

回答拒否者の論理

JGSS を用いた一般的信頼感と「協力の程度」の分析

善教 将大

立命館大学大学院政策科学研究科博士課程後期課程

The Logic of Non-Respondents:

An Analysis of the Effect of Generalized Trust on “Degree of Cooperation” Based on JGSS

Masahiro ZENKYO

Graduate School of Policy Science

Ritsumeikan University

The purpose of this paper is to examine the effect of the variable conceptualizing “generalized trust” among the citizens on “non-cooperation” in social surveys, using the Japanese General Social Surveys. Why has the response rate or the degree of cooperation declined in the social surveys? This paper shows we can answer these questions by solving the two methodological problems: no-variance design and selection bias. First, for solving the no-variance design problem, this study assumes a latent variable associated with the “degree of cooperation,” a continuum between the respondents and the non-respondents. Second, for solving the selection bias problem, I specify the direction and the influence of the bias by estimating the “true” distribution of the dependent variable. According to the results of the ordinal logit regression and the estimates of the “true” coefficients, the effect of the generalized trust on the degree of cooperation is significant and robust.

Key Words: JGSS, generalized trust, degree of cooperation, bias

本稿の目的は、社会調査の有効回収率の低下の原因について、JGSS を用いた分析から実証的な検討を行うことにある。非回答者ないし回答拒否者の属性を知る方法としては主として集計レベルの分析が行われているが、従属変数を分散させ、推定に伴うバイアスの方向と影響力を特定すれば、ミクロレベルの分析からでも回答拒否者の属性について推論することができる。本稿では、以上の方法論的処置を施しながら、一般的信頼感と「協力の程度」の関係について分析する。順序ロジットによる推定およびその推定結果に対するバイアス補正を行った結果、一般的信頼感が「協力の程度」に有意な影響を与えていることが確認された。本稿は、一般的信頼感の効果に関する新たな知見を提供すると同時に、いかにして既知の事実から未知の事実を推測するかについての新たな知見を提供するものである。

キーワード：JGSS，一般的信頼感，協力の程度，バイアス

1. はじめに

本稿の目的は、社会調査における課題としての有効回収率の低下について、Japanese General Social Surveys (以下 JGSS と略) を用いた実証分析よりその原因の一端を明らかにすることである⁽¹⁾。ここでは、近年多くの論者が関心を集めている一般的信頼感 (generalized trust) に注目しながら、どのような人が社会調査への回答を拒否しているのかについて分析する。誰がなぜ回答を拒否するのかという問題については、実証分析が困難であるということもあり十分な検討が行われていない。本稿では、一般的信頼感と社会調査への「協力の程度」の関係の分析を通じて、以上の問いに解答を提示することを試みる。

かつて、日本の社会調査では、有効回収率の低さはそれほど問題視されなかった。1970 あるいは 80 年代においては、有効回収率はどのような調査においても概ね高い値を示しており、非回答ないし回答拒否によって生じるバイアスは無視できるほど小さいものと考えられていた。むしろ、戦後以降の社会調査における課題として指摘されていたのは、「わからない」といった曖昧な回答をする傾向にある「日本の文化」であった (林 1981)。つまり、有効回収率ではなく有効回答率の低さが問題視されていたのである。しかし、この問題は様々なウェイトや欠損値分析方法の開発により、徐々に改善されつつある (Little and Rubin 2002; Winship and Radbill 1994; 星野 2009)。

近年における社会調査方法論上の課題は、有効回答率の低下ではなく回答拒否者の増加に伴う有効回収率の低下である (玉野 2003)。回答拒否者の増加は、非有効回答者の増加以上に、社会調査の信頼性と妥当性に影響を与え得る。現在、多くの論者の間でこの問題をいかに解決するかが検討されつつあるが⁽²⁾、その一方で、なぜ回答拒否者が増加しているのかについての分析は、実証が困難ということもありそれほど積極的に行われているとはいえない。

なぜ、回答拒否者は増加しているのだろうか。ひとつの解答として考えられるのは、一般的信頼感の低下である。高度経済成長に伴う都市化は、人びとを社会的に孤立させ連帯感を喪失させるに至った。くわえて、「失われた 10 年」や「格差社会」といった現象は、その傾向にさらなる拍車をかけた。その帰結として生じたのが一般的信頼感の喪失であり、回答拒否者の増加に伴う有効回収率の低下ではないだろうか。

本稿では、以下に述べる方法より、従来困難と考えられていたマイクロレベルのデータに基づく回答拒否者の分析を可能なものとする。第 1 に、回答者と回答拒否者の間に連続する「協力の程度」という潜在変数があると仮定することで、無分散デザインの問題を解決する。第 2 に、従属変数の「切断」に伴うバイアスの方向と影響力を推定する。以上の 2 つの処置を行いつつ、ここでは、一般的信頼感と社会調査への「協力の程度」はどのような関係にあるのかを分析する。

本稿の論述は以下の通りである。まず、2 節にて、なぜ回答拒否者の増加の原因を明らかにする必要があるのかについて述べる。次に 3 節で、実証分析を行う前段作業として、本稿の仮説とバイアスの特定方法、使用データについて述べる。4 節では、JGSS を用いた計量分析から、本稿の仮説が支持されるものであるかを検証する。最後に、5 節で結論と今後の課題を述べる。

2. なぜ回答拒否者の増加の原因を明らかにするのか

2.1 有効回収率と社会調査の信頼性・妥当性

なぜ社会調査における有効回収率の低下が問題となるのだろうか。その理由を端的に説明すれば、有効回収率が低下することによって、分析に使用するデータの信頼性と妥当性が減じられるからである⁽³⁾。

社会調査は、少数の標本を手掛かりに全体としての母集団の傾向を推定する方法と端的に表現することができる。我々が生活している社会がいかなる構造とメカニズムを有しているかを知るには、何らかの理論を用いながら、その社会がいかにあるのかをデータを用いて明らかにする必要がある。ただ、我々の認知能力や使用可能な資源は限られているため、できるだけ効率的な方法を用いてそれを明らかにしていかなければならない。このような背景のもと、社会調査に関する方法論が発展してい

くこととなる。

限られた少数の標本から母集団の傾向を推定するには、大きくは以下の2つの条件を満たす必要がある。第1は、標本が母集団から無作為に抽出されていることである。もし標本抽出が作為的である場合、バイアスが生じ、有効な推定作業を行えなくなる。第2は、標本の数が母集団を推定するのに十分であることである。どの程度の標本数が必要かは、論者によって、あるいは分析手法によって異なるが、一般的には500程度が必要とされている(森岡1998)⁽⁴⁾。

有効回収率の低下は、社会調査を用いた推定の信頼性と妥当性のそれぞれに対して影響を与える。まず、信頼性についてであるが、有効回収率が低下した場合、標本数が減少する。標本数が減少すると推定の際の誤差が大きくなるわけだから、有効回収率の低下は信頼性の低下をもたらすことになる。ただし、上述の通り、ある程度の標本数さえ得られればこの点については大きな問題とはならない⁽⁵⁾。

他方、有効回収率の低下が社会調査の妥当性に与える影響は、相対的には大きなものと考えられる。なぜなら、非回答者が無作為に分布している可能性は低いからである。集計レベルの分析から既に明らかにされているように、年齢や性別によって有効回収率は大きく異なる⁽⁶⁾。この事実は、抽出された標本の無作為性の前提が成立しておらず、抽出された標本には何らかのバイアスがかかっている可能性が高いことを意味している。有効回収率の低下が問題となるのは、大きくは社会調査を用いての推論の妥当性を減じさせるからである。

2.2 なぜ有効回収率は低下しているのか

有効回収率が低下している背景にはどのような事情があるのだろうか。「はじめに」で述べたように、多くの社会調査において、有効回収率の低下が見受けられる。NHK放送文化研究所が5年毎に行っている「日本人の意識調査」や、統計数理研究所が5年毎に行っている「日本人の国民性調査」の有効回収率をみると、いずれにおいても、1970年代より有効回収率は低下していき、2000年前後を境にさらに低下している。また、近年における有効回収率は、調査によって若干異なるものの、いずれも55から60ポイントという低い値を示すに留まっている。

JGSSについてもこの低回収率という傾向はあてはまる。図1は2000年から2008年までのJGSSの有効回収率を整理したものである⁽⁷⁾。2000年に69ポイントほどあった有効回収率は2005年までに20ポイント近く低下している。2005年以降はやや回復の兆しをみせているが、低回収率という傾向自体は残存している。近年における社会調査の有効回収率が低いことを、この図は明確に示している。

この問題を解決するにあたって必要なのは、なぜ有効回収率は低下したのかという、有効回収率の低下の原因を明らかにすることである。その際注目されるべきは、非回答者の中の回答拒否者の割合である。

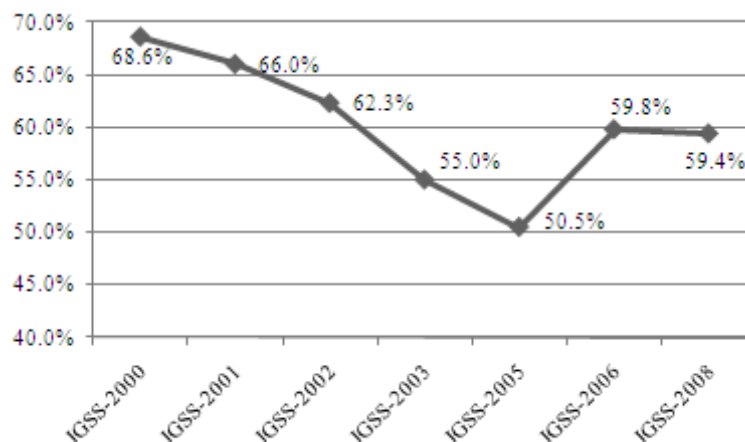


図1 JGSS 有効回収率の推移

図2は、2000年から2006年までの、JGSSの非回答者における回答拒否者の割合の推移を整理したものである。非回答者における回答拒否者の割合は総じて高く、また、その推移と有効回答率の推移は連動していることがわかる。つまり、有効回収率の低下の原因を知るには、誰が、なぜ回答を拒否するのかを明らかにすることが有益であると考えられる。



図2 JGSSにおける回答拒否者割合の推移

3. 仮説と検証方法

3.1 仮説

誰がなぜ社会調査への回答を拒否するのか。第1に考えられるのは、そもそも、回答拒否者は調査に協力する時間的余裕を有していないという仮説であろう。回答するために必要な資源が欠けている状態にあっては、どのような人であろうと回答を拒否せざるを得ない。ここより、回答拒否者が増加した原因は資源が、とりわけ時間的な資源が減少したからではないかと考えられる。しかし、この仮説は、1970年以降の有効回収率の低下を説明することができず、説得力に欠ける。余暇時間に限って言えば、1970年代以降、低下傾向にあるわけではないからである（柳田2006）。

第2に考えられるのは、制度変化を通じての個人のプライバシーに関する意識の高まりである。岩井・稲葉（2006）にて述べられているように、住民基本台帳制度の変更に伴い、情報に関する議論が活発に行われた。このことと直接的な関連はないにしても、個人情報保護に関する意識が高まり、その結果、有効回収率は低くなったのかもしれない。この仮説は、たしかに近年における低回収率傾向を説明することはできるが、中・長期的な有効回収率の低下傾向は説明することができない。

これら2つの仮説に代わる本稿の仮説は、一般的信頼感の低下による回答拒否者の増加、というものである。より具体的には、見知らぬ他者への不信感が増した結果、社会調査への協力の度合いが減少しその結果として非回答者が増加した、という仮説である⁽⁸⁾⁽⁹⁾。

Putnam（1993=2001）が主張するように、他者への一般的な信頼感、社会を効率化ないし機能させるうえで重要な役割を果たす。山岸（1998）によれば、一般的信頼感、相手の意図に対する期待としての信頼のうち、人格的で一般的な対象にたいする認識を指すものとされる。他者が自身を搾取しないという確信を持てることで、人びとは何事に対しても容易かつ積極的に協力するようになり、ひいては社会が機能することとなる。逆にいえば、すべての事柄に対して不信を抱く人が多く存在する社会においては、何をやるにおいても様々なコストや制約がかかることになる。一般的な信頼が協力行動を説明するうえで重要な概念であることは、広く指摘され論じられているところでもある（稲葉2007）。

ここでの課題は「一般的信頼感の低い人は社会調査への回答を拒否するのか」を明らかにすることであるが、それを検討する前に、日本における一般的信頼感の中・長期的に低下しているのかどうか問題となろう。この点については論者によって主張が異なっており、共通の理解が得られていると

はいえないが、いくつかの研究は一般的信頼感が低下傾向にあることを示している。たとえば、坂本（2010）は、様々な社会関係資本に関する指標を網羅的に検討する中で、1980年代後半あるいは90年代からそれは低下していることを明らかにしている。扱う指標によってその傾向には差異が見受けられるため、どの程度の減少かについては明確に論じられていないが、全体的な傾向自体は本稿の想定と一致しており、そこから、少なくとも本稿の仮説は棄却されるものではないと考えられる⁽¹⁰⁾。

3.2 方法論的問題とその解決方法

以上の仮説を実証的に検討するにあたっては、ふたつの方法論的な問題を解決する必要がある。ひとつは、無分散デザインの問題であり、もうひとつは推定バイアスの問題である。

無分散デザインの問題とは、従属変数や独立変数が分散していない場合、そもそも仮説検証を行うことができないという問題である。ここより、回答拒否者の分析は、社会調査を用いては実行不可能であるということになる。なぜなら、社会調査には回答拒否者がそもそも含まれておらず、それゆえに無分散デザインの問題に抵触するからである。

本稿は、この問題を、従属変数を強制的に分散させることによって解決する。具体的には、まず、回答者と回答拒否者の間には、連続する潜在的な「協力の程度」という変数が分布しているものと仮定する。そしてこの値が高くなるほど、調査対象者の回答確率は高くなるものとする。回答者の「協力の程度」には一長一短があると考えられるので、それと独立変数の関係を知ることによって、回答拒否者についても推論することが可能となる。

しかし、このように潜在的な変数を想定したとしても、第2の問題である推定バイアスの問題がある。本稿が「協力の程度」の規定要因を分析することを目的にしているところから明らかなように、この潜在的な変数は推定を行う際の従属変数である。つまり、従属変数が著しく偏った（以下、これを従属変数の切断とよぶ）標本を用いて、推定作業を行うということになるわけである。独立変数の偏りによるバイアスは問題とならない一方で、従属変数の切断は推定値にバイアスをかけることが知られている（King, Keohane and Verba 1994=2004）。したがって、どのように従属変数を分散させたとしても、結局は従属変数の分布が偏っているわけだから、適切な推定を行うことができないということになる。

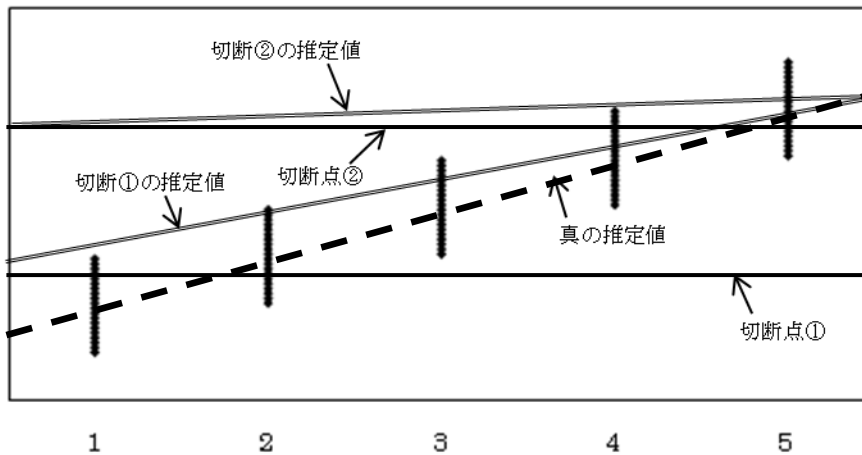
たしかに、従属変数の偏りは推定値にバイアスをかけるため、マイクロレベルのデータを用いた分析は困難である。けれども、この問題はバイアスの方向と影響力さえ特定できれば解決されるものでもある。

理論的には、従属変数の切断によるバイアスは、必ず推定値を過小評価する方向にかかる。つまり、独立変数と従属変数の間には関係が本来はあるにもかかわらず、ないという結果が示される第2種の過誤を犯す方向にしかバイアスはかからない。この理屈を端的に説明すれば、従属変数を切断して推定を行った場合、誤差項と独立変数間に負の関係が生じるからである（Collier, Mahoney and Seawright 2004=2008）。

また、どの程度推定値が過小評価されるかについても、従属変数の切断の程度を相対化することで明らかにすることができる。回答拒否者を含めた真の従属変数の分布を推定し、従属変数がどの程度偏っているのかを明らかにすればバイアスの大きさを知ることができるし、複数の調査における推定値とバイアスを比較すれば、その差分をもってバイアスの影響力を特定できる。従属変数を切断すれば推定値にバイアスがかかることは上に述べた通りであるが、どのような場合においても一様なバイアスがかかるというわけではない。換言すれば、従属変数が偏れば偏るほど、バイアスの影響力は大きくなる。

以上の説明について、直観的に理解できるよう図を用いてわかりやすく説明する。図3は、独立変数（横軸：1-5までの値）と従属変数（縦軸）が線形関係にある仮想的なデータを用いて、従属変数を切断した場合、推定値にどのようなバイアスがかかるかを示したものである。この図では、真の推定値を太字の点線で、従属変数の切断点を太線で、切断されたデータ内での推定値を二重線で示して

いる。この図をみれば明らかなように、従属変数を切断した場合、切断点、いずれの場合においても、直線の傾きが緩やかになる。そして、どこで切断するかによって傾きは変化する。より切断位置が高い切断点における直線の傾きの方が、切断点における直線の傾きより緩やかである。バイアスがかかればかかるほど、言い換えればより従属変数が偏るほど、推定値は過小に見積もられる傾向にあることをこの図は示している。



3.3 使用データと分析手法

分析に使用するデータは、JGSS-2000 から JGSS-2006 までの 6 つのデータである⁽¹¹⁾。上での検討から明らかなように、バイアスの影響力を明らかにするには、多くの調査結果を用いて推定値を比較する必要がある。したがって、ここでは二次分析用に広く公開されている JGSS の多くを用いる。

従属変数として用いる質問文は、「協力の程度」を意味する、調査員に対する「回答者はインタビューにどれくらい協力的でしたか」という質問文である。回答は、「1: とても協力的だった」から「4: まったく協力的ではなかった」までの 4 点順序尺度である。これは、調査員の主観を尋ねたものなので、対象者の協力度合いを反映しているとは限らないが、それでも「協力の程度」を知る上で重要な質問文であると考えられる。よって、本稿ではこれを従属変数として採用する。なお、分析の際は「4: とても協力的だった」「1: まったく協力的ではなかった」のように協力の程度が高いほど、値が高くなるようにリコードした変数を用いる。

独立変数として用いる質問文は、一般的信頼感を尋ねる「一般的に、人は信用できると思いますか」という質問文である。回答は「1: はい」「2: いいえ」「3: どちらでもない」の 3 点順序尺度である⁽¹²⁾。分析の際は、回答の順序性を考慮し「3: はい」「2: どちらでもない」「1: いいえ」にリコードした変数を用いる。さらに、制御変数として、性別、年齢、就労経験といった独立変数も分析に投入する。性別は「1: 男」「0: 女」のダミー変数、年齢は「1: 20代」「2: 30代」「3: 40代」「4: 50代」「5: 60代」「6: 70代以上」の 6 つのカテゴリにリコードした変数である。これらは集計レベルの分析において非回答者を規定している人口統計学的要因として明らかにされているものである。就労経験は、「先週、あなたは収入をとまなう仕事をしましたか。または、仕事をするようになっていましたか」という質問から得られた回答である。本稿ではこの質問文を、時間的資源の有無を示す代理変数として用いる。回答は「1: 仕事をした」「2: 仕事をするようになっていたが、病気、休暇などで先週は仕事を休んだ」「3: 仕事をしていない」であるが、病気や休暇などで休んだ、の回答頻度が少ないこともあり、分析の際は 1 と 2 を統合し「1: 就労経験あり」「0: 就労経験なし」のダミー変数にしている⁽¹³⁾。

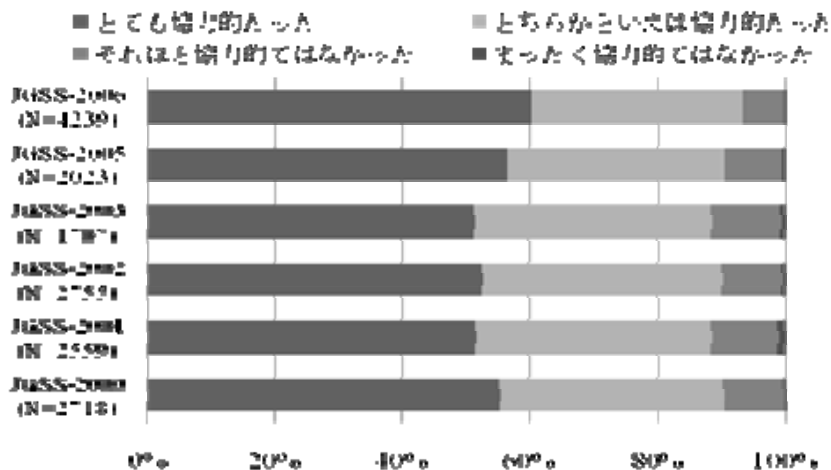
推定方法は、従属変数が順序尺度であるため、順序ロジットである。リンク関数を何にするかで推定結果には若干の差異が生じるが、ここではより広く使われているロジットをリンク関数に設定し、推定を行うことにする。

なお、本稿は推定値にバイアスがかかっていることを前提とするわけだから、順序ロジットを行う前に、バイアスの程度を明らかにする必要がある。したがって、順序ロジットによる推定に先立ち、データ上の従属変数の分布と、有効回収率および非回答者に占める回答拒否者割合を用いて従属変数の真の分布を推定する。具体的な方法については次節にて詳しく説明するが、真の従属変数の分布を推定しバイアスの程度を特定した後に、順序ロジットによる推定を行うことにしたい。

4. 分析

4.1 バイアスの推定

まず、「協力の程度」の分布とその推移についてみてみることにしよう。図 4 は JGSS-2000 から JGSS-2006 までの、「協力の程度」の分布とその推移について整理したものである。「とても協力的」と回答した調査員は、いずれの調査においても半数程度存在する。また、「どちらかといえば協力的だった」と回答した調査員も多数にのぼり、両者を合算するとおよそ 9 割になる。くわえて、この傾向はすべてのデータにおいて共通してみられる。以上の点は、本稿が想定する従属変数の切断が、データに反映されている可能性が高いことを示唆する。つまり、この結果は、本稿の操作的概念化と後述する対称性の仮定が妥当なものであると考えられるのである⁽¹⁴⁾。



以下では図 4 の結果を参考に、真の従属変数の分布とバイアスについて推定する。ここで問題となるのは、回答拒否者における「協力の程度」の分布が未知であるということである。本稿では、回答者と回答拒否者における「協力の程度」の分布は対称的であるとする事で、また、病気や転居などその他の理由による非回答者の分布については無作為であるとする事で、真の従属変数の分布とバイアスの程度を推定する⁽¹⁵⁾。

以上の想定に基づき、従属変数の真の分布を推定した結果が表 1 である。具体的な分布の推定方法は以下の通りである。第 1 に、回答拒否者における「協力の程度」のそれぞれのカテゴリの頻度を推定する。これは、実際のデータにおける「協力の程度」の割合を逆転させて算出した。第 2 に、第 1 の作業から得られた値を実際のデータに加算し、真の分布を推定する。なお、無回答やその他の理由による非回答は、無作為に発生するものと考えため、この作業から得られた値のみを考慮すれば、従属変数の真の分布が推定できる。また、推定された真の分布とあわせて、表 1 では従属変数の偏りについても「分布の得点」および「バイアス」として算出し表記している。分布の得点は、それぞれの回答割合に 1 点（まったく協力的でなかった）から 4 点（とても協力的だった）までの値を掛け合わせ、それらを合計したものである。バイアスは、データ上の分布の得点から、推定された分布の得点を減じたものである。この値が大きいほど、実際のデータにはバイアスがかかっているということになる。

表1をみれば、真の従属変数の分布はどの程度か、そしてバイアスはどの程度かかっているのを知ることができる。JGSS-2005におけるバイアスがもっとも大きく、JGSS-2001におけるバイアスがもっとも小さい。

表1 従属変数の分布とバイアスの推定

		とても協力的	どちらかといえば協力的	それほど協力的ではない	まったく協力的ではない	分布の得点	バイアス
JGSS-2000	推定された分布	41.0%	28.5%	16.0%	14.5%	345.1	49.2
	データ上の分布	55.2%	35.2%	9.3%	0.4%	295.9	
JGSS-2001	推定された分布	38.2%	30.3%	17.4%	14.0%	292.8	45.6
	データ上の分布	51.2%	37.1%	10.6%	1.1%	338.4	
JGSS-2002	推定された分布	36.5%	29.0%	18.0%	16.5%	285.6	56.6
	データ上の分布	52.5%	37.8%	9.2%	0.5%	342.2	
JGSS-2003	推定された分布	31.8%	27.2%	21.0%	20.0%	270.8	68.2
	データ上の分布	51.2%	37.3%	10.8%	0.6%	339.1	
JGSS-2005	推定された分布	31.9%	23.0%	19.9%	25.1%	261.8	85.1
	データ上の分布	56.6%	34.1%	8.8%	0.5%	346.8	
JGSS-2006	推定された分布	40.5%	24.2%	15.1%	20.2%	285.1	68.4
	データ上の分布	60.4%	33.0%	6.3%	0.3%	353.5	

4.2 推定の結果と考察

ここでは、前節で述べたように、一般的信頼感の効果を順序ロジットにより推定する。表2は、その結果を整理したものである。もちろん、これは非回答者を含まないデータを用いての推定結果なので、この結果を、前項の推定結果を踏まえながら検討していく必要がある点に注意されたい。以下、表2の推定結果について、表1を踏まえながら考察していく。

表2 順序ロジットによる推定結果

	JGSS-2000		JGSS-2001		JGSS-2002		JGSS-2003		JGSS-2005		JGSS-2006	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
一般的信頼感	0.163	0.064**	0.244	0.064**	0.349	0.070**	0.342	0.083**	-0.014	0.046	0.236	0.082**
性別	-0.107	0.078	-0.037	0.080	-0.077	0.078	-0.018	0.098	-0.073	0.091	0.029	0.092
20代	-0.034	0.153	-0.040	0.154	-0.160	0.155	-0.256	0.188	0.018	0.183	-0.104	0.180
30代	0.088	0.152	-0.030	0.147	-0.218	0.146	-0.278	0.178	0.029	0.169	0.152	0.162
40代	0.100	0.149	0.121	0.146	-0.204	0.145	-0.218	0.179	-0.226	0.168	0.042	0.170
50代	-0.129	0.139	0.106	0.137	-0.158	0.134	-0.624	0.169**	-0.234	0.157	0.021	0.157
60代	0.017	0.134	0.057	0.131	-0.012	0.130	-0.248	0.154	0.007	0.144	-0.096	0.147
就労経験	0.102	0.094	-0.027	0.095	0.054	0.092	0.233	0.114*	0.098	0.109	0.021	0.109
カットポイント1	-5.251	0.353	-3.984	0.244	-4.684	0.315	-4.498	0.362	-5.382	0.354	-4.927	0.386
カットポイント2	-1.893	0.169	-1.541	0.165	-1.633	0.179	-1.493	0.214	-2.365	0.176	-2.042	0.212
カットポイント3	0.146	0.162	0.460	0.160	0.513	0.174	0.527	0.209	-0.346	0.164	0.120	0.201
n	2,702		2,532		2,741		1,701		2,004		2,107	
McFadden R ²	0.003		0.004		0.006		0.010		0.002		0.003	

注) 性別：女、年齢：70代、就労経験：経験なしが参照カテゴリ *： $p<0.05$ **： $p<0.01$ で統計的に有意

表2の推定結果をみても、JGSS-2005を用いた結果を除いて、一般的信頼感は統計的に有意な結果を示しており、一般的信頼感が高いほど「協力の程度」は高いという結果が示されている。推定値が全体的に過小評価されている可能性が高いにもかかわらず統計的に有意である点を勘案すれば、この結果は、一般的信頼感が「協力の程度」に与える効果が頑健であることを示している。

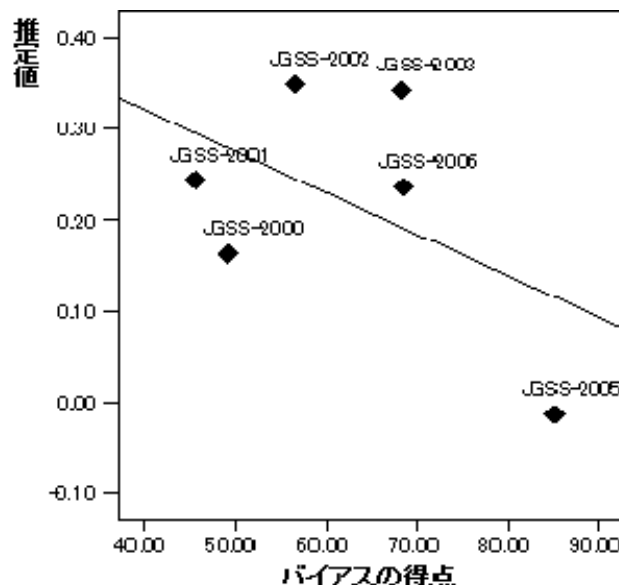
多くの調査において、一般的信頼感の効果は統計的に有意であることが確認される一方、上述したようにJGSS-2005を用いた推定値については、統計的に有意な結果が示されていない。しかし、この

結果は、本稿の仮説が支持されるものではないことを意味しているのではなく、有効回収率の低下に伴うバイアスの影響を受けた結果であると考えられる。従属変数の偏りが最も大きなデータがJGSS-2005であったことは既に表1で示した通りである。つまり、この推定結果は、一般的信頼感が影響を与えていないからではなく、従属変数の偏りが大きいため生じたものと考えられるわけである。

もっとも、JGSS-2002およびJGSS-2003を用いた推定結果は、本稿の予測とは異なるものであり、上述の解釈については不確かな点があることも事実である。これらの年度のデータは、偏りが大きいはずなので推定値は小さくなるものと予測されるが、実証分析の結果はそれを支持せず、逆に相対的には高い値が示された。この理由としては、大きくは以下の2つが考えられる。第1に考えられるのは個人情報保護への一時的な意識の高まりである。特に、JGSS-2003においては、回答者であっても「協力の程度」がやや低いという結果が得られている。すなわち、この時期においては、一時的に一般的信頼感と「協力の程度」の結びつきが強くなった可能性がある。第2に考えられるのは、誤った効果を推定していることである。本稿の分析モデルには、従属変数の分散を説明するうえで重要と考えられるいくつかの独立変数を取り込むことができていない。そのため、推定値にいくらかのバイアスがかかっている可能性があり、その結果として表2に示した結果が得られたのかもしれない。

このように本稿の推定結果にはいくらかの問題があることはたしかだが、大まかな傾向としては、本稿の想定通りの結果であるように思われる。したがって、表2に示した推定結果がある程度妥当なものであることを前提に、以下ではバイアスの影響力はどの程度なのか、真の推定値はどれくらいかについて簡単にではあるが検討していくことにする。

図5は、バイアスの得点と表2から得られた推定値の散布図である。両者の関係は、「バイアスの得点が10増えれば推定値が0.046減じられる」というものである。ここより、真の推定値は、それぞれ2000年度が0.389、2001年度が0.454、2002年度が0.609、2003年度が0.656、2005年度が0.378、2006年度が0.551となる。調査間で推定値が異なるため、平均値をとって考えると、真の推定値はおよそ0.506程度ということになる。



最後に、統制変数として投入した年齢、就労経験のそれぞれについて、簡単に検討しておくことにしよう。まず、性別については、統計的に有意な結果こそ示されていないものの、2006年の推定結果を除き推定値の符号は負であり、男性の方が女性より「協力の程度」が低い傾向にあることがわかる。年齢については、推定値の大きさや符号の向きが年齢ごと異なっており、一貫した結果が得られているわけではない。集計レベルの分析では若年層ほど有効回収率が低下することが明らかとなっている

が、本稿の推定結果からはそのような結果は示されなかった。集計レベルの分析結果が支持されないと結論付けることはできないが、生態学的誤謬の問題に抵触している可能性があることをこの結果は示している。就労経験については、JGSS-2003 を用いた結果を除き統計的に有意な結果は得られておらず、くわえて就労経験のある人の方が逆に調査に協力的な傾向にある。このような結果となった理由は、おそらく就労経験が時間的資源を代理する変数ではなく、就労経験に伴う義務感や寛容性と関係しているからではないかと推察される。

5. 結論と今後の課題

5.1 結論

本稿では、誰が社会調査への協力を拒否しているのかという問題について、JGSS を用いて分析を行った。その結果示されたのは、社会調査への「協力の程度」と一般的信頼感の間の有意な関連であった。また、実際のデータを用いた推定値にはいくらかのバイアスがかかっていることも明らかとなった。ここでの分析結果は、一般的信頼感の高低と社会調査への協力の程度の間には明確な関連があること、さらには 1970 年以降より生じている有効回収率の低下の背後には、一般的信頼感の低下がある可能性が高いことを示している。

以上の知見にくわえ、本稿では、回答者のみのデータを用いた分析から、いかにして回答拒否者の属性を知るかについての方法も示した。JGSS にて質問されている「協力の程度」の質問文は、調査員の主観ではありながらも回答拒否者の属性を知る上で有効である。これは言い換えれば、調査員はかなり正確に、調査対象者の協力の程度を認識していたということを意味している。回答者のみの分析から回答拒否者をいかに推定するかという点にくわえ、この質問文の意義と妥当性を示したという点でも、ここでの分析には意義があるといえるだろう。

本稿の分析結果の含意としては、第 1 に日本における社会関係資本（一般的信頼感）は中・長期的な観点から見て減少傾向にあること、第 2 に不信者を調査対象からかなり逃しているため、実際のデータから示される不信者の割合は過小評価されている可能性が高いという 2 点を指摘できよう。回答拒否者における不信者の割合は、本稿の推定結果からも断片的に推測することができるが、実際のデータはこの不信者の割合を小さく見積もっていると考えられる⁽¹⁶⁾。無論、本稿の分析結果のみを用いて社会関係資本の増減等を議論することは誤りである。しかし、回答拒否者のありようが、社会関係資本の現状や推移を知る上で有効な指標のひとつであることも確かであろう。本稿は、そのような社会関係資本の記述的な推論に対する貢献も、部分的にはあるが成しえたつもりである。

5.2 今後の課題

本稿の分析は、回答拒否者の属性を明らかにする試論的な分析として位置付けられるものであり、それゆえに限界や課題も多い。特に以下の 3 点については、さらに詳しく検討する必要がある。

第 1 に、本稿は回答者と回答拒否者の間に潜在的な連続変数があるとみたと、その潜在変数と独立変数が線形関係にあることを前提に推定を行なっているが、その際の線形関係という前提の妥当性が問題となる。回答者と回答拒否者の間に潜在的な変数があると仮定しても、「閾値」を超えたときに回答するというものであれば、順序ロジットによる推定はやや不適切な方法となる。さらなる分析手法の改善が求められる。

第 2 に、推定値に関するバイアスの問題である。本稿のモデルには、謝礼のタイミングに関する変数など、従属変数の分散を説明するうえで重要ないくらかの独立変数が含まれていない。そのため、ここでの推定値には「変数無視のバイアス (omitted variable bias)」がかかっている可能性がある。より適切な分析モデルを用いて、一般的信頼感の効果を明らかにする必要がある。

第 3 に、調査方法、より具体的には「回収の工夫」との関連である。たとえば、従来の社会調査方法論上の通念としては、郵送調査より面接調査がもっとも信頼できる方法であったが、近年この状況は変わりつつある。郵送調査の有効回収率を上げる方法については様々な検討が行われており、具体

的な回収率を上げるためのマニュアル等についても準備されつつある。見知らぬ他者への不信による有効回収率の低下という本稿の知見に照らし合わせれば、対人の面接調査ではなく郵送調査の方が有効回収率は上がるということになるかもしれない。この点についても本稿では検討することができていない。今後の課題である。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学 JGSS 研究センター(文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点)が、東京大学社会科学研究所の協力をを受けて実施している研究プロジェクトである。調査とデータの公開に尽力されたすべての方々に感謝と敬意を表する。

また、本稿を執筆するにあたり、JGSS 公募論文審査委員会ならびに岡田陽介先生(慶應義塾大学)、坂本治也先生(関西大学)より貴重なご指摘とアドバイスを頂いた。ここに記して感謝申し上げる次第である。無論、残された誤りについては、すべて筆者の責にある。

[注]

- (1) 本稿では社会調査を、量的な調査、具体的にはサンプル・サーベイを意味するものとして用いる。
- (2) そのような試みのひとつとして郵送調査の再評価が挙げられる。かつては、返送率の低さ等によって郵送調査の妥当性に疑義が呈されていたが、近年においては、様々な工夫によって返送率や調査の妥当性を向上させることが可能となっているとされる(林 2006)。
- (3) ここでいう信頼性とは、ある調査から得られた回答の再現確率を意味する概念である。一方での妥当性とは、ある調査から得られた回答の確からしさを意味する概念である。
- (4) 500 という数字はあくまで目安であって、真に必要なサンプル数は標本誤差の幅をどの程度抑えたいか等によって変化する。
- (5) この理由は、母集団が大きな場合、推定に必要な標本数は相対精度と信頼係数に依存し、母集団の大きさとはほぼ無関係になるからである。
- (6) たとえば JGSS のコードブックには性別や年齢によって有効回収率が異なることが示されている。
- (7) 図 1 に整理している有効回収率の推移について詳しく説明する。第 1 に、JGSS-2000 および 2001 の有効回収率を、JGSS-2002 以降の有効回収率の定義にあわせる形で修正をくわえている。そのため、コードブック等に記載されている有効回収率とは若干値が異なる。第 2 に、JGSS-2003 については、A 票の有効回収率のみを用いている。B 票の有効回収率を用いない理由は、この調査票がこれまでの調査票とは大きく異なるものだからである。第 3 に、JGSS-2009LCS については、母集団が異なるため表記を避けた。なお、図 1 に示されているように、JGSS の場合、有効回収率は一貫して低下傾向にあるわけではなく、2006 年以降は 6 割前後を推移している。その理由としては、謝礼の渡し方の変更や依頼文の変更などが考えられる。有効回収率の詳細な定義など、より詳細な情報については JGSS のコードブックを参照されたい。
- (8) 同様の見解を示すものとして、Putnam (2000=2006) が挙げられる。ただし、社会調査の有効回収率と一般的信頼感の間に関係があるかについてのミクロレベルの基礎づけがなされているわけではない。
- (9) 協力行為は社会関係資本の増減の帰結であって、その構成要素ではない。社会関係資本の構成要素としては、互酬性の規範、信頼、ネットワークの 3 つが通常考えられているところからも (Putnam 1993=2001) 本稿のいう「協力の程度」が構成要素ではなく従属変数であることは明らかである。
- (10) その他、謝礼の額や受け渡し方法なども回収率を規定する要因であるが、本稿の目的は中・長期的な低下傾向を踏まえたうえで、有効回答率の低下の原因を推論することであるため、これらに関する言及を避けている。なお、謝礼の受け渡し方法と有効回収率の関係については、2000 年度の JGSS のコードブックにて記されているので、そちらを参照のこと。
- (11) 以上のデータは、すべて Inter-University Consortium for Political and Social Research (ICPSR) を通じて入手した。調査番号は、それぞれ JGSS-2000 が 3593、JGSS-2001 が 4213、JGSS-2002 が 4214、JGSS-2003 が 4242、JGSS-2005 が 4703、JGSS-2006 が 25181 である。

- (12) 「はい」「どちらでもない」「いいえ」という回答を順序尺度とみなすには不適切という批判もあろう。しかしながら、第1に、この回答をダミー変数化した場合、どの値を基準カテゴリとするかによって結果が大きく変わるため、関係があるにも関わらないという誤解を招く結果を示すことに繋がる恐れがある。特に、この問題は「どちらでもない」を基準カテゴリにしたときに生じやすくなる。第2に、このようにリコードした変数とJGSSにて調査されているもうひとつの信頼感を操作化する質問文(「人間の本性について、あなたはどのようにお考えですか」という質問文。回答は「人間の本性は本来悪である:1」から「人間の本性は本来善である:7」までの7点尺度)の間には、有意な相関関係がある。以上の理由より、本稿では順序尺度とみなしたうえで分析を行うことにする。
- (13) 従属変数が「調査員の回答」であるため、調査員ごとに何らかの体系だった従属変数の変動があるとも考えられるが、本稿では調査員ダミー変数を作成し、それを統制変数としてモデルに投入することを避けた。その理由は、そのような変数の操作化が難しいことと、無関係な独立変数を多数投入することによる推定ミスの問題を避けることを考慮したからである。
- (14) さらにいえば、調査時期が遅い場合「協力の程度」は低くなるとの分析結果もある(保田 2009)。いつ調査を完了できたかは、間接的にであれ社会調査への協力の度合いを反映しているものと考えられる。その意味で、本稿の従属変数は基準連関妥当性も有していると考ええる。
- (15) 本稿では、「協力の程度」を回答するか否かの代理変数として位置付けているところからも明らかなように、回答するか否かという変数は「協力の程度」とほぼ相関するものと想定している。言い換えれば、これは、「協力の程度」は回答するか否かを説明する変数であると考えている。対称性の仮定は、この発想より論理的に導き出される仮定である。なぜなら対称性の仮定とは「「協力の程度」が回答するか否かに与える因果効果は対称的である」という仮定であり、これはすべての回帰分析に前提とされている仮定だからである。よって、回答拒否者における協力の程度の分布は、回答者における分布と対称的となると本稿では仮定する。なお、対称性の仮定は「そうみならず」ということを意味しているにすぎず、「そうである」ことを保障するものではない。回答拒否者の情報はあくまで未知である点には注意されたい。また、無作為の仮定は、非回答者に占めるその他の理由からその妥当性を主張できる。その他の理由は、転居、住所不明、病気や怪我などであるが、一時不在を除き「協力の程度」と関係があるとは考えられない。唯一関連があるように思われる一時不在に関しても、明確に拒否の意思表示をする人の多さを勘案すれば、居留守等による拒否の可能性は低いと考えられるので、これについてもほぼ無作為に分布するものと仮定できる。
- (16) 実際のデータでは、「あなたは一般的に人を信頼できるか」という質問に対して「はい」と回答する人のほうが「いいえ」と回答する人より多いことが示されているが、回答拒否者を考慮すると、「いいえ」のほうが「はい」の割合より高くなるものと推測される。さらに、「どちらでもない」には「あまり関心がない」という否定的な認識も含まれている可能性がある。その意味でいえば、近年の日本は、「社会関係資本の乏しい国」ということになるかもしれない。

[参考文献]

- Collier, David, Mahoney, James, and Seawright, Jason, 2004, "Claiming Too Much: Warning about Selection Bias," Brady, Henry, and Collier, David [eds.], *Rethinking Social Inquiry: Diverse Tools, Shared Standards*, Rowman & Littlefield, Lanham, MD. (= 泉川泰博・宮下明聡訳, 2008, 『事例選択バイアスに関する定量的見解の行き過ぎた主張』『社会科学の方法論争 多様な分析道具と共通の基準』勁草書房.)
- 林知己夫, 1981, 『日本人研究三十年』至誠堂.
- 林英夫, 2006, 『郵送調査法 増補版』関西大学出版部.
- 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.
- 稲葉陽二, 2007, 『ソーシャル・キャピタル「信頼の絆」で解く現在社会・経済の諸課題』生産性出版.

- 岩井紀子・稲葉太一, 2006, 「住民基本台帳の閲覧制度と社会調査—JGSS-2005 での抽出からみた問題点と対応—」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』5: 161-177.
- King, Garry, Keohane, Robert, and Verba, Sidney, 1994, *Designing Social Inquiry: Scientific Inference in Qualitative Research*, Princeton University Press, Princeton. (= 真淵勝監訳, 2004, 『社会科学のリサーチ・デザイン 定性的研究における科学的推論』勁草書房.)
- Little, Roderick, and Rubin, Donald, 2002, *Statistical Analysis with Missing Data* (2nd ed.), John Wiley & Sons, Interscience, Hoboken, NJ.
- 森岡清志, 1998, 『ガイドブック社会調査』日本評論社.
- Putnam, Robert, 1993, *Making Democracy Work: Civic Tradition in Modern Italy*, Princeton University Press, Princeton. (= 河田潤一訳, 2001, 『哲学する民主主義 伝統と改革の民主的構造』NTT 出版.)
- Putnam, Robert, 2000, *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*, Simon & Schuster, New York. (= 柴内康文訳, 2006, 『孤独なボウリング 米国コミュニティの崩壊と再生』柏書房.)
- 坂本治也, 2010, 「日本のソーシャル・キャピタルの現状と理論的背景」関西大学経済・政治研究所市民参加研究班『ソーシャル・キャピタルと市民参加』関西大学経済・政治研究所研究双書, 第150冊.
- 玉野和志, 2003, 「サーベイ調査の困難と社会学の課題」『社会学評論』53(4).
- Winship, Christopher, and Radbill, Larry, 1994, “Sampling Weights and Regression Analysis,” *Sociological Methods and Research*, 23(2): 230-257.
- 柳田尚也, 2006, 「「レジャー白書」に見る我が国の余暇の現状」『中央調査報』No.586.
- 山岸俊男, 1998, 『信頼の構造 こころと社会の進化ゲーム』東京大学出版会.
- 保田時男, 2009, 「JGSS における調査員の訪問記録の分析」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』8: 79-90.