無回答誤差と調査票の返送時期の関係

──「高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査 | の調査不能と項目無回答──

松本 渉†

(受付 2023年10月17日;改訂 2024年3月7日;採択11月19日)

要 旨

無回答には調査不能と項目無回答がある.無回答誤差の解消は重要であるが,無理に調査不能を減らそうとしても項目無回答を高め,全体としての誤差の減少にはつながらないという議論がある.本研究では,「高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査」の12年分の結果を用いて,返送時期が調査不能と項目無回答とどのように関わっているかについて明らかにすることにした.

その結果,集計レベルの分析では,平均年齢に関する無回答誤差と回収率との間に負の相関関係がみられ,調査不能者(回答を得られなかった者)の割合が増加すると年齢に関する無回答誤差が増加するという影響が確認された.一方,個票レベルの分析では,項目無回答の場合は,回答済みの場合よりも平均返送日数が長くなる傾向がうかがえた.そこで,項目無回答と返送日数の関係性を調べると,項目無回答の個数と返送日数の間には双方が影響を及ぼしあう関係が成り立つ可能性がでてきた.その一方で,回収率が高い場合に項目無回答の個数が増加する傾向もうかがえた.郵送調査では,導入部分が良質であれば早く返送されて回収率も上昇するが,消極的回答者を含むために,項目無回答が増える可能性が考えられた.項目無回答の増加の極限には調査不能であるが,返送時期が長引くことの延長上に調査不能があるという関係と連動して成立する可能性が確認できた.

キーワード:郵送調査,無回答誤差,調査不能,項目無回答,返送日数,回収率.

1. はじめに

無回答誤差(nonresponse error)とは、回答を得られた調査のデータだけから算出した統計量と調査対象全体のデータから算出した統計量とのずれである(Groves et al., 2004a). 無回答(nonresponse)は、調査対象全体の測定ができずに全ての質問の回答が無効となる調査不能(unit nonresponse)と質問の一部で回答を得られなかった項目無回答(item nonresponse)に分かれる. 慣習的・実務的には、項目無回答を単に無回答と呼ぶことが多いが、本研究における無回答誤差(nonresponse error)とは、調査不能と項目無回答の両方を原因として生じる誤差を意味する. どちらの意味の無回答も、現実には一定の方向性を持ちながら系統的に真の値とのずれを生じさせることが多く、無回答の偏り(nonresponse bias)となる. この偏りが深刻になった場合には調査結果が不適切なものになる. そのため、調査不能と項目無回答は、調査方法論上重要な課題として議論されてきた.

[†] 関西大学 総合情報学部:〒 569-1095 大阪府高槻市霊仙寺町 2-1-1

ただし、多くの調査研究において、調査不能と項目無回答は異なる問題として別々に議論されてきた。回答をするかどうかの決定過程を議論する場合であっても、項目無回答だけを扱うもの(例えば、Beatty and Herrmann, 2002; 阪口, 2023)がある一方で、調査不能(あるいは回収率)だけを扱うもの(例えば、Groves et al., 1992, 2000, 2004b; 林 他, 2003)があるという具合である。確かに調査主体の権威や信頼性、協力依頼状の表現の違いのように、調査不能には影響するが項目無回答には影響しそうにない事項などもあることを考えれば、項目無回答と調査不能のそれぞれに特化して研究することは、基本的には有益なアプローチであるといえる。

しかし一方で、調査不能と項目無回答との関連性に注目する議論もある。例えば、吉野 (1994, 2001)は、情報回収量 (information collection rate)という概念を用いて、調査不能が減少した場合に項目無回答が増加する問題を指摘している。ここでいう情報回収量とは、「わからない」「その他」以外の明確な選択肢を選んだ率 (明確回答率、definite response rate)を各質問について計算してその平均値に回収率を乗じた値である (吉野、1994)、吉野 (1994)は、三つの異なる機関で同じ質問文を用いて実施された同時期の調査について情報回収率を計算したところ、それらがほぼ一定であることから、無理に回収率を上げる努力をしても明確な回答を得るのが難しいとしたのである。土屋 (2005)も同様の立場を示し、「日本人の国民性第 11 次全国調査」への協力理由に関する事後調査における未返送者の特性から、一般的な調査不能者の特性を推察し、回収率の強引な引き上げが必ずしも非標本誤差の低減につながらない可能性を指摘している。Yan and Curtin (2010)も、米国の消費者調査の 20 年分のデータを用いて、調査不能率の上下変動と項目無回答率の上下変動の関連性を指摘し、項目無回答率の減少は調査不能率の増加の結果によって生じていることを指摘している。

つまり、一連の調査不能と項目無回答の関係に注目する研究は、調査不能を減らし、回収率の上昇によって無回答誤差を小さくしようとしても、項目無回答が増加するために、全体の無回答誤差が減少しないという問題点を示唆したのである。ここで調査不能が減少する際に項目無回答が増加すると考えられる理由としては、それほど調査に協力的でない人に無理に回答を求めても、結局明確な回答は得られないためであると推察されている(吉野、1994、2001)。このようなメカニズムが想定されているのは、主に面接調査の場合であり、吉野(1994、2001)では面接調査の場合を前提に議論されている。この考え方を敷衍し、面接調査に限らず、郵送調査など他のデータ収集法についてもあてはまるような表現でその本質だけを述べるとすれば、「消極的な回答者がしぶしぶ回答をしたとしても、その回答内容は、積極的な回答者の回答ほどには有益な情報にはならない」ということになる。

回答者の積極性・消極性を推察する方法は、調査モードによって異なる。例えば、調査員が介在する面接調査や電話調査においては、調査員の感想を得ることによって判断するといった方法がありえる。他方、郵送調査の場合は、そのような方法はできないが、回答者の返送時期から推察することができる。なぜなら、郵送調査においては、調査票を発送するタイミングを統一することによって、調査対象者全員へのアプローチの開始をほぼ同時にすることができるという特徴があり(松本、2023)、そのために、返送の時期が早ければ早いほど、回答者として積極的である可能性が高いと予想されるからである。なお、このように予想することの前提として、調査においては、調査のタイトルや実施主体から調査の重要性を理解した時、さらには調査票の導入部分や第1問目を見たときの印象で、回答をするかどうかの意欲が異なる可能性があることも付言しておきたい。対象者は、自分にとってあまりに無縁な内容であればその調査に回答する気になれない一方で、自分にかかわりの深いもので負担感が低そうな調査であれば回答しようとすると考えられるからである。つまり、ここで積極性・消極性と呼んでいるものは、このように調査対象者が調査そのもの(調査内容、実施主体、調査票の出来栄え等)に刺激を受けて反応する程度を総合的に要約した概念である。実際には、調査票を受け取った際に

多忙かどうかといった個々の調査対象者側の事情によって回答する時期は前後するし、投函に 至るタイミングも一定ではないので、返送時期から積極性・消極性を推し量るには、ある程度 の誤差をおりこむ必要はある.

しかしいずれにせよそういった事情から返送時期の違いに目をむけた郵送調査研究は珍しいものではない。特に回答者の特性との関係を扱った返送時期の研究がいくつも見られる。具体的には、返送時期と調査回答者の基本的属性との関係に注目した研究(Siemiatycki and Campbell, 1984; 小島, 1993; 林・村田, 1996; 前田, 2005; 松田, 2017), 返送時期と調査対象者の調査テーマへの関心度合いに目を向けた研究(Donald, 1960; 渡邊, 2007), 返送時期と基本属性・内容面への関心の強さの統合的な関係に目をむけた研究(松本, 2023)等がある。このうち、調査回答者の基本的な属性について注目した研究には、返送時期と回答者基本属性との関連に否定的なもの(Siemiatycki and Campbell, 1984; 小島, 1993; 林・村田, 1996)がある一方で、基本属性における関連性を指摘するものもあり(前田, 2005; 松田, 2017), 郵送調査の返送の時期によって、回収層の基本属性の異同がどのように関わっているのかについては議論が続いている。しかし、調査対象者の調査テーマへの関心度合いとの関連性については、内容面への関心の強さが返信速度を早めるという見解で一致している(Donald, 1960; 渡邊, 2007; 松本, 2023)。返送の時期が早ければ早いほど、回答者として調査の内容に関心が高いという関係が安定的に成立していることを踏まえれば、返送時期に回答者の積極性・消極性の違いが反映されているという予想も、それほど不自然な帰結ではないはずである。

さらに、回答者の積極性・消極性の違いが返送時期に表れているという考えを拡張すると、遅い時期の返送者(消極的回答者)の延長上に返送に至らなかった調査不能者がいると位置づけることができる。Zimmer (1956)は、調査対象者を早期回答者・督促後の回答者・調査不能者の3グループに分類し、それぞれを返送確率の高・中・低の三段階と位置づけて三者の違いを分析しているが¹⁾、このような位置づけが見られる研究の一つである。田中 (1962)においても同様の考えが見られ、調査不能によって生じた回答の偏りを補正する方法を考案するに際して²⁾、対象者を返送確率の連続体の上に位置づけるとしている。

Zimmer (1956)や田中 (1962)に見られるような調査不能者を後期返送者の延長上に位置づけ る考え方は、郵送調査に限定された表現に聞こえるが、調査研究一般の議論においては、回 答が得られなかった調査不能者と回答を得るまでに時間がかかるなどの困難がある回答者と の間には抵抗についての連続性(continuum of resistance)があるという表現が用いられている (Filion, 1976; Fitzgerald and Fuller, 1982). Lin and Schaeffer (1995)は、このような考えに立 脚するモデルを抵抗についての連続性モデル(continuum of resistance model)とよび、調査不能 層と回収層を区別する分類モデル(classes model)と明確に区別している。このような連続性の 仮定は、面接調査・留置調査・電話調査といった調査モードの場合、その妥当性に疑問が生じ るかもしれない.調査を実施する側がどこかの時点で調査対象者への再接触を中止し,たまた ま会えなかった回答意欲の高い調査対象者を調査不能者としている可能性があるため、調査不 能者の中に遅い時期の回答者よりも回答意欲の高い人がいないとは限らないからである.しか し、調査実施側の締め切りとは無関係に調査対象者の側が返送できる郵送調査の場合は、締め 切り後の回答を実際に有効とするかどうかは別として、ある種の飽和状態に到達するまで回答 を得ることができる.このような状態が生じるのは,受け取って(あるいは締め切り日)から相 当日数が経過したことにより,仮に当初非協力的であった調査対象者において偶発的に回答し ようという意欲が生じたとしても調査に応じることのハードルが高くなっているために調査対 象者は返送しなくなるからである.もちろん住所不明で戻ってきたケースはそのようなモデル の例外となるが、多くの調査不能者がそのように構成されると考えないと、調査によって回収 率が上下することの説明がつかない。そのため、調査不能者と遅い時期の回答者との間には断 絶が少ないと予想できる(松本, 2023).

以上の議論から、本研究では、郵送調査における調査不能と項目無回答といった二種類の無回答が、返送日数と何らかの関連があると予想する。回答者の積極性・消極性が返送日数に反映されるとすれば、調査不能者は返送日数の短い積極的回答者の対極、かつ返送日数の長い消極的回答者の延長上に位置づけられるし³⁾、回答者の積極性・消極性が項目無回答の発生頻度に現われるのであれば、返送日数と項目無回答にも関連が生じるはずだからである。

なお、郵送調査における返送時期と調査不能との関係性については、Zimmer (1956)、田中 (1962)、土屋 (2005)が取り扱っているが、Zimmer (1956)の郵送調査は米国空軍関係者に対して実施されたもので標本が特殊で 220 とサイズも小さい。田中 (1962)や土屋 (2005)の分析は、一般的な市民を対象とする調査であるが、どちらも先行する面接調査の事後に実施された郵送調査を利用したものである。事後的な郵送調査の未返送者は、面接調査段階での項目無回答が多いことなど一定の知見が明らかになっている面もあるが (土屋, 2005)、逆に言えば一度面接調査に応じた人々に対する郵送調査という特殊性も否めない。郵送調査における返送時期と調査不能・項目無回答の関係性についての研究に蓄積はまだ十分とは言えない。

そこで、本研究では、高槻市民に対して実施した郵送調査の返送日数を用いて、郵送調査の返送時期が調査不能と項目無回答という無回答誤差要因にどのように関わっていくのかを明らかにする。地域限定の調査結果について分析することになるが、一般市民を対象とする多くの郵送調査にとって有益な知見を見出だそうとするものである。

2. データの概要と分析の手順

本研究では、高槻市民に対する意識調査「高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査」(2011~2022年度)のデータを活用する。「高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査」は、高槻市と関西大学の連携によって2011年度から実施されている郵送調査であり、高槻市が施策に利用するための市民意識調査であると同時に、関西大学における教育・研究での活用を意図した調査でもある。高槻市側の質問項目は、年度ごとに各部署の希望に応じて提案され、関西大学側の質問項目は、社会調査実習の授業の中で学生から提案されたものから構成されるが、属性項目さらには調整に必要と考えられた項目も追加される。そのため調査票の質問数は、年度によって変動するが、調査票全体は8ページ以内に統一して実施される。

またこの調査は、層化無作為抽出により選出された高槻市民が調査対象者となっている標本調査である。標本抽出に際しては、 $2011\sim2016$ 年度の6年間は、20歳以上85歳未満の男女を20代、30代、40代、50代、60代、70代以上の6つに分類したため、12層からなる男女別の年齢区分で層化している。2017年度以降は、これに $18\cdot19$ 歳の男女の2層が加わり、合計14層が層化において利用されている。

調査票には、対象者名簿との照合が可能になるような識別子がつけられていない。そのため、性・年齢のような基本情報についても対象者名簿との照合ができず、これらについての項目無回答に由来するバイアスは本データでは検討できないことが、分析の前提となる。その一方、返信される封筒に押されている消印の日付についても調査開始以来毎年継続して記録している。そこで本研究では、消印の日付を個々の調査が完了した返送日とみなし、送付の日からのその日付までに経過した日数を返送日数として計算している。なお、この調査においては、同封のボールペンをそのまま使用して良いとしているものの、事前・事後ともに換金性の高い謝礼は行っていない(松本・李、2015)。したがって、謝礼による返送日数の影響については考慮しなくても良い。

調査の実施概要と返送日数の概要を示すと,表1の通りである.

調査年度	対象年齢	回収標本	回収率	返送日数 の中央値	返送日数 の平均	返送日数 の標準偏差
2011	20-85 歳	1225	61.3%	5	6.8	5.0
2012	20-85 歳	1230	61.5%	5	6.8	5.5
2013	20-85 歳	1233	61.7%	5	7.3	5.3
2014	20-85 歳	1198	59.9%	6	8.2	6.6
2015	20-85 歳	1224	61.2%	6	7.4	5.7
2016	20-85 歳	1232	61.6%	5	6.7	5.1
2017	18-85 歳	1196	59.8%	5	6.9	5.2
2018	18-85 歳	1233	61.7%	5	6.4	4.9
2019	18-85 歳	1172	58.6%	5	6.8	6.1
2020	18-85 歳	1227	61.4%	5	6.7	5.2
2021	18-85 歳	1211	60.6%	5	6.5	5.3
2022	18-85 歳	1214	60.7%	7	8.7	4.9
全体	•	14595	60.7%	5	7.1	5.5

表 1. 調査の実施概要と返送日数の概要.

回収率が概ね6割前後で推移しているため4),回収標本サイズも概ね1200前後で安定している。返送日数の平均も7日程度、中央値は平均より短めの値で安定しているが、2014年度と2022年度がやや日数が長くなっている。2014年度は手違いで予告はがきが早めに発送されたことで締め切りまでの期間が長くなり、返送が間延びした、2022年度は郵便サービスの変更(土曜日配達中止および配達日繰り下げ)に対応していなかったといった事情による(松本、2023)。なお6割前後の回収率を実現しているものの督促を行っていない(松本・李、2015)。そのため督促の前後によって返送の性質が変わるということは生じていないため、返送過程の連続性を仮定しやすい。そこで、本研究においては、返送時期を期間で区切るのではなく返送日数で理解する。

本研究では、この郵送調査の返送時期が、調査不能と項目無回答という無回答誤差要因にどのように関わるのかを明らかにするため、返送日数・調査不能・項目無回答の関係を調べる。まず3章で、全体像を把握するため調査年度別の回収標本と枠母集団の状況の比較から無回答誤差の状況を確認し、回収率や返送日数との集計レベルでの関連性を把握する。次に個票レベルでの関連性を分析する。4章では、無回答誤差を生じる要因のうち項目無回答が返送日数とどのように関わるか属性別の集計結果の比較に基づいて考察する。5章では、個票レベルの詳細な分析として、項目無回答と返送日数の関係性のうち項目無回答が返送日数に影響を与えると想定した場合と返送日数が項目無回答の発生に影響を与えると考えた場合と両方の場合を検討する。特に後者では、回収率と項目無回答の発生との関わりの有無も検証する。最後に、返送時期と、調査不能・項目無回答ひいては無回答誤差との関係を総括する。

3. 回収標本の分布と枠母集団の分布の比較

無回答誤差を確認するにあたって、刊行済みの12点の社会調査実習報告書(関西大学総合情報学部,2012,2013,2014,2015,2016,2017,2018,2019,2020,2021,2022,2023)に基づき確認できる属性について12年分の枠母集団と標本の人口分布について整理する。ただし、本調査では、無記名で回収する郵送調査においては、性別や年齢も質問によってしか確認できない。性別や年齢といった質問も項目無回答があるため、両者の乖離は、調査不能と項目無回答の両方に由来することに注意がいる。

調査年度	枠母集団	計画標本	回収標本	標本誤差	乖離	無回答誤差
2011	92.8	93.1	74.4	0.2	-18.5	-18.7
2012	92.6	92.7	70.8	0.1	-21.8	-21.9
2013	92.3	92.3	78.4	0.0	-13.9	-13.9
2014	92.0	91.9	75.3	0.0	-16.7	-16.6
2015	91.6	91.8	75.9	0.1	-15.7	-15.8
2016	91.5	91.6	81.5	0.1	-10.0	-10.1
2017	91.8	91.8	71.3	-0.1	-20.6	-20.5
2018	91.9	91.9	73.7	0.0	-18.3	-18.3
2019	91.9	91.8	72.3	-0.1	-19.5	-19.4
2020	91.9	91.9	76.1	0.0	-15.8	-15.8
2021	91.8	91.8	78.2	-0.1	-13.7	-13.6
2022	91.6	91.8	69.3	0.1	-22.4	-22.5
	(1)	(2)	(3)	(2) - (1)	(3) - (1)	(2) - (3)

表 2. 調査年度別の人口性比のずれ.

3.1 男女別の人口分布

男女別の人口分布に注目し、枠母集団(当該年度6月末の高槻市の住民基本台帳人口)と計画標本、回収標本(最終的に回収できた調査票全体)における人口性比の推移を示した(表2). なお人口性比とは、統計局の調査などでよく利用されるもので、女性100人に対する男性の人数を表した値である. 回収標本における人口性比が枠母集団の人口性比を12年間継続して下回っている. 女性よりも男性の回収率が低いまま推移したことが反映されている.

計画標本における人口性比から標本誤差(計画標本と枠母集団のずれ)を計算し、枠母集団と回収標本との乖離とともに表示すると、枠母集団と回収標本との乖離に寄与する割合はわずかであることが確認できる(時には正負逆向きのずれもある). 「高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査」の計画標本の決定においては、枠母集団における性・年齢別の人口分布を用いて層化抽出をしているので、標本誤差は実質的に丸め誤差であるため当然の帰結である. なお、回収標本と計画標本のそれぞれから算出される統計量のずれは、枠母集団と回収標本との乖離から標本誤差を除いたものに一致する. これは調査不能と項目無回答の両方に由来する無回答誤差であるが、性別においては、後述するように項目無回答が少ないため、実質的には調査不能の影響が大きいと予想される. そしてその値は、絶対値でみると、最小の時に 10.1(2016年)、最大の時に 22.5(2022年)となり、年度によって変動がある. 最小の場合も無視できないずれが生じていると言えよう.

3.2 年齢別の人口分布

年齢別の人口分布に着目し、同様の乖離の傾向を確認するために、2章で述べたようなカテゴリーの形で取得されている年齢についてのデータを、各年齢カテゴリーの階級値に変換して、調査年度別の年齢の平均値を算出し、平均年齢とすることとした。表2と同様に、枠母集団(当該年度6月末の高槻市の住民基本台帳人口)、計画標本、回収標本について平均年齢を算出して、それぞれの差も整理したものが表3である。

2章ですでに述べたように 2011~2016 年度の枠母集団は 20 歳以上 85 歳未満であるが, 2017 年度以降 18 歳以上 85 歳未満になっている. 枠母集団の平均年齢が基本的には上昇傾向にあり, 高槻市における高齢化を反映しているにもかかわらず, 2016 年度から 2017 年度にかけて

調雀牛皮	件母集団	計画標本	凹収標本	標本誤差	非難	無凹谷誤差
2011	50.9	50.9	54.6	0.0	3.6	3.6
2012	51.3	51.3	54.9	0.0	3.6	3.6
2013	51.6	51.6	55.5	0.0	3.9	3.8
2014	51.9	51.9	55.9	0.0	4.0	4.0
2015	52.2	51.9	55.8	-0.3	3.6	3.9
2016	52.3	51.9	55.7	-0.4	3.4	3.9
2017	51.7	51.7	55.8	0.0	4.1	4.1
2018	51.9	51.9	55.3	0.0	3.4	3.4
2019	52.1	52.1	56.8	0.0	4.6	4.7
2020	52.2	52.2	55.6	0.0	3.4	3.4
2021	52.3	52.3	56.4	0.0	4.1	4.1
2022	52.4	52.4	56.4	0.0	4.0	4.0
		(1)	(2)	(3)	(2) - (1)	(3) - (1)

表 3. 調査年度別の平均年齢のずれ.

执风作用 乳面搏术 同心搏术 搏术犯关

平均年齢が下がったのは 18-19 歳の若年層が追加されたためである。なお回収標本においては、2016 年度から 2017 年度にかけて平均年齢が上昇しているのは、18-19 歳の若年層の回収率が 31.3% と低いため、全体的な高齢化傾向を打ち消すほど若年層の回収標本が追加されなかったためと考えられる。

枠母集団と各標本に関しては、人口性比の場合と同様の理由から、標本誤差はほとんどないため、枠母集団と回収標本との間の乖離と無回答誤差は、ほぼ一致している。なお回収標本と計画標本の平均年齢は年度によって変動があるが、回収標本の方が計画標本よりも毎年4歳程度高齢となっている。高齢層の方が若年層よりも一般的に回収率が高いことが影響している。

3.3 その他の属性の人口分布

回収標本と母集団を厳密に比較できる変数は限られている。婚姻状態の分布については、国 勢調査で集計されているので、2015 年度と 2020 年度に実施された国勢調査の結果から高槻市 の調査対象者年齢に限定して集計することができた。これと「高槻市と関西大学による高槻市 民郵送調査 |の回収標本との分布を比較することとし、両者を併記して、表 4 を作成した。

まずこの解釈に先立ち、2020年度の調査では、12年間の平均が4%となる無回答率が高く(阪口、2023)、かつ既婚者(配偶者あり)の回答割合59%が、例年(平均68%)よりも低いことに注目したい。当該年度の調査票を確認すれば、この年度に限り、婚姻の質問が最終頁の前に配置され、かつ直後の分岐により既婚者のみ4問追加で回答する必要があることが一見して分かる状態であり、2020年度に無回答率が突出して上昇した分は、追加質問を回避した既婚者によるものと考えるのが自然である。そう考えると、①既婚(離婚・死別)の割合は、国勢調査より2%ほど高い、②未婚の割合は、国勢調査より8~9%ほど低い、といった2回分の比較で共通する傾向に加え、③2015年度の比較に見るように既婚(配偶者あり)の場合は、国勢調査よりも高い割合になることの3点が意味のある比較として理解できる。残念ながら調査不能と項目無回答の影響を分離できないため、厳密なことは言えないが、この既婚者割合が高めに出て未婚者が低めにでる傾向は、郵送調査によっても未婚者を補足しづらい実情を踏まえれば、調査不能を主な要因として生じていると考えられる。

表 4. 婚姻状況の比較(2015, 2020 年度). (出典)国勢調査における婚姻状況については,「平成 27 年国勢調査結果」(総務省統計局) (https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2015/kekka.html)ならびに「令和 2 年国勢調査結果」(総務省統計局) (https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2020/kekka.html)から高槻市の該当年齢(20歳以上または 18歳以上 85歳未満)の婚姻状況のデータを集計して作成.

婚姻状況	既婚	既婚			
(人, %)	(配偶者あり)	(離婚・死別)	未婚	無回答	合計
国勢調査	175,978	30,669	61,204	7,557	275,408
2015 年度	64%	11%	22%	3%	100%
郵送調査	868	157	172	27	1224
2015 年度	71%	13%	14%	2%	100%
国勢調査	169,291	28,928	68,135	11,387	277,741
2020年度	61%	10%	25%	4%	100%
郵送調査	729	144	196	158	1,227
2020年度	59%	12%	16%	13%	100%

表 5. 返送日数・回収率・無回答誤差の推移.

		返送	日数		無回答誤差					
調査年度	度数	平均値	中央値	回収率	人口性比	平均年齢				
2011	1225	6.8	5	61.3%	-18.7	3.6				
2012	1230	6.8	5	61.5%	-21.9	3.6				
2013	1233	7.3	5	61.7%	-13.9	3.8				
2014	1198	8.2	6	59.9%	-16.6	4.0				
2015	1218	7.4	6	61.2%	-15.8	3.9				
2016	1222	6.7	5	61.6%	-10.1	3.9				
2017	1194	6.9	5	59.8%	-20.5	4.1				
2018	1233	6.4	5	61.7%	-18.3	3.4				
2019	1172	6.8	5	58.6%	-19.4	4.7				
2020	1227	6.7	5	61.4%	-15.8	3.4				
2021	1211	6.5	5	60.6%	-13.6	4.1				
2022 1214		8.7	7	60.7%	-22.5	4.0				

3.4 集計レベルの関連性

無回答誤差,返送日数 $^{5)}$ 及び回収率の関連を検討するため,これらの 12 年間の推移を整理し (表 5),これらについての相関係数を確認した (表 6).

その結果,回収率と無回答誤差(平均年齢)との間に強い負の相関関係が見られた⁶⁾.回収率が減少した年度において,平均年齢についての無回答誤差が増加する傾向にあるためと予想される。回収率が低い場合,年齢層によって回収率の下がり方が異なるため,枠母集団と回収標本との間で年齢層別の人口分布の違いが大きくなることを示唆している。

そもそも回収率は、100%から調査不能率を除した値であり、調査不能と表裏一体の関係にある。無回答誤差(平均年齢)と回収率の相関が高いことは、年齢についての無回答誤差は、無回答よりも調査不能に起因する割合が大きいと考えられる。一方で、人口性比についての無回答誤差は平均年齢についての無回答誤差ほどには回収率の影響が見られず、男性の回収率低下による男性の人口割合の低下よりも、若年層の人口割合の低下の方が回収率低下(調査不能の

		返送	日数		無回答誤差						
		平均値	中央値	回収率	人口性比 平均年						
返送	平均値	1.00									
日数	中央値	0.92	1.00								
口	収率	-0.20	-0.12	1.00							
無回答	人口性比	-0.31	-0.32	0.32	1.00						
誤差	平均年齢	0.22	0.16	-0.86	-0.06	1.00					

表 6. 返送日数・回収率・無回答誤差の相関行列.

太字: p<0.01

増大)に関わっていることを示唆している.

また、返送日数については、回収率や無回答誤差と明確な関連性は見いだせなかった。年度 別平均返送日数については、送付手順の違いや郵便事情の変化などにより長引いた年度もある (松本、2023). そういった要因は、年度別の平均日数に影響しても、必ずしも調査不能や項目 無回答に影響するものではない。返送日数と諸要因の関連性については、年度ごとの集計レベ ルでの分析では限界がある。次章以降では、個票レベルでの分析を行う。

4. 返送日数・項目無回答・回答者の状況の関係

本研究では、無回答誤差と返送時期の関係に関心がある。この章では、無回答誤差を生じる要因のうち、項目無回答が返送日数とどのように関わるかについて属性別集計から確認する。なお郵送調査における項目無回答とは、選択式回答においては事前に用意されたどの選択肢も選ばれなかったケース、または自由記述式回答の場合は、何も記入されなかったケースを意味する。本研究では、この項目無回答が回収標本に占める割合を単に無回答率と呼んでいる。

「高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査」(2011-2022 年度)において継続的に扱われている質問の無回答率の単純集計の変遷についての検討は、阪口(2023)でなされており、特に調査票構成の変更を原因とする無回答率の変動が確認されている。本研究では、同じ記述を繰り返すのではなく、返送時期を扱うことを考慮し、この章以降の分析では、性別・年齢といった基本的属性に加え、職業・市内居住年数の項目に注目することとした。職業に注目するのは、日常の多忙さが異なる就業状態が返送時期と関わりがあると予想されると考えられたため統制変数として重要であると考えられたからである。これに加え、市内居住年数という質問に注目するのは、単に属性変数として統制するためというよりも、高槻市という限定された地域での調査において市内居住年数は間接的に調査への理解や関心を高める強い要因と考えられるので、返送速度に関わりがあると考えられたからである(松本、2023)、つまり、居住年数は、地域関心度の代理変数であり、調査の内容に対する関心を表すものとして扱っている。

そこでまず回収率に占める性別・年齢・職業・市内居住年数の無回答率を調査年度別に整理 した(表 7). なお回収標本サイズも確認しやすいように一番右の列に追記した.

表 7 をみると、大部分が $1\sim3\%$ 程度を安定的に推移しており、それほど大きい割合ではない。なお 2018 年度と 2020 年度の年齢の質問で無回答率が不自然に高いのは、どちらも当該質問で分岐がなされており、2020 年度には直前の質問でも分岐があるという事情による(阪口、2023)。

次に性別・年齢・職業・居住年数の順に平均返送日数との関係について検討する。

性別・年齢・職業・市内居住年数に関する質問についても回答・無回答別に平均返送日数を示すと、順に図1・図2・図3・図4のようになる。どの質問とも長期的には回答群よりも(項目)無回答群の方が平均返送日数が長いように見えるが、性別や年齢の質問に関しては、回答

表 7. 回収標本に占める無回答率.

無回答				市内	
%	性別	年齢	職業	居住年数	回収標本
2011	0.7%	0.9%	2.0%	1.2%	1225
2012	0.7%	0.7%	0.7%	0.5%	1230
2013	1.6%	2.1%	2.7%	1.5%	1233
2014	1.1%	1.6%	2.1%	1.3%	1198
2015	1.4%	1.7%	2.9%	2.0%	1224
2016	1.1%	1.6%	2.0%	1.9%	1232
2017	1.3%	1.3%	2.8%	1.1%	1196
2018	1.0%	6.2%	1.5%	1.1%	1233
2019	1.6%	2.1%	3.1%	2.2%	1172
2020	1.4%	10.4%	1.8%	0.7%	1227
2021	1.0%	1.3%	2.6%	1.2%	1211
2022	2.0%	1.6%	2.6%	1.2%	1214
全体	1.2%	2.7%	2.2%	1.3%	14595

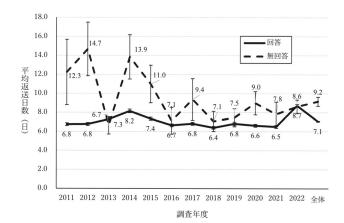


図 1. 性別の回答・無回答による平均日数. 注:エラーバーは、標準誤差による.

群の方が無回答群よりも長い年度がある。性別については 2013 年と 2022 年に、年齢については 2018 年と 2020 年に逆転している (ただし誤差を考慮すると、どれも再逆転がありえる)。どちらも無回答割合自体が例年より高かった年度である。性別に関しての原因ははっきりしないが、年齢に関しては当該年度だけ分岐があるという調査票上のデザインの違いがあった(阪口、2023)。そのため、たまたま返送日数が短めの人も無回答に転じてしまったと考えれば、もともとの無回答群は回答群よりも平均返送日数は長かった可能性がある。仮に、平均返送日数を従属変数とし、質問項目の回答・無回答と調査年度を固定因子とする二元配置の分散分析を、性別・年齢・職業・市内居住年数のそれぞれについて行った場合、性別 (p < .001)、年齢 (p < .001)、職業 (p < .001),市内居住年数 (p < .001) ともに有意となり、固定因子としての効果が認められる 7 .

このことから返送日数が遅い人ほど項目無回答が生じやすいとか,項目無回答がある人ほど 返送するのが遅いといった関係性が疑われるのであるが,その因果関係は少し難しい.例え

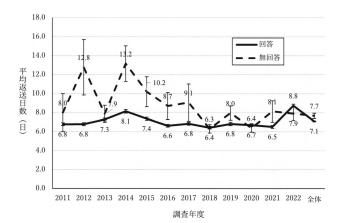


図 2. 年齢の回答・無回答による平均日数. 注:エラーバーは、標準誤差による.

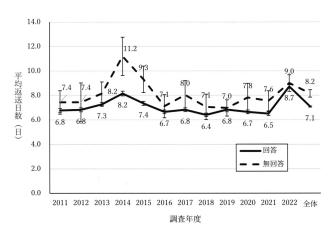


図 3. 職業の回答・無回答別の平均日数. 注:エラーバーは、標準誤差による.

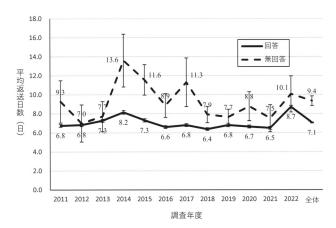


図 4. 市内居住年数の回答・無回答別の平均日数. 注:エラーバーは、標準誤差による.

職業	度数	中央値	平均値	標準偏差
学生	329	6	8.6	7.1
無回答	323	6	8.2	5.4
常時雇用の勤め人	4148	6	7.8	6.1
その他	271	6	7.8	6.2
臨時雇用、パート、アルバイト	2417	6	7.3	5.6
自営業主	569	5	6.9	5.7
経営者、役員	307	5	6.9	5.8
家事専業	2318	5	6.8	4.7
自営業の家族従業者	270	5	6.6	5.0
無職	3625	5	6.2	4.5
合計	14577	5	7.1	5.5

表 8. 職業別の返送日数の統計量(12年間全体).

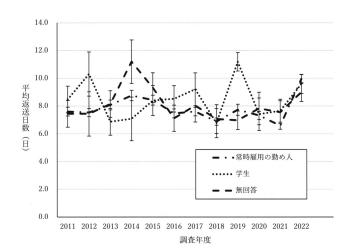


図 5. 職業別(常時雇用の勤め人・学生・無回答)の平均日数.注:エラーバーは、標準誤差による.

ば、項目無回答は調査票記入時点に発生し、その後調査票は返送されている。そのため、調査票記入後に日数が経過するのであれば、項目無回答は(回答に悩んだ結果、日数が経過するなどで)返送日数の原因になると考えられる。しかし、もし調査票記入時点ですでに日数が経過していた場合は、長くかかった日数の方が項目無回答の原因となりえる。例えば、早く出そうと焦って無回答が生じるような場合などである。そうすると、項目無回答と返送日数は、相互に影響を及ぼしあう可能性も考えられる。

また仮に、平均返送日数を従属変数と考えられると仮定した場合も、女性単独であれば無回答群よりも平均返送日数が長い年度が存在するというように、回答別に比較すると、無回答群より長い回答群が存在するという場合がある(松本,2023). 無回答群を含めた職業別の返送日数(12年間全体)を要約し、平均返送日数の長い順に並べると(表 8)、学生は無回答群よりも平均返送日数が上回っていることもわかる。学生や常時雇用の勤め人といった不在がちな回答群と無回答群に絞って12年間の平均返送日数の推移を示すと図5のようになる。学生・常時雇用の勤め人・無回答の平均返送日数についての上下関係は、調査年度によって変動していることが確認できる。

2011-2022 年度	度数	最小値	中央値	最大値	平均值	標準偏差
返送日数	14577	1.0	5.0	82.0	7.1	5.5
返送日数の対数	14577	0.0	1.6	4.4	1.7	0.7

表 9. 返送日数の対数変換.

5. 返送日数と項目無回答の詳細分析

返送日数と項目無回答の間の因果関係については、第4章で論じたように、両者がともに原因と結果になる可能性がある。そのため、返送日数を従属変数とする場合と、項目無回答の発生の状況を従属変数とする両方の回帰モデルを検討し、その総合的な結果から考察することとする.

返送日数のデータは、右に裾が長い分布をしていることから(松本, 2023)、回帰モデルを適用するにあたって、モデルのあてはまりを考慮し、本章以降では、返送日数の自然対数に変換して分析を行う。なお、対数変換前後の統計量を示すと、表9のようになる。

5.1 返送日数の対数を従属変数とする場合

返送日数の対数を従属変数とする分析にあたっては、性別、年齢、職業、市内居住年数の4つの質問項目を主要な独立変数とする回帰モデルを出発点として考える。1章で議論したように多くの既存研究において、どのような要因が返送日数に影響を与えているかは関心のある事項であり、特に本研究で扱っている4項目は返送速度との関わりがある程度想定されるからである。ただし、4章で述べたように、性別、年齢、職業の3項目は単なる属性としての統制変数であるが、市内居住年数は地域関心度の代理変数であり、調査の内容に対する関心を反映する項目として想定されている。

ただし、本研究では、項目無回答の影響の有無を確認することを重視している。そのため、項目無回答の影響を見るために、このモデルに回答・無回答についての変数を追加する必要がある。その際、各項目についての独立変数が無回答を欠測データとして除外すると計算ができないため、4項目の各変数については、以下のようなダミー変数を用意する。

- (a)性別:男性を基準カテゴリーとして、女性=1、女性以外=0とする女性ダミー変数を用いる。無回答については、無回答=1、回答(男性・女性)=0とするダミー変数となる。
- (b) 年齢: 10 代, 20 代, 30 代, 40 代, 50 代, 60 代, 無回答それぞれについてのダミー変数を作成する. どれも該当するカテゴリー=1, それ以外=0 となる. 70 代以上(70 歳以上 85 歳未満)が基準のカテゴリーとなっている.
- (c) 職業:常勤者ダミー(常勤者 = 1,常勤者以外 = 0),学生ダミー(学生 = 1,学生以外 = 0),無回答ダミー(無回答=1,回答=0)を作成する.常勤者とは,表8に示す「常時雇用の勤め人」(カテゴリー)のことである.
- (d) 市内居住年数:1年未満,1年以上3年未満,3年以上5年未満,5年以上10年未満,10年以上20年未満,20年以上30年未満,30年以上40年未満,40年以上50年未満,無回答それぞれのダミー変数を作成する.どれも該当するカテゴリー=1,それ以外=0となる.50年以上の市内居住年数が基準のカテゴリーとなっている.

ここで、それぞれの項目無回答について識別するダミー変数(無回答=1,回答=0)を用意したが、返送日数に対する項目無回答の影響を分析する上では、それぞれの事情によって生じる個別の無回答のダミー変数よりも、ある程度の項目の無回答の個数(ダミー変数の合計値)を用いる方が好ましいと考えられる。そこで、性別、年齢、職業、市内居住年数の4項目に、最終

調査		標準									回収
年度	平均	偏差	0個	(%)	1個	(%)	2-10 個	(%)	11 個	(%)	標本
2011	0.55	1.05	781	(64)	331	(27)	112	(9)	1	(0)	1225
2012	0.36	0.98	952	(77)	211	(17)	65	(5)	2	(0)	1230
2013	0.56	1.38	886	(72)	217	(18)	126	(10)	4	(0)	1233
2014	0.36	1.07	947	(79)	188	(16)	61	(5)	2	(0)	1198
2015	0.43	1.31	961	(79)	178	(15)	83	(7)	2	(0)	1224
2016	0.42	1.25	959	(78)	200	(16)	73	(6)	0	(0)	1232
2017	0.38	1.14	946	(79)	181	(15)	65	(5)	4	(0)	1196
2018	0.37	1.07	954	(77)	212	(17)	64	(5)	3	(0)	1233
2019	0.49	1.48	925	(79)	154	(13)	83	(7)	10	(1)	1172
2020	0.69	1.04	685	(56)	353	(29)	189	(15)	0	(0)	1227
2021	0.36	1.14	980	(81)	163	(13)	65	(5)	3	(0)	1211
2022	0.43	1.28	945	(78)	187	(15)	76	(6)	6	(0)	1214
全体	0.45	1 19	10921	(75)	2575	(18)	1062	(7)	37	(0)	14595

表 10. 無回答の個数の年度別基本情報.

学歴、居住地域、住居、居住形態、婚姻状態、世帯人数、世帯収入の7項目を加えた計11項目に関する無回答の個数を合計した変数を用意した。この11項目を用いたのは、これらが12年間共通して使用されているためである。なお、子供の有無については、12年間を通じて集計することが、質問の内容(「子供の有無」「子供の人数」)だけでなく、既婚者に尋ねている場合と全員に尋ねている場合があって前提とする条件も年度によって異なっているため、利用していない。

この11項目の無回答の個数の統計量等を年度別に整理したのが表10である。年齢や婚姻状態の質問の位置や形式が例年と異なっている2020年度の平均個数0.69が最も高い(ただし11個全てのケースは1件もない)。この年度を例外とすれば、どの年度も0個の割合が6割以上となっており、1件の発生確率が低いカウントデータの分布であることが確認できる。

性別,年齢,職業,居住年数の4項目に関して作成した無回答以外の全てのダミー変数と無回答項目数を用いて,2011-2022年までの調査年度ごとおよび全体データに重回帰分析を実施すると,表11の結果が得られた.なお,VIFの値から,両方の分析のどの独立変数間でも多重共線性が起きていないことは確認ずみである.

12年全体の分析では、多くの項目で符号が正かつ有意となっていて、男性よりも女性の方が、70代以上よりも若い年齢層の方が、職業の中では常勤者が、(地域に関心が強いと想定される)居住年数50年以上の人々よりも40年未満の人々の方が大体において返送日数が長くなるという傾向を示すと同時に、無回答項目数が多いほど返送日数も長くなる傾向を示唆する結果となっている.

調査年度別にみても、一部の年度で例外はあるが、多くの年度で無回答項目数について有意となる結果が見られ、返送日数(の対数へ)の影響がうかがえる。どの年度においても係数は正の符号となっており、無回答項目の発生が高い場合は、返送日数が長くなると考えられる可能性がうかがえた。つまり、調査票記入時点に無回答が発生するほど回答しづらい事情があると、調査票の返送にあたって日数を要するようになるという関係性がある程度成立すると考えられる。

参考までに、表 11 の下部に、無回答項目数による単回帰分析の結果も示した、重回帰分析

表 11. 返送日数の対数を従属変数とする回帰分析の結果(調査年度別, 全体).

			:		:		:	:	:	÷	÷			:	+			:		+		:			:				:	:	:				:	
	全体	β			0.038		0.025	0.052	0.054	0.078	0.048	-0.004		0.051	0.018		0.004	0.030	0.019	0.018	0.025	0.039	0.025	0.012	0.082	0.162	0.026	0.025	21.680		0.062	0.062	0.004	0.004	56.643	
			:						+	:	+-			:											:				:	:					*	_
	2022	β			0.035		0.018	0.079	0.071	0.105	0.059	0.000		0.116	0.008		0.017	-0.036	-0.017	0.011	0.034	0.062	0.017	0.001	0.082	0.233	0.054	0.040	3.802	- ,	0.059	0.059	0.003	0.003	4.166	四層体数
			E				*																		:					:	:				:	催化品
	2021	β			-0.008		0.084	0.044	0.036	0.020	0.027	-0.011		0.008	-0.022		-0.015	0.041	-0.040	-0.016	0.008	0.033	-0.031	-0.009	0.091	0.156	0.024	0.000	1.642		0.094	0.094	0.009	0.008	10.779	***·n<0 001 B·趙維化回帰係数
			:						.	+-								:							:				:	:					*	000
	2020	β			0.056		-0.037	0.001	990.0	0.065	0.047	-0.022		0.048	0.052		-0.047	0.089	0.047	-0.005	0.095	0.055	0.025	0.010	0.091	0.214	0.046	0.032	3.226		0.057	0.057	0.003	0.002	3.949	***
₩ V			:					+														+			:				:	:	:				:	0 01
	2019	β			0.032		-0.051	0.069	0.057	0.040	0.038	-0.027		0.054	0.100		0.036	0.031	0.020	0.031	0.085	0.072	0.055	0.044	0.107	0.220	0.049	0.034	3.267		0.081	0.081	0.006	0.006	7.636	1.0<0.10 *.0<0.05 **.0<0.01
年			:				:											:					4						i	:						000
古米(調)	2018	β			0.022		0.116	0.042	0.006	0.030	-0.005	-0.073		0.035	-0.078		0.005	0.114	0.072	0.026	0.050	0.057	0.069	0.046	0.044	0.199	0.040	0.025	2.778		0.035	0.035	0.001	0.000	1.551	0.10 *
10%			:		+					:															:				i	:	:				:	· n.
表 11.	2017	β			0.054		0.063	0.093	0.097	0.129	0.043	0.034		0.046	0.028		-0.026	0.031	0.030	-0.022	0.007	0.002	0.031	-0.004	0.094	0.216	0.046	0.032	3.183		0.089	0.089	0.008	0.007	9.447	(分散尺)
ات 10			:		+					-				:	-					+				+	:				i	:					:	
対数とう	2016	β			0.057		1.	0.044	0.043	0.065	0.037	-0.016		0.091	0.058		0.012	0.005	0.015	0.063	0.011	0.038	0.035	0.071	0.094	0.191	0.037	0.023	2.689		0.069	0.069	0.005	0.004	5.829	F·F 盾
正角》			:					+	:	:	:			+										2507	:	20000			:	*	:				:	
可数を1	2015	β			0.024		1	0.069	0.112	0.100	0.096	0.082		090.0	0.009		0.009	-0.009	0.024	0.037	0.022	0.023	0.014	0.015	0.119	0.193	0.037	0.024	2.727		0.090	0.090	0.008	0.007	9.873	自由度修正済入係数
\$(0)3			:					*		٠	+													CON	:		5150		:	*	:		10000000		:	FIWT
& 透出	2014	β			0.040			0.088	0.006	0.088	0.069	-0.030		0.003	-0.037		0.009	0.010	-0.014	0.019	0.007	0.040	0.026	-0.035	0.098	0.187	0.035	0.021	2.502		0.088	0.088	0.008	0.007	9.440	・白中月
i			:		٠.			_	:	:	:				~		~			۵,			•	•	+		_	_	:	:	_	_	_		,	Adi R2
表	2013	β			0.073		1	0.044	0.110	0.134	0.106	0.021		0.023	-0.018		0.018	0.043	0.021	0.012	0.046	0.063	0.012	0.050	0.055	0.193	0.037	0.024	2.762		0.009	0.00	0.000	-0.001	0.096	
			:		+					٠				:											:				:	*	:				:	计完体数
	2012	β			0.057		•	0.031	0.036	0.093	0.024	0.015		0.099	0.046		0.025	-0.004	0.037	0.034	-0.013	0.021	0.010	-0.043	0.109	0.206	0.042	0.029	3.153		0.090	0.090	0.008	0.007	9.964	P2 · 注
			:						_	•								+					+						+	:						区粉
	2011	β			0.018		,	0.039	0.050	0.090	0.024	-0.019		0.052	0.047		0.046	0.059	0.017	0.017	0.036	0.057	0.084	0.046	0.048	0.166	0.028	0.014	2.014		0.021	0.021	0.000	0.000	0.523	· 新盟區
	華	变数														数				111	₩	₩	111-	₩	頁目数						頁目数					. а
	年度	独立変数	(定数)	性別	女性	年齢	10代	20代	30代	40代	50 ft	60 (K	職業	常勤者	小	居住年数	1年	1-3年	3-5年	5-10年	10-20年	20-30年	30-40年	40-50年	無回答項目数	R	R^2	AdjR	F	(定数)	無回答項目数	R	R^2	AdjR	F	
			1	H □ 맨	· t尔	栌						,												,	,					浀	- - -	医分	芹			

R:重相関係数,R²:決定係数、Adj R²:自由度修正済み係数,F:F 値(分散比),":p<0.10, *:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001, β:標準化回帰係数

の結果と比較すると、全ての年度において自由度修正済み係数が改善され、かつ標準化回帰係数の値が大きくなっている。単純に無回答項目数で返送日数を説明するよりも、4項目に関する変数も含めた重回帰分析の方が関係性を明確に示せることが確認できる。

5.2 項目無回答の発生度合いを従属変数とする場合

本研究では、返送日数が長くかかった場合に項目無回答が発生しやすい可能性にも注目している。そのため、項目無回答の発生度合いを従属変数として、独立変数として返送日数の対数を用いる。なお、属性などの使用は論理的におかしいので当然用いない。

次に、調査不能発生の影響も調べるために、調査年度ごとの回収率を各ケースに割当て、独立変数として用意した。ここで回収率は、調査不能の発生を通じて調査票の総合的な質を反映した変数の代理的な役割を果たすことを予定している。ページ数を8頁に統一しており、その制限に応じて質問数も一定数以内におおむね統一されているため、調査票の質自体を指標化できないためである。回収率も項目無回答の多さも共通原因としての「調査票の質」の結果ではないかという異論もありえるが、回収率は、調査のタイトルや実施主体から調査の重要性を理解したかどうか、さらには調査票の導入部分や第1問目の印象などの影響が大きいと考えられるのに対し、項目無回答の個数は、具体的に調査に回答してからの回答の難度を反映すると予想され、やや異なった質を反映すると考えられる。さらに、返送日数はある程度回収率と裏返しの関係にあるはずだが、それとは別に個人の事情も反映されている。

その一方、調査年度ごとの影響という点で、2章で述べたように 2014 年と 2022 年の 2 回の調査は特殊な理由で返送日数が長引いている。そのため、返送日数の影響を見るにあたって統制するために、2014 年度と 2022 年度に該当するか否かのダミー変数も用意した。

ここまで用意した変数を用いて、無回答項目数の回帰モデルとして、1)返送日数の対数、2)返送日数の対数、回収率、3)返送日数の対数、回収率、返送日数の対数 × 回収率(交互作用項)、4)返送日数の対数、回収率、5)返送日数の対数、回収率、返送日数の対数 × 回収率(交互作用項)、2014・2022 年度ダミーの5通りを用意した。最後に、これらのモデルを分析するが、無回答項目数がカウントデータであることを考慮し、ポアソン回帰と負の二項回帰による分析を行った。その結果、表 12 の結果が得られた。

まずポアソン回帰と負の二項回帰では、全体的な傾向はそれほど変わらなかったが、モデルの評価としては、負の二項回帰の適合度の方が良い。またポアソン回帰モデルでも負の二項回帰モデルモデルでも5番目のモデルが他よりも適合度が良いことが分かる。

そこでモデル 2–5 に注目して解釈を試みると、①返送日数の対数、②回収率が正の符号で、③返送日数の対数 × 回収率、④2014・2022 年度ダミーが負の符号で無回答項目数に影響があることがうかがえる.

1点目の返送日数が長いほど項目無回答数が増加する傾向については、当初の想定通りで、回答への消極性が反映しているともいえるし、遅い時期の返送では回答が雑になってしまうともいえる。なお、2014・2022年度ダミー変数があることによって当該年度で特別な事情で返送日数が長くなったことによる影響は調整されている。

2点目の回収率については、回収率が上昇しても項目無回答の発生が増加することを示唆している。面接調査において指摘されてきた見かけ上の向上はかえって項目無回答を生じさせるという指摘(吉野, 1994)と同様の結果がうかがえる。ただし、郵送調査の場合は、面接調査の場合のように調査員が何度も調査対象者を訪問するといった努力ができず、しぶしぶ回答させているわけではない。せいぜい督促状を送付するぐらいであるが、この調査ではそれも実施されていない。そうすると回収率の上下変動に影響する要因は、事前に準備した郵送物の見栄えや調査票の良し悪し、日程上の都合などに限られる。特にこの調査の場合は、調査主体につい

表 12. 項目無回答の発生度合いについての回帰分析.

従属変数:

無回答項目数(全体)	モデル 1-1		モデル 1-2		モデル 1-3		モデル 1-4		モデル 1-5	
ポアソン回帰	В		B		В		В		В	
(切片)	-1.213	***	-4.451	***	-11.993	***	-3.876	•••	-11.022	***
日数の対数	0.234	***	0.235	***	4.383	***			4.619	•••
回収率			0.053	***	0.177	***	0.051	***	0.161	***
日数の対数×回収率					-0.068	***			-0.072	***
2014・2022 年度ダミー									-0.207	•••
LL	-15260.207		-15252.809		-15246.395		-15383.092		-15229.810	
AIC	30524.414		30511.617		30500.789		30770.184		30469.619	
AICC	30524.415		30511.619		30500.792		30770.185		30469.623	
BIC	30539.588		30534.379		30531.138		30785.361		30507.555	
CAIC	30541.588		30537.379		30535.138		30787.361		30512.555	
$LR X^2(df)$	177.823(1)	•••	192.619(2)	***	205.447(3)	***	13.5598(1)	•••	238.617(4)	•••

従属変数:

無回答項目数(12年)	モデル 2-1		モデル 2-2		モデル 2-3		モデル 2-4		モデル 2-5	
負の二項回帰	В		В		В		В		В	
(切片)	-1.207	***	-4.519	•••	-11.960	•••	-3.778	***	-11.179	***
日数の対数	0.231	***	0.233	•••	4.421	••			4.741	•••
回収率			0.054	•••	0.177	***	0.049	••	0.164	•••
日数の対数×回収率					-0.069	••			-0.074	••
2014・2022 年度ダミー									-0.210	***
LL	-13032.723		-13027.251	,	-13022.742		-13088.628		-13010.965	
AIC	26069.447		26060.502		26053.484		26181.256		26031.929	
AICC	26069.448		26060.504		26053.487		26181.257		26031.933	
BIC	26084.621		26083.264		26083.833		26196.430		26069.865	
CAIC	26086.621		26086.264		26087.833		26198.430		26074.865	
$LR X^2(df)$	120.792(1)	***	131.736(2)	***	140.754(3)	***	8.983(1)	••	164.31(4)	***

LL: 対数尤度、AIC: 赤池情報量規準、AICC: 有限サンプル相関 AIC、BIC: ベイズ情報量規準、CAIC: 一致 AIC、LR X^2 (df) : 尤度比カイ 2 乗(自由度)、†:p<0.10, *:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.010, **.

ても高槻市と関西大学という大きな枠組みは12年間変わっていないので、12年間の結果からは調査主体に起因する効果も変わっていないとは考えられる。郵送物の内容や調査日程もほとんど変わっていないことから(松本,2023)、回収率の変動は、導入部分や第1問目の印象を中心とする調査票の質を反映している。一方、属性を中心とする項目無回答の個数は、回答をほぼ終えた終盤部分での回答状況であり、回収率の上昇する状況では消極的回答者がより多く含まれることから、調査票の後半では、無回答へのハードルが下がると項目無回答も増加しやすいのである。現実に毎年の調査票の最終ページ冒頭では、答えたくない場合や答えにくい場合は答えなくてもよい旨が明記されている。

3点目の交互作用項が負の符号を示している点については、回収率が高い状況では返送日数が長い人ほど、前出の2つの主効果がやや弱まることを示している。これはまったく不自然な

話ではない.回収率が上昇した場合は、調査票の冒頭のできが良いわけだが、その場合は全体としても回答しやすいため、後期の回答者が消極的回答者だったとしても、別途項目無回答の発生率が下がる効果も働くと考えられるからである.

4点目のダミー変数が負の符号を示している点は、当該年度の該当者であることは、他の年度の該当者である場合より、項目無回答が少なくなることを示している。すでに表 10 から単変量の効果という点でも確認できることであるが、他の変数の条件が一定の下でも個数が下がる傾向が示唆される。

6. まとめ

本研究では、郵送調査の返送時期が、調査不能と項目無回答という無回答誤差要因にどのように関わっているかを明らかにするため、「高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査」の2011年度から2022年度までの12年分の調査結果を分析した.

まず 12 年間の調査年度別の回収標本と枠母集団の比較から無回答誤差の発生状況を確認した上で、無回答誤差と回収率・返送日数との集計レベルでの関連性を把握した。その結果、平均年齢に関する無回答誤差と回収率との間に負の相関関係が見られた。一方で返送日数については明確な関連性が見いだせなかった。ただしこれは、年度別に調査事情が異なることを考慮すると妥当な結果と考えられる。

次に個票レベルでの関連性を分析した。まず、性別・年齢・職業・居住年数の4項目について、無回答誤差を生じる要因のうち項目無回答が返送日数とどのように関わるか確認した。その結果、例外はあるものの、項目無回答の場合の方が回答している場合よりも平均返送日数が長くなることが多い傾向が読み取れた。

項目無回答と返送日数の間に関わりがあるとしても、両者の間の因果関係ははっきりと言えないため、項目無回答と返送日数の関係性のうち項目無回答が返送日数に影響を与えると想定した場合と返送日数が項目無回答の発生に影響を与えると想定した場合の両方の可能性を検討した

前者の可能性については、多くの調査年度で、項目無回答の発生が返送日数に影響を与えていることが確認された。特に単回帰モデルの場合よりも、性・年齢・職業(常勤者・学生)、居住年数といった項目についてのダミー変数も投入した重回帰分析の場合の方がモデルとしても適合しており、標準偏回帰係数も強くでることから、無回答の発生に伴って、すなわち回答に悩んだ結果返送に日数を要するようになるという構造は、(具体的な構造はともかく)性別、年齢、職業、居住年数といった項目が返送日数に影響を与える構造と矛盾せず両立するものと考えられる。

後者の可能性についても、返送日数が長い場合ほど項目無回答がより多く発生する可能性が確認された。それだけでなく、調査の冒頭部分の質を代弁すると考えられる回収率も高い場合は、項目無回答の発生を高めていることが確認できた。回収率が高い場合は、消極的回答者が多く含まれるため、最終頁の無回答を許容する表現に影響され、項目無回答が増加しやすくなる可能性も確認できた。いずれにせよ返送日数の長期化が、回答への消極性を反映しているためであるか、遅い時期の返送であるがゆえに回答が雑になったかなどの事情により、項目無回答を多く発生させている関係性が確認できたことになる。

以上から、郵送調査において項目無回答が増加すればするほど返送日数が長くかかることと、郵送調査の返送時期が遅くなればなるほど項目無回答が増加するという双方向の因果関係が成り立っている可能性が示された。項目無回答とは、調査票の一部の項目において無回答が生じる現象であるが、これが増加し、全項目が無回答(白紙回答)となると、それは定義上も調

査不能とされる.これは、返送日数の長期化の延長上に調査不能があるという考え方とも整合性が取れる.論理関係を簡潔に表現すると次のようになる.

- ①(調査票に項目無回答の占める割合 n%→100%) ⇒ 調査不能
- ②(返送日数 $\rightarrow\infty$) \Rightarrow 調査不能
- ③①と②より、(調査票に項目無回答の占める割合 $n\% \rightarrow 100\%$) \propto (返送日数 $\rightarrow \infty$)

項目無回答の増加の極限には調査不能であるが、返送時期が長引くことの延長上に調査不能があるという関係と連動して成立する可能性が示唆される.

一方で、本研究の限界もある。1つには、高槻市という地域限定の調査事例であるという点である。高槻市は、都市化が進んだ商業地域もある一方で、農業地域や山間部もあり、自治体自身が「とかいなか」を標榜するほどで、多様な側面を有している。いわゆる市部であり、人口も35万人程度で、近い規模の自治体も複数存在する。そのような観点からいっても、参考事例としてある程度有用性はあると考えられる。しかし、全国の調査や他の地域の調査においては、新しい課題が生じる可能性も否定できない。そういった点では、異なるタイプの調査でも類似の取り組みを行って知見を積み重ねることも重要である。

もう1つは分析面での限界である.返送日数を説明する回帰モデルにおいて対象者のもつ特性の影響を考慮する際にダミー変数を使って処理している.これは間違いとは考えていないが、年齢や居住年数の場合は、線形性や単調増加を仮定したほうが明確になる場合もあったかもしれない.しかしながら連続変数となる項目と無回答を表現する変数は重回帰モデルにおいて両立しない.これに限らず、モデルの改善の余地は残っているであろう.例えば、項目無回答数の分析においては、調査時点が12と比較的多く取れるので、年度をレベル2、回収個票をレベル1としたマルチレベル分析的なアプローチも考えられる.今後の課題としたい.

ところで、本研究では扱わなかったが、返送時期が長引くと、変化しやすい意識項目などでは、調査開始に近い初期の回答と最後に回収された回答を同列に論じて良いのかという問題もある。無回答誤差とは別の測定誤差の問題に広がることにもなるが、政治意識や新しい社会課題などでは、当初は理解しづらいために項目無回答を生じやすいが、時間の経過につれて回答がはっきりする場合など考えられ、あながち無回答誤差の問題と無関係とも言い切れない。本研究ではそのような質問の項目無回答を扱っていないが、調査の種類によっては重要な課題となりえるであろう。

注.

- 1) Zimmer (1956)は、早期回答者、督促後回答者、調査不能者の順に、年齢が下がり、教育年数が短くなり、軍の階級が低くなる傾向を示している。
- ²⁾ 田中(1962)は、調査不能で生じた回答の偏りを補正する方法として4つ提示しているが、締切期限後や後期の返送者を調査不能者の回答に近いとみなす方法(遅延標本法)と、時間的推移に基づいて調査不能者の回答を推測する方法(時系列法)の2つが有力であるとしている.
- 3) この傾向は、年齢において反映されており、若い人ほど回答時期が遅く、また調査不能分に多く含まれるという傾向が確認されている(前田、2005;松本、2023).
- 4) 実質白紙で返送したと判断できる場合は不能票としているが、属性項目で主に構成されている8頁(最終頁)では、ページ冒頭で性別の質問があるため、答えたくない場合は答えなくてよい旨を明記している.このような事情から、属性項目のみ白紙の場合も有効回答(中途返送者)に含めることとしている。属性項目=最終頁ではないが、12年間を通じて

用いられた 11 の属性項目全てが無回答な場合は、合計 37 件であった(表 10 参照)。

- 5) 返送日数の度数の合計が、回収標本の合計より 18 件少ない 14577 になるのは、返送日数 についての欠測があるためである.
- 6) 返送日数の平均値と中央値の相関が強いのは当然なので議論しない.
- $^{7)}$ 従属変数に 5 章で後述する返送日数を対数変換した値を用いて,同様の 4 つの二元配置 の分散分析を行った場合も,それぞれ性別 (p<.001),年齢 (p<.001),職業 (p<.001),市内居住年数 (p<.001) ともに有意となる.なお調査年度×性別,調査年度×年齢の交互作用項については,従属変数に日数を用いた場合 (調査年度×性別:p<.001,調査年度×年齢:p<.001),対数変換後の日数を用いた場合 (調査年度×性別:p<.01,調査年度×年齢:p<.01) ともに有意な結果を示す.これは,一部の年度において,回答者の方が無回答者よりも平均日数が長いという逆転現象を反映していると考えられる.

謝辞

「高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査」(2011~2022 年度)は、高槻市と関西大学が共同で高槻市民を対象に実施した調査です。当該調査は、関西大学総合情報学部の「社会調査実習」の一環として行われています。調査に関わった全ての皆様に謝意を表します。さらに、本研究の成果をまとめるにあたっては、2023 年度関西大学学術研究員制度の御支援もいただきました。ここに記して感謝申し上げます。

参考文献

- Beatty, P. and Herrmann, D. (2002). To answer or not to answer: Decision process related to survey item nonresponse, Survey Nonresponse (eds. R. M. Groves, D. A. Dillman, J. L. Eltinge and R. J. A. Little), 71–85, John Wiley & Sons, New York.
- Donald, M. N. (1960). Implications of nonresponse for the interpretation of mail questionnaire data, Public Opinion Quarterly, 24(1), 99–114.
- Filion, F. L. (1976). Exploring and correcting for nonresponse bias using follow-ups of nonrespondents, *Pacific Sociological Review*, **19**(3), 401–408.
- Fitzgerald, R. and Fuller L. (1982). I hear you knocking but you can't come in: The effects of reluctant respondents and refusers on sample survey estimates, *Sociological Methods and Research*, **11**(1), 3–32.
- Groves, R. M., Cialdini, R. and Couper, M. (1992). Understanding the decision to participate in a survey, *Public Opinion Quarterly*, **56**(4), 474–495.
- Groves, R. M., Singer, E. and Corning, A. (2000). Leverage-salience theory of survey participation: Description and illustration, *Public Opinion Quarterly*, **64**(3), 299–308.
- Groves, R. M., Fowler, F. J., Couper, M. P., Lepkowski, J. M., Singer, E. and Tourangeau, R. (2004a), Survey Methodology, Wiley-Interscience, Hoboken, New Jersey (大隅昇 監訳, 氏家豊, 大隅昇, 松本渉, 村田磨理子, 鳰真紀子 訳 (2011). 『調査法ハンドブック』, 朝倉書店, 東京.)
- Groves, R. M., Presser, S. and Dipko, S. (2004b). The role of topic interest in survey participation decisions, *Public Opinion Quarterly*, **68**(1), 2–31.
- 林英夫, 村田晴路 (1996). 郵送調査における応答誤差:応答の正確度および安定度ならびに返信時期による応答の差異, 関西大学社会学部紀要, **28**(1), 171-189.
- 林英夫, 土田昭司, 林直保子, 松本敦, 箱井英寿, 矢島誠人, 池上和之, 小城英子, 吉川聡一 (2003). 郵送調査における返送率を左右する効果要因:質問紙のサイズおよび枚数ならびに協力依頼状の要請

- 表現の効果、関西大学社会学部紀要、34(3)、259-278.
- 関西大学総合情報学部編 (2012). 『2011 年度社会調査実習報告書―高槻市と関西大学による高槻市民郵 送調査―』, 関西大学総合情報学部, 大阪.
- 関西大学総合情報学部編 (2013). 『2012 年度社会調査実習報告書―高槻市と関西大学による高槻市民郵 送調査―』, 関西大学総合情報学部, 大阪.
- 関西大学総合情報学部編 (2014). 『2013 年度社会調査実習報告書―高槻市と関西大学による高槻市民郵 送調査―』, 関西大学総合情報学部, 大阪.
- 関西大学総合情報学部編 (2015). 『2014 年度社会調査実習報告書―高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査―』, 関西大学総合情報学部, 大阪.
- 関西大学総合情報学部編 (2016). 『2015 年度社会調査実習報告書―高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査―』, 関西大学総合情報学部, 大阪.
- 関西大学総合情報学部編 (2017). 『2016 年度社会調査実習報告書―高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査―』, 関西大学総合情報学部, 大阪.
- 関西大学総合情報学部編 (2018). 『2017 年度社会調査実習報告書―高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査―』, 関西大学総合情報学部, 大阪.
- 関西大学総合情報学部編 (2019). 『2018 年度社会調査実習報告書―高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査―』、関西大学総合情報学部、大阪.
- 関西大学総合情報学部編 (2020). 『2019 年度社会調査実習報告書―高槻市と関西大学による高槻市民郵 送調査―』, 関西大学総合情報学部, 大阪.
- 関西大学総合情報学部編 (2021). 『2020 年度社会調査実習報告書―高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査―』, 関西大学総合情報学部, 大阪.
- 関西大学総合情報学部編 (2022). 『2021 年度社会調査実習報告書―高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査―』、関西大学総合情報学部、大阪.
- 関西大学総合情報学部編 (2023). 『2022 年度社会調査実習報告書―高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査―』, 関西大学総合情報学部, 大阪.
- 小島秀夫 (1993). TDM による郵送調査の実践, 茨城大学教育学部紀要, 42, 185-194.
- Lin, I. and Schaeffer, N. C. (1995). Using survey participants to estimate the impact of nonparticipation, Public Opinion Quarterly, **59**(2), 236–258.
- 前田忠彦 (2005). 郵送調査法の特徴に関する一研究—面接調査法との比較を中心として—, 統計数理, **53**(1), 57–81.
- 松田映二 (2017). 新たな時代への地域づくり:標本調査を用いて人口減少への対応を考察, 政策と調査, 12(2), 1-196.
- 松本渉 (2023). 郵送調査における返送日数に関する分析―「高槻市と関西大学による高槻市民郵送調査」 の消印日付の活用,情報研究, **57**, 1–20.
- 松本渉, 李容玲 (2015). 高品質な郵送調査の実践をめざして:高槻市と連携した関西大学総合情報学部の社会調査実習, 社会と調査, **15**, 107–111.
- 阪口祐介 (2023). 質問形式による無回答率の差と生活満足度の変化:高槻市民郵送調査の累積データの 基礎分析, 情報研究, **57**, 21–44.
- Siemiatycki, J. and Campbell, S. (1984). Nonresponse bias and early versus all responders in mail and telephone surveys, *American Journal of Epidemiology*, **120**(2), 291–301.
- 田中富士夫 (1962). 郵送調査における返送バイアス補正の試みとその妥当性, 金沢大学法文学部論集(哲学史学篇), 9, 100-120.
- 土屋隆裕 (2005). 調査不能者の特性に関する一考察—「日本人の国民性 第 11 次全国調査」への協力理由 に関する事後調査から—、統計数理、**53**(1)、35-56.
- 渡邊勉 (2007). 郵送調査における早期回答者,後期回答者,非回答者の特徴,信州大学人文学部人文科学 論集人間情報学科編,41,66-77.
- Yan, T. and Curtin, R. T. (2010). The relation between unit nonresponse and item nonresponse:

- A response continuum perspective, International Journal of Public Opinion Research, ${\bf 22}(4)$, 535–551.
- 吉野諒三 (1994). 国民性意識の国際比較調査研究—統計数理研究所による社会調査研究の時間・空間的拡大—, 統計数理, **42**(2), 259–276.
- 吉野諒三 (2001).『心を測る―個と集団の意識の科学―』, 朝倉書店, 東京.
- Zimmer, H. (1956). Validity of extrapolating nonresponse bias from mail questionnaire follow-ups, $Journal\ of\ Applied\ Psychology,\ {\bf 40}(2),\ 117-121.$

Relation between Nonresponse Error and the Return Timing of Questionnaires: Unit Nonresponse and Item Nonresponse in the Takatsuki Citizen Mail Survey by Takatsuki City and Kansai University

Wataru Matsumoto

Faculty of Informatics, Kansai University

Nonresponse includes unit nonresponse and item nonresponse. Although eliminating nonresponse errors is important, forcibly reducing nonresponse by increasing item nonresponse does have been suggested to not lead to an overall reduction in errors. This study examined the relation between the return timing of surveys and unit or item nonresponse using the "Takatsuki Citizen Mail Survey by Takatsuki City and Kansai University 2011– 2022." The results at the aggregate level show a negative correlation between the nonresponse error for the average age and the response rate and confirm that increase in unit nonresponse influences the nonresponse error. An analysis of the raw data showed that the average number of return days tended to be longer in the item nonresponse than in the completed response. Therefore, we examined the relation between item nonresponse and the number of return days, and found the possibility of a reciprocal relationship between them. On the other hand, the number of item nonresponses tended to increase when the response rate was high. In a mail survey, if the introduction is of high quality, the questionnaires are returned quickly and the response rate increases; however, the number of item nonresponses may increase because of reluctant respondents. The results confirmed the possibility that unit nonresponse represents the extreme limit of the increase in item nonresponse. Further, considering the reciprocal relationship between item nonresponse and number of return days, unit nonresponse can be viewed as an extension of a prolonged return period.