

SSE-DP-2024-2

## 日本の消費者物価指数を巡る課題

国友直人(編集)

統計数理研究所

2024年2月

SSE-DP(ディスカッションペーパー・シリーズ)は以下のサイトから無料で入手可能です。

<https://stat-expert.ism.ac.jp/training/discussionpaper/>

このディスカッション・ペーパーは、関係者の討論に資するための未定稿の段階にある草稿である。著者の承諾なしに引用・複写することは差し控えられたい。

SSE-DP-2024-2

On Current Problems in Japanese Consumer Price Index

edited by

Naoto Kunitomo

The Institute of Statistical Mathematics

February 2024

(Summary)

Consortium for training experts in statistical sciences (<https://stat-expert.ism.ac.jp/>) of the Institute of Statistical Mathematics (ISM) organized a statistical consultation class on “On problems in consumer price index (CPI)” in 2023. In this report, we discuss some current problems on constructing CPI in Japan and suggest possible solutions.

# 日本の消費者物価指数を巡る課題\*

国友直人（編集責任）<sup>†</sup>

2024年2月

**鍵言葉 (Key Words)** : 日本の消費者物価指数, Laspyress 指数, Fisher 指数, GEKS 指数, Scanner Data, 住宅サービスと家賃, 家計調査

## 要約

2024年2月6日、マス・メディアのトップ記事の一つとして2023年の実質賃金がマイナスであったことが報じられた。実質賃金とは勤労者が実際に受け取る名目賃金を消費者物価指数(CPI)で割った数値という意味である。単なる一例に過ぎないが、CPIは経済の動きや人々の生活水準を判断する重要なデータとして広く利用されている。

この報告書は統計数理研究所が推進している「統計エキスパート人材育成プロジェクト」の一環として2023年4月-2024年2月のコンサルテーション演習「日本の消費者物価指数を巡る課題」における議論をまとめたものである。演習では総務省統計局で日本の消費者物価(CPI)を実際に作成、公表に携わっている方々からCPIの現状と今後の課題についての説明を受け、その後CPI改善法の幾つかの論点について自由に議論した。本稿はコンサルテーション演習での議論に基づく論考をまとめた報告であるが、現在の日本で公表されているCPIをめぐる幾つかの課題について一般にはあまり理解されていないとも考えられることから、近年における消費者物価の基礎的議論の展開を踏まえて実際の日本におけるCPI作成の課題について研究者の立場から論じるとともに、考えられる幾つかの改善策を述べた。

---

\*統計エキスパート人材育成プロジェクトにおけるコンサルテーション演習「消費者物価指数を巡る課題」の報告書。演習の参加メンバーは国友グループ研修関係者(国友直人, 湯浅良太, 趙宇, 西颯人)、総務省統計局の担当者などであるが、特に専門家として佐藤整尚(東京大学准教授), 宇南山卓(京都大学教授), 阿部修人(一橋大学教授), 清水千弘(一橋大学教授)の各先生の協力を得た。原案に対する千野雅人教授(統計数理研究所)のコメントに感謝する。なおこの報告書の内容は総務省統計局および統計数理研究所の見解を反映するものではない。

<sup>†</sup>統計数理研究所

## 目次

### はじめに

1. 「論評”New index number methods in consumer price statistics, Office of National Statistics (1 September 2020)”」 国友直人・佐藤整尚

2. 「日本の消費者物価指数の課題」 阿部修人

3. 「住宅のサービス価格の測定」 清水千弘

4. 「国民経済計算における帰属家賃の測定」 清水千弘

5. 「住宅サービスの測定と課題：大規模民間データを用いた民間家賃指数の計算」 西颯人・清水千弘

6. 「消費者物価指数のウェイトデータ：家計調査の課題と代替可能性」 宇南山卓

### おわりに

## はじめに

2024年2月6日の日本経済新聞の夕刊一面、その日のテレビ・ニュースではトップ記事の一つとして2023年の実質賃金がマイナスであったことが大きく報じられた。実質賃金とは勤労者が実際に受け取る名目賃金を消費者物価指数(CPI)で割った数値という意味である。これは単なる一例に過ぎないが、CPIは我々は日常的に利用し、日本の経済の動きや人々の生活水準を判断する重要なデータとしてしばしば利用されている。それではCPIを作成している日本の統計担当者はCPIをどの様にして推計しているのか、その公表値は信頼に値するものなのか、検討する課題はないのだろうか。こうした基本的な問いに対して的確に答えられる社会人は意外に少ないのではなかろうか。

統計数理研究所が推進している統計エキスパート人材育成プロジェクトの一環として2023度-2024年度のコンサルテーション演習「消費者物価指数を巡る課題」が企画された。演習では総務省統計局で消費者物価(CPI)を実際に扱っている方々から日本のCPIを巡る課題についての説明を受け、その後CPIについて統計学的観点から自由な議論を行った。本報告はCPIをめぐる課題について一般には十分にその内容を理解されていないと考えられることから、近年における消費者物価の基礎的理論を含めた議論に基づき各自の責任において日本における実際のCPI作成の課題について自由に論じた考察をまとめている。

この演習は元々は日本においてCPI(消費者物価指数)の定期的な作成と公表を担当している総務省統計局OBの千野雅人教授(統計数理研究所)を通じて統計数理研究所「統計エキスパート人材育成プロジェクト」の一環である「コンサルテーション演習」の題材として、英国統計局(Office of National Statistics)が公開しているある論文を手掛かりに「日本におけるweb-scraped and scanner data利用可能性などの課題」を検討することの提案があったことから始

まった。同演習・担当者(メンター)の国友直人は気軽に引き受けたが、論文を改めて読んでみると今後の議論に資する為にも、まずはその内容について関係者の共通の理解が必要であると感ぜられた。

本報告の第1章は国友・佐藤が理解できた範囲で論文の内容を日本語で解説するとともに、自由なコメント及びスーパーマーケット市場における物価を念頭に簡単な統計モデルを作成、高次元シミュレーションを行ったので、その結果に基づく論考、を付け加えた内容である。

担当のメンターが日本の消費者物価指数が抱えている課題について十分に理解していたとは云えなかったことから、消費者行動、消費者物価指数に関心のある研究者(阿部修人・一橋大学教授, 清水千弘・一橋大学教授, 宇南山卓・京都大学教授, 佐藤整尚・東京大学准教授)に協力を依頼した。特に宇南山教授・阿部教授・清水教授には「統計エキスパート人材育成プロジェクト」の関係者を相手にコンサルティング演習において5回のZOOMによる特別講義を行っていただいた。講義の具体的なタイトルは2023年7月20日「消費と物価指数：物価指数作成のためのデータ」(宇南山), 9月21日, 10月12日「物価指数理論入門1,2」(阿部), 10月26日, 11月2日「Big Data and Price Index1,2」(清水)である。さらにこれら講師の先生方にはこの演習の報告書の作成にもご協力を頂き、現在の日本で物価問題を考える上で貴重な論考を本報告書の第2章～第5章として寄稿していただいた。

第2章は物価指数の研究者による日本における消費者物価を巡る諸問題を包括的に指摘した論考である。第3章～第5章は日本の物価指数及びGDPの計測においてなお扱いは不十分と考えられている住宅のサービス価格と家賃データの扱いを論じ、幾つかの提言をまとめた論考である。(なお5章の著者の一人の西颯人氏は「統計エキスパート事業」に参加している研修生である。)最後の第6章では経済学の視点から消費者物価指数ウエイトと家計調査の改善についての課題を考察した論考である。

なお本プロジェクトは元々は統計局という消費者物価を担当する

当局の関係者からの検討依頼を受けて検討した内容であるが、この報告書は比較的自由的な立場から、消費者物価指数についての最近の議論の経緯や内容を説明し、日本における課題にまで言及している。云うまではないが、各論考は執筆者の責任で書かれたものであり、総務省統計局や統計数理研究所の公式的見解ではない。今後の日本の公的統計における消費者物価指数をめぐる諸問題を検討する際にこの報告書の内容が議論の参考になれば幸いである。

2024年2月

国友直人(著者代表)

# 「論評 New index number methods in consumer price statistics,” Office of National Statistics (1 September 2020)”」<sup>1</sup>

2023-12-13

2024-1-29(改訂)

国友直人<sup>2</sup>・佐藤整尚<sup>3</sup>

## 1. はじめに

英国統計局は消費者物価指数 (CPI) の作成について論文「New index number methods in consumer price statistics, 2020-9-1 Office of National Statistics」を公表している。この論文における主要な内容として四つの項目が挙げられる。具体的には (i) 最近公的統計において注目されている多国間・多期間 (multilateral) 集計法を含め、低位レベル集計における CPI 価格指数の作成に scanner・web-scraped データが利用できるか否かを検討、(ii) データを用いた検証 (testing) によれば Quality-adjusted Geary Khamis (QU-GK) 法が幾つかの基準から固定基準指数、2 時点連鎖指数よりも優れている、(iii) 支出 (expenditure) 情報がない場合は GEK-Jevons 法が適切と考えられる、(iv) 国際的にもさらなる実証的検討が必要である、と述べている。この論文は英国において CPI を公表している英国統計局が主に実務的観点からまとめた論文であることから、日本において CPI 作成・公表の担当者である総務省統計局など物価担当当局にとり重要な内容を含んでいると考えられるが、伝統的な経済統計分野の文献では説明されていない内容をかなり含んでいる。そこでまずはこの論文で検討されている内容を正確に理解することが重要であろう。

---

<sup>1</sup>日本における CPI(消費者物価指数) 作成を担当している総務省統計局の関係者から統計数理研究所「統計エキスパート養成事業」の一環として行っている「コンサルテーション演習」の題材として英国統計局が公開している論文  
<https://www.ons.gov.uk/economy/inflationandpriceindices/articles/newindexnumbermethodsinconsumerpricestatistics/2020-09-01>

を手掛かりに「日本における web-scraped and scanner data 利用可能性などの課題」を検討することの提案があった。同演習・担当者の国友は気軽に引き受けたが、論文を改めて読んでみると今後の生産的な議論に資する為にも、まずはその内容について関係者の共通の理解が必要であると感じられたので、理解できた範囲で論文の内容を解説するとともに、著者へのコメント及び簡単なシミュレーションによる考察、を付け加えた。なお様々な物価指数の集計法の基本事項の説明についてを阿部 (2023a) を参考とした。

<sup>2</sup>統計数理研究所

<sup>3</sup>東京大学経済学部



本稿では著者が理解できた範囲で論文の内容を解説するとともに、統計的観点から評者による自由なコメントおよび関連して行ったシミュレーション結果によるスキャナーデータにおいて生じる価格ドリフトと呼ばれる現象についての一つの解釈を示し、統計的な観点からの今後の課題について言及する。

## 2. 価格指数法の概要

(i) データ：英国のCPI統計で利用されている価格は伝統的方法、すなわち調査員が店舗、websites、小売業者への電話などにより得られる価格情報に基づいて作成されている。この場合、売上数量は得られないので低位集計では加重和ではない指数を作成している。英国の各地域、各国の消費者に代表的と考えられる品目を毎月集計、下位集計データ (elementary aggregates, EA) を作成している。さらに最近になり注目されている Web-scraped データは小売業の店舗 Websites から集められている。Web 情報であるからより短い期間により細かな品目についての情報を得ることができるが、販売数量の情報は得られない。したがって集計においてウェイトを利用しない (unweighted) 指数法を利用する必要がある<sup>4</sup>。

これに対して論文で主に議論している scanner データは小売店舗での各販売時に集められる大量のデータであり、価格と同時に販売量の情報を得ることができる。したがって販売額を加味した加重和 (weighted) 指数も作成することが可能である。また各時点に多量に販売される商品の影響などをそのまま捉えることなどが可能となるので、詳細な価格・数量の動向を捉えることができるだろうと、期待されている。

(ii) 記号：ある財  $i$ , 月  $t$  における価格  $p$ , 販売額  $q$  を  $p_i^t, q_i^t$  とする。ある財の二カ月の相対価格  $p_i^{2月} / p_i^{1月}$ ,  $n$  財における支出シェアは

$$w_i^t = \frac{p_i^t q_i^t}{\sum_{j=1}^n p_j^t q_j^t} \quad (i = 1, \dots, n)$$

で与えられる。ある1月から別の2月への指数

$$P_{\text{集計法}}^{\text{月}1, \text{月}2}$$

と表現する。例えば期間  $(0, t)$  のジェボンス価格指数 (Jevons 法, 定義は後述) は  $P_{\text{Jevons}}^{(0,t)}$  とする。複数期間において Window を利用する場合は

<sup>4</sup>最低位レベルの価格指数ではウェイトを利用しない場合でも通常は以下で説明する Laspyres 指数のように上位レベル集計では別途入手するウェイトで加重平均するのが一般的である。その場合にはむろん別途にウェイト情報を入手する必要がある。日本のCPIの作成については消費者物価指数 (統計局 HP) に説明がある。

$W = \{month0(base), month1, \dots, monthT-1\}$  (W の期間 T) とする。ここで base は基準時点を意味する。

### (iii) 2 国間・2 期間 (Bilateral) 指数

各時点において数量情報が利用できない場合、得られる価格情報のみを利用するというウエイト (Weight) を利用しない方法としては次の指数作成法が知られている。例えば調査員による調査データや web-scraped data などでは通常は数量情報は通常は得られない。

#### (Jevons)

19 世紀後半に活躍した英国の経済学者スタンレー・ジェボンズ (S. Jevons) が考察した幾何平均 (geometric mean) を利用する価格指数は

$$P_{FB-Jevons}^{(0,t)} = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n \frac{p_i^t}{p_i^0}}$$

で与えられる。この Jevons 指数を連鎖すると、連鎖的に価格系列

$$P_{FB-Jevons}^{(0,t)} = P_{FB-Jevons}^{(0,1)} \times P_{FB-Jevons}^{(1,2)} \times \dots \times P_{FB-Jevons}^{(t-1,t)}$$

で与えられる。したがって価格指数の満たすべき条件の一つである推移性の基準 (価格指数が基準時点の選択に依存しない性質) を満たしている。

#### (Carli)

各国の統計当局において低位集計においてよく用いられている価格比に対する算術平均を利用した価格指数は

$$P_{FB-Carli}^{(0,t)} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{p_i^t}{p_i^0}$$

で与えられる。この Carli 法は加法的であるから価格指数の推移性基準を満たしていない。

#### (Dutot)

日本の CPI 作成の低位集計で用いられている Dutot 集計法は

$$P_{FB-Dutot}^{(0,t)} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p_i^t}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p_i^0}$$

で与えられる。この場合には価格指数の満たすべき条件の一つである推移性基準は満たされている。

次に価格指数を校正する際に価格情報だけでなく数量情報を利用してウ

エイト (Weight) 関数を利用する方法としては、次のような集計法が知られている。この中でラスパイレス指数とパーシェ指数は広く知られている。

**(Laspyres-Lowe)**

歴史的には 19 世紀のドイツの統計家が開発し、実務的には物価指数の上位集計の方法として各国でもっとも利用されているラスパイレス指数 (Laspyles) は

$$P_{FB-Laspyles}^{(0,t)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} = \sum_{i=1}^n w_i^0 \times \frac{p_i^t}{p_i^0}$$

と表現される。ここでの表現では Weight(ウエイト) は基準時点よりも前に得られるとして  $w_i^{before-0}$  とすると、より一般に Laspyres-Lowe 指数

$$P_{FB-Lowe}^{(0,t)} = \sum_{i=1}^n w_i^{before-0} \times \frac{p_i^t}{p_i^0}$$

と呼ばれることがある。価格比にウエイト (Weight) として観測時点の数量情報を利用するパーシェ (Paasche) 指数は

$$P_{FB-Paasche}^{(0,t)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^t}$$

で与えられる。

ミクロ経済学の視点からはラスパイレス指数とパーシェ指数は物価の変化に対応する消費者の行動、例えば値上がりした財は他の財で代替するなどの効果が的確に反映されていないという価格指数としての基本的問題がしばしば指摘されている。

**(Fisher)**

経済学者アーウィン・フィッシャー (I. Fisher) が考察し、価格指数として良い理論的性質を備えているとされる (最良指数, superlative index と呼ばれている) フィッシャー指数は

$$P_{FB-Fisher}^{(0,t)} = \sqrt{P_{FB-Laspyres}^{(0,t)} \times P_{FB-Paasche}^{(0,t)}}$$

で与えられる。

**(Törnqvist)**

ジェボンズ型指数のウエイトを平均化した指数を考えることができる。最

近では高頻度データを利用した指数として時々用いられることがあるトルンクビスト指数は

$$P_{FB-Tornqvist}^{(0,t)} = \prod_{i=1}^n \left( \frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{\frac{1}{2}(w_i^0 + w_i^t)}$$

で与えられる。

#### (iv) 多国間・多期間 (Multilateral) 指数

二時点の価格・数量の情報のみではなく二期間以上の情報を利用した価格指数としては次のような方法が知られているが、ここでは多期間指数と呼ぶことにする。元々は特定の基準国の選択に依存しない多国間、地域間の価格指数、購買力平価 (PPP, purchasing power parity) の計測法として特定の基準国に依存しない国際比較が可能な物価指数として開発された経緯がある。近年では高頻度 scanner データが利用可能なるにつれてドリフト問題を解決する方法として注目されるようになっている。多時点間 (multiperiod) 指数と呼ぶのがより適切であろう。

#### (GEKS)

多国間価格指数として開発された GEKS 価格指数は

$$P_{GEKS}^{(0,t)} = \sqrt[T]{\prod_{l=0}^{T-1} \frac{P^{(l,t)}}{P^{(l,0)}}}$$

ただし平均化する期間 T をウィンド W とすると任意の  $t \in W$  とする。ここで元の価格として Jevons, Fisher, Tornqvist 価格を利用すると反転条件 (reversal test)  $P^{(0,t)} = 1/P^{(t,0)}$  を満たしている。したがって例えば Jevons の場合には

$$P_{GEKS-Jevons}^{(0,t)} = \sqrt[T]{\prod_{l=0}^{T-1} [P^{(0,l)} \times P^{(l,t)}]}$$

と表現できるが、GEKS-Fisher, GEKS-Tornqvist も同様に表現できる。この価格指数はある種の対称性を満たす中で二乗誤差の最小化の解に一致する。なお GEKS 法については Rao and Banerjee (1986) の説明が分かりやすい。

#### (Geary-Khamis)

多国間価格指数として PPP (購買力平価) を求めるために開発された GK

価格指数は

$$P_{Geary-Khamis}^{(0,t)} = \frac{\sum_{i \in S} p_i^t q_i^t}{\sum_{i \in S} p_i^0 q_i^0} = \frac{\sum_{i \in S} v_i q_i^t}{\sum_{i \in S} v_i q_i^0}$$

ただしウエイトは

$$v_i = \sum_{z \in T} \phi_i^z \frac{p_i^z}{P_{Geary-Khamis}^z}, \quad \phi_i^z = \frac{q_i^z}{\sum_{s \in T} q_i^s}$$

で定義される。実際には非線形関係を利用して最適化の計算により求める<sup>5</sup>。

なおこの研究では quality-adjusted unit-value index を利用した QU-GK を採用している。なお GK 法については阿部 (2023, 11 章), Khamis (1970) などの説明が分かりやすい。

その他の多期間指数として Time product and time product dummy 法も検討しているようであるが結論にあまり関係しないので省略する。

#### ウィンドウ (Window) と拡張 (Direct Extension)

例えば 13ヶ月 Window  $W = \{2020 - 1月, 2020 - 2月, \dots, 2021 - 1月\}$  とすると、3月に指数  $P^{2020-1, 2020-3}$  を公表する際、2021-1 に全てのデータが利用可能となるまで Window 内の他の必要な情報は得られていない。Direct extension 法では公表時に利用可能なデータのみを利用して指数を作成、同年のデータが利用可能になれば指数を改訂することになる。しかし例えば英国消費者物価指数は過去に遡って改訂することはしていない。そこで次のような方法が提案されている。

#### 接続法 (Splicing)

多期間指数を計算すると異なる期間で求めた指数が時系列として連続する保証は一般にはない。そこで Slicing 操作によりある月で二つの時系列を接続することを行うことが提案されている。すなわち Slicing では Rolling Window を用いて、例えば  $W = \{2020 - 1月, 2020 - 2月, \dots, 2021 - 1月\}$   $W = \{2020 - 2月, 2020 - 3月, \dots, 2021 - 2月\}$   $W = \{2020 - 3月, 2020 - 4月, \dots, 2021 - 3月\}$  とするのである。slicing では様々な時刻で接続することが可能であるが、例えば本文の図 11 のように行われる slicing を movement slice と呼んでいる。

<sup>5</sup>阿部 (2023a) によると連立方程式  $P_i = [\sum_{j=1}^M p_{ij} q_{ij} / PPP_j] / [\sum_{j=1}^M q_{ij}]$ ,  $PPP_j = [\sum_{j=1}^M p_{ij} q_{ij}] / [\sum_{j=1}^M P_i q_{ij}]$  の解を求める問題となるが、数値解を求めるのは困難ではない。

slicing においては最終月  $t$ ,  $t_0 = t - (T - 1)$  は最初の月,  $0$  は基準月,  $M$  を Multilateral 法とする。

$$P_{M,s}^{(t_0-1,t)} = P^{(t_0,t)} \times \frac{P^{(t_0-1,s)}}{P^{(t_0,s)}}$$

で与えられる。(s の選択は色々可能である。) あるいは全ての可能な月の幾何平均を slice すると

$$P_{M,Geomean\text{slice}}^{(0,t)} = P^{(t_1,t)} \times \sqrt[T-1]{\prod_{s=t_0}^{T-1} \frac{P^{(t_0-1,s)}}{P^{(t_0,s)}}}$$

と表現できる。

なお splicing を実行する際に基準時点を固定して  $W_1 = \{2020 - 1 \text{ 月}, 2020 - 2 \text{ 月}\}$ ,  $W_2 = \{2020 - 1 \text{ 月}, 2020 - 2 \text{ 月}, 2020 - 3 \text{ 月}\}$ , とすることも可能である。この方法は新たなデータが得られた時に改訂しない direct method と見ることができる。

### 3. Shortlisting(暫定的候補) の選択結果

この論文において採用した評価基準は a. 理論的性質 (正確性と信頼性)55%, b. Resources(timeliness, frequency)20%, c. Flexibility (relevance)10%, d. Coherence (coherence, compatibility) 1%(二次的フィルター) などである。すなわち論文では一つの基準ではなく、総合的に様々な評価指標を作成、適切な物価指数をランクづけた結果を報告しているのである。以下で二つの選択結果のリストを与えておく。

#### (i) 数量情報が利用可能な場合

順位 (表 4)

1. Quality adjusted Geary Khamis (QU-GK) using a Fixed Base Monthly Expanding window (FMBE)
2. GEKS-Tornqvist using a Movement Splice
3. GEKS-Fisher using a Movement Splice
4. GEKS-Jevons using a Movement Splice
5. GEKS-Tornqvist using a Geometric Mean Splice
6. GEKS-Fisher using a Geometric Mean Splice
7. GEKS-Tornqvist using a Window Splice
8. GEKS-Fisher using a Window Splice
9. GEKS-Jevons using a Geometric Mean Splice
10. GEKS-Jevons using a Window Splice

(ii) 数量情報を利用しない場合

順位 (表 5)

4. GEKS-Jevons using a Movement Splice
9. GEKS-Jevons using a Geometric Mean Splice
10. GEKS-Jevons using a Window Splice
33. Chained Jevons (CJ)
44. Fixed base Jevons (FBJ)

4. ストレス・テスト (Stress-testing)

ここで説明した方法について一つの大規模な scanner データから生成した合成データ (synthetic data) を用いて幾つかの項目についてのストレス・テストを行っている。元となるデータは小売 scanner データではよく知られているシカゴ地域の大手小売店の多数の店舗より得られた Dominick's Finer Food Data (Dominick's) であるが、元データから欠損値処理などを行い、(詳細は説明がないので不明であるが) ランダムサンプルをとりデータ分析を行っているようである。ここで検討されたストレス・テストについての主な項目を挙げておく。

**High attrition(脱落) and product churn(製品入れ替え)**

web-scraped data, scanner data では衣料品や PC の例など多くの品目が市場に参入、退出が顕著である。固定基準による指数による問題について次のような例が分かりやすい。

表 1 : 数値例

期間	A	B	C	D
1 月	1.00	1.50		
2 月	1.00	1.50	1.20	
3 月		1.50	1.20	2.00
4 月			1.20	2.00

この例では 1 月に市場に存在していた品目は 4 月にはすべて市場からはなくなり、基準時点をもとにする指数を作成できなくなる。このように固定した基準時点を利用する指数の場合は全期間を通じて存在する品目が存在して予め選んでおく必要がある。このことは二期間指数に比べて multilateral 指数法が良い大きな理由である。

連鎖指数は時点が重なる品目が存在すれば計算可能である。しかし高頻度で連鎖を用いるのは問題があり、sales による価格や販売量の一時的

ジャンプによりドリフトが発生する事があり、multilateral 法が 2 時点連鎖法に優越する劣る主な理由である。

表 2 の例では品目 A は定期的な安売りがあり 2 月に 50% オフ、安売りにより販売が大きく変化している。3 月には価格が元に戻り、販売額は正常時より小さくなるが、4 月には正常な価格と販売量になる。品目 B は 4 期間を通じて安定的である。1 月と 4 月には価格と販売量は同一であるから、この期間にはインフレーションは起きていないと考えるのが自然だろうから、物価指数は 1 と考えられる。

表 2 : 数値例 (Diewert-Fox(2017) の例)

期間	A	A	B	P
1 月	1.00	10	1.00	100
2 月	0.50	5000	1.00	100
3 月	1.00	1	1.00	100
4 月	1.00	10	1.00	100

このデータに対して  $T(c)$ ,  $F(C)$  は固定基準のトルンクビスト、フィッシャーは予想通りの動きを示しているが、トルンクビストとフィッシャーの GEKS 指数も同様である。これに対して連鎖指数  $T(C)$ ,  $F(C)$  は連鎖とリフトにより 3%, 2% の下方バイアスを示している。1 年を通じて連鎖するとこの連鎖バイアスは大きなものとなる。

表 3 : 数値例 (表 2)

期間	T(FB)	F(FB)	GEKS-T	GEKS-F	T(C)	F(C)
1 月	1	1	1	1	1	1
2 月	0.69	0.7	0.7	0.69	0.7	
3 月	1	1	0.99	0.99	0.97	0.98
4 月	1	1	1	1	0.97	0.98

### Product obsolescence

消費者物価によく見られる問題として品目の陳腐化 (obsolescence) が挙げられる。消費者にとって魅力がなくなり、生産者が生産を中止したり、市場に供給するのを止めることがある。スマートフォンなどは新たな商品が開発されたりするハイテク商品などが例である。

### High price variance

価格変化の激しい商品 commodity 群が存在する。例えば日本の CPI でも



生鮮食料品など季節的変動を含めた価格変動が大きいことが知られている。

### **High quantities of products sold**

販売量が一時的な安売り (特売) セールなどによりある範囲で大きく変動する商品群がある。こうした場合には unweighted 指数の利用も考えられる。

その他にも考慮すべき項目がある。一例を挙げるとデータ数と計算時間などがある。

### **5. 論文の暫定的結論と課題**

この論文の結論としてはおおよそ次のようなことを述べている。

(i) 連鎖法及び multilateral 指数法は固定基準法に比べると、担当者の人為的操作なしに新製品や消滅商品などの影響を考慮することができる、という意味で価格の比較をより広範に行うことができる。

(ii) 固定基準法は最近の市場のように1年以内に相当程度、あるいは完全になくなるような品目がある場合などに対応できなくなっている。連鎖二時点指数法はここで考察した枠組みとストレス・テストでは多時点 Multilateral 指数法に凌駕されている。連鎖法は現時点と前時点で重なれば意味があるが、高頻度データでは指数に大きなドリフト効果をもたらす。

(iii) QU-GK, GRKS-T, GEKS-F はここで考察した側面では適切であり、個別の効果に対しても27期間程度ではめったに1%程度以上の乖離は生じない。

(iv) スキャナーデータを利用すると指数作成法の相違は大きくなるが、その差は unweighted 及び weighted により生じる差よりも小さい。

(v) GEKS 法における extension 法の選択の影響はストレス・テスト・データでは大きくない。ウィンドウの影響などはここで考察したデータ期間では差は小さい。ただしより長い期間をとるとその差が大きくなるが、これはオーストラリア、オランダなど他の研究の結果とも整合的である。この問題はさらに検討を要する課題である。

(vi) QU-GK 法はここで検討した範囲では最高の評価であり、ストレス・テストおよび若干の実データでも満足できる結果を示していて、計算時間も満足できる。したがって QU-GK 法は支出情報、あるいは近似的な支出情報が得られるならば、研究から適切な方法と結論される。

(vii) 支出情報が利用可能でない場合には GEKS-Jevons が適切な代替的方法と云えるだろうが、ここでは支出情報の重要性を強調しておく必要

がる。

(viii) GEKS-T, GEKS-F も個別のストレステストに対してよい成績を収めており、ほんの少しスコアが低かったのみである。データ量が増大、QU-GK の計算スピードが問題になる場合などに利用するのは適切であろう。

(ix) scanner データ、webc-scraped データを CPI 統計に利用しようとするのは多くの国の統計局での課題であり、適切な指数法の選択の研究が進んでいる。最適な指数法について国際的な合意が到達可能であれば国際比較が容易になるなどが期待される。

## 6. コメント：多期間 (Multilateral) 指数法の優位性の主張について

### (i). 全般的コメント

ここで取り上げた論文での主要な結論としては web-scriped data, scanner data における低位の集計法として multilateral 指数法を推奨、連鎖指数の利用に否定的という結論を述べている。この論文が提起している問題と結論は興味深いが、その結論に至る理由は必ずしも自明ではなく、幾つかの基本的問題をさらに検討する必要があるように思われる。評者は micro レベルの scanner 高頻度データでは観察されるデータがミクロ経済学の初等的教科書で説明しているような需給モデルの均衡点としての価格・数量ととらえることには無理があると考える。ここでは生計指数 (cost of living index) の基礎にあるミクロ経済学の基本モデルでは消費者や生産者・販売店舗などは同質であり、各時点で他の時点に依存しない数量ベクトルのみに依存する効用水準  $U(q)$  を予算制約の下で最適化するという代表的家計、供給者は資源制約の下で最適化によりコストを最適化により供給されている、という設定と解釈するである。

実際の市場では、様々なタイプの (異なる選好をもち、現時点の消費だけでなく将来も考慮する) 消費者 (例えば時刻  $t$  における第  $i$  財について第  $j$  消費者について  $U(i, t, q, j, t^*)$ , ただし  $t^*$  は任意の将来時間の意味)、様々なタイプの生産者 (当然にもコスト条件や過去・将来の計画も企業により異なる  $C(i, t, p, q, j, t^*)$ , ただし  $t^*$  は任意の将来時間の意味) が市場には存在、企業の各販売店舗ではそれぞれ独自のマーケティング戦略を立てた上で価格を決めるなど競争的に活動していると考えられる。したがって、実際に観察される web-scraped data, scanner data は市場全体で決まる市場均衡ではないある種の不均衡状態、あるいは代表的とは限らない消費者の小売業の店頭販売での観察値と考えられることが妥当では

ないだろうか。また安売りなどが頻繁に発生するスーパーマーケットなどで計測される物価はCPIが想定している代表的家計ではない異質性が大きい個別の家計のcost of living（生計費）、としてとらえることと解釈すべきではなかろうか？そうした場合には時系列的、クロスセッション的には代表的家計に対するcost of living指標から乖離が見られることになるが、この項は高頻度データにおけるある種のノイズととらえることが妥当ではないだろうか？こうした論点は物価指数の議論においてあまり見かけないようであるが、このコメントで考察してみよう。

ここで論文で特に注目している多期間指数、特に時刻0から時刻 $t$ までを $[0, t]$ としてGEKS指数について考察しよう。対数をとると

$$\log P_{GEKS}^{(0,t)} = \frac{1}{T} \sum_{l=0}^{T-1} \log \left[ \frac{P^{(l,t)}}{P^{(l,0)}} \right]$$

となる。ある物価 $P_*^{(t)}$ について $P^{(l,t)} = P_*^{(t)}/P_*^{(l)}$ と表現できるとすると<sup>6</sup>、右辺は

$$(1/T) \sum_{l=0}^{T-1} \log \left[ \frac{P_*^{(t)}}{P_*^{(l)}} \frac{P_*^{(l)}}{P_*^{(0)}} \right] = \log \left[ \frac{P_*^{(t)}}{P_*^{(0)}} \right]$$

となるので、

$$P_{GEKS}^{(0,t)} = \frac{P_*^{(t)}}{P_*^{(0)}}$$

となるはずである。もし $P^{(l,t)} \neq P_*^{(t)}/P_*^{(l)}$ 、反転条件が成り立たず、 $P^{(l,0)}P^{(0,l)} \neq 1$ とすると

$$\log P_{GEKS}^{(0,t)} = \frac{1}{T} \sum_{l=0}^{T-1} [\log P^{(l,t)} - \log P^{(0,l)}]$$

ただし $P^{(l,t)}/P^{(l,0)} = 1 + [P^{(l,t)} - P^{(l,0)}]/[P^{(l,0)}]$ 、 $\log[P^{(l,t)}/P^{(l,0)}] \sim [P^{(l,t)} - P^{(l,0)}]/P^{(l,0)}$ であるから価格比（あるいは近似的には価格変化率）についての一種の時間的な移動平均になっている。（この移動平均は時系列の移動平均とは異なり、時点0と時点 $t$ における価格変化の平均になっている。）すなわち統計的な観点から見るとノイズの影響を小さくするために時間方向でのある種の平均化（幾何平均の繰り返しなど）を行う操作として幾何平均に基づくmultilateral指数の方法がある種の妥当性があると結論づ

<sup>6</sup>多国間の物価指数（クロスセクション）と多期間の物価指数（時系列）では基本的に物価の意味が異なるというのがここでの主要な論点である。

けているのではなからうか？例えば確率的アプローチを連続時間を導入した統計的モデルの構築などが一つの方向と考えられるが、連続時間の確率過程は数理的に自明でない議論が既に発展していることを考慮する必要がある。また scanner データでは価格、数量の他にも補助情報として例えば性別、年齢区分、地域情報、季節性、などの情報が利用可能と考えられるが、これらの情報の活用も物価指数の作成においては重要だろう。

例えば家計における第  $i$  財の市場での価格指数と数量をそれぞれ  $P_{it}^*$ ,  $Q_{it}^*$ 、第  $j$  店舗での観測価格と数量を  $P_{it}^{(s)}(j)$ ,  $Q_{it}^{(s)}(j)$  としよう。すなわちミクロ経済学で想定している代表的家計の価格  $P_{it}^*$  から特定の店舗で観察される価格データは乖離しうることを想定してみよう。物価指数は代表的家計が市場において購入する多数の商品価格から加重平均により計算される数値のことを意味している。第  $i$  財の連続時刻  $s$  (ただし  $t-1 < s \leq t$ ) における店舗  $j$  のデータは

$$P_{is}^{(s)}(j) = P_{it}^* \times \exp[U(i, j, s)], \quad Q_{is}^{(s)}(j) = Q_{it}^* \times \exp[V(i, j, s)]$$

と定式化しよう。ただし  $U(i, j, s), V(i, j, s)$  は連続時間の確率的ノイズとすることが考えられるが、確率過程の議論から連続パート、ジャンプパートで表現されるが、高頻度金融時系列と異なり、ジャンプパートの分析が重要だろう<sup>7</sup>。

ここで当局が目標とする公表系列は何らかのウェイト関数  $w_{is}$  ( $t-1 < s \leq t; i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$ ) を利用した、求めたい価格変化の系列は  $\int_{t-1}^t \sum_{i=1}^{N_s} w_{is} dP_{is}^*$ 、したがって基準時点  $t=0$  とするときの時刻  $t$  の価格指数系列は

$$\frac{\int_0^t \sum_{i=1}^{N_s} w_{is} dP_{is}^*}{\sum_{i=1}^N w_{i0} P_{i0}^*}$$

表現できるだろう (ここで  $N_s$  は  $s$  時点での品目数、通常はウェイトは  $w_{is} = P_{i,s-} - Q_{i,s-} / \sum_{j=1}^{N_s} P_{j,s-} - Q_{j,s-}$  とする)。これに対して観測データから計算される価格系列は店舗  $j$  におけるウェイト関数  $w_{is}(j)$  を利用して  $\int_{t-1}^t \sum_j \sum_{i=1}^{N_s} w_{is}(j) dP_{is}^*(j)$ 、したがって基準時点  $t=0$  とするときの時刻

<sup>7</sup>連続時間の加法過程ではブラウン運動のような連続経路をとる場合と Jump 経路に分解されるが (Ito-Levy 分解)、ここでは後者のタイプの統計分析が重要と考えられる。確率過程の数理的理論は例えば Ikeda and Watanabe (1989) にある。なお連続時間の物価と数量が確率的に変動すると見なす場合、時刻  $t$  において利用可能な情報集合を  $\mathcal{F}_t$  とすると価格  $P_t \in \mathcal{F}_t$ , 数量  $Q_t \in \mathcal{F}_{t-}$  とするのが自然な定式化と考えられる。

$t$  の価格指数系列は

$$\frac{P_t^*}{P_0^*} = \frac{\int_0^t \sum_{i=1}^{N_s} \sum_j w_{is}(j) dP_{is}^*(j)}{\sum_{i=1}^{N_0} \sum_j w_{i0}(j) P_{i0}^*(j)}$$

と表現できる。

しばしば用いられるスーパー・マーケットなど大規模店舗における高頻度 scanner データではかねてから連鎖指数により生じる chain-drift の検出が問題になっている。この問題について幾つかの Ivancic, Diewert and Fox (2022), J.de Haan, H.van der Grient (2011), は価格・数量における (スーパーマーケットにおける特売など) ミクロ・ジャンプによる chain-drift の影響は GESK 法, Rolling-GESK 法により改善できることを主張している。この主張についてどの様な意味で正当化が可能なのか、以下で示す簡単な統計的シミュレーションなどを含め、検討する必要があるだろう。

一般には高頻度データによる価格指数はノイズを含む価格と数量データから真の価格指数を求める確率過程を含む統計的問題として定式化できると思われる。連続時間  $s$  ( $0 \leq s \leq T$ ) とすると 2 時点の価格指数は離散近似の問題と関連する。既存の多くの研究では価格指数を連続時間の非確率的な連続関数として定式化しているが、確率論ではよく知られているように連続時間モデルでは関数の経路についての微分可能性は強すぎる仮定である<sup>8</sup>。

さらに、ここで取り上げた英国統計局による研究では英国の小売業実データではなく、シカゴの小売業データからサンプリングなどで作成した synthetic データの分析に基づいている。また統計局による論文であるから学術的な審査を受ける学術論文とは異なる側面もある。なお英国統計局が公表している物価指数の作成においてどこまで実用化しているかは研究途中でありなお不明である。同様の作業を研究者が個人で行うのはかなり大変であるが、例えば阿部 (2023b) の報告がある。日本においても日本の CPI についても欧米の統計局と共通する課題を抱えているが、この論文で紹介している内容について類似の研究、特に市場に存在する実データなどによる更なる検討が望まれる。

<sup>8</sup>例えば連続時間の確率過程であるブラウン運動は経路は連続であるが”至る所で微分不能”であることが確率解析における古典的結果として知られている。ブラウン運動など拡散過程ではない連続時間モデルとしては Jump 型確率過程が知られているがこの場合は経路は連続ではなくいたるところ微分可能とは限らない。例えばある小売店である週に限って特売を行うと、価格経路は価格変更時点で不連続になることから類推できる。価格変更時点が予測可能か否かによりさらに区別する必要がある

(ii). 連続時間の確率過程について

統計学的な観点からは、観測の時間間隔を短くとると確率変動をどうとらえるか、経済統計分野における多くの従来の価格指数の研究では見落とされているように判断される。そこでまずは簡単なシミュレーションにより実験してみることが考えられる。限られた範囲ではあるが、物価指数を巡りこれまでの多くの研究では不確実性が存在しない場合の離散時間モデルの延長として連続時間モデルを理解しているような印象を受ける。

ここで注意する必要がある問題は価格過程を確率過程の実現とみることが妥当な場合には、連続時間モデルと離散モデルではかなり様相が異なることがありうることである。ある消費者にとっては特定のスーパーマーケットのある商品の価格はあまり変化しないが、安売りや値上げなどは変化することがある。事前に価格変化がアナウンスされることもあるが、多くの場合はランダムにやってくると見なせる。ただし金融市場のような毎日に刻々と変化することは見られない。したがって、この間に高頻度データを用いた計量分析が発展した資産価格の統計的分析と異なり、消費財の連続時間における価格形成プロセスは未開拓な分野なのである。

ある  $i$  財 (財の数は  $N$ , 一般には時間の関数  $N_s$ ) について第  $j$  小売店 (店舗数  $J$ , 一般には時間の関数  $J_s$ ) の時刻  $s$  における価格水準  $p_{i,j}(s)$  が点過程にしたがっているとする。ある有限区間  $(0, T]$  に区分的に一定の価格戦略をとる小売店  $j$  がランダムに条件付き強度関数  $\lambda_j(s)$  により安売り (ジャンプ) 期間を設定すると考える。ここで価格ジャンプ時刻を  $0 < s_1 < s_2 < \dots$  とする。このとき供給価格はある係数過程  $d_{i,j}^p(s)$  を用いて

$$p_{i,j}^{(s)}(t) = p_{i,j}^{(s)}(0) \exp\left[\int_0^t d_{i,j}^p(s) N_j^p(ds)\right]$$

とするのが連続時間の確率過程としては自然な表現になる。ここで  $p_{i,j}^{(s)}(t) = p_{i,j}(t-1) \exp\left[\int_{t-1}^t d_{i,j}^p(s) N_j^p(ds)\right]$  であるから  $\mathbf{E}[\log(p_{i,j}(t)/p_{i,j}(t-1))] = \mathbf{E}\left(\int_{t-1}^t \mathbf{E}[d_{i,j}^p(s) \lambda_j(s) ds | \mathcal{F}_{t-1}]\right)$  となる。例えば強度関数  $\lambda_j(s) ds = \lambda_j ds$  ( $0 < s \leq s_1$ ),  $\lambda_j(s) ds = \lambda_d(s-s_1)$  ( $s_1 < s \leq s_1$ )  $\dots$  として価格変化  $d_{i,j}^d(s)$  は区分的に  $0$  または  $-d_1, d_2$  ( $d_1 > 0, d_2 > 0$ ) などをとる関数としてみよう。安売りの場合は一定期間 (普通は 1 週間?) のみ負の値、恒久的値上げの場合などもあり得る、 $N_j^p(s)$  は強度  $\lambda_j$  のポワソン過程 (点過程) とする。まずは安売りジャンプは各店舗でまず独立に一定期間のみで発生する場合は容易に考察できる。(マルチンゲール項  $\tilde{N}_j^p(s)$  は  $N_j^p(s) = \int_0^s \lambda_j(r) dr + \tilde{N}_j^p(s)$  により定められるので、compensator (トレンド) 項を別にする定式化もあ

りうるだろう。)

価格指数の作成は離散的、毎月  $t = 0, 1, \dots, T$  (1ヶ月を  $N$  分割して  $h = 1/N$  より連続時間  $N \rightarrow \infty$ 、したがって極限では連続時間の確率過程になる) とする。消費者の購買量は

$$q_{i,j}^{(d)}(t-) = q_{i,j}(0) \exp\left[\int_0^{t-} d_{i,j}^q(s) N_j^p(ds)\right]$$

と表現できるだろう (価格を見てから購入量を決定する)。

ここで一般の消費者は短期的には価格設定には関与できないので  $p_{i,j}(t) = p_{i,j}^{(s)}(t)$  とおくことが可能としよう。例えば安売りを一時的な価格戦略と理解するとある時刻に観察される価格は真の価格  $p_{i,j}^{(s*)}(t)$  にノイズが加わった数値と理解できるだろう。一つの解釈としては様々な消費者がいるという異質性 (heterogeneity) を考慮すると、安売りスーパーを素早く利用する価格変化に敏感な消費者は代表的消費者から若干の乖離が見られるということである。実際、安売りスーパーマーケットの客数は一時的に伸びるが、様々な理由から通常価格のスーパーマーケットの客数がゼロとはならないことが観察されている。こうした場合には何らかの方法で代表的家計が市場で直面する価格、真の価格を推定する必要が生じる。

ここで基準時点 0 とする連続時点の下位集計値は

$$p_i(t) = \frac{\sum_j p_{i,j}(t)}{\sum_j p_{i,j}(0)}$$

あるいは

$$p_i(t) = \frac{(1/J) \sum_j p_{i,j}(t)}{(1/J) \sum_j p_{i,j}(t-1)}$$

などとすることが考えられる。あるいは既存の scanner データによる方法では下位集計において各時点における数量情報を利用する方が一般的かもしれない。この場合には特定の店舗が一時的に大きく販売量を延ばす可能性などがありうるので、こうした店舗の個別効果を平均化するする必要はあるだろう。(すなわち短期的な供給・需要のアンバランス、不均衡を是正するには各財、各店舗など市場全体で考える必要があるだろう。) 連続時間の定式化ではラスパイレス (Laspyres) 価格指数は

$$P_L(t) = \frac{\sum_i w_i(t) p_i(t)}{\sum_i w_i(0) p_i(0)}$$

で与えられる。ウエイトは  $p$  が与えられた時に  $q$  が決まると見ると、例えば  $w_i(t) = p_i(t)q_i(t-)/\sum_i p_i(t)q_i(t-)$  で与えられる。またラスパイレス連鎖型指数は月単位で連鎖すると

$$P_L(t|t-1) = \frac{\sum_i w_i(t-1)p_i(t)}{\sum_i w_i(t-1)p_i(t-1)} \quad (t = 1, \dots, T)$$

となる<sup>9</sup>。

ここで述べている確率過程による解釈が有用となる具体例として東大指数(渡辺・渡辺(2013))を挙げておこう。同指数の説明では下位集計値を推定する際には店舗  $s$  ごとに 3 桁分類の商品群  $J$  の価格変化率の平均

$$\Delta p_{i,s}(t) = \frac{1}{J} \sum_j \frac{\log p_{i,j,s}(t)}{\log p_{i,j,s}(t-dt)}$$

により店舗データを集計しているようである。こうした集計法が結果として、各店舗でのマーケティング活動などの結果に影響され、下位価格が時間的にかなり変動する (volatile) ことになるのではと考えられる。また同指数の説明では HP フィルターによるスムージングされたトレンド推定値を上位集計で用いているようであるが、集計上のどの段階で統計的時系列分析におけるフィルタリング、特に特定の損失関数を仮定した HP フィルターを利用することの妥当性などはかなり不透明と思われる。パネル構造を持つ個票データの場合、どの段階で構成された時系列のスムージングを行うのか、などは定かではないと思われる。

なお、スーパーマーケットの各店舗から得られた scanner データを用いると、ラスパイレス型、パーシェ型の連鎖型指数を利用すると chain-drift が発生することが知られている (例えば Ivancic et al. (2011) 参照)。論文での議論を含め関連する文献では小売店における販売者・消費行動まで遡ることはあまり考察されていないように思われる。まずは chain-drift が生じる理由をシミュレーションで分析、異なる物価指数の挙動を分析することが重要だろう。下位指数と上位指数の集計、時間的スムージングのタイミングと連鎖指数などの処理をどうしたら良いかを検討する必要があるだろう。

実データ、あるいは合成データを用いたデータ分析は実際のあるデータについての結果という意味では現実的ではあるが、他方、真の価格過程

<sup>9</sup>連続時間モデル分析を離散近似する方法は実は様々考えられるが、既存の方法では確率的変動まで考慮していないように見受けられる。応用が期待されている GEKS などの多期間指数を始め時間的スムージングなども色々と考えられる。店舗レベルでのランダム性を考慮すると下位集計におけるスムージング法も意味があろう。



が未知の場合、結果の妥当性の解釈が困難な場合が少なくない。この問題については現実的な市場を想定した確率過程モデルによるシミュレーションは様々な設定を自由に行うことにより、連続時間と離散時間、下位集計と上位集計の妥当性、などを scanner データを巡る議論の理解を深めることが期待できることを指摘しておく。

### (iii). シミュレーション実験

以上のコメントで述べた幾つかの論点を例示する為に、できる限り単純な構造、しかし高次元の設定でシミュレーションを行った。各店舗では通常価格（11）と特売価格（9）の2通りの価格があるとして、離散確率過程にしたがい通常価格から特売価格に変更（あるいは特売価格から通常価格に戻る）すると仮定する。このときある店舗は価格 11 と価格 9 の間を上下するように 1,000 時点の系列を確率的に発生させ、さらに 300 店舗の価格 300 系列をたがいに独立な確率過程として発生させた。図 1(上)では 300 系列の価格変動を示しておく<sup>10</sup>。300 店舗の中では通常価格で販売している方が多いが、店舗が多いので幾つかの店舗では特売価格での販売がある。そうした店舗はランダムに発生、集計するとそれなりの数になる。結果としては販売価格の平均は変動することになる。この実験では、初期時点では平均して 80% の店舗は通常価格で販売しているものとした。さらに各時点において互いに独立に価格を変更している価格の平均値を計算、時点ごとの平均をプロットしたのが図 1(下)である。このシミュレーションでは初期点の設定により下向きのトレンドが出てくることが確認できる。

このシミュレーションではジャンプが起きる intensity(強度) は一定値 0.001 としたが、ジャンプの発生と平均トレンドの関係は図 1 により伺える。この場合にはランダムに安売りが起き、次に同一店舗でジャンプが起きると通常価格に戻ると仮定している。(安売り期間、開始時、終了時はランダムに決まっている。) このシミュレーションでは、ある初期値から出発した平均価格は時間が経過するにつれて期待価格 (300 店舗でランダムに実現する価格についての期待値) に収束するが、初期値に依存してトレンドの周りにランダムに変化する価格経路をとることが確認できる。また、このシミュレーションでは平均価格の前期からの比、すなわち価格指数 (price index) でみると、下落の期間がしばらくの間続いているこ

<sup>10</sup>シミュレーションでは離散時間におけるポワソン分布を利用、 $\lambda$  は 0.001 に設定、確率は小さいが、ジャンプ・サイズが  $2 \times 2 = 4$ 、すなわち「大安売り」、「閉店セール」の場合の値  $11 - 4 = 7$  となる。

とが分かる。

ここで例示したシミュレーションの設定を変えることにより様々な物価指数の経路を生成することが可能である。例えば安売りの期間や幅、安売りの行動の頻度を示す強度関数を変化させて実験することは興味深い。シミュレーション期間を 365、安売り期間を 10 期間に設定した例における価格指数の時系列的な推移を図 2 に示しておく。この場合には特売期間は短いので強度関数が一定にもかかわらず物価指数には時系列的に見ると上昇トレンドが生じてしまっている。

ここで二つのシミュレーション結果が生じる主な理由を図 3 で示しておいた。右側の図は第 1 のシミュレーション、左側は第二のシミュレーションにおける安売り店舗数の時間的推移を示したのものである。前者では安売り店舗数は時間とともに増加傾向にありピークでは約 1/3 に到達する。他方、後者ではわずかではあるが安売り店舗数は時間とともにわずかに減少傾向にあり、約 1 割程度である。二つのシミュレーションプロセスの強度母数は一定であるが、安売り販売戦略のわずかな変化からシミュレーション結果が生じているようである。こうした事情は各時点の価格分布を調べれば一目瞭然であるが、一例として図 3 に時点 60 における価格分布を示しておく。なお、念のためにこのコメントのために作成した R プログラムを付論に掲載しておく。例えばこれまでに提案されている様々な価格指数の挙動を詳しく調べることには興味があると思われるが、このコメントでは議論を省略する。

ここでこの実験の意味であるが、ある市場におけるスーパーマーケットで観察される価格変動は次のように自然に理解できるだろう。現代では異なるスーパーマーケット、各店舗ではそれぞれのマーケティングに基づく価格戦略を採用、品揃え、値引き、値下げ、値上げ、などを行っているが、市場は競争的であり多くの場合には互いに調整して価格設定は行っていない。したがって、ある時点で一時的な安売りをしているか否かは重要な変数であるが、観測可能ではないと考えられる。すなわちある時点の平均価格を計算する際の安売り店舗数はランダムに決まるので時間的に変動するので、平均価格も変動、物価指数にドリフトが生じることになる。

総じて、この単純なシミュレーションにより論文に対するコメントで述べた主要な論点を示している。なお、時点ごとの平均は日本の CPI の下位集計作業で実際に利用されている Dutot 型の指数と解釈することが可能ではないか、と考えられる。

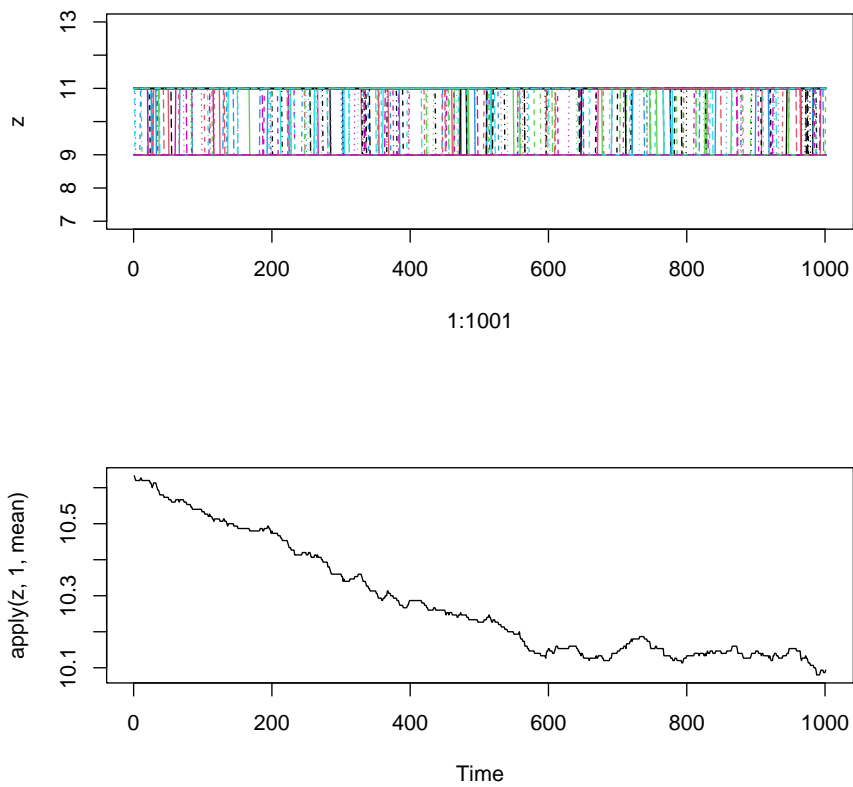


図 1: 高次元ポワソン・ジャンプ過程によるシミュレーション例 (1) : 価格変化 (上) と平均価格 (下) の時系列

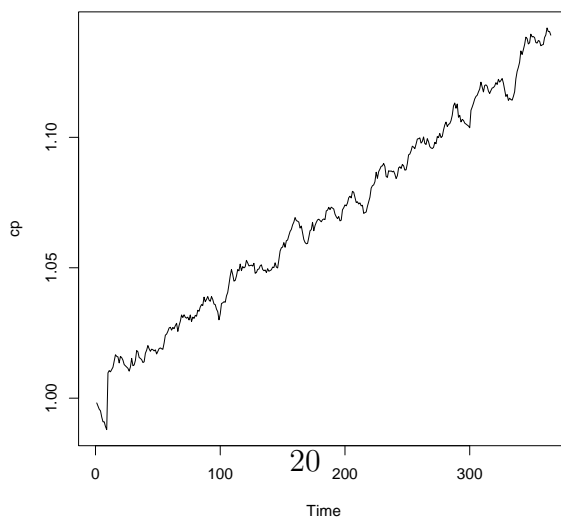


図 2: 高次元ポワソン・ジャンプ過程によるシミュレーション例 (2): 価格指数の時系列

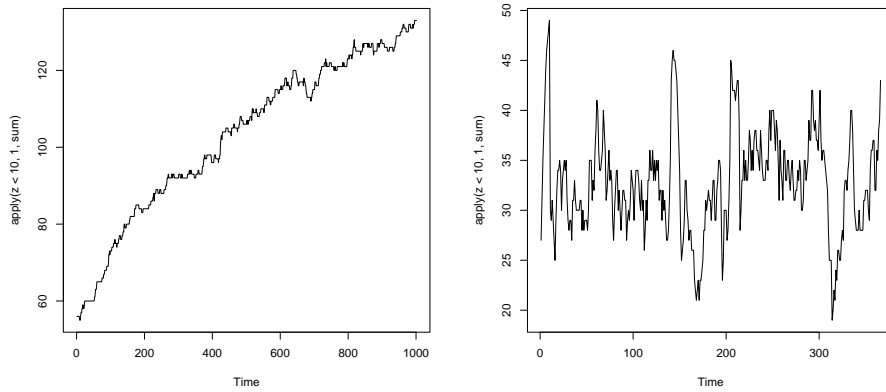


図 3: 高次元ポワソン・ジャンプ過程によるシミュレーション例:安売り店舗数の推移

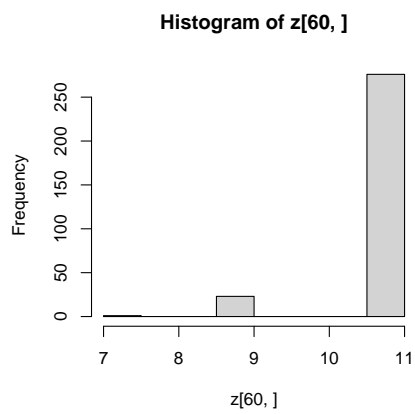


図 4: シミュレーションにおける時点 60 における価格分布

#### (iv). コメントの結語

近年では各国の統計局ではスキャナーデータによるCPIの作成を盛んに検討しているようである。英国統計局が公表している論文で検討している multilateral 価格指数とは統計的操作としては観測される時系列に関する一種の移動平均 (moving average) を行い前向きな時間方向での統計的フィルタリング (filtering) <sup>11</sup> を行っている、と解釈可能である。一部の統計作成当局では既に実際にスキャナーデータを利用した例もあるようだが、スキャナーデータを利用するとCPIに無視できないドリフトが検出されることが報告されている (Ivancic, Diewert and Fox (2011, JOE) など)。この付論で実験したシミュレーションは単純な多次元の確率過程ではあるが、実際に集計データにおいてドリフトが観察されるある種の理由を説明している、と考えられるのではなかろうか? こうしたシミュレーションを行うことにより (既存の文献にはあまり考慮されていないかもしれないが) 価格ドリフトを統計的に処理する解決手段、例えば適切な統計的フィルタリング法が見えてくるのではなかろうか。

なお本コメントで報告したシミュレーションはかなり単純な統計モデルであり、Poisson 分布の強度関数  $\lambda$  は各店舗で一定、ある初期値から出発して各店舗は互いに独立に安売り期間を設定、結果としては安売り店舗数は時間とともにランダムに変化、長期的には平均価格も定常分布に向かって変化するという設定であった。(しかし点過程では例えば強度関数がかかなり小さいと確率過程が定常状態まで収束するにはかなりの時間がかかることが知られている。) 実際に適用する為のより現実的なシミュレーションを行う為には scanner データから店舗の異質性を考慮した下で強度関数を推定、安売り分布は2値ではなくデータから推定、そうした経験的な情報を利用する必要などがあるだろう。ただしそうしたパラメータ値の推定法などは既存の統計的方法を利用すればよいと思われることをここでは指摘しておく。

最後に追加の一言を述べる。論文への単なるコメントを超えてここで示した簡単なシミュレーションを含むよる物価指数計測に関する詳細な統計的分析、さらに適切な統計的フィルタリング法の開発などは将来の課題である。また、近年では確率過程の統計学はかなり研究が盛んになっているが、このコメントで述べた問題のようにパネル構造を持つ大規模な高次元 Lévy 過程の統計分析には様々な検討すべき学術的課題もありそ

---

<sup>11</sup>連続型分布を持つ離散時系列に対する統計的フィルタリング法の標準的内容については例えば、北川源四郎「時系列モデリング入門」(2020, 岩波書店)、などがある。

うである。図4で示すように離散時間の各時点  $s$  における価格分布  $f_s$

$$f_s(P_{is}(j)) \quad (s = 0, 1, \dots, T, i = 1, \dots, N_s; j = 1, \dots, J_s).$$

ただし  $P$  は価格,  $s$  は時点,  $N_s$  は  $s$  時点における商品数,  $J_s$  は  $s$  時点における店舗数としておこう。こうした価格分布 (あるいは  $Q$  を数量として数量分布  $g_s(Q_{is}(j))$  を含めて) の観察値が各時点で得られるのであれば、短期的な安売り効果などを含めた価格指数の作成も比較的容易であると思われる。

こうした問題の統計的な視点からの定式化をさらに一般化して変数  $j \in J_s$  をランダムなサンプリングの可能性まで考慮すると、家計調査など公的統計における様々な系列の作成過程、個別時系列とクロスセッションによる代表指標を作成する時のデータ異質性の扱いに応用できそうである。云うまでもないことではあるが、既存の scanner データはマーケティング・ビジネスを行うために収集された特殊なデータと云ってもよい。この際、真の状態 (市場における真の価格系列) を推定するためにどの段階で状態スムージングを行うかなどは検討課題である。統計的データ分析ではサンプリングの誤差から真の状態の推定量の信頼性を確率的評価を得ることが一般的であるが物価指数についてはこれまであまり考察されていないようである。

なお幾つかの論点は今回のコメントの範囲を大きく逸脱すると思われるので他の機会に議論すべきだろう。このコメントは原論文を一読して気が付いた幾つかの基本的な問題を自由な立場から述べるにとどめる。こうした問題を検討する貴重な機会を与えてくれたという意味で関係者に特に感謝したい。

## 参考文献

- [1] 物価指数概論, 2023a, 阿部修人, 日本評論社.
- [2] 「スキャナーデータを用いた物価計測における諸問題」, 2023b, 阿部修人, 「統計」.
- [3] 消費者物価指数, 統計局 HP.
- [4] "Scanner data, time aggregation and the construction of price indexes," L. Ivancic. W.E.Diewert and K. Fox (2011), *Journal of Econometrics*, 151, 24-35.
- [5] "Eliminating chain drift in price indexes based on scanner data," J. de Haan, H.van der Grient (2011), *Journal of Econometrics*, 151, 36-46.
- [6] "New index number methods in consumer price statistics," 2020, Office of National Statistics.
- [7] *Stochastic Differential Equations and Diffusion Processes*, 1989, N. Ikeda and S. Watanabe (1989), 2nd Edition, North-Holland.
- [8] "A multilateral index system based on factorial approach," *Statistische Heft Statistical Papers*, P. Rao and K.S. Banerjee (1986), 297-313.
- [9] スキャナーデータを用いた日次物価指数の計測, 渡辺広太・渡辺努, Working Paper No. 008, May 27, 2013.
- [10] "Properties and Conditions for the Existence of a New Type of Index Numbers," *The Indian Journal of Statistics*, Sankya-B, Khmis, H.J. (1970), 81-98.
- [11] 北川源四郎「時系列モデリング入門」(2020, 岩波書店),

## 付論：Rプログラム

この付論ではコメントで述べたシミュレーションのRプログラムを添付しておく。  
二つのプログラムはいずれも設定が単純なので短いプログラムである。  
なおRはフリーソフトなので自由にRサイトよりダウンロード可能である。

```
#simulation 1 witten by S. Sato (2023-12-6)
```

```
z <- NULL
for(i in 1:300)
z <- cbind(z, cumprod(c(ceiling(runif(1) > 0.2)*2-1, 1-2*rpois(1000, 0.001))))+10)
#zは(期間数n)x(店舗数p)の行列, ここではn=1,000, p=300に設定
#各店舗は初期値より強度0.001のポワソン分布により安売りを設定
matplot(1:1001, z, type="l", ylim=c(7, 13))
plot.ts(apply(z, 1, mean))
plot.ts(apply(z < 10, 1, sum))
```

```
#simulation 2 witten by S. Sato (2023-12-13)
```

```
tokubai10 <- function(x) {
n <- length(x)
id <- seq(n)[x < -0.9]
id <- id[id < n-12]
if(length(id) > 0) {
for(i in seq(length(id))) {
x[id[i]+(1:10)] <- c(rep(1, 9), -1)
}
}
return(x)
}
```

```
#特売期間を10日間に設定する関数
#特売が開始されると10日目に元に戻るよう設定
#次に期間365日, 300店舗のシミュレーションを行う
```

```
z <- NULL;
for(i in 1:300)
z <- cbind(z, cumprod(tokubai10(c((runif(1) >
0.1)*2-1, 1-2*rpois(365, 0.01))))+10);
z[z > 11] <- 11
matplot(1:366, z, type="l", ylim=c(7, 13))
plot.ts(apply(z, 1, mean))
plot.ts(apply(z < 10, 1, sum))
n = nrow(z)
rz = z[-1, ]/z[-n, ]
matplot(1:365, rz, type="l")
plot.ts(apply(rz, 1, mean))
p=apply(rz, 1, mean)
plot.ts(p)
cp = cumprod(p)
plot.ts(cp)
```



# 日本の消費者物価指数の課題

阿部修人

一橋大学経済研究所

## 1 日本の消費者物価指数の沿革

日本の物価計測の歴史は、明治 26 年に設置された貨幣制度調査会が、海外の指数作成方法を参考にした指数を基に始まり、その後 100 年以上にわたって発展してきた。明治中期には、農商務省や朝日新聞社、東京商業会議所、そして日本銀行も東京卸売物価指数の作成を行っている。小売物価指数については、日本銀行と商務省が大正期に公表を開始し、これも長い歴史を持つ<sup>\*1</sup>。現在の消費者物価指数につながるものは、昭和 21 年に連合国最高司令官総司令部 (GHQ) の指示で開始された近代的な標本理論<sup>\*2</sup>に基づく『消費者価格調査』であり、家計支出と購入価格の両方の情報が収集された。この調査に基づき昭和 21 年から 23 年、太平洋戦争の混乱が残る時期においてフィッシャー指数が作成された。その後、フィッシャー指数に代わってラスパイレス指数が採用され、昭和 25 年には価格調査が家計の購入価格ではなく、店舗における販売価格を収集するようになり、『小売物価統計調査』として家計収支の情報を担う『消費実態調査』(昭和 28 年以降は『家計調査』) から分離された。昭和 30 年以降、基準改定を 5 年ごとに行う現在の消費者物価指数に近いシステムが構築された。昭和 40 年には指数の対象範囲が全国に拡大され、昭和 45 年には帰属家賃を含む総合指数の作成が始まった。平成 12 年 (2000 年) には、POS データに基づくヘドニック法を用いた価格指数算出が一部の商品に適用されたことが、特に大きな変化である。小売物価統計調査以外の情報を基にした価格情報の利用は 30 年以上前に始まったが、2020 年基準でのヘドニック法の適用対象はパソコン、カメラ、テレビの 3 種類に限られており、大枠では昭和 30 年のシステム、つまり一部の特例を除き、小

---

<sup>\*1</sup> 日本銀行が小売物価指数の調査を開始したのは明治 37 年であるが、これは内部資料であり公表されず、大正 12 年の関東大震災で資料が失われてしまった。日本の物価統計作成の歴史については森田優三 (1935) が詳述している。

<sup>\*2</sup> 無作為抽出の導入など、太平洋戦争後の日本政府統計改革の経緯については森田優三 (1980) を参照。

売物価統計調査を用い、下位集計はデュト指数に、上位集計はラスパイレス指数に基づくシステムが現在も続いている。

## 2 スキャナーデータ活用の長所と懸念事項

1996年12月にアメリカ合衆国上院によって組織された消費者物価指数諮問委員会が「生計費のより正確な計測へ向けて」と題する最終報告書を提出した。この報告書は、委員長であったスタンフォード大学のミカエル・ボスキンの名を冠してボスキンレポートとして知られ、米国の消費者物価指数（CPI）に関連する多岐にわたる問題を扱い、スキャナーデータの使用を提案するなど、米国のみならず世界各国のCPI算定方法に大きな影響を与えた。ボスキンレポートから25年が経過した今日においては、スキャナーデータは日本を含む多くの国でCPI算定に利用されている。このデータは、伝統的な価格調査に基づくデータと異なり、経済学やマーケティング分析で頻繁に活用されている。特に、店舗のPOSレジの記録に基づく取引データは、実際の取引の数量と価格の両方を捉えることができるため、CPI算定には特に適している。伝統的な物価指数に比べて、スキャナーデータを使用することでより高精度な統計の作成が可能であるとされている。

スキャナーデータは、CPI算定において、(1) テレビやパーソナルコンピューターなどの耐久消費財の品質調整を行うヘドニック推定の基本データとして、そして(2) 加工食品や日用品など「通常」の商品の価格指数の測定において利用されている。日本ではスキャナーデータの使用が(1)に限定されているが、多くの国では(1)に加えて(2)の目的でも活用されている。ノルウェーでは1990年代後半から、またスイス、オランダ、デンマーク、スウェーデン、ベルギー、イタリア、オーストラリア、ルクセンブルク、ニュージーランドでもスキャナーデータが使用されている。スキャナーデータを消費者物価指数作成において活用するメリットは多々あるが、特に下記は重要なものである。

- 店舗における提示価格ではなく、実際の取引価格を知ることができる
- 取引における数量の情報も利用可能である
- 小売店のレジからデータを自動的に送るシステムを構築すれば、小売価格を調べるために調査員を派遣する必要がない
- 代表的品目のみならず、取引されているほぼすべての商品の価格や数量の情報を得ることができる
- 多くの店舗の情報を高頻度で集めることが可能である

新型コロナ禍により、統計調査員が全国を移動して調査を行うことが困難であった時期

には、インターネット経由でデータを収集できることがスキャナーデータの活用における大きな利点となった。さらに、日本のように特売による販売が頻繁に行われ、特売の頻度や値下げ率が市場の動向に応じて変動する場合には、特売による取引の実態も反映できることが、実体経済の把握において重要な意義を持つ。<sup>\*3</sup> 一方、スキャナーデータ利用に関しては、下記のような懸念事項もある。

- データ入手に多額の金銭的負担が発生する可能性がある
- データの入手が特定の市場調査委員会に全面的に依存する可能性がある
- 店舗の選択が地域代表性を確保しているか否か確認することが困難
- データ加工に労力がかかる
- 商品の詳細情報の確認に手間がかかる
- 多数の商品が頻繁に入れ替わるため、標準的な指数算式では対応できない事態が発生する

上記のうち、最後の、商品の入れ替えに伴う問題については後の章で詳細に議論することにし、ここではその前の五点について議論したい。スキャナーデータの基礎となるPOSデータは、各店舗で生成される。原理的には、統計局が各店舗からPOS情報を入手することも可能であるが、店舗が大きな企業グループの加盟店、あるいはその子会社である場合、その本部から全店舗のPOSデータ、または日次や週次に集計した情報を入手することができるだろう。ウォルマートやテスコ、カルフルーといった大規模小売チェーンが日本の小売業で大きなシェアを占めている場合、これら大規模チェーンの本部との交渉によりデータを入手することが可能になる。本部との交渉では、データ提供の見返りとして金銭による支払いではなく、各種統計調査の免除など、多くの交渉材料を検討することができるだろう。しかし、日本の小売業、特にスーパーマーケットにおいては、他国で見られるような大規模チェーンは少なく、地域ごとに独自の経営を行うスーパーマーケットが多いため、日本全国のスキャナーデータを入手するためには、統計局は多大な労力を払わなければならない。現在、日本の小売店舗のスキャナーデータはインテージ社やマクロミル社、日本経済新聞社などが独自のネットワークを構築して収集しており、通常、これらの情報の利用料金は高価である。また、大規模なデータを提供しているインテージ社でさえも、カバーしている店舗数は日本全体の小売業の店舗数に比べるとわずかである。したがって、市場調査会社からデータを統計局が入手する場合、市場調査会社のデータ収集

---

<sup>\*3</sup> 東日本大震災直後、関東地域では急激な需要増加に対応するため特売頻度が落ちたことが知られている。詳しくは森口千晶 et al. (2015) を参照せよ。

ポリシーに結果が依存する可能性があり、国の基本統計が少数の調査会社の動向に依存してしまうリスクがある。統計局が独自に各地のスーパーマーケットなどの小売店と POS データ提供契約を結ぶことが望ましいが、各小売店にとってデータを統計局に提供するインセンティブは乏しく、多くの異なるスーパーマーケットチェーンと統計局がそれぞれ独自に契約を結ぶことは、現段階では非現実的であると考えられる。

各店舗と独自に契約を結び、大規模なスキャナーデータが統計局に集中して提供されたとしても、そのデータの加工には大きな手間がかかる。日本の商品には Japanese Article Number (JAN) と呼ばれる商品コードが付されており、その商品コードにより異なる商品を識別することは原則として可能であるが、同一の商品コードを異なる商品に対して使用するケースが頻繁に生じている。そのため、日本の市場調査会社は、独自の商品コードを JAN コードに付加する形で作成し、同一コードであっても異なる品質・属性を有する商品を識別できるようにしているが、これには多大な労力が必要である。この作業を統計局が行うことは困難であると考えられる。多くの店舗のデータおよび正確な商品コードの情報が入手できたとしても、それらを集計して指数化する際には数多くの課題がある。第一に、非常に多くのデータを集計する際の計算負荷は、現代の高性能コンピュータでも過小評価できない。週次で数万店舗の商品売上情報を一度に処理するには、大規模な計算システムが必要であり、冗長性を確保するためには、さらに大きなシステムが必要になる。ただし、スーパーコンピュータが必要なスケールではなく、計算用サーバーが複数あれば対応可能である。より深刻な問題は、商品が入れ替わる場合の指数算出の問題である。

### 3 商品が入れ替わる場合の指数算式の問題

今日広く用いられているラスパイレス指数やパーシェ指数、学術的に評価の高いフィッシャー指数、およびアメリカ合衆国で C-CPI-U の計算に用いられているトルンクビスト指数など、これら指数算式は商品の入れ替わりを想定していない。商品の変化に関する問題は、17 世紀の Vaughan (1675) の時代から認識されており、19 世紀に Marshall (1887) によって提案された連鎖指数によってその影響を軽減させることが可能であると言われていた。連鎖指数には理論上の多くの問題が存在するが、1993SNA での採用が推奨されるなど\*4、公的統計で使用される傾向にある。日本では、実質国内総生産のラスパイレス数量指数に連鎖指数が用いられており、インプリシットデフレーターは連鎖パーシェ指数によって作成されている。

---

\*4 Hill (1993) を参照

商品レベルのスキャナーデータでは、加工食料品や日用品、耐久財など商品の入れ替わりが激しいカテゴリーで、基準変更が5年に一度行われる場合、その期間中に90%以上の商品が消滅し、新商品に置き換わることは珍しくない<sup>\*5</sup>。したがって、現在の日本の公的消費者物価指数で採用されているような5年に一度の基準時改定を行う直接指数では、多くの商品が入れ替わってしまう。スキャナーデータを用いなくても、商品交代の影響は甚大である。現在の日本の消費者物価指数では、テレビ、パソコン、携帯電話を除き、スキャナーデータは使用されておらず、代表的な商品の価格情報のみが収集されている。商品が入れ替わった場合の新旧商品間の価格の接続は担当者が判断している。例えば、アイスクリームが100円から120円に値上がりし、容量が20%増加した場合、通常は容量単価は不変とされ、物価指数では価格差は反映されない。しかし、品質や容量に変化がないと担当者が判断した場合、20%の値上げが物価指数に反映される。スキャナーデータのように一つのカテゴリーに関して数百以上の商品があり、新旧商品の対応がはっきりしない場合にこのような主観的な判断を行うことは、新旧商品間の品質比較を除き、ほぼ不可能である。そのため、スキャナーデータを使用して物価指数を作成する際には、一部の耐久財を除き、新商品と旧商品の接続をせず、基準時と比較時、または前期と今期の価格のみを使用して計算されることが多い。しかし、そのようにして作成される連鎖指数には深刻な問題が生じることがある。

阿部(2023b)は日本のインテージ社が提供している週次スキャナーデータを用い、スキャナーデータを用いた時の連鎖指数の問題を整理している。そこでは、図1のように、ラスパイレス算式ではその連鎖指数が非現実的な値になることが報告されている。なお、図1はインテージ社が提供している週次の店舗における洗剤のデータ(SRI+)を用いている。

図1は、ラスパイレス指数を2006年第1週から連鎖指数でつなげていったものである。2006年第一週を1としているので、数年間で物価は1000倍以上になるという、猛烈な価格上昇が生じていることになる。連鎖指数と直接指数の乖離は連鎖ドリフトと呼ばれ、指数理論における長年の主要研究課題の一つである。連鎖ドリフトの発生に関しては、詳しくは阿部(2023b)を参照してもらいたい。パーシェ指数にも深刻なドリフトが発生し、またフィッシャー指数やトルンクビスト指数においても、やはり非現実的なドリフトが発生してしまう。

このような場合は下記で定義されるジェボンズ指数を用いることで、連鎖ドリフトの発生を防ぐことが出来ることが知られている。

---

\*5 阿部修人(2023a)を参照

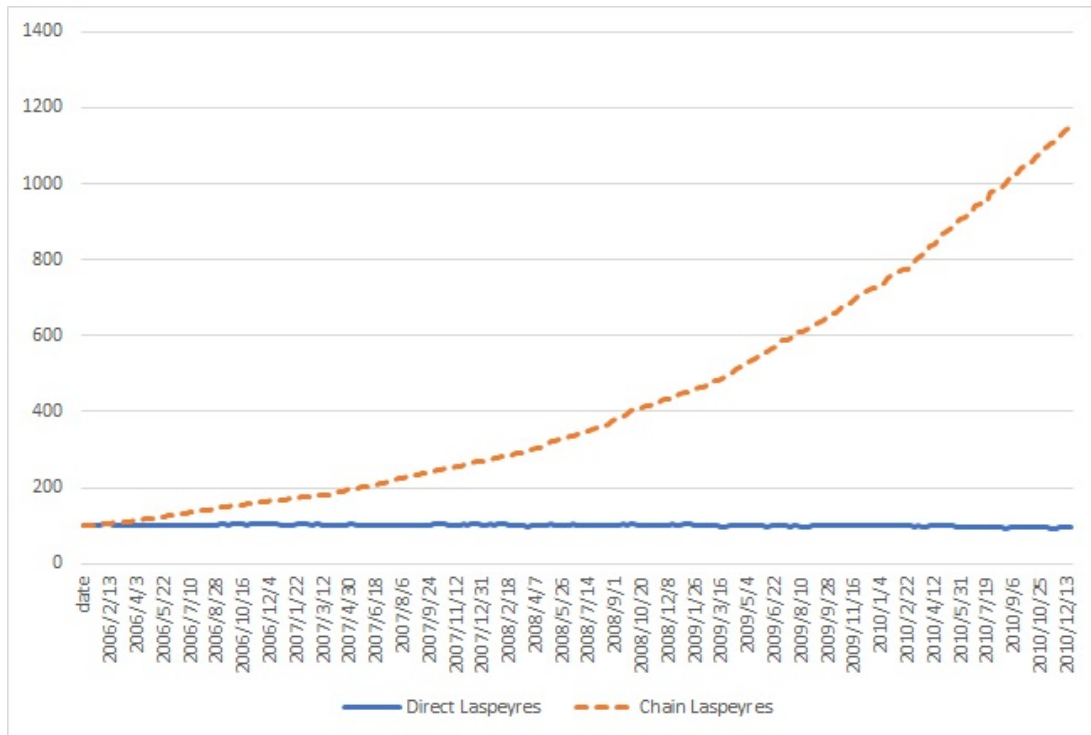


図 1: Chain and Direct Laspyres Indices

$$P^J(0, t) = \prod_{i=1}^N \left( \frac{p_{i1}}{p_{i0}} \right)^{1/N} \quad (1)$$

ジェボンス指数はスキャナーデータを用いて物価指数を構築している各国統計局で広く採用されている。計算が容易で理解しやすい指数算式であるが、数量情報を用いておらず、支出シェアの大きい「重要」な商品とシェアの小さい「些末」な商品を同様に扱うという性質がある。また、この指数を消費者理論に基づいて正当化することも困難である。しかしながら、ジェボンス指数の、連鎖ドリフトが生じないという利点は、商品が入れ替わる時には成立しない。阿部 (2023b) が示しているように、商品価格が、商品のライフステージで異なる時、例えば登場時の価格が一番高く、市場から撤退する前に価格が下落するようなどきには、ジェボンス指数には深刻な負の連鎖ドリフトが生じてしまう。したがって、スキャナーデータを用いてジェボンス連鎖指数を用いる場合、物価指数に負のバイアスが生じる可能性が高い。

連鎖指数のような Multilateral 指数における連鎖ドリフトを回避する手法として、これまでは、(1) GEKS (Gini– Elteto – Koves –Szulc) 法、(2)GK (Geary–Khamis) 法 (3)

TPD (Time Product Dummy) 法の三種類が考案されてきた。その中で今日の物価指数算式で頻繁に用いられているのは (1) の GEKS 法である。

0 期と  $t$  期の間にある任意の 2 時点、 $j, k$  間における物価指数、通常はフィッシャー指数かトルンクビスト指数、を  $PI_{jk}$  としよう。このとき、GEKS 法による 0,  $t$  時点間の物価指数は下記で定義される。

$$P_{0t}^{GEKS} = \prod_{l=0}^t (P_{0l} \times P_{lt})^{\frac{1}{M}} \quad (2)$$

GEKS は、2 時点間の物価を、第 3 時点を経由した連鎖指数とし、その第 3 時点、想定される全ての期間 (0 期と  $t$  期も含む) を考え、機械的な単純幾何平均をとったものである。この手法で計算される物価指数  $P_{0t}^{GEKS}$  には連鎖ドリフトが生じない。そして、フィッシャー指数を用いて計算する限り、物価指数と数量指数を乗じると価値指数 (2 時点間の支出総額の比) に一致するなど、望ましい性質を有している。一方、指数理論上はいくつか望ましい性質を有することがわかっている。一方、この計算方法には経済学的な根拠がなく、0 期と  $t$  期の価格が全く同一であっても  $P_{0t}^{GEKS}$  は 1 にならない、など、指数理論上もいくつかの深刻な問題を有している。GEKS に基づくスキャナーデータを活用した連鎖指数はオーストラリア統計局が実装している。しかしながら、毎月物価を新たに計算していく場合、たとえ GEKS を採用しても、やはり連鎖ドリフトから逃れることはできないことが知られている。詳細は阿部 (2023a) を参照してもらいたいが、毎月新たなデータを収集し、GEKS を計算すると、過去の値も遡って改定される。新たなデータが収集されたとき、通常は、計算する期間幅 (Window Length) を一定とする、Rolling Window Estimation が用いられる。そして、この Rolling Window を GEKS に適用すると、本来連鎖ドリフトが生じない GEKS の指数に、再び連鎖ドリフトが生じてしまうのである。これは現在の指数作成におけるフロンティアであり、解決策としては、GEKS を維持するなら、Window Length を一定とせず、初期時点を固定する場合の方法しかないが、その場合、過去の値が変化していってしまうし、そもそも、GEKS を計算する場合、全期間にわたって存続する商品の存在が不可欠であるが、そのような初期時点が過去になるほど、そのような商品は減っていき、いずれはゼロとなり、物価指数を計算出来なくなってしまう。

## 4 Shrinkflation

新型コロナウイルス感染症の流行以降、世界的な物価上昇が起こり、その中で Shrinkflation、つまり商品の容量を減らすことによる実質的な価格上昇が頻繁に見られた。容量調整による実質的な価格上昇は日本ではよく知られた現象であり、近年では世界中の統計担当者の間でも注目されている。新商品を以前の商品と同じ提示価格で提供しつつ、容量や品質を低下させた場合、一般に物価が上昇したと感じられる。しかし、連鎖指数や GEKS を使用しても、この種の価格上昇は物価指数に反映されない。GEKS では、商品価格は商品コードに紐づけられ、品質調整は基本的に行われていない。Shrinkflation は品質調整が必要な価格調整の一例であり、Shrinkflation が価格調整の主要な手段となる場合、GEKS に基づく物価指数からはそのような価格調整を把握することができないのである。

Shrinkflation は、日用品や加工食料品の物価計測においてスキャナーデータの利用を進めている国々の統計局にとって深刻な問題である。耐久消費財の場合、製品の性能に関する詳細な情報が利用可能であり、製品の種類も比較的限られており、ヘッドニック推計などにより財間の品質差を考慮することが原理的には可能である。しかし、加工食料品や日用品のように対象となる商品数が多く、かつ利用可能な商品情報が製造企業と容量に限られている場合は、商品間の品質の相違を定量化することはとても困難である。このような状況では、Shrinkflation に対応するためには、利用可能な限られた商品情報からメーカー別の容量単価を使用する他に方法がほとんどないが、この場合、容量以外の品質情報はすべて無視されてしまう。高価なアイスクリームと廉価なアイスクリームを容量単価をもちいて集計すること、すなわち商品間の様々な品質差を無視することに対しては、経済学者ならずとも、の多くの人は抵抗を感じるだろう。Shrinkflation への対応は、現在の指数理論の研究者や実務家にとって緊急の課題であるが、根本的な解決策はまだ見出されていないのが現状である。

日本では、スキャナーデータの使用は一部の耐久消費財に限られており、加工食料品や日用品には適用されていないため、Shrinkflation による統計作成上の問題は生じていない。しかし、これは日本が Shrinkflation に効果的に対応しているとは必ずしも言えない。代表的な商品の価格のみを用いている日本の物価指数では、代表的商品以外の商品価格が変化した場合、それが反映されないためである。また、加工食料品における代表的商品に変化が生じた場合、新旧商品間の品質の相違に関しては限定的な対応しかしていないのが実情である。



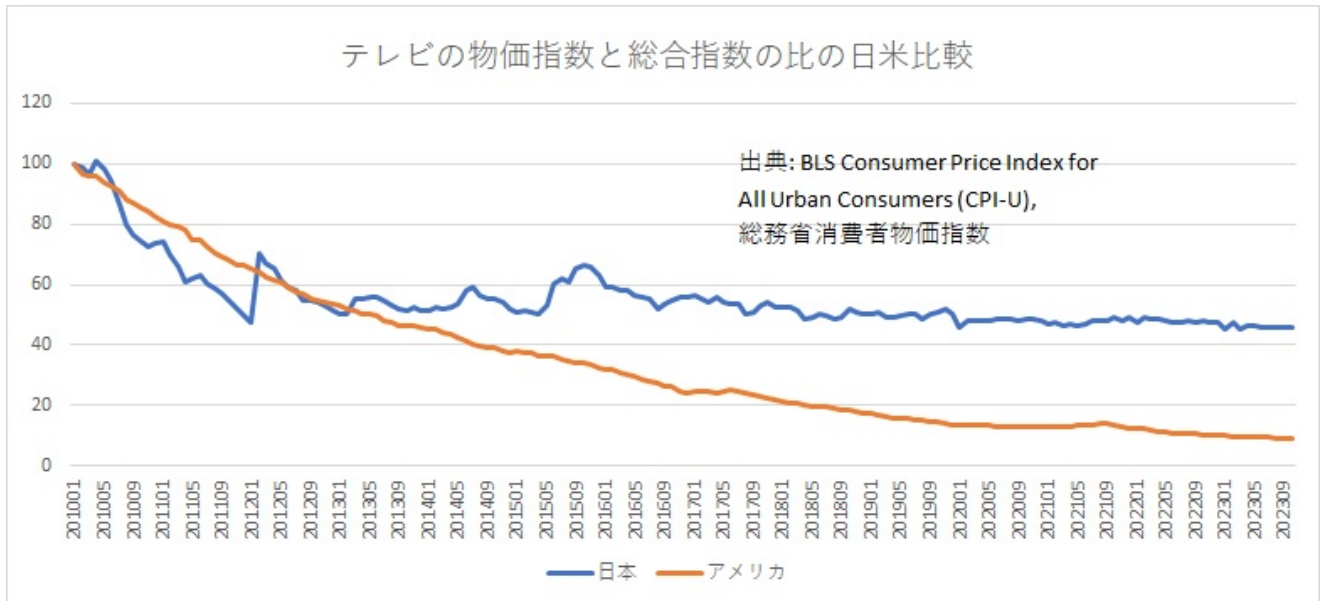


図 2: テレビの物価指数の日米比較

## 5 ヘドニック推計

日本において唯一、スキャナーデータが公式消費者物価指数で用いられているのは、テレビ、パソコンおよびカメラの耐久消費財である。そこでは、通常、下記のようなヘドニック推計と呼ばれる推計が行われている。

$$\ln p_{i,t} = \alpha + \beta \cdot Time + \sum_k \gamma_k \cdot z_{i,k} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

ここで  $z_{i,k}$  は商品に関する情報であり、例えばテレビであればサイズ、HDMI の数、チューナーの数、等である。実際のヘドニック推計では上記のような線形回帰のみならず Box-Cox 変換などが行われている可能性がある。そして、日本では 2020 年からテレビのヘドニック推計が始まっており、それまではある特定メーカーによる 32 インチ液晶テレビの価格が長い間使われてきた。なお、日本では、現在、二時点間の情報のみを用い、そこで生じる第二時点ダミーが物価指数となる。

図 2 は、日米におけるテレビの消費者物価指数の違いを示している。具体的には、両国の品目別物価指数におけるテレビと総合指数の比を 2010 年 1 月を 100 として描いたものである。図から明らかなように、2020 年のテレビの物価水準は両国で大きく異なる。無論、両国では購入されるテレビのメーカーやサイズ、および税率に違いがあるため、二つ

の物価指数が全く同一になることは考えられないが、テレビのように、すでに多くの家計に普及しており、輸出入が行われている商品に関して、ここまで大きな物価の差が生じることは不自然である。これは、両国におけるテレビの品質調整方法の違いを反映していると考えerほうが自然である。どちらの国の物価指数が正しいかを判断することは本考察の範囲を超えるが、アメリカで観察されるテレビ価格の一貫した下落はテレビの品質向上を反映しており、一方、日本では2012年以降テレビの価格が一定、すなわち品質向上がほとんど生じていないか、品質向上を打ち消すようなテレビ価格の上昇が生じていることになる。テレビに関しては、アメリカの物価指数系列のほうが筆者には説得的である。なお、アメリカ合衆国ではテレビや冷蔵庫などの耐久消費財のみならず、衣料についても広くヘドニック推計が行われている。日本では冷蔵庫や洗濯機などの耐久消費財についてもヘドニック推計が行われておらず、そのため、対象製品が入れ替わると、物価指数は不連続に大きく変化する傾向があり、対象カテゴリー商品の価格動向と異なる動きになる可能性は否定できない。

## 6 その他結語に変えて

日本の公式消費者物価指数 (CPI) はラスパイレス指数の採用で知られている。一方、ヨーロッパ諸国では、国際的な比較を可能にするために Harmonised Index of Consumer Prices (HICP) が作成されており、ここでも上位レベルでの推計にラスパイレス指数が用いられている。ただし、下位品目については各国に一定の裁量が認められており、Gearly Khamis 法の改良型や GEKS、Jevons 指数等、様々な指数算式が用いられている。アメリカ合衆国では、上位集計においては、ラスパイレス指数が採用されているが、参考指標として連鎖トルンクビスト算式を用いた指数も作成されている。日本では、詳細な家計調査が毎月行われているため、理論的には月単位の連鎖指数やパーシェ指数の作成も可能である。阿部修人 (2023b) は、家計調査データを基にパーシェ指数やフィッシャー指数、さらには様々な連鎖指数の計算を行い、それぞれが日本の物価動向を異なる観点から示している。公式統計として直接ラスパイレス指数を作成する場合でも、アメリカの例に倣い、参考系列として多様な物価指数を提供することは日本においても実現可能である。異なる物価指数は、物価動向の多面的な理解を可能にする。一つの指数だけでは把握できない物価の側面が、ラスパイレス指数に加えてパーシェ指数や連鎖指数を併用することで明らかになることがある。例えば、2019年秋から実施された幼児教育・保育の無償化により、3歳児以上の保育料が実質無料となり、価格・支出がゼロになったが、ラスパイレス指数では過去の有償時代の支出ウェイトが引き続き使用されるという矛盾が生じていた。このよ

うな状況は、パーシェ指数やフィッシャー指数を使用することで緩和される可能性がある。指数の作成方法に関しては、新たな提案が多くなれさせている。とくにスキャナーデータの活用に関しては、その潜在力と問題について様々な議論が展開されている。公的統計のあるべき姿の一つとして、その時代における、最も信頼できる、そして正確な計測・集計手法を用いる事であろう。日本経済状況を映し出す鏡として重要な役割を担う消費者物価指数は、その課題もまた多いと言える。

## 参考文献

- Hill, Peter, *Price and Volume Measures System of National Accounts 1993*, Eurostat, IMF, OECD, UN, and World Bank,
- Marshall, Alfred, “Remedies for Fluctuations of General Prices,” *Contemporary Review*, 1887, (51), 355–375.
- Vaughan, Rice, *A Discourse of Coin and Coinage*, The Basset, 1675.
- 森口千晶, 阿部修人, and 稲倉典子, 東日本大震災が消費支出と物価に与えた短期的影響 : 高頻度データによる実証分析 震災と経済, 東洋経済新報社,
- 森田優三, 物価指数の理論と実際, 東洋出版社, 1935.
- , 統計遍歴私記, 日本評論社, 1980.
- 阿部修人, “スキャナーデータを用いた物価計測における諸問題,” 統計, 2023a, (6月号), 12–22.
- , 物価指数概論, 日本評論社, 2023b.

# 住宅のサービス価格の測定<sup>1</sup>

清水千弘

一橋大学ソーシャル・データサイエンス研究科

2024/01/16

## 1. 耐久消費財の測定

物価の測定において、時間を超えて消費が可能な耐久消費財の測定は、多くの困難さが存在している。自動車、住宅、パソコンなどが該当するが、取得されたのちに、そのような財は減価償却が始まる。それは、会計的な償却ではなく、経済的な価値として減価していく。その減価には、使用によって物理的に減価していくというだけでなく、新しい性能を具備した財が誕生することで、機能的にも陳腐化してしまうという問題に直面する。加えて、それらの耐久消費財は品質にばらつきが存在するため、物価指数の測定においては、品質調整問題も同時に解決しなければならない。

物価指数における耐久消費財の測定を取り巻き、未だに国際的に合意が得られていない、そして最も重要な課題は、「住宅のサービス価格の測定」であると言っても良い。一般的に、物価指数の推計における耐久消費財のサービス価格の扱いは、それを購入した後に時間を超えて利用されるために、その購入額を商品の耐用年数に応じて各期に割り振られる形で測定される。それは、取得額測定法(acquisitions approach)と呼ばれる方法である。しかし、経済理論に照らせば、物価指数を生計費指数として捉えた場合には、その財を使用することの費用を測定する方が好ましい。とりわけ財の寿命が長くなるほどに、サービス価格を取得額から類推していくことには様々な問題が出現する。そのため、その測定においては、代替的な複数の方法が提案されてきた。

もしその財に賃貸借市場が存在するのであれば、その耐久消費財が使用される期間の賃借料を測定すればよい。これは、「等価家賃法」(rental equivalence approach)というものである。住宅のサービス価格の推計方法として、国民経済計算の測定方法の体系を示したUnited Nation(1993)および欧州統計委員会(EuroStat (2005)、EuroStat-OECD (2013))では、同手法の採用を推奨している。また、その財の再販売市場が存在するのであれば、その財を購入してから売却するまでの間に発生する費用を測定すればよい。これは、ユーザー・コスト法(user cost approach)と呼ばれる。

住宅のサービス価格の推計において、それぞれの手法ごとに、優位性と課題がある。取得額測定法は、統計局においては、その概念や測定方法が他の耐久消費財の測定手法と同じであるために親和性があり、等価家賃法やユーザー・コスト法と比較すれば容易に測定

---

<sup>1</sup> 本稿は、「清水千弘(2018), 「住宅サービスはどのように測定すべきか?—持ち家のサービス価格測定を巡る議論を中心として—」 土地総合研究, 第26巻第4号, 14-24.」を加筆したものである。

ができるという利点を持つ。つまり、等価家賃法やユーザー・コスト法のように、難しい測定(imputation)は必要としない。しかし、取得額測定法を車や住宅のように寿命が長い財に適用しようとする、価格変動が大きい場合には、各期間の正確な消費水準を測定することができないという問題に直面する。保有期間において、マクロ経済的なショックが加わったときには、その取得額は急激に変動してしまうためである。

このような問題が古くから指摘されてきたため、住宅のように寿命が長い耐久消費財においては、等価家賃法またはユーザー・コスト法に代表される他の方法によって測定される方が良く、というコンセンサスは広く得られているものとする。

住宅のサービス価格の測定は、物価指数や国民経済計算における比重が大きいといった測定論的な問題だけでなく、金融政策をはじめとする経済政策のターゲット指数といった意味で、つまり経済測定における相対的な社会的な重要性といった観点からも、その精度を高めていくことが要求されている。

住宅のサービス価格は、家計の効用関数の重要な要素となるだけでなく、資産価格の変動を財・サービス市場へと伝搬させるためのチャンネルとしての役割を持つ。消費者物価統計においては、家賃は全体のバスケットのおおよそ四分の一のシェアを占めている。また、住宅資産は、家計の資産全体の大きな比重を占める。そのため、Goodhart (2001)は、住宅市場は「資産市場と財・サービス市場を結ぶ最も重要な結節点である」、と指摘する。つまり、住宅のサービス価格の測定は、物価指数の測定の目的を超えて、他の経済統計や経済政策の判断にも波及する。

このような前提は、経済政策における経済指標の活用といった政策実務的な意味でも重要な示唆を持つ。住宅市場が、財サービス市場と資産市場との間の結節点になっており、資産市場の変動を住宅のサービス価格の測定を通じて捕捉できるという前提に立てば、物価指数の安定を目標として経済政策を運用していけば、資産市場の安定も同時に実現できる。

しかし、そのためには、住宅価格の変動と住宅のサービス価格が連動していることが必要とされる。ワルラスがいったように、資産価格は将来に対する収益流の現在価値の合計として決定されていることを考えれば、その両者の間には一定の裁定が働くことは理論的には理解できる。

その場合には、持ち家の住宅サービス価格を等価家賃法で測定しようが、資産価格の変動を考慮するユーザー・コスト法で測定しようが、政策的な目的に対する優位性といった意味では同じである。

わが国では、等価家賃法によって住宅のサービス価格を測定しているが、消費者物価統計などで観測されている家賃は、市場の状況を適切に反映することができていないといった指摘がある。例えば、Shimizu et al. (2010)では、消費者物価指数(CPI)に含まれている家賃には強い粘着性が存在しており、その結果、現在のインフレ率に対して無視できない歪みをもたらしていることを指摘している。

わが国の等価家賃法で採用されている「家賃調査」は、家計の支払い家賃を調べている。そうすると、①測定された家賃が住宅価格の変動をも含む持ち家の費用と正しく連動しているかどうか、②借家市場と持ち家市場で、住宅の品質に差が存在しないか、といった二つの問題が浮上する。わが国の等価家賃法を取り巻く一連の議論では、その両者に対する問題が指摘されてきた。

このような問題を改善するために、ユーザー・コスト法が提案されている。ユーザー・コスト法では、資産価格の変動を考慮するために、前述の①の問題をクリアしており、同品質の持ち家市場の費用を測定しているために、②の品質格差問題も解消される。しかし、ユーザー・コストの推計においても、問題は少なくない。推計が複雑であるといった問題のほかに、資産価格が大きく上昇する際には、ユーザー・コストがマイナスになってしまうといった問題がある。

それでは、住宅のサービス価格は、どのような手法で測定されるべきなのであろうか。本稿では、このような疑問に答えるために、Diewert and Shimizu.(2018)に基づき、住宅のサービス価格の測定方法の課題と最近の研究を紹介する。

## 2. 資産価格と家賃との関係

### 資産価格の決定式と3つの測定方法

住宅サービス、中でも最も大きな比重を占める持ち家のサービス価格の測定方法を考えるにあたり、家賃と住宅価格との関係から整理しよう。

ここで、 $V_v^t$ は、生産されてから $v$ 年が経過した $t$ 期の最初の資産価格である。そうすると $V_{v+1}^{t+1}$ は、1期分その資産が古くなった1期後( $t+1$ )の資産価格、 $u_v^t$ は $t$ 期の最後に受け取ることができる期待サービス価格となる。期待サービス価格とは、資産のサービスへの対価であり、リース料、家賃である。

また、生産後 $v$ 年が経過した資産の $t$ 期の終わりに支払う経費支出を $O_v^t$ 、 $r^t$ を期待名目利子率(ここでは、他の代替資産との裁定の結果決定される期待利子率)とする。各期待値は、 $t$ 期の最初に決定されるものとする。

この資産の生涯時間を $m$ 年と仮定する。このような仮定の下では、 $t$ 期の資産価格は次のように定式化できる。

$$V_v^t = \frac{u_v^t}{1+r^t} + \frac{u_{v+1}^{t+1}}{(1+r^t)(1+r^{t+1})} + \dots + \frac{u_{m-1}^{t+m-v-1}}{\prod_{i=t}^{t+m-v-1}(1+r^i)} - \frac{O_v^t}{1+r^t} - \frac{O_{v+1}^{t+1}}{(1+r^t)(1+r^{t+1})} - \dots - \frac{O_{m-1}^{t+m-v-1}}{\prod_{i=t}^{t+m-v-1}(1+r^i)} \quad (1)$$

この資産が1期経過すると、(2)式のようになる。

$$V_{v+1}^{t+1} = \frac{u_{v+1}^{t+1}}{1+r^{t+1}} + \frac{u_{v+2}^{t+2}}{(1+r^{t+1})(1+r^{t+2})} + \dots + \frac{u_{m-1}^{t+m-v-1}}{\prod_{i=t+1}^{t+m-v-1}(1+r^i)} - \frac{O_{v+1}^{t+1}}{1+r^{t+1}} - \dots - \frac{O_{m-1}^{t+m-v-1}}{\prod_{i=t+1}^{t+m-v-1}(1+r^i)} \quad (2)$$

ここで、(2)式の両辺を、 $(1+r^t)$ で割ると、(1)式の結果から、(3)式を得る。

$$V_v^t - \frac{V_{v+1}^{t+1}}{1+r^{t+1}} = \frac{u_v^t}{1+r^t} - \frac{O_v^t}{1+r^t} \quad (3)$$

さらに、(3)式に $(1+r^t)$ をかけると、 $t$ 期のユーザー・コスト、つまり住宅の期待サービス価格 は、(4)式として求めることができる。

$$u_v^t = r^t V_v^t + O_v^t - (V_{v+1}^{t+1} - V_v^t) \quad (4)$$

ユーザー・コストに関する理論は、基本的な概念は Keynes(1936)で示されているが、体系化を最初にしたものは、Hall and Jorgenson (1967) または Jorgenson (1967)によって行われた。そして、Blinder (1980)または Poterba (1984)によって、持ち家のサービス価格の測定に応用された。

このような関係を持つ、資産価格( $V$ )と家賃( $r$ )であるが、取得額測定法は、 $V_v^t$ を生涯時間  $m$  年に割り振り、等価家賃法は賃貸市場で観察される $r^t$ を測定する。

このように整理すると、住宅のサービス価格を測定する方法としては、取得額測定法、等価家賃法、ユーザー・コスト法の3つの手法にたどり着くことがわかる (Blinder (1980)、 Diewert and Shimizu (2018)、 Eiglsperger (2006))。

#### 主要な3つの手法の課題

改めて、住宅のサービス価格の測定法として考えられてきた取得額測定法、等価家賃法、ユーザー・コスト法の3つの手法の課題を整理する。

まず、取得額測定法では、もしその取得時において不動産バブルに直面してしまっていたら、その後に割り振られる住宅のサービスは過大に推計されてしまうし、不動産市場の低迷期では過少に見積もられてしまう。この3つの手法の中では、もっともボラティリティが大きくなる。加えて、DIY(Do It Yourself)のように、自分自身で住宅を建築したり改修

したりした場合には、その捕捉ができないという問題がある。米国などでは、DIYは無視できない規模にあり、日本においてもそのウェイトは高まってきている。さらには、住宅価格の土地部分を無視してしまうということの問題は極めて大きい。

等価家賃法は、持ち家のサービス価格を周辺の借家で支払われている家賃から推測する方法である。同手法は、成熟した賃貸市場が存在しており、持ち家市場と賃貸市場が分断されていないことが前提とされる。しかし、この仮定が成立しない国は多い。

欧州ではそもそも賃貸住宅市場が存在しない、または成熟していない国が多い。欧州の幾つかの国で賃貸住宅というと、低所得者向けの公営住宅を意味することが多く、そもそも民間市場では家賃の測定ができないところも少なくない。ドイツでは、民間賃貸市場は存在しているが、家賃が自治体ごとに規制されている。わが国においても、地方都市の持ち家率が9割を超える地域があり、家賃の値上げは、借地借家法により、正当な事由がない限り認められない。そのような地域では、欧州の等価家賃法が適用できないと判断した国と、同様の問題に直面していると考えられるべきであろう。

また、わが国の住宅市場では、持ち家市場と借家市場で分断されている。例えば、品質に注目し平均延べ面積をみると、持ち家の120.62平方メートルに対し、借家は47.42平方メートルと持ち家の半分以下になっている。また持ち家はアパートなどに比べて壁の厚さや構造が堅固であり、設備の品質も高い。この問題は、日本固有の問題ではなく、欧米でも見られる現象である。Glaser and Gyourko (2009)は、持ち家と借家の居住者の間に、所得水準に大きな乖離があることを指摘する。持ち家の居住者と貸家の居住者を比較すると、持ち家には相対的に所得水準が高い世帯が住んでいることから、二つの市場は連続するものではなく、異質なものであると指摘している。

加えて、家賃はアパートなどの集合住宅が一般的で、戸建住宅の賃貸市場は極めて限定的である。そのため、持ち家市場の大きなウェイトを占める戸建て住宅のサービス価格を推計するにも、それにふさわしい家賃データは入手が困難である。

このような問題が山積する中で、借家市場で得られる家賃から持ち家のサービス価格を推計しようとする、大きな歪みに直面してしまう。

さらに、借家市場での家賃が市場の状態に応じて適切に改定されることは少なく、強い粘着性を持つ。現在の家賃調査は、ある時点を取り出したときに、①過去の契約に基づきその時点で支払われる継続家賃、②契約してから2年が経過し、更新継続契約により新しい家賃として支払うことになった更新家賃、③借家人が入れ替わり、新しい契約に基づき支払うことになった新規家賃という3つの異なる性質のものが含まれる。

現在の家賃調査は、この3つの家賃の加重平均として計算されているが、そうすると家賃が変化するのは、継続契約か、借家人が入れ替わることで新しい契約が結ばれたときだけとなる。日本の借地借家法では、前述のように正当な事由がない限り家賃を上げることが禁止しており、大家に家賃を変化させない方が合理的であるという選択を取ることも少なくなかったりするために、家賃改定の機会があったとしても、多くの場合で変化しない



ことが報告されている(Shimizu, Nishimura and Watanabe(2010a))。

また、同一のアパートから取得された家賃を一定期間観察し続けることから、経年減価問題に直面する。住宅を構成する土地と建物のうち、建物は建築後に様々な理由で価値が低下する。その対価として支払われる家賃は、そうした経済的な減価を含むものであるため、測定にあたりその減価を補正したうえで計算しなければならない。たとえ数年に一度サンプルを入れ替えたとしても、サンプルの入れ替えまでの数年間は同一の建物の家賃を計測し続けるために、この問題は避けることはできない。

ユーザー・コスト法においても課題は多い。(4)式で見たように、計算が複雑であるという問題に加えて、資産価格が大きく上昇する局面では、ユーザー・コストはマイナスになってしまうという問題が発生する。逆に、価格の下落局面では、ユーザー・コストが大きく上昇する。つまり、(4)式に基づく短期的な資産価格の変動( $V_{v,t+1}^{t+1} - V_v^t$ )によって、ユーザー・コストのボラティリティが大きくなってしまふのである。これは、取得額測定法と類似の問題に直面していると言える。

### 3. ユーザー・コスト法の改善

#### キャピタル・リターンの修正

ユーザー・コスト法は、直接に持ち家市場から得られるデータを用いて推計していくために、3つの手法の中では最も理論的かつ観測されるデータとの整合性を持つ手法であると考えられる。また、物価指数を通じて、資産市場の変動をも測定できるといった意味での優位性を持つ。

そのような中で、物価指数の測定において、住宅価格の測定方法として、カナダ(Baldwin, Nakamura and Prudhomme (2009)、 Sabourin and Duguay (2015))、スウェーデン(Johansson (2006))、アイスランド(Gudnason, R. and G. Jonsdottir (2011)、 Diewert and Shimizu (2018))によって採用されている。

しかし、前節で整理したように、資産価格の変動の影響を大きく受けることから、ボラティリティが大きくなり、市場の状態によってはマイナスになってしまう。

Poole and Verbrugge (2007)、Verbrugge (2008)は、この資産価格の変動分をより実際の家計の住宅選択行動と照らして、次のように改善することを提案した。

資産の年齢(生産後年数)は無視して、 $V^t$ は $t$ 期の最初の資産価格、 $r^t$ を名目利子率、 $V^t$ を原価償却率、固定資産税、維持管理費等の集合とする。その上で、資産価格の変動を、居住期間を想定した住宅市場の変動として考え、(4)式で想定している個別の住宅の毎期のキャピタルゲインを、その住宅が帰属する集合的市場の居住期間に応じた期待キャピタルゲ

イン( $E[\pi]$ )として変更することを提案している。つまり、家計は、毎年住宅を売却し、購入しているのではなく、居住期間の間に発生するキャピタルゲインを毎期の費用に変換するというものである。その仮定は、極めて現実的である。家計は、指数のインターバルである、月次・四半期または1年単位で買い替えるものではない。その利用期間、居住期間といった、つまり買い替えが起こるまでの期間を想定した長期的な期間での平均化されたキャピタルゲインの変動を利用する。

そうすると、(4)式は、(5)式のように書き換えることができる。

$$u^t = r^t V^t + \gamma_H^t V^t - E[\pi] V^t = \text{期待利子率} + \text{経費} - \text{期待価格上昇率} (t+1) \quad (5)$$

実際の計算では、キャピタルゲインの推計を、資産ごとではなく、当該資産が所属する集合体の長期の期待値へと変更できる。具体的には、個別住宅単位でインピュテーションをする必要はなく、市町村単位または都道府県単位の長期の資産価格の期待値を用いることができる。そのため、資産価格の変動に伴うボラティリティは縮小する。このような推計方法は、VV ユーザー・コストと呼ばれている(Diewert and Shimizu (2018))。

金融効果(負債)を考慮したユーザー・コスト

住宅を取得する際には、住宅ローンを組んで購入することが一般的である。ここで負債の効果を考慮する。このような負債の効果を加味したユーザー・コストを、「金融ユーザー・コスト」と呼ぶ(Diewert, Nakamura and Nakamura (2011))。

まず $t$ 期における負債を( $D^t$ )とすると、保有しているエクイティ部分は、 $V^t - D^t$ となる。そうすると、(5)式で定義したVV ユーザー・コストは、(6)式のように展開できる。

$$\frac{u^t}{1+r^t} \equiv [V^t - D^t] - \left[ \frac{-r_D^t D^t - O^t + (\overline{V^{t+1}} - D^t)}{1+r^t} \right] \quad (6)$$

ここで、 $\overline{V^{t+1}}$ は、 $t$ 期の最初に予測した期待資産価格であり、 $(r_D^t D^t)$ は、負債、つまり住宅ローンに対する支払利子額、 $(O^t)$ は経費支出額である。そうすると、(6)式は、(7)式として求めることができる。

$$u^t \equiv r_D^t D^t + r^t (V^t - D^t) + O^t - (\overline{V^{t+1}} - V^t). \quad (7)$$

(7)式からも理解できるように、ユーザー・コストは、負債の多寡によって変化する。例

えば、負債が全くない家計をタイプ A(Type A)とすれば、その家計のユーザー・コストは、(8)式のようになる。

$$\frac{u^t}{1+r^t} |typeA \equiv [V^t] - \left[ \frac{-O^t + \overline{V^{t+1}}}{1+r^t} \right] = \frac{O^t + r^t V^t - (\overline{V^{t+1}} - V^t)}{1+r^t} \quad (8)$$

このタイプ A のユーザー・コストは、

$$u^t |typeA \equiv r^t V^t + O^t - (\overline{V^{t+1}} - V^t) \quad (9)$$

となり、標準的な ユーザー・コスト(数式(4)、(5))と一致する。

一方、負債が存在する家計をタイプ B(Type B)とすると、(10)式のようになる。

$$\begin{aligned} \frac{u^t}{1+r^t} |typeB &\equiv [V^t - D^t] - \left[ \frac{-r_D^t D^t - O^t + (\overline{V^{t+1}} - D^t)}{1+r^t} \right] \\ &= \frac{r_D^t D^t + O^t + r^t (V^t - D^t) - (\overline{V^{t+1}} - V^t)}{1+r^t} \end{aligned} \quad (10)$$

この時の、タイプ B のユーザー・コストは、(11)式としてあらわすことができる。

$$u^t |typeB \equiv r_D^t D^t + r^t (V^t - D^t) + O^t - (\overline{V^{t+1}} - V^t) \quad (11)$$

最後に、資産価格が大きく下落してしまい、負債が資産価格を上回ってしまうようなケースも想定される。米国で発生したサブプライム問題のケースを考えれば、多くの世帯では、債務超過となっていたと考えられる。

このケースをタイプ C(Type C)とすると、

$$\frac{u^t}{1+r^t} |typeC \equiv - \left[ \frac{-r_D^t D^t - O^t + (\overline{V^{t+1}} - D^t)}{1+r^t} \right] \quad (12)$$

としてあらわすことができ、そのユーザー・コストは、(13)式のようになる。

$$u^t|typeC \equiv r_D^t D^r + O^t - (\overline{V^{t+1}} - V^t). \quad (13)$$

このように3つのタイプに分類することは、金融政策のターゲット指数との関連を考える上で、極めて重要になる。住宅サービスをユーザー・コスト法で計測された場合に、政策金利と物価指数が連動してしまうと、金融政策が物価指数をターゲットにすることは、両者の間に矛盾が生じるという批判がある。政策金利を変更すると金利の変化を通じてユーザー・コストが変化してしまうのではないかという指摘である。

これは金利の定義が曖昧であるために、政策当局から指摘されてきた課題である。金融ユーザー・コストにおいては、政策金利とは連動しづらい長期金利である住宅ローン金利とポートフォリオの裁定によって決定される金利から構成されることが明確に識別されて定義されるため、その批判を解決することができる。理論的には、自然金利、つまり完全雇用における貯蓄と投資がバランスする均衡実質金利を用いるべきであるが、実務的には長期金利を用いることで整合するものとする(Summers (2016))。

何よりもレバレッジがかかった住宅市場では価格変動がもたらすコストの変化は、それを考慮しない場合と比較して大きく異なるために、実際の住宅市場を描写した正確な持ち家の費用を測定することが可能になる。とりわけ不動産バブルが生成する過程では、社会全体でレバレッジが大きくなることから(Reinhart and Rogoff (2009))、持ち家のサービス価格の測定において、負債の効果を加味することの重要性は、金融政策との連動を考えたときに重要になる。

#### ディワートの機会費用法

Diewert and Nakamura(2009)では、持ち家のサービス価格を、「測定する時点における、同じ種類の住宅の"市場価値"に対応した住宅の利用によって得られるサービス価格」として

いる。つまり、住宅を所有することによって、家計はどの程度のサービスに対する費用を負担としているのかを、市場価値として測定することが求めている。この費用の定義をより厳密に考えると、住宅を保有することの「機会費用」となる。

住宅のサービス価格を、家計が住宅を利用することによって享受することができる効用の対価としての費用の市場価値と定義すれば、その時々で市場で成立する限界的な家賃となる。しかし、家計が実際に保有し利用している中では、住宅の資産としての側面を考慮して、選択行動をしている。そうすると、住宅を保有コストと併せて、ある時期に売却し、一定期間後に買い戻したときに発生する費用も考慮しなければならない。つまり資産価格の変動をも考慮することが必要になる。その場合は、「ユーザー・コスト」となる。

数式(4)で示されたような伝統的なユーザー・コストは、キャピタルゲインを住宅価格の

期待上昇率へと修正したユーザー・コスト、そして負債の効果を加味した金融ユーザー・コストへと精緻化をすることができることが理解された。

数式(4)でみたように、理論的にはユーザー・コストと家賃は一致するが、実際には一致することは少ない。そうしたときに、ユーザー・コスト法と等価家賃法はどのような理論的な整合性を持って説明することができるのであろうか。

Diewert and Nakamura(2009)は、機会費用として持ち家のコストを定義した時に、ユーザー・コストと等価家賃法によって推計された家賃を比較して、その最大値を取るべきでだと提案している。

家計の最適行動を考えたときには、家計は、住宅を保有し続ける、または、売却して、家賃を支払い借家に住むといったオプションを持つ。

将来に住宅価格が大きく上昇することが期待されている中では、住宅価格が低い時期に売却し、それを将来に買い戻すといった選択行動をとることはないであろう。このような将来の住宅価格が大きく上昇することが期待されている時期は、ユーザー・コストが負となるケースである。そのような場合には、住宅を売却するという選択はないために、住宅サービスを機会費用として考えれば、等価家賃として測定すべきである。

逆に、将来に住宅価格が下落することが予想されている時期には、住宅を売却して買い戻した方が良い。その場合には、ユーザー・コストとして測定されるべきであろう。

つまり、等価家賃法で推計された費用とユーザー・コスト法で推計された費用を比較して、それぞれの期の最大値を取ることを推奨する。これを「ディワートの機会費用法」と呼ぶ。

このように機会費用して捉えた場合、ユーザー・コスト法が持つ、費用が負となるといった問題も解決される。

人口減少・高齢化の進展に伴い、住宅価格の下落に直面している地域も少なくない。このようななかで、住宅のサービス価格を機会費用として測定しようとするれば、ユーザー・コストとして測定すべきということになる。このような示唆は、住宅サービスの経済的意義を、どのように捉えたらいいのかといった根本的な問題に対して、重要なヒントを与えているものと考えられる。

#### 4. 住宅サービス価格の測定を取り巻く政策的議論

住宅サービス、とりわけ持ち家のサービス価格の測定は、物価指数の測定において、最も難しく、そして国際的にも合意が得られていない課題の一つである。そして、各政府ともに大きな課題を抱える。その測定方法においては、取得額測定法、等価家賃法、ユーザー・コスト法と3つの手法が提案されてきたが、国によって採用する手法が異なってい

る。その背後には、それぞれの国の持ち家率の水準、または賃貸市場の成熟度、データの入手可能性といったことによって変化しているものと考えられる。

オーストラリア、ニュージーランド、フィンランドは取得額測定法を採用している。欧州統計委員会は、HICP(Harmonized Index of Consumer Prices)に持ち家のサービス価格が含まれていないために、その整備に向けて積極的な議論を展開している。EuroStat (2005)、EuroStat-OECD (2013)では、等価家賃法を推奨していたが、近年では取得額測定法を模索している。

カナダ、アイスランド、スウェーデンではユーザー・コスト法を採用する。その他の日本、米国などの国では等価家賃法を採用している。

英国においては、EU に加盟していながらも、かつては支払額法(Paying approach)と呼ばれる3つの手法以外の方法によって測定していたが、近年では等価家賃法を採用している(Lewis and Restieaux (2018))。

わが国において採用されている等価家賃法は、前述のように、調査されている家賃の性質上強い粘着性を持つために、資産市場の変動とは独立に動いていること、持ち家市場と賃貸市場とが分断されているために、品質調整ができていない点が指摘されている。加えて、継続的に同じ住宅を一定期間測定するといった調査法を取ることから、時間の経過とともに変化する品質を補正すべきであるといった指摘がなされている。

理想的な価格指数、つまり家計の支払いの対価として得られる効用が不変となるように測定していこうとすれば(Diewert(1974))、時間の経過とともに建物の劣化に応じて住宅サービスの消費によって得られる効用が低下していくために、それを調整しなければならない。

単純に品質を一定として測定していくとした立場をとったとしても、時間の経過とともに、物理的劣化、陳腐化によって品質は低下してしまい、住宅寿命が終わったときには建物価値はゼロになってしまうために、その品質調整をしなければならない(Diewert and Shimizu (2017))。

経年減価率の測定を巡っても、その測定手法および、その推計された経年減価率の大きさを巡って、様々な議論がある。とりわけ住宅は土地と建物から構成されており、経年減価が発生するのは、建物部分だけとなる。つまり、土地から得ることができるサービスは時間の経過とともに変化しないものの、建物から得るサービス水準が時間とともに変化していくのである。そうすると、建物に限定した経年減価率を測定しなければならない。

しかし、市場で観察されるのは土地と建物が一体となった住宅の売買価格、家賃であるために、それをどのように分離して計測できるのかといった課題に直面する。その測定方法としては、近年に欧州統計委員会から公表された「国際住宅価格指数ハンドブック」において、ビルダーズモデルと呼ばれる方法が推奨されている。

同手法は、一般的には、効用関数から出発するヘドニック関数の推計を、供給者の生産関数として推計していく。つまり、土地と建物を投入し、住宅サービスを生産していくと

考える。そうした場合には、土地と建物が識別されるため、建物において発生する経年減価率を測定することができる(Diewert and Shimizu(2015)、(2016))。

住宅の経年減価率の測定方法としては、Diewert and Shimizu(2018)で整理しているように、複数の方法が存在する。ビルダーズモデルをはじめとして、どのような手法によって、どのようなデータを用いて、どのように測定していったらいいのかといったことは、実務的には、きわめて大きな課題になる。

一方、ユーザー・コスト法を適用しようとした場合には、住宅価格の変動をどのように測定したらいいのかといった問題に直面する。住宅価格の測定を巡っては様々な議論が展開されてきたが、国際ハンドブックの出版とその後の国際的な公的住宅価格指数の整備を受けて、一定の方向へと収束しつつある(Shimizu、 Nishimura and Watanabe(2010b))。

欧州統計委員会での議論を見ると、等価家賃法を模索しつつも、それを断念した後に、取得額測定法へと切り替えようとした。しかし、同手法が持つ問題の大きさから合意が得られていない。欧州統計委員会のアドバイザーを務める Graz University の Robert Hill 教授は、ユーザー・コスト法を推奨している(Hill、 Steurer and Walzl (2018))。

その理由としては、ユーザー・コスト法は、経済理論的な整合性を持つとともに、取得額測定法および等価家賃法が持つ歪みが相対的に大きいためであるとしている。しかし、一般的なユーザー・コスト法では、キャピタルゲインの変動に起因する課題を持つことから、ユーザー・コスト法の定式から、キャピタルゲイン部分を除くことを推奨している。

住宅サービス、とりわけ持ち家のサービス価格をどのように測定すべきかといった問題は、欧州を中心に積極的な議論が展開されている。この問題は、住宅のサービス価格の計測問題だけでなく、住宅価格指数の推計問題を含む、住宅関連統計を巡る総合的な議論として展開されている。

その国際的な議論の動向も注視しつつ、わが国の住宅関連統計の改善の方針と、中長期的な在り方を考えていくことは極めて重要であると考ええる。

## 5. 結論

1980年代半ば以降の日本や2000年代後半のリーマンショック以降の米国は、住宅バブルの生成と崩壊に伴い長期的な経済停滞に直面した。住宅市場の機能不全による不況が長期に及びかつ落ち込み幅も大きいという現象は、日米以外の多くの国においても観察される(Crowe et al. 2011)。

そのような中で、政策当局においては、住宅市場の変動を適切に捕捉していくことが求められているものの、その統計には多くの歪みが存在しているのではないかといったことが指摘されてきた(Shimizu, Nishimura and Watanabe(2010a))。

一般に耐久消費財のサービス価格は、取得額測定法によって計算されている。しかし、住宅は、耐久消費財の中でも最も寿命が長い財であるために、等価家賃法か、ユーザー・コスト法を採用することが好ましい。しかし、これらの手法が適用できる前提には、賃貸市場または中古住宅市場が成熟していなければならない。

わが国においては、等価家賃法を採用しているが、地方部に行くほどに持ち家率が高く、また賃貸市場と持ち家市場との間に断絶があるために、同手法を巡っては様々な問題が指摘されてきた。等価家賃法を巡っては、同手法を採用する米国でも多くの問題が指摘されている(Aten (2018))。

そのような中では、EUのようにユーザー・コスト法の活用も視野に入れるべきではないかという意見もある。近年の人口減少・高齢化に直面する中では、空き家率が上昇し、住宅流通が困難になってしまっている地域も出現するとともに、住宅価格の下落も止まらない。そして、人口減少と高齢化は、都市部においても近い将来に直面することが予測されている。

そのような住宅市場が縮退していく社会では、Diewertの機会費用法で考えれば、ユーザー・コスト法で測定すべきであるという結論に達する。この結論は、Hill, Steurer and Walzl (2018)とも整合する。

しかし、わが国の地方都市のように、極度に住宅市場が縮退してくると、取引そのものが停滞し住宅価格が市場で観察できず、その結果として、ユーザー・コスト法で必要とされる住宅価格指数も測定ができないといった事態に直面する。

筆者の個人的な見解を述べれば、ユーザー・コスト法の経済理論的優位性を尊重したいものの、実務的な視点も踏まえて中長期的な視野の下で考えれば、現在の等価家賃法を継続していくという選択が好ましいと考える。

そうした場合には、等価家賃法の中で指摘される様々な問題に対して対応し、より精度の高い指数へと進化させていかななければならない。住宅は、財・サービス市場でも、資産市場でも家計部門において大きな比重を占める。一層の改善を期待したい。

## 参考文献

・ Aten, B.H (2018)“Valuing Owner-Occupied Housing: an empirical exercise using the American Community Survey (ACS) Housing files,” BEA Working Paper, March 2018.

・ Baldwin, A., A. O. Nakamura, and M. Prud'homme (2009), “Owner-Occupied Housing in the CPI: The Statistics Canada Analytical Series,” in Diewert, W. E., B. M. Balk, D. Fixler, K. J. Fox, and A. O. Nakamura (eds.), Price and Productivity Measurement: Volume 1 - Housing. Trafford Press, Chapter 10, 151-160.

・ Blinder, A. (1980), “The Consumer Price Index and the Measurement of Recent Inflation,” Brookings Papers on Economic Activity 2, 539-573.



- Crowe, C., G. Dell'Ariccia, D. Igan and P. Rabanal (2011), "Policies for Macrofinancial Stability: Options to Deal with Real Estate Booms" IMF, Staff discussion note, SDN/11/02.
- Diewert, W.E. (1974), "Intertemporal Consumer Theory and the Demand for Durables," *Econometrica* 42, 497-516.
- Diewert, W.E. and A. O. Nakamura (2009), Accounting for Housing in a CPI, chapter 2, pp. 7-32 in W.E. Diewert, B.M. Balk, D. Fixler, K.J. Fox and A.O. Nakamura (2009), PRICE AND PRODUCTIVITY MEASUREMENT: Volume 1 - Housing. Trafford Press.
- Diewert, W. E. and C. Shimizu (2015), "Residential Property Price Indexes for Tokyo," *Macroeconomic Dynamics* 19, 1659-1714.
- Diewert, W. E. and C. Shimizu (2016), "Hedonic Regression Models for Tokyo Condominium Sales," *Regional Science and Urban Economics* 60, 300-315.
- Diewert, W. E. and C. Shimizu (2017), "Alternative Approaches to Commercial Property Price Indexes for Tokyo," *Review of Income and Wealth* 63:3, 492-519.
- VV, "Measuring the Services of Durables and Owner Occupied Housing," Discussion Paper 18-08, School of Economics, University of British Columbia.
- Diewert, W.E., A.O. Nakamura and L.I. Nakamura (2011), "The Housing Bubble and a New Approach to Accounting for Housing in a CPI", *Journal of Housing Economics* 18:3, 156-171.
- Eiglsperger, M. (2006), "The Treatment of Owner-Occupied Housing in the Harmonized Index of Consumer Prices," *IFC Bulletin* 24, 68-79.
- Eurostat (2005), Commission Regulation (EC) No 1722/2005 of 20 October 2005 on the principles for estimating dwelling services for the purpose of Council Regulation (EC, Euratom) No 1287/2003 on the harmonization of gross national income at market prices, *Official Journal of the European Union*, L276/5 2005.
- Eurostat-OECD (2013), Eurostat-OECD Methodological Manual on Purchasing Power Parities, OECD Publishing Paris.
- Glaeser, E. L. and J. Gyourko (2009), "Arbitrage in Housing Markets," in E. L. Glaeser and John M. Quigley editors, *Housing markets and the economy: risk, regulation, and policy : essays in honor of Karl E. Case*, Lincoln Institute of Land Policy, Cambridge, MA.
- Gudnason, R. and G. Jonsdottir (2011), "Owner Occupied Housing in the Icelandic CPI," pp. 147-150 in Diewert, W.E., B.M. Balk, D. Fixler, K.J. Fox and A.O. Nakamura, *Price and Productivity Measurement: Volume 1: Housing*, Victoria: Trafford Press. Available at: [www.vancouvervolumes.com](http://www.vancouvervolumes.com).
- Goodhart, C. (2001), "What Weights should be Given to Asset Prices in the Measurement of Inflation?," *The Economic Journal* 111 (June), F335-F356.
- Hall, R. E. and D. W. Jorgenson (1967), "Tax Policy and Investment Behavior," *American Economic Review* 57, 391-414.

- Hill, Robert J., M.Steurer and S. R. Walzl (2018), “Owner Occupied Housing in the CPI and Its Impact On Monetary Policy During Housing Booms and Busts” Graz Economic Paper, 2018-12.
- Johansson, J. (2006), “Measurement of Housing Services in the CPI: The Measurement of Owner-Occupied Housing in Sweden,” IFC Bulletin 24, 80.
- Jorgenson, D. W. (1967), “The Theory of Investment Behavior,” in Determinants of Investment Behavior, Ferber, R. (ed.), New York: National Bureau of Economic Research, 129-155.
- Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London:Macmillan.
- Katz, A.J. (2009), “Estimating Dwelling Services in the Candidate Countries: Theoretical and Practical Considerations in Developing Methodologies Based on a User Cost of Capital Measure”, chapter 3, pp. 33-50 in Diewert, W.E., B.M. Balk, D. Fixler, K.J. Fox and A.O. Nakamura (2009), *PRICE AND PRODUCTIVITY MEASUREMENT: Volume 1 -- Housing*. Trafford Press. Also available at [www.vancouvervolumes.com/](http://www.vancouvervolumes.com/) and [www.indexmeasures.com](http://www.indexmeasures.com).
- Lewis,R and A. Restieaux (2018). “Improvements to the measurement of owner occupiers’ housing costs and private housing rental prices” Office for National Statistics.
- Poterba, J. (1984), “Tax Subsidies to Owner-occupied Housing: An Asset Market Approach,” *Quarterly Journal of Economics* 99(4), 729-52.
- Poole, Robert, and Randal Verbrugge (2007). “Explaining the Rent-OER Inflation Divergence, 1999-2006” BLS Working Paper 410.
- Reinhart. C.M and K.S. Rogoff (2009), *This Time Is Different: Eight Centuries of Financial Folly*, Princeton University Press.
- Sabourin, P. and P. Duguay (2015), “Measuring Durable Goods and Housing Prices in the CPI: An Empirical Assessment,” *Bank of Canada Review*, Autumn, 24-38.
- Shimizu,C., K.G.Nishimura and T.Watanabe(2010a), “Residential Rents and Price Rigidity: Micro Structure and Macro Consequences”, *Journal of Japanese and International Economy* 24, 282-299.
- Shimizu,C., K.G.Nishimura and T.Watanabe(2010b), “ House Prices in Tokyo - A Comparison of Repeat-sales and Hedonic measures-”, *Journal of Economics and Statistics*, 230(6), 792-813.
- Summers, L. H. (2016), “The Age of Secular Stagnation,” *Foreign Affairs*, March/April, 2-9.
- United Nations (1993), *System of National Accounts 1993*, prepared under the auspices of the Inter-Secretariat Working Group on National Accounts, 1993. (with Commission of the European Communities, International Monetary Fund, Organization for Economic Co-operation and Development, and World Bank)
- Verbrugge, R. (2008), “ The Puzzling Divergence of Rents and User Costs, 1980-2004”, *Review of Income and Wealth* 54 (4), 671-699.

## 国民経済計算における帰属家賃の測定<sup>2</sup>

清水千弘

一橋大学ソーシャル・データサイエンス研究科

2024/01/16

### 1. はじめに：物価指数・SNAにおける帰属家賃の測定

住宅のサービス価格または費用は、日本・米国では、国内総生産（GDP）のおおよそ1割を占め、消費者物価指数（CPI）ではおおよそ4分の1のウェイトを占めているといった意味で、その測定法によって、これらの統計に甚大な影響をもたらす。そして、すべての国で、GDPの伸び率は経済政策の策定に、物価指数は金融政策の意思決定に利用されているため、その正確度・精度を高めていくことが要求されている<sup>3</sup>。

ここで、その測定方法を検討する前に、住宅サービスの測定の用途(社会的ニーズ)を整理すると、次の4つの領域に集約される。

第1が、国内総生産（GDP）との関連である。持ち家を含む住宅の消費は、GDPに含まれる。しかし、持ち家（Owner Occupied Housing: OOH）をGDPの中でどのように扱うかは、国際的に十分な合意が得られておらず、概念的にも明確にされていない。賃貸住宅と同様、サービス価格の流列を測定すべきであるが、それは市場取引されていないため、市場では直接に観察することはできない。

一般に、国民経済計算（SNA）では、市場取引のみをGDPに含めるべきという立場がとられているが、OOHは、この一般的なルールの数少ない例外の1つである（United Nations, (2009, 6.27)）。この例外の主な理由は、OOHを除外すると、その国のGDPの測定値が賃貸市場の規模に依存することになるためである。実際、賃貸市場の規模は、国によって大きく異なる。例えば、ルーマニアの賃貸市場のシェアは5%未満であるのに対し、ドイツでは50%以上に達している<sup>4</sup>。持ち家の推定値を含めないことは、ルーマニアのGDPをドイツに比べて過小評価することになり、GDPの国際比較可能性を損ねることになる。

---

<sup>2</sup> 本稿は、「ロバート・J・ヒル、ミリアム・スタイラー、清水 千弘(2023), 「国民経済計算における帰属家賃の測定-用途、アプローチ、および問題点-」経済分析(内閣府経済社会総合研究所), 第207号, pp.171-190.」を修正したものである。

<sup>3</sup> 住宅のサービス価格は、資産価格の変動を財・サービス市場へと伝搬させるため、資産市場と財・サービス市場との間のチャンネルとしての役割を持つ。Goodhart (2001) は、住宅市場は「資産市場と財・サービス市場を結ぶ最も重要な結節点である」、と指摘した。金融政策において財・サービス価格の安定だけでなく、資産価格の安定性も含めようとした場合には、住宅市場が重要な測定対象となることを示した。

<sup>4</sup> <https://ec.europa.eu/eurostat/cache/digpub/housing/bloc-1a.html?lang=en> (2022年12月16日アクセス)参照。

OOHの帰属家賃は、米国ではGDPの約8% (Katz (2017))、日本や英国ではおおよそ9%を占める<sup>5</sup>。GDPやCPIに占めるOOHのシェアは、好況時に上昇し、不況時に低下する傾向がある。例えば、Smith (2020) は、COVID-19が経済に影響を与えた2020年第2四半期に、英国のGDPに占める帰属家賃の割合が12%にまで上昇したことを明らかにしている。景気循環の中で家賃は他の多くの物価よりも変化が小さい傾向があることから、帰属家賃を含めるとGDP成長率が滑らかになるのである。そうすると、OOHのサービス価格または費用を、何らかの方法で計算をしないといけなくなる。

持ち家の経済価値を推計する方法にはいくつかの選択肢があり、それらをGDPに反映させる可能性や方法も様々である。市場家賃からOOH家賃を推定する「等価家賃法」とともに、OOHを使用する際に発生する費用を測定する「ユーザー・コスト法」が提案されてきた。

「ユーザー・コスト」は、所有者が(1年間に)負担するすべての典型的なコストを推定するものである。一般的には、物件の減価償却費、修繕費、固定資産税、取引費用、物件に投資した資本に対する利子、住宅ローンの利払いなどが考慮される。また、不動産は市場の動きによって価値が増減することがあるため、そのようなキャピタルゲインやロスを考慮する調整が行われるのが一般的である。帰属家賃とユーザー・コストの推計方法については、第2節で紹介する。現時点では、SNAがOOHへの支出を等価家賃法(帰属家賃)またはユーザー・コスト法のいずれかを用いてGDPに組み込むことが推奨されている。

第2が、インフレ率の測定(CPI)である。インフレ指標(特にCPI)にOOHを含めることの議論は、GDPに含めることの議論と同様に、対立した様々な意見がある。賃貸市場が大きい国(ドイツやオーストリアなど)では、CPIバスケットに含まれる賃料のウェイトが大きくなる。住宅の賃貸市場の規模は国によって大きく異なるため、OOHを含めないことで、賃貸市場が大きい国のインフレ率測定に大きな影響を与える。そのため、OOHをインフレ率に含めることで、国際比較可能性と正確度は大きく上昇することになる。欧州連合(EU)の消費者物価指数(Harmonised Index of Consumer Prices: HICP)は、欧州中央銀行がユーロ圏全体の金融政策決定に用いていることから、国際比較可能性はとりわけ重要となるのである。

しかし、OOHの費用は、現在、欧州のHICPに含まれていない。OOHを含めるべきであるという点では一般的に合意されているが、その方法については意見が分かれてしまっているのである。欧州での議論は、すべての国がOOHを同じ方法で扱うことを要求している。しかし、HICPの厳しい適時性の要件によって、OOHを含める問題はより困難になっている(European Commission (2018))。Eurostatは現在、住宅を他の耐久消費財と同様に扱おうとする取得額測定法を推奨しようとしている<sup>6</sup>。これに対して、等価家賃法とユー

<sup>5</sup> 日本はDiewert et al (2020), Chapter 7, 8、英国はSmith (2020) を参照されたい。

<sup>6</sup> 筆者らは、欧州委員会での一連の議論に参加してきた。この問題については、Diewert et al, (2020), Chapter

ザー・コスト法は、いずれも持ち家が提供するサービスフローを測定することに重点を置く。Hill, Steurer, and Walzl (2022) は、ユーザー・コスト法の簡易版に基づき HICP に OOH の費用を含めると、2006 年から 2018 年の間、ドイツではインフレ率が上昇し、フランスではインフレ率が低下することを示した。

帰属家賃をインフレ指標に含めることの直接的な影響は、家賃指数に割り当てられるウェイトが大幅に増加することである。例えば、米国の消費者物価指数 (CPI) では、帰属家賃の支出ウェイトは約 24% である (Brookings Institution (2022))。日本においても、Shimizu et al (2010) において、帰属家賃の測定が CPI に甚大な影響を与えていることを明らかにしている。OOH は、CPI の中で最大の構成要素となっているため、家賃を含めるとインフレ率が上がるか下がるかは、家賃が指数に含まれる他のすべての品目の価格より速く上がっているか、遅く上がっているかによって決まってしまうのである。

また、Shimizu et al (2010) でも、実証的に明らかにしているが、家賃についても、店子が入替わる新規契約か、同じ店子が継続して利用することを前提とした継続契約かによっても、家賃の水準や伸び率は大きく変化してしまう。好況期には、新規家賃の方が継続家賃より高くなる傾向があり、景気後退局面では、新規家賃の方が既存家賃よりも下落率が大きいことはどの国においても同様である。

それでは、取得価格法や等価家賃法、ユーザー・コスト法、それ以外にも「支払い法 (Payment approach)」などの方法が提案されているが、どの方法が 1 番良いのであろうかという疑問が常に問われてきた。また、すでに日本や米国などでは、等価家賃法で測定されているが、その測定を巡っても改善の余地は大きい。しかし、いずれの場合においても、この質問に対する答えは、インフレ指標の使用方法によって異なると言ってもよい。

インフレ指標の主な用途は 3 つある。(i) 名目 GDP を実質 GDP に変換する。(ii) 中央銀行が金融政策を設定する際に使用する。(iii) 賃金、年金、契約の調整、である。(i) と (iii) については、おそらく、等価家賃法を用いているわが国においては、すべての賃貸契約 (新規および既存) に焦点を当てるのがより合理的である。しかし、(ii) については、金融政策はフォワードルッキングでなければならず、できるだけ現在の市場の状況に基づいて決定されるべきであるので、新規家賃にのみを利用する方がよい<sup>7</sup>。

第 3 が、不平等度の測定の精度向上への貢献と利用である。不平等度の測定における実証研究においては、ほとんどの場合において可処分所得を用いて測定している (Frick et al. (2010))。しかし、住宅サービスが支出の大きなウェイトを占める中では、可処分所得を帰属家賃に基づいて調整すべきかどうかということは、極めて重要な問題となる。例えば、退職した家計は年金生活となるため低所得となるが、資産価値の高い住宅に住み続けている場合は、この家計を低所得者として扱ってよいであろうか。ここで、OOH の価値を所得

---

6 および Hill, Steurer, and Walzl, (2022) を参照されたい。

<sup>7</sup> Diewert et al (2020), Chapter 6 では、持ち家の費用を限界費用として測定することの経済理論的な合理性を指摘しており、その場合には、新規家賃だけを用いて測定することを推奨している。

として計上すれば、可処分所得は高いが住宅を所有していない（家賃を支払っている）若い家計の調整所得に近づけることができることになる。これは、OOHの帰属家賃を考慮すると、所得水準による世帯の順位は大きく変わる可能性があることを示唆している。持ち家を保有する家計は、所得順位を上げ、賃貸住宅に住む家計は順位を下げることになる。

測定された不平等に帰属家賃を含めることの全体的な効果は、近年において、大都市部の住宅価格が高騰する中では、一層重要度が増してきている。近年における実証研究は、帰属家賃を含めると測定された不平等が減少することを示している（Fessler, Rehm, and Tockner, (2016); List, (2022)）。例えば、欧州 20 カ国以上を比較した List (2022) は、測定された不平等の縮小効果が持ち家市場の規模に直接に関係していることを明らかにした<sup>8</sup>。しかし、帰属家賃を調整した場合の効果は、高所得者世帯が持ち家を持つ傾向が強いため、帰属家賃を所得に含めると不平等が拡大するはずである。そのため、年金生活者のようなケースが多い国と、そうでない国、または住宅価格と家賃との乖離が大きい国とそうでない国などによって、不平等度の修正に与える効果は変化してくることに注意が必要となる。つまり、持ち家の割合が高く、低所得の年金生活者である場合、帰属家賃を不平等指標に含めることの効果はあまり顕著でない可能性があることを意味する。

Kilgarriff et al (2019) は、アイルランドにおいて、空間的に細分化されたレベルと異なる年齢層で、帰属家賃を所得に含めることが不平等測定に与える影響を分析した。その結果を見ると、ほとんどの年齢層で帰属家賃を含めると不平等が増加するが、65 歳以上の年齢層は例外であることを指摘している。

このような議論からも明らかのように、帰属家賃と人口統計学的要因の相互作用が所得不平等の測定に与える影響は、無視できないことが理解できるであろう。

第4に、住宅関連税制との関係となる。日本や欧州の多くの国の税制では、住宅ローンの利子や持ち家に関連するその他の費用について税額控除を行うことで、住宅取得を優遇している。このような税制上の優遇措置が住宅取得に及ぼす影響については、古くから多くの研究が報告されてきた（Aaron, (1970), Poterba, (1992)）。米国では、住宅所有者に対する税制上の優遇措置が、住宅バブルとその後の世界的な金融危機の一因となったという指摘もある（International Monetary Fund, (2008)）。住宅取得者に対する既存の税制優遇措置を撤廃することは、こうした住宅市場の歪みを解消するために重要であることは、一連の研究からも明らかである。

しかし、OOHの帰属家賃の測定が可能となった時には、市場の公平性や効率性を高めていくために、持ち家所有者の帰属家賃に追加的に課税することができることを意味している<sup>9</sup>。経済学的には、帰属家賃への課税はわずかな歪みしか持たないため効率的であり、

---

<sup>8</sup> ただし、これらの研究は、通常、帰属家賃と（公営住宅の）家賃補助の両方を調整していることに留意する必要がある。家賃補助の受給者は低所得者層であるため、補助を調整することで不平等が軽減される。

<sup>9</sup> 包括的な所得概念に基づく課題の重要性は、古くからの多くの研究蓄積がある（Marsh, (1943), Goode, (1960), Musgrave, (1967)）。

所得税の引き下げで相殺されれば効率性を一層高めることが出来る、と主張されてきた。しかし、多くの国の有権者がそのような広範な改革を支持するかどうかは疑問である。

所有者の帰属家賃を課税している国は、アイスランド、ルクセンブルグ、オランダ、スロベニア、スイスなど少数である (Andrews, Caldera, Sanchez, and Johansson, (2011))。しかし、これらの国でも課税されるのは帰属家賃の一定割合にしか過ぎない。スイスの場合、帰属家賃は、持ち家と賃貸住宅をマッチングさせるか、物件の課税価格に対する割合、で計算される。後者の場合、一般に帰属家賃は課税価格の5%と仮定される。簡易な概算ではあるが、そのようなわかりやすい制度を導入することで、一国の全所有者の帰属家賃を推定することが可能であることを示している<sup>10</sup>。

帰属家賃への課税は、一般的に住宅税制改革という大きな枠組みの中で議論されることが多い。例えば、米国を対象とした Poterba and Sinai (2008) は、帰属家賃に課税すると同時に、住宅ローン金利に加え、減価償却費や維持費も控除できるようにすることを提案している。一部の持ち家所有者にとっては、減価償却費と維持費の控除による節約によって帰属家賃にかかる税金を相殺することができる。しかし、ほとんどの持ち家所有者はより多くの税金を支払うことになるため、所得税減税と組み合わせたととしても、このような改革を政治的に実施することは困難であると考えられる<sup>11</sup>。

## 2. 持ち家の費用の測定方法

### ユーザー・コストと等価家賃

OOHの費用の測定方法として、第1章で整理したように、等価家賃法とユーザー・コスト法が最も有力な測定手法となる。日本や米国などでは、取得額測定法やユーザー・コスト法ではなく、等価家賃法が採用されている。その場合は、持ち家の家賃を測定しないといけない。日本では、家賃調査によって、近傍にある賃貸住宅の家賃から類推するという方法がとられている。この家賃の測定方法としては、幾つかの方法がある。

家賃の測定方法として、最も代表的な方法は、持ち家所有者に自分の物件がいくらで貸せるとするか推定してもらい、「アンケート」によって調査を行うという方法である。しかし、この方法には2つの問題がある。第1に、持ち家所有者がこの質問に答えるのに適した立場にあるとは到底いえないことである。所有者が、賃貸市場の現状について十分な

---

<sup>10</sup> Bourassa and Hoesli (2010) は、スイスの帰属家賃は市場価格より約30%低い価格で課税されていると推定している。

<sup>11</sup> Figari ら (2017) は、帰属家賃への課税が不平等と効率性に与える影響を考察している。欧州6カ国の分析に基づき、彼らは、労働への課税を下げる一方で帰属家賃に課税することで、不平等への影響という点では中立でありながら、効率が向上することを見出している。この意味で、帰属家賃への課税は、政治的に可能であれば魅力的な選択肢である。

情報を持っているとは考えにくい<sup>12</sup>。特に、調査結果が帰属家賃への課税に利用される場合、回答者は自分の不動産がいくらで貸し出されるかを過小評価する明確なインセンティブを持つ。

また、調査からどのようにして持ち家人口全体をカバーするのかという問題もある。この問題に対しては、層別アプローチで対応ができる。調査対象物件を層別する際に、標本対象とされていない物件は、同じ階層でサンプルされた帰属家賃の平均と等しい帰属家賃を持つと仮定すればよい。

続いて、マッチング・アプローチと呼ばれる方法である。Rosenbaum and Rubin (1983) によって提案されたこの方法は、ランダムに抽出した対象に、適合条件を示したうえで条件付き標本平均に依存して推計していく。マッチング・アプローチの利点は、関数形式に関する仮定に依存しないことである。

この手法の最初のステップは、2つのサンプルを作成することである。1つは OOH から構成され、もう1つは賃貸住宅から構成される。賃貸住宅の標本には、レント・コントロールの対象となる物件は含まれないようにする。家賃や住宅価格のデータは、推計や調査ではなく、取引価格または契約家賃から得ることが理想的である。その上で、OOH のデータセットの各物件と賃貸住宅のデータセットの各物件をマッチングさせる。このマッチングは、物件の物理的特性（物件の種類、築年数、面積など）と立地条件（地域、類似の都市・環境など）の組み合わせに基づいて行う。実際には、OOH のデータセットと物件と同じ特徴を持つ賃貸住宅の標本を見つけることはできないことが多いため、このマッチング・プロセスでは完全一致ではなく、近似的なものを見つけることになる。したがって、マッチングが十分であると判断するためには、いくつかの基準が必要である。

一般に、賃貸住宅は持家よりも質が低く、都市部に集中する傾向がある。バランスのとれたサンプルを見つけるために、マッチング手続きは通常「置換あり」で行われ、1つの賃貸住宅が複数の OOH とマッチングできるようにする（逆のケースもある）。置換によるマッチングは、マッチングされたサンプルの不均衡を相殺するためには有効だが、OOH と賃貸住宅が大きく異なる場合には、その方法は適用できない。特に、賃貸市場が小さい国では、持ち家サンプルの多くの物件でマッチングできる賃貸住宅を見つけることができない場合が多くなっている。特に、この傾向は地方部ほど強くなっていく<sup>13</sup>。

最後に、ヘドニック・アプローチによる方法である。マッチングではなく、ヘドニック

---

<sup>12</sup> Heston and Nakamura (2009) は、持ち家居住者は自分たちが課すことのできる家賃を過剰に楽観視する傾向があることを示唆している。Ceriani, Olivieri, and Ranzani (2019) は、ペルーのリマにおける持ち家所有者は、自分の物件で得られる家賃を 8~15% 過大評価していることを明らかにした。そのため、持ち家居住者への調査から得られる帰属家賃は、系統的に高すぎる傾向にある可能性が予想される。

<sup>13</sup> 日本の推計は、マッチング・アプローチに準ずる方法が採用されていると考えてよい。しかし、地方都市にいくほどに持ち家率が高くなり、家賃に関する情報が不足してしまうため、マッチングができなくなっている。この問題は、極めて深刻である。



ク・モデルから OOH の帰属家賃を推定するものである<sup>14</sup>。まず、賃貸住宅のサンプルを用いて、ヘドニック関数を推計する。(この際、レント・コントロール物件は含めないようにする)。

$$\ln u_n = \sum_{c=1}^C \beta_c x_{cn} + \sum_{m=1}^M \delta_m d_{mn} + \varepsilon_n \quad (5)$$

ここで  $u_n$  は、家賃住宅の標本からなる物件  $n$  の家賃である。物件  $n$  の物理的特性 (物件タイプ、築年数、床面積など) は、 $x_{cn}$  として表す。また  $\beta_c$  パラメータは、住宅の物理的特性に対するシャドープライスである<sup>15</sup>。  $\delta_m$  パラメータは、地域別ダミー変数のシャドープライスである。シャドープライスが推定されると、ヘドニック・モデルを使用して持ち家物件の家賃を予測することができる。重要な点は、2つのデータセットでカバーされる特性のセットが同じである必要があることである。例えば、持ち家物件  $s$  を考えてみよう。その家賃は、ヘドニック・モデルから次のように求められる。

$$\hat{R}_s = \exp \left( \sum_{c=1}^C \hat{\beta}_c x_{cs} + \sum_{m=1}^M \hat{\delta}_m d_{ms} \right) \quad (6)$$

ここで  $\hat{\beta}_c$  と  $\hat{\delta}_m$  は特性  $c$  と地域  $m$  に関する推定シャドープライスを示す。マッチング手法と同様に、持ち家と賃貸のサンプルが大きく異なる場合、ヘドニック・アプローチは機能しない。例えば、賃貸住宅の多くが都市部にある場合、地方部の地域ダミーはサンプル数が少ないため、うまく推定できないであろう。また、観測されない変数 (例えば、構造の質や環境性能) については、持ち家の方が良いパフォーマンスを示すとすれば、帰属家賃は系統的なバイアスを持つ (帰属家賃が下方に偏る) 可能性がある。

#### その他の推計方法

日本や米国では、等価家賃法が採用されているが、前節で整理したように、様々な測定上の困難がある。そのような中で、その他の推計方法が提案されている。

まず、ユーザー・コスト法である。住宅サービスの測定において、持ち家と賃貸住宅のミスマッチが大きすぎて、マッチング・アプローチやヘドニック・アプローチが使えないと判断される場合に、等価家賃法に代わる方法として、ユーザー・コスト法が有効であるとされている。均衡状態においては、家計は持ち家市場と賃貸市場は無差別であり、物件の家賃とユーザー・コストは等しくなる (数式(4))。この意味で、ユーザー・コストは帰

<sup>14</sup> Diewert et al (2020), Chapter 8 では、東京を対象として、新規家賃を用いたヘドニックを推計したうえで、すべての住戸に対する帰属家賃の推計をしている。

<sup>15</sup> 物件の立地は、ダミー変数  $d_{mn}$ 、つまり物件  $n$  が地域  $m$  に位置する場合、 $d_{mn}=1$ 、それ以外の場合は  $d_{mn}=0$  としてコントロールする方法がしばしば使われている。そのような手法に対して、Diewert and Shimizu (2022) では、空間特性を考慮したヘドニック関数の推計方法を提案している。

属家賃の代用として用いることができる。この方法は、賃貸市場が小さく、持ち家市場を代表しないような国や地域に有効である<sup>16</sup>。

ユーザー・コスト法を用いて、住宅サービスを実際のデータを用いて計算する場合、数式(4)を、数式(7)のように変換することができる。

$$uc_n = r_n + \delta_n + \omega_n + \gamma_n - g_n. \quad (7)$$

$P_n$ は物件  $n$  の現在の市場価格であり、一方  $uc_n$  はユーザー・コストである。ユーザー・コストの計算においては、 $r_n$ = 実質利子率、 $\delta_n$ = 減価償却率、 $\omega_n$ = 修繕費、固定資産税、平均償却取引費用、 $\gamma_n$ = リスクプレミアム、 $g_n$ = 期待キャピタルゲインといったパラメータが必要となる。ユーザー・コストの計算式から理解できるように、それは所有者が負担するコストを表している。

実際の推定式については、様々な定式化が提案されている。ここでは、Himmelberg, Mayer, and Sinai (2005) と同じ公式を用いる。Diewert (2009) または Diewert et al (2020), Chapter 6 または 8 には、もう少し一般化された計算式が示されている。例えば、一般的には、住宅の取得においてモーゲージを利用することが一般的であるために、住宅価格をエクイティと負債に分割する (Diewert et al (2020), Chapter 8)。そうすると、住宅ローンの支払いが明示的に取り扱うことが可能となる。

$uc_n$  の各項目の値は、物件ごとに異なる。実務上は  $uc_n$  はすべての物件で同じとするのが一般的である。その場合、数式(7)の各パラメータが決まれば、後は  $uc_n$  の各変数を設定すれば、現在の市場価値を推定するだけでユーザー・コストが算出される。

ユーザー・コスト法では、均衡状態においては、家計は持ち家と賃貸住宅の間で無差別であるという前提を置いた。しかし、この均衡条件の仮定が妥当かどうか、厳密に考える必要がある。この仮定が非現実的である可能性は、2つある。第1に、住宅市場が住宅ブームや不況の時期には、この2つの市場は均衡していない可能性が高い。第2に、たとえ市場が均衡状態にあるとしても、ユーザー・コストと家賃が等しくならない要因が存在する可能性がある。例えば、モーゲージの借りに制約のある借り手がいる場合は、ユーザー・コストが家賃より低くても、賃貸住宅に住まざるを得ない場合がある。

また、キャピタルゲイン項が奇妙な結果をもたらすこともある。1980年代の日本 (Diewert et al (2020), Chapter 8) や中国 (Chen et al (2022)) は、住宅価格の大きな変動によって、ユーザー・コストがマイナスになってしまう状況に直面した。近年に中国においては、住宅価格の急激な上昇に加え、多くの賃借人が信用収縮に陥ったことで、不動産購入に必要な居住要件を満たしていないために、ユーザー・コストがマイナスになっているこ

---

<sup>16</sup> 日本においては、地方部においては、民間の賃貸住宅市場が小さいために、均等家賃法で推計された帰属家賃は、大きなバイアスを持ってしまう。また、継続家賃を含む支払い家賃を用いて推計されているために、レント・コントロールと同じ状態にある家賃の標本を用いているために、そのバイアスは、極めて大きくなってしまっている。

とが報告されている。つまり、ユーザー・コストは帰属家賃の代用に過ぎないかもしれない。

ユーザー・コスト法以外にも、住宅価格と家賃との比率を用いた推計方法も提案されている。投資用の賃貸住宅については、販売価格と家賃の両方のデータを収集することが可能な場合がある。その場合、「価格÷年間家賃」で「価格家賃比率」を算出することができる。この「価格家賃比率」を物件ごとに平均化すれば、各物件の帰属家賃を予測する式を得ることが出来る。例えば、平均的な値付け家賃を次のように仮定する。 $\overline{pr}$ を価格家賃比率とすると、物件  $n$  の推定家賃( $\hat{u}_n$ )は、価格( $P_n$ )が観察されれば、次のように求めることができる。

$$\hat{u}_n = \frac{P_n}{\overline{pr}} \quad (8)$$

この推計方法は、基本的に、すべての持ち家所有者のユーザー・コストが同じであるという強い仮定を置く、ユーザー・コスト法の1バージョンであると位置づけることが出来る。この方法の問題点は、現実には、価格家賃比は価格に応じて大きく変動してしまうことである<sup>17</sup>。 $P_n/R_n = 1/u_n$ を引き起こす可能性のあるいくつかの要因がある。

$u_n$ は、価格が高くなるほどに低くなる。まず、建物は減価償却の対象となるが、土地は通常、減価償却の対象とはならない。これは、物件価格に占める土地の割合が大きければ大きいほど、減価償却率は低くなることを意味する。一般に、住宅の総価値に占める土地の割合は、高価格帯に行くほど高くなる。従って、より高価な物件ほど減価償却率は低くなるのである。また、高価な物件ほど建築物の品質が高い傾向にあり、これも減価償却率を下げる要因となっている。第2に、低価格帯の購入者は信用に制約があるため、住宅ローン金利が高くなる可能性がある。第3に、ここ数10年、ほとんどの国で、住宅市場は、価格帯が高いところほど、上昇率が高いといった事象に直面している。そのため、期待されるキャピタルゲインは、より高価な住宅の方が高くなる可能性がある。

最後に、Halket, Nesheim, and Oswald (2021) が指摘するように、観測できない質によってもたらされるバイアスに関する問題がある。売却物件の質的パフォーマンスは、賃貸住宅とそれと比較して優れている。例えば、持ち家の設備や備品の品質は賃貸住宅より高い。質の高い仕上げを施した物件は、メンテナンスが必要となるが、賃貸住宅の場合は、借り手が適切なメンテナンスを行うインセンティブは小さいために、高品質な住宅は賃貸住宅には適さない可能性が高い。このようなことが原因となって、OOH市場と賃貸住宅市場に断絶が生まれてしまう可能性がどの国においても存在する。つまり、マッチング法もヘドニック法も観測できない変数の影響を考慮できないため、より高価な物件の家賃を過小評価する傾向がある。その結果、住宅市場のハイエンドのサブマーケットで観測される価格-

---

<sup>17</sup> Brackke (2015), Hill and Syed (2016), Katz (2017), Aten (2018), Halket, Nesheim, and Oswald (2021) を参照されたい。

家賃比のカーブが押し上げられることになってしまう<sup>18</sup>。

### 3. 金融政策と OOH の測定

帰属家賃は、その物件を借りた場合にかかる費用であり、所有した場合にかかる費用ではない。また、住宅の賃貸と所有では、異なるメリットとデメリットがある。例えば、多くの所有者は、自分が所有する物件であるため、家賃の値上げなど家主の要求を受けることはない。また、退去を命じられるというリスクもない。また、所有者は、自分の意志によってキッチンのリフォームや床の張替えなど、物件の状態を変化させることができる。一方、賃貸は、物件の修理や改善をする必要がないものの、それを自分の意志で行おうとしても、実施できない。このような違いがあるために、OOH 市場と賃貸市場が均等であるかは、完全には同意を得ることは難しいであろう。

持ち家に関するコストをできるだけ正確に測定することを目的とするならば、ユーザー・コスト法がよい。賃金や年金の指数化には、等価家賃法で OOH を CPI に含めた方がよいであろう。同様に、社会的不平等の測定や税金の計算には、持ち家で発生するコストよりも、賃貸することによって得られる家賃に焦点を当てた方が良いため、等価家賃法が適切である。

しかし、金融政策上の CPI では、OOH は家賃換算ではなく、ユーザー・コスト方式で集計した方がよいといった意見が多い。家賃相当額からユーザー・コストに変更することの重要な意味は、家賃を通じて住宅価格を写像することが出来るかどうかである。このことは、価格と家賃が全く異なる変動パターンを示した日本の 1980 年代のバブル期の教訓からも理解できるように、2つの市場が分離・断絶されているというように考えた方がよいであろう。

住宅バブルは、典型的には、家賃の上昇よりも将来のキャピタルゲインへの期待によって引き起こされる (Ambrose, Eichholtz, and Lindenthal, (2013))。この文脈で、Stiglitz (1990) の不動産バブルの定義を考えてみると、示唆に富む。

“[I]f the reason the price is high today is only because investors believe the selling price will be high tomorrow – when ‘fundamental’ factors do not seem to justify such a price – then a bubble exists.” (Stiglitz, 1990, p. 13)

等価家賃法では、住宅バブルの存在を認識できない可能性が高い。金融政策の観点から

---

<sup>18</sup> 価格家賃の曲線が上方にバイアスを持つということは、より品質の高い OOH の家賃を予測するためには、(8)においてより高度なアプローチが必要であることを意味している。例えば、算出された価格家賃比率のサンプルを使って曲線を当てはめれば、その曲線を使って他の物件の家賃を予測することができる。

は、この問題は深刻である (Shimizu et al (2010))。日本や米国では、OOH は等価家賃方式で CPI に含まれているが、米国の OOH 家賃指数 (The owners' equivalent rent: OER) は、2000 年から 2012 年の米国の住宅価格の好不況を完全に観察することが出来ていない。これは、OER が新規の賃貸契約ではなく、既存の賃貸契約に着目していることが一因と考えられる。しかし、新規の賃貸契約でさえ、好況期には住宅価格ほどには上昇しなかった。もし、ユーザー・コスト法を用いて OOH を含めたならば、CPI は住宅価格にもっと反応したのではないかと考えられている<sup>19</sup>。

OER 指数が住宅ブームに対応できなかったことは、金融危機 (Great Financial Crisis: GFC) が始まる前の数年間、米国が比較的緩和的な金融政策をとっていたことに関係している可能性がある。また、いわゆる「デイスインフレ・パズル」とも関係があるかもしれない。GFC の際、何名かのエコノミストは、2007 年から 2010 年にかけて失業率が 4 % から 10% に上昇したのに対して、なぜ米国のインフレ率はもっと下がらないのか、といった指摘があった。例えば、ウィリアムズは 2010 年の講演で次のように述べている。

“The surprise [about inflation] is that it's fallen so little, given the depth and duration of the recent downturn.” (Williams, (2010), p. 8)

GFC の期間中のマクロ経済データは、フィリップス曲線と矛盾していると報告されている (Ball and Mazumder, (2011))。デイスインフレ・パズルの説明として、インフレ期待のアンカリング (Bernanke, 2010)、低インフレ率における名目価格粘着性の影響 (Ball and Mazumder, (2011))、グローバル化のインフレへの影響 (Borio, (2017))、インフレ期待の代替指標の使用 (Coibion and Gorodnichenko, (2015)) など、いくつかの可能性が指摘されている。また、GFC の前後で住宅価格と家賃 (特に既存家賃) が乖離していたことも大きな原因だと考えられている。その結果、OOH を等価家賃として測定し、CPI に含めると、住宅ブームと崩壊は測定されたインフレ率にほとんど影響を与えないことになったのである。

また、サマーズ (2016) は、長期にわたる経済停滞 (secular stagnation) を次のように表現している。

“Real interest rates are very low, demand has been sluggish, and inflation is low, just as one would expect in the presence of excess saving. Absent many good new investment opportunities, savings have tended to flow into existing assets, causing asset price inflation.” (Summers, (2016), p. 3)

2010 年から 2021 年にかけて、欧州中央銀行 (European Central Bank: ECB) などの中央銀

---

<sup>19</sup> ただし、これはユーザー・コスト法が正確にどのように定式化されたかによる。(Hill, Steurer, and Walzl (2021))。

行は、長期にわたる経済停滞 (secular stagnation)、そして COVID-19 の影響に対応するために、緩和型の金融政策を採用した。一連の政策の一環として、金利のゼロ下限制約のため、非伝統的な措置が必要とされた。

そのような中で、資産価格を押し上げ、金融の安定性を脅かす可能性があるだけでなく、こうした措置は、公式のインフレ率の測定が国民の認識と乖離した場合、信頼性のギャップを生み出す危険性があった。ECB の立場から、Mersch (2020) は次のように指摘した。

“[T]he prolonged period of substantial accommodation and the unconventional nature of our measures ... raises two concerns for the long-run efficacy of our measures. ... The first is the contribution of stretched asset prices to vulnerabilities in the financial system, which may in turn trigger future crises. The second is the part they may play in creating a disparity between public perceptions of inflation and official measures. That disparity can undermine public support for our unconventional measures and eventually erode trust in the ECB.” (Mersch, (2020))”

長期にわたる経済停滞 (secular stagnation) とゼロ下限制約に対する対応策として、インフレ目標を例えば4%に引き上げることが検討された (Blanchard, Dell’Ariccia, and Mauro, (2010); Ball,(2013); and Krugman, (2014) を参照)。この提案は、中央銀行関係者や多くのマクロ経済学者から強い抵抗を受けた。彼らは、4%のインフレがもたらす歪みは利点を上回り、目標の変更は中央銀行の信頼性を損なうと主張したのである。さらに、この時期、中央銀行はすでに2%の目標を達成するのに苦労していたため、4%の目標を採用することは、目標と現実のギャップをさらに拡大させる危険性があった。

別の対応策としては、OOH を CPI に含める際、賃貸料等価方式からユーザー・コスト方式に変更することも可能であった。Hill, Steurer, and Walzl (2022) は、住宅価格の動きに対するインフレ率の測定値をより敏感にするために、ユーザー・コスト法の簡易的な測定方法を提案している。そうすれば、サマーズが言及した資産価格インフレの一部はインフレ率に取り込むことが可能となり、中央銀行がインフレ目標を達成しやすくなるのである。

2021年以降、世界経済は大きな構造転換を余儀なくされた。COVID-19の供給ショック、強力な金融・財政政策の対応、ウクライナ戦争が重なり、インフレ率が急上昇した。現在、中央銀行はインフレ率を2%に向けて押し戻すのに苦労している。同時に、多くの国で不動産価格が下落し始め、家賃が急上昇した。

ユーザー・コスト法のように、測定されたインフレ率を住宅価格に対応させることで、中央銀行がインフレ目標を達成することが再び容易になる可能性がある。

#### 4. 結論

持ち家（OOH）は、GDP と CPI という 2 つのマクロ経済統計に不可欠な要素であり、政府や中央銀行による意思決定の指針として重要な役割を担っている。GDP と CPI に OOH を組み込む方法としては、等価賃貸法が最も一般的である。本稿では、帰属家賃を測定するためのいくつかの代替的な方法と、それぞれの方法に関連する課題について検討した。等価賃貸法に代わる主な方法は、ある種のユーザー・コスト法である。OOH を CPI に含めるかどうか、またどのように含めるかは、住宅ブーム時のインフレ率の測定値に大きく影響し、その結果、中央銀行がインフレターゲットでどのように対応するかに影響を与える可能性がある。

帰属家賃の応用は、GDP や CPI の測定にとどまらない。他の 2 つの社会的な活用対象として、税制と社会的不平等の測定があげられる。すでにいくつかの国では、OOH の帰属家賃に対して課税をしている。

不平等の測定に関しては、これまでのところ、ほとんどの研究が、持ち家の帰属家賃を調整所得に含めることは、持ち家家計の調整所得を賃貸住宅の家計に比べて著しく増加させるにもかかわらず、国内全体の不平等には有意に影響しないことを示している。

経済測定において、OOH のサービス価格・費用の測定は、極めて広範囲な分野に影響を与える。それは、日本においても例外ではなく、その精度を高めていくことで、様々な政策にも影響を及ぼす。今後の改善に期待したい。

## 参考文献

- Aaron, H. (1970), "Income Taxes and Housing," *American Economic Review*, 60(5), 789-806.
- Ambrose, B., P. Eichholtz and T. Lindenthal (2013), "House Prices and Fundamentals: 355 Years of Evidence," *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(2-3), 477-491.
- Andrews, D., A. Caldera Sanchez and A. Johansson (2011), "Housing Markets and Structural Policies in OECD Countries," OECD Economics Department Working Paper, No. 836.
- Aten, B., (2018), "Valuing Owner-Occupied Housing: an empirical exercise using the American Community Survey (ACS)," BEA Working Paper, WP2018-3, Bureau of Economic Analysis, Washington DC.
- Ball, L. (2013), "The Case for Four Percent Inflation," *Central Bank Review*, 13(2), 17-31.
- Ball, L. and S. Mazumder (2011), "The Evolution of Inflation Dynamics and the Great Recession," *Brookings Papers on Economic Activity*, 41(1), 337-405.
- Bernanke, B. S. (2010), "The Economic Outlook and Monetary Policy," Presented at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming.
- Blanchard, O., G. Dell'Ariccia, and P. Mauro (2010), "Rethinking Macroeconomic Policy," *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(s1), 199-215.
- Borio, C. (2017), "How Much Do We Really Know about Inflation?" Presentation on the BIS Annual Report on the occasion of the Bank's Annual General Meeting, Basel, 25 June 2017.
- Bourassa, S. C. and M. Hoesli (2010), "Why Do the Swiss rent?," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 40, 286-309.
- Bracke, P. (2015), "House Prices and Rents: Micro Evidence from a Matched Dataset in Central London," *Real Estate Economics*, 43(2), 403-431.
- Brookings Institution (2022), Webinar on the Consumer Price Index: How to Make It a Better Gauge of Inflation, Washington, DC. (Accessed on December 19, 2022)  
[https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2022/06/es\\_20220525\\_consumer\\_price\\_index.pdf](https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2022/06/es_20220525_consumer_price_index.pdf)
- Ceriani, L., S. Olivieri and M. Ranzani (2019), "How much would you pay to rent your house? assessing the accuracy of homeowners' self-assessed rent in Metropolitan Lima," Unpublished working paper, World Bank, Washington, DC.
- Chen, J. Y. Chen, R. J. Hill and P. Hu (2022), "The User Cost of Housing and the Price-Rent Ratio in Shanghai," *Regional Science and Urban Economics*, forthcoming.
- Coibion, O. and Y. Gorodnichenko (2015), "Is the Phillips Curve Alive and Well after All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 197-232.
- Diewert, W. E. (2009), "Durables and owner-occupied housing in a consumer price index," in



Price Index Concepts and Measurement, W. E. Diewert, J. S. Greenlees and C. R. Hulten (eds.). NBER, University of Chicago Press, 445-500.

Diewert, E and C. Shimizu (2022) , “Residential Property Price Indexes: Spatial Coordinates versus Neighbourhood Dummy Variables” *Review of Income and Wealth*, 68(3), 770-796.

Diewert, E, K. Nishimura, C. Shimizu and T. Watanabe (2020), *Property Price Indexes*, Springer. (Advances in Japanese Business and Economics Series).

Eurostat (2005), “On the principles for estimating dwelling services for the purpose of Council Regulation (EC, Euratom) No 1287/2003 on the harmonisation of gross national income at market prices”, *Official Journal of the European Union*, Commission Regulation (EC) No 1722/2005, October 20.

European Commission (2018), Report from the Commission to the European Parliament and the Council on the suitability of the owner-occupied housing (OOH) price index for integration into the harmonized index of consumer prices (HICP) coverage, European Commission, Brussels, 29.11.2018 COM(2018) 768 final.

Eurostat and OECD (2012), *Eurostat-OECD Methodological Manual on Purchasing Power Parities*. (<https://doi.org/10.1787/9789264189232-en>)

Fessler, P., M. Rehm and L. Tockner (2016), “The impact of housing non-cash income on the household income distribution in Austria,” *Urban Studies*, 53(13), 2849–2866.

Figari, F., A. Paulus, H. Sutherland, P. Tsakloglou, G. Verbist and F. Zantomio (2017), “Removing Homeownership Bias in Taxation: The Distributional Effects of Including Net Imputed Rent in Taxable Income,” *Fiscal Studies*, 38(4), 525-557.

Frick, J. R., M. M. Grabka, T. M. Smeeding and P. Tsakloglou (2010), “Distributional effects of imputed rents in five European countries,” *Journal of Housing Economics*, 19, 167–179.

Goode, R. (1960), “Imputed Rent Of Owner-Occupied Dwellings Under The Income Tax,” *Journal of Finance*, 15(4), 504-530.

Goodhart, C. (2001), “What Weights should be Given to Asset Prices in the Measurement of Inflation?”, *The Economic Journal*, 111 (June), F335-F356.

Halket, J., L. Nesheim, and F. Oswald (2021), “The Housing Stock, Housing Prices, and User Costs: The Roles of Location, Structure, and Unobserved Quality,” *International Economic Review*, 61(4), 1777-1814.

Hall, R. E. and D. W. Jorgenson (1967), “Tax policy and investment behavior,” *American Economic Review*, 57(3), 391-414.

Heston, A. and Nakamura, A. O. (2009), “Questions about the equivalence of market rents and user costs for owner occupied housing,” *Journal of Housing Economics*, 18(3), 273-279.

Hill, R. J., M. Steurer and S. Walzl (2022), “Owner-Occupied Housing, Inflation and Monetary Policy,” *Mimeo*.

- Hill, R. J. and I. Syed (2016), "Hedonic Price-Rent Ratios, User Cost, and Departures from Equilibrium in the Housing Market," *Regional Science and Urban Economics*, 56, 60-72.
- Himmelberg, C., C. Mayer and T. Sinai (2005), "Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions," *Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 67-92.
- International Monetary Fund (2008), *Global Financial Stability Report: Financial Stress and Deleveraging*. IMF, Washington, DC.
- Jorgenson, D. (1967). The theory of investment behavior, in R. Ferber (ed.), *Determinants of Investment Behavior*. National Bureau of Economic Research, New York, 129-175.
- Katz, A. J. (2017), "Imputing Rents to Owner-Occupied Housing by Directly Modelling Their Distribution," BEA Working Paper, WP2017-7, Bureau of Economic Analysis, Washington DC.
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest, and money*. Macmillan, London.
- Kilgarriff, P., M. Charlton, R. Foley and C. O'Donoghue (2019), "The impact of housing consumption value on the spatial distribution of welfare," 56, 43, 118–130.
- Krugman, P. (2014), "Inflation Targets Reconsidered," in *ECB Forum on Central Banking: Monetary Policy in a Changing Financial Landscape*, 25-27 May 2014, Penha Longa, Portugal. European Central Bank, 110-122.
- List, E. (2022), "Housing and Income Inequality in Europe: Distributional Effects of Non-Cash Income from Imputed Rents," *Review of Income and Wealth*, forthcoming.
- Marsh, D. B. (1943), "The taxation of imputed income," *Political Science Quarterly*, 58, 514-536.
- Mersch, Y. (2020). Asset price inflation and monetary policy. Keynote speech by Yves Mersch, Member of the Executive Board of the ECB and Vice-Chair of the Supervisory Board of the ECB, at the celebration of INVESTAS' 60th anniversary.
- <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2020/html/ecb.sp200127~f80408b6da.en.html>
- Musgrave, R. A. (1967), "In Defense of an Income Concept," *Harvard Law Review*, 81(1) 44-62.
- Poterba, J. (1992), "Taxation and Housing: Old Questions, New Answers," *American Economic Review*, 82(2), 237-242.
- Poterba, J. and T. Sinai (2008), "Tax Expenditures for Owner-Occupied Housing: Deductions for Property Taxes and Mortgage Interest and the Exclusion of Imputed Rental Income," *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 98(2), 84-89.
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin (1983), "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects," *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- Shimizu, C., K. G. Nishimura and T. Watanabe (2010), "Residential Rents and Price Rigidity: Micro Structure and Macro Consequences," *Journal of Japanese and International Economy*, 24, 282-299.

Smith, J. (2020), "UK GDP – the Q2 close-down, and the distorting effect of 'imputed rental'", Prime: Policy research in Macroeconomics. <https://www.primeeconomics.org/articles/uk-gdp-the-q2-close-down-and-the-distorting-effect-of-imputed-rental/> (accessed on December 17, 2022).

Stiglitz, J. E. (1990), "Symposium on Bubbles," *Journal of Economic Perspectives*, 4(2), 13-18.

Summers, L. H. (2016), "The Age of Secular Stagnation," *Foreign Affairs*, March/April, 2-9.

Williams J. (2010), "Sailing into Headwinds: The Uncertain Outlook for the US Economy," Presentation to a Joint Meeting of the San Francisco and Salt Lake City Branch Boards of Directors, Salt Lake City, Utah.

United Nations (2009), *System of National Accounts, 2008*, UN: New York.

# 住宅サービスの測定と課題:大規模民間データを用いた民営家賃指数の計算

西颯人・清水千弘

一橋大学ソーシャル・データサイエンス研究科

2024/01/16

## 1. 消費者物価指数における民営家賃

現在我が国で標準的に参照されている公的な価格指数は、消費者物価指数(Consumer Price Index: CPI)と呼ばれるものであり、総務省統計局から毎月公開されている。物価の変動は、日々買い物をしながら生活している人間にとっての重要な関心事である。その日々の買い物の中で、消費の対象となっている財やサービスにおいて、最も大きなウェイトを占めるのが、住宅サービスとなる。

住宅は、所有している場合もあれば、賃借している場合もある。賃借している場合には、享受するサービスの対価として、家賃を支払っているため、その家賃サービスを測定すればよい。しかし、家を賃している大家には、企業や個人だけでなく、自治体や政府なども含まれ、とりわけ公共部門の場合には、社会保障的な要素が加わることで、民間市場で成立する市場価格とは異なるサービス価格、つまり家賃が設定されることがある。そのため、その家賃の測定においては、民営借家と識別する形で公営借家が調査されることになる。

また、所有をしている場合には、毎月のサービス価格を観察することができない。そのため、異なる方法で毎月のサービス価格を予測していかないといけないことになる。また、住宅は、一戸建て住宅、集合住宅と様々な品質特性を持つことから、その品質を調整しながら測定をしていくことになる。

とりわけ CPI における民営家賃は、以下の理由からきわめて重要な位置を占める。

第一の理由は、CPI 全体に対する家賃のウェイトが大きいという点である。CPI は階層的に分類された品目を合算して計算されているが、CPI における「民営家賃」とは大分類「住居」内にある中分類「家賃」の中にある小分類であり、小分類「民営家賃」に含まれる唯一の品目でもある。「ウェイト」とは何かについては後述することにするが、民営家賃が占めるウェイトは2~4%程度となっており、CPI が 500 以上の品目を集計して作成されていることを考えれば、このウェイトは大きいと言える。また中分類「家賃」全体で見れば20%程度とさらに大きなウェイトを持つが、家賃全体でのウェイトの大きさは民営家賃が重要である2点目の理由に関連する。

さて第二の理由は、民営家賃の指数が帰属家賃指数の計算に利用されているという点である。帰属家賃とは何だろうか？中分類「家賃」の内訳をみると、「民営家賃」「公営・都市再生機構・公社家賃」「持家の帰属家賃」の3つの小分類で構成されている。帰属家賃指数とは最後の「持家の帰属家賃」の指数のことであり、家賃に関わる指数が持つウェイト

トの大部分をこの帰属家賃が占める。「持家の帰属家賃」とは何かについて簡単に説明すると、これは持家の家主が自分の持家に家賃を払っていると見なしたときの家賃である。この「家賃」は家主から家主に移動するので実際の支払いはないわけであるが、もし家主の家賃支出がないと考えるとすると、賃貸住宅に居住する人は持家を購入した瞬間からその後の家賃支出が（すなわち住宅に対する恒常的な消費額が）ゼロになってしまうことになる。このように、家賃支出が急に消失してしまうのはやや不自然であるが、持家の家主は自分に対して家賃を払っていると考えれば、このような家賃支出の消失を回避できるわけである。しかしこのような「帰属家賃」は観測できないので、何らかの方法でその額を推定する必要がある。そこで現状我が国のCPIでは、民営家賃指数を用いて帰属家賃を外挿するルールとなっている。このルールには合理性があると思われるが、もし民営家賃指数に測定バイアスが生じていた場合、そのCPI全体に対する影響は帰属家賃を介して拡大することになる。この点から、民営家賃指数の適切な測定・集計はCPIの適切な集計のために重要であると考えられる。

しかし、現状の民営家賃指数計算には多くの課題が残されている。この点についての詳細は第3章で説明するが、大まかには①品質調整の問題②経年劣化の調整③家賃の種類の問題の3つが挙げられるだろう。

このような現状を踏まえ、本稿では家賃指数の計算に関わる議論を整理するとともに、大規模民間データを用いて家賃指数の計算を行い、課題点を実証的に検討する。

## 2. 価格指数の算式について

本章は阿部(2023)を参照の上、経済指数に関する議論を理解するうえで最低限必要と思われる知見を再度まとめたものである。指数理論の詳細については同書をはじめとする専門的な文献に当たりたい。

通常の家賃指数算式

まず主要な指数算式として、ラスパイレス指数・パーシェ指数・フィッシャー指数の算式を説明する。他にも多数の指数算式が提案されているが、それらについては阿部(2023)を参照されたい。

2時点 $t = 0, 1$ の比較を考える。各時点における財 $i = 1, \dots, N$ の取引（消費）価格と数量をそれぞれ $p_{it}, q_{it}$ とする<sup>20</sup>。価格指数の目的は、 $N$ 次元の価格ベクトル $\mathbf{p}_t = (p_{0t}, \dots, p_{Nt})^T$ の変化を、価格比を示すような1つのスカラー値に集約することである。このような集計を行うと明らかに情報の損失が発生するから、次項で述べる指数の正当化に関する議論を理解しておくことが重要となる。

さて、ここでウェイト（重み）としてよく使われる支出シェアを導入しておく。財 $i$ に対

---

<sup>20</sup> 簡単のために価格と数量はいずれも正とする。

する時点 $t$ での支出額は $p_{it}q_{it}$ となる。ここから数量ベクトル $q_t$ を価格ベクトル $p_t$ と同様に定義しておく、時点 $t$ における支出シェア $w_{it}$ は以下で表される。

$$w_{it} = \frac{p_{it}q_{it}}{\sum_j p_{jt}q_{jt}} = \frac{p_{it}q_{it}}{p_t q_t}$$

これは、財 $i$ に対する支出額と総支出の比になっている。

以上のように文字を定義したところで、2時点0,1を比較する指数 $P_{01}$ に関する実際の指数算式を説明しよう。まずラスパイレス指数 $P_{01}^L$ は、時点0に購入した数量 $q_0$ に消費量（消費パターンともいう）を固定した場合の支出額の比である。すなわち、

$$P_{01}^L = \frac{\sum_i p_{i1}q_{i0}}{\sum_i p_{i0}q_{i0}} = \sum_i w_{i0} \frac{p_{i1}}{p_{i0}}$$

と定義される。言い換えれば、時点0と同じ量を時点1にも購入したら総支出額は何倍になるか、を表した指数となっている。

つぎにパーシェ指数 $P_{01}^P$ は、時点1に購入した数量 $q_1$ に消費量を固定した場合の支出額の比である。すなわち、

$$P_{01}^P = \frac{\sum_i p_{i1}q_{i1}}{\sum_i p_{i0}q_{i1}} = \frac{1}{\sum_i w_{i1} \left(\frac{p_{i1}}{p_{i0}}\right)^{-1}}$$

と定義される。言い換えれば、時点1と同じ量を時点0にも購入していたら総支出額は何倍になったか、を表した指数となっている。

最後にフィッシャー指数 $P_{01}^F$ は、ラスパイレス指数とパーシェ指数の幾何平均で定義される。すなわち、

$$P_{01}^F = \sqrt{P_{01}^L \times P_{01}^P}$$

である。ラスパイレス指数とフィッシャー指数はそれぞれ片方の時点の消費パターンに依拠した算式になっているので、それを平均化したものとして解釈できる。

さて、ここまで価格指数について説明してきたが、その算出において価格・数量・支出額という3つの要素が考慮されていた。実は、価格以外の要素についてもそれぞれ指数を考慮することができ、数量に関する指数を数量指数、支出額に関する指数を価値指数という。数量指数は、価格指数算式内の価格 $p$ と数量 $q$ を入れ替えることで得られる。価値指数 $V_{01}$ は2時点の総支出額の比であり、

$$V_{01} = \frac{\sum_i p_{i1}q_{i1}}{\sum_i p_{i0}q_{i0}}$$

となる。総支出額はもともとスカラーであるので、価値指数の定義においては価格指数・数量指数のように「ベクトルをスカラーに集約する」という困難はない。

ここで、実務的な補足を3点しておく。まず実際の指数は、多時点について調査・公表されているのが常である。これは、ある時点（例えば2010年）を基準時点として固定し

たうえて、他の時点と比較時点として変化させて計算するのが通常である。例えば、 $t=2005, 2010, 2015$  の指数を 2010 年基準で計算した場合、公表されるのは

$P_{2010,2005}, P_{2010,2010}, P_{2010,2015}$  となる。なお、多時点に関する指数については推移性や連鎖指数等の学術的・実務的に重要な課題があるが、ここでは立ち入らないこととする。

つぎに価格と数量のデータ収集に関して、数量データの取得は価格と比べて大きな労力がかかるという点である。これは、スーパーマーケットなどに調査に行った際にりんごの価格と販売数のどちらを知る方が大変かを考えれば納得できるだろう（もちろん、取引されているあらゆる財について調査を行う必要から、価格の調査にも総務省統計局が多大な労力を払っていることは言うまでもない）。ここで上に挙げた指数算式を見直すと、ラスパイレス指数は時点 0（基準時点）の数量と支出シェアのみに依存しているのに対して、パーシェ指数（とフィッシャー指数）は時点 1（比較時点）の数量と支出シェアに依存している。すなわち、ラスパイレス指数を計算するためには基準時点にのみ数量の調査をすればよいのに対して、パーシェ指数とフィッシャー指数を計算するためには指数を計算するすべての時点で数量の情報を得る必要がある。このため、指数によって要求される調査の負荷に大きな違いがあるという点は、実務上重要である。

最後に、下位集計について説明する。例えば「チョコレート」という財の価格と数量について考えると、同じチョコレートでも市場ではさまざまな商品が取引されている。すべての銘柄の商品について数量の情報を得るのは困難なので、「チョコレート」の価格については主要な銘柄を選んで代表させるか、数量情報を使用しない基本物価指数という指数算式に基づいて価格計算を行うことになる。基本物価指数にはカーリ指数・デット指数・ジェボンズ指数といったものがある。これらの方法で財ごとの価格を下位の集計をしたのちに、ラスパイレス指数などの算式に基づいて上位の集計を行い、市場全体に対する価格指数が計算されている。

#### 指数の正当化

前項ではラスパイレス・パーシェ・フィッシャーという 3 つの指数を紹介したが、他にも多数の指数算式が提案されている。では、これらの指数はどのように正当化でき、どの指数算式が望ましいと考えられるのだろうか？ 指数の正当化に関しては、主に公理的アプローチ・経済学的アプローチ・確率的アプローチの 3 種類の考え方がある。ここでは現状主流と思われる、公理的アプローチと経済学的アプローチについて説明する。確率的アプローチは統計モデルを仮定したうえて最小二乗法などにより指数を推定する方法となる。

まず公理的アプローチについてだが、これは価格指数に持っているほしい性質に注目したものである。例えば、価格指数をあたかも通常の価格であるかのように解釈するためには、価格指数と数量指数の積は価値指数と一致してほしい、という考え方がある（なぜならば、価格と数量の積はその財に対する支出額になっているからである）。このような「指数に持っているほしい性質」のことを公理という（今述べた積に関する公理は要素

反転性と呼ばれる)。満たすことが望ましいと考えられている性質は多数あり、特に次に列挙する5つの基本公理は重要である。

1. 単調性

- すべての財の価格が上昇したら、指数も上昇する

2. 1次同次性

- 価格がすべて $\lambda$ 倍になったら、指数も $\lambda$ 倍になる

3. 恒等性

- すべての価格が同じなら、必ず指数は1になる

4. 次元性

- 通貨単位を変更しても、指数は変わらない

5. 単位無差別性

- 財 $i$ の数量を測定する単位が変わっても、指数は不変

各公理について正確には数学的な定義が与えられているが、ここでは大まかな解釈を示した。ラスパイレス・パーシェ・フィッシャーなどの指数は基本公理を満たすが、そのほかにも多数ある公理をすべて満たす指数算式は存在しない。このため、指数の用途に応じて満たしてほしい公理を指数が満たしているかを確認することが必要になるが、一般的にはできるだけ多くの公理を満たしている指数がより望ましいということになる。また、満たして欲しい指数をリストアップしていくと、それらすべてを満たすような指数の関数形が自動的に決まる場合もある。

次に経済学的アプローチについて説明する。経済学的アプローチは指数に経済学的な解釈を与えるものであって生計費指数(COLI: Cost of Living Index)という概念が重要であるが、これを理解するためにはまず効用関数を導入する必要がある。大雑把に言えば、効用関数 $u(\mathbf{q})$ とは財の消費量 $\mathbf{q}$ が決まったときに、その消費によって「どのくらいうれしいか」を表す関数のことである。このうれしさを効用という。価格ベクトル $\mathbf{p}$ が決まっているとき、消費者は予算制約 $\mathbf{p}^T \mathbf{q} \leq I$ のもとでこの効用を最大化するように消費パターン $\mathbf{q}$ を決めると考えられる。

ここで少し違う見方をすれば、価格ベクトル $\mathbf{p}_t$ が決まっているときに基準となる効用水準 $u_t$ をおくと、効用 $u(\mathbf{q}_t)$ が $u_t$ 以上となるために必要な最小の支出額 $\mathbf{p}_t^T \mathbf{q}_t$ が求められることになる。 $\mathbf{q}_t$ は消費者が効用を最大化するように決めることを踏まえれば、この最小の支出額は $\mathbf{p}_t$ と $u_t$ の関数なので、これを支出関数 $E(\mathbf{p}_t, u_t)$ と呼ぶことにする。

生計費指数 $COLI_{01}$ は支出関数の比として定義され、具体的には

$$COLI_{01} = \frac{E(\mathbf{p}_1, u(\mathbf{q}_0))}{E(\mathbf{p}_0, u(\mathbf{q}_0))}$$

となる。これは、基準時点0と同じ効用水準 $u(\mathbf{q}_0)$ を達成しようとした場合に、最低限必要な支出額が比較時点1では基準時点0の何倍になるか示したものと解釈できる。

生計費指数を計算するためには、効用関数 $u(\mathbf{q})$ の関数形を特定する必要がある。しかし



Diewert (1976)の Superlative Index (最良指数) は、任意の効用関数に対する2次近似となっていることが示されているので、これを利用すれば効用関数を特定しなくとも生計費指数の近似が計算できることになる。Superlative Index には、フィッシャー指数などのいくつかの指数が該当する。なお、フィッシャー指数は多くの公理を満たすことが知られているので、公理的な観点から見ても性質が良い、ということになる。

#### 差別化された財の指数算式

ここまでは同質の商品が多数取引されるような、通常の財を想定した議論を行ってきた。つまり、財*i*として同質の商品が $q_i$ 個取引されているというのが暗に仮定されているのである。しかし不動産などの財を考えると、この仮定は少々無理がある。なぜならば、賃貸住宅を含めた不動産には少しずつ(例えば位置などの)違いがあり、完全に同質の財が存在しないためである。しかしこのような財はその品質によって消費者からは差別化されており、より優れた品質を持つ財の価格が高くなる(例えば、より駅に近い物件の方が賃料は高くなる、といった具合である)。と考えられる。

このような財を差別化された財と呼び、その分析においては Rosen (1974)のヘドニック・アプローチが重要な役割を果たす。差別化された財に関する価格指数は、おおざっぱに言えば時点間の品質の差を統制したうえで価格の比較を行うことで計算される。理論的な部分や種々の計算法の詳細については Shimizu and Karato (2015)のサーベイを参照していただくことにして、ここでは最も単純な時点ダミー法と、リピートセールス法による指数算出法を説明する。

まず、時点*t*に取引された物件*i*の価格を $p_{it}$ と書くことにする。この物件の品質を反映した属性をベクトル $\mathbf{x}_{it}$ として、経済状況の時間変動を想定した次の価格モデルを考える。

$$\log p_{it} = \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_{it} + \alpha_t + \varepsilon_{it}$$

ここで、 $\boldsymbol{\beta}, (\alpha_0, \dots, \alpha_t, \dots)$ は回帰係数であり、 $\varepsilon_{it}$ は誤差項である。この回帰モデルは、基準時点の時間効果を $\alpha_0 = 1$ とすれば、時点ダミー変数を導入することで最小二乗法などを用いて推定できる。

ここで回帰係数の推定量を $\hat{\boldsymbol{\beta}}, \hat{\alpha}_t$ とすれば、任意の属性 $\mathbf{x}$ をもつ物件に対して、時点*t*における価格を次の式で外挿できる。

$$\hat{p}_t = \exp[\hat{\boldsymbol{\beta}}^T \mathbf{x} + \hat{\alpha}_t] = \exp[\hat{\boldsymbol{\beta}}^T \mathbf{x}] \exp[\hat{\alpha}_t]$$

そこで、時点0,1の価格比をとると、

$$\frac{\hat{p}_1}{\hat{p}_0} = \frac{\exp[\hat{\alpha}_1]}{\exp[\hat{\alpha}_0]} = \exp[\hat{\alpha}_1] \quad \because \alpha_0 = 0$$

が得られる。これは、任意の同じ品質を持つ物件に関する価格比であるから、品質を調整した価格指数になっている。よって、時点ダミー変数の係数を指数変換したものが、時点ダミー法で推定した価格関数となる。

このような家賃関数の推定を通した方法を適用するため上では、住宅属性ベクトル $\mathbf{x}$ を

十分に集められることが前提となる。しかし重要な住宅属性を不足なく集められるとは限らない。そこでリピートセールス法では、複数回取引された物件の価格差をとることで品質調整を行う。

具体的には、まず住宅属性ベクトル $\mathbf{x}_i$ が時間不変であることを仮定する。このとき、物件 $i$ が2時点 $s, t$ で取引されていたとすると、その価格差は以下ようになる。

$$\log p_{it} - \log p_{is} = (\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_i - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}_i) + (\alpha_t - \alpha_s) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{is}) = \alpha_t - \alpha_s + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{is})$$

$\mathbf{x}$ に関わる項が打ち消されることから、住宅属性の情報が得られなくともそれが変化しなければ、対数価格の差をとることで品質調整を行うことができることがわかる。上記のモデルは、時間依存するダミー変数をうまく工夫して作ることで重回帰モデルの形に帰着することができるので、指数に関わる係数 $\alpha$ もダミー変数の係数として推定できる。

統計的推定の観点からは、誤差項 $\varepsilon_{it} - \varepsilon_{is}$ の分散共分散構造が気になると思われる。リピートセールス法の原点としてよく引用される Bailey, Muth and Nourse (1963)では、 $\varepsilon_{it}$ が独立同分布に従うことを仮定したうえで、分散共分散行列の構造を導いている(BMN法)。この場合、一般化最小二乗法による推定が必要となる。一方で近年の論文では、ランダムウォーク型の誤差構造を仮定した Case and Shiller (1987)の方法を元にした計算法がもっぱら採用されている印象である(CS法ないしは Case and Shiller法)。この方法では、取引のあった2時点の間隔が離れているほどウェイトを下げるような重み付き最小二乗法によって推定が行われ、共分散構造はほとんどの場合考慮しない。ウェイトの下げ方が直感的であることと、計算が容易であることがこの方法の主なメリットであろう。一方で後述するように、実際の価格は時間が経つにつれて下落していく。このような構造に対して、価格の上昇と下落が同じ確率で生じるランダムウォークを仮定して良いのかは、確率モデルの観点からは疑問があると思われる。

### 3. 家賃指数計算に関わる議論

本章では前章の議論を前提として、家賃指数計算に関わる論点を整理する。

消費者物価指数における家賃指数算式

すでに述べた通り、賃貸住宅のような差別化された財に関する指数を計算するためには、品質の調整が重要となる。現行のCPIでは、次のような方法で民営賃貸住宅の品質を調整し、民営家賃指数を計算している。

まず、延面積と構造により以下の4区分に物件を分類する。

- ・ 木造小住宅 → 延面積 30 m<sup>2</sup>未満      かつ   木造
- ・ 木造中住宅 → 延面積 30 m<sup>2</sup>以上      かつ   木造
- ・ 非木造小住宅 → 延面積 30 m<sup>2</sup>未満      かつ   非木造
- ・ 非木造中住宅 → 延面積 30 m<sup>2</sup>以上      かつ   非木造

その後、区分ごとに賃料の合計を延面積の合計で割ることにより、各区分の平均面積当

たり家賃を算出する。これを同様に計算した基準時の面積当たり家賃で割ることによって、区分ごとの家賃指数を得ることができる。最後に、基準時における各区分の構成比をウェイトとして区分別指数を加重平均することで、家賃指数を得る。

この計算方法については、いくつかの問題点が指摘されている。まず、品質調整が粗いのではないかという点である。消費者が賃貸住宅を探すとき、木造かどうかと専有面積だけを見て物件の賃料が適切か考えているわけではないことは言うまでもない。また、専有面積についてだけ考えても、30 m<sup>2</sup>を閾値とする2種類のみで分類する方法は、かなり大雑把な分け方であると言わざるを得ない。実際の消費者は駅までのアクセス性や様々な住宅設備の有無を確認したうえで物件を借りるかを決めている<sup>21</sup>わけであるから、このようなさまざまな情報を考慮せずに作成した指数は十分に品質調整を行えているのか疑問がある。

次に、経年劣化の調整が行われていないという問題がある。わが国の不動産市場では、建物（土地と対比して上物とも呼ばれる）の価値は、竣工から時間が経つにつれて減少していくのが一般的である。これを経年変化や経年劣化(depreciation)、あるいは築年効果(age effect)という。上記のCPI方式計算式では、構造と延面積が同じであれば、築何年の物件でも同じ家賃単価を持つことになる。このため、経年劣化による家賃下落が家賃指数の変動に加算されていることになり、結果として（経年劣化を考慮した場合と比較して）下向きのバイアスが家賃指数にかかっていることが予想されている。この点について総務省統計局も検討を行っており（総務省統計局物価統計室 2021a, 2021b, 2021c）、この検討の中で種々の住宅属性を用いた家賃関数の推定を行っているため、品質調整の問題についても同時に対応の検討がなされていると考えられる。しかし、経年劣化の調整においては推定上多重共線性の問題が発生することが知られており<sup>22</sup>、完全な対応策は学術的にも定まっていない。

最後に、民営家賃指数を帰属家賃指数の計算に流用することに関する課題について言及しておく。賃貸住宅と持ち家にはその住居面積等に大きな差異があることが分かっている（白塚 2005）。このため帰属家賃の予測は事実上の外挿となっており、帰属家賃の実勢を正確には捉えられていない可能性がある。統計学的には共変量シフト（杉山 2006, Sugiyama et al. 2008）に関する議論と関係があると思われる。具体的には、持ち家と近い面積の大きな賃貸物件に大きな重みを付けて推定する、というような方法が考えうるが、このように推定した指数を既存の集計に基づく指数と整合的なものと解釈できるかについては、慎重な議論が必要になるとと思われる。

---

<sup>21</sup> 賃料分析においてどのような住宅設備情報を考慮できるかは、筆者らが執筆した論文(Nishi et al. 2019)を参考にされたい。

<sup>22</sup> 数学的な問題としてとらえる場合、Chau et al. (2005)の解説が分かりやすい。

## 新規家賃と継続家賃

通常の財では、支払いが発生した時点とその金額に関する意思決定があった時点は、おおむね一致していると考えて不自然はない。しかし賃貸住宅に対する家賃の場合、この2時点は必ずしも一致しない。わが国の賃貸住宅市場では2年契約が一般的であるので、最初の1か月に関しては意思決定と同じ月にその金額（家賃）を支払うが、残りの13か月は過去の意思決定によって決まった家賃を支払うことになる。前者の最初の月の家賃を新規家賃、残りの月の家賃を継続家賃という。

総務省統計局が公開しているCPIでは両方の家賃を用いて指数を計算しているが、Ambrose et al. (2015)では新規家賃のみを使用して指数を計算している。どちらの方法が優れているというわけではなく、指数の用途に応じて適切な家賃データを選ぶ必要があるということではあるのだが、参照している指数がどちらのデータに基づいているのかは必ず確認すべきと言えるだろう。なお指数の挙動としては一般的に、新規家賃のみを用いた指数は両方を用いたものと比べて指数の変化が先行する代わりに、系統的でない変動も大きい傾向となる。

## 指数の更新について

通常の指数算式に基づいて計算される指数（例えばラスパイレス指数など）では、新しい時点の指数を追加しても、それ以前の指数は変化しない。例えば、2020年の指数を計算しても、2019年の指数は変化しないことは明らかである。しかし時点ダミー法・リポートセールス法のようにモデルの推定を通して作成する指数の場合、過去の指数が変化する。なぜなら、2019年の指数を計算した時点ではなかった2020年の情報がデータに追加されるためである。これにより2020年の指数を計算したモデル内での2019年指数に対応する係数の推定量は、1年前に計算したものと一致しなくなるのである。

これは新しいデータの追加によって推定値が修正されたと考えれば、少なくとも推定の観点では悪いこととは言えない。しかし公的統計の性格からすれば、公表した指数は少なくともどこかの時点では確定値とする必要があるので、指数が後から修正されてしまうのは望ましくない。これは、指数理論の（推定論ではない）集計理論としての性格の強さとも関係していると思われる。いずれにせよ公的な統計として発表する以上は、どの段階で計算した指数を確定値とすべきなのかは、注意深い議論が必要である。

## 4. 大規模民間データを用いた家賃指数計算

ここまでの議論を踏まえ、家賃指数の性格や特徴を観察するために、東京23区の賃貸住宅を対象としていくつかの民営家賃指数を計算する。これにより、用いるデータや指数算式によって計算される指数にどのような違いが生じるのかを議論する。

## データ

使用するデータは、大東建託株式会社から提供を受けた賃料のパネルデータである。このデータは実際に物件に支払われた家賃を記録したいわば悉皆調査データであるため、データの欠測やサンプリングバイアスは極めて少ないと考えられる。これにより、各住戸にいくらの賃料が支払われてきたかを追跡できる。この特長は、リピートセールス法による指数計算を行う上で、時点間の賃料比較をするのに都合がよい。また、大東建託が保有する物件情報データを結合可能であるため、時点ダミー法を適用することも可能である。このため、異なる指数算式を比較するのに適したデータとなっている。

一方で、このデータは大東建託管理物件のすべてを網羅しているものの、国内市場全体と比較すれば、大東建託管理物件という集合を選ぶこと自体にサンプルリングバイアスがある可能性がある。この点には注意する必要があるが、大東建託は国内管理戸数が最大の民間企業であるため、市場全体の動向との乖離はさほど大きくないと予想される。

支払われた家賃に関して、入居月と退居月には入居していた日数に応じて日割りで家賃が請求されるため、実際に支払われた家賃をそのまま使用すると入居月と退居月に極端な賃料下落が発生してしまう。これを避けるため、退居月のデータは計算の上で除外した。また入居月に関しては、新規家賃データを用いた指数計算に不可欠であることから、翌月の家賃と同額と見なして補完している。

指数はすべて2010年1月から2022年12月までの期間について、2020年1月を規準年(=100)として月次で計算を行った。サンプルサイズは部屋数が28,632戸で、有効な支払い件数は2,533,168件、そのうち新規家賃の支払いが57,452件であった。

## 算式

比較のために、以下に挙げる4つの家賃指数を計算した。またそれぞれの指数算式に対して、新規家賃のみを元データとした指数と、新規・継続家賃の双方を元データとした指数を計算した。

- ・CPI方式
- ・時点ダミー法
- ・時点ダミー法（築年補正あり）
- ・リピートセールス法

ここでCPI方式と呼んでいるものは、3章で説明した総務省統計局の民営家賃指数計算と同様の基準で計算したものである。CPIとは計算式は同じで元データのみが異なることになるので、データの違いの影響を見るのに適した指数となる。

時点ダミー法は以下の変数を説明変数として計算した。この中で、「時点ダミー法」は説明変数から「築年数」を除外している。これは、「時点ダミー法（築年補正あり）」以外

の指数では経年劣化の調整を行っていないためである。よって、「時点ダミー法」と「時点ダミー法（築年補正あり）」を比較することで、経年劣化の調整によってどのように指数が変化するかを見ることができる。

表1に、時点ダミー法の計算に使用したヘドニック・モデルの推定結果を掲載した。被説明変数は対数家賃である。すべての物件の説明変数を取得できるわけではないことから、サンプルサイズが先述した有効な支払い件数よりも少なくなっていることに注意されたい。新規家賃のみのモデルでも双方の家賃を使用したモデルでも、築年数を説明変数に投入してもモデルの説明力に大きな差は生じていない。追焚機能ダミーの係数が有意でなくなっていることから、追焚機能ダミーが築年数の代理変数となっていた可能性が示唆される。

表1：ヘドニック・モデル

家賃種別 築年補正	新規+継続				新規のみ			
	なし		あり		なし		あり	
	$\beta$	p-value	$\beta$	p-value	$\beta$	p-value	$\beta$	p-value
Intercept	9.21	0.00	9.21	0.00	9.10	0.00	9.11	0.00
居住用部屋数	-0.00	0.00	-0.00	0.00	-0.00	0.00	-0.00	0.00
階数（地上）	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
建築延面積（平米）	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
鉄道最寄駅距離	-0.06	0.00	-0.06	0.00	-0.07	0.00	-0.07	0.00
鉄骨	0.02	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00
鉄筋	0.03	0.00	0.03	0.00	0.04	0.00	0.04	0.00
バスダミー	-0.02	0.00	-0.02	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00
階数	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
log 居住用面積（平米）	0.57	0.00	0.57	0.00	0.61	0.00	0.61	0.00
フローリング	-0.00	0.00	-0.00	0.00	-0.01	0.00	-0.00	0.00
オートロック	0.06	0.00	0.06	0.00	0.07	0.00	0.06	0.00
バストイレ別	0.04	0.00	0.04	0.00	0.06	0.00	0.06	0.00
追焚機能	0.00	0.00	0.00	0.19	0.00	0.02	-0.00	0.77
室内洗濯機置場	0.02	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
宅配ボックス	0.01	0.00	0.01	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00
ガスコンロ（2口以上）	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00
耐震構造	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.01	-0.01	0.02
築年数（月単位）	-		-0.00	0.00	-		-0.00	0.00
行政区ダミー	YES		YES		YES		YES	
年ダミー	YES		YES		YES		YES	
決定係数	0.725		0.725		0.828		0.829	
サンプルサイズ	2,395,619		2,395,619		55,308		55,308	

最後にリピートセールス法は、Case and Shiller (1987)の方法で計算を行った。また、ここでは各時点の対数家賃から直近の新規対数家賃を減算する形でリピートセールスのペアを形成した。リピートセールス法の仮定が正しく、かつ時点ダミー法の計算に十分な説明変

数を取り込めている場合には、リピートセールス法と（築年補正なしの）時点ダミー法の指数はおおむね同じ挙動となることが期待される。またこれらの指数とCPI方式の指数を比較することで、粗い品質調整が指数に与える影響を観察することができる。

## 結果

算出した指数の結果を示す。まず、新規家賃と継続家賃の両方を使用した指数を図1に示した。この図では参考に、総務省統計局が公表している民営家賃指数を黒破線で重ねて表示している。

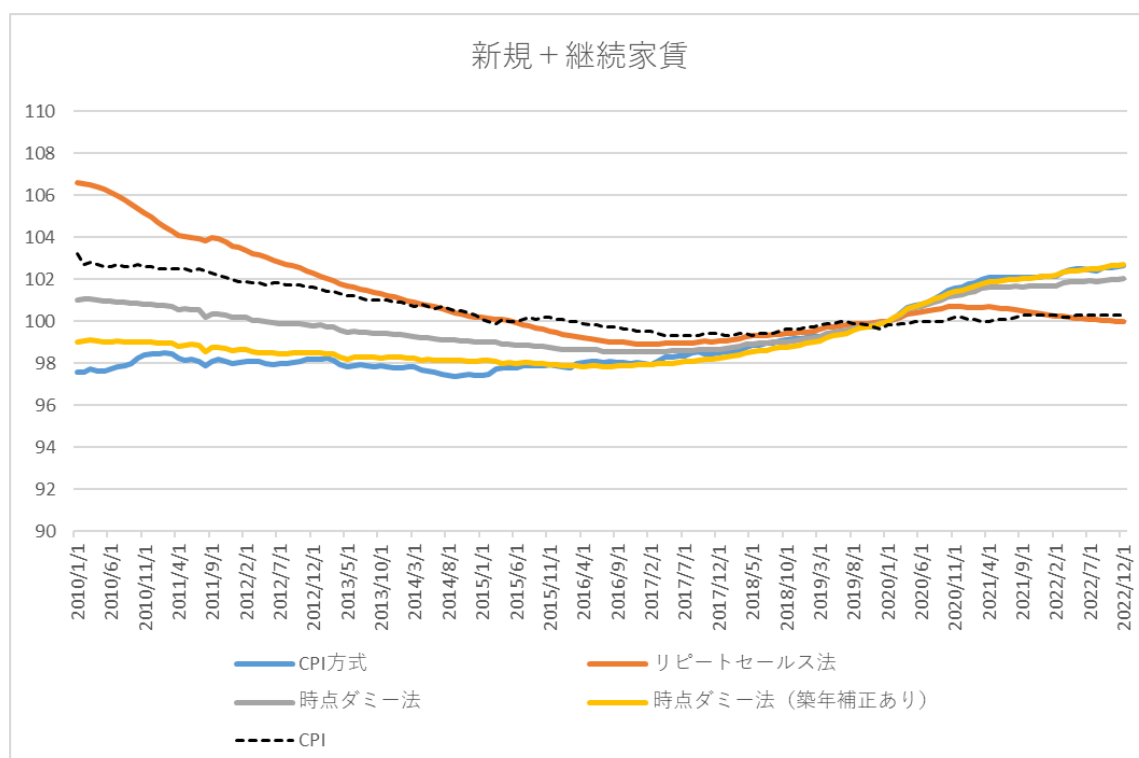


図1：大東建託家賃指数（新規+継続家賃使用）

まず大東建託のCPI方式指数と総務省統計局の民営家賃指数を比較すると、かなりの乖離があることが確認できる。総務省統計局の方は徐々に指数が下がっていく挙動であるが、大東建託の方は逆に少しずつ指数が上昇している。CPI方式の計算式では十分に品質調整ができていない可能性があることを考慮すると、大東建託の管理物件は市場全体と比較して急速に品質向上が進んでいる可能性がある。実際、大東建託の管理戸数はこの10年で急速に増加しており、大東建託データ内に近年に建築された物件が増えたことで、このような差異が生まれたと予想できる。

次に時点ダミー法において築年補正の有無による違いを見ると、2010年から2015年の区間では顕著に築年補正ありの指数の方が低くなっている。これは逆に言えば、築年補正

ありの指数の方が、指数の上昇幅が大きかったということである。この上昇幅の差は、経年劣化による家賃の下落が築年補正なしの指数に吸収されているために発生したと予想される。また築年補正なしの時点ダミー法とCPI方式を比較すると、CPI方式の方が指数の上昇幅が大きい。これは前述した大東建託管理物件の品質向上分を、時点ダミー法によって調整した結果であると考えれば整合的である。

最後にリピートセールス法による指数を見ると、かなり下落幅が大きい動向となっている。Shimizu et al. (2010)によれば、賃貸住宅の家賃を前月の家賃と比較するとほぼすべてが同額であり、増額と減額ではやや減額の方が多い傾向にある。指数が下落傾向になっていることはこの結果と整合的であるが、特に継続家賃においては家賃の差がゼロとなる場合がほとんどであるため、すべての家賃データを利用したリピートセールス指数が意味するところを解釈するのは容易ではない。

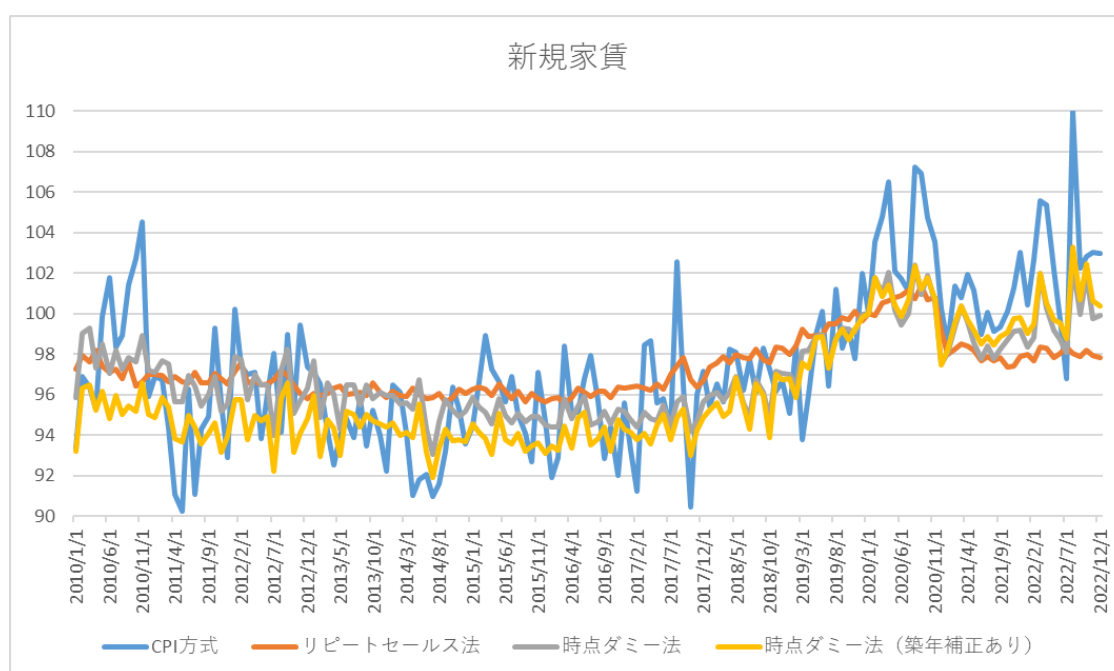


図2：大東建託家賃指数（新規家賃のみ使用）

次に図2に新規家賃のみを使用した指数を示した。継続家賃の除外によってサンプルサイズが大幅に減少するため、図1の指数と比較すると非系統的な変動が大きくなっている。しかし、全体としては、どの指数も似た動向となっている。この理由として、継続家賃を除外したことで他時点の意思決定による情報が推定から除外され、結果として指数の計算方法に関わらず同じ解釈が可能な指数が計算されたため、ということが考えられる。これは特に、先述した継続家賃を含むリピートセールス指数とは対照的である。

CPI方式の指数は変動が大きいため、他指数との細かな違いを見るのは難しい。時点ダミー法に関して築年補正の有無を比べると、こちらでも築年補正ありの方が指数の上昇幅



が大きい。これは、図1の結果とも整合性がある。リピートセールス法は2015年前後の期間で時点ダミー法よりも指数が少し高く出ている。また、集計期間の末尾でほとんど水平な指数となっている。新規家賃のみを利用した指数の場合、賃貸の契約期間が標準的には2年であることを考慮すると、末尾の2年～4年間は、リピートセールス法で計算するために形成可能な家賃のペア数が減少する。このため、リピートセールス法による新規家賃指数は、集計期間の末尾ではやや信頼性が落ちると言わざるを得ない。この観点から、末尾の期間については時点ダミー法による指数が示唆するように、家賃の水準はやや上昇している可能性が高いと考えられる。この上昇は、2020年末ごろ<sup>23</sup>からの家賃水準の下落分が元に戻ったとも解釈できる。

## おわりに

住宅は、それぞれの国や地域によって、所有・賃貸といった選択だけでなく、賃貸においてもその慣習が異なる。日本においても、地域によって持ち家率が異なり、大都市ほどに賃貸市場の比率が大きくなる。一方で、地方都市に行くほどに持ち家率が高くなり、民営家賃を調べようとしても、その測定が困難な地域が多い。賃貸市場が発達している大都市部においても、アパートの家賃は調査することができても、戸建て住宅の賃貸市場が未発達であるため、その家賃の測定は困難である。国別にみても、賃貸住宅は、政府が供給する社会住宅・公営住宅が中心となり、一般的な所得層は持ち家に住んでいるために、民営家賃そのものが存在しないような国もある。

民営家賃は、米国や日本のような国においては、住宅サービスを測定する上で極めて重要なデータ資源であるが、その活用や物価指数推計への適用においては、地域ごとの特性を十分に配慮したうえで、推計方法も併せて改善をし続けていくことが必要であると考えられる。

## 参考文献

- 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  
日本統計学会 編(2015)『改訂版 日本統計学会公式認定 統計検定2級対応 統計学基礎』東京図書  
総務省統計局物価統計室(2021a)『民営家賃の経年変化の推計』  
(<https://www.stat.go.jp/info/kenkyu/cpi/pdf/018-2.pdf>)

<sup>23</sup> なお2020年には新型コロナウイルス Covid-19の流行があった。

- 総務省統計局物価統計室(2021b) 『「民営家賃の経年変化の推計」に関する追加検討』 (<https://www.stat.go.jp/info/kenkyu/cpi/pdf/019-2.pdf>)
- 総務省統計局物価統計室(2021c) 『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>)
- 白塚重典(2005) 『我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
- 杉山将. (2006). 『共変量シフト下での教師付き学習』 . 日本神経回路学会誌, 13(3), 111–118. <https://doi.org/10.3902/JNNS.13.111>
- Diewert, W. E. (1976). Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, 4(2), 115–145. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(76\)90009-9](https://doi.org/10.1016/0304-4076(76)90009-9)
- Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. *Journal of Political Economy*, 82(1), 34–55. <https://doi.org/10.1086/260169>
- Shimizu, C., & Karato, K. (2015). Property Price Index Theory and Estimation: A Survey. IRES Working Paper Series, May.
- Sugiyama, M., Suzuki, T., Nakajima, S., Kashima, H., Von Bünau, P., & Kawanabe, M. (2008). Direct importance estimation for covariate shift adaptation. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 2008 60:4, 60(4), 699–746. <https://doi.org/10.1007/S10463-008-0197-X>
- Bailey, M. J., Muth, R. F., & Nourse, H. O. (1963). A Regression Method for Real Estate Price Index Construction. *Journal of the American Statistical Association*, 58(304), 933–942. <https://doi.org/10.1080/01621459.1963.1048067>
- Case, K., & Shiller, R. (1987). Prices of single-family homes since 1970: New indexes for four cities. *New England Economic Review*, Sep, 45–56.
- Nishi, H., Asami, Y., & Shimizu, C. (2019). Housing features and rent: Estimating the microstructures of rental housing. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 12(2), 210–225. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-09-2018-0067>
- Chau, K. W., Wong, S. K., & Yiu, C. Y. (2005). Adjusting for Non-Linear Age Effects in the Repeat Sales Index. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 31(2), 137–153. <https://doi.org/10.1007/s11146-005-1369-6>
- Ambrose, B. W., Coulson, N. E., & Yoshida, J. (2015). The Repeat Rent Index. *Review of Economics and Statistics*, 97(5), 939–950. [https://doi.org/10.1162/REST\\_a\\_00500](https://doi.org/10.1162/REST_a_00500)
- Shimizu, C., Nishimura, K. G., & Watanabe, T. (2010). Residential rents and price rigidity: Micro structure and macro consequences. *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(2), 282–299. <https://doi.org/10.1016/j.jjie.2009.12.006>

# 消費者物価指数のウェイトデータ： 家計調査の課題と代替可能性

宇南山 卓\*

2024年2月15日

## 概要

本稿では、消費者物価指数 (CPI) のウェイトの基礎データとなっている家計調査の現状について概観し、課題を確認した。家計調査に対して、消費動向を把握する指標としての役割が重要になりつつある。消費動向の把握には支出総額の把握が重要であり、CPI のウェイトとするために必要な詳細な支出の内訳を調査することは大きな制約になる。家計調査を純粋な消費動向の指数として改善していこうとすれば、CPI のウェイトを他の情報源で代替しなければならない。その候補として、SNA の家計最終消費支出の推計段階で利用している情報が活用できる可能性があることを示した。ただし、別途、実際に家計調査をどのような調査としていくべきか慎重な議論が必要である。

---

\* 京都大学経済研究所 unayama.takashi.4x@kyoto-u.ac.jp

# 1 はじめに

現実の統計として作成される物価指数は、財ごとの価格の変化を、支出シェアをウェイトとして「加重平均」することで構築される。平均を計算する際には、単純な算術平均に限らず、さまざまな計算方法（算式）が用いられ、その算式によってラスパイレス指数やパーシェ指数などの指数が定義される。しかし、どのような算式を用いるにせよ、使用するデータは共通しており、「価格の変化」と財ごとの「支出シェア」である。

総務省統計局の作成する「消費者物価指数（CPI）」においては、価格データは小売物価統計調査によって、支出ウェイトは家計調査で収集している。小売物価統計調査は、全国 167 市町村の約 28,000 の店舗・事業所を調査員によって調査している。調査品目ごと、地域ごとに「代表的な店舗」を抽出し、調査店舗が実際に消費者に販売している価格を調査するものである。一方、家計調査は毎月約 9,000 世帯を対象として、家計簿によって家計収支を詳細に調査している。この 2 つの調査は、家計の支出の内容を原則として同じ「品目」に分類しており、容易に対応づけられるようになっている。

この CPI の基礎となるデータに対して、近年の情報通信技術の進歩を背景にさまざまな改善が提案されている。その背景には、現状の CPI の基礎データに対する不満があり、批判の多くは価格データの適切さに対するものである。小売物価統計調査では、品目ごとに代表的な銘柄を選定し、その価格のみを調査対象とする。また、原則として毎月 12 日を含む週の水木金のいずれか 1 日を調査日として経常的な販売価格を対象としており、セール価格や見切り品等の短期間の特売価格は調査しない。この調査の条件に対し、銘柄間での競争が無視されていることや、セールの頻度や割引率で価格を調整するような行動が反映できないことなどが指摘される。消費行動の実態をより正確に反映するために、より多くの銘柄をより頻度高く調査し、価格データを構築すべきだと主張されているのである。

こうした批判に対応して、CPI の作成実務でも、批判に対応する方向で改善が進められている。すでに、パソコンなどの価格の調査に POS（Point of Sales）データが活用されており、近年では旅行関連の品目データでウェブスクレイピングも活用されている。また、POS データなど民間が保有する業務データに関しても、その性質を明らかにするような研究が進んできている (Feenstra and Shapiro, 2003)。

それに対し、支出シェアに関する基礎データとしては、ほぼ一貫して家計調査が利用されており、代替的な情報についての議論もほとんどされていない。それは、家計消費の全体を包括的かつ整合的に把握し、なおかつ価格データと接合できるほど詳細な内訳を持つ情報源が他に存在しないと考えられるからである。たとえば、POS データであれば、いわゆるバーコードのついた商品のみがデータ収集の対象であり、家計支出全体で見ればごく一部の支出のみがカバーされているだけである。その意味では、CPI にとっては家計調査が不可欠な情報源になっているのである。

しかし、CPI 作成の基礎データという役割を家計調査の活用方法の一つとするような視点で見ると、家計調査の抱える問題と関係することが理解できる。家計調査は CPI 作成のためだけでなくさまざまな政策に活用されており、特に近年は消費動向のリアルタイムな指標としての役割に注目が集まっている。しかも、その役割を果たす上では、CPI の基礎データとしての性質は大きな制約となっているのである。

消費の動向を把握するには必ずしも必要な情報ではなく、調査主体にとっても調査客体にとっても調査負担の大きな項目となっている。一方で、財別の支出シェアを計算するためには、「食費」のような大括りの分類ではなく、「洗濯用洗剤」や「靴下」などの品目レベルでの支出の記録が不可欠である。その意味では、家計調査に代わる支出シェアの情報源を確保することができれば、家計調査のあり方を検討する際の自由度を上げることができる。

現状では、家計調査は CPI にとって不可欠な情報源であり、逆に家計調査にとっても CPI の支出シェアの基礎データとしての役割は最も重要なものである。しかし、今後は、家計調査の「消費動向の指標」としての役割がますます重要になると考える。消費動向の指標に対する代替的なデータに関する検討は進んでいるが(小林・鈴木, 2022, 2023)、家計調査の統計体系上の位置付けは絶対的に固定されたものではない。その位置付けが変化していく前提で、CPI のウェイトデータとしてもどのような代替的な情報源が利用可能であるかを検討しておくことは重要な議論と考える。

本論文の以下の構成は次のとおりである。まず、第 2 節では、家計支出データがどのように活用されるかを議論し、それぞれの活用方法において重要な性質を明らかにする<sup>1</sup>。第 3 節では、家計調査の代替データとして SNA の家計最終消費支出の活用が期待できることを示した。第 4 節は結論である。

---

<sup>1</sup> ただし、第 2 節は宇南山 (2019, 2023) の一部を加筆・改稿したものである。

## 2 家計調査の役割と課題

### 2.1 家計調査の役割

世界各国で、詳細な家計収支が調査されている。一般に、その目的は、消費者物価指数 (Consumer Price Index: CPI) のウェイト作成である。そのため、家計収支調査は、価格調査との整合性をとりながら家計消費の全体像を捉えられるよう、包括的かつ詳細に支出を記録するよう設計されている。たとえば、日本で「家計調査」の前身となる調査が 1946 年に開始された際には、「消費者価格調査」の一部であった。CPI は、平均的な家計が購入する財・サービスの価格変動を示す経済指標であり、支出シェアをウェイトとした個別価格の加重平均として計算される。

現在でもこの役割は変わらず重要であるが、家計収支の調査は CPI に関連しない用途での利用がより重要になってきた (Parker et al., 2015)。家計消費は国内総生産 (GDP) の約 6 割を占め、景気全体に大きな影響を与える項目である。そのため、政策担当者が景気動向の把握や政策の影響の分析には家計消費の情報が不可欠である。GDP 統計などのマクロ統計では、基本的に生産側で消費を把握するため時間がかかり、内訳に関しての情報も少ない。家計収支調査であれば、需要側から消費動向をいち早く、しかも年齢別・所得階級別など世帯属性別に把握できるため注目度が高くなる。

さらに、学術研究の分野では、詳細な収支情報は家計の意思決定を分析する重要な情報源となっている。学術研究においては、世帯主の年齢や世帯人員数などの世帯属性と共に消費支出の内容が観察できることが重要である。非耐久財などに注目するために、支出の内容もできる限り詳細であることが望ましいが、少なくとも経済学的な分析においては支出の総額を知ることが重要である。

こうした家計収支調査に対するニーズの違いは、調査の性質に対する要求の違いにつながる。以下では、CPI の基礎データ、景気動向の把握、家計行動の分析の 3 つの観点から、どのような性質が求められているかをまとめる。その概要を示したものが表 1 である。この表の各行が求められる性質であり、列がそれぞれの観点である。

第 1 列の「CPI ウェイトの基礎データ」としての役割について見る。CPI を適正に計測するには、平均的な消費者の購入するもの全体の価格動向を把握することが必要である (家計部門への代表制)。その

	(1) CPIの基礎データ	(2) 景気指標	(3) 家計行動分析
家計部門への代表性	✓	✓	分析内容による
支出の包括性	✓	✓	分析内容による
詳細な支出の内訳	✓		分析内容による
速報性		✓	
世帯の属性情報			✓
パネル構造			✓

表 1: 家計収支データの使途と求められる性質

大前提として、あらゆる支出を網羅する必要がある（支出の包括性）。しかも、価格調査が可能なように、支出は詳細な内訳まで把握する必要がある（詳細な支出の内訳）。たとえば、食品や被服といったおおまかなカテゴリでは価格は計測できず、「まぐろ」や「靴下」などのレベルで把握する必要がある<sup>2</sup>。さらに、新製品が登場した際にその価格動向をいち早く反映するために、事前に調査対象品目を限定せずに調査をしなければならない。

第 2 列の「景気指標」とは、景気動向の把握のための役割である。一国全体の消費動向の把握には、家計部門全体を代表するサンプルであることは必須である（家計部門への代表制）。その上で、一部の財やサービスに限らず包括的に消費全体を把握する必要もある（支出の包括性）。加えて、景気動向は刻々と変化するため、いち早く消費の変化を捉える「速報性」が重要となる。速報性を確保するには、調査の頻度を高めるだけでなく、調査結果の集計を容易にするよう調査内容の簡素化が求められる。

第 3 列の「家計行動分析」とは、学術研究を中心とした、あえて一般化すれば、家計の意思決定を分析するための情報源としての役割である。この観点からは家計収支だけでなく、背景にある世帯属性や所得・資産などの情報も重要となる（世帯の属性情報）。また、個々の家計行動に関心を持つため、家計固有の要因をコントロール可能であることがより望ましい。その観点から、同一の家計を長期間にわたって追跡するパネルデータへの需要が高まっている（パネル構造）。

もちろん家計行動の分析は多様であり、分析内容によっては他の側面も同等以上に重要である。たとえば、一国の家計部門全体の特徴を捉えるには代表性をもつことが望ましい。消費刺激策の効果を計測

<sup>2</sup> 消費の多様化を反映して調査も高度化しており、1952 年基準の CPI では一番基礎となる分類の数（消費者が消費する財・サービスの種類）は 254 品目であったが、現行の 2015 年基準では 585 品目となっている。

するには、包括的な支出の尺度が必要である。一方で、マーケティングなどの分野では特定品目への支出の情報が不可欠である。家計行動分析の分野では、データの性質によって分析可能範囲が決まってしまう。その意味で、この表で示したのは最低限必要な家計収支データの性質と言える。

## 2.2 家計調査の限界と改善の方向性

こうしたニーズの違いは、家計収支調査を改善していく上でも十分に意識する必要がある。ある目的にとっては改善になるような変更でも、他の目的では統計の品質低下と評価される可能性がある。たとえば、以下で見るように、詳細な支出の内訳を調査することは大きな制約となり速報性や家計部門に対する代表性を低下させる可能性がある。しかし、詳細な支出の内訳なしには CPI の基礎データとしての役割は果たせない。

問題となるのは、詳細な支出の情報を収集するための調査方法である。詳細な消費の内訳を調査するために、多くの国で家計簿 (Diary) を使った調査が実施されている。その具体的なイメージは、総務省統計局が公開している記入例である図 1 で見ることができる。CPI のウエイトとなる集計段階では全家計で共通の品目に分類されるが、調査実施段階ではその分類が可能なように詳細な収支情報の記述を求めている。また、家計簿の収支の整合性をチェックして記入漏れを防ぐために、預金の出し入れなどの金融取引も記入させている。日本の「家計調査」の場合、調査対象家計はこうした家計簿を 6 ヶ月間（単身世帯は 3 ヶ月間）記録することになる<sup>3</sup>。こうした家計簿の記入は調査対象家計の大きな負担となり、収集される情報の品質に大きな影響を与える。

最も深刻な問題は、家計が調査への参加を拒否する可能性である。日本では、個人情報保護法の制定以後プライバシーへの意識も高まり、統計調査に対する協力姿勢が低下しつつある（たとえば小暮, 2009, を参照）。米国でも Meyer et al. (2015) によれば、日本の家計調査に相当する Consumption Expenditure Survey (CEX) の無回答世帯（調査拒否世帯）の割合が 1984 年には 15% 程度あったのが 2013 年には 35% 程度まで上昇している。統計調査の負担によって回答率が長期的に低下してくる傾向は各国共通であり、その対応が検討されている。

---

<sup>3</sup> 米英加豪の各国の家計簿調査の調査期間は 2 週間のみである (Barrett et al., 2015)。



### III 現金収入又は現金支出

### 記入例

●日付と曜日は毎日記入してください。

#### 1 前期からの繰越金

毎月1日または16日には、前日から繰り越した手持ち現金の残高を記入してください。

#### 2 家賃、電気代、ガス料金、保険料など

何月分の料金を記入してください。

#### 3 牛乳代、新聞代など(月ぎめ支払)

その代金を支払ったときにまとめて記入してください。

#### 4 現金で受け取った収入

誰の、どのような収入かを記入してください。

#### 5 預貯金引き出し

「現金収入」欄に記入してください。

#### 6 預貯金(預け入れ、貸付金、借入金返済など)

「現金支出」欄に記入してください。

#### 7 デパートなどの商品券や小切手をもらった場合

その金額を「現金収入」欄に( )書きで記入してください。  
※「現金収入」の「合計」欄及び「本日の現金残高」欄には含めません。

#### 8 世帯員の「こづかい」から支払った場合

誰のこづかいから支払ったかも記入し、その金額を「現金支出」欄に( )書きで記入してください。  
※「現金支出」の「合計」欄及び「本日の現金残高」欄には含めません。

#### 9 定期券

誰が使用するかを記入してください。

#### 10 授業料、各種会費など

誰の、何月分の支払かを記入してください。

#### 11 合計

当日の収入と支出のそれぞれの合計金額を記入してください。  
※ただし、( )書きにした金額は、合計欄には含めません。

#### 12 本日の現金残高

当日の手持ち現金の残高を記入してください。  
※この金額は、前日の現金残高に当日の「現金収入」を加え、当日の「現金支出」を差し引いた金額と一致することになります。一致しない場合は、記入漏れや記入誤りがないか、確認してください。

- 左右見開きの2ページで1日分となっています。
- 品名は一つ一つ分けて、具体的に記入してください。

1日(火曜日)

III 現金収入又は現金支出

前期からの繰越金(手持ち現金) 83,060円

①収入の種類又は支出の品名及び用途	②現金収入	③数量 単位 計	④現金支出
1 アジ(生)		430 g	330
2 豚肉		400 g	626
3 鶏卵		650 g	150
4 ほうれん草		300 g	183
5 しょうゆ		1800 ml	570
6 緑茶(葉)		100 g	810
7 魚肉ソーセージ		225 g	198
8 合いびき肉		100 g	324
9 あんパン		145 g	110
10 食パン		360 g	150
11 家賃 9月分	④		65,000
12 宅配牛乳代 8月分(200ml 30本)	④	6,000 ml	2,700
13 妻、内職、和服仕立代	④	35,000	
14 普通預金引き出し	⑤	100,000	
15 定期預金			30,000
16 ○○ギフトカード(知人より)	(5,000)	⑦	
17 こづかい(世帯主へ)			30,000
18 散髪(世帯主こづかいから)		1回	(3,000)
19 電車通勤定期券(世帯主)	⑨	6か月	63,050
20 旅行会費 9月分(世帯主)	⑩		3,000
21 エアコン 頭金			9,600
合計	135,000		206,801
			本日の現金残高 11,259円

(出所) 総務省統計局の Web ページ(家計調査の家計簿の記入のしかた(二人以上の世帯用))

<https://www.stat.go.jp/data/kakei/pdf/form3.pdf>8 ページ。

図 1: 家計調査の家計簿の記入例

調査拒否が一部の属性を持つ世帯に集中すれば、サンプルが偏り一国全体の家計収支の動向を把握することができなくなる。たとえば、宇南山(2011)、佐野他(2015)では「家計調査」および「全国消費実態調査」の調査世帯の有業人員数が他の調査より低く、専業主婦世帯の比率がやや高くなってことが指摘されている。この傾向は、以下で見る回顧的調査である「家計消費状況調査」よりも強く、家計簿の使用が特に機会費用の高い家計の調査拒否を誘発していることを示唆する。また、調査拒否が増えれば、サンプルの確保を困難にし、調査実施者(日本の場合であれば都道府県の調査員)にとっても大きな負担となる<sup>4</sup>。

<sup>4</sup> たとえば、「平成 31 年全国消費実態調査分科会(第 6 回)議事概要」では全国消費実態調査の実施に対する懸念が表明されている。(http://www.stat.go.jp/info/kenkyu/skenkyu/pdf/19z6gai.pdf)

さらに調査を実行できたとしても、複雑な家計簿を記録する困難さが問題を発生させる。調査期間を通じて詳細な家計簿を記録し続けることの負担は大きく、支出の記録漏れなどの可能性が高まる。消費支出の総額は、個別支出を積み上げて算出されるため、一部でも記録漏れがあれば合計の支出額が過少になるバイアスが発生する。

もちろん調査員や集計段階で詳細なチェックがされており、不自然な支出行動はかなり正確に検出され修正されているが、軽微な記録漏れを監視し対応することは不可能で一定のバイアスは不可避である。家計簿を使った調査では調査期間が長くなるほど支出が小さくなる調査疲れ (Survey Fatigue) とよばれる効果が発生することが知られている (Stephens, 2003; Leicester and Oldfield, 2009; Bee et al., 2015; 宇南山, 2015)。また、家計簿による調査で発生する支出の報告漏れには、より意図的なものもある。たとえば、一部の秘匿したい支出 (酒、タバコ、ギャンブル) や個人単位での購入が多い支出 (被服、外食など) などを家計が報告しないことも知られている (Bee et al., 2015; Passero et al., 2015)。また、米国 CEX の家計簿調査では約 10% の家計が調査期間中に全く支出をしていないとの報告があり、実質的な調査拒否も多く発生している (Bee et al., 2015)。こうしたタイプの記録漏れは、調査員が介入することで悪化する可能性もあり、対応はより難しい。

こうした課題に対応し、すでにさまざまな調査負担軽減策がとられている。たとえば、家計調査ではレシート読取機能を備えたオンライン家計簿を順次導入し、さらに事前に調査項目を明示するプリコード方式の調査票を拡大することで記入そのものの負担を減らしている<sup>5</sup>。しかし、現在までのところ、こうした対策では調査負担の問題を抜本的には解決できていない。

一方で、家計調査に求められる性質のうち、詳細な支出の内訳を記録するという性質を断念すれば、調査方法の大幅な改善できる可能性が指摘されている。「オルタナティブデータ」とよばれる情報技術の進歩により利用可能になったデータであり、実際に取引をしている主体に追加的に調査をする必要がなく、自動で情報収集ができるようなデータである。家計収支に関する公的統計の改善では調査負担の軽減が大きなテーマであったが、家計収支の分野でも業務データが活用できれば、調査負担の問題を解決できる。

---

<sup>5</sup> 詳しくは、総務省統計局 Web ページ「家計調査の調査方法の変更について」を参照。  
(<https://www.stat.go.jp/info/kenkyu/skenkyu/pdf/300125010.pdf>)

具体的には、家計の調査負担を最小限に抑制しながらより豊富な情報を収集できる可能性を持つと考えられているのが、家計簿アプリのデータである。家計簿アプリとは、Web上やスマートフォンのアプリとして提供されるサービスで、異なる金融機関の口座の取引情報等を集約して一つの画面に表示する技術（アカウント・アグリゲーション技術と呼ばれる）によって家計が資産を管理することを支援するものである。家計簿アプリの第一義的なサービスは、各利用者が複数の金融機関で管理した出入金情報等を一つの画面で表示する「アカウント・アグリゲーション」であるが、現在ではそこから背後で構築されるデータベースを活用したサービス（たとえば家計診断や金融アドバイスなど）の提供が目指されている。こうした流れは「オープンバンキング」とよばれ、国際的な潮流となりつつある。日本では、2017年に銀行法が改正され、銀行が持つ機能やデータを他の特定事業者がアクセスできるようにするための銀行オープンAPI（Application Programming Interface）を実装することが努力義務となり、家計簿アプリのようなサービスの発展につながっている。

こうした家計簿アプリのような技術で家計収支を調査すれば、出入金情報が完全に自動的に収集されるため、記録漏れなどの問題は発生しない。金融サービスを利用し続ける限りデータは蓄積され、長期パネル構造を持たせることができる。また、銀行取引やクレジットカードの利用履歴などは基本的に日次で記録されるため、詳細な収支の発生タイミングも確認できる。こうした性質は、家計収支データを「消費動向の指標」として活用する立場や、学術研究の対象とする場合には十分な性質である。

一方で、支出の大部分は、クレジットカードの明細程度でしか用途が確認できない。たとえば、大手通販サイトの物品を購入した場合、その物品が何であるか（食料なのか衣類なのか電気製品なのか）は判別できない。言い換えれば、物価指数を作成する程度には詳細な支出の内訳は確認できないのである。

現時点では、さまざまな活用方法のある家計調査を、特目的のために大幅に変更することは望ましいこととは考えられない。一方で、長期的には、現状の家計消費の把握方法には限界があり、何らかの変更は避けられない。その際に、家計簿アプリのような手法で情報を収集することも考えられるが、物価指数の計算を可能とするような代替的なデータを用意することも考えられる。家計調査のさまざまな課題を解決するには、代替的にどのような情報源があるかを明らかにしつつ検討を進めることは不可欠である。

### 3 代替的なウエイトデータ

#### 3.1 家計消費に関するマイクロレベルの統計

上でも述べたように、CPI の計算に必要な支出データについては、家計調査を通じて情報を収集している。一方で、家計調査は消費の動向を示す指標としての改善が強く求められており、CPI の基礎データとしての性質が大きな制約になっている。この状況を打開するために、長期的には、現在の家計調査をいくつかの統計で役割分担をしながら補完していくことが不可欠である。たとえば、小林・鈴木 (2022, 2023) では、家計簿アプリデータを用いて消費動向を把握する試みを検討している。それに対し、ここでは、CPI のウエイトを別の統計で作成できるかについて検討をする。

宇南山 (2015) によれば、日本において家計の支出を調査している家計調査以外の政府統計には、全国家計構造調査 (2014 年までは全国消費実態調査とよばれていた)、家計消費状況調査、国民生活基礎調査などが存在している。しかし、家計調査と同等に支出の内訳を調査しているのは全国家計構造調査のみであり、それ以外の調査では家計調査の代替は難しい。全国家計構造調査は、家計調査に類似した調査方法 (家計簿による家計収支の記録) を用いて、家計調査より 7-8 倍の標本世帯を調査する調査である。家計調査が毎月調査であるのに対し、全国家計構造調査は 5 年に一度の調査である点が大きな違いになるが、現在でも CPI の基準改定は 5 年に一度であり調査頻度の点では問題はない。

ただし、全国家計構造調査では 10・11 月の家計支出だけを調査していることが大きな問題となる<sup>6</sup>。CPI は通年の支出を基準として構築されるべきであり、10・11 月に限定してしまうことで、消費の季節性が把握できない。たとえば、夏休みや正月休みに旅行に行く人が多いとすると、全国家計構造調査の支出データを用いると旅行関連の支出を過小に評価することになる。その意味では、家計調査を他の調査統計で代替することは難しい。

また、政府統計に限定せずに、民間保有の業務データまでを考慮すると、POS データや家計側スキャナーデータを用いることも考えられる。これらのデータでは、バーコードレベルでの支出が把握されており、一定の支出ウエイトが作成可能である。実際、Watanabe and Watanabe (2014) などではいわゆ

---

<sup>6</sup> 全国消費実態調査では、9・10・11 月の 3 ヶ月の調査がされていた。

る「東大日次物価指数」の作成に POS データを活用している。しかし、宇南山 (2019, 2023) で議論されているように、バーコードが付けられている支出は支出全体ではごく一部であり、家計支出全体を把握するウエイトを構築することはできない。

### 3.2 マクロ統計における家計消費データ

このように、マイクロレベルでは詳細な支出を把握できる統計が限定され、詳細な支出を把握しているデータでは季節性もしくは品目の観点で家計消費を完全には把握していない。単一のマイクロ統計ではカバーできないことを前提にすると、家計調査を代替できる情報源として、複数のマイクロ統計を加工して統合したマクロ統計を検討せざるを得ない。マクロ統計とは、基本的に国際的な基準で作成される「国民経済計算 (SNA)」であり、消費に関しては支出面の GDP の要素である「家計最終消費支出」として推計されている。この家計最終消費支出は、家計が購入した財・サービスを包括的に把握したものであり、家計消費の全体をカバーしたものである。

問題になるのは、家計最終消費支出の内訳がどの程度詳細に把握されているかである。消費の財・サービス別の内訳は、付表中の「家計の目的別最終消費支出」として表象されている。この公表系列では、消費支出は国際基準での消費の目的別分類 (Classification of Individual Consumption According to Purpose: COICOP) に基づき 12 分類されている。分類体系が異なるため単純に比較は難しいが、家計調査の 10 大費目に相当するかなり粗い分類となっており、そのままでは CPI のウエイトとしては用いることはできない。

しかし、この公表系列の背後では産業連関表の基づく商品の分類がされており、家計最終消費支出は 8 桁品目で推計されている。SNA の作成マニュアルによれば、国内家計最終消費支出はコモディティ・フロー法 (以下、コモ法) によって推計される産業分 (一般的な企業が生産した財・サービス) と、政府や対家計民間非営利団体が生産する「商品・非商品販売」を合算して推計される。コモ法の 8 桁品目とは約 2,000 の品目で構成されており、それが約 400 の上位集計項目 (コモ 6 桁品目) に集計された上で、COICOP に準じた 87 目的分類に集計される。CPI の品目数が約 600 であるのと比較して、この 400 程度のコモ 6 桁品目は十分に詳細な消費の内訳である。すなわち、SNA のデータを用いても、現在の CPI

と同等の品目数で支出ウェイトを作成可能なのである。

SNA では家計最終消費支出の実質系列が推計されており、名目家計最終消費支出を実質家計最終消費支出で除したインプリシットデフレータが家計最終消費支出デフレータである。これは、CPI と類似した指標であり、すでに支出ウェイトの代替ではなく CPI そのものを代替するような指標は作成されているのである。ただし、この家計最終消費支出デフレータと CPI には、概念的にも無視できない差が存在するため、家計最終消費支出デフレータは CPI と同じ動きをすることはならない。

日本銀行調査統計局 (2000) によれば、コモ 6 桁品目レベルについて「基本単位デフレーター」とよばれる品目別物価指数が対応づけられ、品目ごとに実質支出が計算されそれを合計したものが実質家計最終消費支出となっている。この基本単位デフレータは、詳細さのレベルにおいては CPI の個別品目の物価指数に相当するが、必ずしも CPI の品目別物価指数を用いたものではない (日本銀行調査統計局, 2000)。また、指数論的には、家計最終消費支出デフレータはパーシェ指数となっており、ラスパイレス指数で計算される CPI とは概念的な算式が異なる。さらに、その最も重要な違いは、速報性である。SNA は速報でも四半期ごとの公表であり、月次で物価の動向を把握している CPI よりも速報性に劣る。家計最終消費支出デフレータはインプリシットデフレータであるため、比較時点での支出のデータが必要であることが大きな制約となっているのである。

こうした違いを前提に、支出ウェイトを SNA の家計最終消費支出から算出して CPI を計算することは、家計最終消費支出デフレータを

- 月次で計算する
- 算式をラスパイレス指数に変更する
- 基本単位デフレータの一部を CPI の品目別指数に置き換える

とみなすこともできる。

この変更によって、家計最終消費支出デフレータと現行の CPI とどの程度類似した指数となるかを厳密に評価するのは SNA の詳細分類でのデータが未公表にため難しい。両者を比較した小巻・矢嶋 (2013) によれば、現行の CPI と家計最終消費支出デフレータの 2 つの物価指数は 2007 年から 2012 年の平均で

平均 1% の乖離が存在する。その乖離の原因の大きな部分は指数算式の違いによって説明できるとして  
おり、ウエイトの違いによる差は 0.2% 程度としている。そのウエイトの違いは、

- SNA では、暗黙に計測される金融サービス (FISIM) が含まれ金融サービスのウエイトが高い
- 帰属家賃の取り扱いが家計調査と SNA で異なり住宅の「設備修繕・維持」のシェアが異なる
- IT 関連のウエイトが家計最終消費支出デフレータの方が高い

ことなどで理解できるとしている。さらに、IT 関連のウエイトが低いのは、CPI においては単身世帯が  
ウエイトの計算に用いられていないからとしている。

こうした小巻・矢嶋 (2013) の結果によれば、家計最終消費支出に基づく支出ウエイトを用いたとして  
も、おおむね現行の CPI と大きく異ならない結果が得られると期待できる。また、現行と異なる動きの  
一部は、家計調査に基づく支出ウエイトの問題点を解決するものとなりうる。今後、支出ウエイトの基  
礎データを変更するとすれば、コモ 6 桁品目レベルでの支出ウエイトを構築し、現行の品目との対応づ  
けが必要となる。

### 3.3 海外の事例

米国でも、現在までのところ、CPI のウエイトデータは日本の家計調査に相当する Consumer  
Expenditure Survey (CEX) が用いられている<sup>7</sup>。また、これも日本での議論と同様に、支出が完全に捕  
捉できていないことなどの測定誤差の大きさなどのために、多くの批判が存在してきた (Blair, 2015)。  
しかし、CEX に代わる選択肢が乏しいことから、労働統計局 (BLS) は米国 CPI のウエイトの基礎デー  
タとしてきた。

それに対し、Blair (2015) では、米国の国民所得・生産物勘定 (NIPA) のうちの家計消費支出 (PCE)  
データを支出ウエイトとして用いた CPI を試算している。PCE データは、経済分析局 (BEA) によっ  
て作成されており、日本の SNA と同様に単一の統計調査ではなくさまざまな統計を集約した加工統計と  
なっている。5 年ごとに実施される小売事業所や人口に関するセンサス調査などが情報源として活用され

---

<sup>7</sup> 米国の CPI の作成の詳細については、労働統計局 (BLS) の Handbook of Methods (<http://stats.bls.gov/opub/hom>.)  
を参照。

ており、国民消費支出の指標として広く利用されている。その意味で、この試算は上で議論した家計最終消費支出をウェイトとして用いた CPI の試算に相当する。

2つの統計での品目レベルでの対応づけには、独自に開発された CEX-PCE 対応表を用いている。ただし、CEX と PCE の対応関係は過去に BLS が作成したものと非常に類似していることが明らかにされている (Passero et al., 2015)。CEX と PCE を比較する多くの研究によって、2つのデータで観察されている家計支出の差の原因が解明されている (Garner et al., 2006; Bee et al., 2015; Meyer et al., 2015; Barrett et al., 2015; Passero et al., 2015)。特に、CEX で把握される世帯平均を国勢調査で把握される世帯数で乗じて得られる一国の合計支出額は、一般に PCE で把握されている金額より小さい。さらに、その比率は経年的に低下してきていることも知られている<sup>8</sup>。しかし、ミクロの合計がマクロに一致しないという減少は、さまざまな品目に共通で発生しており、品目別の支出シェアという観点ではそれほど大きな問題とならないとされている。

Blair (2015) によれば、2005 年から 2010 年の CPI の公式値と、PCE を支出ウェイトとしたれた試算値を比較する両統計はトレンド・変動共に都市部の CPI (CPI-U) と非常によく一致する。2005 年から 2010 年の間の平均で、PCE を用いた試算値のインフレ率は CPI-U より約 0.1% 低い程度の乖離である。ただし、定義の違いを調整しないと、5 年間の年率換算インフレ率が CPI-U より 0.3% 高くなっており、厳密な対応関係の検討が重要であることを指摘している。

また、この Blair (2015) では、CEX データが現在 CPI 作成に使用されている理由の一つが、地域・人口特性での分解が可能であることも指摘している。米国 CPI では、5つの異なる人口サブグループの支出ウェイトを利用し、それを組み合わせて、「都市部」、「賃金労働者」、「高齢者」といった特定の人口に対する様々な指数を作成している。しかし、PCE を用いて一国全体の支出ウェイトを算出してしまうと、個別サブグループの指数は計算できなくなるのである。

この点は、日本においても事情は共通している。日本でも、地域差指数に加え、年齢階級、住居の所有関係別などのサブグループでの指数が計算されている。こうしたサブグループの指数は、SNA での家計最終消費支出という一国全体の情報を用いてしまうと作成ができなくなる。この限界を前提に、こうし

---

<sup>8</sup> たとえば、Passero et al. (2015); Barrett et al. (2015) を参照。



た統計の必要性や代替的な情報の活用方法について議論が必要である。

## 4 結論

本稿では、現在の家計調査が抱える課題について概観した。家計調査は、CPIの基礎データとして歴史的にも重要な役割を果たしてきており、現在でもCPIの計算に不可欠な情報源である。一方で、景気動向に家計消費が与える影響が大きくなるに従い、家計調査を消費動向のリアルタイムな指標として活用することの重要性が高まりつつある。

消費の動向を把握する上では、支出の総額をできる限り早く、安定的に計測することが不可欠である。この要請は、詳細な内訳を記録する現行の家計調査の調査方法に対する不満につながる。CPIの支出ウェイトを計算するには、詳細な品目レベルで支出を把握する必要があり、調査負担が大きく標本世帯数を増やすことを難しくする。また、詳細な情報を集計して公表するためにも一定の時間がかかるのも避けられない。

この相反する家計調査に対する要請を解決する一つの方法は、家計調査の役割を現在より狭めることである。本稿は、CPIの支出ウェイトとしての役割を他の統計で代替できるかを検討することで、今後の検討の材料を提供することを目指した。ただし、ここでの考察は、CPIのウェイトとしての役割を断念することが望ましいと論じているわけではないことに注意が必要である。

詳細な支出の内訳を観察可能で、なおかつ家計の支出全体を把握する統計として、ここではSNAの家計最終消費支出の情報の活用可能性を考察した。現行の公表データでは、利用可能な支出の内訳は非常に粗く、家計調査を代替できるものではなかった。ただし、背後にはコモ6桁分類という、現在のCPIの品目レベルに相当する程度の詳細さを持つ情報が存在することを示した。

日本における小巻・矢嶋(2013)などの考察、米国でのBlair(2015)などの考察などによれば、マクロの家計最終消費支出によって、現行のCPIと類似の指数を計算できることが示されている。マクロとミクロでの「消費」概念の違いなどの調整は必要であり、品目分類の対応関係を明らかにすることも不可欠であるが、一定の調整のもとでCPIのウェイトデータを家計最終消費支出の情報から構築することは可能と考えられる。

家計調査が今後どのような役割を果たすべきかは、他にどのような代替的な情報源が存在するかによって議論されるべきである。消費動向の把握という観点では、すでに家計簿アプリの活用可能性が政府として検討されている小林・鈴木 (2022, 2023)。家計調査の改善の方向としては、CPI の基礎データとしての性質を残すことがより現実的な選択肢である可能性は高い。それでも、品目分類の対応関係の整理や、異なる情報源に基づく支出ウエイトを用いた物価指数の試算などは、現行の CPI の改善にも資するものである。その意味で、ウエイトデータの情報源の変更を念頭に置いた議論をしておくことは、いずれにしても重要な思考実験である。

## 参考文献

- Barrett, Garry, Peter Levell, and Kevin Milligan (2015) “A Comparison of Micro and Macro Expenditure Measures across Countries Using Differing Survey Methods,” in Carroll, Christopher D, Thomas F Crossley, and John Sabelhaus eds. *Improving the Measurement of Consumer Expenditures*: University of Chicago Press, pp. 263-286.
- Bee, Adam, Bruce D Meyer, and James X Sullivan (2015) “The Validity of Consumption Data : Are the Consumer Expenditure Interview and Diary Surveys Informative ?,” in Carroll, Christopher D, Thomas F Crossley, and John Sabelhaus eds. *Improving the Measurement of Consumer Expenditures*: University of Chicago Press, pp. 204-240.
- Blair, Caitlin (2015) “Constructing a PCE-Weighted Consumer Price Index,” in Carroll, Christopher D, Thomas F Crossley, and John Sabelhaus eds. *Improving the Measurement of Consumer Expenditures*: University of Chicago Press, pp. 53-74.
- Feenstra, Robert C and Matthew D Shapiro eds. (2003) *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth: University of Chicago Press.
- Garner, Thesia I, George Janini, William Passero, Laura Paszkiewicz, and Mark Vendemia (2006) “The CE and the PCE: a Comparison,” *Monthly labor review / U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics*, Vol. 66, No. September, pp. 20-46.

- Leicester, Andrew and Zoe Oldfield (2009) “Using Scanner Technology to Collect Expenditure Data,” *Fiscal studies*, Vol. 30, No. 3-4, pp. 309-337.
- Meyer, Bruce D, Wallace K C Mok, and James X Sullivan (2015) “Household Surveys in Crisis,” *The journal of economic perspectives: a journal of the American Economic Association*, Vol. 29, No. 4, pp. 199-226.
- Parker, Jonathan A, Nicholas S Souleles, and Christopher D Carroll (2015) “The Benefits of Panel Data in Consumer Expenditure Surveys,” in Carroll, Christopher D, Thomas F Crossley, and John Sabelhaus eds. *Improving the Measurement of Consumer Expenditures*: University of Chicago Press, pp. 75-99.
- Passero, William, Thesia I Garner, and Clinton McCully (2015) “Understanding the Relationship : CE Survey and PCE,” in Carroll, Christopher D, Thomas F Crossley, and John Sabelhaus eds. *Improving the Measurement of Consumer Expenditures*: University of Chicago Press, pp. 181-203.
- Stephens, Melvin, Jr (2003) ““3rd of tha Month”: Do Social Security Recipients Smooth Consumption Between Checks?,” *The American economic review*, Vol. 93, No. 1, pp. 406-422.
- Watanabe, Kota and Tsutomu Watanabe (2014) “Estimating Daily Inflation Using Scanner Data: A Progress Report.”
- 佐野晋平・多田隼士・山本学 (2015) 「世帯調査の方法と調査世帯の性質」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第 122 号, 4-24 頁.
- 宇南山卓 (2011) 「家計調査の課題と改善に向けて」, 『統計と日本経済』, 第 1 巻, 第 1 号, 3-28 頁.
- (2015) 「消費関連統計の比較」, 『フィナンシャル・レビュー』, 第 122 号, 59-79 頁.
- (2019) 「家計の把握と RICH プロジェクト」, 『経済研究』, 第 70 巻, 第 4 号, 331-356 頁.
- (2023) 『現代日本の消費分析ーライフサイクル理論の現在地』, 慶應義塾大学出版会, 532 頁頁.
- 小巻泰之・矢嶋康次 (2013) 「CPI と GDP デフレーターにおける乖離について-家計消費デフレーターと CPI-」, 『ニッセイ基礎研レポート』, 第 2013-07-12 号, 1-19 頁.
- 小暮純也 (2009) 「統計調査と個人情報保護」, 『統計 Today (統計局ホームページ)』, 第 7 号.

小林周平・鈴木源一郎 (2022) 「経済動向分析における家計簿アプリデータの活用」, 『経済財政分析ディスカッション・ペーパー』, 第 DP22-3 号.

—— (2023) 「経済動向分析における家計簿アプリデータの更なる活用」, 『経済財政分析ディスカッション・ペーパー』, 第 DP23-2 号.

日本銀行調査統計局 (2000) 「物価指数を巡る諸問題」, 『日本銀行調査月報』, 第 8 月号号.

## おわりに

統計数理研究所が2021年夏から推進している「統計エキスパート人材育成プロジェクト」では様々な活動を行っているが、プロジェクトの一環として社会において実務に関連する重要な問題を統計学的見地より考察し、解決策を見出そうとする実習活動として「統計コンサルテーション演習」を行っている。元より実務に関する課題は重要ではあるが、実務にそれほど精通している訳ではない統計学関係者による短期間の検討により完全な解決策を得るとは期待できるような単純で簡単ではないのが一般的である。しかしながら、統計科学の知識が十分とは言えない実務家のみの検討では得られない新たな視点を統計学関係者が提供できる可能性がある、という期待のもとに「統計コンサルテーション演習」を行っている。2023年4月-2024年2月に実施したコンサルテーション演習では「消費者物価指数を巡る課題」を検討した。この演習ではまず総務省統計局で消費者物価(CPI)を実際に扱っている方々からCPIを巡る課題についての説明を受け、その後、消費者物価の専門家の特別講義を含め、現在のCPI作成や公表を巡る諸課題について検討を行った。

本報告の各章ではCPIをめぐる課題について一般にはあまり理解されていないと考えられることから、近年における消費者物価の基礎的理論の議論から実際のCPI作成の課題を自由な立場から論じている。すなわち本報告書は比較的自由的な研究者の立場から、消費者物価指数についての最近の議論の経緯や内容を説明し、日本における課題にまで言及した成果物である。元々は総務省統計局の関係者から与えられた検討事項であるが、統計局の担当者の人事異動などもあり、必ずしも当初の依頼事項を十分に検討できたかの判断はこの報告書の読者に任せられている。この報告書に収録した各論考は消費者物価に関心のあるプロジェクト参加者および多忙な中にもかかわらず日本のCPIに関する特別講義を行ってくれた3名の方々(阿部修人・一橋大学教授, 清水千弘・一橋大学教授, 宇南山卓・京都大学

教授), 及び第1章の作成に協力してくれた佐藤整尚・東京大学准教授のご協力もありかなり意味のある議論ができたように思われる。この場を借りてこれら先生方に特に感謝したい。この報告書の各章は研究者としての責任で問題を考察した上で自由に述べたものであり、もとより統計局や統計数理研究所の公式見解ではない。本稿の議論が今後の日本の公的統計における公表系列の改善に役立つことを期待したい。

2024年2月

国友直人(著者代表)