイレス連環指数を掛け算し、

$$100 \times 1.5 \times 1.4 = 210$$

と計算される。

2 ウェイトの作成

(1) ウェイトの参照年次

ラスパイレス連環指数の品目別ウェイトは、主に家計調査（二人以上の世帯）によって得られた比較時の前年における年平均1か月の1世帯当たり品目別消費支出金額を用いて作成する。

(2) 配分率

固定基準方式のウェイト作成に際し、家計調査品目に複数の指数品目に対応する場合、家計調査特別集計や他の統計から得られる支出金額の比により配分率を算出している。ラスパイレス連環指数のウェイトの作成に際しては、推計資料上の制約から、原則、基準年の配分率（「Ⅲ 第4 2 基本分類ウェイトの作成」参照）を次の基準改定まで固定して用いるが、推計資料が入手可能な品目については、必要に応じて配分率を見直す。

(3) 「こづかい」等

固定基準方式のウェイト作成に際し、「こづかい」及び「つきあい費」については、全国家計構造調査の結果に基づき指数品目にウェイトを配分している。この配分率については5年に1回しか資料が得られないことから、ラスパイレス連環指数のウェイトの作成に際しては、配分率を次の基準改定まで固定する。

(4) 持家の帰属家賃ウェイト

固定基準方式のウェイト作成に際し、「持家の帰属家賃」については、全国家計構造調査の結果に基づき基準年のウェイトを作成している。ラスパイレス連環指数のウェイトは、基準年から参照年までの「持家の帰属家賃」の価格指数（市町村別、区分別）の増減率を基準年の「持家の帰属家賃」ウェイトに乗じることで作成する。

3 年平均指数の算出

年平均指数は、類ごとに上記1により算出した1月から12月までの月別指数を単純平均して算出する。

4 変化率の計算

固定基準方式と同様の算式によりに計算する。変化率は、端数処理前の指数により計算する。表章は、小数第2位を四捨五入し、小数第1位までとする。

5 寄与度の計算

総合指数の前月比・前年同月比に対する寄与度は、以下の式により算出する。寄与度は、端数処理前の指数により計算する。表章は、小数第3位を四捨五入し、小数第2位までとする。

(1) 前月比に対する寄与度

$$\text{品目 } i \text{ の寄与度 (2~12月)} = \left[\frac{I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y,m-1,\text{総合}}^{(C)}} \cdot \left(\frac{I_{y,m,i}^{(C)} - I_{y,m-1,i}^{(C)}}{I_{y-1,12,i}^{(C)}} \right) \cdot \frac{w_{y-1,i}}{w_{y-1,\text{総合}}} \right] \times 100$$

$$\text{品目 } i \text{ の寄与度 (1月)} = \left[\left(\frac{I_{y,1,i}^{(C)} - I_{y-1,12,i}^{(C)}}{I_{y-1,12,i}^{(C)}} \right) \cdot \frac{w_{y-1,i}}{w_{y-1,\text{総合}}} \right] \times 100$$

$$\left(\begin{array}{l} \text{寄与度: 品目 } i \text{ の } y \text{ 年 } m \text{ 月における総合指数対前月比に対する寄与度 } I_{y,m,i}^{(C)}: \text{品目 } i \text{ の } y \text{ 年 } m \text{ 月連鎖指数} \\ w_{y,i}: \text{品目 } i \text{ の } y \text{ 年 ウェイト } \quad n: \text{全品目} \end{array} \right)$$

(2) 前年同月比に対する寄与度

$$\text{品目 } i \text{ の寄与度} = \frac{I_{y-2,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} \cdot \left(\frac{I_{y-1,12,i}^{(C)} - I_{y-1,m,i}^{(C)}}{I_{y-2,12,i}^{(C)}} \right) \cdot \frac{w_{y-2,i}}{w_{y-2,\text{総合}}} \times 100$$

$$+ \frac{I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} \cdot \left(\frac{I_{y,m,i}^{(C)}}{I_{y-1,12,i}^{(C)}} - 1 \right) \cdot \frac{w_{y-1,i}}{w_{y-1,\text{総合}}} \times 100$$

$$\left(\begin{array}{l} \text{寄与度: 品目 } i \text{ の } y \text{ 年 } m \text{ 月における総合指数対前年同月比に対する寄与度 } I_{y,m,i}^{(C)}: \text{品目 } i \text{ の } y \text{ 年 } m \text{ 月連鎖指数} \\ w_{y,i}: \text{品目 } i \text{ の } y \text{ 年 ウェイト} \end{array} \right)$$

6 新・旧基準の接続

2020年基準の品目によるラスパイレス連環指数は2021年1月分から作成されるため、2015年基準のラスパイレス連鎖指数を2020年12月分まで作成し、2020年平均を100とする接続指数を2020年12月分まで作成する。

接続指数と2020年基準間の接続は、基準内の連鎖と同様の接続とする。2021年各月のラスパイレス連鎖指数は、2015年基準の品目により作成した2020年12月のラスパイレス連鎖指数（接続指数）に、2020年基準の品目により作成した2021年各月のラスパイレス連環指数を乗じて作成する。

[参考1] 連鎖基準方式による指数の沿革

連鎖基準方式の指数については、1975年基準から参考指数として年平均指数を公表している。2005年基準からは生鮮食品を除く総合等を月次で公表を開始し、2015年基準からは、生鮮食品を含む総合等の月次指数の作成・公表とともに、各類及び品目の寄与度の算出・公表を開始している。

[参考2] 連鎖基準方式の特性

一般に、連鎖基準方式と固定基準方式の違いには、「ウェイト効果」、「リセット効果」と「ドリフト現象」などがあると言われている。

「ウェイト効果」とは、価格の上昇又は下落に伴って消費支出割合が減少又は増加する品目がある場合、ウェイトを毎年更新する連鎖基準方式では、価格変動に加えてウェイトの変化も指数やその変化率に反映されるというものである。ただし、価格の変動と消費支出割合の変化の関係は一様でなく、品目の性質によってその方向も大きさも異なるため、必ずしも上方又は下方のどちらか一方に固定基準方式との差が現れるわけではないことに留意が必要である。

「リセット効果」とは、連鎖基準方式では各品目の指数値を前年12月＝100として計算するため、各品目の指数の水準が毎年リセットされ、各品目の寄与度(影響度)に固定基準方式との差が現れるというものである。仮に、ある品目で価格が大きく下落し、固定基準方式の指数値がかなり小さくなってからも更に価格下落が続く場合は、連鎖基準方式の方が下落幅は大きくなると考えられる。

一方、連鎖基準方式においては、価格が上昇と下落を繰り返すような品目があると、その品目の価格の水準が元に戻っても、上位類の指数値が元に辿り着かない現象が生じる場合があることが指摘されている。これが、いわゆる「ドリフト現象」と呼ばれているものである。

[参考3] 「前年12月価格リンク」と「前年平均価格リンク」

連鎖基準方式では、隣接する2時点間の連環指数を順次掛け合わせて連鎖指数を算出するが、掛け合わせる時点(リンク時点)については、「前年12月価格リンク」と「前年平均価格リンク」の2通りの方法が考えられる。

連鎖基準方式においては「ドリフト現象」が生じる場合があるが、「ドリフト現象」については、「前年平均価格リンク」よりも「前年12月価格リンク」の方が影響を受けやすい。一方、「前年平均価格リンク」では、ある品目の価格が12月から翌年1月にかけて変化していない場合でも、12月と翌年1月でリンク時点が変わることにより、上位類指数の指数値が変化してしまうことがある(ここでは「断層」が発生するという。)

一般的には、「断層」が発生することは望ましくないと考えられるため、生鮮食品以外については「前年12月価格リンク」を採用している。一方、生鮮食品については、季節性により1年周期で価格が上昇と下落を繰り返す品目が含まれているため、「前年12月価格リンク」を用いると大きな「ドリフト現象」が発生し、内訳品目の指数が元に戻っても上位類指数は上方にかい離してしまう。このため、2015年基準では、生鮮食品については、例外的に「前年平均価格リンク」を採用していた。

2020年基準では、生鮮食品の品目別の連鎖指数の作成を廃止し、生鮮魚介など上位類を品目として扱うことで、総合などの生鮮食品を含む上位類指数において「断層」や「ドリフト現象」の影響が及ばないよう変更する。

[参考4] 連鎖基準方式に係る寄与度分解の考え方

(1) 連鎖基準方式指数の前年同月比に係る寄与度分解

連鎖基準方式の寄与度分解も、固定基準方式と同様に、総合指数の前年同月比の算式を、品目*i*の変化率の和に分解するという方針で行う。

ここで、*y* - 1年*m*月から*y*年*m*月にかけての前年同月比を考えると、リンク時点である*y* - 1年12月を境にして、*y* - 1年*m*月から*y* - 1年12月にかけては*y* - 2年のウェイトによる連環指数となるのに対し、*y* - 1年12月から*y*年*m*月にかけては*y* - 1年のウェイトによる連環指数となる。そこで、寄与度分解に際しても、「*y* - 1年*m*月から*y* - 1年12月の寄与」と「*y* - 1年12月から*y*年*m*月の寄与」に分けて考える。5 (2)の前年同月比に対する寄与度式のうち、第1項が「*y* - 1年*m*月から*y* - 1年12月の寄与」に対応し、第2項が「*y* - 1年12月から*y*年*m*月の寄与」に対応している。

ただし、この算式によると、第1項と第2項の符号が逆転すると、品目の変化率と寄与度が整合的でない結果になる場合があることに注意が必要である。

(2) 連鎖基準方式指数の前年同月比に係る寄与度分解式の導出

ラスパイレス連鎖指数における「総合」指数の前年同月比 (× 100を省略)

$$\begin{aligned}
 \frac{I_{y,m,\text{総合}}^{(C)} - I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} &= \frac{I_{y,m,\text{総合}}^{(C)} - I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)} + I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)} - I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} \\
 &= \frac{I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)} I_{y,m,\text{総合}}^{(L)} - I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} + \frac{I_{y-2,12,\text{総合}}^{(C)} I_{y-1,12,\text{総合}}^{(L)} - I_{y-2,12,\text{総合}}^{(C)} I_{y-1,m,\text{総合}}^{(L)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} \\
 &= \frac{I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} (I_{y,m,\text{総合}}^{(L)} - 1) + \frac{I_{y-2,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} (I_{y-1,12,\text{総合}}^{(L)} - I_{y-1,m,\text{総合}}^{(L)}) \\
 &= \frac{I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} \left(\sum_i^n \frac{I_{y,m,i}^{(C)}}{I_{y-1,12,i}^{(C)}} \frac{W_{y-1,i}}{W_{y-1,\text{総合}}} - 1 \right) + \frac{I_{y-2,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} \left(\sum_i^n \frac{I_{y-1,12,i}^{(C)}}{I_{y-2,12,i}^{(C)}} \frac{W_{y-2,i}}{W_{y-2,\text{総合}}} - \sum_i^n \frac{I_{y-1,m,i}^{(C)}}{I_{y-2,12,i}^{(C)}} \frac{W_{y-2,i}}{W_{y-2,\text{総合}}} \right) \\
 &= \frac{I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} \left(\sum_i^n \left(\frac{I_{y,m,i}^{(C)}}{I_{y-1,12,i}^{(C)}} - 1 \right) \frac{W_{y-1,i}}{W_{y-1,\text{総合}}} \right) + \frac{I_{y-2,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} \left(\sum_i^n \left(\frac{I_{y-1,12,i}^{(C)}}{I_{y-2,12,i}^{(C)}} - \frac{I_{y-1,m,i}^{(C)}}{I_{y-2,12,i}^{(C)}} \right) \frac{W_{y-2,i}}{W_{y-2,\text{総合}}} \right) \\
 &= \sum_i^n \left[\frac{I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} \left(\frac{I_{y,m,i}^{(C)}}{I_{y-1,12,i}^{(C)}} - 1 \right) \frac{W_{y-1,i}}{W_{y-1,\text{総合}}} + \frac{I_{y-2,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,m,\text{総合}}^{(C)}} \left(\frac{I_{y-1,12,i}^{(C)}}{I_{y-2,12,i}^{(C)}} - \frac{I_{y-1,m,i}^{(C)}}{I_{y-2,12,i}^{(C)}} \right) \frac{W_{y-2,i}}{W_{y-2,\text{総合}}} \right]
 \end{aligned}$$

前月比 (1月)

$$\begin{aligned}
 \frac{I_{y,1,\text{総合}}^{(C)} - I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)}} &= \frac{I_{y-2,12,\text{総合}}^{(C)} I_{y-1,12,\text{総合}}^{(L)} I_{y,1,\text{総合}}^{(L)} - I_{y-2,12,\text{総合}}^{(C)} I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y-2,12,\text{総合}}^{(C)} I_{y-1,12,\text{総合}}^{(L)}} = I_{y,1,\text{総合}}^{(L)} - 1 \\
 &= \sum_i^n \frac{I_{y,1,i}^{(C)}}{I_{y-1,12,i}^{(C)}} \frac{W_{y-1,i}}{W_{y-1,\text{総合}}} - 1 = \sum_i^n \left(\frac{I_{y,1,i}^{(C)} - I_{y-1,12,i}^{(C)}}{I_{y-1,12,i}^{(C)}} \right) \frac{W_{y-1,i}}{W_{y-1,\text{総合}}}
 \end{aligned}$$

前月比 (2~12月)

$$\begin{aligned}
 \frac{I_{y,m,\text{総合}}^{(C)} - I_{y,m-1,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y,m-1,\text{総合}}^{(C)}} &= \frac{I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y,m-1,\text{総合}}^{(C)}} (I_{y,m,\text{総合}}^{(L)} - I_{y,m-1,\text{総合}}^{(L)}) \\
 &= \frac{I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y,m-1,\text{総合}}^{(C)}} \left(\sum_i^n \frac{I_{y,m,i}^{(C)}}{I_{y-1,12,i}^{(C)}} \frac{W_{y-1,i}}{W_{y-1,\text{総合}}} - \sum_i^n \frac{I_{y,m-1,i}^{(C)}}{I_{y-1,12,i}^{(C)}} \frac{W_{y-1,i}}{W_{y-1,\text{総合}}} \right) \\
 &= \sum_i^n \frac{I_{y-1,12,\text{総合}}^{(C)}}{I_{y,m-1,\text{総合}}^{(C)}} \left(\frac{I_{y,m,i}^{(C)} - I_{y,m-1,i}^{(C)}}{I_{y-1,12,i}^{(C)}} \right) \frac{W_{y-1,i}}{W_{y-1,\text{総合}}}
 \end{aligned}$$