インターネット調査におけるモニター情報の利用 による非回答バイアスの補正

― 国内草資源を利用した放牧飼養牛肉に対する消費者評価への適用―

楠戸 建1・後藤 貴文2・髙橋 義文3・矢部 光保3

(受付 2018 年 6 月 30 日;改訂 12 月 24 日;採択 12 月 25 日)

要 旨

エビデンスに基づく政策立案などの側面から欠測データに関する研究が進展している。本研究では、逆重み付き推定量(IPWE)を用い、仮想評価法における非回答バイアスについて検証した。また、その際に用いる共変量の入手可能性の問題に対応するため、インターネット調査会社のモニター登録情報を用いた。高所得者を対象に放牧飼養により生産された牛肉(国産放牧牛)に対する消費者評価を行った結果、回答者と非回答者の間には、個人年収、年齢、同居家族、動画サービスや SNS 利用、趣味に関して差異が存在することが明らかになった。他方、回答者のみのサンプルを用いて算出された放牧牛ステーキ肉に対する平均支払意志額は 100g当たり約 1161.6 円であったのに対し、IPWE を用いて推計を行った場合には 100g当たり約 1161.7 円と推計され、両者にほとんど差がなかった。以上から本研究においては、回答者・非回答者間に属性的な差異は存在するものの、その差異は平均的な支払意志額の差にはつながっておらず、評価対象の国産放牧牛に対する支払意志に関して非回答バイアスが存在しているとは言えないことが示された。

キーワード: 非回答バイアス, 仮想評価法, モニター情報, 放牧牛, インターネット調査, エビデンスに基づく意志決定.

1. はじめに

1.1 背景

近年,エビデンスに基づく意志決定や政策決定の重要性が認識され、それに対する対応策として、欠測データに関する研究が進展している (Groves and Schoeffel, 2018).

標本調査における欠測データの問題は不可分の問題として存在しており、非回答者をどのように取り扱うかについては、解決すべき課題として頻繁に取り上げられているところである。特に非回答者が回答者と異なる特徴をもち、それが目的となる変数(目的変数)に影響を与えていれば、サンプルの母集団に対する代表性が損なわれ、非回答バイアスについて適切な対応が求められる。ここで、標本調査における非回答は、ある標本について調査票全体の情報が

¹ 九州大学大学院 生物資源環境科学府:〒819-0395 福岡県西区元岡 744

² 鹿児島大学 農水産獣医学域農学系: 〒890-0065 鹿児島県鹿児島市郡元1丁目 21-24

³ 九州大学大学院 農学研究院: 〒819-0395 福岡県西区元岡 744

得られない「単位無回答」と調査票の一部について情報が得られない「項目無回答」に大別される (Bethlehem et al., 2011)が、本研究では前者の単位無回答による非回答バイアスについて検討を行う.

上述の問題は、仮想評価法(CVM: Contingent Valuation Method)や選択実験(CE: Choice Experiment)を含む、表明選好法による環境評価研究においても同様の課題として認識されている。ここで、仮想評価法を用いた環境評価の手続きは以下のようなものである。「ある環境(状態)に関する支払意志額(WTP: Willingness To Pay)あるいは受け取り意志額(WTA: Willingness To Accept)を、関係者あるいはその標本として一部の人々から直接聞きだし、その額を統計的に処理することによって1人当たりの金額を計算する。そして、その金額を関係者全体で集計することによって、その環境の価値とするというものである」(鷲田、1999)。この1人当たりの金額を計算した後に、「その金額を関係者全体で集計する」際に回答者・非回答者間の差異に対していかなる対処を行うべきかという問題は、上述の非回答バイアスと同一の問題であると捉えられる。しかしながら、仮想評価法を始めとした表明選好法を用いたほとんどの研究においては、回答者のデータのみを用いるか、または、過大推定を避けるために非回答者のWTPはゼロであるという仮定をして全体価値の推定がなされるという手続きが一般的に行われている(Mitchell and Carson、1989)ものの、そうしてよい根拠については、ほとんどの場合示されていない。

非回答バイアスに適切に対応するためには、調整に用いる共変数をより多く取得することが 対応として考えられる. しかし, 対象とする母集団をよくカバーする台帳(例えば住民基本台 帳や選挙人名簿など)から無作為に抽出された標本を対象として、面接法や郵送法などによっ て回答を得る既存調査手法では、非回答者の情報を取得することは実際上非常に難しい.星野 (2010)において指摘されているように、このような既存調査手法における非回答者の情報は、 目的変数のみならずその他の情報についても取得できない場合がほとんどであり、また取得が 可能であったとしても、デモグラフィック変数のうち、性別・年齢別や居住地域などごく一部し か情報が得られないことが多い. 一方で, インターネット調査を利用する場合には, あらかじめ 登録されているモニター情報を利用することで、より多くの共変量の候補が取得可能であり、こ の共変量をうまく利用することによってより精度の高い非回答バイアスの補正を行うことがで きると期待できる. なお, 本研究で言うところのインターネット調査とは, 調査主体がなんらか の手段で協力意志のある個人を集めて登録し、登録者集団内で対象者を選定し、Web 上に置か れた調査票への回答を求める「リソースタイプ」のインターネット調査(大隅, 2017)一般のこと を指すものとする.もちろん,このインターネット調査と従来型の確率的標本抽出に基づく既 存調査手法(訪問調査や郵送調査法など)との比較から、インターネット調査は母集団との関係 が曖昧であり、バイアスを持つことも指摘(大隅、2017)されており、その調査法による差異を調 整する研究も進展しつつある (星野・前田, 2006; 星野, 2007). しかしながら本研究ではあくま で非回答バイアスに焦点を当てるため、この点については、ひとまずおいておくこととする、

1.2 先行研究

非回答バイアスは、欠測データによる問題の1つとして取り扱われる。欠測データの問題については、これまで近年、医学・疫学の分野をはじめ盛んに研究が行われてきており、欠測データの適切な取り扱いに向けた国際的なガイドラインも National Research Council (2010)、Little et al. (2012)をはじめとして、標準化されつつある。

アンケートにおける非回答は、この欠測データの典型例であるが、ここで、アンケートにおける非回答がなぜ起こるかを考える. 土屋 (2010)によれば、一般に近年の調査不能の二大理由は拒否と不在であると捉えられる. インターネット調査においては、前者はアンケートを確認

した上で回答を行わなかった場合が対応し、後者は調査期間内にログインを行わなかったり、アンケートに気づかなかったという場合が対応する.しかし、本調査では、この2つを識別することはできないため、調査票を配布したモニターのうち、期間内にアンケートに回答したモニターを回答者、回答が得られなかったモニターを非回答者として取り扱う.

非回答バイアスへの対応としては、星野・前田 (2006)に挙げられているように、欠測のメカニズムに応じて様々な方法が取られている。特に国内における社会調査の非回答バイアスに関する先行研究は、ほとんどの場合、事前または事後アンケートにより本調査に回答しなかった標本の共変量情報を取得する方法 (土屋, 2005)が中心である。さらにそれに加えて調査訪問時に調査員によって記録された情報を利用したり (松岡・前田, 2015)、二次的な統計情報により回答者の居住する地域の人口密度等を利用するなどして、共変量を取得し、得られた共変量を用いて非回答バイアスの補正が行われてきた。非回答バイアスの補正にあたっては、できるだけ多くの共変量を取得することに加え、調査への協力態度などといったデモグラフィック変数以外の要因も考慮する必要性についても指摘されている (土屋, 2006, 2010)。しかしながら、当然事前・事後アンケートにも回答しなかった標本の情報は得られないという限界は依然として残っている。

他方、本研究で利用する仮想評価をはじめとした表明選好法による環境評価研究においては、非回答バイアスの存在については度々取り上げられている(Mitchell and Carson, 1989)ものの、実際の調整を行った研究は少なく、事前・事後アンケートと CVM の質問を含む本調査を組み合わせることで、データを収集し、サンプルセレクションモデル(Heckman, 1979)の枠組みから分析を行ったもの(Whitehead et al., 1993; Messonnier et al., 2000)など、ごく少数に限られる。また、これらにおいても、上述の内容と同様に事前・事後アンケートにも回答しなかった標本の情報は得られないという課題は残されている。

1.3 研究における課題

本調査では、環境保全型の畜産方法の1つである放牧飼養により生産された牛肉(国産放牧牛)の消費者評価を仮想評価法によりWTPを尋ねることで明らかにする。またその際、評価額の推定における非回答バイアスの補正に利用する共変量の情報として、インターネット調査会社が保有するモニター登録情報を利用し、そこから作成された共変量を用いて回答者・非回答者間の差異を明らかにする。これにより、前で述べた共変量の取得可能性という課題に対処した上で、非回答者を含む母集団全体における平均WTPの逆重み推定量(IPWE: Inverse Probability Weighting Estimate)を求めることで、回答者・非回答者間の差異が母集団全体における平均WTPの推計値にいかなる影響を与えるか明らかにする。

2. データ収集とデータの特徴

2.1 データ収集

本調査は、インターネット調査会社を通して登録モニターに対してアンケート調査を行った。事前調査から、ステーキ肉を主に購入しているのは比較的高所得者であることが確認されたため、本調査もモニターの中でも世帯年収が高い層を対象として行っている。具体的には、インターネット調査会社の登録モニターのうち、世帯年収が1,000万円以上のモニター5,000人をランダムに抽出し、調査依頼を行った。調査期間は、2018年3月1日から3月7日であり、回答者は1,475人(29.5%)であった。この回答者のうち、400サンプルをランダムに抽出する形で購入し、分析の対象とした。アンケート内容には、国産放牧牛ステーキ肉100gに対する支払カード方式による仮想評価の質問(図1)、および日常の牛肉喫食、牛肉生産に対する意識・知

「完全放牧牛」とは、通常の肥育法に比べて以下の特徴を持っている牛肉です。

- ・自給率の低い、トウモロコシやダイズなどの濃厚飼料をほとんど与えず、牛肉生産に おける国内自給率が向上する
 - ・国内の牧草や耕作放棄地を利用することで、飼料の供給が海外の状況に左右されない・遠くから飼料を輸送してくる必要がなく、温室効果ガスの削減につながる
- ・飼育期間のほとんどの期間は放牧されているため、牛のストレスが比較的少ない
- ・耕作放棄地(荒れた農地)、中山間地域(使われなくなった山と里の間の地域)などの草資 源を利用することで、耕作放棄地や草地を適切に管理できる
 - ・適切な管理により牛からの排せつ物は草地に循環する
- ・牧草などを食べさせているため、牛肉のサシはあまり見られず、さっぱりとした赤身 の多い肉になる(タンパク質の豊富な食資源となる)
- ・そのため、脂肪は黄色みを帯びる





写真:放牧の様子

写真:放牧牛肉の見た目(イメージ)

Q19

このような国産の「完全放牧牛」のステーキ肉100gに対して、どのくらいまでなら支 払ってもよいと思いますか。

以下からお選びください。

ただし、豪州産ステーキ肉は100g当たり500円とし、購入した分だけ他のものに使え るお金が減ることを念頭に、お答えください。

- 1 500円
- 2 〇 700円
- 3 1,000円
- 4 〇 1,500円
- 5 02,000F3
- 6 2,500F3
- 7 3,000円
- 8 34,000F3
- 9 (4,001円以上 円
- 10 ① 豪州産ステーキ肉を購入したい
- 11 どちらの牛肉も購入したくない

次へ 100(%)

図 1. 提示した仮想状況文と選択肢の提示画面.

表 1.	WTP および共変量の候補と基本統計量(連続変	数). ***は,1% 水準で Wilcoxon の
	順位和検定の帰無仮説が棄却されることを示し,	表示がない場合は,10% 水準でも帰
	無仮説が棄却されないことを示す.	

	回答者 非回答者		回答者	
変数	平均	標準偏差	平均	標準偏差
国産放牧牛ステーキ肉 100g に対する WTP (円; <i>WTP</i>)	1161.61	(703.37)	-	-
年齡 (歳; age) ***	51.33	(9.88)	46.17	(12.59)
個人年収(100 万円; i_income)***	1059.60	(722.43)	804.99	(648.50)
世帯年収(100 万円; h_income)	1661.88	(562.52)	1630.63	(557.07)

識などを含んでいる. 仮想評価に関する質問で提示した支払カードは,500円,700円,1,000円,1,500円,2,000円,2,500円,3,000円,4,000円,4,001円以上に加え,「豪州産ステーキ肉を購入したい」,「どちらの牛肉も購入したくない」という選択肢を提示した.

同時に、非回答者の情報を得るためにインターネット調査会社が保持しているモニター情報についても、前述の回答者 400 サンプルに加え、非回答者 800 サンプルについてもランダムに抽出し、データを得た。このモニター情報は、インターネット調査会社に登録されているものであり、年齢、性別、同居者の情報、職業、住居形態や、世帯年収、個人年収、さらには所有している車種や利用している Web サービス、趣味に関する事項など多岐にわたる。これらのモニター情報は、およそ1年ごとに情報が更新されている。以降で共変量の候補として利用した変数は、このモニター情報を基にして作成した。本研究で利用したものの他にも共変量の候補は存在しうるが、解釈が可能ではないものや、著しく低い頻度で選択されるものを除いた結果、表 1、表 2 に示す変数を共変量の候補としている。

2.2 データの特徴

モニター情報として得られたデータのうち、本調査において利用した共変量の候補について示す。比較にあたって利用した検定の方法は、ダミー変数については Fisher の正確検定、連続変数と捉えられるものについては Wilcoxon の順位和検定を用いた。基本統計量に関する情報について述べると、回答者は非回答者に比べて男性の比率が高く、現在婚姻している割合が高いことがわかる。同居者との関係を見ると、回答者は、未就学児や親、祖父母、兄弟姉妹、恋人といった同居者がいる割合が低く、逆にその他学生、配偶者と同居している割合が高いことが確認できる。また、回答者は持ち家の割合が比較的低いことがわかる。逆に回答者は非回答者に比べ SNS や動画サイト、ブログ等の利用がある割合が低い、趣味においては、非回答者の方が音楽、映画や観劇、漫画、ソーシャルゲームやオンラインゲーム、音楽、美容が趣味であると答える割合が高く、逆にスポーツ観戦、株やマネーが趣味と答える割合は、回答者の方が高いことが読み取れる。また、回答者の方が平均的に年齢が高く、個人年収も高いことが確認された、一方で、世帯年収については、両者に統計的に有意な差は見られなかった。

3. 分析

3.1 非回答者が存在する場合の母集団平均の推定

まず、非回答者の存在が、目的となる変数の推定にどのように影響するか概説する。いま、非回答者が存在する場合の、関心のある目的変数 y についての母集団平均 μ の推定において、無作為抽出によって得られた調査対象者 N サンプルのうち、 N_1 人が回答し、 $N_0 (=N-N_1)$ 人が非回答であったとする。また、調査に回答した場合 1、非回答の場合 0 を取る二値変数を

表 2. 共変量の候補と基本統計量(ダミー変数). ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で Fisher の正確検定の帰無仮説が棄却されることを示す.

属性の内容	変数	回	答者	非回	答者
性別***	男性 (male = 1)	288	(72%)	472	(59%)
	女性 $(male = 0)$	112	(28%)	32 8	(41%)
現在の婚姻状態***	現在婚姻あり $(marriage = 1)$	340	(85%)	586	(73%)
	現在婚姻なし $(marriage = 0)$	60	(15%)	214	(27%)
同居家族(未就学児)***	あり $(with_presch = 1)$	26	(6%)	94	(12%)
	なし $(with_presch=0)$	374	(94%)	706	(88%)
同居家族 (その他学生) *	あり $(with_o_stud = 1)$	66	(16%)	100	(12%)
	なし $(with_o_stud = 0)$	334	(84%)	700	(88%)
同居家族(配偶者)**	あり (with_spouse = 1)	252	(63%)	445	(56%)
	なし $(with_spouse = 0)$	148	(27%)	355	(44%)
同居家族(親)**	あり (with_par = 1)	77	(19%)	197	(25%)
	なし $(with_par=0)$	323	(81%)	603	(75%)
同居家族(祖父母)**	あり (with_granpar = 1)	3	(1%)	33	(4%)
	なし $(with_granpar = 0)$	397	(99%)	767	(96%)
同居家族(兄弟姉妹)***	あり (with_sibl = 1)	16	(4%)	81	(10%)
	なし $(with_sibl=0)$	384	(96%)	719	(90%)
同居家族(恋人)*	あり (with_lover = 1)	3	(1%)	17	(2%)
	なし $(with_lover = 0)$	397	(99%)	783	(98%)
持ち家か賃貸か*	持ち家 (myhome = 1)	72	(18%)	183	(23%)
	賃貸・寮など $(myhome=0)$	貸・寮など (myhome = 0) 328 (82%) 617 (77%)			
SNS・動画サービス・ブログ等の利用有無***	利用あり $(WebS=1)$	317	(79%)	702	(88%)
	利用なし $(WebS=0)$	83	(21%)	98	(12%)
趣味(音楽)**	あり (hob_music = 1)	166	(42%)	380	(48%)
	なし $(hob_music = 0)$	234	(58%)	420	(52%)
趣味(映画・観劇)*	あり (hob_movie = 1)	175	(44%)	396	(50%)
	なし $(hob_movie = 0)$	225	(56%)	404	(50%)
趣味 (漫画) ***	あり (hob_manga = 1)	52	(13%)	170	(21%)
	なし $(hob_manga = 0)$	348	(87%)	630	(79%)
趣味(ソーシャルゲーム・オンラインゲーム)***	あり (hob_s_on_game = 1)	21	(5%)	85	(11%)
	なし $(hob_s_on_game = 0)$	379	(95%)	715	(89%)
趣味(料理)**	あり (hob_cook = 1)	87	(24%)	227	(28%)
	なし $(hob_cook = 0)$	313	(78%)	573	(72%)
趣味(美容)**		169	(21%)		
	なし $(hob_beauty = 0)$	343	(86%)	631	(79%)
趣味(スポーツ観戦)**	あり (hob_sport_w = 1)	111	(28%)	177	(22%)
	なし $(hob_sport_w = 0)$	289	(72%)	623	(78%)
			` '-'/		`/
趣味 (株・マネー) **	あり (hob_finance = 1)	112	(28%)	176	(22%)

欠測指標zとする.

ここで,母集団平均 μ の不偏推定値 $\hat{E}(y)$ は,

(3.1)
$$\hat{E}(y) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} y_i$$

と表される。ただし、添字のiはi番目の調査対象者を表す。他方、回答者のサンプルから得られる推定値は、

(3.2)
$$\overline{y}_{obs} = \frac{\sum_{i=1}^{N} z_i y_i}{\sum_{i=1}^{N} z_i}$$

と表される. しかし、 \overline{y}_{obs} は、y と z が独立でない限り母集団平均 μ の不偏推定量にはならない (星野、2010).

3.2 逆重み付き推定量

上述のような非回答者が存在する場合に、偏りを補正する方法は、Little and Rubin (2002)、星野 (2009, 2010)に挙げられているように、欠測のメカニズムに応じた方法が複数提案されている。この中でも本研究では、多くの実証研究で利用されている逆重み付き推定量(IPWE)を用いる。

いま,強く無視できる割り当て条件 (Rosenbaum and Rubin, 1983) が回答者・非回答者間について成り立つ,すなわち $f(z\mid y, w)=f(z\mid w)$ を仮定する.ただし,z は調査に回答した場合 1,非回答の場合 0 を取る二値変数で表される欠測指標であり,y は目的変数 (本研究では,国産放牧牛に対する WTP),w は共変量として用いるモニター情報である.Kang and Schafer (2007) に従えば,このときの興味のある変数 y における母集団平均 μ の逆重み推定量 $\tilde{\mu}_{IPW}$ は,

(3.3)
$$\tilde{\mu}_{IPW} = \sum_{i=1}^{N} \frac{z_i y_i}{e(\boldsymbol{w}_i)} / \sum_{i=1}^{N} \frac{z_i}{e(\boldsymbol{w}_i)}$$

と表され、この $\tilde{\mu}_{IPW}$ は母集団平均の一致推定量となる(星野、2010). $e(w_i)$ は、 w_i が与えられたときに y_i が観測される条件付き確率を表し、傾向スコア (propensity score) と呼ばれる.この傾向スコアに関する推計にはロジットモデルやプロビットモデルがよく用いられるが、 $e(w_i)$ が例えばロジット型のモデルで表されるとすると、以下のように表される.

(3.4)
$$e(\boldsymbol{w}_{i}) = \Pr[z_{i} = 1 \mid \boldsymbol{w}_{i}] = \frac{\exp(\boldsymbol{w}_{i}'\boldsymbol{\psi})}{1 + \exp(\boldsymbol{w}_{i}'\boldsymbol{\psi})} = e(\boldsymbol{w}_{i};\boldsymbol{\psi})$$

ただし、 ψ はモデルのパラメータであり、このパラメータを最尤推定した値 $\hat{\psi}$ を用いて各調査対象者の傾向スコアを推定し、式(3.3) に代入することで、 μ の IPWE である $\tilde{\mu}_{IPW}$ を得る (Kang and Schafer, 2007).

3.3 回答・非回答の説明モデル

母集団における国産放牧牛への平均 WTP の IPWE を求めるために、まずアンケートへの回答・非回答を説明するモデルを推定する。推定にあたっては、ロジットモデルを用いた。ここで、回答者へのリワードは一定であるので、モニターがアンケートに回答するか否かは、個人の機会費用と関係すると考えられる。従って、個人の機会費用の代替として個人年収が説明変数の強い候補となる。この際、個人年収を「わからない・答えたくない」と登録しているモニターを削除した結果、回答者のデータは 398 サンプル、非回答者のデータは 786 サンプルとなった。ここで、回答者の割合は 29.5% であることから、分析における回答者のデータは、回答率に合わせ、349 サンプルを用いる。

加えて、消費者の選好の多様性を考慮するため、モニター情報のうち、表 1、表 2 に示した共変量の候補をモデルに組み込み、AIC を基準にした変数増減法によりモデルを決定した。共変

量の候補の選択にあたっては、解釈が可能でないもの、著しく低い頻度で選択される変数については用いず、また、二値変数同士にはテトラコリック相関係数、順序変数間にはポリコリック相関係数、二値変数と連続変数間にはバイシリアル相関係数、順序変数と連続変数間にはポリシリアル相関係数、連続変数間にはピアソンの積率相関係数確認し、高い相関(|r| > 0.7)がみられる場合には、同時にその変数を利用することはなかった。推定にあたっては、統計ソフト R(3.4.3) を用いた。

推計結果を表3に示す.推計の結果,個人所得が高く(有意水準:10%,以下同様),年齢が高いモニター(1%)の回答確率が有意に高いことが確認された.同居の有無に関しては,祖父母および兄弟姉妹と同居している場合に,回答率が有意に低いことが確認された.SNSや動画サービスなどのウェブサービスを利用している調査対象者の回答確率は有意に低い(5%)という結果が得られた.趣味については,スポーツの観戦が趣味である(10%),金融や株式投資等が趣味である(10%)の場合に回答確率が高く,逆に漫画が趣味の場合,回答確率が有意に低いことが明らかになった.以上の内容を解釈するとすれば,インターネット調査への回答は,家庭で時間の空いたときに行うものであり,祖父母や兄弟姉妹等の同居人がいる場合や,家庭内でできる趣味などを楽しんでいる場合には,アンケート回答を行う時間が取れず,回答する確率が低くなっていると考えられる.他方,個人所得が高いモニター,株・マネーが趣味のモニターは,まめに情報をチェックしているため,アンケートにも回答する確率が高くなっていると考えられる.一方,世帯年収は回答の有無には関係しないことも明らかになった.この点は,今回の調査対象者がそもそも世帯年収の高い人々であり,ポイントなどを求めて調査に協力しているわけではないことを示していると考えられる.

3.4 支払意志額の推定

表3で求めた回答者・非回答者に関する推定結果を用いて、回答者の国産放牧牛に対する平均 WTP、および、母集団における国産放牧牛への平均 WTP の IPWE をそれぞれ推計する。ここで、一般的な支払カード方式の仮想評価法においては、回答者が J 個の提示された支払カードからある支払カード t_j を選択した場合、回答者の WTP は、 $[t_j,t_{j+1})$ の区間に存在すると仮定し、生存曲線の下部を積分することで平均 WTP を求める(Cameron and Huppert、1989)。しかし、本研究における関心は、回答者・非回答者間に差があるか否かであるため、単純化のために、回答者がある支払カード t_j を選択したとき、回答者の WTP は t_j であると取り扱い、平均値を求める。このとき「豪州産ステーキ肉を購入したい」、「どちらの牛肉も購入したくない」を選択した回答者の WTP は 0 円、「4,001 円以上」を選択した回答者の WTP は 4.000 円であると仮定した。

式(3.2)を用いて、アンケートへの回答者のみを利用して推計された回答者の国産放牧牛に対する平均 WTP は、 $100 \, \mathrm{g}$ 当たり約1,161.6 円であった。他方、式(3.3)を用いて推計された母集団における国産放牧牛への平均 WTP の IPWE は、 $100 \, \mathrm{g}$ 当たり約1,161.7 円と推計された。両者の差はほぼゼロであり、回答者と非回答者間の属性的な差異は、評価対象である国産放牧牛への WTP に影響するとは言えないことが示された。

4. おわりに

本研究では、インターネット調査におけるモニター登録情報を用いて、回答者・非回答者間の差異が存在するか、また、その差が評価対象となる財へのWTPの推計値にどのような影響を与えるかを検証した。その結果、本研究で使用した回答者・非回答者間の属性には差異があり、回答・非回答に関係する要因ではあるものの、その属性的な差異は、必ずしも評価対象と

表 3. 推定結果(共変量による回答・非回答の推定). ***, **, *, † はそれぞれ, 0.1%, 1%, 5%, 10% 水準でパラメータが 0 と有意に異なることを示す。括弧内の値は、標準誤差を表す。

	個人年収のみ	全変数	最終モデル
(Intercept)	-1.903***	-3.661*	-1.870***
	(0.304)	(1.698)	(0.485)
$n(1 + i_income)$	0.174***	0.074	0.087^{\dagger}
	(0.047)	(0.053)	(0.046)
nale		0.136	
		(0.197)	
age		0.019*	0.020**
		(0.008)	(0.007)
narriage		0.328	
		(0.278)	
with_presch		-0.461^{\dagger}	-0.397
		(0.263)	(0.252)
$with_o_stud$		0.060	
		(0.191)	
$with_spouse$		-0.097	
		(0.171)	
with_par		0.198	
		(0.213)	
$with_granpar$		-0.983	-1.025^\dagger
		(0.627)	(0.622)
with_sibl		-0.573	-0.616^{\dagger}
		(0.378)	(0.345)
vith_lover		-0.888	-1.094
		(0.789)	(0.773)
nyhome		0.028	, ,
·		(0.180)	
WebS		-0.395*	-0.443*
		(0.182)	(0.179)
hob_music		-0.043	, ,
		(0.155)	
hob movie		-0.158	
		(0.152)	
hob_manga		-0.252	-0.322^{\dagger}
		(0.207)	(0.195)
nob_s_on_game		-0.234	()
100_0_010_game		(0.291)	
hob_cook		-0.261	-0.269
		(0.183)	(0.167)
hob_beauty		0.236	(01101)
		(0.230)	
hob_sport_w		0.299 [†]	0.281^{\dagger}
too_sport_w		(0.163)	(0.159)
hob_finance		0.287 [†]	0.304 [†]
		(0.164)	(0.159)
$ln(h_income)$		0.213	(0.100)
m(n_nwome)		(0.223)	
	4000		40.000
AIC	1388.587	1359.496	1343.671
Log Likelihood	-692.293	-656.748	-659.835
McFadden's pseudo R^2	0.012	0.062	0.058
N	1135	1135	1135

なる財へのWTPに影響するとは言えないことが明らかになった.

ただし、本研究で対象とした母集団は、世帯年収 1,000 万円以上の高所得者であり、その他の所得層の集団には必ずしも当てはまらない可能性もある。回答・非回答を分かつ要因が各所得階層で同様であるとすれば、子どもや祖父母、兄弟などの同居者が多い場合、また他の SNS や動画サイトの利用がある場合には、インターネットモニターに登録をしても、アンケートに回答する時間が取れず、回答できないという要因が存在することが示唆される。時間がないからアンケートに回答しないという要因は、環境の価値の評価や環境保全的な農畜産物に対する評価とは関係のないものと捉えられ、それゆえに WTP の推定値にも影響を与えなかったと考えられる。

また、本研究においては、インターネット調査を用いたことについても留意が必要である. 前述の通り、インターネット調査によって得られたサンプルは、従来型の確率的標本抽出に基づく既存調査(訪問調査や郵送調査法)によって得られるサンプルと性格が異なる (大隅, 2017)ことが指摘されており、その調査法による差異を調整するという視点からの研究も進展しつつある (星野・前田, 2006; 星野, 2007). しかし、インターネット調査においては、従来の方法では収集が困難であった共変量について、登録されているモニター情報を用いることが可能であり、このモニター情報は今後もますます情報が蓄積されていくことが期待できる.

今後は、インターネット調査などの多くの共変量を利用可能な調査方法により、非回答バイアスがどのように目的となる変数の推定に影響を及ぼすか考慮しつつ、それを念頭に調査設計を行うことで、より確かな根拠に基づいた意志決定が可能となると考えられる.

謝 辞

本研究は、キヤノン財団研究助成プログラム「理想の追求」の助成を受けて行なった研究「牛肉生産システムの大構造改革:科学と国土をフル活用した大革新」(代表者:後藤貴文)の成果の一部である。記して謝意を表したい。

参考文献

- Bethlehem, J., Cobben, F. and Schouten, B. (2011). *Handbook of Nonresponse in Household Surveys*, John Wiley & Sons, Hoboken.
- Cameron, T. A. and Huppert, D. D. (1989). OLS versus ML estimation of non-market resource values with payment card interval data, *Journal of Environmental Economics and Management*, 17(3), 230-246.
- Groves, R. M. and Schoeffel, G. J. (2018). Use of administrative records in evidence-based policymaking, The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science, 678(1), 71-80.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, **47**(1), 153-161. 星野崇宏 (2007). インターネット調査に対する共変量調整法のマーケティングリサーチへの適用と調整効果の再現性の検討、行動計量学、**34**(1), 33-48.
- 星野崇宏 (2009). 『調査観察データの統計科学―因果推論・選択バイアス・データ融合』, 岩波書店, 東京. 星野崇宏 (2010). 調査不能がある場合の標本調査におけるセミパラメトリック推定と感度分析:日本人の国民性調査データへの適用, 統計数理, 58(1), 3-23.
- 星野崇宏, 前田忠彦 (2006). 傾向スコアを用いた補正法の有意抽出による標本調査への応用と共変量の 選択法の提案, 統計数理, **54**(1), 191-206.
- Kang, J. D. and Schafer, J. L. (2007). Demystifying double robustness: A comparison of alternative strategies for estimating a population mean from incomplete data, *Statistical Science*, 22(4), 523-539.

- Little, R. J. and Rubin, D. B. (2002). Statistical Analysis with Missing Data, 2nd ed., John Wiley & Sons, New York.
- Little, R. J., D'Agostino, R., Cohen, M. L., Dickersin, K., Emerson, S. S., Farrar, J. T., Frangakis, C., Hogan, J. W., Molenberghs, G., Murphy, S. A., Neaton, J. D., Rotnitzky, A., Scharfstein, D., Shih, W. J., Siegel, J. P. and Stern, H. (2012). The prevention and treatment of missing data in clinical trials, New England Journal of Medicine, 367(14), 1355-1360.
- 松岡亮二,前田忠彦 (2015). 「日本人の国民性第13次全国調査」の欠票分析:個人・地点・調査員の特性 と調査回収状況の関連, 統計数理, **63**(2), 229-242.
- Messonnier, M. L., Bergstrom, J. C., Cornwell, C. M., Teasley, R. J. and Cordell, H. K. (2000). Survey response-related biases in contingent valuation: Concepts, remedies, and empirical application to valuing aquatic plant management, *American Journal of Agricultural Economics*, 82(2), 438-450.
- Mitchell, R. C. and Carson, R. T. (1989). Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method, RFF Press, New York.
- National Research Council (2010). The Prevention and Treatment of Missing Data in Clinical Trials, National Academies Press, Washington, DC.
- 大隅昇 (2017). インターネット調査, 『社会調査ハンドブック (新装版)』 (林知己夫 編), 第4章, 200-240, 朝倉書店, 東京.
- Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, **70**(1), 41-55.
- 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.
- 土屋隆裕 (2006). 「調査への指向性」変数を用いた調査不能バイアス補正の試み:「日本人の国民性調査」 データへの適用, 日本統計学会誌, **36**(1), 1-23.
- 土屋隆裕 (2010). 調査への指向性変数を用いた調査不能バイアスの二段補正—「日本人の国民性第 12 次全国調査」への適用—,統計数理, **58**(1), 25-38.
- 鷲田豊明 (1999). 『環境評価入門』, 勁草書房, 東京.
- Whitehead, J. C., Groothuis, P. A. and Blomquist, G. C. (1993). Testing for non-response and sample selection bias in contingent valuation: Analysis of a combination phone/mail survey, *Economics Letters*, **41**(2), 215-220.

Adjusting for Non-response Bias Using Registration Data from an Internet Research Company

—Application to Consumers' Evaluation of Japanese Grass-fed Beef—

Takeru Kusudo¹, Takafumi Gotoh², Yoshifumi Takahashi³ and Mitsuyasu Yabe³

 $^1{\rm Graduate}$ School of Bioresource and Bioenvironmental Resources, Kyushu University $^2{\rm Research}$ Field in Agriculture, Agriculture, Fisheries and Veterinary Medicine Area, Kagoshima University $^3{\rm Faculty}$ of Agriculture, Kyushu University

Research on missing data is attracting growing attention as a means of improving translation of research into more reliable evidence-based decision making. In this study, we investigate the non-response bias in Contingent Valuation Method (CVM) using the Inverse Probability Weighting Estimator (IPWE). One of the major problems with application of the IPWE is related to the availability of covariates. We dealt with this problem by using individual information registered at an internet research company. Using the CVM format, we evaluated consumers' willingness to pay for a grass-fed beef produced by an environmentally friendly farming system. The results revealed that there were differences between respondents and non-respondents in individual income, age, characteristics of family members, use of SNS or video distribution websites, and hobbies. The sample mean of willingness to pay (WTP) for grass-fed beef was \mathbb{Y}1161.6 per 100 g, and the IPWE of WTP was \mathbb{Y}1161.7 per 100 g. In other words, there was almost no difference between the mean and IPWE of WTP. Based on this survey, we conclude that there are differences in covariates between respondents and non-respondents. However, this difference did not cause a non-response bias in estimation of consumers' WTP for grass-fed beef.