

消費者物価指数における生鮮食品を含む月次連鎖指数の作成

嶋北 俊一[†]

The New Procedure for Calculating Seasonal Items Indices in Japanese Chained CPI

SHIMAKITA Shunichi

本稿は、2015年基準消費者物価指数で新たに公表を開始する、生鮮食品を含む月次連鎖指数等について、その作成方法の検討を行ったものである。

日本では生鮮食品などの季節品目のウェイトが比較的大きいため、季節品目における価格変動のCPIに対する寄与を正確に計算することが重要である。連鎖指数はウェイトや価格の変動による影響を受けやすいため、ウェイトの情報源、品目の選定、ウェイト計算手順、新旧連環指数の接続時点・リンク方法について慎重に検討を行った。また、併せて日本の連鎖指数における季節品目・非季節品目による価格の上下動効果（いわゆるドリフト）についても検討した。

その結果、従来（生鮮食品を除く月次連鎖指数）の算出方法を基本としつつ、生鮮食品については年平均価格で新旧連環指数の接続を行うことで、ドリフトを抑制した安定的な連鎖指数が作成可能となった。この方法は、フランスやドイツで採用されている方式と同様となっている。

なお、本稿は2015年5月開催の国際会議（第14回物価指数に関するオタワグループ会合）に提出した論文^{*}を基に、直近の動向までの分析を加えたものである。

^{*} http://www.stat.go.jp/english/info/meetings/og2015/pdf/t5s9p29_pap.pdf

キーワード：消費者物価指数、連鎖指数、生鮮食品、季節品目、ドリフト

In this paper, we will discuss the procedure for calculating seasonal items indices in Japanese chained CPI. It is very important to calculate the contribution of price changes in seasonal items to total CPI exactly, because weights of those items are relatively large in Japan. We plan to release the results of the annually chained index monthly including fresh foods from Aug. 2016. Because chained index is very sensitive to weights and prices fluctuation, we have carefully examined weighting sources, sampling of items, calculation procedure of weights, periods of link which overlap between new and old weight indices. We also discuss price bouncing effects by seasonal and non-seasonal items on Japanese chained CPI.

Key words: Consumer Price Index, Chain Index, Fresh Foods, Seasonal Items, Bouncing Effect

1. はじめに

我が国の消費者物価指数では、固定基準方式指数を主系列¹とし、連鎖指数は参考系列としている。これまで我が国では生鮮食品を除く系列のみ月次の連鎖指数を作成していたが、消費構造の変化を迅速に反映できる連鎖指数への関心が高まっていることを受け、2015年基準より生鮮食品を含む月次連鎖指数を公表開始予定である。

日本では季節品目（生鮮品目）のウエイトが比較的大きいため、季節品目における価格変動のCPIに対する寄与を正確に計算することが重要である。連鎖指数はウエイトや価格の変動による影響を受けやすいため、ウエイトの情報源、品目の選定、ウエイト計算手順、新旧連環指数の接続時点等について慎重に検討を行った。本稿ではこれらの検討内容等について、以下のとおり記載した。

2.では連鎖指数の特徴について簡単にまとめる。3.はウエイトの情報源、4.は品目の選定、5.はウエイト計算手順についてそれぞれ背景事情を含めた解説を試みるが、敢えて未確定事項や個人的見解も交えた解説とした。これらは統計局の公式見解ではないことに留意されたい。

6.から8.では、2015年基準から導入する連鎖指数の算式について、総務省統計局開催の物価指数研究会で議論のあった事項を中心にまとめる。生鮮食品を含む月次指数を算出するにあたり、価格の上下動効果（いわゆるドリフト）による影響を回避することが課題となる。これに対しては、フランスやドイツの事例を参考に、2010年基準で採用していた算式に一部変更を加えることで、ドリフト等の影響を抑えた指数の算出が可能となった。

9.では、連鎖指数の寄与度分解算式を導出する。分解の基本的な考え方はイギリス統計局で採用されているものに倣っているが、生鮮食品を含めた品目の寄与度分解算式については今回新たに導出したものである。

10.では、我が国の連鎖指数における季節品目・非季節品目による価格の上下動効果（いわゆるドリフト）について検討する。

なお、指数算式等について国際比較したものを参考表にまとめたので、併せて参照されたい。

2. 連鎖指数の特徴

ここでは、ウエイトと、品目別価格指数を上位レベル指数に合算する際に用いる価格参照時点を年に1回更新し、更新前後の指数を接続して作成するものを「連鎖指数」と呼ぶことにする。なお、一般的には更新・接続の頻度はより少ないこともあり得る（ILOマニュアル 9.107）。これに対比して、我が国で主系列としている5年ごとに更新・接続を行うものを「固定基準方式指数」と呼ぶ²ことにする。

連鎖指数の特徴としては、メリットとして「消費構造の変化を迅速に反映」、「特定年の消費構造を長期間ひきずらない」、「指数のリセット」が挙げられる。一方、「ドリフトの発生」、「加法整合性の不成立」、「煩雑な計算」がデメリットとして挙げられる。以下、個別に見ていく。

¹ ここでいう「主系列」とは、統計局発表資料でヘッドラインとして取り扱う系列であることのほか、年金支給額の調整など法定利用に用いる系列との意。

² 正式には基準年以降の指数を固定基準方式による指数とし、それ以前の基準による指数を接続したものは「接続指数」と呼んで区別している。ここでは、簡単のためこれらを一括して「固定基準方式指数」と呼ぶことにする。

(1) 消費構造の変化を迅速に反映

連鎖指数により、ウェイトに直近の消費構造を反映できるほか、迅速に品目の改廃を行うことができる。特に技術革新が早く新しい財・サービスが急速に普及する状況下（ILOマニュアル9.132）で有効と考えられる。

(2) 特定年の消費構造を長期間ひきずらない

ある基準年のウェイトを数年間固定して使用する場合、基準年に一時的に現れた消費構造の影響が数年間にわたり指数に影響することとなる。例えば、我が国では2011年7月のテレビのデジタル放送への切り替えに伴い、指数の基準年である2010年においてテレビの買い替え需要が増大しウェイトが大きく膨らんだ。その後、反動でテレビの消費が縮小する中でも、固定基準方式指数ではテレビの価格変動が総合指数に大きく寄与し続けた。この点に関して、ILOマニュアルでは「ウェイトが数年の間固定されることになっているならば、何らかの面で異常であることもある特定の時点の活動を精密に反映するよりは、むしろ、将来大きく変わりそうもないウェイトを採用することを目的にすべきである。」（ILOマニュアル4.53）としている。しかし、異常な消費と通常の消費を定量的に峻別することは実務的に困難である。

(3) リセット

指数の「リセットによる影響」とは、各品目の指数値を100に戻すこと（リセット）により、総合などの上位レベル指数の変化率に対する各品目の寄与度が変わることの意味する。これは、各品目の寄与度が、各品目の価格指数の変化率に比例するのではなく、各品目の価格指数の変化幅に比例するためである（ILOマニュアル9.127～9.130）。リセット効果については、品目別価格指数が単調に上昇あるいは下落している場合に特に留意が必要となる。我が国で少し前に見られたような、耐久財の価格が単調に下落する状況で、何年もの間指数をリセットしないでいると、品目別価格指数の水準が小さくなるために、下落に伴うマイナスの寄与度も小さく評価される方に歪むこととなる。毎年連鎖を行っていけば、このような歪みは小さく抑えられる。

(4) ドリフト

ここでは、一時的な価格・ウェ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を、便宜、「ドリフト」と呼ぶ。ILOマニュアル15.84にあるとおり、季節変動などの規則的な変動があるときに特に留意すべき事象である。なお、我が国におけるドリフトの発生と見られる事例については、10.で詳しく取り挙げる。

(5) 加法整合性の不成立

一般に連鎖指数では、下位分類指数を加重平均しても上位分類指数とは一致しなくなる（これを加法整合性がないと言う）。極端な場合には、上位項目の指数が、内訳項目の指数のレンジから外れた値となることもあるが、このような状況を直感的に理解するのは難しいだろう。

(6) 煩雑な計算

連鎖指数は固定基準方式指数に比べると、計算過程が複雑になる。計算自体は、現在はICT機器の性能が十分であり、統計局における集計自体に支障があるわけではない。一方で、ユーザーが結果を再現しようとする、計算準備が煩雑になることからユーザー再現性はどうしても低下してしまう。このことは、統計局にとっても計算過程のブラックボックス化を招く要因となり得るため、専門的な職員の育成がより重要な課題となる。

また、稀なケースではあるが、品目別価格指数の変化率と、上位レベル指数への寄

与度とで符号が一致しないこともあるなど、結果に対する説明の困難さも増してしまう。

3. ウエイトの情報源

我が国のCPIのウエイトは、家計調査の年平均1か月間の1世帯当たりの品目別消費支出金額を基に作成しているが、必要に応じ家計調査以外の各種調査等もウエイトの算出に活用している。ここでは、我が国のCPIウエイトの算出に実際に利用している、あるいは利用の可能性はあるものの現在は利用していない情報源について概略を述べる。

(1) 家計調査

家計調査は、CPIウエイト算出のメインとしている統計である。1946年の調査開始以後（前身となる調査を含む）、現在に至るまで途切れることなく実施され、毎月結果を公表し続けている。現在は、調査月1日から末日までの1か月間の結果を翌月末に公表しており、詳細な品目別の支出状況を極めて早く把握できるようになっている。

調査対象は単身の学生世帯、病院の長期入院者や外国人世帯などを除く全国の世帯としている。調査世帯数は約9000世帯である。このうち約8000世帯が二人以上の世帯に割り当てられている。一方、単身世帯は母集団の32%（2010年国勢調査）を占めているが、これと比較すると単身世帯の調査数を抑えた設計になっている。この設計は、単身世帯の調査がやや困難を伴うものであることに起因している。なお、単身世帯と聞くと学生などの若者がイメージされることもあるが、現在の単身世帯のうち約半数は50歳以上となっている。

家計調査の調査市町村は全国168市町村としており、CPIのウエイトも市町村ごとに作成している。ただし、単身世帯については、特に人口規模の小さい市町村で調査世帯数が少ない。このため、総世帯（二人以上の世帯と単身世帯を合わせたもの）については、市町村別のウエイトを作成することができず、全国のみのウエイトを作成している。

調査は調査員調査により、対象世帯を訪問することにより行っている。日々の家計上の収支を家計簿形式の調査票に自計記入してもらった上で、支出項目別の分類は集計時にアフターコード方式で行っている。したがって、調査票原本には支出内容の詳細が記入されており、新しい財・サービスが急速に普及している場合も、そのウエイトをほぼリアルタイムで把握することが可能である。

CPIでは、生鮮食品（生鮮魚介、生鮮野菜、生鮮果物）については、品目ごとに月々の購入数量の変化が大きいため、基準年の品目別消費支出金額のほか、基準年及び基準年前年の月別購入数量を用いて、月別に品目別ウエイト（生鮮魚介、生鮮野菜、生鮮果物の類ウエイトについては毎月一定）を作成している。家計調査では、食料品について購入量の重量調査を実施しており、生鮮食品の購入数量の季節変化を適切にCPIウエイトの集計に反映することができる。

家計調査では、二人以上の世帯のみの結果と総世帯の結果を公表している。これに対応して、CPIでも二人以上の世帯の消費構造をウエイトとした集計のほか、総世帯の消費構造をウエイトとした集計結果も公表している。いずれも毎月集計・公表しているが、CPIで主系列としているのは二人以上の世帯ウエイトである。これは、単身世帯の市町村別ウエイトが得られないことと、総世帯の消費支出を母集団推計した際に、調査世帯数の少ない単身世帯の還元倍率が大きくなることに留意が必要であ

ることなどによるものである³。このため、カバレッジの大きい総世帯をC P Iの主系列に位置付けることはしていないが、毎月主系列と同時公表することで、常にウェイトのカバレッジの相違による指数の差の大きさを検証できるようにしている。

(2) 全国消費実態調査

全国消費実態調査は、家計簿形式による5年に1回の大規模調査（調査世帯数56400世帯）と位置付けて実施している。調査期間は9月から11月としている。全国消費実態調査では年間を通じた消費支出が得られないため、季節性が問題となり、原則としてC P Iのウェイトには使用していない。ただし、「持家の帰属家賃」のウェイト算出にあたっては、重要な情報源としている（「平成22年基準 消費者物価指数の解説」p.87参照）。

また、家計調査では、調査票記入者以外の世帯員の個人的な支出であるため調査票記入者が支出用途を把握できない支出を「こづかい」として分類・集計している。また、親睦会費のような、家計支出であるもののいったん家計外に支出されるため家計簿記入者が支出内容を把握できないものについて「つきあい費」として分類・集計している。これらについては、全国消費実態調査の一部として実施される「個人収支簿による調査」により、18歳以上の各世帯員の個人的な収支を把握し、これを用いて他の品目に配分している。この結果に基づき、例えば「こづかい」のうち3割の支出が外食（特に飲酒代）、弁当などの調理食品、飲料、たばこなどに配分されている⁴。

(3) 家計消費状況調査

家計消費状況調査は、I C T関連の消費やインターネットを利用した購入状況、購入頻度が少ない高額商品・サービスの消費等の実態を安定的に捉えることを目的として2001年に開始された。特に購入頻度が少ない高額商品・サービスについては、家計調査では標本数の制約から安定した結果を得にくい。家計消費状況調査は標本数を毎月30000世帯とした上で、これらの品目の把握に特化した設計となっている。このため、家計調査のようなアフターコード方式ではなく、48品目の支出額をプレコード方式により把握している。この調査結果は家計調査とともに、G D Pのうち家計最終消費支出の推計などに活用されている。なお、日本のG D Pでは、特に速報段階では需要側推計がメインと位置付けられているため、家計調査や家計消費状況調査の結果が重要な推計資料とされている。

一方、プレコード方式としていることから、アフターコード方式による家計調査の品目分類と分類内容を一致させることが難しい。これは、G D P統計などにおいて消費支出額の増減率を推計する上では大きな問題にはならない⁵が、消費支出の品目別構成割合が重要な情報であるC P Iのウェイト推計上は大きな課題である。このため、C P Iのウェイト推計に家計消費状況調査を使用していない。

また、インターネットを利用した支出額の把握について、これまでは総額の把握のみであったが、2015年からは22品目についての品目別内訳が調査されるようになった。この調査結果は、将来的にC P Iにおいて、従来型店舗の価格とインターネット

³ 家計調査で単身世帯の調査が始められたのは1995年（当時は「単身世帯収支調査」）であり、それまでは総世帯ウェイトで消費者物価指数を作成することができなかったという歴史的経緯もある。

⁴ こづかい以外の（一般の）支出に占める外食、調理食品、飲料、たばこなどの支出割合は1割弱である。

⁵ G D Pの家計最終消費支出は、産業連関表により品目別の支出を基準年でウェイト付けした後、基準年からの品目ごとの増減率を各種統計から推計し、増減率を品目ごとに基準年の支出に乗じて参照年の品目別支出を算出・積み上げている。したがって、品目ごとに互いに整合性のない統計で増減率を推計していても、産業連関表で整合性を担保できていれば、延長推計後の計数にもある程度の整合性が担保できると考えられる。

店舗の価格を合成した価格指数を作成する際に利用できる可能性があると考えられる。

(4) 他の政府統計、民間統計、企業ヒアリング、特別調査

家計調査などの既存の世帯調査による把握が難しいものについては、他の政府統計、民間統計、企業ヒアリングなども活用している。また、既存の統計による把握が難しいものについては、特別調査を実施することもある。

例えば、家計調査の「自動車」は、C P I では自動車の規格などにより「普通乗用車」など6品目に細分化した上で価格を把握している。このため、家計調査の「自動車」の支出額から得られるウェイトを、細分化後の6品目に配分する必要がある。しかし、6品目別のウェイトを家計調査で把握するのは難しいことから、民間統計である車種別の自動車登録台数等を用いて配分率を決定している。

(5) 国民経済計算

ここまで記述したように、我が国C P Iのウェイトは家計調査などの世帯支出調査をウェイトの基本的な情報源としている。ところで、国際的に見ると、C P I ウェイトの情報源は、世帯支出調査に基づく場合と、国民経済計算に基づく場合とに大別される（I L Oマニュアル 4.16）。特に、近年のヨーロッパ諸国について、2010年にH I C Pでは、ウェイトの情報源として原則、国民経済計算を使用するよう取り決められた（世帯支出調査の使用は禁止されていないが、世帯支出調査に十分な精度がある場合にのみ使用が認められる例外的な扱いとされた）。しかし、我が国においては（連鎖指数も含め）、以下の理由から引き続き家計調査を利用するのが妥当と考えられる。

1つ目は、我が国の家計調査が極めて速報性に優れていることである。年平均の支出内訳について、家計調査では1月末に公表され⁶利用可能となり、数値も確定する。このことから、必要十分な精度に基づく前年の支出を参照した連鎖指数のウェイトを2月C P Iから反映することができる。この一方で、我が国の国民経済計算では、G D P 1次速報の推計に家計調査の結果が利用されていることから、家計最終消費の内訳が判明するのは2月になり、2月C P Iの集計に反映することはできなくなる。なお、H I C Pでは、前々年の国民経済計算（速報値）を連鎖指数のウェイトに採用している。

2つ目は、S N Aでは計数の改定が行われるということである。S N Aの家計最終消費においても、1次速報の発表から1か月弱後に2次速報への改定が行われる。さらに、約1年後に確報、5年に1度の基準改定によっても名目消費支出額の原数値が改定される。一方で、特に固定基準年方式のC P I総合指数（前年比）は年金額の調整などに用いられることから、C P Iで仮に事後改定を行うと、支払済みの年金額に影響するなど利用者の混乱を招く懸念がある。仮にS N Aウェイトを導入すると、ウェイトの事後改定による指数の事後改定を許容するか、1次速報のような極めて短期間（2次速報の公表までの間）しか公式計数とされない数値でウェイトを固定するかとのジレンマに陥ることになる。なお、家計最終消費支出デフレーターは名目値と同時に公表されており、利用者がS N Aの概念・ウェイトで家計消費の物価動向を確認するためには、同時公表されるデフレーターを見れば十分に用が足りると考えられる。

最後に、本稿執筆時点でのS N A家計最終消費の内訳推計は、精度改善過程にあることである。現時点でのS N A家計最終消費の品目別支出額は、2005年産業連関表に

⁶ 年平均結果の公表は2月中旬であるが、1月末に12月分が公表されることで事実上年平均結果の利用が可能となる。

基づいた投入産出構造を前提に、供給側統計⁷により得られた品目別生産額の増減率から品目別家計最終消費支出を積み上げ推計している(コモディティ・フロー法)。一方、我が国では2011年2月に、経済センサス活動調査が初めて実施され、これまで捕捉が不十分と言われてきたサービス業を含めた全産業横断的な投入産出構造が把握された。この結果は2011年産業連関表(速報は2014年12月、確報は2015年6月にそれぞれ公表)に反映された上で、SNAには2016年実施予定の基準改定から反映される。家計消費の中でサービス支出のウエイトは大きく、基準改定後のSNA家計最終消費ではこの分野の精度改善が期待される。

なお、これは蛇足であるが、SNAの家計最終消費を実質化する際のデフレーターは、大部分がCPIの品目別価格指数から作成されている。一方で、特に金融・保険分野に対する家計最終消費の範囲・ウエイトや価格概念はSNAとCPIで大きく異なっており、CPIと家計最終消費支出デフレターの動きがやや異なる要因の1つになっている。

4. 品目の選定

(1) 基準改定

品目の全面的な見直しは、5年に1回の基準改定で実施している。品目の改廃は、以下の選定基準に基づいて実施している。

追加品目の選定基準

以下の①～③の基準を全て満たす品目を追加品目とする。

- ① 新たな財・サービスの出現や普及、嗜好の変化などによる消費構造の変化に伴い、家計消費支出上重要度が高くなった品目
- ② 中分類指数の精度の向上及び代表性の確保に資する品目
- ③ 円滑な価格取集が可能で、かつ、価格変化を的確に把握できる品目

廃止品目の選定基準

以下の①～③の基準のいずれかに該当する場合であって、かつ、中分類の代表性を損なうと判断されない場合に廃止品目とする。

- ① 消費構造の変化などに伴い、家計消費支出上重要度が低くなった品目
- ② その品目がなくても、中分類指数の精度が確保できる品目
- ③ 円滑な価格取集が困難となった又は価格変化を的確に把握できなくなった品目

なお、上記の②については、品目の統合を行う場合がある。

上記の基準において、家計消費支出上の「重要度」については、概ね消費支出の1万分の1を判断の目安にしている。追加品目の選定に際しては、家計調査の再集計を実施して、1万分の1を超えたか確認している。選定した追加品目は5年以上にわたり調査対象となることから、一時的な流行による支出拡大でないかや、家計調査の標本誤差にも留意しながら、慎重な選定作業を行っている。このようにして、人口構成の高齢化を反映して支出割合が徐々に拡大している「補聴器」のような品目が選定されている。

⁷ 確報の場合。1次・2次速報では、家計調査等の需要側統計と供給側統計の両方から推計している。

なお、2015年基準改定における品目選定の詳細については Hirota(2015)を参照されたい。

(2) 中間年見直し

基準改定の後、次の基準改定までに急速に普及又は衰退する財及びサービスがある場合には、指数の精度をより高めるため、次の基準改定を待たずに新たな品目の追加などが必要かどうか検討する。2010年の基準改定の後で見ると、2013年に「スマートフォン」、2014年に「タブレット」の価格を、既存品目に統合する形で調査対象に加えた。

ウエイトの出所である家計調査はアフターコード方式で支出を分類することから、全く新しい財・サービスが出現した場合でもその支出の推移をリアルタイムに捉えられる。2013年や2014年実施の中間年見直しは既存品目への統合の形をとっているが、連鎖指数においては、これらの支出状況も統合先の品目のウエイトに反映されている。

5. 連鎖指数におけるウエイト計算手順

(1) ウエイトの対象範囲

CPI ウエイトの対象範囲は、家計調査の「消費支出」の範囲としている。ただし、「消費支出」のうち「信仰・祭祀費」、「贈与金」、「仕送り金」などは、一般に市場が存在しない、支払う費用と受ける対価の関係が明確でない、他の世帯などへの所得移転であるなどの理由からウエイトに含めていない。（「平成22年基準 消費者物価指数の解説」p.21 参照）

なお、消費支出には、消費税などの間接税を含むが、直接税や社会保険料などは含まない。また、土地家屋などの資産購入は含まない。

(2) 連鎖指数ウエイトの更新

家計調査は、調査月の翌月末に結果を公表していることから、暦年（1～12月平均）のデータは翌年1月末に利用可能になる。これを受けて、我が国の連鎖指数では、毎年2月指数を公表する際に前暦年ウエイトへの更新を行っている。毎年1月の指数については、当初の公表時は前々暦年のウエイトのままとし、2月結果公表時に1月に遡及して改定をしている。

国際的に見て、直近年をウエイトの参照年としている国は多くないが（参考表参照）、我が国の連鎖指数では、家計調査結果が十分な精度を担保しつつ早期に集計されることから、直近年を参照年とすることができている。

(3) 配分率

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各種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。（「平成22年基準 消費者物価指数の解説」p.23 参照）

(例) (家計調査収支項目) (指数品目)

自動車等購入 → 軽乗用車、小型乗用車A、・・・(6品目に分割)

配分率については、基準年ウエイト作成時は家計調査の特別集計を実施したり、各種の公的統計・民間統計等を活用した上で、時間をかけて検討し精緻なものとしている。一方、連鎖指数用（基準年以外の年）のウエイト作成に際して、現在は基準年の配分率をそのまま用いている。配分率を固定すると、基準改定時にウエイトに断層が生じる可能性があるなど、ウエイトの精度を劣化させる可能性があるため、2015年基準改定に向けて、配分率の毎年見直しの導入を検討している。

(4) 「こづかい」「つきあい費」の扱い

家計調査の消費支出のうち「こづかい」及び「つきあい費」については、全国消費実態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(3.(3)参照)。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、連鎖指数においては、配分率を5年間固定してウェイトを作成している。

(5) 持家の帰属家賃ウェイト

「持家の帰属家賃」については、全国消費実態調査の結果に基づき基準年のウェイトを作成している。連鎖指数用(基準年以外の年)のウェイト作成に際しては、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している。

(6) 市町村別ウェイト

基準年の市町村別ウェイトは、家計調査の市町村別結果より作成している(「平成22年基準 消費者物価指数の解説」p.23参照)。一方、連鎖指数については、集計対象が「全国」のみであるため、毎年の市町村別ウェイトが必要なわけではない。このため、連鎖指数用(基準年以外の年)のウェイト作成は「全国」の家計調査結果を基に行っている。

(7) 生鮮食品の月別ウェイト

基準年の生鮮食品月別ウェイトは、家計調査の各月の購入数量の比を用いて作成している。ここで購入数量には、基準年及び基準年前年の2年間の平均を用いている(「平成22年基準 消費者物価指数の解説」p.24参照)。

2015年基準より公表を開始する生鮮食品の月次連鎖指数においては、毎年の月別ウェイトを算出する必要がある。このとき、購入数量の月別割合を毎年更新する方法もあり得る。しかし、ウェイトに不規則な変動が含まれると、連鎖指数にドリフトが発生する懸念がある。このため、購入数量の月別割合は5年間固定する方向で検討している。

なお、国際的に見ると、生鮮食品のウェイトには年間固定ウェイトを採用する国が多い。一方、フランスは日本と同様に月別ウェイトを採用している。

年間固定ウェイトを採用している国の多くは、生鮮食品のうち季節調査品目のウェイトが小さい。なお、年間固定ウェイトを採用している国では、非調査月の価格について

- －上位類指数等でインピュート(英国、カナダ、イタリア)
- －非調査月が生じる品目は、ウェイトが小さく調査対象外(ドイツ)

としている。

これに対して我が国では、例えば生鮮果物において18品目(ウェイト0.92%)のうち、通年調査品目は5品目(ウェイト0.22%)しかない。年間固定ウェイトの前提となる季節調査品目の除外や類内他品目からのインピュートはデメリットが大きいと考えられる。このため、生鮮食品については月別ウェイトの採用を継続する予定である。

(8) 単身世帯(総世帯)の扱い

固定基準方式指数では、二人以上の世帯の消費構造をウェイトとした集計のほかに、総世帯の消費構造をウェイトとした集計結果も公表している。

一方、連鎖指数においては、固定基準年方式と比較して、単身世帯に起因するウェイトの標本誤差が指数値に影響しやすい⁸ことを踏まえ、二人以上の世帯のみ指数を作

⁸ ウェイトに突発的変動があると、ドリフトが発生する原因となる可能性がある

成している。このため、総世帯の年次ウェイトは作成していない。

6. 新旧連環指数の接続時点

(1) 前年平均価格リンク、前年 12 月価格リンク

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。

多くの国では、「前年 12 月価格リンク」を採用している。これは、「前年平均価格リンク」では「断層」が生ずるためである。我が国でも、生鮮食品以外の系列については従来から月次連鎖指数を作成しているが、そのリンクには「前年 12 月価格リンク」を用いている。

「断層」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、固定基準方式指数で 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。我が国で発生する「断層」の典型例として、2010 年 4 月の公立高校授業料無償化を挙げる。「授業料等」指数は、品目「公立高校授業料」の上位項目に位置付けられる。2010 年 4 月に制度改正があり、「公立高校授業料」指数は 2010 年 4 月の 1 時点で下落した。このとき、「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関わらず、「授業料等」指数は 95.2 から 96.7 へ上昇する。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。

一方、「前年平均価格リンク」は「前年 12 月価格リンク」に比べ、断層が発生する可能性があるという短所があるものの、季節性や一時的な価格変動による影響を受けにくいという長所がある。このため、生鮮食品のように季節性や一時的な価格変動の影響が大きい項目に対しては、「前年平均価格リンク」の採用も検討する必要がある。

生鮮食品の場合、例えば、生鮮魚介指数を「前年 12 月価格リンク」で作成すると、内訳品目である「いか」の価格の季節性により大きなドリフトが発生する。このため、天候や季節的な影響を受けやすい生鮮食品については「前年平均価格リンク」の方が適切である。

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固定基準方式指数や、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。

「生鮮野菜」、「生鮮果物」でも同様の傾向が認められる。

なお、付図に、価格リンク時点の違いによる指数の違いを試算したものを示した。

(2) 諸外国の状況

連鎖指数等の価格リンク時点を国際的に見ると、多くの国が生鮮食品・生鮮食品以外を問わず 12 月リンクを採用している。これは、生鮮食品のウエイトに年間固定ウエイトを採用していることから (5.(7)参照)、ドリフトの問題よりも断層の問題を解消することが優先されているためと考えられる。

一方、生鮮食品に月別ウエイトを採用しているフランスでは、生鮮食品等には年平均価格リンクを、それ以外の品目には 12 月リンクを採用している。また、ドイツも固定基準方式指数では同様のリンク方法を採用している。

(3) 2015 年基準での対応

上記を考慮し、2015 年基準連鎖指数のウエイト・リンク時点は以下のとおりとする。

生鮮食品 (「生鮮魚介」「生鮮野菜」「生鮮果物」)・・・月別ウエイト・前年平均価格リンク

生鮮食品以外の類指数・・・年間固定ウエイト・前年 12 月価格リンク

生鮮食品を含む総合等・・・上記で算出した「生鮮魚介」等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

7. 算式の時系列化・年平均

(1) 初期項

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方式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、固定基準方式指数による 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 月固定基準方式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。

連鎖指数の計算開始年について、便宜、固定基準方式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 C P I 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 1 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。

(2) 年平均の算式変更

現行の連鎖指数は、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⁹（補足2）。この不整合を解消するため、2015年基準の連鎖指数では、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などでも同様の方式を採用している。

8. 基本算式

以上の議論から、2015年基準の連鎖指数は、以下の算式により算出する予定である。

- ・「生鮮魚介」、「生鮮野菜」及び「生鮮果物」

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

$$\text{(連鎖指数)} I_{y,m}^{(C)} = I_0 \times \prod_{Y=1}^{y-1} I_Y^{(L)} \times I_{y,m}^{(L)} \quad \text{ただし} \quad I_Y^{(L)} = \frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} I_{Y,m}^{(L)} \quad (2)$$

- ・生鮮食品以外の類指数

$$\text{(連環指数)} I_{y,m}^{(L)} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,12,i}} w_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \quad (3)$$

$$\text{(連鎖指数)} I_{y,m}^{(C)} = I_{0,12} \times \prod_{Y=1}^{y-1} I_{Y,12}^{(L)} \times I_{y,m}^{(L)} \quad (4)$$

$I_{y,(m),i}$: 品目*i*の*y*年(*m*月)価格指数 $w_{y,(m),i}$: 品目*i*の*y*年(*m*月)ウエイト

$I_{y,m}^{(L)}$: *y*年(*m*月)のラスパイレス連環指数 $I_{y,m}^{(C)}$: *y*年(*m*月)のラスパイレス連鎖指数

I_0 : 指数の基準時の年平均指数 (=100)

$$I_{0,12} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{I_{0,12,i}}{I_{-1,12,i}} w_{-1,i}}{\sum_{i=1}^n w_{-1,i}} \quad (-1: \text{指数の基準時の前年})$$

- ・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。

⁹ これまで不整合としていたのは以下の経緯による。

年平均指数は1975年基準から作成され、生鮮食品を含む指数を作成しており、月別指数を作成していないために12月リンクをとることはできなかった。一方、月別指数は2005年基準から生鮮食品を除く系列について作成され、当初は年平均指数と同様に年平均価格リンクとしていた。しかし、6.(1)で挙げた「公立高校授業料」による「断層」が大きくなることから、2010年基準において12月リンクに切り替えを行った。この時点では、生鮮食品の月次連鎖指数が存在しないことから、月別指数の12か月単純平均により生鮮食品を含む年平均指数を作成することはそもそも不可能であった。

今回、月別指数に生鮮食品を含めることとなり、年指数と月別指数の不整合を解消することが可能となった。

9. 寄与度分解算式

総合指数の前年同月比を「生鮮食品」の寄与と「生鮮食品を除く総合」の寄与とに分解する。この段階では、連鎖指数が 12 月価格リンクで作成されるため、寄与度式もそれを反映している。さらに、「生鮮食品」、「生鮮食品を除く総合」のそれぞれを内訳品目の寄与に分解する。

「生鮮食品を除く総合」を構成する品目の寄与度は、リンク時点の 12 月を境にして、「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」で構成される。この展開方式は、イギリス統計局で用いられている方法に準拠している。

「生鮮食品」についても同様に、「y-1 年 m 月から y-1 年 12 月の寄与」と「y-1 年平均から y 年 m 月の寄与 (y-1 年 12 月と y-1 年平均の指数差の調整を含む)」で構成される。

この結果、以下の算式により寄与度分解される。

・生鮮食品

$$\begin{aligned} \text{品目 } i \text{ の寄与度} &= \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \frac{I_{y-2}^{(L)j}}{I_{y-2,12}^{(L)j}} \cdot \left(\frac{I_{y-1,12,i} \cdot w_{y-2,12,i} - I_{y-1,m,i} \cdot w_{y-2,m,i}}{I_{y-2,i} \cdot \sum_{i=1}^n w_{y-2,i}} \right) \\ &+ \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,i}} - 1 \right) \cdot \frac{w_{y-1,m,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \end{aligned} \quad (5)$$

・生鮮食品以外の品目

$$\begin{aligned} \text{品目 } i \text{ の寄与度} &= \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\frac{I_{y-1,12,i} - I_{y-1,m,i}}{I_{y-2,12,i}} \right) \cdot \frac{w_{y-2,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y-2,i}} \\ &+ \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,12,i}} - 1 \right) \cdot \frac{w_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \end{aligned} \quad (6)$$

寄与度: 品目 i の y 年 m 月における総合指数対前年同月比に対する寄与度

j : 生鮮食品の合算 k : 生鮮食品以外の品目の合算 n : 全品目の合算

$I_{y,m}^{(L)x}$: 合算範囲 x における y 年 (m 月) のラスパイレス連環指数

(1) 固定基準方式指数の寄与度分解

寄与度分解は、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ことで行う。固定基準方式指数の前年同月比を分解すると、

$$\begin{aligned} \text{総合指数の前年同月比} &= \frac{I_{y,m} - I_{y-1,m}}{I_{y-1,m}} \times 100 \\ &= \frac{1}{I_{y-1,m} \cdot \sum_{i=1}^n w_{y=0,i}} \left(\sum_{i=1}^n \frac{I_{y,m,i} - I_{y-1,m,i}}{I_{y=0,i}} \cdot w_{y=0,i} \times 100 \right) \times 100 \end{aligned} \quad (7)$$

となる。(7)式で () の中は品目 i の変化率の和の形となっている。ここで、() の中の Σ を外すことにより、品目 i の寄与度の算式となる。

$$\text{品目 } i \text{ の寄与度} = \left(\frac{1}{I_{y-1,m} \cdot \sum_{i=1}^n w_{y=0,i}} \cdot \frac{I_{y,m,i} - I_{y-1,m,i}}{I_{y=0,i}} \cdot w_{y=0,i} \times 100 \right) \times 100 \quad (8)$$

なお、「平成 22 年基準 消費者物価指数の解説」の 28 ページに示している算式との関係を見ると、 $I_{y=0,i} = 100$ であることから、

$$\text{品目 } i \text{ の寄与度} = \left(\frac{I_{y,m,i} - I_{y-1,m,i}}{I_{y-1,m}} \cdot \frac{w_{y=0,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y=0,i}} \right) \times 100 \quad (9)$$

となり、一致することがわかる。

(2) 連鎖基準方式指数の寄与度分解（生鮮食品を除く系列）

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で集計されるのに対し、*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で集計される。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。

先述の「生鮮食品以外の品目」の寄与度式のうち、

第1項 $\frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\frac{I_{y-1,12,i} - I_{y-1,m,i}}{I_{y-2,12,i}} \right) \cdot \frac{w_{y-2,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y-2,i}}$ が「*y* - 1年*m*月から*y* - 1年12月の寄与」に対応し、第2項 $\frac{I_{y-1,12,i}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,12,i}} - 1 \right) \cdot \frac{w_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}}$ が「*y* - 1年12月から*y*年*m*月の寄与」に対応している。

なお、寄与度分解算式の導出については、補足3のとおりとなる。

10. 価格の上下動効果（いわゆるドリフト）

固定基準方式指数と連鎖指数で比較した際に、2002年から2015年までの対前年比寄与度の累積値の差が大きかった項目のうち、「エネルギー」、「生鮮野菜」、「生鮮果物」について、ドリフトの可能性のある事象¹⁰を以下に記載する。

(1) 2008年のエネルギー価格高騰とその後の下落によるドリフトの発生

「ガソリン」について、価格指数が2005年93.2から2008年117.0まで上昇した後、2009年には90.4と下落。月別の価格指数は2007年12月に116.7、2008年8月に137.8と高水準であったが、その後急落し、2008年12月には87.8となった。

2009年の「総合」前年比に対する「ガソリン」の寄与度は、連鎖指数では①「ガソリン」2009年各月価格指数の対2008年12月価格指数比と2008年ウェイトに比例する部分と、②2008年各月価格指数の対2007年12月価格指数比と2007年ウェイトに比例する部分とから計算される。このうち、①は、2008年12月「ガソリン」指数が87.8と2009年平均(90.4)より低いため、プラスとなる。また、②は2007年12月指数(116.7)が100にリセットされることにより、「総合」への下落寄与は固定基準方式指数よりも小さくなる。このため、「ガソリン」の下落寄与は連鎖指数の方が固定基準方式指数よりも小さくなる。

「灯油」についても、一時的に高騰した価格指数を100にリセットした上で価格リンクするため、下落寄与は連鎖指数の方が小さくなる。

¹⁰ このほか、公立高校授業料については、2010年4月に無償化、2014年4月には無償化の対象を年収910万円未満の世帯に限定する制度改正が実施され、価格が大幅に下落・上昇した。この際もドリフトと類似の事象が生じているとみられる。特に、2014年4月の無償化対象の縮小による「公立高校授業料」指数の大幅上昇により、2014年4月から2015年3月にかけて、総合指数の前年同月比において、連鎖指数は固定基準方式指数よりも0.3ポイント程度上方で推移した。なお、この間の変動については、ウェイトの精度向上を併せて検討する必要がある(2014年11月14日「物価指数研究会」資料を参照)。

これらにより、「エネルギー」連鎖指数の寄与度(▲0.78)は、固定基準方式指数(▲0.95)よりもマイナス寄与が小さい。

(2) 2004年の生鮮野菜

「総合」に対する「生鮮野菜」の寄与度は、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、固定基準方式指数では対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、連鎖指数の寄与度(+0.12)が固定基準方式指数(+0.10)よりも大きい。

同様の事例は、2002年や2010年にも見られる。

(3) 2005年の生鮮果物

2005年の「生鮮果物」指数について、12月指数は年平均指数を13%下回っているため、2006年指数(2005年から上昇)の対2005年12月指数比は対2005年平均指数比に比べ大きくなる。このため、連鎖指数の寄与度(+0.07)が固定基準方式指数(+0.04)よりも大きい。

11. まとめ

我が国の消費者物価指数では、固定基準方式指数を主系列とし、連鎖指数は参考系列としている。これまで我が国では生鮮食品を除く系列のみ月次の連鎖指数を作成していたが、2015年基準より生鮮食品を含む月次連鎖指数を公表開始予定である。

日本では季節品目(生鮮品目)のウェイトが比較的大きいため、季節品目における価格変動のCPIに対する寄与を正確に計算することが重要である。連鎖指数はウェイトや価格の変動による影響を受けやすいため、ウェイトの情報源、品目の選定、ウェイト計算手順、新旧連環指数の接続時点について慎重に検討を行った。

検討の結果、ウェイトの情報源としては引き続き家計調査を用いることとした。また、調査品目の見直しは5年に1回の基準改定の際に行うこととしているものの、次の基準改定までの間に急速な普及や衰退のあった財・サービスについては、これらを迅速に指数に反映させるため、次の基準改定を待たずに品目の追加・廃止等を行う。

ウェイト及び新旧連環指数の接続時点については、生鮮食品と、生鮮食品以外の類指数で異なる方式を採用することとした。このうち生鮮食品(「生鮮魚介」「生鮮野菜」「生鮮果物」)については、ウェイトを月別ウェイトとし、新旧連環指数を前年平均価格リンクで接続することとした。一方、生鮮食品以外の類指数については、ウェイトを年間固定ウェイトとし、新旧連環指数を前年12月価格リンクで接続することとした。生鮮食品を含む総合等については、上記で算出した「生鮮魚介」等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こととした。

このような方法を採用することで、「断層」や「ドリフト」の影響の小さい月次連鎖指数を算出することが可能となった。なお、連鎖指数の利用にあたっては、2008年のエネルギー価格の上昇とその後の下落による「ドリフト」の発生など、今後も「ドリフト」の影響などを注視していく必要がある。

補足 1：2010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、

$$I_{2010,12} = \frac{\sum_{i=1}^n I_{2010,12,i} \cdot w_{2010,i}}{\sum_{i=1}^n w_{2010,i}} \quad (10)$$

一方、品目別対前年12月価格指数と前年ウェ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、

$$I_{2010,12}^{(C)} = \frac{\sum_{i=1}^n I_{2010,12,i} \frac{w_{2009,i}}{I_{2009,12,i}}}{\sum_{i=1}^n \frac{w_{2009,i}}{I_{2009,12,i}}} \quad (11)$$

となる。

したがって、現行計算式は $w_{2010,i}$ (2010年ウェイト)を『ウェイト』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年ウェイトを2009年12月価格指数で除したものを『ウェイト』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」のウェイト $w_{y,i}$ 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年ウェイトは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、この乖離はウェイト年次の違いのみに起因するものである。また、「7.(2) 年平均の算式変更」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 1 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2 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2：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、

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

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年に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年に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。

補足 3：連鎖指数の前年同月比に係る寄与度分解算式の導出

$I_{y,m}^{(c)x}$ を合算範囲 x における y 年 (m 月) のラスパイレス連鎖指数とすると、ラスパイレス連鎖指数における「総合」指数の前年同月比は、

$$\begin{aligned} \frac{I_{y,m}^{(c)n} - I_{y-1,m}^{(c)n}}{I_{y-1,m}^{(c)n}} &= \frac{I_{y-2,12}^{(c)n} \cdot I_{y-1,12}^{(L)n} \cdot I_{y,m}^{(L)n}}{I_{y-2,12}^{(c)n} \cdot I_{y-1,m}^{(L)n}} - 1 \\ &= \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot I_{y,m}^{(L)n} - 1 \\ &= \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\sum_{j=1}^J \frac{I_{y,m}^{(C)j}}{I_{y-1,12}^{(C)j}} \cdot \frac{w_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} + \sum_{k=1}^K \frac{I_{y,m}^{(C)k}}{I_{y-1,12}^{(C)k}} \cdot \frac{w_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \right) - 1 \end{aligned} \quad (13)$$

生鮮食品中分類指数は前年平均価格比に基づく連環指数 ((1)式)、生鮮食品以外の中分類指数は前年 12 月価格比に基づく連環指数 ((3)式) で集計することから、

$$\begin{aligned} &= \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\sum_{j=1}^J \frac{I_{y-2}^{(C)j} \cdot I_{y-1}^{(L)j} \cdot I_{y,m}^{(L)j}}{I_{y-2}^{(C)j} \cdot I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot \frac{w_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} + \sum_{k=1}^K \frac{I_{y-1,12}^{(C)k} \cdot I_{y,m}^{(L)k}}{I_{y-1,12}^{(C)k}} \cdot \frac{w_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \right) \\ &\quad - \left(\sum_{j=1}^J \frac{w_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} + \sum_{k=1}^K \frac{w_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \right) \\ &= \sum_{j=1}^J \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \frac{I_{y-1}^{(L)j} \cdot I_{y,m}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot \frac{w_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} + \sum_{k=1}^K \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot I_{y,m}^{(L)k} \cdot \frac{w_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \\ &\quad - \sum_{j=1}^J \frac{w_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} - \sum_{k=1}^K \frac{w_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \\ &= \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \frac{I_{y-1}^{(L)j} \cdot I_{y,m}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} - 1 \right) \cdot \frac{w_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} + \sum_{k=1}^K \left(\frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot I_{y,m}^{(L)k} - 1 \right) \cdot \frac{w_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \\ &= \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \frac{I_{y-1}^{(L)j} \cdot I_{y,m}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} - \frac{I_{y-1,m}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \right) \cdot \frac{w_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} + \sum_{k=1}^K \left(\frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot I_{y,m}^{(L)k} - \frac{I_{y-1,m}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \right) \cdot \frac{w_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \\ &= \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \frac{I_{y-1}^{(L)j} \cdot I_{y,m}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} - \frac{I_{y-1,m}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} - \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \right) \cdot \frac{w_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \\ &\quad + \sum_{k=1}^K \left(\frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot I_{y,m}^{(L)k} - \frac{I_{y-1,m}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} - \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \right) \cdot \frac{w_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \\ &= \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1,12}^{(L)n} - I_{y-1,m}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \frac{I_{y-1}^{(L)j} \cdot I_{y,m}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} - \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \right) \cdot \frac{w_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \\ &\quad + \sum_{k=1}^K \left(\frac{I_{y-1,12}^{(L)n} - I_{y-1,m}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot I_{y,m}^{(L)k} - \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \right) \cdot \frac{w_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \\ &= \sum_{j=1}^J \frac{I_{y-1,12}^{(L)n} - I_{y-1,m}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \frac{w_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} + \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \frac{I_{y-1}^{(L)j} \cdot I_{y,m}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} - \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \right) \cdot \frac{w_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \\ &\quad + \sum_{k=1}^K \frac{I_{y-1,12}^{(L)n} - I_{y-1,m}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \frac{w_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} + \sum_{k=1}^K \left(\frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot I_{y,m}^{(L)k} - \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \right) \cdot \frac{w_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \\ &= \frac{I_{y-1,12}^{(L)n} - I_{y-1,m}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \frac{w_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n} - I_{y-1,m}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \frac{w_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n w_{y-1,i}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j} \cdot I_{y,m}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \left(I_{y,m}^{(L)k} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 = & \frac{I_{y-1,12}^{(L)n} - I_{y-1,m}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j} \cdot I_{y,m}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \left(I_{y,m}^{(L)k} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 = & \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(I_{y-1,12}^{(L)n} - I_{y-1,m}^{(L)n} \right) + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot I_{y,m}^{(L)j} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 & + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \left(I_{y,m}^{(L)k} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 = & \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\sum_{j=1}^J \frac{I_{y-1,12}^{(C)j}}{I_{y-2,12}^{(C)j}} \cdot \frac{W_{y-2,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} + \sum_{k=1}^K \frac{I_{y-1,12}^{(C)k}}{I_{y-2,12}^{(C)k}} \cdot \frac{W_{y-2,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} - \sum_{j=1}^J \frac{I_{y-1,m}^{(C)j}}{I_{y-2,12}^{(C)j}} \cdot \frac{W_{y-2,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} - \sum_{k=1}^K \frac{I_{y-1,m}^{(C)k}}{I_{y-2,12}^{(C)k}} \cdot \frac{W_{y-2,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \right) \\
 & + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot I_{y,m}^{(L)j} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \left(I_{y,m}^{(L)k} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 = & \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\sum_{j=1}^J \frac{I_{y-3}^{(C)j} \cdot I_{y-2}^{(L)j} \cdot I_{y-1,12}^{(L)j}}{I_{y-3}^{(C)j} \cdot I_{y-2,12}^{(L)j}} \cdot \frac{W_{y-2,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} + \sum_{k=1}^K \frac{I_{y-2,12}^{(C)k} \cdot I_{y-1,12}^{(L)k}}{I_{y-2,12}^{(C)k}} \cdot \frac{W_{y-2,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} - \sum_{j=1}^J \frac{I_{y-3}^{(C)j} \cdot I_{y-2}^{(L)j} \cdot I_{y-1,m}^{(L)j}}{I_{y-3}^{(C)j} \cdot I_{y-2,12}^{(L)j}} \cdot \frac{W_{y-2,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \right. \\
 & \left. - \sum_{k=1}^K \frac{I_{y-2,12}^{(C)k} \cdot I_{y-1,m}^{(L)k}}{I_{y-2,12}^{(C)k}} \cdot \frac{W_{y-2,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \right) \\
 & + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot I_{y,m}^{(L)j} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \left(I_{y,m}^{(L)k} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 = & \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\sum_{j=1}^J \frac{I_{y-2}^{(L)j}}{I_{y-2,12}^{(L)j}} \cdot I_{y-1,12}^{(L)j} \cdot \frac{W_{y-2,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} + \sum_{k=1}^K I_{y-1,12}^{(L)k} \cdot \frac{W_{y-2,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} - \sum_{j=1}^J \frac{I_{y-2}^{(L)j}}{I_{y-2,12}^{(L)j}} \cdot I_{y-1,m}^{(L)j} \cdot \frac{W_{y-2,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \right. \\
 & \left. - \sum_{k=1}^K I_{y-1,m}^{(L)k} \cdot \frac{W_{y-2,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \right) \\
 & + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot I_{y,m}^{(L)j} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \left(I_{y,m}^{(L)k} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 = & \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \frac{I_{y-2}^{(L)j}}{I_{y-2,12}^{(L)j}} \cdot \left(I_{y-1,12}^{(L)j} - I_{y-1,m}^{(L)j} \right) \cdot \frac{W_{y-2,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} + \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \left(I_{y-1,12}^{(L)k} - I_{y-1,m}^{(L)k} \right) \cdot \frac{W_{y-2,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \\
 & + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot I_{y,m}^{(L)j} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \left(I_{y,m}^{(L)k} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \tag{14}
 \end{aligned}$$

ここまでで総合連鎖指数を中分類連鎖指数に分解した。これを、さらに品目別指数に分解する。

$$\begin{aligned}
 = & \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \frac{I_{y-2}^{(L)j}}{I_{y-2,12}^{(L)j}} \cdot \left(\sum_{i=1}^j \frac{I_{y-1,12,i}}{I_{y-2,i}} \cdot \frac{W_{y-2,12,i}}{\sum_{i=1}^j W_{y-2,i}} - \sum_{i=1}^j \frac{I_{y-1,m,i}}{I_{y-2,i}} \cdot \frac{W_{y-2,m,i}}{\sum_{i=1}^j W_{y-2,i}} \right) \cdot \frac{W_{y-2,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \\
 & + \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \left(\sum_{i=1}^k \frac{I_{y-1,12,i}}{I_{y-2,12,i}} \cdot \frac{W_{y-2,i}}{\sum_{i=1}^k W_{y-2,i}} - \sum_{i=1}^k \frac{I_{y-1,m,i}}{I_{y-2,12,i}} \cdot \frac{W_{y-2,i}}{\sum_{i=1}^k W_{y-2,i}} \right) \cdot \frac{W_{y-2,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \\
 & + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot \sum_{i=1}^j \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,i}} \cdot \frac{W_{y-1,m,i}}{\sum_{i=1}^j W_{y-1,i}} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 & + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \left(\sum_{i=1}^k \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,12,i}} \cdot \frac{W_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^k W_{y-1,i}} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \frac{I_{y-2}^{(L)j}}{I_{y-2,12}^{(L)j}} \cdot \left(\sum_{i=1}^j \frac{I_{y-1,12,i}}{I_{y-2,i}} \cdot \frac{W_{y-2,12,i}}{\sum_{i=1}^j W_{y-2,i}} - \sum_{i=1}^j \frac{I_{y-1,m,i}}{I_{y-2,i}} \cdot \frac{W_{y-2,m,i}}{\sum_{i=1}^j W_{y-2,i}} \right) \cdot \frac{W_{y-2,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \\
 &\quad + \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \left(\sum_{i=1}^k \frac{I_{y-1,12,i}}{I_{y-2,12,i}} \cdot \frac{W_{y-2,i}}{\sum_{i=1}^k W_{y-2,i}} - \sum_{i=1}^k \frac{I_{y-1,m,i}}{I_{y-2,12,i}} \cdot \frac{W_{y-2,i}}{\sum_{i=1}^k W_{y-2,i}} \right) \cdot \frac{W_{y-2,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \\
 &\quad + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot \sum_{i=1}^j \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,i}} \cdot \frac{W_{y-1,m,i}}{\sum_{i=1}^j W_{y-1,i}} - \sum_{i=1}^j \frac{W_{y-1,m,i}}{\sum_{i=1}^j W_{y-1,i}} \right) \cdot \frac{W_{y-1,j}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 &\quad + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \left(\sum_{i=1}^k \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,12,i}} \cdot \frac{W_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^k W_{y-1,i}} - \sum_{i=1}^k \frac{W_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^k W_{y-1,i}} \right) \cdot \frac{W_{y-1,k}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 &= \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^j \frac{I_{y-2}^{(L)j}}{I_{y-2,12}^{(L)j}} \cdot \left(\frac{I_{y-1,12,i}}{I_{y-2,i}} \cdot \frac{W_{y-2,12,i}}{\sum_{i=1}^j W_{y-2,i}} - \frac{I_{y-1,m,i}}{I_{y-2,i}} \cdot \frac{W_{y-2,m,i}}{\sum_{i=1}^j W_{y-2,i}} \right) \cdot \frac{W_{y-2,i}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \\
 &\quad + \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^k \left(\frac{I_{y-1,12,i}}{I_{y-2,12,i}} \cdot \frac{W_{y-2,i}}{\sum_{i=1}^k W_{y-2,i}} - \frac{I_{y-1,m,i}}{I_{y-2,12,i}} \cdot \frac{W_{y-2,i}}{\sum_{i=1}^k W_{y-2,i}} \right) \cdot \frac{W_{y-2,i}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \\
 &\quad + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^j \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,i}} \cdot \frac{W_{y-1,m,i}}{\sum_{i=1}^j W_{y-1,i}} - \frac{W_{y-1,m,i}}{\sum_{i=1}^j W_{y-1,i}} \right) \cdot \frac{W_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 &\quad + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^k \left(\frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,12,i}} \cdot \frac{W_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^k W_{y-1,i}} - \frac{W_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^k W_{y-1,i}} \right) \cdot \frac{W_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 &= \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^j \frac{I_{y-2}^{(L)j}}{I_{y-2,12}^{(L)j}} \cdot \left(\frac{I_{y-1,12,i} \cdot W_{y-2,12,i} - I_{y-1,m,i} \cdot W_{y-2,m,i}}{I_{y-2,i} \cdot \sum_{i=1}^j W_{y-2,i}} \right) \\
 &\quad + \frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^k \left(\frac{I_{y-1,12,i} - I_{y-1,m,i}}{I_{y-2,12,i}} \right) \cdot \frac{W_{y-2,i}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \\
 &\quad + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^j \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,i}} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,m,i}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 &\quad + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^k \left(\frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,12,i}} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \\
 &= \sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^j \left[\frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \frac{I_{y-2}^{(L)j}}{I_{y-2,12}^{(L)j}} \cdot \left(\frac{I_{y-1,12,i} \cdot W_{y-2,12,i} - I_{y-1,m,i} \cdot W_{y-2,m,i}}{I_{y-2,i} \cdot \sum_{i=1}^j W_{y-2,i}} \right) + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,i}} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,m,i}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \right] \\
 &\quad + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^k \left[\frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\frac{I_{y-1,12,i} - I_{y-1,m,i}}{I_{y-2,12,i}} \right) \cdot \frac{W_{y-2,i}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,12,i}} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \right] \quad (15)
 \end{aligned}$$

$\sum_{j=1}^J \sum_{i=1}^j [\quad]$ の項は生鮮食品品目の寄与、 $\sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^k [\quad]$ の項は生鮮食品以外の品目の寄与となっている。

Σ を外して、生鮮食品の品目 i の寄与度は

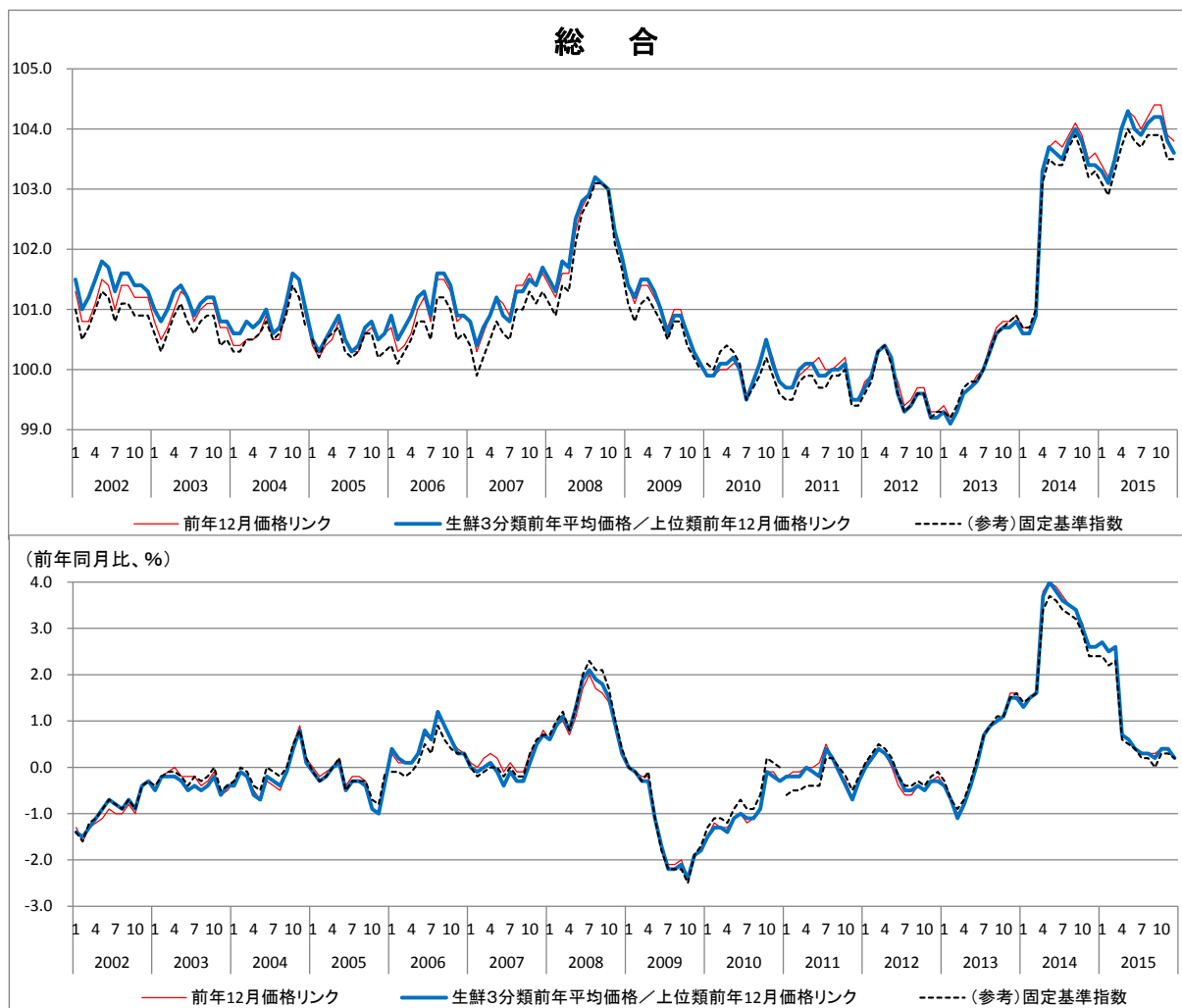
$$\frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \frac{I_{y-2}^{(L)j}}{I_{y-2,12}^{(L)j}} \cdot \left(\frac{I_{y-1,12,i} \cdot W_{y-2,12,i} - I_{y-1,m,i} \cdot W_{y-2,m,i}}{I_{y-2,i} \cdot \sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} \right) + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\frac{I_{y-1}^{(L)j}}{I_{y-1,12}^{(L)j}} \cdot \frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,i}} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,m,i}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \quad (16)$$

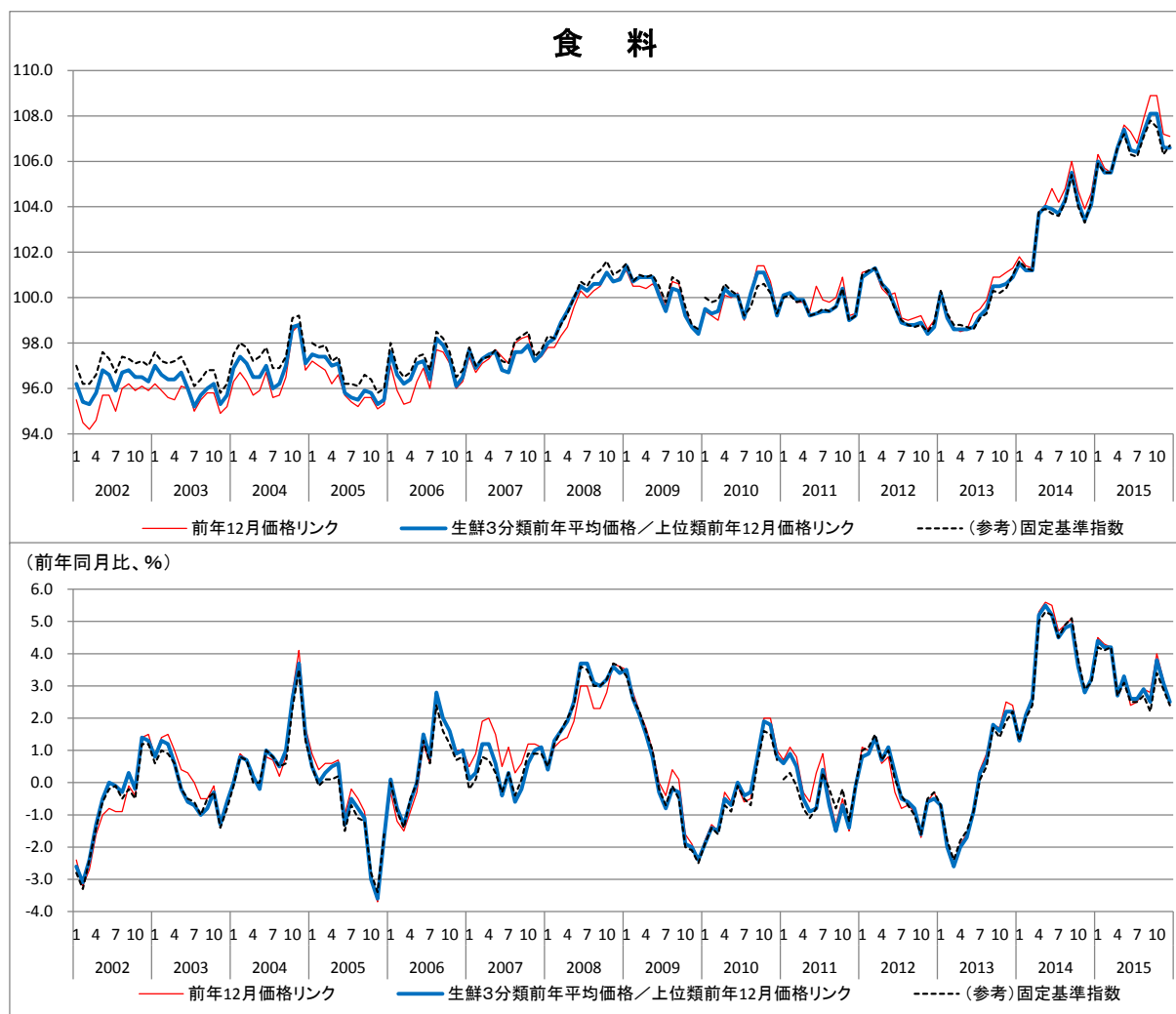
生鮮食品以外の品目 i の寄与度は

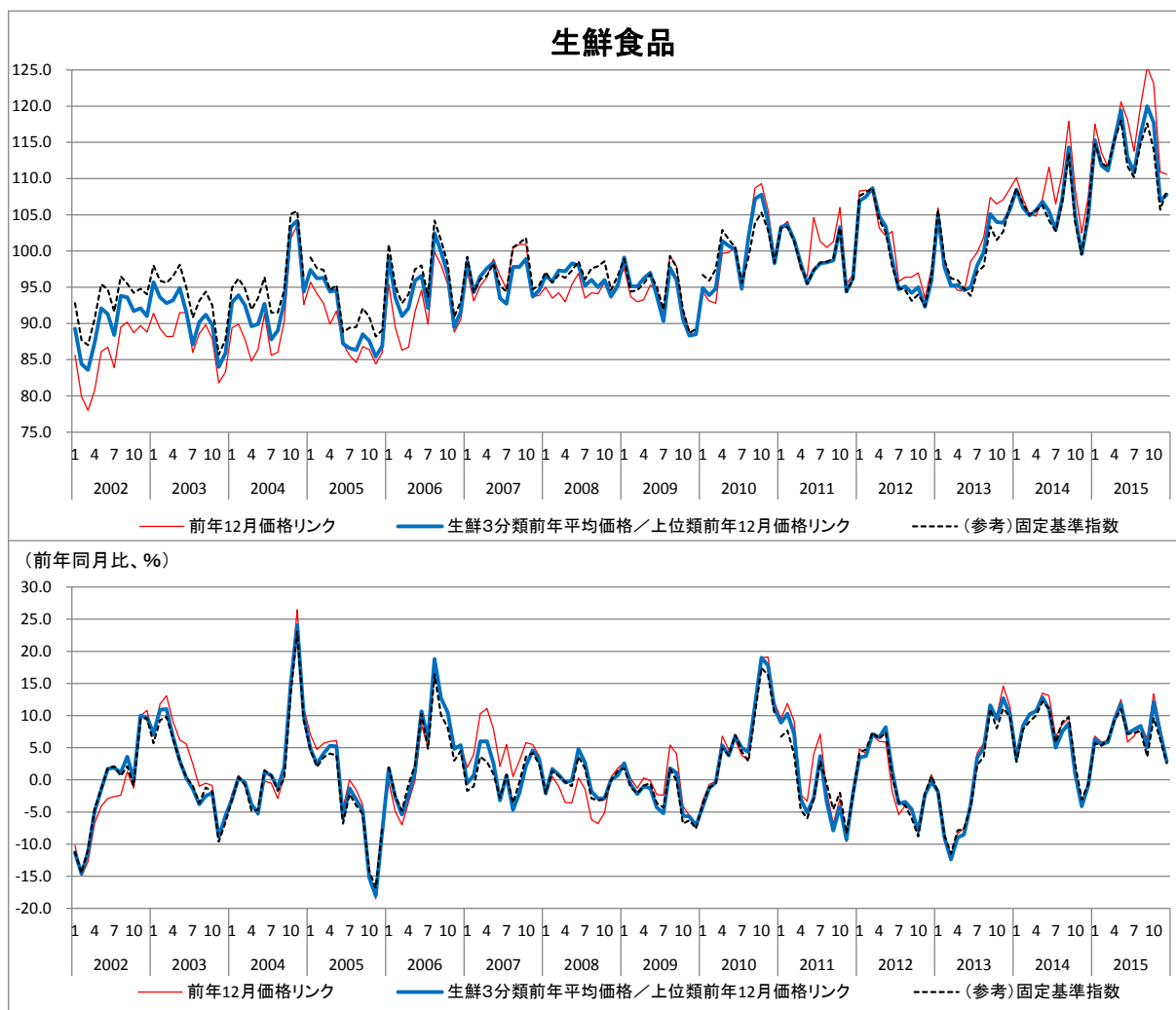
$$\frac{1}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\frac{I_{y-1,12,i} - I_{y-1,m,i}}{I_{y-2,12,i}} \right) \cdot \frac{W_{y-2,i}}{\sum_{i=1}^n W_{y-2,i}} + \frac{I_{y-1,12}^{(L)n}}{I_{y-1,m}^{(L)n}} \cdot \left(\frac{I_{y,m,i}}{I_{y-1,12,i}} - 1 \right) \cdot \frac{W_{y-1,i}}{\sum_{i=1}^n W_{y-1,i}} \quad (17)$$

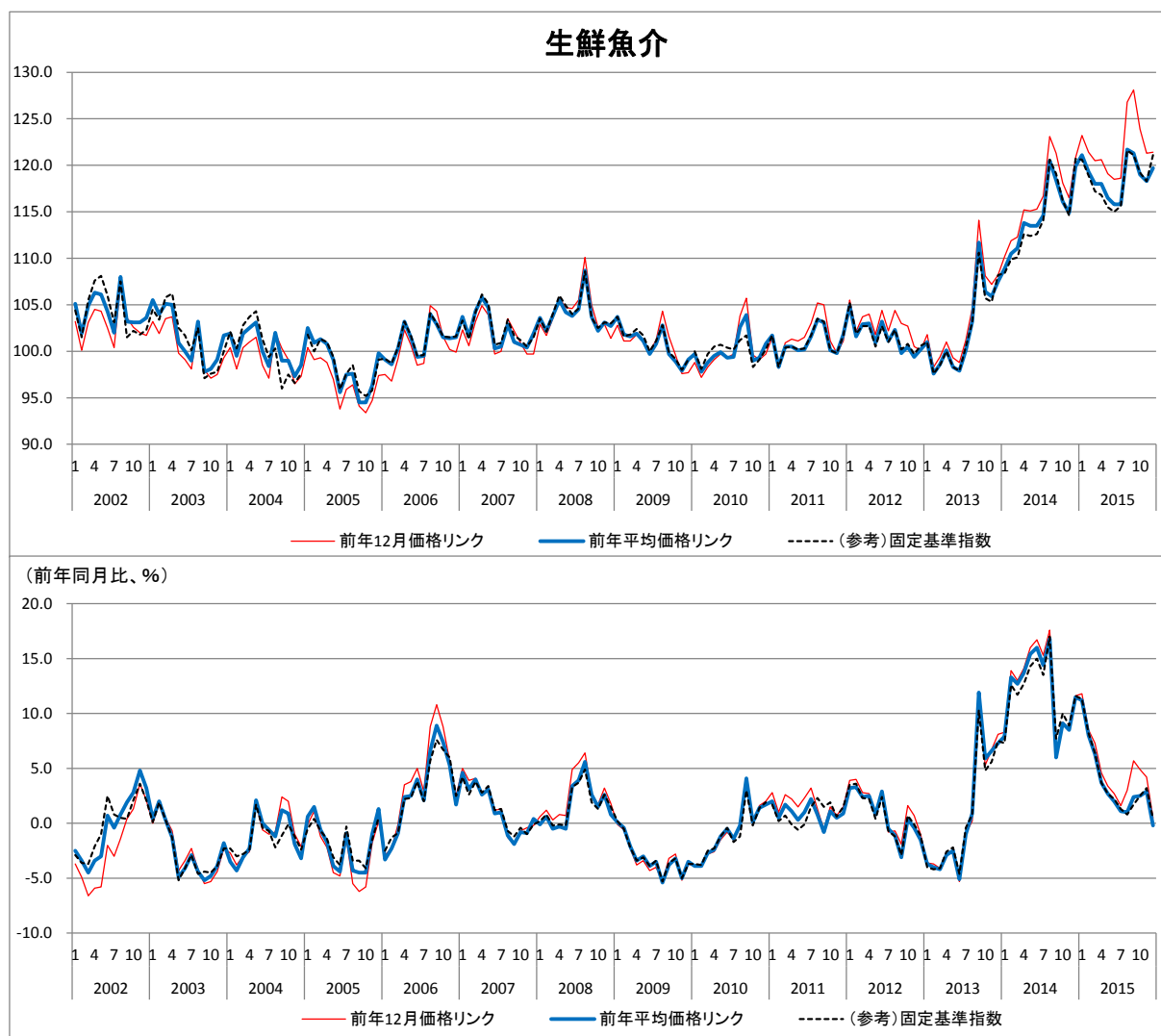
となる。

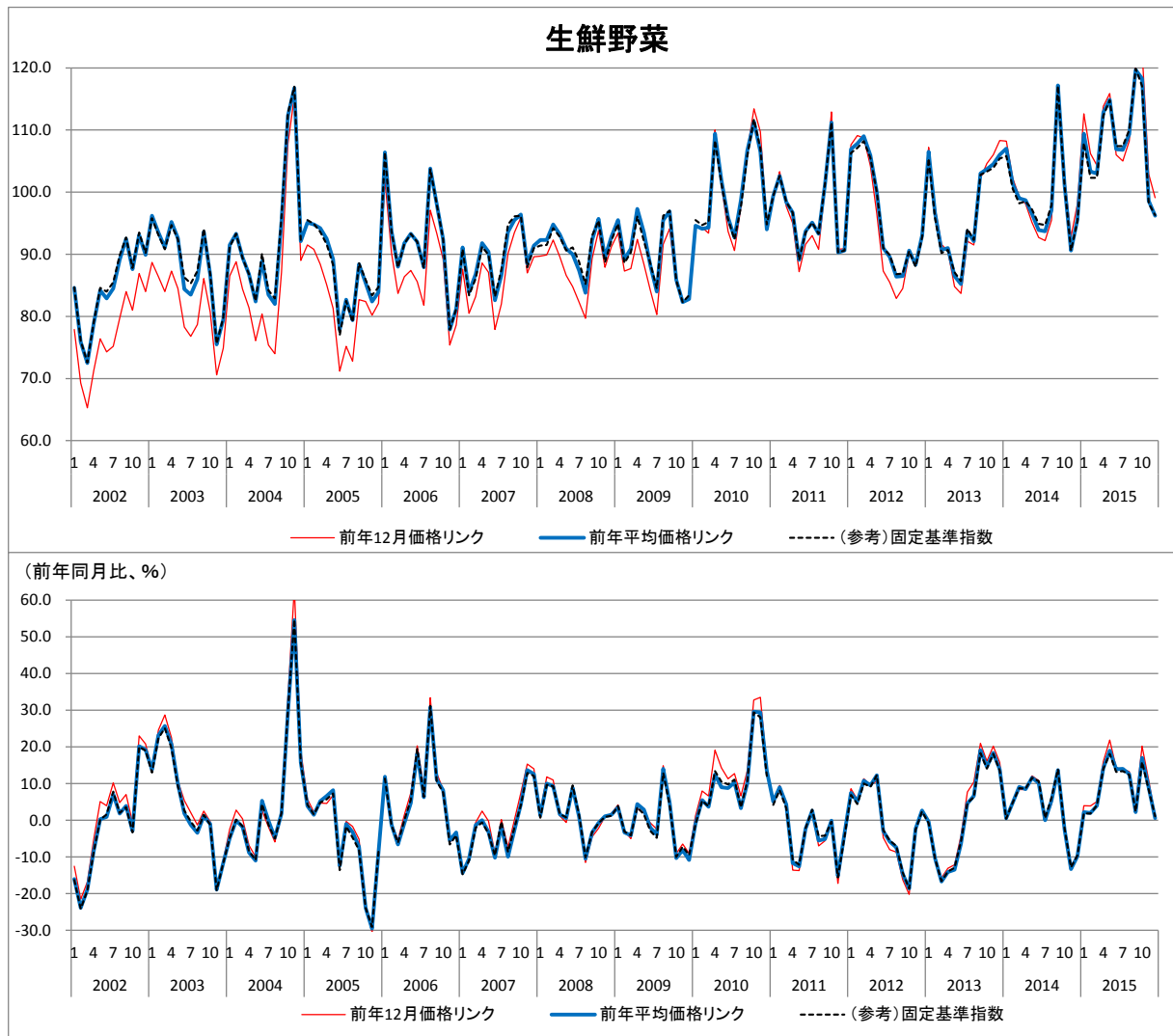
付図 連鎖指数（試算値）の推移（価格リンク方法別）

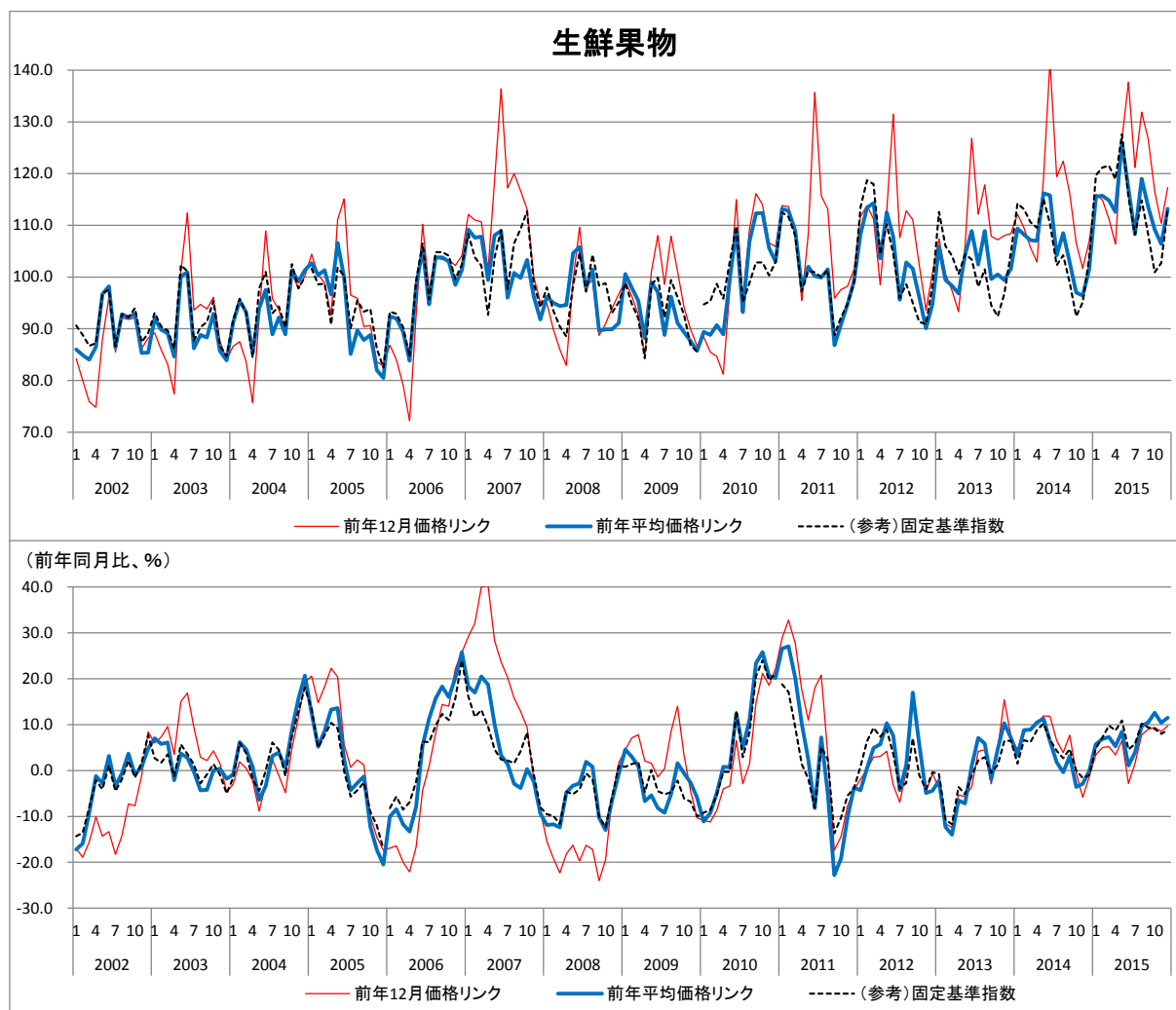












参考文献（英語）

- [1] Eurostat (2013): “Compendium of HICP reference documents”
<http://ec.europa.eu/eurostat/product?lang=en&mode=view&code=KS-RA-13-017>
- [2] Federal Statistical Office of Germany (2013): “Regular Adaptation of the consumer Price Index 2013”
https://www.destatis.de/EN/Publications/Specialized/Prices/PriceIndex2013_5611107139004.pdf?_blob=publicationFile
- [3] Hirota (2015): “Revision of the CPI Items for 2015-base” (Prepared for the Ottawa Group 2015 meeting)
http://www.stat.go.jp/english/info/meetings/og2015/pdf/t6s10p32_pap.pdf
- [4] ILO, IMF, OECD, UNECE, Eurostat, The World Bank (2004): “Consumer price index manual: Theory and practice”
<http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/guides/cpi/index.htm>
- [5] INSEE (1998): “Pour comprendre l'indice des prix - Édition 1998”
http://www.insee.fr/fr/methodes/sources/pdf/Indice_des_prix.pdf
- [6] Italian National Institute of Statistics (2013): “Indici dei prezzi al consumo - Aspetti generali e metodologia di rilevazione”
<http://www.istat.it/it/files/2013/04/cover-prezzi-al-consumo.jpg>
- [7] Office for National Statistics, U.K. (2014) “Consumer Price Indices Technical Manual 2014 Edition”
<http://www.ons.gov.uk/ons/guide-method/user-guidance/prices/cpi-and-rpi/cpi-technical-manual/index.html>
- [8] Statistics Canada (2014): “The Canadian Consumer Price Index Reference Paper”
<http://www5.statcan.gc.ca/olc-cel/olc.action?objId=62-553-X&objType=2&lang=en&limit=0>
- [9] U.S. Bureau of Labor Statistics (2007): “BLS Handbook of Methods”
<http://www.bls.gov/opub/hom/pdf/homch17.pdf>

参考文献（日本語）

- [10] 市橋寛久、長谷川昌士 (2012): 「連鎖基準方式による消費者物価指数の検討」
<http://www5.cao.go.jp/keizai3/discussion-paper/dp121.pdf>
- [11] 小巻 泰之、矢嶋 康次(2013): 「CPI と GDP デフレーターにおける乖離について 一家計消費デフレーターと CPI」
http://www.nli-research.co.jp/report/nlri_report/2013/report130712-3.pdf
- [12] 総務省統計局 (2011): 「平成 22 年基準 消費者物価指数の解説」
<http://www.stat.go.jp/data/cpi/2010/kaisetsu/index.htm>
- [13] 総務省統計局 (2013, 2014): 「物価指数研究会 配布資料」
<http://www.stat.go.jp/info/kenkyu/cpi/2013/pdf/2.pdf>
<http://www.stat.go.jp/info/kenkyu/cpi/2013/pdf/3-2.pdf>
- [14] 総務省統計局 (2015): 「消費者物価指数 2015 年基準改定計画（案）付属資料」
http://www.stat.go.jp/info/guide/public/cpi/pdf/150717_a3.pdf
- [15] 総務省統計局: 「家計調査」
<http://www.stat.go.jp/data/kakei/index.htm>
- [16] 総務省統計局: 「全国消費実態調査」
<http://www.stat.go.jp/data/zensho/2014/index.htm>

- [17] 総務省統計局: 「家計消費状況調査」
<http://www.stat.go.jp/data/joukyou/index.htm>
- [18] 総務省統計局: 「国勢調査」
<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2015/index.htm>
- [19] 総務省統計局: 「経済センサス 活動調査」
<http://www.stat.go.jp/data/e-census/2016/index.htm>
- [20] 総務省: 「産業連関表」
http://www.soumu.go.jp/toukei_toukatsu/data/io/
- [21] 内閣府: 「国民経済計算」
<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/menu.html>

(参考) 指数算式の国際比較

各国統計部局等の資料より、主要国の指数算式等について参考表のとおり国際比較表を作成した。

○連鎖指数への対応状況

- ・欧州主要国は1999年までにドイツを除く多くの国が連鎖指数を採用。2012年からはH I C Pでウェイトの毎年更新が義務づけられ、ドイツもH I C Pを連鎖指数化(ただし、国内向けC P Iは連鎖化を見送り)
- ・米国は、2002年から従来の固定基準方式指数に加え、連鎖指数も作成
- ・ウェイトについて、日本は前年の家計調査結果を迅速に集計し連鎖指数のウェイトに用いているが、日本以外の主要国は前々年以前の消費支出を参照している

○生鮮食品の扱い

- ・H I C Pで季節品目の取扱い規則が定められ(2011年から義務化)、欧州各国はそれぞれ取扱いの変更を実施
- ・フランスは月別ウェイトを維持。一方、英国及びイタリアは月別ウェイトから年間固定ウェイトに変更^(注)
(注)月別ウェイトを使用すること自体は、H I C Pの新規則でも認められている
- ・年間固定ウェイトを採用している場合、非調査月の価格については以下のとおり
 - －上位類指数等でインピュート(英国、カナダ、イタリア)
 - －非調査月が生じる品目は、ウェイトが小さく調査対象外(ドイツ)
- ・ドイツ(国内向けC P I)^(注)及びフランスは、生鮮食品等の連鎖リンクを12月価格ではなく年平均価格で実施
(注)ドイツ(国内向けC P I：固定基準方式指数)は旧基準指数との接続の際のリンク。なお、ドイツ連邦統計局は、季節性の強い指数を12月価格でリンクすると「undesired bias」が発生するとして、生鮮食品等は例外的に年平均価格でリンクするとしている

○品目内指数算式

- ・Jevons 算式(幾何平均)は、かつては数値計算の制約等からほとんど採用されていなかったが、1995年頃から主要国でも採用されるようになった
- ・Dutot 算式(算術平均価格の比)については、ドイツ、フランス(一部品目)などで引き続き使用されている。一方、カナダは1995年、イタリアは1999年(連鎖指数化と同時)にDutot からJevons に変更したほか、韓国も2011年に一部品目でDutot からJevons への変更を実施
- ・Carli 算式(価格比の算術平均)は、H I C Pにおいて作成義務化当初(1997年)から禁止。Carli が主要算式だったイギリス・フランスはJevons 等へ変更^(注)。ボスキンレポート(1996年)を受け、米国も1999年にJevons へ変更
(注)イギリスは現在も長期時系列であるR P I (Carli 算式)を別途作成している

参考表 指数算式等の国際比較(2014年)

		日本		英国		フランス
		CPI	連鎖指数 (参考系列)	HICP	RPI	CPI、HICP
上位項目算式 (生鮮食品以外)	算式	ラスパイレス固定基準	ラスパイレス連鎖	ラスパイレス連鎖	ラスパイレス連鎖	ラスパイレス連鎖
	リンク時点	基準年の年平均	前年12月 ^(注1-1)	前年12月		前年12月
	ウエイトの改定頻度・参照時点(2014年指数)	5年に1回改定 2010年	毎年改定 2013年 ^(注1-2)	毎年改定 2012年 ^(注2-1)		毎年改定 2012年
	ウエイト改定頻度の変更状況	-		当初(1996年)から連鎖指数	1962年から連鎖指数に変更	1970年から連鎖指数に変更
上位項目算式(生鮮食品)		同上	ラスパイレス連鎖 (前年平均価格リンク) ^(注1-3)	同上		ラスパイレス連鎖(前年平均価格リンク) ^(注3-1)
生鮮食品ウエイトの月別・年間固定の別		月別		年間固定 ※2008年2月までは月別		月別 ※1998年家計調査よりウエイト作成
非調査月の価格(生鮮食品のうち季節品目)		ウエイト0(集計対象外)		類指数でインピュート。なお、非調査月のある生鮮食品は「桃」のみ		ウエイト0(集計対象外)
生鮮食品のウエイト		3.86% (2012年)		1.6% (2011年)		2.5% (1992年) ^(注3-2)
品目内指数算式		Dutot(2010年基準)		Jevons ※当初(1996年)からJevons	CarliとDutotの併用	JevonsとDutotの併用 ※1997年から採用。1996年まではCarliとDutotの併用

注) 1-1. 月次指数・2010年基準から変更
 1-2. 1月分公表時は前々年(2012年)ウエイトのまま公表し、2月分公表時に1月に遡って改定
 1-3. 2015年基準に向けた案
 2-1. HICPについては、前年12月リンクでCOICOPレベルのウエイト変動を反映。さらに1月リンクで品目レベルのウエイト変動・品目入れ替えを反映
 3-1. 生鮮魚介・生鮮野菜・生鮮果物・生花等に適用
 3-2. 2011年は魚介・野菜・果物(生鮮以外含む)で3.65%
 4-1. 同一品目内に夏物と冬物を組み合わせることで、非調査月の発生を回避

		イタリア	ドイツ		カナダ	米国	韓国
		NIC、HICP	HICP	CPI		CPI-U	
上位項目算式 (生鮮食品以外)	算式	ラスパイレス連鎖	ラスパイレス連鎖	ラスパイレス固定基準	ラスパイレス固定基準	ラスパイレス固定基準 ※2002 年からは別途、連鎖指数(C-CPI-U)を作成	ラスパイレス固定基準
	リンク時点	前年 12 月	前年 12 月	基準年の前年 12 月。ただし、魚介・野菜・果物・被服履物等は基準年の年平均	基準切替時点の前年 12 月	基準切替時点の前年 12 月	ウエイト参照年の年平均
	ウエイトの改定頻度・参照時点(2014 年指数)	毎年改定 2012 年	毎年改定 2012 年	5 年に 1 回改定 2010 年	2 年に 1 回改定 2011 年	2 年に 1 回改定 2011・12 年平均	5 年に 2 回改定 2012 年
	ウエイト改定頻度の変更状況	1999 年から連鎖指数に変更	2012 年から連鎖指数に変更	—	2013 年変更・2012 年まで 4 年に 1 回改定	2002 年変更・2001 年まで 10 年に 1 回改定	2013 年変更・2012 年まで 5 年に 1 回改定
上位項目算式(生鮮食品)		同上	同上	同上(基準年の年平均価格リンク)	同上	同上	同上
生鮮食品ウエイトの月別・年間固定の別		年間固定 ※2010 年までは月別	年間固定		年間固定 ※1973 年 3 月までは月別	年間固定	年間固定
非調査月の価格(生鮮食品のうち季節品目)		類内の他の季節品目指数でインピュート	季節野菜・果物は調査対象に含めない(2011 年以降)		類指数でインピュート	非調査月は生じない ^(注 4-1)	直近調査月の価格で保合
生鮮食品のウエイト		2.97% (2013 年)	(2.37%) (2010 年) (生鮮以外の魚介・野菜・果物含む)		2.00% (2011 年)	1.14% (2009・10 年)	4.06% (2012 年)
品目内指数算式		Jevons ※1999 年から採用。1998 年までは Dutot	Dutot		Jevons ※1995 年から採用。1994 年までは Dutot	Jevons ※1999 年から採用。1998 年までは Carli	Dutot ※複数の銘柄規定がある品目は Jevons (2011 年から)

