

平成 25 年 9 月 3 日  
物 価 統 計 室

### 連鎖指数の充実にに向けた検討について（案）

#### 1. 検討の背景

連鎖指数は現在参考として公表している。一般に連鎖指数では、価格が上昇と下落を繰り返している品目がある場合、内訳品目の指数水準が元に戻っているのに上位類指数の水準が元に戻らない「ドリフト」と呼ばれる現象が起きるおそれがあるといわれているが、消費構造の変化を迅速に反映できることから、連鎖指数に対する関心が高まっている。このため、以下のとおり連鎖指数の充実にに向けた検討を行う。

現行の連鎖指数（平成22年基準）の算式では、ウエイトに前年年間ウエイトを、リンク時点に前年12月価格リンク（月次指数、生鮮食品以外）または前年平均価格リンク（年平均指数、生鮮食品も含むすべての系列）を採用している。

ここでは次回基準改定に向け、下線部について検討する。

	検討事項（案）	現行
系列	総合（年平均、 <u>月次</u> ） 生鮮食品を除く総合（年平均、月次）	総合（年平均） 生鮮食品を除く総合（年平均、月次）
連環指数の算式	ラスパイレス型	ラスパイレス型
リンク方法 （月次指数）	《生鮮食品以外》 前年 12 月価格リンク <u>《生鮮食品》</u> <u>前年平均価格リンク</u>	《生鮮食品以外》 前年 12 月価格リンク <sup>注)</sup>
初期項	<u>基準年前年の 12 月の価格及びウエイトを用いた連環指数により作成</u>	基準年 12 月の固定基準指数として いる
年平均指数の作成方法	<u>月次指数の 12 か月平均とする</u>	前年平均価格リンクで別途作成 <sup>注)</sup>

注) 現行算式

【月別指数】（生鮮食品を除く系列のみ作成）

$$\text{(連環指数)} \quad I_{y,m}^{(L)} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,12,i}} \cdot w_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \quad \text{(連鎖指数)} \quad I_{y,m}^{(C)} = I_{0,12} \times \prod_{Y=1}^{y-1} I_{Y,12}^{(L)} \times I_{y,m}^{(L)}$$

【年平均指数】（生鮮食品を含む系列も作成）

$$\text{(連環指数)} \quad I_y^{(L)} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{I_{y,i}}{I_{y-1,i}} \cdot w_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \quad \text{(連鎖指数)} \quad I_y^{(C)} = I_0 \times \prod_{Y=1}^{y-1} I_Y^{(L)} \times I_y^{(L)}$$

## 2. 生鮮食品の月別指数

生鮮食品の連鎖指数<sup>注)</sup>については、これまで月別指数の計算式が確立されておらず、年平均指数のみを公表していた。

生鮮食品は、品目ごとに月々の購入数量の変化が大きいため、固定基準指数では基準年の月別ウエイトを作成し用いている。生鮮食品の連鎖指数については、毎年月別ウエイトを作成し、前年同月のウエイトを用いて前年平均価格リンクにより連環指数を算出することとする。

これにより、生鮮食品を含む総合指数についても、毎月連鎖指数を算出することが可能となる。

注) ここでは、生鮮食品に属する小分類指数3項目（生鮮魚介、生鮮野菜、生鮮果物）を指す。

### (1) 月別連鎖指数の計算式

現行の年平均連環指数の算式を、月別品目別価格指数の対前年平均比と前年同月ウエイトに展開<sup>注)</sup>することで月別の連環指数を作成する。これにより、現行の年平均連鎖指数の動きを踏まえた月別連鎖指数を算出できる。

リンク時点については、「前年平均価格リンク」と「前年12月価格リンク」の2通りの方法が考えられる。現行の月次連鎖指数における「生鮮食品」以外の品目では、前年12月価格リンクを採用しているが、特定の月（前年12月）の価格に左右されるため、品目によっては前年平均価格リンクに比べて季節性や一時的な価格変動による影響を受けやすいと考えられる。

「生鮮食品」については、天候や季節的な影響を受けやすい点も考慮し、「前年平均価格リンク」を採用することとする（5. (1)参照）。なお、前年平均価格リンクについては、12月と翌年1月の間でリンク時点が変わり、ウエイト及び指数の水準が調整されることによる断層が発生する場合があるが（補足1）、この影響度については5. (1)で示すとおり、前年12月価格リンク指数で発生するドリフトの影響に比べ小さい。

#### 【年平均指数の算式（現行）】

$$\text{(連環指数)} I_y^{(L)} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{I_{y,i}}{I_{y-1,i}} w_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \quad \text{(連鎖指数)} I_y^{(C)} = I_0 \times \prod_{Y=1}^{y-1} I_Y^{(L)} \times I_y^{(L)}$$

#### 【月別指数の算式（新規）】

$$\text{(連環指数)} I_{y,m}^{(L)} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,i}} w_{y-1,m,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,m,i}} \quad \text{(連鎖指数)} I_{y,m}^{(C)} = I_0 \times \prod_{Y=1}^{y-1} I_Y^{(L)} \times I_{y,m}^{(L)}$$

注) 生鮮食品の品目別指数について、連鎖指数の作成時は  $I_{y,i} = \frac{\sum_{m=1}^{12} I_{y,m,i} w_{y-1,m,i}}{\sum_{m=1}^{12} w_{y-1,m,i}}$  とする。

さらに、 $w_{y-1,i} = \frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} w_{y-1,m,i}$  と定義することで、 $I_y^{(L)} = \frac{\sum_{m=1}^{12} \sum_{i=1}^n \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,i}} w_{y-1,m,i}}{\sum_{m=1}^{12} \sum_{i=1}^n w_{y-1,m,i}}$  となる。

また、「生鮮魚介」等より上位の類指数（生鮮食品を含む総合指数等）については、上記により算出した「生鮮魚介」、「生鮮野菜」、「生鮮果物」指数と、生鮮食品以外の各類指数（前年12月価格リンク）とから、前年12月価格リンクにより算出する。なお、この段階で前年12月価格リンクを採用することによりドリフトが発生する可能性があ

るが、影響は比較的小さいものと考えられる（影響度については5.（2）参照）。

全体としてみると、ウエイトについては前年年間ウエイト（生鮮食品以外）と前年同月ウエイト（生鮮食品のみ）、リンク時点については前年12月価格リンク（生鮮食品以外）と前年平均価格リンク（生鮮食品のみ）と、算式が混在する形になる。特にリンク時点については、両方式に一長一短があることから、個別系列ごとにどちらの方式を採用するか検討することも考えられる。一方、CPIでは「基本分類」と「財・サービス分類」の2通りの方法で品目別指数から総合指数へ積み上げることができるようになっており、その整合性にも配慮が必要となる。「基本分類」の小分類「生鮮魚介」、「生鮮野菜」及び「生鮮果物」を構成するすべての品目は、すべて「財・サービス分類」の類3「生鮮商品」に分類される。このため、前年同月ウエイト・前年平均価格リンクの対象範囲を生鮮食品に限定することで、CPI分類体系の整合性を保ちつつ、断層や一時的な価格変動に左右されにくい指数になると考えられる。

## （2）月別ウエイトの作成

現在、生鮮食品については、毎年暦年ウエイトを作成しているほか、基準年について年平均購入数量に対する各月の購入数量の比率<sup>注)</sup>を基に月別ウエイトを作成している。

月別連鎖指数の算出に必要な毎年の月別ウエイトは、当該年の暦年ウエイトに基準年各月の購入数量比率を乗ずることで作成する。なお、このままでは上位類（生鮮魚介、生鮮野菜、生鮮果物の3区分）ウエイトと品目ウエイト計が不一致となるため、繰り返し比例補正により、①月別にみた上位類ウエイトと品目ウエイト、②品目にみた年ウエイトと月別ウエイト、の両方に対して整合性を確保する。

注) 家計調査における基準年及びその前年の2年間の平均値から作成

## 3. 指数の基準時（2010年）各月の指数計算方法変更

基準年である2010年の各月の指数について、現行連鎖指数（生鮮食品以外）では、連環指数により作成した値ではなく、2010年を基準年とする固定基準指数と同値としている。2011年以降の連鎖指数は、連環指数を、固定基準指数による2010年12月指数にリンクすることで算出している。

一方、過去から連続的につなげていくのが本来の連鎖指数であるとするならば、2010年12月連鎖指数は、品目別対2009年12月価格指数と2009年ウエイトによる連環指数から作成されるべきものである。（以下、「本来の連鎖指数」という。）このことが指数に及ぼす影響について、例えば、「教養娯楽用耐久財」では、2010年12月固定基準指数が本来の連鎖指数よりやや下方に乖離し、これに連鎖する2011年の月別指数も、現行連鎖指数が本来の連鎖指数より下方に乖離している。また、これが原因で、2011年の現行連鎖指数について、月別指数の12か月平均が年平均指数よりもやや下方に乖離している（補足2）。

連鎖指数の計算開始年について、便宜、固定基準指数と同値とすることは他の物価指数でも行われているが、他の物価指数のように連鎖の計算開始年が指数の基準時よ

りも前にあれば、開始年の翌年以降は上記の問題が生じない。これに対し、現行のCPIのように、指数の基準時を連鎖の開始年と同年とした場合は、補足2に示すとおり乖離が発生してしまう。

この乖離を解消するため、2010年各月の連環指数を、品目別対2009年12月価格指数と2009年ウエイトによる連環指数で作成する。

なお、ここで挙げた乖離は、指数水準と2011年の対前年比において生じるものである。2012年以降の対前年比については、中分類指数については影響が生じず、総合など上位指数についての影響は軽微である。

#### 4. 年平均指数の計算方法変更

現行連鎖指数は、年平均と月別指数で別々の計算式を採用している。

年平均指数：品目別対前年平均価格指数と前年ウエイトによる連環指数

月別指数（生鮮食品以外）：品目別対前年12月価格指数と前年ウエイトによる連環指数

このため、月別指数の12か月平均と年平均指数は必ずしも一致しない（補足3）。この不整合を解消するため、年平均指数を、月別指数の12か月単純平均と定義し直すこととする。

なお、イギリスやアメリカでも同様の方式を採用している。

#### 5. ドリフト等の影響

##### (1) 「生鮮魚介」指数等の価格リンク方法とドリフト等の影響

生鮮食品の前年12月価格リンク指数において発生するドリフト（ここでは、一時的な価格・ウエイト変動により連鎖指数が上方または下方にシフトしたため、内訳品目の指数水準が元に戻っているのに上位類指数の水準が元に戻らないとみられる事例とする）の状況を、「生鮮魚介」を例に確認する。

「生鮮魚介」の構成品目のうち、季節性により「いか」の12月指数は1年間で最も低い水準にあることが多く、年平均指数に比べ概ね10%程度低くなる。この場合、1月～12月各月の「いか」指数について、対前年12月指数比は、対前年平均指数比よりも常に大きくなる。

「生鮮魚介」に対する「いか」の寄与度は、前年12月価格リンク指数では「いか」の対前年12月指数比に比例するのに対し、前年平均価格リンク指数では対前年平均指数比に比例する。このため、「生鮮魚介」の指数は、前年12月価格リンク指数の方が、前年平均価格リンク指数よりも上方に推移する傾向となる。

実際に「生鮮魚介」の月別連鎖指数を試算し、12か月平均値で2012年の指数を比較すると、前年平均価格リンク指数はラスパイレス固定基準指数や、現行年平均連鎖指数と一致するが、前年12月価格リンク指数はこれらの指数から大きく上方に乖離している。

なお、「生鮮野菜」、「生鮮果物」でも同様の傾向が認められる。

表 連鎖時点の違いによる「生鮮魚介」の指数（試算値）

	2010年	2011年	2012年
ラスパイレス固定基準方式	100.0	100.9	101.6
現行年平均連鎖指数	100.0	100.9	101.6
前年平均価格リンク（※）	100.0	100.9	101.6
前年12月価格リンク（※）	100.0	101.6	102.9
パーシェ式	100.0	100.7	101.1

※ 月別指数の12か月平均値

一方、前年平均価格リンクでは、12月と翌年1月の間でリンク時点が変わり、ウェイト及び指数の水準が調整されることによる断層が発生する場合がある。ただし、総合指数に対する生鮮食品の断層（前年平均価格リンク）による寄与度は最大0.02であり、前年12月価格リンクの生鮮食品ドリフトによる寄与度（最大0.18、平均0.07）に比べ十分に小さい。

## （2）上位類指数算出で前年12月価格リンクを用いることによるドリフト

「生鮮魚介」等より上位の類指数（生鮮食品を含む総合指数等）については、前年平均価格リンクにより算出した「生鮮魚介」、「生鮮野菜」、「生鮮果物」指数と、生鮮食品以外の各類指数（前年12月価格リンク）とから、前年12月価格リンクにより算出する。前年平均価格リンクで算出した「生鮮魚介」等の指数自体にも季節性や一時的な価格変動が含まれており、この指数を他の類指数と前年12月価格リンクにより上位類指数へ積み上げる際にもドリフトが発生する可能性がある。2002年以降について試算してみると、生鮮野菜の2002年、2004年、2010年や、生鮮果物の2006年の動きの影響により、上位類指数にドリフトが発生しているとみられる。

ここでは例として、2004年について、生鮮野菜指数の動きの影響による「食料」指数のドリフトの状況をみてみる。2004年「食料」対前年比に対する「生鮮野菜」の寄与度は、前年12月価格リンクによる連鎖指数では主に「生鮮野菜」の対2003年12月指数比に比例するのに対し、固定基準指数では対2003年平均指数比に比例する。2003年の「生鮮野菜」指数について、12月指数は年平均指数を10%下回っているため、2004年指数（2003年12月から上昇）の対2003年12月指数比は対2003年平均指数比に比べ大きくなる。このため、「食料」の指数は、前年12月価格リンク指数の方が、固定基準指数よりもやや上方に推移する。

このように、生鮮野菜や生鮮果物の動きに起因するドリフトが発生しているとみられるが、ドリフトの影響を、総合指数に対するドリフトの寄与度（生鮮野菜・生鮮果物の、連鎖指数の前年比寄与度と固定基準指数の前年比寄与度の差）でみると、最大でも0.04である。

表 「食料」の指数（試算値、2003年=100に換算）

	2003年	2004年	2005年
ラスパイレス固定基準方式	100.0	101.0	100.0
前年12月価格リンク（※）	100.0	101.1	100.2

※ 月別指数の12か月平均値。品目から「生鮮魚介」等への積み上げは前年平均価格リンクによる

## 6. まとめ

上記で検討してきたものをまとめると、以下の算式案のとおりとなる。  
連鎖指数については、今回の議論を基に、さらに検討を進めていくこととする。

(算式案)

### 【月別指数】

<生鮮食品以外の類指数>

$$\text{(連環指数)} \quad I_{y,m}^{(L)} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,12,i}} \cdot w_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}}$$

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

ただし、 $I_{0,12}$  は、指数の基準時の前年のウエイト  $w_{-1,i}$  等を用い、

$$I_{0,12} = \frac{\sum_{i=1}^n I_{0,12,i} \frac{w_{-1,i}}{I_{-1,12,i}}}{\sum_{i=1}^n \frac{w_{-1,i}}{I_{-1,12,i}}} \text{ とする。}$$

<「生鮮魚介」、「生鮮野菜」及び「生鮮果物」>

$$\text{(連環指数)} \quad I_{y,m}^{(L)} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,i}} \cdot w_{y-1,m,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,m,i}}$$

$$\text{(連鎖指数)} \quad I_{y,m}^{(C)} = I_0 \times \prod_{Y=1}^{y-1} I_Y^{(L)} \times I_{y,m}^{(L)} \quad \text{ただし} \quad I_Y^{(L)} = \frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} I_{Y,m}^{(L)}$$

ただし、 $I_0$  は、指数の基準時の年平均指数 (=100) とする。

<生鮮食品を含む総合、生鮮食品を含む食料等>

上記により算出した「生鮮魚介」、「生鮮野菜」、「生鮮果物」指数と、生鮮食品以外の各類指数とから、<生鮮食品以外の類指数>の算式を用いて算出する。

### 【年平均指数】

月別指数の12か月単純平均とする。

### (補足1) 前年12月価格リンク導入の経緯

2005年8月の物価指数研究会では、前年年間ウエイトの下で、前年平均価格リンク、前年12月価格リンク等のリンク方法が比較検討され、2005年基準の月別連鎖指数には前年平均価格リンクを採用した。これは、前年平均価格リンクには毎年12月と翌年1月の間に指数の断層が生じる場合がある(後述)ものの、検討当時の指数に現れた断層の影響は小さく、また、月リンクに比べ、生鮮食品を含む季節性の強い品目における指数の安定性に優れていることによる。(ただし、生鮮食品を含む連鎖指数算出には課題が残り、導入は見送られた。これは、前年年間ウエイトの下では、安定的な生鮮食品指数が作成できなかったことによる。)

その後、2010年12月物価指数研究会での議論を経て、2010年基準からは前年12月価格リンクに切り替えた。前年平均価格リンクで生ずる断層は、12月と翌年1月の間でリンク時点が変わり、ウエイト及び指数のレベルが調整されることが原因で発生する。その結果、固定基準指数で12月と翌年1月の指数に変化がない場合でも、前年平均価格リンクでは指数値が変化してしまう。2010年4月には公立高校授業料が無償化されたが、「授業料等」指数を前年平均価格リンクで試算してみると、2010年12月から2011年1月にかけて、内訳の全品目に指数変動がなかったにもかかわらず、「授業料等」指数は95.2から96.7へ上昇している<sup>注)</sup>。このように、前年平均価格リンクで発生する断層が無視できない大きさになる事例が生じたこと、当時は生鮮食品を含む月次連鎖指数を作成する予定がなかったことを背景に、前年12月価格リンクへの切り替えを行った。

注) 「公立高校授業料」のウエイトは、2009年(2010年12月指数に適用)から2010年(2011年1月指数に適用)にかけ縮小した。前年12月価格リンクの場合は、2011年1月内訳品目価格指数の対2010年12月指数比がすべての品目で1(変動なし)となるため、ウエイトが変化しても「授業料等」指数は変化しない。一方、前年平均価格リンクの場合は、「公立高校授業料」2011年1月指数の対2010年平均指数比が0.059となるため、ウエイトの縮小により「授業料等」へのマイナス寄与が縮小し、「授業料等」指数は前月比で上昇する。

表 リンク時点の違いによる「授業料等」の指数(試算値)

	2010年		2011年
	1～3月	4～12月	1～3月
前年平均価格リンク	114.3	95.2	96.7
前年12月価格リンク(※)	114.3	95.2	95.2

※ 前年ウエイトを用いて再計算しており、公表値とは異なる。

### (補足2) 2010年12月指数の計算方法変更による影響

2010年12月指数について、現行の計算式はラスパイレス固定基準と同値であり、

$$I_{2010,12} = \frac{\sum_{i=1}^n I_{2010,12,i} \cdot W_{2010,i}}{\sum_{i=1}^n W_{2010,i}}$$

一方、品目別対前年12月価格指数と前年ウエイトにより連環指数を作成した場合の2010年12月連鎖指数(本来の連鎖指数)は、2010年平均が100という条件とから、

$$I_{2010,12}^{(C)} = \frac{\sum_{i=1}^n I_{2010,12,i} \frac{w_{2009,i}}{I_{2009,12,i}}}{\sum_{i=1}^n \frac{w_{2009,i}}{I_{2009,12,i}}}$$

となる。

したがって、現行計算式は  $w_{2010,i}$  (2010年ウエイト)を『ウエイト』に  $I_{2010,12,i}$  (2010年12月価格指数)を加重平均、本来の連鎖指数は  $\frac{w_{2009,i}}{I_{2009,12,i}}$  (2009年ウエイトを2009年12月価格指数で除したものを『ウエイト』にして、 $I_{2010,12,i}$ を加重平均した計算式となっている。

「教養娯楽用耐久財」についてみると、「テレビ」のウエイト  $w_{y,i}$  は2009年から2010年にかけて拡大し、また、2009年12月の「テレビ」価格指数は1.196 (119.6) であるため、 $w_{2010,i} > \frac{w_{2009,i}}{I_{2009,12,i}}$  となる。すなわち、2010年平均から2010年12月への「テレビ」価格指数の「教養娯楽用耐久財」に対する下落寄与は、現行計算式の方が本来の連鎖指数よりも大きくなる。2010年12月について、現行計算式の「教養娯楽用耐久財」指数が本来の連鎖指数を下回ることになるため、これにリンクする2011年の各月指数も本来の連鎖指数を下回る。なお、2012年以降の対前年比には、算式の違いによる影響は出ない。

一方、「授業料等」についてみると、「公立高校授業料」の2010年ウエイトは2009年の約1/5に縮小しているため、 $w_{2010,i} < \frac{w_{2009,i}}{I_{2009,12,i}}$  となる。すなわち、2010年平均から2010年12月への「公立高校授業料」価格指数の「授業料等」に対する下落寄与は、現行計算式の方が小さくなる。

注) 「公立高校授業料」の2009年12月価格指数は3.822 (382.2) と、 $\frac{w_{2009,i}}{I_{2009,12,i}}$  を小さくするが、

$w_{2010,i} < w_{2009,i}$  の寄与が大きく、全体では  $w_{2010,i} < \frac{w_{2009,i}}{I_{2009,12,i}}$  となる。なお、「授業料等」については算式を変更することにより、新たに現行年平均指数との乖離が発生するが、この乖離はウエイト年次の違いのみに起因するものである。また、「4. 年平均指数の計算方法変更」により新たに作成される年平均指数との整合性は保たれる。

表 2010年12月指数算式の違いによる「教養娯楽用耐久財」の指数 (試算値)

	2010年12月	2011年	2012年	2012年 対前年比
現行計算式 (※)	85.7	72.1	63.6	▲11.9
本来の連鎖指数 (※)	86.4	72.8	64.1	▲11.9
年平均指数 (現公表値)	—	72.5	64.3	▲11.3

※ 2011年及び2012年は、月別指数の12か月平均値

表 2010年12月指数算式の違いによる「授業料等」の指数 (試算値)

	2010年12月	2011年	2012年	2012年 対前年比
現行計算式 (※)	96.7	97.0	97.3	0.3
本来の連鎖指数 (※)	95.2	95.5	95.8	0.3
年平均指数 (現公表値)	—	97.0	97.3	0.3

※ 2011年及び2012年は、月別指数の12か月平均値

### (補足3) 現行年平均指数と月別指数の不整合による乖離

現行年平均指数  $I_y^{(C)}$  と、本来の月別連鎖指数の12か月単純平均  $\frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} I_{y,m}^{(C)}$  の比をとって、両指数の不整合による乖離を算式でみると、

$$\frac{\frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} I_{y,m}^{(C)}}{I_y^{(C)}} = \frac{I_{y-1,12}^{(C)}}{I_{y-1}^{(C)}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n I_{y,i} \cdot \frac{W_{y-1,i}}{I_{y-1,12,i}}}{\sum_{i=1}^n I_{y,i} \cdot \frac{W_{y-1,i}}{I_{y-1,i}}}$$

となる。ここで、右辺の第1項には、分子に前年12月類指数、分母に前年平均類指数が入っている。逆に、第2項には分子に前年12月品目別指数の逆数が、分母に前年平均品目別指数の逆数が入っていることから、乖離は発生するものの、特定方向へのバイアスは発生しにくくなっていると考えられる。

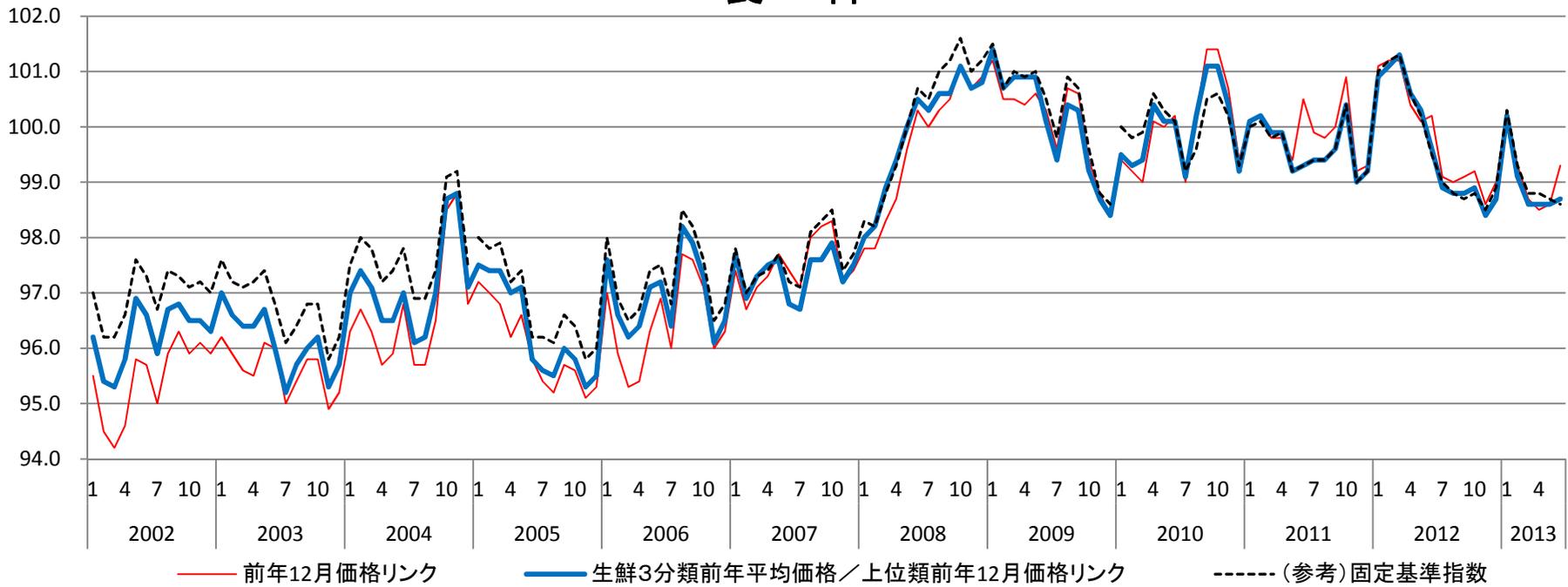
例えば、教養娯楽用耐久財の乖離状況を見ると、2011年では本来の月別連鎖指数(72.8)が現行年平均指数(72.5)を上回っているのに対し、翌2012年では本来の月別連鎖指数(64.1)が現行年平均指数(64.3)を下回っている。



図2 価格リンク方法の違い(食料、試算値)

# 食料

(指数、2010年=100)



(前年同月比、%)





図4 価格リンク方法の違い(生鮮魚介、試算値)

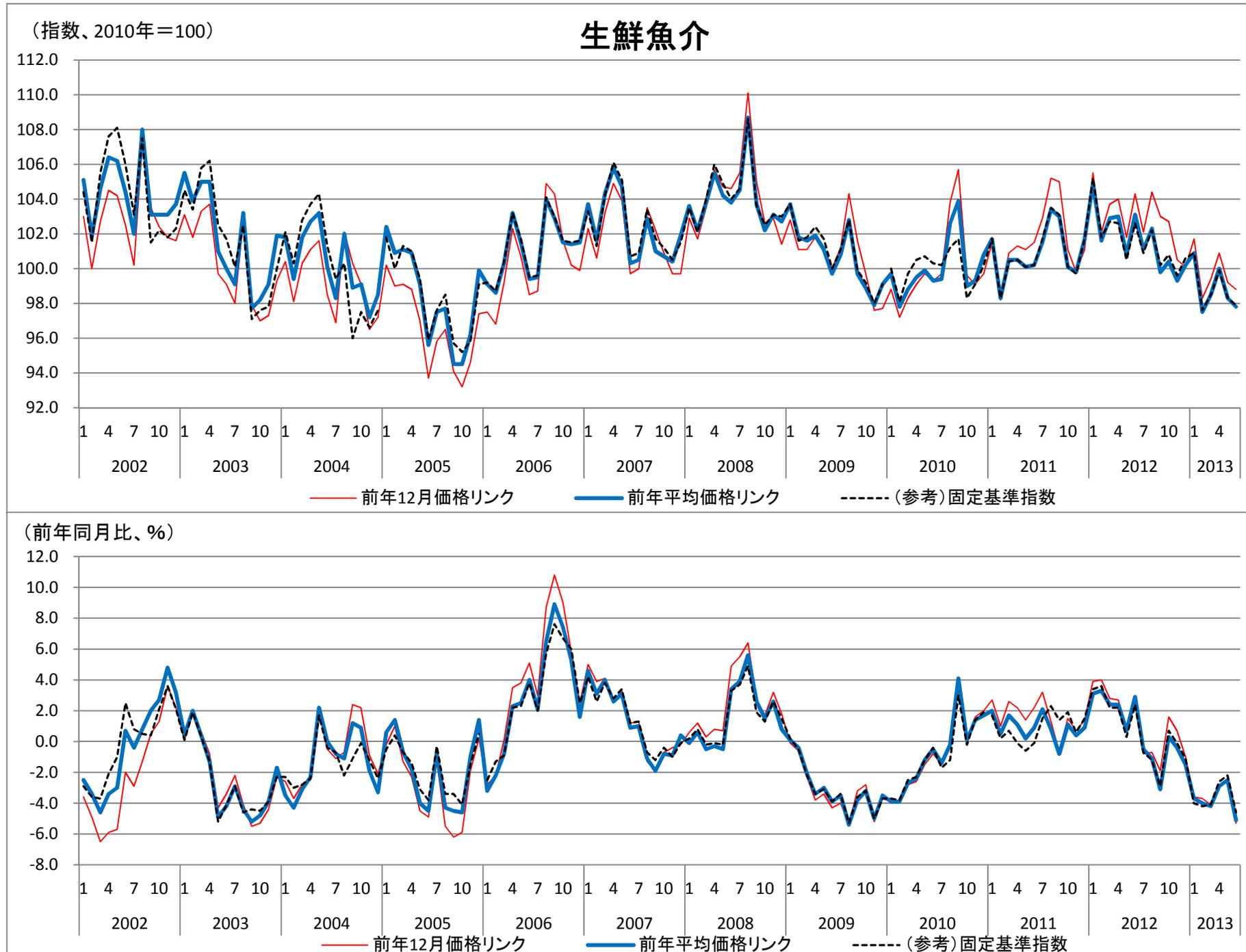
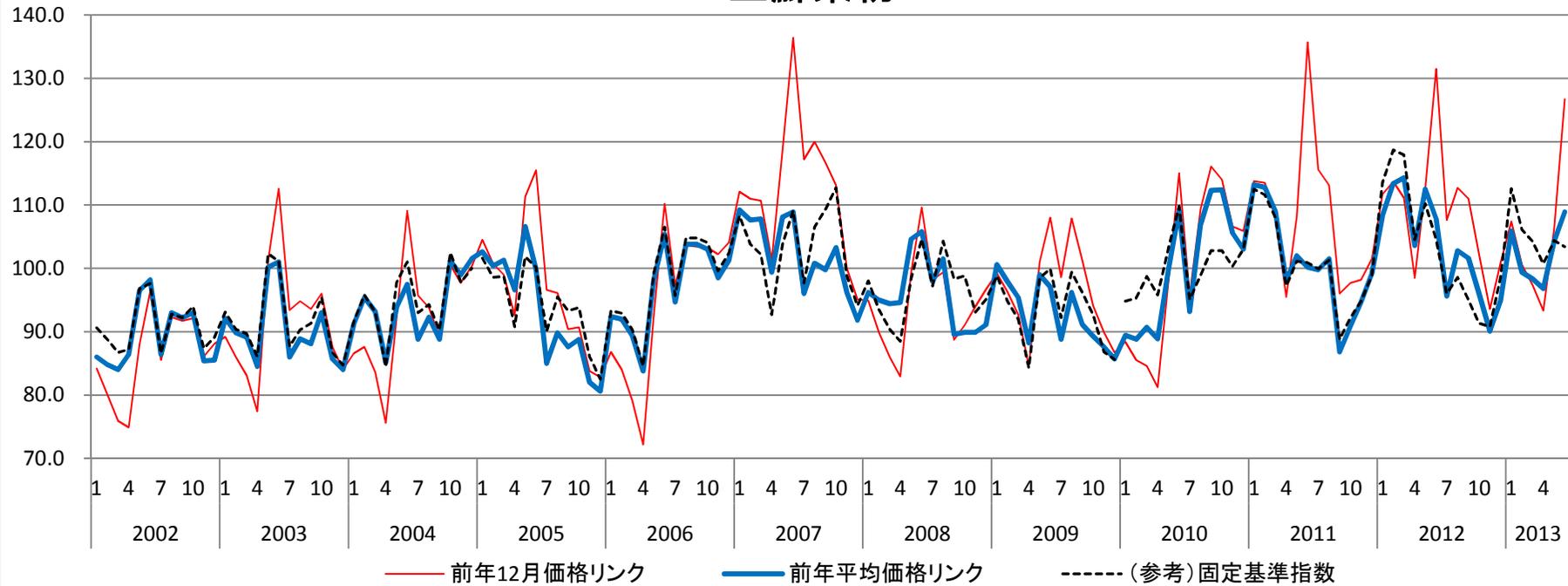




図6 価格リンク方法の違い(生鮮果物、試算値)

(指数、2010年=100)

### 生鮮果物



(前年同月比、%)

