

「日本人の国民性」第 13 次・第 14 次全国調査における調査不能者を考慮した母集団割合の推定

伏木 忠義[†]

(受付 2021 年 1 月 21 日；改訂 2 月 24 日；採択 3 月 2 日)

要 旨

近年、世界的に標本調査においては回収率が低くなる状況が続いている。「日本人の国民性」調査においても、第 13 次・第 14 次調査においてはいずれも回収率は 5 割程度であり、調査不能バイアスの影響が懸念される。本研究では、「日本人の国民性」第 13 次・第 14 次全国調査において、2 つの重み付けによるバイアス調整の手法を利用した母集団割合の推定を行った。調査不能バイアスを調整すると、金銭的なものを求め、他者をあまり信用せず、他者とのかわりが薄くなる人の割合が増加するという結果が得られた。また、調査不能バイアスを調整した推定結果が第 13 次・第 14 次調査である程度整合性を持っていることを確認した。

キーワード：キャリブレーション推定、調査不能、バイアス調整。

1. はじめに

近年、世界的に標本調査においては回収率が低くなる状況が続いている(たとえば, Bethlehem et al., 2011; Beullens et al., 2018; Williams and Brick, 2018)。日本の社会調査においても回収率が低い状況が継続しており(たとえば, Inaba, 2007)、得られた推定値における調査不能の影響が懸念される。そのため、調査不能バイアスを調整する方法がより重要になってきている(たとえば, Särndal and Ludström, 2005; Bethlehem et al., 2011; Brick, 2013)。

過去の「日本人の国民性」調査においては、土屋 (2005, 2010)、星野 (2010) で調査不能に関する研究が行われている。土屋 (2005) では、「日本人の国民性」第 11 次全国調査において未返送者の回答分布を推定する際にバイアス調整の方法を利用している。土屋 (2010) では、「日本人の国民性」第 12 次全国調査において「指向性変数」というものを用いたバイアス調整を試みている。星野 (2010) では、「日本人の国民性」第 12 次全国調査においてセミパラメトリックな調査不能を調整するモデルを提案し解析を行っている。他に、SSP 調査において調査不能バイアスを調整した母集団割合の推定を行った研究 (Fushiki and Maeda, 2014) などがあるが、日本国内において調査不能バイアスの調整を行った研究は非常に少ない。本研究では、これらの先行研究よりも、より直近に実施された「日本人の国民性」第 13 次・第 14 次全国調査(以下、第 13 次調査や第 14 次調査と略記する場合がある)において調査不能バイアスを調整した母集団割合の推定を行う。このような研究を行うのは、調査不能の影響に関してはまだ十分な知見が得られているわけではないため、直近の 2 時点の調査において調査不能バイアスの調整を行ったときの推定結果がどの程度整合的なのかを検証するためである。また、第 11 次・第 12 次調査

[†]新潟大学 教育学部：〒950-2181 新潟県新潟市西区五十嵐 2 の町 8050

における先行研究で報告されている結果と本研究で解析する第 13 次・第 14 次調査の結果の整合性を確認することも目的のひとつとする。「日本人の国民性」調査は調査年によって質問項目にいくらか変更はあるものの大枠に変更がない継続調査となっているため、このような比較を行うのに適した調査といえる。そして、上記のように日本の社会調査においては回収率が低い状況が継続しており、日本の社会調査において調査不能の影響に関する知見を積み重ねることは社会調査の結果を読み解く上でも重要なことだと考えられる。

本論文の構成は以下の通りである。2 節では、本論文で利用するデータや推定方法について説明する。3 節では、第 13 次・第 14 次調査において調査不能バイアスの調整を行った推定結果を示す。4 節では、まとめと考察を行う。

2. データと推定方法

2.1 データ

本研究では、「日本人の国民性」第 13 次・第 14 次全国調査の解析を行う。「日本人の国民性」第 13 次調査は、20 歳以上の日本人 6400 名を対象にした調査である。標本は層化 2 段階抽出で得られ、自己加重標本となっている。K 型調査の設計標本の大きさは 3216、M 型は 3184 だが、回答が得られた対象者の数は、K 型では 1591、M 型では 1579 となっている。回答が得られなかった理由は、(1) 死亡、(2) 移転、(3) 該当者なし、(4) 住所不明、(5) 長期不在、(6) 病气、(7) 一時不在、(8) 拒否(本人)、(9) 拒否(その他)、(10) 老すい、(11) その他に分けられる。本研究では、調査員が該当者にたどり着かなかった(1)～(4)の理由で回答が得られなかったデータは省くことにする。このような処理をしたのは、(5)～(11)の理由に該当する場合は調査員によって対象者の住居の情報などが得られたが、(1)～(4)の理由に該当する場合は対象者の住居の情報などが得られなかったからである。このような処理を行った結果、K 型では回答者数 1591 名、調査不能者数 1453 名であり、M 型では回答者数 1579 名、調査不能者数 1421 名となった。

第 14 次調査でも 20 歳以上の日本人 6400 名を対象に調査を行っているが、K 型調査の設計標本の大きさは 3209、M 型は 3191 となっている。第 13 次調査と同様に、(1)～(4)の理由で回答が得られなかったデータは省くと、K 型では回答者数 1584 名、調査不能者数 1468 名、M 型では回答者数 1627 名、調査不能者数 1404 名となった。

2.2 推定方法

本研究では、「日本人の国民性」調査における質問に対するそれぞれの選択肢の母集団割合の推定を行うが、2.1 節のように一定程度の調査不能者が存在する。調査に答えないことともし仮に回答が得られた場合の回答が無関係な状況ならば回答者から得られた回答をあたかも標本全体であるかのように推定を行うということでも(推定の一致性という意味では)問題が生じないが、多くの場合にはそのような状況になっていない(過去の「日本人の国民性」調査に関してはたとえば、土屋, 2005)。このような問題に対処するために調査不能バイアスを調整する推定方法が開発されている。

調査不能バイアスを調整する方法には代入法 (Rubin, 2004) やセミパラメトリックな方法(たとえば、星野, 2010) などもあるが、広く利用されているのは回答者に重み付けする方法である。具体的には、ある質問項目で選択肢 a と答える人の割合を推定する状況では、回答者 i の重みを w_i とすると $\sum_{i \in R} w_i I(y_i = a) / \sum_{i \in R} w_i$ によって推定する。ただし、回収標本を R とし、 y_i は回答者 $i \in R$ の回答を表すものとした。抽出ウェイトを d_i とすると、 $w_i = d_i$ としたときこの推定は単純集計となる(本研究では自己加重標本を扱うので d_i は i によらない)。 w_i の決め方として主に 2 つの方法が利用されている。1 つは傾向スコア (Rosenbaum and Rubin,

1983)を用いた方法であり、もう1つはキャリブレーション推定 (Deville and Särndal, 1992)である。本研究でもこの2つの方法を利用するため以下ではこの2つの方法について簡単に説明する。

傾向スコアは Rosenbaum and Rubin (1983)において観察研究における因果効果を推定するために利用されたが、Little (1986)や Ekholm and Laaksonen (1991)では調査不能バイアスの調整に傾向スコアを利用している。傾向スコア $P(z = 1|x)$ は、共変量が x のときに回答が得られる条件付き確率で与えられる。ここで、 z は回答が得られるかどうかを表す変数で $z = 1$ が回答を得られる状態を $z = 0$ が回答を得られない状態を表すものとする。本研究では、それぞれの調査対象者 i に対する傾向スコア $p_i = P(z_i = 1|x_i)$ をロジスティック回帰モデルで推定した。傾向スコアを用いた母集団割合の推定は Horvitz-Thompson 推定を拡張したもので、抽出確率に傾向スコアをかけたものを「抽出確率」とみなしたものと考えることができる。具体的には、抽出ウエイト d_i を傾向スコアの推定値 \hat{p}_i で割った $w_i = d_i/\hat{p}_i$ を重みとして、 $\sum_{i \in R} w_i I(y_i = a) / \sum_{i \in R} w_i$ を母集団割合の推定値とする。

キャリブレーション推定 (Deville and Särndal, 1992) は、一般化回帰推定、レイキング、事後層化など既存の補助変数を用いた推定方法を含む一般化された推定方法として提案されたが、調査不能がある場合にも有効に利用されている(たとえば、Särndal and Ludström, 2005, 日本語の解説としては土屋, 2010)。キャリブレーション推定では、補助変数 x の回収標本における重み付き和が母集団総計と一致する重みを用いる。具体的には、補助変数 x に対する母集団総計を t_x とすると、 $\sum_{i \in R} w_i x_i = t_x$ を満たす $w = (w_i)_{i \in R}$ の中で抽出ウエイト $d = (d_i)_{i \in R}$ と「距離」に近いものを用いて、 $\sum_{i \in R} w_i I(y_i = a) / \sum_{i \in R} w_i$ によって推定を行う。ここで、 $w = (w_i)_{i \in R}$ は $w_i (i \in R)$ を集めて得られるベクトルを表すものとした。抽出ウエイトと推定に用いる重みとの「距離」には様々な関数が利用されており、それに対応してキャリブレーション推定にはバリエーションがあるが、本研究では、土屋 (2010)と同様にキャリブレーション推定の中でもレイキング法を利用して推定を行った。

本研究では、いずれの推定値も R を用いて求めた。キャリブレーション推定の計算には survey パッケージの calibrate 関数を利用した(反復回数の上限や計算の終了条件等はデフォルト値を利用した)。

2.3 補助変数

本研究では、以下の3種類の補助情報をバイアス調整に利用した。

- (1) 事前に住民基本台帳などからわかる情報($x_{(1)}$)。
- (2) 調査員が確認した住居に関する情報($x_{(2)}$)。
- (3) 質問項目のうち国勢調査などから母集団における情報を利用できるもの($x_{(3)}$)。

これらの情報の詳細は、表1にまとめた。

$x_{(1)}$, $x_{(2)}$ は対象者全員に関して情報が得られている。 $x_{(1)}$, $x_{(3)}$ は母集団の情報を利用できる。補助変数について利用可能な情報は表2にまとめた。また、母集団の情報は、 $x_{(1)}$, $x_{(3)}$ に関しては、第13次調査においては2010年国勢調査、第14次調査においては2015年国勢調査の結果を利用した。第13次調査は2015年国勢調査、第14次調査は2020年国勢調査を利用する方が妥当かもしれないが本研究の時点では2020年国勢調査の結果がまだ得られていないため本論文では上のような対応とした。

傾向スコアの方法では、($x_{(1)}$, $x_{(2)}$) を補助情報とした。ただし、表1においては年齢と性別の組で変数化しているが、傾向スコアの方法においては、年齢を量的変数、性別を質的変数と別の変数として扱った。その他の変数は表1にあるような質的変数として扱った。キャリ

表 1. 補助情報の詳細.

$X_{(1)}$	年齢・性別 (20-24 歳男性, 25-29 歳男性, ..., 80-84 歳女性) 都市規模 (区部, 50 万人以上市部, 20 万人以上 50 万人未満市部, 10 万人以上 20 万人未満市部, 5 万人以上 10 万人未満の市部, 5 万人未満の市部, 郡・町村) 地域 (北海道・東北, 関東, 中部, 近畿, 中国・四国, 九州・沖縄)
$X_{(2)}$	住居形態 (一戸建, 一戸建店舗兼, その他), 一戸建車庫 (有, 無) オートロック (有, 無) 新しさ・古さ (新しい, ふつう, 古い) 広さ・大きさ (広い・大きい, ふつう, 狭い・小さい) つくり・構え (立派・贅沢, ふつう, 質素・簡素) 表札 (玄関・門扉にあり, 集合ポストのみ, なし)
$X_{(3)}$	居住期間 (出生時から, 1 年未満, 1 年以上 5 年未満, 5 年以上 10 年未満, 10 年以上 20 年未満, 20 年以上) 住居の種類 (持ち家, 公営・公社賃貸, 民間賃貸その他) 婚姻状態 (未婚, 離別, 死別, 既婚) 勤務形態 (主に仕事, 家事・通学と仕事, 失業・休業, 家事・通学, その他) 世帯類型 (1 人世帯, 一世代世帯, 二世代世帯, 三世代世帯, その他) 世帯主との関係 (世帯主本人, 世帯主の配偶者, 世帯主の子, その他)

表 2. 補助情報が利用可能かどうか.

$x_{(1)}$	利用可能	利用可能	利用可能
$x_{(2)}$	利用可能	利用可能	利用不可
$x_{(3)}$	利用可能	利用不可	利用可能

ブレーション推定では, $(x_{(1)}, x_{(2)}, x_{(3)})$ を補助情報とした. キャリブレーション推定においては, 表 1 のようにすべての変数を質的変数として扱った. 補助変数のうち $x_{(2)}$ に関しては母集団の値が利用できないが, 対象者全員の値から母集団の値を推定したものを利用した.

3. バイアス調整の結果

本節では, 第 13 次・第 14 次調査においてバイアス調整を行った結果を示す.

3.1 母集団情報が得られている項目についてバイアス調整した結果

バイアス調整の効果を確認するために, $x_{(3)}$ の一部の変数を補助変数として利用せずにバイアス調整を行い, その変数に関するバイアス調整の結果と母集団の値を比較した (表 3). 具体的には, 「単独世帯割合」と「未婚割合」の推定を行った.

「単独世帯割合」においては, 回収標本の単純集計は 13 次 K 型では 9.4%, 13 次 M 型では 9.3% である. 2010 年国勢調査によると「単独世帯割合」は 15.2% であり, 回収標本の単純集計では低い推定値が得られている. 傾向スコアを用いた推定値は 10.7% や 10.1% でありある程度母集団の値に近づいていることがわかる. 推定値の変動の方向の確からしさを議論するため, 2000 のブートストラップ標本を生成し, 傾向スコアを用いた推定値と単純集計の差に対する 95% 信頼区間を構成し, 信頼区間が 0 を含まない場合は表の推定値を太字とした (他の項目においても同様). この結果から, 「単独世帯割合」, 「未婚割合」いずれもバイアス調整によって

表3. 母集団情報が得られる変数についてバイアス調整した結果(有意な変動がみられたものを太字で表す).

	調査	母集団	単純集計	傾向スコア	キャリブレーション	取り除いた変数
単独世帯割合	13K	15.2%	9.4%	10.7%	13.0%	世帯類型
	13M		9.3%	10.1%	13.2%	
	14K	16.5%	10.9%	12.4%	14.3%	
	14M		10.4%	12.1%	13.9%	
未婚割合	13K	24.0%	17.0%	19.9%	23.7%	婚姻状態
	13M		16.7%	19.9%	24.1%	
	14K	24.1%	18.0%	20.7%	26.2%	
	14M		16.7%	19.4%	25.4%	

表4. 13次K型と14次K型の共通の質問における変動の上位10項目(第13次・第14次調査どちらでも上位となった項目を太字で表す).

13次K型	14次K型
#3.1 宗教を信じるか	#9.6 日本人・西洋人の優劣
#5.6 めんどうをみる課長	#4.16.6 子供の将来の性質責任感
#9.6 日本人・西洋人の優劣	#4.7 子供に自由と規律
#2.12b スキがあれば利用されるか	#9.1.6 日本人の性格(長所)親切
#4.7 子供に自由と規律	#8.7k 支持政党
#2.12c 人は信頼できるか	#2.12b スキがあれば利用されるか
#3.2b 「宗教心」は大切か	#2.12c 人は信頼できるか
#7.4b 国の繁栄と国民の生活	#5.1c2 入社試験(恩人の子)
#6.2 男・女の生まれかわり	#5.6 めんどうをみる課長
#8.6 選挙への関心	#9.1.5 日本人の性格(長所)ねばり強い

推定値が大きくなる方向に有意な変動がみられた。キャリブレーション推定の結果も同様の傾向がみられたが、より大きく推定値が変動し、より母集団割合に近い推定値が得られている。この結果は、キャリブレーション推定では、傾向スコアを用いた方法で利用している情報に加えて回答者からしか得られなかった情報も利用していることが原因のひとつだと考えられる。

3.2 母集団情報がない項目についてバイアス調整した結果

第13次・第14次調査における共通の質問項目を対象にバイアス調整を行った結果を示す。表4は、第13次・第14次K型調査における共通の質問項目において推定値の変動の大きかった上位10項目である。ただし、質問項目の順位付けはキャリブレーション推定と単純集計の各選択肢における推定値の差の最大値に基づいて行った。表の太字の質問項目は上位10項目に第13次・第14次どちらの調査においても含まれたもので、5つの質問項目がどちらの調査においても上位10項目に入っていることがわかる。表5は、M型調査における推定値の変動の大きかった上位10項目であり、やはり5つの質問項目がどちらの調査においても上位10項目に入っていた。

表6と表7は、上位10項目内に第13次・第14次調査において共通に含まれた5項目の推定値を示している。これらの結果を見ると、バイアス調整を行うことで13次と14次ではほぼ同じ方向に推定値が変動しており、これらの質問項目におけるバイアスの方向が推測される。

表 5. 13 次 M 型と 14 次 M 型の共通の質問における変動の上位 10 項目(第 13 次・第 14 次調査どちらでも上位となった項目を太字で表す).

13 次 M 型	14 次 M 型
#7.37 自分だけとり残されているか	#7.25 お金と仕事
#4.32 お金と仕事	#7.36 科学上の発見・利用は生活に役立つか
#1.8 帰属階層	#9.12 日本の「科学技術の水準」
#7.29 暮らしむき	#9.14 外国人との結婚
#6.2 男・女の生まれかわり	#6.2 男・女の生まれかわり
#6.2e 男の子と女の子	#1.8 帰属階層
#9.14 外国人との結婚	#2.35 ボランティア活動
#2.31 生活全体に満足か	#9.12b 日本の「芸術」
#2.30d 不安感 交通事故	#7.37 自分だけとり残されているか
#8.7k 支持政党	#2.3k 健康状態に満足か

表 6. 13 次 K 型と 14 次 K 型の共通の質問項目(有意な変動がみられたものを太字で表す).

	13 次調査			14 次調査		
	単純 集計	傾向 スコア	キャリブ レーション	単純 集計	傾向 スコア	キャリブ レーション
#5.6 めんどうをみる課長						
めんどうをみない	17.0%	18.6%	19.5%	21.7%	23.4%	23.5%
めんどうをみる	80.6%	79.2%	78.0%	74.3%	72.6%	72.2%
その他	0.3%	0.3%	0.2%	0.6%	0.6%	0.6%
D.K.	2.1%	1.9%	2.2%	3.4%	3.4%	3.7%
#9.6 日本人・西洋人の優劣						
すぐれている	43.7%	42.1%	41.5%	33.3%	31.2%	30.5%
劣っている	7.1%	7.7%	8.0%	9.5%	10.0%	10.3%
同じだ	28.8%	29.8%	29.9%	34.7%	35.7%	35.7%
ひとくちではいえない	15.4%	15.5%	16.0%	18.1%	18.5%	19.2%
その他	0.4%	0.5%	0.5%	0.1%	0.1%	0.1%
D.K.	2.5%	4.4%	4.2%	4.3%	4.1%	4.3%
#2.12b スキがあれば利用されるか						
利用しようとしている	23.8%	25.2%	25.9%	26.7%	27.1%	27.8%
そんなことはない	66.8%	65.5%	64.8%	61.2%	60.5%	59.0%
その他	2.9%	2.7%	2.8%	4.2%	4.5%	5.2%
D.K.	6.5%	6.5%	6.5%	8.0%	8.0%	8.0%
#4.7 子供に自由と規律						
自由	18.5%	19.9%	20.1%	23.4%	24.7%	24.9%
規律	69.3%	67.8%	67.3%	61.0%	59.3%	58.7%
その他	6.7%	6.6%	6.7%	7.8%	8.3%	8.5%
D.K.	5.5%	5.7%	5.9%	7.8%	7.7%	7.9%
#2.12c 人は信頼できるか						
信頼できる	35.6%	34.5%	34.0%	31.4%	31.0%	29.2%
用心した方がよい	58.7%	59.9%	60.6%	60.5%	60.7%	62.2%
その他	1.9%	2.0%	1.8%	3.0%	3.1%	3.2%
D.K.	3.7%	3.7%	3.5%	5.1%	5.2%	5.3%

表7. 13次M型と14次M型の共通の質問項目(有意な変動がみられたものを太字で表す)。

	13次調査			14次調査		
	単純 集計	傾向 スコア	キャリブ レーション	単純 集計	傾向 スコア	キャリブ レーション
#7.37 自分だけとり残されているか						
ある	30.3%	30.9%	33.2%	29.9%	30.7%	31.5%
ない	66.8%	66.1%	63.3%	66.1%	65.5%	64.3%
その他	0.3%	0.2%	0.2%	0.6%	0.6%	0.6%
D.K.	2.7%	2.8%	3.2%	3.3%	3.3%	3.7%
#7.25 お金と仕事						
仕事がなければつまらない	71.6%	70.2%	69.0%	64.4%	63.0%	61.4%
仕事がなくともよい	25.7%	27.1%	28.1%	32.4%	33.8%	35.0%
その他	0.5%	0.5%	0.6%	0.7%	0.7%	0.9%
D.K.	2.2%	2.3%	2.3%	2.6%	2.4%	2.7%
#1.8 帰属階層						
上	0.8%	0.8%	0.9%	1.8%	1.9%	2.1%
中の上	13.5%	13.9%	14.1%	12.8%	13.9%	14.0%
中の中	57.2%	56.1%	54.6%	55.6%	54.3%	53.6%
中の下	23.9%	24.3%	25.5%	24.0%	24.5%	24.3%
下	2.9%	3.1%	3.4%	4.1%	3.9%	4.4%
D.K.	1.6%	1.8%	1.6%	1.5%	1.5%	1.6%
#6.2 男・女の生まれかわり						
男に	51.7%	54.6%	53.8%	51.5%	52.2%	53.0%
女に	41.2%	38.1%	39.0%	40.4%	39.9%	38.2%
その他	2.5%	2.6%	2.5%	2.7%	2.7%	3.3%
D.K.	4.5%	4.6%	4.6%	5.4%	5.3%	5.5%
#9.14 外国人との結婚						
賛成する	55.9%	57.1%	58.0%	55.1%	56.0%	56.8%
反対する	19.6%	18.4%	18.4%	16.3%	15.1%	13.9%
場合による	21.0%	21.1%	20.1%	25.3%	25.8%	26.1%
その他	1.3%	1.2%	1.5%	0.9%	0.9%	0.9%
D.K.	2.2%	2.1%	2.0%	2.4%	2.3%	2.4%

表8は第13次調査と第14次調査でK型とM型の間で入れ替えがあったものの共通に質問している項目においてある程度の推定値の変動がみられた質問項目の推定値を示している。今回の調査においてはこれらの項目においても第13次調査と第14次調査で同様の方向にバイアス調整を行うことで推定値が変動している。しかし、第13次K型調査と第14次K型調査、第13次M型調査と第14次M型調査では質問項目とその順序は似通っており質問の順序の効果の影響はそれほど大きくないと考えられるが、第13次K型調査と第14次M型調査、第13次M型調査と第14次K型調査では、質問項目が大きく異なるため、質問の順序の効果の影響なども考慮しなければならず、直接的に比較して良いかはいくらか注意が必要になるかもしれない。

次に、表6～8に基づいて、バイアス調整を行った推定値の具体的な変動を確認する。「#5.6 めんどくを見る課長」では『めんどくをみない』の割合が増え、「#4.7 子供に自由と規律」では『自由』の割合が増え、「#5.24 勤め先を変えるか」では『かわった方がよい』の割合が増え、「#5.6b

表 8. 第 13 次調査と第 14 次調査で K 型と M 型で移動があった質問項目 (有意な変動がみられたものを太字で表す).

	13 次調査			14 次調査		
	単純 集計	傾向 スコア	キャリア レーション	単純 集計	傾向 スコア	キャリア レーション
#5.24 勤め先を変えるか	(M 型)			(K 型)		
かわった方がよい	44.6%	46.9%	48.1%	51.0%	52.4%	53.5%
ながく勤めるのがよい	50.1%	48.0%	46.5%	44.4%	42.9%	41.8%
その他	1.2%	1.1%	1.2%	0.9%	1.0%	1.1%
D.K.	4.1%	4.0%	4.1%	3.7%	3.7%	3.5%
#5.6b つとめたい会社	(M 型)			(K 型)		
給料が多い会社	39.4%	41.4%	40.7%	50.5%	52.8%	53.6%
家族的な雰囲気のある会社	56.9%	55.1%	55.6%	46.0%	43.6%	42.5%
その他	0.5%	0.5%	0.6%	0.6%	0.6%	0.7%
D.K.	3.2%	3.0%	3.0%	3.0%	3.0%	3.1%
#7.36 科学上の発見・利用は生活に役立つか	(K 型)			(M 型)		
役立っている	38.8%	40.0%	39.8%	33.1%	34.6%	35.7%
少しは役立っている	45.8%	45.3%	45.0%	49.8%	49.5%	48.4%
役立っていない	10.4%	10.1%	10.3%	11.2%	10.5%	10.3%
その他	0.6%	0.4%	0.4%	0.6%	0.5%	0.4%
D.K.	5.0%	4.6%	4.8%	5.8%	5.4%	5.6%

つとめたい会社』では『家族的な雰囲気のある会社』の割合が減っている。これらの結果から、バイアス調整を行うことでしらがみが少なくより自由な環境を選択する方向に推定値が変動していることがわかる。「#7.25 お金と仕事」では『仕事がなくともよい』の割合が増え、「#5.24 勤め先を変えるか」では『かわった方がよい』の割合が増え、「#5.6b つとめたい会社」では『給料が多い会社』の割合が増えている。これらの結果から、バイアス調整を行うことで金銭的なものをより求める方向に推定値が変動していることがわかる。また、「#2.12b スキがあれば利用されるか」では『そんなことはない』の割合が減り、「#2.12c 人は信頼できるか」では『信頼できる』の割合が減っている。これらの結果から、バイアス調整を行うことで人をより信頼しない方向に推定値が変動していることがわかる。

まとめると、バイアス調整を行うことでより金銭的なものを求め、他者をあまり信用せず、他者とのかわりが薄くなる方向に推定値が動いていることが確認された。これらの結果は第 11 次・第 12 次調査に関して研究を行った土屋 (2005, 2010) と整合する結果であり、第 13 次・第 14 次調査においても同様の傾向が観察された。また、表 6~8 においては、全体としてキャリアレーション推定の方が傾向スコアを用いた推定値よりも単純集計からの推定値の変動が大きくなる傾向がみられた。このような結果が得られたのは、3.1 節と同様に、キャリアレーション推定では傾向スコアを用いた推定では利用していない回答者からしか得られなかった情報も利用していることが原因のひとつだと考えられる。

ここまでは、バイアス調整を行うことで変動がみられた項目に注目して結果を概観したが、第 13 次・第 14 次調査全体でバイアス調整を行ったときの推定値の変動の傾向を次に確認する。図 1 の上段左図は第 13 次・第 14 次 K 型調査で共通の質問項目における各選択肢において、傾向スコアを用いた推定値から単純集計による推定値を引いた値を第 13 次・第 14 次それぞれで求めたものを散布図で表している。図 1 の上段右図は第 13 次・第 14 次 M 型調査に対する同様の図であり、下段はキャリアレーションを用いた場合の推定値の変動に対する散布図

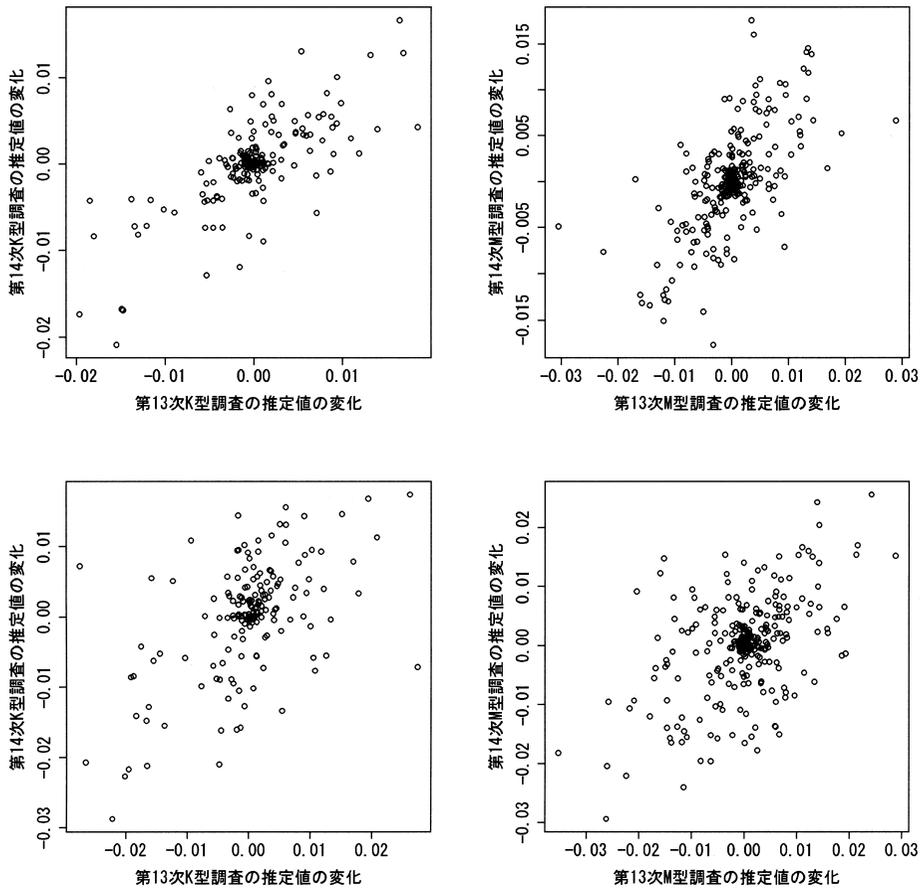


図1. 第13次・第14次調査で共通の項目のそれぞれの選択肢の回答割合についてバイアス調整を行った推定値と単純集計との差. 上段は傾向スコアの結果で, 下段はキャリブレーションの結果.

である. どの図においても右上がりの傾向がみられ, 第13次と第14次のバイアス調整を行うことによる推定値の変動にはある程度安定性があることが確認された. また, 上段の図の方が下段の図よりもばらつきが小さく, 傾向スコアを用いた推定の方が第13次と第14次においてより似た傾向を示していることがわかる(「相関係数」を求めると, 傾向スコアを用いた推定ではK型調査においては0.738, M型調査においては0.640. キャリブレーション推定ではK型調査においては0.544, M型調査においては0.492).

4. まとめと考察

本論文では, 「日本人の国民性」第13次・第14次全国調査においてバイアス調整を行った結果を示した.

まず, 母集団情報が得られている質問項目に関してバイアス調整を行った結果を見ると, 母集団情報に近づく方向に推定値が変動していることが確認された.

本研究の結果から第13次・第14次調査における推定値の変動の方向にある程度整合性があ

ることが確認された。また、バイアス調整を行うことでより金銭的なものを求め、他者をあまり信用せず、他者とのかかわりが薄くなる方向に推定値が動いていることが確認されたが、この結果は第11次・第12次調査における土屋(2005, 2010)の結果ともある程度整合的な結果となっている。調査不能バイアスを調整することで得られる推定値に関しては「答え」がないが、本研究の結果から調査不能バイアスを調整する手法がある程度安定した推定を与えていることがわかった。調査をもとにして社会や政策に関して議論を行う場合、その土台となる調査結果のバイアスについての知見は重要であり、本研究の結果は手法のある程度の安定性を示すものといえる。調査不能バイアスの調整が広く利用されるようになるためには、このような研究の積み重ねが必要になると考えられる。

調査不能バイアスの調整を行う際には、有用な補助情報が利用可能かどうか推定に大きな影響をもつ。さらに、たとえ有用な補助情報を調査において質問していたとしても、回答の選択肢が国勢調査等の母集団情報がある形式と対応していないとその補助情報をキャリブレーション推定では利用することができなくなる。そのため、質問紙の設計の段階から調査不能への対応を想定することが必要になるだろう。

また、本研究では、母集団割合の推定を行う際の補助情報として住居形態の情報を利用するため、(1)死亡、(2)移転、(3)該当者なし、(4)住所不明の理由で回答が得られなかったものをデータから除外したが、その妥当性は議論が必要になるかもしれない。この点に関しては今後の課題とする。

参 考 文 献

- Bethlehem, J., Cobben, F. and Schouten, B. (2011). *Handbook of Nonresponse in Household Surveys*, Wiley, New Jersey.
- Beullens, K., Loosveldt, G., Vandenplas, C. and Stoop, I. (2018). Response rates in the European social survey: Increasing, decreasing, or a matter of fieldwork efforts?, *Survey Methods: Insights from the Field*, Retrieved from <https://surveyinsights.org/?p=9673>.
- Brick, J. M. (2013). Unit nonresponse and weighting adjustments: A critical review, *Journal of Official Statistics*, **29**, 329-353.
- Deville, J.-C. and Särndal, C.-E. (1992). Calibration estimators in survey sampling, *Journal of the American Statistical Association*, **87**, 376-382.
- Ekholm, A. and Laaksonen, S. (1991). Weighting via response modeling in the Finnish household budget survey, *Journal of Official Statistics*, **7**, 325-337.
- Fushiki, T. and Maeda, T. (2014). Nonresponse adjustments for estimates of proportions in the 2010 survey on stratification and social psychology, *Behaviormetrika*, **41**, 99-114.
- 星野崇宏 (2010). 調査不能がある場合の標本調査におけるセミパラメトリック推定と感度分析：日本人の国民性調査データへの適用, *統計数理*, **58**, 3-23.
- Inaba, A. (2007). Problems relating to declining response rates to social survey research in Japan: Trends after 2000, *International Journal of Japanese Sociology*, **16**, 10-22.
- Little, R. J. A. (1986). Survey nonresponse adjustments for estimates of means, *International Statistical Review*, **54**, 139-157.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, **70**, 41-55.
- Rubin, D. B. (2004). *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*, Wiley, New Jersey.
- Särndal, C.-E. and Ludström, S. (2005). *Estimation in Surveys with Nonresponse*, Wiley, Chichester.
- 土屋隆裕 (2005). 調査不能者の特性に関する一考察, *統計数理*, **53**, 35-56.

土屋隆裕 (2010). 調査への指向性変数を用いた調査不能バイアスの二段補正, 統計数理, **58**, 25-38.

Williams, D. and Brick, J. M. (2018). Trends in U.S. face-to-face household survey nonresponse and level of effort, *Journal of Survey Statistics and Methodology*, **6**, 186211.

Nonresponse-adjusted Estimates of Population Proportions in the 13th and 14th Nationwide Surveys on the Japanese National Character

Tadayoshi Fushiki

Faculty of Education, Niigata University

Nonresponse rates have increased in recent sample surveys in many countries. Since the response rates in the 13th and 14th “Surveys on the Japanese National Character” were about 50%, nonresponse bias is a serious concern. In this study, two nonresponse weighting adjustment methods are used to estimate population proportions based on the 13th and 14th “Surveys on the Japanese National Character.” The results showed that estimates of the proportion of people who seek monetary reward, do not trust others, and are not involved with others were increased by bias adjustment. The tendency of bias-adjusted estimates in the 14th survey was relatively consistent with that in the 13th survey.