

# 統計学

第 119 号

---

## 研究論文

傾向スコアマッチングの適用による新たな多変量型の比率代入法

全国消費実態調査の匿名データを用いた検証

..... 高橋 将宜 (1)

乳幼児を持つ夫妻及び母子世帯の時間貧困

..... 水野谷武志 (18)

## 報告論文

一般逆行列を用いたU表・V表からの産業連関表の推計

..... 氏川 恵次 (33)

## 本会記事

内閣総理大臣の日本学術会議会員任命拒否をめぐる経済統計学会からの声明..... (40)

経済統計学会第64回(2020年度)全国研究大会・会員総会..... (42)

投稿規程..... (56)

---

2020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ことを望むものである。

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]）

# 傾向スコアマッチングの適用による新たな多変量型の比率代入法：全国消費実態調査の匿名データを用いた検証

高橋将宜\*

## 要旨

公的経済統計における欠測値の処理方法を改善することは、重要な学術的かつ社会的課題である。これまで、わが国および諸外国における公的経済統計では、欠測値を処理する方法として比率代入法 (ratio imputation) を頻繁に活用してきた。しかし、比率代入モデルは切片なしの単回帰モデルであるため、データ内に多数の共変量があっても、それらの情報を活用できない。そこで、本研究では、傾向スコア (propensity score) を活用することで、多数の共変量のバランシングを行い、マッチングをすることによって比率代入法の精度向上を目指す。全国消費実態調査の匿名データを使ったサブサンプリングによるシミュレーションやモンテカルロ・シミュレーションを通じて、提案手法と伝統的な手法との優劣を比較検証する。

## キーワード

欠測データ、比率代入法、傾向スコアマッチング、公的統計、匿名データ

## 1. はじめに

欠測データの研究には、学術的に重要な意義があるだけでなく、公的統計の実務にも応用可能なものとして社会貢献できるという点で、实际的に重要な意義もある。2020年6月2日には、「公的統計の整備に関する基本的な計画」の変更点が閣議決定され、「法人企業統計調査における欠測値の補完方法の改善」や「事業所・企業や各種法人等に係る統計調査を実施するに当たり、欠測値の補完や集計の充実等を検討」することとされている<sup>1)</sup>。本研究の目的は、任意の経済データに欠測が発生しているとき、変数の合計値や平均値を集計するための適切な方法を学術的に追究することである。その結果として、本研究の成

果により、公的統計における欠測値処理の実務の改善にも寄与するものである。

諸外国においても、わが国においても、公的経済統計における欠測値処理方法として、比率代入法 (ratio imputation) がよく用いられる (高橋, 2017)。しかしながら、比率代入法は切片なしの単回帰モデルであるため、データ内に多数の共変量があっても、それらの情報を活用できない。本研究では、比率代入モデルに組み込むことのできない共変量の集合  $X$  の情報を、傾向スコアマッチング (propensity score matching) を用いて活用する新たな手法を提案する。傾向スコアによって多数の共変量のバランシングを行ってマッチングをした上で、比率代入法を用いることで、精度の向上を目指す。

一般的に、傾向スコアは、「処置の割付けを表すダミー変数  $Z$  および観測された共変量

\* 正会員，長崎大学情報データ科学部  
e-mail : m-takahashi@nagasaki-u.ac.jp

の集合  $X$  に対し、 $X$  が与えられたときに個体が処置に割付けられる確率  $e(X) = P(Z = 1|X)$  (岩崎, 2015, p.96) として定義される。本研究では、「処置の割付」を「欠測の状態」と置き換えることで、傾向スコアを活用する。すなわち、本研究における傾向スコアは、欠測を表すダミー変数  $Z$  および観測された共変量の集合  $X$  に対し、 $X$  が与えられたときに個体が欠測する確率  $e(X) = P(Z = 1|X)$  である。傾向スコアについては、「特に  $X$  の次元が大きい場合には、その情報が 1 次元の  $e(X)$  に集約されるため、実際のデータ解析上きわめて有用である」(岩崎, 2015, p.97) ことが指摘されており、単回帰モデルとしての比率代入法の欠点を補うことができると期待される。

本研究では、全国消費実態調査の匿名データ<sup>2)</sup>を使って、サブサンプリングによるシミュレーションを行い、提案手法を伝統的な手法と比較検証する。また、手法の優劣に関する一般性を担保するために、モンテカルロ・シミュレーションによるエビデンスも示す。よって、本研究の成果は、全国消費実態調査の欠測値だけではなく、経済センサス-活動調査の欠測値処理など、不均一分散の兆候を示す公的経済統計全般に幅広く応用が可能である。ただし、経済センサス-活動調査のマイクロデータ自体は利用できないため、本稿では、実データとして全国消費実態調査(2004年)の匿名データを用いる。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、分析に用いた全国消費実態調査の匿名データの特徴を解説する。3節では、従来より公的経済統計の欠測値処理に使用されている比率代入法の長所と短所について論じる。4節では、傾向スコアを応用することで比率代入法に多変量の情報を組み入れる方法を提案する。5節では、全国消費実態調査の匿名データを用いたノンパラメトリックなサブサンプリング分析により、欠測値処理手法の優劣を比較検証する。6節では、パラメトリッ

クなモンテカルロ・シミュレーションを実行することで、各手法の優劣に関するエビデンスを補強する。7節において、本研究での知見をまとめる。

## 2. 全国消費実態調査の匿名データ

本稿では、全国消費実態調査(2004年)の匿名データを用いた。この匿名データは、二人以上世帯(約4.4万レコード)と単身世帯(約0.4万レコード)に分けて提供されている。本研究では、単身世帯は標本サイズが小さく後述するサブサンプリングによる分析に適さないため対象とせず、二人以上世帯を対象とした。この節では、全国消費実態調査(2004年)の匿名データについて、本研究において重要となる点について言及する。

### 2.1 全国消費実態調査の匿名データにおける欠測値とその処理方法

本稿における主要な変数は、年間収入(V0399)である。この変数は「年収・貯蓄等調査票」により調査した年間収入に基づいている。また、全国消費実態調査の匿名データには、「調査票等の有無\_年収票\_不詳\_年間収入」(V0009)という変数があり、ここで「1 = 年間収入不詳あり」、「0 = 年間収入不詳なし」、「ブランク = 年収票無し」を表している。年間収入が不詳の世帯について、全国消費実態調査では、「世帯主の職業、消費支出額、世帯主の年齢、有業人員により年間収入を推計」(総務省統計局, 2004)している<sup>3)</sup>。つまり、推計式は、(2.1)式のとおり、重回帰モデルと考えられる。

$$\begin{aligned} \widehat{\text{年間収入}}_i = & \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \text{世帯主の職業}_i \\ & + \hat{\beta}_2 \text{消費支出}_i + \hat{\beta}_3 \text{世帯主の年齢}_i \\ & + \hat{\beta}_4 \text{有業人員}_i \end{aligned} \quad (2.1)$$

一般的に、(2.1)式の  $\beta_j$  は、通常の最小二乗法(OLS: Ordinary Least Squares)によって推定されることが多い。ガウス・マルコフの

仮定が満たされるとき、通常の最小二乗法による  $\beta_j$  は最良線形不偏推定量 (BLUE: Best Linear Unbiased Estimator) である。なお、ガウス・マルコフの仮定とは、パラメータに関する線形性、無作為抽出、完全な多重共線性がないこと、誤差項の条件付き期待値 = 0、均一分散である (Wooldridge, 2009, pp.84-94)。この点については、3 節で重要となる。

## 2.2 本研究で使用した変数

本研究で使用した変数の一覧は、表 1 に示すとおりである。これらの変数は、(2.1) 式に登場している変数である。年間収入の平均値を集計対象とし、特に、年間収入に欠測が発生している状況において、どのようにして年間収入の平均値を集計できるかを議論する。実際の調査においても、「年齢階級別の年間収入の平均値」や「貯蓄年収比 = 年間収入の平均値に対する貯蓄現在高の比率」などを分

析しており、年間収入の平均値を適切に集計することは重要である<sup>4)</sup>。

就業人員 (V0018) は、匿名データでは 0～6 までの値で記録されているが、すべてに 1 を足した。結果として、0→1 人を意味し、6→7 人を意味するため、理解しやすい。また、このようにすることで、対数変換しても問題は起こらなくなる。なお、匿名データでは、秘匿の目的で、8 人以上の世帯は削除されている。就業人員は、間隔尺度の量的変数である。なお、就業人員と有業人員 (V0391) は同じデータである。

年齢 5 歳階級 (V0042) は、1～18 までのカテゴリを持つ変数で、1 は 0～4 歳、2 は 5～9 歳を意味し、以後、5 歳ずつの均等な間隔で、17 は 80～84 歳、18 は 85 歳以上を意味している。よって、年齢 5 歳階級は間隔尺度の量的変数である。

職業符号 (V0048) は、表 2 のとおり、13 種

表 1 変数の一覧

変数番号	変数名	平均値	標準偏差	第 1 四分位数	中央値	第 3 四分位数
V0018	就業人員	2.421	0.967	2.000	2.000	3.000
V0042	年齢 5 歳階級	11.214	2.799	9.00	11.00	13.00
V0048	職業符号	NA	NA	NA	NA	NA
V0399	年間収入	656.978	364.523	397.000	580.000	838.000
V0455	消費支出	31.590	19.290	19.921	27.222	37.473

注：NA = 該当なし (質的データのため)

表 2 職業符号 (二人以上世帯)

職業符号	職業	標本サイズ	使用○/×
1	常用労務作業	9322	○
2	臨時及び日々雇労務作業	247	×
3	民間職員	11069	○
4	官公職員 1	947	○
5	官公職員 2	3984	○
6	商人及び職人	4375	○
7	個人経営者	463	×
8	農林漁業従業者	1623	×
9	法人経営者	1312	×
10	自由業者	578	×
11	その他	86	×
12	無職	9852	○
13	家族従業者	3	×

注：○は分析に使用した職業符号を表し、×は分析に使用しなかった職業符号を表す。

類の職業からなる1～13までのカテゴリを持つ変数で、名義尺度の質的変数である。ただし、カテゴリ2, 7, 8, 9, 10, 11, 13は観測数が少なく、5節のサブサンプリングによる分析に適さないため、本稿では用いない。また、カテゴリ4の観測数は947で少ないため、カテゴリ4(官公職員1)とカテゴリ5(官公職員2)を統合して1つのカテゴリとした。

年間収入(V0399)は、比率尺度の量的変数であり、単位は万円/年である。なお、本稿の研究目的は欠測値の処理であるため、2.1項の情報から考えて、年間収入の欠測値を代入処理したと考えられる1753個の値は分析から除外している。本研究の目的は、2004年の調査において欠測値を代入処理した値自体を復元することではないためである。

消費支出(V0455)は、比率尺度の量的変数である。もともとの匿名データでは、単位は円/月であるが、年間収入と単位を揃えるた

め、万円/月にコーディングし直した。

なお、もともとの匿名データの観測数は43,861であるが、職業符号の統合と年間収入の欠測値の代入値を除去したため、本研究で使用したデータの観測数は36,936である。

主な変数の分布は、図1のヒストグラムのとおりである。データの秘匿という観点から、ヒストグラムの軸は意図的に表示していないが、年間収入、消費支出、就業人員は右にすその長い分布をしていることが分かる。

年間収入に欠測が発生しているときに、消費支出の観測データから年間収入の値を予測したい。そこで、図2は年間収入と消費支出の関係を示した散布図である。ここから、年間収入と消費支出は正の相関関係があることが見て取れるが、同時に、消費支出が大きくなればなるほど年間収入の分散が大きくなっており、不均一分散の兆候も見て取れる。実際に、年間収入を被説明変数とし、消費支出

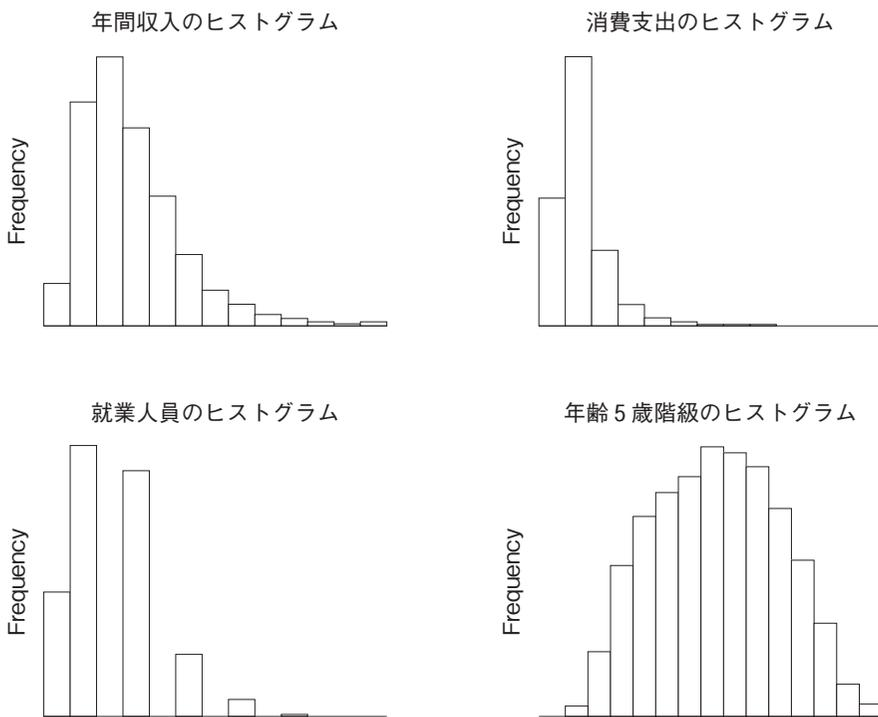


図1 生データの分布

注：データの秘匿という観点から、ヒストグラムの軸は意図的に表示していない。

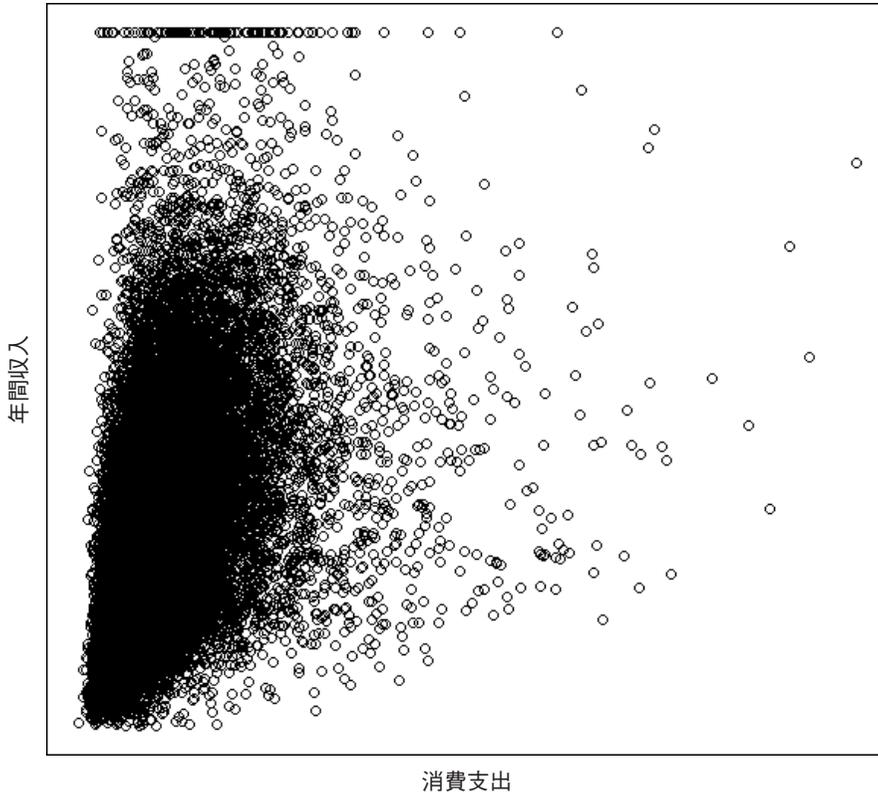


図2 年間収入と消費支出の散布図

注：データの秘匿という観点から、散布図の軸は意図的に表示していない。

を説明変数として回帰モデルを作り、ブリューシュ・ペイガン (Breusch-Pagan) 検定<sup>5)</sup>を実行すると、 $BP=2859.3$ ,  $df=1$ であり、帰無仮説「誤差項の分散は均一である」を5%の有意水準で棄却する ( $p=0.000$ )。つまり、誤差項の分散は不均一と考えられる。この点は、欠測値を代入処理するモデリングにおいて重要になるため、3節において詳述する。

なお、匿名データには秘匿処理が施されている。リサンプリング、識別情報の削除、特異なレコードの削除、トップコーディングとボトムコーディング、リコーディングである<sup>6)</sup>。中でも、トップコーディングは極端に大きな値に関して上限値を設けて、上限値よりも上の値を切断している。このようにトップコーディングされている場合、真値は上限値以上のどこかに存在することだけは分かっている。

年齢について、85歳以上は85歳にトップコーディングされており、203個の観測値が該当する。年間収入について、2500万円以上は2500万円にトップコーディングされており、98個の観測値が該当する。

### 3. 比率代入法の長所と短所

$D=(Y_i, X_{ji})$ を考える ( $i=1, \dots, n; j=1, \dots, p-1$ )。つまり、 $n$ 個の観測数、 $p$ 個の変数からなるデータ  $D$  である。特に、 $Y_i$ を被説明変数とし、 $X_{ji}$ を  $p-1$ 個の説明変数としよう。具体的には、(2.1)式と同様に、 $p=5$ 個の重回帰モデル(3.1)式を考える。

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

(2.1)式と同様に、(3.1)式の  $\beta_j$ は、通常の最小二乗法 (OLS) によって推定されることが

多いが、均一分散の仮定が満たされないとき、通常の最小二乗法 (OLS) による  $\hat{\beta}_1$  は最良線形不偏推定量 (BLUE) ではない。

年間収入や消費支出などの経済データの分布は、図1で見たとおり、右にすそが長い。このような変数では、図2で見たとおり、回帰モデルを構築した場合、誤差項の分散が不均一となることが多い。つまり、誤差項  $\varepsilon$  の期待値は0だが、分散は  $\sigma^2 X_i^{2\theta}$  といった具合に  $X_i$  の値に比例して不均一である。

このような不均一分散が疑われる変数に欠測が発生している場合、諸外国の公的経済統計では、重回帰モデルではなく、比率代入法 (ratio imputation) を用いることによって、経済データの欠測値に対処していることが知られている (de Waal et al., 2011, p.244; 高橋, 2017)。比率代入法とは、(3.2)式のように、切片なしの単回帰モデルの構造をしている。その長所は、誤差項  $\varepsilon_i$  の分散が不均一の場合でも、最良線形不偏推定量 (BLUE) となる好ましい性質を持っている。具体的には、重み付き最小二乗法 (WLS: Weighted Least Squares) のフレームワークを使うと、 $\theta=0.0$  のとき(3.3)式の通常の最小二乗法による  $\hat{\beta}_1$  が BLUE であり、 $\theta=0.5$  のとき(3.4)式の平均値の比率による  $\hat{\beta}_1$  が BLUE であり、 $\theta=1.0$  のとき(3.5)式の比率の平均値による  $\hat{\beta}_1$  が BLUE である (Takahashi et al., 2017)。また、これらは最尤推定量 (MLE: Maximum Likelihood Estimator) である (Little & Rubin, 2020, p.149)。なお、 $\Sigma$  を取る範囲は  $i=1, \dots, n$  である。

$$\begin{aligned} Y_i &= \beta_1 X_i + \varepsilon_i \\ \varepsilon_i &\sim N(0, \sigma^2 X_i^{2\theta}) \end{aligned} \quad (3.2)$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum X_i Y_i}{\sum X_i^2} \quad (3.3)$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum Y_i/n}{\sum X_i/n} = \frac{\bar{Y}}{\bar{X}} \quad (3.4)$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{1}{n} \sum \frac{Y_i}{X_i} \quad (3.5)$$

したがって、年間収入の合計値の算出を目的とした場合、重回帰式の  $\beta$  は、不均一分散の影響により、BLUEではない。よって、比率代入法を用いる必要がある。

一方、比率代入法の最大の短所として、このモデルは(3.6)式のような単回帰モデルの形しか取ることができないことが挙げられる。つまり、(2.1)式のように他の共変量 (世帯主の職業、世帯主の年齢、有業人員) の情報がデータ内にあったとしても、それらの情報を十分に活用することができない。

$$\widehat{\text{年間収入}}_i = \hat{\beta}_1 \text{消費支出}_i \quad (3.6)$$

#### 4. 本研究の提案手法

前節で見たとおり、経済データの特徴を考えると、比率代入法は好ましい特性を持っているものの、単回帰モデルの形でしか使用できないという構造的な制約がある。そこで、この比率代入法の欠点を克服するために、本研究では、比率代入モデルに組み込むことのできない共変量の集合  $X$  の情報を、傾向スコアマッチングを用いて活用することを提案する。

前節から引き続き、 $D = (Y_i, X_{ji})$  を考える ( $i=1, \dots, n; j=1, \dots, p-1$ )。つまり、表3のとおり、観測数が  $n$  個であり、 $p$  個の変数からなるデータ  $D$  である。特に、 $Y_i$  に欠測が発生しており、 $X_{ji}$  を  $p-1$  個の変数としよう。太枠で囲んだ部分が、 $n \times (p-1)$  の共変量の集合  $X$  である。すなわち、表3において、太枠で囲んだ  $p-1$  個の変数からなる情報を傾向スコアで縮約して活用する<sup>7)</sup>。

一般的に、傾向スコアは、「処置の割付けを表すダミー変数  $Z$  および観測された共変量の集合  $X$  に対し、 $X$  が与えられたときに個体が処置に割付けられる確率  $e(X) = P(Z=1|X)$ 」(岩崎, 2015, p.96) と定義される。本研究では、この定義を以下のように拡張する。「処置の割付」を「欠測の状態」と置き換える

表 3 データ  $D$  (シミュレーションによる乱数)

世帯番号	$Y_i$	$X_{1,i}$	$X_{2,i}$	...	$X_{p-1,i}$
1	463	44	2	...	13
2	850	35	4	...	11
3	1006	50	3	...	10
4	538	36	2	...	8
5		49	3	...	10
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
$n-1$	193	22	1	...	17
$n$	454	20	3	...	12

注：空欄はデータが欠測していることを表す。添字  $i$  は世帯番号を表す。

表 4 データの具体例 (シミュレーションによる乱数)

世帯番号	年間収入 $_i$	欠測指示行列 $_i$	消費支出 $_i$	年齢 5 歳階級 $_i$
1	463	0	44	13
2	850	0	35	11
3	1006	0	50	10
4	538	0	36	8
5		1	49	10

注：空欄はデータが欠測していることを表す。添字  $i$  は世帯番号を表す。

ことで、傾向スコアを活用する。つまり、本研究における傾向スコアは、欠測を表すダミー変数  $Z$  および観測された共変量の集合  $X$  に対し、 $X$  が与えられたときに個体が欠測する確率  $e(X) = P(Z=1|X)$  である (阿部, 2016, p.103)。

このようにして傾向スコアを用いる利点としては、「特に  $X$  の次元が大きい場合には、その情報が 1 次元の  $e(X)$  に集約されるため、実際のデータ解析上きわめて有用である」(岩崎, 2015, p.97) ことが指摘されており、単回帰モデルとしての比率代入法の欠点を補うことができること期待される。ただし、傾向スコアを用いる際には、「処置によって影響を受けた変数はモデルに含めるべきではないというコンセンサス」(岩崎, 2015, p.105) があり、比率代入法の対象となる欠測変数  $Y_i$  自体は、傾向スコアの推定に使ってはいけないことに注意が必要である。

傾向スコアによりマッチングした後、比率

代入法のパラメータ推定を行い、欠測値を予測する<sup>8)</sup>。年間収入に欠測が発生しており、消費支出との平均値の比率による代入法を用いる場面を考える。このとき、表 4 のとおり、データ内に世帯主の年齢の情報もあるとしよう。

具体的なアルゴリズムは、以下のとおりである。欠測指示行列より、表 4 には 2 つのグループがある。欠測指示行列 = 0 のグループでは、年間収入の値が観測されている。一方、欠測指示行列 = 1 のグループでは、年間収入の値が欠測している。世帯番号 5 の年間収入の値が欠測している。消費支出と世帯主の年齢より、世帯番号 1~4 の中で世帯番号 5 に最も近いのは、世帯番号 3 である。よって、(4.1) 式のとおり、世帯番号 3 の消費支出と年間収入の比率を世帯番号 5 の消費支出の値に掛けた値を、世帯番号 5 の年間収入の欠測値に代入する。

$$\begin{aligned}\widehat{\text{年間収入}}_5 &= \frac{1006}{50} \text{消費支出}_5 \\ &= \frac{1006}{50} 49 = 985.88\end{aligned}\quad (4.1)$$

実際には、傾向スコアの推定は、(4.2)式のとおり、ロジスティック回帰モデルによって行う(阿部, 2016, p.103)。ここで、 $K$ を欠測指示行列(0 = 欠測, 1 = 観測)とする<sup>9)</sup>。

$$\begin{aligned}\text{logit}(p(K_i=1)) \\ = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \dots + \beta_{p-1} X_{p-1,i}\end{aligned}\quad (4.2)$$

傾向スコアが得られたら、処置の状況(本研究では欠測)に割り当てられる尤度の近いものどうして構成される新たな標本を作る。これがマッチングの基本的な考え方である(Guo & Fraser, 2015, p.145)。マッチングの方法はさまざまあるが、本研究では最近隣法(nearest neighbor)を用いる。各々の処置群のユニットに対して、一度に一つずつ、対照群から最も近いユニットを選ぶ貪欲マッチング(greedy matching)である(Ho et al., 2011, p.7)。他のマッチング手法に関しては、Guo & Fraser (2015, pp.145-152) および岩崎 (2015, pp.119-120) を参照されたい<sup>10)</sup>。

## 5. 実データを用いたサブサンプリングによる実証

本節では、全国消費実態調査の匿名データからノンパラメトリックなサブサンプリングによるシミュレーションを実行する。

### 5.1 シミュレーション設計

#### 5.1.1 サブサンプリング

$N$ を母集団サイズ、 $n$ を標本サイズ、 $b$ を副標本(subsample)サイズとしよう( $N > n > b$ )。観測データは、サイズ $N$ の母集団から無作為抽出されたサイズ $n$ の標本とする。この観測データを擬似母集団として、そこから非復元抽出によってサイズ $b$ の副標本を無作為抽出した場合、この副標本は真のモデルから得ら

れたサイズ $b$ の標本とみなすことができる。これをサブサンプリングという(Politis et al., 2001, p.1106)。本節では、全国消費実態調査の二人以上世帯(観測数36,936)の匿名データを擬似母集団として扱い、そこからサブサンプリングによって得られた副標本を用いて分析を行う。本稿では、副標本サイズ $b$ を1000に設定し、サブサンプリングを1万回実行する<sup>11)</sup>。

#### 5.1.2 欠測の発生方法

上記のルールによって得られた各々の副標本において、以下の方法で欠測を発生させた。Schenker et al. (2006, p.925)より、1997年から2004年までのNational Health Interview Surveyにおける収入と所得の欠測率はいずれも平均して約30%だったことを考慮して、欠測率は約30%に設定している。

MCAR<sup>12)</sup>：一様乱数[0, 1]の値に応じて、年間収入の欠測を約30%発生させた。

MAR<sup>13)</sup>(強MAR)：消費支出が中央値よりも大きい場合に年間収入の欠測率を約50%、消費支出が中央値よりも小さい場合に年間収入の欠測率を約10%とし、全体として約30%の欠測を発生させた。

NMAR<sup>14)</sup>(弱MAR)：年間収入が中央値よりも大きい場合に年間収入の欠測率を約50%、年間収入が中央値よりも小さい場合に年間収入の欠測率を約10%とし、全体として約30%の欠測を発生させた。

### 5.2 シミュレーションにおける推測の対象と結果の評価方法

2節で説明したとおり、年間収入の平均値を $\theta$ として、集計対象とする。(5.1)式の偏り(bias)および(5.2)式の二乗平均平方根誤差(RMSE: root mean squared error)を評価方法として使用する(Gujarati, 2003, pp.899-901; Carsey & Harden, 2014, pp.87-89)。偏り(bias)

はゼロであれば、推定量が平均して母数に一致することを意味するため、ゼロに近いほど良い。一方、推定量の性能を比較するときには、偏りと効率性 (efficiency) にトレードオフが発生することがある。このとき、推定量の偏りだけでなく、効率性も評価できる指標が二乗平均平方根誤差 (RMSE) である。偏りがゼロに近く、RMSE もゼロに近いものが、理想的な推定量である。なお、効率性のみを示した指標として、SE (標準誤差：推定量の標準偏差) も示す。

$$\text{Bias}(\hat{\theta}) = \mathbf{E}(\hat{\theta}) - \theta \quad (5.1)$$

$$\text{RMSE}(\hat{\theta}) = \sqrt{\mathbf{E}(\hat{\theta} - \theta)^2} \quad (5.2)$$

これらの評価手法を用いて、以下の6つの結果を比較して精度の評価を行う。

完全データは、観測数36,936の匿名データからサブサンプリングによって得られたサイズ1000の副標本である。欠測は発生していないため、1万回のサブサンプリングの平均値は不偏と期待される。つまり、この結果が、精度の上限に相当する。

リストワイズ除去によるデータは、上記の完全データに5.1.2で説明した欠測を発生させて、欠測値を含む行全体を除去したデータである。欠測による偏りは一切の処理をされていないため、1万回のサブサンプリングの平均値の期待値は偏っていると期待される。つまり、この結果が、精度の下限に相当する。

通常の比率代入法は、上記の完全データに5.1.2で説明した欠測を発生させたデータにおいて、(3.4)式の平均値の比率を用いた(3.6)式の比率代入法によって欠測値を処理したものである。

傾向スコアを用いた比率代入法は、上記の完全データに5.1.2で説明した欠測を発生させたデータにおいて、4節で提案した手法によって欠測値を処理したものである。

重回帰モデル (線形) は、上記の完全データに5.1.2で説明した欠測を発生させたデータ

において、(2.1)式の重回帰モデルによって欠測値を処理したものである。

重回帰モデル (対数変換) は、上記の完全データに5.1.2で説明した欠測を発生させたデータにおいて、(5.3)式の重回帰モデルによって欠測値を処理して得られた年間収入の予測値を指数変換したものである。

$$\begin{aligned} \log(\widehat{\text{年間収入}}_i) &= \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \text{世帯主の職業}_i \\ &+ \hat{\beta}_2 \log(\text{消費支出}_i) + \hat{\beta}_3 \text{世帯主の年齢}_i \\ &+ \hat{\beta}_4 \log(\text{就業人員}_i) \end{aligned} \quad (5.3)$$

なお、世帯主の職業は名義尺度の質的変数なので、重回帰モデル (線形) および重回帰モデル (対数変換) では一連のダミー変数としてモデリングした。

### 5.3 サブサンプリングによるシミュレーション結果

表5は検証結果である。3種類の欠測メカニズムごとに、それぞれの手法の偏り (bias) と二乗平均平方根誤差 (RMSE) を報告している。いずれも0に近いほど良い性能を示す。

MCARでは、完全データ、リストワイズ、比率代入法 (通常)、比率代入法 (傾向スコア)、重回帰モデル (線形) のいずれも偏りはない。これは、欠測の発生メカニズムが完全に無作為であるという性質上、推定結果にも偏りは発生しないと期待されるとおりである。しかしながら、MCARですら、重回帰モデル (対数変換) には偏りがある。Wooldridge (2009, pp.210-214) にあるとおり、対数変換したモデルの予測値を指数変換した場合、誤差項の期待値が0にならないため偏りが発生するからである。ここから、公的統計における欠測値処理では、対数変換した重回帰モデルが使われない理由が分かる。

MAR (強MAR) では、完全データには偏りがなく、リストワイズが最も偏っている。完全データを除くと、提案手法の比率代入法 (傾向スコア) が最も偏りが少ない。一方、

表5 サブサンプリングによるシミュレーションの結果

欠測メカニズム	手法	Bias	SE	RMSE
MCAR	完全データ	0.145	11.492	11.492
	リストワイズ	0.127	13.694	13.694
	比率(通常)	0.282	14.049	14.052
	比率(傾向スコア)	0.505	14.124	14.133
	重回帰(線形)	0.233	12.879	12.880
	重回帰(対数変換)	-12.888	12.563	17.997
MAR(強MAR)	完全データ	-0.126	11.501	11.501
	リストワイズ	-45.187	13.147	47.061
	比率(通常)	31.444	15.743	35.165
	比率(傾向スコア)	5.996	14.525	15.713
	重回帰(線形)	-7.599	13.759	15.717
	重回帰(対数変換)	-14.557	13.279	19.703
NMAR(弱MAR)	完全データ	-0.017	11.553	11.552
	リストワイズ	-77.388	12.881	78.453
	比率(通常)	-37.089	14.155	39.698
	比率(傾向スコア)	-35.593	14.313	38.363
	重回帰(線形)	-39.924	13.011	41.991
	重回帰(対数変換)	-52.574	12.733	54.094

RMSE基準では、比率代入法(傾向スコア)と重回帰モデル(線形)の性能はほぼ同等である(RMSEは小さい方が優れていることを表す)。結論としては、RMSE基準では、比率代入法(傾向スコア)と重回帰モデル(線形)の性能はほぼ同等だが、偏りの少なさという点で比率代入法(傾向スコア)が勝る。MAR(強MAR)の場合の各手法の偏りを具体的に確認しよう。完全データにおける年収の平均値と比較して、リストワイズでは約45.2万円低く、比率代入法(通常)では約31.4万円高く、比率代入法(傾向スコア)では約6.0万円高く、重回帰モデル(線形)では約7.6万円低く、重回帰モデル(対数変換)では約14.6万円低い。

NMAR(弱MAR)では、完全データには偏りがなく、リストワイズが最も偏っている。完全データを除くと、提案手法の比率代入法(傾向スコア)が最も偏りが少ない。RMSEで判断しても、同様である。NMAR(弱MAR)の場合の各手法の偏りを具体的に確認しよう。完全データにおける年収の平均値と比較して、

リストワイズでは約77.4万円低く、比率代入法(通常)では約37.1万円低く、比率代入法(傾向スコア)では約35.6万円低く、重回帰モデル(線形)では約39.9万円低く、重回帰モデル(対数変換)では約52.6万円低い。

なお、MAR(強MAR)では消費支出が中央値よりも大きい場合に、NMAR(弱MAR)では年間収入が中央値よりも大きい場合に、年間収入の欠測率が約50%としている。MAR(強MAR)では消費支出が中央値よりも小さい場合に、NMAR(弱MAR)では年間収入が中央値よりも小さい場合に、年間収入の欠測率を約10%としている。よって、偏りのほとんどが負となっている。

## 6. モンテカルロ・シミュレーションによるエビデンス

前節では、全国消費実態調査の匿名データからノンパラメトリックなサブサンプリングによる実証を行った。本節では、パラメトリックなモンテカルロ・シミュレーションによるエビデンスも提示することで、提案手法

の優位性に関する主張を補強する<sup>15)</sup>。各変数は、(6.1)式と(6.2)式のとおりに生成した。

$$\begin{aligned} Y_i &= \beta_0 X_{1i}^{\beta_1} e^{\varepsilon_{1i}} \\ \beta_0 &= 1 \\ \beta_1 &= 1.5 \\ X_{1i} &\sim LN(1.5, 0.5) \\ \varepsilon_{1i} &\sim N(0, 0.3\sqrt{X_{1i}}) \end{aligned} \quad (6.1)$$

$$\begin{aligned} X_{ji} &= \beta_0 Y_i^{\beta_j} e^{\varepsilon_{ji}} \\ \beta_2 &= 0.4 \\ \beta_3 &= 0.3 \\ \beta_4 &= 0.3 \\ \varepsilon_{ji} &\sim N(0, 1) \\ j &= 2, 3, 4 \end{aligned} \quad (6.2)$$

(6.1)式は、指数回帰モデルである。図1で見たとおり、年間収入や消費支出といった変数は、右に裾が長い分布をしている。このような変数は、自然対数に変換すると正規分布に従う対数正規分布と考えられる(Gujarati, 2003, p.175)。経済学における具体例としては、コブ・ダグラス型生産関数を参照されたい(浅野・中村, 2009, p.97)。 $\varepsilon_{1i}$ の分散は $0.3\sqrt{X_{1i}}$ で

あり、 $X_{1i}$ の値に応じて大きくなる不均一分散となっている。つまり、通常の最小二乗法による回帰モデルの仮定は満たされていない。(6.2)式も同様だが、ここで、 $X_{ji}$ は $X_1$ と直接の関係はないものの、 $Y_i$ を通じて間接的な関係を持っている。つまり、分析モデルに含める必要性はないが、代入モデルに含めることで欠測値処理の精度が高められる補助変数の役割を担っている。

$Y_i$ の欠測発生方法は、5.1.2に準じてMCAR, MAR(強MAR), NMAR(弱MAR)として、欠測率も約30%とした。1万回のモンテカルロ・シミュレーションを実行する。評価方法も、5.2項に準じて、(5.1)式の偏り(bias)および(5.2)式の二乗平均平方根誤差(RMSE)を評価方法として使用する。

## 6.1 モンテカルロ・シミュレーションの結果

表6は検証結果である。3種類の欠測メカニズムごとに、それぞれの手法の偏り(bias)と二乗平均平方根誤差(RMSE)を報告している。

表6 モンテカルロ・シミュレーションの結果

欠測メカニズム	手法	Bias	SE	RMSE
MCAR	完全データ	-0.016	1.870	1.870
	リストワイズ	-0.030	2.205	2.205
	比率(通常)	-0.032	2.170	2.170
	比率(傾向スコア)	-0.050	2.132	2.132
	重回帰(線形)	-0.035	2.211	2.211
	重回帰(対数変換)	-1.416	1.656	2.179
MAR(強MAR)	完全データ	-0.001	2.117	2.117
	リストワイズ	-3.201	2.003	3.776
	比率(通常)	-1.410	2.213	2.624
	比率(傾向スコア)	-0.328	2.252	2.276
	重回帰(線形)	0.730	4.860	4.914
	重回帰(対数変換)	-2.293	1.552	2.769
NMAR(弱MAR)	完全データ	-0.022	1.685	1.685
	リストワイズ	-3.736	1.740	4.121
	比率(通常)	-2.502	1.851	3.113
	比率(傾向スコア)	-1.559	1.805	2.385
	重回帰(線形)	-0.698	3.122	3.199
	重回帰(対数変換)	-3.507	1.360	3.761

サブサンプリングの場合と同様に、MCARでは、完全データ、リストワイズ、比率代入法（通常）、比率代入法（傾向スコア）、重回帰モデル（線形）のいずれも偏りはないが、MCARですら、重回帰モデル（対数変換）には偏りがある。

MAR（強MAR）では、完全データには偏りがなく、リストワイズが最も偏っている。完全データを除くと、提案手法の比率代入法（傾向スコア）が最も偏りが少ない。効率性も加味したRMSE基準でも比率代入法（傾向スコア）の性能が最も良い。

NMAR（弱MAR）では、完全データには偏りがなく、リストワイズが最も偏っている。完全データを除くと、重回帰モデル（線形）が最も偏りが少なく、提案手法の比率代入法（傾向スコア）がそれに続く。一方、比率代入法（傾向スコア）の方がRMSE基準において重回帰モデル（線形）よりも優れている。偏りと効率性のトレードオフにおいてどちらを優先すべきかは悩ましい問題だが、RMSEは2つの不偏ではない推定量の優劣を示す（Gujarati, 2003, p.902）。よって、RMSE基準より、総合的には、重回帰モデル（線形）よりも比率代入法（傾向スコア）の方が優れていると判断できる。

特に、比率代入法（傾向スコア）と重回帰モデル（線形）のBiasとRMSEの結果に関して、MARとNMARで結果が逆転している点について詳しく見てみよう。NMARの場合の重回帰モデル（線形）のBiasが小さいことは、実際には良くない兆候を示していることを説明する。表6において、リストワイズのBias（偏り）に注目する。MARのとき、Bias = -3.201であり、NMARのとき、Bias = -3.736である。つまり、NMARの方がMARよりも偏りが大きい。

本稿におけるMARとは、 $X$ の値が中央値よりも大きい場合に $Y$ の欠測率を約50%、 $X$ の値が中央値よりも小さい場合に $Y$ の欠測

率を約10%という意味であった。また、本稿におけるNMARとは、 $Y$ の値が中央値よりも大きい場合に $Y$ の欠測率を約50%、 $Y$ の値が中央値よりも小さい場合に $Y$ の欠測率を約10%という意味であった。

つまり、いずれの場合も $Y$ の大きい方の値に欠測が多く発生しており、リストワイズの結果は真値を過小推定している点では同じである。しかし、NMARのとき、欠測は $Y$ の値そのものに直接依存しているため、NMARの過小推定の度合いの方がMARのときよりも大きい。表6より、完全データの精度が最も良く、リストワイズの精度が最も悪い。複数の代入法によって、リストワイズにおける過小推定をいかにして完全データの値に近づけるかという作業をしている。

MARのとき、比率代入法（傾向スコア）のBiasは-0.328で、重回帰モデル（線形）のBiasは0.730である。このとき、比率代入法（傾向スコア）のBiasの方が、絶対値の意味で小さい。さらに、重回帰モデル（線形）のBiasはプラスの値となっており、これは、もともとマイナスだったリストワイズの値を大きく補正しすぎたことを意味している。また、SE（標準誤差）を見比べると、比率代入法（傾向スコア）のSEは2.252で、重回帰モデル（線形）のSEは4.860で、比率代入法（傾向スコア）の方が効率性が良い。

これを踏まえて、NMARの結果を改めて確認する。比率代入法（傾向スコア）のBiasは-1.559で、重回帰モデル（線形）のBiasは-0.698である。一見すると、重回帰モデル（線形）の方が比率代入法（傾向スコア）より偏りが小さいように見える。では、重回帰モデル（線形）の方が比率代入法（傾向スコア）よりも優れているのであろうか？

1万回のモンテカルロ・シミュレーションにおいて、比率代入法（傾向スコア）による平均値の最大値は57.38であるが、重回帰モデル（線形）による平均値の最大値は129.56で

ある。Takahashi, Iwasaki, and Tsubaki (2017) が示したとおり、重回帰モデル（線形）は不均一分散が発生しているとき最良線形不偏推定量（BLUE）ではないが、比率代入法は最良線形不偏推定量である。改めて表6のSE（標準誤差）を見比べると、比率代入法（傾向スコア）のSEは1.805であり、重回帰モデル（線形）のSEは3.122である。比率代入法（傾向スコア）の方が効率性が良い。それは、不均一分散が発生しているとき、重回帰モデル（線形）は最良線形不偏推定量ではないからである。

ゆえに、重回帰モデル（線形）では、大きく外れたケースが期待値を大きい方向に引っ張っている。結果として、MARでは期待値が過大になっていた。同様に、NMARでも、期待値が過大になったが、リストワイズの値から分かる通り、欠測データの偏りがマイナス側に大きかったため、皮肉な結果として、重回帰モデル（線形）の過大推定と欠測データのリストワイズの過小推定がほぼ相殺して、期待値は真値の付近にあった。しかし、これは、重回帰モデル（線形）の性能が良いことを意味していない。なぜなら、重回帰モデル（線形）のSEが大きいことは、ある1つの調査における集計値が真値から大きく外れることを意味しているからである。

そこで、表6をもう一度確認すると、偏りと効率性の双方を評価するRMSEを基準とすると、重回帰モデル（線形）の評価は著しく悪いことが示されている。つまり、総合的に、比率代入法（傾向スコア）の方が重回帰モデル（線形）よりも優れているのである。

## 7. 結語

本研究では、傾向スコアを応用して比率代入法を多変量に拡張する方法について論じた。本稿では、統計実務における集計を想定して、母平均推定のための欠測値処理方法の優劣について、全国消費実態調査の匿名データによ

るサブサンプリングおよびモンテカルロ・シミュレーションを行った。結果は、表7にまとめたとおりであり、従来の手法よりも優れていることが示されている。

表7 結果のまとめ

手法	Bias	RMSE
完全データ	○	○
リストワイズ	×	×
比率（通常）	△	△
比率（傾向スコア）	○	○
重回帰（線形）	△	△
重回帰（対数変換）	×	×

注：記号の意味は、以下のとおりである。

○「最も優れる」、○「優れる」、△「可」、×「不可」

すべての条件下において完全データが最も優れているが、実際の調査では完全データは利用できない。また、ほぼすべての条件下において、リストワイズが最も悪い結果である。よって、何らかの方法で欠測値に対処する必要がある。しかしながら、重回帰モデル（対数変換）には大きな偏りが確認される。したがって、採用しうる手法は、比率代入法（通常）、比率代入法（傾向スコア）、重回帰モデル（線形）のいずれかである。

すべての条件下において、提案手法の比率代入法（傾向スコア）は、比率代入法（通常）よりも優れている。また、6節のNMARのシミュレーションにおいて、従来の手法である重回帰モデル（線形）は比率代入法（傾向スコア）よりも一見すると偏りが少ないように見えるが、RMSE基準より、提案手法の比率代入法（傾向スコア）の方が優れており、重回帰モデル（線形）はRMSE基準でリストワイズよりも悪い性能となる可能性があることが示された。つまり、総合的に、提案手法である比率代入法（傾向スコア）が最も優れている。

分析に使う回帰モデルと傾向スコアに使うモデルの両方が正しく指定されていれば、傾向スコアを使った分析と線形回帰モデルを

使った分析の結果は似通ったものになる (Austin, 2011, p.461)。しかし、回帰分析では変数 $Y$ と変数 $X$ の関数関係を適切にモデリングしなければならないが、傾向スコアではその必要はないことが指摘されている (星野：2009, p.67；安井，2020, pp.109-110)。すなわち、線形回帰モデルを使う代入法では、指

定した代入モデルが変数 $Y$ と変数 $X$ の関数関係を適切にモデリングしていなければならない。一方、傾向スコアを比率代入法に適用した手法では、その必要がない。したがって、傾向スコアを活用した提案手法の方が、モデルの誤設定に強いいため、良い結果につながると考えられる<sup>16)</sup>。

## 謝辞

本稿は、経済統計学会第62回全国研究大会（2018年9月）のセッションGにおける報告に加筆・修正したものである。経済統計学会の参加者の方々から有益なコメントをいただいた。また、匿名の2名の査読者からは、本稿の改善に資する有益なコメントを多数いただいた。ここに深く感謝の意を表したい。ただし、本稿にあり得べき誤りはすべて執筆者に属する。なお、本研究の内容は、統計法に基づいて独立行政法人統計センターから匿名データの提供を受けたもので、分析結果は匿名データを基に筆者が独自に作成・加工したものであり、行政機関等が作成・公表している統計等とは異なる。

## 注

- 1) なお、「公的統計の整備に関する基本的な計画」の変更については、総務省のウェブサイトを確認されたい。[https://www.soumu.go.jp/menu\\_news/s-news/01toukatsu01\\_02000176.html](https://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01toukatsu01_02000176.html)
- 2) 匿名データについては、独立行政法人統計センターの「公的統計のマイクロデータ利用」を参照されたい。<http://www.nstac.go.jp/services/archives.html>
- 3) 総務省統計局（2004）「平成16年全国消費実態調査 用語の解説」を参照されたい。<http://www.stat.go.jp/data/zensho/2004/kaisetsu.htm#4>
- 4) 総務省統計局（2015）「平成26年全国消費実態調査：二人以上の世帯の家計収支及び貯蓄・負債に関する結果」を参照されたい。<https://www.stat.go.jp/data/zensho/2014/pdf/gaiyo3.pdf>
- 5) プリユージュ・ペイガン検定については、高橋・渡辺（2017, pp.101-102）を参照されたい。
- 6) 秘匿については、独立行政法人統計センターの「匿名データの利用に関するFAQ（回答）」を参照されたい。<http://www.nstac.go.jp/services/faq-a-anonymity.html>
- 7) 補助変数を同時に欠測している場合、マッチングを行うことはできない。しかし、これは重回帰モデルの場合にも予測値を計算できないことになるため、本稿では、補助変数を同時に欠測しているケースは対象としていない。
- 8) ドナーを探してくる範囲を狭く設定している場合、ドナーとレシピエントは似通ったものとなり好ましいが、適当な近傍ケースが得られないことがあり得る。この場合、ドナーを探す範囲を広く設定すれば、いつかは必ずドナーが見つかるが、ドナーとレシピエントの距離が遠くなる可能性がある（高橋・渡辺，2017, p.119）。マッチングの精度が代入法の精度にどの程度の影響を与えるか、確認する必要がある。この点は、提案手法の短所である。しかしながら、重回帰モデルによる代入法においても、ガウス・マルコフの仮定が満たされているかどうか、残差の分析によって確認する必要がある。よって、実務的な意味で、どちらの手法が煩雑かは一概には言えない。
- 9) 本研究では、傾向スコアの推定に際して、RパッケージMatchItを用いた (Ho et al., 2011)。なお、本研究で用いたRのバージョンは、R 3.6.3である。
- 10) 本研究の初期段階において、貪欲マッチングの代わりに最適マッチング (optimal matching) も試したが、パフォーマンスはあまり変わらなかった。また、最適マッチングでは収束しないケースも

- あったことから、貪欲マッチングを採用した。
- 11) サブサンプリングを用いたデータエディティング手法の検証については、Di Zio & Guarnera (2013) も参照されたい。
  - 12) MCARは、Missing Completely At Randomの略で、欠測の発生メカニズムが完全に無作為であることを意味する。これは、3つの欠測メカニズムの中で最も強い仮定である。欠測メカニズムの詳細は、高橋・渡辺 (2017, pp.15-17) を参照されたい。
  - 13) MARは、Missing At Randomの略で、直訳では無作為な欠測であるが、実際の意味は観測データに条件付けた場合に無作為な欠測である。これは、3つの欠測メカニズムの中で2番目に強い仮定である。
  - 14) NMARは、Not Missing At Randomの略で、無作為ではない欠測である。なお、MARとNMARは、種類の差ではなく程度の差である (Graham, 2009, p.567; 高橋・渡辺, 2017, p.21)。よって、このNMARは、弱MARとして理解できる。ある値の欠測確率がその値自体に依存しているものの、観測データを条件とした場合、欠測をある程度まで無視できる状態である (高橋, 2018)。これは、3つの欠測メカニズムの中で最も弱い仮定である。
  - 15) モンテカルロ・シミュレーションの設計については Carsey & Harden (2014) を、日本語によるモンテカルロ法の解説は大野・井川 (2015, pp.36-53) を、imputation手法の評価としてのシミュレーションの設計については van Buuren (2018, pp.51-53) を、モンテカルロ・シミュレーションの実例については King et al. (2001, pp.59-62) をそれぞれ参照されたい。
  - 16) 査読者より「本来欠測は割付けというより何らか意図的な行為 (NMAR) とすると、属性の交絡のみならずサンプルセレクションの側面があるので、属性のバランス処理の方法で優位のPSでもそのような欠測値問題全体の枠組みについて限界がある」との指摘があった。しかしながら、脚注14で指摘したとおり、MARとNMARは、種類の差ではなく程度の差である。ゆえに、代入法において使用できる補助変数をできる限り多くすることで、MARの仮定を満たす確率が向上することが知られている。これを包括的分析法 (inclusive analysis strategy) という (Enders, 2010, p.6; 高橋・渡辺, 2017, p.21)。その意味でも、傾向スコアによって補助変数の情報を代入モデルにできる限り多く取り入れることによって、欠測による偏りを是正できると考えられる。

### 参考文献

- [ 1 ] 浅野哲・中村二郎 (2009) 『計量経済学』, (第2版), 有斐閣.
- [ 2 ] 阿部貴行 (2016) 『欠測データの統計解析』, 朝倉書店.
- [ 3 ] 岩崎学 (2015) 『統計的因果推論』, 朝倉書店.
- [ 4 ] 大野薫・井川孝之 (2015) 『モンテカルロ法入門』, 一般財団法人金融財政事情研究会.
- [ 5 ] 高橋将宜 (2017) 「諸外国の公的統計における欠測値の対処法：集計値ベースと公開型マイクロデータの代入法」, 『統計学』第112号, pp.65-83.
- [ 6 ] 高橋将宜 (2018) 「多重代入法による匿名データの解析特性の改善について：全国消費実態調査を例に」, 『統計学』第114号, pp.15-29.
- [ 7 ] 高橋将宜・渡辺美智子 (2017) 『欠測データ処理：Rによる単一代入法と多重代入法』, 共立出版.
- [ 8 ] 星野崇宏 (2009) 『調査観察データの統計科学：因果推論・選択バイアス・データ融合』, 岩波書店.
- [ 9 ] 安井翔太 (2020) 『効果検証入門：正しい比較のための因果推論/計量経済学の基礎』, 技術評論社.
- [10] Austin, P.C. (2011) “An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observational Studies”, *Multivariate Behavioral Research* Vol. 46, No. 3, pp.399-424.
- [11] Carsey, T.M. & Harden, J.J. (2014) *Monte Carlo Simulation and Resampling Methods for Social Science*, Sage Publications, Inc.
- [12] de Waal, T., Pannekoek, J., & Scholtus, S. (2011) *Handbook of Statistical Data Editing and Imputation*, John Wiley & Sons.

- [13] Di Zio, M. & Guarnera, U. (2013) “A Contamination Model for Selective Editing”, *Journal of Official Statistics* Vol. 29, No. 4, pp.539-555.
- [14] Enders, C.K. (2010) *Applied Missing Data Analysis*, The Guilford Press.
- [15] Graham, J.W. (2009) “Missing Data Analysis: Making It Work in the Real World”, *Annual Review of Psychology* Vol. 60, pp.549-576.
- [16] Gujarati, D.N. (2003) *Basic Econometrics*, fourth edition, McGraw-Hill.
- [17] Guo, S. & Fraser, M.W. (2015) *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications*, second edition, Sage Publications.
- [18] Ho, D.E., Imai, K., King, G., & Stuart, E.A. (2011) “MatchIt: Nonparametric Preprocessing for Parametric Causal Inference”, *Journal of Statistical Software* Vol. 42, No. 8, pp.1-28.
- [19] King, G., Honaker, J., Joseph, A., & Scheve, K. (2001) “Analyzing Incomplete Political Science Data: An Alternative Algorithm for Multiple Imputation”, *American Political Science Review* Vol. 95, No. 1, pp.49-69.
- [20] Little, R.J.A., & Rubin, D.B. (2020) *Statistical Analysis with Missing Data*, third edition, John Wiley & Sons.
- [21] Politis, D.N., Romano, J.P., & Wolf, M. (2001) “On the Asymptotic Theory of Subsampling”, *Statistica Sinica* Vol. 11, No. 4, pp.1105-1124.
- [22] Schenker, N., Raghunathan, T.E., Chiu, P.-L., Makuc, D.M., Zhang, G., & Cohen, A.J. (2006) “Multiple Imputation of Missing Income Data in the National Health Interview Survey”, *Journal of the American Statistical Association* Vol. 101, No. 475, pp.924-933.
- [23] Takahashi, M., Iwasaki, M., & Tsubaki, H. (2017) “Imputing the Mean of a Heteroskedastic Log-Normal Missing Variable: A Unified Approach to Ratio Imputation”, *Statistical Journal of the IAOS* Vol. 33, No. 3, pp.763-776.
- [24] van Buuren, S. (2018) *Flexible Imputation of Missing Data*, second edition, Chapman & Hall/CRC.
- [25] Wooldridge, J.M. (2009) *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 4<sup>th</sup> edition, South-Western.

# A New Multivariate-type Ratio Imputation Model by Propensity Score Matching: Evidence from the Anonymized Microdata of the National Survey of Family Income and Expenditure

Masayoshi TAKAHASHI\*

## Summary

It is academically and socially important to improve the imputation method in official economic statistics. To this date, ratio imputation has been often utilized as a way of dealing with missing values in official economic statistics around the world. However, the ratio imputation model is a bivariate regression model without intercept; thus, it cannot incorporate information from many covariates in data. This article aims to improve the ratio imputation model by applying propensity score matching, so as to balance many covariates. This article examines the performance of the proposed method and other traditional methods, by subsampling simulation based on the Anonymized Microdata of the National Survey of Family Income and Expenditure and by Monte Carlo simulation.

## Key Words

Missing data, ratio imputation, propensity score matching, official statistics, anonymized microdata

---

\* School of Information and Data Sciences, Nagasaki University

【研究論文】

## 乳幼児を持つ夫妻及び母子世帯の時間貧困

水野谷武志\*

### 要旨

本研究の課題は、末子に6歳未満の子供を持ち、就業する夫妻及び母子世帯の母親における時間貧困の実態を2001年と2011年の「社会生活基本調査」マイクロデータによって明らかにすることである。時間貧困の指標としては、平日1日の有償労働と無償労働の合計時間である全労働時間を用い、全労働時間が12時間を超える場合に時間貧困と定義する。時間貧困に該当する割合、該当する夫と妻及び母子世帯の母親の生活時間配分、時間貧困と世帯収入との関係を分析した。その結果、夫妻同時の時間貧困率は12%、夫か妻のどちらかが時間貧困である場合まで広げるとそれは54%にもなることがわかった。母子世帯では8割超が低収入であることに加えて、母親全体の28%が時間貧困であった。これらの時間貧困率は2001年と2011年の2時点間でみても改善されていない。時間貧困定義の多面的な検討や対象とする就業世帯の拡張は今後の研究課題である。

### キーワード

時間貧困, 夫妻世帯, 母子世帯, 全労働時間, 生活時間調査

### 1. はじめに

本研究の課題は、末子に6歳未満の子供を持つ就業世帯について、夫妻世帯及び母子世帯に絞って、その時間貧困の実態の一端を「社会生活基本調査」マイクロデータによって明らかにすることである。その際、有償及び無償労働の合計時間である全労働時間を就業世帯で計測し、長時間労働と見なしうる絶対的基準を設定し、この基準以上の世帯を時間貧困世帯として、その規模や経年変化を考察する。

日本の長時間労働、特に男性正社員のそれは常態化したままである。総務省統計局(2019)によれば、2018年における男性正社員の月末1週間の就業時間は平均45.9時間だ

が、49時間以上の割合は28.0%、60時間以上の割合は11.2%である。同じ対象の女性では、平均40.8時間、49時間以上の割合は8.9%、60時間以上の割合は2.8%である。女性正社員の労働時間は男性よりは短い、正社員の大多数が男性で長時間労働、非正規社員の大多数が女性で短時間労働であり、そして多くの女性が家事・育児などの無償労働を引き受けているという、有償・無償労働時間におけるジェンダー問題が日本社会の構造としてある(水野谷 2005, 2017a)。1987年の労働基準法改正で法定労働時間が原則、週40時間、1日8時間と定められて30年以上経とうとしているが、多数の労働者における実際の労働時間はその水準に達しないままであり、法定労働時間の形骸化が長く続いている。2018年に成立した「働き方改革関連法」が労使協定による時間外労働の上限規制を月45時間、年

\* 正会員, 北海学園大学経済学部  
e-mail: mizunoya@econ.hokkai-s-u.ac.jp

360時間と定めたものの、「当該事業場における通常予見することのできない業務量の大幅な増加等」がある場合には、月100時間未満にできるとした（労働基準法第36条第5項）。時間外労働が月100時間と言え、過労死が労災として認定される、いわゆる「過労死ライン」に匹敵する水準である。この他にも裁量労働制の適用範囲の拡大、「高度プロフェSSIONAL制度」の導入をふくめ、「働き方改革関連法」によって法定労働時間の形骸化が解消されるとは言えないだろう。

長時間労働による深刻な帰結として過労死・過労自殺問題がある。厚生労働省補償課（2019）によると、2018年度に過労による脳・心臓疾患等で死亡に至ったとして労災が請求された件数は254件、そのうち労災認定された件数は82件である。また、2018年度に過労による精神障害によって自殺に至ったとして労災が請求された件数は200件、そのうち労災認定された件数は76件である。労災認定された過労死・過労自殺件数はここ10年ぐらいい上下しているものの、減少傾向にあるとは言えず、横ばいである。また、過労死・過労自殺の労災認定件数は、あくまでも労災申請し認定された件数であり、その背後には、労災が認定されなかったり、労災の申請をそもそも断念したり、死亡や自死には至らずとも過労によって重大な疾患や精神障害に苦しんでいる多くの人々が存在することを忘れてはならない。

日本の長時間労働は、過労死・過労自殺に至らなくても、働く者の仕事に関連する時間を肥大化させ、それ以外の活動に費やす時間や活動の種類・内容を貧弱にしてしまう。さらに、配偶者や子供と暮す場合には、本人の時間だけでなく、世帯員の時間にも影響を与えるので、世帯の視点が重要である。典型的には、夫の長時間労働のために、世帯の家事・育児の多くを引き受ける妻であり、就労している場合には仕事と家事・育児を二重に

負担する妻であり、就労する母子世帯の母親にとってはさらに厳しい二重負担という構図である。夫妻あるいは母子世帯の母親が時間に追われて余裕のない生活を送る、いわば時間貧困とも言える状態が常態化していることが懸念される。

働く者の時間貧困の状況を統計で把握することは、長時間労働の実態を理解し改善する基礎資料として必要不可欠であり、それには時間貧困を生活時間統計によって測定するアプローチが有効である。しかし、そのような研究が日本では十分に蓄積されているとは言えない。特に、筆者が重視する世帯視点の研究が少ない。

そこで本研究では、母子世帯を含む、就業世帯に注目し、その中でも特に子育てに多くの時間を費やす必要がある乳幼児（6歳未満）を末子に持つ核家族世帯を取り上げ、生活時間統計を用いて、時間貧困世帯を割り出し、そのような世帯における世帯員の1日の生活時間配分の特徴を考察する。ここで乳幼児を末子に持つ世帯に絞るのは、子育てと就業の時間確保において最も厳しい状況に直面している家族類型を取り上げることが、この時間貧困の研究において優先されると考えたからである。

以下では、生活時間統計を利用した時間貧困に関する先行研究を検討した後に、本研究の分析方法を説明し、独自に作成した集計表にもとづいて考察する。

## 2. 時間貧困研究に関する先行研究

管見では、生活時間統計を利用して時間貧困を測定しようとする研究の系譜には大きく3つある。1つは、所得を主要な指標としてきた多くの貧困測定に対し、貧困概念を多面的に考察する試みとして、所得と時間の両面から貧困を捉えようとした研究である。この研究では米国のデータを使ったVickery(1977)が先駆的であり、この研究のモデルを継承す

る形で、Douthitt(2000)が米国で、Harvey and Mukhopadhyay(2007)がカナダで時間貧困を測定した。2つ目は、Schor(1991)やHochschild(1997)によって指摘された有償労働の長時間化や特に女性による有償・無償労働の二重負担化を背景に、就業する世帯の忙しさやワークライフバランスの確保の難しさが時間貧困(time poverty, time poor), 「時間圧力」(time pressure, time squeeze, time crunch), 「時間飢饉」(time famine), 「時間剥奪」(time deprivation)という言葉で表現され、この状況を生活時間統計で測定しようとする研究が出てきた。この研究では時間貧困の指標として自由時間<sup>1)</sup>の相対的な短さに注目し、Kalenkoski et al.(2011), Kalenkoski and Hamrick(2013), Zilanawala(2016)が米国, Merz and Rathjen(2014), Rathjen(2015)がドイツ, Burchardt(2008)が英国, McGinnity and Russell(2007)がアイルランド, Bittman(2004)がオーストラリアで測定した。3つ目は、主に途上国を対象とした研究で、インフラ未整備等に伴って生存に必要な諸労働(例えば水くみや薪拾い)に長い時間を費やさざるを得ないことに加えて、家事・育児・介護といった世帯に必要な労働全般を担っているのが主に女性であり、これがジェンダー問題とともに時間貧困をもたらすと捉えている。Bardasi and Wodon(2006)がギニア, Lawson(2007)がレソト, Hirway(2010)がインド, Antonopoulis et al.(2017)がアルゼンチンのブエノスアイレス, Srivastava and Floro(2017)が南アフリカ, Zacharias et al.(2018)がガーナとタンザニアで時間貧困を測定した。なお時間貧困の測定とは直接関わらないが、中山(2014)は教育的側面から、途上国において市民が時間貧困問題を認識するために、生活時間統計の活用の重要性を説いている。

日本では「社会生活基本調査」を使って、家事及び有償労働時間と所得の関係をみようとした品田(2012)の研究が初期にあり、その後

に、Vickery(1977)の枠組みを日本に応用した石川・浦川(2014, 2018), 浦川(2016, 2017)が存在するだけである。また、特に母子世帯については、母親が仕事と育児で時間に追われている状況を田宮・四方(2007)及び大石(2015, 2019)が指摘した。日本における時間貧困の研究は少ないと言えるが、石川・浦川や大石の研究を到達点と見なすことができる。

### 3. 先行研究における時間貧困の測定方法とその問題点

時間貧困研究において鍵となるのは、生活時間統計を使ってどのように貧困を測定するか、より具体的には時間貧困線をどのように引くかである。時間貧困の定義には大きく2つ、絶対的尺度と相対的尺度がある。ある活動時間に注目して時間貧困と見なされる水準を絶対的尺度で決めるか、相対的尺度で決めるかの違いである。

絶対的尺度の1つは、ある属性を持つ対象者にとって最低限必要と見なされる生理的活動、無償及び有償労働、余暇活動の水準を理念的に設定し、対象者の実際の活動時間がそれを下回った場合に時間貧困とみなす(Vickery 1977, Douthitt 2000, Harvey and Mukhopadhyay 2007, Zacharias et al. 2018)。もう1つは、ある属性を持つ対象者の有償労働時間と無償労働時間を合計した全労働時間に長時間とみなしうる一定の水準を設け、対象者の実際の全労働時間がその水準を超える場合に時間貧困とみなすやり方である(Bardasi and Wodon 2006, Hirway 2010, Antonopoulis et al. 2017, Srivastava and Floro 2017)。

相対的尺度の1つは、自由に使える余暇活動の時間が乏しい場合を時間貧困と考え、その水準を相対的に決めるやり方である。具体的には、ある対象者集団の自由時間の中位数の例えば0.6倍で線引きし、それ以下の対象者を時間貧困とみなす(Bittman 2004, McGinnity and Russell 2007, Burchardt 2008, Kalen-

koski et al. 2011, Kalenkoski and Hamrick 2013, Merz and Rathjen 2014, Rathjen 2015, Zilanawala 2016)。もう1つは、上述した全労働時間について、ある対象者集団の中位数の1.5倍で線引きし、それ以上の対象者を時間貧困とみなす (Lawson 2007)。

絶対的尺度と相対的尺度にはそれぞれ長短所があり注意が必要であるが (Williams et al. 2016, Rosales-Salas 2019), ここでは日本の先行研究の到達点と目される石川・浦川の先行研究とそれが依拠している Vickery (1977) の測定方法を検討する。

Vickery (1977) の測定方法を要約すれば、①最低限必要と見なされる基礎的活動時間 (生理的活動及び自由活動の時間) の理論値、②最低限必要と見なされる家事時間の理論値、③実際に費やした有償労働時間を週単位で計算し、④①～③の合計値を1週間=168時間から差し引いた値がマイナスのときには時間貧困であると判断する。①と②は固定値なので、③が長くなると時間貧困になるという意味である。

石川・浦川の先行研究では、Vickery (1977) の測定方法に依拠しつつも、Vickery (1977) が米国生活時間調査の個人単位のデータを使ったのに対して、「社会生活基本調査」の世帯単位のデータを採用した。石川・浦川の先行研究では、①と②の理論値には、世帯類型 (例えば単身世帯、夫妻と子供世帯など) ごとに生活時間調査結果からとった平均時間を当てはめている。つまり、①～③までを世帯単位、例えば夫と妻と子供の世帯であれば、①～③について夫と妻で計算したものを合計し、これを夫妻の週合計時間である336時間 (168+168) から差し引くことによって、夫妻が費やす有償及び無償労働時間の偏も考慮に入れた時間貧困を明らかにできるとした。

石川・浦川の先行研究は、世帯における各世帯員の影響を捉えられる世帯単位を測定に採用した点で優れていると言えるが、夫妻合

計時間では、夫と妻の有償及び無償労働時間の不均衡が見えなくなってしまう。さらに、①と②の理論値は世帯類型別の「平均時間」を生活時間調査から求めているが、「最低限必要と見なされる生理的時間及び無償労働時間」として「平均」時間がふさわしいのかは疑問である。

#### 4. 本研究の測定方法

石川・浦川の研究は、時間貧困線を引くために、最低限必要な基礎的活動時間や家事時間を求めようとしているが、「最低限」の決め方は容易ではなく、ましてやそれに属性別の「平均時間」を適用できる根拠は非常に薄いと言わざるを得ない。そこで本研究では、時間貧困の指標としては、平日1日の有償労働と無償労働の合計時間を全労働時間<sup>2)</sup>とし、全労働時間が12時間を超える場合に時間貧困と定義する。「12時間」という水準は、労働基準法の法定労働時間である週40時間に照らして、1日8時間、週5日労働を想定すると、1日の時間外労働が4時間、1ヶ月換算 (月20日労働) で80時間の時間外労働である。これは業務上の過労が原因で死亡したり精神障害を引き起こして自殺した場合に労災として認められる基準、いわゆる「過労死ライン」に相当する時間外労働である。有償か無償かにかかわらず、同じ「労働」という観点において全労働時間が「過労死ライン」にも相当する12時間を超えるならば、過重労働に陥るとともに、それ以外の活動、つまり生理的活動や様々な余暇活動に振り向けられる時間は乏しくなると判断し、本研究ではこれを時間貧困と定義する。先行研究で述べたように、時間貧困の測定には絶対的尺度と相対的尺度があった。長時間労働問題が依然として続いている日本の状況においては、健康で文化的な生活が阻害されうるような絶対的な基準をまずは設定して、分析することが必要である。とはいえ、これは1つの基準に過ぎない。そ

の意味で本研究は、本格的な時間貧困の測定を今後展開する上での序論にあたるものである。

また、本研究では、乳幼児を末子に持つ核家族世帯のうち、夫妻世帯と母子世帯を研究対象とする。世帯単位で生活時間を捉える重要性は前述した通りだが、世帯の家族類型の中でも時間貧困問題が顕在化している世帯、特に就業と育児・家事とのやりくりで困難に直面していると思われる、乳幼児を末子に持つ夫妻世帯と母子世帯を分析する。その際、石川・浦川の研究では世帯の合計時間をみることによって夫と妻の時間配分がわからなかった点を改善し、本研究では、夫と妻の生活時間をクロス集計して、生活時間配分における夫妻の関係についても考察する。さらに、本研究では世帯内の有償労働と無償労働のバランスに注目したいので、上記の世帯のうち、就業する世帯（夫妻世帯については夫妻のいずれかが就業）を対象を限定する。

使用するデータは、2001年及び2011年の総務省統計局「社会生活基本調査」（調査票A）の調査票情報<sup>3)</sup>で、生活時間データとしては「平日」（月～金曜）を使用する。「社会生活基本調査」の「調査票A」では調査回答者は、調査実施者によって指定された連続2日間について、予め20に分類された生活行動から15分毎に行動を選んで回答する。本研究では月～金曜日に回答された1日の生活時間データを使う。これは就業しないことが多い土・日曜日を除くことによって、有償労働時間が他の活動時間に与える影響をより適切に把握できると考えたからである。また、調査回答者が生活時間の回答日を選ぶことができない調査設計を考慮すると、「社会生活基本調査」の平日1日の生活時間は、調査回答者における生活時間の日々の変動が平準化された結果と見なしうるので、平日1日の時間貧困は1日限りの状況ではなく、週の平日5日間あるいは月の平日約20日間における恒常的な状況

を示している可能性がある。本研究では平日1日単位だけで時間貧困を定義したが、これは週や月単位で常態化している可能性がある。上述した月80時間の時間外労働という「過労死ライン」に相当しうると考えた。

時間貧困研究で注目されるもう1つの指標は所得貧困である。先行研究では両方の貧困を測定した研究がみられるが、本研究では時間貧困の測定を主とし、補足的に所得貧困も併せて検討する。所得貧困の測定については社会政策や経済学の分野を中心に分厚い研究蓄積があるが、本研究では、依拠する統計が「社会生活基本調査」という生活時間統計なので、その調査項目の中で所得貧困と関わる「世帯の年間収入」を使って検討する。所得貧困を測定する基準として、生活保護基準における最低生活費を参考にする。「世帯の年間収入」はカテゴリカル・データなので、未就学児を持つ夫妻及び母子世帯の最低生活費に近いカテゴリとして、300万円未満<sup>4)</sup>の世帯を本研究では所得貧困とみなし、時間貧困との関係を検討する。

また、本研究で主に取り上げる生活時間の行動分類は、「社会生活基本調査」で設定されている20分類を組替えた5分類、つまり「個人的ケア」、「有償労働」、「無償労働」、「自由時間」、「その他」<sup>5)</sup>とし、行動時間量は「主行動」とする。細かい行動分類ではなく、就業世帯にとって生活の柱となる5つの大分類で生活時間の基本的傾向を把握したい。主行動については、特に乳幼児の育児では、別の行動をしながらの育児（例えば自分の食事をとりながら子供に食事を与える）、子供をそばにおきながらする行動（例えば子供をそばで遊ばせている間にする家事）は、育児の主行動には含まれない。これらも実質的な育児時間とみなせば、本研究の対象世帯、特に女性の全労働時間はさらに長くなることに注意が必要である。このような「拡大育児時間」を推計した研究としては水野谷(2017b)がある。

以上の方法により、2011年のデータを中心に集計し、2001年のデータと比較した経年変化についても検討する。

5. 集計結果

本研究では就業世帯のうち、乳幼児を末子に持つ就業世帯にターゲットを絞ったので、乳幼児に限らず「子供」を持つ夫妻と比較して、時間貧困がより顕在化している状況を図1で確認したい。これは平日1日の生活時間について家族類型別にまとめたものである。「夫妻と子供の世帯」と「就業夫妻と末子6歳未満の子供がいる世帯」(以下「就業夫妻+乳幼児」)を比較すると、全労働時間は前者よりも後者の時間量が長く、その分、「個人的ケ

ア」や「自由時間」が短くなっている。「末子6歳未満の子供がいる就業母子世帯」(以下「就業母子世帯+乳幼児」)についても同様であり、子供の中でも乳幼児を末子に持つ世帯に時間的な余裕がないことが確認できる。

表1-1は、全労働時間が12時間超の場合を時間貧困とした本研究の定義にもとづき、全労働時間を3つの階級に分け、夫と妻の同時分布を「就業夫妻+乳幼児」についてまとめた表である。同時分布をみることで、夫と妻の対応関係を明確にできる。夫と妻ともに時間貧困である割合は12%であるが、夫か妻のどちらかが時間貧困である場合まで広げてみると、その割合は54%にもなり、半数以上の夫妻が何らかの時間貧困にある状態である。

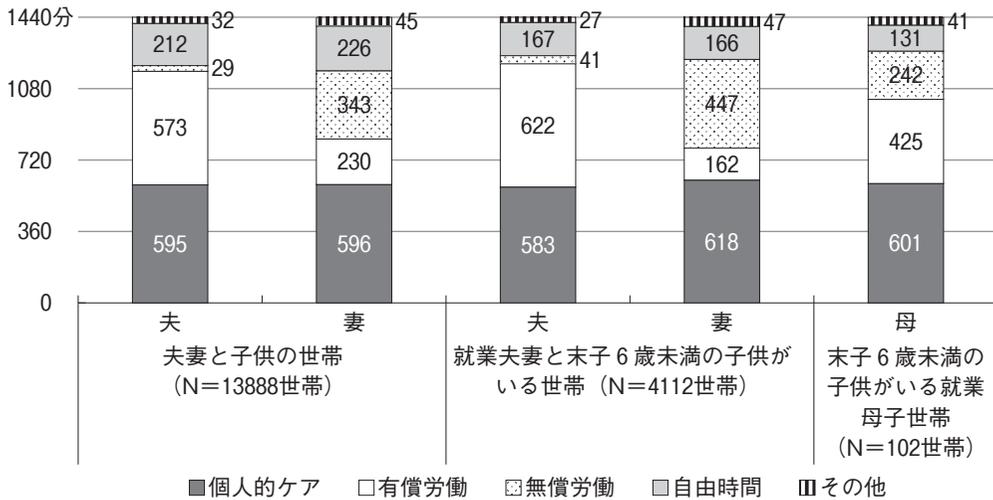


図1 就業夫妻の行動5分類別総平均時間, 平日, 2011年 (単位: 分)

出所: 総務省統計局「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

表1-1 末子6歳未満の子供を持つ就業夫妻の全労働時間の同時分布, 平日, 2011年, N=4112世帯 (単位: %)

		夫の全労働時間			
		12時間超	10~12時間	10時間未満	合計
妻の全労働時間	12時間超	11.7	9.9	5.1	26.7
	10~12時間	11.6	11.9	6.7	30.2
	10時間未満	15.9	14.8	12.5	43.1
	合計	39.2	36.6	24.2	100.0

出所: 総務省統計局「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

表1-2 末子6歳未満の子供を持つ就業母子世帯の全労働時間の分布，平日，2011年，N=102世帯

(単位：%)

		構成比
母親の全労働時間	12時間超	28.4
	10～12時間	44.1
	10時間未満	27.5
	合計	100.0

出所：総務省統計局「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

表1-2は「就業母子世帯+乳幼児」についての集計であり，時間貧困世帯の割合は28%にもなる。夫妻世帯にくらべ，夫からのサポートが得られない母子世帯でより時間的な余裕がない状況である。

次に時間貧困の定義によって，「就業夫妻+乳幼児」を4つ，「就業母子世帯+乳幼児」を2つの類型に分け，それぞれの生活時間を行動5大分類別にまとめたのが図2である。そして行動5大分類の集計元になっている，生活行動20分類の集計結果が表2である。「就業夫妻+乳幼児」について本研究では，夫

と妻ともに時間貧困である場合を夫妻「時間貧困」世帯（以下，類型1），妻が時間貧困で夫が非時間貧困を妻「時間貧困」世帯（類型2），夫が時間貧困で妻が非時間貧困を夫「時間貧困」世帯（類型3），夫と妻ともに時間貧困でない場合を夫妻非「時間貧困」世帯（類型4）とした。また，「就業母子世帯+乳幼児」では，母親が時間貧困である場合を母親「時間貧困」世帯（類型5），母親が非時間貧困である場合を母親非「時間貧困」世帯（類型6）とした。

類型1は夫妻ともに時間貧困であるが，その全労働時間の中身は対照的である。夫のそれは有償労働でほぼ占められているが，妻は約4割の有償労働と6割の無償労働で占められており，無償労働時間はどの類型よりも長い。妻は，長時間の有償労働によって時間貧困に陥っている夫からのサポートを得られず，有償と無償の二重負担で時間貧困となっている。さらに気になるのは，この夫妻の個人的ケアの時間が時間貧困状態にない夫や妻（類型2の夫，類型3の妻，類型4の夫妻）よりもかなり短いことである。表2をみると，夫

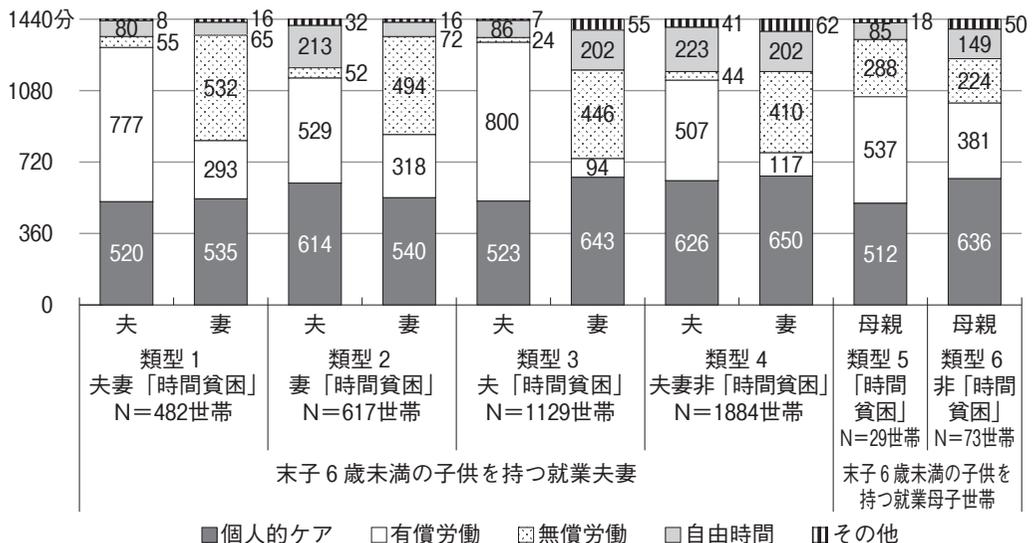


図2 末子6歳未満の子供を持つ就業世帯の行動5分類別総平均時間，平日，2011年 (単位：分)  
出所：総務省統計局「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

表2 末子6歳未満の子供を持つ就業世帯の行動20分類別総平均時間・行動者率, 2011年, 平日

	末子6歳未満の子供を持つ就業夫妻								末子6歳未満の子供を持つ就業母子世帯	
	類型1 夫妻「時間貧困」 N=482世帯		類型2 妻「時間貧困」 N=617世帯		類型3 夫「時間貧困」 N=1129世帯		類型4 夫妻非「時間貧困」 N=1884世帯		類型5 「時間 貧困」 N=29世帯	類型6 非「時間 貧困」 N=73世帯
	夫	妻	夫	妻	夫	妻	夫	妻	母親	母親
総平均時間(分)										
睡眠	396	403	450	404	398	450	464	453	387	451
身の回りの用事	56	58	70	56	54	86	69	88	48	78
食事	67	73	87	78	71	97	88	99	78	100
通勤・通学	78	35	50	33	77	12	48	13	54	42
仕事	699	257	479	285	722	82	459	105	483	339
学業	0	1	5	0	0	2	1	2	0	1
家事	14	230	13	232	6	221	9	212	198	124
介護・看護	0	6	0	4	0	2	0	3	1	8
育児	35	272	30	231	15	188	24	157	73	68
買い物	3	21	7	25	2	33	9	35	16	22
移動	4	11	23	12	5	36	31	41	10	38
テレビなど	29	23	73	28	33	78	83	82	40	50
休養・くつろぎ	40	36	85	38	40	78	86	74	34	76
学習・研究	2	1	5	1	2	4	5	5	5	5
趣味・娯楽	6	3	30	4	7	17	28	23	7	11
スポーツ	1	1	8	1	1	4	7	3	0	0
ボランティア活動など	2	3	2	2	1	2	1	2	0	1
交際・付き合い	3	1	13	2	3	22	14	15	0	6
受診・療養	0	2	6	2	0	10	4	10	0	7
その他	3	4	5	3	1	17	10	19	8	10
合計	1440	1440	1440	1440	1440	1440	1440	1440	1440	1440
行動者率										
睡眠	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
身の回りの用事	93%	86%	92%	88%	92%	94%	94%	96%	72%	95%
食事	97%	97%	99%	99%	98%	99%	99%	100%	93%	100%
通勤・通学	94%	52%	82%	55%	95%	21%	78%	25%	86%	75%
仕事	100%	57%	90%	64%	100%	24%	87%	30%	97%	84%
学業	0%	1%	1%	1%	0%	1%	1%	2%	0%	1%
家事	20%	94%	19%	97%	10%	95%	14%	94%	97%	85%
介護・看護	1%	6%	0%	4%	1%	3%	1%	4%	3%	10%
育児	33%	86%	30%	86%	18%	82%	25%	78%	59%	60%
買い物	7%	37%	10%	42%	5%	54%	14%	56%	45%	47%
移動	10%	26%	25%	27%	9%	53%	30%	56%	28%	56%
テレビなど	36%	34%	54%	37%	42%	63%	60%	65%	52%	58%
休養・くつろぎ	53%	51%	74%	55%	54%	72%	72%	72%	48%	77%
学習・研究	3%	2%	6%	2%	3%	4%	5%	4%	10%	7%
趣味・娯楽	7%	6%	19%	7%	9%	15%	19%	19%	7%	12%
スポーツ	1%	1%	6%	2%	2%	5%	6%	4%	0%	1%
ボランティア活動など	1%	2%	1%	2%	1%	2%	1%	2%	0%	1%
交際・付き合い	2%	2%	6%	3%	2%	16%	7%	13%	0%	7%
受診・療養	0%	2%	3%	2%	1%	12%	3%	11%	0%	12%
その他	5%	9%	8%	7%	4%	20%	10%	22%	14%	18%

出所：総務省統計局「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

と妻の睡眠時間は6時間36分と6時間43分、食事時間1時間7分と1時間13分である。類型2と3の特徴は、有償労働時間の長さである。特に類型3の夫の有償労働は13時間を超え、その内訳は「仕事」に約12時間、「通勤」に約1時間である。恐らくは、長時間労働の夫を支えるために有償労働を諦めている専業主婦モデルがここに該当すると思われる。類型4は夫妻ともに時間貧困ではないので、「自由時間」や「個人的ケア」の行動時間が他の類型に比べて長い。例えば、「テレビなど」は夫妻共に80分台であるが、類型1の夫妻(共に20分台)と比べるとその差は歴然である。類型5の母親は全労働時間がすべての類型の中で最も長い。夫妻に比べて配偶者のサポートを受けられないために、時間貧困状況が最も深刻になっていると推測される。その帰結として個人的ケア時間がどの類型よりも短くなっており、睡眠時間は全体で最短となる6時間27分である。

類型にかかわらず特徴としては、表2の総平均時間や行動者率からみて、無償労働に対する夫の参加の圧倒的な低さ、自由時間の大半が「テレビなど」と「休養・くつろぎ」といった受動的な活動に留まっていることが指摘できる。

次に、時間貧困の6つの世帯類型ごとに所

得貧困の状況を見る。「就業夫妻世帯+乳幼児」(類型1~4)についてまとめた表3-1をみると、全世帯のうち「所得貧困率」は12%であり、これを基準に考えると、世帯類型別では、類型4の割合が16%と高く、類型1の割合が6%と最も低い。4つの世帯類型の中で、類型1の有償労働時間がかつとも長く、類型4のそれがかつとも短いことを考えると、長時間の有償労働から得られる所得によって類型1の「所得貧困率」が相対的に低いのに対し、十分な有償労働時間を必ずしも確保できていない類型4で「所得貧困率」が相対的に高まっているのかもしれない。類型1~3の「時間貧困」世帯の中で1割弱とは言え、時間貧困と所得貧困の二重の貧困に苦しんでいる世帯が存在することは憂慮される問題である。「就業母子世帯+乳幼児」(類型4~5)の表3-2をみると、その状況はさらに深刻である。時間貧困である29世帯中、所得貧困でもある世帯が18世帯、62%にもなる。そもそも、「就業母子世帯+乳幼児」全体で所得貧困は83%と高率であること自体が問題であるが、「就業母子世帯+乳幼児」が時間貧困と所得貧困の両方に苦しんでいる状況が明らかである。

最後に、時間貧困における状況の経年変化をみるために、2011年と2001年の指標を比

表3-1 時間貧困類型、世帯収入別にみた末子6歳未満の子供を持つ就業夫妻世帯の分布、平日、2011年  
(単位：世帯、%)

	世帯数	世帯構成比	所得貧困世帯数	所得貧困率
	(1)	(1)/(3)	(2)	(2)/(1)
「時間貧困」世帯(類型1~3の合計)	2228	54.2	190	8.5
夫妻「時間貧困」(類型1)	482	11.7	28	5.8
妻「時間貧困」(類型2)	617	15.0	60	9.7
夫「時間貧困」(類型3)	1129	27.5	102	9.0
夫妻非「時間貧困」世帯(類型4)	1884	45.8	307	16.3
合計(3)	4112	100.0	497	12.1

注1：所得貧困の定義は世帯の年間収入が300万円未満である。  
出所：総務省統計局「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

表3-2 時間貧困類型、世帯収入別にみた末子6歳未満の子供を持つ就業母子世帯の分布、平日、2011年  
(単位：世帯，%)

	世帯数	世帯構成比	所得貧困世帯数	所得貧困率
	(1)	(1)/(3)	(2)	(2)/(1)
「時間貧困」(類型5)	29	28.7	18	62.1
「非時間貧困」(類型6)	72	71.3	66	91.7
合計(3)	101	100.0	84	83.2

注1：所得貧困の定義は世帯の年間収入が300万円未満である。また、世帯数合計が101で他の図表で示している合計数の102と異なるが、これは集計対象の102世帯の中で1世帯が世帯収入を回答していなかったためである。

出所：総務省統計局「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

較する。もちろん、この2時点だけをもって経年変化とみなすことには慎重でなければならないが、「社会生活基本調査」の実施が5年に1度であり、10年というより長期の傾向を検討したい。図3-1は、「就業夫妻+乳幼児」世帯について4つの時間貧困類型の構成比を、2001年と2011年で比較したものである。ただし、類型4については、所得貧困の有無でさらに分けた。これは、類型1～3の他に、類型4のうち時間貧困ではないが所得貧困の割合も加えることによって、時間貧困と所得貧困のいずれか一方に該当する世帯、つまり

広義の「貧困世帯」を捉えるためである。棒グラフの下から3つの分類が時間貧困の類型1～3に対応する。3つの合計値は2001年で44%であったのが、2011年では各類型の割合がほぼ同程度増加し、全体では54%になった。また、上述の「貧困世帯」の割合は、2001年に58%であったのが、2011年には62%に上昇した。

図3-2は「就業母子世帯+乳幼児」について時間貧困と所得貧困で分類した構成比をまとめたものである。棒グラフの下から2つの分類が時間貧困に対応する。この割合は2001

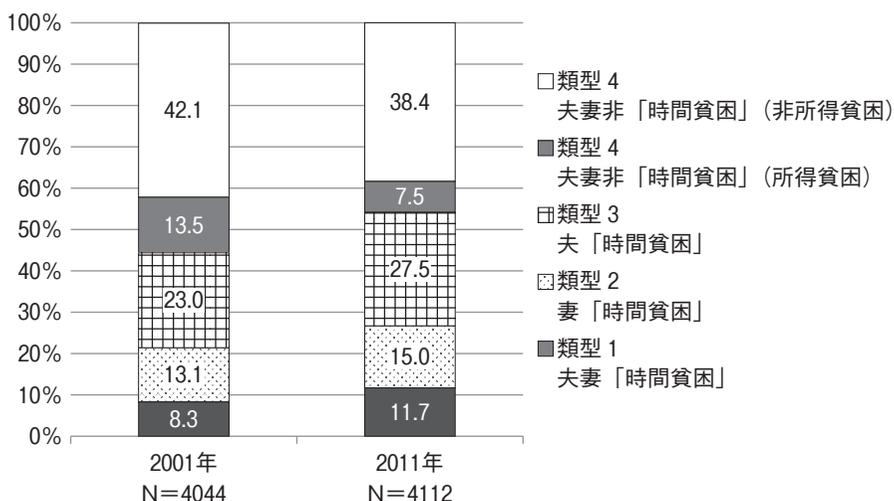


図3-1 末子6歳未満の子供を持つ就業夫妻世帯の時間貧困類型別構成比、平日、2001年・2011年

出所：総務省統計局「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

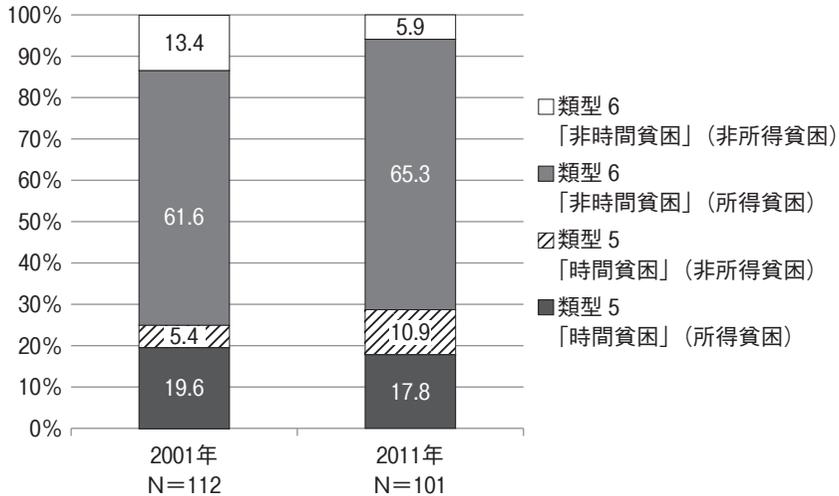


図3-2 末子6歳未満の子供を持つ就業母子世帯の母親の時間貧困類型別構成比、平日、2001年・2011年

出所：総務省統計局「2011年社会生活基本調査」の筆者による集計

年に25%だったのが2011年には29%に上昇した。また母子世帯の特徴として、時間貧困ではないが、所得貧困に陥っている世帯割合が6割以上存在する。これをふくめて広義の「貧困世帯」でみると、2001年の87%から2011年に94%に増加した。

## 6. 結論

本研究では、乳幼児を末子に持つ夫妻及び母子の就業世帯を対象を絞り、世帯調査である「社会生活基本調査」の特性を活かして、同一世帯内の夫と妻あるいは母子世帯の母親の全労働時間を集計することによって、時間貧困の状況を検討した。その結果、以下の点が明らかになった。

第1に、時間貧困に該当する世帯が多い点である。本研究の時間貧困の定義は1日の全労働時間が12時間超の場合であり、これをもし週5日、月20日間続けると、「過労死ライン」に相当するレベルの過重労働である。「就業夫妻+乳幼児」世帯の場合、夫と妻ともに時間貧困である割合は、全体の1割を超え、夫か妻のどちらかが時間貧困である場合まで

をふくめると、その割合は過半数を超える。

第2に、時間貧困に陥る世帯には、夫が長時間の有償労働に従事し、妻が有償と無償労働を二重に負担するジェンダー構造が深く関わっている点である。時間貧困に陥る夫の全労働時間は有償労働でほぼ占められるのに対し、その妻は有償労働を増やせば無償労働との二重負担で自らも時間貧困となるか(類型1と2)、夫の「超」長時間有償労働を補完するように自らは時間貧困とはならずとも、有償労働を短くして世帯の無償労働を一手に引き受けている(類型3)。

第3に、ほとんどの「就業母子世帯+乳幼児」が時間貧困と所得貧困のいずれかの貧困に直面している点である。従来研究において日本の母子世帯の所得貧困が指摘されており、本研究でも「母子世帯+乳幼児」の所得貧困は8割を超えていた。さらに、所得貧困と時間貧困の両方に該当する世帯は全体の2割弱であり、「就業夫妻+乳幼児」世帯よりも高い。所得貧困か時間貧困のどちらかの貧困に該当する割合は9割を超える。

第4に、「就業夫妻+乳幼児」世帯と「就業

母子世帯+乳幼児」世帯ともに、2011年の時間貧困率が、2001年と比べると、横ばいかむしろ微増している点である。時間貧困か所得貧困のいずれかに該当する広義の「貧困世帯」でみた場合でも同じ傾向である。この期間において時間貧困の状況が改善されてこなかった可能性が高い。

以上、従来の時間貧困研究では明らかにさ

れてこなかった点を指摘することができた。しかし、本研究における時間貧困及び所得貧困の定義と統計研究は1つの試みであるので、多様な定義による検討とその統計分析をさらに展開する必要がある。また、研究対象も限られているので、他の就業世帯の類型に広げた研究も今後に残された課題である。

### 謝辞

本研究は、東京大学社会科学研究所課題公募型共同研究(二次分析研究会)及び北海学園大学学術研究助成(2018年度一般研究)における研究成果の一部を発表するものである。本研究において使用した「社会生活基本調査」の調査票情報は、統計法第33条に基づき提供を受けたものであり、本稿で作成した集計表等は提供を受けた調査票情報を独自集計したものである。記して関係各位に御礼申し上げたい。

### 注

- 1) ある対象者が実際に費やした自由時間(free time)をそのまま使う場合と、1日24時間から生理的活動、無償労働や有償労働等を差し引いて残った時間(leisure time, discretionary time)を使う場合とがある。
- 2) 全労働時間という考え方は新しいものではなく、国内では、家政学分野における生活時間研究で早くから提起されてきた概念であり、ここでは夫妻世帯による全労働時間が分析された(例えば、稲葉 1955, 伊藤他 1984)。国外でも「Total work time」という同じ概念による研究が特に社会学分野で蓄積されてきた(例えばRobinson and Godbey 1999, Gershuny 2000, Burda et al. 2013)。本研究の夫妻分析は特に国内の先行研究を参考にしている。
- 3) 本研究の分析単位は世帯であるが、提供された2011年データには世帯乗率がないため、本研究では乗率を用いずに集計・分析する。
- 4) 最低生活費は、世帯構成、世帯員の数や年齢、居住地などによって水準が異なるが、例えば、2011年度の「最低生活保障水準の具体的事例」(生活扶助と住宅扶助の合計額)によれば、本研究のターゲットに近い事例をみると、居住地によって幅があるが、4人世帯(40歳, 35歳, 7歳, 5歳)の場合は年間256~350万円, 母子世帯(30歳, 4歳, 2歳)の場合は年間231~316万円である(厚生労働省 2011)。これを参考に非常に大雑把ではあるが、本研究では所得貧困を300万円未満に設定した。
- 5) 20から5分類への組替えは、(i)「個人的ケア」に①睡眠, ②身の回りの用事, ③食事, ④受診・療養, (ii)「無償労働」に⑤家事, ⑥介護・看護, ⑦育児, ⑧買い物, ⑨ボランティア活動・社会参加活動, (iii)「有償労働」に⑩仕事, ⑪通勤・通学, (iv)「自由時間」に⑫テレビ・ラジオ・新聞・雑誌, ⑬休養・くつろぎ, ⑭学習・自己啓発・訓練(学業以外), ⑮趣味・娯楽, ⑯スポーツ, ⑰交際・付き合い, (v)「その他」に⑱学業, ⑲移動(通勤・通学を除く), ⑳その他, とした。なお、この5分類は「社会生活基本調査」の「詳細行動分類」の大分類を参考にした。

## 参考文献

- 石川加代子・浦川邦夫 (2014) 「生活時間を考慮した貧困分析」『三田商学研究』57(4), 97-121
- 石川加代子・浦川邦夫 (2018) 「所得と時間の貧困からみる正規・非正規の格差」『多様化する日本人の働き方：非正規・女性・高齢者の活躍の場を探る』慶應義塾大学出版会
- 伊藤セツ・天野寛子・森ます美・大竹美登利 (1984) 『生活時間：男女平等の家庭生活への家政学的アプローチ』光生館
- 稲葉ナミ (1955) 「共稼ぎ夫婦の生活の時間的構造について (第一報)」『家政学雑誌』6(2), 64-68
- 浦川邦夫 (2016) 「生活時間の貧困：世帯要因と地理的要因」『貧困研究』16, 35-44
- 浦川邦夫 (2017) 「就労世代の生活時間の貧困に関する考察」『社会政策学会第135回大会共通論題「正社員の労働時間，非正社員の労働時間」配付資料」
- 大石亜希子 (2015) 「母子世帯の『時間貧困』：子どもの権利として『親と過ごす時間』の確保を」『社会保障』69 (2819), 58-63
- 大石亜希子 (2019) 「子どもをケアする時間の格差」松本伊知朗編集代表『生まれ，育つ基盤：子どもの貧困と家族・社会』明石書店
- 厚生労働省社会・援護局保護課 (2011) 「生活保護基準の体系等について (第2回社会保障審議会生活保護基準部会・資料3)」
- 厚生労働省補償課 (2019) 「平成30年度 過労死等の労災補償状況」  
[https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage\\_05400.html](https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_05400.html) (2020年7月29日取得)
- 品田知美 (2012) 「家族の生活時間とワーク・ライフ・バランス」松信ひろみ編『近代家族のゆらぎと新しい家族のかたち』八千代出版
- 周燕飛 (2014) 『母子世帯のワーク・ライフと経済的自立』労働政策研究・研修機構
- 総務省統計局 (2019) 「平成30年 労働力調査年報」基本集計 I-B-第10表  
<https://www.stat.go.jp/data/roudou/report/2018/index.html> (2020年7月29日取得)
- 田宮遊子 (2018) 「母子世帯と貧困」駒村康平編『貧困』ミネルヴァ書房
- 田宮遊子・四方理人 (2007) 「母子世帯の仕事と育児：生活時間の国際比較から」『季刊社会保障研究』43(3), 219-231
- 中山節子 (2014) 『時間貧困からの脱却にむけたタイムユースリテラシー教育：ESCAP地域の人間開発新戦略』大空社
- 水野谷武志 (2005) 『雇用労働者の労働時間と生活時間：国際比較統計とジェンダーの視角から』御茶の水書房
- 水野谷武志 (2017a) 「統計からみる雇用労働者の労働時間：性，雇用形態，職種における格差に注目した分析」『女性労働研究』第61号, 103-115
- 水野谷武志 (2017b) 「乳幼児を持つ夫妻の『拡大育児時間』の推計」『統計学』第112号, 1-14
- Antonopoulos, R., Esquivel, V., Masterson, T. and Zacharias, A. (2017), "Time and Income Poverty in the City of Buenos Aires", Connelly, R. and Kongar, E. (eds.), *Gender and Time Use: In a Global Context*, Palgrave Macmillan: U.S.A.
- Bardasi, E. and Wodon, Q. (2006), "Measuring Time Poverty and Analyzing its Determinants: Concepts and Application to Guinea", Blackden M. and Wodon, Q. (eds.), *Gender, Time Use and Poverty in Sub-Saharan Africa*, The World Bank: Washington D.C., U.S.A.
- Bittman, M. (2004), "Parenting and Employment: What Time-use Surveys Show", Folbre, B. and Bittman, M. (eds.), *Family Time: The Social Organization of Care*, London: U.K., Routledge.
- Burchardt, T. (2008), *Time and Income Poverty*, CASEreports 57, Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics and Political Science, London: UK.
- Burda, M., Hamermesh, D.S. and Weil, P. (2013), "Total Work and Gender: Facts and Possible Explanations." *Journal of Population Economics*, 26(1), 239-261.
- Douthitt, R.A. (2000), "Time to Do the Chores?" Factoring Home-Production Needs into Measures of Poverty", *Journal of Family and Economic Issues*, 21(1), 7-22.
- Gershuny, J. (2000), *Changing Times: Work and Leisure in Postindustrial Society*, Oxford University Press:

- Oxford, U.K.
- Goodin, R.E. (2008), *Discretionary Time: A New Measure of Freedom*, Cambridge University Press: U.K.
- Harvey, A.S. and Mukhopadhyay, A.K. (2007), "When Twenty-Four Hours is not Enough: Time Poverty of Working Parents", *Social Indicators Research*, 82(1), 57-77.
- Hirway, I. (2010), "Understanding Poverty: Insights Emerging from Time Use of the Poor", Antonopoulos, R. and Hirway, I. (eds.), *Unpaid Work and the Economy: Gender, Time Use and Poverty in Developing Countries*, Palgrave Macmillan: U.K.
- Hochschild, A.R. (1997), *The Time Bind: When Work Becomes Home and Home Becomes Work*, Henry Holt: New York, U.S.A.
- Kalenkoski, C.M., Harmrick, K. and Andrews, M. (2011), "Time Poverty Thresholds and Rates for the US Population", *Social Indicators Research*, 104(1), 129-155.
- Kalenkoski, C.M. and Hamrick, K.S. (2013), "How Does Time Poverty Affect Behavior? A Look at Eating and Physical Activity", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 35(1), 89-105.
- Lawson, D. (2007), *A Gendered Analysis of 'Time Poverty': The Importance of Infrastructure (Development Economic and Public Policy Working Paper Series No. 21)*, Institute for Development Policy and Management, University of Manchester: Manchester, U.K.
- McGinnity, F. and Russell, H. (2007), "Work Rich, Time Poor? Time-Use of Women and Men in Ireland." *The Economic and Social Review* 38(3), 323-354.
- Merz, J. and Rathjen, T. (2014), "Time and Income Poverty: An Interdependent Multidimensional Poverty Approach with German Time Use Diary Data", *Review of Income and Wealth*, 60(3), 450-479.
- Rathjen, T. (2015), "Time Poverty and Price Dispersion: Do Time Poor Individuals Pay More?" *Time & Society*, 24(1), 27-53.
- Robinson, J.P. and Godbey, G. (1999), *Time for Life: Surprising Ways Americans Use Their Time (2nd edition)*, Pennsylvania State University: Pennsylvania, U.S.A.
- Rosales-Salas, J. (2019), "Time Poverty in Chile: How to Measure It?", presented at the 41<sup>st</sup> conference of International Association for Time Use Research in Washington D.C., U.S.A.
- Schor, J.B. (1991), *The Overworked American: The Unexpected Decline of Leisure*, BasicBooks: New York, U.S.A.
- Srivastava, A. and Floro, M.S. (2017), "The Dual Problem of Unemployment and Time Poverty in South Africa: Understanding Their Linkages", *Gender and Time Use: In a Global Context*, Palgrave Macmillan: U.S.A.
- Vickery, C. (1977), "The Time-Poor: A New Look at Poverty", *The Journal of Human Resources*, 12(1), 27-48.
- Williams, J.R., Masuda, Y.J. and Tallis, H. (2016), "A Measure Whose Time Has Come: Formalizing Time Poverty", *Social Indicators Research* 128(1), 265-283.
- Zacharias, A., Masterson, T., Rios-Avila, F., Kim, K. and Khitarishvili, T. (2018), *The Measurement of Time and Consumption Poverty in Ghana and Tanzania*, Levy Institute Measure of Time and Income Poverty: New York, U.S.A.
- Zilanawala, A. (2016), "Women's Time Poverty and Family Structure: Differences by Parenthood and Employment", *Journal of Family Issues*, 37(3), 369-392.

# Time poverty of working married couples and single mothers with infant (s) in Japan

Takeshi MIZUNOYA\*

## Summary

The purpose of this study is to examine the time poverty of working parents, both married couples and single mothers, with infant (s), by using the microdata of the 2001 and 2011 Survey on Time Use and Leisure Activities in Japan. The study regards parents as having time poverty when their total time of paid and unpaid work in a weekday exceeds 12 hours. It analyzes the distribution of time poverty parents, their time use, and the relation between time and income poverty. The following results were obtained. In 12% of the married couples, both husband and wife are time poor; in 54% of the couples, either the husband or wife is time poor. 28% of the single mothers are time poor, and most of them are income poor. These rates are not improved when data between 2001 and 2011 are compared. The future direction of this study will be to examine various types of time poverty definitions and working parents.

## Key Words

time poverty, married couples, single mothers, total work time, time use survey

---

\* Faculty of Economics, Hokkai-Gakuen University  
e-mail : mizunoya@econ.hokkai-s-u.ac.jp

# 一般逆行列を用いたU表・V表からの産業連関表の推計

氏川恵次\*

## 要旨

国際的に供給・使用表の作成を通じた産業連関表の推計が推奨されている。矩形で公表される場合が少ない供給・使用表を用いて、直接産業連関表を推計する試みがなされているが、その際に一般逆行列を用いた数学的手法の是非が問われている。本稿では、推定結果の検証が未着手であった一般逆行列を用いて産業連関表の推計を試み、従来の商品技術仮定および産業技術仮定の逆行列を用いた場合と比較検討を行う。データとして、日本の基本分類（2015年）に基づき、U表を作成して、V表およびA表を再度推計して、既存のA表の投入係数の乖離を計測した。結果、一般逆行列を用いた推計は、従来の逆行列を用いた商品技術仮定に対しては推定誤差が過大となり、産業技術仮定に対しては、誤差の小ささにおいて優位性がみられた。

## キーワード

U表, V表, 産業連関表, 技術仮定, 一般逆行列

## 1. はじめに

国際的には、SNA2008の前の版であるSNA1993から、供給・使用表の作成を通じた産業連関表の推計が推奨されてきた。多くの場合、各国の供給・使用表は矩形で作成されることとなり、産業連関表を推計する際には、統合して正方および正則な行列として逆行列を計算することになる。

わが国でも近年は、供給・使用表の作成と産業連関表の推計の移行について内閣府等で、生産物分類・産業分類の見直しや、関連して経済センサスおよび投入調査の再検討も進められている。日本での年次の供給・使用表の推計について、バランシングの際には約400生産物×約100産業という、より詳細な矩形の供給・使用表が作成されるとあるが、一般には公表されていない。

近年国際的には、矩形で公表される場合が少ない供給・使用表を用いて、部門統合の過程を経ず、後述するように産業連関表を直接推計する試みがなされているが、その際に一般逆行列を用いた数学的手法の是非が問われている。本稿では、従来その推定結果の検証がなされなかった、一般逆行列を用いた産業連関表の推計を試み、通常の場合と比較検討を行うことを目的とする。

## 2. 先行研究

Moore-Penrose一般逆行列は、周知の通りMoore, E.H.(1920)およびPenrose, R.(1955)によって提案されて以来、多くの分野で用いられている。

経済学とりわけ経済統計の分野においては、動学モデルにおける一般逆行列による解法の導出と経済計画への応用(Schinnar, A.(1978)), アクティビティモデルの算出に際する一般逆行列によるV表の拡張(Konijn, P.J.A.(1994)),

\* 正会員, 横浜国立大学大学院国際社会科学研究院  
e-mail: ujikawa-keiji-wf@ynu.ac.jp

産業連関行列への特異値分解の適用と特定の対称性の証明(Wang, S. and Zachery, R.(1996))といった先行研究が存在してきた。

さらに近年では、産業連関表の産業部門の統合を一般化した価格モデルの提示(Olsen, A.(2000)), 社会会計行列の作成への一般逆行列の応用とCGEモデルとの比較(Luppino, M., Gajewski, G., Zohir, S., Khondker, B. and Crowther, D.(2004)), 商品・産業技術仮定による矩形の供給使用表からの正方の産業連関行列の提示(Pereira, X., Fernández, M. and Carrascal, A.(2014))等があげられる。

日本では従来、各種の技術仮定による推計結果に関する、定量的な評価が行われてきた(倉林・作間・八束(1977), 福井(1987)等)。近年、多数の独自の産業連関表の推計がなされる一方、推計した表の統計的な信頼性を検証する研究は重要であるにもかかわらず希少である(例えば、細江(2013)を参照)。

本稿では、以上のように海外で進められてきた、一般逆行列による産業連関表の試算に対して、日本の供給使用表の推計と産業連関表の再度の推計を試みる。また、新たに推計した産業連関表の推定誤差について検証して、従来の逆行列による推計と一般逆行列による推計との比較を行う。

### 3. データ

本研究では、上記の計算の対象となる産業連関表について、日本の2015年の産業連関表の内、取引基本表(生産者価格、以下X表)の基本分類(商品×商品(アクティビティ)、内生部門507×389部門、自家輸送部門表章なし)を用いた。またX表から商品別投入係数表(商品×商品、以下A表)も求めた<sup>1)</sup>。

他方で、産業連関表の付帯表の1つである産業別商品産出表(産業×商品、産業108部門、非市場生産者(一般政府)9部門、非市場生産者(対家計民間非営利団体)5部門、計123×123部門、以下V表)を用いて、日本の

付加価値推計の手順に沿って、以下のようにIOベースV表等の作成を行った。

#### 3.1 SNA分類へのX表の調整

SNA分類に対応させるために、X表は自家輸送部門の表章がなく、各部門へ配分済みのものを用いたが、同様に事務用品および家計外消費支出について、各部門へ配分して中間投入での扱いとした。各部門の配分に際して、事務用品および家計外消費支出共に、部門別の中間投入額が不明であるため、各々両部門の総額を列および行CTとして、RAS法により中間投入への配分を行った。

また屑・副産物について、SNAでは後述のように商品別産出額に含めて計上している。X表では、ストーン方式により発生部門からマイナス投入をしているため、産業連関表の屑・副産物発生及び投入表に基づき、X表のマイナス投入を削除して、当該の商品部門の産出額に計上した。なお、X表およびA表共に、下記のSNA分類に即して、部門の統廃合(507×380部門、507×123部門、507×103部門)を行った<sup>2)</sup>。

#### 3.2 IOベースV表・U表の作成

次に、付帯表V表からU表の導出のため各種の表を作成する。まず付帯表V表の発生および競合部門の交点に配分されている屑・副産物を、付加価値推計の考え方と同様にV表の対角線上である主産物へと移動してIOベースV表(123×123部門)を作成した<sup>3)</sup>。

また、供給表(商品×産業、以下V'表)をV表の転置行列として作成し、産業別の商品産出構成比(商品×産業、C表)に商品技術仮定を適用して、産業別投入係数表(商品×産業、B表)、産業別投入表(使用表、商品×産業、以下U表)をそれぞれ作成した(507×123部門)。

さらに、V'表のMoore-Penrose一般逆行列を試算するため、380×123部門および123×

103部門の矩形のV'表を、各々行列の分割と統合により推計した。380×123部門のV'表は、V表の既存の商品部門(123部門)各々について、商品別生産額(380部門)による行CT(列和)と産業別生産額(123部門)による列CT(行和)をそれぞれ用いて、RAS法によりV表を123×380部門に分割し転置により推計した。123×103部門のV'表は、V表の産業部門を統合中分類に準じて統合および転置した<sup>4)</sup>。なお、既述のように推計したU表(508×123部門)についても、産業部門を統合(508×103部門)した表を推計した。

#### 4. 推計モデル

まず、Moore-Penrose一般逆行列は、ある行列 $B \in M_{m \times n}(\mathfrak{R})$ が与えられる場合に、以下の4つの条件を満たす行列 $B^\dagger (n \times m)$ として定義される。

$$\begin{aligned} BB^\dagger B &= B \quad (1), & (BB^\dagger)' &= BB^\dagger \quad (2), \\ (B^\dagger B)' &= B^\dagger B \quad (3), & B^\dagger BB^\dagger &= B^\dagger \quad (4), \end{aligned}$$

また行列 $B$ が $\text{rank}(B) = r$ ,  $C \in M_{m \times r}(\mathfrak{R})$ ,  $D \in M_{r \times n}(\mathfrak{R})$ の場合、 $B = CD$ の階数分解の形で表せる。この時、 $B$ のMoore-Penrose一般逆行列は以下ようになる。

$$\begin{aligned} B^\dagger &= D'(C'BD')^{-1}C' \\ &= D'(DD')^{-1}(C'C)^{-1}C' \end{aligned} \quad (5)$$

本稿では一般逆行列を階数分解の内、特異値分解により求めることとするが、行列 $B$ の特異値分解は $B = SAT'$ と表すことができる。このとき、 $S$ は $m$ 次直交行列、 $T$ は $n$ 次直交行列を意味する。また上記のように定義した任意の行列 $B$ にたいして、 $BB$ の固有値の正の平方根を $\sqrt{\lambda_1}, \dots, \sqrt{\lambda_r}$ とすると、以下の行列 $\Lambda$ が存在する。

$$\Lambda = \text{diag}(\sqrt{\lambda_1}, \dots, \sqrt{\lambda_r}, 0, \dots, 0; m, n) \quad (6)$$

(5)式において、 $C = S$ ,  $D = \Lambda T'$ を代入すると、行列 $B$ のMoore-Penrose一般逆行列の特

異値分解は以下のように表せる。

$$\begin{aligned} B^\dagger &= T\Lambda(\Lambda T' \Lambda)^{-1}(S'S)^{-1}S' = T\Lambda^\dagger S' \\ \Lambda^\dagger &= \text{diag}(\sqrt{\lambda_1}^{-1}, \dots, \sqrt{\lambda_r}^{-1}, 0, \dots, 0; n, m) \quad (7) \end{aligned}$$

本稿では、(7)式で示されるようにMoore-Penrose一般逆行列の特異値分解の考え方をを用いて、産業連関表の商品技術仮定におけるV表の一般逆行列を求める。さらに投入係数であるA表を試算して、通常の方角かつ正則の逆行列の計算の場合と、A表の乖離を比較検討する。商品技術仮定を行列表示で示すと以下ようになる。ここで $\hat{q}$ は商品別生産額の対角行列、 $\tilde{V}$ は行列 $V$ の主生産物の産出額の対角行列を示す。

$$A\hat{q} = U - A(V' - \tilde{V}) + A(\hat{q} - \tilde{V}) \quad (8)$$

(8)式を $A$ について解くと次式を得るが、 $V$ 表は既述のように正角かつ正則でない場合も含め、Moore-Penrose一般逆行列として表す。

$$A = U(V')^\dagger \quad (9)$$

また、産業技術仮定についても、行列では以下のように示すことができる。ここで $\hat{g}$ は産業別生産額、 $B = U\hat{g}^{-1}$ を示す。同技術仮定による投入係数の推計も行い、A表との乖離を検証する。

$$\begin{aligned} A\hat{q} &= U - B(\hat{g} - \tilde{V}) + B(V - \tilde{V}) \\ A &= U\hat{g}^{-1}V\hat{q}^{-1} \end{aligned} \quad (10)$$

#### 5. 推計結果

それぞれの場合におけるA表と推計されたA表との相対誤差については、各要素は確率変数として扱えないため、各種の記述統計量を表1によって確認する。なお、表中の各カテゴリはそれぞれ以下を意味する。

- I：商品技術仮定，507×123部門，123×123部門の正方行列V'表から逆行列を計算
- II：商品技術仮定，507×123部門，123×103部門の矩形行列V'表から一般逆行列を

計算

Ⅲ：商品技術仮定， $507 \times 380$  部門， $380 \times 123$  部門の矩形行列  $V'$  表から一般逆行列を計算

Ⅳ：産業技術仮定， $507 \times 123$  部門， $123 \times 123$  部門の正方行列  $V$  表から  $A$  表を計算

要素数は，Ⅰ，Ⅱ，Ⅳがそれぞれ30299，Ⅲのみ89809を対象としている。まず明らかにⅠの場合での相対誤差が小さく，平均値は誤差の影響を受け  $3 \times 10^{-15}$  であるが，中央値と

最頻値はそれぞれ0であり，標準偏差は  $2 \times 10^{-2}$  にとどまる。

他方Ⅱ，Ⅲ，ⅣについてみるとⅢの場合が最も誤差の範囲が大きく，最頻値も  $9 \times 10^{-1}$  と全体に誤差が発生し，標準偏差もかなりばらつきが大きい。またとくにⅡとⅣを比較すると，一般的に用いられる産業技術仮定で正方行列を用いたⅣの場合の方が，誤差の範囲やばらつきが過大になっていることがわかる。

次に，各場合について，相対誤差の階級別

表1 記述統計量

	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ
要素数	30,299	30,299	89,809	30,299
合計	$1 \times 10^{-10}$	339,037	21,458,295	2,313,483
最大値	$3 \times 10^{-10}$	48,257	4,330,634	454,321
最小値	$-8 \times 10^{-11}$	-8,390	-7	-1
平均	$3 \times 10^{-15}$	11	239	76
中央値	0	$-7 \times 10^{-13}$	$1 \times 10^{-1}$	$3 \times 10^{-2}$
最頻値	0	0	$9 \times 10^{-1}$	0
分散	$4 \times 10^{-24}$	264,084	311,576,134	8,458,785
標準偏差	$2 \times 10^{-2}$	514	17,652	2,908

表2 相対誤差の度数分布

階級	度数				相対度数				累積相対度数			
	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ
~-9000	0	0	0	0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
-9000~-8000	0	2	0	0	0.00000	0.00007	0.00000	0.00000	0.00000	0.00007	0.00000	0.00000
-8000~-7000	0	0	0	0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00007	0.00000	0.00000
-7000~-6000	0	0	0	0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00007	0.00000	0.00000
-6000~-5000	0	0	0	0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00007	0.00000	0.00000
-5000~-4000	0	0	0	0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00007	0.00000	0.00000
-4000~-3000	0	1	0	0	0.00000	0.00003	0.00000	0.00000	0.00000	0.00010	0.00000	0.00000
-3000~-2000	0	0	0	0	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00010	0.00000	0.00000
-2000~-1000	0	5	0	0	0.00000	0.00017	0.00000	0.00000	0.00000	0.00026	0.00000	0.00000
-1000~0	18798	16007	53272	12184	0.62042	0.52830	0.59317	0.40213	0.62042	0.52857	0.59317	0.40213
0~1000	11501	14242	36069	17888	0.37958	0.47005	0.40162	0.59038	1.00000	0.99861	0.99479	0.99251
1000~2000	0	10	145	86	0.00000	0.00033	0.00161	0.00284	1.00000	0.99894	0.99640	0.99535
2000~3000	0	8	60	38	0.00000	0.00026	0.00067	0.00125	1.00000	0.99921	0.99707	0.99660
3000~4000	0	4	35	21	0.00000	0.00013	0.00039	0.00069	1.00000	0.99934	0.99746	0.99729
4000~5000	0	7	26	12	0.00000	0.00023	0.00029	0.00040	1.00000	0.99957	0.99775	0.99769
5000~6000	0	1	13	13	0.00000	0.00003	0.00014	0.00043	1.00000	0.99960	0.99790	0.99812
6000~7000	0	1	17	6	0.00000	0.00003	0.00019	0.00020	1.00000	0.99964	0.99808	0.99832
7000~8000	0	0	13	3	0.00000	0.00000	0.00014	0.00010	1.00000	0.99964	0.99823	0.99842
8000~9000	0	1	12	7	0.00000	0.00003	0.00013	0.00023	1.00000	0.99967	0.99836	0.99865
9000~	0	10	147	41	0.00000	0.00033	0.00164	0.00135	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000
合計	30299	30299	89809	30299	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000

の分布を表2によって確認しよう。

これによると、Iではほとんど相対誤差のばらつきが認められず、前掲の範囲によれば実際には、 $-8 \times 10^{-11} \sim 3 \times 10^{-10}$ の範囲にとどまっている。II~IVについても、ほぼ-1000~1000の範囲にあり、とくにIIの場合で1000以下が99.6%と最も高いが、負の範囲で過小な推計誤差がいくつか見受けられる。III、IVについては、最小値がそれぞれ-7、-1であり、全体的に過大な推計誤差となっており、とくにIIIの場合にばらつきが顕著である。

なおI、II、IVについては、元のA表よりも過大な推計による相対誤差が示されているが、IIIでは、相対誤差が過小な推計であり、とくに-0.4未満の相対誤差が約41.7%である。

## 6. まとめにかえて

本稿では、供給・使用表から一般逆行列を用いた産業連関表を推計し、従来用いられてきた逆行列を適用した場合との比較を行った。日本の基本分類に沿ってU表を作成しつつ、商品技術仮定および産業技術仮定を用いてA表を再度推計して、既存のA表との投入係数の乖離を測定した。

その結果、商品技術仮定による、従来の正方および正則行列を用いての推計に対しては、一般逆行列を用いた推計は推定誤差が過大となった。他方で、従来の逆行列を用いた産業

技術仮定に対しては、誤差の小ささにおいて優位性がみられた。

日本では、現状で公開された供給・使用表から統計情報を入手せざるを得ないが、今後もし詳細な生産物×産業分類が公開される場合、さらに部門統合による場合との比較が可能となると考えられる。さらに、産業連関分析として活用する場合の、投入係数の安定性や、商品技術仮定での負の値の処理等について厳密な検討が必要である。

国際的にみると、一国表や地域間・国際表で専ら産業技術仮定が適用されている場合も少なくない。今後、商品×アクティビティ分類での産業連関表の推計と、商品技術仮定に基づき公理にもかなう、供給・使用表からの産業連関表のより精度の高い作成の可能性も考えられる。

今後の検討課題として、Eurostatのマニュアルで従来から掲載されているAlmon法(Eurostat(2008))との比較検討をはじめ、国際連合のマニュアルにおいてHアプローチとして展開される供給使用表と産業連関表の作成の枠組み(United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Statistics Division(2018)/国際連合経済社会局統計部著/猪俣・櫻本・田原・萩野・牧野監訳(2019))にたいして、本研究がどのような意義を持つのかを別稿で明らかにしたい。

## 謝辞

編集委員会の先生方には第一次審査結果の確認と第二次審査へのご対応を頂き誠にありがとうございました。また、第二次審査では2名の匿名の査読者の先生方に貴重なご指摘とコメントを頂きましたこと御礼申し上げます。もちろん本稿に残る誤りは筆者個人に帰すべきものがあります。なお、本研究は、JSPS科研費JP19K01630、JP20K01628の助成を受けたものです。

## 注

- 1) 基本分類では屑・副産物の配分に際して、詳細な部門分類が不明であることから、穀類、石油化学系、銑鉄・粗鋼、非鉄金属精錬・精製の各列部門について統合を行った。
- 2) 付帯表V表への商品技術仮定を適用したU表の作成の問題点と、本方式による解決の考え方につ

いて小林・野木森(2012)を参照。

- 3) 統合中分類107部門に対して、自家輸送および事務用品はSNA分類に沿って各部門に配分済みであり、乗用車とその他の自動車、住宅賃貸料と住宅賃貸料(帰属家賃)、を統合したため、103部門となっている。
- 4) 相対誤差は、元のA表の行列の要素を $A_0$ 、推計されたA表の行列の要素を $A_c$ 、で表す場合、 $(A_c - A_0)/A_c$ と定義される。その際、 $A_0$ が0である要素については、相対誤差の度数として計測されていない。

## 参考文献

- 倉林義正・作間逸雄・八束厚生(1977)「SNAにおける投入・産出表の構造と技術仮定」『経済研究』第28巻第2号, pp.123-141.
- 小林裕子・野木森稔(2012)「付加価値法による生産側GDP推計について: 基準改定の影響分析, 日米比較を交えて」『季刊国民経済計算』第148巻, pp.79-99.
- 福井幸男(1987)『産業連関構造の研究—生産技術とハイアラーキー』啓文社.
- 細江宣裕(2013)「産業連関表の推定誤差と応用一般均衡分析における予測誤差」『GRIPS Discussion Paper』13-16, pp.1-24.
- Eurostat (2008), *Eurostat Manual of Supply, Use and Input-Output Tables*, Luxembourg, European Commission (<https://ec.europa.eu/eurostat/documents/3859598/5902113/KS-RA-07-013-EN.PDF/b0b3d71e-3930-4442-94be-70b36cea9b39>).
- Konijn, P.J.A. (1994), *The Make and Use of Commodities by Industries; on the Compilation of Input-Output data from the National Accounts* (Enschede, Faculty of Public Administration and Public Policy, University of Twente).
- Luppino, M., Gajewski, G., Zohir, S., Khondker, B. and Crowther, D. (2004), “Estimating the Impacts of the Jamuna Bridge on Poverty Levels in Bangladesh using SAM and CGE Models: A Comparative Study”, *EcoMod Input-Output and General Equilibrium: Data, Modeling and Policy Analysis Conference*, (Bruxelas, 2004).
- Moore, E.H. (1920), “On the Reciprocal of the General Algebraic Matrix. (Abstract)”, *Bulletin of American Mathematical Society*, 26, pp.394-395.
- Olsen, A. (2000), “General Perfect Aggregation of Industries in Input-Output Models”, *Economic Modelling, Working Paper Series*, 2.
- Penrose, R. (1955), “A Generalized Inverse for Matrices”, *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society*, 51, pp.406-413.
- Pereira, X., Fernández, M. and Carrascal, A. (2014), “Rectangular Input-output Models by Moore-Penrose Inverse”, *Revista Electrónica de Comunicaciones y Trabajos de ASE-PUMA*, 15(1), pp.13-24.
- Schinhar, A. (1978), “The Leontief Dynamic Generalized Inverse”, *The Quarterly Journal of Economics*, 92(4), pp. 641-652.
- United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Statistics Division (2018), *Handbook on Supply and Use Tables and Input-Output Tables with Extensions and Applications*, New York, United Nations ([https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/docs/SUT\\_IOT\\_HB\\_Final\\_Cover.pdf](https://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/docs/SUT_IOT_HB_Final_Cover.pdf)) (国際連合経済社会局統計部著/猪俣哲史・櫻本健・田原慎二・萩野覚・牧野好洋監訳(2019)『供給使用表と投入産出表に関するハンドブック(拡張と応用を含む)』内閣府経済社会総合研究所).
- Wang, S. and Zachery, R. (1996), “Singular Value Decomposition of System Input-output Matrix and Its Symmetry Property”, *Computer & Electrical Engineering*, 22(3), pp.231-234.

# Estimation of Input-Output Table from U and V Table using General Inverse Matrix

Keiji UJIKAWA\*

## Summary

It is recommended to estimate the input-output table internationally by preparing the supply and use table. Attempts have been made to estimate input-output table using a supply and use table that is often published as a rectangle, but in that case, the significance of a mathematical method using a generalized inverse matrix is being questioned. In this paper, we try to estimate an input-output table by using a generalized inverse matrix that has not yet been used to verify the estimation results and compare it with the case of using the conventional inverse matrix. As a result, the estimation using the generalized inverse matrix had an excessive estimation error with respect to the product technology assumption using the conventional inverse matrix and was superior to the industrial technology assumption in small error.

## Key Words

U Table, V Table, Input-Output Table, Technology Assumption, Generalized Inverse Matrix

---

\* Yokohama National University, Graduate School of International Social Sciences  
e-mail : ujikawa-keiji-wf@ynu.ac.jp

## 【本会記事】

### 内閣総理大臣の日本学術会議会員任命拒否をめぐる経済統計学会からの声明

上藤 一郎 (常任理事長)

経済統計学会では、昨今の内閣総理大臣による学術会議会員任命拒否に対して、2020年11月8日付けで声明文を公表いたしました。同声明文は、常任理事会で原案を作成し、修正を経た後、本学会「意見表明に関する申し合わせ」に従い理事会で承認されたもので、金子治平学会長名で公表されました。なお、同声明文は既に本学会ホームページに掲載されておりますが、以下、全文を掲載いたします。

---

2020年11月8日

### 内閣総理大臣の日本学術会議会員任命拒否をめぐる経済統計学会からの声明

経済統計学会会長  
金子治平

経済統計学会を代表し、内閣総理大臣の日本学術会議会員任命拒否について声明する。

日本学術会議の前身として1920年に科学アカデミーとして政府内に設立された学術研究会議は、当初は会員や会長を互選とするなどの一定の独立性を持っていた。しかし1943年に会員を学識経験者の中から文部大臣が選任し内閣が任命されるように変更され、戦争遂行のための科学動員の一翼を担うようになった。学術が政府に従属するようになり戦争の一翼を担ったことの反省を踏まえ、日本の科学アカデミーは政府から独立した性格を持つべきだという考えをベースに生まれたのが日本学術会議である。したがって日本学術会議は、その時々政府に左右されることなく、また政府との一定の緊張感を持つべきものとして位置付けられてきた。過去の国会での政府答弁も、上記を踏まえたものであると理解される。会員候補のうち特定の候補者を、明確な理由もなく任命拒否するという政府の決定は上記の独立性を侵害するものである。

経済統計学会は、近代民主主義社会には真実性が確保された統計が必要であるという認識のもとに学術研究を行ってきた。真実性を確保した統計の作成・利用のためには、統計調査における調査者と被調査者間の信頼、および統計利用における思想信条の違いを超えた対話による信頼・正義が必須である。明確な理由を示さずに特定の候補者を任命拒否した政府の態度は、統計によって立つ近代民主主義社会にとって必要な信頼・正義を損ねるものである。

以上から、経済統計学会は、特定の会員候補者を任命拒否した理由を明確に示すことを求める。

以上

## 【本会記事】

# 経済統計学会第64回(2020年度)全国研究大会・会員総会

常任理事会

## I. 第64回全国研究大会

第64回全国研究大会は、2020年9月13日(日)、14日(月)の2日間、神戸大学において開催を予定していたが、コロナウイルスの感染拡大を防止する観点から対面での全国研究大会開催を中止し、その代替案として、『全国研究大会報告要旨集』の特別版を作成すること及び報告希望者に対してWeb報告会を開催することが6月20日の理事会で承認された。

### (1) 報告者募集とプログラム編成

①報告者とプログラム編成については、「ニュースレター」No. 57 (2020年4月)の報告募集記事に記載されたセッション設置案に従って報告を募集した。なお、応募様式にはWeb報告の希望の有無も記載した。②プログラムの編成については、第64回全国研究大会実行委員会(開催支部)及びプログラム委員会が担当することとした。

### (2) 『第64回全国研究大会報告集』について

①研究報告に代わるものとして『全国研究大会報告要旨集』の特別版を作成することを決定し、その名称を『第64回全国研究大会報告集』とした。『第64回全国研究大会報告集』は、従来の『報告要旨集』とは次の点で差別化を図ることとした。

- ・ページ数は1報告当たり2～4頁とする。
- ・課題や仮説の開示だけでなく報告の結論を必ず含めた論述形式として構成する。
- ・このため報告集の雛形として例文を作成する。
- ・オーガナイザーは1頁程度の「セッション解題」を作成する。

報告集原稿はセッションについてはオーガナイザー宛、自由論題はプログラム委員長宛に提出することとした。そして、オーガナイザー(プログラム委員長)は提出された原稿の構成についての形式チェックを行うこととした。なお、提出原稿の配列については作成されたプログラムに従うものとした。

### (3) 報告証明書の発行について

公刊された報告については、学会が認めた正式な報告とし、希望に応じて学会長名で「報告証明書」を発行することとした。

## II. 研究大会プログラム

『全国研究大会報告集』：2021年1月末公刊予定

Web報告会：2020年11月7日(土)～8日(日)

経済統計学会 関西支部	
経済統計学会第64回(2020年度)全国研究大会実行委員会	
委員長 神戸大学農学部 金子 治平	
経済統計学会2020年度全国研究大会プログラム委員	
委員長	村上雅俊(関西支部)
副委員長	小川雅弘(関西支部)
委員	水野谷武志(北海道支部) 鈴木雄大(北海道支)
	伊藤伸介(東北・関東支部) 尹 清洙(九州支部)

(1) 『全国研究大会報告集』目次

※(@Web)印はWeb報告会報告者

※\*印は報告者

セッションA：共通論題セッション(学会本部企画)

国勢調査の100年

コーディネータ：全国プログラム委員会

座長：金子治平(神戸大学)

1. 佐藤正広(東京外国語大学)  
国勢調査ことはじめ—国勢調査実現に向けた明治期の議論
2. 阿向泰二郎(総務省統計局)(@Web)  
令和2年国勢調査の実施について
3. 山田 満(東北・関東支部)  
それでも国勢調査を防衛しなければならない：フーコー、アルチュセール、統計的  
公民
4. 上藤一郎(静岡大学)(@Web)  
ベルギーにおける第1回国勢調査とA. Quetelet

セッションB：企画セッション

国勢調査前史

コーディネータ：小林良行(総務省統計研究研修所)・全国プログラム委員会

1. 山口幸三(総務省統計研究研修所)  
明治12年の甲斐国の人口調査
2. 小林良行(総務省統計研究研修所)  
甲斐国現在人別調の製表事務とモーリス・ブロックの『統計論』
3. 森 博美(東北・関東支部)  
杉亨二における静態と動態
4. 廣嶋清志(東北・関東支部)  
国勢調査前の職業別人口調査

セッションC：企画セッション

人口センサス—国際動向と利活用

コーディネータ：小林良行（総務省統計研究研修所）・全国プログラム委員会

1. 阿久津文香（総務省統計局）  
イギリスにおける人口センサスの変革
2. 西村善博（九州支部）  
フランスの人口センサスの行政利用および現在の課題
3. 伊藤伸介\*（中央大学）・寺田雅之（NTTドコモ）  
メッシュ統計データにおける高度な攪乱の手法の有効性について

セッションD：企画セッション

人口減少社会における地域の統計分析

コーディネータ・座長：菊地 進（東北・関東支部）

1. 芦谷恒憲（兵庫県立大学 産学連携・研究推進機構）  
兵庫県における地域データを用いた政策課題分析の事例と課題
2. 丸山洋平（札幌市立大学）(@Web)  
地域人口の再生産指標に人口移動の影響を反映させる試み
3. 新井郁子\*・西内亜紀（公益財団法人 統計情報研究開発センター）・草薙信照（大阪経済大学）(@Web)  
中部国際空港が周辺地域に与えた影響  
—地域メッシュ統計による分析，関西国際空港との比較—
4. 小西 純（公益財団法人 統計情報研究開発センター）  
地域メッシュ統計データによる知識産業従業者の集積地域の把握

セッションE：企画セッション

労働・生活・福祉問題と統計

コーディネータ・座長：水野谷武志（北海学園大学）

1. 伊藤陽一（東北・関東支部）(@Web)  
COVID-19パンデミックによる国際的貧困・格差・生活苦の増加と展望
2. 宮寺良光（岩手県立大学）(@Web)  
既集計の公的統計データを用いた児童虐待発生の社会要因に関する分析
3. 坂西明子（立命館大学）(@Web)  
東京圏の就業と居住地の変化
4. 村上雅俊（阪南大学）(@Web)  
世帯の働き方の組み合わせで見るワーキングプア  
—2007年『就業構造基本調査』匿名データを利用して—

セッションF：企画セッション

「北京+25」とジェンダー統計

コーディネータ・座長：杉橋やよい（専修大学）

1. 伊藤陽一（東北・関東支部）(@ Web)  
「北京+25」におけるジェンダー統計の成果と課題
2. 橋本美由紀（高崎経済大学非常勤講師）(@ Web)  
家計サテライト勘定に関するUNECEの新たな指針と日本の試み
3. 杉橋やよい（専修大学）(@ Web)  
分布特性値による男女間賃金格差の検討
4. 栗原由紀子（立命館大学）  
子育て世代にみる生活時間と地域特性の構造変化

#### セッションG：企画セッション

##### メタデータの作成・提供に関する現状と課題

コーディネータ：小林良行（総務省統計研究研修所）・伊藤伸介（中央大学）

1. 小林良行（総務省統計研究研修所）  
統計編成過程における統計情報の動態モデル
2. 伊藤伸介（日本学術振興会/中央大学）  
わが国における分野横断的なデータカタログの整備に関する現状と課題
3. 谷道正太郎（総務省統計局統計作成支援室）  
公的統計機関におけるメタデータの整備状況について
4. 西村正貴（独立行政法人統計センター）  
政府統計の総合窓口（e-Stat）におけるメタデータ提供の現状と課題

#### セッションH：企画セッション

##### 国民経済計算・国際収支の改訂に向けた諸問題

コーディネータ：櫻本 健（立教大学）

1. 武田英俊（京都大学 大学院総合生存学館）(@ Web)  
暗号資産のマクロ経済統計における取扱い：国際収支統計を中心に
2. 萩野 覚（総務省統計委員会）(@ Web)  
グローバル化とSNA
3. 櫻本 健（立教大学）(@ Web)  
2025SNA導入に向けた産出額補正の検討

#### セッションI：一般報告

コーディネータ：村上雅俊（阪南大学）

1. 泉 弘志\*（関西支部）・戴 艶娟（広東外語外貿大学）・李 潔（埼玉大学）(@ Web)  
国際産業連関表による日本の剰余価値率の計測—国際価値の理論を踏まえて
2. 木下英雄（大阪経済大学）  
国際産業連関表を用いた労働需要変化の要因分析
3. 李 潔（埼玉大学）(@ Web)  
SNAとMPSの主要マクロ指標の比較
4. 藤井輝明（大阪市立大学）(@ Web)

- 通貨プレミアと幕末開港期の日本両の価値推計
5. 池田 伸\* (立命館大学)・田中 力\* (立命館大学) (@Web)  
有意性検定論再々考：歴史と課題
  6. 高橋雅夫 (独立行政法人統計センター)  
夫と妻の家事時間・労働時間の変化
  7. 高部 勲 (総務省統計データ利活用センター)  
公的統計マイクロデータの二次的利用の取組について
  8. 伊藤伸介\* (中央大学)・横溝秀始 (滋賀大学大学院/総務省統計局)  
事業所・企業系の統計調査に対する匿名化措置の可能性について
  9. 大井達雄 (和歌山大学)  
観光政策の国際比較

## (2) Web 報告会

全国研究大会の代替案が常任理事会、理事会において承認されたことを受けて、報告者を再度募集した。報告者の募集をニューズレター No. 57 の報告者募集記事に記載されたセッション設置案に従って行った。『第64回全国研究大会報告集』への原稿掲載で研究報告に代えることを軸に、希望者(希望するセッション)にはWeb会議システムを使って口頭報告いただくこととした。報告希望については2020年7月15日～8月5日の期間に受け付け、申し込みフォームに質問項目「Web報告希望の有無」を追加した。8月20日には学会ホームページ上に研究大会プログラムを掲載した。また、9月11日にWeb報告会プログラムを学会ホームページに掲載した。加えて9月12日～10月11日の期間にWeb報告会参加者(聴講者)募集を行った。なお、募集期間とWeb報告会の実施日の間に約1ヶ月の期間があったため、10月31日に東北・関東支部ならびに関西支部のメーリングリストにて、再度、参加希望者(聴講者)の募集を行った。

11月7日～11月8日の2日間でWeb報告会を実施した。設置した9つのセッションのうち、Web報告会開催セッションは6セッションであり、18の研究報告があった。Web報告会参加者は2日間で延べ86名であり、それぞれのセッションで活発な質疑応答がなされた。

※\*印は報告者

### 11月7日(土)

9:30～11:00 セッションF：企画セッション

#### 「北京+25」とジェンダー統計

コーディネータ・座長：杉橋やよい(専修大学)

1. 伊藤陽一(東北・関東支部)  
「北京+25」におけるジェンダー統計の成果と課題
2. 橋本美由紀(高崎経済大学非常勤講師)  
家計サテライト勘定に関するUNECEの新たな指針と日本の試み
3. 杉橋やよい(専修大学)  
分布特性値による男女間賃金格差の検討

11:30～12:50 セッションA：共通論題セッション(学会本部企画)

国勢調査の100年

コーディネータ：全国プログラム委員会  
座長：金子治平(神戸大学)

1. 阿向泰二郎(総務省統計局)  
令和2年国勢調査の実施について
2. 上藤一郎(静岡大学)  
ベルギーにおける第1回国勢調査とA. Quetelet

14:10～16:10 セッションI：一般報告

コーディネータ：村上雅俊(阪南大学)

1. 泉 弘志\*(関西支部)・戴 艶娟(広東外語外貿大学)・李 潔(埼玉大学)  
国際産業連関表による日本の剰余価値率の計測—国際価値の理論を踏まえて
2. 李 潔(埼玉大学)  
SNAとMPSの主要マクロ指標の比較
3. 藤井輝明(大阪市立大学)  
通貨プレミアと幕末開港期の日本両の価値推計
4. 池田 伸\*(立命館大学)・田中 力\*(立命館大学)  
有意性検定論再々考：歴史と課題

**11月8日(日)**

9:30～11:30 セッションE：企画セッション

労働・生活・福祉問題と統計

コーディネータ・座長：水野谷武志(北海学園大学)

1. 伊藤陽一(東北・関東支部)  
COVID-19パンデミックによる国際的貧困・格差・生活苦の増加と展望
2. 宮寺良光(岩手県立大学)  
既集計の公的統計データを用いた児童虐待発生の社会要因に関する分析
3. 坂西明子(立命館大学)  
東京圏の就業と居住地の変化
4. 村上雅俊(阪南大学)  
世帯の働き方の組み合わせで見るワーキングプア  
—2007年『就業構造基本調査』匿名データを利用して—

13:00～14:00 セッションD：企画セッション

人口減少社会における地域の統計分析

コーディネータ・座長：菊地 進(東北・関東支部)

1. 丸山洋平(札幌市立大学)  
地域人口の再生産指標に人口移動の影響を反映させる試み
2. 新井郁子\*・西内亜紀(公益財団法人 統計情報研究開発センター)・草薙信照(大阪経済大)

学)

中部国際空港が周辺地域に与えた影響  
—地域メッシュ統計による分析、関西国際空港との比較—

14:30～16:00 セッションH：企画セッション

国民経済計算・国際収支の改訂に向けた諸問題

コーディネータ：櫻本 健（立教大学）

1. 武田英俊（京都大学 大学院総合生存学館）  
暗号資産のマクロ経済統計における取扱い：国際収支統計を中心に
2. 萩野 覚（総務省統計委員会）  
グローバル化とSNA
3. 櫻本 健（立教大学）  
2025SNA導入に向けた産出額補正の検討

### Ⅲ. 会員総会

ニュースレターNo. 58で周知したように、2020年度の会員総会及び理事会の議事は、最優先事項に限定し、総会については郵送方式で、理事会についてはWeb会議で実施することになった。このため、10月10日(土)10:00よりWebによる理事会が開催され、予定していた報告・承認事項はすべて了承された。

理事会での審議結果を経て、過日、以下に示す「1. 報告事項」と「2. 承認事項」を会員各位に文書で郵送した。このうち「2. 承認事項」については、11月30日(月)を期限とし、同封の返送用葉書によって会員にその可否を問うこととした。

2020年12月7日(月)、静岡大学人文社会科学部の上藤研究室にて、金子治平(会長)と上藤一郎(常任理事長)の両名によって、返送葉書の確認を行った。結果は以下のとおりとなり、「2. 承認事案」すべて承認された。

有効返送数：80枚

反対事案：なし

#### 1. 報告事項

【報告1】：各支部の入退会・異動者の報告

本年度の入退会・異動者は以下「3. 会員移動」を参照。

【報告2】：2021年度研究大会の開催について

昨年度の会員総会で承認されているように、2021年度の全国研究大会は北海道支部が担当することになっている。会場校は、今のところ北海学園大学を考えている旨、北海道支部の水野谷事務局長より常任理事長宛てに報告があったが、現在、同大学はコロナの影響で教室等の予約ができない状況のため、開催可能かどうかの協議を常任理事会と北海道支部の間で継続的に続け、年度末を目途に判断する旨理事会で報告した。

**【報告3】：学会賞について**

ニュースレターNo. 58で西村学会賞選考委員長より報告があったように本年度は該当者がいなかった。

**2. 承認事項**

**【承認事項1】：本部事務局体制の1年延長について**

本年度は会長、常任理事長、常任理事（渉外担当、NL・HP担当、無任所の各常任理事）の交代期にあたる。しかしながら、コロナの影響で再度の全国的な移動制限等も懸念される中、執行部の円滑な事務引継ぎが難しい状況にあること等の事情に鑑み、現行の本部事務局体制を1年間延期することを理事会に提案し承認された。（任期は2020年9月～2021年9月）。但し、業務の性格上、編集委員長担当の常任理事及びプログラム委員長担当の常任理事の任期については従来どおりとする。なお、現在のような緊急事態への対応については、本会の会則等に明文規定はなく、「経済統計学会内規」の「4. 理事会について(14) その他会の運営にかかわる事項」に基づき、理事会に本議案を諮ることとした。また、会長職の任期の延長については、「経済統計学会内規 5. 会員総会について」に「会員総会は次の事項を議する。(1) 会長の承認」とあることから、今回、会員による郵送での承認を得ることとした。

**【承認事項2】：2019年度全国会計報告・2019年度会計監査報告**

栗原会計担当常任理事より2019年度全国会計報告が行われ、小野寺全国会計監査より適正である旨報告を受け、理事会で承認された。

**【承認事項3】：2020年度会計中間報告（本文書「4. 会計関係資料」参照）**

栗原会計担当常任理事より2020年度全国会計の中間報告が行われ、理事会で承認された。

**【承認事項4】：2021年度会計予算案報告（本文書「4. 会計関係資料」参照）**

栗原会計担当常任理事より2021年度全国会計予算案の報告が行われ、理事会で承認された。

**【承認事項5】：2019年度支部活動交付金収支報告**

栗原会計担当常任理事より2019年度支部活動交付金収支について、適正に処理されていることが報告され、理事会で承認された。

**【承認事項6】：その他**

(1) 2022年度研究大会開催支部について

九州支部が担当することを確認した。

(2) 委員会構成（全国プログラム委員会・編集委員会・学会賞選考委員会）

標記の各委員会の委員長・副委員長・委員について以下のように提案し理事会で承認された。

① 2021年度編集委員長、および委員の選出について（敬称略）

1. 現委員、および委員選出に関わる昨年度承認事項を考慮して、本年内に常任理事長のもと

可及的速やかに次年度委員会構成を理事会に提案する。

〔参考〕2020年度編集委員会（任期：2020年4月から2021年3月まで）

東日本ブロック 小林良行（現編集委員長）、水野谷武志、山田 満  
西日本ブロック 村上雅俊（現副委員長、次期委員長）、松川太一郎

## 2. 委員選出の考え方

2020年度以降についても、東日本ブロック（東北・関東責任支部、北海道）からは2名、西日本ブロック（関西責任支部・九州）からは1名の編集委員候補を推薦してもらうこととし、また委員長候補、副委員長候補は東日本と西日本から交互に推薦することとする。編集業務の継続性を考慮して、副委員長は2年目再任され、委員長候補に推薦されるものとする。

### ② 2021年度学会賞選考委員長、および委員の選出について（敬称略）

現委員、および委員選出に関わる昨年度承認事項を考慮して、本年内に常任理事長のもと可及的速やかに次年度委員会構成を理事会に提案する。

〔参考〕2020年度 学会賞委員会（任期：2020年4月から2021年3月まで）

委員長 西村善博 役職上の委員 金子治平、上藤一郎

### ③ 2021年度プログラム委員長、および委員の選出について（敬称略）

全国研究大会開催担当支部、及び各支部と相談の上、本年内に常任理事長のもと可及的速やかに次年度委員会構成を理事会に提案する。

〔参考〕2020年度プログラム委員会（任期：2019年9月から2020年9月まで）

委員長 村上雅俊（関西） 副委員長 小川雅弘（関西）

委員 水野谷武志（北海道）、鈴木雄大（北海道）、伊藤伸介（東北・関東）、  
尹 清洙（九州）

### (3) 会長、常任理事長の代理（緊急事態への対応）の提案

緊急事態への対応については、本学会会則・内規・申し合わせ等に明文化された規定はないが、発生し得る不測の事態に備えて以下のような提案を行い、理事会で承認された。

① 不測の事態で、会長もしくは常任理事長がその職務を果たせなくなったときの対応として、常任理事会の協議に基づく互選により代行を立てることとする。

② 上記提案①は緊急対応のため本年度限り（2020年10月～2021年9月）の措置とする。

〔参考〕

・「経済統計学会内規」,「4. 理事会について」

「理事会は次の事項を議する。……(14) その他会の運営に関わる事項」

・「経済統計学会内規」,「5. 会員総会について」

「会員総会は次の事項を議する。(4) その他会員総会が必要と認めた事項」

・「内規「4. 理事会について」に関する申し合わせ」

「5. 会長に事故があった時には、常任理事長は理事会を招集し、適切な措置を講じなければ

ならない。」

### 3. 会員移動

北海道支部：会員数 9 名

新入会員 (0 名)			
転入会員 (0 名)			
転出会員 (0 名)			
所属変更 (0 名)			
自主退会 (1 名)	曹 迪		
死亡退会 (0 名)			
除 籍 (0 名)			

東北・関東支部：会員数 124 名 (正会員 108 名・シニア会員 2 名・院生会員 6 名・その他会員 8 名)

新入会員 (2 名)	中村英昭	総務省統計局	推薦者：小林良行・伊藤伸介
	高辻成彦	多摩大学大学院博士後期課程	推薦者：上藤一郎・伊藤伸介
転入会員 (2 名)	萩野 覚	福山大学→総務省統計委員会担当室	関西支部→東北・関東支部
	平井太規	神戸学院大学→立教大学	関西支部→東北・関東支部
転出会員 (2 名)	武田英俊	日本銀行→京都大学 大学院総合生 存学館	東北・関東支部→関西支部
	渡邊淳司	岡山大学大学院→岡山県立大学	東北・関東支部→関西支部
所属変更 (5 名)	福島利夫	専修大学→定年退職	
	萩原 覚	福山大学→総務省統計委員会担当	
	吉田仁美	岩手県立大学→日本大学	
	宮寺良光	田園調布学園大学→岩手県立大学	
	田浦 元	拓殖大学→広島経済大学	
自主退会 (8 名)	三浦洋子		
	品川宗典		
	海老沢照明		
	宮坂順子		
	坂元慶行		
	楊 淨		
	中山節子		
	朱 永徳		
死亡退会 (0 名)			
除 籍 (0 名)			

※その他：資格停止会員 5 名

関西支部：会員数84名（正会員71名・シニア会員10名・院生会員2名・その他会員1名）

新入会員（名）			推薦者：
転入会員（3名）	渡邊淳司	岡山大学大学院→岡山県立大学	東北・関東支部→関西支部
	武田英俊	日本銀行→京都大学 大学院総合生 存学館	東北・関東支部→関西支部
	小巻泰之	日本大学→大阪経済大学	東北・関東支部→関西支部
転出会員（2名）	平井太規	神戸学院大学→立教大学	関西支部→東北・関東支部
	萩野 覚	福山大学→総務省統計委員会担当室	関西支部→東北・関東支部
所属変更（4名）	藤川清史	名古屋大学アジア共創教育研究機構 →愛知学院大学	
	武内真美子	九州大学男女共同参画推進室→愛知 学院大学	
	芦谷恒憲	兵庫県企画県民部→兵庫県立大学産 学連携・研究推進機構	
	浦出俊和	大阪府立大学→摂南大学	
自主退会（2名）	宍戸邦彦		
	趙 形		
死亡退会（0名）			
除 籍（0名）			

九州支部：会員数12名

新入会員（0名）			
転入会員（0名）			
転出会員（0名）			
所属変更（1名）	高橋将宜	鹿児島経済大学→長崎大学	
自主退会（0名）			
死亡退会（0名）			
除 籍（0名）			

## 経済統計学会 2019年度決算

(2019年4月1日～2020年3月31日)

収 入	予算	決算	差額	支 出	予算	決算	差額
前期繰越	4,267,923	4,385,515	117,592	1. 誌代	1,200,000	675,794	-524,206
1. 会費収入	1,886,000	1,930,000	44,000	(1)『統計学』116号(通常分)	600,000	355,897	-244,103
(1)誌代・編集費	1,129,200	1,155,400	27,200	(2)『統計学』117号(通常分)	600,000	319,897	-280,103
・北海道支部	48,000	46,000	-2,000	2. 本部事業費	1,034,000	782,826	-251,174
・東北・関東支部	625,200	624,400	-800	(1)事務委託費	20,000	20,000	0
・関西支部	399,600	429,600	30,000	(2)ニューズレター発行費 (第54号, 第55号, 第56号分)	150,000	125,358	-24,642
・九州支部	56,400	55,400	0	(3)研究大会関連経費	300,000	320,383	20,383
(2)本部経費	646,800	663,600	16,800	・大会準備金	200,000	200,000	
・北海道支部	28,000	28,000	0	・プログラム印刷・発送費	100,000	120,383	
・東北・関東支部	352,800	355,600	2,800	(4)通信・交通費	200,000	60,892	-139,108
・関西支部	232,400	246,400	14,000	・学会封筒代		33,000	
・九州支部	33,600	33,600	0	・通信費		2,052	
(3)団体会員会費	110,000	110,000	0	・旅費補助		25,840	
2. 繰入金	0	113,940	113,940	(5)名簿作成費	70,000	70,534	534
・大会準備金の償還	0	113,940	113,940	(6)HP関係経費	94,000	89,142	-4,858
3. 雑収入	500	4,046	3,546	・レンタルサーバー・ドメイン代	10,000	5,142	
・受取利子	500	46	-454	・HP維持管理費	84,000	84,000	
・『統計学』116号非会員掲載料	0	4,000	4,000	(7)その他の事業費	200,000	96,517	-103,483
4. 60周年記念事業	1,908,028	1,908,028	0	・理事選挙関係経費	0	71,794	
・60周年記念事業積立金 (前期繰越)	1,908,028	1,908,028	0	・学会法人化に向けた調査等経費	100,000	22,184	
				・その他	100,000	2,539	
				3. 支部活動交付金	300,300	308,110	7,800
				・北海道支部	13,000	13,000	0
				・東北・関東支部	163,800	165,100	1,300
				・関西支部	107,900	114,400	6,500
				・九州支部	15,600	15,600	0
				4. 60周年記念事業	1,908,028	99,093	-1,808,935
				・『統計学』117号(60周年記念特集) <sup>1)</sup>	200,000	99,093	-100,907
				・記念特集編集経費	100,000	0	-100,000
				・60周年記念事業積立金(次期繰越)	1,608,028	0	-1,608,028
				5. 予備費	200,000	0	-200,000
				次期繰越	3,420,123	6,475,716	3,055,593
				・60周年記念事業残金分		1,808,935	
				・その他		4,666,781	
収入合計	8,062,451	8,341,529	279,078	支出合計	8,062,451	8,341,529	279,078

注1)『統計学』117号のうち60周年記念特集に係る支出分は、印刷経費を特集ページ数分で案分し計上した。

2020年3月31日時点の資産  
総合口座 5,387,077  
振替口座 1,088,000  
現金 639  
合計 6,475,716

上記、相違ありません。

2020年10月5日 経済統計学会 全国会計 栗原由紀子 印

2019年度経済統計学会全国会計の会計監査にあたり、収入支出に伴う関係書類及び関係証票、預金通帳等を慎重に審査した結果、いずれも正確かつ適正であることを認めます。

2020年10月5日 経済統計学会 会計監査 小野寺剛 印

## 経済統計学会 2020年度予算執行状況

(2020年4月1日～2020年9月30日)

収 入	予算	決算	差額	支 出	予算	決算	差額
前期繰越	6,107,696	6,475,716	368,020	1. 誌代	1,200,000	217,994	-982,006
1. 会費収入	1,930,000	1,834,000	-96,000	(1)『統計学』118号(通常分)	600,000	217,994	-382,006
(1)誌代・編集費	1,156,400	1,096,800	-59,600	(2)『統計学』119号(通常分)	600,000	0	-600,000
・北海道支部	46,000	40,800	-5,200	2. 本部事業費	1,034,000	148,725	-885,275
・東北・関東支部	624,400	588,800	-35,600	(1)事務委託費	20,000	0	-20,000
・関西支部	429,600	410,800	-18,800	(2)ニューズレター発行費 (第57号分)	150,000	41,732	-108,268
・九州支部	56,400	56,400	0	(3)研究大会関連経費	300,000	0	-300,000
(2)本部経費	663,600	627,200	-36,400	・大会準備金	200,000	0	
・北海道支部	28,000	25,200	-2,800	・プログラム印刷・発送費	100,000	0	
・東北・関東支部	355,600	333,200	-22,400	(4)通信・交通費	200,000	282	-199,718
・関西支部	246,400	235,200	-11,200	・通信費	0	282	
・九州支部	33,600	33,600	0	・旅費補助	0	0	
(3)団体会員会費	110,000	110,000	0	(5)名簿作成費	70,000	0	-70,000
2. 繰入金	200,000	0	-200,000	(6)HP関係経費	94,000	48,809	-45,191
・大会準備金の償還	200,000	0	-200,000	・レンタルサーバー・ドメイン代	10,000	6,809	
3. 雑収入	500	24	-476	・HP維持管理費	84,000	42,000	
・受取利子	500	24	-476	(7)その他の事業費	200,000	57,902	-142,098
				・学会法人化に向けた調査等経費	100,000	0	
				・その他	100,000	57,902	
				3. 支部活動交付金	308,100	291,200	-16,900
				・北海道支部	13,000	11,700	-1,300
				・東北・関東支部	165,100	154,700	-10,400
				・関西支部	114,400	109,200	-5,200
				・九州支部	15,600	15,600	0
				4. 60周年記念事業	0	213,055	213,055
				・『統計学』118号(60周年記念特集) <sup>1)</sup>	0	213,055	213,055
				5. 予備費	200,000	0	-200,000
				次期繰越	5,496,096	7,438,766	1,942,670
収入合計	8,238,196	8,309,740	71,544	支出合計	8,238,196	8,309,740	71,544

注1) 60周年記念特集が掲載された『統計学』118号の出版および支出は会計年度を超えて行われた。また、『統計学』118号のうち60周年記念特集に係る支出分は、印刷経費を特集ページ数分で案分し計上した。

2020年9月30日時点の資産  
総合口座 5,332,739  
振替口座 2,105,670  
現金 357  
合計 7,438,766

## 経済統計学会 2021年度予算

(2021年4月1日～2022年3月31日)

収 入	2020予算	2021予算	差額	支 出	2020予算	2021予算	差額
前期繰越 <sup>1)</sup>	6,107,696	6,676,766	569,070	1. 誌代	1,200,000	1,200,000	0
<b>1. 会費収入</b>	<b>1,930,000</b>	<b>1,834,000</b>	<b>-96,000</b>	(1)『統計学』118号(通常分)	600,000		
(1)誌代・編集費	1,156,400	1,096,800	-59,600	(2)『統計学』119号(通常分)	600,000		
・北海道支部	46,000	40,800	-5,200	(3)『統計学』120号(通常分)		600,000	
・東北・関東支部	624,400	588,800	-35,600	(4)『統計学』121号(通常分)		600,000	
・関西支部	429,600	410,800	-18,800	<b>2. 本部事業費</b>	<b>1,034,000</b>	<b>1,034,000</b>	<b>0</b>
・九州支部	56,400	56,400	0	(1)事務委託費	20,000	20,000	0
(2)本部経費	663,600	627,200	-36,400	(2)ニューズレター発行費	150,000	150,000	0
・北海道支部	28,000	25,200	-2,800	(3)研究大会関連経費	300,000	300,000	0
・東北・関東支部	355,600	333,200	-22,400	・大会準備金	200,000	200,000	
・関西支部	246,400	235,200	-11,200	・プログラム印刷・発送費	100,000	100,000	
・九州支部	33,600	33,600	0	(4)通信・交通費	200,000	200,000	0
(3)団体会員会費	110,000	110,000	0	(5)名簿作成費	70,000	70,000	0
<b>2. 繰入金</b>	<b>200,000</b>	<b>200,000</b>	<b>0</b>	(6)HP関係経費	94,000	94,000	0
・大会準備金の償還	200,000	200,000	0	・レンタルサーバー・ドメイン代	10,000	10,000	
<b>3. 雑収入</b>	<b>500</b>	<b>500</b>	<b>0</b>	・ホームページ維持管理費	84,000	84,000	
・受取利子	500	500	0	(7)その他の事業費	200,000	200,000	0
				・学会法人化に向けた調査等経費	100,000	100,000	
				・その他	100,000	100,000	
				<b>3. 支部活動交付金</b>	<b>308,100</b>	<b>291,200</b>	<b>-16,900</b>
				・北海道支部	13,000	11,700	-1,300
				・東北・関東支部	165,100	154,700	-10,400
				・関西支部	114,400	109,200	-5,200
				・九州支部	15,600	15,600	0
				<b>4. 記念事業関連経費<sup>3)</sup></b>	<b>0</b>	<b>350,000</b>	<b>350,000</b>
				・記念事業費		300,000	
				・記念事業WG活動費		50,000	
				<b>5. 予備費<sup>2)</sup></b>	<b>200,000</b>	<b>500,000</b>	<b>300,000</b>
				<b>次期繰越</b>	<b>5,496,096</b>	<b>5,336,066</b>	<b>-160,030</b>
				うち記念事業積立金 <sup>4)</sup>		1,500,000	
<b>収入合計</b>	<b>8,238,196</b>	<b>8,711,266</b>	<b>473,070</b>	<b>支出合計</b>	<b>8,238,196</b>	<b>8,711,266</b>	<b>473,070</b>

注1) 2020年度予算の『統計学』119号発行経費600,000円, NL58号, 59号発行経費100,000円, 事務委託費20,000円, HP維持管理費42,000円を引いた6,676,766円を計上した。

注2) 新型コロナウイルス関連対策経費を追加計上した。

注3, 4) 次期記念事業の準備に向けた関連経費ならびにその積立金を計上した。

## 機関誌『統計学』投稿規程

経済統計学会（以下、本会）会則第3条に定める事業として、『統計学』（電子媒体を含む。以下、本誌）は原則として年に2回（9月，3月）発行される。本誌の編集は「経済統計学会編集委員会規程」（以下、委員会規程）にもとづき、編集委員会が行う。投稿は一般投稿と編集委員会による執筆依頼によるものとし、いずれの場合も原則として、本投稿規程にしたがって処理される。

### 1. 総則

#### 1-1 投稿者

会員（資格停止会員を除く）は本誌に投稿することができる。

#### 1-2 非会員の投稿

- (1) 原稿が複数の執筆者による場合、筆頭執筆者は本会会員でなければならない。
- (2) 常任理事会と協議の上、編集委員会は非会員に投稿を依頼することができる。
- (3) 本誌に投稿する非会員は、本投稿規程に同意したものとみなす。

#### 1-3 未発表

投稿は未発表ないし他に公表予定のない原稿に限る。

#### 1-4 投稿の採否

投稿の採否は、審査の結果にもとづき、編集委員会が決定する。その際、編集委員会は原稿の訂正を求めることがある。

#### 1-5 執筆要綱

原稿作成には本会執筆要綱にしたがう。

### 2. 記事の分類

#### 2-1 研究論文

以下のいずれかに該当するもの。

- (a) 統計およびそれに関連した分野において、新知見を含む会員の独創的な研究成果をまとめたもの。
- (b) 学術的な新規性を有し、今後の研究の発展可能性を期待できるもので、速やかな成果の公表を目的とするもの。

#### 2-2 報告論文

研究論文に準じる内容で、研究成果の速やかな報告をとくに目的とする。

#### 2-3 書評

統計関連図書や会員の著書などの紹介・批評。

#### 2-4 資料

各種統計の紹介・解題や会員が行った調査や統計についての記録など。

#### 2-5 フォーラム

本会の運営方法や統計、統計学の諸問題にたいする意見・批判・反論など。

#### 2-6 海外統計事情

諸外国の統計や学会などについての報告。

#### 2-7 その他

全国研究大会・会員総会記事、支部だより、その他本会の目的を達成するために有益と

思われる記事。

### 3. 原稿の提出

#### 3-1 投稿

原稿の投稿は常時受け付ける。

#### 3-2 原稿の送付

原則として、原稿は執筆者情報を匿名化したPDFファイルを電子メールに添付して編集委員長へ送付する。なお、ファイルは『統計学』の印刷レイアウトに準じたPDFファイルであることが望ましい。

#### 3-3 原稿の返却

投稿された原稿（電子媒体を含む）は、一切返却しない。

#### 3-4 校正

著者校正は初校のみとし、大幅な変更は認めない。初校は速やかに校正し期限までに返送するものとする。

#### 3-5 投稿などにかかわる費用

- (1) 投稿料は徴収しない。
- (2) 掲載原稿の全部もしくは一部について電子媒体が提出されない場合、編集委員会は製版にかかる経費を執筆者（複数の場合には筆頭執筆者）に請求することができる。
- (3) 別刷は、研究論文、報告論文については30部までを無料とし、それ以外は実費を徴収する。
- (4) 3-4項にもかかわらず、原稿に大幅な変更が加えられた場合、編集委員会は掲載の留保または実費の徴収などを行うことがある。
- (5) 非会員を共同執筆者とする投稿原稿が掲載された場合、その投稿が編集委員会の依頼によるときを除いて、当該非会員は年会費の半額を掲載料として、本会に納入しなければならない。

#### 3-6 掲載証明

掲載が決定した原稿の「受理証明書」は学会長が交付する。

### 4. 著作権

#### 4-1 本誌の著作権は本会に帰属する。

4-2 本誌に掲載された記事の発行時に会員であった執筆者もしくはその遺族がその単著記事を転載するときには、出所を明示するものとする。また、その共同執筆記事の転載を希望する場合には、他の執筆者もしくはその遺族の同意を得て、所定の書面によって本会に申し出なければならない。

4-3 前項の規定にもかかわらず、共同執筆者もしくはその遺族が所在不明のため、もしくは正当な理由によりその同意を得られない場合には、本会が承認するものとする。

4-4 執筆者もしくはその遺族以外の者が転載を希望する場合には、所定の書面によって本会に願い出て、承認を得なければならない。

4-5 4-4項にもとづく転載にあたって、本会は転載料を徴収することができる。

4-6 会員あるいは本誌に掲載された記事の発行時に会員であった執筆者が記事をウェブ転載するときには、所定の書類によって本会に申し出なければならない。なお、執筆者が所属する機関によるウェブ転載申請については、本人の転載同意書を添付するものとする。

- 4-7 会員以外の者，機関等によるウェブ転載申請については，前号を準用するものとする。
- 4-8 転載を希望する記事の発行時に，その執筆者が非会員の場合には，4-4，4-5項を準用する。  
1997年7月27日制定（2001年9月18日，2004年9月12日，2006年9月16日，2007年9月15日，2009年9月5日，2012年9月13日，2016年9月12日一部改正）

## 機関誌『統計学』の編集・発行について

『統計学』編集委員会

みなさまからの投稿を募集しています。ぜひ研究成果の本誌上での発表をご検討ください。

1. 原稿は編集委員長宛に送付して下さい(下記メールアドレス)。
2. 投稿は常時受け付けています。  
なお、書評、資料および海外統計事情等の分類の記事については調整が必要になることもありますので念のため事前に編集委員長に照会して下さいをお願いします。
3. 次号以降の発行予定日は次のとおりです。  
第120号：2021年3月31日  
第121号：2021年9月30日
4. 原則として、すべての投稿が審査の対象となります。投稿に際しては、「投稿規程」、「執筆要綱」、および「査読要領」の確認をお願いします。最新版は、本学会の公式ウェブサイト (<http://www.jsest.jp/>) を参照して下さい。

投稿、編集委員会についての問い合わせや執筆の推薦その他とも、下記編集委員長のメールアドレス宛に送付して下さい。

[editorial@jsest.jp](mailto:editorial@jsest.jp)

### 編集後記

投稿者のみなさま、そしてお忙しい中快く論文の審査をお引き受けいただきました査読者のみなさまに改めてお礼申し上げます。編集委員会の活動にご理解ご協力ありがとうございました。(小林良行 記)



## 執筆者紹介

高橋将宜 (長崎大学情報データ科学部) 水野谷武志 (北海学園大学経済学部)  
氏川恵次 (横浜国立大学大学院国際社会科学研究院)

### 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	192-0393	八王子市東中野 742-1 中央大学経済学部 (042-674-3421) ysakata@tamacc.chuo-u.ac.jp	坂田幸繁(代行)
関西	580-8502	松原市天美東 5-4-33 阪南大学経済学部 (072-332-1224) m-murakami@hannan-u.ac.jp	村上雅俊
九州	890-0065	鹿児島市郡元 1-21-30 鹿児島大学法学部 (099-285-7601) matsukawa@leh.kagoshima-u.ac.jp	松川太一郎

## 『統計学』編集委員

委員長 小林良行 (東北・関東, 総務省統計研究研修所)  
副委員長 村上雅俊 (関西, 阪南大学)  
委員 水野谷武志 (北海道, 北海学園大学), 山田 満 (東北・関東),  
松川太一郎 (九州, 鹿児島大学)

統計学 No.119

定価 1,760円(本体1,600円)

2020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 金子治平
	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. 119

2020 September

---

## Articles

- A New Multivariate-type Ratio Imputation Model by Propensity Score Matching:  
Evidence from the Anonymized Microdata of the National Survey of Family Income and Expenditure  
..... Masayoshi TAKAHASHI (1)
- Time poverty of working married couples and single mothers with infant(s) in Japan  
..... Takeshi MIZUNOYA (18)

## Short Articles

- Estimation of Input-Output Table from U and V Table using General Inverse Matrix  
..... Keiji UJIKAWA (33)

## JSES Activities

- Statement on the Government's refusal to appoint the six as members of the Science  
Council of Japan ..... (40)
- The 64<sup>th</sup> Session of the JSES ..... (42)
- Prospects for the Contribution to *Statistics* ..... (56)

---

Japan Society of Economic Statistics

---