

オンライン実施は 討論型世論調査の代表性を 改善するのか？

浜岡原発再稼働と地元合意をテーマとした
ミニパブリクス型熟議実験の結果から

Do online deliberative polls improve representativeness?:
A case of mini-publics deliberation experiment on the restart of
Hamaoka Nuclear Power Plants and local agreement

辰巳智行 TATSUMI, Tomoyuki

静岡大学情報学部 学術研究員

中澤高師 NAKAZAWA, Takashi

静岡大学情報学部 准教授

従来の対面型とオンライン型の討論型世論調査で参加者の代表性にどのような違いが生じるのかを、ミニパブリクス型熟議実験の郵送調査票調査の結果から検討した。結果、オンライン実施によって対面型で生じる歪みを解決することは難しく、男女、世代、教育歴、意見の分布はむしろ偏ってしまう可能性が示唆された。

キーワード 討論型世論調査、代表性、ミニパブリクス

1. 討論型世論調査と オンライン熟議

近年、世論調査の手法としてDeliberative poll (討論型世論調査、以下DPという)が注目され、日本でも実施されてきた。DPは、無作為抽出した市民による討議を政策決定等に利用するミニパブリクスの一つである。他にも、市民陪審員、計画細胞、コンセンサス会議等があり、熟議民主主義の実践として注目されてきた(篠原編, 2012)。

DPでは、無作為抽出した市民に質問調査を実施し、さらに回答者から募った150~300人が集まり討議する(Fishkin, 2009a, 訳, 2011)。参加者は10~15人のグループに分かれて討議し、そこで出された疑問を全体会議で専門家に訊ねるというサイクルを繰り返す。態度の変化を捕

捉するため、討議の2か月前、討議当日会場到着時、討議終了後の三時点で質問調査が実施される。他のミニパブリクス手法と比べて、厳密な無作為抽出を重視している点、合意を求めない点に特徴がある(坂野, 2012)。DPの考案者であるFishkin (2009a, 訳, 2011)は、従来の世論調査が「生の世論」であるのに対して、無作為抽出された市民の熟議を経た意見は「洗練された世論」であるとしている。

日本で最初の公認DP¹⁾は、2009年に道州制の是非をテーマとして神奈川県内で実施(道州制DP)された(坂野, 2010)。2010年には、2回にわたり藤沢市の現状と今後の政策課題を対象にしたDP(藤沢市DP)が実施されている(慶應義塾大学DP研究会, 2010a; 2010b)。北海道では、2011年にBSE問題を、2014年に札幌市の雪対策



を対象にした実施例がある（BSE問題に関する討論型世論調査実行委員会, 2012；札幌市・慶應義塾大学DP研究センター, 2014）。全国規模では、2011年5月に年金制度のあり方をテーマとしたDP（年金DP）が実施されている（慶應義塾大学DP研究センター, 2012）。2012年には、福島原発事故後の国の「革新的エネルギー・環境戦略」策定の参考とするために、「エネルギー・環境の選択肢に関する討論型世論調査」（エネルギーDP）が実施され、政策につながる実践として注目を集めた（エネルギー・環境の選択肢に関する討論型世論調査実行委員会, 2012）。

一方、ICTの発達にともない、オンライン熟議の可能性が議論されてきた。日本においても、インターネットによって、時間的・空間的な制約を超えて多数の人々が共通の問題や関心事を議論できる新しい言論空間創出への期待があった（吉田, 2000）。しかし、インターネット上では理性的な議論は難しく、無責任で差別的・暴力的な表現が蔓延することや、サイバースケードと集団分極化によって社会的な分断が深まるものが危惧されてきた（荻上, 2007；Hartz-karp, 2014；Sunstein, 2017）。他方で、近年では、AIによる自動ファシリテーションを含め、炎上を抑制しつつ活発で質の高い議論を実現するためのオンライン議論支援技術の開発が試みられている（Klein, 2012；Ida et al., 2019；Nishida et al., 2018）。

DPにおいてもICTが導入されてきた。2000年代前半にはアメリカの外交政策や大統領選挙を題材にオンライン型のDPが実施された（Fishkin, 2009b）。最近では、Brexit後のイギリスをテーマにインターネットを用いたDPが実施された（Rantanen, 2019）。日本でも、2015年に日本学術会議を実施者とした「高レベル放射性廃棄物の処分をテーマとしたWeb上の討論型世論調査」（放射性廃棄物DP）が、テレビ会議形式²⁾で実施された（日本学術会議社会学委員会討論型世論調査分科会, 2016）。

参加者が一堂に会する対面型DPは、旅費や宿泊費の支払いに大きなコストがかかる（曾根, 2012）。また、移動や宿泊は参加者にとっても大きな負担であり、参加者構成を歪ませかねない（坂野, 2017）。時空間の制約が少ないオンライン型での実施は、コストを削減し、従来は参加できなかった人々の参加機会を広げる可能性がある（Fishkin, 2009a, 訳, 2011；坂野, 2017）。一方で、デジタル・ディバイドによって参加者の代表性に問題が生じることも危惧される（Fishkin, 2009a, 訳, 2011）。オンライン実施によって参加者の代表性に問題が生じないのかを、慎重に検証する必要がある。

2. 目的

本稿の目的は、対面型とオンライン型のDPで、参加者構成にどのような違いが生じうるのかを明らかにすることである。ミニパブリクスの中でも、世論調査であるDPでは参加者が市民全体を代表しているかが特に重視される。これまで実施されたDPでも、代表性の検証がされてきた³⁾。

まず、参加者の抽出方法について議論がある。エネルギーDPでは、Kish法によるRDD方式で参加者を抽出したことの問題点が指摘されている。第三者検証委員会は、RDD方式では固定電話を所有していない人が多いひとり暮らしや若年層が過少に代表されることから、調査対象者の選出段階での偏りや無回答バイアスの存在を指摘している（エネルギー・環境の選択肢に関する討論型世論調査第三者検証委員会, 2012）。一方、菅原（2012）は、RDD方式による議論参加者募集は、世帯比を人口比に改めるような重み調整ができない点を指摘して、実際の参加者の同居人数の分析から、第三者検証委員会の懸念とは逆に世帯人数の少ない側、特に単身世帯が過大に代表されていることを指摘した。

参加率の低さも指摘されている。道州制DPでは、質問調査対象者のうち議論参加率は5%

だった(坂野, 2010)。藤沢市DPでは初回は8.5%, 2回目は5.4%, 全国規模の年金DPでは4.2%であり, 海外での実施事例に比べて極めて低いことが指摘されている(坂野, 2013)。

参加者の属性や意見の分布も評価されてきた⁴⁾。道州制DPでは, 男性が多いが, 年齢, 居住地, 職業は統計的に偏りがないと評価された(坂野, 2010)。年金DPでは, 村上・荒牧(2011)は, 男女・年齢層・地域の分布は世論調査の回答者に近い分布となったとしている。一方, 柳瀬(2012)も, 女性が少なく世代間の偏りもあるが, 概して全国から満遍なく参加したと評価した。札幌市の雪対策をテーマとしたDPでも, 女性より男性が多いものの, 参加者と非参加者にはそれほど大きな違いはないと実施報告書で結論づけられている(札幌市・慶應義塾大学DP研究センター, 2014)。

一方で, エネルギーDPでは参加者の代表性に批判的な評価がなされている。林(2013)は, 女性が男性のおよそ半分であり, 基本的な参加者構成において問題が残ったと評価している⁵⁾⁶⁾。馬場・小林(2013)も男女比と年齢構成の偏りを指摘し, 実施が学校の夏休み期間であったことから主婦層の参加が困難であったことや, RDD方式の影響などを考える要因として挙げている。また, 川崎市で実施された子育て支援をテーマにしたDPでは女性の方が多かったことから, テーマの影響もありうると述べている(馬場・小林, 2013; 和泉, 2014)。細井は, 女性の方が大学教育で批判的思考や討論を経験する割合が少なく, 仕事を通じて社会的な問題を話し合う機会も少ないと推測されることから, 「社会的問題に関する理性的な討論」という設定そのものに排除感を感じた可能性を指摘している(細井, 2014)。

参加者の居住地域の偏りについては, 全国規模で開催されたエネルギーDPにおいて, 実行委員会は参加者と非参加者で有意な差はなかったと分析した(エネルギー・環境の選択肢に関す

る討論型世論調査実行委員会, 2012)。しかし, 菅原(2012)は, 居住地と会場の距離との関係を考察し, 東西では参加率に差がないものの, 人口規模の多い10都道府県と他の37府県では差があり, 会場まで要する時間が参加率に影響を与えている可能性を指摘した。また, 原発は交通の便の悪い地域に立地していることから, 原発周辺部の人々が過少参加であった可能性も指摘している。

エネルギーDPでは, 参加者の意見分布の偏りも検証されている。監修委員会の報告書では政策態度, 3つのシナリオの選好ともに参加者と非参加者の間に有意な差は認められなかったとしている(エネルギー・環境の選択肢に関する討論型世論調査監修委員会, 2012)。菅原は, エネルギー問題に興味, 関心がある人, 知識がある人ほど討論に参加し「中間・無意見」の割合が低いことから, 参加者はより明確な意見を持った人々であったと述べている(菅原, 2012)。木下と田中も, 回答者全体と参加者とを比較した結果, 参加者の方が反対あるいは賛成の選好を持つものが多く, 「どちらでもない」と答えた中間層の参加が不十分であったと指摘している。さらに, 安全の確保, エネルギーの安定供給, 地球温暖化防止およびコストという4つの判断基準に関しても, 回答者全体と参加者の回答に有意差が見られたことから, 参加者の「記述的代表性」が十分確保されていなかったと結論づけている(木下・田中, 2015)。

オンライン方式ではどうだろうか。放射性廃棄物DPでは, インターネット調査会社の登録モニタから, 年齢, 性別, 居住地の分布が母集団と近くなるよう参加者を募った。参加者の年齢は, ネットモニタの特性から70代以上が0人となったが, 20代から60代は母集団との間で有意差は見られなかったとしている。学歴では高学歴の割合が多く, 居住地では原発立地県と非立地県との比率は有意差がなかったとされる(日本学術会議社会学委員会討論型世論調査分科会,



2016；坂野, 2017)。テーマへの関心や知識保有量は、非参加者より参加者が高い傾向であった。坂野 (2017) は、ネットモニタを利用したオンライン方式でも既存DPと同程度の代表性を確保できたと評価している。

以上、日本で実施されたDPの代表性の実態と課題について、先行研究に基づき整理してきた。たしかに、代表性の歪みは、参加者募集を兼ねた質問調査の規模を大きくし、より多くのDP参加希望者を集め、その中から市民全体の縮図になるように選抜して調整すれば解消できる可能性がある。しかし、日本で行われたDPでは参加希望率が低く、そのような余裕は見られない。また、コストの増大によりDPの実施可能性に影響を与えかねない。特に対立的なテーマを対象とし、その結果が公的決定に影響を及ぼす場合には、実施者による参加者の選抜は恣意的な操作と見なされる恐れもある。したがって、代表性を確保するには、参加希望者の構成がどれだけ母集団と類似しているかが重要になる。

今後、ICTの発展とともに、オンラインでのDP実施が増加する可能性がある。オンライン実施の代表性への影響を明らかにすることは、学術的にも実践的にも意義がある。

3. データと方法

本稿では「浜岡原発の再稼働と地元合意」をテーマに実施した熟議実験⁷⁾から、世論調査と討議イベントへの参加依頼を兼ねた質問調査の結果をデータとして用いる⁸⁾。この熟議実験は、JST戦略的創造研究推進事業による研究の一環として実施したもので、DPを模して複数回の質問調査と討議イベントで構成されている。討議イベントは、一般的に実施されている対面型と非同期のテキスト投稿によるオンライン型の二方式で実施した。

調査対象は、静岡県の有権者を母集団として5,000標本を自治体ごとに人口比で割りつけ、選

挙人名簿から系統抽出した。最初の質問調査は郵送法による調査票調査とした(以下「調査票調査」という)⁹⁾。調査日程は、2019年3月7日～19日までとし、4月17日到着分までを集計対象とした。回答から対象者以外が答えたと考えられる回答などを無効として、有効回答を集計した。

討議イベントへの参加依頼は、概要と参加条件を調査票に同封して対象者に提示した。対面型は、実施日時を2019年5月26日(日)10～17時、会場を「JR静岡駅前の施設」¹⁰⁾、7,000円および交通費を謝金として提示した。オンライン型は、実施期間を同5月20日～31日、メールが利用できる環境で、オンライン議論システム上で実施期間中に5時間程度の討論に参加可能であることを条件として、謝金5,000円を提示した。すべての調査対象者は、両形式の参加依頼を受け取った。

本稿では、調査票調査で、対面型討議イベントに「参加できる」「予定がわからない・参加を迷っている」を選択した回答者を「対面型潜在参加者群」、オンライン型について同様の選択をした回答者を「オンライン型潜在参加者群」とする¹¹⁾。どちらの形式にも参加意思表示を可能としたため、両群は互いに排他的ではない。また、両群をあわせて「潜在参加者群」と呼ぶ。

潜在参加者には、4月下旬に郵便と電子メールを併用して最終的な意思を確認した。「対面型のみ参加希望」「対面型を優先したい」という回答者には対面型への、「オンライン型のみ参加希望」「オンライン型を優先したい」という回答者にはオンライン型への参加意思を確認した。「(参加は希望するが) どちらでも良い」という回答者は、性別・世代・居住地域のバランスを考慮したうえで調査実施者が無作為に振り分けた¹²⁾。返信がある程度集まった段階で、参加意思が確認できた対象者の性別・世代・居住地域、浜岡原発再稼働および県民投票への賛否の比率を確認して、調査票調査回答者全体・対面型・オンライン型の3群間で近似するように、未返信者に再度依頼を送付した。参加意思が確認できた者

は、討議用資料発送時点で対面型71人、オンライン型59人であった。対面型討議イベントの当日参加者は65人、オンライン型の初日参加者は51人で最終日まで参加したのは46人だった。

本稿では、実際の討議イベント参加者ではなく、はじめの調査票調査時点での参加意向をデータとして用いる。もちろん、調査票調査での潜在参加者と実際の参加者とでは、その構成が異なる可能性がある。しかし、今回の熟議実験は、上述のとおり「どちらでも良い」とした回答者には、実施者が対面型かオンライン型に振り分けて参加依頼を出している。そのため、最終的な参加者を対象とした分析では、対面型とオンライン型の実施形式による参加意向の差を明らかにすることは難しい。調査票調査時点での参加意向を分析することで、対面型とオンライン型のDPが実施された場合の、それぞれの潜在的な参加者層を分析対象とする。

上記のように、オンライン方式で実施された放射性廃棄物DPでも参加者の代表性が検証されている。しかし、坂野(2017)のように、過去の対面型との比較では、参加者傾向の違いがオンライン実施に由来するものかどうかはテーマや時期などの実施条件が異なるため検証困難である。本調査では、そういった実施条件をコントロールしたうえで、対面型とオンライン型の潜在的な参加者を比較検証できる。また、放射性廃棄物DPは基本属性の分布が母集団と近くなるようにネットモニタから参加者を集めている。たしかに、ネットモニタの中から募集すれば、属性や意見の分布である程度偏りのない参加者を確保することが可能かもしれない。しかし、特定の調査会社のモニタ登録者しか討議イベントに招待される可能性がないため、その結果がどれだけ社会に受容されうるのかは疑問が残る。学術的な社会実験にとどまる場合はともかく、公共機関が実施し、その結果が政策形成に影響する実践の場面では重大な問題となる恐れがある。そのため、本調査のように選挙人名簿から無作

為抽出した実験から検証することは、一定の意義があると考えられる。

ミニパブリクス型熟議実験においては、調査段階ごとに対象者群と母集団の間でバイアスが生じうる。はじめの質問調査の段階ではカバレッジ誤差や無回答誤差が、討議イベントへの参加表明や実際の参加の段階では自己選択バイアスなどがある。そこで、対面型潜在参加者群、オンライン型潜在参加者群、調査票回答者群の3群間で社会的属性の構成比率や調査テーマへの関心や意見の分布の違いを確認することで、どの段階で、どのような偏りが生じているのかを明らかにしたうえで、潜在参加者群が、DPが目指す「社会の縮図」たりえるのかについて検討していく。分析は「その他」「不詳」「非該当」「無回答」のカテゴリを除いて、 χ^2 適合度検定をして、有意差があれば、二項検定(Bonferroni法で有意水準を調整)を実施した。また、参加者傾向の違いを明らかにするために、調査票回答者を「対面型のみ」「オンライン型のみ」「どちらでも良い」「参加希望しない」の4群で χ^2 独立検定をして、有意差が認められた場合は残差分析を実施した。検定はいずれも有意水準5%で、 χ^2 検定はイエーツの補正なしとした¹³⁾。また、参考として実際の参加者の情報も併せて示す。

4. 結果

調査対象となった静岡県内の有権者5,000人のうち、有効回答は2,052票(41.0%)であった。有効回答の中で、対面型の潜在参加者は270人(「参加できる」40人、「予定がわからない・参加を迷っている」230人)、オンライン型の潜在参加者は266人(「参加できる」40人、「予定がわからない・参加を迷っている」226人)である。うち203人が両群で潜在参加者となっている。

続いて、社会的属性を見ていく(表1)。性別は、対面型とオンライン型とも母集団の構成比に比べて男性比率が高い。調査票回答者群では



女性比率が高いため、調査票回答者群と潜在参加者群の間で構成比率が逆転していることになる。特にオンライン型潜在参加者群で女性比率が低い。独立性検定では、「どちらでも良い」と「オンライン型のみ」で男性の参加者が有意に多く、「対面型のみ」では有意差は認められないことから、オンライン型で女性参加が抑制される傾向が確認された。換言すれば、対面型潜在参加者における男女差は主に「どちらでも良い」の部分による。

年齢区分別では、オンライン型で潜在参加者群の構成比率は母集団と類似している。対面型では母集団に比べて80代以上の高齢者比率が低くなった。有意差はないものの、どちらの潜在参加者群でも10代～30代の若者の比率が少なく、40代～60代の中高年の比率が高い傾向が見られた。この偏りは性別と異なり、調査票調査群の比率に似ており、その構成比を引き継ぐ結果となった。独立性検定では、70代で「オンライン型のみ」が有意に少なく、50代では「対面型のみ」が多いという結果になった。

就業状況を見ると、電気・ガス・熱供給・水道業の比率が、潜在参加者群でも調査票回答者群でも高かった。年金生活者や学生、主婦・主夫を含む「働いていない」は、調査票回答者群では静岡県全体よりも比率が高くなったものの、潜在参加者群では有意に低い結果となった。また、有意差はないが教育・学習支援業と医療・福祉はいずれの潜在参加者群でも静岡県全体に比べて高い傾向を示した。卸売業・小売業の比率は潜在参加者群で低い傾向を示したが、調査票回答者群でも同様に比率が低い傾向が見られた。就業上の地位は、学生・生徒の比率が潜在参加者群、調査票回答者群のいずれも有意に低かった。正規雇用者は、いずれの潜在参加者群でも3割を超えているが、調査票回答者群では26.9%と有意に低かった。学生・生徒以外の働いていない層の比率が調査票回答者群では有意に高い結果となった。独立性検定では、正規雇用と自営業主で「オンライン型のみ」「どちらでも良い」

が有意に多く「参加希望しない」が少ない。法人経営者は「対面型のみ」「どちらでも良い」が有意に多く、無職と年金生活相当は「どちらでも良い」が少なく「参加希望しない」が多い傾向が見られる。

教育歴は、どの群でも前期中等教育程度(中学校卒業相当)卒業者の比率が低く、高等教育程度(大学卒業・大学院修了相当)卒業者の比率が有意に高かった。独立性検定では、前期中等教育程度と後期中等教育程度(高校卒業相当)は「どちらでも良い」が少なく「参加希望しない」が多い。短期高等教育程度では有意差は見られない一方、高等教育程度は「オンライン型のみ」「どちらでも良い」が有意に多く、「参加希望しない」が少ない。

居住地および居住地と会場との時間距離について検討する。回答者の居住地をUPZ圏内11市町、東部、中部、西部の4エリアで分類したところ、調査票回答者群と潜在参加者群ともに母集団の比率との間で有意差は認められなかった。会場まで要する時間を検討するために、回答者が居住する自治体の役場から会場(静岡駅)までの所用時間を推定¹⁴⁾して検定したが、エリアと同様に対面型もオンライン型も母集団との間で構成比率に有意差は見られなかった。独立性検定でも有意差は見られなかった。

回答者の世帯状況をみると、対面型とオンライン型ともに、静岡県全体と比べて持ち家居住者の比率が高く、民間賃貸住宅居住者の比率が低かった。調査票回答者群も同じ傾向で、持ち家と医療・社会福祉施設居住者の比率が有意に高く、賃貸住宅、給与住宅、寮の比率が低い。家族構成では、配偶者の有無で、対面型とオンライン型ともに未婚者の比率が低くなり、有配偶者の占める比率が高い結果となった。小学生(12歳未満)の子どもの同居状況は、静岡県全体と比較して、対面型、オンライン型ともに有意な差はないが、調査票回答者群で有意に低い結果となった。独立性検定ではいずれも有意差は見

表1 参加表明者および調査票回答者の社会的属性とテーマへの関心

| | | 適合度検定 | | | | | | 独立性検定 | | | | | |
|-----------------|------------------|------------------|------------------|----------------------|-------------------|---------------|--------------|-----------------|--------------|-----------------|------------|--------------|-------|
| | | 潜在参加者群 | | | 調査票回答者群 | | | 議論イベントへの参加意思(人) | | | | イベント当日参加者(人) | |
| | | 対面型 (A+C) | オンライン型 (B+C) | 調査票回答者群 (A+B+C+D) | 対面型 のみA | オンライン 型のみB | どちらでも 良いC | 参加希望 しないD | 対面型 当日参加者 | オンライン型 初日参加者 | | | |
| | | 回答者(n) | 270 | 266 | 2,052 | 67 | 63 | 203 | 1,719 | 65 | 51 | | |
| 性別 a | 男 | 58.1% + x2=8.87 | 62.4% + x2=18.89 | 46.9% x2=3.99 | 49.1% | 35 | 44 + | 122 + | 761 - | x2=33.06 | 55.4% | 62.7% | |
| | 女 | 41.9% - p<.003** | 37.6% - p<.001** | 53.1% p=.05* | 50.9% | 32 | 19 - | 81 - | 958 + | p<.001** | 44.6% | 37.3% | |
| 年齢区分 b | 18歳以上30歳未満 | 7.8% x2=21.98 | 9.8% x2=12.41 | 7.6% - x2=138.75 | 12.2% | 2 | 7 | 19 | 127 | x2=39.20 | 6.2% | 7.8% | |
| | 30歳以上40歳未満 | 10.7% p=.001** | 11.7% p=.05 n.s. | 10.2% - p<.001** | 14.0% | 3 | 5 | 26 | 175 | p<.001** | 9.2% | 15.7% | |
| | 40歳以上50歳未満 | 16.7% | 17.7% | 14.3% - | 17.0% | 12 | 14 | 33 | 235 | | 16.9% | 25.5% | |
| | 50歳以上60歳未満 | 18.5% | 18.0% | 14.5% - | 14.9% | 16 + | 14 | 34 | 234 - | | 18.5% | 15.7% | |
| | 60歳以上70歳未満 | 23.0% | 22.6% | 21.9% + | 17.9% | 15 | 13 | 47 | 375 | | 26.2% | 27.5% | |
| | 70歳以上80歳未満 | 18.1% | 14.7% | 14.7% + | 14.1% | 16 | 6 - | 33 | 352 | | 16.9% | 7.8% | |
| | 80歳以上 | 5.2% | 5.6% | 11.5% | 9.9% | 3 | 4 | 11 - | 219 + | | 6.2% | 0.0% | |
| | #DKNA-不詳 | 0.0% | 0.0% | 0.1% | — | 0 | 0 | 0 | 2 | | 0.0% | 0.0% | |
| 就業先の 産業分類 b | 農林水産業 | 2.2% x2=79.11 | 2.3% x2=80.66 | 2.7% x2=181.43 | 2.2% | 1 | 1 | 5 | 49 | x2=63.59 | 1.5% | 3.9% | |
| | 鉱業・採石業・砂利採取業 | 0.4% p<.001** | 0.4% p<.001** | 0.2% + p<.001** | 0.0% | 0 | 0 | 1 | 3 | p=.11 n.s. | 0.0% | 0.0% | |
| | 土木・建設業 | 7.0% | 6.4% | 4.6% | 4.3% | 5 | 3 | 14 | 73 | | 4.6% | 3.9% | |
| | 製造業 | 15.6% | 15.4% | 12.3% | 14.2% | 13 | 12 | 29 | 199 | | 15.4% | 15.7% | |
| | 電気・ガス・熱供給・水道業 | 1.9% + | 1.9% + | 1.1% + | 0.3% | 1 | 1 | 4 | 17 | | 0.0% | 0.0% | |
| | 情報通信業 | 1.1% | 1.1% | 0.9% | 0.8% | 0 | 0 | 3 | 16 | | 0.0% | 0.0% | |
| | 運輸業・郵便業 | 3.7% | 3.0% | 2.6% | 3.1% | 2 | 0 | 8 | 43 | | 6.2% | 2.0% | |
| | 卸売業・小売業 | 5.6% | 4.5% | 4.8% - | 8.8% | 5 | 2 | 10 | 82 | | 9.2% | 3.9% | |
| | 金融業・保険業 | 1.9% | 1.5% | 1.2% | 1.2% | 1 | 0 | 4 | 20 | | 3.1% | 0.0% | |
| | 不動産業・リース業 | 1.9% | 1.9% | 1.2% | 0.9% | 1 | 1 | 4 | 19 | | 1.5% | 2.0% | |
| | 学術研究・専門・技術サービス業 | 1.1% | 1.5% | 1.2% | 1.5% | 0 | 1 | 3 | 21 | | 0.0% | 2.0% | |
| | 宿泊業・飲食店 | 1.9% | 3.4% | 2.2% - | 3.4% | 0 | 4 | 5 | 36 | | 0.0% | 3.9% | |
| | 教育・学習支援業 | 4.1% | 4.5% | 2.3% | 2.4% | 2 | 3 | 9 | 33 | | 9.2% | 2.0% | |
| | 医療・福祉 | 10.7% | 10.9% | 7.7% | 6.2% | 7 | 7 | 22 | 123 | | 9.2% | 11.8% | |
| | その他のサービス業 | 5.6% | 6.4% | 5.7% | 5.2% | 2 | 4 | 13 | 97 | | 4.6% | 9.8% | |
| | 公務 | 1.5% | 1.9% | 2.0% | 1.7% | 1 | 2 | 3 | 36 | | 1.5% | 2.0% | |
| | その他の産業/複合産業/分類不能 | 2.2% | 1.5% | 1.4% | 2.1% | 2 | 0 | 4 | 22 | | 1.5% | 0.0% | |
| | 働いていない | 31.1% - | 30.8% - | 44.8% + | 40.4% | 23 | 21 | 61 | 814 | | 32.3% | 37.3% | |
| | # その他-不詳-DKNA | 0.7% | 0.8% | 0.9% | 1.4% | 1 | 1 | 1 | 16 | | 0.0% | 0.0% | |
| | 就業上の 地位 b | 正規雇用 | 35.6% x2=44.54 | 36.5% x2=34.62 | 26.9% - x2=486.85 | 30.4% | 23 | 24 + | 73 + | 433 - | x2=47.73 | 33.8% | 41.2% |
| 非正規雇用 | | 16.7% p<.001** | 16.9% p<.001** | 16.3% p<.001** | 16.2% | 11 | 11 | 34 | 278 | p<.001** | 18.5% | 9.8% | |
| 自営業主 | | 11.5% | 11.3% | 8.4% | 7.6% | 5 | 4 | 26 + | 138 | | 9.2% | 9.8% | |
| 法人経営者 | | 4.4% | 3.8% | 2.1% | 2.8% | 4 + | 2 | 8 | 29 - | | 4.6% | 2.0% | |
| 主婦・主夫 | | 8.9% | 7.5% | 12.9% + | 5.2% | 8 | 4 | 16 - | 237 + | | 16.9% | 23.5% | |
| 学生・生徒 | | 1.9% - | 2.6% - | 2.9% - | 13.8% | 0 | 2 | 5 | 53 | | 10.8% | 3.9% | |
| 無職・失業中 | | 1.9% | 2.3% | 4.0% + | 2.4% | 2 | 3 | 3 - | 75 | | 1.5% | 3.9% | |
| 退職者・引退など | | 18.9% | 19.2% | 25.8% + | 19.1% | 13 | 13 | 38 - | 466 + | | 3.1% | 5.9% | |
| # その他-不詳-DKNA | | 0.4% | 0.0% | 0.5% | 2.6% | 1 | 0 | 0 | 10 | | 1.5% | 0.0% | |
| 教育歴 c 在学中含む | | 前期中等教育程度 | 7.4% - x2=36.96 | 6.0% - x2=63.69 | 11.8% - x2=55.16 | 16.6% | 7 | 3 | 13 - | 219 + | x2=35.31 | 6.2% | 0.0% |
| | | 後期中等教育程度 | 38.5% p<.001** | 34.6% p<.001** | 42.6% p<.001** | 43.9% | 32 | 20 | 72 - | 751 + | p<.001** | 35.4% | 27.5% |
| | 短期高等教育程度 | 21.1% | 21.4% | 19.5% | 19.9% | 12 | 12 | 45 | 331 | | 20.0% | 35.3% | |
| | 高等教育程度 | 30.7% + | 35.3% + | 23.5% + | 18.8% | 14 | 25 + | 69 + | 375 - | | 36.9% | 35.3% | |
| | # その他-不詳-DKNA | 2.2% | 2.6% | 2.5% | 0.8% | 2 | 3 | 4 | 43 | | 1.5% | 2.0% | |
| 居住地エリア a | 東部 | 30.7% x2=4.33 | 32.0% x2=1.52 | 31.4% x2=2.88 | 33.1% | 19 | 21 | 64 | 540 | x2=7.19 | 27.7% | 35.3% | |
| | 中部 | 21.1% p=.23 n.s. | 19.9% p=.68 n.s. | 19.7% p=.41 n.s. | 19.4% | 18 | 14 | 39 | 334 | p=.62 n.s. | 27.7% | 13.7% | |
| | UPZ:31km | 28.9% | 27.4% | 25.1% | 24.6% | 19 | 14 | 59 | 424 | | 26.2% | 37.3% | |
| | 西部 | 19.3% | 20.7% | 23.7% | 22.8% | 11 | 14 | 41 | 420 | | 18.5% | 13.7% | |
| | # 不詳-NA | 0.0% | 0.0% | 0.0% | — | — | — | — | — | | 0.0% | 0.0% | |
| 会場までの 所要時間 a | 15分以内 | 14.8% x2=5.53 | 12.4% x2=2.57 | 13.0% x2=0.44 | 12.7% | 13 | 6 | 27 | 220 | x2=18.21 | 20.0% | 9.8% | |
| | 30分以内 | 9.3% p=.35 n.s. | 9.8% p=.77 n.s. | 10.3% p=.99 n.s. | 10.3% | 9 | 10 | 16 | 176 | p=.25 n.s. | 7.7% | 7.8% | |
| | 60分以内 | 33.7% | 32.3% | 29.0% | 29.2% | 22 | 17 | 69 | 487 | | 40.0% | 41.2% | |
| | 90分以内 | 32.6% | 35.7% | 35.4% | 35.5% | 20 | 27 | 68 | 611 | | 29.2% | 35.3% | |
| | 120分以内 | 7.8% | 7.5% | 9.9% | 9.9% | 3 | 2 | 18 | 180 | | 3.1% | 2.0% | |
| | 120分超 | 1.9% | 2.3% | 2.4% | 2.6% | 0 | 1 | 5 | 43 | | 0.0% | 3.9% | |
| | # 不詳-DKNA | 0.0% | 0.0% | 0.1% | — | — | — | — | — | | 0.0% | 0.0% | |
| 居住住宅 b | 持ち家 | 82.6% + x2=34.95 | 83.5% + x2=36.72 | 84.3% + x2=428.82 | 66.4% | 56 | 55 | 167 | 1451 | x2=11.36 | 81.5% | 92.2% | |
| | 民間賃貸住宅 | 13.7% - p<.001** | 13.2% - p<.001** | 10.9% - p<.001** | 25.6% | 9 | 7 | 28 | 180 | p=.96 n.s. | 15.4% | 2.0% | |
| | 公的賃貸住宅 | 1.1% | 1.5% | 1.3% - | 2.7% | 0 | 1 | 3 | 22 | | 0.0% | 3.9% | |
| | 社宅・公務員住宅 | 1.5% | 1.1% | 1.1% - | 2.7% | 1 | 0 | 3 | 19 | | 1.5% | 0.0% | |
| | 寮・寄宿舎 | 0.4% | 0.4% | 0.2% - | 1.7% | 0 | 0 | 1 | 4 | | 1.5% | 2.0% | |
| | 医療・社会福祉施設 | 0.0% | 0.0% | 0.8% + | 0.1% | 0 | 0 | 0 | 17 | | 0.0% | 0.0% | |
| | その他 | 0.0% | 0.0% | 0.3% | 0.8% | 0 | 0 | 0 | 7 | | 0.0% | 0.0% | |
| | # 不詳-DKNA | 0.7% | 0.4% | 1.0% | 0.0% | 1 | 0 | 1 | 19 | | 0.0% | 0.0% | |
| | 婚姻状況 b | 有配偶 | 73.3% + x2=21.56 | 73.7% + x2=21.15 | 68.7% + x2=99.62 | 59.6% | 47 | 45 | 151 | 1167 | x2=7.01 | 72.3% | 74.5% |
| | | 離別・死別 | 10.7% p<.001** | 9.4% - p<.001** | 14.0% p<.001** | 14.5% | 9 | 5 | 20 | 254 | p=.32 n.s. | 10.8% | 5.9% |
| 未婚 | | 15.2% - | 16.5% - | 15.7% - | 25.0% | 10 | 13 | 31 | 269 | | 16.9% | 19.6% | |
| # 不詳-DKNA | | 0.7% | 0.4% | 1.5% | 0.9% | 1 | 0 | 1 | 29 | | 0.0% | 0.0% | |



| | | | | | | | | | | | | | | | |
|-------------------------------|----------------|-------|--------------------------|-------|-------------------------|-------|--------------------------|-------|----|----|-----|------|-----------------------|-------|-------|
| 小学生以下の子ども b | 同居あり | 15.6% | x ² =0.20 | 16.5% | x ² =0.00 | 13.5% | - x ² =14.42 | 16.6% | 7 | 9 | 35 | 225 | x ² =3.04 | 13.8% | 21.6% |
| | 同居なし・不詳-DKNA | 84.4% | p=.65 n.s. | 83.5% | p=.99 n.s. | 86.5% | + p<.001** | 83.4% | 60 | 54 | 168 | 1494 | p=.39 n.s. | 86.2% | 78.4% |
| 第48回衆議院議員総選挙 (2017年) d | 投票した | 84.8% | + x ² =102.90 | 83.1% | + x ² =90.27 | 80.7% | + x ² =589.73 | 56.3% | 57 | 47 | 173 | 1379 | x ² =4.92 | 90.8% | 82.4% |
| | 投票していない | 12.2% | - p<.001** | 13.9% | - p<.001** | 16.1% | - p<.001** | 43.7% | 10 | 13 | 23 | 285 | p=.178 | 9.2% | 13.7% |
| | ## 選挙権なし | 1.9% | | 2.6% | | 1.5% | | — | 0 | 2 | 5 | 24 | | 0.0% | 3.9% |
| | # DKNA | 1.1% | | 0.4% | | 1.7% | | — | 0 | 1 | 2 | 31 | | 0.0% | 0.0% |
| 浜岡原発再稼働 県民投票条例の直接請求 (2012年) e | 署名した | 8.1% | x ² =11.8 | 9.0% | + x ² =9.94 | 4.4% | x ² =1.56 | 5.4% | 4 | 6 | 18 | 62 | x ² =16.58 | 9.2% | 3.9% |
| | 署名していない・覚えていない | 81.5% | p<.001** | 81.2% | - p=.002** | 87.9% | p=.21 n.s. | 94.6% | 57 | 53 | 163 | 1531 | p<.001** | 76.9% | 88.2% |
| | ## 選挙権なし | 8.9% | | 9.0% | | 6.7% | | — | 4 | 4 | 20 | 110 | | 13.8% | 7.8% |
| | # DKNA | 0.0% | | 0.0% | | 0.0% | | — | 2 | 0 | 2 | 16 | | 0.0% | 0.0% |

#は適合度検定と独立性検定で、##は適合度検定でのみ除外したカテゴリ。

+記号は適合度検定後の二項検定、独立性検定後の残差分析で有意に高かったもの、-記号は低かったものを示す。

静岡県の統計情報は、a:「静岡県選挙人名簿登録者数(平成30年12月1日定時登録)」、b「平成27年国勢調査」、c「平成29年就業構造基本調査」、d「平成29年10月22日執行衆議院議員総選挙最高裁判所裁判官国民審査結果調(小選挙区)」、e「静岡県『中部電力浜岡原子力発電所の再稼働の是非を問う県民投票条例』制定請求に係る経緯より」による。調査票の選択肢・統計情報のカテゴリを一部組み替えている。

られなかった。

社会的属性をまとめると、調査票回答者群で比率が低く、潜在参加者群で高いのは男性、正規雇用者であった。反対に調査回答者群では高く、潜在参加者群で低くなったのは女性であり、主夫・主婦や退職者などの働いていない層である。世帯状況では、持ち家、有配偶、高学歴層が調査票回答者群でも、潜在参加者群でも高い構成比率となった。対面型とオンライン型との相違については、「オンライン型のみ」では女性、70代の参加が抑制され、高等教育程度と正規雇用及び自営業主が多くなる傾向がある。一方で、「対面型のみ」では性別と教育歴による有意差は見られず、年齢では50代の参加が、就業上の地位では法人経営者が多くなっている。

次に、関心と意見の分布を見ていく。2017年の第48回衆議院総選挙で投票した割合は、対面型とオンライン型ともに、静岡県全体の投票率に比べ高くなっていた。調査票回答者群も同様で8割を超えている。2012年「浜岡原発再稼働の是非を住民投票で決める条例制定のための直接請求」で署名経験がある割合も、対面型、オンライン型ともに潜在参加者群で高い傾向があり、制度的な政治参加や当該テーマに関心のある人が討議イベントに集まりやすい傾向がうかがえる。独立性検定では、衆議院選挙での投票の有

無に有意差は見られない。県民投票条例制定への署名経験は「どちらでも良い」「オンライン型のみ」で有意に多く、「対面型」は有意差がない。

テーマに関する意見分布は静岡県全体のデータがないため、調査票回答者群との比較で見ていく。それぞれの設問で「わからない」「どちらでもない」「無回答」を「中間・無意見」、それ以外の回答を「意見あり」と分類して、意見ありの比率を表2に示した。本調査の主要なテーマである浜岡原発再稼働や県民投票実施の是非では、対面型とオンライン型ともに、調査票回答者群よりも意見ありの比率が有意に高く、ここでも意見が明確な人が集まりやすい傾向が確認できた。さらに、エネルギーおよび原発と意思決定のあり方についての設問でも、潜在参加者群は調査票回答者群と比較して、全体的に意見ありを選ぶ比率が高い傾向であった。一方、対面型とオンライン型を比較すると、オンライン型のみ有意に高い結果となった設問が4つあり、その逆はない。独立性検定でも「オンライン型のみ」が3項目、「対面型のみ」は1項目のみで有意差が見られた。意見についての設問はテーマの争点がある程度網羅していることから、オンライン型の潜在参加者の方が、テーマについての意見が明確な人が多いと言える。

表2 参加表明者および調査票回答者の浜岡原発再稼働と県民投票の是非についての意見

| | 適合度検定 | | | 独立性検定 | | | | |
|-------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------|--------------|----------------|---------------|---------------|---------------------|
| | 潜在参加者群 | | 調査票 回答者群 (A+B+C+D) | 議論イベントへの参加意思 | | | | |
| | 対面型 (A+C) | オンライン型 (B+C) | | 対面型 のみ A | オンライン 型のみ B | どちらでも 良い C | 参加希望 しない D | |
| 回答者 (n) | 270 | 266 | 2,052 | 67 | 63 | 203 | 1,719 | |
| 浜岡原発再稼働・県民投票 | | | | | | | | |
| 浜岡原発再稼働の賛否 | 79.3% + x2=10.96, p<.001** | 80.8% + x2=14.78, p<.001** | 70.0% | 74.6% | 81.0% | 80.8% + | 68.2% - | x2=18.26, p<.001** |
| 県民投票実施の是非 | 87.4% + x2=9.01, p=.003** | 87.2% + x2=8.42, p=.004** | 80.1% | 86.6% | 85.7% | 87.7% + | 78.8% - | x2=12.25, p=.01* |
| 再稼働で考慮されるべき地域 | | | | | | | | |
| 直接的な被害が想定される地域 | 85.9% x2=3.89, p=.05* | 88.3% + x2=8.82, p=.003** | 81.2% | 77.6% | 87.3% | 88.7% + | 80.3% - | x2=10.49, p=.02* |
| 風評被害が想定される地域 | 89.6% x2=0.96, p=.33 n.s. | 91.7% x2=4.05, p=.04* | 87.7% | 83.6% | 92.1% | 91.6% | 87.2% | x2=5.45, p=.14 n.s. |
| 産業・雇用・財政の悪化が懸念される地域 | 70.0% x2=1.89, p=.17 n.s. | 69.9% x2=1.80, p=.18 n.s. | 66.0% | 73.1% | 73.0% | 69.0% | 65.2% | x2=4.25, p=.24 n.s. |
| これまで原発を受け入れてきた御前崎市 | 74.1% x2=0.03, p=.87 n.s. | 77.1% x2=1.61, p=.20 n.s. | 73.6% | 70.1% | 82.5% | 75.4% | 73.2% | x2=3.45, p=.33 n.s. |
| 原発の電気を消費する都市部 | 81.9% + x2=8.31, p=.004** | 83.1% + x2=11.03, p<.001** | 74.2% | 79.1% | 84.1% | 82.8% + | 72.6% - | x2=14.14, p=.003** |
| 再稼働を判断すべき主体 | | | | | | | | |
| 自治体の同意なしに電力会社が判断 | 85.6% x2=0.03, p=.86 n.s. | 86.8% x2=0.58, p=.45 n.s. | 85.2% | 85.1% | 90.5% | 85.7% | 84.9% | x2=1.53, p=.68 n.s. |
| 日本政府の責任 | 79.6% x2=1.21, p=.27 n.s. | 80.1% x2=1.60, p=.21 n.s. | 76.8% | 74.6% | 76.2% | 81.3% | 76.4% | x2=2.65, p=.45 n.s. |
| 地方議会・知事・市町村長の責任と判断 | 80.4% + x2=5.49, p=.02* | 83.1% + x2=11.13, p<.001** | 74.1% | 73.1% | 84.1% | 82.8% + | 72.8% - | x2=12.84, p=.005** |
| 専門家の判断 | 79.3% x2=4.54, p=.03* | 80.5% + x2=6.53, p=.01* | 73.5% | 77.6% | 82.5% | 79.8% + | 72.3% - | x2=8.62, p=.04* |
| 一般の人びとの意思 | 65.9% x2=0.00, p=.96 n.s. | 69.5% x2=1.67, p=.20 n.s. | 65.8% | 61.2% | 76.2% | 67.5% | 65.4% | x2=4.04, p=.26 n.s. |
| 再稼働をすべき・すべきでない理由 | | | | | | | | |
| 電力の安定供給 | 81.5% x2=3.25, p=.07 n.s. | 83.1% + x2=5.81, p=.02* | 76.9% | 79.1% | 85.7% | 82.3% | 75.8% | x2=7.39, p=.06 n.s. |
| ベースロード電源の役割 | 60.0% + x2=16.74, p<.001** | 63.9% + x2=28.50, p<.001** | 47.6% | 53.7% | 69.8% + | 62.1% + | 44.8% - | x2=35.97, p<.001** |
| 発電コストの優位性 | 69.3% + x2=7.63, p=.006** | 68.8% + x2=6.69, p=.010** | 61.1% | 67.2% | 65.1% | 70.0% + | 59.6% - | x2=9.71, p=.02* |
| 気候変動対策 | 73.0% x2=4.96, p=.03* | 77.8% + x2=15.13, p<.001** | 66.6% | 61.2% | 81.0% + | 76.8% + | 65.0% - | x2=18.17, p<.001** |
| 高レベル放射性廃棄物処分施設が未定 | 84.8% x2=1.73, p=.19 n.s. | 87.2% + x2=5.37, p=.02* | 81.7% | 80.6% | 90.5% | 86.2% | 80.9% | x2=6.77, p=.08 n.s. |
| 核兵器開発や安全保障の観点 | 73.0% + x2=19.20, p<.001** | 73.7% + x2=21.06, p<.001** | 59.9% | 68.7% | 71.4% | 74.4% + | 57.4% - | x2=27.77, p<.001** |
| 原発の安全確保は可能 | 81.9% + x2=10.10, p=.001** | 82.7% + x2=12.04, p<.001** | 73.3% | 80.6% | 84.1% + | 82.3% + | 71.6% - | x2=16.61, p=.001** |
| 広域避難計画で円滑に避難可能 | 81.1% x2=1.64, p=.20 n.s. | 80.5% x2=1.02, p=.31 n.s. | 77.9% | 80.6% | 77.8% | 81.3% | 77.4% | x2=1.91, p=.59 n.s. |
| 経済発展や雇用の促進 | 65.6% + x2=10.62, p=.001** | 64.3% + x2=7.94, p=.005** | 55.7% | 71.6% + | 66.7% | 63.5% + | 53.8% - | x2=17.68, p=.001** |
| 立地自治体の財政を安定化 | 74.4% + x2=13.49, p<.001** | 76.7% + x2=19.43, p<.001** | 63.7% | 64.2% | 73.0% | 77.8% + | 61.7% - | x2=22.99, p<.001** |

数値はそれぞれの設問で「意見がある」回答者の割合。

+記号は適合度検定後の二項検定、独立性検定後の残差分析で有意に高かったもの、-記号は低かったものを示す。

5. 考察

まず、対面型、オンライン型ともに女性の討議参加比率が低いことが確認された。この傾向は多くの先行研究で言及されている。柳瀬 (2013) は、エネルギー DP で女性参加比率が低かった理由として、子どものいる世帯では女性は外泊が難しかったのではと推論している。しかし、今回の調査では、配偶者の有無では未婚者と死別・離別者が過少に、有配偶者が過大に代表される傾向にある。他方、小学生以下 (12歳以下) の子どもの有無では有意差は見られなかった。男女別で見ると、対面型とオンライン型いずれも未婚

女性と既婚女性の潜在参加率に差はなく、男性は既婚の潜在参加率がやや高い。小さな子どもの同居の有無でも、女性は潜在参加率に大差がなく、男性は子どもが同居している方がやや高い結果であった。したがって、配偶者や小さな子どもの有無に関わらず、女性は参加表明しにくいと言える。一方、県民投票の署名活動経験率は女性の方が高く、男性に比べて当該テーマへの関心が低いとは必ずしも言えない。しかし、エネルギーや原発と意思決定についての意見から見ると、ほとんどの設問において「中間・無意見」を選択した割合は女性の方が高かった。意見の不明確さが女性の低参加率に関係している可能性がある。



| イベント当日参加者(人) | |
|--------------|-----------------|
| 対面型 当日参加者 | オンライン型 初日参加者 |
| 65 | 51 |
| 73.8% | 82.4% |
| 84.6% | 88.2% |
| 89.2% | 90.2% |
| 90.8% | 92.2% |
| 67.7% | 78.4% |
| 75.4% | 74.5% |
| 84.6% | 86.3% |
| 81.5% | 86.3% |
| 76.9% | 74.5% |
| 75.4% | 76.5% |
| 78.5% | 80.4% |
| 53.8% | 64.7% |
| 86.2% | 86.3% |
| 56.9% | 62.7% |
| 66.2% | 72.5% |
| 76.6% | 80.4% |
| 81.5% | 94.1% |
| 80.0% | 64.7% |
| 84.6% | 88.2% |
| 84.4% | 78.4% |
| 65.6% | 58.8% |
| 75.0% | 82.4% |

また、オンライン実施は、先行研究が指摘している性別、学歴における代表性の歪みを必ずしも是正しないことが明らかになった。オンライン型の方が女性の参加率がさらに低くなり、70代の参加を抑制する傾向がある。教育歴も、DPで生じる高学歴層が過大に代表される傾向をオンライン型はむしろ強めてしまうことが示唆された。ただし、今回の実験で、世代における調査票回答者群での70代の過大代表を、結果的に母集団に近づけた点には注意が必要である。オンライン型の傾向には、インターネットの利用状況における差が反映されていると考えられる。橋元(2018)は、利用機器・内容を問わない「汎ネット利用時間」を目的変数とする重回帰分析の結果、年齢が若いほど、学歴が高いほど、女性より男性ほど、利用時間が長くなることを指摘している。内閣府の調査でも、インターネットの利用頻度は男性の方が高く、インターネット利用に対する不安感は女性の方が高い(内閣府, 2015)。オンラインでの実施は時空間の制約が少ないが、対面型に比べて、女性、高齢者、低学歴層を排除してしまう傾向がより大きいと言える。

一方、居住地と会場までの時間距離では有意差が見られなかった。菅原(2012)が指摘するように、対面型では時間距離が大きい場合には参加率が下がることが想定された。それにもかかわらず、対面型で有意差が生じなかった理由として、本調査が県レベルで実施されたことが考えられる。全国規模で行われる場合、交通の便が悪いところでは会場との時間距離は相当に大きくなるが、静岡県範囲では対面型でも時

間距離が参加意欲に及ぼす影響は比較的小さかった可能性がある。

当該テーマへの関心が高い人、意見が明確な人の参加率が高くなる傾向は、菅原(2012)や木下・田中(2015)の指摘と同様である。対面型と比べて、オンライン型の潜在参加者の方がより明確な意見を持つ理由は、本調査だけでは分からない。オンライン型の潜在参加者は日ごろSNS等で投稿や議論を頻繁に行う人が比較的多かったと仮定すると、フィルタリングや集団分極化(Sunstein, 2017)の影響も考えうる。一方で、ネット利用が分極化をもたらすことに懐疑的な議論もあり(たとえば、田中・浜屋, 2018)、この点についてはさらなる調査が必要となる。

6. 結論と展望

本稿では、対面型とオンライン型のDPへの潜在的参加者層がどのように異なっているのかを、テーマと時期がコントロールされた状況で比較検討した。結果、対面型で生じうる参加者の偏りを、オンライン型によって解決することは現時点では難しいことが明らかになった。オンライン実施では距離の要因による参加者構成の歪みが生じづらいことが想定されるが、静岡県規模で実施した本調査では対面型との差は確認できなかった。世代では、70代を排除してしまう恐れがある。性別と教育歴では、これまで指摘されてきた男性と高学歴層が過大に代表されるDPの傾向を、オンライン型はむしろ強めてしまう可能性が示唆された。意見についても、オンライン型では意見が明確な人をより過大に代表する傾向が示された。

また、本調査では、調査票調査の回答者についても検討した。典型的なDPにおいて質問調査の回答者から討議参加者を募る以上、質問調査の無回答バイアスが参加者の代表性に大きく影響する。参加者の代表性を確保する手法を考案するうえでも、偏りの原因が質問調査での無回

答バイアスなのか、討議参加表明段階での自己選択バイアスなのか、見極める必要がある。

社会調査の手法として、DPを含むオンライン型ミニパブリクスによる熟議は、技術発展とともに今後ますます政策決定等に利用されていく可能性がある。その課題を参加者の観点から明らかにした本研究は、今後実施されるオンライン型ミニパブリクスに、学術的にも実践的にも示唆を与えるものである。もちろん、前述のように本稿は最終的な参加者を分析したものではない。また、社会実験という性質もあり、移動時間を含めた拘束時間と謝金額の違いをコントロールできておらず、厳密には「対面型、1日で7時間、謝金7,000円+交通費」と「オンライン型、10日間で

5時間、謝金5,000円」というシナリオ間での比較にとどまっている。今後、対面型、オンライン型ともに、DPへの参加意思とその理由が、テーマ、報酬、開催地、規模等々の要因とどう関連しているのかを明らかにしていく必要がある。本研究の知見を、さらなる調査に活かしていくことが期待される。

謝辞

本研究は、JST CREST (JPMJCR15E1) の助成を受け、静岡大学人を対象とする研究に関する倫理審査の承認 (17-45) を得て実施された。

注

- 1) Deliberative Polling®は、Fishkinの登録商標であり、正式に名乗るためには、スタンフォード大学 Center for Deliberative Democracy の公認を得なければならない。一方、Deliberative Pollingを模した非公認のDPも数多く実施されている(菅原, 2013)。本稿では公認・非公認を問わず一般市民を対象とした熟議の試みをDPとして扱う。
- 2) 参加者間の感情的な結びつきと相互理解を重視する立場から、Center for Deliberative Democracyでは参加者が対面型に近い経験ができる音声やビデオによるリアルタイム会議を採用している(Iyengar et al., 2003)。
- 3) DPは世界中で多数実施されている。しかし、参加者の代表性という観点から考えたとき、日本と他国とでは政治参加の文脈が大きく異なるため、単純な比較は困難である。本稿は、日本の事例に焦点を絞り、海外事例との比較には言及しない。
- 4) 海外で実施された事例でも、高学歴、男性、高齢者の比率が高くなる傾向が報告されている(Fishkin, 2009a, 訳, 2011; 坂野, 2010)。
- 5) 曾根(2012)は、男女比について、仮に女性が半分まで増えた場合にもゼロシナリオの選好は強まると予想できることから、結論には変化は出ないとしている。
- 6) エネルギー DPと同時期に川崎市民を対象に実施された「エネルギー・環境戦略市民討議」でも、参加者の男女比は2:1だった(宮城・柳下, 2013)。
- 7) 実査は外部機関への委託は行わず、静岡大学情報学部中澤高師研究室として実施した。
- 8) 抽出方法及び調査票の構成や設問は「浜岡原発の再稼働と地元合意についての意識調査」Webサイト (<https://lap.inf.shizuoka.ac.jp/>) を参照のこと。
- 9) 回答用のボールペンを同封し、調査期間中にお礼と督促を兼ねた葉書を郵送した。
- 10) 具体的な施設会場名は、参加表明者のみに後日通知した。
- 11) 潜在参加者のうち当日(初日)参加者は、「参加できる」は61人中44人、「予定がわからない・参加を迷っている」は272人中71人であった。「参加できる」が割合は高いものの、「予定がわからない・参加を迷っている」からも一定の参加があり、絶対数としては「参加できる」よりも多かった。調査票調査の実施時期は熟議イベント開催の2か月以上前であったため、参加意思があっても、調査票回答時点では予定が未確定の回答者が一定数いたと推察される。また「参加できる」と回答した対象者でも17人が結果的



- に参加していない。以上から、今回の分析では「予定がわからない・参加を迷っている」も潜在参加者を含むこととした。
- 12) 意思確認の段階で依頼した形式とは逆の形式での参加を希望した場合、希望の方式に参加できるようにした。
- 13) 統計量はR version 4.0.1 (<https://www.R-project.org/>) で計算した。
- 14) 静岡県 43 自治体の役場から静岡駅までの所要時間を Google マップ (<https://www.google.co.jp/maps/>) を用いて推定した。条件は公共交通機関 (新幹線・鉄道・バス・徒歩) 利用、日曜日午前 10 時到着 (10 時に到着できない場合は当日始発で出発) として計算した (最短 7 分: 静岡市葵区, 最長 3 時間 47 分: 南伊豆町)。

文献

- 馬場健司・小杉素子, 2013, 「熟議による社会的意思決定プロセスの課題——エネルギー・環境問題に関する2つの討論型世論調査からの示唆」電力中央研究所報告 (Y12016), 電力中央研究所。
- BSE問題に関する討論型世論調査実行委員会, 2012, 「BSE問題に関する討論型世論調査報告書」科学研究費補助金 (22300301) 報告書, 北海道大学。
- エネルギー・環境の選択肢に関する討論型世論調査第三者検証委員会, 2012, 『エネルギー・環境の選択肢に関する討論型世論調査検証報告書』。
- エネルギー・環境の選択肢に関する討論型世論調査実行委員会, 2012, 『エネルギー・環境の選択肢に関する討論型世論調査調査報告書』。
- エネルギー・環境の選択肢に関する討論型世論調査監修委員会, 2012, 『エネルギー・環境の選択肢に関する討論型世論調査監修委員会報告書』。
- Fishkin, J. S., 2009a, *When the People Speak: Deliberative Democracy and Public Consultation*, NY: Oxford University Press. (曾根泰教監修・岩木貴子訳, 2011, 『人々の声が響き合うとき——熟議空間と民主主義』早川書房。)
- , 2009b, “Virtual Public Consultation: Prospects for Internet Deliberative Democracy”, T. Davies & S. P. Gangadharan eds., *Online Deliberation: Design, Research, and Practice*, Chicago: University of Chicago Press.
- Hartz-Karp, J. & B. Sullivan, 2014, “The Unfulfilled Promise of Online Deliberation”, *Journal of Public Deliberation*, 10 (1): 1-5.
- 橋元良明, 2018, 「『情報通信メディア利用時間調査』の5年間データに見るテレビとネットの時間的侵蝕関係——若年層の分析を中心に」『情報通信政策研究』1 (2): 1-14.
- 林香里, 2013, 「討論型世論調査でめざした民主主義の『実験』は成功したか?」『Journalism』221: 24-39.
- 細井優子, 2014, 「エネルギー政策をめぐる『国民的議論』——2012年討論型世論調査 (原発 DP) の検証」『政策と調査』6: 77-94.
- Ida, M., G. Morio, K. Iwasa, T. Tatsumi, T. Yasui & K. Fujita, 2019, “Can You Give Me a Reason?: Argument-inducing Online Forum by Argument Mining”, *Proceedings of WWW'19*, NY: ACM, 3545-3549.
- Iyengar, S., R. Luskin, & J. S. Fishkin, 2003, “Facilitating Informed Public Opinion: Evidence from Face-to-face and Online Deliberative Polls”, *Research Papers of Political Communication Lab*, Stanford University, (Retrieved Nov. 28, 2019, <https://pcl.stanford.edu/common/docs/research/iyengar/2003/facilitating.pdf>).
- 和泉徹彦, 2014, 「市民が選ぶ子育て支援施策——川崎市における討論型世論調査の実施」『生活経済学研究』39: 79-88.
- 慶應義塾大学 DP 研究会, 2010a, 『市民 1000 人調査, 200 人討論』調査報告書。
- , 2010b, 『藤沢の選択, 1 日討論』調査報告書。
- 慶應義塾大学 DP 研究センター, 2012, 『年金をどうする～世代の選択』調査報告書。
- 木下健・田中宏樹, 2015, 「公共的討議は、『代表性』の確保に成功したか——『エネルギー・環境の選択肢に関する討論型世論調査』に関する定量評価」『同志社政策科学研究』16 (2): 15-25.
- Klein, M., 2012, “Enabling Large-scale Deliberation Using Attention-mediation Metrics”, *Computer Supported Cooperative Work*, 21 (4-5): 449-473.
- 宮城崇志・柳下正治, 2013, 「討論型世論調査の手

- 法を用いた民間独自調査の試み——3.11後のエネルギー・環境の選択肢に関する国民的議論』『地球環境学』8: 79-112.
- 村上桂子・荒牧央, 2011, 「日本初実施・全国版『討論型世論調査』——問い直される世論調査と放送メディア』『放送研究と調査』61 (8): 70-7.
- 内閣府, 2015, 『インターネット上の安全・安心に関する世論調査』.
- 日本学術会議社会学委員会討論型世論調査分科会, 2016, 「高レベル放射性廃棄物の処分をテーマとしたWeb上の討論型世論調査」.
- Nishida, T., Takanori Ito & Takayuki Ito, 2018, “Verification of Consensus Building Support System on Large-scale Social Experiment Where Celebrities Participate in Discussion”, *Proceedings of the 3rd IEEE International Conference on Agents.*; 126-131.
- 荻上チキ, 2007, 『ウェブ炎上——ネット群集の暴走と可能性』筑摩書房.
- Rantanen, K., 2019, “Debating Policy Decisions after the EU Referendum: Experiences from the UK’s First Online Deliberative Polling Event,” *What UK Thinks: EU*, May 22, 2019 (Retrieved Jan. 10, 2020, <https://whatukthinks.org/eu/deliberative-polling-event/>).
- 坂野達郎, 2010, 「討議民主主義手法としてのDPの意義と課題——神奈川県DPから見てきたこと」『計画行政』33 (3): 21-28.
- , 2012, 「討論型世論調査 (DP) ——民意の変容を世論調査で確かめる」篠原一編『討議デモクラシーの挑戦——ミニ・パブリックスが拓く新しい政治』岩波書店: 3-31.
- , 2013, 「ミニ・パブリックスを活用した討議デモクラシーの可能性——神奈川県 Deliberative Poll実験を題材にして」『公共選択』59: 48-65.
- , 2017, 「討論型世論調査をめぐって——『高レベル放射性廃棄物の処分をテーマとしたWeb上の討論型世論調査』のシンポジウムから (2)」『日本原子力学会誌ATOMO』59 (5): 268-272.
- 札幌市・慶應義塾大学 DP研究センター, 2014, 『討論型世論調査『雪とわたしたちの暮らし』調査報告書』.
- 篠原一編, 2012, 『討議デモクラシーの挑戦——ミニ・パブリックスが拓く新しい政治』岩波書店.
- 曾根泰教, 2012, 「030年原発ゼロ支持47%の衝撃 討論型世論調査からなにがみえたか。」『東京人』27 (14): 116-123.
- 菅原琢, 2012, 「公開データから得られる『エネルギー・環境の選択肢に関する討論型世論調査』の教訓」『中央調査報』661: 1-7.
- , 2013, 「岐路に立つ日本の討論型世論調査」『社会と調査』11: 138-143.
- Sunstein, C. R., 2017, *#Republic: Divided Democracy in the Age of Social Media*, NJ: Princeton University Press.
- 田中辰雄・浜屋敏, 2018, 「ネットは社会を分断するのか——パネルデータからの考察」富士通総研経済研究所『研究レポート』462: 1-25.
- 柳瀬昇, 2012, 「公共政策をめぐる民主的討議の実験的創設——わが国における初めての本格的な討論型世論調査の実施の概況」『駒澤大学法学部研究紀要』70: 55-144.
- , 2013, 「公共政策の形成への民主的討議の実験の実装——エネルギー・環境の選択肢に関する討論型世論調査の実施の概況」『駒澤大学法学部研究紀要』71: 53-186.
- 吉田純, 2000, 『インターネット空間の社会学——情報ネットワーク社会と公共圏』世界思想社.



パネルデータにおける 回答者の脱落要因

幸福な人ほど脱落するか？

The Determinants of Attrition in Panel Data: The happier they are, the more are they likely to drop out of panel surveys?

畑農鋭矢 HATANO, Toshiya

明治大学商学部 教授

竹下 諒 TAKESHITA, Ryo

常葉大学法学部 講師

本稿の目的は、公募型ウェブ調査のパネルデータを用いて、調査からの脱落要因を検証することである。分析の結果、幸福な人ほど脱落するという傾向を発見した。公募型調査である点を割り引く必要があるものの、この結果が一般性を持つとすれば、パネルデータを用いた幸福度研究では脱落率を考慮した補正を行う必要がある。

キーワード パネル調査, 脱落, 幸福度

1. 問題の所在

パネルデータは観察されない主体間の異質性を統制できる利点を有し、実証分析において欠かせないものとなっている。しかし、パネルデータにも死角がないわけではない。回答者の脱落 (attrition) である。特に脱落イベントの発生に何らかの原因がある場合、データに重大なバイアスが生じている可能性がある。もちろん、多くの研究者により対策手法も蓄積されてきており、三輪 (2016) がまとめるように、ウェイトによる補正法が確立しつつある。例えば、代表的な研究として Fitzgerald, Gottschalk and Moffitt (1998), Wooldridge (2002), Vandecasteele and Debels (2007) などが挙げられ、日本においても坂本 (2006) がこの方法による補正を試みている。

補正のためのウェイトには、プロビット関数やロジット関数を用いて脱落 (継続) 確率の推

定を行い、その予測確率の逆数を当てはめることが多い¹⁾。しかし、それゆえに、脱落の原因を観察できないケースでは適用できないし、観察できるケースでもモデルの特定化が誤っていると適切な補正ができない。ところが、脱落 (継続) の決定要因については必ずしも一致した見解が得られているとは言えない。

本稿は、独自に設計した「社会規範・政策選好・世論の形成メカニズムに関するパネル調査」を用いて、脱落率関数の推定を行い、脱落の要因を探ることを目的としている。データの特性上、社会規範、政策選好、世論などの意識変数を多く取り込むことができるが、その中で幸福度が脱落に大きな影響を及ぼしていることが分かった。パネルデータを用いた幸福度に関する研究は数多く見られるが、脱落を考慮せずに分析を行うと重大なバイアスを生じる可能性が示唆される。本研究で使用したデータは公募型のモニター調査であることから、ここでの結論がパネル調査

全体に当てはまると断言はできないが、今後の研究課題として貴重な情報であると考え。

2. 関連研究の整理

2.1. パネル調査の脱落要因

パネル調査の実施で先行するアメリカでは、古くから脱落者の特性を探ろうという研究がある。例えば、McArthur and Short (1985) や Kalton et al. (1990) において、女性、子ども有、高所得、持ち家などの属性が継続確率を高めることが指摘されている。1998年にはJournal of Human Resources誌において脱落分析の特集が組まれた。同誌特集号の中で、Michigan Panel Study on Income Dynamicsのデータを分析したFitzgerald, Gottschalk and Moffitt (1998) や Lillard and Panis (1998) は、脱落率を高める要因として年齢が高い、教育年数が短い、持ち家でない、結婚していない、居住地からの引っ越し経験・予定などの属性を見出している。

アメリカ以外の研究もある。Behr, Bellgardt and Rendtel (2005) は、EU諸国を対象としたEuropean Community Household Panelを用いて、若年層ほど脱落率が高く、既婚者に比べて配偶者と死別した者や未婚者は脱落しやすいことを指摘した。また、所得の影響は確認できるものの、単純な線形ではなく、学歴の影響はいくつかの国においてのみ認められた。Dutch Transportation Panelを用いたRidder (1992) は、脱落しやすい人の属性として、低所得、家長の教育年数が短い、大都市に居住、1台以上の車を所有などを挙げている。

これらの属性以外に、心理的な状態に着目した研究も散見される。前掲のKalton et al. (1990) によると、「人生において気分が落ち込んだことが一週間以上ある」と回答した人はパネル調査に継続参加しやすい。これに対して、台湾の10代の若者を対象とした調査を用いたHsieh, Wu and Shih (2004) によると、暴力行為・

犯罪行為が多い人、親からストレスを受けた人が調査から脱落しやすい。前者は心理状態が良好であるほど脱落しやすいことを示しているのに対して、後者はまったく逆の関係を示唆している。この点を実証的に検証する余地があり、最終節で再度議論する。また、心理状態とはやや異なるが、Salthouse (2014) は性格面で協調性と開放性を強く示す者ほどパネル調査を継続する傾向を見出した。開放性がパネルからの脱落を低く抑える可能性は、Richter, Körtner and Saßenroth (2014) でも指摘されている。

日本のパネル調査を用いた研究も確認しておこう²⁾。まず、代表的な研究として、田辺 (2012)、中川 (2012)、直井 (2007) を概観すると、主な脱落要因は、若年層、賃貸住宅(持ち家ではない)に居住、無業などである。また、一部の研究では、高齢、未婚、子どもと同居、健康状態がよくないなどが挙げられている。

これらの研究と対比すると、家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」(The Japanese Panel Survey of Consumers: JPSC)を用いた坂本 (2006) の結果はやや異なる。坂本 (2006) は無配偶と有配偶に分けて推定しており、無配偶のケースでは、年収が少ないことや経済的逼迫感、結婚予定のあることなどが重要な脱落要因と考えられる。有配偶のケースでは、新婚、正規就業が脱落要因となっているほか、親との同居は脱落率を有意に引き下げる。坂本 (2006) では年齢が重要な要因ではないことが注目されるが、JPSCが女性のみを対象としていることには注意が必要である。

研究によって少しずつ結果は異なるものの、日本においても年齢、収入、婚姻状況、住宅所有形態などの属性が脱落と関係している可能性は高いと考えてよいだろう。

2.2. モニター調査の特性

本研究では公募型のアクセスパネルを母集団とするウェブ調査によってデータを収集した。



このような調査は、通常の無作為抽出の調査と回答者の属性が異なることが指摘されており、脱落の傾向も通常のパネル調査とは異なるかもしれない。そこで、公募型のモニター調査の持つ特性を明らかにしようと試みた研究をいくつか紹介しておこう。

ウェブ調査の類型は、大隅・前田 (2007) に従うのが分かりやすい。すなわち、まず無作為抽出に象徴される確率型とアクセスパネルに頼る公募型(非確率型)に分類し、次に公募型を先着順型(計画サイズに達したら打ち切り)と常時オープン型(調査期間中は回答受け付け)に分類する。これらのうち、母集団が明確でないことから、調査の信頼性が問われることが多いのは公募型である。

公募型ウェブ調査の回答傾向が、確率型ウェブ調査や郵送調査等と異なるという報告は数多い。代表的には、樋口・中井・湊 (2012)、大隅・前田 (2008)、諸藤 (2007)、本多 (2006) などが挙げられる。これらに対して、前田ほか (2007) の比較実験によると、公募型のうち先着順型と常時オープン型の回答傾向に大差はない。

このような公募型調査に批判的な研究に対して、公募型調査の有用性を指摘する研究も散見される。例えば、出口 (2008) は、公募型調査と消費動向調査(訪問留置)の消費者態度指数を比較し、数値そのものは一致しないが、推移は似ていると指摘し、時系列変化の把握には有用ではないかとの見方を示した。萩原雅之 (2015) も、マクロミルの公募型ウェブ世論調査とマスコミの電話世論調査を比較し、その時系列推移が似ていることを確認した。変数間の関係性に注目して、公募型調査を擁護する研究もある。轟・歸山 (2014) は、公募型調査と無作為抽出の面接調査を比較し、各変数の分布は異なるものの、変数間の相関関係や回帰分析の結果はそれほど大きく異ならないとの結果を得た。

また、萩原牧子 (2009) は、回収率の低下による従来型調査の質の低下を指摘し、訪問留置の結果を真として公募型ウェブ調査の比較評価を

行うことは適切なのかという疑問について論じた。そこで、公募型ウェブ調査・訪問留置調査を国勢調査・就業構造基本調査と比較し、公募型ウェブ調査にバイアスはあるが、訪問留置調査にも同程度のバイアスがあるとの結論に達している。

今後の研究の発展を考えると、江口 (2015) の主張するように、公募型ウェブ調査の結果が不十分なものであるとしても、倍率補正や傾向スコアによる補正がうまく機能する可能性を意識すべきである。そのためには、公募型調査の特性を詳細に分析することが必要である。公募型ウェブ調査の脱落率について検証した研究は多くないが、山本 (2019) は、高精度で脱落率を予測できる要因は見出せないとしながらも、病気や貧困といったリスク経験、メンタルヘルスの悪化などが脱落率を引き上げる可能性を示した。

3. 分析の枠組み

3.1. 基本モデル

坂本 (2006) に倣って、モデルの基礎はMAR (missing at random) に従う。MARモデルでは、脱落するかどうかは t 期より前の情報に依存すると想定している。本稿で使用するデータに即して言えば、wave1からwave2にかけての脱落・継続の選択がwave1の情報に依存することになる。まず、 d_t を t 期における脱落・継続の状態を表す変数として、調査から脱落した場合には $d_t = 1$ 、継続して回答した場合には $d_t = 0$ としよう。ここで、 x_{t-1} を $t-1$ 期における情報を反映する変数、 θ を未知パラメータとして、脱落率関数 $\Pr(d_t = 1|x_{t-1}; \theta)$ を想定する。つまり、パネル調査に即して言えば、wave t の脱落要因をwave $t-1$ の属性や意識に求めることになる(本稿において t は2~5)。推定方法はプロビットであるが、ロジットを用いても基本的な結果は変わらなかった。

3.2. パネル調査の概要

本稿で用いるデータは、「社会規範・政策選好・世論の形成メカニズムに関するパネル調査」の5回分のパネルデータである(以下、本調査)。第1回調査(wave1)は2014年12月9日から12月12日(4日間)を調査期間とし、回収数は5,992となった。第2回調査(wave2)は2015年3月6日～3月13日(8日間)、第3回調査(wave3)は2015年7月31日～8月7日(8日間)、第4回調査(wave4)は2015年11月5日～11月13日(9日間)、第5回調査(wave5)は2016年2月16日～2月22日(7日間)に実施された。調査間隔は4ヶ月程度であり、一般的なパネル調査と比較すると短いことに注意が必要である。

本調査の主な目的は、人々の社会規範や政策選好、政治的立場などを調べることにあった。そのため、調査項目として政治的立場、様々な経済政策に関する賛否の態度などを広範に尋ねている。質問項目は多岐にわたり、紙幅の制約から、ここにすべてを列挙することは難しい。より詳細な情報は、竹下・野地・畑農(2015)を参照されたい。

本調査は、日経リサーチの公募型アクセスパネルを対象として実施された。このアクセスパネルの登録者数は非公開であるが、カバーする地域は日本全国に及び、対象年齢は20～69歳となっている。調査日数を比べると、wave2以降は7～9日で揃えているが、wave1のみ4日となっている。予算の制約から回収目標の最大値を約6,000

と設定したため、目標数に近づいた4日目で調査を打ち切ったからである。前節で紹介した大隅・前田(2007)に従って公募型ウェブ調査の類型を当てはめると、wave1が先着順型、wave2以降は常時オープン型ということになる。このような調査方法の特徴により、一般的な回収率という概念は当てはまらない。代わりに、次項ではwave1の回収数をベースとして、wave2以降の脱落率を検討することとする。

前節でみたように、前田ほか(2007)の比較実験によると先着順型と常時オープン型の回答傾向に大差がないのに対して、公募型ウェブ調査の回答傾向が確率型ウェブ調査や郵送調査等と異なるという報告は数多い。そこで、本調査wave1の性別、年齢、婚姻状態、学歴の構成を国勢調査と比較しておこう(表1)。まず、本調査で男性がやや多くなっていることが分かる。年齢構成では両調査に差は見られないが、これはアクセスパネルの年齢構成を国勢調査に近づくように調整しているためと考えられる。婚姻状態も大きな違いは見られなかったが、最終学歴については本調査で高学歴層が多いことが読み取れる。現状では、公募型調査において、すべての属性構成を国勢調査に近づけることは難しい。

3.3. 脱落率

調査対象の中には、途中で性別が変更されたり、年齢が減少または2年以上増加したもの

表1 国勢調査との比較

| (性・年齢) | 男性 | 女性 | 20代 | 30代 | 40代 | 50代 | 60代 |
|--------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|
| 本調査 | 53.6% | 46.4% | 15.2% | 19.4% | 23.1% | 19.5% | 23.0% |
| 国勢調査 | 50.1% | 49.9% | 15.5% | 19.5% | 23.0% | 19.3% | 22.6% |
| (婚姻状態) | 未婚 | 既婚 | 死別 | 離別 | その他 | 非回答 | |
| 本調査 | 29.2% | 63.4% | 1.6% | 4.8% | 0.2% | 0.9% | |
| 国勢調査 | 28.1% | 61.2% | 2.3% | 5.8% | - | - | |
| (最終学歴) | 小・中学校 | 高校 | 短大・高専 | 大学・大学院 | 不詳 | 未就学者 | |
| 本調査 | 1.2% | 22.0% | 20.0% | 54.9% | 1.7% | - | |
| 国勢調査 | 9.6% | 39.9% | 15.0% | 22.6% | 12.8% | 0.1% | |

注：国勢調査の最終学歴は2010年調査。それ以外は2015年調査。

性別・年齢構成比は20～60代の合計に対する割合。



もあった。これらについては分析から除外した。表2は、性別と年齢によるクリーニング後の回答者の脱落率である。表2によると、wave1からwave2にかけて回答者は大きく脱落し、男女計では44.1%、男性では38.5%、女性では50.6%の脱落が見られる。これらの脱落率は一般的な訪問調査や郵送調査に比べて顕著に高い。公募型ウェブ調査の脱落率が高くなることは山本(2019)でも指摘されており、調査方法の比較実験を行うことが肝要である。

その後は調査回数を重ねるごとに脱落率は低下する傾向を見せている。同様の現象はJPSCを用いた坂口(2014)でも見出されており、2回目の調査で脱落率が高くなるが、その後は指数関数的に減衰していくという。他方、20代の若年層を対象に職業移動についてパネル調査を試みた山本(2019)によると、全4回の調査のうちwave2以降の脱落率はほぼ30%で安定している。ただし、wave1からwave4にかけての脱落率は66.5%であり、本調査と似通った数字である。この調査は20代の若年層を対象としている点で本調査と異なるものの、公募型アクセスパネルを対象としたウェブ調査であること、調査間隔が3~4ヶ月と短いことなどに本調査との共通点を見出すことができる。

なお、世帯年収を答えていない人が多いこと

に注意が必要である。そこで、世帯年収回答者の脱落率についても確認してみた。表2下段によると、世帯年収回答者を対象としても、脱落率の推移や男女間の差異のパターンは大きく変わらない。実際、説明変数から世帯年収を除いて回帰分析を適用しても、次節の実証分析の主要な結果は覆らない。

3.4. 説明変数

先行研究によると、年齢、年収、学歴、経済格差、社会階層、家族関係、住居、居住地域、職業、健康状態などが説明変数の有力候補である。さらに、本稿では調査対象者の心理状態に着目した。すでに見たように、Kalton et al. (1990)によると心理状態が良好なほど脱落しやすく、若年層を対象としたHsieh, Wu and Shih (2004)によると暴力行為・犯罪行為やストレスは高い脱落率と関係がある。このような心理状態を簡潔に表した変数として、本稿では幸福度を用いる。

本稿の推定に使用した具体的な説明変数の内容は以下のとおりである。女性ダミーは女性であれば1を、男性であれば0をとるダミー変数である。また、回答者の年齢と年齢の2乗や、高卒以下の学歴を基準とした大卒以上ダミー、短大・高専等ダミーも説明変数として使用した。

世帯年収は調査段階では年収の選択肢が1~

表2 脱落率

| | 回収数 | wave1 | wave2 | wave3 | wave4 | wave5 |
|----|--------------|-------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| 全体 | サンプルサイズ | 5,812 | 3,247 | 2,468 | 2,025 | 1,772 |
| | 脱落率(カッコ内は累積) | - | 44.1% (44.1%) | 24.0% (57.5%) | 17.9% (65.2%) | 12.5% (69.5%) |
| 男性 | サンプルサイズ | 3,104 | 1,910 | 1,511 | 1,259 | 1,114 |
| | 脱落率(カッコ内は累積) | - | 38.5% (38.5%) | 20.9% (51.3%) | 16.7% (59.4%) | 11.5% (64.1%) |
| 女性 | サンプルサイズ | 2,708 | 1,337 | 957 | 766 | 658 |
| | 脱落率(カッコ内は累積) | - | 50.6% (50.6%) | 28.4% (64.7%) | 20.0% (71.7%) | 14.1% (75.7%) |
| | 世帯年収回答者 | wave1 | wave2 | wave3 | wave4 | wave5 |
| 全体 | サンプルサイズ | 4,902 | 2,806 | 2,087 | 1,724 | 1,518 |
| | 脱落率(カッコ内は累積) | - | 42.8% (42.8%) | 25.6% (57.4%) | 17.4% (64.8%) | 11.9% (69%) |
| 男性 | サンプルサイズ | 2,721 | 1,682 | 1,308 | 1,097 | 971 |
| | 脱落率(カッコ内は累積) | - | 38.2% (38.2%) | 22.2% (51.9%) | 16.1% (59.7%) | 11.5% (64.3%) |
| 女性 | サンプルサイズ | 2,181 | 1,124 | 779 | 627 | 547 |
| | 脱落率(カッコ内は累積) | - | 48.5% (48.5%) | 30.7% (64.3%) | 19.5% (71.3%) | 12.8% (74.9%) |

10で示され、それぞれ順に、年収はない、200万未満、200～400万未満、400～600万未満、600～800万未満、800～1,000万未満、1,000～1,200万未満、1,200～1,500万未満、1,500～2,000万未満、2,000万以上、となっている。分析では、年収がない世帯の世帯年収の値は0、200万以下の世帯年収の値は100万、2,000万以上の世帯年収の値は2,250万、それ以外の値を選択した場合はその階級の間接値を使用した。

婚姻状況は未婚カテゴリを基準にし、既婚、離婚、その他婚姻状況（事実婚など）のダミー変数を作成した。子どもダミーは、就学前または就学中の子どもがいれば1を、それ以外は0とした。親と同居ダミーは実父母または義父母と同居していれば1を、持ち家ダミーは持ち家（戸建て・マンション）であれば1を、そうでなければ0をとるダミー変数である。大都市ダミーは、三大都市圏（埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県）に住んでいれば1を、そうでなければ0とする³⁾。常勤ダミー、非常勤ダミー、自由業・自営業ダミーはそれぞれ無職を基準としたダミー変数である⁴⁾。

健康状態としては、健康に関する主観的な評価と喫煙の有無が利用可能であるが、本稿では主観的な評価を用いた推定結果を示した。4がとも健康、1が不健康を表す変数である。幸福度については、非常に幸せであると答えた場合は5、全く幸せではないと答えた場合は1が割り

当てられる1～5の変数であり、数値が大きくなるにつれて幸福度が高いことを示す。これらの変数の記述統計量を表3に示した。

4. 実証分析

4.1. 推定結果

表4は男女計、表5は男性のみ、表6は女性のみ
の推定結果である。各表には統計的な有意性を示す印が付されているが、無作為抽出によって収集したデータではないため、統計的検定には目安以上の意味がないことに注意が必要である。

まず、表4を見ると、wave1→2とwave2→3で女性ダミーの限界効果が正で有意となっており、男性よりも女性の方がパネル調査から脱落しやすい。また、wave3までは、年齢の限界効果が負で、年齢の2乗項の限界効果は正で有意となっており、脱落率に対する年齢の影響はU字型となる⁵⁾。この結果は、直井（2007）と整合的である。その他、いずれのケースでもwave1→2において持ち家ダミーが負で有意である。この結果は田辺（2012）と整合的であり、持ち家の人ほど脱落しない。

また、子どもダミーが有意に正である箇所がいくつか見られ、子どもがいると脱落しやすい可能性がある。学歴、大都市、職業が有意となるケースもあるが、安定的な傾向は見出せない。さらに、先行研究で議論のある年収については

表3 記述統計量

| 変数 | 平均値 | 標準偏差 | 変数 | 平均値 | 標準偏差 |
|---------------|---------|---------|------------|-------|-------|
| 女性ダミー | 0.445 | 0.497 | 大都市ダミー | 0.522 | 0.500 |
| 年齢(20～69) | 47.4 | 13.9 | 子どもダミー | 0.264 | 0.441 |
| 年齢の2乗 | 2,439.0 | 1,297.9 | 親と同居ダミー | 0.223 | 0.416 |
| 世帯年収(0～2,250) | 635 | 427.5 | 持ち家ダミー | 0.700 | 0.458 |
| 大卒以上ダミー | 0.569 | 0.495 | 常勤ダミー | 0.438 | 0.496 |
| 短大・高等専修ダミー | 0.191 | 0.393 | 非常勤ダミー | 0.138 | 0.345 |
| 既婚ダミー | 0.660 | 0.474 | 自由業・自営業ダミー | 0.086 | 0.281 |
| 離婚ダミー | 0.068 | 0.251 | 健康状態(1～4) | 2.334 | 0.873 |
| その他婚姻状況ダミー | 0.001 | 0.035 | 幸福度(1～5) | 3.434 | 1.065 |
| サンプルサイズ | 4,815 | | | | |



表4 推定結果(男女計)

| 全サンプル | wave1→wave2 | | wave2→wave3 | | wave3→wave4 | | wave4→wave5 | |
|-----------------------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|
| | 限界効果 | 標準誤差 | 限界効果 | 標準誤差 | 限界効果 | 標準誤差 | 限界効果 | 標準誤差 |
| 女性ダミー | 0.088 ** | 0.017 | 0.066 ** | 0.020 | 0.035 | 0.021 | 0.030 | 0.019 |
| 年齢 | -0.021 ** | 0.005 | -0.023 ** | 0.006 | -0.003 | 0.006 | -0.004 | 0.006 |
| 年齢の2乗 | 1.97E-04 ** | 5.00E-05 | 2.28E-04 ** | 6.00E-05 | 2.62E-05 | 6.00E-05 | 4.64E-05 | 6.00E-05 |
| 世帯年収 | -2.26E-06 | 2.00E-05 | -1.11E-05 | 2.00E-05 | 2.16E-06 | 2.00E-05 | -6.09E-06 | 2.00E-05 |
| 大卒以上ダミー | -0.016 | 0.019 | -0.013 | 0.021 | 0.030 | 0.021 | 0.014 | 0.019 |
| 短大・高専等ダミー | 0.021 | 0.022 | 0.019 | 0.026 | -0.000 | 0.028 | -0.016 | 0.024 |
| 既婚ダミー | -0.009 | 0.025 | -0.011 | 0.028 | 0.033 | 0.028 | 0.038 | 0.026 |
| 離婚ダミー | 0.034 | 0.035 | 0.004 | 0.040 | 0.013 | 0.043 | -0.049 | 0.031 |
| その他婚姻状況ダミー | 0.223 | 0.222 | -0.018 | 0.205 | — | — | — | — |
| 大都市ダミー | 0.010 | 0.015 | 0.005 | 0.017 | -0.001 | 0.017 | -0.026 | 0.016 |
| 子どもダミー | 0.034 | 0.021 | 0.054 * | 0.025 | -0.039 † | 0.022 | 0.006 | 0.022 |
| 親と同居ダミー | 0.010 | 0.021 | -0.007 | 0.024 | -0.013 | 0.024 | 0.003 | 0.023 |
| 持ち家ダミー | -0.047 * | 0.018 | -0.009 | 0.021 | -0.019 | 0.023 | -0.002 | 0.021 |
| 常勤ダミー | 0.013 | 0.020 | 0.026 | 0.023 | -0.003 | 0.024 | 0.033 | 0.023 |
| 非常勤ダミー | 0.033 | 0.024 | 0.027 | 0.028 | -0.010 | 0.028 | 0.049 | 0.030 |
| 自由業・自営業ダミー | 0.010 | 0.029 | 0.036 | 0.034 | -0.011 | 0.032 | 0.026 | 0.034 |
| 健康状態 | -0.014 | 0.009 | 0.002 | 0.011 | -0.006 | 0.012 | 0.003 | 0.011 |
| 幸福度 | 0.035 ** | 0.008 | 0.008 | 0.009 | 0.013 | 0.010 | -0.002 | 0.009 |
| サンプルサイズ | 4,815 | | 2,755 | | 2,044 | | 1,692 | |
| Log pseudo-likelihood | -3206.52 | | -1490.09 | | -938.69 | | -608.90 | |
| Pseudo R ² | 0.025 | | 0.020 | | 0.009 | | 0.016 | |

注1:**は1%有意,*は5%有意,†は10%有意をそれぞれ示す(以下同様)。

注2:ロバストな標準誤差を用いている(以下同様)。

表5 推定結果(男性)

| | wave1→wave2 | | wave2→wave3 | | wave3→wave4 | | wave4→wave5 | |
|-----------------------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|
| | 限界効果 | 標準誤差 | 限界効果 | 標準誤差 | 限界効果 | 標準誤差 | 限界効果 | 標準誤差 |
| 年齢 | -0.029 ** | 0.007 | -0.037 ** | 0.007 | 0.005 | 0.008 | -0.008 | 0.007 |
| 年齢の2乗 | 2.51E-04 ** | 7.00E-05 | 3.84E-04 ** | 8.00E-05 | -5.70E-05 | 8.00E-05 | 9.09E-05 | 7.00E-05 |
| 世帯年収 | -1.70E-06 | 3.00E-05 | -5.28E-06 | 3.00E-05 | 1.23E-05 | 3.00E-05 | -4.47E-05 | 3.00E-05 |
| 大卒以上ダミー | -0.022 | 0.024 | -0.007 | 0.026 | 0.056 * | 0.026 | 0.035 | 0.022 |
| 短大・高専等ダミー | 0.021 | 0.036 | -0.027 | 0.036 | 0.094 † | 0.051 | -0.009 | 0.036 |
| 既婚ダミー | 4.49E-04 | 0.033 | -0.051 | 0.036 | 0.030 | 0.033 | 0.037 | 0.031 |
| 離婚ダミー | 0.013 | 0.049 | 0.034 | 0.053 | 0.019 | 0.055 | -0.035 | 0.041 |
| その他婚姻状況ダミー | 0.253 | 0.320 | — | — | — | — | — | — |
| 大都市ダミー | -0.026 | 0.020 | 0.021 | 0.021 | -0.010 | 0.021 | -0.008 | 0.019 |
| 子どもダミー | 0.049 † | 0.029 | 0.049 | 0.033 | -0.038 | 0.027 | -0.025 | 0.025 |
| 親と同居ダミー | -0.020 | 0.027 | -0.017 | 0.028 | -0.030 | 0.027 | 0.010 | 0.026 |
| 持ち家ダミー | -0.043 † | 0.025 | 0.006 | 0.027 | -0.023 | 0.029 | 0.033 | 0.023 |
| 常勤ダミー | 0.018 | 0.031 | 0.064 * | 0.031 | -0.033 | 0.034 | 0.087 | 0.028 |
| 非常勤ダミー | 0.060 | 0.042 | 0.054 | 0.047 | -0.051 | 0.037 | 0.140 | 0.058 |
| 自由業・自営業ダミー | 0.025 | 0.038 | 0.062 | 0.043 | -0.053 | 0.033 | 0.102 | 0.051 |
| 健康状態 | -0.028 * | 0.012 | 0.025 † | 0.013 | 0.007 | 0.013 | -0.002 | 0.013 |
| 幸福度 | 0.040 ** | 0.011 | -0.006 | 0.012 | 0.013 | 0.012 | -0.011 | 0.011 |
| サンプルサイズ | 2,670 | | 1,654 | | 1,276 | | 1,073 | |
| Log pseudo-likelihood | -1717.18 | | -826.66 | | -556.82 | | -370.30 | |
| Pseudo R ² | 0.031 | | 0.027 | | 0.016 | | 0.031 | |

表6 推定結果(女性)

| | wave1→wave2 | | wave2→wave3 | | wave3→wave4 | | wave4→wave5 | |
|----------------------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|-------------|----------|
| | 限界効果 | 標準誤差 | 限界効果 | 標準誤差 | 限界効果 | 標準誤差 | 限界効果 | 標準誤差 |
| 年齢 | -0.015 * | 0.007 | -0.011 | 0.009 | -0.010 | 0.009 | -0.003 | 0.010 |
| 年齢の2乗 | 1.60E-04 * | 7.00E-05 | 9.14E-05 | 1.00E-04 | 8.42E-05 | 1.00E-04 | 4.47E-05 | 1.00E-04 |
| 世帯年収 | -6.75E-06 | 3.00E-05 | -3.95E-05 | 4.00E-05 | -1.11E-05 | 4.00E-05 | 4.38E-05 | 3.00E-05 |
| 大卒以上ダミー | 0.008 | 0.029 | -0.023 | 0.036 | -0.010 | 0.036 | -0.022 | 0.033 |
| 短大・高専等ダミー | 0.023 | 0.029 | 0.040 | 0.037 | -0.065 † | 0.035 | -0.024 | 0.032 |
| 既婚ダミー | -0.005 | 0.038 | 0.028 | 0.050 | 0.039 | 0.052 | 0.027 | 0.049 |
| 離婚ダミー | 0.049 | 0.050 | -0.035 | 0.063 | 0.011 | 0.069 | -0.064 | 0.047 |
| その他婚姻状況ダミー | 0.011 | 0.356 | -0.016 | 0.234 | — | — | — | — |
| 大都市ダミー | 0.050 * | 0.022 | -0.021 | 0.028 | 0.007 | 0.029 | -0.051 † | 0.027 |
| 子どもダミー | 0.026 | 0.031 | 0.082 * | 0.041 | -0.043 | 0.038 | 0.057 | 0.041 |
| 親と同居ダミー | 0.054 † | 0.032 | 0.014 | 0.043 | 0.006 | 0.045 | -0.015 | 0.043 |
| 持ち家ダミー | -0.057 * | 0.027 | -0.018 | 0.035 | -0.015 | 0.037 | -0.045 | 0.036 |
| 常勤ダミー | 0.008 | 0.030 | 0.050 | 0.040 | 0.004 | 0.044 | 0.023 | 0.040 |
| 非常勤ダミー | 0.022 | 0.029 | 0.020 | 0.037 | 0.023 | 0.041 | 0.010 | 0.036 |
| 自由業・自営業ダミー | 0.003 | 0.051 | 0.058 | 0.065 | 0.067 | 0.072 | -0.020 | 0.059 |
| 健康状態 | 0.004 | 0.014 | -0.034 † | 0.018 | -0.023 | 0.020 | 0.009 | 0.019 |
| 幸福度 | 0.026 * | 0.013 | 0.029 † | 0.015 | 0.017 | 0.016 | 0.017 | 0.016 |
| サンプルサイズ | 2,145 | | 1,101 | | 768 | | 619 | |
| Logpseudo-likelihood | -1471.79 | | -646.31 | | -373.98 | | -225.89 | |
| PseudoR ² | 0.010 | | 0.021 | | 0.014 | | 0.044 | |

有意な結果は得られなかった。健康状態は一部有意な箇所もあるが、全体として安定的な結果は得られなかった⁶⁾。

特筆すべきは、wave1→2において、脱落率に及ぼす幸福度の影響が統計的に有意に正となることである。つまり、wave1において幸福度が高いと回答した人ほど、wave2で調査から脱落しやすい。幸福度1単位の変化による脱落率の変化を限界効果で評価すると、男女計で3.5%(幸福度1→5で14.0%)、男性で4.0%(16.0%)、女性で2.6%(10.4%)となった。また、幸福度を1~5の数値ではなく、カテゴリカル変数として扱った推定も試みたが、幸福なほど脱落しやすいという基本的な結果は変わらなかった。

表7に幸福度1を基準とした各カテゴリの限界効果をまとめた。幸福度1を基準とした幸福度5の限界効果が男女計15.3%、男性18.4%、女性10.9%となり、表4~表6の推定結果と近いこと

が分かる。ただし、カテゴリ間で限界効果は直線的に変化しておらず、特に男性の幸福度2→3では負値となる。

幸福度を除いた推定も行ったが、ほかの説明変数の有意性に大きな変化はなかった。頑健性をチェックするために、幸福度のほかに、経済的満足度、社会階層、安倍内閣支持度、自身の政治的立場(保守的・革新的)などをコントロールしたケースにおいても、統計的に有意な結果が安定して得られたのは幸福度のみであった⁷⁾。また、幸福度とほかの変数を同時に採用しても、推定結果に大きな変化はなかった。

4.2. 推定結果のまとめと含意

これまでの推定から得られた重要な結果は以下のようにまとめることができる。第1に、男性より女性の方が脱落しやすい。第2に、脱落率に対する年齢の影響はU字型であり、若いときは



表7 幸福度カテゴリの限界効果

| 幸福度 | 各カテゴリの限界効果 | | | カテゴリ間移動による変化 | | | |
|-----|------------|-------|-------|--------------|-------|--------|-------|
| | 男女計 | 男 | 女 | 幸福度 | 男女計 | 男 | 女 |
| 2 | 0.072 | 0.084 | 0.033 | 1→2 | 0.072 | 0.084 | 0.033 |
| 3 | 0.075 | 0.051 | 0.098 | 2→3 | 0.003 | -0.033 | 0.065 |
| 4 | 0.124 | 0.132 | 0.107 | 3→4 | 0.049 | 0.081 | 0.009 |
| 5 | 0.153 | 0.184 | 0.109 | 4→5 | 0.030 | 0.052 | 0.002 |

脱落しやすく、年齢を重ねると脱落率は低下するが、高齢になると再び脱落率が上昇する。第3に、持ち家であるほど継続する傾向が強い。第4に、そのほかの変数で安定的に有意なものはなく、先行研究で議論されてきた諸要因が脱落率に確定的に影響を及ぼすとは言えない。第5に、wave1からwave2にかけて、幸福であればあるほど脱落しやすい傾向を確認できた。wave1からwave2にかけて幸福度1単位の変化による脱落率の変化を限界効果で評価すると、男女計で3.5%、男性で4.0%、女性で2.6%となった。

調査からの脱落が特定の属性や意識に強く影響を受けているとすると、様々なデータ分析に甚大なバイアスをもたらす可能性がある。例えば、福田(2009)は、JPSCを利用して、パネル調査からの脱落が結婚選択モデルの推定に与える影響を分析している。それによると、結婚と脱落の相関を許容したモデルと比較して、相関を許容しないモデルの推定結果にはバイアスが生じている可能性がある。

このことを踏まえると、上述した5つの結果から以下のことが示唆される。まず、脱落に関して属性の影響は無視できない。また、パネルデータに基づく幸福度研究において脱落率を考慮した補正を行わないと、結果にバイアスが生じる可能性がある。さらに、属性や幸福度と相関のある脱落はパネル調査の初期に集中しており、調査を重ねると追加的に幸福度バイアスが生じる余地は小さくなる。

5. 考察と今後の展望

本稿では、公募型調査のパネルデータを用いて脱落率関数の推定を行った。そこで得られた最も重要な結果は、幸福度が脱落率と正に相関し、幸福であるほど脱落しやすい可能性があるというものであった。この結果は、Kalton et al. (1990)の心理状態が良好であるほど脱落するという発見と整合的であるが、暴力行為・犯罪行為が多い人や親からストレスを受けた人が脱落しやすいというHsieh, Wu and Shih (2004)とは相反する。そこで、幸福が脱落を促すメカニズムについて議論しておこう。

ミクロ経済理論に照らすと、行動が実行に移されるか否かは、その行動がもたらす限界便益と限界費用の大小関係に依存する。ここでパネル調査の継続という行動を考えてみよう。パネル調査を継続することによって得られる限界便益としては、謝礼と回答すること自体から得られる効用(回答の効用)などが考えられる。限界費用としては、回答にかかる時間コスト(機会費用)や心理的コスト(負担)が挙げられるだろう。

まず、謝礼について考えよう。限界効用逓減の法則を適用すれば、謝礼の限界便益は所得の上昇とともに低下するので、幸福度の上昇とともに限界便益が低下する可能性はある。この推測が正しいければ、幸福度が高いと謝礼の限界便益が低いいため、調査から脱落する傾向が見られるはずである。しかし、謝礼の限界便益が所得の上昇とともに低下するのであれば、世帯年収

の影響が有意になると予想されるにもかかわらず、表4～表6を見ると肝心の世帯年収が統計的に有意ではない。

次に、回答の効用について考えよう。モニター調査に応募する人々は、調査に回答するという行為から効用を得ている可能性がある。また、応募する調査の内容に興味があり、興味のある調査項目に回答することが効用をもたらしているかもしれない。この点で、本調査の質問項目の特殊性に留意が必要である。つまり、本稿で用いた調査が政治的立場や経済政策に関する質問を多く含むことから、現状に不満を持つ人ほど積極的に回答した可能性が考えられる⁸⁾。この場合、幸福度が高いと、本調査のような質問項目に回答することから得られる限界便益が低くなるのである。この点を明らかにするためには、別のタイプの質問項目からなる調査と比較検討することが必要である。なお、現状に対する経済的な不満を表す「経済的満足度」の指標は脱落率に有意な影響を及ぼさなかった。幸福度と経済的満足度との違いについては今後の研究課題として精査が必要となるだろう⁹⁾。

限界費用としての時間コストはどうだろうか。一般に時間コストは賃金率で表すことができる。もし賃金率が高いほど幸福であれば、幸福であるほど限界費用が高くなって調査から脱落しやすくなる。しかし、既述のように本稿の推定には世帯年収が含まれていることから、このようなメカニズムは世帯年収で表現されている。今ひとつの可能性は、幸福な人々ほどレジャーで忙しく、調査に協力できる時間が少ないということである。もちろん、不幸な人々ほど通院やメンタルケアで忙しいとの解釈もできる。これらの点を明らかにするためには、調査項目に生活時間の詳細を組み込む必要があるだろう。

残るは心理的コストである。常識的に不幸な人々ほど心理的コストは高いと考えられるので、本稿の推定結果とは整合しない。ただし、本調査がモニター調査であることから、心理的コスト

が顕著に高い層はそもそも含まれていない可能性があり、心理的コストの高低は無視できるかもしれない。

以上の点を踏まえて、2節で紹介したHsieh, Wu and Shih (2004) の結果と整合しないことについて再び議論しておこう。まず、Hsieh, Wu and Shih (2004) の調査対象が10代であることが影響しているかもしれないと考え、10歳刻みの年齢階級別に推定を行ってみた。20代では幸福度の影響は限界効果で0.027と推定されたが、10%水準でも有意でなかった。同様に、30代では0.040 (5%有意)、40代で0.046 (5%有意)、50代では0.082 (1%有意)、60代では-0.001 (有意でない) と推定された。つまり、年齢や世代によって脱落に対する幸福度の影響は異なる可能性がある。ただし、有意でないといっても、20代の限界効果は依然として正であり、Hsieh, Wu and Shih (2004) の結果と完全に整合するわけではない。この点に関連して、20代を調査対象として公募型ウェブ調査の脱落率について検証した山本 (2019) は、病気や貧困といったリスク経験、メンタルヘルスの悪化などが脱落を促す可能性を指摘している。山本 (2019) の要因は幸福度そのものではないものの、幸福度と関係の深い変数が悪化するほど調査から脱落すると解釈でき、本稿の結果と整合的とは言えない。

そこで、年齢によって幸福度の影響が異なる可能性について議論しておこう。紙幅の制約から、ここでは回答の効用に絞って考えてみる。本調査のような政治的立場や経済政策に関する質問は一般に若年層より壮年・老年層にアピールすると考えられるので、年齢-限界便益のプロファイルは右上がりとなる。ここで高い幸福度が回答の効用を引き下げられる可能性を思い出そう。このとき、幸福度が高まると限界便益プロファイルは下方にシフトするが、シフト幅は年齢によって異なるかもしれない。例えば、若年世代はそもそも政策に関心が乏しく、幸福度の高低による回答の効用の差があまりないかもしれない。そ



れに対して、壮年世代では、幸福であるほど政策に関心が薄くなり、回答の効用は低下する。老年世代はたとえ幸福度が高くても、政治や政策への関心が高く、回答の効用はあまり変わらない。

このように考えると、壮年世代で幸福度の影響が強くなることを説明できるが、Hsieh, Wu and Shih (2004) のように逆向きの結果が得られることをうまく説明できないという難点もある。また、このほかにも幸福度の影響に男女差が存在する可能性がある。幸福度が脱落を促す効果を男女で比べると、男性(表5)ではwave1→2のみ有意であるのに対して、女性(表6)ではwave2→3でも10%水準で有意性を保っている。男性に比べて、女性の脱落行動への影響には持続性が見られるのである。1つの可能性として、男女の働き方の違いから回答の時間コストが異なる可能性が考えられるだろう。

回答の便益と費用に関する以上の議論は推測

に過ぎない。これらについて詳しく分析するためには、関連する質問項目を追加して調査設計を行う必要があるだろう。また、本稿で使用したデータは公募型ウェブ調査であることにも留意すべきである。2節で触れたように、公募型ウェブ調査は無作為抽出の面接調査や郵送調査と異なる特性を持つ可能性がある。本稿の結果が無作為抽出データでも確認できるかどうかの検証のためには、同じ調査内容でウェブ調査と無作為抽出調査を比較するための調査設計が必要となる。これらの点については今後の課題としたい。

謝辞

本研究はJSPS科研費JP25285093の助成を受けたものです。日本経済学会2018年度秋季大会において、討論者の坂本和靖先生(群馬大学)を始め、フロアの先生方から貴重なコメントを頂戴しました。ここに記して感謝申し上げます。

注

- 1) 坂本(2006)は、脱落ダミーを被説明変数としたプロビット分析から得たウェイトを結婚選択問題に適用している。このウェイトによる補正は結婚選択関数の推定結果に影響し、いくつかの係数について補正前後の差が統計的に有意であった。
- 2) より広範なサーベイは萩原里紗・樋口(2015)に譲る。
- 3) ほかに13大都市を含む都道府県を選定するケース、三大都市圏と13大都市を合わせたケースを考えたが、いずれのケースでも推定結果は大きく変わらない。
- 4) 無職には、学生、浪人、専業主婦/主夫、家事手伝い、年金受給者を含む。また、常勤は経営者・役員、役職にかかわらず常時雇用の一般従業者である。非常勤は臨時雇用、派遣社員が該当する。自由業・自営業には家族従業者も含まれる。
- 5) 脱落率が最小となる年齢を推定値から計算すると、概ね50代となる。
- 6) 健康状態が男性のwave1→2で負、wave2→3で正と逆の符号を持つこと、女性のwave2→3で有意に負となることには留意すべきである。幸福度を除いて健康状態のみを投入すると有意性が消失することから、幸福度と健康状態の間に
- 関係があるかもしれないが、幸福度と健康状態の相関係数は0.4程度に過ぎなかった。紙幅の関係から、この点に関する分析は今後の課題としたい。なお、健康状態を喫煙の有無に変更しても有意な結果は得られなかった。
- 7) 幸福度以外の変数のうち5%水準で有意だったものは、いずれも女性限定でwave3からwave4における安倍内閣支持度、wave2からwave3における政治的立場のみであった。
- 8) 説明変数は1期前の幸福度なので、厳密には1期前に不幸(不満)という解釈になる。ただし、本調査では個人の幸福度はあまり大きく変化しないことから、1期前に不幸であった者は今期も引き続き不幸である可能性が高い。幸福度の変化をwave間で追跡すると、いずれの期間でもカテゴリ不変が70%弱、±1が30%弱、それより変化幅の大きい者は5%に満たない。もちろん、1期前の幸福から急に不幸になった者が脱落するという可能性は捨てきれないが、この点は今後の調査計画の課題としたい。
- 9) 小林・ホメリヒ(2014)によれば幸福度と生活満足度は厳密には異なるものである。そうだとすると、幸福度と満足度で脱落率への影響は異なるかもしれない。

- Behr A., E. Bellgardt and U. Rendtel, 2005, "Extent and Determinants of Panel Attrition in the European Community Household Panel", *European Sociological Review*, 21(5): 489-512.
- 出口慎二, 2008, 「インターネット調査の効用と課題」『行動計量学』35(1): 47-57.
- 江口達也, 2015, 「インターネット調査による選挙予測の可能性」『政策と調査』9: 27-34.
- Fitzgerald, J., P. Gottschalk and R. Moffitt, 1998, "An Analysis of Sample Attrition in Panel Data: The Michigan Panel Study of Income Dynamics", *Journal of Human Resources*, 33(2): 251-299.
- 福田節也, 2009, 「イベントヒストリー分析におけるパネル脱落の影響について—「消費生活に関するパネル調査」における結婚の分析事例より」『家計経済研究』84: 69-79.
- 萩原牧子, 2009, 「インターネットモニター調査はどのように偏っているのか—従来型調査手法に代替する調査手法の模索」『Works review』4: 8-19.
- 萩原雅之, 2015, 「インターネット調査による世論観測の試み—「空気」の変化を詳細・迅速に捉えるための発想と実践」『政策と調査』9: 51-58.
- 萩原里紗・樋口美雄, 2015, 「パネルデータ特有の問題とその解決および政策評価—パネルデータのサンプル脱落への対応および政策効果の検証方法に注目して」『社会と調査』15: 12-20.
- 樋口耕一・中井美樹・湊邦生, 2012, 「Web調査における公募型モニターと非公募型モニターの回答傾向—変数間の関連に注目して」『立命館産業社会論集』48(3): 95-103.
- 本多則恵, 2006, 「インターネット調査・モニター調査の特質—モニター型インターネット調査を活用するための課題」『日本労働研究雑誌』551: 32-41.
- Hsieh, Y., C. Wu, and P. Shih, 2004, "Attrition Effects in Panel Study: Its Determinants and Consequences", 「第五屆調査研究方法與應用研討會」.
- Kalton, G., J. Lepkowski, G.E. Montanari, and D. Maligalig, 1990, "Characteristics of Second Wave Nonrespondents in a Panel Survey", *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*: 462-467.
- 小林盾／ホメリヒ・カローラ, 2014, 「生活に満足している人は幸福か—SSP-W2013-2nd 調査データの分析」『成蹊大学文学部紀要』49: 229-237.
- Lillard, L.A. and C.W.A. Panis, 1998, "Panel Attrition from the Panel Study of Income Dynamics: Household Income, Marital Status, and Mortality", *Journal of Human Resources*, 33(2): 437-457.
- 前田忠彦・中谷吉孝・横田有一・中田清・中島一郎・上嶋幸則・大隅昇, 2007, 「Web 調査方式による複数パネル間の比較実験」『日本行動計量学会第35回大会発表論文抄録集』: 237-240.
- McArthur, E., and K. Short, 1985, "Characteristics of Sample Attrition in the Survey of Income and Program Participation", *Proceedings of the Section on Survey Research Methods, American Statistical Association*: 366-371.
- 三輪哲, 2016, 「パネルデータにおけるサンプル脱落への対処」, 筒井淳也・水落正明・保田時男編『パネルデータの調査と分析・入門』ナカニシヤ出版, 第6章: 61-73.
- 諸藤絵美, 2007, 「ウェブ調査の特性を探る—「食生活調査」での並行実験調査」『放送研究と調査』57(2): 58-66.
- 中川雅貴, 2012, 「パネルデータにおける脱落特性とサンプルの代表性の検証「結婚と家族に関する国際比較パネル調査」の経験」『新情報』100: 49-58.
- 直井道生, 2007, 「家計の住居移動行動とサンプル脱落問題」, 樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経済連携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, 第2章: 77-98.
- 大隅昇・前田忠彦, 2007, 「インターネット調査の抱える課題—実験調査から見えてきたこと(その1)」『日本世論調査協会報「よろん」』100: 58-70.
- 大隅昇・前田忠彦, 2008, 「インターネット調査の抱える課題—実験調査から見えてきたこと(その2)」『日本世論調査協会報「よろん」』101: 79-94.
- Richter, D., J. L. Körtner and D. Saßenroth, 2014, "Personality has minor effects on panel attrition", *Journal of Research in Personality*, 53: 31-35.
- Ridder, G., 1992, "An Empirical Evaluation of Some Models for Non-random Attrition in Panel Data", *Structural Change and Economic*



- Dynamics*, 3(2): 337-355.
- 坂口尚文, 2014, 「パネル調査からの対象の脱落について—生存時間解析を用いた分析」『家計経済研究』104: 34-41.
- 坂本和靖, 2006, 「サンプル脱落に関する分析—「消費生活に関するパネル調査」を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」『日本労働研究雑誌』551: 55-70.
- Salthouse, T.A., 2014, "Selectivity of attrition in longitudinal studies of cognitive functioning", *Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*: 69(4), 567-574.
- 竹下諒・野地もも・畑農鋭矢, 2015, 「消費税増税時における消費行動の異質性—マイクロデータによる実証分析」『明大商学論叢』97(4): 113-127.
- 田辺俊介, 2012, 「「東大社研・若年壮年パネル調査」の標本脱落に関する分析: 脱落前年の情報を用いた要因分析」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, 56.
- 轟亮・歸山亜紀, 2014, 「予備調査としてのインターネット調査の可能性—変数間の関連に注目して」『社会と調査』12: 46-61.
- Vandecasteele, L. and A. Debels, 2007, "Attrition in Panel Data: The Effectiveness of Weighting", *European Sociological Review*, 23(1): 81-97.
- Wooldridge, J.M., 2002, "Inverse Probability Weighted M-estimators for Sample Selection, Attrition, and Stratification", *Portuguese Economic Journal*, 1(2): 117-139.
- 山本耕平, 2019, 「サンプル脱落の集計と基礎分析」, 太郎丸博編『周辺の労働に関する短期パネル調査報告書』京都大学, 第2章: 12-21.