

経済財政分析ディスカッション・ペーパー

～連鎖基準方式による消費者物価指数の検討～

市橋寛久 長谷川昌士

*Economic Research Bureau*

CABINET OFFICE

内閣府政策統括官室（経済財政分析担当）

本稿は、政策統括官（経済財政分析担当）のスタッフ及び外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂くことを意図している。ただし、本稿の内容や意見は、執筆者個人に属するものである。

～連鎖基準方式による消費者物価指数の検討～

目次

要旨.....	1
1. はじめに.....	2
1-1 本論の課題	
1-2 本論の構成	
2. 固定基準方式による消費者物価指数のバイアス.....	3
2-1 バイアス発生のメカニズム	
2-2 2010年基準改定における消費者物価指数のバイアス	
3. 連鎖基準方式による消費者物価指数の算式と性質.....	7
3-1 連鎖基準ラスパイレス指数の指数算式	
3-2 連鎖基準方式による消費者物価指数の指数算式	
3-3 加法整合性の非成立と寄与度分解	
3-4 ドリフトの発生	
4. 連鎖基準方式による消費者物価指数におけるドリフトの検証.....	14
5. まとめ.....	17
参考文献	

## 連鎖基準方式による消費者物価指数の検討\*

市橋寛久<sup>†</sup> 長谷川昌士<sup>‡</sup>

### 【要旨】

物価水準を判断するための主要な指標の一つである消費者物価指数（CPI）は、指数算式に固定基準ラスパイレズ指数が採用されており、基準年から離れるに従って上方バイアスが生じる傾向が確認されている。他方、固定基準方式による消費者物価指数（固定CPI）の上方バイアスを解消し得る指数として、総務省統計局が参考指数として公表している「連鎖基準方式による消費者物価指数」（連鎖CPI）がある。本論では、足下の物価動向の適切な把握という観点から、固定CPIと連鎖CPIについて、主としてバイアスの側面から比較検討を行った。

本論での検討の結果、①連鎖CPIには、価格指数が上昇と下落を繰り返した場合などに固定CPIよりも上方に乖離（ドリフト）する性質があるものの、そのようなドリフトは部分的に見られるにとどまること、②耐久消費財の価格指数の低下が続く現在の状況下では、固定CPIの上方バイアスが大きく、全体としては常に連鎖CPIは固定CPIのバイアスを解消する方向に位置していること、が確認された。

このことから、耐久消費財の価格指数の低下が続く現下の状況では、足下の物価の動向をより適切に捉えるため、主系列である固定CPIに加えて、参考指数として公表されている連鎖CPIを重視していくことが適当と考えられる。

---

\* 本稿の作成に当たり、杉原茂内閣府官房審議官（経済財政分析担当）、堤雅彦内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（総括担当）付参事官補佐から適切な指導と有益な指摘をいただいた。ここに記して感謝したい。なお、あり得べき誤りはすべて著者の責任である。

<sup>†</sup> 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（総括担当）付政策企画専門職

<sup>‡</sup> 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（総括担当）付政策調査員

## 1. はじめに

### 1-1 本論の課題

消費者物価指数（以下「CPI」）が2009年中ごろから基調として緩やかな下落傾向を示すとともに、GDPギャップが大幅なマイナス圏内で推移するなど、日本経済は緩やかなデフレ状況が続いており、足下の物価の動向を適切に把握することが引き続き求められている。

他方、物価水準を判断するための主要な指標の一つであるCPIについては、2010年基準への改定に伴い、「生鮮食品を除く総合」（いわゆる「コア」）の前年同月比が2011年1月から6月の平均で▲0.6%ポイントの下方改定になるなど、基準年から離れるに従って上方バイアスが生じる傾向が確認されており、その傾向は基準改定のたびに拡大している<sup>1</sup>。このような中、CPIの作成・公表を行っている総務省統計局では、主系列である「固定基準方式によるCPI」（以下「固定CPI」）の他に、参考指数として「連鎖基準方式によるCPI」（以下「連鎖CPI」）の月次データを平成19年から公表している。固定CPIではウェイトと価格指数の基準が基準年に固定されるのに対して、連鎖CPIではそれらが毎年更新され、「消費構造の変化に迅速に対応することができる」（総務省統計局（2011-2））指数とされている。このため、連鎖CPIでは、固定CPIに見られる上方バイアスが解消され、足下の物価の動向をより適切に把握できるものと期待される。

そこで本論では、公表系列として利用可能な固定CPIと連鎖CPIについて、それぞれの指数算式を確認するとともに、主としてバイアスの側面について両指数を比較検討し、足下の物価動向の適切な把握という観点から考察する。

### 1-2 本論の構成

本論の構成は以下のとおりである。

第2節では、現行の固定CPIで採用されている固定基準ラスパイレス指数（以下「固定ラス指数」）についてバイアス発生のメカニズムを確認し、2010年基準への基準改定の際に見られた固定CPIのバイアスを検証する。

第3節では、ウェイトと価格指数の基準の更新によりバイアスの解消が期待される連鎖基準ラスパイレス指数（以下「連鎖ラス指数」）について、指数算式を確認するとともに、総務省統計局が参考指数として公表している連鎖CPIを紹介する。その後、連鎖ラス指数の問題点として指摘されている「加法整合性の非成立」と「上方ドリフト」について検討する。

続く第4節では、前節で論じた連鎖ラス指数の上方ドリフトについて、実際のCPIデータを用いて検証する。

最後に第5節では、以上の議論を踏まえ、固定CPIと連鎖CPIのバイアスについて、足下の物価動向の把握という観点から総括する。

---

<sup>1</sup> 過去の基準改定における前年同月比の改定幅は、1990年基準への改定で0.0%ポイント、1995年基準への改定で▲0.1%ポイント、2000年基準への改定で▲0.2%ポイント、2005年基準への改定で▲0.4%ポイントとなっている（総務省統計局（2011-1））。

## 2. 固定基準方式による消費者物価指数のバイアス<sup>2</sup>

本節では、まず、2-1において、固定ラス指数の上方バイアスの発生メカニズムを確認する。その上で、2-2において、昨年8月に実施された2010年基準への基準改定を取り上げ、固定CPIの上方バイアスを検証する。

### 2-1 バイアス発生のメカニズム

固定ラス指数による物価指数は、①基準時点に対する比較時点の価格の変化を、②基準時点の数量をウェイトとして加重算術平均することにより、指数化したものである。t期における品目iの価格を $p_t^i$ 、消費量を $q_t^i$ で表し、s期を基準としたt期の固定ラス指数を $I_s^t$ で表すと、0期を基準としたt期の固定ラス指数は以下により表される。

$$I_0^t = \frac{\sum_{i=1}^n p_t^i q_0^i}{\sum_{i=1}^n p_0^i q_0^i}$$

また、上式は、t期における品目iに対する支出額を $w_t^i (= p_t^i \times q_t^i)$ で表し、全ての品目に対する支出額の合計を $W_t (= \sum_{i=1}^n w_t^i)$ で表すと、支出額をウェイトとした加重算術平均として表される。

$$I_0^t = \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{p_t^i}{p_0^i} \right) w_0^i}{W_0} \quad (\text{式 2-1})$$

固定CPIは、式2-1に基づき、①当年当月の価格を基準時点の年平均価格で除した価格指数<sup>3</sup>を、②基準時点の年平均支出額をウェイトとして加重算術平均することにより、算出される。y年m月における品目iの価格を $p_{y,m}^i$ で、y年における品目iの年平均価格を $\bar{p}_y^i$ で表し、y年における品目iに対する年平均支出額を $w_y^i$ で、年平均支出額の全品目の合計を $W_y$ で表すと、0年を基準としたy年m月における固定CPIは、以下により表される。

$$CPI_0^{y,m} = \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{p_{y,m}^i}{\bar{p}_y^i} \right) w_0^i}{W_0} \quad (\text{式 2-2})$$

固定CPIは、指数算式に用いられる固定ラス指数の性質上、基準年から離れるに従っ

<sup>2</sup> 本論では、固定CPIのバイアスについて、連鎖CPIとの比較の観点から、指数算式に固定ラス指数を用いることに起因する部分に絞って論じる。CPIの計測誤差については、白塚(1998)において価格調査や品質調整の方法などを含めて包括的に論じられている。

<sup>3</sup> 物価指数を構成する個々の品目について、当期の価格を基準時の価格で除したもの $(p_t^i/p_0^i)$ を特に「価格指数」という。

て上方バイアスが生じることが広く指摘されている。実際、「生鮮食品を除く総合」(コア)について、2005年基準の固定CPIと2010年基準の固定CPIで比較すると、前者では基準年から6年経った2011年時点で相当程度の上方バイアスが生じていたことがわかる(図1(1))。また、内閣府で算出している「生鮮食品、石油製品その他特殊要因を除く総合」(いわゆる「コアコア」)<sup>4</sup>についても、同様の上方バイアスが確認できる(図1(1))。

このような固定ラス指数の上方バイアスは、以下のとおり「ウェイト要因」と「価格指数要因」によって生じる<sup>5</sup>。

固定ラス指数の前期比変化率を求めると、下式により表すことができる。ただし、 $P_t^i$ は0期を基準としたt期における品目iの価格指数( $p_t^i/p_0^i$ )を表す。

$$\frac{I_0^t - I_0^{t-1}}{I_0^{t-1}} = \frac{\sum_{i=1}^n P_t^i w_0^i - \sum_{i=1}^n P_{t-1}^i w_0^i}{I_0^{t-1} W_0} = \sum_{i=1}^n \frac{(P_t^i - P_{t-1}^i)}{I_0^{t-1}} \cdot \frac{w_0^i}{W_0} \quad (\text{式 2-3})$$

式2-3より、以下の2点がわかる。

まず、固定ラス指数の前期比変化率においては、各品目の価格指数の前期から今期にかけての変化( $P_t^i - P_{t-1}^i$ )が、各品目の基準時ウェイト( $w_0^i/W_0$ )で評価されることがわかる。しかし、各品目に対する家計の支出額は年々変化しており、基準時に固定されたウェイト $w_0^i$ は次第に実態から乖離する。このため、固定ラス指数では、①家計支出に占める割合が基準時に比べて高まっている品目の価格変化が過小に評価され、②家計支出に占める割合が基準時に比べて低下している品目の価格変化が過大に評価されることとなり、基準時から離れるに従って指数が実態を適切に反映しなくなる。特に携帯電話機など、家計の支出に占める割合が年々高まると同時に、技術進歩が速いため価格指数の低下も速い品目<sup>6</sup>では、その価格指数の低下が過小に評価され、固定CPIに上方バイアスをもたらしている(2-2において後述)。このような、ウェイトが基準時に固定されることに起因するバイアスを「ウェイト要因」によるバイアスと呼ぶことにする。

また、式2-3より、固定ラス指数の前期比変化率においては、各品目の価格指数の前期から今期にかけての変化( $P_t^i - P_{t-1}^i$ )が、総合指数( $I_0^{t-1}$ )を基準(分母)として評価され

<sup>4</sup>「生鮮食品、石油製品その他特殊要因を除く総合」(コアコア)は、コアから、特殊要因として、石油製品、電気代、都市ガス代、米類、切り花、鶏卵、固定電話通信料、診療代、介護料、たばこ、公立高校授業料、私立高校授業料を除いたもの。

<sup>5</sup>固定ラス指数のバイアスを、①ウェイトによる要因と、②価格指数による要因に分けて説明しているものとしては、日本銀行調査統計局(2002)などがある。

<sup>6</sup>CPIの目的は、個々の品目の価格変動から物価水準を測定することであり、調査サンプルの品質を一定に保つことが求められる。しかし実際には、技術進歩により市場に出回る財の品質が向上するなど、同一品質のサンプルを調査し続けることは難しい。そこで、CPIの価格指数の算出にあたっては、品質上昇による価格上昇分を相殺し、品質を一定に保つ調整(品質調整)が行われている。このため、CPIでは、品質の上昇は価格指数の低下として表れ、技術進歩が速い品目では価格指数の低下も速くなる。品質調整の具体的な方法については、総務省統計局(2011-2)を参照。

ることがわかる。このため、固定ラス指数では、①価格指数の水準が総合指数に対して高い品目 ( $P_{t-1}^i > I_{t-1}^0$  な品目) では価格指数の変化が相対的に大きく評価され、②価格指数の水準が総合指数に対して低い品目 ( $P_{t-1}^i < I_{t-1}^0$  な品目) では価格指数の変化が相対的に小さく評価されることとなる<sup>7</sup>。①は価格指数の上昇が続く品目の価格変化が過大に評価されることを意味し、②は価格指数の下落が続く品目の価格変化が過小に評価されることを意味し、ともに上方バイアスをもたらす。特に、近年、テレビをはじめとした耐久消費財の価格指数は低下が続いており、固定ラス指数に上方バイアスをもたらしている (2-2 において後述)。このような、価格指数の水準に起因するバイアスを「価格指数要因」によるバイアスと呼ぶことにする。

以上より、固定C P I に採用されている固定ラス指数には、「ウェイト要因」と「価格指数要因」により上方バイアスが生じる傾向があると整理することができる。

## 2-2 2010 年基準改定における消費者物価指数のバイアス

現行の固定C P I では、基準年が5年に一度改定され、ウェイトの更新と価格指数の100へのリセットが行われる。これにより、ウェイトは直近の家計支出を反映したものとなりウェイト要因によるバイアスは解消される。また、価格指数はすべて100にリセットされて総合指数に対して同水準となり、価格指数要因によるバイアスも解消される。そこで以下では、2011年8月に行われた2005年基準から2010年基準への改定を取り上げ、両C P I を比較することにより、2005年基準C P I に生じていたバイアスを検証する。

図1(2)に、2005年基準と2010年基準のコア及びコアコアの前年同月比の比較を示す。2005年基準コアは、2010年基準コアに対して0.6%ポイント(2011年1月～6月の平均)の上方バイアスが生じており、同時期のコアコアについても、前年同月比で0.7%ポイントの上方バイアスが生じていたことがわかる。

この点をより詳しく見るため、これらのバイアスを「ウェイト要因」と「価格指数要因」に分けて検証した。具体的には、品目ごとに、(A)2005年基準コアの前年同月比寄与度、(B)2010年基準コアの前年同月比寄与度、(C)2005年ウェイトを用いた2010年基準コアの前年同月比寄与度、の3系列を用い、「ウェイト要因=(C)-(B)」、「価格指数要因=(A)-(C)」と定義して求めた(表1)。また、コアコアについても同様の方法によりウェイト要因と価格指数要因を求めた。

まず、コア及びコアコアの分析結果を表2(1)に示す<sup>8</sup>。2005年基準では、コア及びコアコアの両方で、ウェイト要因及び価格指数要因により上方バイアスが生じており、また、ウェイト要因よりも価格指数要因によるバイアスの方がやや大きいことが確認できる。

なお、2011年1月～3月については、コアでは価格指数要因が大きなプラスを示し、それを相殺するようにウェイト要因がマイナスとなっているのに対し、同時期のコアコアではこのような動きは見られない。これは、2010年4月から実施された高校授業料無償化の影響が、コアの前年同月比には含まれる一方、高校授業料を特殊要因として除いているコ

<sup>7</sup> 注15の数値例参照。

<sup>8</sup> 価格指数からコアを積算しているため、前年同月比の値は公表値と異なる場合がある。

アコアには含まれないためである<sup>9</sup>。

次に、表2(2)に各月の品目ごとの対コア寄与度の分析結果を示す。これより、2005年基準コアにおける上方バイアスの主要因は、テレビ、ビデオレコーダー<sup>10</sup>、パソコン、電気冷蔵庫といった耐久消費財であったことがわかる。このうち、テレビ以外の品目については、ウェイト要因よりも価格指数要因が大きい。2005年基準の各価格指数の水準を2011年6月時点で見ると、ビデオレコーダーで18.9、パソコン(ノート型)で9.9、電気冷蔵庫で38.2といずれも大きく低下しており、価格指数要因による上方バイアスが大きかったことを裏付けている。他方、テレビについては、価格指数要因も非常に大きいものの、それ以上にウェイト要因が大きい。これは、ウェイトが2005年基準の37から2010年基準で97に上昇したため、2010年基準において価格指数の低下が大きく評価されたことによる。もっとも、この点については、2010年はエコポイント制度による需要の押し上げや地上デジタル放送への移行に備えた買い替えの影響によりテレビのウェイトが例年より高くなっていることから<sup>11</sup>、2010年基準の下落は過大に評価されている可能性がある<sup>12</sup>。

また、価格指数の低下が過小に評価された耐久消費財とは逆に、たばこでは、価格指数の上昇が過大に評価されるという上方バイアスが生じていたことがわかる。すなわち、2005年基準のたばこの価格指数の水準は、2011年6月時点で152.1と高かったため、指数の上昇が他の品目よりも相対的に大きく評価され、価格指数要因による上方バイアスをもたらしていたことがわかる。

その他の特徴的な結果としては、携帯電話機においてウェイト要因による上方バイアスが見られる<sup>13</sup>。これは、携帯電話機のように、家計支出に占めるウェイトが高まると同時に価格指数の低下が進む品目では、基準時に固定されたウェイトが実態を適切に反映しなくなることを表している。

---

<sup>9</sup>公立高校授業料の価格指数は、2005年基準で2010年3月：104.2→4月：1.6と102.6低下したのに対して、2010年基準では2010年3月：382.2→4月：5.9と376.3低下した。これは、2010年基準では2010年の年平均が100になるように各月の価格指数が調整された結果、無償化前の1月～3月の指数が非常に大きくなったことによる。このため、総合指数に対する価格指数の低下は2005年基準より2010年基準で大きくなり、2005年基準で価格指数要因による上方バイアスが生じていると計測された。また、高校授業料に対する家計の支出額も低下したため、ウェイトは2005年基準から2010年基準への改定で38→7と低下した。このため、2010年基準よりも2005年基準で価格指数の低下が大きく評価され、その結果、2005年基準でウェイト要因による下方バイアスが生じていると計測された。

<sup>10</sup> 2005年基準における名称は「DVDレコーダー」。

<sup>11</sup> 『家計調査』(総務省)における二人以上世帯のテレビへの年平均支出額を見ると、2005年11,502円、2006年13,864円、2007年14,806円、2008年16,546円、2009年21,862円、2010年30,168円、2011年12,985円と、2010年をピークに急落している。

<sup>12</sup> 2010年基準の固定CPIでは、ウェイトが2010年時点に固定されるため、今後もテレビの下落は大きく評価され続けることに留意が必要である。

<sup>13</sup> 携帯電話機については、2010年基準への改定の際に価格指数のモデル式(※)が変更されている。ここで行った分析では、モデル式変更の影響を個別に抽出していないため、その影響については別途考慮する必要がある。

(※)モデル式とは、料金体系が多様で購入条件によって価格が異なる品目について、モデルケースなどに基づき指数を算出するための計算式。詳細は総務省統計局(2011-2)を参照。



以上をまとめると、2005 年基準固定 C P I の上方バイアスについて、①コア・コアコアで見ると、ウェイト要因・価格指数要因ともに上方バイアスをもたらす方向に作用している、②品目ごとに見ると、テレビ、パソコン、電気冷蔵庫等の耐久消費財において特に上方バイアスが大きい、③（テレビのウェイト要因が過大であることを加味すれば）ウェイト要因よりも価格指数要因による上方バイアスの方が全体的に大きい、ことが確認された。

### 3. 連鎖基準方式による消費者物価指数の算式と性質

前節では、ウェイト要因と価格指数要因により固定 C P I に上方バイアスが生じていることを確認した。本節では、固定 C P I の上方バイアスを解消し得る指数として、ウェイトと価格指数の基準が毎年更新される連鎖 C P I を取り上げる。

まず、3-1 で連鎖ラス指数の指数算式を紹介し、固定ラス指数のバイアスを解消し得る指数となっていることを確認する。次に、3-2 で、連鎖ラス指数を用いた連鎖 C P I の指数算式を紹介する。その上で、3-3 と 3-4 で、連鎖ラス指数の課題としてしばしば指摘される加法整合性の非成立と指数のドリフトについてそれぞれ論じる。

#### 3-1 連鎖基準ラスパイレース指数の指数算式

連鎖ラス指数による物価指数は、隣接二時点間の固定ラス指数を基準時点から比較時点まで順に掛け合わせて求められる<sup>14</sup>。すなわち、連鎖ラス指数は、①当期の価格を前期の価格で除した価格指数を求め、②当該価格指数を前期のウェイトで加重算術平均した固定ラス指数（これを特に「連環指数」という。）を求め、③この連環指数を基準時点から比較時点まで順に掛け合わせることで、算出される。0 期を基準とした t 期の連鎖ラス指数  $I_0^t$  は、以下により表される。

$$\begin{aligned}
 I_0^t &= I_0^1 \times I_1^2 \times \dots \times I_{t-2}^{t-1} \times I_{t-1}^t = \frac{\sum_{i=1}^n p_1^i q_0^i}{\sum_{i=1}^n p_0^i q_0^i} \times \frac{\sum_{i=1}^n p_2^i q_1^i}{\sum_{i=1}^n p_1^i q_1^i} \times \dots \times \frac{\sum_{i=1}^n p_{t-1}^i q_{t-2}^i}{\sum_{i=1}^n p_{t-2}^i q_{t-2}^i} \times \frac{\sum_{i=1}^n p_t^i q_{t-1}^i}{\sum_{i=1}^n p_{t-1}^i q_{t-1}^i} \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{p_1^i}{p_0^i} \right) w_0^i}{W_0} \times \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{p_2^i}{p_1^i} \right) w_1^i}{W_1} \times \dots \times \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{p_{t-1}^i}{p_{t-2}^i} \right) w_{t-2}^i}{W_{t-2}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} \right) w_{t-1}^i}{W_{t-1}} \quad (\text{式 3-1})
 \end{aligned}$$

※ 各  $I_0^1, I_1^2, \dots, I_{t-2}^{t-1}, I_{t-1}^t$  を「連環指数」という。

固定ラス指数では、比較時点の価格が常に基準時点の価格と比較され、常に基準時点のウェイトを用いて加重されるのに対して（式 2-1 参照）、連鎖ラス指数では、比較時点の価格は前期の価格と比較され、前期のウェイトを用いて加重される（式 3-1）。このように、連鎖ラス指数は、ウェイトと価格指数の基準が每期更新され、固定ラス指数よりも足下の動きを反映しやすく、固定ラス指数のバイアスを解消し得る指数となっている。

ここで、連鎖ラス指数の前期比変化率を求めると、以下により表すことができる。

<sup>14</sup> 正確に言えば、「連鎖基準方式」とは「指数算式のつなぎ方」であって指数算式そのものではない。従って、パーシェ指数やフィッシャー指数を連鎖基準方式でつないだ「連鎖パーシェ指数」や「連鎖フィッシャー指数」などもある。

$$\begin{aligned} \frac{I_0^t - \bar{I}_0^{t-1}}{I_0^{t-1}} &= \frac{I_0^1 \times I_1^2 \times \dots \times I_{t-2}^{t-1} \times I_{t-1}^t - I_0^1 \times I_1^2 \times \dots \times I_{t-2}^{t-1}}{I_0^1 \times I_1^2 \times \dots \times I_{t-2}^{t-1}} = I_{t-1}^t - 1 = \sum_{i=1}^n \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} \cdot \frac{w_{t-1}^i}{W_{t-1}} - \sum_{i=1}^n \frac{w_{t-1}^i}{W_{t-1}} \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{(p_t^i - p_{t-1}^i)}{p_{t-1}^i} \cdot \frac{w_{t-1}^i}{W_{t-1}} = \sum_{i=1}^n \frac{(P_t^i - P_{t-1}^i)}{P_{t-1}^i} \cdot \frac{w_{t-1}^i}{W_{t-1}} \quad (\text{式 3-2}) \end{aligned}$$

式 2-3 と式 3-2 を比較すると、以下の 2 点がわかる。

まず、固定ラス指数では各品目の価格指数の変化 ( $P_t^i - P_{t-1}^i$ ) が基準時点のウェイト ( $w_0^i/W_0$ ) により評価されたのに対して、連鎖ラス指数では前期のウェイト ( $w_{t-1}^i/W_{t-1}$ ) により評価される。このため、連鎖ラス指数では、各価格指数の変化が直近のウェイトで評価され、固定ラス指数に見られたウェイト要因によるバイアスを解消し得る。

また、固定ラス指数では各品目の価格指数の変化 ( $P_t^i - P_{t-1}^i$ ) が前期の総合指数 ( $I_0^{t-1}$ ) を基準 (分母) として評価されたのに対して、連鎖ラス指数では前期の当該価格指数 ( $P_{t-1}^i$ ) を基準 (分母) として評価される。このため、連鎖ラス指数では、各価格指数の変化が当該価格指数の水準に依存することなく均等に評価され、固定ラス指数に見られた価格指数要因によるバイアスを解消し得る<sup>15</sup>。

このように、ウェイトと価格指数の基準が每期更新される連鎖ラス指数は、ウェイト要因と価格指数要因による固定ラス指数のバイアスを解消し得る指数となっている。従って、連鎖ラス指数を用いた連鎖 C P I では、足下の物価の動向をより適切に把握できるものと期待される。

### 3-2 連鎖基準方式による消費者物価指数の指数算式

C P I の作成・公表を行っている総務省統計局は、平成 19 年より参考指数として連鎖ラス指数を用いた連鎖 C P I を月次で中分類まで公表している<sup>16</sup>。

厳密な意味での連鎖ラス指数を月次で作成するには、ウェイトと価格指数の基準を毎月更新する必要がある。しかしながら、連鎖 C P I では、ウェイトには前年の年平均支出額、価格指数の基準には前年 12 月の価格を用いており、それぞれの更新は年に一度行われる。このため、連鎖 C P I は、月次の指数ではあるものの、指数算式上はむしろ毎年 12 月を境目とした暦年単位の連鎖ラス指数に近い構造となっている。具体的には、連鎖 C P I は、①当年当月の価格を前年 12 月の価格で除した価格指数を求め、②当該価格指数を前年の年平均ウェイトで加重算術平均した連環指数を求め、③前年までの各 12 月の連環指数を順に

<sup>15</sup> 例えば、前期の総合指数が 100 の時、指数を構成するある財 A の価格指数が 200 から 160 に、財 B の価格指数が 50 から 40 に低下したとする。この時、連鎖ラス指数では、総合指数における財 A・B の変化は、それぞれ  $(160-200)/200=-20\%$ 、 $(40-50)/50=-20\%$  と、各価格指数の水準に依存することなく等しく  $-20\%$  と評価される。他方、固定ラス指数では、総合指数における財 A・B の変化は、それぞれ  $(160-200)/100=-40\%$ 、 $(40-50)/100=-10\%$  と、価格指数の水準が高い財 A の変化が大きく評価され、価格指数の水準が低い財 B の変化が小さく評価される。

<sup>16</sup> 2010 年基準の連鎖 C P I は、2012 年 3 月 30 日から公表が開始される。

掛け合わせたものに当年当月の連環指数を掛けることによって、算出される<sup>17</sup>。y年m月の連環指数を $I_{y-1}^{y,m}$ で表し、s年を基準としたy年m月の連鎖CPIを $\overline{CPI}_s^{y,m}$ で表すと、0年を基準としたy年m月の連鎖CPIは以下により表される。

$$I_{y-1}^{y,m} = \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{p_{y,m}^i}{p_{y-1,12}^i} \right) w_{y-1}^i}{W_{y-1}}$$

$$\begin{aligned} \overline{CPI}_0^{y,m} &= I_0^{1,12} \times I_1^{2,12} \times \dots \times I_{y-2}^{y-1,12} \times I_{y-1}^{y,m} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{p_{1,12}^i}{p_{0,12}^i} \right) w_0^i}{W_0} \times \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{p_{2,12}^i}{p_{1,12}^i} \right) w_1^i}{W_1} \times \dots \times \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{p_{y-1,12}^i}{p_{y-2,12}^i} \right) w_{y-2}^i}{W_{y-2}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{p_{y,m}^i}{p_{y-1,12}^i} \right) w_{y-1}^i}{W_{y-1}} \end{aligned}$$

なお、実際の連鎖CPIの算出には、価格データ $p_{y,m}^i$ ではなく、0年の年平均価格を基準とした価格指数 $P_{y,m}^i = p_{y,m}^i / \overline{p}_0^i$ が用いられる。

$$\overline{CPI}_0^{y,m} = \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{P_{1,12}^i}{P_{0,12}^i} \right) w_0^i}{W_0} \times \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{P_{2,12}^i}{P_{1,12}^i} \right) w_1^i}{W_1} \times \dots \times \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{P_{y-1,12}^i}{P_{y-2,12}^i} \right) w_{y-2}^i}{W_{y-2}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{P_{y,m}^i}{P_{y-1,12}^i} \right) w_{y-1}^i}{W_{y-1}}$$

### 3-3 加法整合性の非成立と寄与度分解

3-1では、連鎖ラス指数は固定ラス指数のバイアスを解消し得る指数となっていることを確認した。他方、連鎖ラス指数には、①加法整合性の非成立、②指数のドリフトといった問題点が指摘されている。以下では、これらの点について順に見ていく。

固定ラス指数は、単純な加重算術平均によって求められるため、下位分類指数と上位分類指数の間で加法整合性が成立する。他方、連鎖ラス指数は、連環指数を順に掛け合わせて求められるため、指数算式に掛け算のプロセスが入り、下位分類指数と上位分類指数の間で加法整合性が成立しない。このため、連鎖ラス指数では、下位分類指数（例えば中分類指数）を加重平均により統合しても上位分類指数（例えば総合指数）に一致しない。また、同様に、上位分類指数から下位分類指数への寄与度分解もできない（ただし、前期比変化率については寄与度分解ができる（後述））。

このうち、下位分類指数から上位分類指数への統合については、下位分類指数の各系列を前期の指数で除して個々の連環指数に分解し、連環指数段階で統合したうえで掛け合わせるにより、上位分類指数を得ることができる（詳細は参考参照）。

また、上位分類指数から下位分類指数への寄与度分解については、前期比変化率では掛け合わされた連環指数が全て割り算で相殺されるため、寄与度分解ができる（式3-2参照）。

<sup>17</sup> ここで紹介した連鎖CPIの算出方法は2010年基準に基づく。2005年基準の連鎖CPIでは、価格指数の基準に前年の年平均価格が用いられ、連環指数には年平均連環指数が用いられており、2010年基準とは算出方法が異なる（詳細は総務省統計局(2006)参照）。

総務省統計局が公表している連鎖CPIは、月次の指数ではあるものの、指数の構造としては毎年12月を境目とした暦年単位の連鎖ラス指数に近く、指数算式上の「前期」は、「前月」よりもむしろ「前年」にあたる。このため、連鎖CPIでは、以下の方法により「前年同月比」の寄与度分解を行うことができる<sup>18, 19</sup>。

$$\begin{aligned}
\frac{\overline{CPI}_0^{y,m} - \overline{CPI}_0^{y-1,m}}{\overline{CPI}_0^{y-1,m}} &= \frac{I_0^{1,12} \times \dots \times I_{y-3}^{y-2,12} \times I_{y-2}^{y-1,12} \times I_{y-1}^{y,m} - I_0^{1,12} \times \dots \times I_{y-3}^{y-2,12} \times I_{y-2}^{y-1,m}}{I_0^{1,12} \times \dots \times I_{y-3}^{y-2,12} \times I_{y-2}^{y-1,m}} \\
&= \frac{I_{y-2}^{y-1,12} \times I_{y-1}^{y,m} - I_{y-2}^{y-1,m}}{I_{y-2}^{y-1,m}} = \frac{I_{y-2}^{y-1,12} \times I_{y-1}^{y,m} - I_{y-2}^{y-1,m} + I_{y-2}^{y-1,12} - I_{y-2}^{y-1,12}}{I_{y-2}^{y-1,m}} \\
&= \frac{I_{y-2}^{y-1,12} (I_{y-1}^{y,m} - 1) + (I_{y-2}^{y-1,12} - I_{y-2}^{y-1,m})}{I_{y-2}^{y-1,m}} \\
&= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{P_{y,m}^i}{P_{y-1,12}^i} \right) w_{y-1}^i}{W_{y-1}} - 1 \right\} \frac{I_{y-2}^{y-1,12}}{I_{y-2}^{y-1,m}} \\
&\quad + \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{P_{y-1,12}^i}{P_{y-2,12}^i} \right) w_{y-2}^i}{W_{y-2}} - \frac{\sum_{i=1}^n \left( \frac{P_{y-1,m}^i}{P_{y-2,12}^i} \right) w_{y-2}^i}{W_{y-2}} \right\} \frac{1}{I_{y-2}^{y-1,m}} \\
&= \left\{ \sum_{i=1}^n \left( \frac{P_{y,m}^i - P_{y-1,12}^i}{P_{y-1,12}^i} \right) \frac{w_{y-1}^i}{W_{y-1}} \right\} \frac{I_{y-2}^{y-1,12}}{I_{y-2}^{y-1,m}} + \left\{ \sum_{i=1}^n \left( \frac{P_{y-1,12}^i - P_{y-1,m}^i}{P_{y-2,12}^i} \right) \frac{w_{y-2}^i}{W_{y-2}} \right\} \frac{1}{I_{y-2}^{y-1,m}}
\end{aligned}$$

上式より、連鎖CPIの前年同月比の寄与度は、指数の継ぎ目となる12月を境に、①前年12月を基準とした前年12月から当年当月までの変化（上式第1項）と、②前々年12月を基準とした前年当月から前年12月までの変化（上式第2項）、の加重和として求められることがわかる（図2）。

以上のように、連鎖ラス指数における加法整合性の非成立は、指数の扱いや分析を煩雑にする側面があるものの、指数の分析を不可能にするほど深刻な課題ではない。

<sup>18</sup> 消費者物価指数の公式系列に連鎖ラス指数を用いているイギリスの消費者物価マニュアル（Office for National Statistics(2010)）を参考に算出した。また、Brunetti(2010)においても、同様の寄与度分解の方法が紹介されている。

<sup>19</sup> ここで紹介した寄与度分解の方法は、2010年基準の連鎖CPIに即している。2005年基準の連鎖CPIでは、価格指数の基準に前年の年平均価格が用いられ、連環指数には年平均連環指数が用いられている。このため、2005年基準の連鎖CPIの前年同月比の寄与度分解を行うには、式内の12月の価格指数の部分年平均価格指数に、12月の連環指数の部分年平均連環指数に、それぞれ置き換える必要がある。

### 3-4 ドリフトの発生

連鎖ラス指数は、固定ラス指数の上方バイアスを解消し得る指数となっている。しかしその一方、連鎖ラス指数は却って固定ラス指数よりも上方に乖離（ドリフト）する傾向があるとの指摘が古くからなされ、議論がされている<sup>20</sup>。そこで、本項と次節では、この連鎖ラス指数のドリフトについて検討する。

まず、本論では、連鎖ラス指数のドリフトを「連鎖ラス指数が固定ラス指数の上方に位置すること」と定義する。また、固定ラス指数が連鎖ラス指数より上方に位置している状態を「固定ラス指数に上方バイアスが生じている」と呼ぶ。つまり、連鎖ラス指数をより真の物価に近い指数と見做し、これを基準として固定ラス指数が乖離した状態をバイアスと定義する。これは、3-1で確認したとおり、連鎖ラス指数においては、指数算式上、固定ラス指数に見られるバイアスが解消されていると期待されるからである。このような見方に立てば、連鎖ラス指数の上方ドリフトも、連鎖ラス指数が固定ラス指数の上方に乖離しているのではなく、固定ラス指数に下方バイアスが生じていると見るべきかもしれない。しかし、図1に示したとおり、固定ラス指数には明らかな上方バイアスの傾向があり、また、固定ラス指数が、いわゆる「生計費指数(cost of living index)」<sup>21</sup>より常に大きな値を示すこと<sup>22</sup>を考え合わせると、やはり、連鎖ラス指数の上方ドリフトは好ましい性質ではないと考えるべきである。従って、以下の議論は、連鎖ラス指数は固定ラス指数のバイアスを解消し得る指数ではあるが、ドリフトについては好ましい性質ではないという考えに立って展開される。

連鎖ラス指数にドリフトが生じ得ることを簡単な数値例で確認しておく（図3）。財Aと財Bの2種類の財から物価指数を算出する場合を考える。財Aの価格は期間を通じて100のまま一定とし、消費量は5のまま一定とする。他方、財Bの価格は100と50の間で上昇・下落を繰り返す、それに伴い消費量も5と10の間で下落・上昇を繰り返すとする。また、財A、財Bともに、ウェイト（支出額＝価格×消費量）は期間を通じて500で一定とする。

以上の想定の下で求めた固定ラス指数と連鎖ラス指数を図3に示す。これより、財Bの価格が上昇と下落を繰り返すに従って、連鎖ラス指数が固定ラス指数の上方に乖離していくことがわかる。また、基準時点と同じ状態（財Aの価格100、消費量5、財Bの価格100、消費量5）に戻った第4期について見ると、固定ラス指数が基準時点と同じ1を示すのに対して、連鎖ラス指数は基準時点より大きな1.27を示している。同じ状態では指数が同じ値を示すことを期待すれば、連鎖ラス指数が上方に乖離していると見ることができる。このように、財の価格が上昇と下落を繰り返す場合、連鎖ラス指数に上方ドリフトが生じる

<sup>20</sup> アレン(1977)、森田(1989)など。なお、これらでは、理論的・実証的な裏付けが薄弱であるとして、連鎖ラス指数のドリフトには否定的な見解を示している。

<sup>21</sup> 基準時点の効用と同水準の効用を実現するために要する最小費用の変化を指数化したものを「生計費指数」と言う。生計費指数は、CPIのバイアスを計測する際の主要な基準と考えられている(Moulton(1996)、ILO(2004)Ch. 11)。

<sup>22</sup> ラスパイレス指数では各品目の消費数量の組み合わせが基準時点に固定されるため、(偶然の場合を除いて)基準時点と同水準の効用を実現するための最適な消費組合せとはならない。このため、ラスパイレス指数における比較時点の支出額は最小費用よりも過大となり、「ラスパイレス指数 $\geq$ 生計費指数」という関係が成り立つ(白塚(1998))。

ことが確認できる。

以下では、連鎖ラス指数で上方ドリフトが生じる条件を導く<sup>23</sup>。

連鎖ラス指数と固定ラス指数の前期比変化率を比べたとき、「連鎖ラス指数の前期比変化率 > 固定ラス指数の前期比変化率」という状態が続けば、連鎖ラス指数は固定ラス指数に対して上方に乖離していく。そこで式 3-2 から式 2-3 を引くと、以下の関係が得られる。

$$\begin{aligned} \frac{\bar{I}_0^t - \bar{I}_0^{t-1}}{\bar{I}_0^{t-1}} - \frac{I_0^t - I_0^{t-1}}{I_0^{t-1}} &= \sum_{i=1}^n \frac{(P_t^i - P_{t-1}^i)}{P_{t-1}^i} \cdot \frac{w_{t-1}^i}{W_{t-1}} - \sum_{i=1}^n \frac{(P_t^i - P_{t-1}^i)}{I_0^{t-1}} \cdot \frac{w_0^i}{W_0} \\ &= \sum_{i=1}^n (P_t^i - P_{t-1}^i) \left( \frac{1}{P_{t-1}^i} \cdot \frac{w_{t-1}^i}{W_{t-1}} - \frac{1}{I_0^{t-1}} \cdot \frac{w_0^i}{W_0} \right) \quad (\text{式 3-3}) \end{aligned}$$

連鎖ラス指数に上方ドリフトが生じるのは、式 3-3 が正の値を示す状態が続く場合である。それは即ち、指数を構成する品目の多くで以下の条件のいずれかが成り立つ状態が続く場合である。

<条件 1 >

$$P_t^i > P_{t-1}^i \quad \text{かつ} \quad \frac{w_{t-1}^i / w_0^i}{W_{t-1} / W_0} > \frac{P_{t-1}^i}{I_0^{t-1}}$$

<条件 2 >

$$P_t^i < P_{t-1}^i \quad \text{かつ} \quad \frac{w_{t-1}^i / w_0^i}{W_{t-1} / W_0} < \frac{P_{t-1}^i}{I_0^{t-1}}$$

これらの条件のうち、最初の関係式は、当該品目の価格指数が前期から今期にかけて上昇局面 ( $P_t^i > P_{t-1}^i$ ) にあるのか、下落局面 ( $P_t^i < P_{t-1}^i$ ) にあるのかを示している。

また、2つ目の関係式は、当該品目におけるウェイトの更新の効果 ( $\frac{w_{t-1}^i / w_0^i}{W_{t-1} / W_0}$ ) と価格指数の基準の更新の効果 ( $\frac{P_{t-1}^i}{I_0^{t-1}}$ ) の相対的な関係を示している。

ここで、単純化のため、①価格指数要因によるバイアスがない場合 ( $P_{t-1}^i / I_0^{t-1} = 1$ ) と、②ウェイト要因によるバイアスがない場合 ( $\frac{w_{t-1}^i / w_0^i}{W_{t-1} / W_0} = 1$ ) に分けて考える。

まず、前者(①)の場合、条件 1・条件 2 は以下のとおり書き換えることができる。

<sup>23</sup> ここでは、ドリフトの短期的な発生条件を論じる。長期的な傾向については、例えばアレン(1977)で論じられている。

<条件 1' >

$$P_t^i > P_{t-1}^i \quad \text{かつ} \quad \frac{w_{t-1}^i}{W_{t-1}} > \frac{w_0^i}{W_0}$$

<条件 2' >

$$P_t^i < P_{t-1}^i \quad \text{かつ} \quad \frac{w_{t-1}^i}{W_{t-1}} < \frac{w_0^i}{W_0}$$

条件 1' は、品目  $i$  の価格指数の上昇局面において、品目  $i$  の前期ウェイト ( $w_{t-1}^i/W_{t-1}$ ) が基準時ウェイト ( $w_0^i/W_0$ ) よりも高まっている場合を指している。この場合、前期ウェイトを用いる連鎖ラス指数では、基準時ウェイトを用いる固定ラス指数よりも価格指数の上昇が大きく評価され、連鎖ラス指数に上方ドリフトが生じることとなる。

また、条件 2' は、品目  $i$  の価格指数の下落局面において、品目  $i$  の前期ウェイト ( $w_{t-1}^i/W_{t-1}$ ) が基準時ウェイト ( $w_0^i/W_0$ ) よりも低下している場合を指している。この場合、連鎖ラス指数では価格指数の低下が固定ラス指数よりも小さく評価され、連鎖ラス指数に上方ドリフトが生じることとなる。

このように、連鎖ラス指数では、ウェイトが每期更新されることで、価格指数の上昇（下落）が固定ラス指数よりも却って大きく（小さく）評価されることがあり、そのような場合に連鎖ラス指数に上方ドリフトが生じる。

また、後者(②)の場合、条件 1・条件 2 は以下のとおり書き換えることができる。

<条件 1'' >

$$P_t^i > P_{t-1}^i \quad \text{かつ} \quad P_{t-1}^i < I_0^{t-1}$$

<条件 2'' >

$$P_t^i < P_{t-1}^i \quad \text{かつ} \quad P_{t-1}^i > I_0^{t-1}$$

条件 1'' は、品目  $i$  の価格指数の上昇局面において、品目  $i$  の前期の価格指数  $P_{t-1}^i$  が総合指数  $I_0^{t-1}$  よりも小さい場合を指している。この場合、 $P_{t-1}^i$  を基準（分母）として価格指数の変化を評価する連鎖ラス指数では、 $I_0^{t-1}$  を基準（分母）として評価する固定ラス指数よりも価格指数の上昇が大きく評価され、連鎖ラス指数に上方ドリフトが生じることとなる。

また、条件 2'' は、品目  $i$  の価格指数の下落局面において、品目  $i$  の前期の価格指数  $P_{t-1}^i$  が総合指数  $I_0^{t-1}$  よりも大きい場合を指している。この場合、連鎖ラス指数では価格指数の低下が固定ラス指数よりも小さく評価され、連鎖ラス指数に上方ドリフトが生じることとなる。

このように、連鎖ラス指数では、価格指数の基準が每期更新されることで、価格指数の上昇（下落）が固定ラス指数よりも却って大きく（小さく）評価されることがあり、そのような場合に連鎖ラス指数の上方ドリフトは生じる。条件 1'' は価格が下落から上昇に転じた場合に生じやすく、条件 2'' は価格が上昇から下落に転じた場合に生じやすいことから、先の数値例で見たとおり、価格が上昇と下落を繰り返す場合に連鎖ラス指数は固定ラ

ス指数に対して上方にドリフトしやすいことがわかる<sup>24</sup>。

以上のように、連鎖ラス指数のドリフトは、ウェイトと価格指数の基準の更新によって、価格指数の上昇（下落）が固定ラス指数よりも却って大きく（小さく）指数化されることによって生じることがわかる。ただし、上記の条件が整えばドリフトは生じるが、そのような条件が実際に整いやすいか否かはデータに問うべきものである。そこで次節では、CPIの実データを用いて、連鎖CPIに実際にドリフトが見られるか、見られるとしたらそれがどの程度深刻な問題かといった点を検証する。

#### 4. 連鎖基準方式による消費者物価指数におけるドリフトの検証

前節では、連鎖ラス指数の指数算式を紹介するとともに、連鎖ラス指数は固定ラス指数に対して上方にドリフトし得ることを確認した。本節では、実際の連鎖CPIのデータを用いて、このドリフトの問題を検証する。

連鎖ラス指数を用いた連鎖CPIは、2005年基準から、生鮮食品を除く総合（以下「連鎖コア」）の系列について月次の中分類指数が公表されている。まず、図4(1)に固定CPIによるコア（以下「固定コア」）と連鎖コアを示す。これより、全期間を通じて固定コアが連鎖コアに対して上方に位置しており、固定コアに上方バイアスが生じていること（言い換えれば、連鎖コアでは固定コアの上方バイアスが解消されていること）が確認でき、連鎖コアに上方ドリフトは見られないことがわかる。

また、図4(2)に大分類ごとの連鎖CPIと固定CPIを示す。これより、各分類を概ね以下の4つに整理することができる。

##### 【① 固定CPIが連鎖CPIに対して上方に乖離していく類】

大分類の「家具・家事用品」、「教養娯楽」がこれに当たる。これらの類では、基準年から離れるに従って固定CPIに大きな上方バイアスが生じており、連鎖CPIに上方ドリフトは見られない。

##### 【② 連鎖CPIが固定CPIに対してほぼ重なるか若干下に位置する類】

大分類の「生鮮除く食料」、「住居」、「被服及び履物」、「諸雑費」がこれに当たる。これらの類では、固定CPIにわずかな上方バイアスが見られ、連鎖CPIに上方ドリフトは見られない。

##### 【③ 連鎖CPIが固定CPIに対して部分的に上方に位置する類】

大分類の「光熱・水道」、「交通・通信」、「教育」がこれに当たる。これらの類では、部分的に連鎖CPIに上方ドリフトが生じている。

##### 【④ 連鎖CPIが固定CPIに対して恒常的に上方に位置する類】

大分類の「保健医療」がこれに当たる。この項目では、恒常的に連鎖CPIに上方ドリフトが生じている。ただし、指数にして最大0.2程度の上振れであり、絶対値として乖離幅は大きくない。

以上より、次の2点がわかる。

---

<sup>24</sup> 先の数値例では、2期と4期に財Bで条件1”が整ったため連鎖ラス指数にドリフトが生じた（図3参照）。



まず、固定CPIの上方バイアスは、価格指数の低下が激しい白物家電やテレビ、パソコンなどの耐久消費財を含む「家具・家事用品」、「教養娯楽」の類で非常に大きい、それ以外の項目では部分的に見られるにとどまることがわかる。

また、連鎖CPIの上方ドリフトは、価格指数の変動が激しい「保健医療」の類で恒常的に見られる他は、原油価格が急落した2009年の「光熱・水道」、「交通・通信」<sup>25</sup>の類及び高校授業料が無償化された2010年の「教育」で部分的に見られるにとどまり、それ以外の類では見られないことがわかる。

これらの点を詳しく見るため、コア及び各大分類指数について、固定CPIと連鎖CPIの乖離を、2-2と同様の方法を用いて「ウェイト要因」と「価格指数要因」に分解した。即ち、(A)固定CPIの前年同月比寄与度、(B)連鎖CPIの前年同月比寄与度、(C)ウェイトを基準時に固定した連鎖CPIの前年同月比寄与度、の3系列を用い、「ウェイト要因=(C)-(B)」、「価格指数要因=(A)-(C)」として求めた(表3)<sup>26</sup>。これより、ウェイト要因がプラスとなれば、固定CPIにウェイト要因による上方バイアスが生じていることを意味し、逆にマイナスになれば、連鎖CPIでウェイトが更新されたことによる上方ドリフトが生じていることを意味する。また、価格指数要因がプラスとなれば、固定CPIに価格指数要因による上方バイアスが生じていることを意味し、逆にマイナスになれば、連鎖CPIで価格指数の基準が更新されたことによる上方ドリフトが生じていることを意味する。

まず、図5(1)にコアの分析結果を示す。これより、固定コアの上方バイアスは主として価格指数要因によること(言い換えれば、連鎖コアにおけるバイアスの解消は、価格指数の基準の更新による効果が大きいこと)がわかる。また、2008年にはウェイトの更新に起因して、2009年には価格指数の基準の更新に起因して、それぞれ連鎖コアに若干の上方ドリフトが生じており、ウェイトの更新・価格指数の基準の更新が却って連鎖コアを押し上げる方向に作用する場合があることが確認できる。しかしながら、それらはいずれも固定コアの上方バイアスを打ち消すほどの大きさではなく、全体としては常に固定コアが連鎖コアの上方に位置している。

また、図5(2)に各大分類指数の分析結果を示す。これより、以下の3点がわかる。

第1に、「家具・家事用品」、「教養娯楽」の固定CPIに見られた大きな上方バイアスは、価格指数要因によるバイアスが年々拡大することによる部分が大きいことがわかる。これは、2-2で確認したとおり、耐久消費財を多く含むこれらの類では、基準年から離れるに従って価格指数の水準が著しく低下することによる。裏返せば、価格指数の基準が毎年更新される連鎖CPIでは、価格指数要因によるバイアスが解消されていることがわかる。

第2に、2009年の「光熱・水道」、「交通・通信」で見られた連鎖CPIの一時的な上方ドリフトは、ともに価格指数の基準の更新に起因することがわかる。これは、3-4で示したドリフトの発生条件に即して言えば、(ウェイト要因を無視すれば)条件2”に当たる状態が生じたこと(即ち、2008年から2009年にかけての価格指数の下落局面において、2008

<sup>25</sup> 「交通・通信」の類には、ガソリンが含まれる。

<sup>26</sup> 日本銀行調査統計局(2002)において、連鎖方式による国内企業物価指数について類似の分析を行っている。

年時点の価格指数が総合指数よりも高かったこと)による。具体的に言えば、2008年から2009年にかけての価格指数の下落が、固定CPIでは2008年の総合指数を基準(分母)として評価されるのに対して、連鎖CPIでは2008年の価格指数を基準(分母)として評価されるため、固定CPIより連鎖CPIで分母が大きくなり、連鎖CPIにおいて価格指数の下落が相対的に小さく評価されたことによる。他方、同じ時期のウェイト要因を見ると、固定CPIを押し上げる方向に作用し、価格指数要因による連鎖CPIの上方ドリフトをある程度相殺している。しかしながら、価格指数要因の方が大きかったため、全体としては一時的に連鎖CPIに上方ドリフトが生じる結果となった。

第3に、「保健医療」で見られた連鎖ラス指数の恒常的な上方ドリフトは、ウェイトの更新に起因することがわかる。例えば、2009年の上方ドリフトについて先の条件に即して言えば、(価格指数要因を無視すれば)条件2'に当たる状態が生じたこと(即ち、2008年から2009年にかけての価格指数の下落局面において、2008年時点のウェイトが基準時点のウェイトより小さかったこと)による。具体的に言えば、2008年から2009年にかけての価格指数の下落が、固定CPIでは基準時のウェイトで評価されるのに対して、連鎖CPIでは2008年のウェイトで評価されるため、「2008年ウェイト<基準時ウェイト」という状況下で、連鎖CPIにおける価格指数の下落が相対的に小さく評価されたことによる。もっとも、「保健医療」の上方ドリフトは、対コア寄与度にして最大でも0.01に満たず、総合指数への影響はほとんど無視し得る程度にとどまる<sup>27</sup>。

さらに、以上の大分類ごとの上方バイアス・上方ドリフトがコアに与える影響を見るため、固定コア・連鎖コアについて寄与度分解を行った(図6(1)(2))。また、前者から後者を差し引き、上方バイアスと上方ドリフトの大小関係を比較した(図6(3))。図6(3)において、前年同月比寄与度がプラスの方向に出ているならば当該分類が固定コアに上方バイアス

---

<sup>27</sup> 他の特徴的な結果としては、「教育」において、2011年に固定CPIで価格指数要因による大きなバイアスが計測されていることが挙げられる。これは、固定CPIにバイアスが生じたというよりも、連鎖CPIにおいて、2010年4月の高校授業料無償化の影響が2011年に再度表れたことによる(図4(2)の「教育」参照)。公立高校授業料の価格指数は、2010年3月から4月にかけて104.2から1.6に下落した。2005年基準連鎖CPIでは、常に前年平均に対して価格指数が評価されるため、公立高校授業料の価格指数は2010年4月時点で前年平均104に対して1.6に低下したと評価され、さらに、2011年1月時点で前年平均 $(104.2 \times 3 + 1.6 \times 9) \div 12 = 27.3$ に対して1.6に低下したと再度評価されてしまう。他方、固定CPIでは、常に基準年平均100に対して価格指数が評価されるため、2010年4月に1.6に低下した後は価格指数は変化していないと評価される。その結果、固定CPIが不変なのに対して連鎖CPIが再度低下し、固定CPIの方に上方バイアスが生じたと計測された。しかし、これは2005年基準連鎖CPIの技術的な問題であり、固定CPIの上方バイアスと捉えるのは適当ではない。もっとも、2005年基準連鎖CPIの2011年の値は、前々年の2009年ウェイトを用いた暫定値しか公表されておらず、2010年ウェイトへの更新が行われていない。仮に2010年ウェイトへの更新が行われていれば、ウェイトの低下によって上述の価格指数低下の効果は相殺され、問題は相当程度軽減されたものと推測される。また、2010年基準の連鎖CPIでは、価格指数の基準に前年平均ではなく前年12月が採用されている。このため、2010年基準では、2011年1月の1.6という価格指数は、前年12月の1.6と比較され、価格指数は変化していないと評価されることとなり、2005年基準連鎖CPIに見られた上述の問題は生じない。

をもたらす方向に寄与しており、逆にマイナスの方向に出れば当該分類が連鎖コアに上方ドリフトをもたらす方向に寄与していると見ることができる。

図6(3)より、まず、固定コアにおける上方バイアスの主要因は「教養娯楽」、「家具・家事用品」であり、特に「教養娯楽」の上方バイアスが際だって大きいことがわかる。これは、先に図5(2)で見たとおり、耐久消費財を含むこれらの類では価格指数の水準の低下が著しく、基準年から離れるに従って価格指数要因による固定コアの上方バイアスが拡大することによるものである。

また、先に確認された、2009年の「光熱・水道」、「交通・通信」における一時的な上方ドリフトは、寄与度によると「教養娯楽」による固定コアの上方バイアスよりも小さく、連鎖コアを固定コアの上方に押し上げるほどではないことがわかる。加えて、「保健医療」で見られた恒常的な上方ドリフトも、寄与度によるとコアに対する影響はほとんど見られないことがわかる。

最後に、「固定基準パーシェ指数」<sup>28</sup>を指数算式として試算した2005年基準コア（以下「固定パーシェコア」）と、固定ラス指数と固定パーシェ指数の幾何平均により得られる「フィッシャー指数」<sup>29</sup>を指数算式として試算した2005年基準コア（以下「フィッシャーコア」）を図4(1)に示す。図4(1)より、連鎖(ラス)コアは、上方バイアスを有する固定(ラス)コアと下方バイアスを有する固定パーシェコアの中間あたりに位置し、フィッシャーコアに近い軌道を描いていることがわかる。このことから、連鎖(ラス)CPIがバイアスの小さい指数となっていることがうかがわれる<sup>30</sup>。

以上より、本節の検証結果をまとめると、①連鎖CPIの上方ドリフトは部分的に確認されるものの、全体としては常に固定CPIの上方バイアスの方が大きい、②固定CPIの上方バイアスの主要因は耐久消費財を含む「教養娯楽」、「家事・家具用品」における価格指数水準の低下であり、連鎖CPIでは価格指数の基準の更新によってこれらのバイアスが解消されている、③連鎖(ラス)コアを、固定(ラス)コア、固定パーシェコア、フィッシャーコアと比較すると、上方バイアスを有する固定(ラス)コアと下方バイアスを有する固定パーシェコアの中間に位置し、フィッシャーコアに近い軌道を描くことから、連鎖CPIはバイアスの小さい指数であることがうかがわれる、と言える。

## 5. まとめ

本論では、主としてバイアスの観点から固定ラス指数と連鎖ラス指数の性質を紹介し、固定CPIと連鎖CPIの比較検討を行った。その結果、主に以下の2点が明らかになった。

---

<sup>28</sup>比較時点に固定した数量により価格の変化を指数化する指数算式。固定ラス指数とは逆に下方バイアスが生じる傾向がある。

<sup>29</sup>形式的な基準に照らしてフィッシャーが「理想算式」と位置付けた指数算式(森田(1989))。近年では、「最良指数(superlative index)」の一つとされ、生計費指数を近似しているとされている(Moulton(1996))。

<sup>30</sup>ILOのCPIマニュアルにおいては、「隣接する二時点に関する価格と数量の値が、より離れた時点の値よりも似通っている<筆者注：すなわち、価格と数量が上昇と下落を繰り返すようなことがなく、ドリフトの問題が生じにくい>のであれば、連鎖指数は基本的に推奨し得る(Basically, chaining is advisable)」としている(ILO(2004)Ch. 15 pp281)。

- ① 連鎖CPIには、加法整合性が成立しないという問題があるものの、下位分類指数から上位分類指数への統合や、前年同月比の上位分類から下位分類への寄与度分解は可能であり、指数の分析を不可能にするほど深刻な問題ではない。
- ② 連鎖ラス指数には、価格指数が上昇と下落を繰り返した場合などに固定ラス指数よりも上方にドリフトする性質があるが、実際の連鎖CPIではそのようなドリフトは部分的に見られるにとどまり、それよりも、耐久消費財の価格指数の低下が続く現在の状況下では固定CPIの上方バイアスが大きいいため、全体としては常に連鎖CPIは固定CPIのバイアスを解消する方向に位置している。

以上の検討結果を踏まえれば、耐久消費財の価格指数の低下が続く現下の状況では、足下の物価の動向をより適切に捉えるため、主系列である固定CPIに加えて、参考指数として公表されている連鎖CPIを重視していくことが適切と考えられる。

(参考)

### 連鎖CPIの下位分類から上位分類の算出

連鎖ラス指数を用いた連鎖CPIでは、系列間の加法整合性が成立しないため、単純に下位分類指数をウェイトで加重平均しても上位分類指数は得られない（例えば、中分類指数をウェイトで加重平均しても、大分類指数や総合指数は得られない。）。

このため、下位分類指数から上位分類指数を求めるには、以下の手順で掛け合わされた「鎖をほどく」ことが必要となる。以下では、中分類 a、b、c からなる大分類 X を考え、大分類 X の連鎖CPI を中分類 a、b、c の各連鎖CPI から算出する場合を考える。

0 年を基準とした y 年 m 月の大分類 X の連鎖CPI を  $\bar{X}_0^{y,m}$  で表し、中分類 a、b、c の連鎖CPI をそれぞれ  $\bar{A}_0^{y,m}$ 、 $\bar{B}_0^{y,m}$ 、 $\bar{C}_0^{y,m}$  で表す。また、y 年 m 月中分類 a、b、c の連環指数を、それぞれ  $\alpha_{y-1}^{y,m}$ 、 $\beta_{y-1}^{y,m}$ 、 $\gamma_{y-1}^{y,m}$  で表す。

中分類 a の場合、連鎖CPI は以下により表される。

$$\bar{A}_0^{y,m} = \alpha_0^{1,12} \times \alpha_1^{2,12} \times \dots \times \alpha_{y-2}^{y-1,12} \times \alpha_{y-1}^{y,m}$$

各々、前年 12 月の連鎖CPI との比をとることで、個々の連環指数が得られる<sup>31</sup>。

$$\left. \begin{aligned} \frac{\bar{A}_0^{y,m}}{\bar{A}_0^{y-1,12}} &= \frac{\alpha_0^{1,12} \times \alpha_1^{2,12} \times \dots \times \alpha_{y-2}^{y-1,12} \times \alpha_{y-1}^{y,m}}{\alpha_0^{1,12} \times \alpha_1^{2,12} \times \dots \times \alpha_{y-2}^{y-1,12}} = \alpha_{y-1}^{y,m} \\ \frac{\bar{A}_0^{y-1,12}}{\bar{A}_0^{y-2,12}} &= \frac{\alpha_0^{1,12} \times \alpha_1^{2,12} \times \dots \times \alpha_{y-2}^{y-2,12} \times \alpha_{y-2}^{y-1,12}}{\alpha_0^{1,12} \times \alpha_1^{2,12} \times \dots \times \alpha_{y-2}^{y-2,12}} = \alpha_{y-2}^{y-1,12} \\ &\vdots \\ \frac{\bar{A}_0^{2,12}}{\bar{A}_0^{1,12}} &= \frac{\alpha_0^{1,12} \times \alpha_1^{2,12}}{\alpha_0^{1,12}} = \alpha_1^{2,12} \\ \bar{A}_0^{1,12} &= \alpha_0^{1,12} \end{aligned} \right\} \dots \text{式 1}$$

式 1 と同様の計算により、中分類 b、c についても個々の連環指数が得られる。

<sup>31</sup> ここで行った方法は、2010 年基準の連鎖CPI に対応している。2005 年基準の連鎖CPI は、前年までの年平均連環指数を掛け合わせたものに当年当月の連環指数を掛けて算出されるため、個々の連環指数を得るには、前年 12 月の連環指数ではなく、前年の年平均連環指数との比をとる必要がある。

y年m月の大分類Xの連環指数を $\chi_{y-1}^{y,m}$ で表し、y年の中分類a、b、cのウェイトをそれぞれ $w_y^\alpha$ 、 $w_y^\beta$ 、 $w_y^\gamma$ で表すと、以下の関係が成り立つ。

$$\chi_{y-1}^{y,m} = \frac{\alpha_{y-1}^{y,m} \times w_{y-1}^\alpha + \beta_{y-1}^{y,m} \times w_{y-1}^\beta + \gamma_{y-1}^{y,m} \times w_{y-1}^\gamma}{w_{y-1}^\alpha + w_{y-1}^\beta + w_{y-1}^\gamma} \quad \dots \text{式 2}$$

式1の関係より得られた個々の連環指数を式2に代入することにより、中分類a、b、cの連鎖CPIから、大分類Xの個々の連環指数が得られる。

$$\begin{aligned} \chi_{y-1}^{y,m} &= \frac{\bar{A}_0^{y,m} / \bar{A}_0^{y-1,12} \times w_{y-1}^\alpha + \bar{B}_0^{y,m} / \bar{B}_0^{y-1,12} \times w_{y-1}^\beta + \bar{\Gamma}_0^{y,m} / \bar{\Gamma}_0^{y-1,12} \times w_{y-1}^\gamma}{w_{y-1}^\alpha + w_{y-1}^\beta + w_{y-1}^\gamma} \\ \chi_{y-2}^{y-1,12} &= \frac{\bar{A}_0^{y-1,12} / \bar{A}_0^{y-2,12} \times w_{y-2}^\alpha + \bar{B}_0^{y-1,12} / \bar{B}_0^{y-2,12} \times w_{y-2}^\beta + \bar{\Gamma}_0^{y-1,12} / \bar{\Gamma}_0^{y-2,12} \times w_{y-2}^\gamma}{w_{y-2}^\alpha + w_{y-2}^\beta + w_{y-2}^\gamma} \\ &\vdots \\ \chi_1^{2,12} &= \frac{\bar{A}_0^{2,12} / \bar{A}_0^{1,12} \times w_1^\alpha + \bar{B}_0^{2,12} / \bar{B}_0^{1,12} \times w_1^\beta + \bar{\Gamma}_0^{2,12} / \bar{\Gamma}_0^{1,12} \times w_1^\gamma}{w_1^\alpha + w_1^\beta + w_1^\gamma} \\ \chi_0^{1,12} &= \frac{\bar{A}_0^{1,12} \times w_0^\alpha + \bar{B}_0^{1,12} \times w_0^\beta + \bar{\Gamma}_0^{1,12} \times w_0^\gamma}{w_0^\alpha + w_0^\beta + w_0^\gamma} \end{aligned}$$

こうして得られた個々の連環指数を順に掛け合わせることで、y年m月の大分類Xの連鎖CPIを算出することができる。

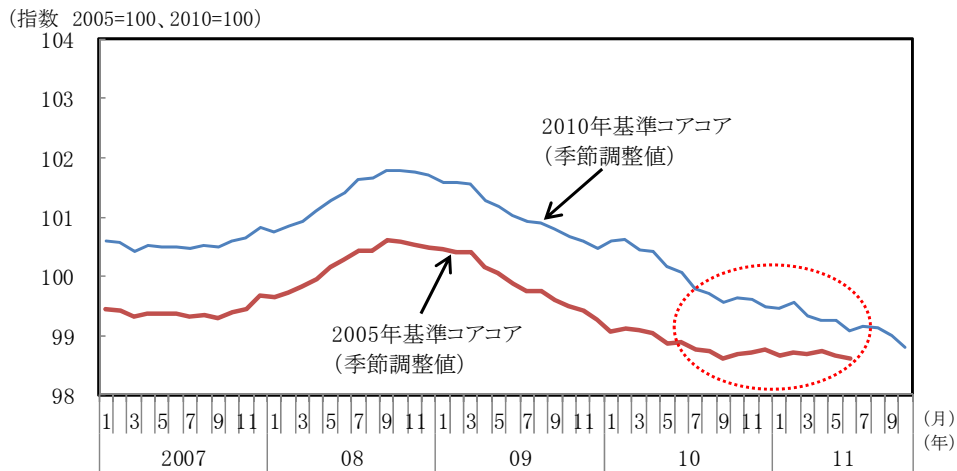
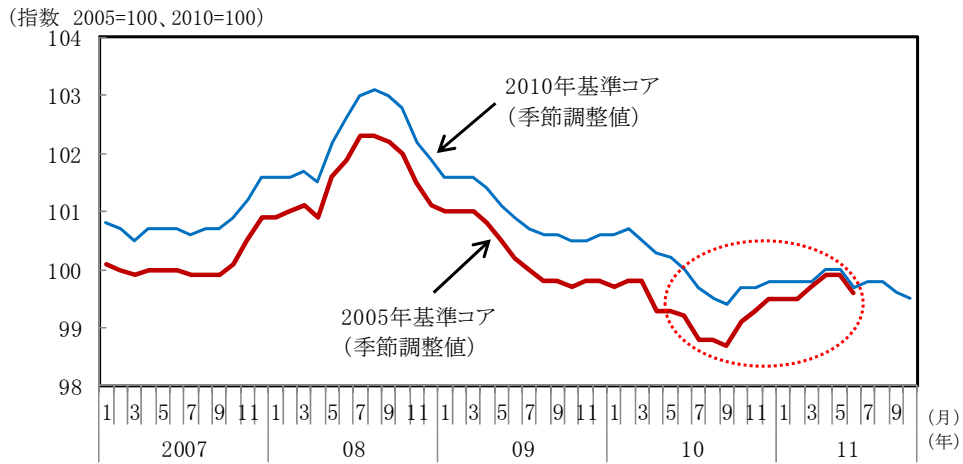
$$\bar{X}_0^{y,m} = \chi_0^{1,12} \times \chi_1^{2,12} \times \dots \times \chi_{y-2}^{y-1,12} \times \chi_{y-1}^{y,m}$$

【参考文献】

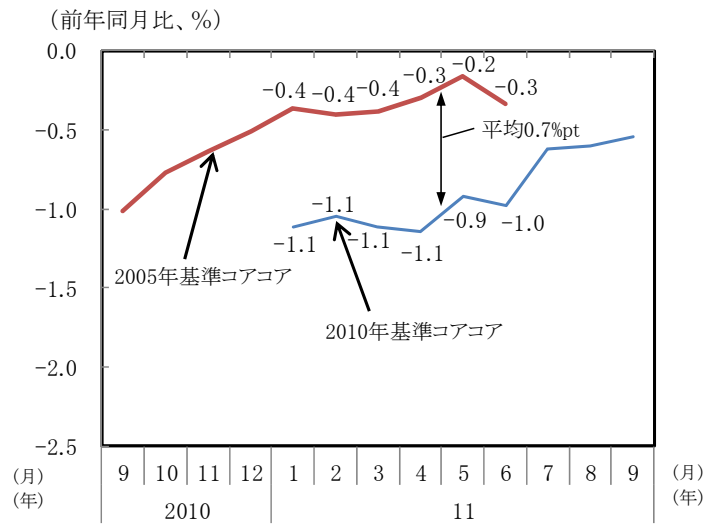
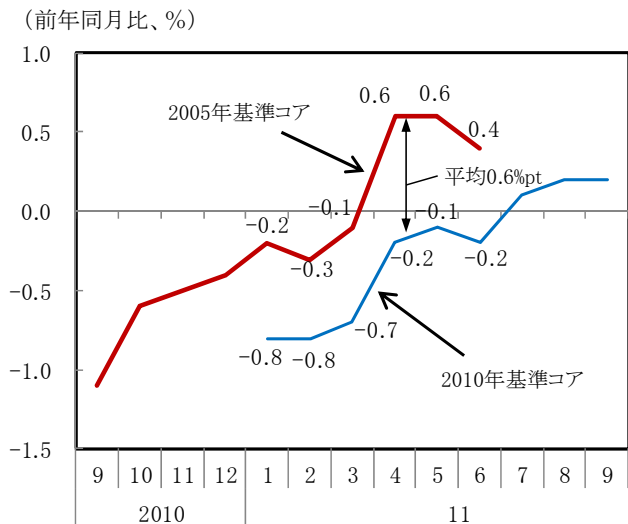
- R. G. D. アレン(1977) 『指数の理論と実際』 東洋経済新報社
- 白塚重典(1998) 『物価の経済分析』 東京大学出版会
- 総務省統計局(2006) 『平成 17 年基準 消費者物価指数の解説』
- 総務省統計局(2011-1) 「新基準による消費者物価指数(CPI)について」 『統計 Today』 No. 40
- 総務省統計局(2011-2) 『平成 22 年基準 消費者物価指数の解説』
- 日本銀行調査統計局(2002) 『「連鎖方式による国内企業物価指数」の公表』
- 森田優三(1989) 『物価指数理論の展開』 東洋経済新報社
- Brunetti, Alessandro (2010), “The decomposition of the chained price index rate of change: generalization and interpretative effectiveness” *Rivista Di Statistica Ufficiale* N. 1/2000
- Office for National Statistics (2010) “Consumer Price Indices Technical Manual 2010 Edition”
- International Labour Organization (2004) “Consumer Price Index Manual: Theory and Practice 2004”
- Moulton, Brent R. (1996), “Bias in the Consumer Price Index: What Is the Evidence?” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, No. 4, pp159-177

図1 2005年基準CPIと2010年基準CPI（コア・コアコア）の比較

(1) 指数



(2) 前年同月比



(備考) 総務省「消費者物価指数」より作成。「石油製品、その他特殊要因を除く総合」(コアコア)は、「生鮮食品を除く総合」(コア)から、特殊要因として、石油製品、電気代、都市ガス代、米類、切り花、鶏卵、固定電話通話料、診療代、介護料、たばこ、公立高校授業料、私立高校授業料を除いたもの。



表1 ウェイト要因と価格指数要因の算出方法

	バイアス	
	ウェイト要因	価格指数要因
(A) 2005年基準CPI	あり	あり
(B) 2010年基準CPI	なし	なし
(C) 2005年ウェイト2010年基準CPI	あり	なし

ウェイト要因 = (C) - (B)

価格指数要因 = (A) - (C)

バイアス = ウェイト要因 + 価格指数要因 = {(C) - (B)} + {(A) - (C)} = (A) - (B)

表2 2005年基準CPIにおける上方バイアスの分析結果

(1) コア・コアコア

	生鮮食品を除く総合 (コア)			生鮮食品、石油製品及びその他特殊要因を除く総合 (コアコア)		
	バイアス (2005年基準 - 2010年基準)			バイアス (2005年基準 - 2010年基準)		
	前年同月比(%pt)	ウェイト要因(%pt)	価格指数要因(%pt)	前年同月比(%pt)	ウェイト要因(%pt)	価格指数要因(%pt)
2011 1	0.58	-1.03	1.61	0.73	0.27	0.46
2	0.55	-1.04	1.59	0.71	0.26	0.45
3	0.59	-1.02	1.61	0.73	0.28	0.45
4	0.86	0.39	0.47	0.79	0.37	0.41
5	0.73	0.32	0.41	0.67	0.30	0.38
6	0.66	0.31	0.36	0.61	0.29	0.32

(2) 品目

<2011年1月における前年同月比寄与度(対コア)>

■ 上方バイアスが見られた品目

	前年同月比寄与度		バイアス (A)-(B)			指数		ウェイト	
	2005年基準 (A)	2010年基準 (B)	ウェイト要因	価格指数要因	2005年基準	2010年基準	2005年基準	2010年基準	
テレビ	-0.03	-0.30	0.27	0.18	0.09	18.7	84.2	37	97
たばこ (国産品)	0.21	0.12	0.10	0.06	0.04	152.1	126.8	48	32
携帯電話機	-0.01	-0.08	0.07	0.07	0.00	92.5	94.7	4	54
ビデオレコーダー	-0.02	-0.07	0.05	0.01	0.04	21.5	70.6	10	13
パソコン (ノート型)	-0.01	-0.05	0.04	0.00	0.05	10.6	84.2	21	20
パソコン (デスクトップ型)	-0.01	-0.05	0.03	-0.02	0.05	17.0	76.2	13	10
ルームエアコン	-0.02	-0.04	0.03	0.02	0.01	60.7	91.6	20	36
灯油	0.12	0.09	0.03	0.01	0.02	135.7	109.2	53	50
電気冷蔵庫	-0.02	-0.05	0.03	0.01	0.02	47.3	93.4	17	21
女兒スカート	0.00	-0.02	0.02	0.01	0.02	106.0	88.1	6	10

■ 下方バイアスが見られた品目

	前年同月比寄与度		バイアス (A)-(B)			指数		ウェイト	
	2005年基準 (A)	2010年基準 (B)	ウェイト要因	価格指数要因	2005年基準	2010年基準	2005年基準	2010年基準	
公立高校授業料	-0.42	-0.26	-0.15	-1.24	1.09	1.6	5.9	38	7
私立高校授業料	-0.11	-0.05	-0.06	-0.09	0.03	76.8	91.7	41	16
持家の帰属家賃	-0.08	-0.03	-0.05	0.00	-0.05	98.9	99.9	1422	1558
外国パック旅行	0.07	0.09	-0.02	0.00	-0.02	101.4	96.2	51	52
宿泊料	0.00	0.01	-0.02	0.00	-0.01	95.3	98.1	89	107

<2011年2月における前年同月比寄与度(対コア)>

■ 上方バイアスが見られた品目

	前年同月比寄与度		バイアス (A)-(B)	ウェイト 要因	価格指数 要因	指数		ウェイト	
	2005年基準 (A)	2010年基準 (B)				2005年基準	2010年基準	2005年基準	2010年基準
テレビ	-0.03	-0.33	0.30	0.20	0.10	17.8	79.5	37	97
たばこ(国産品)	0.21	0.12	0.10	0.06	0.04	152.1	126.8	48	32
ビデオレコーダー	-0.02	-0.07	0.06	0.01	0.04	19.5	64.6	10	13
携帯電話機	-0.01	-0.06	0.05	0.05	0.00	92.3	96.7	4	54
パソコン(ノート型)	-0.01	-0.05	0.04	0.00	0.05	10.8	86.3	21	20
電気冷蔵庫	-0.02	-0.05	0.03	0.01	0.02	46.3	90.7	17	21
パソコン(デスクトップ型)	-0.01	-0.05	0.03	-0.02	0.05	16.3	73.0	13	10
灯油	0.11	0.09	0.03	0.01	0.02	140.4	113.2	53	50
ルームエアコン	-0.01	-0.04	0.03	0.02	0.01	63.0	94.5	20	36
自動車保険料(任意)	-0.04	-0.06	0.02	0.01	0.01	95.5	97.6	140	168

■ 下方バイアスが見られた品目

	前年同月比寄与度		バイアス (A)-(B)	ウェイト 要因	価格指数 要因	指数		ウェイト	
	2005年基準 (A)	2010年基準 (B)				2005年基準	2010年基準	2005年基準	2010年基準
公立高校授業料	-0.42	-0.26	-0.15	-1.24	1.09	1.6	5.9	38	7
私立高校授業料	-0.11	-0.05	-0.06	-0.09	0.03	76.8	91.7	41	16
持家の帰属家賃	-0.07	-0.03	-0.04	0.00	-0.04	98.9	99.9	1422	1558
外国バック旅行	0.06	0.09	-0.03	0.00	-0.03	103.8	100.4	51	52

<2011年3月における前年同月比寄与度(対コア)>

■ 上方バイアスが見られた品目

	前年同月比寄与度		バイアス (A)-(B)	ウェイト 要因	価格指数 要因	指数		ウェイト	
	2005年基準 (A)	2010年基準 (B)				2005年基準	2010年基準	2005年基準	2010年基準
テレビ	-0.03	-0.35	0.32	0.22	0.10	16.8	75.2	37	97
たばこ(国産品)	0.21	0.12	0.10	0.06	0.04	152.1	126.8	48	32
ビデオレコーダー	-0.02	-0.07	0.05	0.01	0.04	18.2	60.2	10	13
パソコン(ノート型)	-0.01	-0.05	0.04	0.00	0.05	10.6	84.4	21	20
灯油	0.16	0.12	0.04	0.01	0.03	148.2	119.0	53	50
電気冷蔵庫	-0.02	-0.06	0.04	0.01	0.02	44.3	85.7	17	21
パソコン(デスクトップ型)	-0.01	-0.04	0.03	-0.01	0.04	15.2	68.3	13	10
自動車保険料(任意)	-0.04	-0.06	0.02	0.01	0.01	95.5	97.6	140	168
携帯電話機	-0.01	-0.03	0.02	0.03	0.00	92.1	99.6	4	54
ルームエアコン	-0.01	-0.03	0.02	0.01	0.01	65.0	97.2	20	36

■ 下方バイアスが見られた品目

	前年同月比寄与度		バイアス (A)-(B)	ウェイト 要因	価格指数 要因	指数		ウェイト	
	2005年基準 (A)	2010年基準 (B)				2005年基準	2010年基準	2005年基準	2010年基準
公立高校授業料	-0.41	-0.26	-0.15	-1.24	1.09	1.6	5.9	38	7
私立高校授業料	-0.11	-0.05	-0.06	-0.09	0.03	76.8	91.7	41	16
持家の帰属家賃	-0.06	-0.03	-0.02	0.00	-0.03	98.9	99.8	1422	1558

<2011年4月における前年同月比寄与度(対コア)>

■ 上方バイアスが見られた品目

	前年同月比寄与度		バイアス (A)-(B)	ウェイト 要因	価格指数 要因	指数		ウェイト	
	2005年基準 (A)	2010年基準 (B)				2005年基準	2010年基準	2005年基準	2010年基準
テレビ	-0.04	-0.47	0.43	0.29	0.14	15.5	69.3	37	97
たばこ(国産品)	0.21	0.12	0.10	0.06	0.04	152.1	126.8	48	32
ビデオレコーダー	-0.02	-0.07	0.05	0.01	0.04	18.0	59.4	10	13
パソコン(ノート型)	-0.01	-0.05	0.05	0.00	0.05	10.0	80.0	21	20
灯油	0.18	0.13	0.05	0.01	0.04	153.6	123.6	53	50
電気冷蔵庫	-0.02	-0.06	0.04	0.01	0.03	41.6	80.5	17	21
パソコン(デスクトップ型)	-0.01	-0.05	0.03	-0.02	0.05	14.5	65.0	13	10
自動車保険料(任意)	-0.05	-0.08	0.03	0.01	0.02	94.8	96.6	140	168
ルームエアコン	-0.01	-0.04	0.03	0.02	0.01	66.3	99.4	20	36
携帯電話機	-0.01	-0.03	0.02	0.02	0.00	92.2	99.6	4	54

■ 下方バイアスが見られた品目

	前年同月比寄与度		バイアス (A)-(B)	ウェイト 要因	価格指数 要因	指数		ウェイト	
	2005年基準 (A)	2010年基準 (B)				2005年基準	2010年基準	2005年基準	2010年基準
持家の帰属家賃	-0.07	-0.03	-0.04	0.00	-0.04	98.8	99.8	1422	1558
外国バック旅行	0.06	0.08	-0.02	0.00	-0.02	115.8	109.6	51	52

<2011年5月における前年同月比寄与度(対コア)>

■ 上方バイアスが見られた品目

	前年同月比寄与度		バイアス (A)-(B)	ウェイト 要因	価格指数 要因	指数		ウェイト	
	2005年基準 (A)	2010年基準 (B)				2005年基準	2010年基準	2005年基準	2010年基準
テレビ	-0.04	-0.42	0.38	0.26	0.12	15.7	70.7	37	97
たばこ(国産品)	0.21	0.12	0.10	0.06	0.04	152.1	126.8	48	32
パソコン(ノート型)	-0.01	-0.05	0.05	0.00	0.05	9.7	76.9	21	20
ビデオレコーダー	-0.01	-0.05	0.04	0.01	0.03	21.2	70.3	10	13
灯油	0.14	0.11	0.04	0.01	0.03	155.5	125.2	53	50
電気冷蔵庫	-0.02	-0.06	0.03	0.01	0.02	40.1	78.1	17	21
パソコン(デスクトップ型)	-0.01	-0.05	0.03	-0.02	0.05	13.3	59.8	13	10
自動車保険料(任意)	-0.05	-0.08	0.03	0.01	0.02	94.8	96.6	140	168
ルームエアコン	-0.01	-0.04	0.02	0.02	0.01	65.4	98.1	20	36
カメラ	0.00	-0.02	0.02	0.00	0.02	12.6	73.6	8	7

■ 下方バイアスが見られた品目

	前年同月比寄与度		バイアス (A)-(B)	ウェイト 要因	価格指数 要因	指数		ウェイト	
	2005年基準 (A)	2010年基準 (B)				2005年基準	2010年基準	2005年基準	2010年基準
持家の帰属家賃	-0.05	-0.02	-0.04	0.00	-0.04	98.9	99.9	1422	1558
外国バック旅行	0.04	0.07	-0.02	0.00	-0.02	116.6	112.1	51	52

<2011年6月における前年同月比寄与度(対コア)>

■ 上方バイアスが見られた品目

	前年同月比寄与度		バイアス (A)-(B)	ウェイト 要因	価格指数 要因	指数		ウェイト	
	2005年基準 (A)	2010年基準 (B)				2005年基準	2010年基準	2005年基準	2010年基準
テレビ	-0.03	-0.36	0.33	0.22	0.11	15.9	71.5	37	97
たばこ(国産品)	0.21	0.12	0.10	0.06	0.04	152.1	126.8	48	32
携帯電話機	-0.01	-0.05	0.04	0.05	-0.01	79.7	91.9	4	54
ビデオレコーダー	-0.01	-0.05	0.04	0.01	0.03	18.9	62.8	10	13
パソコン(ノート型)	-0.01	-0.04	0.04	0.00	0.04	9.9	79.2	21	20
電気冷蔵庫	-0.02	-0.06	0.03	0.01	0.02	38.2	74.1	17	21
灯油	0.13	0.10	0.03	0.01	0.02	153.1	123.3	53	50
自動車保険料(任意)	-0.05	-0.08	0.03	0.01	0.02	94.8	96.6	140	168
パソコン(デスクトップ型)	-0.01	-0.04	0.03	-0.01	0.04	13.4	60.1	13	10
ルームエアコン	-0.01	-0.03	0.02	0.02	0.01	62.9	94.1	20	36

■ 下方バイアスが見られた品目

	前年同月比寄与度		バイアス (A)-(B)	ウェイト 要因	価格指数 要因	指数		ウェイト	
	2005年基準 (A)	2010年基準 (B)				2005年基準	2010年基準	2005年基準	2010年基準
外国バック旅行	0.06	0.09	-0.03	0.00	-0.03	117.3	110.6	51	52
持家の帰属家賃	-0.06	-0.03	-0.02	0.00	-0.03	98.8	99.8	1422	1558

- (備考) 1. 表中の網掛けの品目は、2010年基準への改定の際にモデル式の変更の影響が見られた品目。  
2. 表中の品目の名称は、2010年基準の名称に統一している。

図2 連鎖CPIの前年同月比寄与度分解

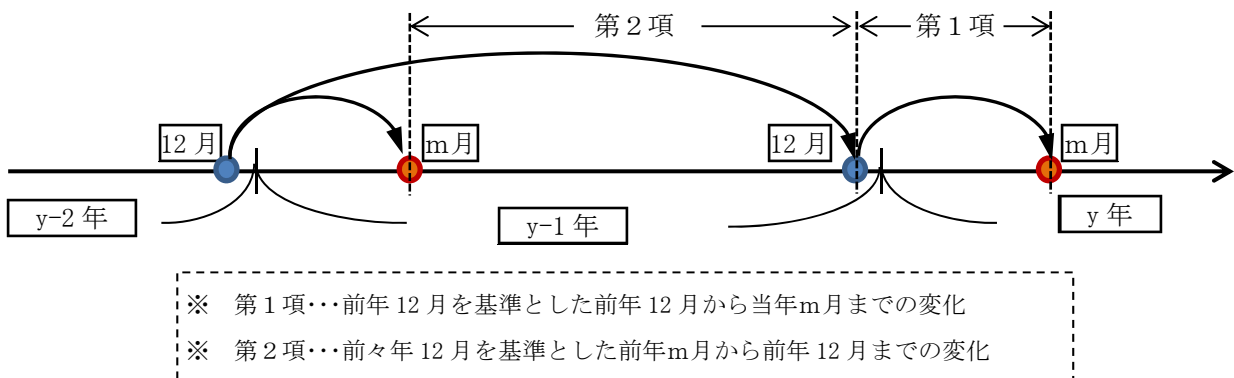


図3 連鎖ラス指数のドリフトの数値例

期	財A					財B					ラスパイレース指数					
	価格	消費量	価格指数		ウェイト	価格	消費量	価格指数		ウェイト	固定基準	連鎖基準				
			0期比	前期比				0期比	前期比			連鎖指数	連鎖指数		連鎖指数	
0	100	5	1.00	1.00	500	100	5	1.00	1.00	500	$I_0^0$	1.00	$I_0^0$	1.00	$I_0^0$	1.00
1	100	5	1.00	1.00	500	50	10	0.50	0.50	500	$I_0^1$	0.75	$I_0^1$	0.75	$I_0^0 \times I_0^1$	0.75
2	100	5	1.00	1.00	500	100	5	1.00	2.00	500	$I_0^2$	1.00	$I_1^2$	1.50	$I_0^0 \times I_0^1 \times I_1^2$	1.13
3	100	5	1.00	1.00	500	50	10	0.50	0.50	500	$I_0^3$	0.75	$I_2^3$	0.75	$I_0^0 \times I_0^1 \times I_1^2 \times I_2^3$	0.84
4	100	5	1.00	1.00	500	100	5	1.00	2.00	500	$I_0^4$	1.00	$I_3^4$	1.50	$I_0^0 \times I_0^1 \times I_1^2 \times I_2^3 \times I_3^4$	1.27

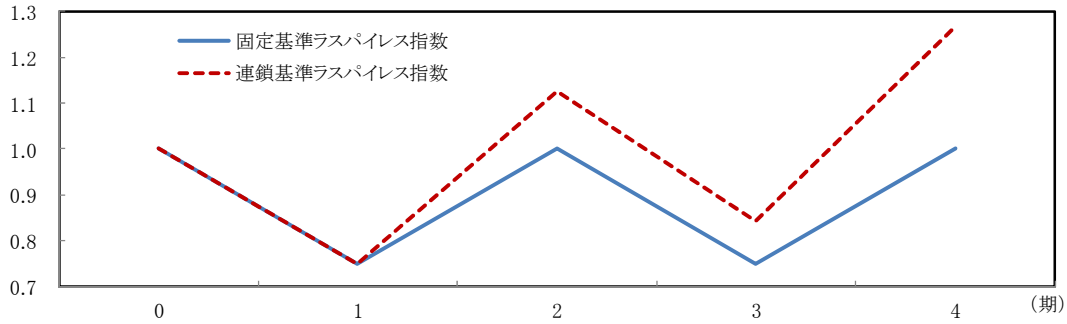
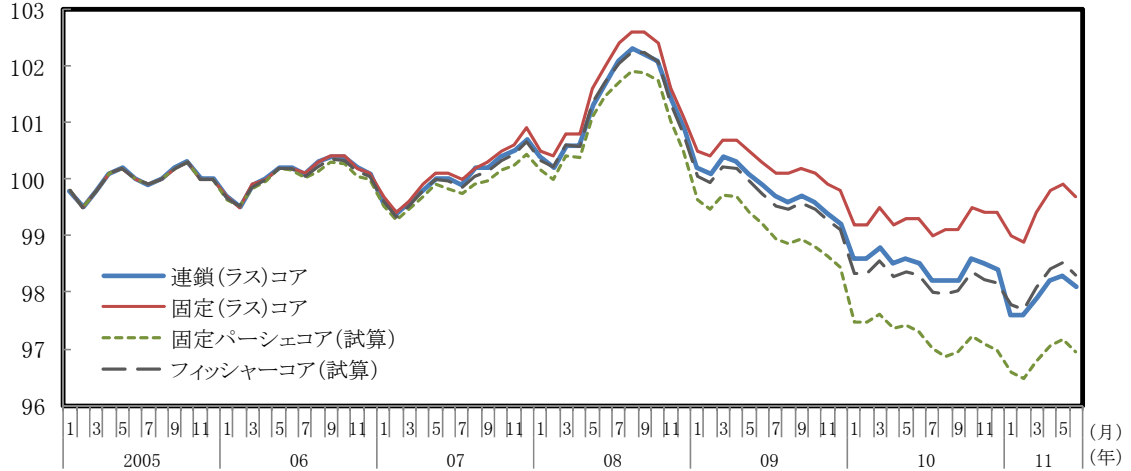


図4 固定CPIと連鎖CPIの比較

(1) コア

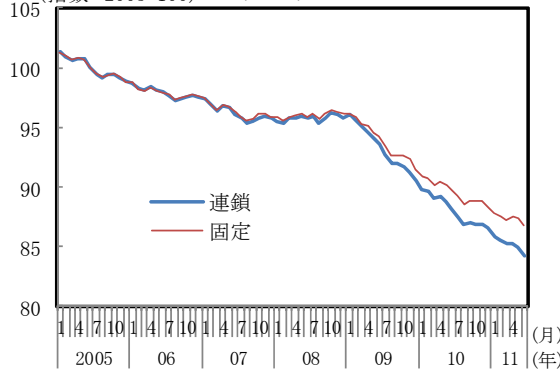
(指数 2005=100)



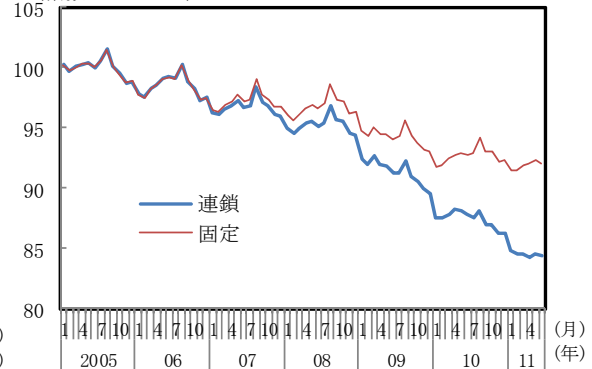
(2) 大分類

<① 固定CPIが連鎖CPIに対して上方に乖離していく類>

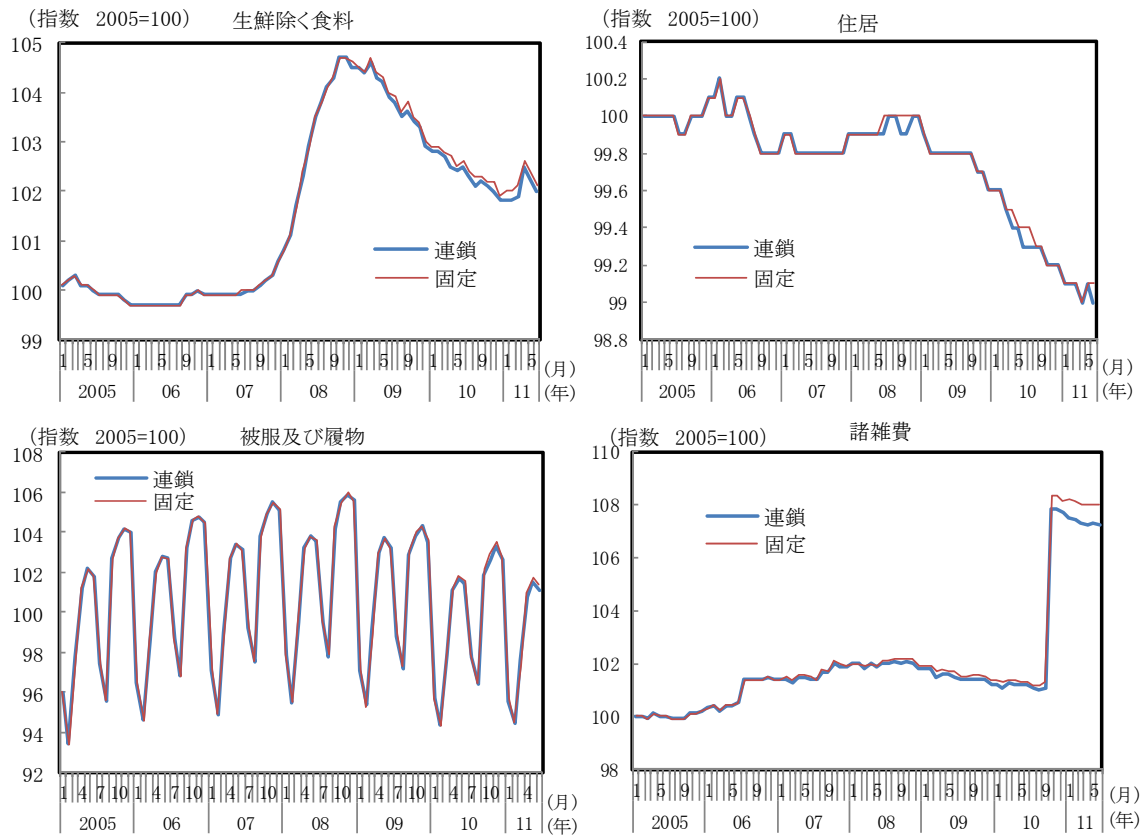
(指数 2005=100) 家具・家事用品



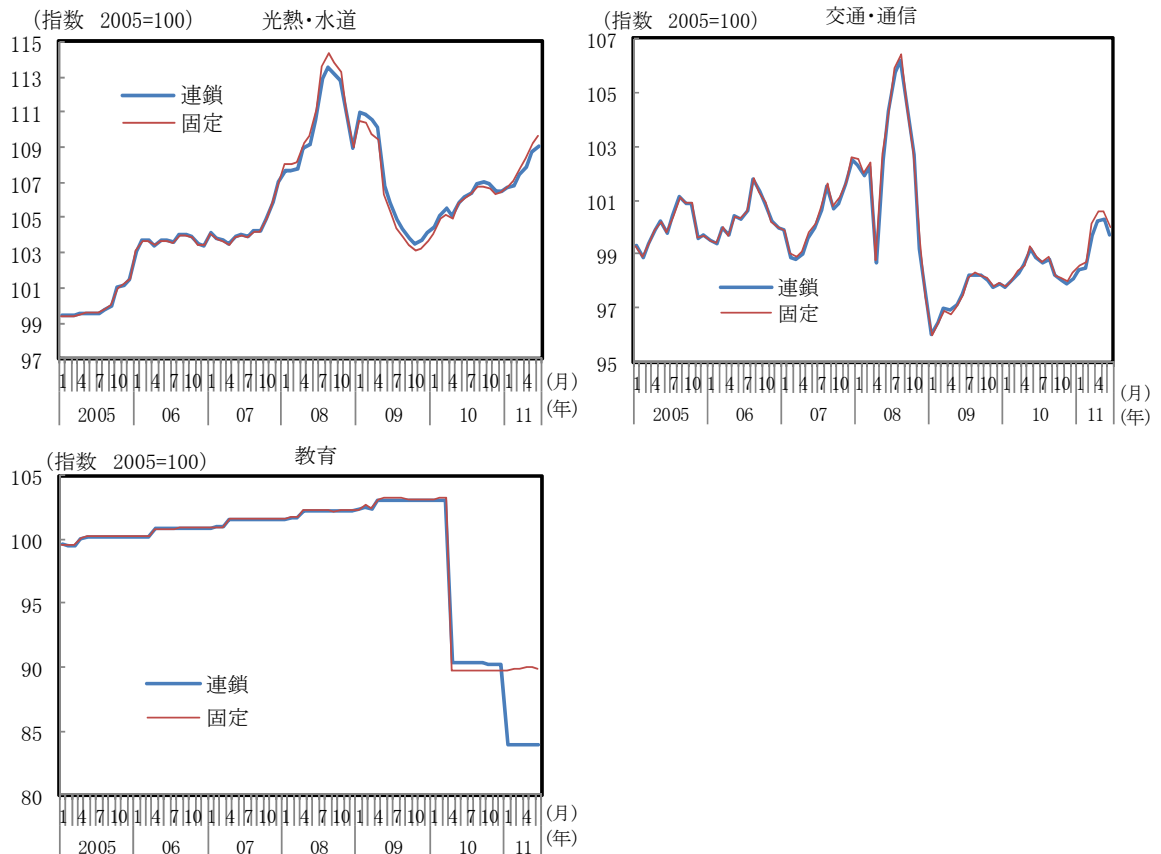
(指数 2005=100) 教養娯楽



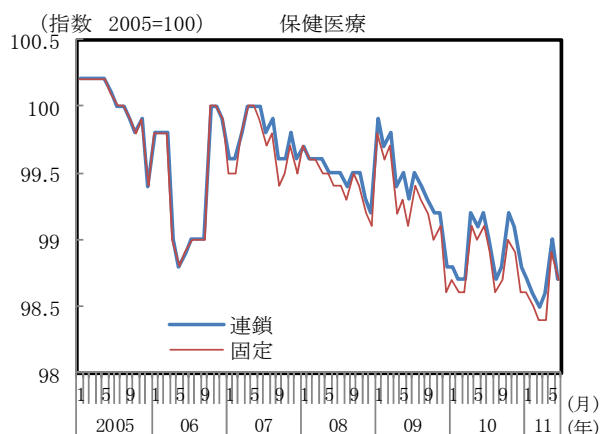
<② 連鎖CPIが固定CPIに対してほぼ重なるか若干下に位置する類>



<③ 連鎖CPIが固定CPIに対して部分的に上方に位置する類>



<④ 連鎖CPIが固定CPIに対して恒常的に上方に位置する類>



(備考) 総務省「消費者物価指数」より作成。固定パーシェコア、フィッシャーコアは試算値。

表3 ウェイト要因と価格指数要因の算出方法

	バイアス	
	ウェイト要因	価格指数要因
(A) 固定CPI	あり	あり
(B) 連鎖CPI	なし	なし
(C) ウェイト固定の連鎖CPI	あり	なし

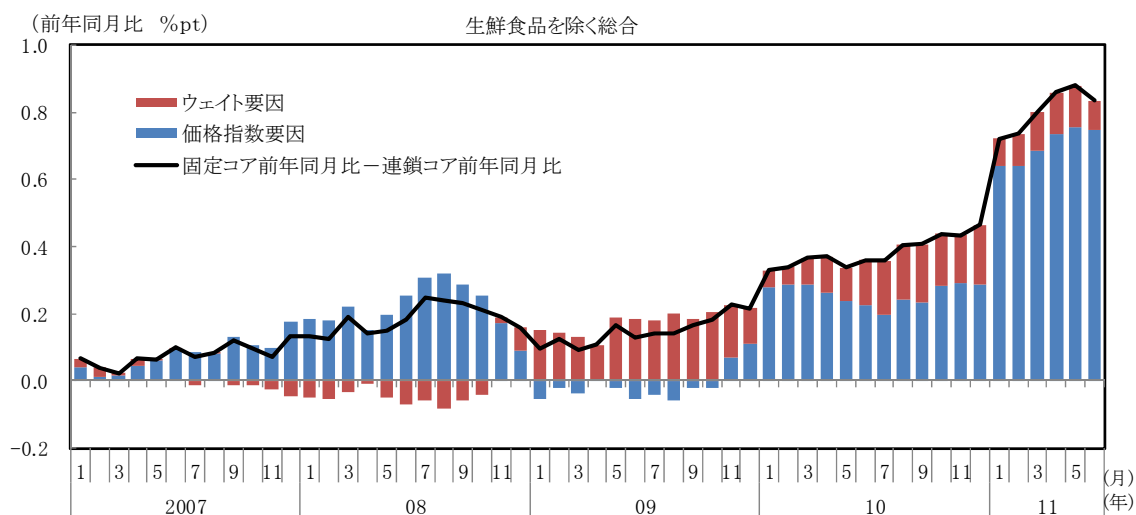
ウェイト要因 = (C) - (B)

価格指数要因 = (A) - (C)

バイアス = ウェイト要因 + 価格指数要因 = {(C) - (B)} + {(A) - (C)} = (A) - (B)

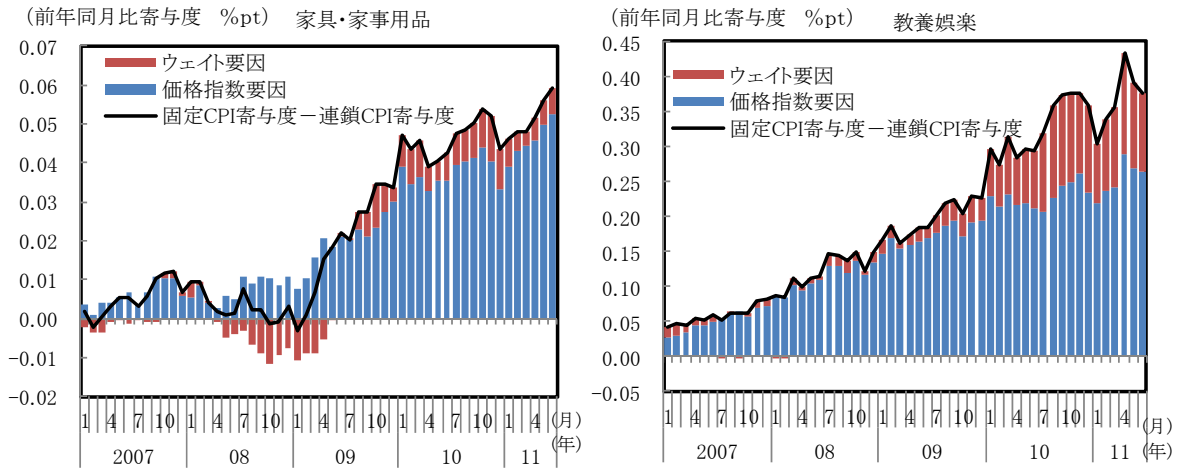
図5 固定CPIと連鎖CPIの乖離の要因分解

(1) コア

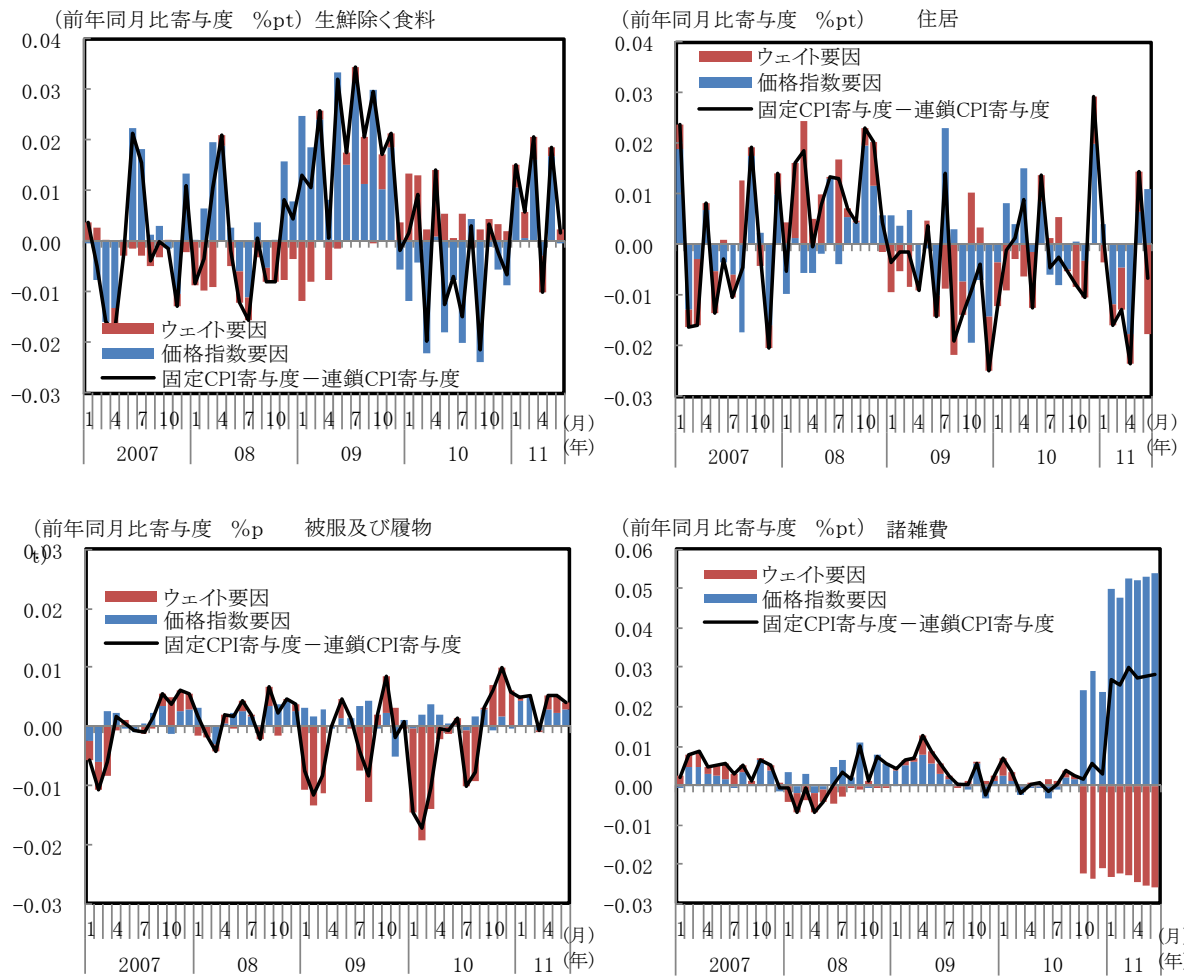


(2) 大分類

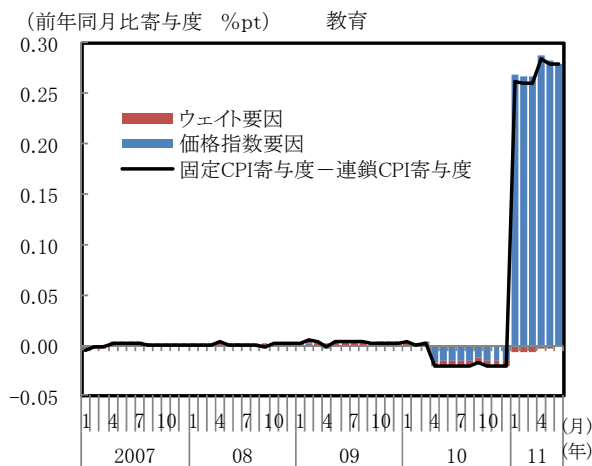
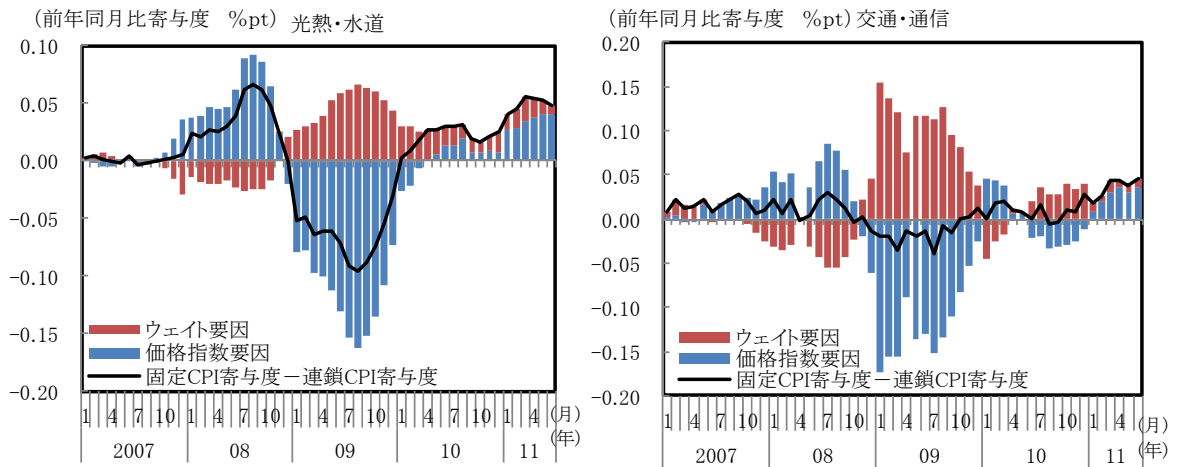
<① 固定CPIが連鎖CPIに対して上方に乖離していく類>



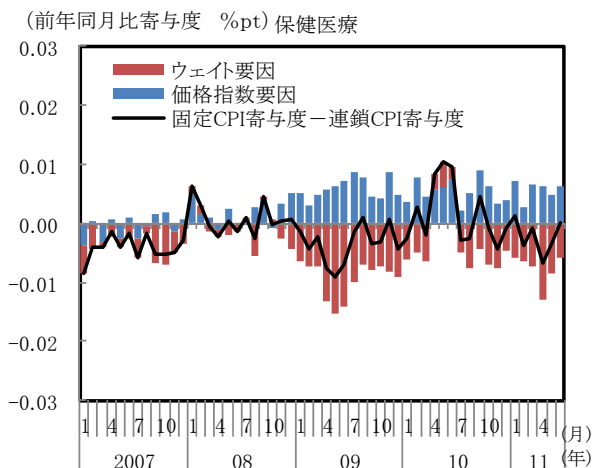
<② 連鎖CPIが固定CPIに対してほぼ重なるか若干下に位置する類>



<③ 連鎖CPIが固定CPIに対して部分的に上方に位置する類>



<④ 連鎖CPIが固定CPIに対して恒常的に上方に位置する類>

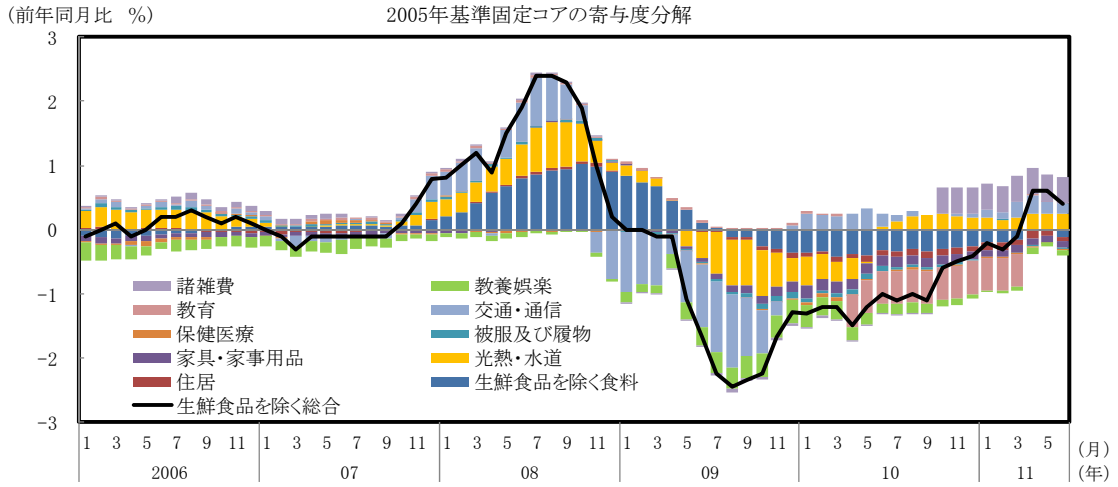


(備考) 総務省「消費者物価指数」より作成。

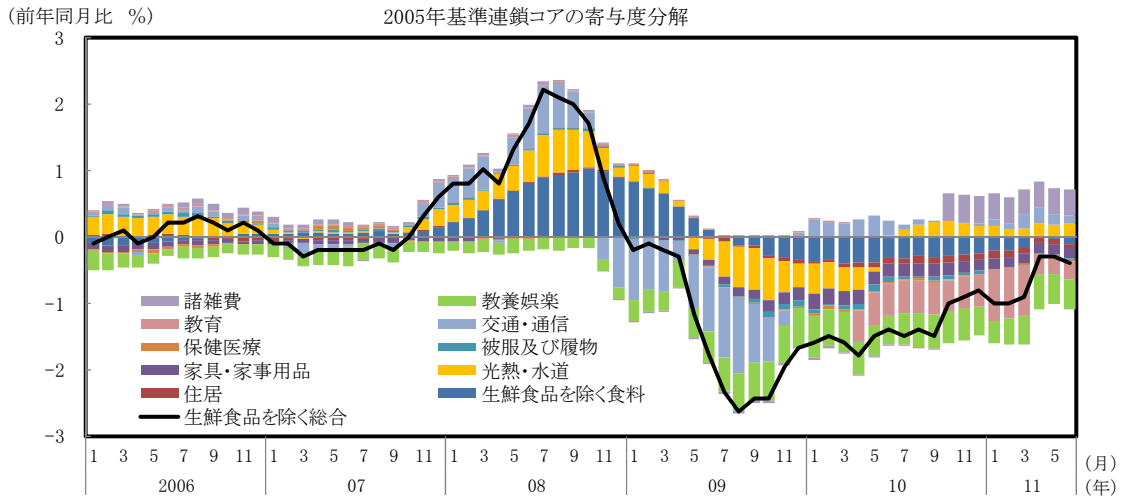


図6 固定コアと連鎖コアの寄与度分解

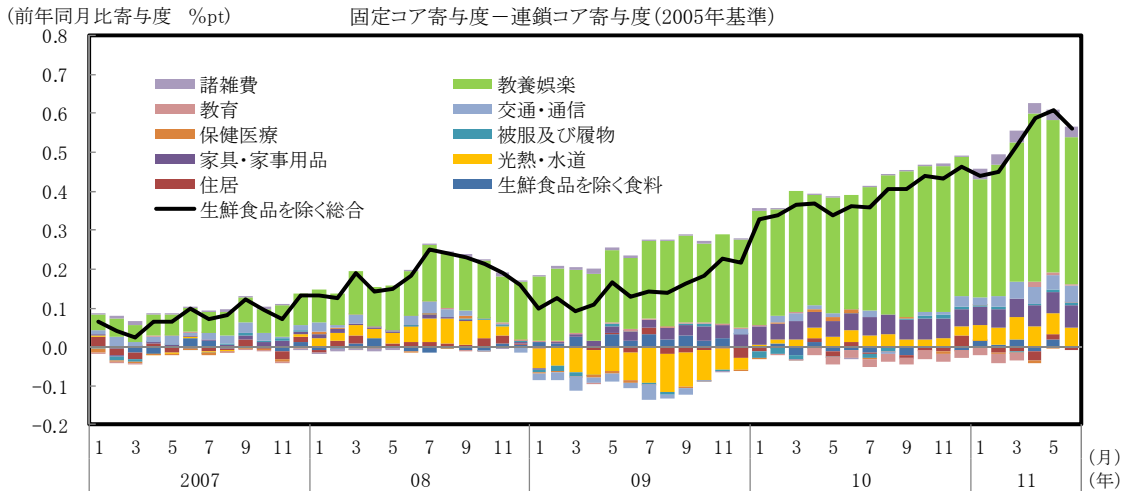
(1) 固定コア



(2) 連鎖コア



(3) 固定コアー連鎖コア



(備考) 総務省「消費者物価指数」より作成。(3)では、2011年1月～3月の連鎖コアにおける「教育」の寄与度を異常値と見なし、2010年12月から横置きとした。詳細は本文注27参照。