

## COVID-19に伴う家計支出ウエイト変動がインフレ率計測に及ぼした影響 — 米欧における事例の検証 —

篠崎 公昭\*

Impact of the Change in Household Expenditure Weights Associated with COVID-19 on the Measurement of Inflation: Cases in the U.S. and the Euro Area

SHINOZAKI Kimiaki

COVID-19 感染拡大防止のためのロックダウン措置やソーシャル・ディスタンス確保の呼びかけは、消費者の行動変容を通じて家計支出ウエイトの急変をもたらした。本稿では、こうした支出ウエイトの変動を速やかに反映できなかったことが米国及びユーロ圏のインフレ率計測に及ぼした影響を把握するため、将来時点で判明する支出ウエイトを過去に遡及的に適用して作成した仮想的な連鎖基準 CPI と、公式のウエイトを基に作成した同実績値を比較し、乖離の要因分解を実施した。分析の結果、①米国では、2020 年春以降、交通セクターにおいて仮想値が実績値を一貫して上回っていた。②ユーロ圏では、多少の変動はあるものの、2022 年以降は住居等セクターにおいて仮想値が実績値を下回った一方、外食・宿泊セクターがそうした効果を一部相殺した。総じてみれば、COVID-19 に伴う家計支出ウエイトの変動は、①米国ではインフレ率を相対的に小さく、②ユーロ圏では、2021 年末まではインフレ率を相対的に僅かに小さく、2022 年以降は一転して大きく、それぞれ推計した可能性が示唆される。但しその影響は、米国、ユーロ圏とも限定的であった。

キーワード：消費者物価指数、連鎖基準指数、ウエイト更新、COVID-19、行動変容

The lockdown measures and the social distancing to prevent the spread of COVID-19 led to sudden changes in household expenditure weights through changes in consumer behavior. To estimate the impact on the inflation measurement in the U.S. and the euro area of the inability to promptly reflect such changes in expenditure weights, this paper conducts factor decomposition of the discrepancy between the *hypothetical* chained CPI, created by retroactively applying expenditure weights known at a future point in time, and the *actual* chained CPI, created using the official weights. The results show that (1) in the U.S., the *hypothetical* CPI has consistently exceeded the *actual* CPI in the transport sector since the spring of 2020 and (2) in the euro area, while there were some fluctuations, the *hypothetical* CPI has been lower than the *actual* CPI in the housing, water, electricity, gas and other fuels sector after 2022, while the restaurants and hotels sector partially offset such impacts. Overall, the changes in expenditure weights associated with COVID-19 may have led to (1) an underestimation of inflation in the U.S. and (2) a slight underestimation of inflation in the euro area until the end of 2021 and a turnaround to an overestimation after 2022. However, the impact of the under/overestimation was limited in both the U.S. and the euro area.

Keywords: Consumer Price Index, chained index, weight updating, COVID-19, behavioral changes

---

\* 総務省統計委員会担当室 Email: k.shinozaki@soumu.go.jp

## 1 問題意識

新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) の感染拡大を防止するために講じられたロックダウン措置やソーシャル・ディスタンス確保の呼びかけは、個人の社会経済的な属性にも左右される側面があるものの、総じてみればごく短期間のうちに消費者の広範な行動変容をもたらした (Brodeur et al. (2021)、小塩 (2022))。こうした稀に見る急速な行動変容は、インフレ率の計測において一つの大きな問題を投げかけた。

最も代表的なインフレ率指標である消費者物価指数 (CPI) は、通常、異なる財・サービスの価格変動を、過去のとある基準時点における家計の支出シェアをウエイトとして重み付けることにより作成される (ILO et al. (2020))。そこでは、家計の支出シェアが短期的には概ね不変であることが暗黙の前提とされている。しかし、COVID-19 の流行局面のように家計の支出パターンが急激に変化した場合、そのウエイトは最新時点の支出シェアを必ずしも適切に反映しなくなることから、過去の基準時点における支出シェアを基に算出した標準的な CPI の動向と、リアルタイムの支出シェアを基に算出した仮想的な CPI の動向との間に、無視し難い乖離が生じる可能性がある。特に、異なるカテゴリーに属する財・サービスの価格変動のばらつきが大きい場合には、一般的に、その乖離はより拡大すると考えられる。

改めて述べるまでもないが、CPI は、中央銀行による金融政策運営など様々な経済政策を実施するにあたりその動向が注視される最も重要な経済指標の一つである。こうしたユーザーニーズを踏まえると、家計の支出パターンの急変に伴うウエイトの変化が CPI の計測にどのような影響を及ぼしうるのか、その影響は各種の経済政策を遂行するうえで議論の前提を揺さぶるほどに大きいのか否か、といった論点を定量的に検証することの意義は大きい。

係る問題意識のもと、本稿では、家計の支出ウエイトの変動を速やかに反映できなかったことで米国及びユーロ圏のインフレ率計測に生じた影響を把握するため、将来の時点で判明する支出ウエイトを過去に遡及的に適用して作成した仮想的な連鎖基準 CPI (簡便に作成されたリアルタイム CPI) と、公式のウエイトを用いて作成した連鎖基準 CPI 実績値を比較し、両者の乖離に対する各財・サービスの寄与度を算出し、その結果について背景事情も踏まえ考察する<sup>1</sup>。

## 2 先行研究

分析実施に先立ち、本節では、COVID-19 の流行局面における CPI の潜在的な計測誤差の特定に取り組んだ幾つかの代表的な先行研究を 2 つのアプローチに大別し紹介したうえで、その Pros 及び Cons に言及し、これを踏まえ本稿の分析方針について簡潔に述べる。

### 2.1 オルタナティブデータを用いたアプローチ

CPI の実績値と仮想的な CPI を比較することにより COVID-19 がインフレ率計測に及ぼした影響を把握しようとした直截的かつ先駆的研究としては、Harvard 大学の Cavallo らが実施した Covid CPI プロジェクトが挙げられる。

同プロジェクトは、米国のクレジットカード及びデビットカードの取引データを基に家計の支出ウエイトをリアルタイムに算出し、これを基に COVID-19 の感染拡大に起因する家計の支出パターンの急変を反映した仮想的なリアルタイム CPI (Covid CPI) を推計したうえで、

---

<sup>1</sup> ユーロ圏における消費者物価指数の呼称は HICP (Harmonised Indices of Consumer Prices) だが、便宜上、本稿では HICP も含めて CPI と総称する。

米労働統計局（BLS）が公表する公式のCPI実績値（BLS CPI）と比較対照することにより、CPI実績値が内包する潜在的な計測誤差を可視化した取り組みである。Cavallo (2020)によると、COVID-19の流行局面にあたる2020年春以降、米国の家計は、価格が上昇傾向にあった食料品への支出シェアを高めた一方、衣服や交通その他価格が下落傾向にあった財・サービスへの支出シェアを低めたため（表1）、Covid CPIに基づくリアルタイムのインフレ率はBLS CPIに基づくインフレ率を上回って推移した。すなわちBLS CPIは、当時のインフレ圧力を相対的に小さく評価していたと解釈できる。例えば、過小評価の程度が最も大きかった同年5月のインフレ率についてみると、Covid CPIベースでは0.95%に上った一方、BLS CPIベースでは僅か0.13%に止まった。逆に、支出パターンが概ね平時に復したと考えられる2021年春以降は、Covid CPIに基づくインフレ率はBLS CPIに基づくインフレ率を下回って推移しており、インフレ圧力がむしろ相対的に大きく評価されていた可能性が示唆される。

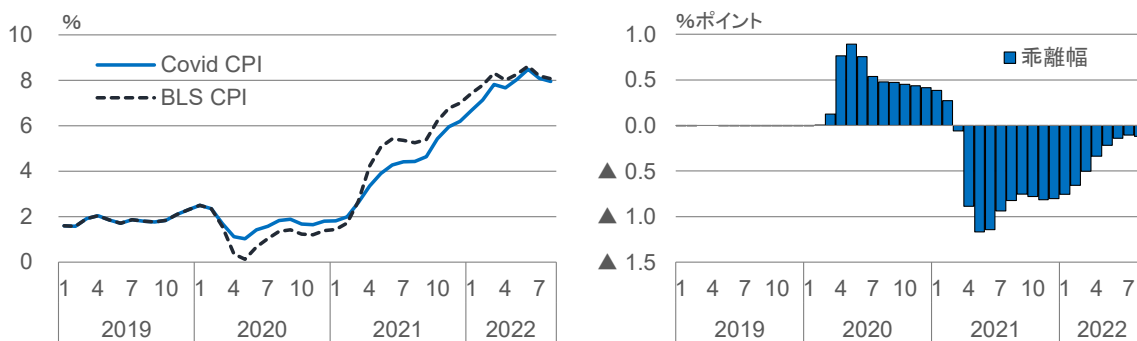
なお、そのようなインフレ率の計測誤差は、2022年央になると概ね消失した（図1）<sup>2</sup>。

表1 Covid CPI と BLS CPI の家計支出ウエイトの比較（2020年4月時点）

CPI カテゴリー	CPI 前月比	家計支出ウエイト(千分比)		CPI 前月比への寄与度	
		Covid CPI	BLS CPI	Covid CPI	BLS CPI
Food at Home	2.67%	112.8	75.8	0.30%	0.20%
Alcoholic Beverages	0.30%	15.2	10.2	0.00%	0.00%
Apparel	-4.38%	22.0	28.1	-0.10%	-0.12%
Housing	-0.03%	558.0	421.1	-0.02%	-0.01%
Medical Care	0.28%	56.0	88.3	0.02%	0.02%
Transportation	-4.97%	62.5	157.4	-0.31%	-0.78%
Recreation	-0.27%	22.3	58.2	-0.01%	-0.02%
Education and Communication	0.13%	89.7	67.7	0.01%	0.01%
Food Away from Home	0.15%	31.3	61.9	0.00%	0.01%
Other Goods and Services	-0.04%	30.3	31.3	0.00%	0.00%

(出所) Cavallo (2020)

図1 Covid CPI と BLS CPI に基づくインフレ率の比較



(注) 右図の乖離幅はCovid CPI から BLS CPI を差し引いた値を指す。

(出所) Cavallo (2020) 及び <https://projects.iq.harvard.edu/covid-cpi> を基に筆者作成。

<sup>2</sup> Cavallo による Covid CPI プロジェクトの推計データ提供期間は2022年8月までである。

米国以外についても、類似の研究事例を挙げることができる。例えば Statistics Canada (2021) は、カナダ中銀と連携し、デビットカード利用実績に基づく高頻度支出ネットワークデータ (high-frequency expenditure network <HFEN> data) から仮想的な CPI (Adjusted Price Index) を推計し、これを CPI 実績値と比較することにより、2020 年後半から 2021 年初にかけてインフレ率が最大 0.5%ポイントほど過小評価された可能性を指摘している<sup>3</sup>。カナダでも、米国と概ね同様、COVID-19 の流行局面における食料品や住居費の支出シェアの上昇、衣料品・履物、輸送サービス、レクリエーション・教育・読書の支出シェアの低下が、インフレ率の過小評価に繋がったとされる。

同じくカード利用実績を基に CPI の潜在的な計測誤差の定量化に取り組んだ事例として、Seiler (2020) はスイスにおいて 2020 年 4 月におけるインフレ率が 0.67%ポイントほど過小評価された旨を、Benchimol et al. (2022) はイスラエルの 2020 年後半から 2021 年初にかけてのインフレ率が最大 0.25%ポイントほど過小評価された旨を、それぞれ指摘している。Higo and Shiratsuka (2023) は、COVID-19 の流行に伴う購買行動の変化が特売効果や小売サービスの品質に影響を及ぼした結果、日本のインフレ率に 0.15~0.3%ポイント程度の下方バイアスが発生したと述べている。

欠測価格の補完ルールが CPI にもたらす計測誤差の可能性を指摘する研究も存在する。Diewert and Fox (2022) は、COVID-19 流行局面における消費者の行動変容に伴って一部の財・サービス価格が観測不能となる事例が多くみられるなか、国際機関のガイダンスに従って欠測価格に対しインフレ調整済み横ばい価格補完 (inflation adjusted carry forward pricing) を適用すると、インフレ率が過小評価される可能性があることを指摘し、代わりに市場清算価格による補完を提唱している。これに対し Abe (2022) は、需要ショックの影響を勘案すればインフレ調整済み横ばい価格による欠測値補完方法に一定の合理性があると指摘している。

## 2.2 仮想ウエイトを用いたアプローチ

前項で概観したように、例えばクレジットカード取引データのようなオルタナティブデータを基に仮想的な CPI を推計し、これを公式の CPI 実績値と比較することにより、家計支出のウエイト変動がインフレ率計測に及ぼした影響を定量化した研究事例は数多く存在する。こうした分析アプローチは、特に COVID-19 の感染拡大が現在進行形で観察される局面においては、トルンクピスト指数等の最良指数を活用することによりラスパイレス・パーシェ・ギャップに対処した CPI をリアルタイムに作成できるという点で、大変有益である<sup>4</sup>。

他方、公式の CPI の代理指標としての精度は、支出ウエイトを算出する際の一次情報として利用されるデータソースの品質や代表性、売買取引の捕捉可能性などに強く制約される。事実、当該データソースでは捕捉できない決済手段によって支払いがなされる可能性や、POS システムを経由することのない財・サービス取引の存在等に鑑みると、オルタナティブデータを基に推計された仮想的な CPI と CPI 実績値の乖離をそのまま CPI の計測誤差と看做すことについては、一定の留保が必要である<sup>5</sup>。

<sup>3</sup> O'Donnell and Yérou (2021) 及び Statistics Canada (2022) はより直近の期間まで Adjusted Price Index を推計し、これを前月比でみた場合、公式の CPI の前月比と大差ない旨に言及している。

<sup>4</sup> ラスパイレス・パーシェ・ギャップとはパーシェ物価指数とラスパイレス物価指数の乖離率を意味する。価格変化率と数量変化率の共分散が負のとき、ラスパイレス物価指数はパーシェ物価指数を上回って、換言すればラスパイレス物価指数が上方バイアス、パーシェ物価指数が下方バイアスを伴って推移し、同ギャップは負となる。

<sup>5</sup> 例えば丸山ほか (2015) は、日本の CPI と東大物価指数を比較し、カバレッジの整合性を高めてもなお品質変化の反映方法や実査手法の違い等が指数に乖離をもたらしうる点を指摘している。

こうした点を踏まえ、適当と考えられる家計支出ウエイトを仮想的に作成し、これにオルタナティブデータではなく公式のCPIの価格データを組み合わせることによって、COVID-19がインフレ率計測に及ぼした影響の把握に努めた先行研究も幾つか存在する。

例えば Omiros et al. (2020) は、小売業及びサービス業の名目月次売上高データを用いて公式の支出ウエイトを補正し、これを基に家計の支出パターンの変化を織り込んだ仮想的なCPIを作成し、CPI実績値との乖離を計測した。この結果、感染拡大初期の2020年1月から8月までの限られた分析対象期間において、ユーロ圏で最大0.2%ポイント程度の過小評価が生じた旨を指摘している。OECD (2021b) は、分析当時は未知であった2021年中の家計支出パターンが、back to normalの流れを背景に2019年中のパターンに復すると仮定するなどして仮想的なリアルタイム支出ウエイトを作成し<sup>6</sup>、これを用いて米国、日本、ユーロ圏についてCPI仮想値と実績値をそれぞれ比較したところ、米国では最大0.15%ポイント、日本では同0.35%ポイント、ユーロ圏では同0.2%ポイントの過小評価が生じうるとした。また、Reinsdorf (2020) は、米国及びカナダにおける支出シェアの変化と同等の変化がグローバルに生じたと仮定した場合、食料品価格の上昇やサブサハラ以外の地域における輸送価格の下落等の影響と相俟って、世界全体のインフレ率が0.16%ポイントほど過小評価されるとの推計結果を示した。

このような研究事例においては、データソースの整合性ゆえCPI実績値と同仮想値のより精度の高い比較を期待できる反面、家計の支出パターンすなわち支出ウエイトに係る仮定の確からしさが分析精度を大きく左右しかねない点に留意が必要である。統計ユーザーにとって、オルタナティブデータを用いたアプローチと仮想ウエイトを用いたアプローチ、2つのアプローチのProsとConsを踏まえ、それぞれの分析手法の頑健性を注意深く吟味する必要があるといえる。

### 2.3 本稿の分析方針

本稿の分析は、後者、すなわち仮想的な支出ウエイトを用いたアプローチに専ら依拠する。具体的には、事後的に判明した公式の家計支出ウエイトを過去に遡って適用し、仮想的なCPIを作成し、乖離を計測する。このアプローチでは、Covid CPIプロジェクトのように足許のCPIをリアルタイムに推計することができず、最長で12か月も前の状況をbackward-lookingにしか観測できないというデメリットがある。その一方で、既述のとおり、CPI実績値と同仮想値それぞれを基礎付ける支出ウエイト及び価格のデータの同質性を確保することで、より精確かつアカウンタブルな比較を可能にするメリットがある。このほか、推計に用いるデータソースが全て無償で公開されており、研究者や統計実務家らが容易に分析結果の再現や拡張に取り組める点も、魅力的である。COVID-19の感染拡大の影響を回顧的に振り返ろうとする本稿の問題意識に照らすと、当該アプローチには相応の合理性があるものと思料する。

### 3 分析手順

本節では、①COVID-19の流行期に家計の支出ウエイト及び価格指数がどのように変化したか、公表値を基に事実関係を確認しつつ、②連鎖基準CPI実績値と同仮想値をそれぞれ作成する際のウエイト参照年に関する仮定を明確にしたうえで、③カテゴリー別の寄与度を算出する手法について順に述べる。最後に、④両者の差分を取ることで要因分解の実施が可能となる旨に言及する。

<sup>6</sup> COVID-19感染拡大下の家計支出行動の特徴については、Hodbod et al. (2021) が包括的な考察を行っている。

### 3.1 家計支出ウエイト及び価格指数

本稿の分析対象期間は、COVID-19 流行以前の 2019 年、COVID-19 が流行し米国及びユーロ圏において行動変容が最も顕著であった 2020 年、家計支出パターンが COVID-19 流行以前の状態に徐々に復しつつあった 2021 年及び 2022 年の 4 か年とする。2022 年の分析結果には、同年 2 月に発生したロシアによるウクライナ侵攻の影響も作用しているとみられることから、幅を持った解釈が必要である。

これら分析対象期間について、OECD が取り纏めている COICOP 2 桁分類に基づく家計支出ウエイトを観察すると（表 2）<sup>7</sup>、米国 CPI では、出張・旅行の実施見合わせ等の影響のほか、原油市況を映じたガソリン価格の変動も相俟って、「07 交通」のウエイトが 2020 年にかけて減少した後、2021 年、2022 年と増加に転じた点が特徴的である。このほか、期間を通じて「01 食料及び非アルコール飲料」が増加基調、「02 アルコール飲料及びたばこ」及び「03 被服及び履物」が緩やかながら減少基調にあった。2022 年に限ってみると、人手不足に起因する対面サービス業種の供給制約の影響からか、「09 娯楽・レジャー・文化」や「11 外食・宿泊」においてウエイトの減少が認められた。

ユーロ圏 HICP についてみると、内食から外食へのシフト等を映じて「01 食料及び非アルコール飲料」及び「02 アルコール飲料及びたばこ」のウエイトが 2021 年を境に増加から減少に転じた一方、2020 年に大きく落ち込んだ「07 交通」、「09 娯楽・レジャー・文化」及び「11 外食・宿泊」のウエイトは、行動制限の解除などを映じてか、2022 年には増加に転じた。逆に、2020 年、2021 年と高止まった「04 住居、水道、電気、ガス及び他の燃料」のウエイトは、2022 年には減少に転じた。

表 2 COICOP 2 桁分類に基づく家計支出ウエイトの変化（実勢ベース、千分比）

COICOP 2 桁分類	米国 CPI				ユーロ圏 HICP			
	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年
01 食料及び非アルコール飲料	71.56	77.18	76.32	82.85	151.21	172.94	166.53	161.37
02 アルコール飲料及びたばこ	12.53	11.61	11.59	10.96	40.04	45.16	42.88	38.38
03 被服及び履物	28.65	27.20	26.62	23.61	58.95	52.98	52.66	52.40
04 住居、水道、電気、ガス及び他の燃料	367.76	366.29	360.66	363.90	160.67	177.20	178.25	151.61
05 家具、家庭用機器及び家事サービス	37.17	40.25	40.16	40.64	61.45	67.54	66.76	67.69
06 保健・医療	74.07	75.41	73.57	71.38	47.75	50.05	50.83	49.30
07 交通	139.56	131.28	145.16	161.71	155.69	137.16	145.39	150.42
08 通信	31.47	34.26	33.35	31.31	29.78	32.10	31.01	26.74
09 娯楽・レジャー・文化	64.48	67.96	66.64	58.75	87.85	79.59	78.51	88.75
10 教育	27.85	28.09	27.23	24.18	10.03	10.45	9.80	9.80
11 外食・宿泊	74.55	77.44	77.73	65.45	101.13	75.24	80.63	104.77
12 その他	70.34	63.03	60.98	65.27	95.44	99.59	96.75	98.76

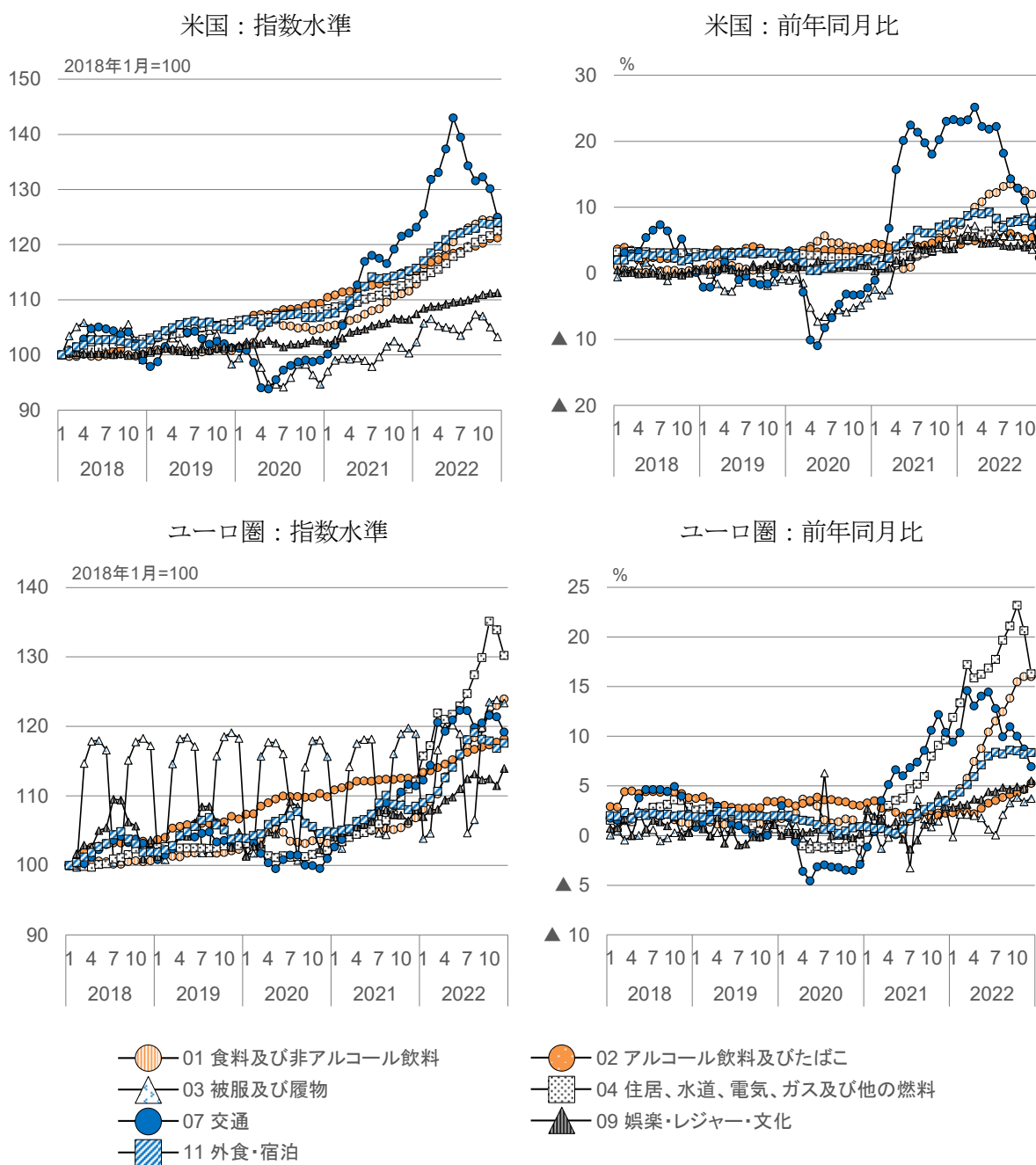
（注）表中のウエイトは各年の実勢ベース。すなわち、 $t$  年実績を基に  $t+1$  年初に公表される家計支出ウエイトは米国 CPI では  $t$  年ウエイト、ユーロ圏 HICP では  $t+1$  年ウエイトと称されるが、本稿では、その呼称に関わらず共に  $t$  年ウエイトとして整理している。

（出所） OECD

<sup>7</sup> 本稿では、米国とユーロ圏の比較可能性を高める観点から、家計の消費支出分類の国際基準である COICOP (Classification of Individual Consumption According to Purpose) を基に財・サービス品目を分類している OECD.Stat の収録データを用いて分析を実施した。

この間、COICOP 2 桁分類の主なカテゴリーについて価格指数動向を観察すると（図2）、全体として緩やかな上昇基調を辿るなか、米国では、2022年6月をピークとした「07 交通」の顕著な上昇とそれに続く下落が観察されたほか、2021年央以降は「01 食料及び非アルコール飲料」において底堅い動きがみられた。ユーロ圏では、COVID-19の流行局面にあっても「03 被服及び履物」の季節性が概ね例年どおり観察されたほか、「01 食料及び非アルコール飲料」、「04 住居、水道、電気、ガス及び他の燃料」、「07 交通」の各カテゴリーにおいて、ピークを迎えた時期はカテゴリー毎に若干異なるものの、顕著な上昇が認められた。

図2 COICOP 2 桁分類に基づく主なカテゴリーの価格指数動向



(出所) OECD

### 3.2 ウエイト参照年

消費者物価指数マニュアル等に規定されている標準的な CPI の作成方法は、家計の支出ウエイトが短期的には不変であることを暗黙の前提としている。たとえ参照ウエイトを毎年更新する連鎖基準ラスパイレス物価指数であったとしても、家計支出データの入手可能時期の制約などから、実務上、1～2 年程度のラグを伴ったウエイトを参照するのが一般的である。すなわち、 $y$ 年の連鎖基準 CPI を作成する際には、例えば $y$ 年初に公表される $y - 1$ 年ウエイトに依拠することを余儀なくされる。

支出パターンが時系列的に安定しているならば、ウエイト参照年の高々1～2 年程度のラグが指数動向に及ぼす影響は無視しうるものとなり、係る作成方法に基づく指数も所謂 *trailing index* として正当化されよう (Boskin et al. (1998))<sup>8</sup>。しかし COVID-19 の感染拡大に伴って消費者の行動様式が短期間のうちに大きく変化した現実を踏まえると、家計の支出ウエイトをたとえ短期的であっても概ね不変とする前提について、その妥当性が問われかねない。言い換えると、 $y - 1$ 年から $y$ 年にかけてウエイトが大きく変化したとき、標準的な作成方法に則り $y - 1$ 年ウエイトを基に作成する $y$ 年の連鎖基準 CPI と、(事後的にしか判明しない)  $y$ 年ウエイトを基に作成する $y$ 年の同 CPI とでは、相応の乖離が生じる可能性がある。

そこで本稿では、OECD (2021a)、同 (2021b)、同 (2022) の分析枠組み等を基に、前者を「連鎖基準 CPI 実績値」、後者を「(事後的に判明したウエイトを遡及的に適用して作成した) 連鎖基準 CPI 仮想値」と称し、表 3 のとおり、それぞれ異なるウエイトを参照するシナリオに沿って指数及びインフレ率を算出したうえで、両者の乖離を計測し、ウエイト更新時点の違いに起因するインフレ率計測への影響について考察する。

表 3 ウエイト参照年に関するシナリオ想定

	シナリオ	2019 年	2020 年	2021 年	2022 年
米国	COICOP ベースの CPI 実績値	2018 年ウエイト (2019 年初公表)	2019 年ウエイト (2020 年初公表)	2020 年ウエイト (2021 年初公表)	2021 年ウエイト (2022 年初公表)
	同 仮想値	2019 年ウエイト (2020 年初公表)	2020 年ウエイト (2021 年初公表)	2021 年ウエイト (2022 年初公表)	2022 年ウエイト (2023 年初公表)
ユーロ圏	HICP 実績値 (COICOP 準拠)	2018 年ウエイト (2019 年初公表)	2019 年ウエイト (2020 年初公表)	2020 年ウエイト (2021 年初公表)	2021 年ウエイト (2022 年初公表)
	同 仮想値	2019 年ウエイト (2020 年初公表)	2020 年ウエイト (2021 年初公表)	2021 年ウエイト (2022 年初公表)	2022 年ウエイト (2023 年初公表)

なお、前者は標準的な連鎖基準ラスパイレス物価指数であるのに対し、後者は、厳密には比較時点における支出シェアの加重算術平均を用いた連鎖指数、すなわち連鎖基準パルグレイブ物価指数に相当し (阿部 (2023))、同パーシェ物価指数に類似する<sup>9</sup>。理論上、どちらの指数も潜在的なバイアスを内包すると考えられ、従ってその優劣を不用意に比較できるものではない。そこで本稿では、COVID-19 の流行局面においてより露わとなった両者の乖離の大小やその背景事情を客観的に論じるに止め、所謂「真の物価指数」と比較したときの CPI 実績値のバイアスや計測誤差の挙証等を行う意図はない旨、念のため付言する。

<sup>8</sup> 例えば Boskin et al. (1998) には以下の記述がある。“Because of the lag in collecting up-to-date information on consumer spending patterns, the weights for a superlative index will have to be based on a trailing two or three-year average of past expenditures; for example, perhaps using 1993-4 weights for the 1996 price changes. The weights should be changed every year.”

<sup>9</sup> 連鎖基準パルグレイブ物価指数と同パーシェ物価指数の比較については、本文末尾の参考 1 を参照のこと。



### 3.3 カテゴリー別寄与度の算出方法

本項では、連鎖基準CPI実績値、同仮想値、それぞれに関するインフレ率やそのカテゴリー別寄与度の算出方法を具体的に示す。連鎖基準指数の算出式は、固定基準指数のものとは比べて幾分複雑なものとなり、直感的な理解が必ずしも容易ではない点、留意が必要である<sup>10</sup>。また、連鎖基準指数は加法整合性を満たさないことから、下位分類の寄与度の総和が上位分類の寄与度と必ずしも一致しない点も、固定基準指数のときの考え方とは異なる。こうした点も踏まえ本稿では、COICOP 2 桁分類（大分類）レベルのカテゴリーを対象とした分析に止めている<sup>11</sup>。

毎年12月を連鎖基準指数のリンク月とした場合、 $y$ 年 $m$ 月時点の消費者物価指数（総合指数） $p_{all}^{y,m}$ は、下記のとおり表現される。

$$p_{all}^{y,m} = p_{all}^{y-1,12} \cdot \frac{p_{all}^{y,m}}{p_{all}^{y-1,12}} = p_{all}^{y-1,12} \cdot \frac{\sum_i p_i^{y,m} q_i^{y-1,12}}{\sum_i p_i^{y-1,12} q_i^{y-1,12}} = p_{all}^{y-1,12} \cdot \frac{\sum_i \left( p_i^{y-1,12} q_i^{y-1,12} \cdot \frac{p_i^{y,m}}{p_i^{y-1,12}} \right)}{\sum_i p_i^{y-1,12} q_i^{y-1,12}}$$

$y-1$ 年12月の財・サービス $i$ の支出シェアが  $W_i^{y-1,12} \equiv p_i^{y-1,12} q_i^{y-1,12} / \sum_i p_i^{y-1,12} q_i^{y-1,12}$  と表現されることに着目すると、

$$p_{all}^{y,m} = p_{all}^{y-1,12} \cdot \sum_i \left( W_i^{y-1,12} \cdot \frac{p_i^{y,m}}{p_i^{y-1,12}} \right)$$

但し、各変数の定義は次のとおりである。

$p_{all}^{y,m}$  :  $y$ 年 $m$ 月時点の消費者物価指数（総合指数）

$p_i^{y,m}$  :  $y$ 年 $m$ 月時点のCOICOPカテゴリー $i$ に属する財・サービスの価格指数（品目指数）

$q_i^{y,m}$  :  $y$ 年 $m$ 月時点のCOICOPカテゴリー $i$ に属する財・サービスの数量

$\pi_{all}^{y,m}$  :  $y$ 年 $m$ 月時点の消費者物価指数（総合指数）の前年同月比

$\pi_i^{y,m}$  :  $y$ 年 $m$ 月時点のCOICOPカテゴリー $i$ に属する財・サービスの価格指数（品目指数）の前年同月比

$W_i^{y,m}$  :  $y$ 年 $m$ 月時点のCOICOPカテゴリー $i$ に属する財・サービスの支出シェア

このとき、 $y$ 年 $m$ 月時点の消費者物価指数（総合指数）の前年同月比すなわちインフレ率  $\pi_{all}^{y,m}$  は、下記のとおり導出される。

<sup>10</sup> 固定基準指数の場合、インフレ率や寄与度の計算式は比較的シンプルとなる。詳細は本稿末尾の参考2を参照。

<sup>11</sup> COICOP 準拠の品目分類を本系列において採用しているユーロ圏では、COICOP 3 桁・4 桁分類レベルについて詳細な原データが公表されている。本稿の分析結果の頑健性を検証する観点から、これら下位分類についてそれぞれ独立して分析してみたところ、（連鎖基準指数は加法整合性を満たさないため厳密には整合しないものの、）2 桁分類レベルでみた分析結果とほぼ一致することが確認された。

$$\begin{aligned}
 \pi_{all}^{y,m} &\equiv \frac{p_{all}^{y,m} - p_{all}^{y-1,m}}{p_{all}^{y-1,m}} \\
 &= \frac{p_{all}^{y-1,12}}{p_{all}^{y-1,m}} \sum_i \left( W_i^{y-1,12} \cdot \frac{p_i^{y,m}}{p_i^{y-1,12}} \right) - \frac{p_{all}^{y-2,12}}{p_{all}^{y-1,m}} \sum_i \left( W_i^{y-2,12} \cdot \frac{p_i^{y-1,m}}{p_i^{y-2,12}} \right) \\
 &= \frac{p_{all}^{y-1,12}}{p_{all}^{y-1,m}} \sum_i \left[ W_i^{y-1,12} \left( \frac{p_i^{y,m}}{p_i^{y-1,12}} - 1 \right) \right] + \frac{p_{all}^{y-1,12}}{p_{all}^{y-1,m}} - \frac{p_{all}^{y-2,12}}{p_{all}^{y-1,m}} \sum_i \left( W_i^{y-2,12} \cdot \frac{p_i^{y-1,m}}{p_i^{y-2,12}} \right) \\
 &= \frac{p_{all}^{y-1,12}}{p_{all}^{y-1,m}} \sum_i \left[ W_i^{y-1,12} \left( \frac{p_i^{y,m} - p_i^{y-1,12}}{p_i^{y-1,12}} \right) \right] \\
 &\quad + \frac{p_{all}^{y-2,12}}{p_{all}^{y-1,m}} \sum_i \left[ W_i^{y-2,12} \left( \frac{p_i^{y-1,12} - p_i^{y-1,m}}{p_i^{y-2,12}} \right) \right]
 \end{aligned}$$

既述のとおり連鎖基準指数は加法整合性を欠いていることから、固定基準指数の場合と異なり、インフレ率の財・サービス別寄与度の算出方法は一意には定まらない。Eurostat (2018) は、下位分類指数を上位分類に積み上げる際の丸め誤差の処理方法の違いに着目して、Ribe 寄与度 (Ribe contributions) と Kirchner 寄与度 (Kirchner contributions) の二種類の算出方法を紹介しているものの、その優劣には言及していない。本稿では、Walschots (2016) 及び OECD (2022) に倣い、Ribe 寄与度を基に要因分解を実施する<sup>12</sup>。

既述の $\pi_{all}^{y,m}$ の導出式を踏まえると、COICOP カテゴリ $i$ に属する財・サービスの $y$ 年 $m$ 月時点の価格変動 $\pi_i^{y,m}$ が、消費者物価 (総合指数) の変動 $\pi_{all}^{y,m}$ にもたらす寄与度 $Contrib_i^{y,m}$ は、下記のとおりとなる。

$$\begin{aligned}
 Contrib_i^{y,m} &= \left[ \frac{p_{all}^{y-1,12}}{p_{all}^{y-1,m}} \cdot W_i^{y-1,12} \cdot \left( \frac{p_i^{y,m} - p_i^{y-1,12}}{p_i^{y-1,12}} \right) \right] \\
 &\quad + \left[ \frac{p_{all}^{y-2,12}}{p_{all}^{y-1,m}} \cdot W_i^{y-2,12} \cdot \left( \frac{p_i^{y-1,12} - p_i^{y-1,m}}{p_i^{y-2,12}} \right) \right]
 \end{aligned}$$

上記算出式の第1項は $y-1$ 年12月から $y$ 年 $m$ 月までの価格変化を、第2項は $y-1$ 年 $m$ 月から同年12月までの価格変化をそれぞれ勘案した寄与度に対応する。すなわち、連鎖基準指数はリンク月である $y-1$ 年12月を境にウエイトが変化することから、 $y-2$ 年の支出シェア $W_i^{y-2,12}$ に基づく寄与度の項と $y-1$ 年の支出シェア $W_i^{y-1,12}$ に基づく寄与度の項をそれぞれ個別に計算し、最後に両者を合算する必要がある。ちなみに連鎖基準指数のリンク月である各年12月の寄与度は、以下のとおり同月のインフレ率に前年のウエイトを乗じたシンプルなものとなる。

<sup>12</sup> もっとも、OECD (2022) も指摘するように、寄与度の算出方法の違いが分析結果に及ぼす影響はごく僅少である。

$$Contrib_i^{y,12} = W_i^{y-1,12} \cdot \left( \frac{p_i^{y,12} - p_i^{y-1,12}}{p_i^{y-1,12}} \right) = W_i^{y-1,12} \cdot \pi_i^{y,12}$$

### 3.4 仮想値と実績値の寄与度乖離

最後に、連鎖基準 CPI 実績値から算出した $y$ 年 $m$ 月時点の COICOP カテゴリー $i$ に属する財・サービスの価格変動の寄与度を $Contrib_i^{y,m}$ 、事後的に判明したウェイトを遡及的に適用して作成した同仮想値から算出した寄与度を $\widehat{Contrib}_i^{y,m}$ とし、両者の $y$ 年 $m$ 月時点の寄与度乖離 $Gap_i^{y,m}$ 及び $Gap_{all}^{y,m}$ を、それぞれ以下のとおり定義する。

$$Gap_i^{y,m} \equiv \widehat{Contrib}_i^{y,m} - Contrib_i^{y,m}$$

$$Gap_{all}^{y,m} \equiv \sum_i Gap_i^{y,m} = \sum_i (\widehat{Contrib}_i^{y,m} - Contrib_i^{y,m})$$

## 4 分析結果

本節では、前節において算出した連鎖基準 CPI 実績値と同仮想値のカテゴリー別寄与度の乖離 $Gap_i^{y,m}$ に着目して、米国とユーロ圏のそれぞれについて COICOP カテゴリー別に乖離の要因分解を実施し、背景事情等も踏まえその結果について考察を行う。

### 4.1 米国における事例の考察

米国では、COICOP カテゴリー「07 交通」における乖離が支配的であった（図 3）。同カテゴリーの価格指数や支出ウェイトは、他のカテゴリーと比べてガソリン価格等の外生ショックを受けて変動しやすいこともあり、COVID-19 感染拡大の前後を問わず、CPI 実績値と同仮想値には一定の乖離が生じる傾向にあった。この乖離がより顕著になったのは、感染症の影響が一服したと考えられる 2021 年央以降である。この時期、出張・旅行需要の回復やテレワークの実施頻度の見直し、オフィス出勤の再開など、消費者の行動変容に巻き戻しの動きがみられたもとの、同カテゴリーの支出ウェイトやインフレ率が揃って高まりをみせた。この結果、より期近のウェイトを参照する CPI 仮想値は、足許の増勢をより強く反映することとなり、CPI 実績値を上回って推移した。換言すると、ラグを伴ったウェイトを参照する CPI 実績値は、その時分のインフレ圧力を相対的に小さく評価していたともいえる。係る乖離は、ロシアのウクライナ侵攻に伴う原油価格高騰の影響も相俟って 2022 年 3 月にピークの 0.37%ポイントを記録した後、同年末にかけて急速に縮小していった。

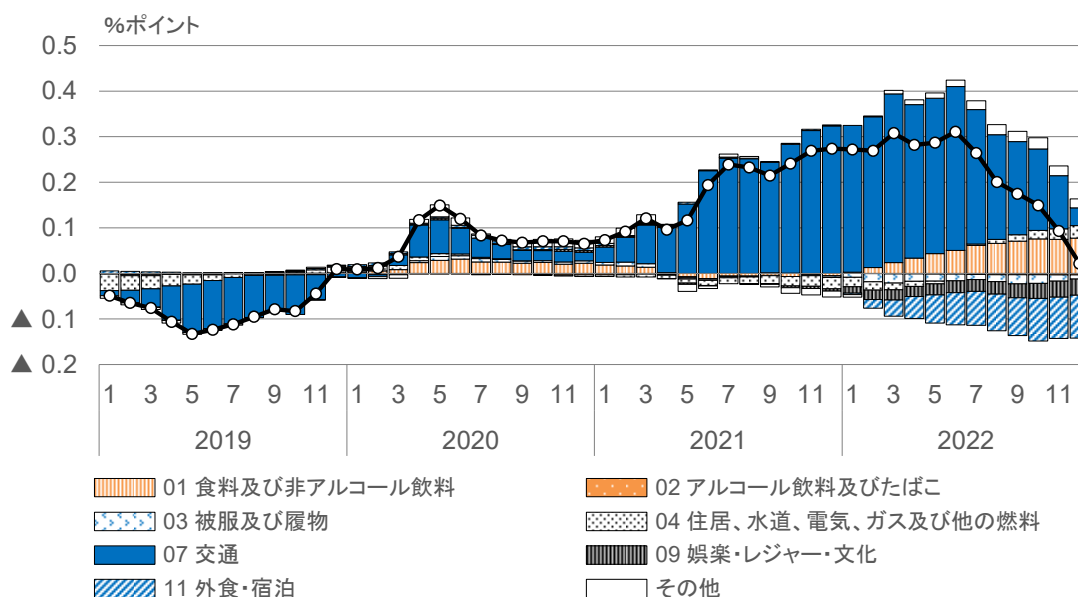
同様に、カテゴリー「01 食料及び非アルコール飲料」でも、支出ウェイトが増加基調にあるもと、他のカテゴリーと比べ幾分強いペースでインフレが進行したこともあり、特に 2022 年入り後は CPI 仮想値が同実績値を上回って推移している。分析終期の同年 12 月時点では、「07 交通」を凌ぐ寄与となっている。

逆に、インフレ圧力を相対的に大きく評価していたカテゴリーとしては「11 外食・宿泊」が挙げられる。消費者のペントアップ需要の高まりや従業員賃金の上昇圧力の転嫁などを背景に、同カテゴリーの価格指数は概ね堅調に上昇している一方、従業員確保の困難化に伴うサービスの供給制約などを映じてか、2022 年の同カテゴリーの家計支出ウェイトは前年比▲15.8%の減少となっている。これに伴い、CPI 仮想値は、2022 年入り後から同実績値を最大

▲0.09%ポイント程度下回って推移している。

総じてみると、COVID-19の感染が発生した2020年春以降、米国では、カテゴリー「07 交通」の寄与を主因にCPI 仮想値が同実績値を一貫して上回って推移しており、全カテゴリー計でみた乖離幅は2021年末から2022年央にかけて最大0.3%ポイント程度に上った。もっとも、同時期の米国のインフレ率が7~9%の水準であったことに鑑みると、COVID-19に伴う家計支出パターンの変動がインフレ率計測に及ぼした影響は限定的であったといえるほか、足許では係る乖離は縮小していると推察される。

図3 米国における連鎖基準CPI 実績値と同仮想値のカテゴリー別寄与度の乖離



(注1) 「その他」は、「05 家具、家庭用機器及び家事サービス」、「06 保健・医療」、「08 通信」、「10 教育」及び「12 その他」の各COICOP2桁分類カテゴリーから構成される。

(注2) グラフ内の実線は各カテゴリーの乖離の総和 $Gap_{all}^{y,m}$ を指す。概念上は連鎖基準CPI 仮想値(総合指数)のインフレ率 $\hat{\pi}_{all}^{y,m}$ と同実績値(総合指数)のインフレ率 $\pi_{all}^{y,m}$ の乖離( $= \hat{\pi}_{all}^{y,m} - \pi_{all}^{y,m}$ )と整合するものであるが、連鎖基準指数が加法整合性を欠いていることから、厳密には一致しない。

#### 4.2 ユーロ圏における事例の考察

ユーロ圏では、2022年入り後、COICOPカテゴリー「04 住居、水道、電気、ガス及び他の燃料」における乖離が色濃く表れている(図4)。ロシアのウクライナ侵攻に起因するエネルギー価格の高騰を背景に3桁分類カテゴリー「045 電気、ガス及び他の燃料」の価格指数が一時大幅に上昇した一方、同「041 家賃」の価格も堅調に推移している。他方、支出ウエイトをみると、都心部から郊外・地方都市への移住などを映じてか<sup>13</sup>、「041 家賃」や「044 水供給及び他のサービス」を中心に低下している。要すれば、ラグを伴ったウエイトを参照するCPI 実績値は、相対的に過大なウエイトを反映することにより、同カテゴリーのインフレ

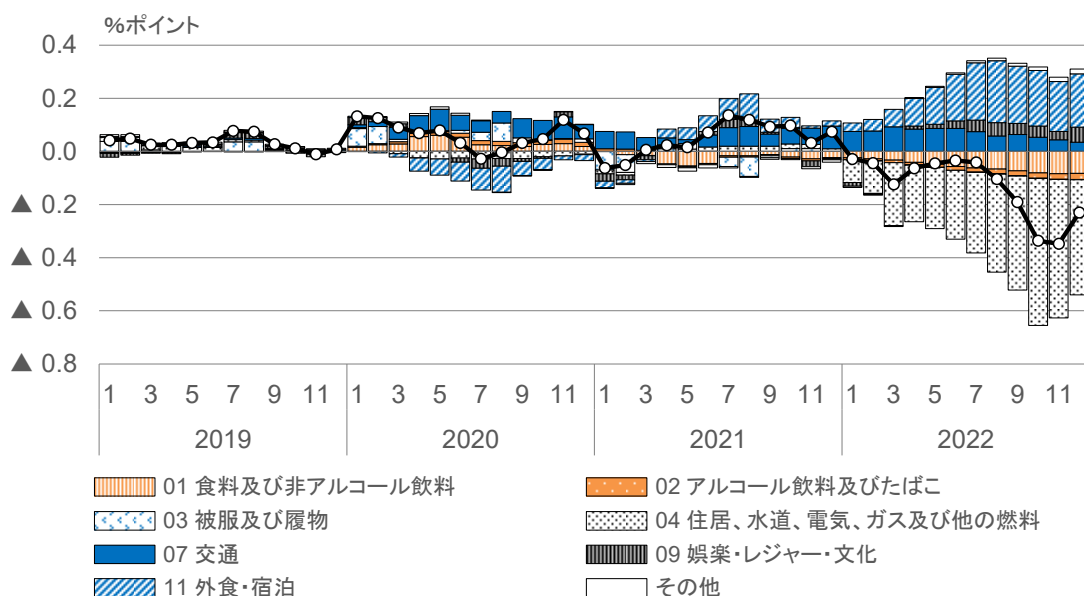
<sup>13</sup> 郊外・地方都市への移住の加速が家賃等の支出シェアを押し下げたインパクトを実証するのは容易ではない。しかし例えばフランスでは、①生活費や人口密度の高さを嫌気してパリからボルドー、リヨン、トゥールーズ等の地方都市に移住する傾向がみられること、②そうした傾向がCOVID-19の流行を機に加速したこと、等が指摘されており(Gairaud (2023))、アネクドタルな観点からは係る因果関係の存在を首肯しうる。

圧力を相対的に大きく評価した可能性がある。係る乖離は、ピークの2022年10月時点で▲0.55%ポイントに達した。

これに対し、カテゴリー「11 外食・宿泊」では、2021年以降、インフレ圧力が相対的に小さく評価されていた可能性が示唆される。同カテゴリーのウエイトは2020年と2021年に大きく減少した後、2022年には3桁分類カテゴリー「111 飲食提供サービス」と同「112 宿泊サービス」の双方が牽引するかたちで前年比+29.9%の大幅増となり、既往ピークを更新した。この間、同カテゴリーの価格指数は底堅く推移したため、期近のウエイトを参照するCPI仮想値はインフレ圧力をより強く反映し、CPI実績値を上回って推移した。係る乖離は、2022年8月時点で最大0.23%ポイントに上った。また、カテゴリー「07 交通」では、0.1%ポイント未満の小幅の乖離ではあるものの、2020年以降一貫してCPI仮想値が同実績値を上回って推移した。

総じてみると、ユーロ圏では、2021年までは各カテゴリーのCPI実績値と同仮想値の乖離が僅少だったこともあり、全カテゴリー計でみた乖離幅はピークの2021年7月においても高々0.14%ポイントに止まった。一方、2022年入り後は、カテゴリー「04 住居、水道、電気、ガス及び他の燃料」がインフレ率を過大に、同「11 外食・宿泊」が過少に、それぞれ推計していた可能性が示唆された。これらを相殺したネットベースで見ると、全カテゴリー計の乖離幅はピークの2022年11月において▲0.35%ポイントほどとなった。もっとも、米国のケースと同様、2022年入り後のユーロ圏のインフレ率は10%を超えることもあり、その水準対比でみれば、ウエイト更新時点の違いがインフレ率計測に及ぼした影響はやはり限定的であったとみて差し支えない。

図4 ユーロ圏における連鎖基準CPI実績値と同仮想値のカテゴリー別寄与度の乖離



(注1) 「その他」は、「05 家具、家庭用機器及び家事サービス」、「06 保健・医療」、「08 通信」、「10 教育」及び「12 その他」の各COICOP2桁分類カテゴリーから構成される。

(注2) グラフ内の実線は各カテゴリーの乖離の総和 $Gap_{all}^{y,m}$ を指す。概念上は連鎖基準CPI仮想値(総合指数)のインフレ率 $\hat{\pi}_{all}^{y,m}$ と同実績値(総合指数)のインフレ率 $\pi_{all}^{y,m}$ の乖離( $= \hat{\pi}_{all}^{y,m} - \pi_{all}^{y,m}$ )と整合するものであるが、連鎖基準指数が加法整合性を欠いていることから、厳密には一致しない。

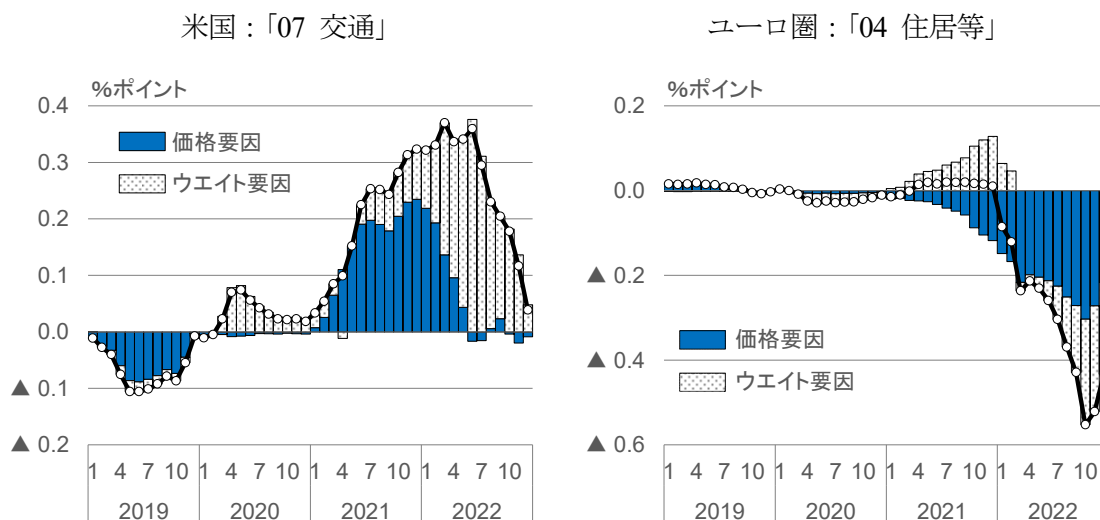
### 4.3 寄与度乖離の価格要因とウェイト要因への分解

先に導出したように、カテゴリー*i*に属する財・サービスの*y*年*m*月時点の価格変動が総合指数の変動にもたらす寄与度 $Contrib_i^{y,m}$ は、連鎖基準指数のリンク月である12月を挟み、*y* - 1年*m*月から同年12月までの価格変化及び同年12月から*y*年*m*月までの価格変化に対し、それぞれ対応する支出ウェイトを乗じたものとなる。また、同時点の連鎖基準CPI実績値と同仮想値のカテゴリー別寄与度の乖離 $Gap_i^{y,m}$ は、それぞれ乗じるウェイトの参照年に1年のラグを置いたときの寄与度の変分を定量化したものである。総じていえば、乗じるウェイトの変動が大きくなるにつれて価格変動のインパクトがいわば増幅され、乖離幅の一層の拡大をもたらす。

前々項4.1及び前項4.2において、米国ではCOICOPカテゴリー「07 交通」、ユーロ圏では同「04 住居、水道、電気、ガス及び他の燃料」の寄与度の乖離がそれぞれ支配的であった旨に言及した。本項では、これら2カテゴリーを対象に、係る乖離を「価格要因」と「ウェイト要因」に峻別することにより、乖離の要因について考察を深める。

寄与度の導出式から明らかではあるが、*y* - 1年*m*月、*y* - 1年12月及び*y*年*m*月の3時点において財・サービス*i*の価格指数水準が同一であれば、乗じる支出ウェイトやその変動の多寡に関わらず、*y*年*m*月時点の当該カテゴリーの寄与度乖離 $Gap_i^{y,m}$ はゼロとなる。そこで本分析では、便宜上、支出ウェイトが分析期間を通じて不変であると仮定したときに推計された連鎖基準CPI仮想値から実績値を差し引くことで算出したカテゴリー別寄与度の乖離幅を「価格要因」、当初の推計のようにウェイト可変の下で計測された寄与度の乖離幅から価格要因相当分を控除した残差を「ウェイト要因」と定義し、その推移をそれぞれ観察することにより、価格変化とウェイト変化が寄与度乖離において補完的に作用したのか代替的に作用したのかを考察する（図5）。

図5 連鎖基準CPI実績値と同仮想値のカテゴリー別寄与度の乖離の要因分解



(注) 「価格要因」は、各カテゴリーの支出ウェイトが過去の平均的な水準（2017年～2022年の算術平均値）を維持し、分析期間を通じて不変と仮定した場合における連鎖基準CPI仮想値から実績値を差し引くことにより、カテゴリー別寄与度の乖離を算出したもの。「ウェイト要因」は、ウェイト可変の下で推計された寄与度の乖離から価格要因を控除したもの。なお、仮想値を算出する際に過去の平均的な水準に代えて2019年単年の支出ウェイトを用いた場合であっても、両ケースとも、分析結果は概ねそのまま維持される。

分析の結果、米国のカテゴリー「07 交通」では、価格要因とウェイト要因は概ね同方向に寄与しており、換言すれば両要因が補完的に作用した可能性が示唆される。但し、作用するタイミングには若干のラグもみられる。例えば寄与度乖離が拡大した 2021 年央以降についてみると、価格要因が先行的に寄与し、連れてウェイト要因の寄与が高まる傾向がみられた。ユーロ圏の同「04 住居、水道、電気、ガス及び他の燃料」では、2021 年入り後、価格要因とウェイト要因が逆方向に寄与したため、両要因の相殺後の乖離は比較的僅少であった。もっとも 2022 年入り後はウェイト要因の符号が反転し、米国の交通の事例と同様に価格要因とウェイト要因が補完的に作用した結果、寄与度乖離は拡大した。

## 5 結論

本稿では、将来時点で判明する支出ウェイトを過去に遡及的に適用して作成した仮想的な連鎖基準 CPI と、公式のウェイトを用いて作成した連鎖基準 CPI の実績値を、COICOP 2 桁分類のカテゴリー別にそれぞれ要因分解することにより、COVID-19 に伴う家計支出ウェイトの変動が米国及びユーロ圏におけるインフレ率の計測に及ぼした影響の解明及びその定量化に取り組んだ。

分析の結果、①米国では、2020 年春以降、「07 交通」セクターにおいて連鎖基準 CPI 仮想値が同実績値を一貫して上回った（インフレ率が相対的に小さく評価された）ことが、②ユーロ圏では、2022 年以降、「04 住居、水道、電気、ガス及び他の燃料」セクターにおいて連鎖基準 CPI 仮想値が同実績値を下回った（インフレ率が相対的に大きく評価された）一方、「11 外食・宿泊」セクターがそうした効果を一部相殺したことが、それぞれ明らかとなった。但し、その過小（過大）評価の程度は、米国、ユーロ圏ともごく僅少であり、すなわちインフレ率計測に及ぼした影響は限定的であったと結論付けられた。この結論は、より詳細な品目分類を基に分析した場合であっても変わらない。また、米国の「07 交通」セクター、ユーロ圏の「04 住居等」とも、総じてみれば価格要因とウェイト要因の双方が概ね補完的に作用して乖離の拡大をもたらした可能性が示唆された。

上述のとおりインフレ率計測への影響は比較的軽微だったとはいえ、COVID-19 がもたらした消費者の一時的な行動変容を契機に、これまで固定基準ラスパイレス物価指数と比べて支出パターンの変化をより適切に反映すると考えられてきた連鎖基準ラスパイレス物価指数についても、ウェイト参照時点についてより注意深く検討する必要性が改めて認識された。

消費者物価指数マニュアルは、価格比較時点とウェイト参照時点の年月を厳密に一致させた「真のラスパイレス指数」に言及しているが、同時にその作成は容易ではないとも指摘している<sup>14</sup>。これに対し、セカンドベストな方法として、複数年に亘ってウェイトを固定する固定基準指数と毎年ウェイトを更新する連鎖基準指数が挙げられている。一般的には、最新時点の支出パターンが指数に反映されやすい連鎖基準指数の方が、物価動向を把握するうえで望ましいと考えられている<sup>15</sup>。支出パターンの変化が技術革新や少子高齢化の進展等を映じて一方向のトレンドを伴うのであれば、その変化をよりタイムリーに反映できる連鎖基準指数の優位性はより明確であるともいえる。

しかし、支出パターンの変化がごく一時的なものであり、1~2 年程度の短期間のうちに平時の安定的なパターンに回帰する見込みにある場合、家計支出データの入手可能時期の制約

<sup>14</sup> ILO et al. (2020) には、“§1.13 A true Laspeyres index uses quantity data which relate to exactly the same period as the price reference period. In practice, however, this is difficult to obtain and rarely the case.”との記述がある。

<sup>15</sup> 他方、連鎖基準指数には、価格が上下変動を繰り返す品目が存在する場合、下位分類指数と比べて上位分類指数の水準が上方に乖離する傾向がある（ドリフト現象）など、連鎖基準指数固有のバイアスには留意が必要である。

ゆえに常に1~2年程度のラグを伴ったウェイトを用いて作成される連鎖基準指数は、ときに比較時点の支出パターンを必ずしも適切に反映しないものとなり、係るラグの取り扱い方によっては、本稿が示したように指数に相応の乖離をもたらすおそれがある。やや極論ではあるが、基準時点の支出パターンが安定的な状態にある場合には、最新時点のウェイトではなく当該基準時点のウェイトを用いた方が望ましいとさえいえるかもしれない。無論、家計の支出パターンが安定的な状態にあるかどうかをリアルタイムで判断するのは不可能に近く、フィージビリティの観点から熟慮を要するのは明らかであるが、統計実務の観点から、係る問題意識を涵養する意義は小さくないと思料する<sup>16</sup>。

なお、COVID-19の流行下では、消費者の行動変容に伴い、例えば飲食・宿泊サービスや旅客輸送サービスにおいて価格に対し需要が顕著に非弾力的となるなど、消費者購買行動に関し幾つかの興味深い現象が観察された。こうした現象は、例えばラスパイレス物価指数に内在する代替バイアス等について、これまでの経験則が必ずしも通用しない事態が理論上のみならず実体経済でも生じうる旨を示唆している。本稿の分析の射程からは外れるものの、COVID-19が惹起したこうした現象も踏まえ、今後、物価指数論や物価指数作成実務における一層の発展が期待される。

## 謝辞

本稿の作成にあたり、多くの改善点の指摘と有益なコメントを頂いた2名の匿名査読者及び編集委員会の方々に対し、深く感謝申し上げます。

## 参考文献

- [1] 阿部修人 (2023), 『物価指数概論 指数・集計理論への招待』, 日本評論社。
- [2] 小塩隆士 (2022), 「パンデミックによる行動変容: 研究展望」, 『経済分析』第204号, 内閣府経済社会総合研究所, pp.66-92.
- [3] 丸山歩、嶋北俊一、落合牧子、上田聖 (2015), 「CPIと東大指数の乖離の分析について」, 『統計研究彙報』第72号, 総務省統計研究研修所, pp.55-78.
- [4] Abe, N. (2022), ““Measuring Inflation under Pandemic Conditions”: A Comment”, *Journal of Official Statistics*, 38(1), pp.295-300.
- [5] Benchimol, J., I. Caspi, and Y. Levin (2022), “The COVID-19 Inflation Weighting in Israel”, *The Economists' Voice*, 19(1), pp.5-14.
- [6] Boskin, M. J., E. L. Dulberger, R. J. Gordon, Z. Griliches, and D. W. Jorgenson (1998), “Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, Winter 1998, pp.3-26.
- [7] Brodeur, A., A. E. Clark, S. Fleche, and N. Powdthavee (2021), “COVID-19, Lockdowns and

---

<sup>16</sup> 固定基準方式を採用している我が国の2020年基準物価指数（消費者物価指数、企業物価指数、企業向けサービス価格指数等）は、いずれも、COVID-19の影響を理由に、2020年単年のウェイトではなく2019年と2020年の両年のウェイトの平均値を基準年ウェイトとして採用している。達観すれば、ウェイトを一種の確率変数として捉え、従来までのラスパイレス物価指数に代えて、2020年についてはエッジワース物価指数、2021年以降についてはヤング物価指数を上位分類指数として採用したとも解釈できる。こうした発想の背後には、ウェイトの定常性に関する物価統計作成部局の暗黙の仮定が横たわっている。なお、ILO et al. (2020) は、ウェイトの基準年を選択する際には、単発的な要因に強く影響される期間を避け、例えば複数年の平均データを用いるなどして観測値を平準化することの必要性を指摘している。



- Well-being: Evidence from Google Trends,” *Journal of Public Economics*, 193, 104346.
- [8] Cavallo, A. (2020), “Inflation with Covid Consumption Baskets”, *NBER Working Paper*, No. 27352.
- [9] Diewert, W. E. and K. J. Fox (2022), “Measuring Real Consumption and CPI Bias under Lockdown Conditions”, *Canadian Journal of Economics*, 55(S1), pp.480-502.
- [10] Eurostat (2018), *Harmonised Index of Consumer Prices (HICP): Methodological Manual*, November 2018, Publications Office of the European Union, Luxembourg.
- [11] Gairaud, M. (2023), “Paris se vide: comment la capitale a perdu 123 000 habitants depuis dix ans”, *Le Parisien*, 9 février 2023.
- [12] Higo, M. and S. Shiratsuka (2023), “Consumer Price Measurement under the First Wave of the COVID-19 Spread in Japan: Scanner Data Evidence for Retailers in Tokyo”, *Japan and the World Economy*, 65, 101176.
- [13] Hill, R. J. (2006), “When Does Chaining Reduce the Paasche-Laspeyres Spread? An Application to Scanner Data”, *Review of Income and Wealth*, Vol. 52(2), pp.309-325, June 2006.
- [14] Hodbod, A., C. Hommes, S. J. Huber, and I. Salle (2021), “The COVID-19 Consumption Game-changer: Evidence from a Large-scale Multi-country Survey”, *European Economic Review*, Vol. 140, 103953, November 2021.
- [15] ILO, IMF, OECD, EU, United Nations, and World Bank (2020), *Consumer Price Index Manual: Concepts and Methods*, IMF, Washington, DC.
- [16] O’Donnell, G. and C. Yélou (2021), “Adjusted Price Index and Monthly Adjusted Consumer Expenditure Basket Weights”, *Prices Analytical Series*, Statistics Canada.
- [17] OECD (2021a), “Consumption Shifts and Inflation Measurement during COVID-19”, *Statistical Insights*, OECD Statistics Directorate.
- [18] OECD (2021b), “Accounting Weights Gaps for Inflation Measurement during the Pandemic and Beyond”, Box 1.3. of the *OECD Economic Outlook*, December 2021, OECD Publishing, Paris, pp.27-30.
- [19] OECD (2022), *OECD Calculation of Contributions to Overall Annual Inflation*, May 2018, updated March 2022.
- [20] Omiros, K., R. Trezzi, M. Eiglsperger, B. Goldhammer and E. Gonçalves (2020), “Consumption Patterns and Inflation Measurement Issues during the COVID-19 Pandemic”, *ECB Economic Bulletin*, Issue 7/2020.
- [21] Reinsdorf, M. (2020), “COVID-19 and the CPI: Is Inflation Underestimated?”, *IMF Working Paper*, WP/20/224.
- [22] Seiler, P. (2020), “Weighting Bias and Inflation in the Time of Covid-19: Evidence from Swiss Transaction Data”, *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 156(13).
- [23] Statistics Canada (2021), “Consumer Prices: The Adjusted Price Index and Basket Weights”, *The Daily*, 12 April 2021.
- [24] Statistics Canada (2022), “Consumer Prices – the Adjusted Price Index and Monthly Adjusted Consumer Expenditure Basket Weights”, *The Daily*, 9 May 2022.
- [25] Walschots, J. (2016), *Contributions to and Impacts on Inflation*, February 2016, Statistics Netherlands.

参考1 連鎖基準CPI仮想値（連鎖基準パルグレイブ物価指数）と連鎖基準パーシェ物価指数の比較

本稿において導出した連鎖基準CPI仮想値は、本論においても言及したように、比較時点における支出シェアの加重算術平均を用いて連鎖計算した指数、すなわち連鎖基準パルグレイブ物価指数と同一のものとなる。当該指数は、比較時点の支出シェアの加重調和平均を用いて連鎖計算した指数、すなわち連鎖基準パーシェ物価指数と比べると、加重平均算式が僅かに異なっているに過ぎず、総じて類似性が高いと考えられる。そこで本参考では、連鎖基準CPI仮想値（連鎖基準パルグレイブ物価指数）と連鎖基準パーシェ物価指数の動向を比較し、そこから得られた含意について言及する。

毎年12月をリンク月とした連鎖基準パーシェ物価指数に基づく $y$ 年 $m$ 月時点の消費者物価指数（総合指数） $\bar{p}_{all}^{y,m}$ は、下記のとおりとなる。

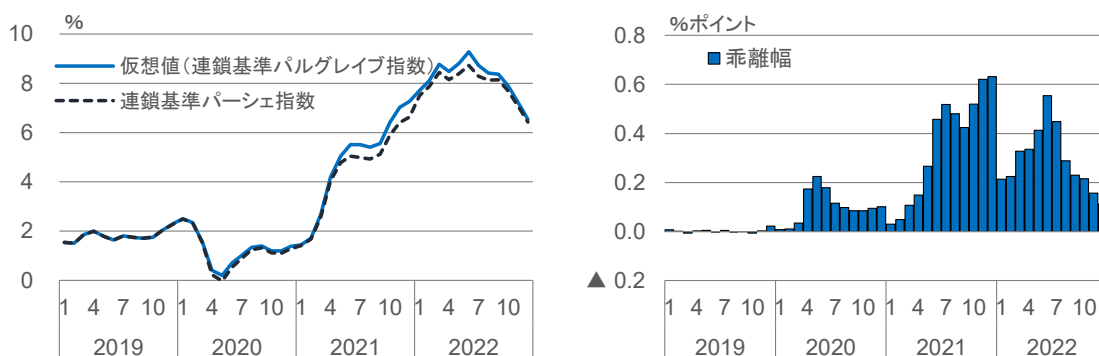
$$\bar{p}_{all}^{y,m} = \bar{p}_{all}^{y-1,12} \cdot \frac{1}{\sum_i W_i^{y-1,12} \left( \frac{p_i^{y,m}}{p_i^{y-1,12}} \right)^{-1}}$$

但し、各変数の定義は本論に倣うものとする。このとき同指数の前年同月比すなわちインフレ率 $\bar{\pi}_{all}^{y,m}$ は、下記のとおり。

$$\bar{\pi}_{all}^{y,m} \equiv \frac{\bar{p}_{all}^{y,m} - \bar{p}_{all}^{y-1,m}}{\bar{p}_{all}^{y-1,m}} = \frac{\bar{p}_{all}^{y-1,12}}{\bar{p}_{all}^{y-1,m}} \cdot \frac{1}{\sum_i W_i^{y-1,12} \left( \frac{p_i^{y,m}}{p_i^{y-1,12}} \right)^{-1}} - 1$$

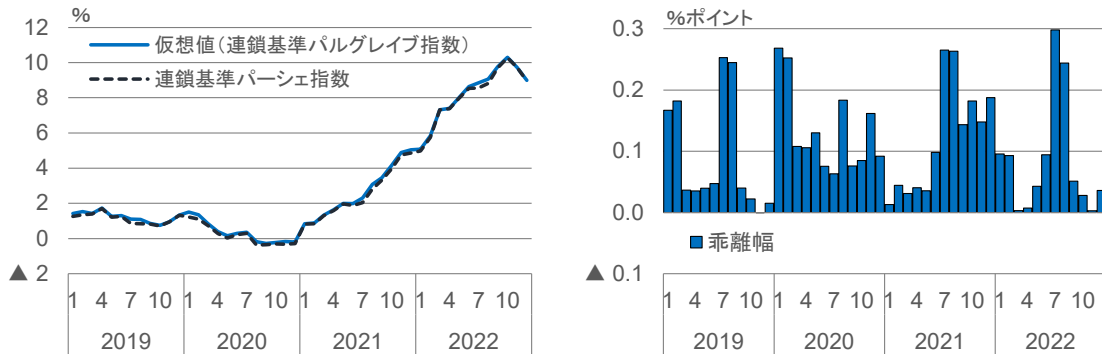
このように定義された連鎖基準パーシェ物価指数に基づくインフレ率の動向を、連鎖基準CPI仮想値（連鎖基準パルグレイブ物価指数）に基づくインフレ率の動向と比較したところ、米国、ユーロ圏、それぞれにおいて明らかな類似性が観察された（参考図1、2）。

参考図1 米国の連鎖基準CPI仮想値と同パーシェ物価指数に基づくインフレ率の比較



(注) 右図の乖離幅は、連鎖基準CPI仮想値（連鎖基準パルグレイブ物価指数）に基づくインフレ率 $\bar{\pi}_{all}^{y,m}$ から、連鎖基準パーシェ物価指数に基づくインフレ率 $\bar{\pi}_{all}^{y,m}$ を差し引いた値を指す。

参考図2 ユーロ圏の連鎖基準 CPI 仮想値と同パーシェ物価指数に基づくインフレ率の比較



(注) 右図の乖離幅は、連鎖基準 CPI 仮想値(連鎖基準パルグレイブ物価指数)に基づくインフレ率 $\pi_{all}^{y,m}$ から、連鎖基準パーシェ物価指数に基づくインフレ率 $\pi_{all}^{y,m}$ を差し引いた値を指す。

係る類似性を念頭に、連鎖基準 CPI 仮想値(連鎖基準パルグレイブ物価指数)と同パーシェ物価指数を同一視する、すなわち支出シェアの加重平均算式の違いを捨象すると、興味深い論考が可能となる<sup>17</sup>。本論において導出した連鎖基準 CPI 実績値と同仮想値のカテゴリー別寄与度の乖離、すなわちウェイト更新時点の1年のラグが連鎖基準ラスパイレス物価指数に及ぼす定量的な影響は、連鎖基準ラスパイレス物価指数と同パーシェ物価指数の乖離に関する潤沢な研究蓄積から類推する余地が生まれるからである。

脚注4でも言及したように、価格変化率と数量変化率の共分散が負のとき、パーシェ物価指数とラスパイレス物価指数の乖離を示すラスパイレス・パーシェ・ギャップは負となる。また、連鎖指数同士で比較した場合、一般的に、同ギャップは縮小すると考えられる<sup>18</sup>。すなわち、連鎖基準 CPI 仮想値と同パーシェ物価指数を同一視した場合、実績値は連鎖基準ラスパイレス物価指数、仮想値は同パーシェ物価指数にそれぞれ相当することから、仮想値と実績値の乖離 $Gap_{all}^{y,m}$ は、連鎖基準ラスパイレス・パーシェ・ギャップと一致する。

寄与度乖離がプラスとなった米国の「07 交通」セクターでは、ラスパイレス・パーシェ・ギャップが正、すなわち価格変化率と数量変化率の共分散が正であった可能性を示唆している。このことから、同セクターにおける2021年央以降の価格及び数量の顕著な変化は、主に需要側要因によってもたらされた可能性が高いと考えられる。他方、ユーロ圏の「04 住居、水道、電気、ガス及び他の燃料」セクターでは、ラスパイレス・パーシェ・ギャップが負、すなわち価格変化率と数量変化率の共分散が負であり、同セクターにおける2022年入り後の価格・数量の変化は供給側要因が支配的であった可能性がある。

既述のとおり、本論において導出した仮想値と連鎖基準パーシェ物価指数では加重平均算式が異なるため必ずしも厳密な論証とはいえないものの、需要側と供給側のどちらの要因が価格及び数量の変化に対し優勢であったかが、仮想値と実績値の乖離の出方に一定の影響を及ぼしている可能性が示唆される。

<sup>17</sup> 但し、連鎖基準 CPI 仮想値(連鎖基準パルグレイブ物価指数)との乖離を仔細にみると、本論において論じた連鎖基準 CPI 実績値(連鎖基準ラスパイレス物価指数)との乖離幅よりも、本参考において論じた同パーシェ物価指数との乖離幅の方が幾分大きくなる点に留意が必要である。両者に共通するウェイト更新時点の違いに加え、後者については支出シェアの加重平均算式の違いがあり、これが乖離を拡大させる方向に作用した可能性がある。

<sup>18</sup> 例外的なケースもある。その境界条件については阿部(2023)及びHill(2006)を参照。

## 参考2 固定基準指数に基づくインフレ率及び寄与度の導出

本論において言及したインフレ率や寄与度の導出方法は、いずれも12月をリンク月とした連鎖基準指数に基づくものである。固定基準指数に基づく計算式は以下のとおりとなる旨、参考までに記す。なお、各変数の定義は本論に倣っているほか、数式中の $y_0$ 年 $m_0$ 月は基準時点を意味するものとする。

### (1) インフレ率の導出

$y$ 年 $m$ 月時点の消費者物価指数（総合指数）の前年同月比、すなわちインフレ率 $\pi_{all}^{y,m}$ は、以下のとおり。

$$\begin{aligned}\pi_{all}^{y,m} &\equiv \frac{p_{all}^{y,m}}{p_{all}^{y-1,m}} - 1 \\ &= \frac{\sum_i W_i^{y_0,m_0} p_i^{y,m}}{\sum_i W_i^{y_0,m_0} p_i^{y-1,m}} - 1 \\ &= \sum_i \left( \frac{W_i^{y_0,m_0} p_i^{y-1,m}}{\sum_i W_i^{y_0,m_0} p_i^{y-1,m}} \cdot \frac{p_i^{y,m}}{p_i^{y-1,m}} \right) - 1 \\ &= \sum_i \left( \frac{W_i^{y_0,m_0} p_i^{y-1,m}}{\sum_i W_i^{y_0,m_0} p_i^{y-1,m}} \right) \cdot \left( \frac{p_i^{y,m}}{p_i^{y-1,m}} - 1 \right) \\ &= \sum_i \left( \frac{p_i^{y-1,m}}{p_{all}^{y-1,m}} \cdot W_i^{y_0,m_0} \right) \cdot \pi_i^{y,m}\end{aligned}$$

### (2) COICOP カテゴリー $i$ に属する財・サービスの寄与度の導出

上記の計算式を踏まえると、 $y$ 年 $m$ 月時点のCOICOP カテゴリー $i$ に属する財・サービスの価格変動が消費者物価指数（総合指数）にもたらす寄与度 $Contrib_i^{y,m}$ は、以下のとおり表現される。

$$Contrib_i^{y,m} = \left( \frac{p_i^{y-1,m}}{p_{all}^{y-1,m}} \cdot W_i^{y_0,m_0} \right) \cdot \pi_i^{y,m} = W_i^{y_0,m_0} \cdot \frac{p_i^{y,m} - p_i^{y-1,m}}{p_{all}^{y-1,m}}$$

すなわち、固定基準指数に基づき寄与度を導出する場合、リンク月前後のウェイト変化を勘案する必要がないため、その算出式はシンプルなものとなる。