

# 統計学

第 125 号

---

## 研究論文

中国における所得格差と世代間所得弾力性に関するパネルデータ分析  
— 地域的異質性を考慮して —  
..... Yapeng LI (1)

官庁統計実務の変遷  
— 明治期における製表技術の発展過程の観点から —  
..... 小林 良行 (17)

生活扶助相当CPIの算出における指数算式の再検討  
..... 鈴木 雄大 (33)

マルチタスクとしての家事・育児  
..... 平井 太規 (49)

## 本会記事

経済統計学会第67回(2023年度)全国研究大会・会員総会 ..... (64)  
投稿規程..... (74)

---

2023年9月

経済統計学会

## 創刊のことば

社会科学の研究と社会的実践における統計の役割が大きくなるにしたがって、統計にかんする問題は一段と複雑になってきた。ところが統計学の現状は、その解決にかならずしも十分であるとはいえない。われわれは統計理論を社会科学の基礎のうえにおくことによって、この課題にこたえることができると考える。このためには、われわれの研究に社会諸科学の成果をとりいれ、さらに統計の実際と密接に結びつけることが必要であろう。

このような考えから、われわれは、一昨年来経済統計研究会をつくり、共同研究を進めてきた。そしてこれを一層発展させるために本誌を発刊する。

本誌は、会員の研究成果とともに、研究に必要な内外統計関係の資料を収めるが同時に会員の討論と研究の場である。われわれは、統計関係者および広く社会科学研究者の理解と協力をえて、本誌をさらによりよいものとするを望むものである。

1955年4月

## 経済統計研究会

### 経済統計学会会則

第1条 本会は経済統計学会（JSES：Japan Society of Economic Statistics）という。

第2条 本会の目的は次のとおりである。

1. 社会科学に基礎をおいた統計理論の研究
2. 統計の批判的研究
3. すべての国々の統計学界との交流
4. 共同研究体制の確立

第3条 本会は第2条に掲げる目的を達成するために次の事業を行う。

1. 研究会の開催
2. 機関誌『統計学』の発刊
3. 講習会の開催、講師の派遣、パンフレットの発行等、統計知識の普及に関する事業
4. 学会賞の授与
5. その他本会の目的を達成するために必要な事業

第4条 本会は第2条に掲げる目的に賛成した以下の会員をもって構成する。

- (1) 正会員
- (2) 院生会員
- (3) 団体会員
- 2 入会に際しては正会員2名の紹介を必要とし、理事会の承認を得なければならない。
- 3 会員は別に定める会費を納入しなければならない。

第5条 本会の会員は機関誌『統計学』等の配布を受け、本会が開催する研究大会等の学術会合に参加することができる。

- 2 前項にかかわらず、別に定める会員資格停止者については、それを適応しない。

第6条 本会に、理事若干名をおく。

- 2 理事から組織される理事会は、本会の運営にかかわる事項を審議・決定する。
- 3 全国会計を担当する全国会計担当理事1名をおく。
- 4 渉外を担当する渉外担当理事1名をおく。

第7条 本会に、本会を代表する会長1名をおく。

- 2 本会に、常任理事若干名をおく。
- 3 本会に、常任理事を代表する常任理事長を1名おく。
- 4 本会に、全国会計監査1名をおく。

第8条 本会に次の委員会をおく。各委員会に関する規程は別に定める。

1. 編集委員会
2. 全国プログラム委員会
3. 学会賞選考委員会
4. ホームページ管理運営委員会
5. 選挙管理委員会

第9条 本会は毎年研究大会および会員総会を開く。

第10条 本会の運営にかかわる重要事項の決定は、会員総会の承認を得なければならない。

第11条 本会の会計年度の起算日は、毎年4月1日とする。

- 2 機関誌の発行等に関する全国会計については、理事会が、全国会計監査の監査を受けて会員総会に報告し、その承認を受ける。

第12条 本会会則の改正、変更および財産の処分は、理事会の審議を経て会員総会の承認を受けなければならない。

付 則 1. 本会は、北海道、東北・関東、関西、九州に支部をおく。

2. 本会に研究部会を設置することができる。
3. 本会の事務所を東京都文京区音羽1-6-9（株音羽リスマチックにおく。

1953年10月9日（2016年9月12日一部改正[最新]）

# 中国における所得格差と世代間所得弾力性に関する パネルデータ分析

— 地域的異質性を考慮して —

Yapeng LI\*

## 要旨

世代間所得弾力性とは、親の所得による子供の所得への影響を計測する指標である。この値が高いほど、貧困世帯の子供は貧困から脱出することが困難になる。本研究は中国家族パネル調査（2010年-2018年）のデータを利用し、パネルデータ分析により所得格差と世代間所得弾力性の関係を検証したものである。その結果として、地域によって所得格差による世代間所得弾力性への影響が異なることが観測された。東部地域では、コホートにかかわらず、所得格差の拡大に応じて世代間所得弾力性は上昇する。中部地域においては、義務教育普及前のコホートでは所得格差の拡大に応じて世代間所得弾力性は下降するが、義務教育普及後のコホートではそのような関係は観測されなかった。西部地域に関しては、いずれのコホートについても所得格差の拡大に応じて世代間所得弾力性は下降する傾向にあることが確認された。

## キーワード

所得格差, 世代間所得弾力性, グレートギャップカーブ, パネルデータ分析, 中国家族パネル調査

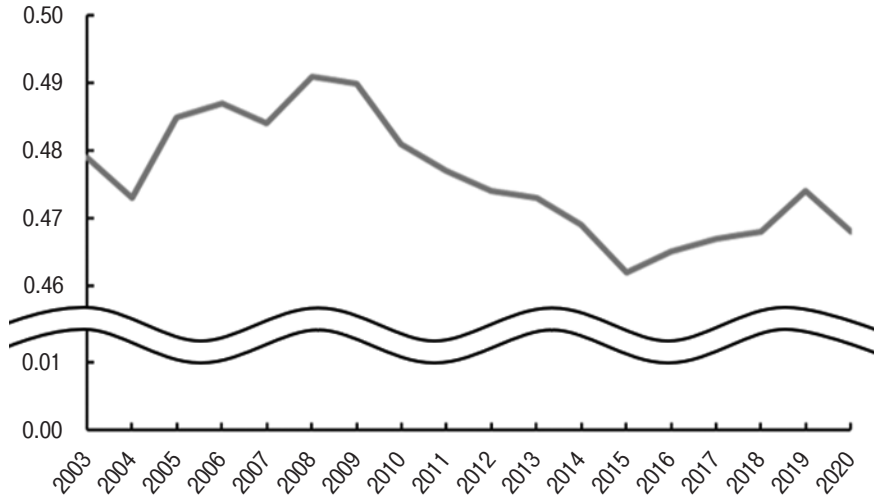
## 1. はじめに

改革開放以降、中国は急速な経済成長を実現し、貧困世帯は著しく減少しつつある<sup>1)</sup>。しかしながら、経済制度改革の過程において多くの社会的な矛盾や社会問題が浮上している<sup>2)</sup>。Kuznets (1955) によると、経済発展の過程において、所得の不平等<sup>3)</sup>は拡大から縮小に向かう傾向にあることが示されている。しかし、近年の中国における所得不平等はいまだ拡大の段階にあり、目を背けることのできない深刻な問題の一つとなっている。

所得不平等の実態を測定する場合、ジニ係数が重要な指標としてよく利用されている。図1は21世紀以降における中国のジニ係数の推移を示している<sup>4)</sup>。いずれの時点においても0.4を超えており、中国では極めて不平等な状態が続いている<sup>5)</sup>。時系列的には、2003年から2008年にかけてジニ係数は上昇し、2008年から2015年までは下降傾向にあったが、再び上昇に転じている。

また、地域間での経済発展の不均衡性も大きく、2021年における上海市と内陸の貴州省の1人あたり名目GDPを比較すると、前者は後者の3.1倍である（中国統計局、2022）。中国共産党が第十九次全国代表大会で指摘して

\* 院生会員，立命館大学大学院経済学研究科  
e-mail : nr1125ex@ed.ritsumei.ac.jp



出典：中国統計局 (2021) より筆者作成

図1 中国のジニ係数変遷 (2003-2020年)

いるように、改革開放以来、人民の衣食の問題は習近平政権の発足までに解消されてきたが、現在は所得格差の拡大、環境汚染の悪化などの問題が浮上している(楊・虎, 2018)。すなわち、インフラ整備の地域間格差と、それに伴う人々の財・サービスの需要に対する生産供給量の地域的偏在化により、地域間での生活水準の格差が拡大傾向にあると考えられる(李・李, 2018)。

さらに、所得不平等に関しては、これまで世代内での所得不平等が重視されてきたが、近年では、世代間における所得不平等問題に注目が集まっている。一方では、親世代の富により極めて豊かな生活を送る子供世代は「富二代」<sup>6)</sup>と呼ばれており、このような世代が驚くほど贅沢な生活をSNSに投稿し世間の注目を浴びている。他方で、親世代が貧困層にある子供世代は「窮二代」<sup>7)</sup>と呼ばれ、十分な教育を受けられず出稼ぎにより働いている実態などが頻繁にマスコミで報道されている(中国発展門戸網, 2010; 湖南省教育廳, 2011)。「富二代」と「窮二代」のように対極的な「二代」が現れる背後には、中国における所得不平等は世代内での所得不平等のみならず、

親世代から子供世代に対する影響が大きく関与しているものと推測できる(顧, 2014)。

先進国では、親世代の所得が子供世代の所得に影響を及ぼす問題に注目し、すでに多数の分析用データセットとそれらに基づく研究が蓄積されている。まず、この問題に社会学者は早くから注目し、多くの先行研究と多様な理論が形成された。すなわち、子供が親の職業を継承することが常態化していた時代から、工業化の発展によって分業体制が急速にかつ持続的に変化し、熟練労働者への需要が増加することで子供の職業選択機会が拡大した。このような職業選択機会の拡大は、世代間の職業の流動性(Social Mobility)を促すことになり、職業の世代間流動パターンに対して大きなインパクトを与えた(Blau and Duncan, 1967; Erikson and Goldthorpe, 1992)。これに対して、工業化理論への反対の声もある。工業化による職業の世代間流動性は必ずしも上昇しているわけではなく、優位な職業階層は自身の安定性を保持するために、教育投資、財産継承などの手段を利用して、階層再生産(Social Reproduction)のメカニズムを構築してきたという考え方もある<sup>8)</sup>(Featherman et

al., 1975)。

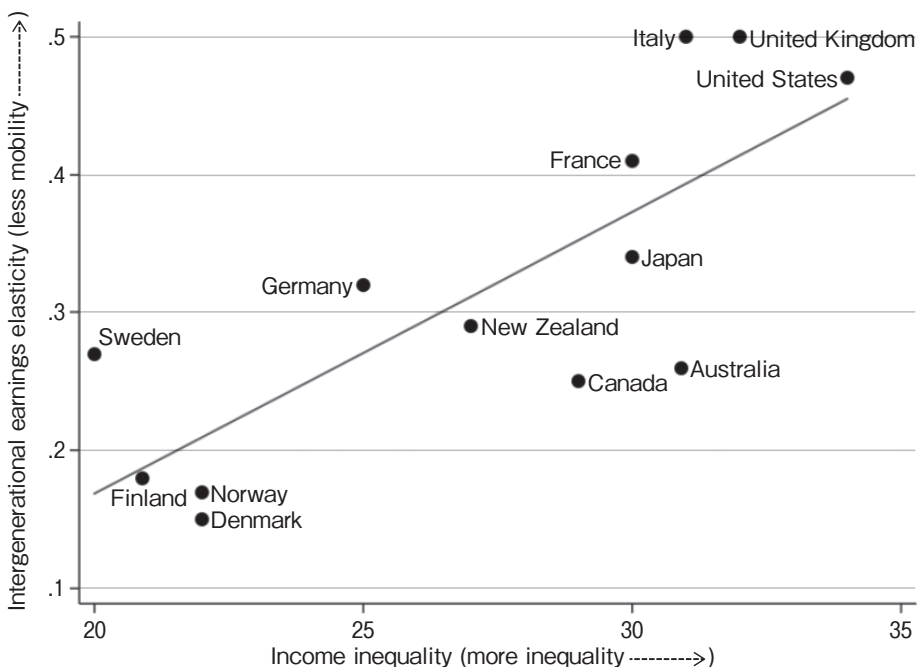
経済学の領域では、まずBecker and Tomes (1979) が親世代の所得と子供世代の所得との関係についての理論モデルを構築した。また、Becker and Tomes (1986) では、単年度の親と子供の所得の情報を用いて、アメリカの世代間所得弾力性は0.2程度であり世代間所得流動性(=1-世代間所得弾力性)<sup>9)</sup>は高いと結論付けている。このとき、世代間所得弾力性(Intergenerational Income Elasticity)は、子供の所得の対数値に対して親の所得の対数値を用いて回帰分析を行い、その回帰係数を用いて議論している<sup>10)</sup>。

その後、計量モデルの改良が図られ、Solon (1992) は所得の生涯プロフィールなどを考慮し、回帰モデルを利用してアメリカでの世代間所得弾力性は0.4程度であることを推定し、世代間所得流動性が低い状態にあることを示している。先進国の世代間所得弾力性に関してはそれ以外にも多くの先行研究が挙げ

られる(Bjorklund and Jantti, 1997; Corak and Heisz, 1999)。

さらに、所得格差と世代間所得弾力性の相関関係について、Corak (2013) はOECDの情報を用いて、所得格差が大きいほど世代間所得弾力性も高くなることを提示した。図2は両者の関係を示している。この回帰線について、Krueger (2012) はグレートギャツピーカーブ(Great Gatsby Curve)と名づけた。

このような世代間所得格差の実態は、各国の制度や文化的背景などにより異なるものと考えられる。先駆的に研究が進められてきたアメリカにおいても、グレートギャツピーカーブの存在は賛否両論の状態にある。Hertz (2007) と Chetty et al. (2014) はアメリカの世代間所得弾力性を推定し、所得格差が拡大し続けている状況の下で、世代間所得弾力性は安定して推移していると述べている。言い換えれば、世代間所得弾力性は所得格差と連動しておらず、グレートギャツピーカー



出典：Corak (2013) より引用

図2 グレートギャツピーカーブの先行研究事例

ブは存在しないという結論が得られている。同じアメリカを研究対象としている Bloome and Western (2011) と Nam (2021) は、所得格差が拡大すると世代間所得弾力性も上昇し、グレートギャツビーカーブが存在することを確認している。

中国においても、子供世代の所得に対する親世代の所得の影響に関する研究は徐々に蓄積されつつある。何・黄 (2013) は中国の2000年、2004年、2006年と2009年の世代間所得弾力性を計算し、世代間所得弾力性は高いが下降傾向にあることを明らかにしている。徐 (2015) は2002-2012年での中国の都市住民と農村住民の世代間所得弾力性を測定し、都市や農村にかかわらず、世代間所得弾力性は中国全体のジニ係数の変化と同様に上昇から下降に向かっていることを示した。袁・劉 (2022) は1970-1995年コホートの世代間所得弾力性を測り、中国の世代間所得弾力性は上昇していることを発見した。Fan et al. (2021) では、1970-1980年コホートと1981-1988年コホートの世代間所得弾力性を算出し、世代間所得弾力性の上昇とともに、グレートギャツビーカーブの存在を示した。

これまでの世代間所得弾力性と所得格差の関係に関しては、最新年のデータにおいてコホート別にグレートギャツビーカーブは存在するのか、また、地域的な異質性を考慮した時、グレートギャツビーカーブは異なるのかといったことは明らかにされていない。本研究はこれらの問いを明らかにするために、中国において大規模に行われた世帯調査である中国家族パネル調査 (CFPS; China Family Panel Studies) を用い、最新年の情報を用いて地域的な異質性にも考慮しながらパネルデータ分析モデルを構築して分析を進める。本稿は次のように構成されている。2では分析モデルの説明、3では使用するデータに関する説明、4では実証分析の結果、5では結論を示す。

## 2. 分析モデル

先行研究において、世代間所得弾力性の計量モデルは、以下のように示されている (Becker and Tomes, 1986, pp.9-10)。

$$\ln y_i^c = \beta_0 + \beta_1 \ln y_i^f + \varepsilon_i \quad (1)$$

$i$ は世帯、 $c$ は子供、 $f$ は父親をそれぞれ示す。 $y$ は個人の所得を意味し、対数化して回帰モデルに導入している。 $\beta_1$ は世代間所得弾力性を意味する。理論的には、 $\beta_1$ が0の時、子供の所得は父親の所得とは完全に独立であり、世代間所得流動性はかなり高い。 $\beta_1$ が1の時、子供世代の所得の分布は父親世代の所得の分布に完全に対応し、貧困世帯の子供は自身の努力が報われず貧困状態にあることを示す<sup>11)</sup>。

Nam (2021) は上述のモデルを改良し、グレートギャツビーカーブの存在を確認するために、以下のように所得格差と親の所得の交互作用項をモデルに導入した<sup>12)</sup>。

$$\begin{aligned} \ln y_{ist}^c = & \beta_0 + \beta_1 \ln y_{ist}^p + \beta_2 GINI_{st} \\ & + \delta GINI_{st} * \ln y_{ist}^p + \ln y_{ist}^p * (\Omega W_{st}') \\ & + \Lambda X_{ist}' + \gamma_s + \lambda_\tau + e_{ist} \end{aligned} \quad (2)$$

$i$ は世帯、 $c$ は子供、 $p$ は親を意味しており、 $s$ は対象世帯が居住する州、 $t$ は調査年、 $\tau$ は子供の幼少期を示す年である。 $GINI_{st}$ は個人の幼少期における州のジニ係数、 $W_{st}$ は州レベルでの一連の説明変数 (黒人率、失業率など) のベクトル、 $\Omega$ は対応するパラメータのベクトルである。 $X_{ist}$ は各世代の年齢とその2乗のベクトル、 $\Lambda$ は年齢に関するパラメータのベクトルである。 $\gamma_s$ と $\lambda_\tau$ は州のダミー変数と時点のダミー変数である。

本研究では、コホート別に地域の異質性を考慮したうえで所得格差と世代間所得弾力性の関係を明らかにするため、Nam (2021) のモデルを参考にしつつ、ジニ係数、父親の所得、および地域ダミーの交互作用項をモデルの中に導入する。モデル式は以下のように示される。

$$\begin{aligned}
\ln y_{ipt}^c = & \beta_0 + \beta_1 \ln y_{ipt}^f + \beta_2 \text{gini}_p + \beta_3 \text{area} \\
& + \beta_4 \ln y_{ipt}^f * \text{gini}_p * \text{area} \\
& + \beta_5 \ln y_{ipt}^f * \text{gini}_p + \beta_6 \text{area} * \text{gini}_p \\
& + \beta_7 \ln y_{ipt}^f * \text{area} + \beta_8 \ln \text{inve}_p \quad (3) \\
& + \beta_9 \ln y_{ipt}^f * \ln \text{inve}_p + \beta_{10} \text{educ}_i^c \\
& + \beta_{11} A_i^c + \beta_{12} (A_i^c)^2 + \beta_{13} A_i^f \\
& + \beta_{14} (A_i^f)^2 + a_i + u_{it}
\end{aligned}$$

$i$ ,  $c$  と  $f$  は上記の(1)式と同様であり,  $p$  は省を意味し,  $t$  は個人が調査された年を意味する。 $\text{gini}_p$  は各コホートの若年時における省別のジニ係数,  $\ln \text{inve}_p$  は各コホートの若年時における各省の教育に関連する指標(対数值),  $\text{area}$  は地域ダミー,  $\text{educ}$  は個人の教育年数,  $A$  は年齢を意味する。このモデルに適用する具体的なデータと各変数の詳細は次章で説明する。

このモデルを前提としたパネルデータ分析では, 各種変数による子供の所得への影響とともに, 観測できない要素として  $a_i$  と  $u_{it}$  を設定する。前者, つまり  $a_i$  は個人効果と呼ばれ時間とともに変化しないものであり, 後者の  $u_{it}$  は誤差項と呼ばれる。固定効果モデルと変量効果モデルのどちらが適切かについては, (3)式についてコホート別に推定を行い, ハウスマン検定によりモデルを特定する (Wooldridge, 2019)。

弾力性は, 以下の式により求められる。

$$\begin{aligned}
\frac{d \ln y_{ipt}^c}{d \ln y_{ipt}^f} = & \beta_1 + \beta_4 \text{gini}_p * \text{area} + \beta_5 \text{gini}_p \\
& + \beta_7 \text{area} + \beta_9 \ln \text{inve}_p \quad (4)
\end{aligned}$$

この式に基づいて, その他の変数を一定として, ジニ係数の第1四分位数と第3四分位数での各地域の世代間所得弾力性を算出して比較する。

### 3. 使用するデータ

#### 3.1 データセットの特徴

本研究が利用しているデータは中国家族パネル調査 (CFPS) である。CFPSは, 北京大学

と中国国家自然科学基金からの資金提供により, 北京大学の中国社会科学調査センターが主導するプロジェクトである。2010年から開始され, ベースライン調査は約15,000世帯の30,000人の個人を含み, 回答率は79%である。調査対象は25の省・直轄市・自治区の都市と農村をカバーし, 95%の中国人口を代表している (Xie and Zhou, 2014)。対象の世帯メンバーには2年ごとに調査が実施される。アンケート内容により複数のデータセットに分けられており, 個人に関するアンケート結果を含む個人データセットと世帯に関するアンケート結果を含む世帯データセットは, 個人のIDによって接続することができる。本研究では, 入手可能な2010年, 2012年, 2014年, 2016年, 2018年の5ヵ年分のデータをパネルデータとして構築し利用する。

#### 3.2 説明変数の定義

所得は本研究で最も重要な変数である。所得(年収, 単位: 元)の内訳としては, 賃金収入, 事業収入, 財産収入と移転収入である<sup>13)</sup>。物価の変動分を考慮し, 所得は消費者物価指数(各年の中国統計年鑑)を用いて2009年ベースで実質化する。また, 異常値による影響を考慮し, 父子ともに0以上で20万円<sup>14)</sup>以下のケースに限定する。所得は対数変換したうえで利用するため, 0のケースを考慮して全ケースの所得に対して1を加算して用いる。

世代により成長過程における社会経済情勢が異なることから, 世代間所得弾力性も異なることを想定し, 本研究では2つのコホートに分ける。中華人民共和国義務教育法(以下, 義務教育法と略称)の頒布年(1985年)の前後について, 1975年から1984年の間に生まれた子供を第1コホート, 1985年から1994年の間に生まれた子供を第2コホートと定義する。そして, 各コホートの若年時の所得格差を表す指標としてジニ係数を利用し, 第1コホートと第2コホートに対して, 1995年の

省別ジニ係数と2005年の省別ジニ係数をそれぞれ対応づける。各省のジニ係数は、公的統計資料からは公表されていないため、田(2012)で算出されている値を引用する。ただし、山東省、吉林省、チベットと天津市のジニ係数は入手できないため、これらの省に該当するケースは除外して分析を行う。

また、各コホートが若年時に受けた教育に関連する指標としては、1996年と2006年の中国統計年鑑に基づいて公的医療・教育・文

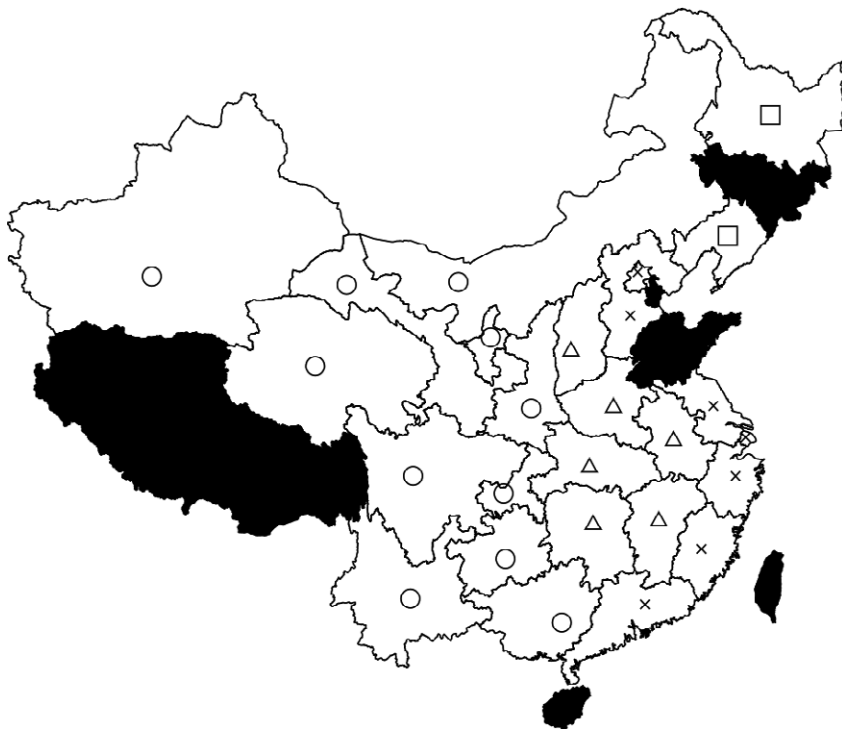
化発展経費(単位：万元)<sup>15)</sup>を用いる。第1コホートと第2コホートに対して、1995年と2005年の省別公的医療・教育・文化発展経費の値をそれぞれ対応づける。

地域の情報に関しては、中国統計局(2011)では、東部地域、中部地域、西部地域と東北地域の4つの経済エリアに分類されていることから、本研究においてもこの分類に基づき表1のように地域を定義している<sup>16)</sup>。その地理的位置関係は図3に整理している。地域的

表1 地域の区分

area	省・自治区・直轄市
東部地域 (=1)	北京, 河北, 上海, 江蘇, 浙江, 福建, 広東
中部地域 (=2)	山西, 安徽, 江西, 河南, 湖北, 湖南
西部地域 (=3)	内モンゴル, 広西, 重慶, 四川, 貴州, 雲南, 陝西, 甘肅, 青海, 寧夏, 新疆
東北地域 (=4)	遼寧, 黒竜江

出所) 筆者作成



注：×は東部地域，△は中部地域，○は西部地域，□は東北地域を示し，黒色の地域は研究対象外の地域を示す。  
出所) 筆者作成

図3 地域区分と地理的位置



特徴としては、東部地域が最も経済的に発展した地域であり、中部地域と東北地域がそれに続き、西部地域が最も経済発展が遅れている地域である<sup>17)</sup>。

子供と親の年齢については、18歳以上（成人年齢）から65歳以下（退職年齢）に限定し、成人でかつ労働市場に含まれるケースを想定している。また、子供と親の年齢差は14歳以上である世帯に限定する。子供の教育年数が欠損しているケースは削除する。なお、女性は結婚・出産などのライフコースの影響によって労働市場に参加しないケースがあるため、本研究では男性に限定して分析を行う。

### 3.3 記述統計

3.2節のように定義した各変数に関して、欠損値などを除いたとき7,197組の子供と親が得られる<sup>18)</sup>。コホート別の記述統計量は表2に整理している。まず、相対的に第1コホートのサンプルサイズは小さい。各コホートの平均値を比較すると、子供の所得は第2コホートと比べて第1コホートのほうが高い。その背景には、年齢に応じて個人の稼ぐ力が変化するものと考えられ、実際、平均年齢を比較しても第1コホートのほうが高いことから、子供の所得も高い水準に達している

可能性がある。父親の所得に関しては、第2コホートの所得がより高いが、その背景には第2コホートの時期では経済がより発展していることが考えられる。このような年齢による所得水準の相違をコントロールするために年齢を回帰式の中に導入している。

また、80年代、90年代において、中国は経済発展に伴い所得不平等が徐々に深刻になっており（程，2007），若年時における所得格差は第1コホートよりも第2コホートのほうが大きい。義務教育普及前後における教育年数の相違としては、第1コホートよりも第2コホートの教育年数がやや増加しており、標準偏差が小さくなっている。各地域が投資している公的医療・教育・文化発展経費も第2コホートのほうが大きい。

### 4. 分析結果

コホート別のパネルデータ分析の結果<sup>19)</sup>、およびハウスマン検定の結果を表3と表4に整理している。第1コホートに関しては、ハウスマン検定において帰無仮説が棄却できないため、変量効果モデルのほうが適切と判断し、第2コホートに関しては、帰無仮説が棄却されたため、固定効果モデルのほうが適切と判断する。第1コホートにおけるジニ係

表2 記述統計量

Variable	第1コホート					第2コホート					変数の内容
	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max	
lny_c	2,573	7.422	4.246	0.000	12.175	4,624	6.934	4.318	0.000	12.186	子供所得（年収，対数値）
lny_f	2,573	5.025	4.606	0.000	11.888	4,624	5.790	4.656	0.000	12.186	父親所得（年収，対数値）
educ_c	2,573	9.398	3.889	0.000	19.000	4,624	10.318	3.572	0.000	19.000	子供教育年数
A_c	2,573	31.444	3.046	26.000	41.000	4,624	23.500	3.159	18.000	33.000	子供年齢
A_f	2,573	58.182	3.987	44.000	65.000	4,624	50.256	5.341	37.000	65.000	父親年齢
gini_p	2,573	0.343	0.050	0.241	0.426	4,624	0.407	0.044	0.280	0.478	ジニ係数
lninve_p	2,573	4.688	0.512	4.134	6.004	4,624	5.797	0.379	5.325	7.071	公的投資（対数値）
area=1	789	0.307	0.461	0.000	1.000	1,353	0.293	0.455	0.000	1.000	東部地域
area=2	687	0.267	0.442	0.000	1.000	1,312	0.284	0.451	0.000	1.000	中部地域
area=3	798	0.310	0.463	0.000	1.000	1,447	0.313	0.464	0.000	1.000	西部地域
area=4	299	0.116	0.321	0.000	1.000	512	0.111	0.314	0.000	1.000	東北地域

出所) 筆者作成

表3 第1コホートの変量効果モデルに基づく弾力性

	elasticity	std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]	
lny_f						
area = 1 gini = 0.3154	0.1440	0.0429	3.3600	0.0010	0.0599	0.2281
area = 2 gini = 0.3154	0.1938	0.0616	3.1400	0.0020	0.0730	0.3145
area = 3 gini = 0.3154	0.3150	0.0895	3.5200	0.0000	0.1396	0.4904
area = 4 gini = 0.3154	0.1510	0.0628	2.4000	0.0160	0.0279	0.2742
area = 1 gini = 0.3849	0.1533	0.0620	2.4700	0.0130	0.0318	0.2748
area = 2 gini = 0.3849	0.1288	0.0629	2.0500	0.0410	0.0055	0.2520
area = 3 gini = 0.3849	0.2267	0.0365	6.2200	0.0000	0.1552	0.2981
area = 4 gini = 0.3849	-3.0383	1.2464	-2.4400	0.0150	-5.4813	-0.5953
lninve_p	0.6613	0.2962	2.2300	0.0260	0.0808	1.2418
educ_c	1.3319	0.2198	6.0600	0.0000	0.9012	1.7627
A_c	-3.8893	1.0994	-3.5400	0.0000	-6.0442	-1.7345
A_f	0.3818	1.5469	0.2500	0.8050	-2.6501	3.4137
sigma_u	1.7964					
sigma_e	3.5699					
rho	0.2021					
Number of obs	2,573					
Number of groups	1,565					
ハウスマン検定 :	chi2(19): 17.29 Prob>chi2 = 0.5030					

出所) 筆者作成

表4 第2コホートの固定効果モデルに基づく弾力性

	elasticity	std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]	
lny_f						
area = 1 gini = 0.3786	0.1806	0.0502	3.6000	0.0000	0.0823	0.2790
area = 2 gini = 0.3786	0.1828	0.1140	1.6000	0.1090	-0.0406	0.4063
area = 3 gini = 0.3786	0.4057	0.0899	4.5100	0.0000	0.2294	0.5819
area = 4 gini = 0.3786	0.2630	0.0793	3.3200	0.0010	0.1075	0.4185
area = 1 gini = 0.4284	0.2516	0.0745	3.3800	0.0010	0.1055	0.3977
area = 2 gini = 0.4284	0.2596	0.1248	2.0800	0.0380	0.0149	0.5043
area = 3 gini = 0.4284	0.3365	0.0481	6.9900	0.0000	0.2422	0.4309
area = 4 gini = 0.4284	0.1721	0.6296	0.2700	0.7850	-1.0618	1.4060
lninve	-2.3148	1.9942	-1.1600	0.2460	-6.2233	1.5938
educ_c	6.2952	0.7989	7.8800	0.0000	4.7293	7.8611
A_c	3.9470	7.8048	0.5100	0.6130	-11.3502	19.2442
A_f	-0.9314	16.6790	-0.0600	0.9550	-33.6216	31.7587
sigma_u	4.3446					
sigma_e	3.6298					
rho	0.5889					
Number of obs	4,624					
Number of groups	2,911					
ハウスマン検定 :	chi2(19): 64.05 Prob>chi2 = 0.0000					

出所) 筆者作成

数の第1四分位数は0.3154であり、第3四分位数は0.3849である。第2コホートにおけるジニ係数の第1四分位数は0.3786であり、第3四分位数は0.4284である。各コホートの第1、第3四分位数での世代間所得弾力性の相違に基づきグレートギャツビーカーブの存在の可能性について検討する<sup>20)</sup>。

まず、第1コホートの結果(表3)について、有意水準5%で検討する。ジニ係数の第1、第3四分位数における所得弾力性はすべての地域で有意である。具体的には、東部地域ではジニ係数の第1、第3四分位数における所得弾力性の上昇率は6%前後であり、ジニ係数が増加したとき、父親の所得増加が子供の所得増加に与える効果は強まる傾向にある。中部地域と西部地域に関して、ジニ係数の第1、第3四分位数における所得弾力性の下降率はそれぞれ33%、28%前後であり、ジニ係数が増加したとき、父親の所得増加が子供の所得増加に与える効果は弱まる傾向にある。また、東北地域に関しては、第3四分位数の所得弾力性としてマイナスの値が得られていることから、これまでの所得弾力性の想定が当てはまらない。第1コホートが社会人となった時期は1990年代であり、この年代において東北地域では大規模な国有部門改革が開始され、大量に失業者が発生し経済情勢が極めて厳しい状態にあったことが一つの要因と考えられる<sup>21)</sup>。

次に、第2コホートの結果(表4)を整理する。ジニ係数の第1、第3四分位数における所得弾力性を総じてみると、東部地域と西部地域の所得弾力性のみ有意である。具体的には、東部地域に関して、ジニ係数の第1、第3四分位数における所得弾力性の上昇率は39%前後であり、ジニ係数が増加すると、父親の所得増加が子供の所得増加に与える効果は強まる傾向にある。西部地域に関しては、ジニ係数の第1、第3四分位数における所得弾力性の下降率は17%前後であり、ジニ係数

が増加すると、父親の所得増加が子供の所得増加に与える効果は弱まる傾向が示された。

以上の結果から、地域と時代の効果について整理する。東部地域に関しては、コホートにかかわらずグレートギャツビーカーブの存在が想定される。しかしながら、中部地域では第1コホートでのみ逆向きのグレートギャツビーカーブの存在が考えられ、また、西部地域ではいずれのコホートでも逆向きのグレートギャツビーカーブが存在する可能性がある。東北地域は第1コホートのみ所得格差と世代間所得弾力性の間の関係は観測されたが、マイナスの値であったことから、前述したように、地域に固有の特殊事情が背景にあるものと考えられる。

## 5. おわりに

本稿では、地域的な異質性を考慮し、各地域での所得格差と世代間所得弾力性の関係を確認してきた。以下では地域の実態に照らし合わせて、本研究の分析結果を考察していく。

東部地域に関しては、所得格差の拡大による世代間所得弾力性の上昇が見られ、グレートギャツビーカーブが存在する可能性がある。改革開放以来、経済政策は東部地域に偏り、特に80年代後半では、国家と外国からの投資は急増し、外国企業が誘致され(魏, 2002)、先進的な生産技術、会社管理制度を導入することで労働生産性は向上し、民営企業が繁栄している。同時に大量の労働需要が生まれ、高い教育レベルの熟練労働者が必要とされるにしたがい、教育収益率も上昇している(陳・陳・夏, 2003; 劉・曾, 2014)。

そこで、この地域の高所得世帯の親は子供に対してより多くの教育投資を行うため、世帯の所得階層が維持・向上する傾向にあり、階層再生産の効果が強くなっている可能性がある。このような実情を背景として、経済発展に伴う所得格差の拡大と世代間所得弾力性の上昇の関係が存在しうるものと思われる。

これに対して、中部地域と西部地域の分析結果において、第1コホートでは逆向きのグレートギャップカーブ、すなわち、所得不平等が拡大すると世代間所得弾力性が下降する可能性がある。改革開放以来、人民公社または生産隊<sup>22)</sup>の経営する企業が繁栄し、中西部地域に居住する多くの人々が農業から解放され、第二次産業または第三次産業へと従事可能になった(呉, 2007, pp.93-103)。第1コホートが社会人となるまでの時期は職業選択機会が拡大している時期と考えられ、世代間における職業階層の再生産が相対的に減少することで、世代間所得弾力性が抑えられていると考えられる。併せて、逆向きのグレートギャップカーブは、西部地域の第2コホートにおいても観測されており、西部地域では経済発展の速度が比較的遅く第2コホートの時期まで緩やかに職業選択機会が拡大していったものと想定される。

中国は、人口が多く土地が広いこと、地域的にも経済情勢は複雑である。加えて、近年、世代間所得弾力性は中国においても注目されている問題である。特に、世代間所得弾力性の高い状態では、個人の努力による貧困からの脱出が困難となり、よりよい生活に向けて努力するインセンティブが低下する可能性がある。経済発展の促進を目指すのであれば、健全で平等な社会環境の構築を目指して、政府主導により対策を進めていく必要がある。

東部地域に関しては、所得格差の是正は重要な政策目標となり、低所得世帯の子供の所得向上が可能となるような対策を目指すべきである。たとえば、教育により子供が将来的に選択可能な職業階層の幅が拡大されれば、所得の増加が期待できることから、貧困世帯の子供の教育などの保障が世代間所得弾力性を改善する一つの手段になるものと考えられる。

中西部の地域に関しては、経済発展がまだ遅れている状態である。発展の初期段階で

は、社会における職業選択機会が豊富であるため、貧困世帯の子供は相対的に貧困から脱出しやすい。しかしながら、いずれ経済発展が進行し東部地域のように一定の経済水準に到達した場合、政府による低所得階層への経済支援および個人の稼ぐ力の強化が必要となる。

本研究では、中国家族パネル調査のマイクロデータを用いて世帯票と個人票のマッチングにより、父親と子供の情報を接続し、さらにそれらをパネルデータとして構築することで、約10年間(2010年-2018年)にわたる世代間所得弾力性の動向を明らかにすることを試みた。その際、回帰モデルに地域ダミー、ジニ係数、父親の所得の交互作用項を導入することで、地域の異質性をふまえて、所得格差と世代間所得弾力性の関係の捕捉を可能にしている。とりわけ、ジニ係数の第1四分位数と第3四分位数における世代間所得弾力性の算出により、中国の社会現状と合わせて各地域に関するコホート別のグレートギャップカーブの存在の可能性について検討した。

本研究の課題としては、主に以下の3点が挙げられる。一つ目として、本研究では、親による私的な教育投資に関するデータが得られなかったことから、各コホートの若年時の各省の公的投資のみを用いて教育の効果を捕捉した。本来であれば、公的な教育投資のみならず、親による私的な教育投資も子供世代の所得に影響している可能性がある。今回捕捉できなかった親による教育投資の効果に関しては、統計的マッチングなどの適用により解決できないか検討する必要がある。二つ目として、使用したデータセットには欠損値が多いため、サンプルサイズが相対的に小さいデータセットを用いたが、先行研究などで行われていた手法を用いて、欠損値の補定によるサンプルサイズの増加が必要と思われる。三つ目として、本研究は、男性に限定して分析を行っているが、ジェンダーによりグレー

トギャツピーカーブの相違があるかどうかにも課題としたい。  
についても検討すべきである。これらは今後の

### 謝辞

データ分析にあたり、北京大学中国社会科学調査センターより「中国家庭追跡調査 (CFPS)」(2010年, 2012年, 2014年, 2016年, 2018年)のマイクロデータの提供を受けました。記して感謝申し上げます。

### 注

- 1) 中国統計局 (2002) によると、改革開放初年度である1978年の農村住民の貧困発生率は30.7%、1990年の農村住民の貧困発生率は9.6%であり、20年弱で約20%ポイントの減少がみられる。なお、上記の貧困発生率は、年収が貧困基準より低い人口と総人口の比率として算出されており、1978年における農村住民の貧困基準は個人年収100元以下、1990年における貧困基準は個人年収625元以下に設定されている。
- 2) 中国における計画経済から市場経済への制度転換・改革深化の過程において発生した社会問題として、たとえば、三好 (2022) ではPM2.5の環境問題を、郭・曲 (2016) では過労問題の深刻さを指摘している。
- 3) 格差や不平等の概念に関して本稿では、志賀 (2017) を参考としている。格差とは「差があるという事実」である。不平等とは「容認できない格差」のことであり、社会による価値判断である。そして本稿では、Inequality = 格差、Income Inequality = 所得格差として表記する。
- 4) 中国統計局 (2013) によると、2012年において可処分所得指標の定義を見直し、新たな可処分所得の指標を用いてジニ係数を計算しており、現時点において入手可能なジニ係数は2003年から2020年までである。
- 5) 中国統計局 (2013) によると、ジニ係数の値と所得格差の状態との関係は次のように位置付けている。ジニ係数が0.2以下の場合には所得格差が極めて小さい。0.2から0.3の間であれば、所得格差が比較的小さい。0.3から0.4の間では所得格差がやや大きい。0.4から0.5の間では所得格差が大きい。0.5を超える場合は極めて深刻な状態である。
- 6) 「富二代」とは1978年の改革開放後に誕生した富豪の子供である。親が築いた財産によって、他の所得階層の子供と比較して苦勞せずに安逸な生活を送る者を指す。
- 7) 「窮二代」とは改革開放の恩恵をほとんど受けられていない貧困世帯の子供である。生活環境や経済的な制限から、十分な教育を受けられず、なかなか貧困から抜け出せない者を指す。
- 8) 階層再生産とは親の階層が子供に引き継がれることを意味している。社会学の領域では主に職業階層に注意を払っているが、経済学では所得階層に注目することが多い (佐藤, 2008)。社会学において、職業階層は、政治権力、経済収入および教育的な背景を総合的に勘案して区分される。中国での職業階層は、一般に「幹部」(官僚)、「知識分子」(知識人)、「工人」(工員)、「農民」に分類されている (張・劉, 2005)。
- 9) 世代間所得流動性は世代間所得弾力性と相対的な概念であり、世代間所得流動性が高いほど、親世代の所得による子供世代の所得への影響は弱くなる。
- 10) Blanden (2015) を参考にしている。
- 11) 世代間所得弾力性の値の範囲に関して、一般的には0から1までの間で変動するが、1を超える可能性は存在する。 $\beta_1$ が1を超える場合には、その値が大きいほど親世代の所得が子供の所得により強く影響を与えることを意味する。
- 12) Nam (2021) のモデル式の変数は一部入れ替えて示している。
- 13) 各種の収入の定義は次の通りである (中国統計局, 2019)。賃金収入は労働報酬と各種の福利厚生合計である。事業収入は住民あるいは住民の家族が経営活動を通して得た純収入である。財産収

入は住民あるいは住民の家族が持つ金融資産などから発生する純収入と不動産などの非金融資産または自然資源などから発生する純収入で構成されている。移転収入は移転性収入から移転性支出を引いたものであり、住民が行政機関などから受け取る純収入である。移転性収入は国家レベル、小地域レベル及び社会団体からの住民への経常的移転支払いと住民間の経常的移転支払いであり、例えば、年金、社会救済と補助金である。移転性支出は住民の義務的移転支払いであり、例えば、各種の社会保障支出、経常的寄付金である。

- 14) 2022年11月1日の為替レートで計算すれば、日本円でおおよそ400万円前後である。
- 15) 医療支出は医療サービス、医療保障、医療機関行政管理などの各種支出を含む。教育支出は、各教育段階への公共予算内の教育経費である。文化発展支出は人民の精神生活を豊かにすることを目的とした各種文化活動への支出であり、公立図書館、博物館などの財政支援を含む(中国統計局, 2019)。中国統計年鑑において、2005年の公的支出は医療支出、教育支出、文化発展支出に分けられているが、1995年は分けられていないため、医療支出、教育支出、文化発展支出の合算値を分析に用いている。
- 16) 中国の経済エリアに関する分類方法は様々だが、中国政府による各地域での政策として「改革開放」, 「中部崛起」, 「西部大開発」, 「東北振興」にまとめることができる。「改革開放」とは中国が計画経済体制から市場経済主導の体制に向かった際の体制変換を指し、その中で一部の東部地域は対外開放をメインとした経済活動を推し進め、高い経済成長を実現した。「中部崛起」とは中部地域の協力的・持続的成長を目指した政策であり、中部地域が食糧産地やハイテク産業の拠点となるよう経済開発を進展させた。「西部大開発」とは、経済発展が遅れている西部地域への中央政府による支援プロジェクトであり、地域のインフラ整備、エネルギー開発などを促進する狙いがある。「東北振興」とは、東北地域の経済を発展させる政策であり、国有企業の改革、民営企業の育成などを支援するものである。本研究では、地域区分によるサンプルサイズの制約をふまえ、この四つの政策方針と密接に関連のある地域区分を利用した。
- 17) 中国統計局(2018)によると、2017年における東部地域の1人あたりGDPは84,595元、東北地域は50,890元、中部地域は48,747元、西部地域は45,522元である。都市化率からみると、2017年において、東部地域は67.0%、東北地域は62.0%、中部地域は54.3%、西部地域は51.6%である。なお、都市化率は都市人口が総人口に占める割合として算出されている。
- 18) 1世帯において複数の兄弟がいる場合、それぞれの兄弟に関して同じ父親の情報を付与してデータセットを構成している。
- 19) 利用しているソフトはStata se-standard edition 17.0である。
- 20) 所得弾力性の上昇(下降)率は、ジニ係数の第3四分位数での所得弾力性の値から第1四分位数での所得弾力性の値を引いた後に第1四分位数の値で割ることで算出している。なお、ジニ係数の第1四分位数と第3四分位数での所得弾力性が、それぞれ有意に0から差があるかどうかについては確認しているが、第1四分位数の所得弾力性と第3四分位数の所得弾力性の有意差については確認できていない。本研究ではこの点をふまえ、中国の社会現状と照らし合わせて、所得弾力性の点推定値の傾向をグレートギャツビーカーブとの対比により捉え直すことで、グレートギャツビーカーブの存在の可能性について議論している。
- 21) 90年代の国有企業改革の過程において数多くの労働者は契約社員となれず、不安定な雇用形態にある就業者の増加および失業者の著しい増加が起こった。特に90年代後半では東北地域の失業情勢は深刻である(界面新聞, 2021)。例えば、1996年における遼寧省の失業率は14.2%、黒竜江省は13.8%、吉林省は10.3%である(喬, 2004)。
- 22) 人民公社および生産隊は農村での末端の行政機関である。

## 参考文献

- 呉敬璉(2007)『現代中国の経済改革』, エヌティティ出版。  
佐藤嘉倫(2008)「格差社会論と社会階層論」『経済理論』44(4), pp.20-28。  
志賀信夫(2017)「格差, 不平等, 貧困」『大谷学報』96(1), pp.57-77。

- 三好恵真子 (2022) 「特集：グローバル化する中国の環境問題と生活実践」『アジア太平洋論叢』24(1), pp.4-8.
- 袁青青・劉澤曇 (2022) 「中國居民代際收入流動性趨勢研究」『經濟學動態』1, pp.117-131.
- 界面新聞 (2021) 「重返90年代之下崗潮」<https://m.jiemian.com/article/6485827.html>, 參照日：2023年3月1日.
- 何石軍・黃桂田 (2013) 「中國社會的代際收入流動性趨勢：2000-2009」『金融研究』第392号, pp.19-32.
- 郭鳳鳴・曲俊雪 (2016) 「中國勞動者過度勞動的變動趨勢及影響因素分析」『勞動經濟研究』4, pp.89-105.
- 喬榛 (2004) 「東北老工業基地改造中的下崗失業問題」『稅務與經濟 (長春稅務學院學報)』1, pp.8-11.
- 魏後凱 (2002) 「外商直接投資對中國區域經濟增長的影響」『經濟研究』4, pp.19-26.
- 顧輝 (2014) 「近十年來中國社會流動研究的新進展—社會流動視野下的「X二代現象」研究綜述」『學術論壇』4, pp.82-89.
- 湖南省教育廳 (2011) 『窮二代：別讓我輸在起跑線』[http://jyt.hunan.gov.cn/sjyt/xxgk/gzdt/tpxw/201701/t20170121\\_3956745.html](http://jyt.hunan.gov.cn/sjyt/xxgk/gzdt/tpxw/201701/t20170121_3956745.html), 參照日：2023年3月1日.
- 徐曉紅 (2015) 「中國城鄉居民收入差距代際傳遞變動趨勢：2002-2012」『中國工業經濟』3, pp.5-17.
- 陳曉宇, 陳良焜, 夏晨 (2003) 「20世紀90年代中國城鎮教育收益率的變化與啟示」『北京大學教育評論』2, pp.65-72.
- 張玉林, 劉保軍 (2005) 「中國的職業階層與高等教育機會」『北京師範大學學報 (社會科學版)』3, pp.25-31.
- 中國統計局 (1995) 『中国统计年鉴1996』, 中国统计出版社.
- 中國統計局 (2002) 『1978-2000年農村居民貧困狀況』[http://www.stats.gov.cn/zt\\_18555/ztsj/ncjj-zb/202303/t20230303\\_1923545.html](http://www.stats.gov.cn/zt_18555/ztsj/ncjj-zb/202303/t20230303_1923545.html), 參照日：2023年4月5日.
- 中國統計局 (2005-2022) 『中国统计年鉴』, 中国统计出版社. <http://www.stats.gov.cn/sj/nds/>, 參照日：2023年5月1日.
- 中國統計局 (2011) 『東西中部和東北地區劃分方法』[http://www.stats.gov.cn/ztjc/zthd/sjtjr/dejtjkfr/tjzp/201106/t20110613\\_71947.htm](http://www.stats.gov.cn/ztjc/zthd/sjtjr/dejtjkfr/tjzp/201106/t20110613_71947.htm), 參照日：2022年11月1日.
- 中國統計局 (2013) 『王萍萍：關於我國居民收入基尼系數測算的幾個問題』[http://www.stats.gov.cn/ztjc/ztfx/grdd/201302/t20130201\\_59099.html](http://www.stats.gov.cn/ztjc/ztfx/grdd/201302/t20130201_59099.html), 參照日：2022年11月3日.
- 中國統計局 (2018) 『區域發展戰略成效顯著 發展格局呈現新面貌』[http://www.stats.gov.cn/ztjc/ztfx/ggk-f40n/201809/t20180913\\_1622702.html](http://www.stats.gov.cn/ztjc/ztfx/ggk-f40n/201809/t20180913_1622702.html), 參照日：2023年3月1日.
- 中國統計局 (2019) 『指標解讀』<http://www.stats.gov.cn/tjsj/zbjs/>, 參照日：2022年11月3日.
- 中國統計局住戶調查司 (2021) 『中國住戶調查年鑒2021』中國統計出版社.
- 中國發展門戶網 (2010) 『聚焦中國“二代”現象：富二代 窮二代 官二代 獨二代 星二代』[http://cn.chinagate.cn/society/2010-06/21/content\\_20311891.htm](http://cn.chinagate.cn/society/2010-06/21/content_20311891.htm), 參照日：2023年3月1日.
- 程永宏 (2007) 「改革以來全國總體基尼系數的演變及其城鄉分解」『中國社會科學』4, pp.45-60.
- 田衛民 (2012) 「省域居民收入基尼系數測算及其變動趨勢分析」『經濟科學』2, pp.48-59.
- 楊德山・虎旭忻 (2018) 「論新時代我國社會主要矛盾轉化—基於黨的十九大報告的解讀」『理論探討』1, pp.11-15.
- 李曦輝・李正梅 (2018) 「黨的十九大重點關照民族地區的經濟發展戰略解讀」『區域經濟評論』6, pp.13-21.
- 劉書祥・曾國彪 (2014) 「貿易自由化, 教育收益與收入差距」『財經科學』10, pp.102-112.
- Becker, G.S. and Tomes, N. (1979), "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility", *Journal of Political Economy*, 87(6), pp.1153-1189.
- Becker, G.S. and Tomes, N. (1986), "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economics*, 4(3), pp.1-39.
- Bjorklund, A. and Jantti, M. (1997), "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States", *American Economic Review*, 87(5), pp.1009-18.
- Blanden, J. (2015), "Intergenerational Income Persistence", *IZA World of Labor*, 2019: 176 doi: 10.15185/izawol.176.v2.
- Blau, P.M. and Duncan, O.D. (1967), *The American Occupational Structure*, John Wiley and Sons.

- Bloome, D. and Western, B. (2011), "Cohort Change and Racial Differences in Educational and Income Mobility", *Social Forces*, 90(2), pp.375-395.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P. and Saez, E. (2014), "Where is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States", *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), pp.1553-1623.
- Corak, M. (2013), "Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility", *Journal of Economic Perspectives*, 27(3), pp.79-102.
- Corak, M. and Heisz, A. (1999), "The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data", *Journal of Human Resources*, 34(3), pp.504-533.
- Erikson, R. and Goldthorpe, J.H. (1992), *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford University Press.
- Fan, Y., Yi, J. And Zhang, J. (2021), "Rising Intergenerational Income Persistence in China", *American Economic Journal: Economic Policy*, 13(1), pp.202-230.
- Featherman, D.L., Jones, F.L. and Hauser, R.H. (1975), "Assumptions of social mobility research in the U.S.: The case of occupational status", *Social Science Research*, 4(4), pp.329-360.
- Hertz, T. (2007), "Trends in the Intergenerational Elasticity of Family Income in the United States", *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 46(1), pp.22-50.
- Krueger, A. (2012), "The Rise and Consequences of Inequality.", Paper presented at the Center for American Progress, Washington, D.C., January 12th. <http://www.americanprogress.org/events/2012/01/12/17181/the-rise-and-consequences-of-inequality/>, 参照日：2022年11月3日。
- Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Income Inequality", *The American Economic Review*, 45(1), pp.1-28.
- Nam, J. (2021), "Does Economic Inequality Constrain Intergenerational Economic Mobility? The Association Between Income Inequality During Childhood and Intergenerational Income Persistence in the United States", *Social Indicators Research*, 154(2), pp.469-488.
- Solon, G. (1992), "Intergenerational Income Mobility in the United States", *The American Economic Review*, 82(3), pp.393-408.
- Wooldridge, J.M. (2019), *Introductory Econometrics: A Modern Approach, 7th*, South-Western Pub.
- Xie, Y. and Zhou, X. (2014), "Income Inequality in Today's China", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(19), pp.6928-6933.



# Panel Data Analysis on Income Inequality and Intergenerational Income Elasticity in China : The Role of Regional Heterogeneity

Yapeng LI\*

## Summary

Intergenerational income elasticity is an index that measures the impact of parental income on children's earnings. The higher the index, the more difficult it is for children from low-income families to escape poverty. This study draws data from the China Family Panel Studies (2010-2018) and examines the relationship between income inequality and intergenerational income elasticity using a panel model. The results indicate that the impact of income inequality on intergenerational income elasticity varies by region. In the eastern region, intergenerational income elasticity rises with income inequality, regardless of cohort. In the central region, intergenerational income elasticity falls with rising income inequality for the pre-compulsory education cohort. However, no relationship between income inequality and intergenerational income elasticity has been observed for the post-compulsory education cohort in the central region. In the western region, intergenerational income elasticity falls with rising income inequality for all cohorts.

## Key Words

Income Inequality, Intergenerational Income Elasticity, Great Gatsby Curve, Panel Data Analysis, China Family Panel Studies

---

\* Ritsumeikan University, Graduate School of Economics  
e-mail : nr1125ex@ed.ritsumei.ac.jp



## 官庁統計実務の変遷

— 明治期における製表技術の発展過程の観点から —

小林良行\*

### 要旨

欧州諸国で19世紀に登場した近代的な統計技術の一つである原票式調査では、調査票様式と統計表様式が明確に分離し、調査事務と製表事務も明確に分化した。これにより地方機関が調査事務を、中央機関が製表事務を分担する中央集査法への移行が進んだ。製表技術面では集計用小票の利用と1890年米国センサス用の電気集計機の発明がある。電気集計機は製表事務の態様に変化をもたらした。19世紀後期から20世紀初頭までは日本のほぼ明治期に相当する。日本の官庁統計では1879年の甲斐国現在人別調が欧米の近代的統計技術を取り入れた最初のものである。原票式調査の製表事務に関する技術・技能が組織的に継承されるようになったのは1899年以後の人口動態調査からである。日本でも1905年以後の人口動態調査で国産の電気集計機による製表事務を経験している。明治期の終わりには、統計技術面で欧米と遜色ない水準に達していたと言える。

### キーワード

官庁統計，明治期，製表技術

### 1. はじめに

情報通信技術の発達により、今日の統計実務は、手作業で統計を作成していた時代とは大きくその態様が変化している。統計実務の事務形態や事務内容は、技術上の変革、法制度の変化、実務の担い手である組織の変更といった様々な要因により、時とともに変化していくものである。統計実務は、そこで使われている用語と互いに密接に関係して存在している。用語の生成、変化、消滅は、統計実務の変遷を窺い知ることができる手がかりとなるものと言えよう<sup>1)</sup>。

筆者の研究関心の一つは、近現代日本の官庁統計実務の形成および変遷過程を、実務で使われている技術と用語の変化を通じて明らかにしていくことにある。本稿では、このうち明治期の官庁統計実務における製表事務の形成および変遷過程を、製表事務で使われている技術（製表技術）の変化の面からとらえることを目的としている。

統計実務の中心となるのは、統計材料から統計表を作成する製表事務であり、中でも集計事務は製表事務の基幹となるものである。製表技術の変化は製表事務形態や事務内容に変化をもたらすが、とりわけ集計事務で使われる技術（集計技術）の変化は大きな影響を与え得るものと言えよう。集計技術の転換点

\* 正会員，東北・関東支部  
e-mail : xiaolin.aura@gmail.com

で製表事務を見ると、人手作業の時代、統計機械化の時代および情報システム化の時代の3期に分けて考えられる。この3期区分の境界は明確に決まっているものではない。実際には、新しい集計技術が初めて出現してからも統計調査の規模によって以前の集計技術が選択され使われるなど、並存する期間がある。明治期は、製表事務のすべての過程を人手作業で行う時代から製表事務の一つの過程である集計事務を統計機械（電気で稼働する分類集計機や集計製表機およびこれらと同系統の機械のこと。中川（1948：1-2）を参照）で行う時代へと変化していく時期であった。

本稿では、第2節で日本との比較のために、統計技術と計算器具（計算を補助する算盤（そろばん）などの器具。計算用具、計算道具も同義）に大きな変化があった19世紀から20世紀初頭までの欧米諸国の様相について述べる。次いで、第3節では明治期官庁統計の製表事務と製表技術の変遷について述べる。第4節では全体のまとめと今後の展望について述べる。

## 2. 欧米諸国における統計技術の近代化

### 2.1 原票式調査の出現と製表事務の形成

19世紀の欧米諸国の官庁統計では、産業革命の進展に伴って複雑化する社会の様相をとらえるため、統計作成における単位観察の重要性、必要性が認識され、統計技術の面で今日につながるいくつかの進展がみられた<sup>2)</sup>。

1つ目の変化は、調査技術の近代化である。これには原票の導入と中央集査法の導入がある。原票とは、現在の調査票と同義の用語で、ドイツ語の翻訳語<sup>3)</sup>である。表式調査では中央機関が提示する統計表様式が調査票様式を兼ねているが、単位観察のツールとしての原票を用いた統計調査（以下、「原票式調査」）では調査票様式と統計表様式は厳密に区別されたものとなった。原票式調査では、原票を作成する調査事務と原票から統計表を作成す

る製表事務の範囲がより明確に認識されるようになり、表式調査に比して事務内容、事務手順等がより具体化、明確化された調査事務および製表事務が形成されていった。

表式調査から原票式調査に推移していく過程で、人口調査については、原票として、単記式原票と連記式原票のどちらを使用するのがよいかという議論が万国統計公会であった。高橋訳（1902）によると、第8回万国統計公会（1876年、サンクトペテルブルグで開催）において、「単名票」（単記式原票のこと。明治期には「個別票」、「個人票」など複数の用語が混用されている）は、個々の観察単位を直接的に調査できる利点があるものの、民智が十分発達していない状態では人民に直接記入させる単名票より、人口調査に習熟した調査担当職員に「世帯票」（連記式原票のこと。高橋の訳では世帯「票」だが、明治期には「世帯表」、「家別表」、「所帯票」など複数の用語が混用されており、「票」と「表」の使い分けも一定していない）から単名票を作らせる方法を選択すべきであるとされている。また、単名票により調査を行う場合は、簡単な世帯票を付加する必要があるとされている。

上記のことから、当時の欧州では、製表事務で用いるために連記式原票から転記して作成される観察単位ごとの小票（個々の観察単位が識別できるよう記録された一葉の票で、観察単位ごとの必要最小限の原記入項目や符号化した項目を転記したもの）と単記式原票は同じ名称（たとえば「単名票」）が使われていたことがわかる。両者は異なる用途で使用するものなので、本稿では混同しないよう製表事務で使用する小票のことを集計用小票<sup>4)</sup>と呼ぶことにする。

中央集査法は、地方機関が実地調査事務を担当し、収集した原票の簡易な検査を行った後に直ちに中央機関へ送付し、製表事務を中央機関で行う方法である。中央集査法が出現するまでは、地方機関で統計表の作成まで行

い、中央機関では提出されてきた統計表を取りまとめるだけの地方分査法が行われていた。地方分査法では、単位観察の方法は各地方機関に任されているため、調査全体を通じて観察単位の把握に統一性はない。したがって、得られる統計の信頼性は低い。ブロック著、小野訳(1887a：第9章89)によると、最初に原票と中央集査法の2つの技術が用いられたのは1836年のパリ市人口調査であるとされている。

2つ目の変化は、製表技術の近代化である。これには集計用小票の導入と統計機械の導入による集計事務の自動化がある。多様で複雑な統計表の作成が求められるようになると、原票から統計表を作成する製表事務も効率的かつ正確に行う必要が生じた。そのための技術的な工夫として、調査事務で用いる原票とは別に集計事務に適した集計用小票が導入された。しかし、原票から集計用小票を作成する転記作業および集計用小票を分類、計数する作業を人手で行うのは労力と時間がかかるため、実務においては労力の軽減と集計の迅速化が解決すべき課題となった。

米国では1890年センサスの集計にホレリスが発明した電気集計機<sup>5)</sup>が初めて用いられ、集計期間の短縮と費用の縮減に大きく寄与することになった。電気集計機では、「穿孔カード」<sup>6)</sup>を集計用小票として用い、穿孔カードの分類、計数を機械で行う。米国の事例が端緒となり、欧州各国でも1890年以降の人口センサスでホレリス式電気集計機やその改良機の利用が始まっている。電気集計機の登場は表式調査から原票式調査への転換を促進することになったと言えよう。

## 2.2 集計技術の変遷と計算器具の普及

マイヤー著、大橋訳(1943：280-319)によると、欧米諸国における原票式調査の集計技術は、発生順<sup>7)</sup>に(1)暗算法、(2)線引法、(3)計牌法(ブロック法)、(4)重畳法、(5)手動式機械集計法、(6)電気式機械集計法(電気集計法)と

なっている(線引法、計牌法、ブロック法、重畳法、手動式機械集計法および電気集計法は大橋隆憲の訳語である)。(1)から(4)までは手集計法であり、(5)および(6)は機械集計法である。また、(1)から(3)は必ずしも集計用小票を作成せず、(4)から(6)は原則として集計用小票を作成して、分類、計数するものである。(1)から(6)の集計技術は、ある時点で古いものから新しいものに完全に置き換わるのではなく、調査規模などにより使い分けられるものである。したがって、19世紀の欧米諸国では、複数の集計技術が混在する期間もあるが、少なくとも人口センサスについては19世紀末以降、段階的に(6)に移行していった。大量の統計材料から多数の統計表を作成しなければならない人口センサスでは、集計事務にかかる時間の短縮と人員の低減をいかに実現するかは解決すべき切実な課題であった。集計技術は、分類、計数作業の正確性や検証容易性を高め、かつ作業の迅速化、省力化を進める方向で進歩していったと言える。以下では、マイヤー著、大橋訳(1943：280-319)を基に(1)～(6)の集計技術について概説する。ただし、明治期と大橋の翻訳時点には開きがあるため、参照している原語が同じでも訳語に違いが生じている可能性がある。

### (1) 暗算法

原票を通覧しながら、中集表<sup>8)</sup>に記入すべき数値を暗算で算出していき、計算結果を表の該当セルに記入する方法である。この方法では、分類作業と計数作業は未分化である。なお、暗算法という名称は筆者の命名である。

### (2) 線引法

原票に含まれている観察単位ごとの記入事項を順次見て分類していく際に、中集表の該当セルに一本ずつ縦に線を記入していき、事後の加算の便宜上5本目は縦の4本線の上に横線あるいは斜め線を記入する方法、あるいはパリ市統計局のように☐といった記号(当該記号は5を表す。この例は高橋(1907)

などでも紹介されている)を用いたりする方法である。また、呉(1887)によると、欧州では該当セルに点を打っていき、最後に点の数を数える方法があったと述べられている。点を打って分類、計数する方法を仮に打点法と呼ぶことにすると、打点法も線引法も後で数えやすいような何らかの記号を用いて分類作業を行い、終了後に計数作業を行う方法と言える。暗算法に比べ、記号を用いることにより分類作業の記録が残るので、集計作業時の記憶違いによる誤りがなくなる点が改良されたと言える。マイヤーの原著出版時点(1914年)でも限定的ながら利用されていた方法である。

### (3) 計牌法(ブロック法)

計牌法(原語ではBlockverfahren, すなわちブロック法)は、厚紙、木材または金属の板を土台とする一つの枠内へ、日めくり暦式記号札を用意する方法(一つの枠は中集表の一つの分類区分に相当)である。記号札は必要な類別の種類に応じてそれぞれ別々の色で印刷し、0から始めて番号を付しておく。各原票の記入事項を整理類別するごとに該当枠内の記号札を一枚取り去ると、取り去った後の枠内の記号札の数字がそのときまでの集計値になり、分類と計数を同時に行うことができる方法である。線引法のように表のセル内に記入した記号を最後に数えなくとも作業終了時点で自動的に集計値が得られる点が改良されている。

計牌法の改良方法としてオーストリアの1900年国勢調査で使われた「記号印紙法」(訳語として「印紙貼付法」も使用している)がある。この方法では、計牌法の記号札の代わりに記号印紙を用いる。原票様式に記号印紙を貼付する欄を設けておき、取り去った記号印紙を該当する貼付欄に貼り付ける操作を行う。この方法では、作業誤りの有無を事後的に検査可能である点が計牌法から改良されている。

計牌法と記号印紙法は、線引法よりは集計技術的に優れていたが、後になって集計作業を自動化した電気集計法が発達したため衰退に至った。

なお、混同を避けるため付言しておく、大橋が言う「計牌法」の「計牌」は文脈上から見て「記号札」を指しているのではないかと考えられる。しかし、大橋の翻訳書出版時点(1943年)には、すでに「計牌」という語は穿孔カード式の集計用小票を指す製表用語として定着していた。同じ「計牌」という語を使っているが両者は異なるものである。

### (4) 重畳法

重畳法は、単記式原票をそのまま集計用小票として用いるか、あるいは連記式原票の個別の観察単位毎に転記して作成した集計用小票を用いて分類、計数する方法である。前者の集計用小票の場合では、単記式原票は便宜上「ZählKarte」または「Erhebungs-“ZählKarte”」と呼ばれており、大橋の訳語では「計票カード」または「調査用計票カード」としている。また、後者の集計用小票の場合では、作成した集計用小票は「Zählblättchen」と呼ばれており、大橋の訳語では「計票紙片」としている。この方法では、集計用小票の計数作業に先立ち、分類作業で集計用小票を中集表の分類区分に従って別々に積み重ねることから、重畳法という訳語にしたと思われる。重畳法では、集計事務を誤りなく機械的に行うための準備として、原票上の記入事項を簡略な符号に変換して原票に書き入れる符号化事務と原票上の符号等を集計用小票に転記する転記事務が新たに生じるようになった。

重畳法のうち計票紙片を用いる方法(以下、「計票紙片法」)では、やがて男女、身分などの類別に対応するように紙片の色を区別したり、色別に加えて紙片の大小や用紙の角を切り込むことで紙片の色と型を区別する<sup>9)</sup>といった改良がなされていっている。計票紙片法が線引法より進歩している点は、類別済み

の集計用小票を再利用することにより複雑な分類にも対応し得るため多様な統計表の作成ができることである。さらに色別計票紙片を使用することで、集計用小票の類別誤りを容易に発見し得ること、符号化、転記、分類の事務負担の軽減化、迅速化が図れることといった改善が進んでいった。色別計票紙片はバイエルンの1871年人口調査で最初に採用された。ブロック著、小野訳(1887a:第12章67-71)は、この適用事例を取り上げて概説している(日本への影響については3.1節で後述)。

#### (5) 手動式機械集計法

手動式機械集計法は機械的な機構を備えた道具を部分的に利用する方法で、集計の類別数が比較的少ない場合にのみ使用される方法と類別数が多い場合にも使用し得る方法の2つがある。

前者の方法は、機構的に簡単な「計算函(Zählkasten)」を用いる方法である。計算函では、集計用小票の分類は手作業で行うが、同一グループにまとめられた小票の集計はグループごとの計算函に小票を挿入することで行う。小票挿入時の函の開扉のたびにその函の計算器の数が一つ進み、すべての操作終了と同時に集計結果が確定するので、その集計結果を転記して統計表を作成することになる。マイヤー著、大橋訳(1943:301-306)は、計数事務で計算函を利用するには前提として、分類事務で少なくとも重畳法の計票カードまたは計票紙片が使用されていることが必要であるとしている。また、穿孔カードを用いる場合は、計票紙片法に比べ、穿孔カードの孔の位置を確認することで分類誤りを発見できる点が改良されていると言えるが、類別が多数必要だと穿孔作業が煩瑣になるため計算函の利点を生かし難いとしている。計算函を用いる集計技術は、その出現時期と存続期間が管見の限りでは不明だが、穿孔カードがホレリス式電気集計機と同時期の出現なので、技

術の存続期間中に集計用小票として新たに出現した穿孔カードを取り入れるという技術改良を行ったのではないかと考えられる。しかし、穿孔カードの最大の利点(後述の電気集計法のような分類・計数作業の自動化)を生かすことができていないため、集計技術としては衰退していったものと考えられる。

後者の方法は、より精緻な機構の計算印刷機(フランスのマルク(March)が発明した計算印刷機およびその類似機械)による方法である。マルク式計算印刷機は、一つの分類区分に計算機の一つのキーを対応させ、キーを押し下げることによって集計が行われ、最後に集計結果が表形式で印刷されるという機能を持った機械式計算機(歯車などの機械要素で構成され、手動操作で計算を行う機械のことで計算器具の一種)である。入力には原票を直接使用し得る、すなわち集計用小票を作成しないで済むという長所がある。各キーに中集表のセルを対応付けて使用したものと推察し得るので、原票から直接的に中集表または統計原表を作成することが可能な機械であったと考えられる。高橋(1903)もこの計算機(「類別計算印刷機」と訳している)の特徴、機構について紹介している。マルク式計算印刷機の発明年は不明だが、ホレリス式電気集計機より後に発明されており、集計技術的に見ると線引法の機械化に当たると考えられる。

#### (6) 電気式機械集計法(電気集計法)

電気集計法は、集計用小票を穿孔カードにすることにより、小票の分類と計数を電気で作動する機械によって行う方法である。最初の電気集計機は、米国のホレリスが発明し1890年米国センサスの製表事務に利用された。その後、ホレリス式電気集計機あるいはその改良機はオーストリア<sup>10)</sup>、ロシア、フランス等で人口センサス他の統計調査でも利用されている(ホレリス式電気集計機の機構・動作に関する概説はマイヤー著、大橋訳(1943:307-311)を参照のこと)。電気集計法

では、初めて穿孔カードが採用されたことにより、原票から集計用小票への転記事務に代わって新たに穿孔事務が生まれるという製表事務の変化が起きた。また、穿孔カードの配置と分類後の取出しに手作業が必要とは言え、電気集計機により集計事務が自動化されることになった。

以上のような集計技術の発達には、欧米各国での人口センサスの実施とかかわりが深い。原票または集計用小票から中集表を作成し、中集表から統計原表<sup>11)</sup>を作成する集計事務では加算が中心である。一方、統計原表から公表統計表<sup>12)</sup>を作成する統計表調製事務では、構成比、平均値等を計算する必要がある。欧米では、1820年代初期にアリスモメートルという名称の機械式計算機が商用化され、1885年以降にブルンスヴィガー社（ドイツ）が製造した計算機はやがて日本にも輸出されるなど、機械式計算機の普及が進んでいった。統計調査が原票式調査に移行していき、集計作業には電気集計機が利用され、比率などを計算するには機械式計算機が利用されるようになっていったと考えられる。集計事務や統計表調製事務で使用する計算器具の発達は欧米と日本では様相が異なっている。日本については第3節で述べる。

### 3. 明治期官庁統計の製表事務とその技術的変遷

日本の幕末から明治期末はほぼ19世紀後期から20世紀初頭に該当する。この時期を通じて官庁統計に従事した実務家たちは仏・独・英などの語学と漢学の素養を身に付けており、欧米諸国の統計学書等を通じて、あるいは海外視察や留学を通じて、最新の知識をいち早く得ている。また、翻訳語を新しく考案し統計集誌などへの翻訳記事掲載や地方での統計講習会などを通じて情報共有を図っていた。明治初期には、西欧の統計学文献の翻訳出版が各官庁で盛んに行われているが、官

庁内では翻訳出版に先立ち抄訳の作成と関係者内での情報共有が行われていたと考えられる<sup>13)</sup>。明治期の翻訳文献で使われていた用語や表現は、翻訳者によって多様であり、かつ現在からみると難解と感ずるものが多い<sup>14)</sup>。総務省統計図書館には明治期官庁統計の濫觴期に入手された欧米諸国の原書や外国文献の翻訳資料が所蔵されており、当時の実務家たちが統計学をどのように認識していたか的一端を窺い知ることができる。安藤（1968）は、明治期の日本に小票の考えと利用が導入され定着していく経緯を統計集誌や総務省統計図書館所蔵図書・資料を引用しつつ論説している。

#### 3.1 甲斐国現在人別調の製表事務

1879（明治12）年実施の甲斐国現在人別調（以下、「現在人別調」）は、公式な官庁統計として初めて、①調査技術面では連記式原票（現在人別調では「家別表」）と中央集査法、②製表技術面では集計用小票（現在人別調では「単名票」、「小札」、「抄写小札」または「抄写小票」）を用いた集計を採用した統計調査である<sup>15)</sup>。太政官正院政表課時代の杉亨二門下生である呉文聰、高橋二郎、岡松径などにとって、現在人別調は初めて統計調査の実務を経験したものとなった。

1882（明治15）年に刊行された『甲斐国現在人別調』（太政官統計院（1882））の緒言には、現在人別調の製表事務に関する杉のごく簡単な記述がある。その他には、高橋の「明治十二年甲斐国現在人別調顛末」（以下、「顛末」）と岡松の「甲斐国現在人別調記憶談」（以下、「記憶談」）から断片的にしか窺い知ることができない。

「顛末」と「記憶談」からは、家別表から抄写小票への転記、抄写小票から中集表等の作成といった製表事務が行われていたことがわかる。また、1880（明治13）年11月に各郡から少しずつ家別表が届き出すと、杉は岡松と鈴木敬治に命じて、後に人口動態調査で確立



されている調査票受付時の完備検査（郡内町村の提出漏れの有無、町村の提出家別表の実枚数の検査等のこと。花房（1907）を参照）を行わせている（岡松（1909：405））。しかし、人口動態調査で完備検査後に行われているような事項検査（記入内容の検査、町村への照会および記入の訂正等のこと。花房（1907）を参照）が行われたのかは不明である。「顛末」の記述を見ると、杉が夫婦年齢の差と平均を見る必要から、鈴木に命じて男女別の年齢および身上別表について調べたところ、70歳の夫に13歳の妻、60歳の妻に18歳の夫といった事例が見つまっている（高橋（1905：111））。事項検査の実施が不明なのは、たとえ事項検査を行っていても、実務の中では統計表を作成した段階で初めて検出される調査票記入内容の誤りが、まれにだが一定程度検出されることがあるからである。

高橋（1905：107）は、1880（明治13）年末に「原表（家別表のことである（筆者注））の竹長持に何杯となく来りし時は如何に着手せんかを知らず」と戸惑いを見せている。岡松は、杉に命ぜられて、先に届いた人口300人ほどの村の試験編纂を行っている。この試験編纂は家別表で行ったのだが、作業負担が大きく、さらにいったん製表が終わっても再三やり直しが必要となるといった結果であった。その結果から、杉は、家別表から抄写小票に転記し、集計に用いる方法を採用することに決めている（岡松（1910a：7））。杉は、方法の決定に当たり課員にも意見を聞いている。高橋がたびたび参照しているブロック著、小野訳（1884, 1887a, 1887b）の原書はヒッセリング著、津田訳（1874）と比べて、より具体的に調査事務と製表事務の技術的な事項について書かれておりかつ各国の実例も紹介されている。高橋はブロック著、小野訳（1887a：第12章67-71）の中でバイエルンの事例を見つけ<sup>16)</sup>、男女別に印刷色を違えた集計用小票の使用を提案して採用されている（高橋

（1905：105））。

転記事務で使われた家別表写取心得書を見ると、身上の有様（配偶関係）のように抄写小票にあらかじめ項目区分を印刷した項目では該当項目区分に漢数字の一を記入するもの、宗旨のように原記入を略して（たとえば、真宗を真と略記）転記するもの、職業のように原記入をそのまま転記するものなどがある。人口動態調査では分類符号付け事務が確立しているが、現在人別調では未熟であった。特に職業については、参照できる職業分類がなく、西八代郡の職業表を作成した経験に基づき18分類を定めて他郡の集計に用いている（高橋（1905：111））。杉らは、すべての郡の転記事務が終わるのを待っているのは集計事務に入るのが遅くなると考え、転記作業の終わった郡から集計事務に着手し、他の郡の転記事務と並行して作業を行うようにしている（高橋（1905：109））。

高橋（1905：110-112）によると、集計事務では、村表、郡表、県表を段階的に作成していくことにしている。まず村表として、総表、年齢及身上別表、年齢表の3つの中集表を作成している。中集表の中には事前に様式を印刷したものもあるが、「此頃は中集表の準備と云ふものも届かず」「只並の13行の美濃紙を糊にて何枚となく継ぎ合わせて便宜に作ることなれば本業兼業表又は夫婦年齢表などは方三尺以上に及び記入に便ならず」というように手作りするものもあった。抄写小票の分類と計数は、上記のような大きな表では「各三、四尺の大定規を扱ひ」「大抵一人は座して読み一人は立ちて記入」している。岡松（1910b：65）によれば、集計した結果を杉に示すと、事実の配列のしかたや事実の区分のしかたについて、修正の指示が出されることが繰り返行われている。集計事務においても試行錯誤しつつ進めていたようである。高橋は、後の人口動態調査の分類函に似た道具（百味筆筒のようなもの）を使って抄写小票

を分類する「類函投札法」と称する方法を考案し、杉に提言している(高橋(1914))。

現在人別調は、実務経験がない中、手探り状態で調査事務と製表事務を行っているため、後の人口動態調査の様に整理された事務形態になっていない。

### 3.2 集計技術の変遷と計算器具の普及

高橋(1907)は原票式調査の集計技術として、(1)画線法、(2)小票法(手計法)、(3)小票法(自計法即ち用器法)をあげており、明治期官庁統計における集計技術の発達の様子を窺い知ることができる。各方法は調査規模などにより使い分けられるので混在する期間がある。

#### (1) 画線法

「画線法」は、大橋が「線引法」と翻訳(原語はStrichelung)した欧米諸国の集計技術と同じ発想に基づく方法である。線を使った一種の記号を用いていた欧米諸国と異なり、日本では5画の漢字(「正」,「丑」など)が用いられている。呉(1896:135-137)では、事項の計数の際に打点法と「正」の字を書く方法の両方の例示がある。なお、「画線法」という訳語は、少なくとも1907年には使用され出しており、大橋の翻訳書出版時点(1943年)ではすでに製表用語として定着していたと考えられる(たとえば高橋(1907), 森(1924))。

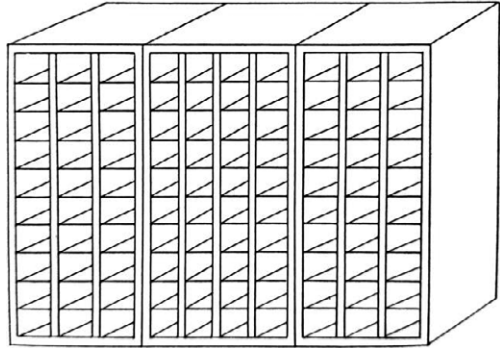
#### (2) 小票法(手計法)

「小票法(手計法)」(以下、「手計法」)は、原票の記入項目に符号を付し、原票上の観察単位ごとに集計用小票に転記した後、集計用小票を人が分類函に分類配架し、各小枠内の小票を数える方法である。欧米の重畳法のような計票紙片法に類似だが、分類作業の際に分類函を用いる点に独自の工夫がある。

呉(1896:135-139)は、近年になって発明された「計算票」(集計用小票のことを指す)を使うと計算票に書かれた文字を目当てに直ちに函に投入することが可能であり、「千枚萬枚の小票も暫時にして類別」できると述べている。この記述は、分類函を用いた作業の

利点を述べたものと考えられる。

図1は内閣統計局で使用されていた分類函の形を示したものである。



出典：坂本敦(1904),「統計小票に就て」『統計集誌』第284号, 571

図1 内閣統計局で使用していた分類函

函は3列のものと4列のものがあり、各列は取り外し可能なブリキの棚板で10段に区切られている。集計用小票の数と分類区分の数によって棚板を取り外して使用できる。函の枠と列の仕切り板は7, 8分(約2.3~2.7cm)の厚さがある。正面に見える部分には漆が塗ってあり、文字を書いたり、消したりできるようになっている。たとえば、集計用小票を男女別に分類するには、各列の上部の枠板に男, 女, 不詳と小口書きをしてから、集計用小票を見て該当する小枠の中に投入する。

#### (3) 小票法(自計法即ち用器法)

「小票法(自計法即ち用器法)」(以下、「用器法」)では、原票の記入項目に符号を付し、観察単位ごとに穿孔カードに穿孔して集計用小票とする。集計用小票を電気集計機にかけて、分類と計数を行う方法であり、欧米の電気集計法に相当する。高橋(1892a, 1892b)は、米国の1890年センサスの集計事務でホレリス式電気集計機が高い効果を上げたことを報告しており、日本でも官庁統計の実務家の間では比較的早い時期に当時としては最先端の集計技術の知識を共有していたと考えられる。日本では明治30年代に国勢調査実施の機運

が高まり、欧米諸国と同様に国勢調査の集計事務に電気集計機を用いることが検討されている(花房(1906a))。しかし、国勢調査は1920(大正9)年まで未実施であったため、用器法は1905(明治38)年の人口動態調査の集計で川口式電気集計機を用いたのが最初の実例である。同機は、ホレリス式電気集計機を参考にして実物を見ることなく国産した電気集計機である(川口式電気集計機の開発背景および機械構造については、花房(1906a, 1906b, 1906c)を参照)。機構的には、計盤(計牌(穿孔カード)を電気的に数える機構)と分類函から構成されている。川口式電気集計機の分類函は手計法の分類函とは形状が異なるが、分類した計牌を小枠に配架するという機能は同じである(同機の実物は総務省統計局の統計博物館で展示されている)。

ところで、高橋らは欧米の動向には敏感であったから新しい集計技術の情報が出れば統計集誌などで紹介するはずだが、計牌法や計算函に関する記事は管見の限りでは見当たらない。一方、マルク式計算印刷機は高橋(1903)により紹介されている。しかし、その紹介時期は、第一回国勢調査の集計に用器法の利用を検討している時期(1900年前後～1905年前後)と重なっている(花房(1906a))。欧米の計牌法は、暗算法や線引法で集計を行った経験の蓄積に基づき、技術改良の一つとして考案されたものである。前提となる経験蓄積のなかった日本で、欧米とまったく同じ集計技術が発想されるとは考え難い。また、早い時期から電気集計機を用いる集計技術に関心を向けた高橋、花房などの実務家にとって、技術的に後れている計牌法や集計の自動化ができていない手動式機械集計法は、仮に知ることがあったとしても導入の必要性を感じるものではなかったであろう。日本では欧米のような計牌法や手動式機械集計法は考案も導入もされなかったと考えてよい。

現在人別調の製表事務を行っている時点

(1880年前後)では、欧州の線引法と計票紙片法は政表課内で情報共有されていたが、現在人別調の集計技術がどのようなものであったか明示的な記録はない。しかし、第3.1節で述べたように、当初一人が抄写小票を読み上げ、もう一人が該当する中集表や統計原表の該当箇所に書き入れるという方法は、画線法に相当すると考えてよいであろう。ブロック著、小野訳(1884:100-101)は、計票紙片法の分類および計数作業の具体的な手順について、わかりやすく例を挙げて説明している。杉らが、抄写小票を作成していたにもかかわらず、なぜ集計技術として計票紙片法を用いなかったのか疑問が残る。

高橋(1914)の「類函投札法」の記述によると、現在人別調では集計用小票の分類および計数作業に分類函を使用していた可能性がある。第3.1節で述べたように、試行錯誤しつつ画線法で中集表や統計原表を作成するのは、作業負担が大きく効率的ではないし、分類項目が多くなると類別した集計用小票を置くための広いスペースが必要になってくる。そのような問題を解決するための道具として、薬種商で使われていた百味筆筒からヒントを得て分類函が発明されたのではないかと推察される。現在人別調の集計期間は約1年半と長く、先行する郡の事務の問題点を後続の郡の事務で改善することは十分あり得ることである。したがって、集計技術が集計期間中に画線法から手計法へ移行していった可能性は捨てきれない。現在人別調以後に原票式調査が行われていなかったことおよび人口動態調査では分類函を用いた集計事務が行われていること<sup>17)</sup>から推測すると、手計法は少なくとも考え方としては現在人別調で確立していたと思われる。その場合、欧米諸国と異なり、日本では集計技術としての画線法は小規模調査を除き短命であったと考えられる。

日本における計算器具の普及は、欧米諸国と異なる様相を呈している。現在人別調の製

表事務で、中集表から統計原表を作る際の計算やその検算あるいは統計原表から統計表を作る際の比率などの計算やその検算を行う際には、当時の計算器具としての普及状況を考えて、算盤が使われていたと考えられる。現在人別調と同時点の欧米諸国では、すでに機械式計算機が普及していたと考えてよいが、機械式計算機の普及以前の計算手段は筆算であった。欧米諸国と異なり、日本の製表事務で用いられていた計算器具として特徴的なのは算盤である。

江戸時代以降、誰もが有する程度の算盤の技能を有していたがゆえに、日本で統計表調製事務に機械式計算機が導入されたのは、欧米諸国に比べると遅い。集計事務は加減算が中心であり、技能熟練者による加減算の速度は、算盤の方が当時の機械式計算機に比べ優っていた。一方、乗除算では計算速度は機械式計算機の方が優っていたので、機械式計算機は主として構成比等の計算を行う統計表調製事務で使用されていたと思われる。内閣統計局では少なくとも1904(明治37)年には主に乗除算向けに機械式計算機を導入しており、1910(明治43)年頃には複数台の外国製計算機に交じって国産機である矢頭良一の「自動算盤」も使われていた<sup>18)</sup>。当時の機器の保有台数からみて、統計表調製事務では算盤も併用されていたと思われる。

日本では製表事務における計算器具として、少なくとも明治期末には欧米における計算器具の技術的進歩の恩恵を取り入れていた。また、算盤は、明治期以降もいわゆる電卓が普及するまで長く使われていった。

### 3.3 人口動態調査と製表事務の変遷

現在人別調で採用した原票式調査、中央集査、集計用小票による製表といった統計技術はその後の官庁統計の中で一度途絶える。その背景として、杉が多年採用し実務経験を積んだ職員20余人のうち11人が1880(明治13)年3月27日付で免官となったこと、残りの職

員も相次いで兼務や異動となったこと、計画していた甲斐国人員運動調がとん挫したこと、統計院が内閣統計局(1885(明治18)年)となり総合統計書の編纂・刊行のみを所掌するようになったことなどがあると考えられる。原票式調査、中央集査、集計用小票による製表および電気機械による集計といった統計技術は、欧米の近代的な方法として、たびたび統計講話会などの講演録の形で統計集誌に掲載され、その有用性が強調されていたものの、明治期を通じて官庁統計の多くは表式調査のままであった(たとえば、島邨(1884)、呉(1887)、高橋(1892a, 1892b)、花房(1898)など)。

花房(1907)は、統計材料徴集方法に①表式調査、②原票使用地方分査、③原票使用中央集査の3つがあると述べている。原票使用地方分査とは、地方機関が原票を使用して統計材料を集め、上位機関から示された表式に集計して提出する方法で、上記①と③の中間的な方法である。原票使用中央集査とは、地方機関では観察単位の把握のみを行い、記入済みの原票は直ちに中央機関に送付し、中央機関が製表事務を行う方法である。花房(1898)は、原票の使用と中央集査法を組み合わせると一層効果的であると述べている。

現在人別調で培った近代的な統計技術の経験は1894(明治27)年の工場調査(農商務省)まで生かされることはなかった。その後は、1899(明治32)年以降の人口動態調査、1905(明治38)年の臨時台湾戸口調査、明治40年代の東京市を始めとしたいくつかの地方の民勢調査などで原票式調査と中央集査を採用しており、調査設計等に統計局関係官や杉門下の統計実務家が関与している。これらの調査ではかなり綿密かつ具体的な事務手続きが定められている。人口動態調査の集計で国産の川口式電気集計機を使用するようになったのは1905(明治38)年からである。

人口動態調査の統計小票<sup>19)</sup>は単記式原票で

あり、原票をそのまま集計用小票としている。そのため、現在人別調と異なり中央機関における製表事務では、分類符号付け後の原票から集計用小票への転記事務はない。手作業による人口動態調査の製表事務では、順を追って以下の事務を行っている（事務内容の詳細は関（1905a, 1905b, 1905c）を参照）。

- ①調査票受付事務 主として町村単位の統計小票の提出漏れの有無、町村の提出統計小票の実枚数と送致目録に記載の小票枚数の異同等の検査、すなわち提出すべき統計小票に重複・脱漏、過不足があるか否かの検査（完備検査）を行う事務である。この事務で統計小票の受取枚数が確定する。
- ②記入内容検査事務 統計小票の記入誤りや記入漏れなどを検査し、記入内容を正しいものにする事務で、事項検査とも呼ばれている。この事務で統計小票の内容と以下の③～⑤で取り扱う統計小票の総数が確定する。
- ③分類符号付け事務 あらかじめ項目ごとの分類符号の辞書を編纂しておき、その辞書を参照して統計小票の項目別記入内容に符号を付す事務である。
- ④分類事務 統計小票に記入された分類符号に基づき、統計小票を反復操作して分類する事務である。分類区分数が少ない分類から順次多い分類に細別していくのを原則とし、作業の手戻りがないように工夫をして行う。
- ⑤計数事務 分類した統計小票を分類区分ごとに数え上げ、中集表に書き入れる事務および統計原表を作成する事務である。分類作業に先立ち、分類する統計小票の総数（監督数という）を中集表の合計欄に記入しておき、分類後に各分類区分の統計小票枚数を中集表の該当欄に記入し、その合計と監督数が一致するか検査することにより、作業の誤りの有無を確認する。
- ⑥統計表調製事務 統計原表を計算的に加工

（注12参照）し公表統計表を作成する事務である。

電気集計機導入後の製表事務では、上記の①～③および⑥は同じだが、④が穿孔および検孔事務、⑤が分類・計数事務に変わる。検孔事務では穿孔誤りの有無を検査する。誤りのある穿孔カードは再度穿孔および検孔を行い、誤りが無くなるまで穿孔および検孔事務を繰り返す。手計法では分類事務と計数事務（両者を包括して集計事務と呼んでいる。注8参照）の独立性が高いが、用器法では集計用小票の分類と計数が一貫的、一体的に行われるので、一括して分類・計数事務としている。

#### 4. おわりに

現在人別調は、日本の近代官庁統計の濫觴期にあつて、調査技術において原票式調査と中央集査法の採用、製表技術において集計用小票の採用といった近代的な統計技術を取り入れた先端的な統計調査であった。杉以外の人々にとって統計調査の実務を経験したのは初めてのことであったため、作業は試行錯誤を繰り返しつつ進められた。調査の計画立案、実施に当たって、現在人別調に携わった政表課員達はブロック著、小野訳（1884, 1887a, 1887b）の原著（1878年刊行）の他にも欧州の統計書を事前に読んで情報共有しているものの、おそらくは記述内容の実感を伴った具体的なイメージが持てなかったのであろう。しかし、現在人別調で得た実務経験により、欧米の文献中にある統計技術の記述内容などをより実感をもって理解し得るようになったと推察できる。原票式調査の製表事務に関する技術・技能が組織的に継承されるようになったのは人口動態調査のような大規模な調査が経常的に実施されるようになったからと言えよう。

近代日本の官庁統計において、現在人別調は手計法による製表事務形態の原型を形成した調査であったと考えられる。また、人口動

態調査は、同調査以後の原票式調査の手計法または用器法による製表事務形態の基本モデルを確立した調査であったと考えられる。

19世紀の欧米では、集計技術の変化は主に人口センサスから起こっており、19世紀末には複数の国の人口センサスで電気集計機を用いた集計事務が行われている。また、統計表調製事務で比率や平均などの計算を行う計算器具としては、計算尺や19世紀になって発達した機械式計算機が使われていた。一方、ほぼ同時期の日本の官庁統計では、もともと原票式調査は少数派であった。計算器具としての算盤が普及していたため、表式調査または原票使用地方分査では地方機関の集計に用いる計算器具は算盤だったと考えられる。計算器具として機械式計算機が製表事務で使用されるようになるのは欧米に比べ遅かったようである。ただし、県によっては機械式計算機を導入して製表事務の利便性が高まったとの

事例も見受けられる<sup>20)</sup>。

原票使用中央集査をとる人口動態調査では、集計事務は分類函と算盤を利用した手集計が中心であったが、明治期末までに電気集計機による集計事務を経験している。欧米諸国が時間をかけて線引法から計牌法などを経て電気集計法に至ったのに対して、後発の日本は、欧米諸国が蓄積してきた経験を土台にして、短時間で欧米の線引法に相当する画線法から電気集計法に相当する用器法に到達することができている。近代日本の官庁統計実務では、国勢調査は明治中に未実施であったものの人口動態調査で用器法を定期的に利用していることから、明治期末には統計技術面で欧米と遜色ない水準になっていたと考えられる。

大正期に入るとようやく国勢調査の実施が実現することになる。大正期以降、情報システム化の時代への統計技術の変遷については今後の研究課題としたい。

## 謝辞

本稿は、2022年経済統計学会全国研究大会で行った報告に加筆・修正したものである。報告を行った際には貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。また、2名の匿名の査読者の方からは、有益な指摘及びコメントをいただき、本稿の内容を大きく改善することができた。ここに記して深く感謝の意を表したい。

## 注

- 1) 友安(1952, 1975)は、統計実務について包括的にまとめられたものである。その中では、「編整」、「穿孔」、「計牌」などといった、今日では死語になった用語を目にすることができる。実務の中では同じ用語でありながら意味が少しずつ変化していったり、同じ意味でありながら言葉を変えて用いたりといったことが起こり得る。これは、統計実務で使われる用語が、実際の事務内容や事務形態の変化に応じて変化し得る柔軟性を持つことを意味する一方で、術語のように用語名とその定義の結びつきの一意性、不変性が確立し難いことを意味する。
- 2) 欧州における統計技術の進歩については、ブロック著、小野訳(1887a)、花房(1898)などを参照のこと。
- 3) 花房(1898)は、ウールリストまたはエルヘーブングスフォルムルールと呼んでいる。マイヤー著、大橋訳(1943)は、Urmaterial der Erhebungとしている。大橋は、Urmaterialだけの場合も原票と翻訳している。
- 4) 友安(1952: 185)によると、この用語(集計用小票)は少なくとも1950年代初期には実務の中で使われていたことが確認できる。
- 5) 高橋(1892a, 1892b)は、ホレリス式電気集計機の機構などについて詳しく述べられている原文を

翻訳したものである。

- 6) 計牌, パンチカードとも呼ばれる。穿孔カードとは、厚手の紙製のカードに原票の項目に対応した複数の項目と1項目につき複数の選択肢を設け、あらかじめ項目ごとに原票に記入しておいた符号に該当する箇所を穴を開けて、その位置や有無から情報を読み取るものである。
- 7) 手動式機械集計法の中には出現時期が電気集計法と時系列的に逆転しているものがあり、列挙されているものが必ずしも発生順に整理されているとは言えない。
- 8) マイヤー著、大橋訳(1943)のこの方法の説明中では「整理表形式 (Ausbeutungsformular)」という訳語が用いられている(同書:281)。同書を通覧すると、原票の分類と計数の2つの作業を「集計 (Auszählung)」、「集計によって行はれる原票の利用の全体」を「整理 (Ausbeutung)」と呼んでいる(同書:258)。同書で言う「整理」は、内容的に見て製表事務のことと解し得る。同書では、「整理表形式」は分類、計数作業を容易にするように準備された表形式であり、「同種的な単位を集中するその働き」の故をもって「集計表形式 (Konzentrationsformular)」とも呼ばれると述べられている(同書:262)。また、「集計(表)形式 (Konzentrations-(Tabellen) Formular)」も使われている(同書:234)。「集計表形式」は、その機能の説明と原語から、明治期に「中集表」または「集中表」と翻訳されていたものと同じものを指していると思われる。

友安(1975:283-285)は、集計すべき調査客体数が多く、一度に分類することが困難な場合、分割した部分集団を分類集計(友安は原票の計数作業のことを「集計」と呼んでいる)する際に作成する中間集計表が「中集表」または「集中表」であるとしている。また、友安は、このような中間集計表は分類集計過程上の一つの便法として用いるものなので、分類集計操作に都合のよい様式にすべきであって、必ずしも統計表の様式に一致させる必要はないとも述べている。製表用語としての「集計」は、使用者や時代の違いによって、用語が意味する範囲に違いが見受けられ、時として混用している場合も見受けられる。

明治期に使われた訳語「中集表」または「集中表」は原語を反映したものであったが、製表事務の中で使われ出すと、表の機能面から見て日本語の「中間集計表」の短縮形であると解釈され使用されるようになったと考えられる。本稿では、明治期から使用され出し、少なくとも1975(昭和50)年までは実務の中で使用されていたことが確認できる用語である「中集表」を用いることにする。

- 9) 色および型別計票紙片はインドの1901年国勢調査で、マイヤー自身が指導して採用したのが最初である。
- 10) オーストリアは1900年国勢調査で電気集計法を用いているが、一部の集計では記号印紙法も用いている。
- 11) 「統計原表」は原語の「statistische Urtablelle」の訳語として使われている(マイヤー著、大橋訳(1943:266))。友安(1975:285)によると、「分類集計の最後の段階の統計表であって、集中表を用いた場合は、その数字を合計して作成する」が、小規模調査の場合は直接作成するものである。原表は、通例、時、所、事の三種についてできるだけ細分してあるもの(森(1924:153))であり、「求めようとするすべての数字が収録されているもの」で「いわば調査結果の基本表」である(友安(1975:285))。
- 12) 統計原表を計算的に加工した、公表に供するための統計表のこと。計算的な加工とは、細分表章している時、所、事を集約すること、構成比、平均などを算出すること、統計数値を比較することなどを指す。訳語として「括約表」、「摘要表」、「比較表」がある(マイヤー著、大橋訳(1943:266))。
- 13) たとえば、総務省統計図書館所蔵のブロック著、高橋訳(18??a)およびブロック著、高橋訳(18??b)がある。ブロック著、小野訳(1884, 1887a, 1887b)と比較すると、ブロック著、高橋訳(18??a)は原書の目次と第9章の抄訳、ブロック著、高橋訳(18??b)は第12章の抄訳であることが本稿の執筆時にわかった。当該資料は手書きであることから、政表課内で閲覧された資料と思われる。高橋(1905)によると、ブロックが寺島外務卿を通じて著書を寄贈してきたのは1878(明治11)年の頃としており、高橋ほか小野彌一、宇川盛三郎が同書を読んでいる。おそらく高橋が抄訳した前掲の2資料は、その際に作成されたのではないかと推察されるが、資料中には作成年月日は記されていないので年次不詳としておく。
- 14) たとえば、「摘録」、「事実を網羅彙集すること」、「事実の羅集」は、文脈上からみて調査あるいは実査に相当すると考えられる。また、「抜抄」は製表に、「類に従いて配叙すること(配叙は「配置叙列」

の短縮形)は集計に、文脈上からみて相当すると考えられる。

- 15) 杉亨二は、ドイツ語の *Haushaltungslist* を「世帯表」、*Zahlkarten* を「要問小札」、*Zahlblättchen* を「抄写小票」と呼んでいた(岡松(1910a:5-6))。最初のものは連記式原票に相当し、2番目のものは単記式原票に相当し、最後のものは集計用小票に相当する。これを見ると、原語が「List」なら「表」、*Karte* なら「小札」、*Blättchen* なら「小票」を訳語として使用していたようである。
- 16) 高橋が参照したのは、原書の方である。高橋(1905:105)には、ブロック著、小野訳(1887a)の中で「各国の実例を案ずるに単名票に写取り調査すること」および「ユルテンベルクかと覚ふ四種の身分を区別するため小票を色別にせること」が書かれているのを見出し、該当部分を翻訳して杉に話したとある(ただし、ユルテンベルクはバイエルンの記憶違いである)。ブロック著、高橋訳(18??a)およびブロック著、高橋訳(18??b)は、この時に用いられた可能性がある。バイエルンの人口調査は、「別戸票」(連記式原票)を用いて中央集査法で行っている。また、製表事務には、「各個人単」(集計用小票に相当。ブロック著、高橋訳(18??a)では「人別単牌」と翻訳)を用いている。
- 17) 坂本(1904)および関(1905c)に分類函の図が掲載されている。
- 18) 高橋(1904)は、1904(明治37)年2月に愛知県で行った講演の中で「バラウ」、「ミリヨニエル」、「ブリュンスヴィガ」、「アリトモメートル」など数種の機械式計算機が内閣統計局で使用されていることおよびその利便性について触れている。相原(1905)は、統計局で購入した計算器(機械式計算機を意味している。表記は原著のまま)は比例算(構成比を求めることを指している)に専ら使用していると述べている。また、内閣統計局(1909)では、1909(明治42)年5月末の統計局移庁式の際に展示された統計局保有の川口式電気集計機のほか、機械式計算機として「パロー加算印刷機械」、「ミリヲネール計算機械」、「ブルンスヴ井ガー計算機械」などの名前が見られる。その時点では、自動算盤の名前は出てきていないが、内閣統計局(1910)では外国製計算機に交じって矢頭式計算機を2台所有していることが書かれている。総務省統計図書館所蔵資料の内閣統計局(1914)では、矢頭式計算機は1台に減っている。矢頭良一は福岡県出身で1903(明治36)年に日本最初の金属製機械式計算機の特許を取っており、矢頭の「自動算盤」は陸軍省でも導入されていた。自動算盤の実物は北九州市立文学館に展示されている(たとえば山田(2005)を参照)。
- 19) 人口動態調査では出生票、死亡票など5種類の調査票をまとめて統計小票と呼んでいる(総理府統計局(1975:230))。統計小票という用語は、管見の限りでは翻訳語ではなく、初めて法令等の中で使われた用語ではないかと考えられる。
- 20) 東京統計協会(1906:537)には、長野県から関三吉郎あてに、統計係専用ブルンスピカ(「ブルンスヴィガー」と同じ)式計算機一台を導入したことおよび構成比の計算において非常に便利であることを述べた礼状の文面が掲載されている。

## 参考文献

- 相原重政(1905)「統計の大意及人口動態統計の効用附各国人口動態統計調査手続概要」『統計集誌』(東京統計協会)、第290号、211-228。
- 安藤鎮正(1968)「小票法(個票法)の系譜覚え書—明治期の実務の統計技術史に関する若干の資料について」『統計局研究彙報』、第17号、1-37。
- 岡松径(1909)「甲斐國現在人別調記臆談」『統計学雑誌』(統計学社)第24巻第284号、401-406。
- 岡松径(1910a)「甲斐國現在人別調記臆談」『統計学雑誌』第25巻第285号、5-8。
- 岡松径(1910b)「甲斐國現在人別調記臆談」『統計学雑誌』第25巻第287号、65-68。
- 呉文聰(1887)『統計詳説上 一名社会観察法』、鳳文館。
- 呉文聰(1896)『訂正理論統計学』、富山房書店。
- 坂本敦(1904)「統計小票に就て」『統計集誌』第284号、571-574。
- 島邨泰(1884)「統計ヲ整理スルニ小札ヲ用ウルノ利」『統計集誌』第33号、158-160。
- 関三吉郎(1905a)「人口動態統計調査手続」『統計集誌』第292号、323-340。
- 関三吉郎(1905b)「人口動態統計調査手続」『統計集誌』第293号、371-395。
- 関三吉郎(1905c)「人口動態統計調査手続」『統計集誌』第294号、423-448。



- 総理府統計局 (1975) 「(一) 内閣訓令第一号」『総理府統計局百年史資料集成 第二巻 人口 上』, 227-233.
- 高橋二郎 (1892a) 「人口調査電気機械ノ發明」『統計集誌』第129号, 165-168.
- 高橋二郎 (1892b) 「人口調査電気機械ノ發明(続)」『統計集誌』第130号, 206-211.
- 高橋二郎訳 (1902) 「人口調査に関する各次万国統計公会の決議並意見書(第八公会へ提出) 露国セメノー氏及マクセウ氏報告」『統計集誌』第256号, 329-335.
- 高橋二郎 (1903) 「統計用新機械 類別計算印刷機(Classicompteur imprimeur)」『統計集誌』第273号, 609-613.
- 高橋二郎 (1904) 「人口統計大意」『統計集誌』第279号, 215-283.
- 高橋二郎 (1905) 「明治十二年末甲斐国現在人別調顛末」『統計集誌』第288号, 105-115.
- 高橋二郎 (1907) 「技術統計論(三)」『統計集誌』第310号, 1-34.
- 高橋二郎 (1914) 「政表券量法案」『統計集誌』第397号, 130-132.
- 太政官統計院 (1882) 『甲斐国現在人別調』, 復刻版(1968), 芳文閣.
- 東京統計協会 (1906) 「統計事務と計算器」『統計集誌』第308号, 537.
- 友安亮一 (1952) 『統計調査の企画と実施』, 農林統計協会.
- 友安亮一 (1975) 『統計調査総論—調査の企画・実施・編成一』, 第一法規出版.
- 内閣統計局 (1909) 「内閣統計局一覽」『統計集誌』第340号, 283-289.
- 内閣統計局 (1910) 「内閣統計局一覽(承前)」『統計学雑誌』第296号, 445-447.
- 内閣統計局 (1914) 『内閣統計局一覽 大正3年5月31日』.
- 中川友長 (1948) 『統計機械・統計計算要説』, 第一出版.
- 花房直三郎 (1898) 「欧州に於ける近世統計技術の二大進歩」『統計集誌』第205号, 300-307.
- 花房直三郎 (1906a) 「川口式電気計算機」『統計集誌』第299号, 37-45.
- 花房直三郎 (1906b) 「川口式電気計算機」『統計集誌』第300号, 104-108.
- 花房直三郎 (1906c) 「川口式電気計算機」『統計集誌』第301号, 139-153.
- 花房直三郎 (1907) 「地方機関の統計事務に対する一般の心得」『統計集誌』第312号, 113-123.
- ヒッセリング, シモン著, 津田真道訳 (1874) 『表紀提綱 一名政表学論』, 太政官 政表課.
- ブロック, モーリス著, 小野清照訳 (1884) 『統計論』巻一および巻二, 同訳 (1887a) 『統計論』巻三, 同訳 (1887b) 『統計論』巻四, 金剛閣.
- ブロック, モーリス著, 高橋二郎訳 (18??a) 『仏国ブロック氏著 統計学抄訳』.
- ブロック, モーリス著, 高橋二郎訳 (18??b) 『統計学 卷之十二 計民篇』.
- マイヤー, ゲオルグ フォン著, 大橋隆憲訳 (1943) 『統計学の本質と方法』, 小島書店.
- 森数樹 (1924) 『統計学概論』, 巖松堂書店.
- 山田昭彦 (2005) 「矢頭良一の機械式卓上計算機「自働算盤」に関する調査報告」『国立科学博物館技術の系統化調査報告5』, 273-287.

# Transition of official statistics practical work : From the viewpoint of the tabulation technique develop- ment process in the Meiji era

Yoshiyuki KOBAYASHI\*

## Summary

Modern survey techniques, including the questionnaire survey method, centralization of survey work, use of cards for sorting and counting, and use of electric tabulating machines, were developed and established among some European countries in the 19th century. Questionnaire surveys have brought about not only the strict separation between the gathering and tabulation of data but also the centralization of all survey work (except fieldwork) to the central government. Electric sorting and counting machines, first introduced in the 1890 U.S. census, instigated substantial changes in tabulating work procedures.

The Meiji era, from 1868 to 1912, saw the dawn of Japanese official statistics. The present population survey of Kainokuni (present-day Yamanashi prefecture) in 1879 was the first case of using modern survey techniques (without the electric mechanization of tabulation). The Statistics Bureau of Japan developed its own electric sorting and counting machine and applied it to the tabulation of the vital statistics survey after 1905. The modernization of survey techniques in Japan reached the same level of that in Western countries by the end of the Meiji era.

## Key Words

Official Statistics, Meiji Era, Tabulation Technique

---

\* Tohoku and Kanto Branch of JSES  
e-mail : xiaolin.aura@gmail.com

## 生活扶助相当CPIの算出における指数算式の再検討

鈴木雄大\*

### 要旨

本稿の目的は、国が「デフレ調整」の根拠とした「生活扶助相当CPI」の指数算式をウエイトの観点から再検討することである。

「生活扶助相当CPI」の2008年の指数算式は、これまで、Paasche指数あるいはPaasche指数と等価となる式であるとされてきた。しかし、その算出過程を詳細に検討すると、「品目」の値が計算に使用されているケースと、複数の品目からなる「類」の値が計算に使用されているケースが混在している。品目の値を用いた集計では、利用されるウエイトは2010年ウエイトのみであるのに対し、類の値を用いた集計では、2005年ウエイトと2010年ウエイトが併用されている。品目によりウエイト参照時点が異なる2008年の生活扶助相当CPIの指数算式は、Paasche指数あるいはPaasche指数と等価となる式には理論的に相当せず、その指数値も異なる。また、異なるウエイト参照時点を含む指数算式は、固定ウエイト指数であるLowe指数にも相当しない。

### キーワード

消費者物価指数, 生活扶助相当CPI, ラスパイレス指数, パーシェ指数, ロウ指数

### 問題の所在

2013年から3回に分けて行われた平均6.5%、最大10%の生活保護基準の引下げは、国費ベースで約670億円の歳出削減をもたらした。この削減額のおよそ86%に当たる約580億円分は「デフレ調整」を根拠としたものであった。国によれば、デフレ調整は、2008～2011年にかけて物価が下落する傾向にあったにもかかわらず生活保護基準が据え置かれたことによって生じた、生活保護世帯の可処分所得の実質的増加相当分の引下げである。デフレ調整は、生活保護基準を生活保護世帯の実質的な可処分所得が維持される水準

まで引き下げることが意図したものであったため、デフレ調整率は生活保護世帯が直面する物価の変動率と同率とされた。このことは、生活保護世帯が直面する物価の変動率を定量的に測定する必要があることを意味し、その指標とされたのが「生活扶助相当CPI」であった。

生活扶助相当CPIは、総務省統計局の「消費者物価指数 (Consumer Price Index)」(以下、総務省CPI)の対象品目のうち、生活扶助によって賄われることが想定される「生活扶助相当品目」を対象を限定し、総務省CPIのデータを用いて厚生労働省が独自に算出した指標である。生活扶助相当CPIは、2008年と2011年のそれぞれについて算出され、この期間の生活扶助相当CPIの変化率は-4.78%であった。同期間の総務省CPIの変化率は-2.35%で

\* 正会員, 北海学園大学経済学部  
e-mail : tsuzuki@hgu.jp

あり、生活扶助相当CPIの下落幅は総務省CPIの下落幅の2倍以上である。

生活扶助相当CPIの大きな下落率をもたらした要因は、主に次の2点に求められる。第1は、生活扶助相当CPIが生活保護世帯の消費構造を反映していないことである(鈴木, 2022a, b)。第2は、生活扶助相当CPIの指数算式が、総務省CPIをはじめ国際的に広く利用されているLaspeyres指数と異なることである(上藤, 2014, 2017, 2020および古賀, 2021)。本稿は、後者に焦点を絞ったものである。

「生活保護基準引下げ違憲訴訟」を中心とした生活扶助相当CPIをめぐる議論では、2011年の指数はLaspeyres指数であるのに対して、2008年の指数はPaasche指数あるいはPaasche指数と等価となる式(以下、Paasche等価式)であると認識されている。2つの異なる算式、異なるバスケットに基づく指数の下落率を算出することの問題点が指摘されており、異なる計算原理に基づく2つの期間、すなわち、2008~2011年の生活扶助相当CPIをLowe指数と見なすことができるか否かがひとつの論点となっている。生活扶助相当CPIの指数算式に関する従来の議論は、2008年と2011年の指数算式の相違という点に限定されてきた。2008年と2011年の指数の比較は2010年の基準改定をまたぐ2時点の比較であるため、生活扶助相当CPIをLowe指数と見なせるか否かの議論は、基準改定による品目の改廃に伴う欠測値の問題と関連して、指数の「品目」という観点からの議論に限定されてきた。

他方で、2008年の生活扶助相当CPIの指数算式そのものがLowe指数に相当するか否かについては、これまで議論の対象とされなかった。2008年の指数は、2010年のウェイトのみを用いた固定ウェイト指数、すなわちLowe指数であると認識され、この認識はいわば議論の「前提」であった。しかし、2008年の生活扶助相当CPIのウェイトに注目する

と、2011年の指数算式との比較以前に、2008年の指数算式そのものがLowe指数とは異なる厚生労働省独自の指数であることが明らかになる。本稿では、ウェイトという点に焦点を絞り、生活扶助相当CPIの指数算式の検討を行う。

本稿の構成は以下のとおりである。第1節では、生活扶助相当CPIの指数算式に関するこれまでの議論を概観し、本稿の位置づけを行う。第2節では、「生活扶助相当CPI算出表」(以下、算出表)を用いて生活扶助相当CPIの算出方法を整理し、その算出において「品目」と「類」という異なる集計レベルが混在していることを明らかにする。第3節では、異なる集計レベルが混在することにより、品目によって異なるウェイトが用いられていることを明らかにするとともに、その指数算式がLowe指数に相当しないことを理論的に示す。第4節では、生活扶助相当CPIがLowe指数による指数値と異なることを定量的に示す。

## 1. 生活扶助相当CPIの指数算式をめぐる論点と本稿の位置づけ

生活扶助相当CPIは、2008~2011年の期間における生活保護世帯の可処分所得の実質的増加の程度を測定する目的で、厚生労働省により算出された。生活扶助相当CPIは、2010年基準の総務省CPIのデータを利用し、指数の対象品目を生活扶助相当品目に限定して算出された。生活扶助相当品目は「食費・被服費・光熱費等」の「日常生活に必要な費用」に対応した「生活扶助」(厚生労働省HP, 「生活保護制度」, 「保護の種類と内容」)によって賄われることが想定された品目であり、総務省CPIの対象品目から、「非生活扶助相当品目」を除外した品目である<sup>1)</sup>。非生活扶助相当品目は、「家賃」等の生活扶助以外の扶助<sup>2)</sup>によって賄われる品目、および原則として保有が認められていない「自動車関係費」、

支払いが免除される「NHK受信料」等の生活保護世帯において支出することが想定されていない品目である。

生活扶助相当CPIは、総務省CPIから得られる生活扶助相当品目の「品目別価格指数」、あるいは複数の品目を集計した「類指数」と、それらに対応する「ウエイト」を用いた加重平均によって算出される。品目別価格指数および類指数とウエイトのデータはいずれも2010年基準のものであり、品目別価格指数および類指数は2008年と2011年、ウエイトは2010年の値が利用される。2008年と2011年の生活扶助相当CPIは、それぞれの時点の品目別価格指数あるいは類指数に2010年ウエイトを乗じた加重平均によって算出される。

生活扶助相当CPIは、2010年を基準時(2010年の指数=100)として、2010年ウエイトを用いて算出されている。したがって、2011年の生活扶助相当CPIの指数算式は、総務省CPIと同様にLaspeyres指数である。他方で、2008年の生活扶助相当CPIは2010年を指数の基準時およびウエイト参照時点として、基準時から見て過去に当たる2008年を比較時とする指数であり、その指数算式はPaasche指数であるとの認識が大勢である。国は2015年時点で「平成20年から平成22年までの2年間はパーシェ式」であると主張している(富山地裁において国が提出した「答弁書」:86)。2022年時点においても、「平成20年の生活扶助相当CPIは、平成22年に見直されたウエイトに基づくものであるところ、これは、あえて分析的に見ると、パーシェ式…(中略)…という算定方式に該当する」としている(名古屋高裁において国が提出した「準備書面(3)」:51)。古賀(2021)、阿部(2021)においても、2008年の生活扶助相当CPIはPaasche指数であると認識されている。他方で、上藤(2017)は2つの国際規準との関係<sup>3)</sup>から、「2008年の指数値がパーシェ指数に一致するという理解については疑問が残る」とし、

「2008年の指数値は、パーシェ指数でもラスパイレス指数でもなく、意味不明の指数だと看做さざるを得ない」と指摘する(上藤, 2017:26-27)。上藤(2017)はさらに、2008年と2011年は異なるバスケットに基づく指数であり、異なる計算論理に基づく指数の下落率を算出することの不適切性を指摘する。

上藤(2017)などの主張を受けて、国は各地の裁判所に宇南山(2019)を提出した。宇南山(2019)は生活扶助相当CPIについて「実務的に最も信頼できる文書である「CPIマニュアル」に掲載されている「ロウ指数」とみなすことができた」と結論づける(宇南山, 2019:8)。国は、2008年と2011年の指数はLowe指数という統一の指数算式と見なすことができ、統一の指数算式に基づく指数の変化率を算出しても問題ないと主張する。なお、欠測値によるバスケットの相違について、宇南山(2019)は次の3点を理由として「一定の合理性がある」とする(宇南山, 2019:8)。「まず第1に、生活扶助相当CPIでは、もともと消費者物価指数の品目の一部だけを対象に算出しているため、上位分類が同一でも生活扶助相当品目とそうでない品目が混在する。そのため「同じ類に属する他の品目」の特定は難しく、総務省統計局のCPIと同一の手順では処理できないことである<sup>4)</sup>。第2に、欠価格はその性質から正解となる価格の動向は観察不能であり、どのような処理をするにしても「真の価格動向」との差は避けられないことである。第3に、欠価格となっている品目は、32品目だけであり、支出ウエイトにして約3%(204/6393)に過ぎず、その影響は限定的と予想されることである。」(宇南山, 2019:8)。

宇南山(2019)に対して、上藤(2020)は次のように主張する。「宇南山[6]【文献番号を示す:筆者】は、生活扶助相当CPIが数学的にはロウ指数に一致すると述べているが、それは事実と反する。むしろ数学的には生活扶助相当CPIはロウ指数ではないというのが

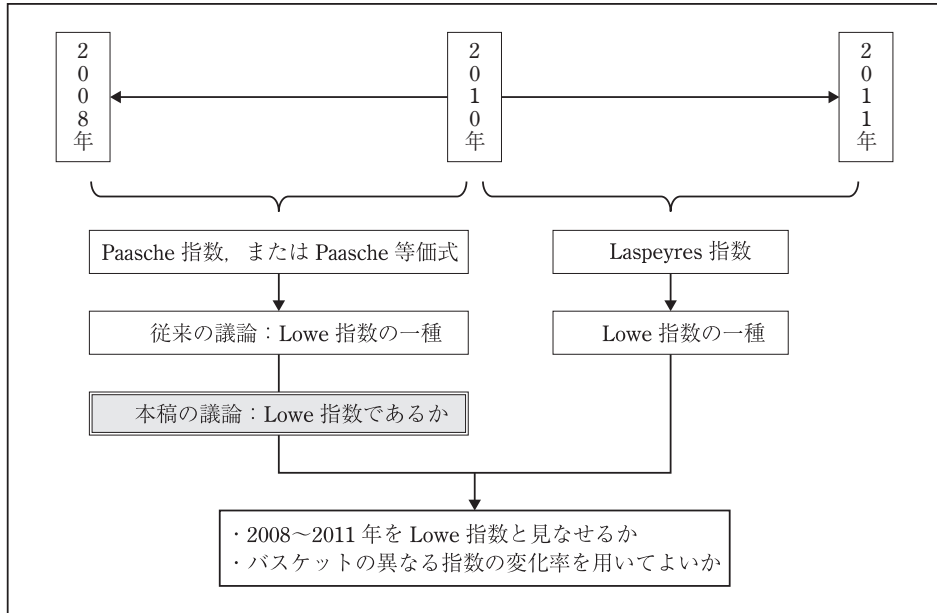


図1 生活扶助相当CPIの指数算式に関する従来の議論と本稿の位置づけ

正しい結論」(上藤, 2020: 9)。

以上が生活扶助相当CPIの指数算式, 特に, 2008年の生活扶助相当CPIの指数算式に関するこれまでの論点の概要である。生活扶助相当CPIの2008年の指数算式は, Paasche指数であると思わせるか否かという点は残るが, 少なくともPaasche等価式であると思なされている。少なくともPaasche等価式であると思なされる2008年の指数は, 固定ウェイト指数であるLowe指数と思なされるため, ここで問題とされるのは, 2008年から2011年の一連の期間の指数算式をLowe指数と思なすることができるか否かである。

本稿の議論の対象は, これまでPaasche指数あるいはPaasche等価式であるとされてきた生活扶助相当CPIの2008年の指数算式そのものであり, 2011年との比較を前提とするものではない。2008年の指数算式がLowe指数に相当しないことが明らかになれば, 従来の議論が対象としてきた2008~2011年の期間の指数算式がLowe指数に相当しないことは明らかである。

以上で示した従来の議論と本稿の位置づけは, 図1のようにまとめることができる。2008年の指数算式がLowe指数であるか否かを検討するための重要な視点が本稿で検討する「ウエイト」である。

## 2. 生活扶助相当CPIの算出方法

生活扶助相当CPIの算出方法は算出表から確認できる。表1は算出表の一部を抜粋したものである。

算出表の「ウエイト」および「②CPI」は2010年基準の総務省CPIの公表値である。生活扶助相当CPIは, 「①左記ウェイト中生活扶助相当品目」と「①×②」から算出される。生活扶助相当CPIは, 2008年と2011年のそれぞれについて, 「①×②」の合計を「①左記ウェイト中生活扶助相当品目」の合計で除すことによって算出されている(たとえば, 2008年は $646627.9 \div 6189 = 104.5$ となる。)

2011年の生活扶助相当CPIの算出方法は, 指数の対象品目を生活扶助相当品目に限定した点以外では総務省CPIの算出方法と同様で

表1 算出表の構造

	ウェイト	②CPI		①左記ウェイト中 生活扶助相当品目		①×②	
		H20年平均	H23年平均	H20年平均	H23年平均	H20年平均	H23年平均
総合	10000	102.1	99.7				
食料	2525	100.1	99.6				
穀類	217	102.6	98.4				
… (中略) …							
パン	79	103.8	100.2	79	79	8200.2	7915.8
食パン	23	106.2	100.9				
あんパン	28	101.9	99.7				
カレーパン	28	100.7	100				
めん類	49	100.2	99.2				
ゆでうどん	10	99.6	100.1	10	10	996	1001
干しうどん	8	96.4	100.3	8	8	771.2	802.4
スパゲッティ	4	113.3	98.8	4	4	453.2	395.2
即席めん	15	100.1	99.5	15	15	1501.5	1492.5
生中華めん	12	100.2	97.8	12	12	1202.4	1173.6
*ゆで沖縄そば	1	-	99.6		1		99.6
… (中略) …							
				6189	6393	646627.9	635973.1
						104.5	99.5
							-4.78%

出所：算出表より筆者作成。

あり、指数算式は2010年を基準時およびウェイト参照時点とするLaspeyres指数である。他方で、2008年の生活扶助相当CPIの指数算式は厚生労働省独自の指数算式である。

価格を $p$ 、購入数量を $q$ 、ウェイトを $w(=pq)$ 、品目を $i$ 、基準時を $0$ 、比較時を $t$ とすると、Laspeyres指数による物価指数 $P_L$ は次式のとおりである（総務省統計局，2011：1。ただし、後述する式で用いる記号との区別のため $P_L$ のみ記号を変更してある。）。

$$\begin{aligned}
 P_L &= \frac{\sum p_{i,t} q_{i,0}}{\sum p_{i,0} q_{i,0}} \times 100 \\
 &= \frac{\sum \frac{p_{i,t}}{p_{i,0}} w_{i,0}}{\sum w_{i,0}} \times 100 \quad (1)
 \end{aligned}$$

総務省CPIの品目別価格指数は、基準時を

100とした、基準時と比較時の価格比である。ウェイトは購入数量ではなく、家計調査の二人以上世帯について、消費支出のうち、指数の対象となる全品目の支出総額に対する当該品目への支出額の割合を1万分比で表したものである。後述するデータを用いた検証等との整合性を考慮して、以下では価格比 $(p_{i,t}/p_{i,0})$ とウェイト $(w)$ を用いる。

算出表から明らかのように、2008年の生活扶助相当CPIは、2010年基準（2010年=100）の総務省CPIを用いて算出されている。算出表には、生活扶助相当CPIに含まれる品目と、それらの品目を含むより上位の「類指数」が記載されている。たとえば、「食パン」、「あんパン」、「カレーパン」の3項目は「品目」であり、これら3品目を積み上げた「パン」という「小分類」がある。「パン」という小分

類は、さらに上位の「穀類」(中分類), 「食料」(大分類), 「総合指数」を構成する項目となる<sup>5)</sup>。最も下位の分類に当たる品目の指数, すなわち品目別価格指数はウエイトを考慮しない非加重平均指数であり, 2時点間の平均価格の比率である。2010年基準で見た品目*i*の2008年の品目別価格指数 $II_i$ (Item Index)は, 2010年の価格と2008年の価格の比率で表される。ただし, 2008年の品目別価格指数は, 2005年基準の品目別価格指数を2010年の新旧基準指数の比率(リンク係数)で遡及改定したものであり, 次式で表される。なお, 以下では具体的な数値を用いる場合を除き, 1を基準とする比率の形で記述する(以下同様)。

$$II_{i, 2010 \rightarrow 2008} = \frac{\dot{p}_{i, 2008}}{\dot{p}_{i, 2005}} \times \frac{1}{\dot{p}_{i, 2010} / \dot{p}_{i, 2005}} \quad (2)$$

$$= \frac{\dot{p}_{i, 2008}}{\dot{p}_{i, 2010}}$$

たとえば, 2005年基準で見た「食パン」の2008年の品目別価格指数は114.7, 2010年の品目別価格指数は108.0である(「消費者物価指数年報(2010年)」, 「品目別価格指数(全国)」, 表7-1)。これらを(2)式に代入すると, 2010年を基準時=100とする指数は,

$$II_{i, 2010 \rightarrow 2008} = 114.7 \times \frac{100}{108.0} \quad (3)$$

$$= 106.2$$

となり, 2010年基準で見た2008年の「食パン」の品目別価格指数に一致する(「消費者物価指数年報(2011年)」, 「品目別価格指数(全国)」, 表7-1)<sup>6)</sup>。算出表の値は2010年基準の総務省CPIの結果を利用しているため, (3)式と一致する。

複数の品目を積み上げた類指数(Class Index)は, その類に含まれる品目の品目別価格

指数にウエイトを乗じて算出される加重平均指数である。ただし, 2010年基準で見た2008年の類指数は品目別価格指数と同様に, 新旧基準(2005年と2010年)で見た2010年の類指数の比率(リンク係数)を用いて遡及改定されている。ここで最も重要な点は, 2008年の類指数は2010年のウエイトではなく, 2005年のウエイトを用いた加重平均指数となっていることである(傍点は筆者による。以下同様)。2010年基準で見た類*j*の2008年の類指数 $CI_j$ は, 次式のとおりである。ここで, (4)式の $\Sigma$ は類*j*を構成する品目*i*の和を表す。

$$CI_{j, 2010 \rightarrow 2008} = \frac{\sum \frac{\dot{p}_{i, 2008}}{\dot{p}_{i, 2005}} w_{i, 2005}}{\sum w_{i, 2005}} \times \frac{1}{\sum \frac{\dot{p}_{i, 2010}}{\dot{p}_{i, 2005}} w_{i, 2005} / \sum w_{i, 2005}} \quad (4)$$

$$= \frac{\sum \frac{\dot{p}_{i, 2008}}{\dot{p}_{i, 2005}} w_{i, 2005}}{\sum \frac{\dot{p}_{i, 2010}}{\dot{p}_{i, 2005}} w_{i, 2005}}$$

たとえば, 「パン」という類では, 2005年基準で見た2008年の類指数は113.3, 2010年は109.2, 2010年基準で見た2008年の類指数は103.8である(「消費者物価指数年報(2010, 2011年)」, 「品目別価格指数(全国)」, 表7-1)。2010年基準への改定ではリンク係数を用いて遡及改定されるため, 「パン」の2010年基準で見た2008年の指数は次式のとおりである。

$$CI_{j, 2010 \rightarrow 2008} = 113.3 \times \frac{100}{109.2} \quad (5)$$

$$= 103.8$$

(5)式の値は公表値である2010年基準の指



数と一致することから、2010年基準で見た2008年の類指数は、2005年ウエイトを用いて算出された指数であることが確認できる。したがって、総務省CPIの値を利用している算出表の類指数も、2005年ウエイトを用いた加重平均指数である。なお、2008年の類指数が2010年ウエイトを用いた値と一致しない点は第4節で確認する。

算出表を見ると、「めん類」のように品目レベルで品目別価格指数とウエイトを乗じている項目がある一方で、「パン」のように、類レベルで類指数とウエイトを乗じている項目もある。類レベルの集計でも、小分類のレベルを利用しているもの（「米類」など）、中分類のレベルを利用しているもの（「乳卵類」など）、大分類のレベルを利用しているもの（「光熱・水道」）が混在している<sup>7)</sup>。生活扶助相当CPIは、品目からより上位の分類へと順に指数を積み上げる総務省CPIとは異なり、指数の品目はいずれかの集計レベルで1度だけ計算に含まれている<sup>8)</sup>。たとえば表1を見ると、「めん類」を構成する品目は、品目レベルで集計されているため「めん類」（小分類）での計算はされていない（表1の「①左記ウエイト中生活扶助相当品目」と「①×②」が空白となっている。）。他方で、「パン」は小分類レベルで集計されており、「パン」を構成する3つの品目での計算はされていない。どのレベルを集計に用いるかという基準は明記されていないが、算出表を見ると、非生活扶助相当品目が含まれる類、あるいは、2010年の基準改定で新たに追加されたために2008年のデータが存在しない品目（欠測値）が含まれる類では、最も下位の分類である品目レベルで集計されている。これは、非生活扶助相当品目や欠測値を除外すると、当該品目が含まれる類のウエイトが減少することになり、類指数に対応するウエイトをそのまま用いて計算することは不適切となるからであると推察される<sup>9)</sup>。他方で、「酒類」のよ

うに非生活扶助相当品目や欠測値に該当する品目が含まれていないにも関わらず、類ではなく品目レベルで集計されている項目も確認され、「酒類」、「家事用耐久財」、「通信」、「運動用具」が該当する。このうち、「酒類」、「家事用耐久財」にはそれぞれ中間年見直しによって2008年から追加された「ビール風アルコール飲料」、「電気洗濯機（洗濯乾燥機）」が含まれるが、これは「通信」や「運動用具」には該当せず、その基準は不明である。

### 3. 生活扶助相当CPIの指数算式

品目レベルでの集計と類レベルでの集計が混在している生活扶助相当CPIの指数算式について、以下では品目レベルと類レベルに区分して検討する。2008年の生活扶助相当CPIは(2)式の品目別価格指数、あるいは(4)式の類指数に、2010年の総務省CPIのウエイトを乗じた加重平均指数である。

品目レベルで見ると、品目*i*の品目別価格指数と2010年の総務省CPIのウエイトの積は次式のとおりである。

$$\begin{aligned} & II_{i, 2010 \rightarrow 2008} w_{i, 2010} \\ &= \frac{p_{i, 2008}}{p_{i, 2010}} \times w_{i, 2010} \end{aligned} \quad (6)$$

品目レベルの集計では、算出に利用されるウエイトは2010年ウエイトのみである。

類レベルで見ると、類*j*の類指数 $CI_j$ と2010年の総務省CPIのウエイトの積は次のとおりである。

$$\begin{aligned} & CI_{j, 2010 \rightarrow 2008} w_{j, 2010} \\ &= \frac{\sum \frac{p_{i, 2008}}{p_{i, 2005}} w_{i, 2005}}{\sum \frac{p_{i, 2010}}{p_{i, 2005}} w_{i, 2005}} \times w_{j, 2010} \end{aligned} \quad (7)$$

類レベルの集計では、類*j*を構成する品目

$i$  の2005年ウエイトと、類  $j$  の2010年ウエイトの2つのウエイトが含まれている。

ここで、ILO (2004) によるLowe指数  $P_{Lo}$  の定義は次式のとおりである (ILO, 2004 : 5)。

$$P_{Lo} \equiv \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} \quad (8)$$

(1)式と同様にウエイト  $w (=pq)$  を用いた場合、次式となる。

$$P_{Lo} = \frac{\sum \frac{p_i^t}{p_i^0} w_i^b}{\sum w_i^b} \quad (9)$$

(8), (9)式における  $b$  は「ウエイト参照時点」である。ILO (2004) では、Lowe指数における「数量の集合」に関して次のとおり説明されている。「原則として、どのような数量の集合も買い物かごとして機能することができる。買い物かごは、比較される2時点のいずれかで購入される数量に限られる必要はなく、実際いつの時点でもよい。数量は、例えば、2時点における数量の算術平均でも幾何平均でもよい」(ILO, 2004 : 4)。Lowe指数は「比較される時点間において、一般に「買い物かご」と言われるある一定量の数量を購入するために要する全費用の割合の変化として指数を定義することによって得られる」(ILO, 2004 : 4)。他方で、Lowe指数に関して、「この物価指数を決定する固定買い物かご方式は、どのくらい厳密に固定買い物かごベクトル  $q$  を選ぶべきかという問題を棚上げにして」おり、「時が経つにつれて、経済学者及び指数統計専門家には買い物かごベクトル  $q$  の指定に関してもう少しの精密さを求めた」と指摘される (ILO, 2004 : 444)。Lowe指数のウエイト参照時点を基準時点としたものがLaspeyres指数であり、比較時点としたものがPaasche指数である。

Lowe指数のウエイト参照時点は極めて多

様な選択を許容するものであり、ウエイト参照時点の選択について具体的な指定はない。ただし、Lowe指数であるために指数が有していなければならない最も基本的かつ重要な性質は、指数の算出において、すべての品目のウエイト参照時点が、すべて同一の  $b$  でなければならないことである。たとえば、2010年ウエイトを用いる場合、すべての品目のウエイトが  $b=2010$  でなければならない。

生活扶助相当CPIの算出では、品目レベルで集計された品目のウエイトは(6)式に示したとおり2010年ウエイトのみである。他方で、類レベルで集計された類を構成する品目のウエイトは(7)式に示したとおり、2005年ウエイトと2010年ウエイトの併用である。以上の事実から、2008年の生活扶助相当CPIの指数算式は、すべての品目のウエイト参照時点が同一であるというLowe指数の性質を有しておらず、明らかにLowe指数ではない。Paasche指数はLowe指数のウエイト参照時点を比較時としたものであるため、Lowe指数ではない2008年の生活扶助相当CPIの指数算式はPaasche指数でもなく、Paasche等価式でもない。2008年の生活扶助相当CPIの指数算式は、品目によって異なる時点のウエイトが利用された指数であり、学術的裏付けや理論的裏付けもなく、また、そのように算出された指数が何を測定しているのかも不明である。

生活扶助相当CPIの指数算式に関して宇南山 (2019) は、前述のとおり「『CPIマニュアル』に掲載されている「ロウ指数」と見なすことができた」と結論づけている (宇南山, 2019 : 8)。宇南山 (2019) は、「生活扶助相当CPIは当時公表されていた直近の消費者物価指数のデータである平成22年基準系列の各品目別価格指数を各品目別のウエイトで加重平均したものである」として、生活扶助相当CPIを次式で記述している (宇南山, 2019 : 2)。

$$P = \frac{\sum_{i \in I} p_i^{23} q_i^{22}}{\sum_{i \in I} p_i^{20} q_i^{22}} \quad (10)$$

宇南山 (2019) は、(10)式が「[CPIマニュアル]に掲載された算式のうち「ロウ指数」と呼ばれる算式に該当する」ことを示している (宇南山, 2019: 3)。この解釈は、前述の引用のとおり、生活扶助相当CPIが各品目別のウエイトで加重平均されたものであるという認識を前提にしている。たしかに、生活扶助相当CPIの算出において、生活扶助相当品目をすべて品目レベルで積み上げた場合には、生活扶助相当CPIのウエイトは(10)式のように  $q_i^{22}$  と記述できる。しかし、実際の算出では、2008年の計算において2005年ウエイトに基づく類レベルでの集計が含まれているため、(10)式のように分母の数量を  $q_i^{22}$  と記述することはできない<sup>10)</sup>。したがって、生活扶助相当CPIをLowe指数と見なすことができるとする宇南山 (2019) の主張は誤りである。

指数の算出に利用されるウエイトの参照時点に注目して生活扶助相当CPIの指数算式の構造をまとめると、図2のとおりである。

生活扶助相当CPIの指数算式は、2011年は総務省CPIと同様にLaspeyres指数であるが、2008年はLaspeyres指数とPaasche等価式の併用である。2008年の指数算式は、2010年基準の類指数に2010年ウエイトを乗じるという目に見える算出過程ではPaasche等価式である。しかし、目に見えない算出過程、すなわち図2中に破線で示した算出過程では、Laspeyres指数である。図2中にグレーで示したように、類レベルの集計で2つの異なる指数算式が併用されているだけでなく、品目レベルの集計と類レベルの集計でも指数算式が異なる。2008年の生活扶助相当CPIの指数算式はLaspeyres指数ではなく、Paasche等価式でもなく、また、Lowe指数でもない。

さらに、生活扶助相当CPIの算出では、類レベルの集計であっても「小分類」、「中分類」、「大分類」での集計が混在している。集計段階の違いによる指数算式の差は、図3のとおりである。

生活扶助相当CPIの算出において「小分類」で計算された項目は、「品目」から「小分類」の集計が2005年ウエイトを用いたLaspeyres

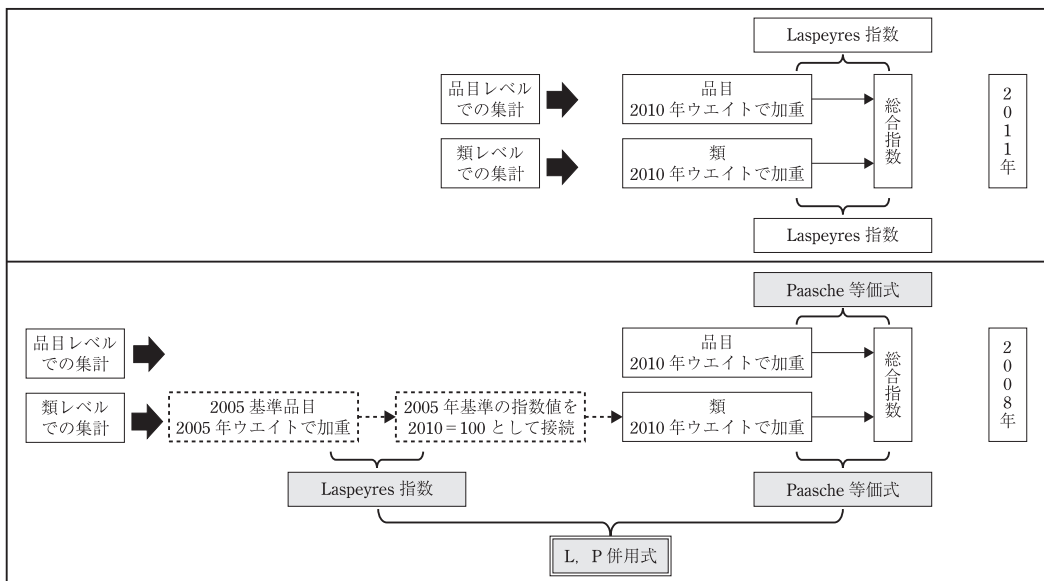


図2 生活扶助相当CPIの指数算式の構造

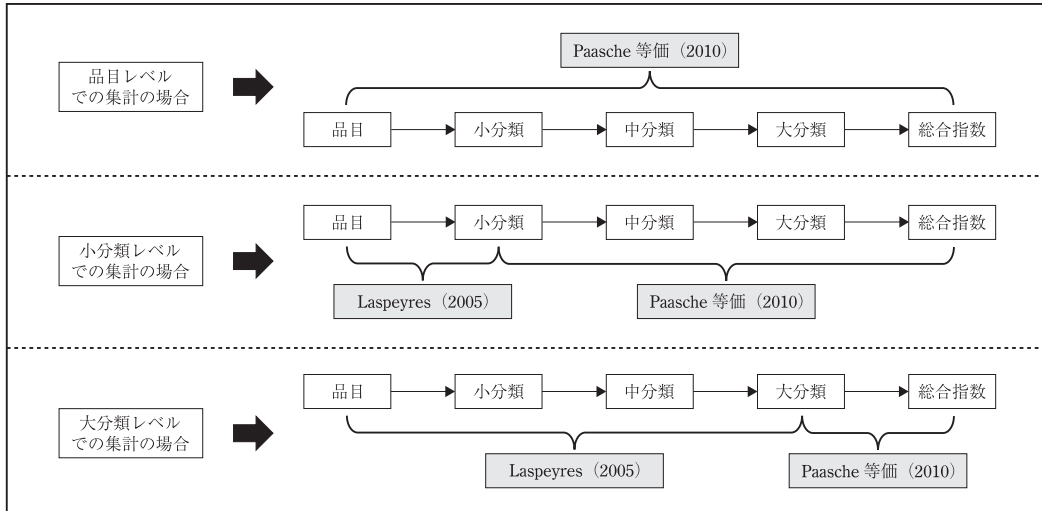


図3 集計レベルによる指数算式の差

指数、「小分類」から「総合指数」の集計が2010年ウエイトを用いたPaasche等価式である。他方、「大分類」で計算された項目は、「品目」から「大分類」の集計が2005年ウエイトを用いたLaspeyres指数、「大分類」から「総合指数」の集計が2010年ウエイトを用いたPaasche等価式である。これらを比較すると、総合指数に対する指数算式の影響、すなわち、2005年と2010年のウエイトの影響の程度が異なる。生活扶助相当CPIの指数算式は、類レベルの集計の中でも統一されていない。

以上で明らかにした事実によって、生活扶助相当CPIの指数算式に関してこれまで前提とされてきた点、すなわち、2008年の指数がPaasche等価式によって算出されているという点が明確に否定される。したがって、Paasche等価式であることを前提として議論されてきた「Lowe指数と見なせるか」、「バスケットの異なる指数の変化率を用いてよいか」という点も明確に否定される。これまで問題とされてきたのは、2008年の指数と2011年の指数との間で異なる指数算式が併用されている点であった。しかし、正確にいえば、「2008年の指数はLaspeyres指数とPaasche等価式

が併用された厚生労働省独自の指数算式であり、かつ2011年はLaspeyres指数であることから、2008年と2011年との間だけでなく、2008年の指数の算出でも異なる指数算式が混在している」点が問題である。2008年の生活扶助相当CPIをLowe指数と見なすことはできず、したがって2008年と2011年の指数の変化率を用いることは明らかに不適切である。

2008年の生活扶助相当CPIの算出において品目レベルでの集計と類レベルでの集計が混在していることは、品目によって異なる時点のウエイトを用いていることを意味する。これは換言すれば、品目によって異なるウエイト参照時点を恣意的に決定することを意味する。ILO (2004) 等においてもこのような指数の記載はなく、厚生労働省独自の指数算式は、学術的裏付けや理論的裏付けのない指数算式である。

#### 4. データによる検証

2008年の生活扶助相当CPIの指数算式がPaasche等価式ではないこと、Lowe指数ではないことを理論的に明らかにした。以下では、総務省CPIのデータを用いてこれらを実証的

に示すとともに、指数算式の相違による指数値への影響を定量的に明らかにする。

生活扶助相当CPIの算出における品目レベルの集計では、2010年基準で見た非加重の品目別価格指数に2010年ウエイトを乗じた値が用いられる。他方で、類レベルの集計で用いられた類指数は、2005年ウエイトで加重平均された2005年基準の類指数を、リンク係数を用いて2010年基準に換算した値である。たとえば、非生活扶助相当品目や欠測値が含まれていないにも関わらず品目レベルでの集計が行われた「家事用耐久財」(小分類)は、「電子レンジ」、「電気炊飯器」、「電気ポット」、「ガステーブル」、「電気冷蔵庫」、「電気掃除機」、「電気洗濯機(全自動洗濯機)」、「電気洗濯機(洗濯乾燥機)」、「電気アイロン」の9品目から構成される。9品目のデータと、それらから算出した「家事用耐久財」の類指数は表2のとおりである。

「家事用耐久財」を構成する品目の品目別価格指数に2010年ウエイトを乗じて合計し

(表2, F), これを2010年ウエイト(表2, D)の合計で除した値(生活扶助相当CPIの算出方法)は132.0である<sup>11)</sup>。これは2010年基準で見た「家事用耐久財」の2008年の公表値である128.9から大きく乖離している。他方、2005年基準で見た2008年の品目別価格指数に2005年ウエイトを乗じて合計し(表2, G), これを2005年ウエイト(表2, E)の合計で除した値は78.5である。同様に、2005年基準で見た2010年の指数は60.9であり、これらの値を用いて2008年の指数を2010年基準で表すと128.9となり、公表値と一致する。

表2では、2010年ウエイトを用いた加重平均による値(132.0)は、2005年基準ウエイトを用いて算出した接続指数(128.9)よりも大きい。一般に、基準時のウエイトを用いるLaspeyres指数は、その後の価格変化に対する消費者の代替行動を反映できないことから上方のバイアスが生じるとされ、比較時のウエイトを用いるPaasche指数では下方のバイアスが生じるとされる。したがって、Laspey-

表2 「家事用耐久財」のデータと指数の算出

	A	B	C	D	E	F	G	H
	2008指数 (2010年基準)	2008指数 (2005年基準)	2010指数 (2005年基準)	ウエイト 2010年	ウエイト 2005年	A×D	B×E	C×E
家事用耐久財	128.9	78.6	61	61	57	7862.9	4480.2	3477
電子レンジ	138.2	72.7	52.6	4	4	552.8	290.8	210.4
電気炊飯器	118.2	91.5	77.4	8	10	945.6	915	774
電気ポット	108.5	88.1	81.2	2	3	217	264.3	243.6
ガステーブル	114.6	91.6	79.9	6	5	687.6	458	399.5
電気冷蔵庫	137	70	51.1	21	17	2877	1190	868.7
電気掃除機	129.2	82.4	63.8	6	7	775.2	576.8	446.6
電気洗濯機(全自動洗濯機)	134.5	73.3	54.5	7	4	941.5	293.2	218
電気洗濯機(洗濯乾燥機)	162.2	67.3	41.5	5	7	811	471.1	290.5
電気アイロン	115	93.7	81.5	1	1	115	93.7	81.5
合計				60	58	7922.7	4552.9	3532.8
	指数(F~Hの合計÷D, Eの合計)→					132.0	78.5	60.9
	参考指数: 上位類(家事用耐久財)ウエイトから算出→					129.9	79.9	62.0
	2005年ウエイトの加重平均をリンク係数を用いて2010年基準に変換→					128.9		

出所: 「消費者物価指数年報(2010, 2011年)」, 「品目別価格指数(全国)」, 表7-1より筆者作成。グレー部は比較すべき指数を示している。

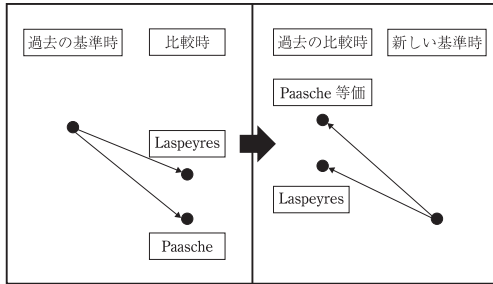


図4 過去の比較時におけるL式とP式の比較

res 指数と Paasche 指数の関係は一般的に Laspeyres 指数 > Paasche 指数である。これを、生活扶助相当CPIのように基準時から見て過去の時点の比較に形式的に変換すると、図4に示すとおり、過去の比較時の値は一般的に Paasche 等価式 > Laspeyres 指数となる。

表2の結果はこれと整合的である。他方で、表2と反対の結果となるケースもある。たとえば「パン」のケース(表3)では、2005年ウエイトで算出した Laspeyres 指数による値(103.7)が、2010年ウエイトを用いた Paasche 等価式による値(102.7)よりも小さい<sup>12)</sup>。これは、2008年から2010年にかけての価格の下落率が高い、すなわち、他の2品目に対して相対価格が下落した「食パン」のウエイトが小さくなり、価格の下落率が相対的に小さい「あんパン」、「カレーパン」のウエイト

が大きくなったことによる。

表2, 表3から次の2点が確認できる。第1に、生活扶助相当CPIにおいて類レベルの集計に用いられた2008年の類指数(表2, 表3, A)は、当該類を構成する品目について2010年ウエイトを用いて積み上げた指数、すなわち Paasche 等価式によって算出された値(表2, 表3, F)とは異なる。第2に、類指数について、2005年ウエイトを用いた加重平均指数を2010年基準に換算した指数(表2, 表3, G)が算出表に記載された類指数と一致することから<sup>13)</sup>、算出表の類指数は2005年ウエイトを用いた加重平均指数である。

生活扶助相当CPIの算出では、品目レベルでの集計と類レベルでの集計が混在している。以下では、このような一貫性のない方法で算出したことによる指数全体への影響の程度を定量的に検証する。生活扶助相当CPI、および生活扶助相当CPIと同じ品目をすべて品目レベルで集計した指数(これは Paasche 等価式による指数となる)について、2008~2011年の変化率を算出すると表4のとおりである。なお、参考指数として総務省CPI、および生活扶助相当品目を総務省CPIと同様の接続方式によって算出した指数も併せて記載している<sup>14)</sup>。

表3 「パン」のデータと指数の算出

	A	B	C	D	E	F	G	H
	2008指数 (2010年基準)	2008指数 (2005年基準)	2010指数 (2005年基準)	ウエイト 2010年	ウエイト 2005年	A×D	B×E	C×E
パン	103.8	113.3	109.2	79	74	8200.2	8384.2	8080.8
食パン	106.2	114.7	108.0	23	37	2442.6	4243.9	3996
あんパン	101.9	111.1	109.0	28	15	2853.2	1666.5	1635
カレーパン	100.7	112.2	111.4	28	22	2819.6	2468.4	2450.8
合計				79	74	8115.4	8378.8	8081.8
指数(F~Hの合計÷D, Eの合計)→						102.7	113.2	109.2
参考指数：上位類(パン)ウエイトから算出→						102.7	113.2	109.2
2005年ウエイトの加重平均をリンク係数を用いて2010年基準に変換→						103.7		

出所：「消費者物価指数年報(2010, 2011年)」, 「品目別価格指数(全国)」, 表7-1より筆者作成。グレー部は比較すべき指数を示している。

表4 各指数の値と変化率

	2008年	2011年	変化率
生活扶助相当CPI	104.5	99.5	-4.78%
生活扶助相当品目、品目積上げ	104.5	99.5	-4.83%
参考1：総務省CPI	102.1	99.7	-2.35%
参考2：生活扶助相当CPI接続指数	101.8	99.5	-2.26%

生活扶助相当CPIと同じ品目を対象として、すべて品目レベルで集計した指数、すなわち、2008年の指数算式をPaasche等価式（これはLowe指数と見なすことができる）とした指数の変化率は-4.83%であり、生活扶助相当CPIの変化率（-4.78%）と異なる。生活扶助相当CPIがLowe指数に相当しないことは定量的にも明らかである<sup>15), 16)</sup>。

#### 結語

厚生労働省がデフレ調整率の根拠として示した生活扶助相当CPIの妥当性に関する議論は、これまで、2008年の生活扶助相当CPIがPaasche等価式によって算出されていることを前提としてきた。これは2008年の生活扶助相当CPIが、2010年基準で見た2008年の品目別価格指数あるいは類指数に2010年ウエイトを乗じて算出されているからである。しかし、算出表を見ると品目レベルと類レベルの集計が混在している。品目レベルの集計は、非加重である品目別価格指数に2010年ウエイトを乗じており、Paasche等価式と見なすことができる。他方で、2010年基準で見た2008年の類指数に2010年ウエイトを乗じた類レベルの集計はPaasche等価式ではない。2010年基準で見た2008年の類指数に2010年

ウエイトを乗じた値は、その類を構成する品目の品目別価格指数に2010年ウエイトを乗じて合計した値と一致しない。2010年基準で見た2008年の類指数は、2005年ウエイトで加重平均された2005年基準の類指数にリンク係数を乗じて2010年基準に換算したものであり、これに2010年ウエイトを乗じた生活扶助相当CPIの類レベルの集計は、2005年ウエイトと2010年ウエイトの併用となっているからである。

2010年ウエイトのみを利用する品目レベルの集計と、2005年ウエイトと2010年ウエイトを併用する類レベルの集計が混在する2008年の生活扶助相当CPIの指数算式は、Paasche等価式ではなく、Lowe指数でもない厚生労働省独自の計算式である。2008年について、生活扶助相当CPIの構成品目をすべて品目レベルで積み上げることでPaasche等価式による指数（Lowe指数に相当する指数）を算出できる。この方法による指数について、生活扶助相当CPIとの比較のために2008～2011年の変化率を算出すると、その値は-4.83%であり、生活扶助相当CPIの変化率と異なる。生活扶助相当CPIの2008年の指数算式は理論的にも実証的にも、Paasche等価式でもLowe指数でもないと結論づけられる<sup>17)</sup>。

#### 注

- 1) 2010年基準の総務省CPIの対象品目は588品目であり、このうち生活扶助相当品目は517品目である。5年ごとに実施される総務省CPIの基準改定では品目の改廃が行われる。生活扶助相当CPIは2010年基準の総務省CPIのデータのみから算出されており、2010年の改定で新たに追加されたた

- めに2008年のデータが存在しない32品目（非生活扶助相当品目かつ欠測値である2品目を加えると34品目）の欠測値が生じるため、2008年の品目数は485品目となる。
- 2) 「生活扶助」のほかに、「教育扶助」、「住宅扶助」、「医療扶助」、「介護扶助」、「出産扶助」、「生業扶助」、「葬祭扶助」の扶助基準がある。
  - 3) 上藤，2017：5，表1に示された「規準1」および「規準2」である。詳細は上藤（2017）を参照。
  - 4) ここでの「総務省統計局のCPIと同一の手順」とは、「欠価格品目はそれぞれに「同一の類に属する他の品目」を指定して価格動向を補完する」ことを指す（宇南山，2019：8）。
  - 5) 「うるち米」という「品目1」の中に，さらに「国産米A」，「国産米B」という「品目2」が含まれる例もある。2010年基準では「うるち米」，「鉄道運賃（JR）」，「鉄道運賃（JR以外）」，「高速道路料金」，「新聞代」がこれに該当する。本稿はウエイトを用いた加重平均であるか否かという計算方法に焦点を絞るため，ウエイトが与えられる最も小さい分類を「品目」とし，複数の品目を集計したものは「類」として扱う。
  - 6) 総務省CPIの公表値は，品目別価格指数と類指数では小数点第1位，ウエイトでは1万分比の整数である。公表値は四捨五入された値であるため，類指数の計算結果が公表値と一致しないこともある（以下同様。）。
  - 7) 古賀（2021）でも同様の指摘がされている（古賀，2021：2-3）。
  - 8) 総務省CPIでは，「指数の計算は，最初に，比較時価格…（中略）…を基準時価格…（中略）…で除して算出した品目別価格指数を各品目のウエイトで加重平均して最下位類の指数を算出し，次に各最下位類の指数を当該類ウエイトで加重平均して上位類の指数を算出する。同様に，小分類指数，中分類指数，10大費目指数，総合指数の順に積み上げる」方法を採用しているが（総務省統計局，2011：2），生活扶助相当CPIでは上位類の指数の算出はせずに総合指数を算出している。
  - 9) 32品目の欠測値を除外したことで，生活扶助相当CPIは異なるバスケットを比較する指数となっている。この点は生活扶助相当CPIの指数算式に関する問題点のひとつである。欠測値の問題については上藤（2014，2017，2020）を参照。
  - 10) 品目に関しても生活扶助相当CPIを(10)式で記述することには問題がある。この点は上藤（2020）を参照。
  - 11) 「家事用耐久財」の2010年ウエイトは61であり，「家事用耐久財」の構成品目の2010年ウエイトの合計は60である。この差は前述のとおり四捨五入によるものである。生活扶助相当CPIの算出には，算出表の「①左記ウエイト中生活扶助相当品目」の合計が用いられているため，ここでは品目のウエイトの合計（60）を用いている。なお，類の項目のウエイトである61を用いて算出した値を「参考指数」として掲載しているが，その値（129.9）も公表値から乖離している。
  - 12) たとえば上藤（2017）は，「また論理的には，価格と購入数量の間に負の相関関係を想定し得るような消費行動を仮定した場合，「ラスパイレス指数>パーシェ指数」の関係が成立する」と指摘する（上藤，2017：26）。
  - 13) 「パン」の値103.7（表3，G）は算出表の値103.8（表3，A）と異なるが，これは注6と同様に，表3，Gの値を四捨五入された公表値から算出したためである。
  - 14) 上藤（2014）表7より引用。また，この変化率（-2.26%）については「第198回国会衆議院，厚生労働委員会」（2019年5月15日）において，谷内繁政府参考人（厚生労働省社会・援護局長）が「数字としては合っているというふうに承知しております」と答弁している（第198回国会，厚生労働委員会議事録，第17号：11）。
  - 15) 表4に示した-4.83%は，上藤（2017，2020）や鈴木（2022a，b）で指摘されている品目の相違を考慮せずに，生活扶助相当CPIとの比較のために形式的に算出したものである。したがって，表4の試算値は2008～2011年の期間についてLowe指数により算出した指数を意味するものではなく，また，この変化率が同期間における生活保護世帯の直面する物価変動を測定する望ましい方法を示すものではない。
  - 16) 国は2023年5月31日付で名古屋高等裁判所に提出した「証拠説明書(8)」において，次のとおり主張している。「平成20年及び平成23年の生活扶助相当CPIの算出に当たり，類単位の指数を（マ）用いずに，品目単位の指数から集計しても，平成20年から平成23年までの物価変動率はデフレ調整の改定率であるマイナス4.78パーセントと同じである」（「証拠説明書(8)」：4）。この主張は，



2008年と2011年の指数をそれぞれ四捨五入して小数点第1位までの値としたうえで、その値から変化率を算出したものである。国の示した資料から四捨五入をせずに正確に算出すると本稿で示した-4.83%と一致する。したがって、上記の国の主張は「定義として等しくなる」ことを意味するものではなく、正確に言えば、「結果的に、今回の数値では近い値になった」というべきものであり、その数値は「近い」数値であって「同じ」数値ではない。

- 17) 生活扶助相当CPIをLowe指数とみなすことができるか否かは、「生活保護基準引下げ違憲訴訟」においてひとつの論点とされてきた。たとえば名古屋地裁は、国が主張する点、すなわち、生活扶助相当CPIの指数算式がLowe指数と見なせること、およびLowe指数がILO(2004)に記載され、国際的にも認められた指数であることなどを理由として、生活扶助相当CPIによるデフレ調整について不合理とはいえないと判断している。この判断は宇南山(2019)に依拠するところが大きいと考えられる。生活扶助相当CPIの指数算式がPaasche等価式でもなく、Lowe指数でもないという事実は、こうした国の主張やそれを追認した裁判所の判断と、その理論的根拠とされた宇南山(2019)による生活扶助相当CPIの指数算式に対する認識が明らかな誤りであることを意味する。品目によって異なるウェイトを用いることは、品目ごとのウェイト参照時点について恣意的な判断を許容することになる。このような指数に客観性を求めることはできず、したがってILO(2004)等においても、品目により異なるウェイト参照時点を用いる指数算式は存在しない。

### 参考文献

- [1] ILO(2004), *Consumer Price Index Manual: Theory and Practice*, 日本統計協会訳『消費者物価指数マニュアル—理論と実践』日本統計協会, 2005年。
- [2] 阿部太郎(2021)「生活扶助相当CPIに関する意見書」, 2021年9月11日付作成の意見書。
- [3] 宇南山卓(2019)「生活扶助相当CPIの指数算式の妥当性について」, 2019年12月2日付作成の意見書。
- [4] 上藤一郎(2014)「厚生労働省の生活扶助相当CPIをめぐる一考察」, 『統計学』第106号, 経済統計学会。
- [5] 上藤一郎(2017)「生活扶助相当CPIの理論的性質と政策課題に対する適用可能性」, 2017年5月15日付作成の意見書。
- [6] 上藤一郎(2020)「生活扶助相当CPIの消費者物価指数としての適格性」, 2020年8月3日付作成の意見書。
- [7] 厚生労働省社会・援護局保護課(2013)「生活扶助相当CPI算出表」, 参議院議員福島みずほ事務所からの請求に応じて厚生労働省社会・援護局が作成した資料。
- [8] 古賀麻衣子(2021)「生活扶助相当CPIの算出方法に関する見解」, 2021年9月10日付作成の意見書。
- [9] 衆議院厚生労働委員会(2019)「第198回国会衆議院厚生労働委員会議事録第17号」。
- [10] 鈴木雄大(2018)『消費者物価指数の課題と方法—物価変動・生計費変動とその利用—』, 創成社。
- [11] 鈴木雄大(2022a)「『生活扶助相当CPI』で『生活保護世帯の可処分所得の実質的変動』を適切に測定することは到底不可能」, 『賃金と社会保障』第1799号, 旬報社。
- [12] 鈴木雄大(2022b)「生計費測定指標としての生活扶助相当CPIの理論的問題点」, 『北海学園大学経済論集』, 第70巻第3号。
- [13] 総務省統計局(2011)『平成22年基準消費者物価指数の解説』。
- [14] 富山地方裁判所「生活保護基準引下げ違憲処分取消等請求事件」において2015年6月15日付で国が提出した「答弁書」。
- [15] 名古屋地方裁判所(2020)「生活保護基準引下げ処分取消等請求事件」判決, 2020年6月25日。
- [16] 名古屋高等裁判所「生活保護基準引下げ処分取消等請求控訴事件」において2022年1月11日付で国が提出した「準備書面(3)」。
- [17] 名古屋高等裁判所「生活保護基準引下げ処分取消等請求控訴事件」において2023年5月31日付で国が提出した「証拠説明書(8)」。

# Reexamination of the Index Formula for Calculating the “Seikatsufujosoutou” CPI

Takahiro SUZUKI\*

## Summary

The purpose of this paper is to reexamine the index formula by examining in detail the calculation process of the “Seikatsufujosoutou” CPI from the perspective of weights. The “Seikatsufujosoutou” CPI was used by the government as the basis for “deflation adjustment”.

The index formula for the “Seikatsufujosoutou” CPI in 2008 has been considered to be the Paasche index or an equivalent formula to the Paasche index. However, a detailed examination of the calculation process reveals a mixture of two types of cases. One is the case in which “item” values are used in the calculation, and the other is the case in which “class” values are used. In the aggregation using item values, only the 2010 weights are used, whereas in the aggregation using class values, both the 2005 and 2010 weights are used. The index formula for the “Seikatsufujosoutou” CPI in 2008 is not theoretically equivalent to the Paasche index or an equivalent formula for the Paasche index, because the weight reference period differs depending on the item. Furthermore, the index formula for the “Seikatsufujosoutou” CPI is not equivalent to the Lowe index.

## Key Words

Consumer Price Index, “Seikatsufujosoutou” CPI, Laspeyres Index, Paasche Index, Lowe Index

---

\* Faculty of Economics, Hokkai-Gakuen University  
e-mail : tsuzuki@hgu.jp

## マルチタスクとしての家事・育児

平井太規\*

### 要旨

家事・育児動向は家族生活の実態を把握する上で重要な指標である。本研究ではマルチタスクという観点から、家事・育児動向を時間量すなわち量的な側面のみならず、より立体的に捉えることをめざすべく「社会生活基本調査」2016年の政府統計匿名データを用いた二次分析を行った。分析対象は、末子12歳未満の子どもをもつ子育て世帯の核家族で、妻の動向に焦点を当てて分析を行った。

分析の結果、妻がマルチタスクとして行っている家事・育児時間は平均17.74分であり、これは主行動の家事・育児時間全体の3.92%であった。マルチタスクの家事・育児の時間と割合はともに夫以上に長く大きいことが明らかになった。次に妻のマルチタスク動向において、就業時間や末子年齢などの効果により家事・育児時間自体が減少するとしても、マルチタスクとして実践する家事・育児の時間と割合は家事・育児時間ほどには減少、低下せず、妻の家庭内領域における負担が今なお顕著にあることが示唆された。

### キーワード

家事・育児，マルチタスク，社会生活基本調査

### 1. はじめに

本稿の目的はマルチタスクという観点から家事・育児動向<sup>1)</sup>、とりわけ子育て期における妻の実態について検討することである。

家族生活の一端を把握する上で、家事・育児時間はたいへん重要な指標である。直近の「社会生活基本調査」(2021年調査)によれば、家事・育児時間(総平均時間)<sup>2)</sup>は男性が51分で、女性は2時間33分であった。6歳未満の子を持つ子育て世帯においては、夫が1時間54分であったのに対して、妻は7時間28分であった(総務省統計局 2022)。夫の家事・育児時間はこの20年間で1時間以上増加したものの、妻の時間はほとんど変わっていない。つ

まり、夫の家事・育児時間の増大が妻の時間的な負担軽減に直結しているとは言い難い<sup>3)</sup>。子育て期の家族においては家事・育児に多くの時間が割かれるが、その多くは妻に偏重している構図は今なお顕著である。このように、家事・育児時間において、大きなジェンダー格差があるのが日本の特徴である。こうした状況を反映して多くの既存研究では、夫の家事・育児時間がいかなる条件で増大するかに主眼が置かれてきた。研究によって様々な知見が示されているが、長時間労働が家事・育児時間を短縮させる(就業時間が短いほど、家事や育児を実践する傾向にある)といった時間的余裕仮説がほぼ一貫して支持されてきた(石井クンツ 2009, 池田 2010, 田中 2014)。このような研究成果を踏まえ、就業時間を短くするなど諸々の労働環境の是正が問

\* 正会員，愛知大学地域政策学部  
e-mail : tahir@vega.aichi-u.ac.jp

われているが、昨今の「働き方改革」や「イクメン」推奨などの相乗効果も見込まれる中で、今後も夫の家事・育児時間が増大していくことが期待される。

ところで、「社会生活基本調査」は2001年調査以降、AとBの2つの調査票が使用されている。調査票Aでは主行動による各行動の生活時間が、調査票Bでは主行動に加えて同時行動による時間も把握できるようになっている。更には各々の行動において回答者と一緒にした人物なども記録されるようになった。21世紀になって以降、「社会生活基本調査」では生活時間の量的のみならず質的な構造も把握できるようになったといえる。その結果、例えばある時間帯において「主行動」として育児をしつつ、「同時行動」としてテレビを見るといったような、人々の行動とその時間的構造を鮮明に描き出すことが可能になり、生活時間研究の幅が広がりつつある。

そのひとつとして、家事・育児動向をめぐる研究では、主行動に加え同時行動にも目配りした分析がこの数年蓄積されてきた。Sayer (2007) が指摘するように、生活時間を包括的に把握する上では主行動のみならず同時行動にも着目する必要があるが、これらに関連するものとして Lee and Waite (2005), Craig (2006), Gershuny (2009), Sayer et al. (2009), 水野谷 (2017) などがある。いずれの研究でも、1日あたり妻が20～30分前後の同時行動による家事や育児を実践しており、これは夫の同時行動時間よりも長い、主行動と同時行動を合計した実質の家事時間や育児時間による夫婦間の差は主行動のみの差よりも大きい、などの知見が示されている。一般には主行動による行動時間が広く公開されているが、こうした統計以上に妻の家事や育児などの負担が大きいと捉えられる。同時行動自体あまり認知されていないのが実情であるため、同時行動による家事・育児時間はいわば「隠れた家事・育児時間」であり、これらを見出し、

実生活における家事・育児動向の実態を一層浮き彫りにした点で上記の既存研究は大変意義深い。その一方、これらの既存研究のように、生活時間データ特有の質的な時間構造を把握できるメリットが十分に活かされた研究はまだあまり多いとはいえない。国内においても、時間構造の質的な側面にアプローチしている研究は少ない。そこで本研究では、家事・育児動向をより立体的に探索する上で有効なアプローチになり得るものとして、「マルチタスクとしての家事・育児時間」(Ironmonger 2004) という視点を取り入れ、「社会生活基本調査」の政府統計匿名データを使用した二次分析を行う。

日常生活の上で、複数の行動を同時並行的に行うマルチタスク (Amanda et al. 2008) が発生することは珍しいことではない。家事や育児が絡むマルチタスクは、子育て期において一定以上確認できるだろう。子育て期をはじめ家事や育児に傾注せざるを得ない状況では、家事・育児をマルチタスク化することにより、時間を最大限に効率化することが可能となる (Bianchi et al. 2006)。例えば主行動で何らかの家事をしつつ、同時行動で育児も行うことで、時間の効率化、全体的な家事・育児時間を短縮できる可能性がある。とりわけ共働き世帯にとっては、家事・育児を伴うマルチタスクのスキルを習得するニーズが高まっているという指摘もある (Moen and Yan 2000)。しかし、家事・育児のマルチタスクは妻の心的ストレスを増幅させる副作用も報告されている (Offer and Schneider 2011)。また、マルチタスクの育児を親が行うと集中力の低下を招きやすくなり、結果的に育児の質の低下をもたらすという報告もある (Kalenkoski and Foster 2008)。このように、家事・育児動向においてマルチタスクを実践することによるメリット、デメリットそれぞれがあり、またマルチタスク自体の必要性、有用性などは改めて検証される必要があるだろう。とはい

え、「マルチタスクとしての家事・育児時間」の分析は家族内のケア役割の多面的な動向をより詳細に明らかにするための有効なアプローチになり得る。実際、Kalenkoshi and Foster (2015)をはじめマルチタスクに特化した文献も刊行されたように、家事・育児動向を含むマルチタスクの研究の必要性は高まっているといえる。以上の背景および問題関心を踏まえ、本稿では日本の子育て期における妻を対象に①主行動が家事・育児である時間のうちマルチタスクによる家事・育児時間（主行動も家事・育児で、同時行動も家事・育児である時間）がどれくらいあるのか、②マルチタスクによる家事・育児時間およびその割合（主行動の家事・育児時間全体のうちマルチタスクによる家事・育児時間が占める割合）の規定要因は何か、の2点について明らかにしていく。

## 2. 先行研究

家事・育児動向におけるマルチタスクの既存研究は国外でいくつか蓄積があるが、育児においてマルチタスク、例えば、育児をしながら仕事をする、家事をしながら育児もしているといった行動が多くの生活時間データで確認できると指摘されている（Kalenkoshi and Foster 2008, Kalenkoshi and Foster 2015）。育児を含め、マルチタスクに関する詳細な既存研究をいくつか列挙すると、たとえば、Offer and Schneider (2011)は、米国の「the 500 Family Study」を用いた共働き世帯を分析した結果<sup>4)</sup>、1日の生活時間でマルチタスクを行っている時間は一定程度あるが、家事や育児を伴うマルチタスク時間は特に長いことを示している。具体的には、1日の総マルチタスク時間のうち、家事や育児を含むマルチタスク時間の割合は夫：32.0%、妻：48.6%であることを明らかにした。

Sullivan and Gershuny (2013)は英国の「The 2000/2001 UK Time Use Study」を用い

て、既婚カップルを対象に家事や育児など家庭内でのマルチタスク時間を計測した<sup>5)</sup>。その結果、マルチタスク時間自体は夫よりも妻が多かった。

Craig and Brown (2015)は、オーストラリア統計局による「生活時間調査データ 2006年」を用いて15歳未満の子どもがいるカップルを分析した結果、主行動あるいは同時行動に家事や育児が含まれるマルチタスク時間は、1日あたり夫：2.4時間、妻：5.2時間であることを示している。また、起床している全時間のうち家事や育児が含まれるマルチタスク時間の割合は、夫：14.7%、妻：33.3%であった。家事・育児のマルチタスク時間および割合は、女性であるほど、末子年齢がより小さいほど有意に増加・上昇する。なお、女性がより高収入であればマルチタスク時間は有意に減少する一方で、割合に大きな変化は見られなかった。

これらの研究は家事・育児のマルチタスク時間は男性よりも女性に集中している点で概ね共通している（Sayer et al. 2009）。割合については、分母となる時間が1日の総マルチタスク時間、起床している時間と定義が異なっているため単純に比較はできないが、いずれの分析においても女性の方が高い割合となっていた。ただでさえ、国内外問わず家事・育児時間は男性よりも女性が長い、これに加えてマルチタスクという形での負担を女性は背負っていることが示されている。こうした研究に類似するものは、国内ではまだ少ない。

## 3. 方法

### 3.1 データ

本研究で使用するデータは、「社会生活基本調査」2016年の政府統計匿名データであり、調査票Bを用いた二次分析を行う。調査票Bではアフターコード方式が採用されており、調査対象者は15分おきに主行動と同時行動、またその際に一緒にいた人などを記録してい

くため、生活時間における多面性を把握できるという点で、本稿がめざす家事・育児動向におけるマルチタスクの構図を明らかにする上で最適なデータといえる。

### 3.2 分析枠組み

家事・育児のマルチタスク動向を把握しようとする際、マルチタスクに費やされた時間を検証するか、あるいはマルチタスク時間の割合を重点的に検討するかで議論になることがある。例えば、Sullivan and Gershuny (2013) はマルチタスクを総量として把握するのではなく、1日の生活時間や家事・育児時間全体に占める割合として捉えるべきと主張している。というのも、そもそも一般的に男性の就業時間は女性よりも長く、労働市場に多くのことが多くことでマルチタスクの機会に乏しく、対照的に女性の方が家事や育児の時間が長く、必然的にマルチタスクを行わなければならない環境にあるため (Craig and Brown 2015)、家事・育児のマルチタスク動向を時間で計測すること自体に大きな意義があるとまではいえないとしている。とはいえ、前章で確認したように既存研究の多くはマルチタスクの時間および割合の双方を計測することで、その動向をより鮮明にしてきた。本研究でもこうした既存研究と同様に、家事・育児に伴うマルチタスクの時間および割合の双方を扱うことにしたい。なお、本稿での割合とは1章で言及した通り「主行動の家事・育児時間全体のうちマルチタスクによる家事・育児時間が占める割合」であり、Craig and Brown (2015) が分析した「起床している時間のうち家事や育児が含まれるマルチタスク時間の割合」とは異なるので留意されたい。

さて、家事・育児は注1) に示している通り、家事、育児、介護・看護、買い物の総体であるが、調査票Bでは分析対象者の行動パターンが詳細に記録されていることから、上記に該当する行動分類を整理する必要がある。

これについては、社会生活基本調査「用語の解説 (調査票B関係)」 (<https://www.stat.go.jp/data/shakai/2016/pdf/kaisetub.pdf>, 2023年4月25日最終アクセス) を参考に、調査票Aによる行動分類と一致するようにした。詳細は以下の通りである。

#### <家事>

食事の管理/菓子作り/園芸/住まいの手入れ・整理/衣類等の手入れ/衣類等の作製/建築・修繕/乗り物の手入れ/世帯管理/子供(乳幼児以外)の身の回りの世話/家族(子供以外)の身の回りの世話

#### <育児>

乳幼児の身体の世話と監督/乳幼児と遊ぶ/子供の付き添い等/子供(乳幼児以外)の教育/子供(乳幼児以外)と遊ぶ

#### <介護・看護>

乳幼児の看護・介護/子供(乳幼児以外)の看護・介護/家族(子供以外)の看護・介護

#### <買い物>

買い物

以上のように、家事・育児の行動分類を整理、確認し、分析課題を次の通りとする。はじめに、主行動における家事・育児時間のうち、同時行動で家事・育児となっている時間と割合はどの程度あるのかを集計する<sup>6)</sup>。本研究では妻の動向を中心に検討するが、夫妻間での比較も兼ねて、マルチタスクの家事・育児時間と割合の記述統計については夫の動向も提示する。次に、妻のマルチタスク家事・育児時間およびマルチタスク家事・育児割合の規定要因を明らかにする。独立変数については、Craig and Brown (2015) や Suziedelyte (2015) などが本人の年齢、子ども数、子ども年齢などの人口学的変数、学歴、収入、職

業などの社会経済的変数を用いてマルチタスクの規定要因分析を行っていることに倣い、本研究では①本人年齢、②末子年齢、③本人学歴、④1週間の就業時間による影響を中心として分析する。はじめに、これら4つの変数ごとにマルチタスク家事・育児時間およびマルチタスク家事・育児時間割合との関連性を確認する。次に、上記の4つの変数に⑤居住地(3大都市圏ダミー)、⑥曜日(平日ダミー)、⑦夫の主行動における家事・育児時

間も加えた上で複数の変数同士の影響も考慮した検討をするべく、多変量解析(回帰分析)を行い、各変数がマルチタスク家事・育児時間および割合にどのような効果を示すかを検証していく。回帰分析に使用する変数の記述統計は、表1の通りである。

### 3.3 分析対象

以上の分析を行うべく、対象は子育て期の家族と設定し、末子12歳未満の子どもが1人

表1 記述統計

	Avg	S.D.	Min	Max	N
家事・育児時間	422.82	201.74	15	930	755
マルチタスク家事・育児時間	17.74	55.65	0	630	755
マルチタスク家事・育児割合	3.92	10.70	0	100	755
夫の家事・育児時間	128.19	176.04	0	840	755
	N		%		
本人年齢：30歳未満	59		7.8		
本人年齢：30-34歳	137		18.1		
本人年齢：35-39歳	228		30.2		
本人年齢：40-44歳	231		30.6		
本人年齢：45歳以上	100		13.2		
末子年齢：0-1歳	172		22.8		
末子年齢：2-4歳	190		25.2		
末子年齢：5-7歳	174		23.0		
末子年齢：8歳以上	219		29.0		
本人学歴：大卒以上でない	584		77.4		
本人学歴：大卒以上である	171		22.6		
1週間の就業時間：30時間未満	237		31.4		
1週間の就業時間：30-39時間	95		12.6		
1週間の就業時間：40時間以上	133		17.6		
1週間の就業時間：さまっていない	27		3.6		
1週間の就業時間：非就業	263		34.8		
曜日：平日でない	468		62.0		
曜日：平日である	287		38.0		
居住地：3大都市圏でない	340		45.0		
居住地：3大都市圏である	415		55.0		

注1) 家事・育児時間、マルチタスク家事・育児時間、夫の家事・育児時間のAvg, S.D., Min, Maxいずれの数値も単位は分

注2) 家事・育児時間は行動者平均時間、マルチタスク家事・育児時間、夫の家事・育児時間のそれぞれのAvgはサンプル全体における総平均時間である。マルチタスク家事・育児割合のAvgは、個々のサンプルにおけるマルチタスク家事・育児時間を家事・育児時間で除して100をかけたものを、サンプル分すべて足してサンプル全体で除した平均値である。

注3) マルチタスク家事・育児割合は、以下の通りに算出した。はじめに、個々のサンプルにおけるマルチタスク家事・育児時間を家事・育児時間で除した数値に100をかける。次に、個々のマルチタスク家事・育児割合をサンプル分合計し、各カテゴリーのデータ数で除した。

出所：「社会生活基本調査」2016年政府統計匿名データより筆者分析・作成

以上いる核家族の夫妻とする。これに該当するのは384世帯であり、1世帯あたり夫妻それぞれの2日分のデータがあるため、夫と妻のサンプルはいずれもN=768となった。ただし、マルチタスクの動向を検討する上では、主行動の家事・育児時間が1分以上ある必要がある。そもそも家事・育児時間が0分であれば、マルチタスク自体が生じないからである。したがって、該当するサンプルサイズは夫：465、妻：755に限定され、これらが実際の分析対象となる<sup>7)</sup>。なお、サンプルサイズをなるべく多く確保するべく、回答された曜日は平日および土日の双方を含めた<sup>8)</sup>。

## 4. 分析結果

### 4.1 マルチタスクによる家事・育児時間と割合

表2は、主行動における家事・育児時間のうち、マルチタスクを行っている時間がどの程度あるのかを夫妻別に示したものである。なお、各個人のマルチタスク家事・育児時間の算出方法については、以下の通りである。「社会生活基本調査」では15分間隔で、どの行動を実践していたかが観測されているため、24時間中マルチタスクによる家事・育児となっている時間帯の数を計測し、それに15を掛けて算出した。なお、マルチタスクのパターンは、表内の(2)のように「主行動－家事・育児＋同時行動－家事・育児」のみを扱うことにした。たしかに、同時行動が家事・育児以外の行動によるマルチタスクのパターンもある。しかし、主行動と同時行動がいずれも家事・育児動向によって構成されるマルチタスクは例えば「主行動で家事をしながら、同時行動で育児や看護もする」といったように明らかに心身の負担を伴うものである一方で、「主行動で家事をしながら、同時行動でスマートフォンを見たり、音楽を聞いたりする」場合のマルチタスクは前者のパターンとは明らかに性格が異なるものである。また、

同時行動が家事・育児以外によるマルチタスクの場合、同時行動による行動は主行動で行っている行動の負担を増幅させるものなのか、また負担を軽減させるかどうかの区分もつきにくい。ため、本研究においては既述の通り主行動－家事・育児＋同時行動－家事・育児のみのマルチタスクに限定して分析を行う。これによって、確実に本人の負担増となるマルチタスクのパターンをどの程度実践しており、またどのような状況で増加したり減少したりするのかを明らかにしたいという意図もある。

では、表2を概観してみよう。家事・育児時間は夫が約210分であり、妻が約420分となっている。家事や育児などの多くを妻が担っていることが2016年調査においても再確認されたと同時に、子育て期においても同様の構図である。このうち、同時行動がない、すなわちマルチタスクとなっていない時間は夫が200分弱で、妻が370分強である。主行動に加え同時行動も家事関連であるマルチタスクを実践している時間の平均は夫が3分未満であるのに対して、妻が20分弱にもほなる。マルチタスクによる時間が、主行動の家事・育児時間全体に占める割合は夫が1.31%で妻は4.20%であった。諸外国の既存研究とはマルチタスクの定義等が異なるため、単純な比較はできないものの、夫よりも妻の方がマルチタスク時間および割合が集中している点では既存研究と同様の知見である。妻はマルチタスク家事関連の割合こそ4.20%と小さく見えるものの、実質の時間では20分弱と決して少ない時間ではない。ただでさえ、主行動の家事・育児時間が7時間以上あるのに、その中で20分近くも同時行動として家事や育児、介護・看護などを行わざるを得ない状況にあることを考慮すると、妻の実質上の負担は統計で確認できる以上に重いと思われる。ではこうした妻のマルチタスク家事・育児動向はどのような条件下において変容するのだろうか。



表2 家事・育児動向の平均値

家事・育児時間のパターン	夫	妻
	N = 465	N = 755
家事・育児時間（主行動のみ）	209.52	422.82
(1) 主行動－家事・育児＋同時行動－なし	195.19 (93.6%)	373.45 (88.60%)
(2) 主行動－家事・育児＋同時行動－家事・育児	2.70 (0.87%)	17.74 (3.92%)
(3) 主行動－家事・育児＋同時行動－家事・育児以外	11.58 (5.53%)	31.63 (7.48%)

注1) 数値は平均値(分), ( )内は%である。(1)(2)(3)はそれぞれ, サンプル全体における総平均時間である。また, %は(1)(2)(3)それぞれを家事・育児時間(主行動のみ)で除して, 100をかけて算出した数値である。マルチタスクによる家事・育児時間が家事・育児時間全体においてどの程度の割合を占めるのかを単純に示したものであるが, 本文中もしくは表3および表4で示しているマルチタスク家事・育児割合とは割合の定義と算出方法が異なっている。

注2) 家事・育児時間(主行動のみ)とは, 主行動が家事関連となっている時間である。なお, 「主行動が家事関連以外で, 同時行動が家事関連」の時間は含めていない。また, 家事・育児時間(主行動)のみの算出方法は(1)(2)(3)に該当する個々のサンプルの時間を平均した値である。そのため, 表内の(1)(2)(3)の数値の合計が家事・育児時間(主行動のみ)の数値と合致していない。

注3) 表では家事・育児時間あるいは家事・育児と表記しているが, 本文の注(1), (2)に示している通り, 「社会生活基本調査」のデータおよび関連する報告書等では家事関連時間と記述されることが一般的である。この点, 本稿との表記に不一致がみられる点に留意されたい。

出所: 「社会生活基本調査」2016年政府統計匿名データより筆者分析・作成

## 4.2 マルチタスクによる家事・育児時間および割合の規定要因

本節では, ①本人年齢, ②末子年齢, ③本人学歴, ④1週間の就業時間を中心に妻のマルチタスク家事・育児時間とマルチタスク家事・育児割合の規定要因を分析するが, まずはこの4つの変数との関連性を確認していこう。表3は各々の変数のカテゴリーごとに, マルチタスクの時間と割合が家事・育児時間全体とともにどのようになっているかを示したものである。本人年齢では, 年齢が高いほど家事・育児時間が短くなり, 同時にマルチタスク時間も短い。加えて, マルチタスクの割合も低い。加齢とともに, マルチタスクで行う必要がなくなっていくことが示唆される。末子年齢では, 0-1歳のように日常的な育児や看護を非常に多く必要としている状況下では, マルチタスクによって家事・育児を実践している時間が40分を超えており, 他の末子年齢に比べて格段に多いが, 子どもの成長とともにマルチタスク時間は減っていく。ただし, 興味深いことに, マルチタスクの割合は2-4歳から8歳以上においても割合こそ0-

1歳ほど高くはないものの, ほぼ横ばいである。子どもが成長して家事・育児時間とマルチタスクによる家事・育児時間は減少してもそのうちに占めるマルチタスクによる負担が著しく減るわけではない<sup>9)</sup>。その意味で, 家事・育児時間の減少が妻の負担減に必ずしもなるとは限らないことが示唆される。本人学歴では, 大卒以上の高学歴層とそれ以下の層では大卒以上で家事・育児時間自体は長い, マルチタスクによる時間に大きな差はない。しかし, マルチタスクによる家事・育児割合は若干大卒以上が高くなっている。1週間の就業時間では, 長いほど家事・育児時間は短い<sup>10)</sup>。時間的制約が厳しくなるからと予想されるが, マルチタスク家事・育児時間は30-39時間で大きく減少するものの, 40時間では30時間未満と同水準に戻る。また, マルチタスク家事・育児割合では, 就業時間が40時間以上のように極めて長い場合に大きくなることから, マルチタスクによって家事・育児を実践することによって, 仕事に伴う拘束で確保できない家事・育児時間分を補完しているようにみえる。ただし, きまっていないケー

表3 独立変数と妻のマルチタスク家事・育児時間および割合のクロス集計

		家事・育児時間	マルチタスク 家事・育児時間	マルチタスク 家事・育児割合
本人年齢	29歳以下	456.10 (198.38)	29.24 (60.93)	7.00 (18.17)
	30-34歳	451.31 (192.23)	23.10 (52.25)	5.17 (10.90)
	35-39歳	416.25 (201.34)	18.03 (56.03)	4.00 (9.68)
	40-44歳	439.48 (203.61)	16.36 (64.90)	2.91 (8.58)
	45歳以上	340.65 (193.72)	6.15 (20.46)	2.51 (10.88)
末子年齢	0-1歳	541.31 (188.40)	41.77 (88.96)	7.46 (16.07)
	2-4歳	412.18 (193.58)	15.39 (52.31)	3.47 (8.29)
	5-7歳	389.66 (193.79)	10.26 (38.23)	2.63 (7.85)
	8歳以上	365.34 (187.76)	6.85 (18.58)	2.37 (8.39)
本人学歴	大卒以上でない	420.21 (204.93)	17.70 (59.65)	3.75 (10.57)
	大卒以上である	431.75 (190.74)	17.89 (39.16)	4.48 (11.16)
1週間における 就業時間	30時間未満	419.49 (180.05)	14.81 (54.79)	2.95 (8.19)
	30-39時間	359.68 (196.19)	6.79 (17.88)	1.90 (4.47)
	40時間以上	324.92 (199.77)	14.89 (41.64)	5.12 (13.86)
	きまっていない	333.89 (202.64)	11.11 (23.01)	5.62 (12.23)
	非就業	507.26 (188.78)	26.46 (70.92)	4.75 (12.11)

注1) 数値はいずれも平均値であり、( )内の値は標準偏差

注2) 家事・育児時間とマルチタスク家事・育児時間の単位は分、マルチタスク家事・育児割合は%

注3) 家事・育児時間は行動者平均時間、マルチタスク家事・育児時間はそれぞれのカテゴリーに該当するサンプル全体における総平均時間である。

注4) 本表におけるマルチタスク家事・育児割合は、以下の通りに算出した。はじめに、個々のサンプルにおけるマルチタスク家事・育児時間を家事・育児時間で除した数値に100をかける。次に、個々のマルチタスク家事・育児割合をサンプル分合計し、各カテゴリーのデータ数で除した。

出所：「社会生活基本調査」2016年政府統計匿名データより筆者分析・作成

スにおいてはそれ以上のマルチタスク家事・育児割合となっており、不規則ゆえに対応可能なタイミングでマルチタスクによって家事・育児を手早く行う柔軟性も透けてみえる。いずれにせよ、仕事時間がたいへん長い場合や見通しがつきにくい状況下においては、家事・育児をマルチタスク化することで効率化を図ろうとしていると考えられる。

次に、⑤曜日(平日ダミー)、⑥居住地(3大都市圏ダミー)、⑦夫の主行動における家事・育児時間などの影響も加味した上でそれぞれの独立変数がマルチタスクによる家事・育児時間と割合にどのような効果を有しているかを検証するべく、回帰分析を行い、分析結果を表4に示した。参考までに家事・育児時間の分析も行った。家事・育児時間は重回帰分析を行い、マルチタスクによる家事・育児

時間と割合については、一定のサンプルに従属変数が0分・0%があるため、トービット分析を行った<sup>11)</sup>。表4はその分析結果を示している。なお、有意水準については1%、5%、10%で判断する。

まず、家事・育児時間について確認したい。本人年齢による影響はほとんどみられないが、40-44歳のみ10%水準でプラスに有意である。末子年齢では、いずれの年齢段階においても1%水準で有意にマイナスとなった。末子年齢が高いほど係数は小さくなっているため、基準カテゴリーの0-1歳と比較して、子どもが年齢的に成長していると家事・育児時間は短くなると考えられる。学歴では有意になっていないが、1週間の就業時間ではいずれのカテゴリーでも1%水準で有意となった(「きまっていない」のみ5%水準で有意)。具体的

表4 妻のマルチタスク家事・育児時間および割合の規定要因

独立変数	家事・育児時間		マルチタスク 家事・育児時間		マルチタスク 家事・育児割合	
	係数	標準 誤差	係数	標準 誤差	係数	標準 誤差
定数項	503.082**	29.558	-10.823	22.636	-2.709	5.125
本人年齢(基準:30歳未満)						
30-34歳	16.399	27.801	7.734	19.563	-0.065	4.424
35-39歳	16.660	26.682	-5.160	20.359	-3.312	4.379
40-44歳	49.437 <sup>+</sup>	27.681	0.794	22.598	-3.415	4.567
45歳以上	-13.771	32.329	-26.438	25.125	-7.159	5.526
末子年齢(基準:0-1歳)						
2-4歳	-112.849**	19.234	-58.583**	14.722	-10.022**	2.805
5-7歳	-133.845**	21.257	-80.001**	18.047	-13.153**	3.424
8歳以上	-149.033**	22.410	-83.267**	17.933	-13.331**	3.536
本人学歴						
大卒以上ダミー	4.091	15.905	-6.965	11.260	-0.375	2.496
1週間の就業時間 (基準:30時間未満)						
30-39時間	-73.261**	21.679	-40.109*	15.819	-6.995*	3.215
40時間以上	-122.757**	19.658	-24.172 <sup>+</sup>	14.650	-0.911	3.293
きまっていない	-72.922*	36.088	-16.358	21.050	1.788	5.323
非就業	48.831**	16.825	-3.083	12.053	-0.827	2.392
曜日						
平日ダミー	-7.874	14.269	29.945**	10.813	6.390**	2.263
居住地						
3大都市圏ダミー	-16.420	13.315	16.956	11.012	4.445*	2.132
夫・家事・育児時間	0.222**		0.012	0.035	-0.001	0.006
修正済み決定係数	0.245					
疑似決定係数			0.132		0.111	
F値	16.179**					
$\chi^2$ 値			63.950**		49.674***	
-2対数尤度			3525.640		2728.796	
df	回帰:15	残差:752	15		15	
N	755		755		755	

$p < 0.01$ \*\*  $p < 0.05$ \*  $p < 0.10$ <sup>+</sup>

注1) 家事・育児時間は重回帰分析, マルチタスク家事・育児時間とマルチタスク家事・育児割合はトービット分析による結果

注2) 分析結果の係数は偏回帰係数

出所:「社会生活基本調査」2016年政府統計匿名データより筆者分析・作成

には、30時間未満と比較して、30-39時間、40時間と就業時間が長くなるほど家事・育児時間は短くなるという反比例の形を呈している。

きまっていない場合では5%水準で有意にマイナスであるが、非就業では1%水準で有意にプラスであり、労働市場にいないことで必然的に家事・育児に従事しやすくなっているということだろう。曜日や居住地は有意ではなく、夫の家事・育児時間は1%水準で有意にプラスであった。つまり、夫が家事・育児をするほど、妻の家事・育児時間は短くなるのではなく、むしろ長くなる。夫の家事・育児のスキルが、妻が期待する水準に達していないことで、結果的に妻が家事・育児を実践し、不足分を補っている(平井 2022)ということなのかもしれない。

それでは、マルチタスクによる時間と割合はどうだろうか。マルチタスク家事・育児時間では、まず本人年齢はいずれの категорияでも有意になっていない。これはマルチタスク家事・育児割合も同様である。末子年齢では、家事・育児時間と同じようにマルチタスク家事・育児時間および割合はすべてのcategoryにおいて1%水準で有意である。子どもがより高い年齢層であるほど、マルチタスクによる家事・育児時間と割合は短く、低い。ただし、マルチタスクによる時間、割合ともに0-1歳と比較して、5-7歳と8歳以上では係数があまり変わらない。子どもが年長～小学校入学時期前後の年齢に達して、家事・育児における必要量は減少したとしても一定の家事・育児負担を妻が引き続き担い、また時間的に減少した分をマルチタスクによって補完することで、家事・育児の実質的な負担が持続していると解釈できる。

学歴では時間、割合いずれも有意ではない。1週間の就業時間では、マルチタスク家事・育児時間において、30-39時間が5%水準で、40時間以上が10%水準でマイナスに有意である。割合では、30-39時間のみ5%水準で有

意にマイナスとなっており、他のcategoryでは有意になっていない。就業時間が30-39時間では、30時間未満と比較して、マルチタスク家事・育児時間も短く、割合も低い。しかしながら、40時間以上では30-39時間のcategory同様に30時間未満と比較してマイナスの係数であるものの、30-39時間よりもマルチタスク家事・育児時間が短くなるわけではない。

平日ダミーにおいてはマルチタスク家事・育児時間と割合ともに1%水準で有意にプラスであった。家事・育児時間自体は曜日による影響が有意に表出していないにも関わらず、マルチタスク動向にこうした傾向がある背景として、平日は就業している妻が多く、必要な家事量を解消するために、マルチタスク化して実践していることが想定されよう。

居住地においては3大都市圏ダミーで、マルチタスク家事・育児割合が5%水準で有意にプラスとなった。大都市圏居住者の妻であると、家事・育児をマルチタスクで行う割合が増加する傾向にある。これについては、地方都市や農村ではいわゆる職住近接型が多いのに対して、大都市圏では就業時間さらには通勤時間までもが長いことが珍しくなく<sup>12)</sup>、生活時間のゆとりが少ない中で必要な家事・育児をマルチタスク化していると思われる。

## 5. 結論

本研究では、「社会生活基本調査」2016年の政府統計匿名データを使用した二次分析によって、子育て世帯における妻の家事・育児動向をマルチタスクという観点から考察してきた。その結果、以下のことが明らかになった。

まず、主行動における家事・育児時間の多くを妻が担っている構図が今なお顕著な中で、妻の家事・育児時間に占めるマルチタスク、すなわち主行動および同時行動ともに家事・育児を実践している時間は20分弱あり、夫の

6倍近くにのぼる。妻のマルチタスク家事・育児割合が家事・育児時間全体に占める割合は4%弱と数値上は小さく見えるかもしれないが、この割合も夫よりも高いものであり、何よりもマルチタスク家事・育児時間が一定程度実践されていることを踏まえれば、妻が家事・育児をマルチタスク化している時間量に伴う負担は決して小さくはないであろう。妻は夫以上に家事・育児に従事する時間（主行動としての家事・育児時間）が長い、そのうち同時行動においても家事・育児を行うマルチタスクとしての家事・育児が一定程度確認できたことによって、公表されている統計以上に妻が家事・育児の負担を強いられている可能性が極めて高いことが本研究によっても明らかとなった。

その中でも、興味深いのはマルチタスク家事・育児時間は例えば子どもの成長や就業時間の長時間化など状況の変化に伴い、家事・育児時間と同様に減少することがあっても、その効果が限定的であることを意味するのではないだろうか。これはマルチタスク家事・育児割合についても同様である。表4で確認したように、家事・育児時間の場合、末子年齢が5-7歳と8歳では基準カテゴリーと比較した係数の差があり、各カテゴリーの係数の減少傾向の可能性も考えられる一方で、マルチタスクによる家事・育児時間と割合には、係数自体にほとんど差はみられない。家事・育児の時間自体は減少して負担も軽減されたように見えても、マルチタスクとして行う家事・育児が決して減るところまでは及んでい

ない可能性があるため、妻の家事・育児の負担を減らせるかはマルチタスクによって実践されている家事・育児をいかに夫やそれ以外の親族、あるいは外部のサポートなどに振り分けるかといった視点も重要になってくるであろう。マルチタスクとしての家事・育児動向は今後とも引き続き検討されるべき重要な論点といえる。

なお、本研究におけるマルチタスクは「主行動-家事・育児+同時行動-家事・育児」によるパターンのみを扱っているため、マルチタスクの傾向の一部分に過ぎない。家事・育児動向におけるマルチタスクでは、既述の通り「主行動-家事・育児+同時行動-家事・育児以外」や「主行動-家事・育児以外+同時行動-家事・育児」などのパターンもある。更には、子どもと一緒にいる時間も検討すべきであろう。Bittman and Wajcman (2000) や Mattingly and Bianchi (2003) は余暇を事例に、余暇時間であっても子どもと一緒にいれば、余暇本来のリラックス効果は薄れてしまうことがあり、子どもと一緒にいる、というのもひとつのマルチタスクと主張する。これに則って考えれば、主行動が余暇であっても子どもと一緒にいればマルチタスク家事・育児時間の一種として捉えることも可能である<sup>13)</sup>。このように、家事・育児に関連するマルチタスクの定義はまだ一律に定まっているとはいえないが、こうした曖昧さを整理しつつ、マルチタスクという観点から家事・育児の量的、質的双方の動向を一層明らかにしていくことが求められる<sup>14)</sup>。

## 注

- 1) 本研究では家事・育児動向を家事、育児、介護・看護、買い物の総体としての動向と定義する。家事・育児時間とはこれら4つの行動に費やした時間の合計とする。なお、本文中で家事・育児と記述する場面があるが、介護・看護、買い物の行動を含めた総合的な文脈としての家事・育児として位置付けている。
- 2) 本研究では家事・育児時間と表記しているが、「社会生活基本調査」の報告書や関連資料等では家事関連時間と定義、記述されている。なお、ここでの総平均時間とは家事・育児を行った人、全く

行わなかった人を含め、サンプル全員についての平均を示す。

- 3) 類似の事例は海外でも確認されており、例えば米国では2003年における共働き世帯の夫の家事・育児時間は1日2時間9分で、これは1965年と比較して1時間以上の増加であるが (Hook 2006)、妻の時間も同様に増加しているため、夫婦間の分担割合にほとんど変化がないことが確認されている (Raley et al. 2012)。なお、日本国内の動向として「子育て期の家族においては家事・育児に多くの時間が割かれるが、その多くは妻に偏重している構図は今なお顕著である」と本文中で記述しているが、これは2021年の「社会生活基本調査」の結果を含めた上での見解であるものの、周知の通り2021年は新型コロナウイルスの感染拡大の最中であった。そのため、コロナ禍とそれ以前の動向を一律に検討することには一定の留保が必要であるかもしれないが、本研究の目的および分析課題を超える内容であるため注での言及に留めたい。
- 4) この調査では米国の8つの都市部、郊外部に居住する家族が分析対象となっており、1999年から2000年にかけて実施された。
- 5) この研究では夫妻別に1日における家庭内でのマルチタスク時間と割合を、マルチタスクを行っているパターン (例えば家事時間と余暇時間、育児時間と仕事時間など) 別に図表で示されているが実測値が記述されていないため、詳細は不明である。
- 6) より厳密にマルチタスクの動向を把握するためには、主行動が家事・育児以外の行動において同時行動で家事・育児をしているパターンも含めて考察するのがのぞましいかもしれない。ただ、主行動はある時間帯においてもっともメインに行っていた行動、同時行動は主行動の副次的な行動であり、それぞれの行動の性質がやや異なることもあり、それらを同一に扱うことは本研究では意図的に避けた。むしろ、広く一般にも公開されている主行動としての家事・育児時間の中でマルチタスク (主行動も同時行動も家事・育児時間であるパターンとしてのマルチタスク) がどの程度生じているかに主眼を置くことで、本研究の目的および分析結果をわかりやすく提示できると考えた。
- 7) ただし、このようにマルチタスクを実践している夫と妻に限定することで、妻のほぼ全員がマルチタスクを行っている反面、夫はそもそも家事・育児時間が0分であるサンプルが多い中でのかなり特殊なグループとなっている。この点、比較の背景で夫と妻がかなり異なる点に留意が必要である。
- 8) 夫の分析対象者465人のうち平日は119、土日は346、妻の755人のうち平日は287、土日は468といずれも回答の曜日が土日であるものが多かった。
- 9) 表1にある通り、末子年齢の区分を0-1歳、2-4歳、5-7歳、8歳以上としている。政府統計では、0歳、1-2歳、3-5歳、6-8歳、9-11歳としていることが多く、これによって子どもの保育園・幼稚園あるいは小学校在籍に伴う家事・育児動向の相違が検討できる可能性もあるが、本稿ではそのような区分にはしていない。これは、1歳で保育園等に在園しているサンプルが少ない、末子の年齢によってはサンプルに偏りが出ている等が確認されたため、上記のような年齢区分とした。
- 10) 就業時間の区分について、本来であれば分析対象日における就業時間を用いた方がより詳細な検討ができると想定できるが、本稿では既述の通り、土日のサンプルが多い。土日においても仕事をしている場合もあるが、休みの場合も多くみられるため、集合時間の影響を検討する上では1週間における総合的な仕事の忙しさおよび就労環境によって1日におけるマルチタスクの家事・育児動向にどのような効果があるかを検証することを優先した。とはいえ、厳密な検討を行う上ではその日の就業時間が当日の家事・育児動向をより強く反映すると予想されるため、これについては今後の課題としたい。
- 11) 妻の755ケースの中で、マルチタスク家事・育児時間が0分であったのは308サンプルで全体の40.8%であった。マルチタスク家事・育児割合についても0%であったのは同様である。なお、夫の家事・育児時間においても0分のケースが292サンプルで全体の38.7%を占めている。
- 12) やや古いデータではあるが、例えば「平成20年住宅・土地統計調査」では東京圏などの都市部では通勤時間が長く山間部や地方都市では比較的短いことが示されている。以下のURLを参照されたい ([https://www.stat.go.jp/data/jyutaku/2008/nihon/4\\_3.html](https://www.stat.go.jp/data/jyutaku/2008/nihon/4_3.html), 2023年4月25日最終アクセス)。
- 13) これに関連するものとして、水野谷 (2017) は子どもと一緒にいる時間を拡大育児時間として分析している。
- 14) 本文中で言及している通り、本研究においては主行動も同時行動も家事関連時間となっている時

間をマルチタスク家事・育児時間として扱っている。そのため、表2の(3)のような同時行動が家事・育児以外のパターンは分析対象となっていない(マルチタスク家事・育児時間として含めていない)。(3)の例をひとつ挙げると、主行動では何らかの家事を実践しつつ、同時行動では音楽を聞くというパターンがある。この場合、音楽を聞くという行動が家事行動におけるリラックス効果、精神的安定に貢献する場合もあれば、本来であれば一人で主行動のみとして実践したい音楽鑑賞を家事と同時並行的に行わなければならないことによるストレスも生じ得る。仮に後者の事象が生じると、同時行動が家事・育児以外のパターンにおいても、行動者本人の主行動による家事行動に物理的あるいは精神的な負担をもたらすかもしれない。以上を踏まえると、マルチタスク家事・育児時間を本研究で扱ったパターンに(3)のパターンも加えると、必然的にマルチタスク家事・育児時間および割合は本稿の分析結果以上に長く高いものとなるが、同時に行動者本人の心理的な負担増にもなることも十分考えられる。しかしながら、これらについては本研究の範囲を超えるため今後の課題のひとつとして言及するに留めたい。

### 謝辞

データの使用に際して、一橋大学経済研究所を窓口に独立行政法人統計センターに申請を行い、承認を得ました。また、匿名の2名の査読者の先生方より有益なコメントをいただきました。記して御礼申し上げます。本研究は、JSPS 科研費JP22K01913の助成を受けたものです。

### 参考文献

- 池田心豪 (2010) 「ワーク・ライフ・バランスに関する社会学的研究とその課題」『日本労働研究雑誌』599巻, pp.20-31.
- 石井クンツ昌子 (2009) 「父親の役割と子育て—その現状と規定要因, 家族へ影響について」『季刊家計経済研究』81巻, pp.16-23.
- 総務省統計局 (2022) 『令和3年社会生活基本調査 生活時間及び生活行動に関する結果 結果の概要』.
- 田中慶子 (2014) 「夫の家事・育児と妻の夫婦関係評価」『季刊家計経済研究』104巻, pp.23-33
- 平井太規 (2022) 「子育て期・夫の家事・育児参加は妻の負担を軽減するの—「社会生活基本調査」政府統計匿名データによる分析から—」『一橋大学経済研究所 Discussion Paper Series A』737巻, pp.1-8.
- 水野谷武志 (2017) 「乳幼児を持つ夫妻の「拡大育児時間」の推計」『統計学』112巻, pp.1-14.
- Amanda, S., Cole, C. and Waller, M. (2008), “Multitasking Behavior”, *Annual Review of Information Science and Technology*, 42, pp.93-118.
- Bianchi, S.M., John P. R. and Melissa A. (2006), *The Changing Rhythm of American Family Life*, New York: Russell Sage Foundation.
- Bittman, M and Wajcman, J. (2000), “The Rush Hour; The Character of Leisure Time and Gender Equity”, *Social Forces*, 79(1), pp.165-189.
- Craig, L. (2006), “Does Father Care Mean Fathers Share?: A Comparison of How Mothers and Fathers in Intact Families Spend Time with Children”, *Gender & Society*, 20(2), pp.259-281.
- Craig, L and Brown, J. (2015), “The Multitasking Parent: Time Penalties, Dimensions, and Gender Differences”, Kalenkoshi, M, C. and Foster, G (eds), *The Economics of Multitasking*, Palgrave Macmillan, pp.33-59.
- Gershuny, J. (2009), “Harvey’s hypercodes and the “Propogram”: More than 24 hours per day?”, *Electronic International Journal of Time Use Research*, 6(2), pp.193-199.
- Hook, J.L. (2006), “Care in Context: Men’s Unpaid Work in 20 Countries, 1965-2003,” *American Sociological Review*, 71(4), pp.639-660.
- Ironmonger, D. (2004), “Bringing up Betty and Bobby: The Macro Time Dimensions of Investment in the

- Care and Nurture of Children”, Bittman, M and Flolbre, N. (eds), *Family Time: The Social Organization of Care*, Routledge, pp.93-109.
- Kalenkoshi M.C. and Foster, G. (2008), “The Quality of Time Spent with Children in Australia Households”, *Review of Economics of the Household*, 6, pp.243-266.
- Kalenkoshi, M.C. and Foster, G. (2015), “Are Women Better than Men at Multitasking Household Production Activities”, Kalenkoshi, M, C. and Foster, G. (eds), *The Economics of Multitasking*, Palgrave Macmillan, pp.19-32.
- Lee, Y-S and Waite, L. J. (2005), “Husbands’ and Wives’ Time Spent on Housework: A Comparison of Measures”, *Journal of Marriage and Family*, 67(2), pp.328-336.
- Mattingly, M and Bianchi, S. (2003), “Gender Differences in the Quantity and Quality of Free Time: The U.S. Experience”, *Social Forces*, 81(3), pp.999-1030.
- Moen, P and Yan, Y. (2000), “Effective Work-Life Strategies: Working Couples, Work Conditions, Gender, and Life Quality”, *Social Problems*, 47:, pp.291-326.
- Offer, S and Schneider, B. (2011), “Revisiting the Gender Gap in Time-Use Patterns: Multitasking and Well-Being among Mothers and Fathers in Dual-Earner Families”, *American Sociological Review*, 76(6), pp.809-833.
- Raley, S., Biamchi, S. M and Wang, W. (2012), “When Do Fathers Care? Mother’s Economic Contribution and Father’s Involvement in Child Care”, *American Journal of Sociology*, 117(5), pp.1422-1459.
- Sayer, L.C. (2007), “More Work for Mothers? Trends and Gender Differences in Multitasking”, Lippe, T. V.D. and Peters. P. (eds), *Competing Claims in Work and Family Life*, UK. Edward Elger, pp.41-55.
- Sayer, L.C., England, P., Bittman, M. and Bianchi, S. (2009), “How Long Is the Second (Plus First) Shift? Gender Differences in Paid, Unpaid, and Total Work Time in Australia and United States”, *Social Science Research*, 40(4), pp.523-545.
- Sullivan, O. and Gershuny, J. (2013), “Domestic Outsourcing and Multitasking: How Much Do They Really Contribute?”, *Social Science*, 42(5), pp.1311-1324.
- Suziedelyte, A. (2015), “The Effect of Multitasking on Children’s Non-cognitive Skills”, Kalenkoshi, M, C. and Foster, G. (eds), *The Economics of Multitasking*, Palgrave Macmillan, pp.61-89.



# Housework and Childcare as Multitask

Taiki HIRAI\*

## Summary

The purpose of this paper is to analyze housework and childcare from the perspective of multitask. This study uses data from Survey on Time Use and Leisure Activities, 2016 and analyzes time and rate of housework and child as multitask, focusing on tendency of wives of nuclear family in Japan with children at the age of under 12.

The results are summarized as follows. First, the average time of housework and childcare as multitask is 17.74 minutes and the average rate as multitask is 3.92% of the total time of main activity in housework and childcare. This indicates that wives do housework and childcare as multitask more than husbands. Second, the time of housework and childcare decrease due to the effect of work time and the age of children. However, the time and rate of housework and childcare as multitask does not necessarily decrease. This suggests that the burden in housework and childcare by wives is obscure.

## Key Words

Housework and Childcare, Multitask, Survey on Time Use and Leisure Activities

---

\* Aichi University, Faculty of Regional Policy  
e-mail : tahir@vega.aichi-u.ac.jp

# 執筆者紹介

Yapeng LI (立命館大学大学院経済学研究科)

小林 良行 (東北・関東支部)

鈴木 雄大 (北海学園大学経済学部)

平井 太規 (愛知大学地域政策学部)

## 支部名

## 事務局

北海道	062-8605 札幌市豊平区旭町 4-1-40 北海学園大学経済学部 (011-841-1161) mizunoya@econ.hokkai-s-u.ac.jp	水野谷 武志
東北・関東	422-8529 静岡市駿河区大谷 836 静岡大学人文社会科学部 (054-238-4551) uwafuji.ichiro@shizuoka.ac.jp	上藤 一郎
関西	525-8577 草津市野路東 1-1-1 立命館大学経済学部 (077-561-4832) tth27008@fc.ritsumei.ac.jp	橋本 貴彦
九州	890-0065 鹿児島市郡元 1-21-30 鹿児島大学法文学部 (099-285-7601) matsukawa@leh.kagoshima-u.ac.jp	松川 太一郎

## 『統計学』編集委員

委員長 大井達雄 (東北・関東, 立正大学)

副委員長 橋本貴彦 (関西, 立命館大学)

委員 鈴木雄大 (北海道, 北海学園大学), 佐藤智秋 (東北・関東, 愛媛大学),  
坂田大輔 (東北・関東, 神奈川大学)

統計学 No.125

定価 1,760円(本体1,600円)

2023年9月30日 発行	発行所	経済統計学会 〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9 音羽リスマチック株式会社 TEL/FAX 03(3945)3227 E-mail: office@jsest.jp http://www.jsest.jp/
	発行人	代表者 坂田 幸 繁
	発売所	音羽リスマチック株式会社 〒112-0013 東京都文京区音羽1-6-9 TEL/FAX 03(3945)3227 E-mail: otorisu@jupiter.ocn.ne.jp 代表者 遠 藤 誠

# Statistics

---

No. 125

2023 September

---

## Articles

Panel Data Analysis on Income Inequality and Intergenerational Income Elasticity in China :  
The Role of Regional Heterogeneity  
..... Yapeng LI (1)

Transition of official statistics practical work :  
From the viewpoint of the tabulation technique development process in the Meiji era  
..... Yoshiyuki KOBAYASHI (17)

Reexamination of the Index Formula for Calculating the “Seikatsufujosoutou” CPI  
..... Takahiro SUZUKI (33)

Housework and Childcare as Multitask  
..... Taiki HIRAI (49)

## JSES Activities

The 67<sup>th</sup> Session of the JSES ..... (64)  
Guidelines for the Contribution to *Statistics* ..... (74)

---

Japan Society of Economic Statistics

---