



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

動的モデル平均化法による 基調的物価変動の分析

岩崎雄斗*

yuuto.iwasaki@boj.or.jp

開発壮平**

souhei.kaihatsu@boj.or.jp

No.16-J-5
2016年3月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30号

* 企画局

** 企画局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

動的モデル平均化法による基調的物価変動の分析

岩崎雄斗[†] 開発壮平[‡]

2016年3月

【要旨】

本稿では、複数の消費者物価コア指標を包括的に活用して、物価の基調的変動を分析するための新しい手法を提示する。具体的には、動的モデル平均化法によって算出された可変ウエイトで、複数のコア指標を加重平均することにより「複合コア指標」を作成する。複合コア指標の主な特徴は、加重平均する際のウエイトが個別コア指標のパフォーマンスに基づいている点と、個別コア指標のパフォーマンスの時間的な変化に対応できる可変ウエイトを用いている点である。分析の結果、複合コア指標は、可変ウエイトがもたらす柔軟性により、基調的な変動に関する足もとの捕捉力や先行きの予測力において、個別コア指標よりも良好なパフォーマンスを示すことが確認された。また、可変ウエイトの動きを分析したところ、品目横断的なマクロ・ショックの影響が大きい局面では、「除く生鮮食品」に代表される除く系指標の優位性が高い傾向にある一方、品目個別的なマイクロ・ショックの影響が大きい局面では、「刈込平均値」など分布系指標の優位性が高い傾向にあることが分かった。

キーワード：消費者物価指数、コア指標、動的モデル平均化法

JEL 分類番号：C52、C53、E31

本稿の作成に当たり、日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂いた。また、山岡理恵氏からは、計数作成においてご協力を頂いた。記して感謝の意を表したい。ただし、あり得べき誤りは筆者ら個人に属する。本稿の内容と意見は筆者ら個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行企画局 (yuuto.iwasaki@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行企画局 (souhei.kaihatsu@boj.or.jp)

1. はじめに

物価の安定を目標とする金融政策を適切に運営していくためには、物価の基調的な変動を的確に把握する必要がある。日本銀行では、物価の基調的な変動を捉えるために、毎月公表される消費者物価指数（CPI: Consumer Price Index）の総合指数から一時的な攪乱要因を除いた各種コア指標を利用している¹。

CPIコア指標は2つのグループに大別できる（図表1）。第一のグループは、変動の大きい特定の品目を予め除外した物価指数であり、「除く生鮮食品」や「除く生鮮食品・エネルギー」、「除く食料・エネルギー」といったコア指標（以下、除く系指標）が含まれる。第二のグループは、除外する品目を予め特定するのではなく、品目別の価格変動分布から一定のルールに従って極端な変動を除外した物価指数であり、「刈込平均値」や「加重中央値」、「最頻値」といったコア指標（以下、分布系指標）が含まれる²。日本銀行では、こうした幅広い指標を包括的に用いることにより、物価の基調的な変動を捕捉しようとしている。これは、白塚（2015）が指摘するように、物価変動に影響する一時的な攪乱要因の源泉や影響の度合いなどが時間とともに変化することにより、各コア指標のパフォーマンスもまた時間を通じて変化していると考えられるためである。複数のコア指標がいずれも同じような傾向で推移している場合には、それを物価の基調と考えればよいが、変化の仕方が指標ごとに異なっている場合には、各指標にどのようなウェイトを置いて、物価の基調判断を行うかが問題となる。

そこで、本稿では、この問題に対する一つのアプローチとして、Raftery *et al.* (2010)で提案された動的モデル平均化法（Dynamic Model Averaging）を用いてコア指標のパフォーマンスをリアルタイムに定量化し、それをウェイトとして各コア指標を加重平均することにより「複合コア指標」を作成する。これにより、複数のコア指標の局面ごとの強みを活かした指標を作ることができる。

¹ 日本銀行調査統計局では、毎月の消費者物価指数公表後に、「除く生鮮食品・エネルギー」や「刈込平均値」、「加重中央値」、「最頻値」等を試算し、日本銀行ホームページ（https://www.boj.or.jp/research/research_data/mui.htm/）に掲載している。これらを含めた日本のCPIコア指標に関する特性については、白塚（1997, 2006, 2015）や三尾・肥後（1999）、川本・中浜・法眼（2015）を参照されたい。

² 刈込平均値は、価格変動分布の両端の一定割合（ウェイトベースで10%）を機械的に控除したうえで、加重平均しなおした指標である。加重中央値は、中央値の近傍にある価格変化率を加重平均した値であり、分布の両端47.5%ずつを控除した刈込平均値に相当する。最頻値は、価格変動分布において最も頻度（密度）の高い価格変化率を指す。

先行研究をみると、複数のコア指標を統合するというアイデアは、新しいものではない。例えば、Cogley (2002)は米国のCPIデータを用いて、総合指数のインフレ率を被説明変数、複数のコア指標のインフレ率を説明変数とした回帰分析を行うことにより、複数のコア指標の組み合わせで総合指数の変動をどの程度予測できるのかを調べている。また、Figueiredo and Staub (2002)は、ブラジルのCPIデータを用いて、算術平均による統合系列と、各コア指標の分散の逆数をウェイトとした統合系列のパフォーマンスを評価している。もともと、いずれの先行研究も、個別コア指標以上のパフォーマンスを示す組み合わせを得ることはできておらず、複合コア指標の優位性を示す結果にはなっていない。

先行研究の問題点として、①ウェイトの作成基準と個別指標のパフォーマンスの関係が明確でないこと、②ウェイトの時間を通じた変化を的確に捉える推計になっていないこと、が挙げられる。これらの点は、ウェイトにアドホックな仮定を置いているFigueiredo and Staub (2002)において、特に顕著である。本稿が提示する動的モデル平均化法に基づく複合コア指標は、こうした先行研究の問題点を克服している。すなわち、複合コア指標のウェイトは、個別コア指標のパフォーマンスに対応しており、また、個別コア指標のパフォーマンスの時間的変化を反映して、ウェイトもリアルタイムに変化する³。

分析結果を先取りすると、以下のとおりである。複合コア指標は、物価の基調的な変動について、足もとの捕捉力や先行きの予測力といった点に関して、個別コア指標以上のパフォーマンスを発揮することが確認された。筆者らの知る限り、複数のコア指標を統合することにより、個別コア指標よりも優れたパフォーマンスが得られる可能性を示したのは、本稿が初めてである。また、動的モデル平均化法は、経済学への応用事例が少なく、その応用可能性を示した点についても貢献があると考えられる⁴。

また、複合コア指標を構成する個別指標のウェイト変動を分析したところ、品目横断的なマクロ・ショックの影響が大きい局面では、除く系指標のパフォーマンスが高い傾向にある一方、品目個別的なマイクロ・ショックの影響が大き

³ 本稿で推計した複合コア指標は、各時点で利用可能なデータのみを反映したものであり、事後的に得られた情報による更新は行っていないという意味で、リアルタイムな計測を行っていると言える。

⁴ 動的モデル平均化法の経済学への数少ない応用事例として、Koop and Korobilis (2012)と Nicoletti and Passaro (2012)が挙げられる。

い局面では、分布系指標のパフォーマンスが高い傾向にあることが分かった。

本稿の構成は、以下のとおりである。第 2 節では、まず、コア指標の評価基準について述べたうえで、動的モデル平均化法を用いた複合コア指標の作成方法について説明する。第 3 節では、わが国の CPI データを用いて複合コア指標を作成し、そのウエイト変動の背景について分析する。第 4 節では、作成した複合コア指標のパフォーマンス評価を行う。第 5 節は、まとめである。

2. 複合コア指標の作成方法

本節では、複数の CPI コア指標を組み合わせ、複合コア指標を作成する手順について述べる。複合コア指標は、複数の個別コア指標を可変ウエイトによって加重平均したものである。この可変ウエイトは、個別コア指標のパフォーマンスに基づいて算出される。そこで、本節では、まずコア指標のパフォーマンスの評価基準を定めたうえで、その評価基準に基づいてウエイトを逐次的に推計する動的モデル平均化法について説明する。次に、複合コア指標を作成する際のウエイトの利用方法について述べる。

2.1. コア指標の評価基準

コア指標のパフォーマンスは、どのような基準に従って評価すべきだろうか。

Bryan and Cecchetti (1994)は、物価の基調的な変化を捉えるという観点から、望ましいコア指標を「物価変動のうち、数年間という中期的な期間にわたり持続すると予想される成分 (the component of price changes that is expected to persist over medium-run horizons of several years)」と定義している。Cogley (2002)は、この定義を踏まえて、コア指標を、以下のような数式で表現している。

$$\pi_t^{core} = E_t(\pi_{t+h}^{all}) \quad (1)$$

ここで、 π_t^{core} 、 π_{t+h}^{all} は、それぞれ t 期（月次）におけるコア指標・インフレ率、 $t+h$ 期における総合指数・インフレ率を表す。式(1)は、足もとのコア指標・インフレ率が、 h 期先の総合指数・インフレ率を予測するうえで、上下双方向に偏りの無い予測値であること、すなわち不偏予測値 (unbiased predictor) となっていることを意味している。

本稿では、上記の定式化を踏襲し、コア指標を評価するモデルとして、以下の定式化を採用する。

$$\pi_{t+h}^{all} = \pi_t^{core,k} + \varepsilon_{t,k} \quad \varepsilon_{t,k} \sim N(0, \sigma_{t,k}^2) \quad (2)$$

ここで、 $k = 1, \dots, K$ は個々のコア指標を表す。式(2)は、誤差項の平均がゼロであるため、コア指標のインフレ率が h 期先の総合指数・インフレ率の不偏予測値となる定式化になっている。このとき、コア指標のパフォーマンスは、式(2)で表現される予測モデルの当てはまりの良さ（尤度）で評価される。

以下、本稿では、 $h = 12$ のケース、すなわち 1 年先の総合指数・インフレ率に対する予測力をコア指標の評価基準として、分析を進める。なお、 h がより大きな値をとる場合（ $h=15, 18$ ）についても頑健性を確認したが、分析結果に大きな違いは無かった。

2.2. 動的モデル平均化法による可変ウエイトの推計

動的モデル平均化法では、①前期までに得られた情報に基づいて当期のウエイトを予測する「予測ステップ」と、②当期のモデルの当てはまり度合いをウエイトに反映する「更新ステップ」を、逐次的に繰り返すことによって、ウエイトの推計を行う。動的モデル平均化法の特徴として、①の予測ステップにおいて過去の情報を割り引いて評価することにより、新しく入ってきた情報をウエイトに反映しやすくしている点が挙げられる。これにより、構造変化など時間的な変化に柔軟に対応したウエイトの推計が可能となる。

推計手順の詳細を説明する前に、ウエイトの定義について述べる。動的モデル平均化法では、個別モデルのウエイトは、各モデルが真である確率として与えられる。本稿の文脈に置き換えると、コア指標のウエイトは、各指標が総合指数の最良の不偏予測値となっている確率として与えられることになる。このとき、予測ステップで得られるウエイトと更新ステップで得られるウエイトを区別して、以下のように定義する。

$$\text{予測ステップのウエイト} : \omega_{t|t-1,k} \equiv P(L_t = k | \pi_{1:t+11}^{all}) \quad (3)$$

$$\text{更新ステップのウエイト} : \omega_{t|t,k} \equiv P(L_t = k | \pi_{1:t+12}^{all}) \quad (4)$$

ここで、 t 期においてコア指標 k が総合指数の最良の不偏予測値であることを $L_t = k$ 、そうした事象が実現する条件付確率を $P(L_t = k | \cdot)$ と表記している。また、 $\pi_{1:t+12}^{all}$ は、 t 期からみた 1 年先である $t + 12$ 期までの総合指数・インフレ率に関する情報であり、2.1 節で述べたように、1 年先の総合指数に対する予測力に基づいて、足もとのコア指標を評価することを表している。

予測ステップでは、前期までに得られた情報に基づいて当期のウエイトの予測を行う。Raftery *et al.* (2010)は、 L_t がマルコフ過程に従っているという仮定の

もとで、計算負荷の大きい遷移行列の特定を避けて、ウエイト $\omega_{t|t-1,k}$ を計算するための近似手法として、以下の式を用いている。

$$\omega_{t|t-1,k} = \frac{\omega_{t-1|t-1,k}^\alpha}{\sum_{k=1}^K \omega_{t-1|t-1,k}^\alpha} \quad (5)$$

ここで、 α は、忘却因子 (forgetting factor) と呼ばれる 0 以上 1 以下の定数であり、過去の情報をどの程度割り引いて評価するかを表す。例えば、 $\alpha = 0$ のときは、全ての k に対して、 $\omega_{t|t-1,k} = 1/K$ となり、前期までの情報は、当期のウエイトの予測に全く影響を与えない。一方、 $\alpha = 1$ のときは、 $\omega_{t|t-1,k} = \omega_{t-1|t-1,k}$ となり、前期のウエイトがそのまま当期のウエイトの予測値となる。

続いて、更新ステップでは、予測ステップで得られた $\omega_{t|t-1,k}$ を、 $t + 12$ 期の情報 π_{t+12}^{all} に基づいて更新することで、 $\omega_{t|t,k}$ を得る。 t 期にコア指標 k が総合指数の最良の不偏予測値であるという条件のもと、 π_{t+12}^{all} が観察される確率を $P(\pi_{t+12}^{all}|L_t = k)$ とすると、ベイズの定理を適用することにより、以下の更新式が得られる。

$$\omega_{t|t,k} = \frac{\omega_{t|t-1,k} P(\pi_{t+12}^{all}|L_t = k)}{\sum_{k=1}^K \omega_{t|t-1,k} P(\pi_{t+12}^{all}|L_t = k)} \quad (6)$$

ここで、 $P(\pi_{t+12}^{all}|L_t = k)$ は、式(2)の誤差項の仮定から $\pi_{t+12}^{all} \sim N(\pi_t^{core,k}, \sigma_{t,k}^2)$ であることに注意すると、以下のように計算できる⁵。

$$P(\pi_{t+12}^{all}|L_t = k) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{t,k}^2}} \exp\left(-\frac{(\pi_{t+12}^{all} - \pi_t^{core,k})^2}{2\sigma_{t,k}^2}\right) \quad (7)$$

以上のような予測、更新ステップを逐次的に繰り返すことで、各時点におけるウエイトが得られる。

2.3. 複合コア指標の作成

本稿では、コア指標を 1 年先の総合指数の不偏予測値として定義した。ここで、 t 期までの情報に基づく 1 年先の総合指数・インフレ率の期待値 $E(\pi_{t+12}^{all}|\pi_{1:t})$ は、条件付期待値の性質を用いて、以下のように展開することができる。

⁵ $\sigma_{t,k}^2$ は、Koop and Korobilis (2012)に従い、EWMA (Exponentially Weighted Moving Average) 法によって求めた。

$$E(\pi_{t+12}^{all}|\pi_{1:t}) = \sum_{k=1}^K E(\pi_{t+12}^{all}|\pi_{1:t}, L_t = k)P(L_t = k|\pi_{1:t}) \quad (8)$$

ここで、式(2)を踏まえると、右辺の $E(\pi_{t+12}^{all}|\pi_{1:t}, L_t = k)$ は、 $\pi_t^{core,k}$ に置き換えることができる。また、 $P(L_t = k|\pi_{1:t})$ は、 t 期までの情報に基づいて算出される、 t 期においてコア指標 k が総合指数の最良の不偏予測値となっている確率であり、 t 期時点で得られる最新のウェイトである $\omega_{t-11|t-12,k}$ に該当する。したがって、式(8)は、以下のように書き換えることができる。

$$E(\pi_{t+12}^{all}|\pi_{1:t}) = \sum_{k=1}^K \omega_{t-11|t-12,k} \pi_t^{core,k} \quad (9)$$

式(9)は、動的モデル平均化法によって得られる最新のウェイトを用いて、各コア指標を加重平均することで、1年先の総合指数の不偏予測値を計算できることを示している。本稿では、式(9)の右辺に従い算出された系列を複合コア指標と呼ぶ⁶。ここで、 t 期時点のコア指標を加重平均する際に用いたウェイトは、翌期以降に新たな情報が得られた場合でも、事後的に改定されないことを注意しておきたい。

3. わが国の消費者物価コア指標への応用

本節では、わが国のCPIデータを用いて複合コア指標を作成し、その変動の背景について分析する。複合コア指標のパフォーマンス評価は、次節で行う。

3.1. 推計に用いたデータとパラメータ・事前分布の設定

推計には、わが国CPIのコア指標として、除く系指標5系列（除く生鮮食品、除く生鮮食品・エネルギー、除く食料・エネルギー、除く生鮮食品・エネルギー・帰属家賃、除く食料・エネルギー・帰属家賃）と、分布系指標2系列（刈込平均値、加重中央値）の計7系列を用いた⁷。これに総合指数を加えた全8系

⁶ 個別コア指標による予測を組み合わせている点で、本稿の試みは、Forecast Combinationの一種と解釈することもできる。Forecast Combinationは、Bates and Granger (1969)以来、精力的に研究されている分野であり、Timmermann (2006)は優れたサーベイである。わが国への応用例としては、大山 (2001) や北村・小池 (2002) が挙げられる。

⁷ ここで、最頻値を含めなかったのは、同指標を含めることによって、1980年代を中心に、複合コア指標のパフォーマンスが悪化する傾向がみられたことによる。1981~1990年のデータを用いて、式(2)の誤差項についてADF検定をしたところ、最頻値の場合のみ、定数項が10%水準で有意となった。この結果は、誤差項の平均をゼロと仮定して $\sigma_{t,k}^2$ を推計することを踏まえると、最頻値を用いた場合の $\widehat{\sigma}_{t,k}^2$ に上方バイアスがあることを示して

列から構成されるベースラインの推計のほか⁸、推計に用いる指標の組み合わせが複合コア指標に与える影響を検証するために、一部の系列のみから構成される系列も作成する。全ての系列は消費税調整済みの月次データであり、データ期間は、1981年1月から2015年11月までとなっている。なお、リアルタイム性を確保するために、これらの系列は、各時点で利用可能なデータ、すなわち、各基準年毎に作成されたデータを接続したものをを用いている。

過去の情報の割引率を決定する α は、Koop and Korobilis (2012)の提案に従い、予測力が最も高くなる値を求めた($\alpha = 0.7$)⁹。 $t = 0$ において、個別コア指標が、総合指数の最良の不偏予測値となっている確率の事前分布は、モデル平均化の文献でよく用いられる無情報事前分布 (noninformative prior) とし、全ての k に対し $\omega_{0|0,k} = 1/8$ と置いた。

3.2. 複合コア指標と可変ウエイトの推移

(複合コア指標の推移)

図表2は、複合コア指標と個別コア指標の推移を示している。複合コア指標は、ほとんどの期間で、除く生鮮食品に沿った動きとなっているが、国際商品市況が大きく変動した2008~09年や2013年以降の局面で乖離が大きくなっている。特に、2015年以降は、除く生鮮食品の伸び率が鈍化している一方で、複合コア指標は、除く生鮮食品・エネルギーなどと同様に、伸び率を高めている。一方、分布系指標と比べると、複合コア指標は刈込平均値により近い動きとなっている。

以下、こうした複合コア指標の動きの背景を探るために、推計された可変ウエイトの変動に注目する。

(複合コア指標における可変ウエイトの推移)

除く系指標5系列のウエイト合計と分布系指標2系列のウエイト合計を比較すると(図表3)、2000年代前半までは、除く系指標のウエイトが大きい局面が

いる。 $\hat{\sigma}_{t,k}^2$ に上方バイアスがある場合、式(7)において、当てはまりを評価する際に最頻値が有利になりやすく、みかけ上のウエイトが高まりやすい。

⁸ 総合指数をベースラインの推計に加えたのは、総合指数そのものが、コア指標としての望ましい性質を持つ可能性を排除しないためである。

⁹ 求める際は、刻み幅0.05のグリッドサーチ法を用いた。

多い一方、2000年代入り後は、分布系指標のウェイトが大きい局面が増えてきている。ただし、どちらかのウェイトが1に近づくような局面は限定的であり、いずれのウェイトも、同程度の水準で推移している期間が長い。この結果は、除く系指標と分布系指標は、それぞれ物価の基調的変動の異なる側面を捉えており、いずれの指標とも局面に応じて有用な情報を提供していることを示している。この点は、物価の基調を捉えるために幅広い指標をみていく必要性を指摘した白塚（2015）と整合的である。なお、総合指数は、ほぼ全ての期間でウェイトが最小となっており、コア指標を検討する際は、少なくとも、何らかの品目を除外する必要があることを示している。

さらに、図表4で、個別コア指標のウェイトをみると、除く系指標の中では、除く生鮮食品のウェイトが総じて高いことが分かる。ただし、足もとでは、除く生鮮食品のウェイトが低下する中、エネルギーを除いたコア指標のウェイトが高まっており、特に除く生鮮食品・エネルギーが最良の指標となっている。次に、分布系指標内のウェイトを比較すると、2000年代前半までは、刈込平均値のウェイトが大きい傾向にあったが、それ以降は、加重中央値のウェイトが大きくなっている。

（ウェイト変動の背景に関する仮説）

こうしたウェイト変動の背景には、どのような要因があるのだろうか。本稿では、除く系指標・分布系指標の性質を踏まえて、以下のような仮説を提示する（図表5(1)）。

- ① 中長期的なインフレ予想（トレンドインフレ率）の変化のような品目横断的かつ持続的なマクロ・ショックにより¹⁰、インフレ率のトレンドが変化する局面では、マクロ・ショックに反応して先行的に価格変動する品目を除外してしまう傾向にある分布系指標のパフォーマンスが悪化する（分布系指標のウェイト低下・除く系指標のウェイト上昇）。
- ② 品目個別的なマイクロ・ショックが多くの品目で発生することによって価格変化率のばらつきが拡大している局面では、価格変化率の大きい品目を機械的に除外する分布系指標の優位性が高まる（分布系指標のウェイト上昇・除く系指標のウェイト低下）。

¹⁰ わが国のトレンドインフレ率の推移については、開発・中島（2015）を参照。

これらの仮説を検証するために、間接的な方法ではあるが、総合指数のトレンド変化幅、分布のばらつきを、それぞれマクロ・ショック、ミクロ・ショックの代理変数とみなし、推計された分布系指標のウェイト合計との相関を確認した。ここで、トレンド変化幅は、HPフィルタ・トレンドの前年差の絶対値として算出している。分析結果をみると（図表 5(2)）、分布系指標のウェイト合計とトレンド変化幅には負の相関がある一方¹¹、ウェイト合計と分布のばらつきには正の相関があることが確認された。また、図表 5(3)、(4)で、トレンド変化幅と分布のばらつきの推移をみると、分布系指標のパフォーマンスが低めであった 1990 年代から 2000 年代前半にかけて、トレンド変化幅が大きく、また分布のばらつきが小さい局面が多かったことが分かる。これは、上記の仮説が一定の説明力を持つことを示している。

分布系指標内の比較についても、同様の整理を行うことができる。図表 6 の分析結果をみると、刈込平均値のウェイトが、トレンド変化幅と正の相関を持つことが分かる。トレンドを変化させるような品目横断的なマクロ・ショックに直面した際、マクロ・ショックに先行的に反応する品目をより多く除外してしまう傾向にある加重中央値のウェイトが低下（刈込平均値のウェイトが上昇）することが背景にある可能性がある。このほか、刈込平均値のウェイトが、分布の裾の厚さと負の相関にあることが確認できる。この点は、Bryan *et al.*(1997)が、品目別の価格変動分布の尖度が大きいとき、すなわち分布の裾が厚いときは、加重中央値が望ましいと指摘している点と整合的である。

次に、除く系指標内のウェイト変動の背景について述べる。除く系指標内の優劣は、除かれた品目に先行きの物価変動に関する情報が含まれるかどうかによって依存すると考えられる。推計されたウェイトを用いて、エネルギーや生鮮食品などが複合コア指標から除かれる確率を計算すると（図表 7）¹²、第一に、生鮮

¹¹ 白塚（2015）は、刈込平均値などの分布系指標は、トレンド捕捉力が高い傾向にあることを指摘している。本稿の分析は、この指摘と矛盾するものではない。参考図表では、トレンド変化幅と、トレンドからの乖離の大きさを個別指標ごとに示している。これをみると、分布系指標はトレンドからの乖離が平均的に小さい一方、トレンドの変化が大きい局面では、トレンドから乖離する傾向にあることが分かる。白塚（2015）は前者を指摘したものであり、本稿の指摘は後者に対応する。

¹² 個別品目が除かれる確率は、総合と除く系指標のウェイトの合計を 1 に基準化したうえで、当該品目を除いたコア指標のウェイトの合計として計算した。例えば、エネルギーが除かれる確率は、「除く生鮮食品・エネルギー」、「除く食料・エネルギー」、「除く生鮮食品・エネルギー・帰属家賃」、「除く食料・エネルギー・帰属家賃」の基準化後のウ

食品は、ほぼすべての期間で除かれる確率が高くなっている。これは、生鮮食品はショックの持続期間が短く、先行指標としての情報を含まないとする三尾・肥後（1999）の分析と整合的である。第二に、エネルギー価格の変動が大きい局面で、エネルギーがコア指標から除かれる確率が高くなっている。例えば、金融危機後や足もとなど、エネルギー価格が急落するような局面では、エネルギーが除かれる確率が上昇している。一方、三尾・肥後（1999）は、1980年代後半の円高・原油安局面において、エネルギー価格が先行きの物価変動に関する情報を含んでいた可能性を指摘しているが、図表 7 をみると、この局面で、エネルギーが除かれる確率は低下しており、整合的な結果となっている。第三に、食料や帰属家賃が除かれる確率は一貫して小さい。この結果は、こうした品目の変動が先行きの基調的な物価変動に関する情報を含んでいる可能性が高いことを示している。

3.3. 指標選択が複合コア指標に与える影響

推計に用いる個別コア指標の組み合わせは、複合コア指標にどのような影響を与えているのだろうか。推計に含めるのが好ましくない個別コア指標はあるのだろうか。本節では、こうした問題意識のもと、特定の個別コア指標の存在が、他の個別コア指標のウェイトに与える影響について分析する¹³。

ベースラインからあるコア指標 l を除いて推計した場合の、コア指標 $k(≠ l)$ のウェイトを $\omega'_{t-11|t-12,k}$ で表すとする。この時、ウェイトの事前分布に無情報事前分布を用いたもとでは、式(5)、(6)から、複合コア指標のウェイトについて、以下の関係を導くことができる¹⁴。

$$\omega'_{t-11|t-12,k} = \frac{\omega_{t-11|t-12,k}}{1 - \omega_{t-11|t-12,l}} \quad (10)$$

式(10)は、コア指標 l を除いた推計を行った場合、コア指標 l に割り振られていたウェイトが、ベースラインで用いたその他の個別コア指標のウェイトに基づいて、比例的に按分されることを意味している。

ウェイトの合計である。

¹³ 脚注 6 で述べたとおり、誤差項の仮定を満たしていないコア指標は過大にウェイトが推計されている可能性があり、こうしたコア指標は除いたほうがよい。以下の議論は、推計に用いられているコア指標が誤差項の仮定を満たしていることを前提としている。

¹⁴ 導出については、補論を参照。

このことから、以下の2点が指摘できる。第一に、コア指標 l の有無は、それ以外のコア指標間の相対的なウェイトの大小関係には影響を及ぼさない。例えば、ベースラインの2015年のウェイトをみると、除く系の中では、除く生鮮食品・エネルギーのウェイトが最も大きかったが、他のどのような組み合わせで推計を行ったとしても、除く生鮮食品・エネルギーのウェイトが、少なくとも今回の推計で用いた除く系5指標の中で最大となることに変わりはない。

第二に、式(10)は、ウェイトが低い指標を含めることによるインフレ率への影響も軽微であることを示唆している。仮にコア指標 l のウェイトがゼロに近い、すなわち、 $\omega_{t-11|t-12,l} \approx 0$ の場合、 $1 - \omega_{t-11|t-12,l} \approx 1$ であるから、 $\omega'_{t-11|t-12,k} \approx \omega_{t-11|t-12,k}$ が成立し、コア指標 l を除いた場合の複合コア指標のインフレ率は、ベースラインのものと同様になると予想される。

図表8では、これらの点を実際のデータで確認している。比較対象として、パフォーマンスの高い分布系の2指標を除外した複合コア（除く系）と、パフォーマンスの低い除く生鮮食品・エネルギー・帰属家賃、除く食料・エネルギー・帰属家賃を除外した複合コア（6系列）を推計した。まず、インフレ率について確認すると、複合コア（6系列）はベースラインからの乖離がほとんどないことが分かる。これは、時期によってベースラインからの乖離が相応にみられる複合コア（除く系）と対照的である。次に、ウェイトの相対関係が変わらないことを確認するために、全ての複合コア指標に共通して含まれている除く生鮮食品、除く生鮮食品・エネルギー、除く食料・エネルギーのウェイトの合計が1になるよう基準化したうえで比較すると、どのケースもほぼ同様のウェイトとなっていることが分かる。

以上から、パフォーマンスの低い個別コア指標を含めることの副作用は殆どなく、候補となる指標は幅広く含めて推計することが望ましいと言える。

4. 複合コア指標のパフォーマンス

本節では、統計的手法を用いて、複合コア指標のパフォーマンス評価を行う。コア指標のパフォーマンスを評価する方法はいくつか提案されているが、本稿では、白塚（2015）と同様に、①足もとの基調的な変動の捕捉力、②先行きの基調的な変動の予測力という2つの観点から、コア指標のパフォーマンスを評価する。

4.1. 足もとの基調的な変動の捕捉力

ここでは、複合コア指標が足もとの物価の基調的な変動をどの程度的確に捉えているかという点について、いくつかの手法を使って確認する。

(トレンドからの乖離)

まず、複合コア指標がインフレ率の趨勢的な変動をどの程度リアルタイムに捕捉できているのかを検証するために、インフレ率のHPフィルタ・トレンドからの乖離幅を確認する。前述のとおり、HPフィルタ・トレンドは、経済指標の時系列的な変動から趨勢的な成分を抽出したものである。ここでは、乖離幅を平方平均二乗誤差で定義し、10年間分のデータを使ったローリング推計を行う。図表9(1)の推計結果をみると、複合コア指標は、期間を通じて個別指標の中で最も乖離幅が小さい刈込平均値並みであることが分かる。

(総合指数との乖離)

次に、総合指数と複合コア指標の乖離が、中長期的にほぼゼロとなっているかを確認する。この乖離が中長期的にゼロでないということは、一時的な攪乱要因が終息した後も乖離が残り続けることを意味しており、コア指標が総合指数の基調的な変動を的確に捉えていないことになる。

具体的には、以下の推計式の定数項 c の有意性を、10年ごとのローリング推計によって確認する。

$$(\pi_t^{all} - \pi_t^{core}) = c + \varepsilon_t, \quad (11)$$

π_t^{all} 、 π_t^{core} は、それぞれ t 期における総合指数・インフレ率、コア指標・インフレ率を表す。 ε_t は誤差項である。この推計式において、定数項が有意にゼロと異ならなければ、総合指数と複合コア指標は、中長期的にみて、ほぼ一致する、とすることができる。一方、定数項がゼロと異なる場合、一時的な攪乱要因が存在しない場合でも、総合指数とコア指標が乖離し続けることを意味する。

図表9(2)に示した結果をみると、ほぼすべての期間で定数項が5%水準で有意にゼロと異ならないことが分かる。これは、複合コア指標が総合指数と乖離する期間が極めて限定的であることを示している。また、こうした複合コア指標のパフォーマンスは、除く生鮮食品など個別指標と比べても遜色が無い。

以上の結果は、足もとの基調的な変動の捕捉力という面で、複合コア指標が刈込平均値と並んで、優れたコア指標としての性質を備えていることを示している。

4.2. 先行きの基調的な変動の予測力

次に、複合コア指標が、先行きの趨勢的な物価変動を予測するうえで、どの程度有用かという点について、統計的手法に基づく検証を行う。

(不偏性)

まず、足もとのコア指標と総合指数の乖離が、先行きの総合指数のインフレ率をどの程度説明できるかを、以下の推計式を用いて評価する。

$$(\pi_{t+12}^{all} - \pi_t^{all}) = \beta_0 + \beta_1(\pi_t^{core} - \pi_t^{all}) + \varepsilon_t \quad (12)$$

この式において、 $\beta_0 = 0$ 、 $\beta_1 = 1$ のとき、 $E(\pi_{t+12}^{all}) = \pi_t^{core}$ が成立し、足もとのコア指標・インフレ率が、先行きの総合指数・インフレ率の不偏予測値となる。

図表 10(1)は、 $\beta_0 = 0$ 、 $\beta_1 = 1$ を帰無仮説とした複合仮説検定の結果を示している。複合コア指標は、2000年代前半から半ばにかけて、帰無仮説が10%有意水準で棄却されているが、全体として、安定したパフォーマンスを示している。個別コア指標と比べると、どの指標よりも帰無仮説が棄却される期間が短い。

(さや寄せの方向性)

式(12)の推定で不偏性が棄却されないことは、総合指数がコア指標にさや寄せされるための必要条件であり十分条件ではない。そこで今度は、逆に、コア指標の方が総合指数にさや寄せされる傾向は無いかという点について検証する。そのためには、推計式(12)の被説明変数を、総合指数からコア指標に置き換えた、以下の式を推計すればよい。

$$(\pi_{t+12}^{core} - \pi_t^{core}) = \gamma_0 + \gamma_1(\pi_t^{core} - \pi_t^{all}) + \varepsilon_t \quad (13)$$

この式において、 γ_1 が有意にゼロと異ならなければ、一時的な攪乱要因の終息につれて、コア指標が総合指数にさや寄せされる傾向は無いと判断できる。

図表 10(2)に示した推計結果をみると、複合コア指標では、ほぼ全ての期間で係数の有意性が5%水準で棄却されている。また、個別コア指標と比べると、除く生鮮食品や刈込平均値などよりも、棄却される期間が長い。

以上の結果から、複合コア指標は、先行きの基調的な変動の予測力において、いずれの個別指標よりも良好なパフォーマンスを示すことが確認された。

5. おわりに

本稿では、複数の CPI コア指標を包括的に活用して物価の基調的変動を分析するための、新しい手法を提示した。具体的には、動的モデル平均化法を用いて、個別コア指標のパフォーマンスをリアルタイムに定量化し、それをウェイトとして各コア指標を加重平均することにより「複合コア指標」を作成した。

複合コア指標は、可変ウェイトがもたらす柔軟性により、基調的な変動に関する足もとの捕捉力や先行きの予測力において、いずれの個別コア指標よりも高いパフォーマンスを安定的に発揮することが確認された。

複合コア指標のパフォーマンスを決定する可変ウェイトの特性について分析したところ、品目横断的なマクロ・ショックの影響が大きい局面では、除く生鮮食品のような除く系指標の優位性が高い傾向にある一方、品目個別的なマイクロ・ショックの影響が大きい局面では、刈込平均値などの分布系指標の優位性が高い傾向にあることが分かった。また、推計された可変ウェイトから、エネルギーや生鮮食品等が複合コア指標から除外される確率を計算したところ、①生鮮食品はほぼ一貫して除外される確率が高いこと、②エネルギーは原油価格の変動が大きい局面で除外される確率が高まること、③食料や帰属家賃はほとんど除外されないこと、が明らかになった。

最後に、今後の課題について述べる。本稿で作成した複合コア指標は、個別コア指標の情報価値の時間を通じた変化を捉えるうえで、有益な視点を与える。しかし、得られた可変ウェイトは、個別コア指標のこれまでのパフォーマンスから機械的に計算された経験的なものである。本稿で行ったウェイト変動の分析からは、品目横断的かつ持続的なマクロ・ショックや品目個別的なマイクロ・ショックが、ウェイト変動に何らかの影響を与えている可能性が示唆されているが、その理論的背景については十分に明らかになっていない。今後は、こうしたウェイト変動の背景について、理論的・実証的根拠を蓄積していくことが重要と考えられる。

補論. 式(10)の導出について

補論では、ベースラインからあるコア指標 l を除いて推計した場合のコア指標 $k(≠ l)$ のウエイト $\omega'_{t-11|t-12,k}$ と、ベースラインのウエイト $\omega_{t-11|t-12,k}$ の関係を表した本文中の式(10)の導出を行う。

個別コア指標が最良の不偏予測値である確率について、無情報事前分布($\omega_{0|0,k} = 1/K$)を仮定すると、ウエイトの合計が1となる性質を用いることで、以下の関係を得ることができる。

$$\omega'_{0|0,k} = \frac{\omega_{0|0,k}}{1 - \omega_{0|0,l}} \quad (\text{A1})$$

予測ステップは、本文中の式(5)より以下で与えられる。

$$\omega'_{1|0,k} = \frac{\omega'_{0|0,k}}{\sum_{k \in S'} \omega'_{0|0,k}} \quad (\text{A2})$$

ここで、 S' はコア指標 l 以外の個別コア指標の集合を表す。式(A2)に、式(A1)を代入して整理すると、

$$\omega'_{1|0,k} = \frac{\omega_{0|0,k}}{\sum_{k \in S'} \omega_{0|0,k}}$$

が得られる。さらに、 S をベースラインで利用した個別コア指標の集合とした時、 $\sum_{k \in S'} \omega_{0|0,k} = \sum_{k \in S} \omega_{0|0,k} - \omega_{0|0,l}$ が成立していることを踏まえると、以下のように書き換えることができる。

$$\omega'_{1|0,k} = \frac{\omega_{1|0,k}}{1 - \omega_{1|0,l}} \quad (\text{A3})$$

続いて、更新ステップは、本文中の式(6)より以下のように計算される。

$$\omega'_{1|1,k} = \frac{\omega'_{1|0,k} P(\pi_{1+12}^{all} | L_1 = k)}{\sum_{k \in S'} \omega'_{1|0,k} P(\pi_{1+12}^{all} | L_1 = k)} \quad (\text{A4})$$

この式に、予測ステップで得られた式(A3)を代入して、

$$\omega'_{1|1,k} = \frac{\omega_{1|0,k} P(\pi_{1+12}^{all} | L_1 = k)}{\sum_{k \in S'} \omega_{1|0,k} P(\pi_{1+12}^{all} | L_1 = k)}$$

が得られる。さらに、予測ステップの時と同様に、 $\sum_{k \in S'} \omega_{1|0,k} P(\pi_{1+12}^{all} | L_1 = k) = \sum_{k \in S} \omega_{1|0,k} P(\pi_{1+12}^{all} | L_1 = k) - \omega_{1|0,l} P(\pi_{1+12}^{all} | L_1 = l)$ が成立することを利用すると、

$$\omega'_{1|1,k} = \frac{\frac{\omega_{1|0,k}P(\pi_{1+12}^{all}|L_1 = k)}{\sum_{k \in S} \omega_{1|0,k}P(\pi_{1+12}^{all}|L_1 = k)}}{1 - \frac{\omega_{1|0,l}P(\pi_{1+12}^{all}|L_1 = l)}{\sum_{k \in S} \omega_{1|0,k}P(\pi_{1+12}^{all}|L_1 = k)}}$$

と書き換えることができる。ここで、本文中の式(6)により、分子は $\omega_{1|1,k}$ に等しく、分母の第2項は $\omega_{1|1,l}$ に等しい。したがって、以下の式が成立する。

$$\omega'_{1|1,k} = \frac{\omega_{1,1,k}}{1 - \omega_{1,1,l}} \quad (\text{A5})$$

$t = 2, 3, \dots$ についても、同様の計算を繰り返すことによって、本文中の式(10)が成立することが確認できる。

参考文献

- 大山慎介 (2001) 「Forecast Combination による実質 GDP の予測」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.01-3
- 開発壮平・中島上智 (2015) 「トレンドインフレ率は変化したか？—レジームスイッチング・モデルを用いた実証分析—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.15-J-3
- 川本卓司・中浜萌・法眼吉彦 (2015) 「消費者物価コア指標とその特性—景気変動との関係を中心に—」、日銀レビュー・シリーズ、2015-J-11
- 北村富行・小池良司 (2002) 「多くの情報変数を用いた予測方法の有用性について」、日本銀行金融研究所ディスカッションペーパー、No.02-J-28
- 白塚重典 (1997) 「物価の基調的な変動を捕捉するための指数の構築とその含意」、金融研究第 16 巻第 3 号
- (2006) 「消費者物価指数のコア指標」、日銀レビュー・シリーズ、2006-J-7
- (2015) 「消費者物価コア指標のパフォーマンスについて」、日銀レビュー・シリーズ、2015-J-12
- 三尾仁志・肥後雅博 (1999) 「刈り込み平均指数を利用した基調的物価変動の分析」、金融研究第 18 巻第 1 号
- Bates, J. M. and C. W. J. Granger. (1969) “The Combination of Forecasts,” *Operational Research Quarterly*, 20(4), pp.451-468.
- Bryan, Michael F. and Stephen G. Cecchetti. (1994) “Measuring Core Inflation,” in *Monetary Policy*, edited by N. Gregory Mankiw, pp.195-215.
- Bryan, Michael F., Stephen G. Cecchetti, and Rodney L. Wiggins II. (1997) “Efficient Inflation Estimation,” NBER Working Paper, No. 6183.
- Cogley, Timothy. (2002) “A Simple Adaptive Measure of Core Inflation,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(1), pp. 94-113.
- Figueiredo, Francisco Marcos Rodrigues and Roberta Blass Staub. (2002) “Evaluation and Combination of Core Inflation Measures for Brazil,” *Money Affairs*, 15(1), pp.1-20.
- Koop, Gary and Dimitris Korobilis. (2012) “Forecasting Inflation Using Dynamic Model Averaging,” *International Economic Review*, 53(3), pp.867-886.

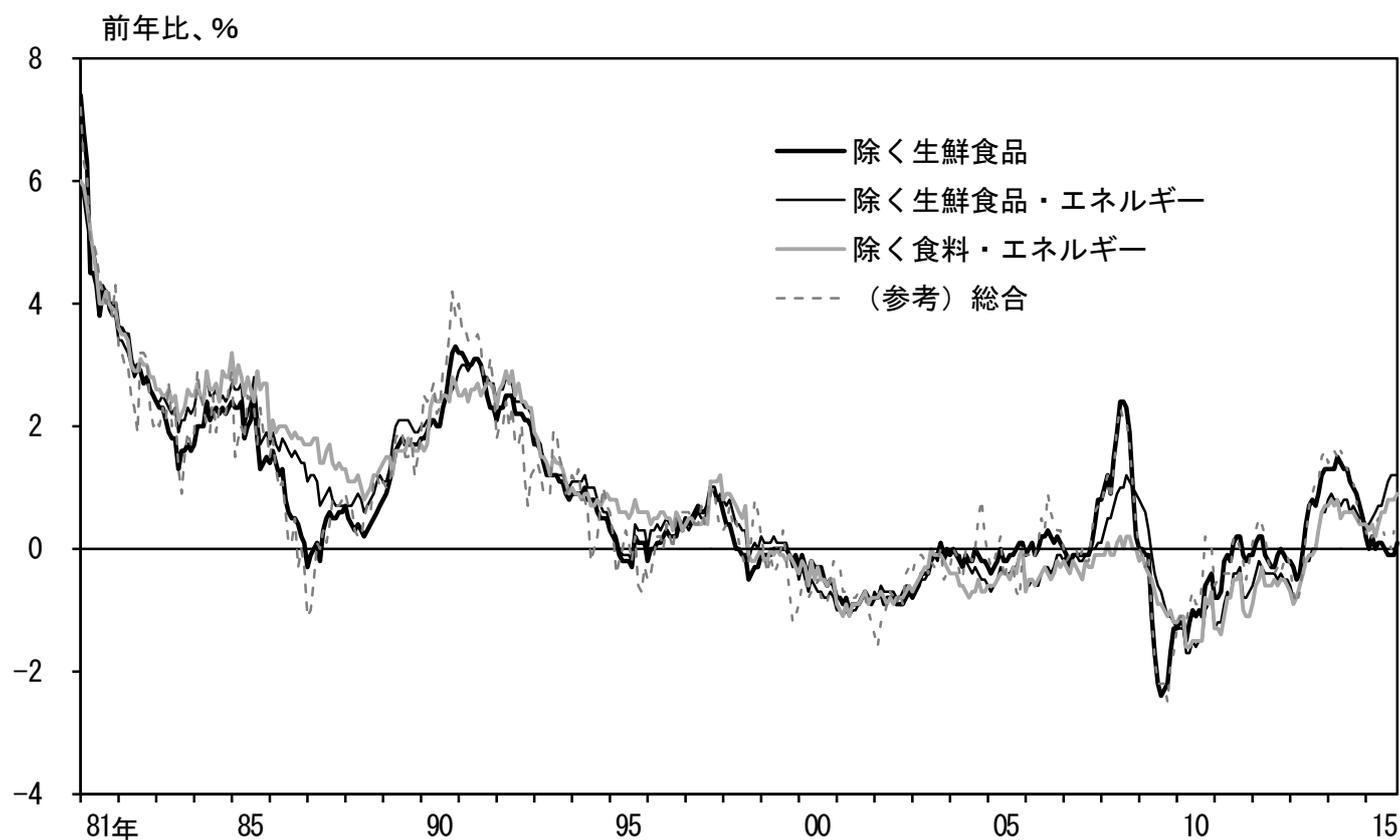
Nicoletti, Giulio and Raffaele Passaro. (2012) “Sometimes It Helps the Evolving Predictive Power of Spreads on GDP,” European Central Bank Working Paper Series, No.1447.

Raftery, Adrian E., Miroslav Kárný, and Pavel Ettler. (2010) “Online Prediction Under Model Uncertainty via Dynamic Model Averaging: Application to a Cold Rolling Mill,” *Technometrics*, 52(1), pp.52–66.

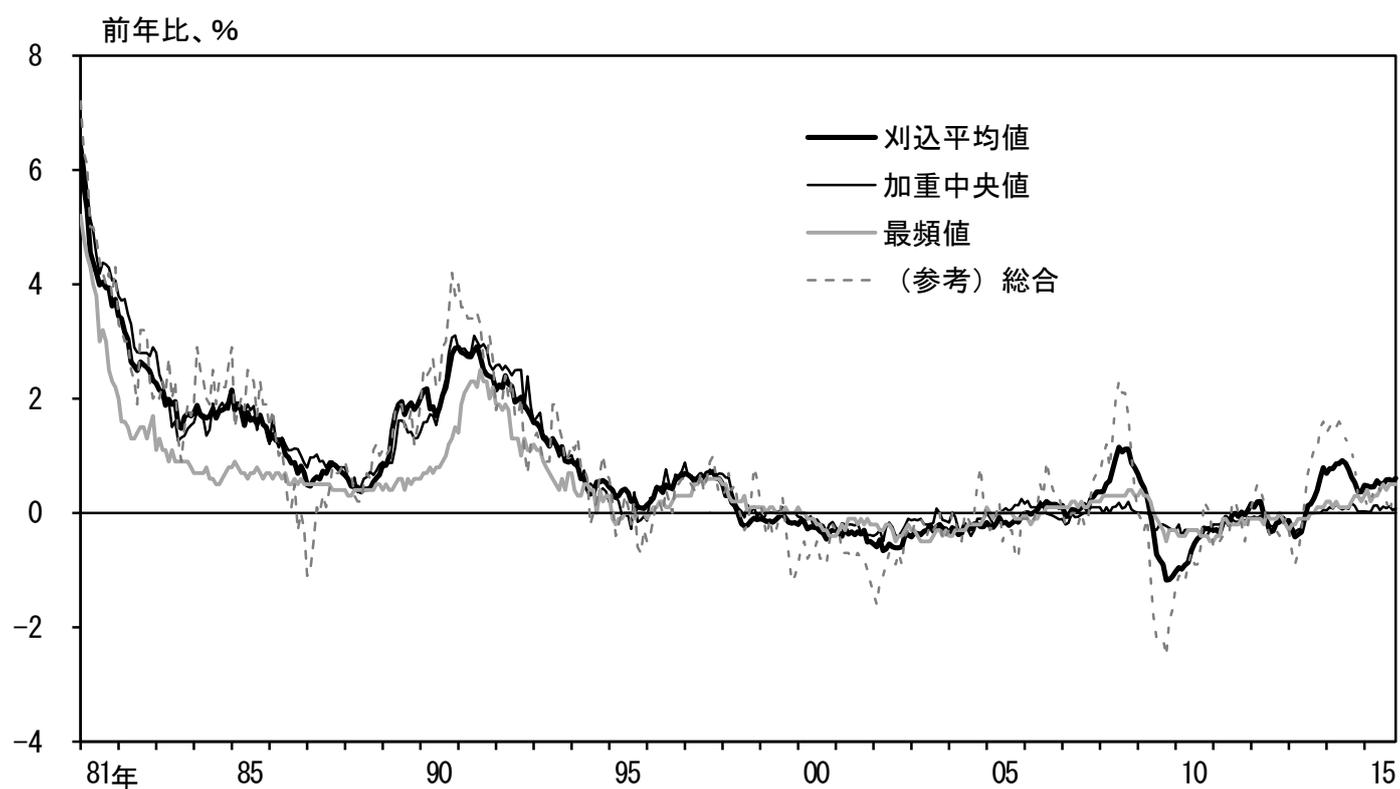
Timmermann, Allan. (2006) “Forecast Combination,” in *Handbook of Economic Forecasting*, edited by Graham Elliot, Clive W. J. Granger, and Allan Timmermann, pp.135-196.

消費者物価指数のコア指標

(1) 除く系指標



(2) 分布系指標



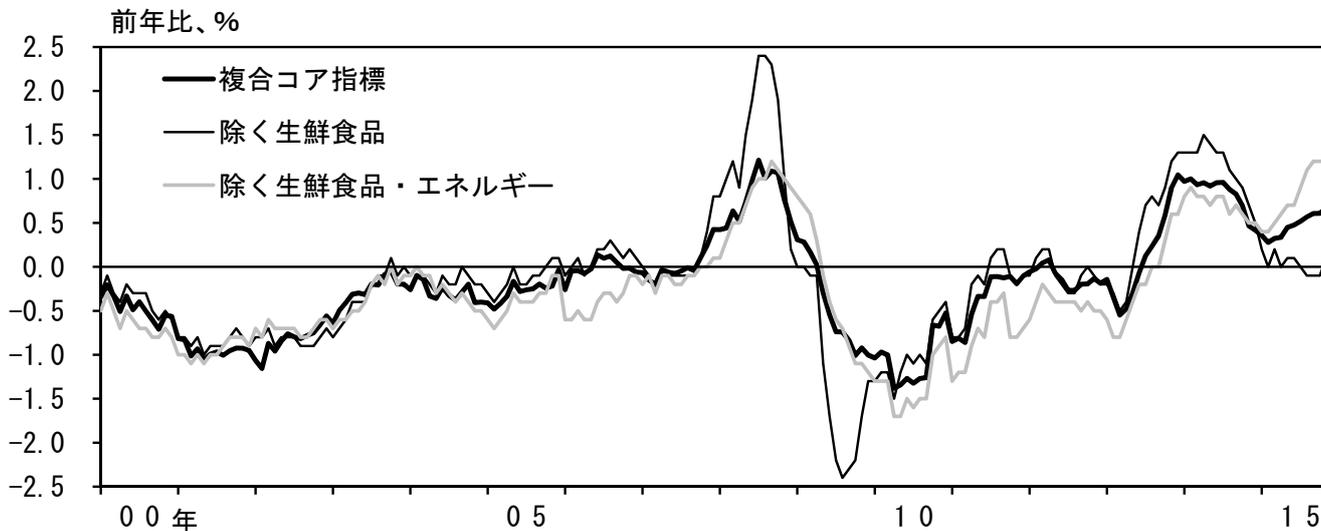
(注) 除く生鮮食品・エネルギー、刈込平均値、加重中央値、最頻値は、日本銀行調査統計局試算値。
消費税調整済み。以下、いずれの図表も同じ。

(資料) 総務省「消費者物価指数」

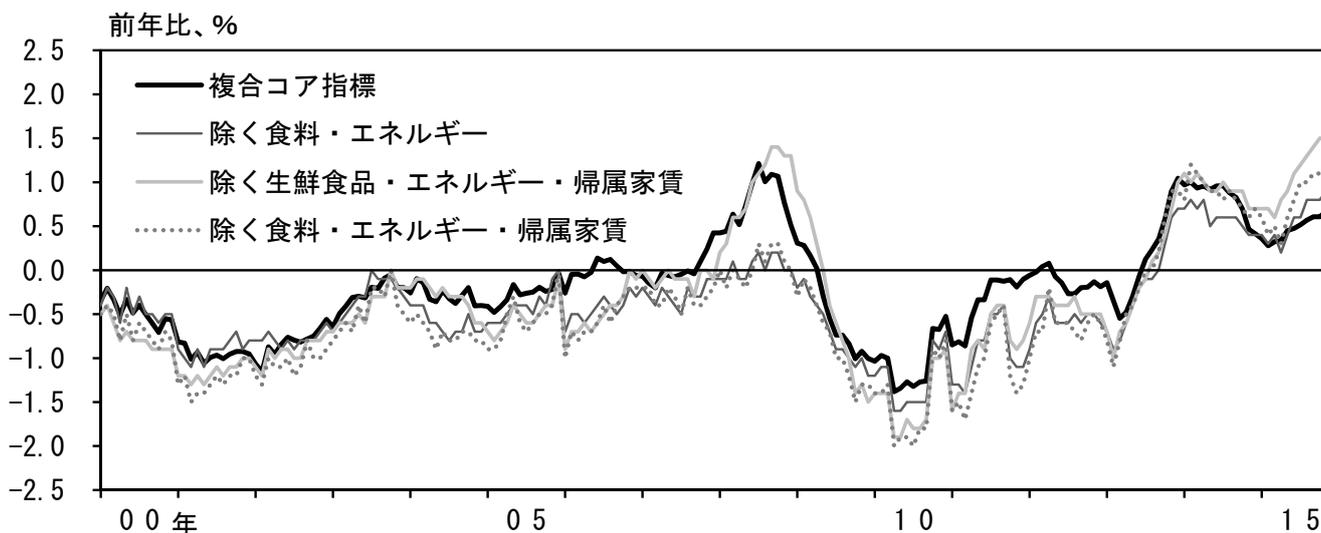
複合コア指標と個別コア指標の比較

(1) 除く系指標との比較

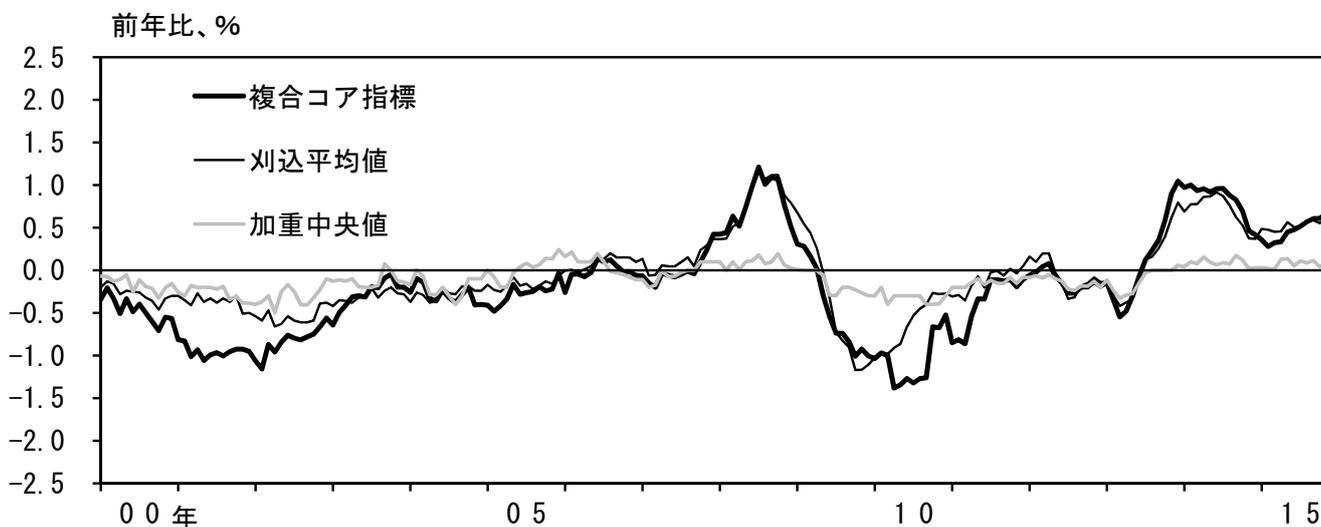
① 除く生鮮食品、除く生鮮食品・エネルギーとの比較



② その他の除く系指標との比較



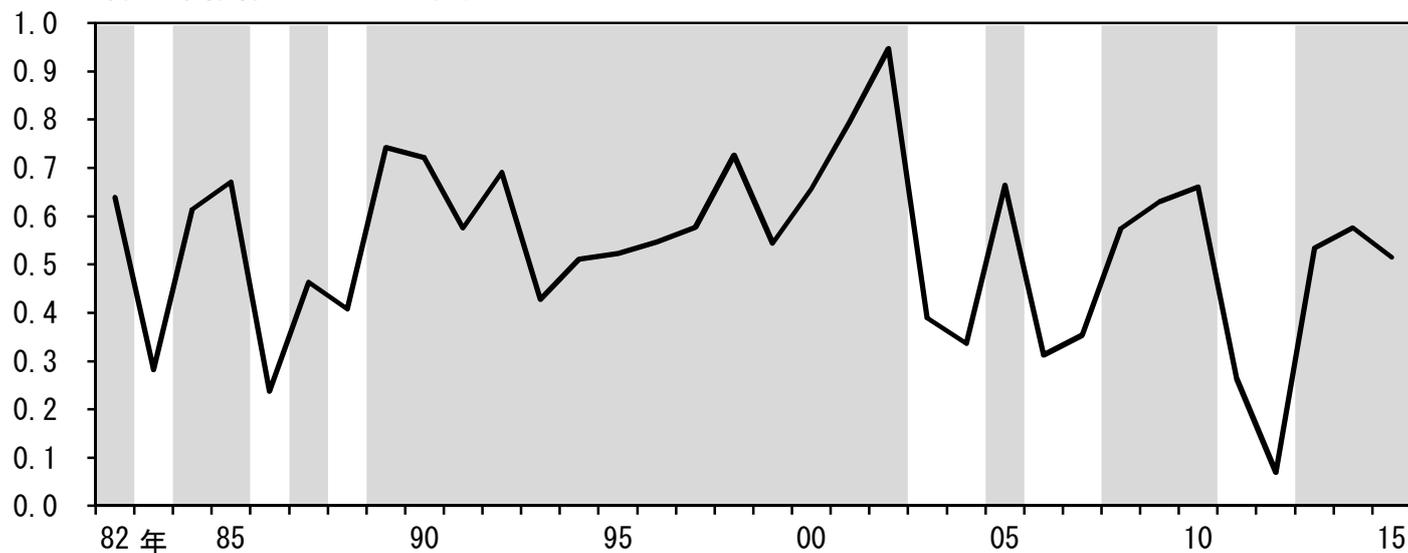
(2) 分布系指標との比較



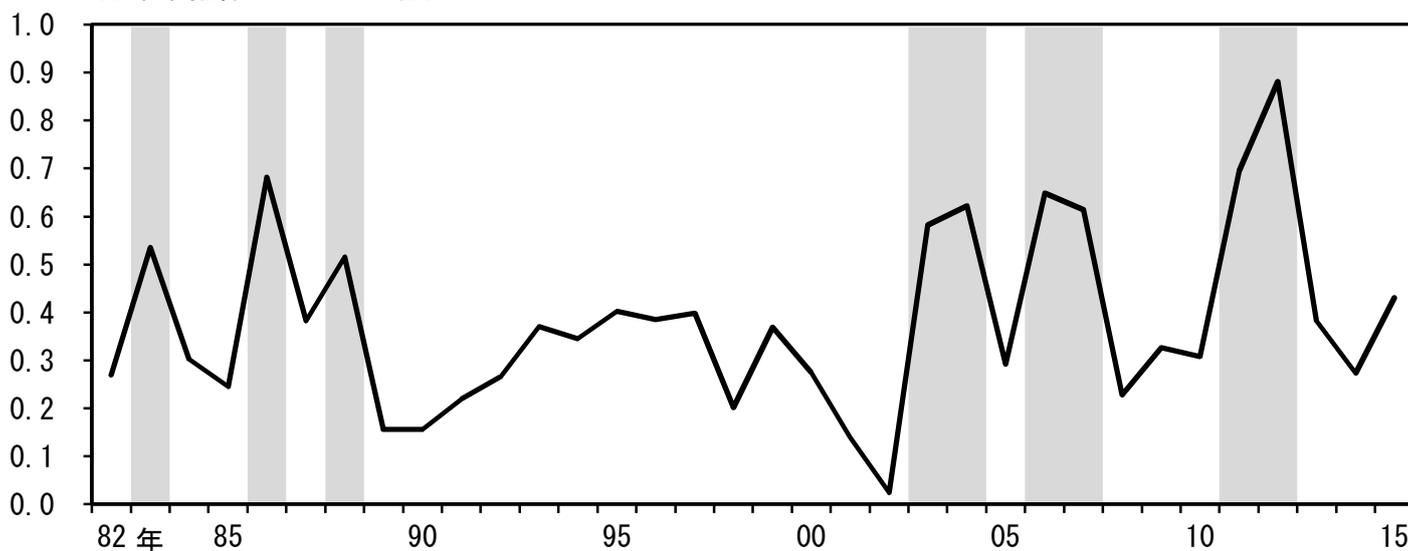
(資料) 総務省「消費者物価指数」

複合コア指標の可変ウエイト (1)

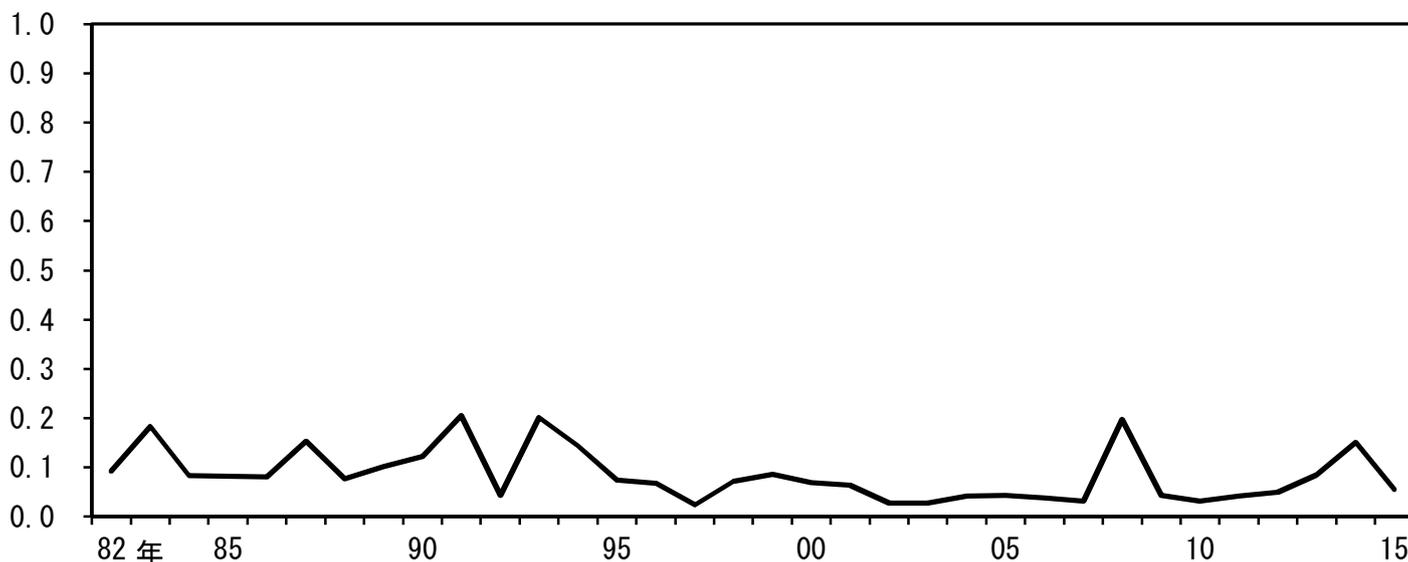
(1) 除く系指標のウエイト合計



(2) 分布系指標のウエイト合計



(3) 総合指数のウエイト

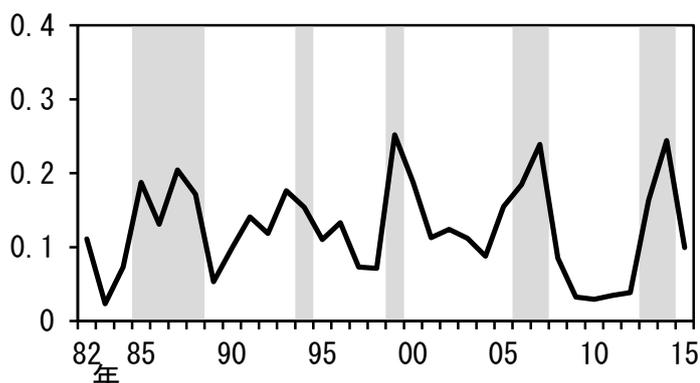


(注) 1. 年平均値。
2. シャドーは、(1) ~ (3) の中で最もウエイトが高いことを示す。

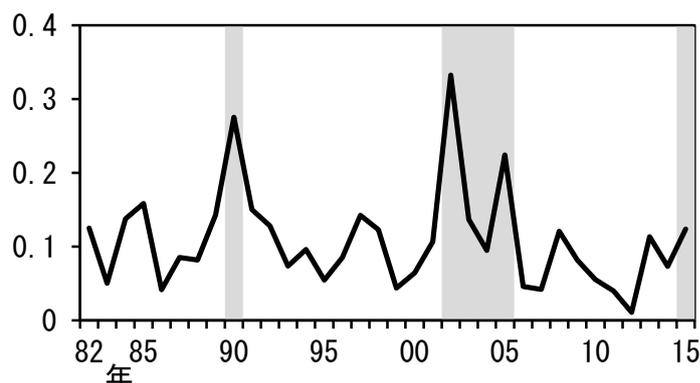
複合コア指標の可変ウエイト (2)

(1) 除く系指標のウエイト

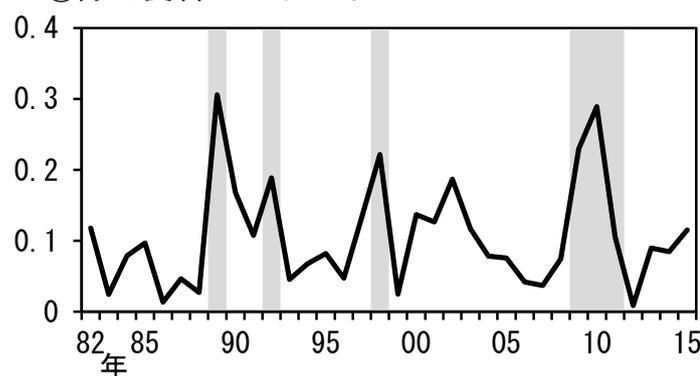
① 除く生鮮食品



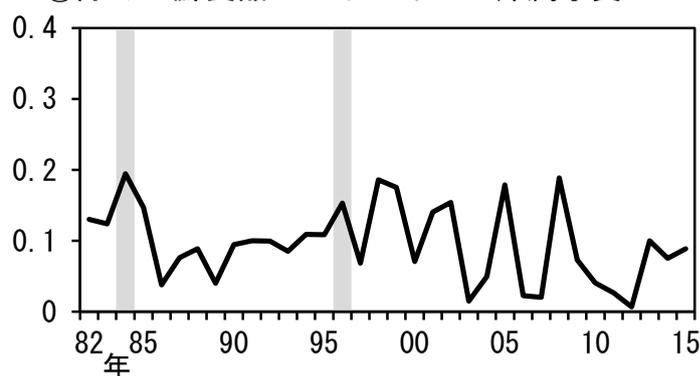
② 除く生鮮食品・エネルギー



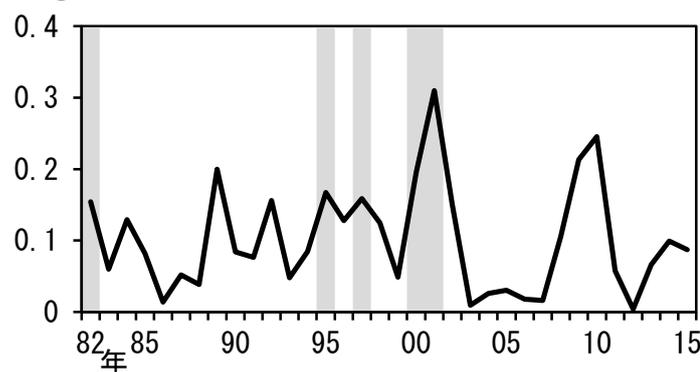
③ 除く食料・エネルギー



④ 除く生鮮食品・エネルギー・帰属家賃

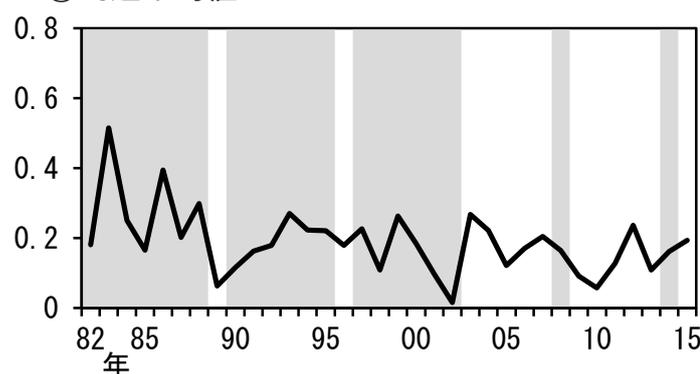


⑤ 除く食料・エネルギー・帰属家賃

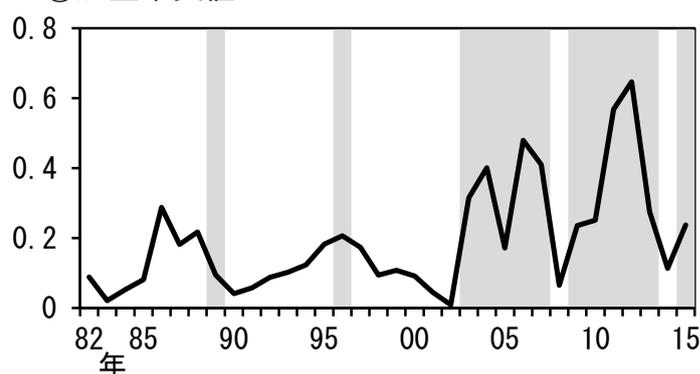


(2) 分布系指標のウエイト

① 刈込平均値



② 加重中央値



(注) 1. 年平均値。

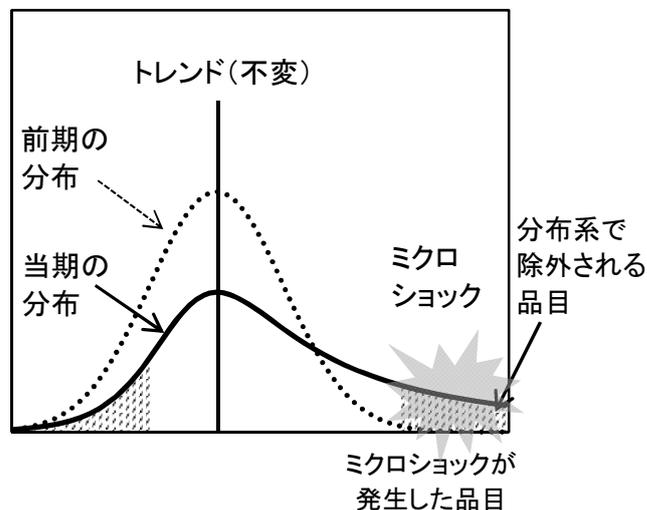
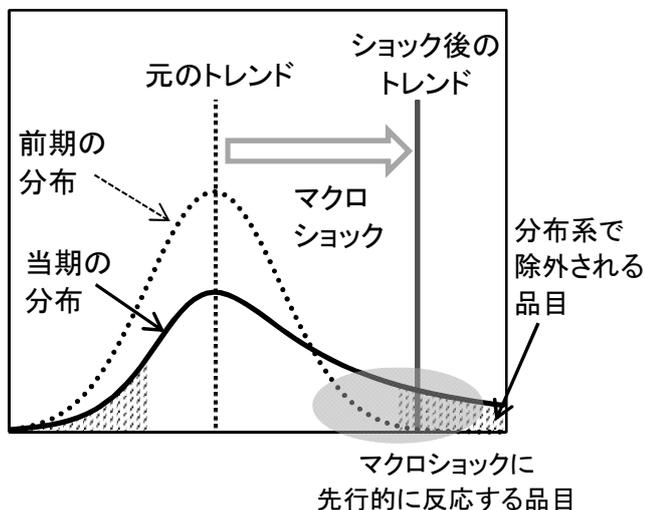
2. シャドーは、除く系指標内、分布系指標内の各々で最もウエイトが高いことを示す。

ウエイト変動に関する仮説

(1) 概念整理

①品目横断的かつ持続的なマクロショック
(トレンドが変化する場合)

②品目個別的なマイクロショック
(分布のばらつきのみが拡大する場合)



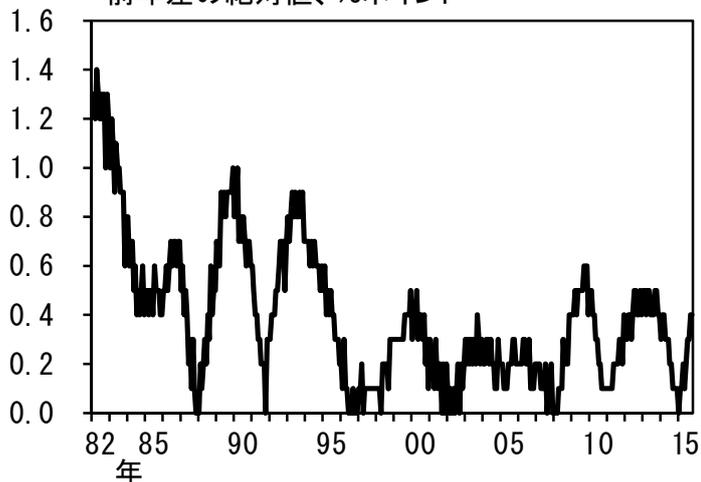
(2) 分布系指標のウエイト合計との相関

	トレンド 変化幅	分布の ばらつき	分布の 歪み	分布の 裾の厚さ
偏相関係数	-0.2661 ***	0.3603 ***	-0.064	0.0692

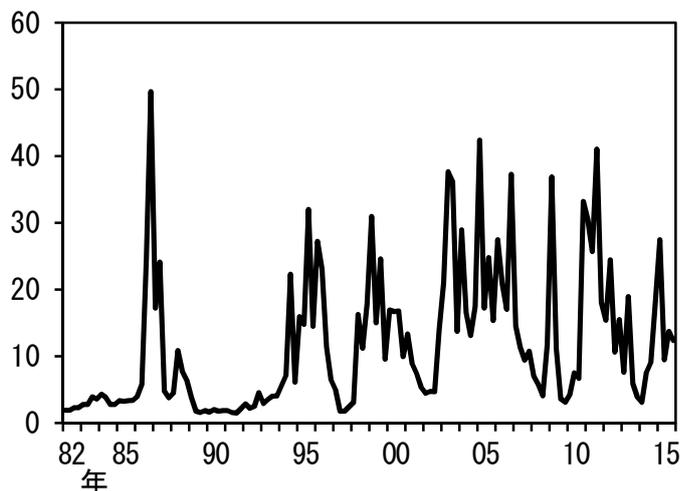
- (注) 1. ***, **, *は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。
 2. 分布のばらつきは、変動係数の絶対値。ただし、変動係数=加重標準誤差/加重平均。
 分布の歪みは、加重歪度。分布の裾の厚さは、加重尖度。トレンド変化幅は、HPTrendの
 前年差の絶対値(λ=14,400)。
 3. 第一四分位数-3IQRを下限、第三四分位数+3IQRを上限として、異常値処理を行った。
 ただし、IQR=第三四分位数-第一四分位数。

(3) トレンド変化幅

前年差の絶対値、%ポイント

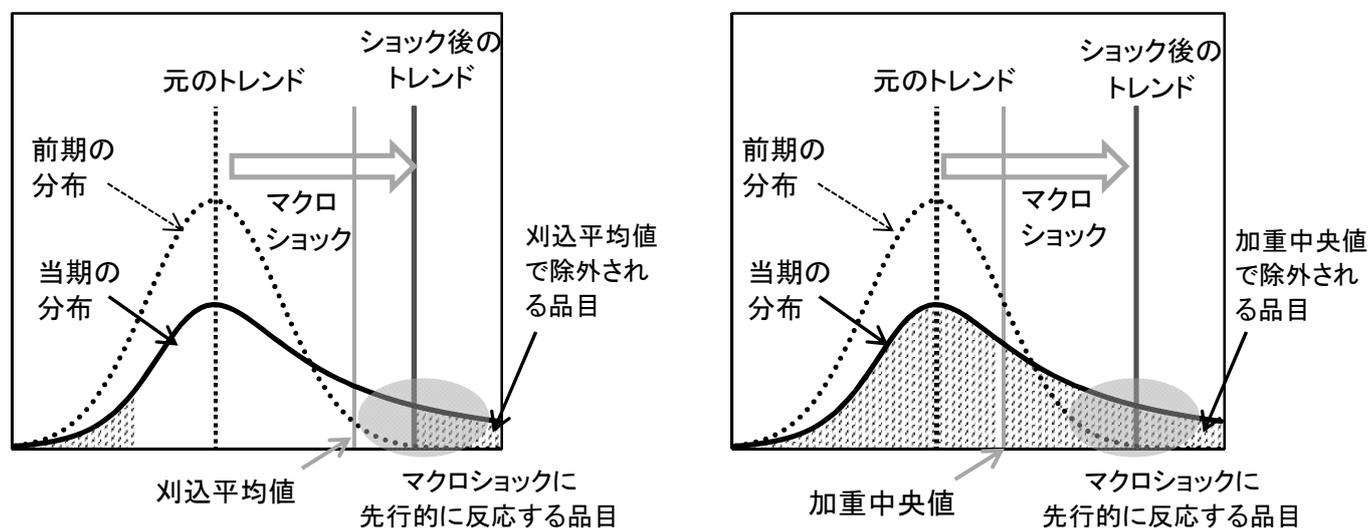


(4) 品目別の価格変動分布のばらつき



分布系指標のウェイト変動に関する仮説

(1) 分布系指標とトレンド変化の概念図



(2) 刈込平均値のウェイトとの相関

	トレンド 変化幅	分布の ばらつき	分布の 歪み	分布の 裾の厚さ
偏相関係数	0.2603 ***	-0.057	0.099	-0.101 *

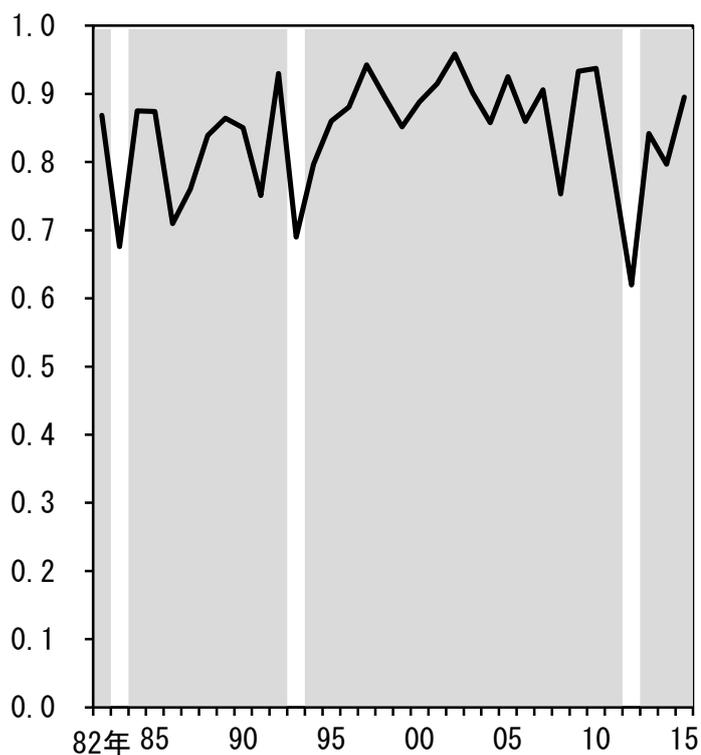
(注) 1. ***, **, *は、それぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

2. 分布のばらつきは、変動係数の絶対値。ただし、変動係数=加重標準誤差/加重平均。
分布の歪みは、加重歪度。分布の裾の厚さは、加重尖度。トレンド変化幅は、HPTrendの
前年差の絶対値($\lambda=14,400$)。

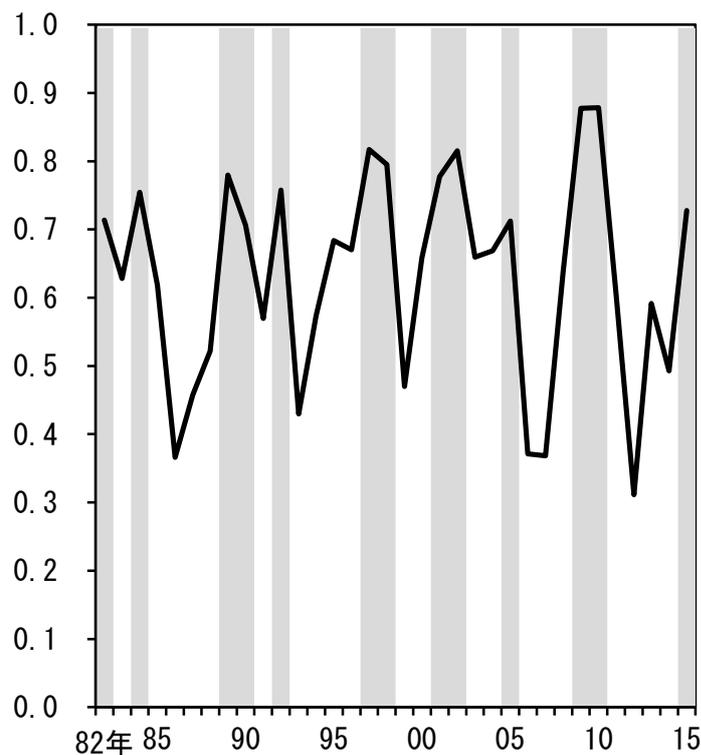
3. 第一四分位数-3IQRを下限、第三四分位数+3IQRを上限として、異常値処理を行った。
ただし、IQR=第三四分位数-第一四分位数。

生鮮食品、エネルギー等が除かれる確率

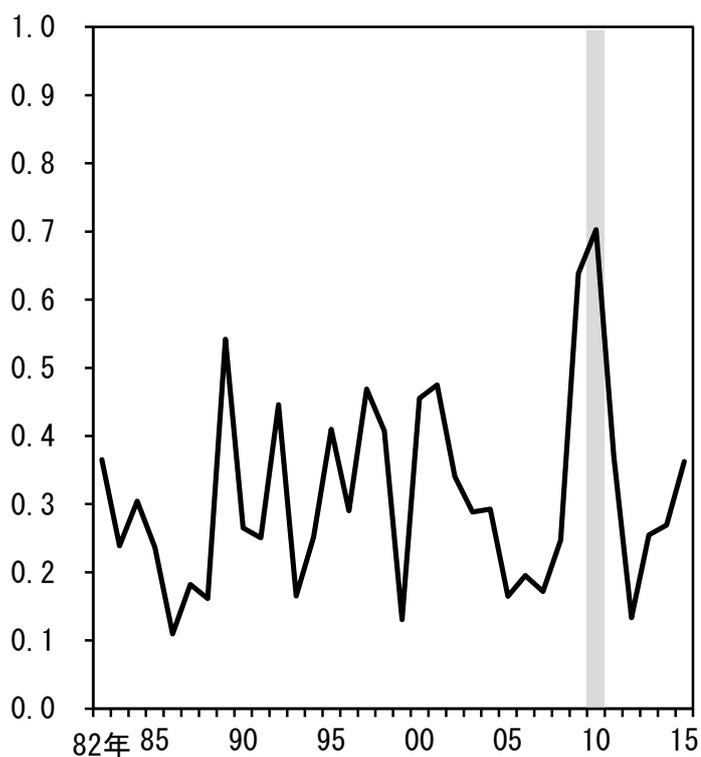
(1) 生鮮食品



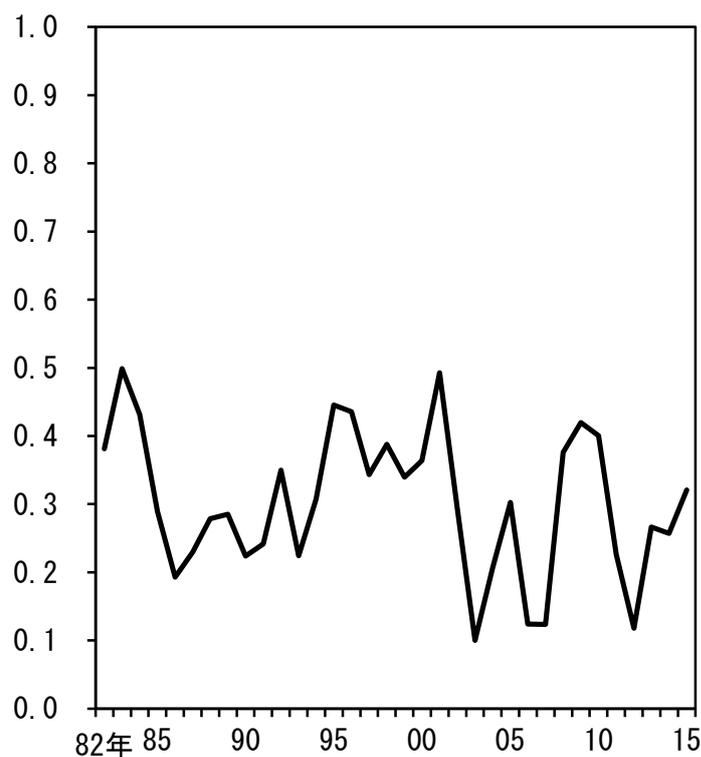
(2) エネルギー



(3) 食料



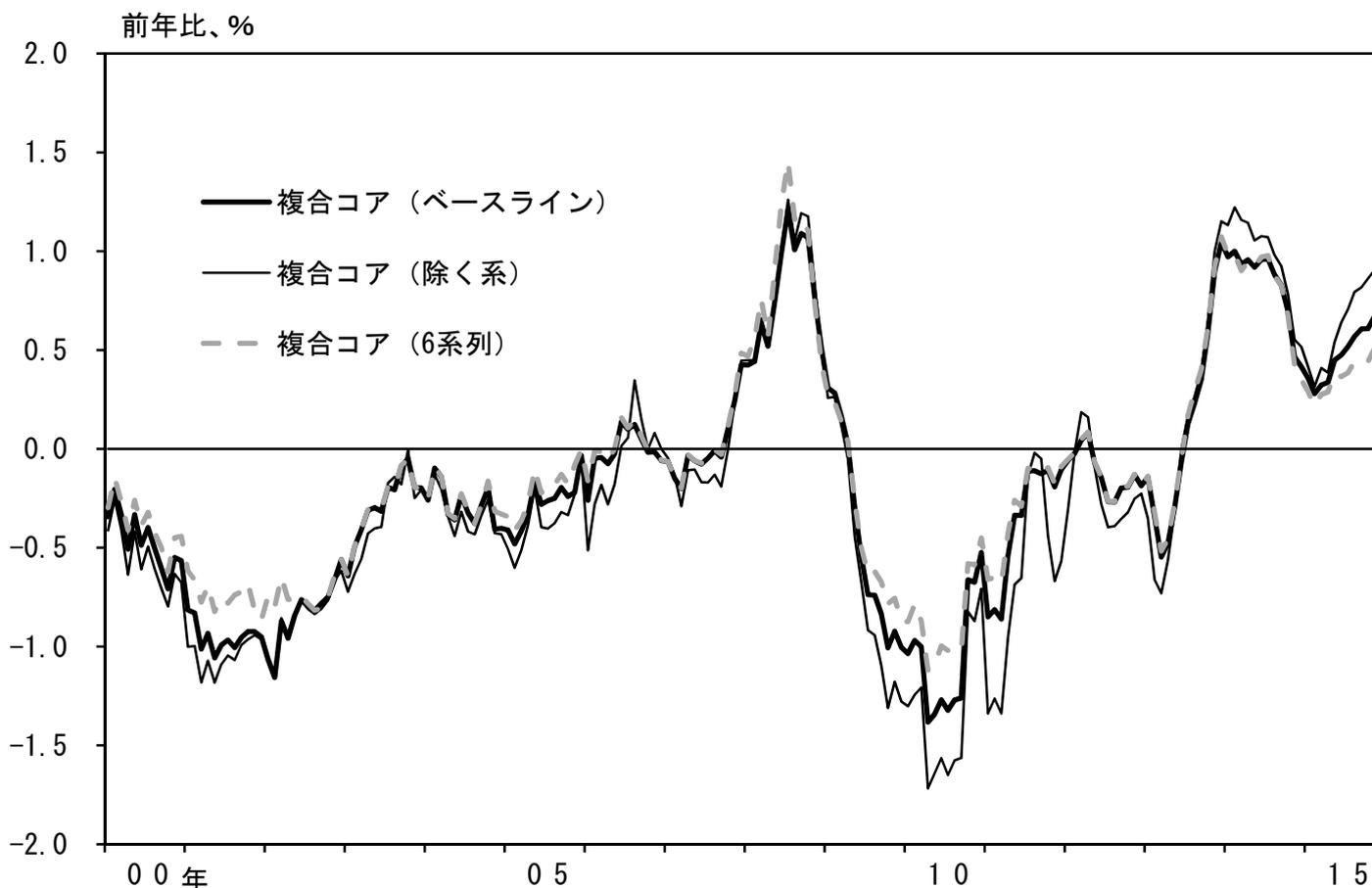
(4) 帰属家賃



(注) 1. 年平均値。
2. シャドーは、確率が0.7以上の時期。

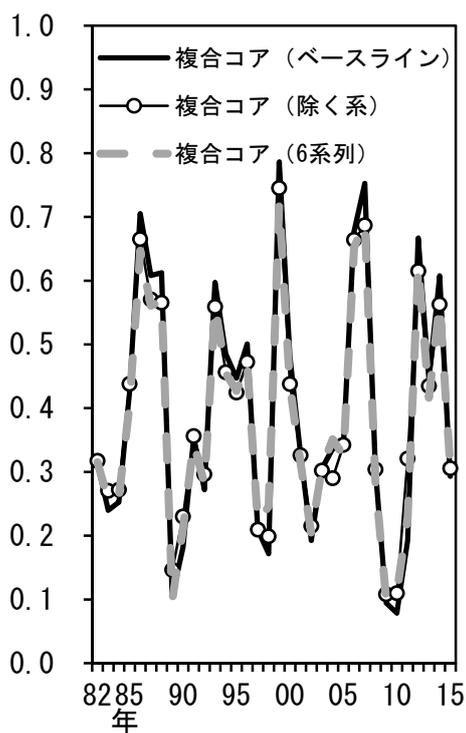
指標選択の影響

(1) インフレ率の比較

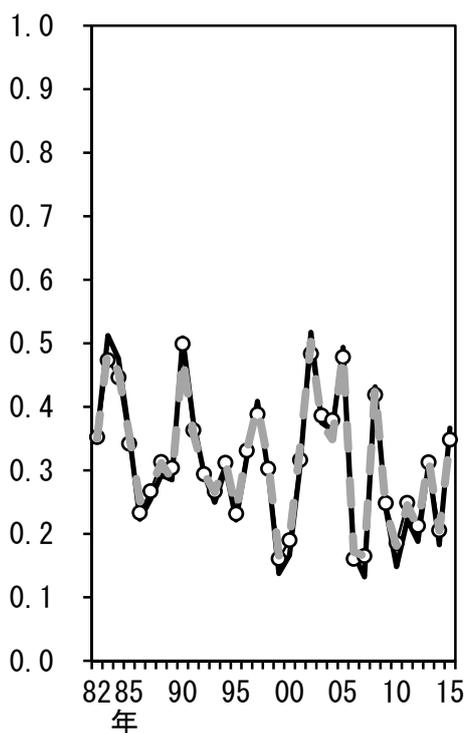


(2) 相対ウエイトの比較

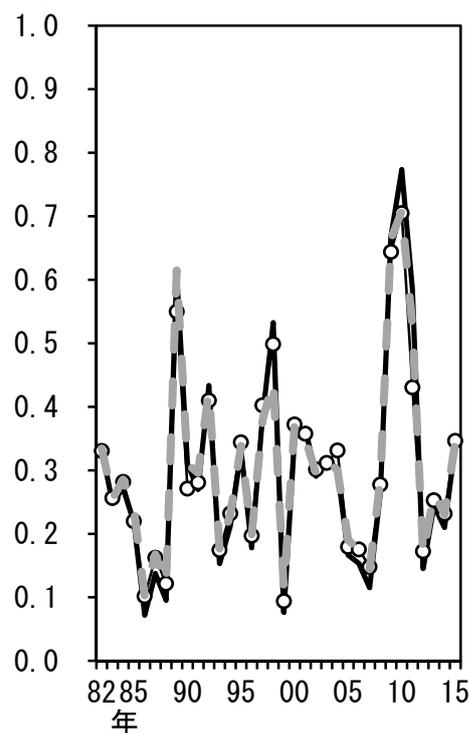
① 除く生鮮食品



② 除く生鮮食品・エネルギー

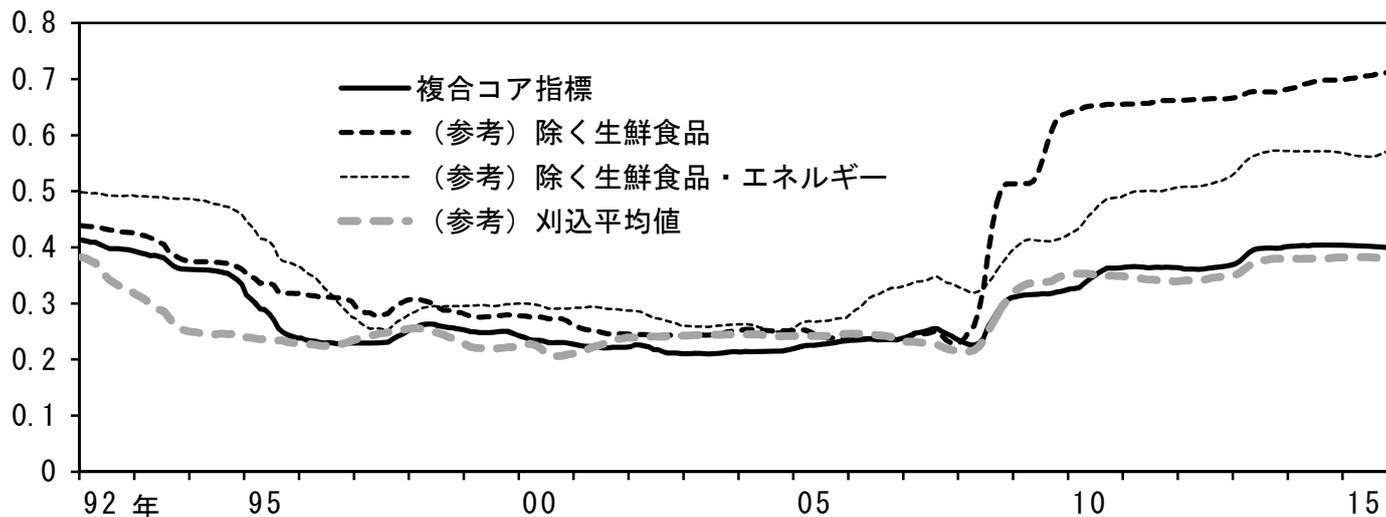


③ 除く食料・エネルギー



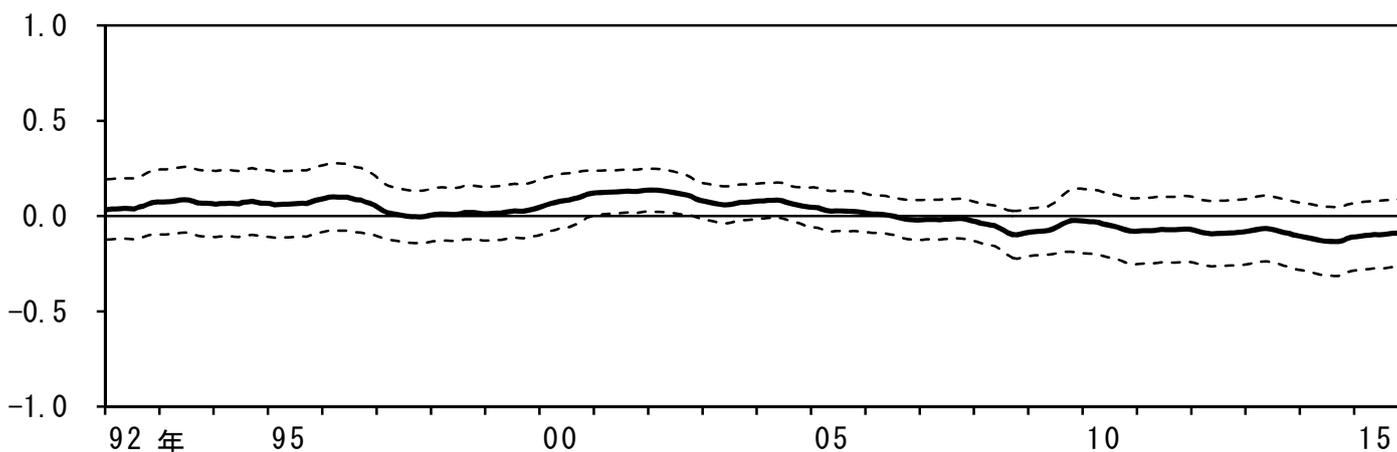
足もとの基調的な変動の捕捉力

(1) トレンドからの乖離



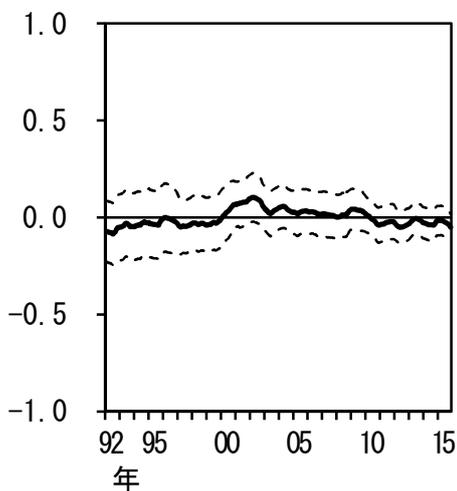
(注) HPトレンドからの平方平均二乗誤差 (RMSE)。各時点から10年前までのデータを使って計測。HPトレンドを計算する際の平滑化パラメーターは、14,400。

(2) 複合コア指標の総合指数との乖離

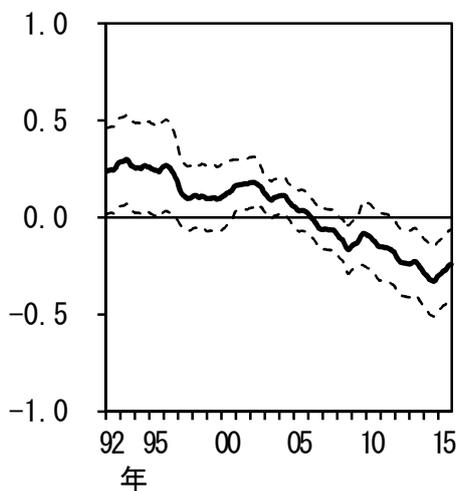


(参考) 個別コア指標の総合指数との乖離

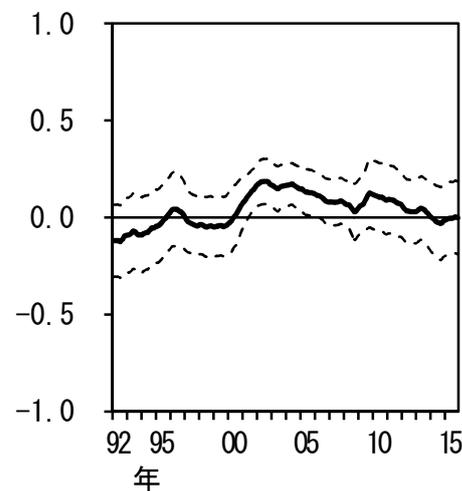
① 除く生鮮食品



② 除く生鮮食品・エネルギー



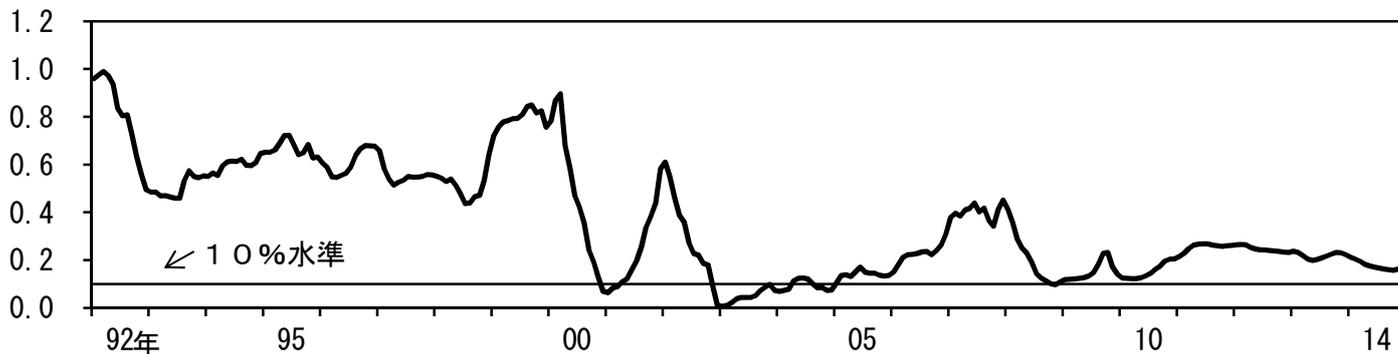
③ 刈込平均値



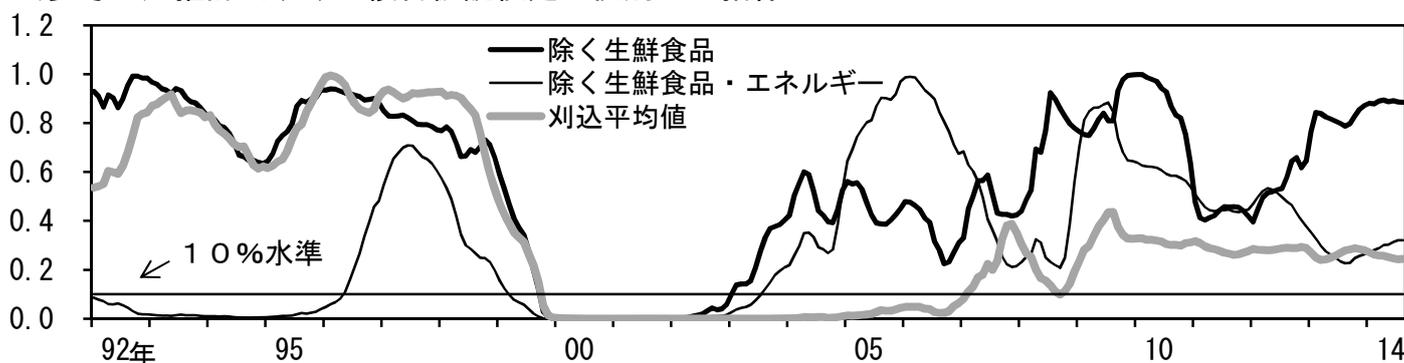
(注) (2) と (参考) は、10年ローリングで、本文中の式(11)を推定したときの定数項の値。点線は、95%信頼区間。

先行きの基調的な変動の予測力

(1) 推計式(12)の複合仮説検定

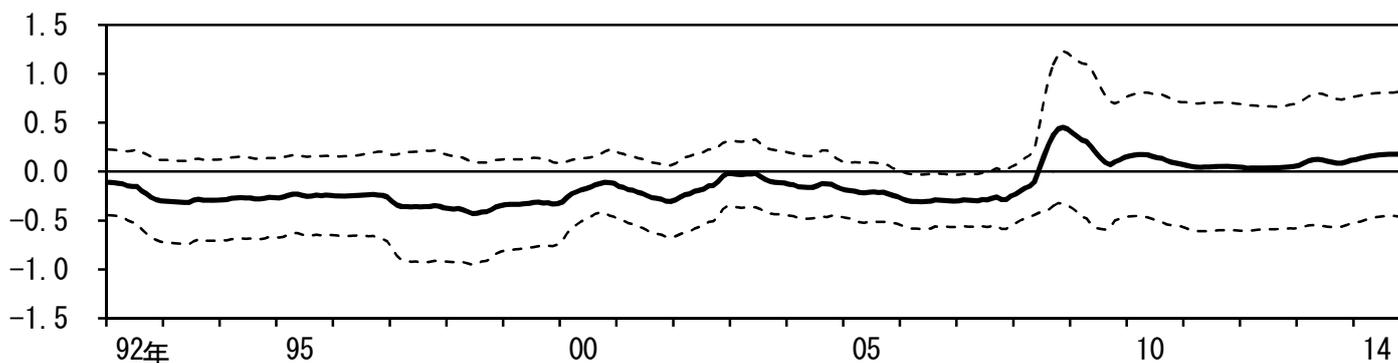


(参考1) 推計式(12)の複合仮説検定・個別コア指標



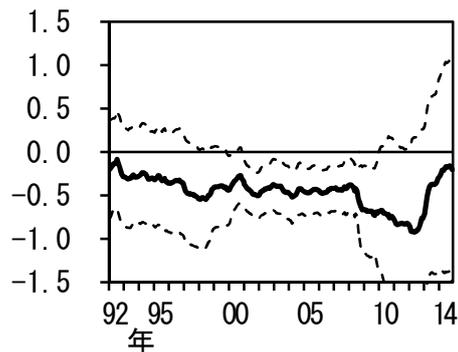
(注) (1)と(参考1)は、10年ローリングで、本文中の式(12)を推定し、傾き=1、切片=0の複合仮説検定をしたときのP値。

(2) 推計式(13)の傾き

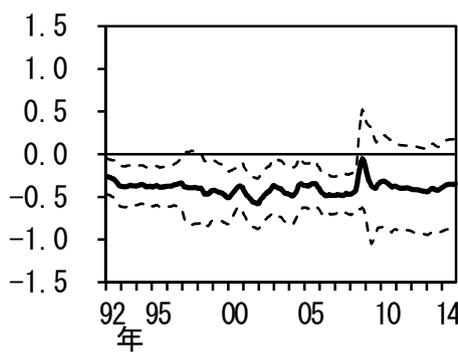


(参考2) 推計式(13)の傾き・個別コア指標

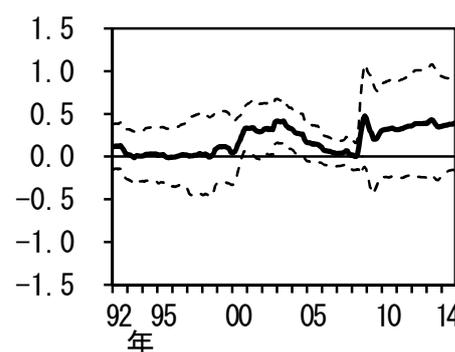
① 除く生鮮食品



② 除く生鮮食品・エネルギー



③ 刈込平均値

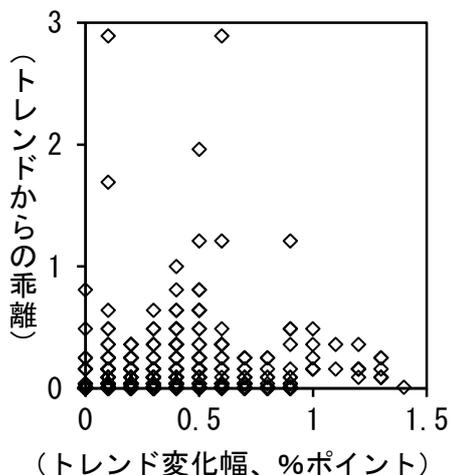


(注) (2)と(参考2)は、10年ローリングで、本文中の式(13)を推定したときの傾きの値。点線は、95%信頼区間。

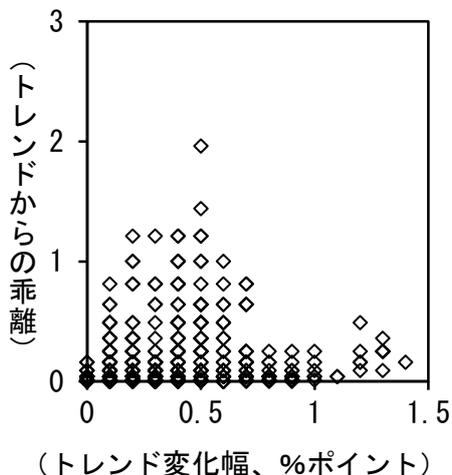
トレンド捕捉力とトレンドの変化の関係

(1) 除く系指標

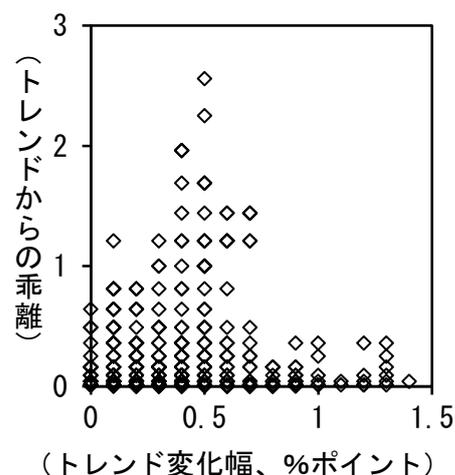
①除く生鮮食品



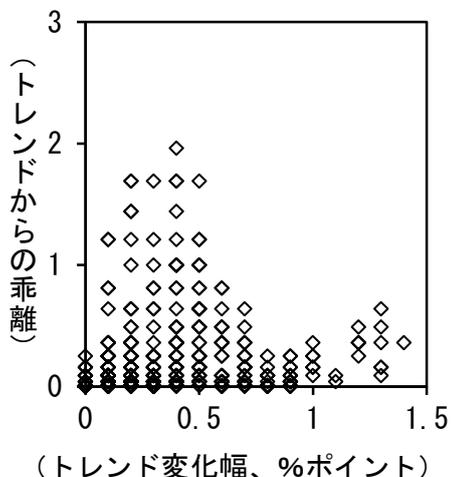
②除く生鮮食品・エネルギー



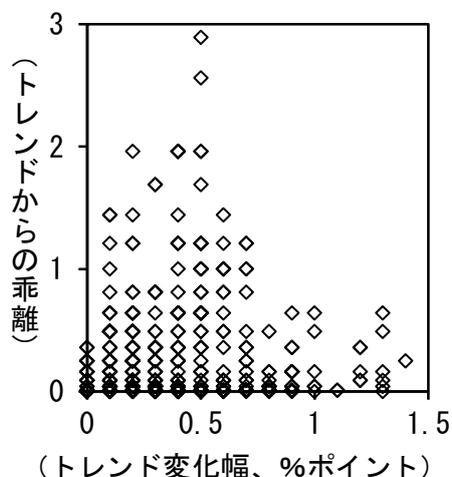
③除く食料・エネルギー



④除く生鮮・エネ・帰属家賃

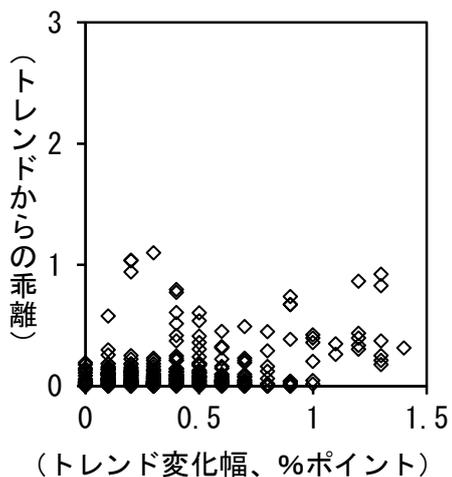


⑤除く食料・エネ・帰属家賃

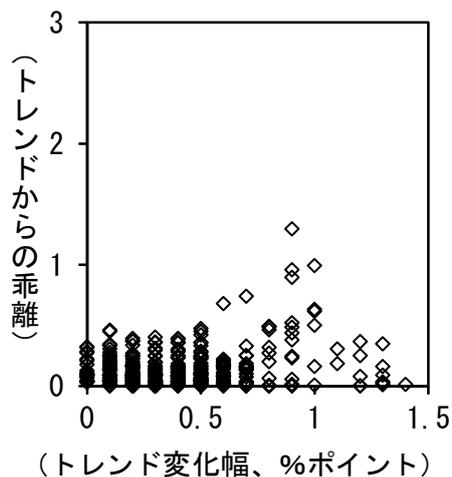


(2) 分布系指標

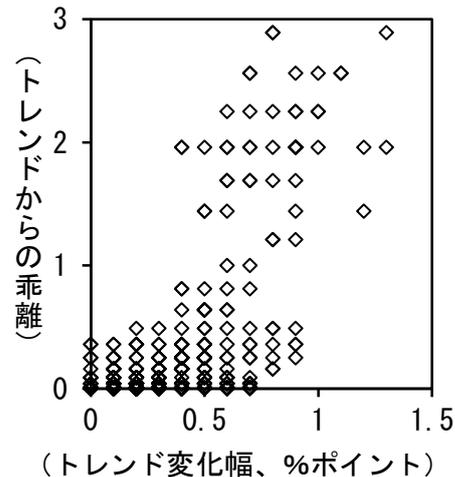
①刈込平均値



②加重中央値



③最頻値



(注) 「トレンドからの乖離」は、HPトレンドからの乖離の二乗。「トレンド変化幅」は、HPトレンドの前年差の絶対値。