統

計



第 117 号

『統計学』創刊60周年記念論文				
特集A:標本設計情報とミクロデータ解析の実際				
サンプルセレクションバイアス補正方法の比較検証				
社会生活基本調査ミクロデータを利用して				
		栗原由	紀子	(1)
研究論文				
未婚者の交際状況				
若年パネル調査(JLPS-Y)データを用いた二項ロジット分析		II	1 10	(·)
	•••••	半井	太規	(17)
資料				
フランス INSEE における管理職員の養成と各省統計部局への	り配属			
	ノロル内	西村	善博	(33)
		-11	ш 1 4	(00)
追悼				
岩井浩先生と労働力・失業・不安定就業研究				
		村上	雅俊	(41)
± ^ =7 ±				
本会記事				(40)
経済統計学会第63回(2019年度)全国研究大会·会員総会 『統計学』投稿規程 ····································				(48)
『統計学』投稿規程			•••••	(60)

2019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。
 - 2. 機関誌『統計学』の発刊 1. 研究会の開催
 - 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 ㈱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])

【『統計学』創刊60周年記念特集論文

特集 A:標本設計情報とミクロデータ解析の実際】

(『統計学』第117号 2019年9月)

サンプルセレクションバイアス補正方法の比較検証

― 社会生活基本調査ミクロデータを利用して ―

栗原由紀子*

要旨

本研究は、公的統計ミクロデータの利活用を目指して、ターゲットとする公的統計調査と同種の調査票を使い、近接する時期にWeb調査を実施するケースを想定し、Web調査におけるサンプルセレクションバイアスの補正方法について検証した。その結果、まず傾向スコアとキャリブレーションを比較したとき、補助標本のサイズが同じであればMSEに顕著な差はみられなかった。また、キャリブレーションにおいては、周辺度数を利用する方法(レイキング比推定量)とクロス度数を利用する方法(一般化回帰推定量)のいずれでも大きな差はみられなかった。さらに、バイアス発生要因となった変数が特定できない場合、共変量の組合せによってはMSEが上昇するケースも観測されたことから、条件付き独立性に関する指標を用いて、適切な共変量の組合せを確認する必要があることが示唆された。

キーワード

傾向スコア, キャリブレーション, サンプルセレクションバイアス, 条件付き独 立性

1. はじめに

近年,公的統計のミクロデータの研究利用が広まり、実証研究の自由度が高まりつつある。しかしながら,公的統計の中には,いわゆる大規模標本調査のようにサンプルサイズは極めて大きいにも関わらず調査実施時期が数年周期で実施されるために,循環的・季節的変化に関しては断続的にしか捉えられない設計のものが少なくない。また,公的統計には設定されていない項目ではあるが,より詳細な実態把握を目指すには,新規の調査項目の追加が必要となるケースもある。すなわち、

調査未実施の期間の情報や追加的な調査項目 の情報を得るには,既存の公的統計のみでは 限界がある。

公的統計のミクロデータを基礎に置きながら、新たに追加情報を捕捉する方法としては、比較的、安価かつ容易に調査が可能となるWeb調査の利用が考えられる。しかしながら、Web調査によって得られたデータにはいくつかの問題が内在する。とくに、Web調査では、登録ユーザを調査対象者とする調査方式が多いことから、サンプルセレクションバイアスの発生に関する問題が指摘されている。

星野・前田 (2006) および星野 (2010:169-190) では、三ヵ年分の訪問調査と Web 調査の

^{*} 正会員,立命館大学経済学部

データを用いて傾向スコア¹⁾やレイキングを 用いた場合について検討しており、傾向スコ アを用いた補正およびその共変量選択に関す る簡便法などを提示している。また、基本属 性などに関する母集団情報が利用できれば、 レイキングを含めてキャリブレーションによ る補正も可能である。これまでの研究では、 実際の調査データを用いてバイアスの程度を コントロールしながらMSEの程度を計測す る方法は採用されておらず、また、条件付き 独立性の成否に関する指標とMSEとの関連 も捉えられていない。

本稿では、公的統計ミクロデータの利活用を目指して、公的統計と同種の調査票を使い、公的統計調査とほぼ近接する時期にWeb調査を実施するケースを想定し、Web調査におけるサンプルセレクションバイアスの補正方法について検討する。具体的には、社会生活基本調査の匿名データを仮想母集団とし、サンプルセレクションバイアスの程度をコントロールしながら標本抽出実験を行う。サンプルセレクションバイアスの補正方法には、傾向スコアとキャリブレーションを用い、これら補正方法や補正に使用する共変量の組合せによって、補正の程度に相違があるかどうかを比較検証する。

2. 検証の枠組み

2.1 検証方法の概要

本研究は、以下の手順により検証を行う (図1)。

Step 1: 社会生活基本調査の匿名データを仮想母集団とする。

Step 2: 仮想母集団から検証のための統計量 (以下,目標統計量と呼称する)を算 出し,これを仮想母数とする。

Step 3:全体の抽出率を一定としつつ,サンプルセレクションバイアス (SSB: Sample Selection Bias) の程度をコントロールする抽出法を用いて,仮想母集団から標本 (Web調査標本と想定)を抽出する。このような方法で抽出した標本のことを,本稿ではサンプルセレクションバイアス標本 (SSB標本)と呼称する。

Step 4: 上記の抽出標本を基に、補正をしない標本統計量、IPW推定 (IPW: Inverse Probability Weight) による標本統計量、およびキャリブレーション推定による標本統計量をそれぞれ算出する。

Step 5: Step 3 から Step 4 を 100回くり返し、 仮想母数と標本統計量を用いてバイ アスや MSE を算出し、これを検証用 統計量とする。

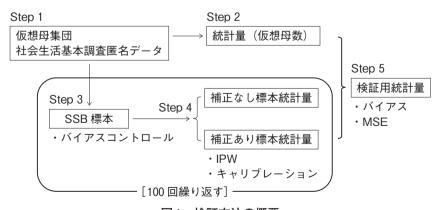


図1 検証方法の概要

Step 6: セレクションバイアスをコントロールする抽出法(抽出パターン)を10通り用意し, Step 3から Step 5をくり返し計測する。さらに,同様の実験を,部分母集団を設定したケース(仮想部分母集団と呼称)についても行う。

2.2 検証用のデータセット

検証に用いるデータは、2006年社会生活基本調査の匿名データである。このデータにおいて、二人以上世帯の女性に関する月曜日から金曜日までの40322ケースを仮想母集団(以下、「女性」とも記す)として利用し、ここからSSB標本サイズ5000を抽出する。

表 1 には,検証に使用するデータセットの変数を整理している。目標統計量は 2 次活動時間 2 の母平均の推定量とする。バイアス発生要因を X_1 変数とし,仮想母集団からサンプルセレクションバイアスの程度を調整しなが

ら SSB 標本を抽出する際には X_1 変数のみを用いる 3 。以下では,このような変数をサンプルセレクションバイアス調整変数(SSB調整変数)とよぶことにする。

補正のための共変量としては、 X_1 から X_6 までの6つの変数を用いている。また、仮想部分母集団としては、女性の有業者 (X_2 =1)と女性の地方居住者 (X_3 =2)を選定している。これら変数の仮想母集団に関する基本統計量と相関係数・クラーメルのVは、表2と表3にそれぞれ示している 4 。

2.3 SSB標本の抽出方法

SSB 標本の抽出方法を以下のように整理する。まず、SSB 標本全体の抽出率を $f^* = 0.124$ と設定する。すなわち、仮想母集団サイズ N = 40322 に対して SSB 標本サイズ n = 5000 となるように抽出を行う 50 。

ここで、 X_1 のカテゴリー 1 に属する SSB 標本の抽出率を $f(X_1=1)$ と標記すれば、カテゴ

変数名	記号	カテゴリカルデータ・数量データ
目標変数 2次活動時間	Y	数量データ(分)
共変量・因子 配偶関係 就業状況 居住地 年齢 年収 学歴	$egin{array}{c} X_1 \ X_2 \ X_3 \ X_4 \ X_5 \ X_6 \ \end{array}$	1: 既婚 2: 既婚以外 1: 有業 2: 有業以外 1: 都市 2: 地方居住者 1: 20~39歳 2: 40~59歳 3:60歳以上 1: 400万円未満 2: 400~799万円 3:800万円以上 1: 小学・中学卒 2: 高校・旧制中卒 3: 短大・高専および大学・大学院卒

表1 目標変数と共変量

表 2 仮想母集団 (女性) の基本統計量 (N=40322)

Y	25%点:315 中央值:510 75 平均值:482.5 標準偏差:228.2	%点:660)		
X_1	1:75.4% 2:24.6%	X_4	1:27.5%	2:38.5%	3:33.9%
X_2	1:58.0% 2:42.0%	X_5	1:38.1%	2:39.2%	3:22.7%
X_3	1:70.6% 2:29.4%	X_6	1:21.8%	2:50.1%	3:28.1%

(注) Yは分単位の数値, X_1 から X_6 はカテゴリー別の構成比(%)を示しており、四捨五入のため合計が100%にならないケースがある。

仮想母集団と仮想部分母集団の相関係数・クラーメルのV

(a) 女性 (N=40322)

	Y	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
X_1	-0.109					
X_2	-0.518	0.091				
X_3	-0.001	0.015	0.051			
X_4	-0.366	0.291	0.412	0.044		
X_5	0.119	0.043	0.129	0.111	0.160	
X_6	0.257	0.076	0.212	0.119	0.365	0.191

(b) 女性·地方居住者 (N=11849)

	Y	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
X_1	-0.058					
X_2	-0.483	0.172				
X_3	NA	NA	NA			
X_4	-0.358	0.304	0.370	NA		
X_5	0.129	0.059	0.143	NA	0.192	
X_6	0.249	0.089	0.179	NA	0.335	0.197

(c) 女性·有業者 (N=23371)

	Y	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
X_1	-0.089					
X_2	NA	NA				
X_3	-0.001	0.033	NA			
X_4	-0.121	0.413	NA	0.039		
X_5	0.069	0.089	NA	0.121	0.134	
X_6	0.112	0.139	NA	0.113	0.348	0.190

⁽注) $Y \ge X_1 \sim X_6$ との値は相関係数, $X_1 \sim X_6$ どうしの値はクラーメルの V の値を示している。また, NA は仮想 部分母集団に使用した変数であるために相関係数などは観測されないケースを意味している。

表 4 SSB比率とSSB調整変数のカテゴリー別抽出率(女性, N=40322)

$p(X_1=1)$	0.10	0.19	0.28	0.37	0.46	0.54	0.63	0.72	0.81	0.90
$f(X_1=1)$	0.02	0.03	0.05	0.06	0.08	0.09	0.10	0.12	0.13	0.15
$f(X_1=2)$	0.45	0.41	0.36	0.32	0.28	0.23	0.19	0.14	0.10	0.05

⁽注) 数値は小数第3位を四捨五入したものである。

リー別のSSB標本の度数は以下のように求 められる。

$$n(X_1 = 1) = N(X_1 = 1)f(X_1 = 1) \tag{1}$$

$$n(X_1 = 2) = n - n(X_1 = 1) \tag{2}$$

抽出の際には, $f(X_1=1)$ を引数としてセレク ションバイアスをコントロールしつつ,各カ テゴリーの層内ではランダムサンプリングと なるように設定する。ただし、各カテゴリー これにより、カテゴリー2についても上限と

のケースの数が500以上となるように、カテ ゴリー1の抽出率の下限と上限を f^L , f^U とし てそれぞれ定める。

$$f^L(X_1\!=\!1)=\frac{500}{N(X_1\!=\!1)}$$

$$f^{U}(X_{1}\!=\!1)=\frac{n\!-\!500}{N(X_{1}\!=\!1)} \tag{3}$$

下限が定まる。

さらに、抽出後のカテゴリー1の構成比は、 以下のように示される。

$$p(X_1 = 1) = \frac{n(X_1 = 1)}{n} \tag{4}$$

本稿では、SSBの程度を示す統計量として $p(X_1=1)$ を用い、これをサンプルセレクションバイアス比率 (SSB比率) と呼称する。当然、ランダムサンプルとなるのは、カテゴリー1の比率が以下の式を満たす場合となる。

$$\begin{split} p\left(X_{1}=1\right)^{*} &= \frac{n\left(X_{1}=1\right)}{n} \\ &= \frac{N(X_{1}=1)}{N} \end{split} \tag{5}$$

実際には、SSB比率は10通り用意しており、表4にはSSB比率と各カテゴリーの抽出率を整理している。とくにSSB比率が0.72の時にランダムサンプリングに近いSSB標本が得られており、この比率から乖離するに従いバイアスの程度は大きくなる。

なお、部分母集団によっては適切な共変量などが異なるケースが想定されるため、女性の地方居住者や有業者といった仮想部分母集団についてもそれぞれ同様の検証を行う。その際、SSB標本全体の抽出率は、女性の地方居住者で0.42(仮想部分母集団サイズ11849)、女性の有業者で0.21(仮想部分母集団サイズ23371)となる。

2.4 サンプルセレクションバイアス補正方法 (1) IPW 推定法

サンプルセレクションバイアスの補正のために傾向スコアによるIPW推定法を用いる場合には、「強く無視できる割り当て条件」の成立が必要となる(星野(2010:43-45))。これを、本研究の枠組みで整理すれば、SSB標本または補正用の補助標本のいずれかを示す割り当て変数をd(SSB標本d=1、補助標本d=0)、目標変数をy0、SSB標本の目標変数y1、補助標本の目標変数y0、を合わせたもの)、共

変量を**x**(SSB標本と補助標本を合わせたもの)とするとき,以下の関係が成立しているものとする。

$y \perp d \mid \boldsymbol{x}$

これは、割り当てdは共変量 \mathbf{x} にのみ依存し、目標変数 \mathbf{y} には依存しないことを意味する。なお、補助標本とは、SSB標本とは異なる情報として、たとえば母集団情報や他調査に基づいて得られたデータセットなども想定している

このような条件のもとで、IPW は以下のように推定される。まず、SSB 標本の確率(傾向スコア)をロジスティック回帰モデルにより算出する。なお,i は要素の番号を意味する。

$$P(d_i = 1 | \mathbf{x}_i) = e_i = \frac{\exp(\mathbf{x}_i \beta)}{1 + \exp(\mathbf{x}_i \beta)}$$
(6)

次に、この傾向スコアを用いたウェイト $w_i^P \varepsilon$ 、(7)式を用いて算出する。

$$w_i^{IP} = \frac{d_i}{e_i} \tag{7}$$

そこで、IPWを用いた目標統計量は次のよう に求められる⁶。

$$\hat{E}(\bar{y}|d_i=1) = \frac{1}{\sum_s w_i^{IP}} \sum_s w_i^{IP} y_i \tag{8}$$

本研究では、割り当て変数 d=0 に該当する補助標本として、仮想母集団から 5000 ケースをランダムに抽出して用いる場合と、仮想母集団をそのまま補助標本として用いる場合との 2 つのケースを用意し、これらの違いを IPW.Small モデルと IPW.Full モデルとして区別する。また、共変量の組合せによっても結果が異なる可能性があることから、これらの違いも捉えられるように表 5 のようにいくつかの組合せについて検証を行う。

(2) キャリブレーション

キャリブレーションは、共変量 $x_{i,j}(j=1, \cdots, J)$ は共変量の番号)について、(9)式のようにウェイト付き統計量 $\sum_s w_i^c x_{i,j}$ と母集団統計量 $\sum_c v_{i,i}$ が一致するという条件を満たしつつ、

	200	1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1
モデル名	補助標本のサイズ	補正に利用する共変量の組合せ
IPW.Small	SSB標本サイズ (5000)	1 変数 X_1 , X_2 , X_3 2 変数 (X_1, X_2) , (X_1, X_3) , (X_2, X_3)
IPW.Full	仮想母集団サイズ (40322)	$\{2 \text{ 変数} (X_1, X_2), (X_1, X_3), (X_2, X_3) \\ 3 \text{ 変数} (X_1, X_2, X_3) $

表 5 IPW 推定と補助標本

(注) 仮想部分母集団の女性の地方居住者のケースについては X_1 と X_2 の組合せ、女性の有業者のケースについては X_1 と X_3 の組合せを共変量として適用する。また、表中の変数組合せの「,」は傾向スコア計算時に交互作用項を導入していないことを示している。

	T	I	
モデル名	補正手法	補助標本のサイズ	補正に利用する共変量の組合せ
CLB.Marginal	乗法関数 (レイキング比推定量)	仮想母集団サイズ (40322)	周辺度数 1 変数 X_1 , X_2 , X_3 2 変数 $(X_1$, X_2), $(X_1$, X_3), $(X_2$, X_3) 3 変数 $(X_1$, X_2 , X_3)
CLB.Cross	線形関数 (一般化回帰推定量)	仮想母集団サイズ (40322)	クロス度数 2 変数 (X_1*X_2) , (X_1*X_3) , (X_2*X_3) 3 変数 $(X_1*X_2*X_3)$

表6 CLB補正と補助標本

(注) 仮想部分母集団の女性の地方居住者のケースについては X_1 と X_2 の組合せ、女性の有業者のケースについては X_1 と X_3 の組合せを共変量として適用する。また、表中の変数組合せの「、」は周辺度数、「*」はクロス度数を用いることを示している。

(10)式のようにキャリブレーションウェイト w_i^c と既存のウェイト w_i^c の距離関数 $G(w_i^c,w_i)$ が最小となるように w_i^c を求める方法である(土屋(2009:130-134), Valliant, R., Dever, and F. Kreuter(2013:349-395))。

$$\sum_{s} w_{i}^{c} x_{i,j} = \sum_{J} x_{i,j}, \quad j = 1, \dots, J$$

$$(9)$$

$$\underset{0 \le w_i^c}{\arg\min} \sum_{s} G(w_i^c, w_i) \tag{10}$$

距離関数には、レイキング比推定量⁷⁾を算出する際に用いられる(11)式の乗法関数や、一般化回帰推定量⁸⁾を算出する際に用いられる(12)式の線形関数などが挙げられる。

$$G(w_i^c, w_i) = w_i^c log_e \left(\frac{w_i^c}{w_i}\right) - w_i^c + w_i$$
 (11)

$$G(w_{i}^{c}, w_{i}) = \frac{(w_{i}^{c} - w_{i})^{2}}{2w_{i}}$$
 (12)

キャリブレーションウェイトを用いる時,目標統計量のキャリブレーション推定値は以下のように求められる⁹⁾。

$$\hat{\bar{y}} = \frac{1}{\sum_s w_i^c} \sum_s w_i^c y_i \tag{13}$$

本研究では、共変量の周辺度数情報を用いる場合を想定したレイキング比推定、および共変量のクロス度数情報を用いる場合を想定した一般化回帰推定を行い、それぞれCLB. Marginal モデルおよびCLB. Cross モデルと呼称して、周辺度数かクロス度数かの情報量の違いによるMSE の相違を捕捉する。

表6には、キャリブレーションの2種類のモデルを整理しており、表6中の「補正に利用する共変量の組合せ」において、各変数の周辺度数を共変量として用いた場合には(変数名、変数名)と表記し、クロス度数を共変量として用いた場合には(変数名*変数名)と表記している(以下同様)。

2.5 検証用の統計量

(1) 条件付き独立性の成否

IPW推定を行う前提として、標本の割り当 てが共変量のみに依存し、目標変数には依存 しないことが不可欠であり、これを2.4節では「強く無視できる割り当て条件」と呼称した。このような条件の成否を数値で捉えるために、条件付き独立性(CIA:Conditional Independence Assumption)を仮定し、本稿では(14式として表すことにする。

$$f(Y, d | \mathbf{X}) = f(Y | \mathbf{X}) f(d | \mathbf{X}) \tag{14}$$

なお、**X**は共変量の任意の組合せを示している。CIAの成否の判断には、(15)式に基づく指標を用い、これをCID (Conditional Independence and Dependence Index) と呼称する (栗原 (2015))。

$$CID = Cor(E(Y|X), E(d|X))$$
 (15)

本稿では、 $Y \circ X$ への回帰残差 ε_Y (重回帰モデル)、および $d \circ X$ への回帰残差 ε_d (ロジスティックモデル)を求め、それら残差の相関係数をCIDの推定値とする。

$$CID = Cor(\varepsilon_{V}, \varepsilon_{d}) \tag{16}$$

CIDがゼロに近い場合には、CIAが成立した 状況にあり、ゼロから乖離している場合には、 CIAの成立が確認できないものと判断する。

さらにCIDについて、6つの共変量の全ての組合せ $(k=1,\cdots,K)$ 別に、各SSB比率 $(b=1,\cdots,10)$ に対して抽出回 $(t=1,\cdots,100)$ ごとに算出したとき、これを $CID_{k,b,t}$ と記す。併せて、共変量の組合せに伴う CID の相違を評価するために DFCID (Difference of CID) を用いる。これは、共変量を用いずに無情報(定数項のみの回帰)で算出した \widehat{CID} を基準とし、基準値からの絶対値の距離を求めたものである 10 。また、頑健性を捕捉するために最もバイアスの大きい SSB 比率0.1 に関する平均値をMCIDとして算出する。

$$DFCID_{k,b,t} = |CID_{k,b,t}| - |\widetilde{CID}_{b,t}| \tag{17}$$

$$MCID_{k(b=0.1)} = \sum_{t} \frac{DFCID_{k,t(b=0.1)}}{100}$$
 (18)

DFCIDまたはMCIDがゼロに近い場合には、無情報の場合と共変量を用いた場合とでCIDに差がみられないことを意味する。これがマイナスの値としてゼロから乖離する場合には共変量を用いたことによるCIDの改善が観測されたケースとなり、反対にプラスの値としてゼロから乖離する場合には共変量を用いたことによるCIDの悪化が観測されたケースを意味する。

(2) バイアスとMSE

本検証では、2 次活動時間の仮想母平均 \bar{Y}^* の推定を目的とする。このとき、(8)式または (3)式を用いて、共変量の組合せk、SSB比率 b、抽出回t別に目標統計量 $\bar{Y}_{k,b,t}$ の推定値が算出される。そこで、期待値、分散、およびバイアスは以下のように求まる。

$$\hat{E}\left(\hat{Y}_{k,b}\right) = \frac{1}{T} \sum\nolimits_{t} \bar{Y}_{k,b,t} \tag{19}$$

$$\hat{V}\left(\hat{\bar{Y}}_{k,b}\right) = \frac{1}{T} \sum\nolimits_{t} \left(\bar{Y}_{k,b,t} - \hat{E}\left(\hat{\bar{Y}}_{k,b}\right)\right)^{2} \tag{20}$$

$$\widehat{\operatorname{Bias}}(\widehat{\bar{Y}}_{k,b}) = \widehat{E}(\widehat{\bar{Y}}_{k,b}) - \overline{Y}^* \tag{21}$$

このとき, MSEは(22)式により算出される。

$$\widehat{\text{MSE}}(\widehat{\bar{Y}}_{bh}) = \widehat{V}(\widehat{\bar{Y}}_{bh}) + \widehat{\text{Bias}}(\widehat{\bar{Y}}_{bh})^2 \tag{22}$$

本稿では、MSEを用いてサンプルセレクションバイアスと補正方法との関係を捉える。

なお、図2には、補正をしない時の推定値のバイアスをSSB比率別に求めた結果を示している。仮想母集団および仮想部分母集団のいずれの場合についても、SSB比率0.7付近でランダムサンプリングとなるよう設計しているため、SSB比率が0.7から乖離するに従いバイアスをもつ様子が確認できる。バイアスの程度を比較すると、女性の有業者グループ、女性グループ、女性の地方居住者グループの順に大きい。

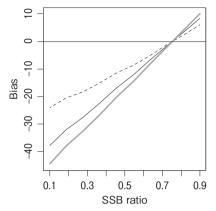


図2 SSB比率とバイアス傾向(補正なしの 推定値)

(注) 実線が女性,破線が女性の有業者,太い灰色線が女性の地方居住者を示している。

3. 検証結果

3.1 仮想母集団に関する結果

図3は、共変量の組合せ別に、SSB比率に よってMSEとCIDがどのように推移するか を示したものである。まず、SSB調整変数で ある X₁を共変量とした(a)の結果を確認する と、補正なしモデルではSSB比率に応じて MSE が高くなるのに対して、X、を共変量とし たとき, 当然のことながら, いずれのモデル においてもMSEの改善が観測された(「改善」 や「悪化」とは、補正なしモデルと比較して MSE が低いか高いかを意味する。以下同様)。 ただし、改善の程度は補助標本のサイズによ り異なり, 仮想母集団サイズを補助標本とし て用いたIPW.Fullモデル, CLB.Marginalモデ ル, CLB.Cross モデルであれば、SSB比率に 依らずMSEは低い水準を推移し、これら3つ のモデルの間には大きな違いはみられない。

これに対して、補助標本サイズがSSB標本サイズと同じであるIPW.Small モデルの場合には、MSE は改善するが仮想母集団サイズを利用した他のモデルほど改善の程度は大きくない。また、SSB調整変数 X_1 に加えて、 X_2 または X_3 を共変量とした場合の図3(d)、(f)、(g)についても、同様の傾向が示されている。こ

れら共変量の組合せに関するCIDを確認すると、SSB比率のいずれのケースについてもほぼゼロ付近を推移している。

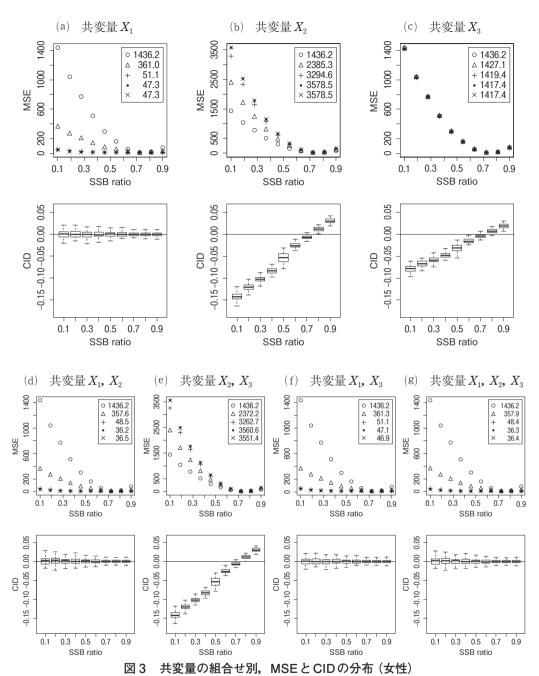
一方で、図3(c)のように X_3 のみを共変量とした場合、いずれのモデルでもMSEの改善はみられない。このとき、SSB比率が0.7から乖離するに従い、CIDもゼロから乖離する傾向がみられる。さらに、図3(b)または(e)のように、 X_2 を共変量とした場合には、MSEの悪化がみられ、補正に用いるべきではない共変量の存在が確認された。CIDをみると、SSB比率とともにゼロから大きく乖離する傾向が捉えられている。

3.2 仮想部分母集団に関する結果

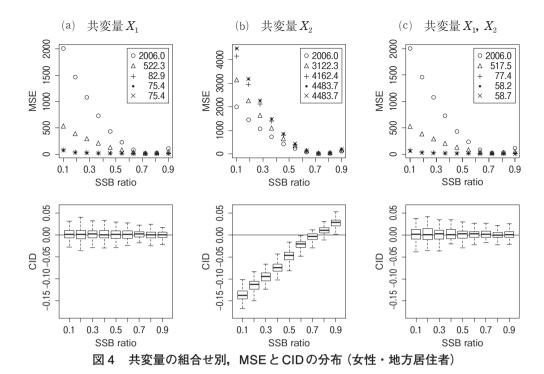
仮想部分母集団を女性の地方居住者や有業者とした場合にも,仮想母集団(女性)に関する結果とほぼ同様の傾向が示されている。すなわち,SSB調整変数 X_1 を共変量として利用すれば(図4(a), (c), 図5(a), (c)),MSEは改善され,とくに仮想母集団サイズを用いたIPW.Fullモデル,CLB.Marginalモデル,およびCLB.Crossモデルにおいて改善の程度は大きい。これらのケースでは,CIDもゼロ付近を推移している。

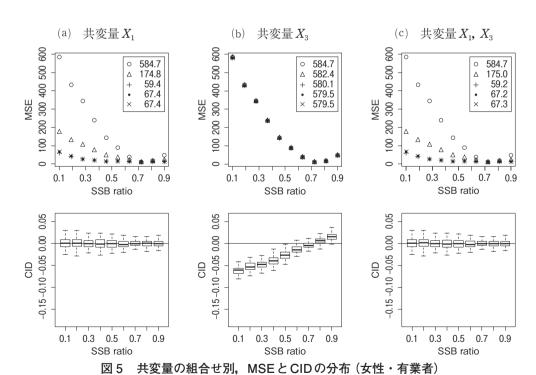
これに対して、SSB 調整変数を共変量に使用していない図 4 (b)と図 5 (b)を比較すると、仮想部分母集団による違いが表れている。女性の有業者に関する図 5 (b)ではMSE は改善も悪化もみられないが、女性の地方居住者に関する図 4 (b)ではMSE の悪化がみられる。CID は、両方ともSSB 比率に応じてゼロから 乖離する傾向が示されているが、乖離傾向は女性の地方居住者に関する図 4 (b)のほうが大きい。

以上のことから、MSEの改善が期待できるのはCIDがゼロ付近に分布する場合に限るものと考えられる。CIDのゼロからの乖離が観測されるとき、乖離の程度が小さい場合にはMSEは不変であるが、乖離の程度が大きい場



(注) 図中のマーカー, ○, △, +, •, ×は, それぞれ補正なしモデル, IPW.Small, IPW.Full, CLB.Marginal, CLB.Cross による推定結果を示している。また, 凡例の数値はSSB比率0.1の場合のMSEの値である。





(注) 図中のマーカー, ○, △, +, ●, ×は, それぞれ補正なしモデル, IPW.Small, IPW.Full, CLB.Marginal, CLB.Cross による推定結果を示している。また, 凡例の数値はSSB比率0.1 の場合のMSEの値である。

合にはMSEは悪化する可能性があることが 推察される。次節では、これらCIDの大きさ とMSEとの関係を詳細に検討していく。

3.3 共変量の選択

表 7 には、6 つの共変量を用いたときの全ての組合せに関する MCID の結果を整理している。 2.5 節で定義したように MCID とは、DFCID (基準 CID と共変量適用時の CID との絶対値の差)について、SSB 比率 0.1 における標本抽出回平均を求めたものである。表内の「※」には、MCID の改善・不変・悪化の傾向を確認するために、代表例として選んだ共変量の組合せと MCID の値を示しており 11 、図 6、7、8 には、それら代表例について MSE と DFCID の結果を示している。

まず、女性については、120通りの組合せの中で、MCIDの改善がみられたのは、SSB調整変数 X_1 を共変量として含む組合せ(63通り)である。これに対して、 X_1 を含まず X_2 を含む組合せ(31通り)の場合,MCIDは悪化している。ただし、 X_1 と X_2 を除いた共変量の組合せ(26通り)のときには,MCIDに大きな変化はみられなかった。代表例を示した図6からも,DFCIDがマイナスで分布しているときにはMSEは改善(206 200),200 20

ラスで分布しているときにはMSE は悪化しており (図 6 (c)), さらに、DFCIDがゼロ付近にある時にMSE は同水準にある様子が示されている (図 6 (b))。以上から、共変量の組合せによってはMSE の不変や改善のみならず、悪化させるケースもあるため、共変量の選択は極めて重要な問題と考えられる。

女性の地方居住者を仮想部分母集団とした場合については、仮想母集団(女性)の結果とほぼ同様の傾向が示されている(表 7、図 7)。一方で、女性の有業者を仮想部分母集団としたとき、SSB調整変数を共変量に用いない場合であっても、図 8(b)のように X_4 を含む共変量の組合せであれば、DFCIDの改善が観測された。これにより、SSB調整変数の代替変数として機能する共変量の存在も示唆された。

なお、図9には6変数すべてを共変量とした結果が示されている。3変数までを共変量とした結果では、キャリブレーションであれば周辺度数とクロス度数のいずれを用いてもMSEに大きな差はみられなかった。しかしながら、図9の凡例数字で確認できるように6変数を共変量とした場合、周辺度数を利用したMSEの方がクロス度数を利用したMSEよりも若干高めの水準にある。すなわち、利用する共変量は同じであっても、情報量(周辺

分析対象	改善	不変	悪化
【女性】 6変数を用いた120通 りの組合せ	-	$[-0.001, 0.007]$ 内の 26 通り $(X_1 \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \$	
【女性・地方居住者】 X_3 を除く 57 通りの組合せ	I =	$[-0.001, 0.017]$ 内の 11 通り $(X_1$ と X_2 を除く全ての組合せ) $**X_5$ (-0.001)	
【女性・有業者】 X ₂ を除く57通りの組 合せ		$[-0.009,\ 0.000]$ 内の 15 通り $(X_1$ を除き、 X_4 を含む組合せ、または X_6 を含まない全ての組合せ) $**X_4*X_5$ (-0.009)	

表7 全ての共変量の組合せに基づく MCID の結果

⁽注) MCIDは、SSB比率0.1に関するDFCIDの標本抽出回平均を示している。2つ以上の変数を用いる場合には、周辺度数とクロス度数の相違も考慮しているため、単なる組合せの総数ではない。

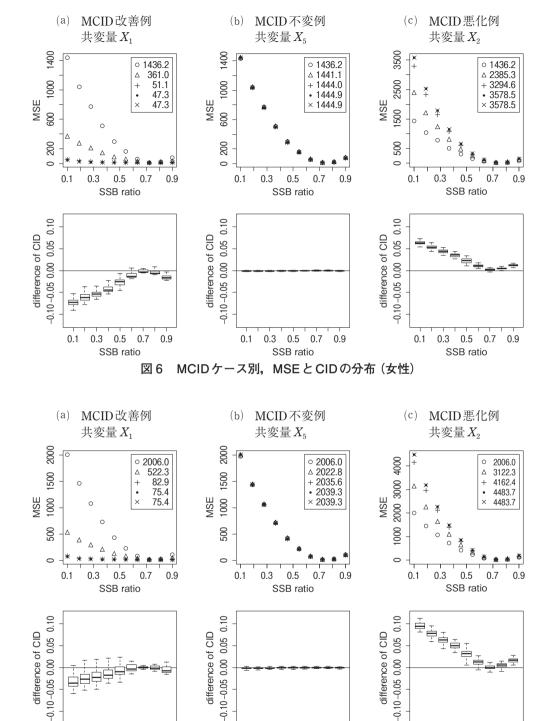


図7 MCIDケース別、MSEとCIDの分布(女性・地方居住者) 図中のマーカー、○、△、+、●、×は、それぞれ補正なしモデル、IPW.Small、IPW.Full、CLB.Marginal、CLB.Crossによる推定結果を示している。また、凡例の数値はSSB比率0.1の場合のMSEの値である。

0.9

0.3 0.5 0.7

SSB ratio

0.5 0.7

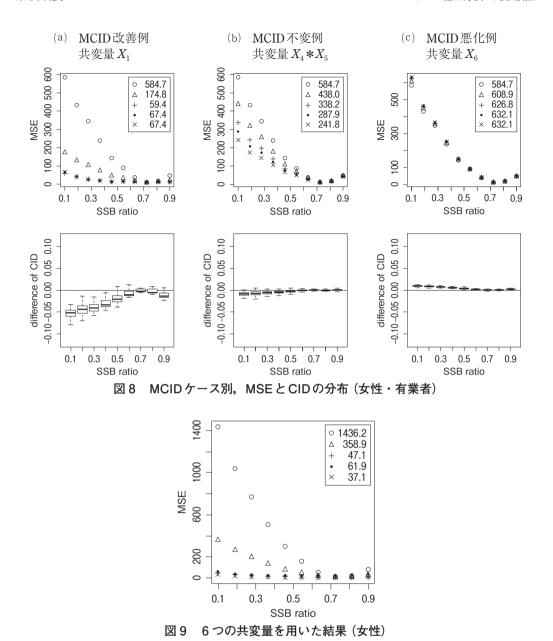
SSB ratio

0.3

0.3 0.5

SSB ratio

0.7 0.9



(注) 図8, 図9ともに、マーカー、○、△、+、●、×は、それぞれ補正なしモデル、IPW.Small、IPW.Full、 CLB.Marginal、CLB.Crossによる推定結果を示している。また、凡例の数値はSSB比率0.1の場合のMSEの 値である。

度数かクロス度数か) によって, 推定精度が 異なる可能性があることが推察される。

4. おわりに

本研究は,公的統計ミクロデータの利活用 を目指して,公的統計をベースとして新規追 加情報をWeb調査により捕捉する際のサンプルセレクションバイアスの補正方法について検討を行った。具体的には、社会生活基本調査のミクロデータを仮想母集団とし、標本抽出実験により、サンプルセレクションバイアスの補正方法とMSEの関係や、補正に用い

る共変量とCIDとの関係について明らかにした。

まず、補助標本のサイズは大きい(母集団サイズにより近い)ほうがMSEは改善するが、サイズが同じであればIPWとキャリブレーションのいずれでも結果に大きな差はみられなかった。IPWには個票が必要であるが、キャリブレーションでは共変量に関する母集団集計値があれば推定できることから、補正に用いるデータの利用条件によって補正方法の選択が可能である。

次に、キャリブレーションにおいて、共変量の周辺度数のみを利用する方法(レイキング比推定量)とクロス度数を利用する方法(一般化回帰推定量)とでは、いずれを用いても大きな差は観測されなかった。ただし、変数の組合せによっては、周辺度数による補正はその改善の度合いがやや低いケースがあったため、補助標本の利用条件として可能であれば、クロス集計値による補正がより適切と考えられる。

さらに、補正に使用する共変量の組合せと しては、バイアス発生要因、あるいはそれと 類似した情報を有する変数を共変量として使 用する場合にはMSEの改善は確認されたが、 適切な共変量が使用されない場合にはMSE の悪化も観測された。実際のWeb調査においてはバイアス発生要因を特定することは困難であるため、少なくとも条件付き従属性を捉えたCIDのような指標を用いて、改善の可能性のある共変量の組合せであることを確認することが不可欠である。

近年、Web調査は、迅速かつ適時に問題関心である社会実態を観測する有力な調査手段を与えているが、他方で常にサンプルセレクションバイアス発生の問題がつきまとう。しかしながら、既存の公的統計調査をふまえてWeb調査の設計を行うことで、補正に必要となる条件付き独立性の成否の確認や共変量の入手は可能となる。

本稿では,条件付き独立性を確認するための指標としてCIDに関する基準値からの差を用いて一定の傾向を捉えたが,この指標に関する使用条件の一般化などについては,より詳細な検討が不可欠である。また,公的統計の調査設計を拡張的に利用するために,Web調査の設計をどのように立案すれば,より効率的で精度の高い結果が得られるかに関しても,詳細な検討が求められる。これらについては,今後の課題としたい。

謝辞

本研究はJSPS科研費(課題番号16K20894)の助成を受けたものです。また、本分析は、一橋大学経済研究所附属社会科学情報研究センターから社会生活基本調査(平成18年度分)の匿名データの提供を受けたものです。本分析結果は、総務省が公表する統計とは関係ありません。

注

- 1) 傾向スコアの基本概念についてはRosenbaum, P.R. and Rubin, D.B. (1983) などを参照のこと。
- 2) 2次活動とは、「仕事や家事など社会生活を営む上で義務的な性格の強い活動」(総務省統計局の 社会生活基本調査より引用)に分類されるものであり、実際には「通勤・通学」、「仕事」、「学業」、「家 事」、「介護・看護」、「育児」、「買い物」が2次活動に分類される。
- 3) 本研究では、分析者が調査設計者となりえるWeb調査の特性を踏まえて、バイアス発生要因を、目標変数ではなく共変量(説明変数)に割り当てたケース(外生的標本設計)を前提としている。すなわち、ランダムな欠測(MAR: Missing at random)を有するデータセットを作り出して抽出実験を

行っている。ランダムな欠測については、星野 (2010:27-29) または岩崎 (2002:182-206) を参照のこと。

- 4) クラーメルのV算出の際には、Rのvcd パッケージ assocstats 関数を用いている。
- 5) 社会生活基本調査の標本設計では、層化2段により世帯単位で抽出しているが、本稿で用いた匿名データには実際の抽出に係る情報が付与されていないことから層化などは行わずに、全体の抽出率を0.124としてSSB比率に基づいて個人単位で抽出を行っている。なお、社会生活基本調査ミクロデータに固有の標本設計を踏まえたウェイト補正に関する先行研究としては、栗原(2010)および栗原・坂田(2014)が挙げられる。
- 6) 星野 (2010:69) を参考にIPW計算式を整理し、また星野 (2010:229) に掲載されている統計ソフトRのコードを参考に推定している。
- 7) レイキング比推定は、事後的に母集団の共変量に関する周辺度数と一致するようにウェイトを用いて補正を行う方法である。これによれば、母集団に関する詳細なクロス集計表が入手できない場合でも、周辺情報までは補正できる。レイキングの推定法はDeming、W.E. and Stephan, F.F. (1940) により Iterative Proportional Fitting 法が提示され、現在では、キャリブレーションの枠組みで乗法関数を用いたキャリブレーションウェイトにより推定することができる。
- 8) 一般化回帰推定量は、共変量を用いて得られた回帰係数を用いて補正を行う方法である。
- 9) 統計ソフトRのsurvey packagesの関数calibrateとsvyglmを利用している。キャリブレーションウェイト計算時にはウェイトの値の範囲を設けていないが、実際の計算結果としてマイナスの値になったり、極端に大きな値や小さな値になる事例はないことは確認済みである。
- 10) CID はゼロに近いほど CIA の成立が期待できるため、ゼロからの距離として基準値からの乖離を 計測するために、絶対値の差を求めている。
- 11) 代表例の選択基準としては、SSB比率が最も低い0.1のケースについて、極端に数値が変化する箇所で3区分し、改善区分と不変区分ではMCIDが最小値となる組合せ、悪化区分ではMCIDが最大値となる組合せを用いている。なお、MCIDの値は四捨五入による小数第3位までを用いており、MCIDの最大値または最小値が複数ある場合には、最も共変量の数が少ない組合せを代表例として採用した。

参考文献

- [1] 岩崎学(2002)『不完全データの統計解析』エコノミスト社.
- [2] 栗原由紀子 (2010) 「社会生活基本調査ミクロデータにおける平日平均統計量と標本誤差の計測」 『統計学』 (経済統計学会) 第99号, pp.20-35.
- [3] 栗原由紀子 (2015) 「統計的マッチングにおける推定精度とキー変数選択の効果 法人企業統計調査ミクロデータを対象として 」 『統計学』 (経済統計学会) 第108号, pp.1-15.
- [4] 栗原由紀子・坂田幸繁 (2014)「ミクロデータ分析における調査ウェイトの補正効果 社会生活基本調査・匿名データの利用に向けて 」『弘前大学人文学部人文社会論叢 (社会科学編)』 (弘前大学人文学部)第31号, pp.93-113.
- [5] 土屋隆裕(2009)『概説 標本調査法』朝倉書店.
- [6] 星野崇宏 (2010) 『調査観察データの統計科学』 岩波書店.
- [7] 星野崇宏・前田忠彦 (2006)「傾向スコアを用いた補正法の有意抽出による標本調査への応用と共変量の選択法の提案」、『統計数理』、第54巻第1号、pp.191-206.
- [8] Deming, W.E. and Stephan, F.F. (1940), "On a Least Squares Adjustment of a Sampled Frequency Table When the Expected Marginal Totals are Known", *The Annals of Mathematical Statistics*, 11, pp.427-444.
- [9] Rosenbaum, P.R. and Rubin, D.B. (1983), "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika*, 70, Issue 1, pp.41-55.
- [10] Valliant, R., J.A. Dever, and F. Kreuter (2013), *Practical Tools for Designing and Weighting Survey Samples*, Springer.

Verification of the Adjustment Methods for Sample Selection Bias Using Microdata of the Survey on Time Use and Leisure Activities

Yukiko KURIHARA*

Summary

To promote the utilization of official statistics microdata, this research aims to verify the adjustment methods for sample selection bias using a sampling experiment in which the microdata of the Survey on Time Use and Leisure Activities are used as the virtual population data set. The three major results of the study are follows: First, the difference of MSE is not observed between the propensity score and calibration if the auxiliary sample sizes are the same. Second, when using the calibration method, the MSEs do not significantly differ from the usage of the marginal frequency (raking estimator) or the cross frequency (generalized regression estimator). Third, if the causal variables of the sample selection bias cannot be identified, the deterioration of MSEs is observed in several combinations of covariates so that confirming the establishment of the conditional independent assumption is necessary before the bias adjustment utilizing covariates.

Key Words

Propensity score, Calibration, Sample selection bias, Conditional independent assumption

^{*} College of Economics, Ritsumeikan University

未婚者の交際状況

若年パネル調査(JLPS-Y)データを用いた二項ロジット分析

平井太規*

要旨

本稿の目的は、パネルデータを用いた二項ロジットモデルのよる分析を通して、異性との交際動向を検討することである。周知の通り、過去20年以上にわたって結婚年齢および未婚化率が上昇してきた。多くの既存研究においては、結婚の規定要因が繰り返し検証されてきたものの、社会学的・人口学的なより広い観点から家族形成の動向を検証する上では、交際の規定要因に関する分析も必要となる。こうした点に基づき、本稿では若年パネル調査(JLPS-Y)データを用いていかなる規定要因によって交際相手が、あるいは異性の友人を保持しているかについて分析を行った。

分析の結果,以下のことが明らかになった。第一に最近のコーホートほど交際相手がいる可能性が低下している。第二に,性別問わず,正規雇用などの高い社会経済的資源を保持している場合には,交際相手がいる可能性を高める。第三に,男性は交際において長時間労働,高頻度出勤などの時間的制約を受けず,むしろ交際において有利になる。対照的に,女性においてはそのような時間的制約を受けやすい側面もみられた。

以上から,結婚と同様に異性交際においても階層間格差が存在すると同時に,就 労環境による影響も一部でみられることが明らかになった。

キーワード

未婚者,交際,二項ロジット分析

1. 問題設定

本研究の目的は、パネル調査データを用いて未婚者の交際状況を検討することである。近年、結婚動向が大きく変容する中、結婚するかしないか(結婚しているか、していないか)についての研究は多く蓄積されつつあるが、結婚の前段階としての異性交際に関する研究はあまり多くない。しかし、結婚動向をより包括的、多角的に捉える上では、どのような要因で異性交際が成立しているかについ

ても明らかにされる必要がある。

1.1 未婚化・晩婚化の趨勢とその影響

戦後日本において未婚化, 晩婚化が表出し始めたのは1970年代後半, 高度経済成長が鈍化し始めた時期である。2015年時点での男性の30~34歳の未婚率は47.1%, 35~39歳で35.0%であり, 女性ではそれぞれ34.6%, 23.9%となった(総務省2015)。また, 平均初婚年齢は2015年で夫30.7歳, 妻29.0歳となり(厚生労働省2017), 1975年の26.9歳, 24.4歳から約4~5歳上昇した¹⁾。嫡出規範が強く(渡辺2008), 婚姻関係にない状態での出生

^{*} 正会員,神戸学院大学現代社会学部 e-mail: hirai@css.kobegakuin.ac.jp

がほとんど生じない日本では20、こうした婚 姻カップルの減少および結婚のタイミングの 遅れは出生動向に影響する。事実, 最新の合 計特殊出生率 (2017年) は1.43であり、これ は人口置換水準である2.1を下回る低水準を 維持しており(厚生労働省 2018),「出生動向 基本調査 | の第14回調査 (2010年) では、完 結出生児数3分が調査開始から初めて2を割り 込み、1.96人となった(国立社会保障・人口 問題研究所 2017)。2015年の第15回調査に おいても、1.94人と引き続き2未満となり、 今や社会全体における子ども数の減少のみな らず, 夫婦の出生力そのものの低下を含意し て少子化の現象を捉えることが求められよう。 このように、結婚動向の著しい変容は、家族 形成機会の喪失や遅延, また, 次世代再生産 にも多大な影響を及ぼすだけでなく, 高齢化 や人口減少など人口構造の転換にも直結する と考えられる。その意味で、結婚動向は、家 族変動の持続と変容といった学術的な観点の みならず, 将来的な日本社会の土台を想定す る上で政策的にも極めて重要な指標であるた め、結婚に関する多くの分析がなされてきた。

1.2 結婚のタイミングに与える影響

結婚動向に関する膨大な研究の蓄積によって, とりわけ代表的な論点は結婚機会における階層間格差の存在 (白波瀬 2011;太郎丸2011)である4。雇用形態によって賃金,社会保険,各種手当など待遇面で大きな開きがあるため,正規雇用であるほど,男女問わず結婚の可能性が拡大する契機となる (永瀬2002;酒井・岩松2005;吉田2012;茂木2014;佐々木2016)。対照的に雇用の不安定とそれに伴う稼得力の低さは結婚の生起確率を低下させ,とりわけこれは男性に顕著である (酒井・樋口2005;水落2006;津谷2009;津谷2011;佐々木尚之2012)。

加えて近年では,雇用の安定性のみならず, そのプラスアルファの要素としての学歴,出 身階層なども人的魅力として求められるようになってきているという(Fernandez et al. 2001)。 折しも,1980年代以降,若年層の賃金が低下傾向にあり(太田 2007; Yokoyama et al. 2016),更に所得格差の拡大(四方 2015)は、家族形成を実践すべく乗り越えなければならない経済的障壁を一層高くしてきた。これらが示唆するのは、若年層を取り巻く各種の環境の変化や社会的・経済的制約が強まる中で雇用の安定性に付随、あるいは経済的障壁を補填でき得る本人および親の学歴、自身の生育環境などによる結婚への影響力も小さくない(Blossfeld and Timm 2003;佐々木昇一2012)ということである。

実際, 学歴でみると大卒以上は教育年数が 長いことで就業開始のタイミングがそれ以下 の学歴層よりも遅れることもあって結婚タイ ミングこそ遅れるものの,20歳代後半から30 歳代前半頃において, 高学歴であるからこそ 結婚機会が拡大する効果を発揮するようにな る (Raymo and Iwasawa 2005;野崎 2007; 津谷 2009; Blossfeld and Buchholz 2009;加 藤 2011; 佐々木尚之 2012)。親の学歴や所 得, 自身の生育環境の豊かさなどでみると, 「相対所得仮説」(Easterlin 1980) にあるよう に、 育ってきた世帯の生活水準と自身の今後 見込まれる生活水準を考慮した際に、親が経 験した水準を上回ることができると判断した タイミングで結婚が生じやすいとされる。そ のため, 親の社会経済的地位の高さに伴って 結婚への抑制効果が働き (朝井 2007), 自身 の所得水準が親のそれを超過していると結婚 の機会拡大につながる(高山ほか 2000)一方 で、15歳時の父親職業が管理職以上など、出 身階層が高いことでむしろ結婚が早まるとい う分析もある(加藤 2004)。

1.3 結婚の前段階としての交際の重要性

以上のように、性別やコーホートによって 結婚への効果は大なり小なり異なるものの、 平井太規 未婚者の交際状況

学歴や職業,収入といった社会的な地位の指標となり得る社会経済的資源⁵⁾を豊富に持つことが格差社会,不確実な社会状況の中で「結婚の壁」(佐藤・永井・三輪編 2010)を打破することにつながる。ところが,結婚するとしてもそれ以前に超えなければならない壁が存在する。すなわち,「恋愛の壁」(小林2012),更にいえば「異性交際の壁」「異性友人の壁」などである。

恋愛結婚が一般化し、自由恋愛が浸透している中で(樫田 2000)、結婚の前段階として、異性との交際がある 6 。 政略結婚など親族による介入がない限り、自身が将来のパートナーの候補となる異性と出会い、交際に発展させることが結婚の可能性を広げる上で必要になってきている。

かつて有用なマッチング機能のひとつであった「職縁結婚」(岩澤・三田 2005) が希薄化したことをはじめ見合い結婚や社内結婚などの「共同体的な結婚システム」が弱体化してきた(加藤 2010)。未婚化,晩婚化が顕在

化するまでの時代においては上司,同僚,親族,近所の人々などが結婚や交際の相手を紹介し,介入するといった作用も働いていたが,結婚そのものが「個人の裁量」としての選択行動(Smits 2003)として強調されることの多い社会に移行してきた。その意味で,結婚の実現のために果たすべきライフイベントとして恋愛や交際の重要性が高まっている。

ところが、表1および2にあるように、未婚者で交際相手がいる割合が男性では2005年以降、女性では2002年以降減少傾向にあり、2015年時点で交際相手がおらず異性の友人もいない層が男性で7割弱、女性で6割弱にまで増加している。交際相手なしに限定してみると、そのほとんどが異性の友人を持っていない。交際もさることながら、異性の友人をもつ糸口さえつかめていない未婚者が非常に多いことがうかがえる。

以上の社会的背景を踏まえ,より包括的に 家族形成動向を把握するためには,結婚のみ ならず,結婚の前段階としての異性との交際

表 1 男性未婚者 (18~34歳) による交際状況の推移

	1987年	1992年	1997年	2002年	2005年	2010年	2015年
婚約者あり	2.9	3.2	2.9	2.7	2.9	1.8	1.6
交際相手あり	19.4	23.1	23.3	22.4	24.3	22.8	19.7
交際相手なし:異性友人あり	23.6	19.2	15.3	11.3	14.0	9.4	5.9
交際相手なし:異性友人なし	48.6	47.3	49.8	52.8	52.2	61.4	69.8
不詳	5.5	7.2	8.7	10.9	6.6	4.6	3.1
N	3299	4215	3982	3897	3139	3667	2705

注:数値は%, Nは各調査年における未婚者数

出所: 「出生動向基本調査」(国立社会保障・人口問題研究所 2017) より筆者作成

表2 女性未婚者(18~34歳)による交際状況の推移

	1987年	1992年	1997年	2002年	2005年	2010年	2015年
婚約者あり	4.6	3.9	3.8	3.9	4.8	3.1	2.9
交際相手あり	26.2	31.6	31.6	33.1	31.9	30.9	27.3
交際相手なし:異性友人あり	25.4	19.5	15.9	12.4	12.9	11.9	7.7
交際相手なし: 異性友人なし	39.5	38.9	41.9	40.3	44.7	49.5	59.1
不詳	4.3	6.3	6.8	10.2	5.7	4.6	3.0
N	2605	3647	3612	3494	3064	3406	2570

注:数値は%, Nは各調査年における未婚者数

出所:「生動向基本調査」(国立社会保障・人口問題研究出所 2017) より筆者作成

状況などについても着目していく必要がある (村上 2010; Ishida 2013)。そこで本研究で は、パネル調査データを用いて未婚者の交際 状況を検討する。

2. 未婚者の交際の動向に関する先行研究の 整理

前章にあるように結婚動向に関する既存研究が豊富にあるのとは対照的に、未婚者の交際動向に焦点を当てた研究は多くはない。多くの社会調査では結婚歴に関するあらゆる調査項目が設定されているのに対して、交際歴に関する情報はほとんど得られてこなかったからである。

そうした背景の中で、交際を促進および阻 害する規定要因を明らかにした数少ない研究 のひとつに中村・佐藤 (2010) がある。中村・ 佐藤は20代の男女を対象に行った調査の結果 に対して,特定の異性の交際相手の有無を従 属変数にしたロジスティック回帰分析を行っ た。その結果, 男性は収入が高いほど, 職場 の独身異性の人数が多いほど、 友人つきあい の頻度が多いほど調査時点において交際相手 がいる確率が高かった。企業規模では大きく なるほど交際相手がいる場合のオッズ比が小 さくなっているものの, 年収に比例してオッズ 比は高くなるように、社会経済的資源の大き さは結婚同様, 交際においても有利なようで ある。また、職場内の独身異性の人数がほとん どいない状況と比較して, 多い場合であると 交際相手がいるオッズ比が高くなり、 職場環 境や対人関係も交際相手の有無に大きく影響 している。女性ではパートであるほど、また休 日出勤の頻度が多いほど交際相手がいなかっ た。勤務形態では正社員と比べパートでは交 際相手の有無に関するオッズ比が小さくなっ ている。また、休日勤務がほとんどないのに比 べ、回数が増えるにつれて交際相手がいる場 合のオッズ比が小さくなっていた。正規雇用 という社会的地位の安定に加え, 時間的余裕 が交際を後押ししていることが見出された。

佐々木昇一(2012)は男性に限定してリカーシブ2変量プロビットモデルを用いて、出会いの機会を媒介として交際状況に与える要因を推定した。その結果、非正規では出会いの確率は高くなるものの、最終的な交際の確率は低くなる。つまり、交際のきっかけ自体は正規雇用よりも非正規雇用で有利となっている反面、実際に交際に発展させるためには安定的な収入を必要としており、結果的に非正規といった就業上の不安定は、交際更には結婚においても不利に働くとしている。

桶川(2013)は「異性の交際相手がいないか つ異性の友人もいない | を男女別・年代別に ロジスティック回帰分析で検証した。男性で は、20代では正規雇用であると、30歳以上で は収入がより多いと、またいずれの年代にお いても職場以外で仕事上, 異性と出会う機会 が多いほど、習い事・趣味・娯楽先の異性の 人数が多いほど有意に交際相手がいるか異性 の友人がいる。30歳以上では、職場内の独身 異性の人数も有意に交際相手や異性の友人の 有無に影響していた。また, 気軽な相談相手 がいることも有意に交際相手や異性の友人が いることにつながる。女性では雇用形態こそ 有意になっていないが、30歳以上では収入が 多いほど有意に交際相手もしくは異性の友人 がいる。加えて,男性とほぼ同様であるが双 方の年代において、職場内の独身異性が多い ほど、職場以外で仕事上、異性と出会う機会 が多いほど、習い事・趣味・娯楽先の異性の 人数が多いほど, 気軽な相談相手がいるほど 有意に交際相手か異性の友人がいる傾向に あった。

以上の先行研究から、性別問わず雇用や所得による交際相手の有無への影響が極めて大きいことが見出された。非正規雇用の増加を始め経済的な不安定は結婚のみならず、未婚者の交際状況にまで影響を及ぼしている実態が浮かび上がってくる。また、自身の周辺に

平井太規 未婚者の交際状況

どれだけ異性がいるかといった環境的な条件も交際状況に影響するといった興味深い知見が明らかにされてきた。ただし、桶川 (2013)では交際相手と異性友人の有無をセットにした従属変数を用いて分析されている。確かに田中 (2010) が指摘するように、異性の友人を持つことは交際、更には結婚への進展につながる可能性を有する。そのため、異性の友人の有無についても検証する必要性があるものの、交際相手がいることと異性の友人を持っていることでは次元が異なる状況であるので、これについては区分して再検討を行う必要があるだろう。

なお、本節で提示した先行研究では、いずれも経済産業省の「少子化時代の結婚産業の在り方に関する研究会」が実施した調査データで⁷⁾、インターネットモニターを通じて収集されたデータが使用されている。中村・佐藤自身も言及しているが、インターネット調査においては代表性に問題がある点がしばしば指摘されている(Fraley 2007)。その意味で、ランダムサンプリングされた社会調査データを使用し、先行研究の妥当性を検証する必要がある。また、いずれの先行研究もあ

る一時点のみにおける状況を分析したものであるが、交際相手や異性の友人の有無といった状況は常に変動し得るものであるため、一定期間以上の状況が把握し得るデータにて検証するのがより正確な動向を把握する上で有用となるだろう。これらの要件を満たす上ではパネル調査データが必要となるが、近年ではパネル調査データは増加傾向にあり(野村総合研究所 2012)、その中には未婚期におけるライフコースの経年的変化に関する情報も収集されるようになってきている。以上の先行研究の知見および課題に鑑みて、第3章で本研究の分析枠組みを提示する。

3. 分析枠組み

3.1 データ

分析に使用するのは、東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトとして実施された「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」の「若年パネル調査(JLPS-Y)」の二次データである⁸⁾。この調査は、1972年から1983年までの出生コーホートである若年層を対象に家族、仕事・職業、学歴、青年期の暮らし、健康状態など多岐に渡る調査項目

		₹3 JLF3	17 - 50	州女						
調査対象	日本全国に居住する20~34歳の男女(2006年12月時点)									
調査地域		全国								
標本抽出		層化2段無作為抽出								
		継続詞	周査	追加詞	計					
	調査年	有効回収数	回収率	有効回収数	回収率	総回収数				
	2007年 (w1)	3367	35%			3367				
	2008年 (w2)	2716	81%			2716				
	2009年 (w3)	2443	79%			2443				
サンプルサイズ	2010年 (w4)	2174	73%			2174				
	2011年 (w5)	2232	76%	712	32%	2944				
	2012年 (w6)	2121	79%	542	76%	2663				
	2013年 (w7)	2038	79%	517	73%	2555				
	2014年 (w8)	1989	81%	493	70%	2482				
	2015年 (w9)	1933	81%	461	66%	2394				

表3 JLPS-Yデータの概要

注:回収率は継続調査,追加調査ともに有効回収数÷アタック数×100で算出したもの。2011年 (w5)の継続調査において,復活サンプルがあるため前年より有効回収数が増加している。

出所:SSJDAホームページ (https://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/Direct/gaiyo.php?eid=PY090) より一部引用して筆者作成

が設定されており、結婚や交際などについても時系列的に把握できることから本研究に最適といえる。調査開始の2007年(w1)では総アタック数9771のうち、有効回収数は3367、回収率は35%であり、2011年(w5)からは追加サンプルも設定された。調査対象、調査地域、標本抽出、サンプルサイズ等の詳細については表3の通りである。2019年5月時点で、2007年(w1)から2015年(w9)年までの9年分のデータが一般利用可能となっているが、2008年(w2)のみ交際状況に関する情報が不足しているため、これを除く8年分のデータを使用し、観測された期間内に未婚の時期がある男性1037人、女性900人を分析対象とする⁹。

3.2 変数と分析手法

分析に際して[0=交際相手なし]「1=交際相手あり]のカテゴリカルな変数を従属変数と設定し 10 ,二項ロジットモデルに基づいて分析する。パネルデータである]LPS-Yの特性を活かし、表4のようなパーソンイヤー

データに置き換え,w1とw2~w9をプールし たデータにする。例として、表4の架空の データでは、ID=1では6年間分のデータが あり、それらを上から下の順に時系列に各変 数を整理している。例えば、性別と学歴は時 間が経過しても基本的には変わらないものな ので同じ数値となっている。一方、年齢は1 歳ごとに上がっていくので、20歳、21歳と1 歳刻みに下に続いており、職業や労働時間、 イベントなども各調査時点における状況が経 年的にどのように変化しているかを表してい る。観測可能な最大8年のうち平均観測期間 が男性全体3.88年、女性全体3.68年であり (表5), 男性1037人, 女性900人それぞれを すべてパーソンイヤーデータに置き換えたと ころ, 男性3542ケース, 女性2994ケースが実 際の分析に使用された。このため、同一の個 人が複数回分のケースとしてデータ化されて いる。なお,この中には学生は含まれておら ず、観測されたのはすべて学業を終えている 社会人である。

分析は2段階で行い,最初にすべてのケー

		20,7	1 1	, ,,,	,	
ID	性別	学歴	年齢	職業	労働時間	交際状況
1	2	3	20	2	4	1
1	2	3	21	2	4	1
1	2	3	22	2	4	1
1	2	3	23	1	8	1
1	2	3	24	1	10	1
1	2	3	25	1	12	3
2	1	2	23	1	7	1
2	1	2	24	1	7	2
2	1	2	25	3	0	1
2	1	2	26	1	9	2
3	1	4	29	2	3	2
3	1	4	30	2	5	2
3	1	4	31	1	10	2
3	1	4	32	1	10	3
3	1	4	33	1	8	3
3	1	4	34	1	8	2
4	2	4	28	2	3	2
4	2	4	29	1	10	3
4	2	4	30	1	14	3

表4 パーソンイヤーデータ例

平井太規 未婚者の交際状況

表5 各変数の記述統計

表 5 各変数の記述統計									
		男性				女性			
変数	全	全体		有職者		全体		有職者	
	(N = 1)	(N = 3542)		(N = 3080)		(N = 2994)		(N = 2598)	
	Avg	S.D.	Avg	S.D.	Avg	S.D.	Avg	S.D.	
観測期間	3.88	2.33	3.94	2.31	3.68	2.25	3.76	2,22	
年齢	31.02	4.83	30.96	4.81	29.39	4.61	29.38	4.60	
	N	%	N	%	N	%	N	%	
従属変数									
交際相手なし	2727	77.0	2338	75.9	1884	62.9	1606	61.8	
交際相手あり	815	23.0	742	24.1	1110	37.1	992	38.2	
出生コーホート									
1972-75年	1023	28.9	857	27.8	460	15.4	390	15.1	
1976-79年	856	24.2	745	24.2	740	24.7	629	24.2	
1980-82年	736	20.8	651	21.1	654	21.8	575	22.1	
1983-86年	927	26.2	827	26.9	1140	31.8	1004	39.6	
最終学歴									
高校以下	1099	31.0	929	30.2	626	30.9	506	19.5	
専門・短大・高専	722	20.4	616	20.0	1182	39.5	1044	40.2	
大学以上	1721	48.6	1535	49.8	1186	39.6	1048	40.3	
職業									
正規	2391	67.5	2289	74.3	1903	63.6	1784	68.7	
非正規	628	17.7	583	18.9	817	27.3	753	29.0	
その他	219	6.2	208	6.8	69	2.3	61	2.3	
無職	304	8.6	_	_	205	6.8	_	_	
就業時間:1日あたり									
7 時間以下	_	_	200	6.5	_	_	299	11.5	
8 時間	_	_	1053	34.2	_	_	1088	41.9	
9-11時間	_	_	1360	44.2	_	_	1048	40.3	
12時間以上	_	_	467	15.2	_	_	163	6.3	
就業日数:月あたり									
20日以下	_	_	1065	34.6	_	_	1088	41.9	
21-22 日	_	_	892	29.0	_	_	814	31.3	
23-24 日	_	_	434	14.1	_	_	365	14.0	
25日以上	_	_	689	22.4	_	_	331	12.7	
居住形態									
一人暮らしでない	2665	75.2	2269	73.7	2429	81.1	2082	80.1	
一人暮らしである	877	24.8	811	26.3	565	18.9	516	19.9	
交互作用									
大卒以上×12時間以上	_	_	265	8.6	_	_	94	3.6	
大卒以上×25日以上	_	_	234	7.6	_	_	98	3.8	
正規雇用×12時間以上	_	_	403	13.1	_	_	145	5.6	
正規雇用×25日以上	_	_	163	5.3	_	_	75	2.9	

スを対象に出生コーホート, 年齢, 最終学歴, ることで, 主に有職や無職かでどのような差 職業(雇用形態)など先行研究でも多く検証 異があるのかに焦点を当てて検証する。なお, されてきた社会経済的変数を投入する。ここ

先行研究では収入のような個別具体的な社会 では職業に無職11)のカテゴリーを設定してい 経済的変数も含まれていたが、雇用形態と収 入には関連性が強い,例えば正規雇用では収入の平均が相対的に高く,非正規雇用,無職なるにつれて低くなることが予想され,多重共線性を避ける意味でも本研究では投入しないこととした。また,居住形態として一人暮らしダミーも投入する。実家暮らしであるか否かで時間的,金銭的自由度が異なり,交際状況に何かしらの影響を与えていると考えられるためである。

次に有職者に限定した分析を行う。社会経済的変数に加えて、1日あたりの就業時間と月あたりの就業日数を投入し、就業環境に関する影響も検証する。本稿で繰り返し言及しているように、若年層を中心に非正規雇用が増加し、雇用の不安定化が生じているが、その反面正社員ひとりあたりの仕事量、負担が増大し、長時間労働がより常態化しているこ

とで、そうした時間的制約が余暇や趣味、娯楽ひいては交際、異性との出会いの時間をも減少させてしまいかねない(北村・坂本2007)。北村・坂本の分析では年間労働日が250日以上で週あたり60時間以上の長時間労働では、バブル崩壊以降の世代において結婚しているオッズ比が有意に負となっていたが、交際状況においても労働時間および日数による何らかの影響があるかもしれない。以上の枠組みに基づく分析の結果を第4章に示す。

4. 未婚者の交際相手の有無に関する規定要 因

交際相手の有無に関する二項ロジット分析 の結果について表 6,表 7をみていきたい。 各表ともオッズ比が高くなるほど,交際相手 がいる可能性が高まることを示している。な

表の 文际相子の有無に関する二項ロフクトガ州(1)主体								
亦粉	男性(N	= 3542)	女性 (N=2994)					
変数	ь	Exp(b)	b	Exp(b)				
出生コーホート								
1972-75年 (基準)								
1976-79年	-0.305	0.737*	-0.461	0.630**				
1980-82年	-0.362	0.697^*	-0.527	0.591**				
1983-86年	-0.460	0.631**	-0.550	0.577**				
年齢一乗項	-0.115	0.891	0.174	1.190				
年齢二乗項	0.000	1.000	-0.005	0.995^*				
最終学歴								
高校以下 (基準)								
専門・短大・高専	-0.305	0.737^*	-0.105	0.901				
大学以上	0.034	1.035	-0.273	0.761^{*}				
職業								
正規(基準)								
非正規	-0.507	0.602**	-0.304	0.738**				
その他	-0.179	0.836	0.240	1.272				
無職	-0.677	0.508**	-1.031	0.357**				
居住形態								
一人暮らしダミー	0.261	1.298**	0.160	1.174				
定数項	2.644	14.076	-0.615	0.541				
-2LL	3669	0.657	3771.016					
χ^2	151	.398**	177.167**					
df	1	1	11					
Nagelkerke R ²	0.0	063	0.078					

表6 交際相手の有無に関する二項ロジット分析(1)全体

^{**}p<0.01, *p<0.05, *p<0.10

平井太規 未婚者の交際状況

お、各表の一番下にある Negalkerke R²は、モ デルの当てはまり具合を示した決定係数であ る。いずれの分析結果においても、これらの 決定係数は決して高いとはいえないが, 各変 数による影響の有無が一定以上確認できるた め、ここでは決定係数の大きさはさほど重視 しないこととする。まず表6であるが、出生 コーホートでは、男性は出生年が遅くなるに つれて、有意に負となっている。つまり、よ り若い世代ほど交際相手がいない可能性が高 い。女性でも男性同様に近年のコーホートほ ど有意に負であった。最終学歴でみると、男 性では高校以下と比べて専門・短大・高専で あると,女性では大学以上であると有意に負 となるといった学歴効果がある。学歴が高く なるほど交際相手がいる/いない可能性が高 まる. といったような明確な関係性があるわ けではなく、学歴効果は性別によって異なり、 とりわけ, 高学歴女性において交際相手を見 つける難しさが示されたといえる。

職業では、性別問わず正規に比べて非正規と不安定な就業状況にあると、交際相手がいる可能性が有意に低くなる。更には、無職であっても同様に低くなり、無職のオッズ比は非正規よりも小さい。つまり、無職であると、交際相手がいる確率が正規と比較して男性で約50%、女性で約64%低下する。このように、労働市場から離れていると社会的接点が希薄になることの影響が作用するためか、交際のきっかけを失ってしまいやすい状況になる。また、一人暮らしダミーは男性のみ有意となり、居住形態による影響もみられる。

続いて、表7の左側から有職者に限定した分析結果をみていこう。model1は出生コーホート、年齢、最終学歴、職業、1日あたりの就業時間、月あたりの就業日数、居住形態を投入し、model2では交互作用項を追加した。男性のmodel1では、出生コーホート、最終学歴、職業などの効果は表6とさほど変わらない。就労環境による影響をみると、1日

あたりの就業時間が8時間と比較して12時 間以上であると、また月あたりの就業日数が 21-22 日と比較して、25日以上であると、有 意に交際相手がいる可能性がそれぞれ約 30%高まる。先行研究の結果から、就業時間 が長くなり、とりわけ長時間労働の領域に 入っていると、交際状況に負の影響をもたら すと予想していたが、むしろ交際相手がいる 可能性を拡大させる効果を発揮していた。ま た, 月あたりの就業日数では25日以上と月の 8割以上の出勤があるなど、多忙であるほど 交際相手がいる可能性が高いといったように, 時間的制約はむしろ交際に有利な条件となっ ているようである。ただし、model 2では有意 になっておらずその効果は消失している。 「大卒以上×12時間以上」のように高い社会 経済的資源と時間的制約の強さによる相乗効 果を合わせて検証をした結果,変数単体とし ての影響力が消失している結果となり, 交互 作用項はいずれも有意にはなっていない。な お、一人暮らしダミーも有意になっていない ように、男性の有職者においては居住形態に よる影響はみられない。

表7の右側は女性の交際状況における分析 結果である。出生コーホートは近年のコー ホートほど、最終学歴では大卒以上であると、 職業では非正規雇用であると交際相手がいる 場合のオッズ比が有意に負となる傾向は表6 と大きく変わらない。1日あたりの就業時間 ではmodel1において、7時間以下であると 有意に正となる。ただし、交互作用項を投入 した model 2 でみると、有意になっておらず、 対照的に12時間以上と就業日数の25日以上 では有意となっている。つまり, 就業時間が 8 時間と比較して12 時間以上であると3.562 倍,就業日数では21-22日と比較して25日以 上であると1.349倍,交際相手がいる可能性 が高まる。男性同様に、就業時間の長さと就 業日数の多さは交際の障壁とはなり得ず, む しろ交際相手がいる可能性を広げることにな

表7 交際相手の有無に関する二項ロジット分析(2)有職者のみ

	男性 (N=3080)					女性 (N=2598)			
変数	model 1		model 2		model 1		model 2		
	b	Exp(b)	b	Exp(b)	b	Exp(b)	b	Exp(b)	
出生コーホート									
1972-75年 (基準)									
1976-79年	-0.384	0.681^{*}	-0.408	0.665^*	-0.454	0.635*	-0.446	0.640^{*}	
1980-82年	-0.322	$0.725^{^{+}}$	-0.345	0.708^{+}	-0.498	0.608^*	-0.519	0.595^*	
1983-86年	-0.420	$0.657^{^{+}}$	-0.430	0.650^{+}	-0.431	0.650^{+}	-0.450	0.638^{+}	
年齢一乗項	-0.161	0.852	-0.160	0.852	0.190	1.209	0.182	1.200	
年齢二乗項	0.001	1.001	0.001	1.001	-0.005	0.995^*	-0.005	0.995^*	
最終学歴									
高校以下(基準)									
専門・短大・高専	-0.332	0.718^{*}	-0.322	0.725^*	-0.128	0.880	-0.124	0.883	
大学以上	0.118	1.126	0.013	1.013	-0.268	0.765^*	-0.205	0.815^{+}	
職業									
正規(基準)									
非正規	-0.442	0.643**	-0.482	0.618**	-0.211	0.810^{*}	-0.248	0.780^*	
その他	-0.253	0.776	-0.292	0.747	0.174	1.190	-0.043	0.958	
就業時間:1日あたり									
7 時間以下	-0.223	0.800	-0.223	0.800	-0.283	0.754^{+}	-0.241	0.786	
8 時間 (基準)									
9-11時間	0.119	1.127	0.122	1.129	0.018	1.018	0.012	1.012	
12時間以上	0.272	1.313*	0.437	1.548	-0.054	0.947	1.270	3.562*	
就業日数:月あたり									
20日以下	0.031	1.031	0.044	1.045	0.021	1.021	0.014	1.015	
21-22日(基準)									
23-24 日	-0.059	0.943	-0.075	0.927	-0.038	0.963	-0.038	0.963	
25 日以上	0.263	1.301*	0.053	1.055	0.082	1.086	0.300	$1.349^{^{+}}$	
居住形態									
一人暮らしダミー	0.107	1.113	0.112	1.119	0.159	1.173	0.183	1.200^{+}	
交互作用									
大卒以上×12時間以上			-0.066	0.936			0.363	1.438	
大卒以上×25日以上			0.550	1.734			-0.760	0.468	
正規雇用×12時間以上			-0.167	0.846			-1.661	0.190**	
正規雇用×25日以上			-0.082	0.921			0.035	1.035	
定数項	3.184	24.150	3.283	26.662	-1.064	0.345	-0.917	0.400	
-2LL	3256	5.094	3250.285		3328.711		3312.045		
χ^2		.000**		.809**		126.390**		143.056**	
df		16		20	16			20	
Nagelkerke R ²		069		071	0.065		0.073		

^{**}p<0.01, *p<0.05, *p<0.10

る。しかしその一方で、「正規雇用×12時間以上」では有意に負となっているように、正規雇用と12時間以上の労働においてはそれぞれにおいては有意に正となる効果があるが、その両面を兼ね備えていると、かえってその

効果を打ち消すことになる。このように,時間的制約が強まることで大きな社会経済的資源を持っていたとしても,交際相手がいる可能性を低下させる側面も一部みられた。

平井太規
未婚者の交際状況

5. 結論

本稿ではパネルデータのJLPS-Yの二次データを用いつつ、未婚者の交際状況について検討した。先行研究では扱われていないランダムサンプリングによる大規模社会調査データにより検証すると同時に、就業時間や就業日数など就労環境による影響を交えて検証してきたことを通して、未婚者の交際動向の一端を明らかにしてきたことに意義がある。分析によって明らかになったことをまとめると以下の3点となる。

第一に、最近のコーホートほど交際相手が いない可能性が高まっている。分析では年齢 や学歴、職業などがコントロールされており、 それらの時代的変化とは独立に未婚者の交際 状況の変化が生じていると考えることができ る。「出生動向基本調査」では、未婚者の結婚 意思における「いずれ結婚するつもり」が直 近の第15回調査(2015年)においても男性 85.7%, 女性89.3%と今なお9割近くを占め ているものの(国立社会保障・人口問題研究 所 2017), 男性では第9回調査 (1987年) 以 降, 女性では第13回調査(2005年)以降微減 し続けている。同時に「一生結婚するつもり はない | が男性では第15回調査においてはじ めて10%超となり、女性においても8.0%と なっているように、結婚をライフコースとし て考えていない傾向が目立つようになってき た。これらに起因していることの証左である 可能性がある。また、スマートフォンやイン ターネットのますますの普及が対人関係への 関心を薄れさせていることもあるかもしれな い。更には、近年では一定の時間内において 定額で恋人 — 正確にいえば恋人役の人 — を 「レンタル」できる新しいサービスも普及す るなど, 従来の人間関係とは別の領域で良く も悪くも多種多様な対人関係を金銭で形成で きてしまう環境にもなっている¹²⁾。また,実 在/架空間わずメディア上でロマンス対象 - 例えばアイドル,映画スター,ミュージ

シャン,キャラクターなど一が存在する「バーチャルな恋愛 (関係)」(山田 2017)による影響も少なからずあるのかもしれない。これらに関する実態の詳細は定かではなく,推測に過ぎないが,自身を取り巻く様々な環境の影響を受けていることは十分に考えられよう。

第二に、無職や非正規は交際相手がいる可 能性を著しく低下させるように、 雇用形態に よる影響の大きさが顕著に表れており、より 不安定な地位にいることは, 異性交際の機会 から遠ざかってしまう。結婚する/しないに おいても, 非正規雇用や無職は可能性を低下 させることからも, 就業上の階層間格差は結 婚のみならず、未婚時の交際においても存在 するといっていい。学生時代と異なり、社会 人の未婚者においては、 交際相手がいること は将来的に結婚することと結びつけて考える 機会も少なくないだろう。とりわけ20~30代 はより結婚する/しないが現実味を帯びるよ うになるため, 交際相手を持つことに際して 結婚相手の候補となり得るかを見定めた行動 を選択しているのかもしれない。それ故に、 結婚動向に類似した交際状況の実態が階層間 格差として表れているのではないだろうか。 また、交際相手がいる場合には、いずれもい ない場合と比べて,交流や社交の機会が増加 することは想像に難くない。それに伴う出費 も重なるため,正規雇用といった雇用の安定 性による効果が必然的に表れるのかもしれな

第三に、就労環境の影響では男女ともに就業時間が長い、また就業日数が多いことで交際相手がいる可能性を高めるなど、就労上の制約があることが有意に正となる結果であった。男性では、高学歴や正規雇用であっても時間的な制約を受けて異性の交際相手を持つ上で、不利になるといったことはみられなかった¹³⁾。これはどのように解釈できるだろうか。一般論として、就業時間が長くなるほ

ど残業代を含めて賃金が増加し、 異性との交 際. 交流に費やせる余裕が生じることに起因 している可能性がある。加えて、長時間仕事 に従事していることで、仕事に精を出す魅力 的な人と映るのだろうか。対照的に女性では、 男性と同様に長時間労働と就業日数の多さ自 体は交際相手がいる可能性を高める効果がみ られるものの。正規雇用のような高い社会経 済的資源を有しつつ就業時間が長い多いこと を兼ねていると、相乗効果があるどころか、 かえって交際相手を持つことに不利になるよ うに時間的制約の影響を受けやすい側面も見 受けられる。視点を変えれば、時間上の都合 を上手につけながら, 交際の契機を最大化す る. あるいはその能力が男性以上に長けてい るともいえるかもしれない。

以上の分析結果。とりわけ就労環境による 影響をみると、性別によって程度の差がある ものの, 長時間労働が交際相手の有無に正の 影響をもたらすものとなる。しかし、政策的 な観点からみると,長時間労働は決して推奨 されるべきものではないことは自明である。 特に、1日の就業時間が10時間超の場合、法 令に違反している可能性も高く。また心身の 健康を害しやすい。その意味で、本稿の分析 結果通りに就業に従事する時間を多く確保す ることで交際機会を拡大しても、かえって交 際自体が充実しないことになるのではないか という懸念も払拭できない。いずれにせよ, 本稿の分析結果とは正反対に、 時間的余裕が あることで交際機会が拡大するような施策を 講じるのがのぞましい。折しも、昨今「働き 方改革 | が試みられているが、これによって 結婚および異性交際に際してどのような影響 の変容があるのか引き続き注視していくこと

も求められる。

本研究における今後の研究課題は次の通り である。第一に、観測期間は最大で8年と決 して十分な長さとはいえない。第二に,交際 状況は年単位での情報であり、 月単位のよう に決して細かく調査されているわけではない。 実際には、データ以上に交際状況は頻繁に変 容している可能性があり、そうした動向を具 体的に分析できているわけではない。第三に. JLPS-Yは2007年(w1)の回収率が35%と極 めて低いものであるため、サンプルに偏りが あることも考えられる。一般的には、低階層 であるほど回収率が下がるため、それらを データとして収集できていないことも否定で きない。第四に、交際状況について本人の恣 意的な判断によるもので、 客観的な指標に基 づくものではないことに留意する必要がある。 交際状況を尋ねる際, 交際の定義を提示した 上で回答者に判断し回答してもらうような質 間紙上の工夫が必要になってくるかもしれな い14)。第五に、本稿では先行研究の妥当性を 代表性のあるデータを用いて検証することを 最優先に行うべく,交際の規定要因として社 会経済的資源と就業環境による影響を中心に 検証を分析した。なお、JLPS-Yでは、「交際 してみたい異性と出会うために、 やってみた こと | として交際を実現するために実際に 行った行動に関する調査項目もある。こうし た行動が, 少なからず交際相手の有無に影響 している可能性もあるかもしれないので,別 の機会に検討することとしたい15,以上の課 題をすべてクリアするのは決して容易なこと ではないが、より精確なデータ分析を通して 本研究の分析結果を改めて検証していくこと が求められる。

付記

データの使用に際して東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター (SSJDA) に申請し、許可を得ました。

平井太規 未婚者の交際状況

注

1) いずれも初婚同士, つまり結婚相手も初婚の場合の数値である。なお, 結婚相手が再婚であると, 初婚同士の平均年齢よりも高い傾向にある。

- 2) 『平成27年版厚生労働白書』によると日本の婚外子率は2.11%であり、これは米国38.50%。英国43.66%、仏国43.66%、独国29.96%などの先進諸国と比較してたいへん低い。
- 3) 『出生動向基本調査』において完結出生児童数とは、「結婚持続期間(結婚からの経過期間)15~19年夫婦の平均出生子ども数」(国立社会保障・人口問題研究所 2017)と定義されている。「夫婦の最終的な平均出生子ども数」とみなされ、「夫婦の子ども数」と表記されることもある。
- 4) 経済的安定性が結婚に有利である傾向は日本のみならず欧米でも確認されている。欧米においてもとりわけ男性において正規雇用ないしは家族扶養の条件が整っていない場合においては未婚,カップル自体が成立している場合には婚姻関係には移行せず同棲にとどまっていることが示されている(Oppenheimer et al. 1997; Clarkberg 1999; Lehrer and Chen 2013)。
- 5)「社会的資源」と表現されることが多いが、「社会的資源」には地位、情報、経験、威信なども含まれるため、それらと区別する意味で主に社会学分野で「社会経済的資源」と表記されることがある。本稿ではそれに依拠して、学歴や職業などを「社会経済的資源」としている。
- 6) 恋愛結婚と見合い結婚の割合は2015年で87.7%, 5.5%である(国立社会保障・人口問題研究所2017)。
- 7) 中村・佐藤 (2010) では「未婚者アンケート調査」データ, 佐々木昇一 (2012) と桶川 (2013) では「結婚相談・結婚情報サービスに関する調査 | データが使用された。
- 8) JLPS-YはJapanese Life Course Panel Surveysの略称であり、Yは若年層のYoungを意味している。ちなみに二次データとは別の研究者および機関が実査を行い、収集したデータのことである。二次データを使用した分析を二次分析といい、本研究も二次分析による研究成果である。
- 9) 未婚者のうち、婚約者がいる場合は婚姻状態にはないものの、広義の既婚者としてみなして分析 から除外した。また、パネルデータの特性を考慮して、2年以上の情報が脱落しているケースも除 外した。
- 10) JLPS-Yでは未婚者に対する交際相手の有無について「1. 婚約者がいる 2. 特定の交際相手がいる 3. 現在はいない」の設問が設定されている。このうち、上記の6)の通り1を回答しているケースを除外し、2を選択している場合には「交際相手あり」とし、3を「交際相手なし」とした。なお、「交際相手なし」を選択した回答者には異性友人の有無も尋ねており、細かくは「交際相手なし=異性友人あり」「交際相手なし=異性友人なし」となるが、異性友人の有無については本研究では考慮しないこととした。
- 11) 本研究における無職とは、正規雇用になっておらず、またアルバイト等も一切していないように、労働市場にいない状態を示す。そのため、例えば正規雇用ではないがアルバイトをしている場合には、「非正規」としてカテゴライズされている。なお、「正規」「非正規」は何らかの企業や団体に属しており、「その他」はそれらには属さない自営業、自由業、家族従業員、農業・漁業・林業などの職業である。以上から、本稿では有職者は正規雇用、非正規雇用、その他の3分類となる。
- 12) 山田 (2017) はこれらの一例 (かつ極端な) として、キャバクラ、クラブ、性風俗産業などを挙げている。
- 13) ただし、既述のとおり長時間労働は結婚の可能性を低下させる要因ともなり得る。結婚生活において男性(夫)の家事・育児参加が求められている中、長時間労働の男性は忌避されやすいとも考えられるからである。
- 14) JLPS-Yではフェイスシートで性別を男性、女性の2択で回答するようになっており、交際状況においても「異性との交際」が前提となっている節がある。これは、心身共に性認証が一致している人々を前提とした上で、交際を男女間の異性交際として自明視していると考えられよう。本稿ではそれに基づいた分析を行ってきたが、近年、LGBTQなど性の多様化が指摘される中で交際状況も単なる異性同士の関係性という枠組みだけでは捉えられない状況になりつつある。そうした視点も含めた質問紙設計を検討していく必要もある。
- 15) その他に、結婚に対する価値観による影響も検討したが、これについてはむしろ交際相手がいる

/いないによって結婚への価値観が変わるという図式が想定されることから(釜野 2008),本稿の分析枠組みからは外してある。

参考文献

- 朝井友紀子(2007)「日本における初婚のイベントヒストリー分析 周囲の社会経済状況が初婚に及ぼす影響 」東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センター二次分析研究会編『家族形成に関する実証研究』, pp.12-31
- 岩澤美帆・三田房美 (2005)「職縁結婚の盛衰と未婚化の進展」『日本労働研究雑誌』第535巻, pp.16-28
- 太田聰一(2007)「労働市場の地域間格差と出身地による勤労所得への影響」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズム[Ⅲ]経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会,pp.145-172
- 桶川 泰(2013)「異性との交際が不活発な男性・女性はどのような人々か 未婚者調査を用いたロジスティック回帰分析の結果から 」『国際文化学』第26巻, pp.49-65
- 樫田美雄(2000)「恋愛と結婚」 増子勝義編『新世紀の家族さがし』 学文社, pp.100-115
- 加藤彰彦 (2004) 「未婚化・晩婚化と社会経済的状況」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編 『現代家族の構造と変容』 東京大学出版会, pp.41-58
- 加藤彰彦 (2010)「少子化・人口減少の歴史的意味 計量社会学的アプローチ 」『比較家族史研究』 第24巻、pp.49-69
- 加藤彰彦(2011)「未婚化を推し進めてきた2つの力 経済成長の低下と個人主義のイデオロギー 」 『人口問題研究』第67巻2号, pp.3-39
- 釜野さおり(2008)「身近な人の結婚のとらえ方と結婚・子育てとの接触状況 ─ 結婚観と結婚意欲に関する分析 ─ 」『人口問題研究』第64巻2号, pp.54-75
- 北村行伸・坂本和靖(2007)「世代間関係から見た結婚行動」『経済研究』第58巻1号, pp.31-46
- 厚生労働省(2017)『平成28年度 人口動態統計特殊報告「婚姻に関する統計」の概況』
- 厚生労働省(2018) 『平成30年(2018) 人口動熊統計(年次推計)』
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2017) 『現代日本の結婚と出産 第15回出生動向基本調査 (独身者調査ならびに夫婦調査) 報告書 『
- 小林 盾 (2012) 「恋愛の壁, 結婚の壁 ソーシャル・キャピタルの役割 」 『成蹊大学文学部紀要』 第47巻,pp.157-164
- 酒井 正・岩松尚吾(2005)「フリーター以前とフリーター以後」樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21 世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズム[1]』慶應義塾大学出版会,pp.139-162
- 酒井 正・樋口美雄 (2005) 「フリーターのその後 就業・所得・結婚・出産 」 『日本労働研究雑誌』第535巻,pp.29-41
- 佐々木昇一(2012)「結婚市場における格差問題に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』第620巻, pp.93-106
- 佐々木昇一 (2016) 「日本における若年層の雇用環境の悪化と結婚行動に関する実証分析」 『生活経済 学研究』 第43巻,pp.31-41
- 佐ゃ木尚之 (2012)「不確実な時代の結婚 JGSS ライフコース調査による潜在的稼得力の影響の検証 」『家族社会学研究』第24巻2号, pp.152-164
- 佐藤博樹・永井暁子・三輪哲編 (2010) 『結婚の壁 ― 非婚・晩婚の構造 ― 』 勁草書房
- 四方理人(2015)「所得格差の研究動向 所得格差と人口高齢化を中心として 」『貧困研究』第14 巻, pp.47-63
- 白波瀬佐和子 (2011)「少子化社会の階層構造 階層結合としての結婚に着目して 」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, pp.317-333 総務省統計局 (2015)『国勢調査』
- 高山憲之・小川 浩・吉田 浩・有田富美子・金子能宏・小島克久(2000)「結婚・育児の経済コス

平井太規 未婚者の交際状況

トと出生力 — 少子化の経済学的要因に関する一考察 — 」『人口問題研究』第56巻 4 号, pp.1-18 田中慶子 (2010)「友人力と結婚」佐藤博樹・永井暁子・三輪哲編『結婚の壁 非婚・晩婚の構造』 勁草書房, pp.159-171

- 太郎丸博 (2011) 「若年非正規雇用と結婚」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1 格差と多様性』 東京大学出版会, pp.131-142
- 津谷典子 (2009) 「学歴と雇用安定性のパートナーシップ形成への影響」 『人口問題研究』 第65巻2号, pp.45-63
- 津谷典子 (2011) 「未婚化の要因 ジェンダーからみた学歴と雇用 」阿藤誠・西岡八郎・津谷典子・福田亘孝編『少子化時代の家族変容』東京大学出版会, pp.19-44
- 中村真由美・佐藤博樹 (2010)「なぜ恋人にめぐりあえないのか? 経済的要因・出会いの経路・対人関係能力の側面から 」佐藤博樹・永井暁子・三輪 哲編『結婚の壁 非婚・晩婚の構造』 勁草書房, pp.54-73
- 永瀬伸子(2002)「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』第58巻2号, pp.22-35
- 野崎祐子 (2007) 「雇用不安時代における女性の高学歴化と結婚タイミング JGSS データによる検証 」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集 [6] JGSS で見た日本人の意識と行動 JGSS Research Series No. 3』,pp.131-146 野村総合研究所 (2012)『日本におけるパネルデータの整備に関する調査報告書』
- 水落正明 (2006) 「学卒直後の雇用状態が結婚タイミングに与える影響」 『生活経済学研究』 第22・23 巻, pp.167-176
- 村上あかね (2010)「パネル調査にみる若者の交際の現状」東京大学社会科学研究所『東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ』第36巻, pp.1-9
- 茂木 暁 (2014) 「日本女性の結婚への移行の再検討 夫婦の「出会い方」の違いに注目して 」 『人口学研究』 第50巻, pp.55-74
- 山田昌弘 (2017) 「日本の結婚のゆくえ 困難なのか,不要なのか 」平井晶子・床谷文雄・山田昌 弘編『家族研究の最前線②出会いと結婚』,pp.25-44.
- 吉田 崇(2012)「初職非正規就業が結婚タイミングへ及ぼす影響の男女比較」東京大学社会科学研究所編『東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ』第64巻, pp.1-8
- 渡辺秀樹(2008)「家族意識の多様性」『社会学年誌』第49巻, pp.39-54
- Blossfeld, H.P. and Buchholz, S. (2009), "Increasing Resource Inequality among Families in Modern Societies: The Mechanisms of Growing Educational Homogamy, Changes in the Division of Work in the Family and the Decline of the Male Breadwinner Model", *Journal of Comparative Family Studies*, 40 (4), pp.603-616
- Blossfeld, H.P. and Timm, A. eds (2003), Who Marries Whom?: Educational Systems as Marriage Markets in Modern Societies, Springer
- Clarkberg, M. (1999), "The Price of Partnering: The Role of Economic Well-being in Young Adults' First Union Experiences", *Social Forces*, 77(3), pp.945-969
- Easterlin, A.R. (1980), Birth and Fortune: The Impact of Numbers on Personal Welfare, Basic Books
- Fernandez, R. Guner, N. and Knowles, J.K. (2001), "Love and Money: A Theoretical and Empirical Analysis of Household Sorting and Inequality", *Quarterly Journal of Economics*, 120, pp.273-344
- Fraley, C.R. (2007), "Using the Internet for Personality Research: What can be done, How to do it, and Some Concerns", Robins, W.R., Fraley, C.R. and Krueger, R.F. eds, *Handbook of Research Methods in Personality Psychology*, Guildford Press, pp.130-148
- Ishida, H. (2013), "Understanding Courtship in Japan", *The Annals of the American Academy*, 646, pp.86-106 Lehrer, L.E. and Chen, Y. (2013), "Delayed Entry into First Marriage and Marital Stability: Further Evidence on the Becker-Landes-Michael Hypothesis", *Demographic Research*, 29(20), pp.521-542
- Oppenheimer, K.V. Kalmijn, M. and Nelson, L. (1997), "Men's Career Development and Marriage Timing During a Period of Rising Inequality", *Demography*, 34, pp.311-330
- Raymo, M.J. and Iwasawa, M. (2005), "Marriage Market Mismatches in Japan: An Alternative View of Re-

- lationship between Women's Education and Marriage", *American Sociological Review*, 70(5), pp.801-822
- Smits, J. (2003), "Social Closure among the Higher Educated: Trends in Educational Homogamy in 55 Countries", *Social Science Research*, 32, pp.251-277
- Yokoyama, I., Kodama, N. and Higuchi, Y. (2016), "What Happened to Wage Inequality in Japan during the Last 25 Years?: Evidence from the FFL Decomposition Method", *The Research Institute of Economy, Trade and Industry, RIETI Discussion Paper Series*, 16-E-01, pp.1-26

Logistic Regression Analysis on Intimation of the Unmarried: Using the JLPS-Y Data

Taiki HIRAI*

Summary

This article explores factors of becoming intimate with opposite sex from the finding of logistic regression analysis of panel data. As is well known, age at marriage is rising in Japan. And the rate of unmarried is rising over the past 20 years. Many studies have been measuring the effects of marriage repeatedly, however it is necessary to analyze the factors of finding intimate partner, in the purpose of research of family formation in Japan, from the wide view and perspective of sociology and demography.

Taking this point, we examine which factors cause the unmarried find intimate partner, using the JLPS-Y data.

The empirical results in this article are as follows. First, as younger cohorts, the odds of having intimate partner is lower. Second, high socio-economic resources are important factor in the intimation. More specifically, the odds in having intimate partner with opposite sex is rising by the stability of the occupations. Third, the activity or behavior of intimation of men is not affected in the time availability, the working time per day and the frequency of working days per month. In contrast, intimation of women is partly affected in the time availability.

Key Words

The Unmarried, Intimation, Logistic Regression Analysis

^{*} Faculty of Contemporary Social Studies, Kobe Gakuin University

フランス INSEE における管理職員の養成と 各省統計部局への配属

西村善博*

はじめに

フランスの統計制度は、我が国と同様に分散型統計機構でありながら強力な調整機能を有している。すなわち、公的統計の作成は経済財務省・国立統計経済研究所(INSEE)と管轄分野において統計業務を行う各省統計部局(SSM)によって分担されている。それは国家統計情報審議会(CNIS)による制度的な調整の対象となる。INSEEはCNIS事務局の確保および技術的人的手段の管理によって統計制度の一貫性に貢献している。

上記はINSEE (2001)に依拠する(ただし, INSEEの所属省は現行である)。現在では、本資料に関係する限り、次の点も考慮に入れる必要がある。1つは、INSEEとSSMは公的統計作成機関(SSP)を構成することである。もう1つは、公的統計の外部コントロール機関として、経済の近代化に関する2008年8月4日法第2008-776号第144条の下で公的統計監視委員会(ASP)が設置されたことである。これは公的統計の概念、作成、公表における専門的独立性の原則の遵守を監視する¹¹(INSEE 2019c)。

本資料の展開のため INSEE 職員の構成を みておくと、カテゴリーA, B, C, 調査員に 分かれる²⁾ (INSEE 2015)。カテゴリーAは管 理職員である。行政官 (administrateurs), 統 計家のアタシェ (attachés), 監察官 (inspecteurs généraux)に区分される。通常の監察官は一定の条件を満たした別格の行政官から選抜される(2005年7月18日デクレ³⁾第2005-816号第5条)ので、本資料では行政官とアタシェを取り上げる。

INSEE は高等教育機関(グランドゼコール)として国立統計経済行政学院(ENSAE)と国立統計情報分析学院(ENSAI)を運営している。行政官試験の合格者(行政官実習生)はENSAEで研修を行い、アタシェ試験の合格者(アタシェ実習生)はENSAIで研修を行う。いずれの合格者も有給の国家公務員である。

以下では、INSEE管理職員(行政官,アタシェ)の高等教育機関における研修,キャリアの展開,管理職員のSSMへの配属を紹介するとともに,最後に我が国で2018年12月に発覚した毎月勤労統計調査の不正問題に関連して若干のコメントを行う。

1. 行政官の養成とキャリア

1.1 ENSAEでの実習生教育

行政官実習生は試験によって選抜される。 内部試験(国,地方自治体および公施設の公 務員などを対象),外部試験の他に,高等師範 学校(ENS)と理工科学校(Ecole polytechnique)の学生をそれぞれ対象とする試験があ る(INSEE 2018a; 2019a)。

ENSAEには15~20名の公務員コースがある(INSEE 2008)。2018年度では,実習生への任命は20名である(2018年10月22日アレ

^{*} 正会員,大分大学経済学部 e-mail:ynishi@oita-u.ac.jp

それは主に2つの基本的な主要テーマ,すなわち,数学および理論・応用統計学と理論・応用経済学を軸に構成される。就学期間は原則3年であるが,2年間の短縮コースもある。

初年次の教育には2重の目的がある。一方で、学生の入学経路が異なるため、残りの就学期間において共通の教育を可能にするための補習を与えること、他方で、ENSAEで教授される科目の最初の入門を与えることである。前者に関して、ENSAEの教育委員会が過去の学習歴を基に、正規の補習がなくても2・3年次の就学を続ける能力があると判断した学生の場合、補習は免除される。

2年次の教育は主として,基本的な科目(数理統計学,経済理論,計量経済学)に関係するとともに,学生は経済学専攻ないし統計学専攻に分けられる。統計学や応用経済学のさまざまな研究,経済社会の分析に充てられる多数の科目もある。統計学や応用経済学に関する研究論文が1人のリーダーによって統率された3人ないし4人からなるグループ研究の後に作成される。

3年次の教育は選択形式で編成される。とりわけ統計学および経済学に関する様々な応用技法に充てられる。学生には6つの専攻が用意されている。①経営の意思決定のためのデータ・サイエンス,②データ・サイエンス,統計学および実習,③データ・サイエンスと社会科学,④金融とリスク管理,⑤予測と経済政策,⑥保険計理士の職がそれである。さらには外部での教育課題や修士号取得のために多くの便宜が図られる。

その他、学生は2年次と3年次の間におけるアプリケーションの実習、3年次の後における学業修了の実習を行わねばならない。

1.2 行政官の職務とキャリア

(1) 行政官の職務

行政官は公的統計情報システムの設計,管理,調整に職責を負う。大半はINSEE総局,地方局,各省統計部局(SSM)に勤務しており,経済行政の様々な部門,公的機関,国営大企業,銀行などに勤務する者も多い(INSEE 2015)。以下,行政官の職務について,Anxionnaz et al. (2015)50を基により詳細にみていこう。

それは多岐にわたる。①経済財務省などで 実施される経済政策への助言,②革新的な統 計プロジェクト(新人口センサス,ホームレ ス調査,社会保障パネルなど)の指揮,③国・ 地方の様々な活動担当者に対して統計的方法 論による支援,④フランス・海外の様々な経 済雑誌で発表されたか,または国,地方およ び国際機関の間で評価された経済社会研究の 実現,⑤教育研究がそれである。

このうち研究面では、雇用に関する新テクノロジーの普及の効果、年金改革の方策に関するシミュレーションなど、INSEEや様々な省の部局では行政官が研究を推進するケースがいくつもみられる。ただし、最大数の研究者を擁するINSEEの構成単位は国立経済統計学院グループ(GENES)であり、それはENSAE、ENSAI、経済統計研究センター(CREST)などから成る。GENESでは約10名以上の行政官が理論・応用経済学、統計学、計量経済学、社会学に関する研究をリードする。

(2) 行政官のキャリア展開⁶⁾

ENSAEでの研修の始めから、学生は最良のポストを探すため様々なユニット長と面会し知遇を得る。ENSAE修了時のポストの配分は彼らの選択が考慮される。すなわち、最終

年次,彼らの配属は幅広い約40のポスト(研究員,景気アナリスト,調査管理者,教員など)への応募者からの選考によって決定される。

行政官職団 (corps des administrateurs)⁷⁰のキャリアは大きな多様性によって特徴づけられる。それは経済社会の分析・研究,革新的な統計プロジェクトの研究や指導を指向したポストから始まる。その後,多様な職業環境(国際機関ないし地方機関を含む)で続けられ,(財務経済政策総局(DGTPE)⁸¹,統計機関ないし大臣官房における)経済政策への助言あるいは多かれ少なかれ大規模なチームの指導に進んでいく。このため彼らには管理的経営的な能力や組織化の能力を身につけることが求められる。

行政における長期キャリアの展望が今日、 行政官職団のイメージや年齢層別分布のおか げで期待できる。そのうえ、出向 (détachement) あるいは休職という形での行政外への キャリアの変更は4年後ないし6年後から 可能である。内部キャリアには海外を含む外 部異動も含まれる。

2. アタシェの養成とキャリア

2.1 ENSAIでの教育

アタシェの選抜試験は外部試験(経済学・経営学専攻,経済学・社会科学専攻,数学専攻に区分),内部試験(公務員などを対象),INSEEの統計家アタシェ職団に就任するための専門試験(公的機関の勤続が8年以上となる,INSEEの勤続5年以上のカテゴリーB職員を対象),主要なアタシェ試験に分かれる(INSEE 2019b)。ENSAIの公務員コースは40~60名(INSEE 2008)であるが,現在,ENSAIでは毎年,50名近くのアタシェ実習生が修了している(ENSAI 2019)。以下,ENSAI (2015)を基に彼らに対する教育をみていこう。

ENSAIでの教育は、アタシェ実習生が官庁

統計家として有益な能力を獲得できるように, 実習生の研修という任務の枠内で,統計学, 情報処理,経済学に関する能力の開発を目的 としている。なお,2012年度入学生から修士 号の取得が可能である。

初年次の授業(統計学,確率,数学,情報処理,経済学,社会科学,経営学)では推論法,取組み分野における十分な一般的教養の獲得のために必要な基礎知識,2年次の教育において深化・完成される諸方法と知識がそれぞれ取り入れられている。

入学経路の異なる学生を均質化するために 補習が行われる(例:数学専攻で合格した学 生は経済学の補習を受ける)。その他の授業 は共通であり、同期入学生が1つにまとめら れる。このため学生は初年次の教育により、 数学、統計学、経済学、情報処理に関して共 通知識を身につけ、入学経路のいかんを問わ ず、2年次の学業の継続が可能となる。

2年次は初年次に獲得された基礎概念に立 脚した授業を軸に編成される。それは数理を 利用する基本的な科目を軸に連関し、統計学 の専門知識を獲得させる(回帰モデル、サン プリング、時系列など)。それに統計的方法の モデル化への適用授業(計量経済学、シミュ レーション法など)が追加される。

その他,初年次の後に,学生は公的統計作成機関(SSP)で推進されている仕事を知るための実習(7~8週間)を行わねばならない。

2.2 アタシェのキャリア展開

INSEE (2015) によると、アタシェは INSEE において統計作成作業の概念、その実施の枠組み、諸結果の分析、公表に職責を負う。彼らは、総局、地方局ないし国立情報処理センター、他省の中央・地方レベルの統計部局に勤務する。経済協力の専門家として海外への出向もある。以下、ENSAI (2015) を基に、アタシェのキャリアの展開を述べておこう。

アタシェ実習生はENSAIで受ける研修に

よって、統計工学および情報システムを軸に、公的統計における科学的技術的な仕事の準備を行う。彼らはフランス全国および地域に関する社会経済分析の関心に応じて、人口センサスの統計作成と利用や、特定の母集団(世帯、企業など)を対象とする調査に参加する。彼らはそれによって統計処理、結果の分析と公表業務に精通する。彼らはまた、国民経済計算や景気指標の作成あるいは公的統計作成機関(SSP)活動に必要な情報処理アプリケーションの利用への参加を要請される。

アタシェに提供される進路は様々である。 ENSAI修了後の最初のポストへの配属は同一条件で行われる。将来,アタシェは全国転勤ポストに応募する。なお,彼らは就学期間に受けた研修と報酬の見返りに,最短で8年間(就学2年+勤務6年),国の機関にとどまることを義務づけられている。

アタシェには研究、経営、管理、広報に関する様々な職務がINSEEあるいは各省統計部局 (SSM) のなかで提案される。そのため彼らには次々と多様なポストへの就任が要請されるが、提供ポストの年次発表手続きによって、個々人の関心と能力に応じた選択が可能になる。評価を高めるためには、経験と異動実績が求められる。また、1ポストの望ましい就任期間は彼らが取組む仕事の性質と個人的特性に左右される。多くのケースで、3~5年が望ましいとされる (最初の2つのポストは3年)。

アタシェの昇進は専門試験での合格か、あるいは業績に応じた適格者名簿に基づく選抜(勤続年数の条件もある)という形で行われる。さらに、アタシェは内部の専門試験ないし適格者名簿に基づく選抜(一定条件の下で)によってINSEEの行政官職団に加入できる。

キャリアの途中で, 社会保障機関(家族手 当全国金庫(CNAF)など), フランス銀行, 経 済財務省の他部局におけるポストに就くこと が可能である。INSEEはまた多くの国との技術協力に貢献しており、アタシェは長短期の任務の枠組みでそれにも参加できる。

3. 各省統計部局 (SSM) の任務と INSEE 管理職員の SSM への配属

3.1 SSMの任務と特殊な実践の条件

公的統計作成機関 (SSP) は既述のように、INSEEとSSMから構成される。SSPは原則として、数値結果の作成に必要なデータを収集し、公式データを作成するとともに、数値情報の分析を行う 9 (INSEE 2019d)。SSMはSSPとしてそのような任務を行うための特殊な義務と権利をもち、特殊な実践の条件がある (INSEE 2019c)。

このうち特殊な義務とは、欧州統計実践規約の遵守、SSPの調整活動への参加、公的統計の品質改善・向上の義務および欧州レベルの統計作成等の業務にあたる。また特殊な権利とは、SSMが統計作成に必要なデータを入手するための特別な権利をもつことをいう。なお、データの入手は公的統計の作成目的に限られ、データの性質に応じて認可される。

さらに特殊な実践の条件として、INSEE管理職員のSSMへの異動(配属)、SSMによる管轄分野の主題となる政策情報の要求、情報システムへの貢献、データの安全保障および統計情報の発表方法がある。なお、ここでの情報システムへの貢献とは、SSMは管轄省の情報・管理システムに支えられるので、分類や概念などの観点から共通基準の利用を省庁全体に拡張することで逆にファイルの品質や管理の改善につながる可能性を指している。

3.2 INSEE管理職員の各省統計部局(SSM)への配属¹⁰⁾

SSMの職員に求められる人物像は主として統計家,調査研究者あるいは経済学者である。このためSSMはINSEEによって管理される人的資源を享受しうる。SSMは,INSEE

の官吏職団、とりわけ、管理職員(行政官、アタシェ、監察官)を対象に募集を行う。したがって、そのレベルでINSEEとSSMの間で大規模な人事異動が存在する。

その結果,表1に示されるように,2018年1月1日現在,SSMの総職員(1,892人)のうち約23%をINSEE管理職員(カテゴリーAの職員)が占める。中央部局に限れば約30%に高まる。SSM管理職員の総数(1,263人)に占めるINSEE管理職員は約35%,中央部局では約38%にも達する。各省の管轄分野別にみたINSEE管理職員の配属数は正確には分からないが、INSEE職員のうち管理職員の占める割合の高さ(統計部局の全体では約92%,中央部局では約95%)から判断すると、SSMの全般にわたり、INSEE管理職員が配属されていることは明らかである。

INSEE管理職員の異動はSSMの要求を組

込みながら、INSEEの異動活動の枠組みのな かで組織・管理される。SSMの管理職員には SSM が公的統計作成機関 (SSP) として特殊 な権利と義務をもつことの自覚が重要である。 このためSSM管理職員の重要な部分がINSEE の職団に属する職員によって確保される。 INSEEは各省のSSPに管理職員を異動させ ることで、SSPの実情と要求に関する情報を 得ることができる。このことは実際、SSP全 体における調整の強化と共通文化の採用に貢 献する。この点からみると、SSMの長は統計 専門家であるかまたは長の補佐が統計専門家 であることが望ましい。SSMの長として、中 央省庁の部局長が任命されたときは、公的統 計監視委員会 (ASP) が専門的能力の観点か ら替否を表明する。

SSMに勤務するINSEE職員(自由任用の職を除く)には、INSEEの正規活動の地位が与

表1 各省統計部局 (SSM) の管轄分野別職員数

(単位: 人, 2018年1月1日現在)

(牛匠・八, 2010年1月1日死伍)									
	統計部局の全体		うち□	うち中央部局		也方部局			
各省の管轄分野	合計	INSEE 職員	合計	INSEE 職員	合計	INSEE 職員			
農業	433	98	126	42	307	56			
地方自治体	10	7	10	7	0	0			
文化	20	5	20	5	0	0			
国防	7	4	7	4	0	0			
持続可能な発展	236	97	168	78	68	19			
公共財政	38	4	38	4	0	0			
税関	106	4	26	4	80	0			
教育	420	58	151	21	269	37			
高等教育,研究	61	16	61	16	0	0			
公務	19	10	19	10	0	0			
移民	19	6	19	6	0	0			
青少年とスポーツ	10	6	10	6	0	0			
法務	64	24	64	24	0	0			
保健と連帯	172	58	172	58	0	0			
国内安全保障	16	8	16	8	0	0			
労働	261	72	158	43	103	29			
合計	1,892	477	1,065	336	827	141			
うちカテゴリーAの職員数	1,263	441	836	319	427	122			
うちSSPの職員数 ¹¹⁾	1,372	392	1,065	336	307	56			

(出所) INSEE (2018b) を基に作成。

えられる。彼らはINSEEに勤務した場合と同様のキャリア管理(評価、昇進、補償制度)の適用対象である。これはINSEEであれどの省の統計部局であれ、彼らの配属の中立性を結果としてもたらす。また、SSM配属のINSEE職員とINSEE勤務の職員には、SSPの職員としてふさわしい能力レベルを保証するために共通の研修が勧められる¹²)。

ところで、INSEEがSSMに対して行った調整やSSMに配属されたINSEE管理職員について、ASPはSSMの運営が欧州統計実践規約の遵守に貢献しているかの観点から査察を行う。

おわりに

INSEE (2001) によれば、INSEE と各省統計部局 (SSM) において、INSEE の管理職員 (カテゴリーAの職員) は INSEE によって管理される。すなわち、INSEE は彼らの研修とキャリアを指導する。その結果生じるキャリアの統一的な管理は調整の重要なツールである。INSEE は公的統計制度の全体において、業務遂行能力の継承の確保を考慮に入れ、管理職員の異動を組織する。制度全体にわたる管理職員の異動は利用される方法の普及手段であり、その一貫性を確保するための手段である。この点は現在も変化がない。しかし現在では、公的統計監視委員会 (ASP) の設置により、SSM における INSEE 管理職員の管理は強化されている。このことは、公的統計作成機

関(SSP)としてのSSMに対する信頼をより 確実なものとするための措置といえる。

ところで、2018年12月に発覚した毎月勤労統計調査の不正問題では課長級以上の職員の行動が統計作成機関としての厚生労働省への信頼を失墜させる原因の1つになっている。たとえば、「調査設計の変更や実施、システムの改修等を担当者任せにする管理者の姿勢、安易な前例踏襲主義に基づく業務遂行や部下の業務に対する管理意識の欠如により、統計の不適切な取扱いに気付いても、それを上司に報告して解決しようという姿勢が見られず、また、上司も調査の根幹に関わるような業務の内容を的確に把握しようとせず、長年にわたり漫然と業務が続けられ」た、と報告されている(毎月勤労統計調査等に関する特別監察委員会 2019)。

ここには統計に関する専門的知識・経験が 不足する管理職員の問題が象徴的に現れてい る。むしろ、専門的知識・経験が豊富な管理 職員をいかにして養成し、それぞれの統計作 成機関にいかに配属するか、さらには彼らの 専門的独立性・中立性をいかにして確保する か、人事面で裏打ちされた強力な組織的対応 が必要であるように思われる。我が国の公務 員の人事制度を考えると、その実現は容易で はないであろうが、今後、そうした問題を検 討する際にフランスの統計制度は、1つのモ デルとして十分検討に値するように思う。

略称一覧 (掲載順)

INSEE : Institut national de la statistique et des études économiques

SSM: Services statistiques ministériels

CNIS: Conseil national de l'information statistique

SSP: Service statistique public

ASP: Autorité de la statistique publique

ENSAE : Ecole nationale de la statistique et de l'administration économique ENSAI : Ecole nationale de la statistique et de l'analyse de l'information

ENS: Ecole normale supérieure

GENES: Groupe des écoles nationales d'économie et statistique

CREST: Centre de recherche en économie et statistique

DGTPE : Direction générale du Trésor et de la politique économique

CNAF: Caisse nationale des allocations familiales

DGT: Direction générale du Trésor

注

- 1) この段落のSSP、ASPの訳語は、一般社団法人日本統計学会(2019)を参照した。
- 2) カテゴリーA, B, Cは国家公務員に共通の区分である。カテゴリーBは監督員 (contrôleurs), カテゴリーCは事務職 (Adjoints administratifs) である。
- 3) デクレ (décret) は共和国大統領および首相が行う一方的な行政行為である命令の総称である (中村 2011)。 政令と訳されることもある。この 2005年7月18日デクレは、首相がコンセイユ・デタ (行政系統の最高裁判所)の了解の下で発令している。
- 4) アレテ (arrêté) は大臣, 県知事, コミューンの長およびその他の行政機関の命令, 処分および規則の総称である (中村 2011)。この2018年10月22日アレテは経済財務大臣が発したものである。
- 5) この文献は記載内容から判断すると2007~12年頃の情報に基づくと考えられる。しかし、公表年月や作成期日の記載がないので、ウェブに掲載された更新年を記載した。
- 6) この節はAnxionnaz et al. (2015) に依拠している。
- 7) 行政官職団の職団 (corps) については, 玉井 (2014) を参照されたい。
- 8) 現在の財務総局 (DGT) である。
- 9) 総職員数 (2018年1月1日現在) からみると, INSEE (5,463人) + SSM (1,892人) は7,355人であるのに対して, SSPは6,835人である。この差はSSPにはSSMの地方部局の一部を含まないことによる(表1参照)。すなわち, 公的統計の範囲はSSPよりも広い。なお, INSEEの職員数 (5,463人) は厳密には2017年12月31日現在で, 国立経済統計学院グループ (GENES) を含まない。(INSEE 2018b)
- 10) この節はINSEE (2018b), INSEE (2019c) に依拠している。
- 11) INSEE (2018b) における「うち SSM の職員数」という記述を訂正している。
- 12) 以上のSSMに配属されたINSEE 職員は、INSEE の職団にとどまりながらSSMに勤務していることなどから、特別併任 (mise à disposition) の地位にある。

参考文献

- 一般社団法人日本統計学会 (2019) 『公的統計に関する臨時委員会報告書,第2部,公的統計の改善に向けた本委員会の見解と提言,資料編』。https://www.jss.gr.jp/wp-content/uploads/kouteki_toukei_report material 2.pdf (2019年10月17日閲覧)
- 玉井亮子 (2014) 「フランス地方自治体における公務員の「移動」」, 『法と政治』 (関西学院大学), 65巻 2 号, pp.283-317。
- 中村義孝 (2011)「フランスの裁判制度(1)」,『立命館法学』, 2011年1号 (335号), pp.1-61。
- 西村善博 (2007) 「フランスの統計制度に学ぶもの」,『統計オオイタ』(大分県企画振興部統計調査課・ 大分県統計協会), 2007年3月号 (No. 430), pp.1-2。
- 毎月勤労統計調査等に関する特別監察委員会 (2019) 「毎月勤労統計調査を巡る不適切な取扱いに係る事実関係とその評価等に関する報告書」。 https://www.mhlw.go.jp/content/10108000/000472506. pdf (2019年9月27日閲覧)
- Anxionnaz, I., Pouget, J., Prost, C. (2015), "Administrateurs de l'INSEE". https://gargantua.polytechnique. fr/siatel-web/linkto/mICYYYUEjpW (2019年9月27日閲覧)
- Ecole polytechnique(2019), "Administrateurs de l'INSEE". https://portail.polytechnique. edu/orientation4a/formations-4a/corps-de-letat/administrateurs-de-linsee(2019年9月27日閲覧)
- ENSAI (2015), Intégrer l'ENSAI en 2016. http://www.ensai.fr/files/ media/documents/Brochures%20Ensai/

- IE2016WEB.pdf (2019年8月31日閲覧)
- ENSAI (2019), "La Grande Ecole de la Data Science". http://ensai.fr/1-ensai/grande-ecole -data-science/ (2019年9月27日閲覧)
- INSEE (2001), Courrier des statistiques, n°98-99.
- INSEE (2008), "Le Groupe des Ecoles Nationales d'Economie et Statistique : GENES". https://unstats. un.org/unsd/dnss/docViewer.aspx?docID=2484 (2019年9月27日閲覧)
- INSEE(2018a), "Concours interne 2019 pour le recrutement d'administrateurs stagiaires de l'INSEE". https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2120319/Notice-adm-int-2019.pdf(2019年9月27日閲覧)
- INSEE (2018b), "Effectifs des personnels de la statistique publique en fonction au 1^{er} janvier 2018". https://www.insee.fr/fr/information/2115235 (2019年9月27日閲覧)
- INSEE (2019a), "Administrateur: Liste et dates des concours". https://www.insee.fr/fr/information/2120319 (2019年9月27日閲覧)
- INSEE (2019b), "Attaché statistician:Liste et dates des concours". https://www.insee.fr/fr/information/ 2120309 (2019年9月27日閲覧)
- INSEE (2019c), "Charte des services statistiques ministériels". https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/ 1302192/Charte SSM 2019.pdf (2019年 9 月 27 日閲覧)
- INSEE (2019d), "Le Service statistique public". https://www.insee.fr/fr/information/1302192 (2019年9月 27日閲覧)

岩井浩先生と労働力・失業・不安定就業研究

村上雅俊*

本稿では岩井浩会員(以下,岩井先生あるいは,業績評価・紹介については岩井)への追悼の意を込めて,先生の業績の紹介・評価,学会への貢献,個人的思い出を記したい。はじめに岩井先生の略歴を記すこととする。

【略歴】

1940年9月3日 北海道に生まれる

1963年3月 北海道大学経済学部卒業

1965年3月 北海道大学大学院経済学研究 科修士課程(経済政策専攻) 修了

1965年4月 関西大学経済学部助手

1968年3月 関西大学大学院経済学専攻博士課程所定単位修得後退学

1968年4月 関西大学経済学部専任講師

1971年4月 関西大学経済学部助教授

1978年4月 関西大学経済学部教授

1993年4月 関西大学大学院経済学研究科 教授

1993年5月 博士(経済学)京都大学

1996年10月 関西大学経済学部長

2001年10月 関西大学大学院部長

2002年9月 経済統計学会代表運営委員

2008年3月 関西大学定年退職

2008年4月 関西大学名誉教授

関西大学経済学部特契教授

2011年3月 関西大学経済学部退職 2018年7月14日 逝去 業績の紹介・評価に入る前に、岩井先生の研究テーマ・課題の変遷をここで示しておくこととしたい。研究課題の変遷を大きく区分するのであれば、①相関計算・分析法の吟味と批判から、②階級構成論・階級構成表の作成と吟味へ移り、③雇用・失業統計の批判的検討ならびに国際比較ということになろう。特に研究業績の大部を占めるのが③の雇用・失業統計の批判的検討ならびに国際比較となる。

ここでは、特に③に関する一連の研究業績 にについて紹介・評価することとしたい。

以下,第一に岩井先生の業績評価・紹介 (特に雇用・失業統計,不安定就業の研究,請 求者登録統計の研究)を行う。第二に,筆者 が評価した研究業績,加えて学会への貢献, そして岩井先生との思い出を少し記しておき たい。

巻末に参考文献として本稿で紹介・評価した岩井先生の研究業績一覧を示している。なお、ここでは岩井先生の業績について、筆者なりの評価を行うが、伊藤(2018)において全体的・網羅的な評価がなされている。

1. 労働力方式(統計)の確立とその歴史的 社会的背景・必然性

岩井先生の一連の研究業績において貫かれ、 土台となっている研究の視角は、岩井(1992a) において示される「現実の分析の手段、統計 指標である労働力統計そのものの生成・発展 の歴史的過程を分析し、その原型(基本的形態)を解明し、その歴史的社会的特質を明ら

^{*} 正会員, 阪南大学経済学部

かにするとともに、現代に至るまでのその国際的展開と関連する諸問題のいくつかの側面を考察する。現実の複雑な諸関係を分析するには、その最も単純な構成要素である基本的形態の分析から出発」¹⁾することにある。後述するが、この姿勢は一貫している。この分析視角のもと、アメリカ合衆国における労働力方式の確立過程を、ILOをはじめとする国際機関の動向も捉えながら明らかにし、その上で労働力方式(統計)²への批判的検討がなされている。

入手できうる限りの一次資料を丹念に分析 し、岩井(1982, 1983, 1987a, 1987b, 1989a, 1989b, 1989c, 1990)において逐次発表され た後、これらの一連の研究業績は岩井 (1992a)としてまとめられた。

一連の研究業績において,次の諸点が明ら かにされている。①19世紀中頃から1930年 代前半のアメリカにおける雇用・失業統計は, 欧州と異なり連邦・州のセンサス局、労働統 計局と労働組合により作成されていた。方法 としては有業者方式³が採用されていた。ピ グー、マーシャルの雇用・失業理論が前提と なっていたがために失業それ自体は「自発的 失業」でしかなく, ひいては社会問題となら ないがために1930年代まで雇用・失業統計 が未整備の状態となっていた。②1930年代の 大恐慌を契機とする大量の失業者の存在を前 に、種々の救済政策を実施することから、失 業者および失業救済受給者とその資格のある 者を確定する必要性が生まれた。この過程に おいて現在の失業者の定義にある3要素,す なわち、仕事がないこと、就業可能であるこ と、積極的に求職活動していることが定式化 されていくことになった。それは「失業救済 行政の遂行に必要な行政資料として, 失業調 査の様々な試験的試行の過程で形成され」40 た。

一連の研究業績を端的に示すとするならば 以上のようになる。しかしながら,以上を述 べるために、1930~1940年代に種々の失業救済事業を担ったWPA(Work Progress Administration,雇用促進局)長官H. Hopkinsの公聴会での証言や,州・市レベルで実施された各種の失業調査の調査票・調査結果が詳細に検討されており、そこから歴史的社会的特質を明らかにしているという点で、その意義は非常に大きい。

また,③労働力方式(統計)の確立過程,あるいは確立後(1940年センサスで結実)すぐに労働力方式への批判(内在的批判)があったことが明らかにされる。例えばC.D. Long,G. Bancroft,による失業規定,労働力概念・労働力方式への批判的言説が紹介され,労働力統計における失業概念の規定とその現実反映性そのものに問題があることを指摘する。これらの指摘は、岩井先生の次の研究,すなわち,失業・不安定就業の研究へとつながることとなる。

2. 失業・不安定就業, 関連諸指標の研究

労働力方式 (統計) の確立期にすでに同方式への批判があった。それは、1950~1960年代に、アメリカ合衆国においては subemployment⁵⁾の概念規定に関する論議とそれを捉えるための指標の開発として、国際的にはILOの不完全就業に関する議論という形で表出するようになる。この点に関する一連の研究業績として岩井 (1995, 1999, 2000, 2002, 2003) があげられよう。これらの研究業績は岩井 (2010) の一部にまとめられた。

やはりここでも、先に述べた岩井先生の基本的な分析視角が土台となり貫かれている。 ①アメリカ合衆国における subemployment index に関する議論が詳細に検討されており、また、アメリカ合衆国において発表されたいくつかの指標そのものの検討がなされている。それらは、「労働力統計の枠組み、概念と方法、単一の失業率への批判と1960年代の後半に顕著になった特定の地域(都市ゲットー 等),階層の高失業率と貧困の増大を背景に して形成された」⁶⁾とされる。

最も重要な論点としてあげられるのは、労働力方式(統計)の基本的枠組みに関してであり、なんらかの理由により求職活動を行っていない者は非労働力として分類され、discouraged workers⁷⁾もまた、非労働力として分類される。一方で、就業者には多様な形態で働く層が含まれることとなる。それがいかに低賃金であろうと、部分的であろうと、不完全であろうと、である。

1950~1960年代に展開されたアメリカ合衆国におけるsubemploymentをめぐる論議を議会・公聴会の議事録・証言にまで掘り下げ、一方でILO等におけるunderemployment®をめぐる論議をフォローしつつ、単一の公表失業率の意義と限界を指摘したという点でその意義は非常に大きい。

単一の公表失業率を補足・代替する指標が1960年代後半から1970年代にかけてアメリカ合衆国において開発されることとなる。その開発の経緯、議論の詳細もまた岩井(1995,2010)の中で掘り下げられている。加えて、アメリカ合衆国における subemployment をめぐる論議は、1979年の National Commission on Employment and Unemployment Statisticsの報告書に結実する。岩井(2010)ではこの報告書に関連する議会証言が「補論」として取り上げられている。証言者には『もう一つのアメリカー合衆国の貧困』の著者として有名なM. Harringtonが登場する。

subemploymentをめぐる論議の中でいくつかの指標が提示されるようになる。ただし、先に示した論議の中で、個人を対象にした指標と世帯を対象にした指標の開発がなされ、その経緯もまた岩井(2010)において詳細に述べられ、包括的なsubemployment indexの限界が指摘されている。

個人を対象とする指標として提示されたの は7つのU指標(当時の労働統計局長官名を 取ってShiskinの失業指標)であり、一方で世帯を対象とする指標はBLS (Bureau of Labor Statistics, 以下BLS) により1980年代にLinking Employment Problems to Economic Status という形で公表されることとなった。後にLinking Employment Problems to Economic Status はA Profile of the Working Poorへとつながっていく。

3. 国際比較研究

岩井先生は、上記の指標のうち、U指標を日本の『労働力調査特別調査報告』データへと適用した。これらの研究業績はいわゆる「隠された失業」についての国際比較研究へとつながった。U指標を用いた国際比較研究ならびに他指標を用いた国際比較研究、またそれらに関連する研究の数は多い。例えば、岩井(1984b, 1992a, 1992b, 1993a, 1999, 2010)、Fujioka, M., Iwai, H., Yoshinaga, K. and Sugihashi, Y. (2002)、Iwai, H. and Murakami, M. (2005) があげられる。

なお現在、総務省統計局は「隠された失業」 状態を捉える指標を提起するようになった。 それは「未活用労働指標」として発表され、 「ILO基準における未活用労働」をもとに推計 されている。岩井先生の国際比較・実証研究 業績がいかにこの分野の先駆的業績であった かが分かる⁹⁾。

4. 請求者登録統計に関する研究

1930年代から1940年代にかけて、当時の歴史的社会的背景のもと現在多くの国で採用されている労働力方式(統計)が確立される。では、それ以前はどうだったのか。岩井先生が取り上げるのが、イギリスにおける請求者登録統計¹⁰⁾である。その分析視角もまた、これまでの分析視角とまったくブレることがない。すなわち、「イギリスにおける失業救済、失業救済関係法の歴史的経緯を考察し、請求者登録統計の原型(原基形態)、その基本

的概念と方法の解明」¹¹⁾が基本的分析視角となる。これらに関連する研究業績として、岩井 (2004a, 2004b, 2007, 2010) があげられる。これらの中で明らかにされたのが、請求者登録統計の原型の基礎が1911年のイギリス失業保険法の成立によって確立することである。それまでは、労働組合の失業給付事業、1905年の失業救済と失業労働者法、1909年の職業紹介所法により労働者は補償されるが、都市に滞留する不完全就業者への補償は限定的であったことが示される。

加えて、近年のイギリス失業保険制度の改編、すなわち失業給付制から請求者手当への変更について詳細に述べている。また、比較可能な二つの統計(労働力統計と請求者登録統計)についても詳述されている。これらイギリスにおける議論を踏まえた上で、日本における小地域別の雇用・失業統計の整備の重要性を示している。加えて、『就業希望状況調査』の可能性について触れている。

5. 一連の研究業績に対する評価

岩井先生の一連の研究業績を概観すると、二つの大きな特徴が認められる。一つは、統計・統計指標に関わる歴史的資料を丹念に分析し、その歴史的社会的特質を明らかにした上で、一定の指標が表出する必然性を明らかにしているという点である。もう一つは、常に海外の動向を捉え、新たに生まれた社会・経済問題に関して、データの適用可能性を見極めつつ、実証するという点である。時間軸で測るのであれば真逆のような感を受けるが、そうではない。例えば、新たに生まれた社会・経済問題を捉える統計指標が開発されたのであれば、統計指標開発の原基形態にまで遡って批判的に検討し、その意義と限界を捉えておく必要がある。

岩井先生の一連の研究業績の意義は非常に 大きく、雇用・失業統計の研究領域において は先駆性を持っている。7つのU指標に関し ては、ようやく政府が動き出したという状況である。半就業、不完全就業を捉えることの重要性を、労働力方式の成立過程を分析する中でいち早く説いており、意義と限界を踏まえた上で実証分析まで行っている。また、近年では小地域の雇用・失業統計の整備の重要性について述べている。

現在,統計利用者のための環境整備が進んでいる。研究発表当時のいくつかの岩井先生の業績は,集計データを組み換えてなされたものもあり,それは岩井先生自身が限界として示している。例えば,マイクロデータを用いることで,比較可能性をより一層高めた国際比較研究が可能かもしれない。

また、労働・生活問題が複雑化し、関連する諸制度が大きく変化する中、新たな労働・生活問題が表出するかもしれない。それにともなって雇用・失業問題に関する研究動向(国内・海外)が大きく変化するかもしれない。したがって、常に海外の研究動向に目を向ける必要がある。

以上は,我々に残された課題(宿題)なのかもしれない。

6. 学会への貢献

岩井先生の失業・不安定就業,そして国際 比較研究に関連する研究業績は,統計の真実 性・対象反映性を問題とする本学会へ大きな 貢献をなしたと言える。単一指標である失業 率がいかにその周辺(就業・失業・非労働力 の境目)を捉えることができていないか。労 働,失業・不安定就業ついて日本と諸外国の 統計の違いと国際比較可能性についても言及 された。2011年には,その研究業績(選考対 象著書『雇用・失業指標と不安定就業の研 究』)に対して経済統計学会賞が授与された。

2002年9月からは代表運営委員(現会長) を務められ、学会の改革に大きく貢献された。 学会所属会員の先生方と共同で多くの書籍 (岩井・泉・良永(1992)、伊藤・岩井・福島 (1993), 岩井・藤岡・良永 (1999), 岩井・福島・藤岡 (2000), D. ドーリング, S. シンプソン [編著], 岩井・金子・近・杉森 [監訳] (2003), 岩井・福島・菊地・藤江 (2009)) を刊行されたという点は, 学会の活性化という点も含めて大きな貢献であると言える。

7. 岩井先生との思い出一研究に関連して

岩井先生の一連の研究業績を筆者なりに評価,文章化するなかで,筆者が現在おもに取り組んでる研究内容であるworking poor¹²⁾について,なぜ筆者がこの研究へ進んだのかを示し,岩井先生からのご指導・岩井先生との思い出を示したい。

岩井先生の一連の研究業績を改めて読み直してみると、筆者が大学院に入ったときにすでに、岩井先生はworking poor に注目していたことになる。個人的には、大学院に入学してまもなく、岩井先生がBLSのウェブサイトの印刷を筆者に示し、「こんなのあるんだよ」と示されたことがきっかけであったという記憶がある。岩井先生から資料が示された後、それまでの岩井先生の業績を詳細に知らない筆者なりに、いろいろと調べていった。1950~1970年代の半就業の議論を土台にして

BLSがShiskinのU指標, Linking Employment Problem to Economic Status を公表したことが分かった。ただし研究を進めていくうちに、「どうやらBLS自体が半就業に関する深い研究を諦めたのではないか?」と岩井先生が仰ったことを付記しておく。アメリカ合衆国における議論を詳細に検討した岩井(2010)ならびに関連業績にその論拠があるのかもしれない。

8. むすびにかえて

本稿では、岩井先生の一連の業績に対する 紹介・評価を、一部に絞って行った。学会外 の研究者による総体的評価こそ切望される。

先に述べたとおり、現状の各種指標についてその原型にまで遡り、そこでの議論を踏襲し、批判的検討を加えることは我々にとって必須の研究メソッドとなろう。

一方で、現在、不完全就業に対する議論・ 指標の提示がなされるに至る。その意義と限 界を知るためには、岩井先生の研究業績に是 非あたるべきである。

謹んで岩井先生のご冥福をお祈り申し上げたい。

注

- 1) 岩井 (1992a), p.ii。
- 2) 労働力方式とは、調査週間を短い期間(『労働力調査』では通常1週間)に限定し、その期間に仕事をしたか否か、仕事をしていない場合には求職活動を行ったか否かによって就業状態を分類しようとする方法である。
- 3) 有業者方式とは、ふだんの就業・不就業の状態を把握しようとする方法である。
- 4) 岩井 (1992a), p.44。
- 5) アメリカにおいて1960年代後半に大きな問題となった特定地域・階層の高失業率と貧困を背景に、また、失業の単一指標である失業率の問題が議論され、失業と低所得の包括的指標として提起されたのが半就業指標(subemployment index)である。
- 6) 岩井(2010), p.208。
- 7) 仕事がないとあきらめて求職活動をしなかった層のことである。一般に求職意欲喪失者と訳される。求職活動を行っていないがために非労働力として分類される。
- 8) 顕在的不完全就業と潜在的不完全就業に区分され,前者は雇用量の不十分さを反映して『労働力調 査』と他の調査によって直接測定することのできる統計的概念とされる。通常の労働時間より少ない

就業をしているか,追加就業を求めているか受け入れようとしている状態となる。後者は,低所得,技能の不完全利用,低生産性があげられる。岩井(1992a),p.262を参照。

- 9) 総務省統計局「労働力調査 未活用労働指標の解説」によれば、未活用労働に関する指標を公表することは国際的標準であるという旨の説明がなされている。国際的標準にようやく従うことになるが、その限界が見極められているのかは不明である。
- 10) イギリスにおいて、失業保険法の成立により、地域別の失業率が公表されるようになった。被失業保険者総数に占める失業中の保険者数として示される。失業保険行政の業務記録から作成される業務統計である。
- 11) 岩井 (2010), p.4。
- 12) 岩井先生は最後まで「一般にいわれているワーキングプアではないので違う表記にしよう」と 仰った。全国研究大会では、ダブリューピー(wp)となった。表記は違えども発音すると両方とも ワーキングプアになり wpとする説明に時間を要した。
- 13) 岩井・村上 (2007) のタイトルに英語表記の Working Poor を示した。発表後,故森岡孝二先生から大きくお叱りを受けたことを伺った。「なぜワーキングプアにしないのか」と。本稿でも,working poor と表記した。正式には The Working Poor であることを示しておく。

参考文献・資料

- [1] 伊藤陽一(2018)「追悼 岩井浩会員」,経済統計学会『労働統計研究部会報』,No. 34, pp.77-79.
- [2] 伊藤陽一・岩井 浩・福島利夫[編著](1993) 『労働統計の国際比較』, 梓出版社.
- [3] 岩井 浩 (1982) 「雇用・失業統計の再検討をめぐる最近の動向 ILO の国際標準についての 論議を中心に — 」、『統計学』、第43号、pp.86-93.
- [4] 岩井 浩(1983)「雇用・失業統計の新国際基準について ILO 第13 回国際統計家会議の報告と決議を中心に 」,『関西大学経済論集』, 第32巻, 第6号, pp.39-98.
- [5] 岩井 浩 (1984a) 「労働問題と労働統計」,高木秀玄・大屋祐雪・野村良樹 [編著] 『経済統計学講義』,第7B章、ミネルヴァ書房.
- [6] 岩井 浩 (1984b) 「失業統計の日米比較について」,『統計学』,第47号,pp.1-40.
- [7] 岩井 浩 (1987a) 「雇用・失業統計の生成 基本的概念と方法を中心に 」, 『関西大学経済 論集』, 第36巻, 第5号, pp.243-309.
- [8] 岩井 浩 (1987b)「アメリカにおける雇用・失業統計の生成について」,『雇用・失業問題の研究(1)』, 関西大学経済・政治研究所『研究双書』, 第64冊, pp.17-70.
- [9] 岩井 浩 (1989a)「アメリカの1930年失業センサスについて ― 「失業調査票」の検討 ― 」, 『雇用・失業問題の研究(2)』, 関西大学経済・政治研究所『研究双書』, 第68冊, pp.1-61.
- [10] 岩井 浩 (1989b) 「失業救済調査と労働力方式の確立について一「失業救済調査票」を中心に一」、『関西大学経済論集』、第39巻、第2号、pp.93-142.
- [11] 岩井 浩 (1989c) 「失業救済と労働力方式 雇用状態の規定 」,『統計学』, 第57号, pp.72-89.
- [12] 岩井 浩 (1990) 「合衆国における労働力統計の確立について 「調査票」 と雇用状態の規定 」, 『関西大学経済論集』,第40巻,第2号,pp.109-146.
- [13] 岩井 浩 (1992a) 『労働力・雇用・失業統計の国際的展開』, 梓出版社.
- [14] 岩井 浩 (1992b) 「失業統計の国際比較の動向と試算について」,『関西大学商学論集』,第37巻,第3·4号,pp.353-429.
- [15] 岩井 浩 (1993a) 「失業・不安定就業」,伊藤陽一・岩井 浩・福島利夫編著 『労働統計の国際 比較』,pp.46-72,法政大学日本統計研究所.
- [16] 岩井 浩 (1993b) 「ILO 第15 回国際労働統計家会議 (ICLS) について」,『統計学』,第65号, pp.46-49.
- [17] 岩井 浩 (1995) 「労働力統計と不完全就業論(1) 合衆国における諸論点を中心に 」, 『関西大学経済論集』, 第45巻, 第3号, pp.11-63.

- [18] 岩井 浩 (1999) 「失業の代替指標と失業・不安定就業」, 『九州大学 経済学研究』, 第66巻, 第3号, pp.1-32.
- [19] 岩井 浩(2000)「現代の失業・不安定就業の構造的変化」,岩井浩・福島利夫・藤岡光夫編著 『現代の労働・生活と統計』,第2章,pp.57-100,北海道大学図書刊行会.
- [20] 岩井 浩 (2002) 「失業統計の吟味・批判と失業の代替指標 国際的論議 」,『職安求職者にみる失業の実態』,『研究所報』, No. 29, VI, pp.159-190.
- [21] 岩井 浩 (2003) 「イギリスの失業統計と失業の代替指標」,『関西大学経済論集』,第52巻,第4号,pp.481-520.
- [22] 岩井 浩 (2004a) 「イギリスの失業救済と失業統計 請求者登録統計の原型の形成 」, 『関西大学経済論集』, 第54巻, 第1号, pp.95-122.
- [23] 岩井 浩(2004b)「失業救済・失業保険と請求者登録統計 基本的概念と方法の形成 」, 『統計学』, 第87号, pp.1-16.
- [24] 岩井 浩 (2007) 「雇用・失業指標と請求者登録統計 Jobseeker's Allowance 」,関西大学経済・政治研究所『研究双書』,第143冊,pp.291-352.
- [25] 岩井 浩(2010) 『雇用・失業指標と不安定就業の研究』, 関西大学出版部.
- [26] 岩井 浩・福島利夫・菊地 進・藤江正嗣 [編著] (2009) 『格差社会の統計分析』, 北海道大学 出版会。
- [27] 岩井 浩・福島利夫・藤岡光夫 (2000) 『現代の労働・生活と統計 (統計と社会経済分析 IV)』, 北海道大学図書刊行会.
- [28] 岩井 浩・藤岡光夫・良永康平 [編著] (1999) 『統計学へのアプローチ 情報化時代の統計利用 』, ミネルヴァ書房.
- [29] 岩井 浩・村上雅俊 (2007)『日本の Working Poor の計測 就業構造基本調査リサンプリング・データの利用 』,『調査と資料』,第103号,関西大学経済・政治研究所.
- [30] 総務省統計局, 『労働力調査 未活用労働指標の解説』, 総務省統計局 HP, https://www.stat.go.jp/data/roudou/11.html (2019年5月1日最終アクセス).
- [31] D. ドーリング, S. シンプソン [編著],岩井 浩・金子治平・近 昭夫・杉森滉一 [監訳] (2003) 『現代イギリスの政治算術 統計は社会を変えるか 』,北海道大学図書刊行会.
- [32] Fujioka, M. and Iwai, H. (1997), "Statistical pattern analysis and its procedure", *Bulletin of Labour Statistics*, 1997·1, pp.XI-XVII.
- [33] Iwai, H. (2000), "Alternative indicator of unemployment and unemployment & unstable employment", *Kansai University Review of Economics*, No. 1, pp.75-114.
- [34] Fujioka, M., Iwai, H., Yoshinaga K. and Sugihashi, Y. (2002), "A comparative study of the gender factor in employment structure by industry and occupation in Great Britain and Japan using micro-data and the SPA method", *Kansai University Review of Economics*, No. 4, pp.1-35.
- [35] Iwai, H. and Murakami, M. (2005), "A comparative study of unemployment and unstable employment indicators in Great Britain and Japan using micro-data", *Kansai University Review of Economics*, No. 7, pp.1-38.

【本会記事】

経済統計学会第63回(2019年度)全国研究大会·会員総会

常任理事会

I. 第63回全国研究大会

2019年9月6日(金),7日(土)の2日間,東北学院大学において全国研究大会と会員総会が開催された。また、研究大会終了後の9月7日(土)午後に統計チュートリアルセミナーが東北学院大学地域共生推進機構との共催で開催された。なお、研究報告会には78名の参加があった。

Ⅱ. 研究大会プログラム

期間:2019年9月6日(金)~9月7日(土)

研究大会 9月6日(金)9:00~18:00

9月7日(土)9:30~15:30

会員総会 9月6日(金)15:10~16:00

懇 親 会 9月6日(金)18:40~20:40

理 事 会 9月5日(木)15:00~17:00

統計チュートリアルセミナー

9月7日(土)13:00~15:30

会場:東北学院大学土樋キャンパス

経済統計学会東北・関東支部

経済統計学会第63回(2019年度)全国研究大会実行委員会

委員長 東北学院大学経済学部 前田 修也

9月6日(金)

8:30 受付開始(ホーイ記念館3階ロビー)

9:00 開 会

9:00~12:00 セッションA:企画セッション(ミクロ統計研究部会企画)

ホーイ記念館3階H301教室

地域分析のためのミクロデータ・小地域統計の利用

コーディネータ:伊藤伸介(中央大学)

座長:坂田幸繁(中央大学)

1. 西内亜紀 ((公財)統計情報研究開発センター)*・新井郁子 ((公財)統計情報研究開発センター)・草薙信照 (大阪経済大学)

関西国際空港が周辺地域に与えた影響

一地域メッシュ統計による人口,産業と地価の分析一

2. 小西 純((公財)統計情報研究開発センター)

東京圏における年齢別単身世帯と職業別就業者の地域別相関係数

3. 伊藤伸介 (中央大学)*・出島敬久 (上智大学)・村田磨理子 ((公財)統計情報研究開発セン

ター)

地域特性から見た世帯類型と消費構造に関する計量分析

4. 大井達雄(和歌山大学)

社会生活基本調査を使用した観光行動の地域分析

5. 芦谷恒憲(兵庫県企画県民部)

兵庫県及び県内地域別観光消費額及び関連指標の推計と利用上の課題

討論者 林田 実(北九州市立大学), 菅 幹雄(法政大学)

(注) *印は報告者(以下同様)

9:00~12:00 セッションB:企画セッション

ホーイ記念館3階H308教室

国民経済計算に関する諸問題

コーディネータ・座長: 櫻本 健(立教大学)

1. 鈴木俊光 (内閣府経済社会総合研究所)

わが国における家計可処分所得・家計貯蓄率四半期速報の位置付けとその特徴

2. 赤木 芽(千葉商科大学)

経済センサス個票データを用いた産業別生産物算出表(V表)の推計

3. 山岸圭輔(内閣府経済社会総合研究所)

供給・使用表の推計における品目別商業マージンの把握に向けて

―価格情報を活用したガソリンの商業マージン推計の検討―

4. 櫻本 健(立教大学)

2030年代に日本版インボイス制度によってSNAを改良できる技術的余地

5. 萩野 覚(福山大学)*・金 志映(岡山大学)

供給使用表に組み入れるべき企業の異質性

6. 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中・日・韓・米の生産性水準および生産性上昇率の国際比較

9:00~11:30 セッションC:企画セッション

ホーイ記念館3階H306教室

統計史を考える

コーディネータ:小林良行(総務省統計研究研修所)

座長:山口幸三(総務省統計研究研修所)

1. 上藤一郎(静岡大学)

A. Quetelet の確率論と統計学

2. 藤井輝明(大阪市立大学)

江戸時代末期の日本通貨の価値について

3. 森 博美(東北・関東支部)

第1回国勢調査が記録した社会移動

4. 山口幸三(総務省統計研究研修所)

戦前と戦後における標本抽出

5. 小林良行(総務省統計研究研修所)

製表事務の変遷と統計機械―消えた統計実務用語―

12:00~13:00 昼休み

13:00~15:00 セッションD:一般報告

ホーイ記念館3階H301教室

公的統計の作成に関する現状と課題

座長:小林良行(総務省統計研究研修所)

1. 佐野夏樹(総務省統計研究研修所)

モデルの判別精度によるグローバルリコーディングの有用性評価

2. 高橋将宜(鹿児島国際大学)

クックの距離とトリム平均値による頑健な比率代入法

3. 坂下信之(総務省統計研究研修所)

統計調査の欠測値補完方法に関する基本的文献と諸外国の動向について

4. 西村善博(大分大学)

フランスINSEEにおける均衡抽出法の利用

13:00~15:00 セッションE:企画セッション(労働統計研究部会企画)

ホーイ記念館3階H308教室

賃金・生活の諸問題と統計

コーディネータ:村上雅俊(阪南大学)

座長:福島利夫(東北・関東支部)

1. 村上雅俊(阪南大学)

賃金に注目したワーキングプアの推計

2. 藤岡光夫 (東北·関東支部)

貧困と低賃金構造の統計的パターン分析

3. 松丸和夫(中央大学)

35年をむかえたSOEPの可能性―社会階層構成研究の視点から―

4. 小野寺剛 (環太平洋大学)

非正規雇用形態の雇用創出効果と賃金損失効果に関する考察

13:00~15:00 セッションF:企画セッション(ジェンダー統計研究部会企画)

ホーイ記念館3階H306教室

男女共同参画社会に向けた統計の在り方

コーディネータ:杉橋やよい(専修大学)

座長:池田 伸(立命館大学)

1. 栗原由紀子(立命館大学)

地域・季節性に関する生活時間分析

2. 橋本美由紀(高崎経済大学非常勤講師)

単身世帯の介護状況と生活時間

3. 杉橋やよい(専修大学)

日本とEU諸国との男女間賃金格差の比較

討論者 伊藤陽一(東北·関東支部)

15:10~16:00 会員総会 ホーイ記念館 3 階 H301 教室

16:15~18:00 セッションG:共通論題セッション(学会本部企画)

ホーイ記念館 3 階 H301 教室

日本の公的統計のガバナンスをめぐって

一公的統計の信頼性を回復・維持・発展させるために一

1. 伊藤陽一(東北・関東支部)

統計専門家の倫理の国際的展開―特に合衆国を素材にして―

2. 森 博美(東北・関東支部)

統計行政法規としての統計法と公的統計

討論者 金子治平(神戸大学)

質疑

 $18:40 \sim 20:40$ 懇親会 ν ストラン [MEINA(メーナ)]

9月7日(土)

9:30~12:00 セッションH:企画セッション

ホーイ記念館 3 階 H301 教室

人口減少社会における諸課題と地方統計の利活用

コーディネータ: 菊地 進(立教学院)

座長:御園謙吉(阪南大学)

1. 菊地 進(立教学院)

地方自治体における中小企業振興と事業所調査

2. 御園謙吉(阪南大学)

経済センサス活動調査にみる東北「復興 | 一宮城県を中心に一

3. 上藤一郎(静岡大学)

人口移動と合計特殊出生率―静岡県市町別データによる分析の試み―

4. 長谷川普一(新潟市都市政策部GISセンター)

国勢調査パネルデータから見た居住形態別人口動態

5. 丸山洋平(札幌市立大学)

人口移動が親との同居率の地域差に与える影響の検討

9:30~11:30 セッション [: 企画セッション

ホーイ記念館3階H308教室

指数の作成に関する諸課題

コーディネータ・座長:鈴木雄大(北海学園大学)

1. 鈴木雄大(北海学園大学)

品目特性別指数を考慮した実質賃金指数の動向と地域差の検証

2. 松下真紀(総務省統計局)*・武井 大(総務省統計局)

2020年基準消費者物価指数 (CPI) における 「葬儀料 | の採用について

3. 櫻井智章 (総務省統計局)*・高井健作 (総務省統計局)・深尾豊史 ((独)統計センター), 武藤杏里 ((独)統計センター)

消費動向指数 (CTI) の作成への民間企業データ活用に関する検討

4. 塩谷匡介(日本銀行調査統計局)

企業向けサービス価格指数の2015年基準改定について

9:30~12:00 セッション [:一般報告

ホーイ記念館3階H306教室

ミクロデータの提供と利用

座長:伊藤伸介(中央大学)

1. 白川清美(一橋大学,(独)統計センター)

カンボジアミクロ統計データベースの提供とそのデータを利用した分析

- 2. 野崎政志((独)統計センター統計データ利活用センター)*・堤 亮二((独)統計センター統計データ利活用センター)・森川仁美((独)統計センター統計データ利活用センター) ミクロデータの利活用推進に向けた統計データ利活用センターの取組み
- 3. 白川清美 ((独)統計センター)

統計センターが提供するミクロデータ利用サービスについて

4. 宮川幸三(立正大学)

流通形態の変化と商業活動の統計的把握―商業統計マイクロデータを用いた分析―

5. 坂田幸繁(中央大学)

2次利用におけるモデル推定と抽出ウェイト

9:30~12:00 セッションK:一般報告

ホーイ記念館3階H307教室

経済統計をめぐる諸問題

座長:飯塚信夫(神奈川大学)

1. 飯塚信夫(神奈川大学)

労働分配率は低下しているのか―税務データを用いた検証―

2. 小卷泰之(大阪経済大学)

EBPMにおける経済統計の適用と課題

- 3. 李 善珠 (筑波大学大学院)*・川島宏一 (筑波大学), 有田智一 (筑波大学) 教育部門の公的統計と各種調査において行政記録情報を活かす方案に関する研究
- 4. 荒川貴典 (立命館大学大学院)*・長澤克重 (立命館大学)・池田 伸 (立命館大学) 商業統計に関する現代的課題―小売業態、商業集積、オンライン化―
- 5. 佐野一雄(福井県立大学)

経済統計学をどう教えるか? ―経済学理論からのアプローチ―

9月7日(土)

 $13:00\sim15:30$

会場:東北学院大学土樋キャンパス ホーイ記念館 3 階 H301 教室

主催:経済統計学会,東北学院大学地域共生推進機構

公開シンポジウム (無料)

宮城県における震災復興の現状と今後の課題 一地域コミュニティ形成支援を中心に一

12:00 受付 司会 菊地 進(経済統計学会)

13:00 開会挨拶 阿部重樹 (東北学院大学地域共生推進機構長,同大学経済学部教授) <報告>

13:10 「宮城県における被災者支援の現状とコミュニティ形成支援」 中村憲昭(宮城復興局被災者支援・原子力災害復興班参事官)

13:30 「石巻市における地域コミュニティの形成と協働のまちづくり」 三浦 晃 (石巻市復興政策部地域協働課課長補佐)

13:50 「南三陸町における被災者支援と地域コミュニティの形成」 及川 貢(南三陸町保健福祉課係長)

休憩

 $14:30\sim15:30$

<パネルディスカッション>

テーマ 地域コミュニティの再構築に向けた諸施策

ファシリテーター 本間照雄 (東北学院大学地域共生推進機構)

パネラー 中村憲昭(宮城復興局被災者支援・原子力災害復興班参事官)

三浦 晃(石巻市復興政策部地域協働課課長補佐)

及川 貢(南三陸町保健福祉課係長)

15:30 閉会挨拶

経済統計学会第63回 (2019年度) 全国研究大会プログラム委員会

委員長 伊藤伸介(東北·関東支部) 副委員長 伊藤 純(東北·関東支部)

委員 鈴木雄大(北海道支部) 大井達雄(関西支部)

栗原由紀子(関西支部) 山口秋義(九州支部)

Ⅲ. 会員総会

9月5日(木)15時よりの理事会審議を経て、2019年度会員総会が9月6日(金)に開催され、下記事項が審議・報告承認された。

1. 報告事項

(1) 入退会及び異動(敬称略)

北海道支部:会員数10名

新入会員(1名)丸1	山洋平 札口	幌市立大学	推薦者:	水野谷武志・	鈴木雄大
自主退会(1名)小块	坂直人				

東北・関東支部:会員数129名(正会員111名・シニア会員2名・院生会員6名・その他会員10名)

新入会員(7名)	阿久津文香	総務省統計局	推薦者:森 博美・小林良行
	藤井英明	総務省政策統括官付	推薦者: 櫻本 健・菊地 進
	赤木 芽	千葉商科大学	推薦者: 櫻本 健・倉田知秋
	李 善珠	筑波大学大学院	推薦者:上藤一郎・伊藤伸介
	貫名貴洋	国士舘大学	推薦者:上藤一郎・伊藤伸介
	小俣 惇		推薦者:倉田知秋・藤井英明
	武田英俊	日本銀行	推薦者:荻野 覚・宇都宮浄人
転入会員(1名)	山口幸三	京都大学大学院→総務省統計研究 研修所	関西支部→東北・関東支部
転出会員(4名)	金 志映	(独)日本貿易振興機構アジア経済 研究所→岡山大学	東北・関東支部→関西支部
	塩谷昌史	東北大学→大阪市立大学	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
	高橋将宜	東京工業大学→鹿児島経済大学	東北・関東支部→九州支部
所属変更(6名)	坂田大輔	総務省政策統括官付→神奈川大学	
	小林良行	総務省統計研究研修所→(独)統計 センター	
	佐藤正広	一橋大学→東京外国語大学	
	白川清美	一橋大学→(独)統計センター	
	杉橋やよい	金沢大学→専修大学	
	安部穂日	(独)統計センター→総合研究大学 院大学	
点之 识人 (1.4)	□ HH 3¥:		
自主退会(1名)			
死亡退会(1名)	喜多克己		

関西支部:会員数88名(正会員74名・シニア会員11名・院生会員2名・その他会員1名)

新入会員(1名)	平井太規		推薦者:白川清美・水野谷武志
転入会員(3名)	塩谷昌史	東北大学→大阪市立大学	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
	金 志映	(独)日本貿易振興機構アジア経済 研究所→岡山大学	東北・関東支部→関西支部
転出会員(1名)	山口幸三	京都大学→総務省統計研究研修所	関西支部→東北・関東支部
所属変更(2名)	野崎道哉	岐阜経済大学→岐阜協立大学	
	岩本菜々	大阪市立大学大学院→兵庫県立大 学	
自主退会(1名)	山田正明		
死亡退会(1名)	吉信 粛		
除 籍(1名)	谷口昭彦		

九州支部:会員数12名

転入会員(1名)	高橋将宜	東京工業大学→鹿児島経済大学	東北・関東支部→九州支部	
自主退会(1名)	金丸 哲			

(2) 2020年度全国研究大会の開催について

2020年度研究大会は関西支部が担当し、神戸大学において開催予定であることが報告された。なお、開催日は未定であったが、その後、開催校、開催担当支部、常任理事会の協議を経て、9月13~14日とすることを理事会に報告した。

(3) 機関誌『統計学』編集状況と投稿の呼びかけ

機関誌『統計学』の編集状況について池田伸編集委員会委員長より現状報告があり、併せて会員へ積極的な投稿の呼びかけが行なわれた。

(4) 学会名簿管理について

坂田幸繁常任理事(事務局機能見直し担当)より,学会名簿の管理体制について報告があった。

(5) 学会賞について

2019年度の経済統計学会賞について、西村善博委員長より高橋将宜会員の受賞が報告され、表彰式が行われた。

2. 報告承認事項

(1) 2021年度全国研究大会開催支部について

2021年度研究大会は北海道支部による開催とすることが承認された。

(2) 2020年度全国プログラム委員会委員長,副委員長,委員(2019年9月~2020年9月)の選

#

以下の会員が選出され承認された。なお委員については後日選出され理事会で報告された。

委 員 長:村上雅俊(阪南大学)

副委員長:小川雅弘(大阪経済大学)

委 員:鈴木雄大(北海学園大学),水野谷武志(北海学園大学),伊藤伸介(中央大学),

尹 清洙(長崎県立大学)

(3) 2018年度全国会計報告·会計監查報告

小野寺剛会員の会計監査を受けた2018年度全国会計決算について栗原由紀子全国会計担当理事より報告が行われ、了承された(本記事末尾の【資料1】の決算書参照)。

(4) 2019年度会計中間報告

栗原由紀子全国会計担当理事より2019年度全国会計予算の執行状況について報告があり承認された。

(5) 2019年度全国会計予算案

栗原由紀子全国会計担当理事より2020年度全国会計予算案の報告を受け、了承された(本記事末尾の【資料2】の予算書参照)。

(6) 2017年度支部活動交付金収支報告

栗原由紀子全国会計担当理事より支部活動交付金収支報告を受け、了承された。

(7) 全国会計の選出

全国会計担当に栗原由紀子会員(立命館大学)の再任が承認された(任期:2019年9月~2021年9月会員総会)。

(8) 全国会計監査の選出

全国会計監査に小野寺剛会員 (環太平洋大学) の再任が承認された (任期:2019年9月~2021年9月会員総会)。

(9) 編集委員長, および委員(2020年度)の選出について

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ことが承認された。

[参考] 2019年度編集委員会(任期:2019年4月から2020年3月まで)

東日本ブロック 小林良行 (現副委員長,次期委員長),水野谷武志,山田 満 西日本ブロック 池田 伸 (現委員長),松川太一郎

(10) 学会賞選考委員会委員について

学会賞選考委員会については、役職上の委員である金子治平学会員(会長)と上藤一郎会員 (常任理事長)を除き、委員長も含めて後日理事会に提案することが承認された。なお委員長に ついては、総会終了後、「学会賞・学会賞選考委員会規定」に基づき、会長の指名で西村善博会員が再任されることとなり、理事会に報告された。

(11) 理事選挙の選挙管理委員の選出について

委員選出に関わる前回の承認事項を考慮して、11月末までに常任理事長のもと可及的速やかに選挙管理委員の候補者を理事会に提案することが承認された。なお、理事定数については、「理事選出選挙の管理に関する申し合わせ」で、常任理事会が選挙実施年度の6月末日現在の支部会員数に基づき算定することとなっており、次期理事候補の定数を次のようにすることが承認された。

北海道支部 2 名, 東北·関東支部 8 名, 関西支部 6 名, 九州支部 2 名

(12) 記念事業検討WGの設置について

学会創立70周年・機関誌『統計学』創刊70周年を想定した記念事業検討WGの設置を提案し 承認された。なお、記念事業WGの構成員については、本年度中に常任理事長のもと可及的速 やかに理事会に報告することが承認された。

(13) 学会法人化に関する必要性と今後の検討

1. 学会法人化の必要性

常任理事長より、学会法人化についての現段階での調査結果(会計処理の問題を中心に)が報告された。また今後の検討課題として、法人化に係わる費用負担や人的負担などの見通し、学会運営の改革や規定・申し合わせの見直しなどが報告された。このため、次の点について今後1年間の調査・検討の継続が提案され、了承された。

- ①全国会計,支部会計の現状把握
- ②法人化した場合の会計シミュレーション
- ③その他法人化する場合に学会側で対応が必要となる事項の検討(資料の保管体制,組織面での対応、定款の準備,会則の変更など)
- ④人的負担の精査→本学会と同規模程度の学会で法人化した学会へのヒアリング

【資料 1】 経済統計学会 2018年度決算

(2018年4月1日~2019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	3,925,147	4,041,784	116,637	1. 誌代	1,200,000	685,214	-514,786
1. 会費収入	1,912,000	1,870,000	-42,000	(1)『統計学』114号(通常分)		. ,	- 325,833
(1)誌代・編集費	1,151,200	1,118,800	-32,400	(2)『統計学』115号(通常分)	600,000	411,047	- 188,953
・北海道支部	48,000		0	2. 本部事業費	934,000	589,069	-344,931
・東北・関東支部	632,400	614,800	-17,600		,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,	,	, , , , ,
・関西支部	414,400	399,600	-14,800	(1)事務委託費	20,000	20,000	0
・九州支部	56,400	56,400	0	(0)- ず1 2 水仁曲	150,000	100 141	10.050
(2)本部経費	660,800	641,200	- 19,600	(2)ニューズレター発行費 (第51号,第52号,第53号分)	150,000	139,141	- 10,859
・北海道支部	28,000		19,000	(\$751 7, \$752 7, \$755 7, 1)			
· 東北 · 関東支部	355,600		-8,400	(3)研究大会関連経費	300,000	200,000	-100,000
·関西支部	243,600	232,400	-11,200	・大会準備金	200,000	200,000	,
・九州支部	33,600	33,600	0	・プログラム印刷・発送費	100,000	0	
(3)団体会員会費	100,000	110,000	10,000	(4)通信・交通費 ・学会封筒代	200,000	75,250 22,680	- 124,750
2. 繰入金	200.000	41,669	-158,331	・通信費		5,810	
・大会準備金の償還	200,000	41,669	- 158,331	・旅費補助		46,760	
3. 雑収入	500	4,045	3,545	(5)名簿作成費	70,000	55,027	- 14,973
・受取利子	500	45	- 455				
・『統計学』 115 号非会員掲載料	0	4,000	4,000	(6)HP関係経費	94,000	. ,	594
· 00 🗆 4 = 1 4 + **				・レンタルサーバー・ドメイン代	10,000	10,594	
4. 60 周年記念事業 ・60 周年記念事業積立金	2,008,028	2,008,028 2,008,028	0	·HP維持管理費	84,000	84,000	
(前期繰越	1 ' '	2,000,020	U	(7)その他の事業費	100,000	5,057	- 94,943
(11774771672)				・理事選挙関係経費	30,000	0,001	0 1,0 10
				· 学会賞審査関連経費	0,000	3,638	
				・その他	70,000	1,419	
				3. 支部活動交付金	306,800	297,700	-9,100
				・北海道支部	13,000	13,000	0
				・東北・関東支部	165,100	161,200	-3,900
				・関西支部	113,100		-5,200
				・九州支部	15,600	15,600	0
				4. 60周年記念事業	2,008,028	2,008,028	0
				· 『統計学』 記念特集分発行経費	400,000		-400,000
				・記念特集編集経費	200,000	,	-100,000
				・ 60 周年記念事業積立金 (次期繰越)	1,408,028	1,908,028	500,000
				5. 予備費	200,000	0	-200,000
				次期繰越	3,396,847	4,385,515	988,668
	8.045.675	7,965,526	-80.149	支出合計	8.045.675	7,965,526	-80,149
PAC A HI HI	3,0 .0,0.0	,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,,	55,1.0	~~~	3,0 .0,0.0	. ,555,526	55,1.10

2019年3月31日時点の資産

総合口座 振替口座 現金 6,292,912 0 631 6,293,543

上記,相違ありません。

2019年9月2日 経済統計学会 全国会計 栗原由紀子

2018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。 2019年9月2日 経済統計学会 会計監査 小野寺剛 印

【資料 2】 **経済統計学会** 2020年度予算

(2020年4月1日~2021年3月31日)

柱角机引子云 2020	牛皮 1/5	r-		(2020)	产4万 1日	- 2021 +	3月31日)
収 入	2019予算	2020予算	差額	支 出	2019予算	2020予算	差額
前期繰越1)	4 007 000	0.107.000	4 000 770	4 =+ /L	1 000 000	1 000 000	
削别 樣	4,207,923	6,107,696	1,039,773	I. po 1 C	1,200,000	1,200,000	0
4 本典[1]	1 000 000	1 020 000	44.000	 (1)『統計学』 116 号(通常分)	C00 000		
1. 会費収入	1,000,000	1,930,000	44,000	(2)『統計学』 117号(通常分)	600,000 600,000		
(1)誌代・編集費	1,129,200	1,156,400	27,200	(3)『統計学』117号(通常分) (3)『統計学』118号(通常分)	000,000	600,000	
・北海道支部	48,000		-2,000	(4)『統計学』118号(通常分)		600,000	
· 東北 · 関東支部	625,200		-800			000,000	
· 関西支部	399,600			2. 本部事業費	1 034 000	1,034,000	
九州支部	56,400	· '	0	-: TIMFXX	1,001,000	1,001,000	`
707117CHP	00,100	00,100		(1)事務委託費	20,000	20,000	(
(2)本部経費	646,800	663,600	16,800		,	,	Ì
· 北海道支部	28,000		0	(2)ニューズレター発行費	150,000	150,000	(
・東北・関東支部	352,800		2,800	, , , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	,	,	
・関西支部	232,400		14,000	(3)研究大会関連経費	300,000	300,000	C
・九州支部	33,600	33,600	0	· 大会準備金	200,000	200,000	
				・プログラム印刷・発送費	100,000	100,000	
(3)団体会員会費	110,000	110,000	0				
				(4)通信・交通費	200,000	200,000	(
2. 繰入金	0	200,000	200,000				
・大会準備金の償還	0	200,000	200,000	(5)名簿作成費	70,000	70,000	(
3. 雑収入	500	500	0	(6)HP関係経費	94,000	94,000	(
・受取利子	500	500	0	レンタルサーバー・ドメイン代	10,000	10,000	
				・ホームページ維持管理費	84,000	84,000	
4. 60周年記念事業	1,908,028	0	-1,908,028				
・60周年記念事業積立金	1,908,028	0	-1,908,028	(7)その他の事業費	200,000	200,000	(
(前期繰越)				・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	
				3. 支部活動交付金	300,300	308,100	7,800
				・北海道支部	13,000	13,000	(
				・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	(
				4. 60周年記念事業	1,908,028	0	-1,908,028
				・『統計学』記念特集分発行経費	200,000	0	,
				·記念特集編集経費	100,000	0	,
				·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	200,000	C
				次期繰越	3,420,123	5,496,096	2,075,973
収入合計	8,062,451	8,238,196	175,745	支出合計	8,062,451	8,238,196	175,745

注1) 2019年度で60周年記念事業終了のため、2020年度前期繰越には、2019年8月31日時点の繰越額5,211,668円に、2019年度予算の60周年記念事業積立金 (次期繰越) 1,608,028を計上したうえで、2019年度予算の『統計学』117号発行経費600,000円・NL56号発行経費50,000円・事務委託費20,000円・HP維持管理費42,000円を引いた6,107,696円を計上した。

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)

編集委員会からのお知らせ 機関誌『統計学』の編集・発行について

編集委員会

機関誌『統計学』への投稿を募集しています。

- 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るようお願いします。

3. 次号以降の発行予定日は、

第118号:2020年3月31日,第119号:2020年9月30日です。

なお、投稿から掲載が決まるまでに要する期間は通常3ヶ月以上を要します。

4. 原則として、すべての投稿原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

以上

投稿していただきました執筆者のみなさま,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。また,『統計学』創刊60周年記念事業委員会は本誌第112号に続き特集の編集ありがとうございました。 (池田伸 記)

執筆者紹介

栗原由紀子 (立命館大学経済学部) 平井太規 (神戸学院大学現代社会学部) 西村善博 (大分大学経済学部) 村上雅俊 (阪南大学経済学部)

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)	水	野名	五谷	志
東	北・関	東	 192-0393	八王子市東中野 742-1 中央大学経済学部 (042-674-3406)	伊	藤	伸	介
関		西	 640-8510	和歌山市栄谷 930 和歌山大学観光学部 (073-457-8557)	大	井	達	雄
九		州	 870-1192	大分市大字旦野原 700 大分大学経済学部 (097-554-7706)	西	村	善	博

『統計学』編集委員

委員長 池田 伸(関西,立命館大学)

副委員長 小林良行(東北·関東, 総務省統計研究研修所)

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』60周年記念事業委員会

委員長 大井達雄(和歌山大学)

副委員長 水野谷武志(北海学園大学)

委 員 池田 伸(立命館大学),伊藤伸介(中央大学), 杉橋やよい(専修大学),村上雅俊(阪南大学), 金子治平(会長,神戸大学),上藤一郎(常任理事長,静岡大学)

統 計 学 No.117

2019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. 117

2019 September

Special Section: The 60th Anniversary of the Journal Special Topic A: Problems in Microdata Analysis of Official Statistics Based on Probability								
Sampling Designs								
Verification of the Adjustment Methods for Sample Selection Bias Using Microdata of								
the Survey on Time Use and Leisure Activities								
Yukiko Kurihara	(1)							
Articles								
Logistic Regression Analysis on Intimation of the Unmarried:								
Using the JLPS-Y Data								
Taiki HIRAI	(17)							
Materials								
Training of Managerial Officials and their Assignment to the Statistics Departments of								
the Ministries in INSEE of France								
Yoshihiro Nishimura	(33)							
Obituary								
Professor Hiroshi Iwai and His Pioneering Statistical Study on Labor Force,								
Unemployment and Unstable Employment								
	(41)							
JSES Activities								
The 63 rd Session of the JSES·····	(48)							
Prospects for the Contribution to Statistics ·····	(60)							