

**Institute for Economic Studies, Keio University**

**Keio-IES Discussion Paper Series**

**コアインフレ指標のパフォーマンス：  
コロナ禍後のデータを含めた再検証**

**白塚 重典**

**2026年3月23日**

**DP2026-006**

**<https://ies.keio.ac.jp/publications/27431/>**

Keio University



Institute for Economic Studies, Keio University  
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan  
[ies-office-group@keio.jp](mailto:ies-office-group@keio.jp)  
23 March, 2026

コアインフレ指標のパフォーマンス：コロナ禍後のデータを含めた再検証

白塚 重典

IES Keio DP2026-006

2026年3月23日

JEL Classification: C43, E31, E52

キーワード：消費者物価指数、基調的な物価上昇率、品目別価格変動分布

### 【要旨】

本論文では、コロナ禍後の消費者物価上昇局面を含めたデータをアップデートして、消費者物価のコアインフレ指標のパフォーマンスについて再検証する。具体的には、コアインフレ指標評価の分析枠組みを踏襲し、(1)足許の基調的な変動の捕捉力、(2)将来の基調的な変動の予測力という2つの観点からみたコアインフレ指標としてのパフォーマンスを、統計的な手法を使って検証する。特に、分析期間を通じて、各種のコアインフレ指標のパフォーマンスがどう変化するか注目していく。この点、コアインフレ指標のパフォーマンスは、経済環境の変化に応じて変化していることが確認され、引き続き、定着度の高い生鮮食品を除く総合を中心的な指標としつつ、各種コアインフレ指標の性格を考慮しながら、幅広いコアインフレ指標を比較・検証していくことが重要と考えられる。

白塚 重典

慶應義塾大学 経済学部

shigenori.shiratsuka@keio.jp

# コアインフレ指標のパフォーマンス： コロナ禍後のデータを含めた再検証

白塚 重典\*

2026年3月23日

## 要旨

本論文では、コロナ禍後の消費者物価上昇局面を含めたデータをアップデートして、消費者物価のコアインフレ指標のパフォーマンスについて再検証する。具体的には、コアインフレ指標評価の分析枠組みを踏襲し、(1) 足許の基調的な変動の捕捉力、(2) 将来の基調的な変動の予測力という 2 つの観点からみたコアインフレ指標としてのパフォーマンスを、統計的な手法を使って検証する。特に、分析期間を通じて、各種のコアインフレ指標のパフォーマンスがどう変化するか注目していく。この点、コアインフレ指標のパフォーマンスは、経済環境の変化に応じて変化していることが確認され、引き続き、定着度の高い生鮮食品を除く総合を中心的な指標としつつ、各種コアインフレ指標の性格を考慮しながら、幅広いコアインフレ指標を比較・検証していくことが重要と考えられる。

キーワード：消費者物価指数、基調的な物価上昇率、品目別価格変動分布

JEL 分類コード：C43、E31、E52

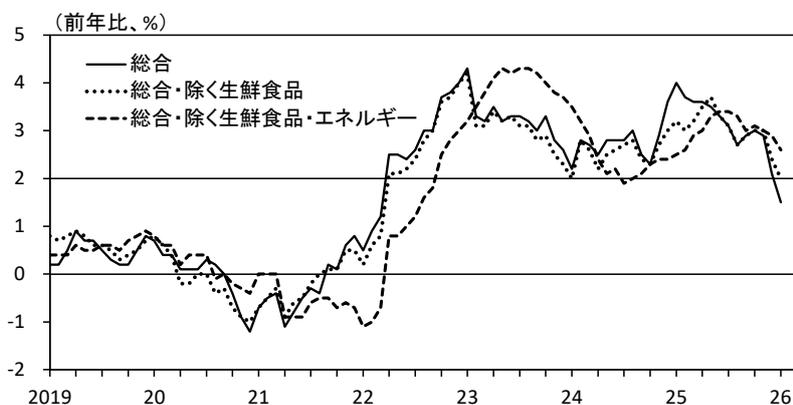
---

\* 慶應義塾大学経済学部、E-mail: shigenori.shiratsuka@keio.jp。

# 1 はじめに

近年の日本の消費者物価指数（CPI: Consumer Price Index）の動向をみると（図1）、コロナ禍後、2021年に入ると、総合、生鮮食品を除く総合の上昇テンポが加速し始め、同年半ば頃には上昇率がプラスに転じ、さらに2022年に入ると上昇率は一時、4%を超える水準にまで達した。生鮮食品・エネルギーを除く総合も、2022年春頃からプラスに転じ、上昇テンポを加速させ始めた。主要なCPIの指標は、4年ほど2%を超える水準が続いている。

図1 最近の消費者物価の動向



資料：総務省。

こうした中、日本銀行は、需要要因に主導される基調的な物価上昇率は、CPI 上昇率 2%の物価安定目標と統合的な水準を持続的に実現できる水準になお達していないとして、2024年3月に量的・質的金融緩和政策を解除した後も、引き続きゆっくりとした金利調整を続けている。

では、物価安定を定義したり、その動向を評価したりするための指標はどう考えたらよいであろうか。

この点、物価動向をみるための指標としては、家計が消費する財・サービスを対象とした指標が基本となり、その中でも、統計の速報性の点などからみて、CPIが重要である。その際、中長期的な物価の安定は、家計が消費する財・サービスを包括的にカバーする総合指標でみていくことが適切と考えられる。しかしながら、短

期的には、総合指標の変動に一時的な攪乱要因が影響するため、総合指標だけでは、基調的な物価の変動を的確に見極めていくことは難しい。

このため、物価の基調的な変動の判断や説明には、総合指標から一時的な攪乱要因を控除したコアインフレ指標が利用されている<sup>1)</sup>。コアインフレ指標を総合指標と対比させることで、一時的な攪乱要因の影響を明らかにできる。また、コアインフレ指標で捉えられた基調的な物価の変動に注目して物価情勢を説明していくことで、その時々物価情勢を、中長期的な物価安定との関係でみていくことでもある。

本論文では、消費者物価のコアインフレ指標のパフォーマンスについて検証する。分析の基本的な枠組みは、筆者自身の先行研究である白塚 (2006)、白塚 (2015)、白塚 (2023) を踏襲し、コロナ禍後の消費者物価上昇局面を含むデータをアップデートして分析を行う<sup>2)</sup>。具体的には、これまでの分析と同様、(1) 足許の基調的な変動の捕捉力、(2) 将来の基調的な変動の予測力という 2 つの観点からみたコアインフレ指標としてのパフォーマンスを、統計的な手法を使って検証する。特に、分析期間を通じて、各種のコアインフレ指標のパフォーマンスがどう変化するか注目していく。

## 2 コアインフレ指標：概念整理と日本の指標

分析に入る前に、まず、コアインフレ指標について、図 2 を使って概念整理をしておこう。この図において、(1) は仮想的なインフレ率の変動である。実は、この仮想的なインフレ率は、その下の 3 つの変動 ((2) 基調的な変動、(3) 一時的・攪乱的な変動、(4) 制度変更等による変動) を合算したものである。

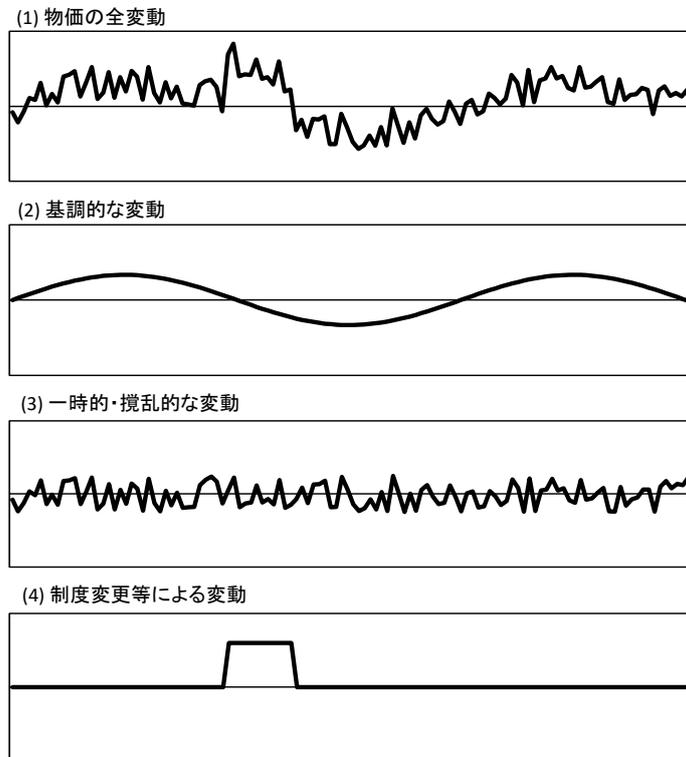
これらの変動のうち、一時的・攪乱的な変動は、平均ゼロのランダムな変動で、天候要因のような物価の趨勢的な変動とは無関係なものである。また、制度変更等

---

1) 日本におけるコアインフレ指標の活用については、例えば、川本・中浜・法眼 (2015) を参照。

2) 主要中央銀行は、こうした分析を必要に応じて実施している。比較的最近では、欧州中央銀行 (ECB: European Central Bank) のエコノミストである Ehrmann et al. (2018) がユーロ圏のコアインフレ指標のパフォーマンスを評価し、主要な指標である HICP 除く食料・エネルギーのほか、複数のコアインフレ指標を総合的にモニターしていくことが重要であると指摘している。また、Brischetto and Richards (2006) は、日本を含む主要先進国の物価データを使い、コアインフレ指標としての刈込平均の有用性を示している。

図2 コアインフレ指標：概念図



による変動は、消費税率の引き上げのように、一年経つとその影響が解消するよ  
うなものに相当する。コアインフレ指標は、観察される物価の変動から一時的・  
攪乱的要因や制度変更要因を控除し、基調的な変動を抽出したものである<sup>3)</sup>。

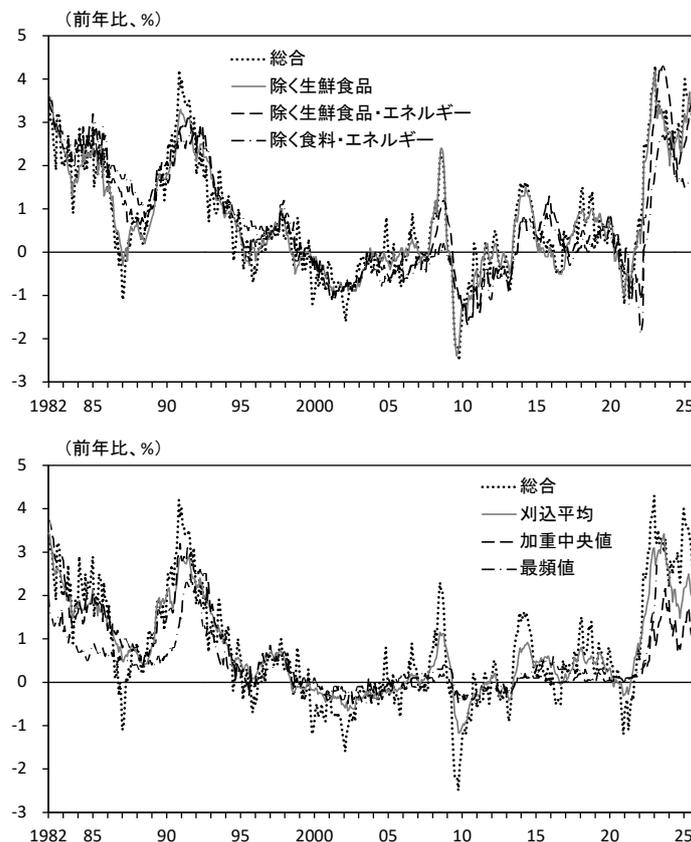
ただし、実際には、完璧なコアインフレ指標は存在しない。このため、各国の社  
会・経済環境に応じたコアが複数考案され、活用されている。最も代表的なもの  
は、前述した価格変動の大きい特定の品目の影響を控除する方式である。また、そ  
れを補完する指標として広く使われているものに、特定の品目を除外する際の恣意  
性を抑制するため、品目別価格変動分布の情報を使った指標も利用されている。

具体的にわが国で利用されているコアインフレ指標をみると(図3)、まず、価格  
変動の大きい特定の品目の影響を控除する方式として、天候に左右され価格が大き  
く上下する生鮮食品を控除した指数(生鮮食品を除く総合)が広く利用されてきた  
。また、最近では、高止まりが続く原油価格の影響も控除するため、さらにエネル

3) 基調的なインフレについて、Bryan and Cecchetti (1994) は、現時点までの物価データに基づく長  
期的なインフレの推計値であると解釈している。

ギー価格を控除した指数（生鮮食品・エネルギーを除く総合）や食料品とエネルギーを控除した指数（食料＜酒類を除く＞及びエネルギーを除く総合）も公表されている<sup>4)</sup>。

図3 CPIのコアインフレ指標



備考：刈込平均は、大きな相対価格変動を除去するため、品目別価格変動分布の両端の一定割合（上下各10%）を機械的に控除した値。最頻値は、品目別価格変動分布において最も頻度の高い価格変化率。加重中央値は、価格上昇率の高い順にウェイトを累積して50%近傍（中央10%）にある値。各指標とも、消費税率引き上げ・教育無償化政策、旅行支援策の影響を除いた個別品目の指数をもとに日本銀行が算出している。

資料：総務省、日本銀行。

また、品目別価格変動分布の情報を利用したものとして、刈込平均、加重中央

4) 日本では、生鮮食品を除く総合を主要なコアインフレ指標として注目しているが、米欧諸国では、食料及びエネルギーを除く総合が広く利用されている。この点、日本においては、加工食品価格が景気変動に比較的敏感に反応して変動するため、基調的な変動を捉えるために、食料全体を控除することは適当ではないと考えられる。

値、最頻値が利用されている<sup>5)</sup>。刈込平均は、各時点で価格上昇率、下落率の大きな品目を一定割合ずつ（上げ10%ずつ）控除して、価格変動の中央部分の品目のみを集計した指標である。また分布のより中心部分の変動を捉える指標として、加重中央値（分布の中心部分10%を加重平均したもの）、最頻値（価格変動分布の最頻値）がある<sup>6)</sup>。

もっとも、物価変動に混入する一時的な攪乱要因は、常に一定とは限らない。むしろ、基調的な物価の動きを抽出するために、総合指数から除外すべき品目は、経済・物価情勢に応じて常に変化していることが一般的である。特に、近年では、天候要因で大きく変動する傾向のある生鮮食品のほかに、リーマンショック前後から、原油価格が大きく上下に変動し、物価に対する攪乱的な影響度が高まっている。このため、コアインフレ指標のパフォーマンスも、時間の経過とともに変化する点に注意が必要である<sup>7)</sup>。

### 3 基調的な変動の捕捉力

コアインフレ指標のパフォーマンスの出発点として、基調的な変動の捕捉力という観点から、(1) 総合指標とコアインフレ指標の前年比が中長期的にほぼ一致するか、(2)CPI 総合前年比の HP フィルタトレンドを趨勢的変動とみなし、コアインフレ指標がこのトレンドをリアルタイムでどの程度捕捉できているかを検証する。

#### 3.1 総合指標との乖離

まず、総合指数とコアインフレ指標の前年比が中長期的にほぼ一致するかを確認する。総合指数における一時的な攪乱要因は、中長期的に均されるため、両者の前年比は、やや長い期間の平均で見ればほぼ一致すると考えられる。この点は、物価

---

5) 物価変動分布の情報を利用したコアインフレ指標は、米国では、Bryan and Cecchetti (1994) が出発点になる。日本におけるこの時期の試みとして、白塚 (1997) がある。

6) 最頻値については、品目別価格変動分布に対し、正規逆ガウス分布をパラメトリックに推計したうえで、その推計された分布の最も密度の高い価格変化率と定義している。ただし、足もとでは、観察される品目別価格変動分布のばらつきが拡大するもとの、正規逆ガウス分布の当てはまりは悪化している点に注意が必要である。

7) 日本銀行は、最近では、CPI（低変動品目）など、賃金と物価の連関性により強く関連づけられると考えられる、やや加工度の高いコアインフレ指標も作成している。詳細については、日本銀行2024年4月展望レポート BOX4 を参照 (<https://www.boj.or.jp/mopo/outlook/gor2404b.pdf>)。

の安定の数値定義は総合指数で行う一方、足許の物価の基調的な変動はコアインフレ指標を中心にみていくという考え方の基礎となっている。

そのために、次式のように、総合指数とコアインフレ指標の前年比の差を定数項に回帰させ、その推計値が有意にゼロと異なるかを確認する。その際、10年間分のデータを使った推計を繰り返し行い、推計パラメータの大きさ、統計的な有意度の時間を通じた変化に注目していく（ローリング推計）。

$$\pi_t^{CORE} - \pi_t = \alpha + \varepsilon_t, \quad (1)$$

ここで、 $\pi_t$ 、 $\pi_t^{CORE}$  は、それぞれ時点  $t$  における CPI 総合、コアインフレ指標の前年比を示す。また、 $\alpha$ 、 $\varepsilon_t$  は定数項、誤差項である。

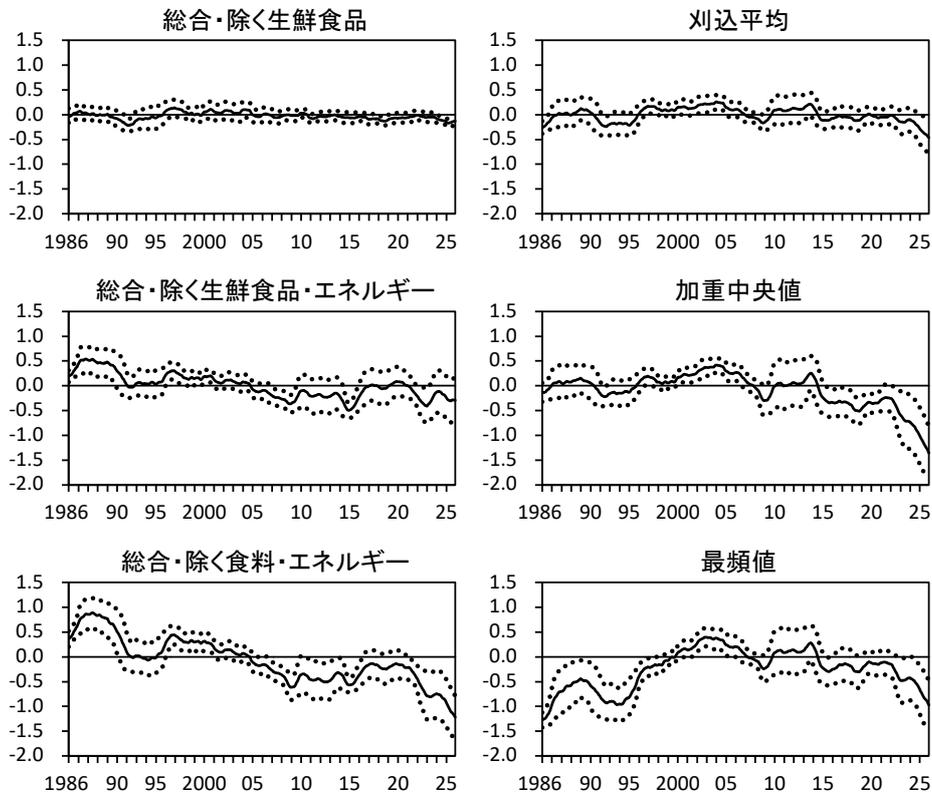
図4に示した計測結果をみると、生鮮食品を除く総合と刈込平均は、信頼区間がタイトかつ、ほぼ全ての期間でゼロを含んでおり、高いパフォーマンスを安定的に示している。特に、生鮮食品を除く総合の信頼区間は極めてタイトである。これら2つのコアインフレ指標は、総合から除外する品目のウエイトが小さく、5年程度の期間の平均でみると、総合前年比の水準を的確に評価できていることが確認できる。また、生鮮食品・エネルギーを除く総合も、相対的に信頼区間がタイトで、かつゼロをはずれる期間も限定的である。加重中央値も比較的信頼区間がタイトであるが、2010年代後半からややゼロから乖離する傾向がみられる。これに対し、食料・エネルギーを除く総合、最頻値は、継続的に有意にゼロから乖離する期間がみられ、前年比の水準の評価にバイアスが存在していることがわかる。

### 3.2 トレンドとの乖離

次に、CPI 総合前年比の HP フィルタトレンドを趨勢的変動とみなし、コアインフレ指標がこのトレンドをリアルタイムでどの程度捕捉できているか検証する。図5には、総合指数とあわせて HP フィルタトレンドを示しているが、総合指数は時期により HP フィルタトレンドから上下に乖離している。ここでは、各種コアインフレ指標と HP フィルタトレンドの乖離を評価する指標として平方平均二乗誤差 (RMSE: root mean squared error) を採用し、10年間分のデータを使って繰り返し計測を行う。

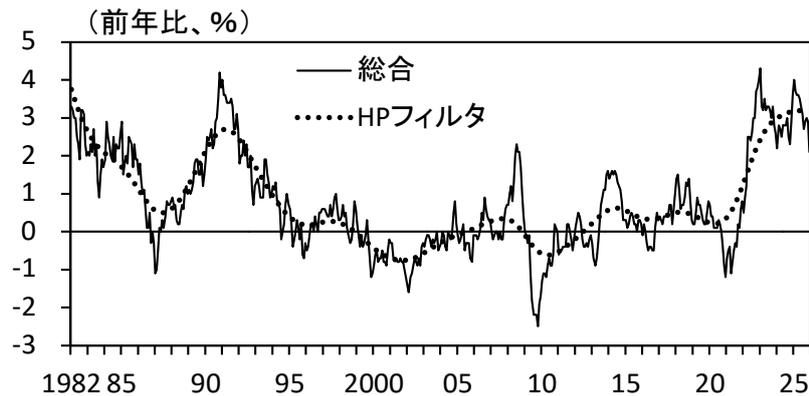
図6の計測結果をみると、全体として、刈込平均と生鮮食品を除く総合の乖離が

図4 総合指数とコアインフレ指標の乖離度合い



備考：図中の計数は、各時点から5年間遡った時点までのデータを使って計測。点線の区間は95%信頼区間（標準誤差はNewey=Westの手法により系列相関の影響を調整）。

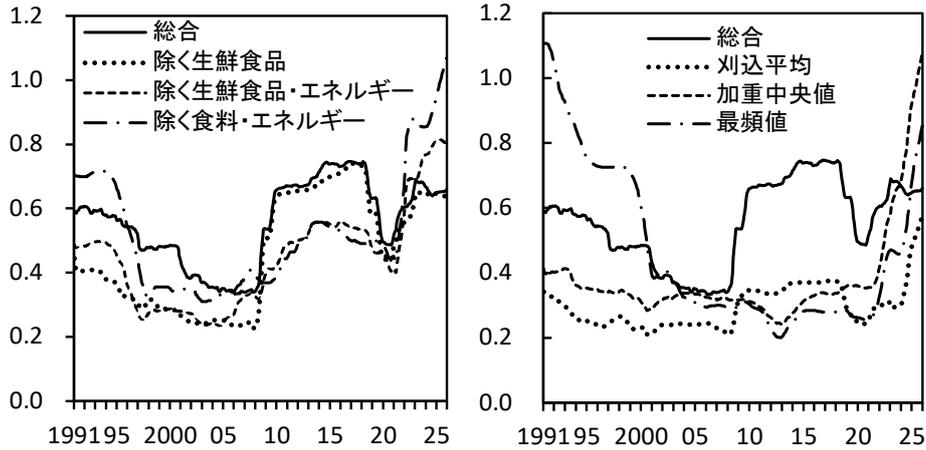
図5 消費者物価指数のトレンド



備考：HP フィルタトレンドは、月次標準の円滑化パラメータ 14,400 を使って算出。  
資料：総務省。

小さく、加重中央値、生鮮食品・エネルギーを除く総合が続いている。時間を通じた変化に注目すると、全体として、コロナ禍以降のインフレの過程で全体として乖離が拡大している。この間、食料・エネルギーを除く総合、最頻値は全体として乖離が大きいが、特に1990年代後半までの期間に乖離が大きい。

図6 トレンドからの乖離



備考：HP フィルタトレンドは、月次標準の円滑化パラメータ 14,400 を使って算出。  
資料：総務省。

## 4 先行きの基調的な変動の予測力

次に、コアインフレ指標が将来の基調的な物価変動の方向性を予測するために有用かという点について統計的な手法を使った検証を行う。

### 4.1 フルサンプルでの予備的推計

まず、フルサンプルデータを使い、予測力テストの2種類の定式化による基本的な推計をする。具体的に、推計式1は、総合指数の前年比の1年先までの変化幅を被説明変数とし、これを定数項と現時点におけるコアインフレ指標と総合指数の前年比の乖離幅で回帰させる。

$$\pi_{t+12} - \pi_t = \alpha + \beta(\pi_t^{CORE} - \pi_t) + \varepsilon_t, \quad (2)$$

この推計式では、一時的要因の収束につれて、総合指数がコアインフレ指標にさや寄せされる方向に変化しているかを確認する。この場合、切片  $\alpha$  がゼロかつ傾き  $\beta$  が 1 であれば、コアインフレ指標は、総合指数の 1 年先までの変化に関する不偏予測値 (unbiased predictor) と言うことができる。

さらに、被説明変数について、総合指数をコアインフレ指標前年比の 1 年先までの変化幅に変更した推計式 2 を推計する。

$$\pi_{t+12}^{CORE} - \pi_t^{CORE} = \gamma + \delta(\pi_t^{CORE} - \pi_t) + \varepsilon_t, \quad (3)$$

この推計式では、推計式 1 と逆に、一時的要因の収束につれて、コアインフレ指標が総合指数にさや寄せされる方向に変化することがないかを確認する。この場合、傾き  $\delta$  の推計値が有意にゼロと異ならなければ、コアインフレ指標が総合指数にさや寄せされる方向に変化する傾向はないと判断される。

表 1 に推計結果を整理している。まず、推計式 1 で、総合指数がコアインフレ指標方向にさや寄せされる傾向がないかを確認すると、生鮮食品を除く総合は、切片  $\alpha$ 、傾き  $\beta$  がそれぞれ、ゼロ、1 の 95%信頼区間内の値として推計されているほか、両者の複合仮説も帰無仮説を棄却できず、走行指数の 1 年先までの変化に関する不偏予測値と判断できる。また、刈込平均についても、やや傾きの推計値が大きく、信頼区間の下限近くとなるが、複合仮説も帰無仮説を棄却できず、走行指数の 1 年先までの変化に関する不偏予測値と判断できる。このほか、加重中央値も、傾きの推計値は、95%信頼区間の上限が 1 を若干下回っているが、複合仮説の帰無仮説は 5%水準では棄却できない。生鮮食品・エネルギーを除く総合、食料・エネルギーを除く総合、最頻値については、不偏予測値とは言えない。

次に、推計式 2 の結果をみると、刈込平均と最頻値は、傾き  $\delta = 0$  の推計値の 95%信頼区間がゼロを含んでおり、総合指数にさや寄せされる傾向は確認できない。また、生鮮食品を除く総合と加重中央値も信頼区間上限はわずかにゼロを下回っているが、総合指数にさや寄せされる傾向は強くはないと考えられる。これに対し、生鮮食品・エネルギーを除く総合、食料・エネルギーを除く総合は、かなり大きく有意なマイナスの推計値となっており、総合指数にさや寄せされる傾向が否定できない。

以上の結果を整理すると、生鮮食品を除く総合、刈込平均は、総合指数の予測力

表1 コアインフレ指標の予測力検定

(1) 推計式1：総合指数のコアインフレ指標方向へのさや寄せ

被説明変数:  $\pi_{t+12} - \pi_t$  (総合指数前年比の1年先までの変化幅)

サンプル期間: 1981年1月～2024年12月

	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
$\alpha$	-0.014 [-0.248, 0.221]	-0.040 [-0.276, 0.196]	-0.008 [-0.228, 0.212]
$\beta$	0.970 [0.575, 1.365]	0.433 [0.022, 0.843]	0.348 [-0.039, 0.734]
サンプル数	528	528	528
$\bar{R}^2$	0.077	0.049	0.051
F 統計量	0.020 (0.984)	5.190 (0.006)	6.310 (0.002)
	刈込平均	加重中央値	最頻値
$\alpha$	0.003 [-0.202, 0.209]	0.045 [-0.169, 0.258]	0.201 [0.008, 0.394]
$\beta$	1.351 [0.954, 1.749]	0.635 [0.340, 0.931]	0.738 [0.486, 0.991]
サンプル数	528	528	528
$\bar{R}^2$	0.304	0.164	0.261
F 統計量	1.550 (0.214)	2.940 (0.054)	4.040 (0.018)

(2) 推計式2：コアインフレ指標の総合指数方向へのさや寄せ

被説明変数:  $\pi_{t+12}^{CORE} - \pi_t^{CORE}$  (コアインフレ指標前年比の1年先までの変化幅)

サンプル期間: 1981年1月～2024年12月

	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
$\gamma$	-0.051 [-0.265, 0.163]	-0.037 [-0.202, 0.128]	-0.110 [-0.238, 0.018]
$\delta$	-0.424 [-0.777, -0.071]	-0.743 [-1.110, -0.375]	-0.431 [-0.694, -0.168]
サンプル数	528	528	528
$\bar{R}^2$	0.018	0.240	0.193
F 統計量	2.790 (0.062)	11.350 (0.000)	9.380
	刈込平均	加重中央値	最頻値
$\gamma$	-0.045 [-0.193, 0.103]	-0.100 [-0.215, 0.015]	-0.072 [-0.163, 0.020]
$\delta$	0.223 [-0.044, 0.490]	-0.152 [-0.275, -0.028]	-0.077 [-0.262, 0.109]
サンプル数	528	528	528
$\bar{R}^2$	0.022	0.040	0.009
F 統計量	1.450 (0.235)	3.980 (0.019)	2.240

備考：F 統計量は、定式化1について  $\alpha = 0$  かつ  $\beta = 1$ 、定式化2について  $\gamma = 0$  かつ  $\delta = 0$  の複合仮説に関する統計量。[ ] 内および ( ) 内の計数はそれぞれ 95%信頼区間、p 値を示す。なお、信頼区間及び F 統計量は、Newey and West (1987) に基づく不均一分散と系列相関に頑健な (HAC: heteroscedasticity and autocorrelation consistent) 標準誤差を利用して計算。

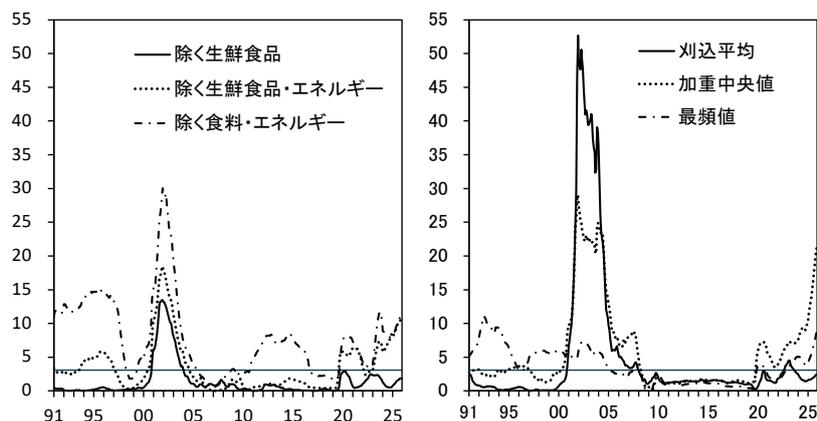
という観点で、全体として良好なパフォーマンスを示している。また、加重中央値も両指標に次いで、相対的に良好なパフォーマンスを示していると考えられる。もっとも、基調的な変動の捕捉力が時間を通じて、かなり大きく変動していることを踏まえると、予測力についても、時間を通じたパフォーマンスの変化を検証しておく必要がある。

## 4.2 ローリング推計による検証

次に、コアインフレ指標の予測力の時間を通じた変化を確認するため、10年ごとのサブサンプルデータを使い、推計式1と推計式2をローリング推計する。

まず、図7に、推計式1の推計結果から切片  $\alpha = 0$  かつ傾き  $\beta = 1$  の複合仮説を検定するための  $F$  統計量を算出した結果を示している。この図をみると、2000年代初から後半にかけて、いずれのコアインフレ指標でも  $F$  統計量が大きく上昇し、不偏予測値であるという帰無仮説が棄却される。2008年のグローバル金融危機前後で、エネルギー価格が大きく変動した結果として、予測力が全般に低下したと考えられる。また、1990年代前半や最近時点では、食料・エネルギーを除く総合と最頻値の予測力が低下しているほか、最近時点では、それまで総じて予測力が高かった生鮮食品・エネルギーを除く総合、加重中央値の予測力も低下している。

図7 ローリング推計による推計式1の複合仮説検定

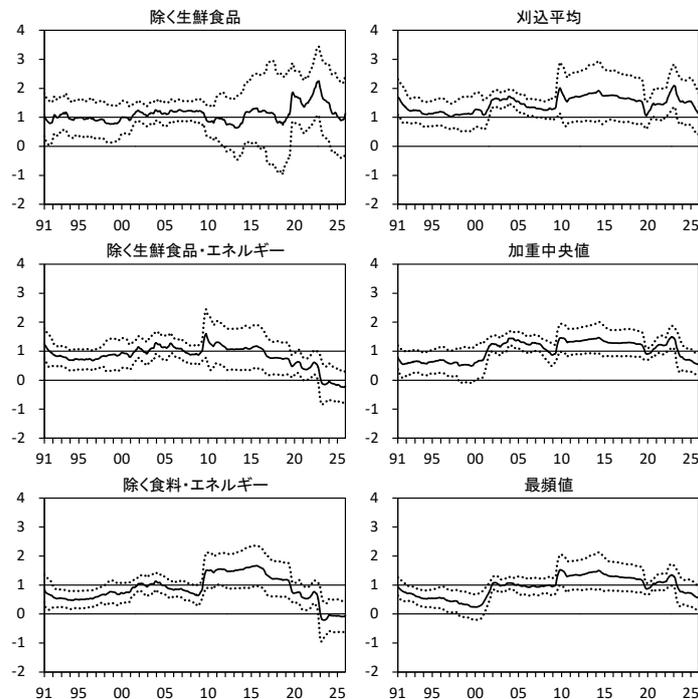


備考：図中の計数は、推計式1について、各時点から10年間遡った時点までのデータを使って推計し、切片  $\alpha = 0$  かつ傾き  $\beta = 1$  の複合仮説を検定する  $F$  統計量は、Newey and West (1987) に基づく HAC 標準誤差を使って算出。なお、横実線は、95%水準の  $F$  統計量 (3.073)。

さらに、傾きに関する推計値に注目すると、この推計値は、有意にプラスである

が、同時に有意に 1 と異なることが期待される。図 8 に示したローリング推計の結果をみると、推計値は総じて 1 に近い値を示している。特に、刈込平均と加重中央値は、信頼区間がタイトで、有意に 1 と異なる期間が長い。生鮮食品を除く総合は、2010 年ごろまでは予測が高く、信頼区間もタイトであるが、それ以降、信頼区間が拡大し、有意にゼロと異なる期間もみられており、予測力低下が目立つ結果となっている。この間、最頻値は 1990 年代の予測力が弱いほか、最近時点では、生鮮食品・エネルギーを除く総合、食料・エネルギーを除く総合の予測力が低下している。

図 8 ローリング推計による推計式 1 の傾きの推計値

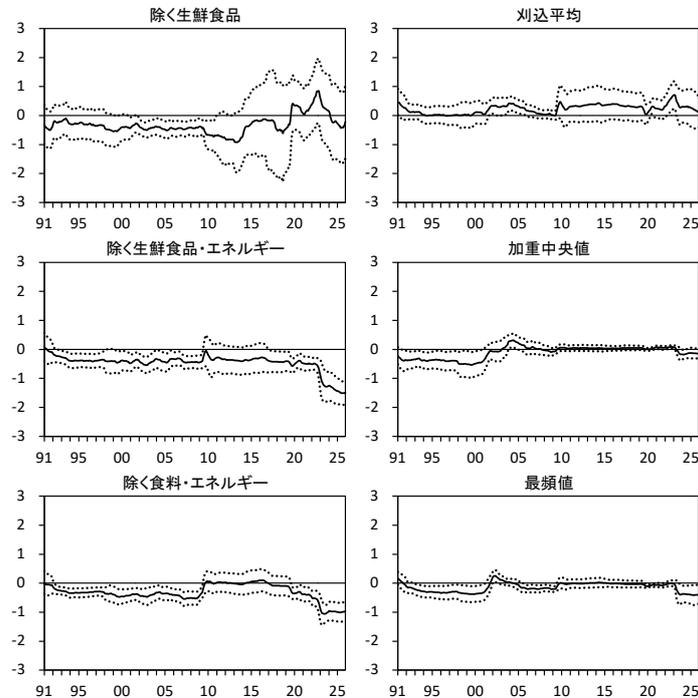


備考：図中の計数は、推計式 1 について、各時点から 10 年間遡った時点までのデータを使って推計した傾き  $\beta$  の推計値。点線の区間は 95%信頼区間で、Newey and West (1987) に基づく HAC 標準誤差を使って算出。

次に、推計式 2 の傾きの推計結果を確認しておく。この推計値が有意にゼロと異ならなければ、一時的な変動要因の収束に連れて、コアインフレ指標が総合指数にさや寄せされる傾向はないと判断される。図 9 に示したをローリング推計結果をみると、各コアインフレ指標は総じてみるとゼロと有意に異なる期間が長い。特に、加重中央値と最頻値の推計値はほぼゼロで推移し、信頼区間も非常にタイトで

ある。これら2つのコアインフレ指標は、CPI品目別価格変動分布の中心付近の変動を捉えており、粘着性が高く、総合指数に引きづられにくと考えられる。また、刈込平均も比較的信頼区間がタイトで、ゼロと有意に異なる期間が長い。この間、生鮮食品を除く総合は、信頼区間はかなりの期間でゼロを含んでいるが、2010年以降、信頼区間が大きく拡大しており、推計精度の低下が顕著である。また、生鮮食品・エネルギーを除く総合、食料・エネルギーを除く総合は、最近の物価上昇局面を含むサブサンプル期間の推計結果では、推計値がマイナス方向に大きく低下し、有意にマイナスの結果となっており、推計パフォーマンスが低下している。

図9 ローリング推計による推計式2の傾きの推計値



備考：図中の計数は、推計式1について、各時点から10年間遡った時点までのデータを使って推計した傾き $\delta$ の推計値。点線の区間は95%信頼区間で、Newey and West (1987)に基づくHAC標準誤差を使って算出。

## 5 結びに代えて：コアインフレ指標の使い方

以上の検討結果を整理すと、現在、中心的なコアインフレ指標として利用されている除く生鮮食品は、グローバル金融機前後から最近時点に至る資源価格の大幅

な変動の影響などから、特に予測力の観点からみたコアインフレ指標としてのパフォーマンスが低下している。ただし、コアインフレ指標のパフォーマンスは、経済環境の変化に応じて変化していくことを踏まえると、引き続き、定着度の高い生鮮食品を除く総合を中心的な指標としつつ、各種コアインフレ指標の性格を考慮しながら、幅広いコアインフレ指標を比較・検証していくことが重要である。

図 3 に示したコアインフレ指標の最近の推移を改めて確認すると、コロナ禍の 2020 年ごろに全般にマイナスに大きく低下した後、2022 年に入って大きく上昇し、2025 年に入っても物価安定目標の 2%を超える水準が継続した。もっとも、コアインフレ指標の中でも品目別価格上昇率分布の中心付近の動向を捉える加重中央値、最頻値の上昇は限定的なものにとどまっている。

今後、CPI 上昇率が物価安定目標である 2%近くで安定していくかを見極めていくうえで、品目別価格変動分布の中央部分の変動を捉える指標の重要性が高まっている。特に、価格変動分布の形状変化に対して相応に頑健である加重中央値が 2%に近い水準で安定化し、除く生鮮食品や除く生鮮食品・エネルギー、刈込平均などの指標がその周りで変動していくことが期待される<sup>8)</sup>。

## 参考文献

### 日本語文献

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」、tech. rep. 15-J-11、URL: [https://www.boj.or.jp/research/wps\\_rev/rev\\_2015/rev15j11.htm](https://www.boj.or.jp/research/wps_rev/rev_2015/rev15j11.htm)。

白塚 重典 (1997)、「物価の基調的な変動を捕捉するための指標の構築とその含意」、『金融研究』 16(3), 1-32、URL: <https://www.imes.boj.or.jp/research/abstracts/japanese/kk16-3-1.html>。

– (2006)、「消費者物価指数のコア指標」、tech. rep. 06-J-7、URL: [https://www.boj.or.jp/research/wps\\_rev/rev\\_2006/rev06j07.htm](https://www.boj.or.jp/research/wps_rev/rev_2006/rev06j07.htm)。

---

8) 前掲の図 3 をみると、2000 年代以降の低インフレ環境の中で、加重中央値は一貫してほぼゼロで推移し、除く生鮮食品、刈込平均などのコアインフレ指標は、その周りで上下に変動していたことが確認できる。

白塚重典 (2015)、「消費者物価コア指標のパフォーマンスについて」、tech. rep. 15-J-12、URL: [https://www.boj.or.jp/research/wps\\_rev/rev\\_2015/rev15j12.htm](https://www.boj.or.jp/research/wps_rev/rev_2015/rev15j12.htm)。  
– (2023)、「コアインフレ指標について」、: 『統計』 74(6), 4–11。

## 英語文献

- Brischetto, Andrea and Anthony Richards (2006). *The Performance of Trimmed Mean Measures of Underlying Inflation*. Tech. rep. rdp2006-10. Reserve Bank of Australia. DOI: None. URL: <https://www.rba.gov.au/publications/rdp/2006/2006-10.html>.
- Bryan, Michael F. and Stephen G. Cecchetti (1994). “Measuring Core Inflation”. Mankiw, N. Gregory. *Monetary Policy*. The University of Chicago Press, pp. 195–219. URL: <http://www.nber.org/chapters/c8333>.
- Ehrmann, Michael et al. (2018). “Measures of underlying inflation for the euro area”. *ECB Economic Bulletin* (4).
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West (1987). “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”. *Econometrica* 55(3), 703–708. ISSN: 00129682, 14680262. URL: <http://www.jstor.org/stable/1913610> (visited on 06/23/2023).