

Institute for Economic Studies, Keio University

Keio-IES Discussion Paper Series

消費者物価指数の精度向上に向けて：
長期にわたり積み残されている課題の再検討

白塚 重典

2023 年 1 月 4 日

DP2023-001

<https://ies.keio.ac.jp/publications/22314/>

Keio University



Institute for Economic Studies, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan
ies-office@adst.keio.ac.jp
4-January-2023

消費者物価指数の精度向上に向けて：長期にわたり積み残されている課題の再検討

白塚 重典

IES Keio DP2023-001

2023年1月4日

JEL Classification: C43; C82; E31

キーワード: 消費者物価指数; 計測誤差; 価格調査; 一品目一調査銘柄主義; 価格の代表性

【要旨】

本稿では、わが国消費者物価指数（CPI：Consumer Price Index）の一段の精度向上に向けての課題を検討する。わが国CPIは、2000年基準改定以降、いくつかの重要な価格精度向上に寄与する取り組みがみられており、計測誤差は大きく縮小していると考えられる。もっとも、CPIの上方バイアスについては、その大きさを固定的なものと考えすることは適当でなく、統計作成法の改善、基準年からの時間的経過や経済環境の変化によって変動するとの視点を持つことが重要である。引き続きわが国CPIの精度向上を図っていくためには、財・サービスの多様化、オンライン販売も含めた販売チャネルの拡大とそれを活用した非線形価格設定や購入者ごとの値引き販売など、従来の店舗訪問による店頭での価格調査では捉え切れない課題がより重要となりつつある。このため、価格調査における一品目一調査銘柄主義を抜本的に見直し、CPIにおいても既に一部品目の価格調査に活用されているPOSデータやウェブスクレイピングデータなど代替的な価格情報源の活用範囲を拡大させていく方向性を検討する。その場合、代替的な価格情報により調査価格数を拡大させると同時に、品目定義の見直し、下位集計方式の幾何平均化などを併せて実施することで、価格の代表性向上を通じた指数精度向上を図っていくことの重要性を指摘する。

白塚 重典

慶應義塾大学経済学部

〒108-8345

東京都港区三田2-15-45

shigenori.shiratsuka@keio.jp

謝辞：本稿は、渡辺努・清水千弘編『日本の物価・資産価格』への寄稿のために作成されたものである。本稿の作成にあたっては、肥後雅博、小山浩史の両氏との議論が有益であった。また、肥後雅博氏には、共同研究の成果の一部を本章の中で利用することについてご快諾を頂いた。このほか、慶應義塾学事振興資金から研究助成を受けている。ここに記して感謝したい。なお、本稿のありうべき誤りは、すべて筆者個人に属する。

消費者物価指数の精度向上に向けて： 長期にわたり積み残されている課題の再検討*

2023年1月

白塚 重典

要旨

本稿では、わが国消費者物価指数（CPI：Consumer Price Index）の一段の精度向上に向けての課題を検討する。わが国 CPI は、2000 年基準改定以降、いくつかの重要な価格精度向上に寄与する取り組みがみられており、計測誤差は大きく縮小していると考えられる。もっとも、CPI の上方バイアスについては、その大きさを固定的なものと考えerことは適当でなく、統計作成法の改善、基準年からの時間的経過や経済環境の変化によって変動するとの視点を持つことが重要である。引き続きわが国 CPI の精度向上を図っていくためには、財・サービスの多様化、オンライン販売も含めた販売チャネルの拡大とそれを活用した非線形価格設定や購入者ごとの値引き販売など、従来の店舗訪問による店頭での価格調査では捉え切れない課題がより重要となりつつある。このため、価格調査における一品目一調査銘柄主義を抜本的に見直し、CPI においても既に一部品目の価格調査に活用されている POS データやウェブスクレイピングデータなど代替的な価格情報源の活用範囲を拡大させていく方向性を検討する。その場合、代替的な価格情報により調査価格数を拡大させると同時に、品目定義の見直し、下位集計方式の幾何平均化などを併せて実施することで、価格の代表性向上を通じた指数精度向上を図っていくことの重要性を指摘する。

JEL 分類番号：C43、C82、E31

キーワード：消費者物価指数、計測誤差、価格調査、一品目一調査銘柄主義、価格の代表性

* 本稿は、渡辺努・清水千弘編『日本の物価・資産価格』への寄稿のために作成されたものである。本稿の作成にあたっては、肥後雅博、小山浩史の両氏との議論が有益であった。また、肥後雅博氏には、共同研究の成果の一部を本稿の中で利用することについてご快諾を頂いた。このほか、慶應義塾学事振興資金から研究助成を受けている。ここに記して感謝したい。なお、本稿のありうべき誤りは、すべて筆者個人に属する。

1. 問題の所在

消費者物価指数（CPI：Consumer Price Index）は、消費者の購入する財・サービスの価格変動を捉えるための総合的な物価指数として広く利用されている。現行 CPI は、すべての家計が基準時点の財・サービスのバスケットを購入し続けると仮定して物価変動を捉えようとするものである。このため、相対価格の変動や新製品の登場・旧製品の消滅などに伴う消費者行動の変化を十分的確に反映させることが難しく、上方バイアスが存在すると指摘されてきた。

しかしながら、わが国 CPI では、2000 年基準改定においてパソコン等新製品の取り込みが行われ、またその後も、POS データやウェブスクレイピングを使った調査価格収集対象品目の拡大など、統計作成当局による指数精度向上への対応が続けられている。同時に、CPI を継続的に押し下げてきたパソコンや液晶テレビなどの情報関連製品の価格低下がほぼ一服している。そうした結果として、CPI の上方バイアスは、大きく縮小する方向にあると考えられる。もっとも、CPI の上方バイアスについては、その大きさを固定的なものと考えすることは適当でなく、統計作成法の改善、基準年からの時間的経過や経済環境の変化によって変動するとの視点を持つことが重要である。この点、最近でも、西村・肥後 (2022) が、CPI の精度向上に向けての課題として、携帯電話料金の価格調査方法の問題を指摘している¹。CPI における携帯電話料金の取り扱いを巡る問題は、CPI の計測誤差の源泉が必ずしも上方バイアスをもたらすものばかりでなくなっていることを象徴していると考えられる。

本章では、CPI の計測誤差を縮小させる取り組みの中で、従来の店舗訪問による店頭での価格調査では捉え切れない課題に注目し、主として POS データを活用して、価格の代表性や特売効果、店舗間代替効果（outlet substitution effect）などについて検討する。

2. CPI の計測誤差

(1) CPI の概要

わが国の CP は、全国の消費者世帯が購入する財・サービスの価格を総合した物価の変動を測定する目的で、総務省統計局により作成されている（概要は表 1 参照）。

具体的には、CPI は現在、固定基準ラスパイレス指数算式と呼ばれる方式で計算されている。この算式では、すべての家計が基準時点における財・サービスのバスケットを購入し続

¹ 携帯電話料金に関する問題は、4 節で取り上げる。

けると仮定し、このバスケットを維持するために必要な費用がどの程度変化するかを指数化している。

現行の 2020 年基準指数では、家計の消費支出の中で重要度が高く、価格変動の代表性があり、継続的に調査可能な 582 品目が調査対象品目として選定されている。価格調査は、毎月 12 日を含む週の水曜日から金曜日のいずれか 1 日に、全国 167 都市の約 28,000 の店舗・事業所で実施されている。なお、調査店舗については、調査市町村をいくつかに分割した調査地区内で、調査品目ごとに販売数量または従業者規模などの大きい順に選定されている。

この調査価格が集計され、全国ベースの消費者物価指数として、原則、翌月 26 日を含む週の金曜日に公表されている。指数の計算手続きは、まず、調査価格を集計し各市町村の品目別価格指数を作成する。次いで、これを加重平均し、全国の品目別指数を求める。さらに、全国の品目ウェイトを使い、品目指数から順次積み上げ、中分類、10 大費目、総合といったより上位の集計レベルの指数を計算していくことになる。

(2) CPI 計測誤差の定量的な評価

CPI が採用している固定基準ラスパイレズ指数算式では、すべての家計が基準時点の財・サービスのバスケットを購入し続けると仮定している。しかしながら、現実には、相対価格の変動や新製品の登場・旧製品の消滅などに対応して、消費者の支出行動は変化していく。このため、①指数算式の適切さ、②調査価格の精度、③ウェイトの適切さという 3 つの要素を通じて、物価指数上、計測誤差が発生することは避け難い。

CPI の計測誤差を巡る問題は、実務家や学者から大きな関心を集めているが、わが国では CPI の測定誤差の評価に関する研究は、米国に比べて非常に限られている。米国では、いわゆるボスキンレポート (Boskin *et al.* 1996) に関する多くのフォローアップ研究が産み出されており、非常に対照的な状況といえる²。

筆者自身の先行研究である白塚(1998)、Shiratsuka (1999)は、入手可能な最善の情報に基づき、わが国 CPI の測定誤差を総合的に評価した最初の試みである。しかし、このような限られた先行研究の蓄積のもとでは、計測誤差の総合的な評価には様々な大胆な仮定が必要と

² *Journal of Economic Perspectives* 誌の 1998 年冬号では、“Measuring CPI”と題するシンポジウムでの報告論文を掲載している。このシンポジウムでは、いわゆるボスキン・レポートの要約である Boskin *et al.* (1998) とこれに対する米国労働統計局 (Bureau of Labor Statistics) のスタッフからの回答である Abraham *et al.* (1998) に加え、Deaton (1998)、Diewert (1998)、Nordhaus (1998)、Pollak (1998) など、この分野の主要な経済学者による論考が掲載されている。さらに、ボスキン・レポートに対するフォローアップ研究も、General Accounting Office (2000)、Lebow and Rudd (2003) など、膨大な蓄積が存在する。また、Greenlees (2006) では、米国労働統計局のスタッフがこうした追加的な研究に対して公開回答を行っている。これに対してわが国では、Ariga and Matsui (2003)をはじめ、CPI の測定問題についての研究は非常に少ない。

なる。その後、わが国 CPI の全体的な測定誤差を評価するための非常に限られたフォローアップ研究にみられるように、20 年以上にわたって状況はほとんど変わっていない³。

(3) CPI 計測誤差を縮小させる取り組み

CPI の計測誤差を縮小させる取り組みとしては、個別価格の計測とこれらの価格の物価指数への集計（指数算式）の 2 つの問題に分けて議論していく必要がある。

まず、指数算式については、すでに述べたように、CPI ではラスパイレス指数算式に基づき、すべての家計が一定の財・サービスのバスケットを購入し続けると仮定し、価格が集計される。しかしながら、現実には、相対価格の変動や新製品の登場などにより、他の財・サービスへの代替が生じる結果、計測誤差が発生する。

ただ、この価格集計を巡る問題については、指数理論の進展を踏まえた現実的な解決策が見出されつつある。わが国 CPI でも、ウエイトを毎年更新する連鎖指数が参考指数として公表されており、固定ウエイトの本指数と比較することで、指数算式に起因するバイアスについて、リアルタイムで確認可能となっている。この点を図 1 で確認すると、総合除く生鮮食品指数について、固定ウエイト指数と連鎖指数を比較すると、2005 年基準では、基準時点から時間の経過した 2010 年ごろに両者の乖離が拡大している。ただ、最近では、ある程度基準時点から時間が経過しても両者の乖離は限定的であり、指数算式に起因する計測誤差は相当程度抑制されていると考えられる。

このため、現在、最も重要な検討課題は個別価格の計測に関連する問題と考えられる。実際、個別価格の調査・計測は、非線形価格の問題なども含めて、理論的にも実務的にも非常に難しい問題を複数抱えている。

こうした中、わが国の CPI では、着実に価格精度向上に向けての取り組みが継続されている。2000 基準改定時に、パソコンに対してヘドニックアプローチを利用した指数作成が開始されたほか、その後、テレビ、プリンタ、タブレット端末など POS データを利用した指数作成範囲が拡大している⁴。また、2020 年基準改定では、ウェブスクレイピング技術を活用し、航空運賃や宿泊料、外国パック旅行費の価格指数が作成されている。

³ CPI の測定誤差の評価は、共通かつ一般的な枠組みで検討されるが、その際、国ごとに CPI 作成方法に実務上の違いが存在する点を考慮する必要がある。この点、国によって最も大きな違いがみられるのは、財・サービスの価格調査方法である。具体的な事例として、Broda and Weinstein (2007)は、日米の経済・物価環境の違いや CPI 作成方法の違いを考慮せず、米国の実証結果を単純に日本に適用し、計測誤差の推計を行っている。この点については、Shiratsuka (2007)の討論も参照されたい。

⁴ わが国の小売価格などに関するヘドニックアプローチを適用した実証研究は、太田(1980)を嚆矢とする。CPI に注目して、パソコン、自動車について、品質変化の影響を検証した筆者自身の研究として、白塚(1994、1995b)などがある。

図2は、パソコン、液晶テレビなど、CPIを大きく押し下げてきた情報関連製品の品目指数をプロットしている。この図をみると、2000年代初頭から年率3割程度の下落が継続していたが、2010年代に入ると、この価格低下トレンドが消滅し、価格はほぼ横ばいとなっている。個別価格計測を巡る課題としては、1990年代から2000年代初にかけては、情報関連製品を中心とした品質向上の影響をどう調整するかが最大の課題であったが、最近時点では、その影響は大幅に縮小していると考えられる。

以上のような状況を踏まえると、個別価格の調査・計測を巡る問題は、財・サービスの多様化、オンライン販売も含めた販売チャネルの拡大とそれを活用した非線形価格設定や購入者ごとの値引き販売など、従来の店舗訪問による店頭での価格調査では捉え切れない課題がより重要となっている。

3. 一品目一調査銘柄主義を巡る課題

次に、価格調査を巡る課題について検討する。この問題は、CPIの価格調査方法として、原則、店舗訪問による店頭での価格調査を前提とした「一品目一調査銘柄主義」に基づく調査価格と調査店舗の選定が引き続き踏襲されていることにある。

(1) CPIの価格調査方法

CPIの基礎的な価格情報としては、国民の消費生活上重要な支出の対象となる財・サービスの価格について『小売物価統計調査』が利用されている。

各調査品目は、基本銘柄を指定して調査されており、具体的な価格調査は、調査品目・銘柄ごとに、消費者の購買形態、店舗間の価格のばらつきなどを考慮して、表2に示したような6つの区分のいずれかに配分され、調査が行われている。

調査銘柄の特定化の度合いは品目によるが、具体的なイメージを掴むため、食パン、バター、マヨネーズ、チョコレートの4品目を取り上げて、価格推移をみておこう。食パンとバターは商標までは特定化されず、調査店舗での売れ筋商品を調査している品目であるのに対し、マヨネーズとチョコレートは、商標指定を行い、全国でほぼ一律の商品を調査している品目になる。

- 食パン：普通品
- バター：200g箱入り、食塩不使用は除く
- マヨネーズ：「キューピーマヨネーズ」450gポリ容器入り

- チョコレート：「明治ミルクチョコレート」「ロッテガーナミルクチョコレート」「森永ミルクチョコレート」板チョコ 50-55g

図3に、これらのCPI品目指数のやや長期の時系列を示している。価格の動きは、特に、商標を特定化して価格を調査しているマヨネーズとチョコレートでは、階段状にある特定時点で価格が大きく変化する傾向が確認できる。もちろん、チョコレートの調査対象となっている商品は、板チョコの代表銘柄であることは間違いないが、これら板チョコの価格のみを調査することで、多様なチョコレート製品全体としての価格変動を的確に捕捉できているかは疑問が残る。一品目一調査銘柄主義に則って、継続的かつ安定的に同一スペックの売れ筋商品の価格を調査している一方で、その調査価格が品目全体の代表性を確保できているかというバランスは必ずしも明確に検証されている訳ではない。

また、価格調査は、上述したとおり、かなり限られた調査銘柄について、調査対象地域の最も代表的な店舗で実施されている。このことは、買い物のしやすさやレジ・駐車場などの混雑度といった店舗による小売サービスの品質の違いは小さいと考え、店舗間代替効果は無視できると考えていることを意味する。この場合、同一商品の店舗間の価格差と販売シェアが安定していることが前提となる。既存店舗から大型ディスカウント店に消費者が流れているのであれば、両者の小売サービスの品質差を調整したベースで価格は、ディスカウント店の方が割安であると判断されていると推測できる⁵。こうした状況では、物価指数は品質調整済み価格の上昇を過小評価しており、上方バイアスが生じていると考えられる。

(2) 小売物価統計調査の個票データを使った検証

まず、一品目一調査銘柄主義の問題を検討する手がかりとして、『小売物価統計調査』の個票データを使い、調査価格を品目レベルに集計する基礎集計バイアス (elementary aggregation bias) について検証した Shiratsuka (2021)の概要を紹介しておこう⁶。Shiratsuka (2021)では、『小売物価統計調査』の調査価格情報を使い、品目指数を算術平均と幾何平均の双方の算式で計算し、その差から基礎集計バイアスを推計している。これは、Boskin *et al.*

⁵ 小売サービスの調整を巡る論点については、白塚 (1995a, 1998)も参照。

⁶ CPIの計測誤差の様々な要因のうち、下位代替バイアスは、品目レベル以下のCPIデータが利用できなかったため、日本では厳密な定量評価を行った先行研究が極めて限られている。特に、個別価格観測値から品目指数への基礎集計を巡る問題を検証することができない。Shiratsuka (2021)は、日本の消費者物価指数の原データである小売物価統計調査のマイクロデータを用いて、下位代替バイアスの定量的評価に関する最初の試みである。

(1996)が米国 CPI について検証した下位代替バイアス (lower-level substitution bias) に相当する。

わが国 CPI では、一品目一調査銘柄主義に基づき、多くの品目で調査価格が詳細に特定化されている。このため、品目内での調査価格のバラツキが小さく、品目指数への集計を算術平均と幾何平均のいずれで行うかで、大きな差は生じない可能性が高い。これに対し、米国 CPI では、わが国と比べ品目を広く定義し、ランダムサンプリングにより、かなり多数の価格情報を収集している。このため、価格情報のバラツキが大きく、算術平均により品目指数を集計すると、価格水準の高い調査価格の影響を相対的に強く受け、品目指数が高めに推計される。ランダムサンプリング法は価格の代表性を効果的に確保する一方で、価格の均質性をコントロールすることが難しい。

わが国 CPI では、基礎集計バイアスが CPI 全体のインフレ率に与える影響は、図 4 に示すように、最大でも絶対値で 0.08%ポイント弱にとどまっている。ただし、バイアスは負の値を示すことが多いが、正の値を示すこともあり、指数算式や品質変化の影響のように、必ずしも一定方向にバイアスをもたらしている訳ではない。

このように、わが国 CPI における基礎集計バイアスは比較的小さく、計測誤差に与える影響は無視できる程度のもにとどまることが確認された。しかし、わが国の価格調査方法が一品目一調査銘柄主義のもとで実施されていることを踏まえれば、基礎集計バイアスが小さいことはほぼ自明のことでもある。わが国 CPI の下位代替バイアスを巡るより根本的な問題は、価格調査における一品目一調査銘柄主義に起因する調査価格の代表性という広義の下位代替バイアスであり、この点は、小売物価統計の個票データだけでは、検証することができない。

(3) CPINow との比較検証

次に、全国のスーパーの POS データをもとに日次物価指数を作成している CPINow の品目データを使って、価格の代表性について検証する。

ここでは、品目別指数が利用可能な T 指数から、月中平均値と CPI 調査日の毎月 3 日間平均値の 2 系列を作成し、概ね対応する CPI 品目指数を比較する。CPI では、毎月 12 日を含む週の水木金のいずれかの日に価格調査を行っているため、調査日を揃えたうえで価格変動を比較する。この場合、CPI と T 指数調査日平均値の差は、価格代表性と特売の 2 つの要因の影響を受けていると考えられる⁷。また、CPINow の調査日平均と月中平均の差は、

⁷ CPINow では、特売要因の影響を除去した定価の動きを捉える T-mode 指数も公表されている。この指数は、調査日の前後 4 週間の期間の中の最頻値を計算することで、特売価格の影響を除去している。ただし、T-mode 指数は総合指数のみが公表されており、品目指数は公表されていないため、ここでの分析には利用

CPI が週末などを含まない特定日に価格調査を行っていることの影響を受けていると考えられる。対象とする品目は、表 3 に示した 16 品目である。これらの品目は、図 3 でみた CPI 品目指数の調査銘柄特定化の度合いと同様に、商標レベルまで詳細化されているかで大きく分類したうえで、CPI と CPINow の変動の乖離の有無によってさらに分割している。

図 5 にこれら 16 品目について、CPI と CPINow T 指数の CPI 調査日平均値と月中平均値の推移を示している。調査銘柄の特定化の度合いにかかわらず、CPI と CPINow の乖離が生じる品目と生じていない品目がみられるが、乖離が生じている品目では、常時乖離が生じているというよりも、CPI が大きく動いた時に、CPINow はそれほど変化していないケースが目立つ。これは、CPI の調査対象銘柄が限定的である結果として、調査対象銘柄の特殊要因が混入している可能性が高いと推測される⁸。この点、これまで CPI と CPINow の乖離が小さかった品目についても、今後とも両者がほぼ平行に推移するとは限らない点には注意が必要である。

さらに、CPI と CPINow の品目について紐付けを行ない、両者が概ね比較可能であった品目のみを抽出し、CPI と CPINow T 指数月中平均値の差を集計し、それらを CPINow T 指数の CPI 調査日平均値を使って、価格代表性要因（CPI と CPINow T 指数 CPI 調査日平均値）と調査日要因（CPINow T 指数 CPI 調査日平均値と月中平均値の差）に分解している⁹。

集計結果を CPI 総合に対する寄与度として図 6 にプロットしている。この図をみると、乖離はプラス方向にでている期間が多いが、マイナス方向にでている時期もみられ、バイアスの方向性は必ずしも一定ではない。特に、寄与度の大きさは、最大で 0.3% ポイントを超えており、基礎集計バイアスよりもかなり大きいことが確認できる。

ただし、ここでの価格代表性要因には、特売要因と店舗間代替効果も混入している点には留意が必要である。このうち、特売要因の変化については、図 7 に示した CPINow T 指数と T-mode 指数の乖離が指標となる。プラス方向の乖離は、T 指数の方が T-mode 指数よりも上昇率が高いことを意味し、特売効果が減少していると考えられる。逆に、マイナス方向は特売効果の増加となる。例えば、2020 年前半は、乖離がプラス方向に大きく拡大しているが、

できない。T-mode 指数の品目指数が利用可能であれば、CPI と T 指数調査日平均値の差を、さらに特売要因と価格代表性要因に分解することが可能となる。このほか、CPINow では、CPI の価格調査方法に沿った形で POS データを抽出し、CPI 対応品目の価格変動を捉えた S 指数も作成されているが、これは 2015 年基準指数に沿った形で 2016~21 年までの期間しか公表されていない。

⁸ CPINow の S 指数が公表されている期間（概ね 2015 年基準 CPI が公表されている期間に対応）についてみると、CPI の品目指数が大きく変化したとき、CPINow S 指数もほぼ同様に変化していることから、調査対象銘柄の特殊要因である可能性が高いと考えられる。

⁹ 紐付けができた品目は、CPINow の食料・飲料製品の約半分程度、CPI のウェイトでは 10%程度である。

新型コロナウイルス感染拡大第一波の中、非常事態宣言がだされた時期になり、スーパーでの特売が大きく減少した。この時期、CPI と CPINow の乖離はマイナスとなっており、これは特売効果の減少に起因している可能性が高い。

(4) 特売効果と店舗代替効果

ここで、Higo and Shiratsuka (2022)での分析をもとに、特売効果と店舗間代替効果の影響を整理しておく。Higo and Shiratsuka (2022)では、新型コロナウイルス感染拡大第一波の時期(2020年1~6月)のITAGE社の日次POSデータを使い、東京都の小売店舗で販売される食料・飲料製品について、製品特性と小売サービス双方の品質差を調整した高頻度品質調整済み物価指数を推計している¹⁰。INTAGE社のPOSデータは、GMSやスーパーだけでなく、コンビニ、ホームセンター・ディスカントストア、薬局、酒類ディスカウント店など多岐にわたる店舗形態をカバーしていることにある。

具体的には、製品の品質差をダミー変数で制御したうえで、時点ダミーによって品質調整済み価格指数を推計する時点・製品ダミー(TPD: time-product dummy)アプローチを拡張し、小売サービスの品質差を店舗形態ダミーにより追加的に制御している(拡張TPDアプローチ)¹¹。この推計式を、食料・飲料製品の全品目に適用し、販売金額をウェイトとして、食料・飲料製品の総合指数を推計している¹²。

また同時に、特売効果についても、①日次データを2週間ずつプールし、1週ずつ互い違いにデータを入れ替えローリング推計する¹³、②日次で観察される価格情報を1週間ごとの最頻値で週次データに変換するという2つの手法により調整している。さらに、日次データで全サンプル期間のデータをプールして一括推計した結果と週次データ変換を最頻値でな

¹⁰ この時期は、図7において、T指数とT-mode指数が最もプラス方向に乖離し、特売の頻度や価格割引が減少していた時期に相当する。

¹¹ 理論的には、TPDアプローチに基づく物価指数は、製品ダミーによって特性を的確に捕捉できていれば、製品の特性情報によって品質をコントロールする時点ダミーヘドニック(TDH: time-dummy hedonic)アプローチに基づく物価指数と同一になると考えられる。しかしながら、実証的には、TDHモデルを適用することで、特性の数をかなり絞り込むことができるため、TPDモデルはTDHモデルよりも推計状の効率は劣ると考えられる。もっとも、多くの場合、POSデータがカバーする幅広い製品について、特性に関するデータセットと包括的に関連付けることが難しいため、POSデータに対してTDHモデルを適用することは困難なケースが多い。

¹² 拡張TPDアプローチを物価指数の基礎集計(elementary aggregation)に相当する品目指数の推計に適用し、支出シェアウエイで食料・飲料製品全体として集計していく枠組みは、CPIの作成枠組みとも非常に親和性が高いと考えられる。

¹³ ローリング推計は、特売頻度や価格割引などを含む品目全体の構造変化を、定数項の時間を通じた変化で吸収すると考えられる。

く平均値で行い推計した結果を使い、品質調整済み価格指数と単純単価指数の差を、店舗間代替効果（outlet substitution effect）要因と特売効果要因に分解している。

具体的な推計の定式化は、日次データの推計では、価格を対数変換した対数線形の形で、次式のように定式化される。

$$\text{(日次ローリング推計)} \quad \ln UP_{i,k,t} = \lambda_w D_WK_{i,k,t}^w + \gamma_i + \mu_j + \epsilon_{i,k,t}$$

$$\text{(日次フルサンプル推計)} \quad \ln UP_{i,k,t} = \sum_{w=2}^W \lambda_w D_WK_{i,k,t}^w + \gamma_i + \mu_j + \epsilon_{i,k,t}$$

$$D_WK_{i,k,t}^w = \begin{cases} 1 & \text{時点}t\text{が第}w\text{週に含まれる} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}$$

ただし、 $UP_{i,k,t}$ 、 $D_WK_{i,k,t}^w$ は、それぞれ製品 i の店舗 k における時点 t の容量単価および第 w 週の週次ダミーである。また、 γ_i 、 μ_j はそれぞれ、製品 i 、店舗形態 j の固定効果であり、店舗 k は必ずいずれかの店舗形態 j に属している。

他方、週次データによる推計も同様に、次式のように定式化される。

$$\text{(週次最頻値変換)} \quad \ln UP_{i,k,t}^{MO} = \sum_{v=2}^W \lambda_v D_WK_{i,k,t}^v + \gamma_i + \mu_j + \epsilon_{i,k,t}$$

$$\text{(週次平均値変換)} \quad \ln UP_{i,k,t}^{MN} = \sum_{v=2}^W \lambda_v D_WK_{i,k,t}^v + \gamma_i + \delta_k + \epsilon_{i,k,t}$$

$$D_WK_{i,k,t}^v = \begin{cases} 1 & \text{時点}t\text{が第}v\text{週に含まれる} \\ 0 & \text{それ以外} \end{cases}$$

ただし、 $UP_{i,k,t}^{MO}$ 、 $UP_{i,k,t}^{MN}$ はそれぞれ容量単価の週次最頻値、週次平均値である。

図 8 に示した推計結果をみると、単純な容量単価指数は、2020 年 1 月第 1 週対比で最大 1.7% 上昇しているが、品質調整済み価格指数は日次推計で 0.9%、週次推計で 0.6% の上昇にとどまっている。また、日次推計では店舗間代替効果が 0.5% ポイント、特売効果が 0.3% ポイント、週次推計ではそれぞれ 0.7% ポイント、0.4% ポイントとなる。

この時期、感染リスクを抑制するため、買い物頻度や移動距離、買い物時間などを最小化し、近くの店舗で通常よりも若干高くても購入するといった購買行動の変化が観察されている。このため、この時期の物価変動を的確に評価するためには、店舗間代替効果と特売効果を調整することが重要であったと考えられる。

上記の実証結果は、特売の頻度や値下げ幅など、小売市場の大規模な構造変化に直面した場合、品質調整済み価格指数の構築は非常に困難であることを示唆している。前掲の図 7 に示されているように、新型コロナウイルス感染拡大第一波の時期は、両指数の正の乖離が最も大きくなっており、短期間ではあるが、小売市場の構造変化がかつてないほど大きくなったことを示唆している。この図でもう一つ注目したいのは、1990 年代半ばから 2000 年代初頭にかけての時期である。この時期にも、両指数の間に比較的大きなマイナス方向の乖離が継続的に観察されている。この時期は、「価格破壊」と呼ばれた大型店の進出に象徴される小売市場の大規模な構造変化が進行した時期に相当する。白塚（1995a、1998）が指摘する

ように、この時期の CPI には、店舗間代替バイアスが物価上昇率を過大評価する方向に作用していたと考えられる。

4. サービス価格を巡る課題

サービス価格は、財価格に比べ、同一サービス内において、種類ごとの多様性だけでなく、地域的な多様性も一段と大きいことが特徴である。このため、CPI の価格調査においても、モデル式を利用し、複数の調査銘柄を集計する手法が広く使われている。しかしながら、こうしたサービスの価格調査についても、長年指摘されている課題が残されている¹⁴。

(1) 家賃

民営家賃は、価格調査と同一の調査市町村に「家賃調査地区」を設定し、家賃調査地区内に所在する民営借家世帯の家賃などを調査している。その際、家賃は、建物の規模、最寄り駅からの距離、間取りなど様々な条件が影響するため、特定の銘柄を設定することは困難である。このため、家賃調査では、原則として調査地区を5年間固定し、その地区内のすべての民営借家を継続して調査対象とすることで、調査価格の同質性を担保することとしている。

この価格調査方法については、①建築後の時間経過に伴い、建物の物理的な劣化により品質が低下していくと考えられるため、この経年劣化による価格低下が含まれている可能性があること、②民営借家は、木造・非木造別と面積が30平米未満・以上の組み合わせによる4区分という粗い分類で集計されていること、といった問題が指摘されてきた。また、こうした価格調査の問題は、民営家賃をウェイトの大きな持ち家の帰属家賃にも流用するため、価格精度の問題が指数全体に増幅されるとの問題もある¹⁵。

これらの問題のうち、経年劣化については、住宅・土地統計調査の個票データを使った分析が進展しており、総務省統計局では、経年劣化による品質低下の影響を反映するためには、木造で年率0.8%ポイント、非木造で0.7%ポイント程度を加算する調整が必要との結果が示されている（総務省統計局物価統計室[2021]）。ただし、経年劣化の影響については、単純に木造・非木造という2区分だけでなく、木造か防火木造か、鉄筋鉄骨コンクリートか鉄筋

¹⁴ 西村ほか(2020)第8章でも、CPIのほか企業向けサービス価格指数（SPPI: Services Producer Price Index）なども含めて、サービス価格指数の抱える課題について展望している。

¹⁵ 2020年基準指数では、民営家賃のウェイトは3.91%であるが、持ち家の帰属家賃は20.00%と極めて大きい。

か、また形態が一戸建て、長屋建て、共同住宅建てかなども異なる可能性が考えられる。こうした点の検討を深め、早期公表への目処をつけることが期待される。

これに対し、価格調査区分の粗さについては、長年指摘されてきた問題であるにもかかわらず、対応が進んでいない¹⁶。図9に示した民営借家と持ち家の延面積の分布をみると、木造・非木造住宅ともに両者に大きな開きがあることが確認できる。特に、持ち家で大きなシェアを占める木造一戸建て住宅100平米以上、非木造共同住宅70平米以上は、民営借家の数が少なく、調査価格がかなり限られる可能性が考えられる。

もちろん、帰属家賃として利用する価格情報としてどのようなものを利用していくべきかについては、多様な論点がありうる。例えば、現在利用されている平均家賃は、借地借家法の実質的な家賃規制の影響を受け、価格の硬直性が強い。このため、市場実勢をよりの確に反映していると考えられる新規契約家賃を利用することも考えられよう¹⁷。

ただ、民営家賃を持ち家の帰属家賃として流用する方式は、帰属家賃のウエイト算出方法とも整合性が高い点にも留意する必要がある¹⁸。このため、現行方式を引き続き継続していくのであれば、木造について、一戸建てと長屋建て・共同住宅の区別を追加したり、木造・非木造住宅ともに延面積の分割をより細分化したりしていく必要があると考えられる。その際、民営家賃の延面積が広い物件は、調査価格数がかなり限られると推測されるため、調査地域を限定せずに、できるだけ包括的に価格調査対象としていくことも考えられよう¹⁹。

(2) 保健医療サービス・通信サービス

家賃以外のサービスで比較的ウエイトの大きく、価格調査の課題が指摘される分野として、保健医療サービスと通信サービスがあげられる。図10として、それぞれの中心的な品目である診療代（ウエイト：2.40%）と携帯電話通信料（同：2.06%）の推移を示した。診療代は上昇トレンド、携帯電話通話料は下落トレンドを示しているが、階段状の価格変化は共通した特徴である。

¹⁶ 筆者自身の研究の中でも、日本語文献だけでも、白塚(1995a、1998、2005)で繰り返し、この点を指摘してきた。

¹⁷ 例えば、日本銀行企画局(2022)では、帰属家賃を巡る問題が議論されている模様である。

¹⁸ CPI 帰属家賃のウエイトは、「住宅・土地統計調査」の民営借家の個票データを使ってヘドニックアプローチに基づく家賃関数を推計したうえで、「全国家計構造調査」の調査世帯のうち持家世帯について、家賃支払額を推計している。

¹⁹ 特に、民営家賃調査については、賃貸事業所に対して価格調査を行っており、延面積の広い物件について包括的に価格調査することは、それほど難しくないと推察される。

これらサービス価格では、料金体系が多様であるほか、価格も購入条件により異なるケースが多い。このため、価格変動を適切に反映させるため、品目ごとに典型的な利用事例をモデルケースとした計算式（モデル式）に基づいて、月々の価格指数を算出している。

診療代は、年齢別、診療種類別の代表的な診療行為が選定されモデル式が作られている。このため、診療報酬や自己負担割合などの制度変更要因が主たる価格変動の要因となっているが、医療の質的な変化については、現状、考慮されていない。

また、携帯電話通信料についても、モデル式の算出対象となるキャリアや料金プランなどが随時拡大されている。しかしながら、新料金プランが導入されると、利用者が即座に新料金プランに移行したとみなして調査価格が計算されている点は、基本的に変更されていない。こうした新料金プラン導入時の調査価格変更は、価格低下を過大評価し、CPI に下方バイアスをもたらしていると考えられる²⁰。

5. CPI の精度向上に向けて

本章では、CPI の計測誤差を縮小させる取り組みの中で、従来の店舗訪問による店頭での価格調査では捉え切れない課題に注目し、主として POS データを活用して、価格の代表性や特売効果、店舗間代替効果などについて検討してきた。

すでに、述べたように、物価指数の精度を巡る問題を個別価格の計測とこれらの価格の物価指数への集計（指数算式）との2つに分割して考えると、前者の価格集計問題は、指数理論の進展を踏まえた現実的な解決策が見出されつつある。また、後者の価格調査の問題も、従来、計測誤差の最大の要因と考えられてきた、品質変化・新製品の影響については、ヘドニックアプローチの適用拡大に加え、情報関連製品の急激な価格下落トレンドの一方もあり、影響度を低下させている。こうした中、個別価格の調査・計測を巡る問題は、財・サービスの多様化、オンライン販売も含めた販売チャネルの拡大とそれを活用した非線形価格設定や購入者ごとの値引き販売など、従来の店舗訪問による店頭での価格調査では捉え切れない課題がより重要となっている²¹。

こうした状況の中、価格の代表性向上を通じた指数精度向上を図っていくために、より大量の価格情報を収集可能な POS データが店頭での価格調査を代替する有力な価格情報源と

²⁰ 日本銀行の試算によると、2021年春に実施された携帯電話通信料の引き下げによる CPI 押し下げ寄与度は、2021年度で-1.1%ポイント程度に達する（例えば、「経済・物価情勢の展望」2021年10月号参照）。

²¹ Ueda *et al.* (2022)では、韓国の実店舗とオンライン店舗の個別取引情報を使い、オンライン店舗では、顧客別のディスカウント要因が大きいことを示している。

なる。POS データを活用していくためには、単に調査価格を増加させるだけでなく、一品目一調査銘柄主義を前提とした品目指数の集計方法を再検討していく必要がある。第一に、財サービスの多様化に柔軟に対応するために、財を中心に非常に狭義に定義されている品目区分を見直していく必要がある。第二に、品目指数を構築する際の基礎集計方式について、品目の価格情報源に応じた多様化を図っていく必要がある。調査価格集計の幾何平均化のほか、Higo and Shiratsuka (2022)で検討されている拡張 TPD アプローチを併用していくことも考えられる。このほか、すでに CPI において、POS データを使ったプリンタ、ビデオレコーダー、タブレット端末の品目指数の構築に採用されている固定スペック法を拡充していくことも有力な方向性であろう²²。

さらに、こうした価格情報源の拡大は、小売市場の大規模な構造変化に柔軟に対応していくうえでも有効と考えられる。小売市場の大規模な構造変化を事前に予測することは困難であるが、そのような小売市場の構造変化が発生した場合には迅速かつ柔軟に対応していく必要がある。POS データなどを活用し、同一品目について、より多様な商品の価格をより多様な店舗で調査することは、小売市場の構造変化への対応という観点からも重要であると考えられる。

参考文献

太田誠 (1980) 『品質と価格』、創文社。

白塚重典 (1994) 「物価指数に与える品質変化の影響——ヘドニック・アプローチの適用による品質調整済パソコン物価指数の推計——」、『金融研究』第13巻第4号、日本銀行金融研究所。

_____ (1995a) 「消費者物価指数と計測誤差——その問題点と改善に向けての方策——」、『金融研究』第14巻第2号、日本銀行金融研究所。

_____ (1995b) 「乗用車価格の変動と品質変化——ヘドニック・アプローチによる品質変化の計測とCPIへの影響——」、『金融研究』第14巻第3号、日本銀行金融研究所。

_____ (1998) 『物価の経済分析』、東京大学出版会。

²² 調査対象品目の特性およびそのスペック（タブレット端末であれば、記憶容量 64GB、ディスプレイサイズ 10.2inch など）に合致する機種のみを POS データから抽出することで品質一定とする手法。この場合、抽出対象とするスペックを複数準備するといった拡張も検討に値しよう。

- _____ (2005) 「わが国の消費者物価指数の計測誤差：いわゆる上方バイアスの現状」、日銀レビュー05-J-14。
- 総務省統計局物価統計室 (2021) 「消費者物価指数における民営家賃の経年変化の調整方法」 (<https://www.stat.go.jp/data/cpi/pdf/kenkyu2.pdf>) 。
- 西村清彦・山澤成康・肥後雅博 (2020) 『統計 危機と改革』、日本経済新聞社。
- _____・肥後雅博 (2022) 「物価・GDP推計 一層精緻に」、日本経済新聞『経済教室』、8月29日付朝刊。
- 日本銀行企画局 (2022) 「『コロナ禍における物価動向を巡る諸問題』に関するワークショップ第1回『わが国の物価変動の特徴点』の様相」、日本銀行調査論文。
- Abraham, Katharine G., John S. Greenlees, and Brent R. Moulton (1998) “Working to Improve the Consumer Price Index,” *The Journal of Economic Perspectives*, 12 (1), 27–36.
- Ariga, Kenn and Kenji Matsui (2003) “Mismeasurement of the CPI,” in “Structural Impediments to Growth in Japan” NBER Chapters, National Bureau of Economic Research, 89–154.
- Boskin, Michael J., Ellen R. Dulberger, Robert J. Gordon, Zvi Griliches, and Dale Jorgenson (1996) “Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living.”
- _____, _____, _____, _____, and Dale W. Jorgenson (1998) “Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living,” *The Journal of Economic Perspectives*, 12 (1), 3–26.
- Broda, Christian, and David E. Weinstein (2007) “Defining Price Stability in Japan: A View from America,” *Monetary and Economic Studies*, 25 (S-1), 169–189.
- Deaton, Angus (1998) “Getting Prices Right: What Should be Done?,” *The Journal of Economic Perspectives*, 12 (1), 37–46.
- Diewert, W. Erwin, “Index Number Issues in the Consumer Price Index,” *The Journal of Economic Perspectives*, 12 (1), 47–58.
- General Accounting Office (2000) “Consumer Price Index: Update of Boskin Commission’s Estimate of Bias,” Technical Report, US General Accounting Office.
- Greenlees, John S. (2006) “The BLS Response to the Boskin Commission Report,” *International Productivity Monitor*, 12, 23–41.
- Higo, Masahiro, and Shigenori Shiratsuka (2022) “Was Inflation Observed under the First Wave of the Covid-19 Spread in Japan?: Scanner Data Evidence for Retailers in Tokyo,” Keio-IES Discussion Paper Series, No. DP2022-013.
- Lebow, David E., and Jeremy B. Rudd (2003) “Measurement Error in the Consumer Price Index: Where Do We Stand?,” *Journal of Economic Literature*, 41 (1), 159–201.

- Nordhaus, William D. (1998) "Quality Change in Price Indexes," *The Journal of Economic Perspectives*, 12 (1), 59–68.
- Pollak, Robert A. (1998) "The Consumer Price Index: A Research Agenda and Three Proposals," *The Journal of Economic Perspectives*, 12 (1), 69–78.
- Shiratsuka, Shigenori (1999) "Measurement Errors in the Japanese Consumer Price Index," *Monetary and Economic Studies*, 17 (3), 69–102.
- _____ (2007) "Comment," *Monetary and Economic Studies*, 25 (S-1), 195–204.
- _____ (2021) "Lower-Level Substitution Bias in the Japanese Consumer Price Index: Evidence from Government Micro Data," IER Discussion Paper Series A No.722, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- Ueda, Kozo, Kota Watanabe, and Tsutomu Watanabe (2022) "Price Setting in Online and Offline Markets: Evidence from Korea," mimeo.

表 1： 消費者物価指数（2020 年基準）の概要

採用品目	家計の消費支出の中で重要度が高く、価格変動の代表性があり、継続的に調査可能な 582 品目。
価格調査	原則として『小売物価統計調査』が利用され、毎月 12 日を含む週の水～金に、全国約 3 万店舗で、25 万程度の価格を収集。
ウェイト	主に『家計調査』によって得られた 2019 年および 2020 年の平均 1 ヶ月の 1 世帯当たり品目別消費支出金額を用いて作成。
指数算式	固定基準ラスパイレス指数（このほか、参考系列として連鎖基準ラスパイレス指数を公表）。
基準改定	5 年に 1 回、西暦末尾の 0 と 5 の年に、採用品目およびそのウェイトの見直しを中心に実施。

資料：総務省統計局

表 2： 価格調査の概要

調査区分	品目区分	該当品目等	価格調査方法	調査価格数
A	主として消費者が居住地区近辺で購入する品目で、地区間で価格差がみられる品目	食料、家事用消耗品など	調査員	42
B	主として消費者が各市町村の代表的な商業集積地、大型店舗等で購入する品目で、店舗間で価格差がみられる品目	被服、家電製品など	調査員	21
C	地区間又は店舗間での価格差が比較的小さい品目	教養娯楽用品など	調査員	12
D	都道府県又は市町村内で価格・料金が均一又はこれに近い品目	水道料、PTA 会費など	都道府県	---
E	全国又は地方的に価格・料金が均一な品目	電気代、通信料など	総務省統計局	---
S	調査地区を設けないで市町村内全域から調査する品目	ガソリンなど	調査員	

備考：調査価格数は、東京都区部のもの。S 区分に分類された品目は、品目ごとの販売状況に応じて、

A、B、C いずれかの調査価格数が割り振られている。

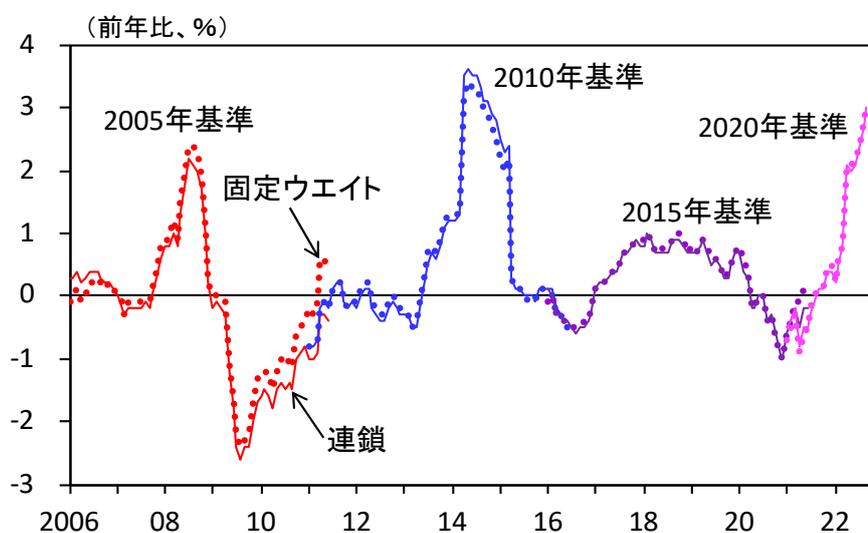
資料：総務省統計局

表 3： CPI と CPINow の比較対象品目

銘柄指定	乖離	品目	調査銘柄の詳細
詳細	大	ウイスキー	「サントリーウイスキー角瓶」700mL
		チョコレート	「明治ミルクチョコレート」「ロッテガーナミルクチョコレート」「森永ミルクチョコレート」板チョコ 50-55g
		マヨネーズ	「キューピーマヨネーズ」450g ポリ容器入り
		ジャム	「アヲハタ 5 5 イチゴジャム」150g 瓶入り
	小	しょうゆ	「キッコーマンしょうゆ」「ヤマサしょうゆ」1L ポリ容器入り
		カップ麺	「カップヌードル」78g
		カレールー	「バーモントカレー」(12 皿分)
		酢	「穀物酢(ミツカン)」500mL 瓶入り
詳細でない	大	ソーセージ	ウィンナーソーセージ袋入り JAS 規格品特級
		せんべい	うるち米製せんべいしょう油味、個装タイプ袋入り普通品
		納豆	丸大豆納、豆小粒/極小粒 50g×3 個/45g×3 個
		煮豆	金時豆、並
	小	バター	200g 箱入り、食塩不使用は除く
		食パン	普通品
		鶏卵	白色卵、10 個パック詰
		こんにゃく	板こんにゃく

資料：総務省統計局資料をもとに筆者作成

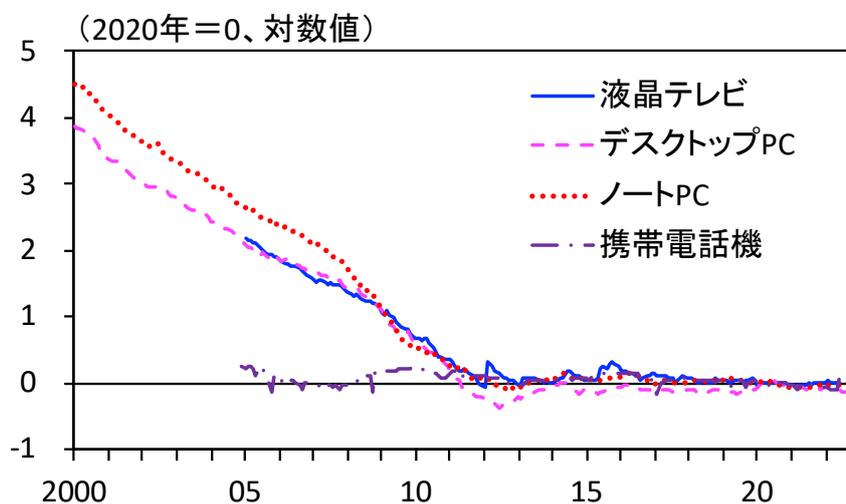
図 1： CPI 連鎖基準指数の推移



備考：プロットしている計数は、総合（除く生鮮食品）。

資料：総務省統計局「消費者物価指数」

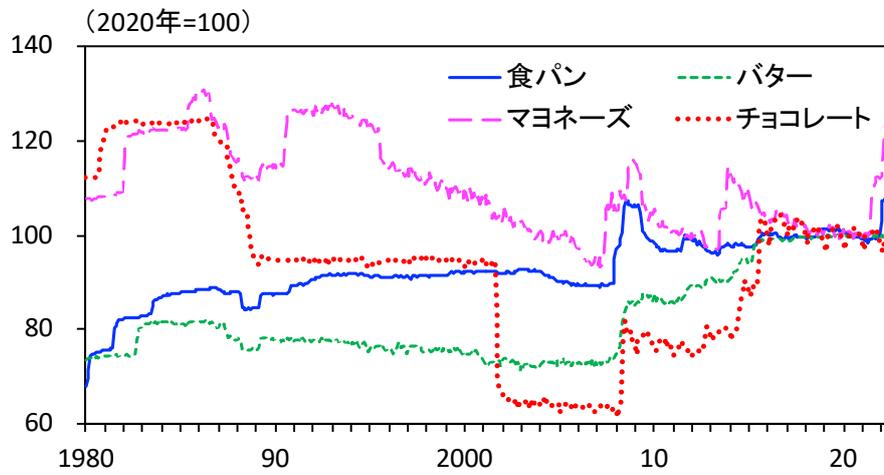
図 2： 情報関連 CPI の推移



備考：価格下落テンポが著しいため、2020年平均を1として自然対数に変換した値をプロットしている。液晶テレビ、パソコンは2000～11年まで概ね年率3割程度のペースで下落している。

資料：総務省統計局「消費者物価指数」

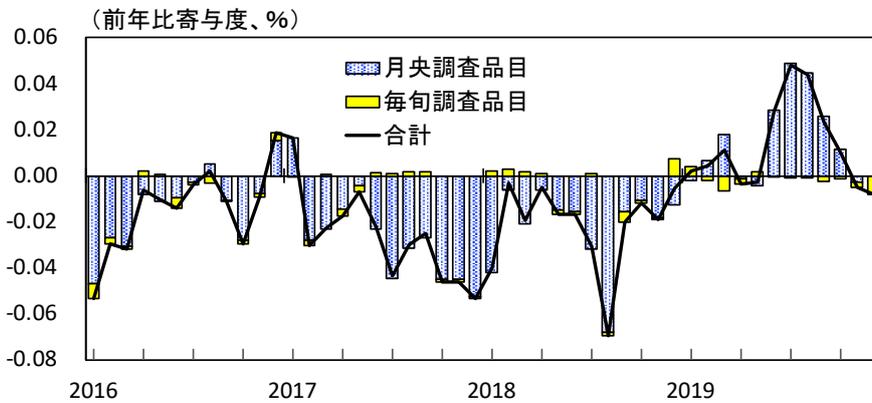
図 3： CPI 品目指数の推移



備考：消費税要因調整ベース。

資料：総務省統計局「消費者物価指数」

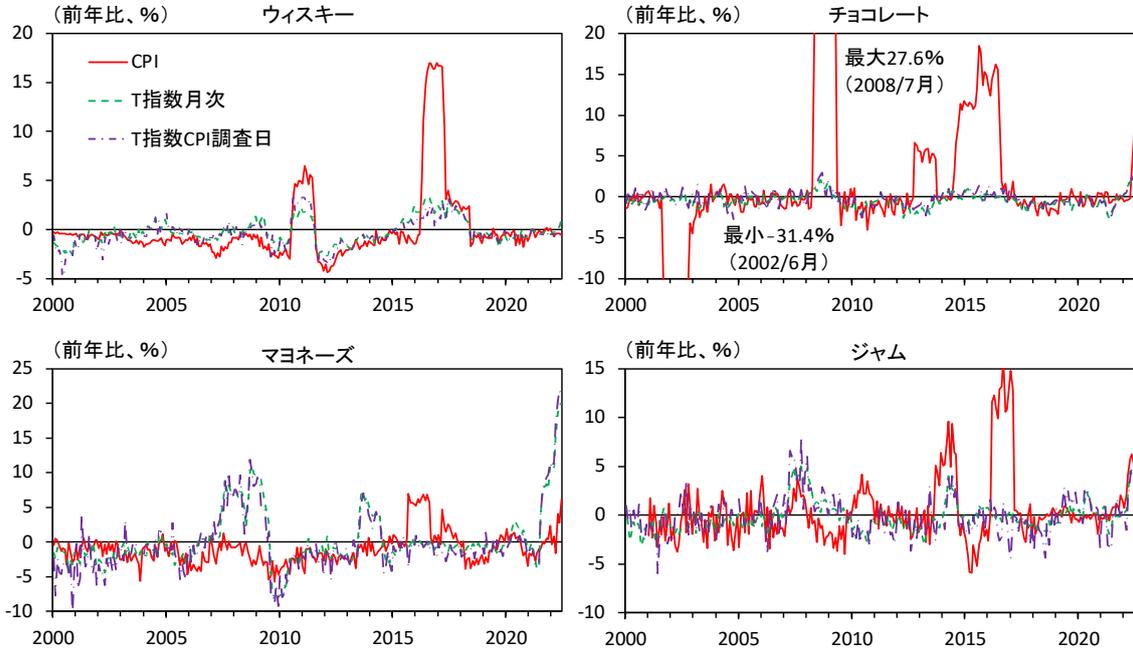
図 4： 基礎集計バイアス



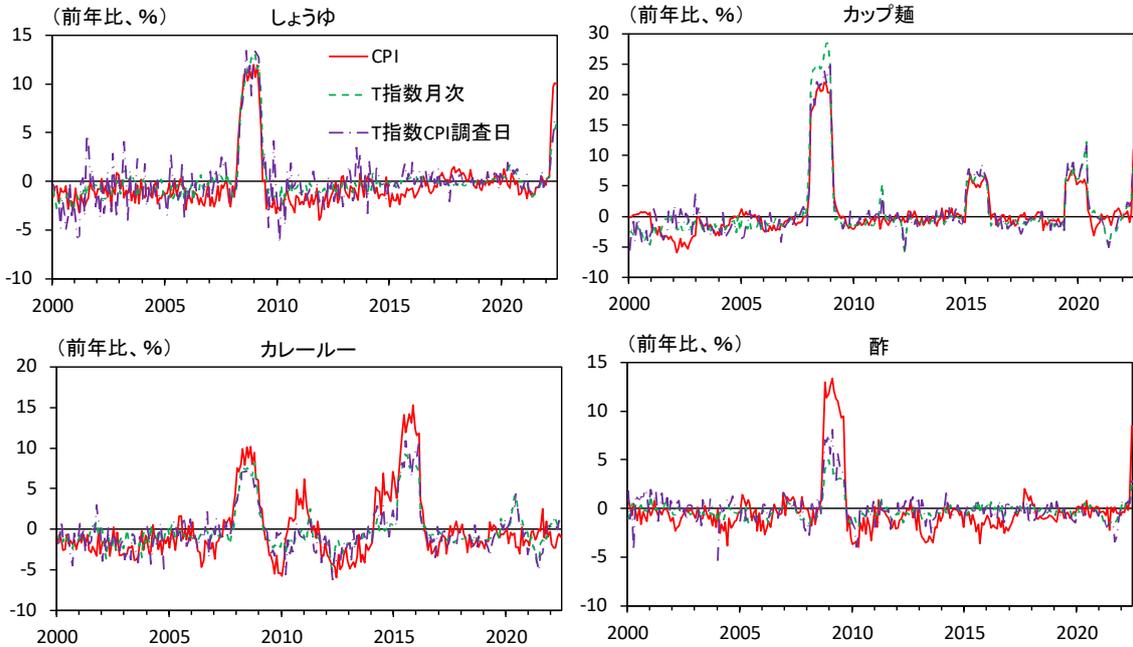
資料：Shiratsuka (2021) Figure 8 を日本語に翻訳。

図5： CPI と CPINow の比較

(1) 銘柄指定が詳細で乖離が比較的大きい品目



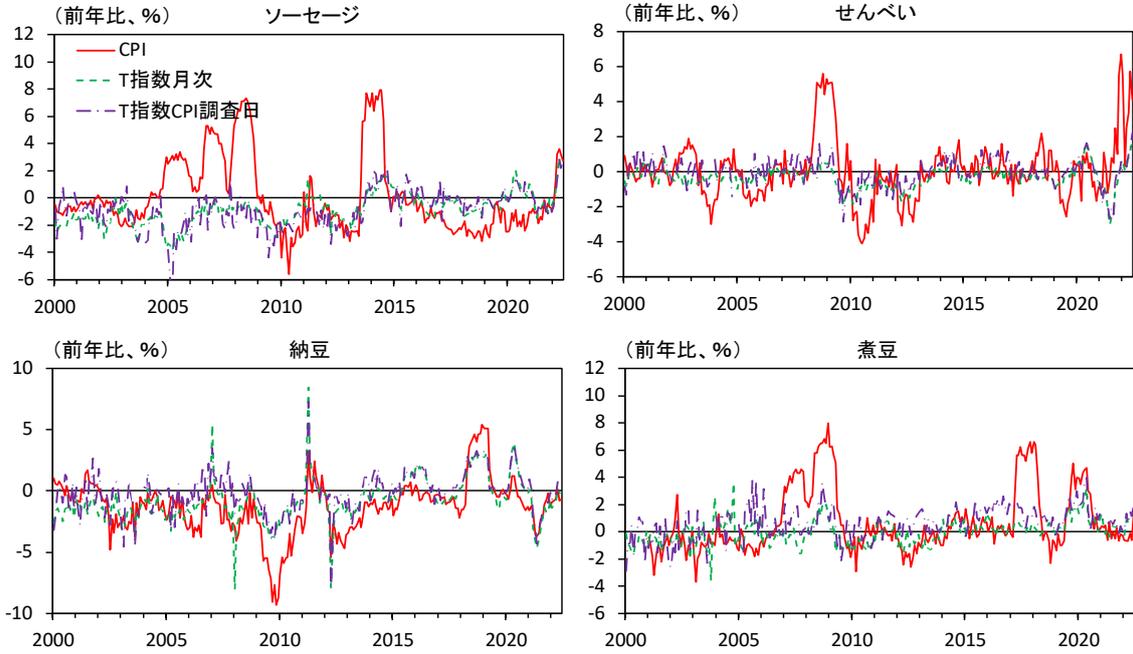
(2) 銘柄指定が詳細で乖離が比較的小さい品目



資料：総務省統計局「消費者物価指数」、ナウキャスト「CPINow」

図5： CPIとCPINowの比較（続き）

(3) 銘柄指定は大雑把で乖離も比較的大きい品目



(3) 銘柄指定は大雑把であるが乖離が比較的小さい品目

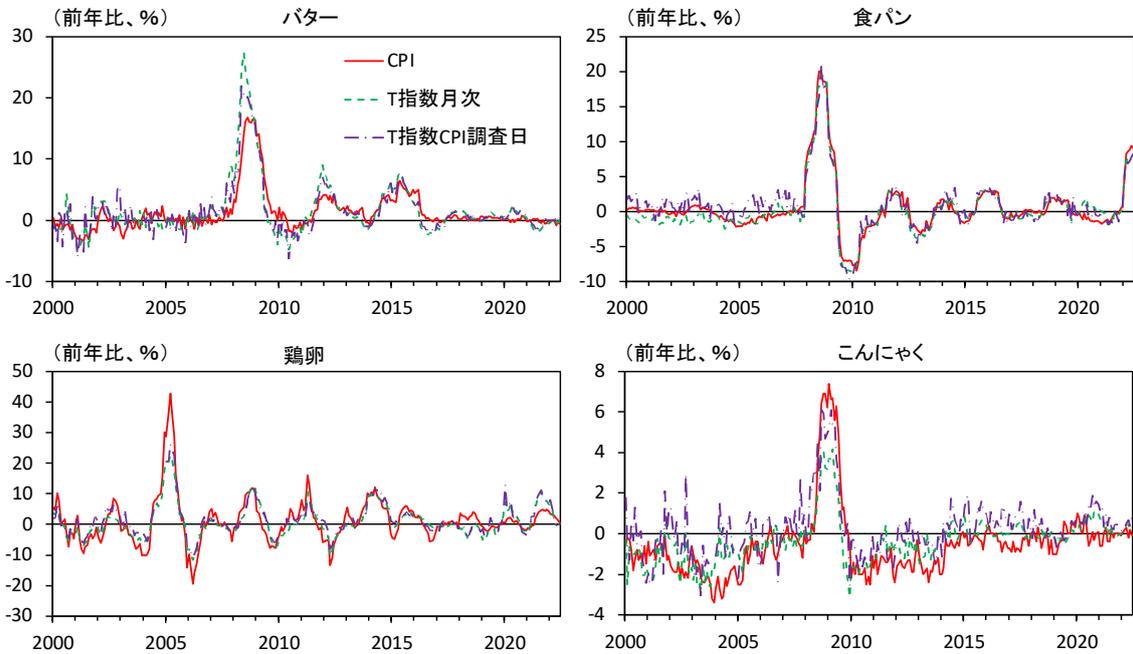
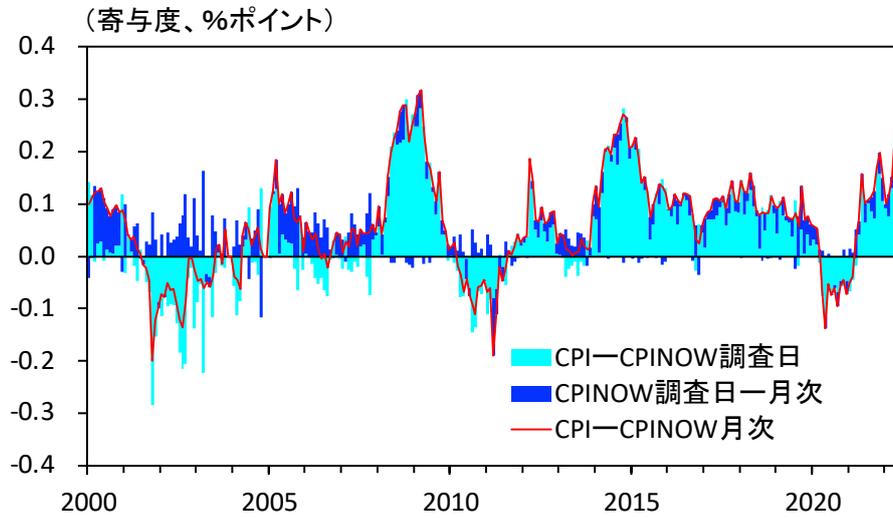
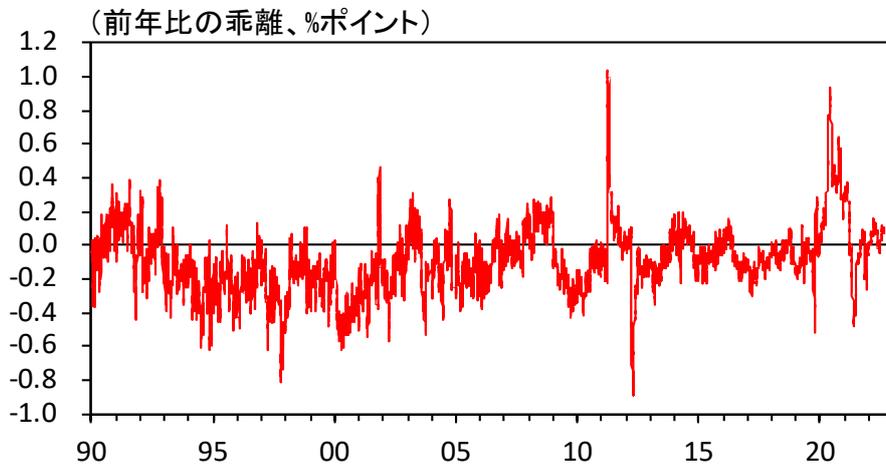


図 6： CPI と CPINow の乖離



資料：総務省統計局「消費者物価指数」、ナウキャスト「CPINow」

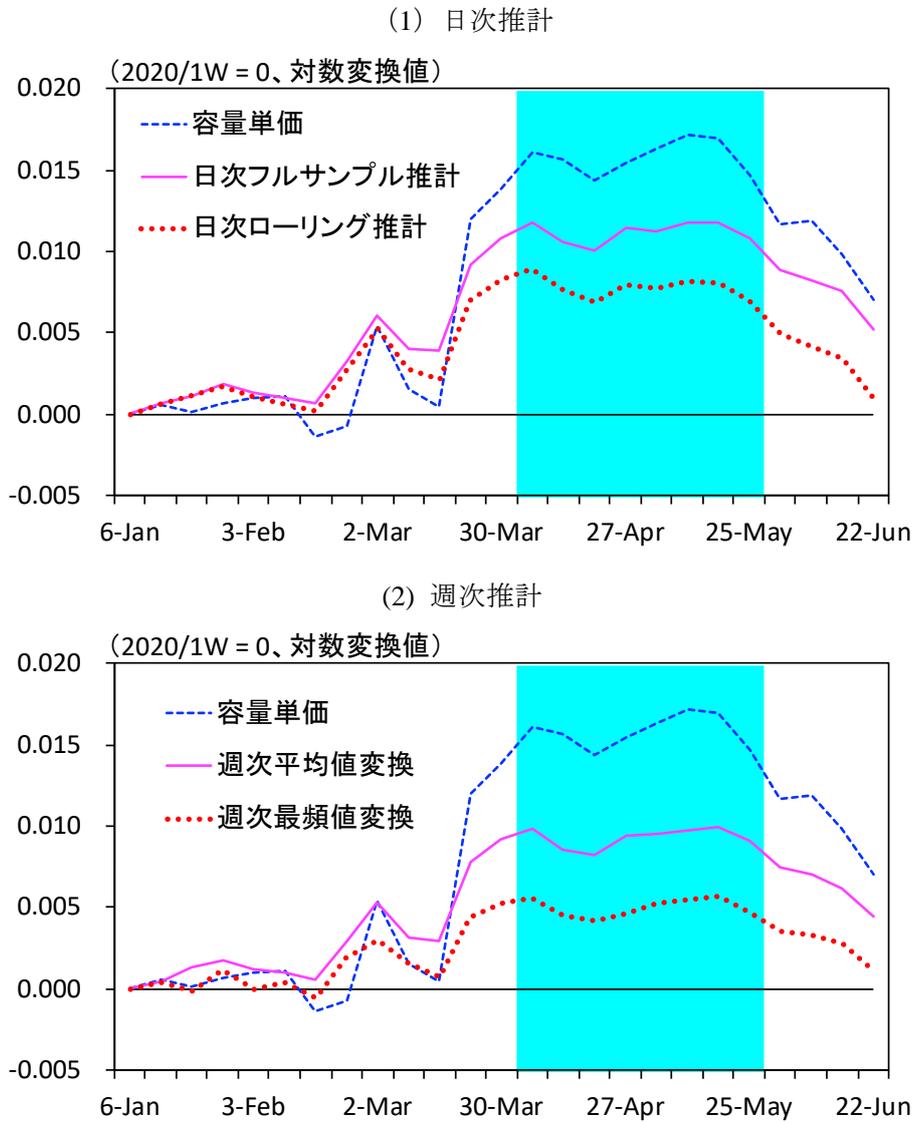
図 7： CPINOW の T 指数と T-mode 指数の乖離



備考：図中の計数は、T 指数と T-mode 指数の前年比の差の後方 28 日移動平均値。

資料：ナウキャスト「CPINow」

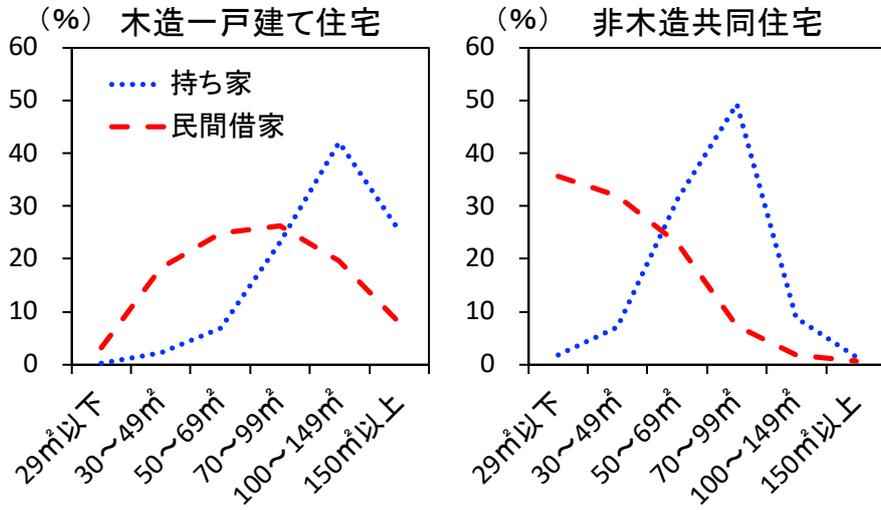
図 8： 新型コロナウイルス感染拡大第一波のもとの物価動向



備考： シャドーは、第1回目の非常事態宣言が発令されていた期間。

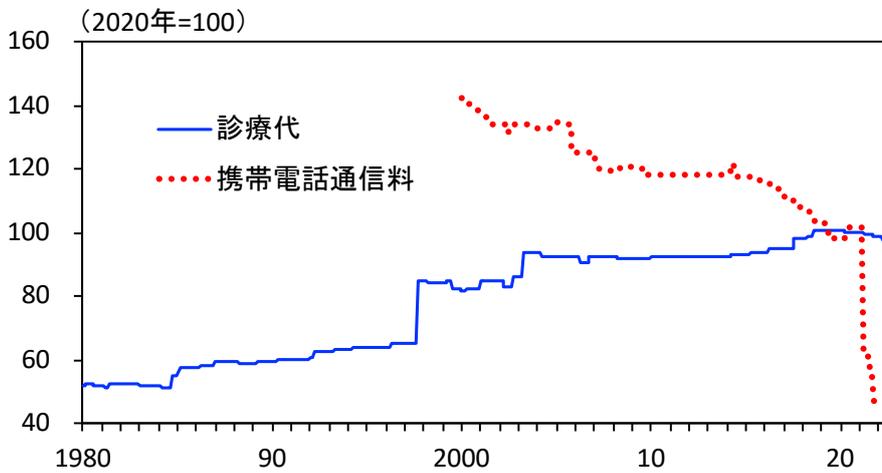
資料： Higo and Shiratsuka (2022)の推計結果をもとに筆者作成。

図9： 持ち家と借家の延面積分布



資料：総務省統計局「住宅・土地統計調査」

図10： CPI 診療代・携帯電話通信料の推移



資料：総務省統計局「消費者物価指数」