
特 集 I

『第7回全国家庭動向調査（2022年）』の個票データを利用した実証的研究

公的統計調査における欠票・不詳・回答傾向の モード間比較

—第7回全国家庭動向調査に基づく検討—

斉藤知洋・菊池潤

本稿では、公的一般統計である「第7回全国家庭動向調査」（2022年実施）を事例として、調査票への回答・回収方式（調査員回収・郵送回収・オンライン回答）が、①欠票（調査単位無回答）、②不詳（項目無回答）、③回答傾向（測定誤差）に及ぼす影響について検討を行った。一連の分析から得られた主な知見は、次の三点である。

第一に、調査票の配布・回収方法に関する一連の変更（不在世帯への調査票のポスティング、郵送回収・オンライン回答の導入）は、回収率の改善に寄与しているとは言えない。第二に、郵送回収やオンライン回答を選択した者は、調査員回収群と比べて、多くの調査項目で項目無回答率が低い傾向がみられたが、有配偶女性では「出生」や「家族意識」設問について、オンライン回答者の無回答率が相対的に高かった。第三に、分析対象とした調査項目（全513変数）のうち、調査モードによる回答傾向の差異が検出されたものは、郵送回収で11項目（2.5%）、オンライン回答で37項目（7.2%）と少数にとどまった。

キーワード：全国家庭動向調査、ミックスモード、欠票、不詳、回答傾向

I. 問題の所在：公的統計調査へのミックスモードの導入

社会調査を取り巻く実施環境は、年々厳しさを増していることが指摘されて久しい。なかでも、回収率の低下は、プライバシー意識の高まりやライフスタイルの多様化、調査協力拒否の増加などを背景として、2000年代半ば以降に学術調査や公的統計が直面している深刻な課題である（Inaba 2007, 日本学術会議 2020）。そして、昨今の新型コロナウィルス感染症拡大（2020年）は、調査員が対象者のもとを訪問し、調査依頼や聴取を行う従来型調査方式の実施をより一層困難なものとしている。

こうした状況に対処すべく、近年では紙面調査票への記入に加えて、インターネットに接続した情報機器（ICT）を用いて回答する方式（オンライン／ウェブ調査）を併用した

「ミックスモード」(混合方式, mixed mode)が注目を集めている。国や自治体が実施する公的統計調査におけるオンライン調査の導入率は、過去15年間で35.0% (2008年度)から88.2% (2022年)へと上昇し、ミックスモードの普及速度は著しい¹⁾。基幹統計である「国勢調査」(総務省)では、2015 (平成27)年調査においてインターネット回答方式が全国導入され、その回答割合は全体の36.9%を占めた (2020年: 37.9%)²⁾。オンライン調査の導入は、調査票の印刷やデータ入力に関わるコストの削減、調査票設計の柔軟化といった実務上の効率化 (三輪ほか 2020) の他にも、被調査者の負担軽減や、回答を表明しにくいセンシティブな質問項目 (収入・精神疾患・性的指向など) に対する回答精度の向上にも寄与することが指摘されている (日本学術会議 2020, 千年 2021)。

このように、ミックスモードがもたらす利点は多岐にわたるが、政策立案の基礎資料となる公的統計においては、回答方式の変更に対してより慎重な立場を取る必要がある。現在実施されている公的統計調査の多くは、同一の調査設計の下で定期的に実施されることを想定した反復横断調査 (repeated cross-sectional survey) であり、集計値の推移に関心が払われる。しかしながら、ミックスモードの導入は、得られた集計結果の経年的変化が、対象母集団 (調査対象者) の行動特性や意識が実際に変化した帰結であるのか、それとも調査時点間で回答方式を変更したこと起因するものであるかを識別することが困難となる (de Leeuw 2005)。社会調査法の観点からは、後者の要因を最小限に留めることが望ましいが、全国規模の無作為抽出標本データをもとに、ミックスモードが集計結果に及ぼす影響を定量的に評価した研究は、日本国内では十分に蓄積されているとは言い難い。

そこで本稿では、2022年に国立社会保障・人口問題研究所が実施した「第7回全国家庭動向調査」(以下、第7回調査)を事例として、調査票への回答・回収方式が調査対象者の選択に委ねられたミックスモード (調査員回収・郵送回収・オンライン回答) の導入が、調査データの品質・精度 (欠票・不詳・測定誤差) に及ぼす影響について検討を行う。

II. 第7回調査の標本設計と実施要領

全国家庭動向調査 (National Survey on Family in Japan) は、国立社会保障・人口問題研究所が実施している社会保障・人口問題基本調査 (特定一般統計) の一つである。その調査目的は、出産・子育てや高齢者の扶養・介護をはじめとする家庭の諸機能の現状やその変動要因を明らかにし、これらに関わる政策立案に資する基礎的資料を提供することにある (国立社会保障・人口問題研究所 2024)。本調査は、基幹統計である国民生活基礎調査 (厚生労働省) の後続調査であり、1993年の第1回調査以降、5年おきに実査が行

1) 総務省『統計調査等業務の業務・システム最適化実施評価報告書』および同『令和5年度 (2023年度) 統計法施行状況報告』。オンライン調査導入率は、回答調査客体数が確定している直近の基幹統計調査および一般統計調査の数より算出。2018年度以前は、当該年度中に実施された基幹・一般統計調査の数に基づき算出。

2) 総務省報道資料 (平成28年2月26日) (https://www.soumu.go.jp/main_content/000399937.pdf, 2024年12月12日最終確認) および総務省『【都道府県別】令和2年国勢調査 回答状況 (インターネット・郵送)』 (https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2020/gaiyou.html#kouhyou_9, 2024年12月29日最終確認)。

われてきた。この調査周期に基づき、第7回調査は2023年の実施を予定していたが、新型コロナウイルス感染症拡大に伴う調査スケジュールの見直しにより、1年前倒しの2022年7月に実施することとなった。

第7回調査の調査対象は、2022（令和4）年国民生活基礎調査の調査地区5,530地区（令和2年国勢調査区から層化無作為抽出）の中から300地区を無作為抽出し、その地区内に居住する全ての世帯である。調査票は一種類であり、1世帯につき1票配布し、世帯内に結婚経験のある女性がいる場合にはその者に（世帯内に複数人いる場合はもっとも若い者）、該当する女性がいなかった場合には世帯主に対して、2022年7月1日時点の事実について回答を求めた。

上記の標本・調査設計は、前回の第6回調査（2018年）を踏襲したものであるが、第7回調査では大きく二点の変更を行った。第一に、調査対象者の実質的拡充である。全国家家庭動向調査は、これまで家庭内のケア役割（家事・育児・介護等）の多くを担ってきた有配偶女性と離死別女性を主な調査対象とし、女性の視点から家庭機能の実態を把握してきた。しかし、未婚化や離婚率の上昇、単独世帯の量的増加に代表される人口学的変化がみられるなかで、結婚経験のある女性を調査対象とする妥当性は徐々に失われている（斉藤・菊池 2022）。これらの社会状況を踏まえ、第7回調査では調査票を改訂することで、単身未婚女性と単身男性を新たな調査対象者として加えることにした。

第二に、調査票の配布・回収方法の変更である。第7回調査では、これまでの調査員による訪問留置法（配票自計方式）を原則としつつ、調査対象世帯への接触が困難である場合には、調査関係資料一式のポスティングを例外的に認めた。さらに、調査票への回答方法として、独立行政法人統計センターが運用・管理する「政府統計オンライン調査総合窓口」での回答（オンライン回答³⁾）や、記入済み調査票の郵送提出（郵送回収）も新たに認めることとした。なお、オンライン回答用に開発した電子調査票は、紙面調査票のレイアウトに類似するように実装し、強制回答の設定（エラー表示）は分岐設問に大きく関わる回答者の性別（問2(1)）・婚姻状況（問4(1)）・子どもの有無（問6(1)）のみとした。

実査は、以下のとおり行われた。まず、国民生活基礎調査の世帯名簿から作成した単位区別世帯名簿をもとに、調査員は6月中旬から同月下旬にかけて調査対象世帯（約1万6千世帯）を個別訪問し、調査票の直接配布またはポスティングを行った⁴⁾。調査対象者に対しては、7月11日（日）（一次回答期日）までに記入済み調査票の郵送提出またはオンライン回答を完了するように依頼し⁵⁾、翌12日（月）から同月下旬にかけて、一次期日までに回答が確認されなかった世帯を調査員が再訪問し、調査票の回収を行った。ただし、複数回の訪問にも関わらず接触ができなかった世帯や対象者からの希望があった場合には、

3) 情報機器のディスプレイに表示された設問に対して、調査対象者自らが回答を入力することから、このオンライン回答方式はCASI（Computer-Assisted Self-Interviewing）に相当する。

4) 調査協力に対する謝礼品（ボールペン・タオル・消毒用シート等、各自治体によって謝礼品は異なる）の配布は、調査票の直接配布（あるいはポスティング）時に行った。

5) オンライン回答期間は、6月17日午前0時から7月11日午後11時59分までとし、その前後で電子調査票へのアクセスはできないように設定した。

郵送提出も認めた。すなわち、調査（回答）モードの観点からは、記入済み調査票の回収は、①調査員回収（7月12日～同月下旬）、②郵送回収（6月中旬～7月下旬）、③オンライン回答（6月中旬～7月11日）のいずれかによってなされた。

Ⅲ．先行研究の整理：モード間の調査結果の比較

Ⅱ節で述べたとおり、第7回調査における実査上の大きな変更は、記入済み調査票の調査員回収だけでなく、新たに郵送回収や電子調査票へのオンライン回答を認めた点にある。

ミックスモードの導入が調査データの品質に及ぼす影響やその程度は、調査票の内容や対象者への回答方式の提示方法によって異なる可能性があり、調査ごとに検討すべき事項を精査することが重要である（de Leeuw 2005, 平沢 2024）。そこで本節では、三輪ほか（2020）や平沢（2024）に倣い、本稿の分析課題を「総調査誤差」（Groves et al. 2009）の観点から整理していく。

1. 「総調査誤差」アプローチからみる第7回調査

総調査誤差（total survey error）とは、調査において測定された値と真の値の乖離を表し、その乖離が生じる要因は調査の設計・実施・データ作成の過程で数多く存在する（Smith 2011）。Groves et al.（2009）は、標本の代表性と構成概念の測定という二つの基準をもとに、誤差の主な発生源として①カバレッジ誤差（対象母集団と標本抽出枠の乖離）、②標本誤差（標本抽出誤差）、③無回答誤差、④調整による誤差、⑤測定誤差、⑥処理誤差を挙げている。

結論を先取りすれば、第7回調査については、上記のうち③無回答誤差と⑤測定誤差がもっとも精査すべき検討課題であると考ええる。第7回調査（および公的統計の多く）では、対象母集団の中から調査対象となる世帯を無作為抽出の手続きによって選定している。調査会社が保有する登録モニター（アクセスパネル）を対象とした公募型調査の場合には、標本の代表性や抽出手続きの観点から①カバレッジ誤差と②標本誤差の増加が最大の懸念材料となるが（三輪ほか 2020, 日本学術会議 2020）、本調査ではこれら二つの問題は、従来型の無作為抽出標本調査と同程度にとどまると考えられる（平沢 2024）。なお、④調整による誤差と⑥処理誤差は、③無回答誤差の論点として次項（Ⅲ.2）で後述する。

③無回答誤差（nonresponse error）とは、回答ケースと無回答ケースの間にみられる社会人口学的属性または回答傾向の差異によって生じる誤差である。この無回答は、調査単位無回答（unit nonresponse）と項目無回答（item nonresponse）に大別される。調査単位無回答（欠票）は、調査拒否等の理由により、全ての調査データが欠測となる状態であり、回収率とも大きく関わる。そして、項目無回答（不詳）は調査には協力したものの、一部の調査項目についてデータ欠測が生じている状態を指す。そして⑤測定誤差（measurement error）は、ある標本単位に適用された測定の真値と実際に観測された値の乖離を表す。

以下では、第7回調査の調査設計の変更が、調査単位無回答・項目無回答・測定誤差に対して与える影響についてそれぞれ検討する。

2. 本稿の分析課題

(1) 調査単位無回答

まず調査単位無回答（欠票）については、三種類の回答・回収方式の導入によって回答者の利便性が高まることから、全体的な回収率の向上が予想される。さらに、不在世帯に対して調査票のポスティングを認めたことは、これまで実査の初期段階で脱落していた対象世帯の回収状況の改善が見込まれる。それらの結果として、標本の代表性を確保するために、最終的なデータセットに含まれる標本を事後補正（例：サンプリング・ウェイトなど）することで生じる④調整による誤差を軽減させることも期待される。

しかしながら、対象者の回答モードを無作為に割り当てたうえで、各モード間の回収率を検討した先行研究の多くは、上記の予想に反した結果を示している。たとえば、ウェブ法と郵送法を比較した実験的調査からは、ウェブ法の回収率は郵送法に比べて低いことや、二つの回答方法の併用によって回収率がシングルモード（郵送法・ウェブ法の一方のみ）よりも改善するとは言えないことが繰り返し指摘されている（Tourangeau et al. 2013=2019, 萩原ほか 2018a, 吉村 2020, 杉野・平沢編 2024）。オンライン調査の導入が回収率向上に寄与しない要因としては、被調査者が抱く回答情報の管理体制に対する不安や、電子調査票に回答するまでの手間やコスト（情報機器の準備、回答ページへのアクセス、ログイン用ID・パスワードの入力など）が、紙面調査票よりも多くかかることなどが考えられる。

さらに、回答者に対して複数の回答方式を「同時（concurrent）」に提示するのか、「逐次的（sequential）」に回答方式を変更するのか（例：ウェブ法を先行し、その後郵送法に切り替える）という区別も重要となるが（de Leeuw 2005）、両者の方式間で回収率に明確な差異はみられない（氏家・久野 2011, 杉野・平沢編 2024）。第7回調査では、先行して郵送回収とオンライン回答を対象者に提示し（第1次モード：6月中旬～7月11日）、一次回答期日後には、調査員回収と郵送回収（第2次モード：7月12日～同月下旬）を採用している⁶⁾。複数の調査モードを「同時に」かつ「逐次的」に提示した本調査において、ミックスモードの導入が回収率の改善にどの程度寄与しているかが、第一の分析課題となる。

(2) 項目無回答

項目無回答（不詳）に対する影響については、調査票の媒体（紙面・オンライン）の違いが重要な問題となる。オンライン調査の場合には、回答の順序や分岐設問への遷移を調査者側で制御するため、従来の紙面調査票で生じる回答上のミス（例：分岐設問への未記

6) 調査対象世帯には、調査依頼の段階で一次回答期日までに回答が確認できない場合には、調査員が再訪問することを予告している。

入やページの読み飛ばし)をある程度回避できる (Tourangeau et al. 2013=2019, 日本学術振興会 2020). さらに, オンライン調査では, 回答自体に忌避感を抱きやすいセンシティブな設問 (収入・精神疾患・性的指向など) への回答状況の改善や, 回答情報のデータ入力の不要化による⑥処理誤差⁷⁾の軽減もメリットとして挙げられる (Tourangeau et al. 2013=2019, 三輪ほか 2020, 日本学術振興会 2020, 千年 2020).

一方, 回答時に使用するデバイスやブラウザ・回線環境によっては, 回答負担が紙面調査票よりも大きくなり, むしろ項目無回答率が上昇する危険性もある (Tourangeau et al. 2013=2019)⁸⁾. そのため, オンライン回答を選択したケースの項目無回答率が, 他の回答方式を選択したケースに比べて低いかどうかを第二の分析課題として設定する.

(3) 回答傾向

調査モードの違いは, 同一調査項目における回答傾向の差異をもたらす可能性があり, ⑤測定誤差の問題とも関わる (de Leeuw 2005). どの回答方式による集計値が, 本来知りたい真の値に近似しているかは当然ながら判断できないが, 一般にセンシティブな質問については, オンライン調査の方が調査員面接や他の自記式モードに比べて, 実態により近い回答を得られやすいとされる (Tourangeau and Yan 2007, Kreuter et al. 2008, 千年 2021). その一方, こうしたモード効果 (mode effect) の存在は, 全体の集計結果が有効回答に占める各モードの構成割合によって左右されうることの意味しており, 調査時点間の集計値の変化に着目する場合には注意を要する. しかし, 回答傾向のモード間の差異を検証した先行研究の中には, 明確なモード効果が観察される調査項目は限定的であるとの結果も示されている (Tourangeau et al. 2013=2019, 萩原ほか 2018b, 千年 2021, 平沢・歸山 2024). そこで, 第三の分析課題として, 調査モードによる回答傾向の差異が調査項目全体のうち, どの程度検出されるのかを検討する.

ここで留意すべきは, 第7回調査では, 回答・回収方式の選択が無作為に割り付けられておらず, 各モードの回答期間も大きく異なる点である (Ⅱ節). そのため, 第二および第三の分析課題については, 調査モードの選択と関連があると考えられる回答者や世帯の社会人口学的属性を統制した多変量解析の結果も踏まえて検討を進める. なお, 調査員回収と郵送回収は, 紙面調査票を使用することや, 回答者自身が記入済み調査票を密封するという点で共通する部分が多い. それゆえ, 本稿では従来の調査員回収に比べて, 郵送回収を選択した者で項目無回答率の高さや特徴的な回答傾向が観察されるのかを併せて確認していく.

7) エディティングやコーディング, クリーニングの工程で, 不適正な処理が行われることで生じる誤差のことを指す.

8) こうした利用するデバイスや回答環境が回答者によって異なるというオンライン調査の特徴は, 「分散型」と呼ばれる (Tourangeau et al. 2013=2019).

IV. 第7回調査の回収状況

1. 全体の回収・欠票状況

はじめに、第7回調査の回収・欠票状況について、過去の調査回（第5・6回）との比較を通じて検討する。実査の結果、第7回調査では調査対象世帯16,470世帯に対し、調査票配布数は15,461票、回収された調査票は9,661票であった。回収票の内訳は、調査員回収が15.2%、郵送回収が65.4%、オンライン回答が19.4%であり、従来の調査員回収はもっとも少なかった。そして、回収票のうち集計が困難な票を除いた有効回収票は8,910票であり、有効回収率は54.1%であった。回答者種別に有効回収票の内訳をみると、有配偶女性5,518票、離死別女性1,457票、単身未婚女性547票、単身男性1,177票、その他が211票であった（国立社会保障・人口問題研究所 2024）。

表1は、各調査回の回収・欠票状況の詳細を示したものである。第7回調査の総標本数（調査対象世帯数）に占める欠票率は45.9%であり、前回の第6回調査（2018年）に比べて5.8ポイント上昇した。欠票率の上昇基調は、第5回調査（2013年）以降続いており、先述の調査票の配布・回収方法の変更によって、回収状況が改善したとは言い難い。

欠票率と世帯属性の関連をみると、世帯人数が少なく、三大都市圏や居住する市区町村の人口規模が大きい対象世帯ほど欠票率が高く、この傾向は第5・6回調査でも観察される。しかしながら、これらの世帯属性にかかわらず、欠票率は全体的に底上げしており、とくに世帯人数が「4人」「5人以上」、および居住地域の人口規模が「1万人未満」の欠票率は、第6回調査（2018年）と比べて10ポイント以上増加している。

表1 第7回調査の欠票と標本属性

標本属性		第7回調査								
		総標本数 a=b+c+d+e	有効 b	無効 c	未回収 d	未配布 e	欠票率 (c+d+e)/a	未配布率 e/a	未回収率 d/(a-e)	無効率 c/(a-e-d)
総数		16,470	8,910	751	5,800	1,009	45.9	6.1	37.5	7.8
世帯人員 数	1人	3,480	1,967	170	1,078	265	43.5	7.6	33.5	8.0
	2人	3,730	2,519	292	692	227	32.5	6.1	19.8	10.4
	3人	2,235	1,556	108	469	102	30.4	4.6	22.0	6.5
	4人	1,486	970	58	400	58	34.7	3.9	28.0	5.6
	5人以上	699	445	25	209	20	36.3	2.9	30.8	5.3
	不明	4,840	1,453	98	2,952	337	70.0	7.0	65.6	6.3
居住地域	三大都市圏	8,265	3,945	297	3,527	496	52.3	6.0	45.4	7.0
	非三大都市圏	8,205	4,965	454	2,273	513	39.5	6.3	29.6	8.4
居住する 市区町村 の人口規 模	1万人未満	287	175	31	44	37	39.0	12.9	17.6	15.0
	1～5万人	1,736	1,159	120	329	128	33.2	7.4	20.5	9.4
	5～10万人	2,597	1,536	143	776	142	40.9	5.5	31.6	8.5
	10～30万人	4,231	2,353	177	1,467	234	44.4	5.5	36.7	7.0
	30～50万人	2,643	1,298	98	1,106	141	50.9	5.3	44.2	7.0
	50万人以上	4,976	2,389	182	2,078	327	52.0	6.6	44.7	7.1

表1 第7回調査の欠票と標本属性（続き）

標本属性	第6回調査					第5回調査				
	総標本数	欠票率	未配布率	未回収率	無効率	総標本数	欠票率	未配布率	未回収率	無効率
総数	16,356	40.1	22.2	13.8	10.7	15,081	36.1	18.5	9.0	13.8
世帯人員数	1人	4,566	41.6	20.9	16.1	3,705	37.2	15.8	11.4	15.7
	2人	4,143	26.9	11.3	7.3	4,001	29.9	10.8	6.5	16.0
	3人	2,483	24.2	9.5	7.8	2,556	26.1	9.6	6.1	12.8
	4人	1,828	22.4	8.0	8.0	1,928	21.5	7.9	6.0	9.3
	5人以上	951	26.1	8.3	7.8	1,304	19.9	6.8	3.0	11.5
	不明	2,385	96.2	73.4	82.7	1,587	96.6	81.0	78.5	16.9
居住地域	三大都市圏	8,247	46.6	27.1	18.4	7,693	41.5	23.1	12.5	13.0
	非三大都市圏	8,109	33.5	17.3	9.7	7,388	30.6	13.7	5.8	14.6
居住する市区町村の人口規模	1万人未満	322	18.9	3.7	3.9	467	23.6	2.1	2.0	20.3
	1～5万人	1,345	28.7	14.3	6.2	1,937	27.6	10.9	1.2	17.8
	5～10万人	2,141	34.5	16.1	12.5	2,212	29.4	13.2	5.7	13.9
	10～30万人	5,392	38.7	21.9	11.9	3,311	34.3	15.5	11.5	12.0
	30～50万人	2,554	49.1	26.2	22.9	2,311	36.8	18.1	12.5	11.8
	50万人以上	4,602	44.2	26.9	15.2	4,843	44.7	27.8	11.8	13.3

（出典）第5回調査・第6回調査の集計値はそれぞれ山内ほか（2016）、斉藤・菊池（2022）。

（注1）世帯人員数は世帯名簿の値。

（注2）居住地域のうち三大都市圏は埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県とし、他の道県を非三大都市圏とした。

（注3）居住する市区町村の人口規模は調査時点の値である。

2. 欠票の発生プロセスとその理由

つづいて、第7回調査でみられた回収率低下の要因について、調査票の配布方法と欠票の発生プロセスに着目して検討する。実査の過程で欠票が発生する要因は、①調査票の未配布、②調査票の未回収、③回収票の無効に大別される。①未配布は、居住実態を把握できた世帯を調査員が訪問したものの、調査協力拒否の意思表示、高齢や健康・言語上の理由による調査不能などによって生じる⁹⁾。②未回収は、対象世帯に調査票を配布したものの、何らかの理由により回収ができなかったケースである。そして③回収票の無効は、調査票を回収することができたが、その記載内容に不備が多く集計不能と判定されたケースに相当する（斉藤・菊池 2022）。

表1では、総標本数を「有効」「未配布」「未回収」「無効」に分類したうえで、未配布率・未回収率・無効率をそれぞれ算出している¹⁰⁾。第7回調査の未配布率は6.1%であり、過去の調査回に比べてもっとも低い。これは先述のとおり、不在世帯に対しては調査票のポスティングを新たに認めたことに起因する。それに代わり、配布票数に占める未回収率が37.5%と第6回調査（2018年）に比べて23.7ポイント増加している。なお、回収票数に

9) 第7回調査では不在世帯については調査関係資料のポスティングを認めたことから、調査対象者の一時不在（留守）による未配布は生じない（3ヶ月以上の長期不在は調査対象外）。

10) 「未配布」と「未回収」の理由については、Appendixの付表1（国立社会保障・人口問題研究所ホームページにて公表）を参照のこと。

占める無効票の割合は第7回調査では7.8%となっており、前回調査に比べて約3ポイント減少した。

調査票の配布方法別にみると（表2）、従来型の調査員配布は、総標本数のうち66.5%（10,959票）を占めており、前回調査（第6回調査）の配布率（77.8%，表1）よりも11.3ポイント低下している。そして、調査員配布した対象世帯のうち、最終的に未回収となった世帯の割合は23.3%であり、前回調査よりも9.5ポイント上昇している。その一方、調査票のポスティングを行った対象世帯（33.5%）の未回収率は63.1%であり、調査員配布よりも約40ポイント高い。これらの結果からは、調査員配布の割合とその回収率がともに低下したこと、そして調査票のポスティングによって調査員配布ケースの回収状況の悪化を十分に補完できなかったことが、全体的な回収率の低下をもたらしたと言える。

表2 調査票の配布方法別にみた欠票状況

標本属性		第7回調査（調査員配布）					第7回調査（ポスティング）				
		総標本数	欠票率	未配布率	未回収率	無効率	総標本数	欠票率	未配布率	未回収率	無効率
総数		10,959	35.9	9.2	23.3	7.9	5,511	65.8	0.0	63.1	7.3
世帯人員 数	1人	2,653	37.1	10.0	24.2	7.8	827	63.8	0.0	60.3	8.8
	2人	3,281	30.2	6.9	16.1	10.5	449	49.2	0.0	44.3	8.8
	3人	1,935	27.9	5.3	18.5	6.6	300	46.7	0.0	43.3	5.9
	4人	1,301	31.9	4.5	24.9	5.1	185	54.6	0.0	49.2	10.6
	5人以上	609	34.6	3.3	28.5	5.5	90	47.8	0.0	45.6	4.1
	不明	1,180	67.2	28.6	51.5	5.4	3,660	70.9	0.0	68.8	6.7
居住地域	三大都市圏	4,721	39.6	10.5	27.6	6.8	3,544	69.1	0.0	66.6	7.4
	非三大都市圏	6,238	33.1	8.2	20.2	8.6	1,967	59.9	0.0	56.8	7.2
居住する 市区町村 の人口規 模	1万人未満	269	36.4	13.8	13.8	14.5	18	77.8	0.0	66.7	33.3
	1～5万人	1,560	31.5	8.2	17.5	9.6	176	48.9	0.0	44.9	7.2
	5～10万人	1,926	33.0	7.4	21.0	8.5	671	63.3	0.0	59.9	8.6
	10～30万人	3,024	34.8	7.7	23.9	7.1	1,207	68.5	0.0	66.3	6.6
	30～50万人	1,580	36.2	8.9	24.5	7.3	1,063	72.7	0.0	70.9	6.1
	50万人以上	2,600	41.7	12.6	28.5	6.8	2,376	63.2	0.0	60.2	7.5

（注1）世帯人員数は世帯名簿の値。

（注2）居住地域のうち三大都市圏は埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県とし、他の道県を非三大都市圏とした。

（注3）居住する市区町村の人口規模は調査時点の値である。

3. 調査モード・回答者種別にみた回収状況

表3は、調査票の配布・回収方法別に、回収票数および有効票数の分布を示したものである。有効票数については、回答者種別の結果も掲載している。

まず回収票（9,661票、うちポスティング割合は21.0%）に着目すると、調査票の配布方法によらず、回収票に占める郵送回収の割合がもっとも高い（調査員配布：63.4%，ポスティング：72.8%）。調査員配布の場合、調査員回収とオンライン回答の同割合はいずれも約18%であるが、ポスティングの場合には調査員回収の割合は4.0%に過ぎない（オンライン回答：23.2%）。そして、第一次回答期日（7月11日）までに回収がなされたのは6,147票（郵送回収：4,273票（69.5%）、オンライン回答：1,874票（30.5%））であり、

総標本数（16,470票）に占める回収率は37.3%であった。全体の回収率は58.7%（＝9,661票／16,470票）となるため、第2次モードである調査員回収と郵送回収によって、回収率が21.4ポイント上乗せされたことになる¹¹⁾。また、回収票のうち有効票と判定された調査票の割合（有効率＝有効数／回収数）をみると、オンライン回答の有効率は97.3%であり、他の回収方法よりも高い。

回答者種別に有効票の分布を確認すると、郵送回収が占める割合は調査員配布で51.3～66.4%、ポスティングで63.0～81.2%となっており、有配偶女性と離死別女性では郵送回収を選択する傾向が強い。一方、単身未婚女性と単身男性（うち未婚者は57.7%）については、オンライン回答の割合が24.2～32.1%と相対的に高い。

オンライン回答者については、回答の際に使用したデバイスの種類を「パラデータ（paradata）」として把握できる（表4）。電子調査票の回答画面は、紙面調査票のレイアウトに類似するように作成したことから、調査対象者に対してはパソコンによる回答を推奨することを依頼状に明記した。しかしながら、有効票に占める「パソコン」による回答は全体で53.2%に過ぎず、単身男性で最大62.6%の利用にとどまった。一方、「スマートフォン」による回答割合は全体で44.2%であり、離死別女性と単身未婚女性では同割合はそれぞれ51.8%、67.8%に達した。

表3 回答者種別・調査票の配布／回収方法別にみた有効票

調査票		回収票		有効票													
		全体		全体			回答者種別										
							有配偶女性		離死別女性		単身未婚女性		単身男性		その他		
配布方法	回収方法	回収数	割合	有効数	割合	有効率	有効数	割合	有効数	割合	有効数	割合	有効数	割合	有効数	割合	
A.全体 (B+C)	調査員回収	1,470	15.2	1,301	14.6	88.5	761	13.8	288	19.8	77	14.1	147	12.5	28	13.3	
	郵送回収	6,317	65.4	5,785	64.9	91.6	3,629	65.8	1,005	69.0	318	58.1	712	60.5	121	57.3	
	オンライン回答	1,874	19.4	1,824	20.5	97.3	1,128	20.4	164	11.3	152	27.8	318	27.0	62	29.4	
	計	9,661	100.0	8,910	100.0	92.2	5,518	100.0	1,457	100.0	547	100.0	1,177	100.0	211	100.0	
B.調査員	調査員回収	1,389	18.2	1,228	17.5	88.4	729	15.9	271	22.5	75	23.6	127	16.6	26	15.9	
	郵送回収	4,837	63.4	4,430	63.1	91.6	2,929	64.0	798	66.4	163	51.3	451	59.1	89	54.3	
	オンライン回答	1,402	18.4	1,368	19.5	97.6	921	20.1	133	11.1	80	25.2	185	24.2	49	29.9	
	計	7,628	100.0	7,026	100.0	92.1	4,579	100.0	1,202	100.0	318	100.0	763	100.0	164	100.0	
C.ポスティング	調査員回収	81	4.0	73	3.9	90.1	32	3.4	17	6.7	2	0.9	20	4.8	2	4.3	
	郵送回収	1,480	72.8	1,355	71.9	91.6	700	74.5	207	81.2	155	67.7	261	63.0	32	68.1	
	オンライン回答	472	23.2	456	24.2	96.6	207	22.0	31	12.2	72	31.4	133	32.1	13	27.7	
	計	2,033	100.0	1,884	100.0	92.7	939	100.0	255	100.0	229	100.0	414	100.0	47	100.0	
D.第一次締切 (7月11日) 時点	郵送回収	4,273	69.5	3,941	68.4	92.2	2,433	68.3	735	81.8	211	58.1	484	60.3	78	55.7	
	オンライン回答	1,874	30.5	1,824	31.6	97.3	1,128	31.7	164	18.2	152	41.9	318	39.7	62	44.3	
	計	6,147	100.0	5,765	100.0	93.8	3,561	100.0	899	100.0	363	100.0	802	100.0	140	100.0	

11) 有効回収票（8,910票）のうち、第一次期日までに郵送回収がなされたものは44.2%（3,941票）であり、オンライン回答分（1,824票）を含めると64.7%（5,765票）に及ぶ。

表4 回答者種別にみたオンライン回答に使用したデバイスの種類

	回答者種別					計
	有配偶女性	離死別女性	単身未婚女性	単身男性	その他	
パソコン	54.3	44.5	31.6	62.6	59.7	53.2
スマートフォン	42.8	51.8	67.8	35.2	37.1	44.2
タブレット	2.8	3.7	0.7	2.2	3.2	2.6
N	1,128	164	152	318	62	1,824

(%)

4. 調査モード選択の規定要因：多変量解析①

以上の回収状況を踏まえ、有効回収票（8,910票）を分析対象として、調査モードの選択を規定する回答者・世帯の社会人口学的属性について多変量解析をもとに検討する。具体的には、調査モード（調査員回収・郵送回収・オンライン回答）を従属変数とし、回答者種別・年齢階級・最終学歴・調査票の配布方法（ポスティング=1）、居住地（三大都市圏・人口規模）を独立変数とした多項ロジットモデルによる推計を行った。有効票に占める調査員回収・郵送回収・オンライン回収の割合（票数）は、それぞれ14.6%（1,301票）、64.9%（5,785票）、20.5%（1,824票）である。

表5がその推計結果である。従来の調査員回収を基準とすると、郵送回収とオンライン回答の選択確率に対して回答者種別による差異は「その他」（オンライン回答）を除き非有意となっている（ $p>.05$ ）。回答者年齢（基準：30-39歳）に着目すると、郵送回収では29歳以下と70歳以上、オンライン回答では29歳以下と50歳以上の者でこれらのモードの選択確率が有意に低い。オンライン回答については、先行研究より若年層ほど選択確率が高いことが見込まれたが（千年 2020）、推計結果はその予想に反している。そのため、回答者種別に同様のモデルを再推計したところ（詳細な推計結果は省略）、「29歳以下」ダミーの負の効果は単身未婚女性のみを観察された（10%水準）。若年層でオンラインの選択確率が低い要因として、オンライン回答は第1次モードとしており、若年層では回答期日までに、調査に協力した者が他の年齢層に比べて少なかったことが考えられる¹²⁾。

他の共変量の効果をみると、教育水準が高い者や調査票配布がポスティングによってなされた世帯では、郵送回収またはオンライン回答の選択確率が有意に高い。居住地域に関しては、三大都市圏居住者は調査員回収よりもオンライン回答を選択しやすい（郵送回収については非有意）。人口規模（基準：50万人以上）については、「1万人未満」を除く一部のダミー変数で有意な正の効果を示しており、人口規模が中程度（1～50万人未満）の地域に居住する者では大都市圏居住者（50万人以上）に比べて、郵送回収またはオンライン回答（「1-5万人」「30-50万人」のみ有意）を選択する傾向にある。

12) 有配偶女性については、60代以降のダミー変数のみ統計的に有意な負の効果を示しており、表5の推計結果と同様の傾向が観察された。単身未婚女性と同様に、単身男性とその他の回答者では、「29歳以下」ダミーの回帰係数が負の値を示したが、いずれも非有意であった（ $p>.10$ ）。

表5 調査モードを従属変数とした多項ロジットモデル

基準：調査員回収	郵送回収		オンライン回答	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
回答者種別 (ref.有配偶女性)				
離死別女性	-.091	(.084)	-.155	(.119)
単身未婚女性	-.257	(.149) +	-.238	(.170)
単身男性	-.126	(.106)	.134	(.123)
その他	.055	(.221)	.591	(.251) *
回答者年齢 (ref.30-39歳)				
29歳以下	-.872	(.191) ***	-.509	(.200) *
40-49歳	-.006	(.156)	-.079	(.166)
50-59歳	-.042	(.149)	-.323	(.160) *
60-69歳	.070	(.147)	-.880	(.163) ***
70歳以上	-.446	(.140) **	-2.177	(.169) ***
最終学歴 (ref.高校)				
中学	-.180	(.097) +	-.640	(.174) ***
専門学校	.428	(.116) ***	.660	(.136) ***
短大・高専	.186	(.091) *	.389	(.111) ***
大学・大学院	.578	(.110) ***	1.205	(.122) ***
無回答	-.123	(.242)	.409	(.326)
調査票のポストティング (=1)	1.642	(.129) ***	1.248	(.139) ***
居住地・三大都市圏 (=1)	-.061	(.068)	.613	(.083) ***
居住地・人口規模 (ref.50万人以上)				
1万人未満	-.760	(.180) ***	-.950	(.290) **
1-5万人	.488	(.113) ***	.589	(.140) ***
5-10万人	.216	(.100) *	.010	(.125)
10-30万人	.186	(.090) *	.080	(.108)
30-50万人	.373	(.109) **	.302	(.129) *
切片	1.247	(.152) ***	.178	(.171)
-2LL			14214.060	
Pseudo R-square			.098	
N			8,910	

(注) *** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, + $p<.10$ (両側検定).

V. 第7回調査の不詳状況

1. 第7回調査の調査項目と不詳割合

つづいて、本節では有効回収票（回答者種別の「その他」を除く）を集計対象として、各調査項目の不詳状況について検討を進める。

第7回調査の調査票は、①世帯および家族成員（夫婦・子ども・実親・義親）の社会人口学的属性、②親世代との支援・被支援関係、③就業歴や夫婦の働き方、④家族内外のサポートネットワーク、⑤家族介護・介護離職¹³⁾、⑥家族に対する考え方に関する計27の設問から構成される（表6）¹⁴⁾。各設問は、複数の質問項目から成り、変数の数に換算すると723にのぼる。表6に記載されている「無回答率の平均値」は、変数ごとに算出した項

13) 第7回調査では、調査時点で介護をしている者に加えて、「過去に介護をしたことがある（現在は介護をしていない）者」に対しても回答を求めた。

14) 第7回および過去の調査票は、国立社会保障・人口問題研究所のホームページにて公開している (<https://www.ipss.go.jp/ps-katei/j/NSFJ7/kt07q.pdf> , 2024年12月13日最終確認)。

目無回答率について設問別に平均値をとったものであり、このうち「―」がある設問は回答対象外となる。また、離死別女性・単身未婚女性・単身男性については、配偶者関連の質問項目の多くが非該当となることから、以下では回答者種別に集計結果を示す。

(1) 変数別にみた不詳の発生状況

表7は、変数を集計単位として、各変数の不詳ケース割合（＝不詳／回答対象）の分布を示したものである。

回答者種別にみると、不詳ケース割合は、有配偶女性と離死別女性では「20-30%」（それぞれ28.4%、23.5%）、単身未婚女性は「10%未満」（39.8%）、そして単身男性は「10-20

表6 第7回調査の設問項目と設問別にみた項目無回答率

設問	設問の概要	変数の数	無回答率の平均値（変数単位）			
			有配偶女性	離死別女性	単身未婚女性	単身男性
問1	世帯に関する事項	25	0.0	0.0	0.0	0.0
問2	配偶関係に関する事項	20	0.8	5.1	0.2	17.8
問3	夫婦の基本属性に関する事項	30	10.5	16.4	5.7	32.1
問4	夫婦の現在の仕事に関する事項	5	10.5	15.7	0.0	22.7
問5	現在の結婚と結婚が決まったときの仕事（妻）に関する事項	23	40.5	46.2	—	—
問6	子どもの数に関する事項	4	11.5	10.2	—	—
問7	子の属性に関する事項	24	35.3	31.3	—	—
問8	第1子の妊娠がわかったときの仕事（妻）に関する事項	58	43.8	48.3	—	—
問9	18歳以上の子との関係に関する事項	102	40.9	37.5	—	—
問10	親の基本属性に関する事項	20	18.7	20.5	13.7	36.4
問11	親との関係に関する事項	164	39.6	40.6	31.7	52.9
問12	介護の経験に関する事項	34	50.3	42.6	37.2	53.0
問13	介護と仕事に関する事項	59	78.1	76.5	60.5	75.7
問14	出産・育児等のサポートネットワークに関する事項	24	23.3	24.0	—	—
問15	出産・子育て、介護の不安・苦労	4	35.7	41.7	—	—
問16	夫婦の家事に関する事項	25	20.3	—	—	—
問17	夫婦の育児に関する事項	35	23.9	—	—	—
問18	夫婦の勢力関係に関する事項	5	22.3	—	—	—
問19	夫婦の勢力関係に関する事項	4	22.3	—	—	—
問20	夫婦のコミュニケーションに関する事項	9	21.3	—	—	—
問21	家族・子どもに関する意識	12	16.4	14.1	8.9	11.6
問22	同性婚に関する意識	6	17.3	16.1	9.3	11.6
問23	家族に対する考え方に関する事項	7	15.9	14.1	8.6	11.1
問24	生活満足度に関する事項	4	17.4	17.6	10.0	15.6
問25	資産の保有と継承に関する事項	10	10.6	18.2	13.6	13.9
問26	夫婦の収入に関する事項	6	54.5	66.1	53.8	58.7
問27	世帯の預貯金・負債に関する事項	4	47.7	59.6	53.7	52.0
項目無回答率（全体）			35.5	38.6	31.0	45.7
変数の総数			723	722	274	397

（注）「―」がある設問は回答対象外。回答者種別の「変数の総数」は全てのケースで非該当であった変数は集計から除外。

全723変数のうち、問1(2)「孫の配偶者の人数」は全ケースが非該当のため集計対象から除外。

表7 不詳ケース割合別にみた変数の分布

不詳割合	第7回調査								第6回調査			
	有配偶女性 (N=5,518)		離死別女性 (N=1,457)		単身未婚女性 (N=547)		単身男性 (N=1,177)		有配偶女性 (N=6,142)		離死別女性 (N=1,517)	
	N	構成(%)	N	構成(%)	N	構成(%)	N	構成(%)	N	構成(%)	N	構成(%)
10%未満	79	10.9	40	7.6	109	39.8	46	11.6	126	18.9	44	9.2
10-20%	115	15.9	75	14.3	44	16.1	104	26.2	243	36.4	43	9.0
20-30%	205	28.4	123	23.5	20	7.3	12	3.0	125	18.7	143	30.0
30-40%	92	12.7	109	20.8	11	4.0	5	1.3	51	7.6	75	15.7
40-50%	51	7.1	22	4.2	9	3.3	27	6.8	13	2.0	19	4.0
50-60%	50	6.9	28	5.3	44	16.1	55	13.9	19	2.8	55	11.5
60-70%	10	1.4	20	3.8	4	1.5	48	12.1	58	8.7	18	3.8
70-80%	57	7.9	90	17.2	7	2.6	46	11.6	23	3.4	9	1.9
80-90%	57	7.9	14	2.7	5	1.8	9	2.3	5	0.8	63	13.2
90%以上	6	0.8	3	0.6	21	7.7	45	11.3	5	0.8	8	1.7
計	722	100.0	524	100.0	274	100.0	397	100.0	668	100.0	477	100.0

(注) 第7回調査(全723変数)のうち、問1(2)「孫の配偶者の人数」は全ケースが非該当のため集計対象から除外。

％」(26.2％)の割合がもっとも高い。前回調査(第6回)と比較すると、有配偶女性では「10%未満」「10-20%」に該当する変数がそれぞれ8.0ポイント、20.5ポイント減少し、代わりに「20-30%」または「30-40%」以上のカテゴリの厚みが増している(それぞれ28.4%、12.7%)。離死別女性では、「10-20%」と「30-40%」の変数がそれぞれ14.3%、20.8%と前回調査に比べて約5ポイント上昇している。また、前回調査では「80-90%」の変数が13.2%を占めていたが、第7回調査では「70-80%」の比重が増している(17.2%)。単身未婚女性では、不詳ケース割合が「50-60%」および「90%以上」を占める変数はそれぞれ16.1%、7.7%存在する。そして単身男性では、同割合が50%以上である変数が他の回答者よりも多く、51.2%を占めている。

(2) 回答者ケース別にみた不詳の発生状況

一方、集計単位を回答者ケースとし、不詳割合の分布を示したものが表8である。有配偶女性では、不詳割合が「10%未満」のケースは50.7%にとどまり、前回調査に比べて同割合は6.7ポイント低下している。それに代わり、不詳割合が「60-70%」「70-80%」「80-90%」のカテゴリに占めるケースの増大がみられ(計14.8%)、全体的な回答状況の悪化がみられる。しかし、離死別女性については、不詳割合の分布は第6回調査と近似しており、両調査間における各カテゴリ割合の差異は±2ポイント以内に収まっている。単身未婚女性と単身男性では、不詳割合が「10%未満」のケースがそれぞれ全体の73.3%、64.6%となっており、有配偶女性や離死別女性よりも回答状況は総じて良い。

つぎに、設問内容・調査モード別に不詳割合の状況を確認する。ここでは、斉藤・菊池(2022)に従い、各設問を「個人属性」(問1・2・3・4・26・27)、「出生」(問6・7・8・15(1))、「親」(問10・11(1)~(10))、「介護・介助」(問11(11)(12)・12・13)、「家族意識」(問21・22・23)、「家事・育児」(問16・17・18・19・20)に分類した。

表8 不詳割合別にみたケースの分布

不詳割合	第7回調査								第6回調査			
	有配偶女性		離死別女性		単身未婚女性		単身男性		有配偶女性		離死別女性	
	度数	構成(%)	度数	構成(%)	度数	構成(%)	度数	構成(%)	度数	構成(%)	度数	構成(%)
10%未満	2,795	50.7	591	40.6	401	73.3	760	64.6	3,527	57.4	579	38.2
10-20%	778	14.1	222	15.2	27	4.9	64	5.4	888	14.5	259	17.1
20-30%	467	8.5	156	10.7	32	5.9	49	4.2	536	8.7	161	10.6
30-40%	288	5.2	128	8.8	25	4.6	56	4.8	344	5.6	104	6.9
40-50%	194	3.5	96	6.6	8	1.5	34	2.9	282	4.6	106	7.0
50-60%	150	2.7	70	4.8	27	4.9	90	7.7	146	2.4	94	6.2
60-70%	187	3.4	71	4.9	7	1.3	41	3.5	129	2.1	76	5.0
70-80%	379	6.9	48	3.3	9	1.7	45	3.8	128	2.1	47	3.1
80-90%	246	4.5	52	3.6	10	1.8	32	2.7	90	1.5	63	4.2
90%以上	34	0.6	23	1.6	1	0.2	6	0.5	72	1.2	28	1.9
計	5,518	100.0	1,457	100.0	547	100.0	1,177	100.0	6,142	100.0	1,517	100.0

(出典) 第6回調査の集計値は斉藤・菊池(2022)。

表9 設問内容・調査モード別にみたケース別不詳割合の平均値・割合

設問内容	調査モード	有配偶女性 (N=5,518)			離死別女性 (N=1,457)			単身未婚女性 (N=547)			単身男性 (N=1,177)		
		平均値	不詳割合 20%以上	度数	平均値	不詳割合 20%以上	度数	平均値	不詳割合 20%以上	度数	平均値	不詳割合 20%以上	度数
全設問	調査員回収	26.2	44.4	761	36.8	61.8	288	22.9	39.0	77	32.6	50.3	147
	郵送回収	20.9	34.6	3,629	23.9	44.2	1,005	11.7	21.7	318	20.2	32.9	712
	オンライン回答	23.9	31.0	1,128	13.7	17.1	164	7.0	13.2	152	7.1	14.2	318
	計	22.2	35.2	5,518	25.3	44.6	1,457	12.0	21.8	547	18.2	30.0	1,177
個人属性	調査員回収	8.4	13.9	761	14.3	24.7	288	8.6	18.2	77	14.6	32.0	147
	郵送回収	6.3	9.9	3,629	10.4	13.4	1,005	3.9	5.7	318	8.0	11.8	712
	オンライン回答	2.2	2.2	1,128	6.4	6.7	164	3.0	4.6	152	2.1	1.9	318
	計	5.7	8.9	5,518	10.8	14.9	1,457	4.3	7.1	547	7.2	11.6	1,177
出生	調査員回収	22.0	30.9	761	29.4	39.9	288						
	郵送回収	18.7	26.5	3,629	12.3	30.2	1,005						
	オンライン回答	29.4	33.3	1,128	8.6	24.4	164						
	計	21.3	28.5	5,518	14.6	31.5	1,457						
親	調査員回収	29.6	46.9	761	30.5	56.6	288	22.7	33.8	77	30.8	50.3	147
	郵送回収	22.1	36.6	3,629	20.2	40.8	1,005	9.6	19.8	318	19.6	32.2	712
	オンライン回答	15.9	33.4	1,128	14.0	23.8	164	10.0	15.1	152	10.7	14.2	318
	計	21.8	37.4	5,518	21.5	42.0	1,457	11.5	20.5	547	18.6	29.6	1,177
介護・介助	調査員回収	43.7	59.1	761	54.9	69.4	288	26.6	35.1	77	38.9	42.9	147
	郵送回収	34.8	49.3	3,629	39.5	54.7	1,005	13.5	16.7	318	25.5	29.6	712
	オンライン回答	35.9	50.2	1,128	23.6	42.7	164	8.3	12.5	152	7.1	10.1	318
	計	36.2	50.9	5,518	40.7	56.3	1,457	13.9	18.1	547	22.2	26.0	1,177
家族意識	調査員回収	16.7	19.3	761	26.0	31.3	288	18.2	19.5	77	23.2	25.2	147
	郵送回収	13.4	15.0	3,629	12.3	14.9	1,005	10.3	11.6	318	12.4	13.2	712
	オンライン回答	26.1	26.7	1,128	8.6	9.8	164	1.3	2.0	152	3.9	4.7	318
	計	16.4	18.0	5,518	14.6	17.6	1,457	8.9	10.1	547	11.5	12.4	1,177
家事・育児	調査員回収	24.3	32.9	761									
	郵送回収	20.7	27.7	3,629									
	オンライン回答	27.4	28.5	1,128									
	計	22.5	28.6	5,518									

(注) 空白セルは集計対象外。

その集計結果が表9である。「全設問」を集計対象とした場合、不詳割合の平均値は有配偶女性で22.2%、離死別女性で25.3%、単身未婚女性で12.0%、単身男性で18.2%となっており、表8の結果とも整合的である。設問内容別にみると、回答者種別にかかわらず、「介護・介助」設問の不詳割合の平均値がもっとも高い。それに次いで、「家事・育児」（有配偶女性）、「親」「出生」設問（有配偶女性・離死別女性）で不詳割合が高く、有配偶女性では同割合が20%台（21.3～22.5%）となっている。全ての対象者が必須回答となっている「家族意識」設問をみると、単身未婚女性と単身男性の不詳割合の平均値はそれぞれ8.9%、11.5%となっており、有配偶女性（16.4%）や離死別女性（14.6%）よりも最大7.5ポイント低い。

調査モード別にみると、全体として従来の調査員回収と比べて郵送回収やオンライン回答を選択した者では、不詳割合の平均値が低い傾向にある。たとえば、有配偶女性では「全設問」の不詳割合（平均値）は、調査員回収群で26.2%であるが、郵送回収群とオンライン回答群ではそれぞれ20.9%、23.9%と2.3～5.3ポイント低い。調査員回収群とオンライン回答群の間にみられる不詳割合の差異は、有配偶女性を除けば15.9～25.5ポイントと総じて大きい。同様の傾向は、設問内容別に集計した場合でも観察されるが、有配偶女性では「出生」「家族意識」「家事・育児」設問について、オンライン回答の不詳割合（平均値）が調査員回収群よりも高いという局所的な特徴もみられる。

2. 不詳発生の規定要因：多変量解析②

表9で示された調査モード間の不詳割合の差異は、回答者や世帯の社会人口学的属性を統制していない二変数間の関連を示しているに過ぎない。調査モードの選択にはこれらの諸属性が強く関連していることを踏まえ（表5）、本項ではモード間で不詳発生率に差異が観察されるかについて、多変量解析（二項ロジットモデル）をもとに検討を行う。従属変数は、斉藤・菊池（2022）と同様に、不詳割合が20%以上である場合を1、それ以外を0とする二値変数とした。調査モードを表す独立変数は、従来の調査員回収を基準とした二つのダミー変数（郵送回収・オンライン回答）を用いる。他の共変量は、表5と同様である¹⁵⁾。

表10は、不詳割合（20%以上）に対するモード効果を表す二つのダミー変数の回帰係数（主効果）を、設問内容別に集約したものである。「全設問」における調査モードの効果をみると、離死別女性と単身男性では、二つのダミー変数がともに統計的に有意な効果を示している。係数の符号は負であることから、従来の調査員回収に比べて、郵送回収やオンライン回答を選択した者の不詳割合（20%以上）が有意に低い。有配偶女性では、郵送回収について同様の負の効果が統計的に認められる一方で、単身未婚女性ではいずれのダミー変数も非有意であった（ $p>.05$ ）。他の共変量については（詳細な推計結果は省略）、回答者種別によらず、回答者年齢（基準：30-39歳）と最終学歴（基準：高校）が不詳発生に

15) 離死別女性および単身男性を対象とした推計では、回答者の婚姻状況をさらに統制している。

対して有意な効果を与えている。すなわち、高齢層（有配偶女性・単身男性は60歳以上、離死別女性・単身未婚女性は70歳以上）や教育水準が低い者ほど不詳割合が有意に高い。現職の雇用形態や居住地域（三大都市圏か否か、人口規模）については、多くのダミー変数が非有意であり、不詳割合との間に一貫した関連パターンは看取されない。

設問内容別の推計結果に目を向けると、「個人属性」設問で調査モードが統計的に有意な効果（5%水準）を示しているのは、有配偶女性（オンライン回答）と単身男性（郵送回収・オンライン回答）であり、いずれも回帰係数は負の値を示している。「親」設問についても、これら二つの回答群では、それぞれ郵送回収とオンライン回答において、調査員回収群よりも不詳割合が有意に低い。同様の傾向は、離死別女性（オンライン回答）でも看取される。

「介護・介助」設問では、離死別女性と単身未婚女性において二つのダミー変数がともに有意な負の効果を示しており、有配偶女性と単身男性ではそれぞれ郵送回収、オンライン回答のみ有意差が認められる。同様に、「家族意識」設問では、離死別女性と単身男性において二つの調査モード、単身未婚女性ではオンライン回答について統計的に有意な負の効果が認められる。その一方、有配偶女性では、オンライン回答ダミーの回帰係数が正の値を示しており（5%水準）、調査員回収群に比べて不詳割合が有意に高い。

「出生」設問についても、有配偶女性がオンライン回答ダミーについて不詳割合を高める正の効果が観察されるのに対して、離死別女性では二つのモードがともに有意な負の効果を示している。そして、「家事・育児」設問については、いずれのダミー変数も5%水準では非有意であり、不詳割合に対するモード効果はみられない。

表10 不詳割合（20%以上）に対する調査モードの影響（二項ロジットモデル）

設問内容	調査モード (ref.調査員回収)	有配偶女性 (N=5,518)		離死別女性 (N=1,457)		単身未婚女性 (N=547)		単身男性 (N=1,177)	
		Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
全設問	郵送回収	-.276	(.087)**	-.486	(.149)**	-.510	(.359)	-.438	(.202)*
	オンライン回答	-.042	(.107)	-1.602	(.263)***	-.770	(.415)*	-1.112	(.258)***
個人属性	郵送回収	-.215	(.137)	-.408	(.220)*	-.580	(.591)	-1.145	(.245)***
	オンライン回答	-1.366	(.248)***	-.492	(.418)	.116	(.650)	-2.692	(.499)***
出生	郵送回収	-.126	(.091)	-.307	(.148)*				
	オンライン回答	.483	(.110)***	-.469	(.238)*				
親	郵送回収	-.303	(.085)***	-.186	(.152)	-.200	(.359)	-.341	(.205)*
	オンライン回答	-.144	(.104)	-.655	(.256)*	-.129	(.414)	-.919	(.261)***
介護・介助	郵送回収	-.291	(.085)**	-.505	(.151)**	-.917	(.361)*	-.305	(.205)
	オンライン回答	-.023	(.101)	-.865	(.223)***	-.881	(.421)*	-1.256	(.277)***
家族意識	郵送回収	-.184	(.109)*	-.723	(.170)***	-.588	(.464)	-.629	(.245)*
	オンライン回答	.933	(.127)***	-.901	(.330)**	-1.969	(.747)**	-1.357	(.367)***
家事・育児	郵送回収	-.159	(.090)*						
	オンライン回答	.119	(.110)						

(注) *** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, * $p<.10$ （両側検定）。空白セルは集計対象外。

回答者の年齢階級・最終学歴・現職（雇用形態）・居住地（三大都市圏・人口規模）・調査票ポストティングの有無・婚姻状況（離死別女性・単身男性のみ）を統制済み。

VI. 調査モード間の回答傾向の比較

1. 集計対象と方法

最後に、前節と同様に有効回答票を集計対象として、調査モードによって各調査項目の回答傾向がどの程度異なるかを検討する。

具体的には、以下の分析手続きを採用した。はじめに、各調査項目を従属変数とした重回帰分析または二項ロジットモデルをもとに、郵送回収およびオンライン回答のモード効果を表すダミー変数（基準：調査員回収）の回帰係数を推計した。従属変数となる調査項目は、リッカート尺度や数値記入を求めた設問（出生年、家事・育児時間、所得、家族意識など）については連続変数として処理した。それ以外の調査項目（従業上の地位、従業先規模、帰宅時間、介護経験、要介護者など）については、分岐設問の有無や該当ケース数の大きさなどを考慮し、二値変数化した。分析では、調査モードの効果について安定的な推計値を得るために、全723変数のうち集計対象を、①独立変数として用いた変数、②推計ケースが300未満の変数、③完全判別などの問題から推計が収束しなかった変数を除外した513変数（有配偶女性：505、離死別女性：229、単身未婚女性：92、単身男性：110）とした。なお、回帰モデルに投入した共変量は、表5および表10と同様である。

そして、モード効果の有無や程度は、①有意確率と②効果量（effect size）をもとに評価した。後者の効果量に着目するのは、モード間の差異を表す回帰係数の統計的有意性はサンプルサイズの大きさにも依存するためである。本稿では効果量として、二群間の平均値の差を標準化した指標であるCohen（1988）のd指標を用いる。このd指標では、効果量の大きさ（絶対値）の目安として、0.2を「小さな」、0.5を「中」程度、そして0.8が「大きな」効果とされる（Cohen 1988）。本稿では、他の共変量を統制したうえでのモード効果の大きさを評価することから、Sánchez-Meca et al.（2003）とMyers et al.（2010）の手法に従い、重回帰分析では式(1)、ロジットモデルでは式(2)をもとにd指標を算出した。

$$d_{OLS} = \frac{mode_{yuso, online}}{\sqrt{MS_{error}}} \quad \text{式 (1)}$$

$$d_{Logit} = \frac{mode_{yuso, online}}{\pi} \times \sqrt{3} \quad \text{式 (2)}$$

式(1)および(2)の分子は、郵送回収（ $mode_{yuso}$ ）とオンライン回答（ $mode_{online}$ ）のモード効果（基準：調査員回収）を表す回帰係数（それぞれ非標準化係数、対数オッズ）に相当する。これらの回帰係数を、重回帰分析では二乗平均平方根誤差（root mean square error: RMSE）で除し、ロジットモデルでは $\sqrt{3}/\pi$ で乗じることでd指標を求める。

本稿では、平沢・歸山（2024）に倣い、調査モードの主効果が5%水準で統計的に有意であり、かつ効果量（d指標・絶対値）が0.30を上回った場合について、（他の共変量を

統制したとしても）モード間で無視できない回答傾向の有意差があるとみなす。

2. モード効果の検討：多変量解析③

表11は、上記の手続きによって得られたモード効果の推計結果を集約したものである¹⁶⁾。

全体サンプルの結果をみると、全513変数のうち、郵送回収およびオンライン回答のモード効果を表す回帰係数が5%水準で統計的に有意となった調査項目（条件B）はそれぞれ18.3%（94項目）、25.0%（128項目）であり、従来の調査員回収との間に回答傾向の差異が認められる調査項目は後者で多い。さらに効果量を考慮すると（条件C）、同割合は郵送回収で2.5%（13項目）、オンライン回答で7.2%（37項目）であった。すなわち、モード効果の大きさを考慮すると、無視できないモード間の差異が検出される調査項目は1割にも満たない。

回答者種別にみると、条件Cを満たす調査項目の割合（郵送回収・オンライン回答）は、有配偶女性でそれぞれ3.2%と7.5%、離死別女性で4.8%と13.1%、単身未婚女性で10.8%と8.6%、単身男性で4.5%と8.2%であった。有配偶女性・離死別女性・単身男性では、オンライン回答での検出割合が郵送回収よりも3.7～8.3ポイント高いが、単身未婚女性では同割合は10%前後と二つのモード間で大きな差異は観察されない。

(2) 設問内容別にみた回答傾向のモード間の差異

つぎに、調査モードによる回答傾向の差異が検出された調査項目の内容を確認する。項目の分類方法は表9・10と同様とし、条件Cに該当する調査項目と効果量dを回答者種別にリスト化した。紙幅の都合上、以下では有配偶女性の結果を中心に検討を進める。

表12を俯瞰すると、効果量dの符号の向きは郵送回収とオンライン回答ともに一致している。すなわち、これら二つの調査モードを選択した回答者は、調査員回収群に比べて、同一の方向に回答傾向が異なっていることを意味する。

表11 調査モード間で回答傾向の差異がある変数の割合

条件	(%)									
	全体		有配偶女性		離死別女性		単身未婚女性		単身男性	
	郵送回収	オンライン回答	郵送回収	オンライン回答	郵送回収	オンライン回答	郵送回収	オンライン回答	郵送回収	オンライン回答
(A) 1%水準で有意	9.2	14.6	5.9	12.3	5.7	5.7	3.3	3.3	1.8	6.4
(B) 5%水準で有意	18.3	25.0	18.2	23.4	13.1	17.5	10.9	8.7	10.9	10.9
(C) 5%水準で有意かつ 効果量d>.30	2.5	7.2	3.2	7.5	4.8	13.1	10.9	8.7	4.5	8.2
変数 (N)	513		505		229		92		110	

(注) 効果量はCohen's d。「郵送回収」「オンライン回答」とともに、「調査員回収（紙回答）」を基準カテゴリとした。
回答者の年齢階級・最終学歴・現職（雇用形態）・居住地（三大都市圏・人口規模）・調査票ポスティングの有無・婚姻状況（離死別女性・単身男性のみ）を統制済み。

16) 推計結果（回帰係数・標準誤差・効果量d）の詳細は、Appendix（注釈10）の付表2を参照のこと。

まず「個人属性」設問については、同居世帯員（実親・義親・あなたのきょうだい、問1(2)）と通勤時間（問3(5)）について効果量が負の値を示しており、調査員回収群に比べて、同居世帯員の選択割合が有意に低く、通勤時間の回答割合が高い（自宅勤務の割合が低い）。「親」設問の親の居住状態に関する項目（問11(4)）についても、同居世帯員における回答傾向の差異と符合する結果が得られている。また、親との会話頻度（問11(2)）や過去1年間の親への手助け・世話（問11(6)）については、オンライン回答群でその頻度や有無を少ない（無い）と回答しやすい。

「出生」設問では、第1子出産後に利用した制度や支援（問8(2)(3)）、出産後退職者の再就職状況（問8(4)）、そして「介護・介助」設問では、親の主な介護者（問11(12)）や介護負担感（問12(9)）、介護開始時職業の退職理由（問13(2)）に関する項目でモード効果が観察される。その一方、「家事・育児」「家族意識」設問に関しては、条件Cに該当する項目は無かった¹⁷⁾。

離死別女性・単身未婚女性・単身男性についても、「個人属性」「出生」「親」「介護・介助」「家族意識」設問でモード効果が観察されるが、該当項目は有配偶女性と比べれば限定的である。また、これらの回答者では、伝統的な性別役割分業意識について尋ねた一部項目（問21）において、オンライン回答群では性別役割分業観について否定的な回答を示している。同様に、離死別女性のうち、オンライン回答群では同性カップルに関する考えについて尋ねた一部項目（問22）で肯定的な意見を示す傾向にある。

Ⅶ. 結論と考察

本稿では、第7回全国家庭動向調査を事例として、ミックスモードの導入が調査データの品質・精度（欠票・不詳・測定誤差）に及ぼす影響について検討を行った。一連の分析から得られた諸知見は、以下の三点に要約できる。

第一に、複数の回答・回収方式を調査対象者に提示した場合においても、回収率の全体的な改善はみられなかった。実査にあたり、第7回調査では「郵送回収・オンライン回答」（第1次モード）から「調査員回収・郵送回収」（第2次モード）へと切り替えるミックスモードを新たに採用したが、欠票率は45.9%となり、シングルモード（調査員回収）であった前回調査（2018年）に比べて5.8ポイント上昇した。その要因として、高い回収率が見込まれる調査票の調査員配布の割合とその回収率がともに低下したことなどが考えられる。

17) 効果量dの基準を0.20に引き下げた場合、「家事・育児」設問では、子どもが小学校低学年（1～3年生）の頃の配偶者の育児参加について尋ねた一部項目（問17(4)（ウ）（エ））、そして夫婦間の分担について尋ねた一項目（問18（エ））でそれぞれ郵送回収、オンライン回答で負の効果を示している。すなわち、これらの回答・回収方式を選択した有配偶女性は、夫の育児参加の頻度や夫婦間の役割分担を低く評価する傾向にある。ただしそれらの項目を除けば、夫婦の家事・育児頻度に関する大多数の項目でモード間の差異が認められない点は注目に値する。同様に、「家族意識」設問では、オンライン回答者について同性カップルに関する考えについて尋ねた項目（問22（ア）（ウ）（オ））で肯定的な回答を示す傾向にある。また、家族の要件に関する一部項目（問23（エ））について、伝統的な家族観について否定的な立場を示している。

表12 調査モードによる回答傾向の差異がある調査項目の内訳

a) 有配偶女性							
分類	設問	内容	モデル	効果量 (Cohen's d)	郵送提出	オンライン	効果量 (Cohen's d)
個人属性	問(12)	世帯員の数(あなたの父親)	Logit	-401	-719		
	問(12)	世帯員の数(あなたの母親)	Logit		-433		
	問(12)	世帯員の数(あなたの父親)	Logit		-313		
	問(12)	世帯員の数(あなたの母親)	Logit		-1,553		
	問(12)	世帯員の数(あなたの父親)	Logit		202		
	問(12)	世帯員の数(あなたの母親)	Logit		608		
	問(82)	就業状況/利用した制度や支援(1.産前・産後休業)	Logit		718	511	
	問(82)	就業状況/利用した制度や支援(2.育児休業)	Logit		1,258		
	問(82)	就業状況/利用した制度や支援(3.育児休業)	Logit		473		
	問(82)	就業状況/利用した制度や支援(4.育児休業)	Logit		-786		
	問(82)	就業状況/利用した制度や支援(5.育児休業)	Logit		-658		
	問(82)	就業状況/利用した制度や支援(6.育児休業)	Logit		356		
出生	問(84)	退職/利用した制度や支援(1.退職)	Logit		-456		
	問(84)	退職/利用した制度や支援(2.退職)	Logit		-456		
	問(84)	退職/利用した制度や支援(3.退職)	Logit		-456		
	問(84)	退職/利用した制度や支援(4.退職)	Logit		-456		
	問(84)	退職/利用した制度や支援(5.退職)	Logit		-456		
	問(84)	退職/利用した制度や支援(6.退職)	Logit		-456		
	問(84)	退職/利用した制度や支援(7.退職)	Logit		-456		
	問(84)	退職/利用した制度や支援(8.退職)	Logit		-456		
	問(84)	退職/利用した制度や支援(9.退職)	Logit		-456		
	問(84)	退職/利用した制度や支援(10.退職)	Logit		-456		
	問(84)	退職/利用した制度や支援(11.退職)	Logit		-456		
	問(84)	退職/利用した制度や支援(12.退職)	Logit		-456		
その他	問(86)	18歳以上の子どもとの同居理由(5.あなたが家族等の支援を受けるため)/第1子	Logit		878		
	問(86)	18歳以上の子どもとの同居理由(6.あなたが家族等の支援を受けるため)/第2子	Logit		-975		
	問(86)	18歳以上の子どもとの同居理由(7.あなたが家族等の支援を受けるため)/第3子	Logit		-1,302		
	問(86)	18歳以上の子どもとの同居理由(8.あなたが家族等の支援を受けるため)/第4子	Logit		-791		
	問(86)	18歳以上の子どもとの同居理由(9.あなたが家族等の支援を受けるため)/第5子	Logit		305		
	問(86)	18歳以上の子どもとの同居理由(10.あなたが家族等の支援を受けるため)/第6子	Logit		-493		
	問(86)	18歳以上の子どもとの同居理由(11.あなたが家族等の支援を受けるため)/第7子	Logit		-493		
	問(86)	18歳以上の子どもとの同居理由(12.あなたが家族等の支援を受けるため)/第8子	Logit		-493		
	問(86)	18歳以上の子どもとの同居理由(13.あなたが家族等の支援を受けるため)/第9子	Logit		-493		
	問(86)	18歳以上の子どもとの同居理由(14.あなたが家族等の支援を受けるため)/第10子	Logit		-493		
	問(86)	18歳以上の子どもとの同居理由(15.あなたが家族等の支援を受けるため)/第11子	Logit		-493		
	問(86)	18歳以上の子どもとの同居理由(16.あなたが家族等の支援を受けるため)/第12子	Logit		-493		
親	問(112)	親に話す回数/あなたの父親	OLS		-407		
	問(112)	親に話す回数/あなたの母親	OLS		-407		
	問(112)	親に話す回数/あなたの父親	OLS		-407		
	問(112)	親に話す回数/あなたの母親	OLS		-407		
	問(112)	親に話す回数/あなたの父親	OLS		-407		
	問(112)	親に話す回数/あなたの母親	OLS		-407		
	問(112)	親に話す回数/あなたの父親	OLS		-407		
	問(112)	親に話す回数/あなたの母親	OLS		-407		
	問(112)	親に話す回数/あなたの父親	OLS		-407		
	問(112)	親に話す回数/あなたの母親	OLS		-407		
	問(112)	親に話す回数/あなたの父親	OLS		-407		
	問(112)	親に話す回数/あなたの母親	OLS		-407		
b) 離婚女性							
	問(33)	従業親(あなたの子供)との関係(あなたの子供)との関係	Logit		484		
	問(33)	従業親(あなたの子供)との関係(あなたの子供)との関係	Logit		949		
	問(33)	従業親(あなたの子供)との関係(あなたの子供)との関係	Logit		322		
	問(33)	従業親(あなたの子供)との関係(あなたの子供)との関係	Logit		304		
	問(33)	従業親(あなたの子供)との関係(あなたの子供)との関係	Logit		307		
	問(33)	従業親(あなたの子供)との関係(あなたの子供)との関係	Logit		316		
	問(33)	従業親(あなたの子供)との関係(あなたの子供)との関係	Logit		617		
	問(33)	従業親(あなたの子供)との関係(あなたの子供)との関係	Logit		1,047		
	問(33)	従業親(あなたの子供)との関係(あなたの子供)との関係	Logit		-534		
	問(33)	従業親(あなたの子供)との関係(あなたの子供)との関係	Logit		-499		
	問(33)	従業親(あなたの子供)との関係(あなたの子供)との関係	Logit		355		
c) 単身未婚女性							
	問(37)	同居期間の有無/あなたが同居期間の有無	Logit		870		
	問(37)	同居期間の有無/あなたが同居期間の有無	Logit		-733		
	問(37)	同居期間の有無/あなたが同居期間の有無	Logit		-397		
	問(37)	同居期間の有無/あなたが同居期間の有無	Logit		-384		
	問(37)	同居期間の有無/あなたが同居期間の有無	Logit		-697		
	問(37)	同居期間の有無/あなたが同居期間の有無	Logit		-833		
	問(37)	同居期間の有無/あなたが同居期間の有無	Logit		-541		
	問(37)	同居期間の有無/あなたが同居期間の有無	Logit		-541		
	問(37)	同居期間の有無/あなたが同居期間の有無	Logit		-541		
	問(37)	同居期間の有無/あなたが同居期間の有無	Logit		-541		
	問(37)	同居期間の有無/あなたが同居期間の有無	Logit		-541		

第二に、郵送回収やオンライン回答を選択した者は、従来の調査員回収のケースと比べて、多くの調査項目で項目無回答率が低い傾向にあった。ただし有配偶女性では、「出生」と「家族意識」設問において、オンライン回答群の不詳割合が調査員回収群に比べて高い傾向がみられ（表9）、設問の内容・総数・配置などによって、モード効果の現われ方が異なる可能性も示唆された。また、紙面調査票への記入が求められる調査員回収と郵送回収の無回答率は同程度か、後者で相対的に低く、郵送回収の導入による回答状況の悪化は観察されなかった。

第三に、調査モードの違いが回答傾向（測定誤差）に及ぼす影響については、郵送回収またはオンライン回答によるモード効果（基準：調査員回収）の存在が強く疑われる調査項目は極めて限定的であった。有意水準と効果量の二つの基準から評価すると、分析対象とした全513変数のうち、モード効果が検出されたのは郵送回収で11項目（2.5%）、オンライン回答で37項目（7.2%）にとどまった。

複数の調査（回答）モードの併用は、被調査者の負担軽減や実務上の効率化といった利点が強調される一方で、調査の継続性の観点からは、非標本誤差の増加を通じて、対象母集団の行動特性や意識における経年的変化に関して誤った解釈を導出する危険性がある。本調査では、夫の家事・育児時間の増加や同性カップルに対する肯定的意見の割合が上昇基調にあることが報告されたが（国立社会保障・人口問題研究所 2024）、これらの集計結果が、第7回調査における回収・回答方法の変更を反映したものであるか否かは明らかではなかった。同調査を用いた一連の分析からは、これらの懸念が経験的には強く支持されず、ミックスモードの導入が集計結果に及ぼす影響は総じて小さいと推測される。ただし、本稿の分析は集計結果の時系列変化について直接的な評価を加えておらず、次回（第8回調査（2026年実施予定））を併せたデータセットをもとに、本結論の頑健性を再検証する必要がある。

また、集計結果に対するミックスモードの影響のあり方は、各調査の実施体系や調査票の内容によって異なる可能性があり、本稿の諸知見をただちに他の調査に一般化することはできない。本調査で採用した三種類の調査モードは、各対象者に対して無作為に割り付けられておらず、各モードによる回答の時期や期日も異なる。そのため、本稿の推計モデルから検出された調査モード間における項目無回答率および回答傾向の差異（V節・VI節）は、真のモード効果ではなく、調査協力意向が低い対象者が調査員回収（第2次モード）のケースに偏在したことによるサンプル・セレクションの影響を反映したものに過ぎない可能性がある。この点は、本稿に残された大きな分析上の課題である。

調査員の不足やライフスタイルの多様化といった調査員・回答者双方の複合的な要因により、公的統計調査の実施にあたり、オンライン調査に対するニーズが今後さらに高まる機運にある。ミックスモードによる回収率の向上やモード効果の補正に関する方法論的検討も緒に就いたばかりであり、公的統計調査の実施体系の改善に向けたさらなる研究蓄積が待たれる。

付記

本研究は、国立社会保障・人口問題研究所一般会計プロジェクト「全国家庭動向調査」および「世帯構造の変化を考慮した家族の生活保障機能の定量的把握と社会保障制度の再構築に向けた研究事業」の研究成果である。「全国家庭動向調査」(第6・7回調査)の調査票情報は、統計法第32条に基づく二次利用申請により使用の承認(令和6年6月27日)を得たものである。なお、本研究はJSPS科研費(基盤研究B 23K25587)の助成を受けた。

参考文献

- 氏家豊・久野雅樹(2011)「世論調査における調査方法の併用」『社会と調査』第12号, pp.46-61.
- 国立社会保障・人口問題研究所(2024)『2022年社会保障・人口問題基本調査 第7回全国家庭動向調査報告書』調査研究報告資料第42号.
- 斉藤知洋・菊池潤(2022)「第6回全国家庭動向調査の欠票・不詳状況に関する分析」『人口問題研究』第78巻第1号, pp.118-139.
- 杉野勇・平沢和司編(2024)『無作為抽出ウェブ調査の挑戦』法律文化社.
- 千年よしみ(2020)「ミックスモード調査における郵送・ウェブ回答の回答率・回答者属性・項目無回答率の比較—住民基本台帳からの無作為抽出による SOGI をテーマとした調査から—」『人口問題研究』第76巻第4号, pp.467-487.
- 千年よしみ(2021)「ミックスモード調査における郵送・ウェブ回答の回答分布の比較—住民基本台帳からの無作為抽出による SOGI をテーマとした調査から—」『人口問題研究』第77巻第1号, pp.1-20.
- 日本学術会議(2020)『Web 調査の有効な学術的活用を目指して』
(<https://www.scj.go.jp/ja/info/kohyo/pdf/kohyo-24-t292-3.pdf>, 2024年12月1日最終確認)
- 萩原潤治・村田ひろ子・吉藤昌代・広川裕(2018a)「住民基本台帳からの無作為抽出による WEB 世論調査の検証①」『放送研究と調査』2018年6月号, pp.24-47.
- 萩原潤治・村田ひろ子・吉藤昌代・広川裕(2018b)「住民基本台帳からの無作為抽出による WEB 世論調査の検証②—郵送調査との回答分布の比較—」『放送研究と調査』2018年9月号, pp.48-79.
- 平沢和司(2024)「学術調査における無作為抽出ミックスモードの実際」『社会と調査』第33号, pp.20-27.
- 平沢和司・歸山亜紀(2024)「無作為ミックスモード調査の可能性—ウェブ法と郵送法の比較を中心に—」杉野勇・平沢和司編『無作為抽出ウェブ調査の挑戦』法律文化社, pp.19-43.
- 三輪哲・石田賢示・下瀬川陽(2020)「社会科学におけるインターネット調査の可能性と課題」『社会学評論』第71巻第1号, pp.18-28.
- 山内昌和・菅桂太・菊池潤(2016)「第5回全国家庭動向調査の無回答の発生状況ならびに平成25年国民生活基礎調査(世帯票)の個票データとのマッチングに関する検討」『人口問題研究』第72巻第1号, pp.3-27.
- 吉村治正(2020)「ウェブ調査の結果はなぜ偏るのか—2つの実験的ウェブ調査から—」『社会学評論』第71巻第1号, pp.65-82.
- Cohen, J. (1988) *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*, 2nd ed., Hillsdale: Erlbaum.
- de Leeuw, E. D. (2005) "To Mix or Not to Mix Data Collection Modes in Surveys," *Journal of Official Statistics*, Vol.21, No.2, pp.233-255.
- Groves, R. M., F. J. Fowler, M. P. Couper, J. M. Lepkowski, E. Slinger, and R. Tourangeau (2009) *Survey Methodology*, 2nd ed., New Jersey: Wiley.
- Inaba, A. (2007) "Problems Relating to Declining Response Rates in Social Survey Research in Japan: Trends after 2000," *International Journal of Japanese Sociology*, Vol.16, pp.10-22.
- Kreuter, F., S. Presser, and R. Tourangeau (2008) "Social Desirability Bias in CATI, IVR, and Web Surveys," *Public Opinion Quarterly*, Vol.72, No.5, pp.847-865.
- Myers, J. L., A. D. Well, and R. F. Lorch Jr. (2010) *Research Design and Statistical Analysis*, 3rd ed., New York: Routledge.

- Sánchez-Meca, J., F. Marín-Martínez, and S. Chacón-Moscoso (2003) "Effect-Size Indices for Dichotomized Outcomes in Meta-Analysis," *Psychological Methods*, Vol.8, No.4, pp.448-467.
- Smith, M. J. (2011) "Refining the Total Survey Error Perspective," *International Journal of Public Opinion Research*, Vol.23, No.4, pp.464-484.
- Tourangeau, R., F. G. Conrad, and M. P. Couper (2013) *The Science of Web Surveys*, Oxford University Press. (大隅昇・鳩真紀子・井田潤治・小野裕亮訳 (2019)『ウェブ調査の科学—調査計画から分析まで—』朝倉書店.)
- Tourangeau, R. and T. Yan (2007) "Sensitive Questions in Surveys," *Psychological Bulletin*, Vol.133, No.5, pp.859-883.

Comparison of Unit Non-response, Item Non-response, and Response Patterns across Modes in Public Statistical Surveys:

Examination by the 7th National Survey on Family in Japan

SAITO Tomohiro and KIKUCHI Jun

In this study, we analyze the impact of different response and collection methods—interview collection, postal collection, and online responses—on three key aspects: (1) unit non-response, (2) item non-response, and (3) response patterns (measurement errors). This analysis uses the “7th National Survey on Family in Japan,” conducted in 2022, as a case study. The main findings are summarized below.

First, changes to the distribution and collection methods of the survey, including posting surveys to absent households, introducing postal collection, and enabling online responses, did not improve the overall response rate. Second, while the introduction of a mixed-mode survey did not increase the rate of missing responses for individual survey items overall, it was observed that married women had relatively high non-response rates for questions related to “birth” and “family consciousness” among online respondents. Third, of the 513 variables analyzed, differences in response patterns based on the mode of response were identified in only a limited number of cases: 11 items (2.5%) for postal collection and 37 items (7.2%) for online responses.

Keywords: National Survey on Family in Japan, mixed-mode surveys, unit non-response, item non-response, response pattern