

Discussion Paper Series

RIEB

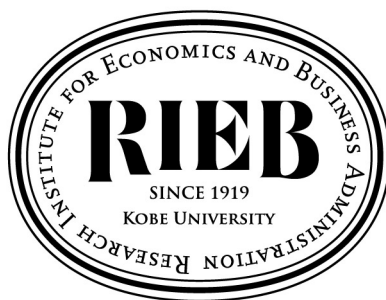
Kobe University

DP2023-J05

日本のトレンドインフレの計測：
共和分アプローチ

柴本 昌彦

2023年6月1日



神戸大学 経済経営研究所

〒657-8501 神戸市灘区六甲台町 2-1

日本のトレンドインフレの計測: 共和分アプローチ*

柴本 昌彦†

神戸大学 経済経営研究所・計算社会科学センター

2023年5月

概要

マクロ経済や物価安定を目指す際、インフレの基調的な動きを的確に把握する必要がある。ただし、基調的なインフレを実際に計測する際に課題がある。本稿では、インフレと金融市場環境との間には共通の確率的トレンドが安定的に存在しているという前提に基づき、金融市場環境の系列からトレンドインフレの計測を行うことを提案する。日本の1980年代前半以降の時系列データを用いた実証分析結果によると、インフレと金融市場環境との間には共和分関係が存在していることが統計的に支持される。そして、共和分関係に基づいて金融市場環境の系列の加重平均として計測されたトレンドインフレは、日本のインフレの長期的な推移の特徴を概ね捉えている。更に、計測されたトレンドインフレは、将来のインフレの不偏予測値としての特徴を持ち、予測パフォーマンスも高いことが分かった。

キーワード: インフレーション、確率的トレンド、共和分、金融市場、時系列分析

1 はじめに

物価のインフレーション(インフレ)の基調的な動きを把握することは、マクロ経済や物価安定を目指す上で不可欠である。基調的なインフレ水準は、人々のインフレ期待形成の根幹をなすものと考えられる。インフレ期待は、金利等の金融市場環境を通じて、経済成長や雇用などの実体経済にも影響を及ぼすと考えられる。そのため、マクロ経済や物価安定を目指す多くの中央銀行は、基調的なインフレが安定的に推移するように金融政策運営を行っている

*本稿は、科学研究費補助金(課題番号: 20H05633 及び 21K01579)による助成を受けた成果の一部である。ここに記して感謝の意を表したい。

†神戸大学 経済経営研究所(RIEB)・計算社会科学センター(CCSS) E-mail: shibamoto@rieb.kobe-u.ac.jp.

る。加えて、近年の中央銀行は、人々の期待形成や政策運営の透明性や信頼性を高めるため、目標とする長期的なインフレ水準の数値を明示的に公表している。そうした背景の下、金融政策運営にあたっては、インフレの基調的な動きを的確に把握する必要があると考えられる。

実際に、コアインフレ指標を計測することで、インフレの基調的な動きをリアルタイムに把握しようとしている。コアインフレとは、一時的な要因の影響を除いたインフレのことを指す (Gordon, 1975)。先進国では、食品やエネルギーなどの価格変動が大きい品目を除いたインフレをコアインフレ指標として計測されることが多い (Whynne, 2008)。日本では、総合除く生鮮食品や総合除く生鮮食品・エネルギーのインフレをコアインフレ指標として使われることが多い (Shiratsuka, 2015; Hogen et al., 2015)¹⁾。コアインフレ指標は計測が簡便かつ透明性が高いという利点がある一方、欠点として、食品やエネルギー以外の品目のインフレに一時的な要因の影響が含まれている可能性 (例えば、2021 年度の携帯電話通信料) や、基調的な動きに寄与する品目が時期によって異なる可能性が指摘されている²⁾。

また、時系列モデルを用いてトレンドインフレ指標を計測することで、インフレの基調的な動きを把握する試みも行われている。トレンドインフレとは、経済の循環的な要因や供給ショックの影響を除いたインフレの長期的な水準のことを指す (Bryan and Cecchetti, 1994)。インフレが単位根過程に従うという前提の下、いくつかの先行研究はインフレに含まれる確率的トレンドの計測を行っている (例えば、Stock and Watson, 2007; Watson, 2014; Kaihatsu and Nakajima, 2018; Okimoto, 2019)³⁾。時系列モデルを応用することでトレンドインフレを明示的に特定化した上で長期的なインフレ水準を推計できるという利点がある一方、モデルが複雑でパラメータが多く、計測が困難であるという欠点がある。

本稿では、トレンドインフレの代替的な計測方法として、金融市場環境の系列を使ってトレンドインフレを計測することを提案する。具体的には、インフレと金融市場環境との間には長期的な相互依存関係が存在している状況を考え、推計された相互依存関係に基づいたインフレと金融市場環境との間の共通トレンドをトレンドインフレ指標として計測する。

提案手法の利点として、リアルタイムかつ簡便にトレンドインフレの計測ができることが挙げられる。インフレと金融市場環境との間の長期的な相互依存関係が安定的に存在することを前提とすると、リアルタイムに観測可能な金融市場環境の系列の加重平均としてトレンドインフレを計測することができる。

日本の 1980 年代以降の時系列データを用いて行った分析結果を要約すると、次の通りである。第 1 に、インフレと金融市場環境との間には長期的な相互依存関係が存在していることが統計的に支持される。第 2 に、計測されたトレンドインフレは、90 年代初期までの比較的高いインフレ環境、90 年代のバブル崩壊後の持続的なインフレの低下、2000 年中盤以降の低いインフレ環境といった約 40 年間のインフレの長期的な推移の特徴を捉えている。第 3 に、計

測されたトレンドインフレは、将来のインフレの不偏予測値としての特性を持ち、いくつかのコアインフレ指標と比べても予測パフォーマンスが高いことが分かった。

本稿の残りの部分は、以下のように構成されている。2節では、トレンドインフレを計測するための分析手法に関して説明する。3節では、提案した分析手法に沿って分析を行った結果を報告するとともに、計測されたトレンドインフレの予測パフォーマンスについて検証を行った結果を報告する。4節では、結論をまとめる。補論では、実証分析で使用した系列の詳細と出所を記載している。

2 実証分析方法

本稿では、消費者物価指数 (CPI) のインフレと金融市場環境を表す系列を用いて実証分析を行う。 P_t を t 期の CPI 総合の物価水準とする。そして、CPI インフレ (前年同月比、%) を、 $\pi_t = 100 \times (\log(P_t) - \log(P_{t-12}))$ として計算する。金融市場環境を表す系列として、具体的に、長期金利、マネーストック、為替レートを考える。

インフレの長期的水準を描写するために、インフレと金融市場環境との間に長期的な相互依存関係が存在している状況を特定化する。まず、インフレと金融市場環境を表す変数は、単位根過程に従っていると仮定する。そして、インフレと金融市場環境との間の長期的な相互依存関係を、次のような共和分関係として特定化する⁴⁾。

$$\pi_t = \phi_1 + \phi_r r_t + \phi_m m_t + \phi_e e_t + \epsilon_t, \quad (1)$$

r_t は長期金利、 m_t はマネーストック (対数)、 e_t は為替レート (対数) を表す。インフレと金融市場環境との間に共和分関係が存在すると、確率変数 ϵ_t は期待値 0 の定常過程に従うことが想定される。なお、ここでは $\phi_1, \phi_r, \phi_m, \phi_e$ を共和分パラメータと呼ぶことにする。

実証分析では、はじめに、上記のインフレと金融市場環境との間の長期的な相互依存関係の存在が実際の時系列データで統計的に支持されるのか 2 段階で検証を行う。第 1 に、インフレ及び金融市場環境を表す系列が単位根過程に従っているかどうか検定を行う。具体的には、Augmented Dickey and Fuller (1979) (ADF) 検定と Kwiatkowski et al. (1992) (KPSS) 検定を行う⁵⁾。第 2 に、インフレと金融市場環境を表す系列との間に共和分関係が存在しているかどうか検定を行う。具体的には、Engle and Granger (1987) (EG) 検定、Johansen (1995) (JOH) 検定、Choi et al. (2008) (CHO) 検定を行う⁶⁾。

次に、インフレと金融市場環境との間の長期的な関係の存在を前提に、共和分パラメータ $\phi_1, \phi_r, \phi_m, \phi_e$ の推計を行う。ここでは、金融市場環境を表す系列の内生性の影響の可能性を

除去した共和分パラメータを推計するために、Stock and Watson (1993) が提案したダイナミック最小2乗 (OLS) 法を採用する。

$$\pi_t = \phi_1 + \phi_r r_t + \phi_m m_t + \phi_e e_t + \sum_{i=-k}^k \psi_{r,i} \Delta r_{t-i} + \sum_{i=-k}^k \psi_{m,i} \Delta m_{t-i} + \sum_{i=-k}^k \psi_{e,i} \Delta e_{t-i} + \epsilon_t, \quad (2)$$

k はコントロール変数としてモデルに含まれている階差系列のリーズ及びラグの次数を表す。(2) 式を OLS 法で回帰することで、共和分パラメータの推計値 $\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_r, \hat{\phi}_m, \hat{\phi}_e$ を得る。

最後に、推計されたインフレと金融市場環境との間の長期的な関係に基づいて、トレンドインフレの計測を行う。具体的には、ダイナミック OLS 法で推計された共和分パラメータ $\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_r, \hat{\phi}_m, \hat{\phi}_e$ と金融市場環境を表す系列を用いて、共通トレンド $\pi_{i|T}^{rme} \equiv \hat{\phi}_1 + \hat{\phi}_r r_t + \hat{\phi}_m m_t + \hat{\phi}_e e_t$ をトレンドインフレとして計測する。

実証分析を行うにあたり、次の系列を使用する。インフレに関しては、CPI インフレ率 (前年同月比、%) を使用する。金融市場環境を表す系列に関して、長期金利 r の指標として 10 年物日本国債利回り (%) を、マネーストック m の指標として M2 (月中平均残高、億円) の対数値を、為替レート e の指標として名目実効為替レート (月中平均、2020 年 = 100) の対数値をそれぞれ使用する。標本期間は、内閣府が定義する第 10 景気循環が始まった 1983 年 2 月から 2022 年 12 月までとする⁷⁾。使用した系列の詳細については、補論を参照されたい。

3 実証分析結果

3.1 インフレと金融市場環境との間の長期的な相互依存関係の存在に関する検証

本節では、インフレと金融市場環境との間の長期的な相互依存関係の存在についての現実妥当性を検証した結果について報告する。具体的には、インフレおよび金融市場環境を表す系列についての単位根検定、及びインフレと金融市場環境との間の相互依存関係に関する共和分検定を行った結果について報告する。

表 1 は、インフレおよび金融市場環境を表す系列について単位根検定を行った結果を示している。検定の際の自己回帰モデルについて、定数のみ含むモデルと定数およびタイムトレンドを含むケースを考える。各検定モデルに含まれるラグ次数は、13 期に設定している。ADF は、系列が単位根過程に従うことを帰無仮説とした下での ADF 検定統計量を表す。KPSS は、系列が定常過程に従うことを帰無仮説とした下での KPSS 検定統計量を表す。

検定結果によると、インフレおよび金融市場環境を表す系列には確率的トレンドが含まれていることを統計的に支持している。ADF 検定結果によると、定数のみ含むモデル及び定数

表 1: 単位根検定統計量

帰無仮説	ADF		KPSS	
	単位根	単位根	定常	定常
	定数	定数及び トレンド	定数	定数及び トレンド
インフレ	-2.87	-2.47	1.053	0.424
10年国債利回り	-1.99	-2.00	4.342	0.729
M2(対数)	-1.81	-3.26	4.619	0.701
名目実効為替レート(対数)	-3.01	-2.72	2.406	0.643

注: 表には、単位根検定の結果が報告されている。ADF は、系列が単位根過程に従うことを帰無仮説とした下での Augmented Dickey and Fuller (1979) によって提案された検定統計量を表す。KPSS は、系列が定常過程に従うことを帰無仮説とした下での Kwiatkowski et al. (1992) によって提案された検定統計量を表す。各検定モデルに含まれるラグ次数は、13 期に設定している。ADF および KPSS 検定で用いた以下の臨界値表は、ADF 検定は Said and Dickey (1984)、KPSS 検定は Kwiatkowski et al. (1992) に基づいている。標本期間は 1983 年 2 月から 2022 年 12 月まで。

		10%	5%	1%
ADF	定数	-2.59	-2.87	-3.46
	定数及びトレンド	-3.16	-3.43	-4.00
KPSS	定数	0.347	0.463	0.739
	定数及びトレンド	0.119	0.146	0.216

とタイムトレンドを含むモデル両方のほとんどのケースにおいて、単位根過程に従うという帰無仮説を通常の有意水準で棄却できない。また、KPSS 検定結果によると、全てのケースにおいて、定常過程に従うという帰無仮説を 1% 有意水準で棄却している。これらの結果は、インフレおよび金融市場環境を表す系列は単位根過程に従うことを示唆している。

表 2 は、インフレと金融市場環境との間の相互依存関係に関する共和分検定を行った結果を示している。EG は、Engle and Granger (1987) によって提案された (1) 式の OLS 残差に関する ADF 検定統計量を表す (ラグ次数は 13 期)。JOH は、Johansen (1995) によって提案されたトレース検定統計量を表す (ベクトル自己回帰モデルに含まれるラグ次数は 13 期)。CHO は、Choi et al. (2008) によって提案されたハウスマンタイプ検定統計量を表す。[] 内の数字は、CHO 検定統計量を自由度 3 のカイ 2 乗分布に基づいて検定した際の p 値を表す。

分析結果によると、インフレと金融市場環境の間には長期的な相互依存関係が存在して

表 2: インフレと金融市場環境との間の関係に関する共和分検定統計量

	EG	JOH		CHO
帰無仮説	共和分なし	共和分の数 ≤ 0	共和分の数 ≤ 1	共和分あり
検定統計量	-5.30	57.77	25.90	1.92 [0.59]

注: 表にはインフレと金融市場環境との間の関係 (1) 式に関する共和分検定の結果が報告されている。EG は、Engle and Granger (1987) によって提案された (1) 式の最小 2 乗推定残差に関する ADF 検定統計量を表す (ラグ次数は 13 期)。JOH は、Johansen (1995) によって提案されたトレース検定統計量を表す (ベクトル自己回帰モデルに含まれるラグ次数は 13 期)。EG および JOH 検定で用いた以下の臨界値表は、EG 検定は Phillips and Ouliaris (1990)、JOH 検定は Mackinnon et al. (1999) に基づいている。CHO は、Choi et al. (2008) によって提案されたハウスマンタイプ検定統計量を表す。[] 内の数字は、CHO 検定統計量を自由度 3 のカイ 2 乗分布に基づいて検定した際の p 値を表す。標本期間は、1983 年 2 月から 2022 年 12 月まで。

	10%	5%	1%
EG	-3.92	-4.22	-4.88
JOH 共和分の数 ≤ 0	44.49	47.86	54.68
共和分の数 ≤ 1	27.07	29.80	35.46

いることを統計的に支持している。EG 検定結果によると、共和分残差 $\hat{\epsilon}_t$ が単位根過程に従うという帰無仮説を有意水準 1% で棄却している。JOH 検定結果によると、共和分関係が存在しないという帰無仮説を有意水準 1% で棄却するとともに、共和分関係が最大 1 個存在するという帰無仮説を通常の有意水準で棄却できないことが分かる。更に、CHO 検定結果によると、共和分関係が存在するという帰無仮説を通常の有意水準で棄却できないことが分かる。これらの結果は、インフレと金融市場環境との間には 1 つの共通の確率的トレンドが存在しており、インフレの共通トレンドからの乖離 $\pi_t - \pi_{t|T}^{rme}$ は定常過程に従う (つまり、一時的である) ことを含意している。

3.2 共和分パラメータ推定

インフレと金融市場環境の間には共和分関係が存在するということを前提に、共和分パラメータの推計を行う。表 3 は、インフレと金融市場環境との間の相互依存関係 (1) 式のパラメータを、OLS 法およびダイナミック OLS 法で推計した結果を掲載している。ダイナミック OLS 推計において、長期金利、マネーストック (対数)、為替レート (対数) の階差の 13 期

表 3: インフレと金融市場環境との間の相互依存関係に関する共和分パラメータの推計

	OLS	DOLS
ϕ_1	-40.42 (8.78)	-45.17 (7.84)
ϕ_r	0.58 (0.08)	0.70 (0.07)
ϕ_m	3.35 (0.63)	3.59 (0.51)
ϕ_e	-2.90 (0.57)	-2.71 (0.75)
標本期間	1983年2月から2022年12月	1984年3月から2021年11月

注: 表にはインフレと金融市場環境との間の関係 (1) 式のパラメータ推計値が掲載されている。OLS は (1) 式を最小 2 乗推定 (OLS) 法で推計した結果、DOLS は (2) 式を Stock and Watson (1993) によるダイナミック OLS 法で推計した結果を表す。Newey and West (1987) の誤差項の分散不均一かつ系列相関に頑健な標準誤差 (ラグトランケーションは 13 期に設定) が計算され、括弧内に示されている。

のリーズとラグをコントロール変数として加えている。Newey and West (1987) の誤差項の分散不均一かつ系列相関に頑健な標準誤差 (ラグトランケーションは 13 期に設定) が計算され、括弧内に示されている。分析結果によると、共和分パラメータ推定値は統計的に有意に 0 と異なっており、長期金利及びマネーストックのパラメータは正、為替レートのパラメータは負となっている。OLS 法とダイナミック OLS 法の推計方法の違いによる結果に大きな違いは見られないものの、本稿ではダイナミック OLS 法の共和分パラメータの推計結果をベンチマークとして使用する。

3.3 共通トレンドの計測

図 1 の上図には、実際のインフレ (細線) と計測されたトレンドインフレ (太線) の推移を表している。共通トレンドは、3.2 節で得られたダイナミック OLS 法による共和分パラメータの推計値 $\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_r, \hat{\phi}_m, \hat{\phi}_e$ をもとに、長期金利 (左下図)、マネーストックの対数値 (中下図)、為替レートの対数値 (右下図) の加重平均 $\pi_{t|T}^{rme} \equiv -45.17 + 0.70r_t + 3.59m_t - 2.71e_t$ として計

測している。

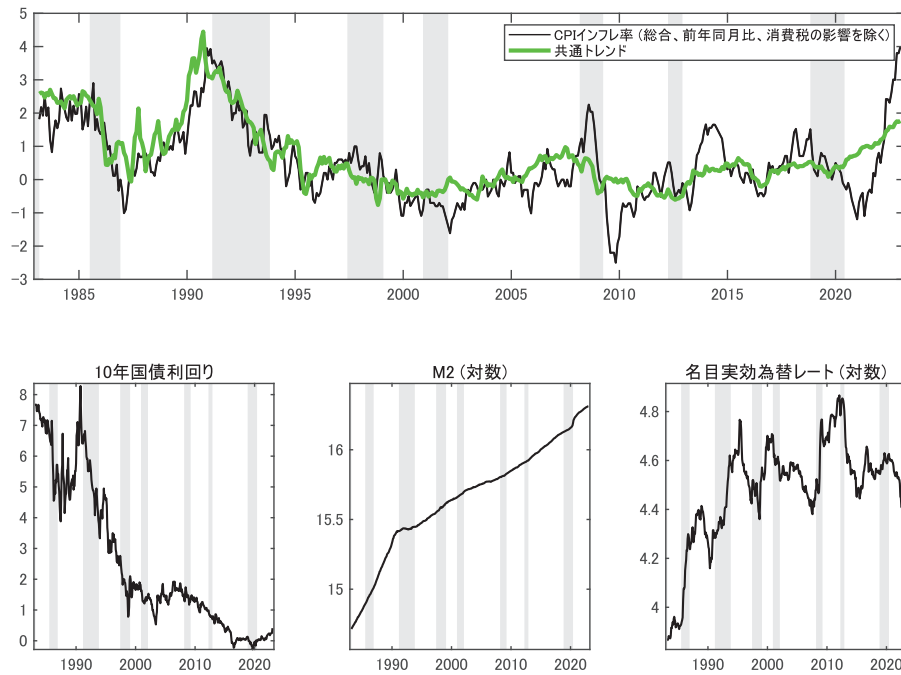


図 1: インフレと金融市場環境との間の共通トレンドの推移

注: 標本期間: 1983年2月から2022年12月まで。シャドー部分は、内閣府が定義した日本の景気後退局面を表している。上図の太線は、計測された共通トレンド $\pi_{t|T}^{rme} = -45.17 + 0.70r_t + 3.59m_t - 2.71e_t$ の推移を表す。なお、 r_t は10年国債利回り(左下図)、 m_t はM2(対数、中下図)、 e_t は名目実効為替レート(対数、右下図)を表す。

実際のインフレと計測されたトレンドインフレを比較することで、2つの特徴を確認することができる。第1に、計測されたトレンドインフレは、約40年間の日本のインフレの長期的な推移の特徴を概ね捉えている。特に、90年代前半のバブル崩壊前まではトレンドインフレが2%を中心に0%から4%に推移していた。そして、バブル崩壊後から約10年間、トレンドインフレが持続的に2%程度から0%以下まで低下した。その後、2003年ごろから2007年にかけてトレンドは上昇傾向にあったが、2008年の世界金融危機以降再びトレンドが低下傾向にあった。2013年ごろから再度トレンドが上昇傾向に転じたが、2016年ごろと2019年ごろには上昇トレンドが鈍化していた。そして、新型コロナウイルス感染拡大が経済活動に深

刻な影響を及ぼしていた 2020 年中盤頃から再度トレンドが上昇に転じている。

第 2 に、インフレの主要な変動要因が、2000 年中盤以降に変化したことが伺える。2000 年中盤まではインフレが概ねトレンドとともに推移していたが、2000 年代中盤以降はインフレのトレンドからの乖離が以前より大きくなっている。このことは、2000 年代中盤までは確率的トレンドの変動がインフレ変動の主要因であったのに対し、2000 年代中盤以降は一時的な要因の影響が大きくなった可能性を示唆している。

3.4 共通トレンドからの乖離と将来のインフレ変化

本節では、計測された共通トレンドが、トレンドインフレとしての特性を有しているか定量的に評価する。トレンドインフレ指標は、インフレの長期的なインフレ水準の推定値であり、一時的な要因の影響を十分除去できていると考えられる。そのため、足元でトレンドからの乖離が観測された場合、将来のインフレは一時的な要因の影響が剥落していくにつれてトレンドの方向に収束するとして予測可能であることが特性として想定される。

そこで、トレンド指標からの乖離を使って将来のインフレを予測することが可能かどうか検証する。具体的には、Cogley (2002) や Shiratsuka (2015) などに従い、次のような予測回帰モデルを考える。

$$\pi_{t+H} - \pi_t = \alpha_H + \beta_H(\pi_t - \pi_t^c) + v_{t+H}, \quad (3)$$

v_{t+H} は、期待値 0 の予測誤差を表す。 π_t^c は、候補となるトレンドインフレ指標の一つを表す。ここでは、トレンドインフレ指標の候補として、共通トレンド ($c = \text{rme}$) に加え、予測パフォーマンスを比較するために、代表的なコアインフレ指標である総合除く生鮮食品のインフレ ($c = \text{CPIxF}$)、総合除く生鮮食品・エネルギーのインフレ ($c = \text{CPIxFE}$) を使用する。(3) 式は、足元のインフレのトレンドインフレ指標からの乖離 $\pi_t - \pi_t^c$ が H 期先のインフレの変化 $\pi_{t+H} - \pi_t$ をどの程度予測することができるかを特定化している。もしトレンドインフレ指標がインフレの長期的な水準を反映しているのであれば、一時的な要因を捉えているであろう足元のトレンドからの乖離によって将来のインフレの反転が十分に予測可能であると想定される。そして、 $\alpha_H = 0, \beta_H = -1$ を満たす場合、トレンドインフレ指標 π_t^c は H か月先のインフレ π_{t+H} の不偏予測値 (つまり、 $\pi_t^c = E_t(\pi_{t+H})$) であると評価することができる。

表 4 は、12 か月先 ($H = 12$) 及び 24 か月先 ($H = 24$) インフレ予測回帰モデル (3) 式のパラメータ推計値 α_H, β_H を掲載している。rme は、トレンドインフレ指標として 3.3 節で計測された共通トレンド $\pi_{t|T}^{\text{rme}}$ を使用した場合の推計結果を示している。CPIxF 及び CPIxFE は、トレンドインフレ指標として総合除く生鮮食品のインフレ (前年同月比、%) 及び総合除く生鮮食品・エネルギーのインフレ (前年同月比、%) を使用した場合の推計結果を示してい

表 4: インフレ予測回帰モデルの推計結果

従属変数	12 か月先インフレの変化			24 か月先インフレの変化		
	rme	CPIxF	CPIxFE	rme	CPIxF	CPIxFE
トレンドインフレ指標						
α_H	-0.20 (0.11)	0.03 (0.14)	0.00 (0.15)	-0.22 (0.19)	-0.04 (0.21)	-0.07 (0.22)
β_H	-1.12 (0.13)	-1.06 (0.22)	-0.57 (0.18)	-1.03 (0.16)	-0.45 (0.30)	-0.75 (0.24)
自由度修正済決定係数	0.47	0.10	0.08	0.27	0.01	0.10
平均 2 乗予測誤差	0.71	1.20	1.22	1.31	1.78	1.62
標本期間	1983 年 2 月から 2021 年 12 月			1983 年 2 月から 2020 年 12 月		

注: 表は、12 か月先 ($H = 12$) 及び 24 か月先 ($H = 24$) のインフレ予測回帰モデル (3) 式のパラメータ推計値 α_H, β_H を掲載している。rme は、トレンドインフレ指標として 3.3 節で計測された共通トレンド $\pi_{t|T}^{rme}$ を使用した場合の推計結果を示している。CPIxF 及び CPIxFE は、トレンドインフレ指標として総合除く生鮮食品のインフレ (前年同月比、%) 及び総合除く生鮮食品・エネルギーのインフレ (前年同月比、%) をそれぞれ使用した場合の推計結果を示している。Newey and West (1987) の予測誤差の分散不均一かつ系列相関に頑健な標準誤差 (ラグトランケーションは H 期に設定) が計算され、括弧内に示されている。

る。Newey and West (1987) の予測誤差の分散不均一かつ系列相関に頑健な標準誤差 (ラグトランケーションは H 期に設定) が計算され、括弧内に示されている。

表から、2つの点を指摘できる。第1に、共通トレンド $\pi_{t|T}^{rme}$ が将来のインフレの不偏予測値であることを統計的に支持している。共通トレンドをトレンドインフレ指標として使用した場合の検定結果によると、12 か月先予測か 24 か月先予測に関わらず、 $\alpha_H = 0$ 及び $\beta_H = -1$ であるという帰無仮説を通常の有意水準で棄却できない。このことは、足元の共通トレンド $\pi_{t|T}^{rme}$ が 1 年先及び 2 年先のインフレを偏りなく予測する傾向にあることを意味する。

第2に、共通トレンドは、いくつかのコアインフレ指標と比べてインフレ予測のパフォーマンスが高い。得られた決定係数を比較すると、コアインフレ指標からの乖離は将来のインフレ変化の 1 割程度しか予測できない一方、共通トレンドからの乖離は 1 年先のインフレ変化の 4 割程度、2 年先のインフレ変化の 2 割程度を予測可能であることが分かる。

足元の共通トレンドからの乖離によって将来のインフレの反転がある程度予測可能であることは、見た目でも確認できる。図 2 は、共通トレンドからの乖離 $\pi_t - \pi_{t|T}^{rme}$ と 2 年先のイ

ンフレ変化 $\pi_{t+24} - \pi_t$ の推移を示したものである。足元で共通トレンドからの乖離が観測された場合、2年後のインフレ変化は乖離と同程度に反転する傾向が期間を通じて存在していることが分かる。

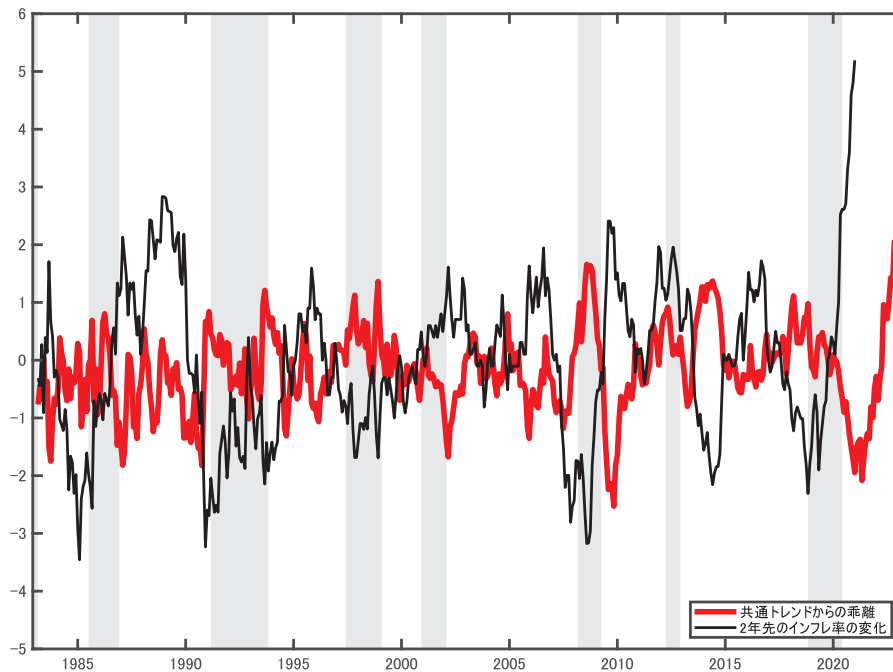


図 2: 共通トレンドからの乖離と将来のインフレ変化の推移

注: 標本期間: 1983年2月から2022年12月まで。シャドー部分は、内閣府が定義した日本の景気後退局面を表している。太線は、ダイナミック OLS 法によるパラメータ推計結果をもとに計測した共通トレンドからのインフレの乖離 $\pi_t - \pi_{t|T}^{me}$ を表す。細線は、2年先のインフレ変化 $\pi_{t+24} - \pi_t$ を表す。

3.5 直近までの情報に基づく共通トレンドの計測

最後に、より現実的な設定の下での共通トレンドの計測を行い、計測手法の頑健性を確認する。これまで、標本期間 $t = 1, 2, \dots, T$ 全ての系列を利用して得られた共和分パラメータの推計値に基づいて t 期の共通トレンド $\pi_{t|T}^{me}$ の計測を行った。ただし、リアルタイムでのトレンドインフレの計測を考える場合、直近までに利用可能なデータに基づいて実施する方が

より現実的だろう。そこで、直近 t 期までに利用可能なデータに基づいた t 期の共通トレンド $\pi_{t|t}^{rme}$ の計測を行うことを考える。そして、計測された $\pi_{t|t}^{rme}$ とベンチマークで計測された $\pi_{t|T}^{rme}$ の推移を比較する。

具体的には、 t 期までに利用可能なデータを使って得られた共和分パラメータの推計に基づいて、逐次的に共通トレンドの計測を行うことを考える。まず、標本期間の初期から t 期までのデータを使って、(2) 式の共和分パラメータの推計値 $\hat{\phi}_{1|t}, \hat{\phi}_{r|t}, \hat{\phi}_{m|t}, \hat{\phi}_{e|t}$ を得る⁸⁾。次に、得られた共和分パラメータの推計結果を所与として、共通トレンドを $\pi_{t|t}^{rme} \equiv \hat{\phi}_{1|t} + \hat{\phi}_{r|t}r_t + \hat{\phi}_{m|t}m_t + \hat{\phi}_{e|t}e_t$ として計測する。そして、標本期間を 1 期ずつ伸ばしていくごとに再推計された共和分パラメータの値を使って、逐次的に共通トレンドの計測を行う。

図 3 は、ベンチマークの共通トレンド $\pi_{t|T}^{rme}$ と逐次的に計測された共通トレンド $\pi_{t|t}^{rme}$ の推移を比較したものである。共通トレンド $\pi_{t|t}^{rme}$ の計測を行った期間は、2000 年 1 月から 2022 年 12 月までとしている。

図から分かるように、ベンチマークの共通トレンド $\pi_{t|T}^{rme}$ と逐次的に計測した共通トレンド $\pi_{t|t}^{rme}$ の推移に大きな違いは見られれない。このことは、本稿で提案した共通トレンドの計測方法が、より現実的な設定においても頑健であることを示唆している。

4 最後に

本稿では、トレンドインフレの計測を行うための代替的な手法について検討し、その有用性に関して実証分析を行った。特に、インフレと金融市場環境との間には共通の確率的トレンドが存在しているという前提に基づき、金融市場環境の系列からトレンドインフレを計測することを提案した。日本の 1980 年代前半以降の時系列データを用いた実証分析結果によると、インフレと金融市場環境との間には長期的な相互依存関係が存在していることが統計的に支持された。そして、計測されたトレンドインフレは、日本の約 40 年間のインフレの長期的な推移の特徴を概ね捉えていた。更に、計測されたトレンドインフレは、将来のインフレの不偏予測値としての特徴を持ち、予測パフォーマンスが高いことが分かった。

トレンドインフレの動きを明示することで、金融政策運営に関する政策当局と人々との間の意思疎通が円滑に進むと期待される。トレンドインフレが明示されていない場合、金融政策運営の政策当局の意図が人々に伝わりにくくことが懸念される。マクロ経済や物価安定を目指す中央銀行は、当局が想定する経済が正常な状況下での長期的なインフレ水準に目標値を設定した上で、トレンドインフレが目標値から乖離している場合において政策スタンスを変更しようとするだろう。一方、実際のインフレはトレンドインフレからの乖離が生じるものの、政策当局は一時的な影響に対して政策スタンスの変更で応じようとはしないだろう。



図 3: 共通トレンドの推移: ベンチマークと逐次計測の比較

注: 逐次計測の期間は、2000年1月から2022年12月まで。シャドー部分は、内閣府が定義した日本の景気後退局面を表している。共通トレンド(ベンチマーク)は、 $\pi_{t|T}^{rme} \equiv -45.17 + 0.70r_t + 3.59m_t - 2.71e_t$ の推移を示している。共通トレンド(逐次計測)は、 $\pi_{t|t}^{rme} \equiv \hat{\phi}_{1|t} + \hat{\phi}_{r|t}r_t + \hat{\phi}_{m|t}m_t + \hat{\phi}_{e|t}e_t$ の推移を示している。 $\hat{\phi}_{1|t}, \hat{\phi}_{r|t}, \hat{\phi}_{m|t}, \hat{\phi}_{e|t}$ は、逐次推計によって得られた t 期の共和分パラメータの値であることを表す。

もし政策当局がそのような意図を持って政策運営を行っていたとすると、たとえ実際のインフレの動きに変化が見られたとしても、トレンドインフレの変化なのか一時的な影響なのかによって政策対応が全く異なる。その時、トレンドインフレの動きを明示することによって政策運営の透明性が高まるために、政策運営の意図について人々の理解が得られやすくなると考えられる⁹⁾。

最後に、本稿に関わる今後の研究課題について言及しておく。第1に、分析手法の理論的な背景を検討することである。本稿では、インフレと金融市場環境との長期的な相互依存関係の存在に関して統計的に正当化できるか検証を行ったものの、背後にある経済学的なロジックについては提示できていない。今後、インフレと金融市場環境との間の均衡関係を理論的

にどのように正当化できるか検討する必要がある。

第2に、本稿で提案した手法の他の国での応用である。本稿の提案した手法は、インフレと金融市場環境との間の長期的な相互依存関係が安定的に存在していることを前提としている。そもそも他の国でもそのような長期的な関係が存在しているのか検証する必要がある。そして、たとえ存在していたとしても、金融市場環境が国ごとに違うことを考えると、定量的な相互依存関係は国によって異なるものと想定される。本稿で提案された分析手法を他の国に応用することで、提案手法が一般的に利用可能かどうかを検討する必要がある。

補論: 使用データの詳細と出所

- 消費者物価指数 (総合、総合除く生鮮食品、総合除く生鮮食品・エネルギー、2020年=100)、及び、消費税調整済み系列。総務省より取得。1990年1月から2019年11月までは、消費税調整済み系列の月次階差を用いて逆算。1980年1月から1989年12月までは、1989年4月からの消費税の影響を除去するために1989年3月に1.2を加えた上で、月次階差を用いて逆算。
- 10年物日本国債利回り (月末、%)。日経 NEEDS Financial Quest より取得。
- M2(月中平均残高、億円、季節調整値)。1998年4月から2003年4月までは、M2+CD(月中平均残高、億円、季節調整値)の月変化量を用いて逆算。1980年1月から2003年3月までは、旧M2+CD(外国銀行在日支店等を含まないベース、月中平均残高、億円、季節調整値)の月次階差を用いて逆算。日本銀行より取得。
- 名目実効為替レート (Narrow indices、月中平均、2020年=100)。Bank for International Settlements より取得。

注

¹⁾Shiratsuka (2015) や Hogen et al. (2015) は、コアインフレ指標の候補として、総合除く生鮮食品、総合除く生鮮食品・エネルギー、総合除く食料・エネルギー、刈込平均、加重中央値、最頻値の役割を比較検討している。Shiratsuka (2015) は、これらのコアインフレ指標の将来の基調的な変動についての予測力を比較検討したところ、総合除く生鮮食品、総合除く生鮮食品・エネルギー、及び刈込平均のパフォーマンスが比較的良いことを報告している。ただし、2000年代後半以降、総合除く生鮮食品のパフォーマンスが低下していることも報告している。Hogen et al. (2015) は、コアインフレ指標の景気変動との関係について比較検討したところ、総合除く生鮮食品及び総合除く生鮮食品・エネルギーは需給ギャップとの連動性が相対的に高い一方、最頻値や加重中央値の連動性は比較的低いことを報告している。

²⁾ 例えば、Stock and Watson (2016) は、アメリカにおける食料インフレが、1980 年代以前はトレンドインフレの計測に有益な指標ではなかった一方、その後は有益な指標となったことを報告している。

³⁾ Stock and Watson (2007) や Watson (2014) は、インフレを変動が時変である確率的トレンド成分と循環的成分に分解するための UCSV (Unobserved Components with Stochastic Volatility) モデルを構築し、確率的トレンド成分をトレンドインフレとして計測している。また、Kaihatsu and Nakajima (2018) や Okimoto (2019) は、トレンドインフレ及びフィリップス曲線の傾きがレジームシフトするモデルを構築し計測している。

⁴⁾ (1) 式は、必ずしも因果関係を表すものではなく、長期的な均衡関係として変数間が相互に依存し合っていることを特定化している。

⁵⁾ ADF 検定では、Dickey and Fuller (1979) が提案した時系列が単位根過程に従うことを帰無仮説とした下での検定統計量を計算する。KPSS 検定では、Kwiatkowski et al. (1992) が提案した時系列データが定常であることを帰無仮説とした下での検定統計量を計算する。

⁶⁾ Engle and Granger (1987) は、(1) 式の最小 2 乗残差 $\hat{\epsilon}_t$ が非定常である (つまり、共和分関係が存在しない) ことを帰無仮説とした下での ADF 検定統計量を提案している。Johansen (1995) は、ベクトル自己回帰モデルにおいて最大 s 個の共和分関係が存在することを帰無仮説とした下でのトレース検定統計量を提案している。Choi et al. (2008) は、確率変数 ϵ_t が非定常である (つまり、共和分関係が存在しない) 場合に関しても一致性が保証される一般化最小 2 乗法に基づくパラメータ推計方法を提示し、共和分関係が存在することを帰無仮説とした下でのハウスマンタイプ検定統計量を提案している。

⁷⁾ 本稿では、オイルショックの影響が収まった後の約 40 年間を分析対象とする。

⁸⁾ ダイナミック OLS 法で共和分パラメータの推計を行うには説明変数のリーズが k 期必要なので、実際に推計に用いられる標本期間は $t-k$ までとなる。

⁹⁾ 2022 年 12 月時点において、日本銀行は、物価安定目標を上回るインフレに直面していたにもかかわらず、金融緩和を継続した。その背景には、次のようなインフレの現状評価と政策の意図があったものと考えられる。本稿の計測結果によると、実際のインフレは 4% に到達していたものの、共通トレンドは日本銀行が設定している物価安定目標である 2% を若干下回る水準で推移している。このことは、一時的な要因の影響がかなり大きく、インフレは次第にプラス幅を縮小していくことが予想される状況にあったものと考えられる。このようなインフレの状況下での金融緩和の継続には、一時的な影響に対しては政策スタンスの変更で応じないという意図を反映しているものと解釈できる。このような解釈は、黒田 (2022) や植田 (2023) が述べた見解と整合的である。

参考文献

Bryan, Michael F. and Stephen G. Cecchetti (1994) “Measuring Core Inflation,” in Mankiw, N. Gregory ed. *Monetary Policy*, pp. 195–219: The University of Chicago Press.

Choi, Chi-Young, Ling Hu, and Masao Ogaki (2008) “Robust Estimation for Structural Spurious Regressions and a Hausman-type Cointegration Test,” *Journal of Econometrics*, Vol. 142, pp. 327–351, July.

Cogley, Timothy (2002) “A Simple Adaptive Measure of Core Inflation,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, No. 1, pp. 94–113.

- Dickey, David A. and Wayne A. Fuller (1979) “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, pp. 427–431.
- Engle, Robert F. and C. W. J. Granger (1987) “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, pp. 251–276, March.
- Gordon, Robert J. (1975) “Alternative Responses of Policy to External Supply Shocks,” *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 1, pp. 183–206.
- Hogen, Yoshihiko, Takuji Kawamoto, and Moe Nakahama (2015) “Core Inflation and the Business Cycle,” *Bank of Japan Review*, 2015-E-6.
- Johansen, Soren (1995) *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- Kaihatsu, Sohei and Jouchi Nakajima (2018) “Has Trend Inflation Shifted?: An Empirical Analysis with An Equally-Spaced Regime-Switching Model,” *Economic Analysis and Policy*, Vol. 59, pp. 69–83, September.
- Kwiatkowski, Denis, Peter C. B. Phillips, Peter Schmidt, and Yongcheol Shin (1992) “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We That Economic Time Series Have a Unit Root?” *Journal of Econometrics*, Vol. 54, No. 1-3, pp. 159–178.
- Mackinnon, James G., Alfred A. Haug, and Leo Michelis (1999) “Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, pp. 563–577.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West (1987) “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 3, pp. 703–708.
- Okimoto, Tatsuyoshi (2019) “Trend Inflation and Monetary Policy Regimes in Japan,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 92, pp. 137–152.

- Phillips, Peter C. B. and Sam Ouliaris (1990) “Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration,” *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, pp. 165–193.
- Said, Said E. and David A. Dickey (1984) “Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order,” *Biometrika*, Vol. 71, No. 3, pp. 599–607.
- Shiratsuka, Shigenori (2015) “Performance of Core Indicators of Japan’s Consumer Price Index,” *Bank of Japan Review*, 2015-E-7.
- Stock, James H. and Mark W. Watson (1993) “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems,” *Econometrica*, Vol. 61, No. 4, pp. 783–820, Jul.
- (2007) “Why Has Inflation Become Harder to Forecast?” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, No. 1, pp. 3–34.
- (2016) “Core Inflation and Trend Inflation,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 98, No. 4, pp. 770–784.
- Watson, Mark W. (2014) “Inflation Persistence, the NAIRU, and the Great Recession,” *American Economic Review*, Vol. 104, No. 5, pp. 31–36.
- Whyne, Mark A. (2008) “Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 90, No. 3, pp. 205–228.
- 黒田東彦 (2022) 「賃金上昇を伴う形での「物価安定の目標」の持続的・安定的な実現に向けて」, 『日本経済団体連合会審議員会における講演』, 12月.
- 植田和男 (2023) 「金融政策の基本的な考え方と経済・物価情勢の今後の展望」, 『内外情勢調査会における講演』, 5月.