

## 研究ノート

# Web 調査における公募型モニターと 非公募型モニターの回答傾向 —変数間の関連に注目して—

樋口 耕一\*  
中井 美樹\*\*  
湊 邦生\*\*\*

日本国内における従来型の量的社会調査の実施が困難を増す中で、現在では Web 調査の利用が学術分野でも増加している。Web 調査においては調査会社保有の登録者集団すなわちモニターに回答を依頼することが多い。このモニター収集の方式によって、回答傾向がどの程度異なるのかを、実験的な調査事例の分析から明らかにすることが本稿の目的である。特に、「この指とまれ」方式の募集を行う公募型モニターと、従来型のサンプリング法を用いる非公募型モニターの回答傾向の違いを、変数間の関連に注目して分析した。個人年収・婚姻有無・「夫は外、妻は家庭」意識などを被説明変数とする多母集団分析を行った結果、個々の変数の分布は似通っているものの、変数同士の関連がモニター収集法によって大きく異なっていた。具体的には、公募型モニターでは非公募型モニターに比して、一部の変数間の関連が顕著に弱いという違いがあった。ここから、公募型モニターには特有のバイアスが存在する可能性、そして、高価ではあっても社会調査においては非公募型モニターの利用が望ましい可能性が示唆された。

キーワード：Web 調査、インターネット調査、公募型モニター、非公募型モニター

## 1. 背景と目的

日本国内における従来の量的社会調査では、住民基本台帳や選挙人名簿などの優れた抽出台帳を利用することで、質の高いランダム・サンプリングと、それにもとづく統計的推論が可能

であった。しかし近年では必ずしもこれらの台帳を利用することができない上に、個人情報やプライバシーへの関心が高まり、回答を拒否する人が多くなった。こうした困難な状況における1つの方策として、現在では Web 調査の利用が学術分野でも増加している。

ただし Web 調査の信頼性については明らかにしておくべき課題も多く、その1つが、だれが調査に回答しているのかという点である。Web 調査では、調査会社が集めた登録者集団の中から回答者を募るケースが多い。この登録者

\* 立命館大学産業社会学部准教授  
\*\* 立命館大学産業社会学部教授  
\*\*\* 立命館大学産業社会学部助教

集団のことを一般にモニターないしはパネルと呼ぶ。このモニターを調査会社がどのようにして収集したかということが、調査結果の質を左右することは自明であろう。

調査会社によるモニター収集の方法は、公募型と非公募型の2種類に大別でき、公募型では勧誘や公募による「この指とまれ」方式の収集が行われる。したがって公募型モニター (self-selection panel) は非確率標本であり、どのような人が集まっているのか不透明で、調査結果をもとに統計的推論を行うことが難しい。それでも安価に収集・利用できることから、公募型モニターが利用されるケースは多い。一方で非公募型モニター (probability-based panel) は、従来型の標本抽出法によって収集されており、こちらでは統計的推論を行える可能性がある。ただしモニターの整備には従来型の標本抽出を行えるだけの技術力と手間暇を要するため、決して安価には利用できない。またモニター登録依頼への応諾率は低いため、ある程度非標準誤差が混入していることを覚悟せねばならない (大隅 2006, Bethlehem & Biffignandi 2011)。

このようなモニター収集方法の違いによって、回答傾向はどのように変化するのだろうか。個別の変数の度数分布に注目した先行研究からは (本多 2006, 本多・本川 2005, 日本マーケティング・リサーチ協会 2005), 「社会経済的属性のほか心理的特性 (意識, 価値観等) においても異なる部分がある」 (本多 2006:39) ことが分かっている。また、非公募型モニターの方が、従来型の郵送調査に近い結果が得られている (林・大隅・吉野 2010)。

それでは、度数分布だけでなく変数間の関連に注目するとどうだろう。というのも計量社会学的な分析を行う研究では、度数分布よりも、

変数間の関連の分析をもとに結論が導かれることが多い。とりわけ共分散構造分析のような、変数の相関関係を重視した分析が多用されている。そして、2つの調査において仮に変数の度数分布が同様であっても、変数間の関連が異なるということは、少なくとも理論上は十分に起こりうる。したがって変数間の関連を検討しておくことは、度数分布の検討と同様に重要な課題と言えよう。

以上のような観点から本稿では、実験的な調査事例を用いて公募型モニターと非公募型モニターとを比較し、変数間の関連の差異を検討する。こうした分析を通じて、より信頼性の高い形で Web 調査を活用する方法について、新たな示唆を得ることが本稿の主な目的である。具体的には、公募型モニターと非公募型モニターの回答傾向にどの程度の違いがありうるのか、そして高価な非公募型モニターにはそれだけの価値がありうるのか。こうした判断の一助となるような調査事例を提示したい。

## 2. データと方法

公募型モニターと非公募型モニターの比較を行うために、立命館大学社会学研究科の「海外大学共同による比較調査研究型教育」プログラムの中で実施した調査のデータを使用する。このプログラムは、文部科学省の大学院教育改革支援プログラム (大学院 GP) として採択され、2008年度から2010年度にかけて実施された。またプログラムの性質上、質問紙に盛り込む設問の内容については、同研究科の大学院生が主に決定している。

利用する調査データは、A社 (非公募型) と B社 (公募型) の2社に、同じ質問紙での調査

実施を依頼して納品を受けたものである。設問数は80程度で、費用はA社（非公募型）が約125万円、B社（公募型）が約85万円であった。両社ともに調査対象者は20歳から49歳までの東京都在住者で、調査会社保有のモニターの中から、東京都の年齢・性別構成にもとづく割当てを行っている。実施時期は2010年7月下旬から8月上旬にかけてで、依頼した回収数は1,000である。以上の点は両社に共通の依頼内容である。

ただしA社（非公募型）のみで、「予備サンプル」を用いて、個人収入の分布を東京都の分布にあわせている。この際の比較対象には平成19年就業構造基本調査を用いた。また「予備サンプル」で可能な範囲で、高学歴者への偏りを補正している。これらの処理はB社（公募型）では難しいということであった。この結果として、表1の「個人年収（重み付け前）」「教育年数（重み付け前）」の行から分かるように、B社（公募型）ではやや個人年収・教育年数の値が高くなっている。

そこで、ケースの重み付けによって個人年収と教育年数の差を無くした上で、A社（非公募

型）とB社（公募型）の比較を行うこととした。重み付けは、A社（非公募型）の個人年収と教育年数の分布を基準として、B社（公募型）の分布を調整する形で行った。重み付け後の変数の記述統計を表1の3行目以降に示す。個人年収・教育年数以外の変数についても、おおむね同様の分布であることを読み取れるだろう。1つ差異が見られる点として、B社（公募型）の方が、世帯年収がやや低めの値となっている。個人年収が同等だとすればやや世帯年収が低い人々が、見方を変えると、世帯年収が同等だとすればその中で自分の稼いだ割合がやや高い人々が、B社（公募型）には多かったことが分かる。

このデータを用いて、個人年収・婚姻有無・「夫は外、妻は家庭」意識の3つを被説明変数とする分析を行うことで、A社（非公募型）とB社（公募型）の比較を行う。具体的には、重回帰分析モデルの多母集団分析を行い、各説明変数の係数の大小をA社（非公募型）とB社（公募型）とで比べることで、変数間の関連構造を比較する。3つの被説明変数のうち個人年収は社会階層を表わす主要な変数の1つであ

表1 重み付け後の変数の記述統計

	A社（非公募型）			B社（公募型）		
	N	平均値	標準偏差	N	平均値	標準偏差
個人年収（重み付け前）	938	344.660	320.443	1000	398.030	382.399
教育年数（重み付け前）	986	14.655	1.858	1024	15.418	1.652
個人年収	917	338.420	308.503	917	338.420	308.503
教育年数	917	14.657	1.852	917	14.657	1.852
年齢	917	34.960	7.963	917	35.750	7.553
性別（男性ダミー）	917	0.514	0.500	917	0.434	0.496
既婚ダミー	917	0.484	0.500	917	0.492	0.500
夫は外、妻は家庭	917	2.540	0.856	915	2.610	0.844
常時雇用ダミー	910	0.504	0.500	915	0.502	0.500
世帯年収	772	729.326	408.155	843	679.921	407.960

り、婚姻有無は家族形成を表わす変数である。そして「夫は外、妻は家庭」については、社会意識の一例として取り上げた。社会階層・家族・社会意識といった計量社会学の応用分野に深く関わる分析を行うことで、多少なりとも研究の実践に役立つような知見を得られればと考えて、これらの3変数を取り上げた。

### 3. 分析

#### 3. 1 個人年収の規定要因

個人年収の規定要因について、多母集団分析を行った結果を表2に示す。それぞれの説明変数の係数bが、A社（非公募型）とB社（公募型）で等しいという制約を置いた場合、どの程度モデル全体の適合度が悪化したかを「適合度差」の列に示している。したがって、この差が統計学的に有意である場合、当該の変数についてはA社（非公募型）とB社（公募型）の係数bは等しくなかったと解釈できる。なお表2の推定にはMLR: Maximum Likelihood estimation with Robust standard errorsを用いた。また本稿における多母集団分析はすべてMplus 6.1を用いて行った。

表2を見ると、等値制約を置いた場合の適合度差が有意な変数は教育年数のみであり、教育年数の効果だけがA社（非公募型）とB社（公募型）で異なっていたことが分かる。この分析では個人年収の変数として1万円単位の数値を用いているので、A社（非公募型）のモデルでは教育年数が1年長くなると収入が48.5万円向上するのに対して、B社（公募型）のモデルでは25.0万円しか向上しないことを読み取れる。学歴の高い人の方が個人年収も高いという傾向が、B社（公募型）のデータ中では弱かったことが分かる。

この結果として、B社（公募型）のデータ中では学歴がそれほど高くなくとも比較的良好な収入が得られるという傾向が、切片の違いとして表2にあらわれている。またモデルの決定係数(R-square)もA社（非公募型）の方が.322と比較的大きい。B社（公募型）のデータにおいては、表2の分析で用いた年齢・性別・教育年数のように、個人が学校を卒業した時点ではほぼ固定される社会的属性だけでは、個人年収を説明することが比較的難しいことが分かる。

表2 個人年収の多母集団分析（MLR）

	A社（非公募型）		B社（公募型）		適合度差 (chi-square)
	b	S.E.	b	S.E.	
切片（35歳・短大／高専）	240.210**	11.583	282.088**	11.826	6.230*
年齢	13.605**	1.528	10.360**	1.327	2.650
性別（男性ダミー）	243.661**	17.515	233.838**	23.113	0.112
教育年数	48.545**	6.302	25.027**	7.218	7.197**
R-square	.322		.242		
N	699		740		

※無職・学生を除く。「適合度差」はA社とB社の係数に等値制約を付した時と付さない時の差分。

\*\* p < .01, \* p < .05

### 3. 2 婚姻有無の規定要因

次に、婚姻有無の規定要因について多母集団分析を行った結果が表3である。婚姻有無は、既婚であれば1 未婚であれば0の値をとるダミー変数である。よって、この変数をカテゴリカルな変数と見なしてWLSMV: Weighted Least Squares estimation with Mean and Varianceによる推定を行った。また個人年収については、100万円単位の値を変数として投入した<sup>1)</sup>。

表3を見ると、A社(非公募型)とB社(公募型)の間に2つの違いを読み取ることができる。1つは、B社(公募型)のデータでは年齢の効果が小さいことである。年齢が高い人の方が結婚しているという傾向が、B社(公募型)のデータ中では弱いことが分かる。もう1つの違いとして、性別と個人収入の交互作用項の係数がB社(公募型)では小さい。男性においては、個人年収の高い人の方が結婚しているという傾向が、B社(公募型)のデータ中では弱い。

この結果として、モデル全体の決定係数(R-square)を見ても、A社(非公募型)の.577に対してB社(公募型)では.312と大幅に小さい値になっている。A社(非公募型)のデータでは、年齢・性別・個人年収を用いれば婚姻有無の分

散を半分以上説明できるのに対して、B社(公募型)に関しては3分の1も説明できていない。B社(公募型)データにおいては結婚するかどうかという選択が、年齢・性別・個人年収などに必ずしもとらわれない、より恣意的な形で行われていた可能性を考えられる。

### 3. 3 「夫は外、妻は家庭」

社会意識の一例として「夫は外、妻は家庭」についての多母集団分析を行った結果が表4である。この設問では「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきである」という意見に対して、「賛成(1)」「どちらかといえば賛成(2)」「どちらかといえば反対(3)」「反対(4)」のいずれかを選択するように依頼した。4点尺度であるので、この変数を順序尺度と見なして前節と同じWLSMVによる推定を行った。また世帯年収については100万円単位の値を用いた。

表4からは、A社(非公募型)のデータにのみ見られる傾向が2つあることが分かる。世帯年収が高いほど「夫は外、妻は家庭」に賛成する傾向と、教育年数が長いほど「夫は外、妻は家庭」に反対する傾向である。B社(公募型)のデータではこれらの傾向は見られず、決定係

表3 婚姻有無の多母集団分析 (WLSMV)

	A社(非公募型)		B社(公募型)		適合度差 (chi-square)
	b	S.E.	b	S.E.	
年齢	0.103**	0.007	0.062**	0.008	14.707**
性別(男性ダミー)	-0.611**	0.116	-0.411**	0.118	1.456
個人年収	-0.019	0.022	-0.053**	0.011	1.877
性別×個人年収	0.393**	0.044	0.260**	0.023	7.098**
R-square	.577		.312		
N	917		981		

※「適合度差」はA社とB社の係数に等値制約を付した時と付さない時の差分。

\*\* p < .01, \* p < .05



表4 「夫は外、妻は家庭」の多母集団分析（WLSMV）

	A社（非公募型）		B社（公募型）		適合度差 (chi-square)
	b	S.E.	b	S.E.	
性別（女性ダミー）	-0.094	0.118	-0.151	0.150	0.089
年齢	-0.006	0.006	-0.009	0.006	0.160
教育年数	0.072**	0.024	-0.024	0.031	5.939*
世帯年収	-0.034**	0.009	0.008	0.010	9.857**
常時雇用ダミー	-0.112	0.114	-0.101	0.149	0.003
性別×常時雇用	0.730**	0.171	0.373 <sup>+</sup>	0.194	1.914
R-square	.084		.017		
N	767		895		

※「適合度差」はA社とB社の係数に等値制約を付した時と付さない時の差分。

\*\* p < .01, \* p < .05

数（R-square）も .017と小さな値にとどまっている。学歴や収入のような社会的属性によって意識が規定されないという状況が、B社のデータにはあらわれている。

#### 4. 考察

本稿では、変数間の関連に注目して、Web 調査における非公募型モニターと公募型モニターの回答傾向の違いを分析してきた。この結果、B社（公募型）のデータではA社（非公募型）に比して、(i) 個人年収の規定要因の中では、教育年数の効果が弱く（表2）、(ii) 婚姻有無の規定要因の中では、年齢の効果と、性別と個人年収の交互作用効果が弱かった（表3）。また (iii) 「夫は外、妻は家庭」意識の規定要因については、世帯年収と教育年数の効果が弱かった（表4）。つまり、変数間の関連を偏回帰係数で見たところ、値が有意に小さい組み合わせがB社（公募型）のデータでは散見されたという結果である。

以上の結果から、Web 調査における公募型モニターと非公募型モニターとでは、たとえ個別

の変数の分布が似通っていても、変数間の関連は大きく異なりうることが分かった。公募型モニターには特有のバイアスが存在するという可能性、そして、高価であっても社会調査においては非公募型モニターの利用が望ましいという可能性が示唆されたと言えよう<sup>2)</sup>。ここまですが本稿における分析の結果から直接的に導かれる知見であり、本稿のひとまずの結論である。

ここから先は仮説的な推論となるが、なぜこのような結果が得られたのかを解釈しておきたい。仮にB社（公募型）のデータでは関連が弱いという一点だけに注目するならば、公募型モニターではある種データラメな回答が多く、そのために本来は存在する関連が総じて弱まってしまふという解釈もありうるだろう。モニターの公募案内を見つけてわざわざ応募するような人は、多くのアンケートに回答するあまり1問1問への集中力が低下しており、しばしば回答に正確さを欠くというような考え方である。

しかし、このような考え方に従うならば、B社（公募型）のデータではすべての関連が弱まるはずである。この考え方では、B社（公募型）のデータにおいて特定の変数間の関連が弱まっ

た一方で、A社(非公募型)と同等の強さの関連も複数存在することを説明できない。やはり、特定の変数間の関連が弱まったことを体系的に説明しうるような解釈の方が妥当であろう。

そうした解釈は容易ではなく、あくまで1つの可能性としてはあるが、本稿における分析結果からは以下のようなことを考える。すなわち、性別・学歴・収入といった社会的属性によって生活様式や意識が規定されるという従来の枠組みが、B社(公募型)のデータ中では成立し難くなっていたという可能性である。もちろん社会的属性による拘束が完全に失われたわけでは無く、例えば個人年収の場合であれば、学歴の影響は減じて、性別・年齢の影響はB社(公募型)でも厳然として存在する(表2)。日本では学歴による序列よりも性別・年齢による序列の方が、歴史の長さもあってか、失われにくい強固な序列なのかもしれない。

このように段階的にはあっても社会的属性による拘束がゆらぎ、生活様式や意識の選択において個人の経験や恣意性の重みが増すという傾向が、新しいメディアであるインターネットのヘビーユーザーには色濃く見られたのかもしれない。そして公募型モニターにはインターネットのヘビーユーザーが多く含まれがちであるために、社会的属性からの遊離という、ポストモダニズムの議論に見られるような傾向がB社(公募型)のデータにあらわれた可能性がある。

もちろん、こうした解釈は可能性として考えられることの1つに過ぎず、その適否について、より多くの調査事例にもとづいて検証を進めることが残された課題である。

## 注

- 1) 表1では重み付けの影響を受けたケース数(N)を記載しているが、表2以降では推定に利用したケースの数をそのまま、すなわち重み付け前のケース数を記載している。表3におけるB社(公募型)のNが表1よりも大きく見えるのはこのためである。
- 2) A社(非公募型)とB社(公募型)のうち、どちらの方が従来型調査の結果に近いのかを、「社会階層と社会移動」全国調査(SSM2005)のデータを用いて検討することを試みた。しかし、いかにSSM2005といえども東京都内の若年層となるとサンプルサイズが200弱に制限され、推定値の信頼区間が大きくなりがちであった。このため確定的な判断を下すことはできなかったが、A社(非公募型)とB社(公募型)の推定値に差がある箇所では、A社(非公募型)の値の方がSSM2005に近い場合が多いようであった。なおSSM2005データについてはSSJデータアーカイブより提供を受けた。

## 文献

- Bethlehem, J. & Biffignandi, S., 2011, *Handbook of Web Surveys*, New Jersey: Wiley & Sons.
- 林文・大隅昇・吉野諒三, 2010, 「ウェブ調査から何を読み取るか——基底意識に関する実験調査」『日本行動計量学会大会発表論文抄録集』38:30-33.
- 本多則恵, 2006, 「インターネット調査・モニター調査の特質——モニター型インターネット調査を活用するための課題」『日本労働研究雑誌』48(6):32-41.
- 本多則恵・本川明, 2005, 『インターネット調査は社会調査に利用できるか——実験調査による検証結果(労働政策研究報告書 No.17)』労働政策研究・研修機構.
- 今田高俊, 2000, 「ポストモダン時代の社会階層」今田高俊編『日本の階層システム5 社会階層のポストモダン』東京大学出版会, 3-53.
- 前田忠彦・大隅昇, 2006, 「自記式調査における実査方式間の比較研究——ウェブ調査の特徴を調べるための実験的検討」『エストレーラ』143:

- 12-19.
- 内閣府, 2009, 『世論調査におけるインターネット調査の活用可能性——国民生活に関する意識について』内閣府大臣官房政府広報室.
- 日本マーケティング・リサーチ協会, 2005, 『平成16年度調査研究委員会報告書 テーマ2 マルチモード調査の有効性検証』日本マーケティング・リサーチ協会.
- 大隅昇, 2006, 「インターネット調査の抱える課題と今後の展開」『エストレーラ』143: 2-11.
- 大隅昇, 2010a, 「ウェブ調査とはなにか?——可能性, 限界そして課題 (その1)」『市場調査』284: 4-19.
- 大隅昇, 2010b, 「ウェブ調査とはなにか?——可能性, 限界そして課題 (その2)」『市場調査』285: 2-27.
- 大隅昇・前田忠彦, 2008, 「インターネット調査の抱える課題——実験調査から見てきたこと (その2)」『日本世論調査協会報』101:79-94.



## Research Note

### Biases in Web Surveys Caused by Panel Recruitment Methods

HIGUCHI Koichi \*

NAKAI Miki \*\*

MINATO Kunio \*\*\*

**Abstract:** The practice of traditional social surveys is becoming increasingly difficult in Japan because of society's growing awareness of privacy issues, and recent government policy on the use of the resident list. An increasing number of researchers are thus employing web surveys. When conducting web surveys, survey companies usually use their list of potential respondents as the sampling frame. Such lists are called "panels." The purpose of the present research is to clarify the differences in the response contents of web surveys for different panel recruitment methods. To do this, we compared a self-selection panel, whereby respondents "volunteer themselves" to join, and a probability sampled panel. We performed multi-group analysis using structural equation modeling to compare covariance structures of variables between panels. The results show that although responses from the two panels have very similar frequency distributions when looking at individual variables, there are significant differences in covariance structures among variables. Responses from the self-selection panel have smaller covariance or weaker correlation between specific variables. This suggests that although self-selection panels are more affordable to use, there would be particular biases in this type of panel.

**Keywords:** web survey, internet survey, panel recruitment methods, self-selection bias

---

\* Associate Professor, Faculty of Social Sciences, Ritsumeikan University

\*\* Professor, Faculty of Social Sciences, Ritsumeikan University

\*\*\* Assistant Professor, Faculty of Social Sciences, Ritsumeikan University