

JOINT RESEARCH CENTER FOR PANEL STUDIES  
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2010-002

March, 2011

**Web 調査モードの追加は回収率を上昇させるのか：**

**統制群がない場合に選択肢追加の効果を評価する**

山本耕資\*

直井道生\*\*

**【概要】**

日本家計パネル調査(JHPS)の第1回調査は、対象者が希望する場合に、留置調査部分について紙ではなく Web で回答できるように設計された。本稿では、この追加モードとしての Web 調査が回収状況にどのように影響したのかを検討する。この際、Web 調査での回答者のすべてが、Web 調査モードがない場合には回答しなかったとは限らない、という点が重要である。一般に、政策などの処置(treatment)の効果を計測する際、通常は統制群が必要となる。これは実験デザインでも準実験デザインでも同様である。しかしながら、現実には統制群を設定できない場合もある。本稿は、統制群がなくても、選択肢追加型の処置の効果を、一定の仮定のもとで推定できることを示し、その方法を、Web モード追加による回収率の上昇分の推定に応用する。その結果、「Web 回答」と「紙回答」は相互に代替しやすく、「Web 調査がなければ回収はできなかった」という対象者はほとんどいなかったと推測され、Web 調査を準備したことによる回収率の純粋な上昇幅は限定的であったと考えられる。付随的に、回収されたサンプルのデータから、Web 調査での回答を可能にする PC・インターネットの環境をどのような対象者が有し、また、回答可能な環境にいる対象者のうち実際に Web 調査で回答したのはどのような者かを確認する。

\*慶應義塾大学先導研究センター（慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター）研究員

\*\*東京海洋大学 海洋工学部 助教

Web 調査モードの追加は回収率を上昇させるのか：  
統制群がない場合に選択肢追加の効果を評価する\*

Effect of Adding Web-Mode on Unit-Response in Sample Survey:  
Evaluating Effect of Adding an Alternative When No Control Group Exists

山本耕資<sup>†</sup>・直井道生<sup>‡</sup>

Koji Yamamoto and Michio Naoi

《2011年3月27日版》

要約

日本家計パネル調査(JHPS)の第1回調査は、対象者が希望する場合に、留置調査部分について紙ではなく Web で回答できるように設計された。本稿では、この追加モードとしての Web 調査が回収状況にどのように影響したのかを検討する。この際、Web 調査での回答者のすべてが、Web 調査モードがない場合には回答しなかったとは限らない、という点が重要である。一般に、政策などの処置(treatment)の効果を計測する際、通常は統制群が必要となる。これは実験デザインでも準実験デザインでも同様である。しかしながら、現実には統制群を設定できない場合もある。本稿は、統制群がなくても、選択肢追加型の処置の効果を、一定の仮定のもとで推定できることを示し、その方法を、Web モード追加による回収率の上昇分の推定に応用する。その結果、「Web 回答」と「紙回答」は相互に代替しやすく、「Web 調査がなければ回収はできなかった」という対象者はほとんどいなかったと推測され、Web 調査を準備したことによる回収率の純粋な上昇幅は限定的であったと考えられる。付随的に、回収されたサンプルのデータから、Web 調査での回答を可能にする PC・インターネットの環境をどのような対象者が有し、また、回答可能な環境にいる対象者のうち実際に Web 調査で回答したのはどのような者かを確認する。

---

\* 本稿の内容は、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点ワークショップ(2009年11月18日) Methods-and-Applications Workshop(2009年11月20日および2010年10月8日)および数理社会学会(2011年3月8日)において報告された。有益な助言を下された方々に感謝を表したい。とりわけ、第1筆者を丁寧に指導して下さった宮内環氏と、石田浩氏、太郎丸博氏、土屋隆裕氏、Colin R. McKenzie 氏、三輪哲氏に、筆者らは深い謝意を抱いている。

<sup>†</sup> 慶應義塾大学 パネル調査共同研究拠点 非常勤研究員

<sup>‡</sup> 東京海洋大学 海洋工学部 助教

## 1. はじめに

標本調査において、複数の調査方法（モード）を組み合わせる設計が、近年盛んになりつつある。こうした設計が、回収状況の改善にどの程度寄与するのかを評価する手法を、本稿では提示する。ここでの手法は、より一般に、選択肢追加型の処置(treatment)の効果を、統制群なしに評価する手法として応用することができる。政策などの処置の効果を計測する際、通常は統制群が必要となる。これは実験デザインでも準実験デザインでも同様である。しかしながら、現実には統制群を設定できない場合もあるため、統制群なしに選択肢追加型の処置の効果を推定できる本稿の手法には重要な意義が存在する。

本稿での評価の対象は、mixed-mode 調査の回収状況への影響である。標本調査では、訪問面接聴取法、訪問留置法、郵送留置法、Web による方法など、様々な調査方法が用いられる。これらの方法の種別をモード(mode)と呼び、複数のモードを組み合わせた調査を mixed-mode 調査と呼ぶ。Groves et al. (2004: 163-165)によれば、mixed-mode 調査は近年より一層好まれるようになってきているが、その理由の 1 つは、対象者が自分に最も都合のよいモードを選択できる可能性を設けることで、回収率を高められる点にあるという<sup>1</sup>。他方で、例えば Web による調査方法を含む mixed-mode 調査はあまり回収状況の改善に貢献しないという見解も存在する(Couper and Miller 2008: 834)。そこで、複数のモードの使用が、回収状況をどの程度改善させることができるのかが問題となる。このような背景から、mixed-mode 調査の回収状況への貢献の度合いを評価する手法を、本稿では提示する。より具体的には、自記式の訪問留置法に Web による調査方法(以下では Web モードと呼ぶ)を追加した場合のデータを材料とする。

標本調査の品質は、必ずしも回収率のみで表現しきることはできないが(山本・石田 2010)、それでもなお、回収率の向上を目指すことは非常に重要である。そもそも、標本調査の高質化とは、(特に一定のコストのもとでの)誤差の最小化を意味すると考えられる。回収率の向上は、標本サイズの確保を通して標本誤差を低減させることを意味する。また、回収率の向上は、回収状況が特に悪い層での回収状況の改善を意味する限りにおいて<sup>2</sup>、非回答

---

<sup>1</sup> 日本においても、標本調査ではないが、2010年の国勢調査では、従来から用いられていた訪問回収法に加えて、郵送回収法と、一部では Web による方法も導入された(総務省 2010)。この狙いも、(全数調査であるために、狙いが「回収率の向上」である、とはアナウンスされないまでも)回収の円滑化であった、と考えられる。

<sup>2</sup> 非回答誤差の縮小については、厳密には慎重な議論が必要である。アタック対象全体の回収状況が改善しても、回収状況が特に悪い層での回収状況が改善しない場合には、必ずしも非回答誤差が縮小するとは限らない。さらに、非回答の生じ方によって、非回答誤差に

誤差の縮小につながる。よって、回収状況の改善につながる方法を模索し、評価していくことは重要である。

調査方法が回収状況に与える影響を評価する最も有力な手法は、対象者を無作為に別の調査方法に割り当てて、それらの間で回収状況を比較するというものである(例えば、Israel 2009)<sup>3</sup>。しかし、mixed-mode 調査においてモードの追加が回収状況に与える影響を評価するためには、モードが少ない対象者群を統制群として設けなければならない。ある群で対象者に与える回答方法の選択肢を減らすと、その群での回収状況が悪化する恐れがある。そのため、調査方法の研究に特化した調査ではなく、実質的な知見を見出そうとする調査では、このような統制群の割り当ては、実施し難い。

別のアプローチとして、最初にあるモードで調査を実施したのちに、回答しなかった対象者に、別のモードでの回答を依頼する、という手法で、mixed-mode 調査における選択肢追加の効果を評価することも可能である。いわば、時間差を設けて、選択肢を追加して、その効果を評価するのである。一般に、評価手法の問題としてのみならず、調査方法の効率性の観点から、mixed-mode 調査においてはこのような時間差を設けた選択肢の追加が推奨されている<sup>4</sup>。例えば、McCabe et al. (2006)や Dillman et al. (2009)において、こうした手法が採られている。しかしながら、この手法にも限界が存在する。時間差を設けて選択肢を追加するためには、そうではない場合に比べて、調査期間を長く設定する必要があると考えられる。この調査期間の長期化は、関心のある情報の妥当性を失わせかねない。このために、実質的な知見を得ようとする調査において、時間差を設けて選択肢を追加する手法を用いることには困難が生じる場合もある<sup>5</sup>。なお、時間差を設けて選択肢を追加すると

---

対処できる可能性が異なってくる点も重要である。大雑把に言えば、調査への回答の確率が調査前に観察できる情報のみと相関する場合は、欠損データ分析の文脈では MAR (missing at random)あるいは selection-on-observables と呼ばれる状況に相当し、非回答誤差を補正する余地は大きい。他方で、調査への回答の確率が、事前に観察できないが分析対象となるような情報と相関する場合は、NI (non-ignorable)あるいは selection-on-unobservables と呼ばれる状況に相当し、非回答誤差への対処にはより強い仮定が必要となるという意味で、より困難となる。Naoi (2009)はこれらの非回答誤差への対処可能性の問題を、パネル調査の脱落問題と関係づけて議論している。ここでは、仮に回収状況の改善が、MAR の仮定を崩す結果になるのであれば、それは必ずしも望ましいとは言いきれない点を指摘しておきたい。

<sup>3</sup> mixed-mode 調査の評価と直接には関連しないが、例えば、例えば、Kaplowitz et al. (2004)は、郵送調査と Web 調査に対象者を割り当て、さらに事前の通知やフォローアップの方法についても割り当てを行なって、群間で回収状況を比較している。

<sup>4</sup> Dillman (1999: 240-241)を参照されたい。

<sup>5</sup> より一般には、最初に選択肢 A1 が提示されて、時間差ののちに選択肢 A2 が追加される時、選択肢追加について対象者が事前に知っている場合には、選択肢追加を見越して最初の選択肢 A1 を選択しない、という効果が生じうる。この効果があるとき、追加された選

いうこのアプローチは、同じ個体群を、選択肢追加の前後で、統制群と処置群と見なしている、とも考えるので、広い意味では比較対象となる統制群が存在するアプローチである。

以上の観点から、本稿では、時間差を設けずに同時的に示した選択肢について、その選択肢の追加の効果を、統制群を用いずに、評価する方法を示す。より具体的には、2009年に実施された日本家計パネル調査の第1回調査（以下「JHPS2009」と略記する）のデータを用いながら、自記式の訪問留置法に、Webモードを追加した場合の、回収率の向上について、分析する。JHPS2009では、従来回収状況が悪いとされてきた対象者層での回収状況を改善し、非回答誤差を縮小することを主たる目的として、対象者が希望する場合にWeb調査で回答できるような設計がなされていた（直井・山本・宮内 2010: 35-36）。このような設計が回収状況を改善する効果を評価するための手法を示すことが、本稿の課題である。この調査では、Webモードを与えない群（統制群）を設けていなかったため、Webモード追加の効果を評価するには一定の工夫が必要となる。ここで、実際にWeb調査で回答した者が、Webモードがなかった場合に答えなかったとは限らない、という点が重要である。

## 2. データと調査方法の概要

本稿では、JHPS2009のデータを用いて分析を行なう。JHPS2009はパネル調査の第1波に相当する調査である。その調査方法および標本特性の詳細については、直井・山本(2010)および直井・山本・宮内(2010)を参照されたい。以下の分析では、JHPS2009の本人票データに加えて、調査員確認票データも用いる。JHPS2009における主たるデータは本人票データと呼ばれ、これは対象者（および配偶者）が回答した内容をデータ化したものである。このデータにおける有効ケース数は4,022である。他方で、JHPS2009では、調査時に対象者宅を訪問した調査員が、アタック対象者すべてについて、居住状況などを調査票（調査員確認票）に記録しており、これによって集められた情報をデータ化したものを調査員確認票データと呼ぶ<sup>6</sup>。このデータのケース数は12,549である。本人票データには調査に協力した対象者のみの情報が含まれるのに対して、調査員確認票データには、調査協力を拒否した対象者などを含めて、すべてのアタック対象者の情報が含まれている。

JHPS2009は、基本的には訪問留置法によって実施された。より正確に言えば、面接調査を併用した対象者群も存在するが、それらの対象者群においても、調査項目の一部分のみを面接調査によって行い、残りの項目については自記式の留置調査票を用いた調査が行な

---

択肢 A2 の選択者は、A2 がなければ A1 を選択した可能性がある。

<sup>6</sup> 調査員確認票については直井・山本(2010: 8)も参照されたい。

われた。なお、調査項目は両群で同一のものとし、面接調査を併用するか否かは無作為に割り当てられた。また、面接調査の併用の有無による回収率等の有意な差異は見出されていない(直井・山本・宮内 2010: 41)。

JHPS2009 では、Web モードも準備されていた。対象者は、紙の留置調査票に記入して回答する代わりに、Web 上で回答することも可能であった。紙で回答するか Web で回答するかは、対象者の選択に委ねられた<sup>7</sup>。ここで、Web での回答という選択肢の有無を、調査主体の側が、対象者ごとに無作為に割り当てる、といった設計にはなっていなかった点が重要である。もし仮に、ある対象者群においては Web モードを準備し、他の対象者群においては Web モードを準備しないという設計がなされていれば、両群の比較を通して Web モードが回収状況に与えた影響を分析できると考えられる。実際にはすべての対象者について Web モードが用意されたため、Web モードが回収状況に与える影響を分析するには、一定の分析上の工夫が必要となる。なお、以下では、紙の留置調査票で回答がなされることを「紙回答」、Web 上での回答がなされることを「Web 回答」、有効な回答が得られないことを「非回収」と呼ぶ。さらに、調査員が対象者またはその家族等と接触できたケースを「接触」のケースと呼び<sup>8</sup>、接触があって有効な回答が得られたことを「協力」、接触はあったが協力が得られなかったことを「非協力」と呼ぶ。

調査実施の結果、JHPS2009 では、有効に調査に回答した 4,022 名のうち、91 名が Web 上で回答を行なった。調査に回答した 4,022 名については、自宅でパソコン(PC)を使用しているか否かと、自宅にインターネット環境があるか否かを尋ねてある。これらの情報と、Web での回答の有無との対応を示したのが、表 1 である。この表 1 は直井・山本(2010: 12)の表 1-6 に相当する。自然なことに、Web での回答者のほとんどは、自宅で PC を使用しており、かつ、自宅でインターネット環境を有している。

[表 1]

以下の第 3 節の分析では、上述のような自宅での PC の使用やインターネット環境などの情報を使用することから、ケース数が 4,022 である本人票データを用いる。他方、第 6 節の分析では、非協力となったケースについても説明変数を得る必要がある。そこで、アタック対象者すべてを含む、ケース数が 12,549 である調査員確認票データを用いるが、接触できなかった対象者に Web モード追加の効果は及ばないと考え、接触できた 9,621 ケースに

<sup>7</sup> 直井・山本(2010: 11-12)、直井・山本・宮内(2010: 35-36)による。

<sup>8</sup> 以下で接触できたケースとしたのは、調査員確認票における接触状況として「インターホンで話をした」「本人・配偶者を除く、その他の家族に会えた」「配偶者に会えた」「本人に会えた」のいずれかに該当すると記録されたケースである。ただし、事前に電話等で協力を拒否したケースは除いた。

限定して分析を行なう。

### 3. Web 回答者の特性と PC 使用・インターネット環境

本節では、Web モードの追加の効果进行分析する第 6 節に先立って、Web 回答者の特性を、紙回答者との比較において、検討する。JHPS2009 での Web 回答者の特性については、すでに直井・山本・宮内（2010: 54-59）が検討している。直井らは、各種属性変数の 1 変数ごとの分布を、Web 回答者と紙回答者とで比較し、次のような結果を報告している。すなわち、Web 回答者には紙回答者と比較して、男性、若年者、無配偶の対象者、大卒の対象者が多く、「主に仕事をしている」という対象者が多く含まれている。また、Web 回答者には、従業上の地位としては常勤の職員・従業員が多く、仕事の内容としては事務・情報処理を生業にしている対象者が多い傾向があり、Web 回答者の収入は高い傾向がある。

直井らの知見をもとに、ここでは、以下のような 2 つの問いを立てる。第 1 は、すでに対象者属性の各変数を 1 変数のみで扱った場合の Web 回答者の特性は報告されているが、対象者属性を相互に統制した場合にも、各属性変数と Web 回答傾向との関連はあるのか、という問いである。第 2 は、特定の属性を有する対象者が Web で回答する傾向がある場合、それは、その属性の対象者が「自宅で PC を使用しており、かつ、インターネット環境を有している」という条件に当てはまりやすいことによるのか、それとも、自宅で PC を使用してインターネット環境を有する者の中でも、当該属性の対象者は Web で回答する傾向が強いのか、という問いである。

これらの問いについて検討するために、JHPS2009 の本人票データを用いて、2 つのプロビットモデルを推定した<sup>9</sup>。1 つ目は、自宅で PC を使用していて、かつ、インターネットが

---

<sup>9</sup> 本節の推定について、2 点補足を行ないたい。第 1 に、「Web 回答」のモデルについて、「PC 使用・ネット環境あり」のケースのみを分析対象としているために、推定結果に選択バイアスが含まれるのではないかと、いう指摘がありうる。確かに、実際には「PC 使用・ネット環境あり」という条件に含まれない対象者が、もし仮に「PC 使用・ネット環境あり」という状況に置かれた場合には、（他の条件が一定でも）Web 回答をしない傾向が強い、とすれば、この仮想状況における Web 回答傾向を上記の推定結果は適切に捉えていない可能性がある。しかしながら、現実には、「PC 使用・ネット環境あり」という状況に置かれていない対象者における Web での回答傾向を、考慮する必要性は必ずしも高いとは言えない。ここでは、例えば、対象者に PC とインターネットを与えて操作方法を教えるという政策の効果进行分析したいわけではないからである。さらに言えば、本文中で後述するように、対象者が「Web 上で回答をしたいがために、PC を購入し、インターネット環境を整備する」という因果も考えにくい。この点で、本節の推定結果は、例えば「賃金率の規定要因を探るとき、潜在的な賃金率が就労に影響するが、就労した者についてしか賃金率が観察され

できる環境がある場合に1、それ以外の場合に0となる変数を被説明変数として、対象者の各種属性変数を説明変数として用いたモデルである（「PC 使用・ネット環境あり」を説明するモデル）。2つ目は、自宅でPCを使用していて、かつ、インターネットができる環境がある、というケースに分析対象を限定し、Webで回答した場合に1、紙の留置調査票で回答した場合に0となる変数を被説明変数として、対象者の各種属性変数を説明変数として用いたモデルである（「Web 回答」を説明するモデル）。対象者の属性としては、性別、年齢、婚姻状態、教育程度、職業、世帯収入を用いた。上記の2つの問いを、これらのプロビットモデルの係数の推定値とその有意性から、検討するのである。

推定結果は表2に示される。まず、「PC 使用・ネット環境あり」を説明するモデルの推定結果について触れる。5%水準を用いると、「PC 使用・ネット環境あり」である確率は、男性において、若年者において、有配偶の対象者において、教育程度の高い対象者において、（無職の対象者と比較して）事務・情報処理を職業とする対象者において、また、世帯収入が高い対象者において、有意に高くなる。また、無職の対象者と比較すると農林漁業者においては「PC 使用・ネット環境あり」の確率は有意に低い。これらの効果は投入された他の要因を統制しても存在していることになる。

[表2]

これに対して、「Web 回答」を説明するモデルの推定結果の様相は異なる。ここでは、5%水準で判断する限り、（カテゴリ変数についてはここでの基準カテゴリを用いる限りにおい

---

ない」というメカニズムで選択バイアスが生じる事例とは異質であると考えられる。あくまでも「PC 使用・ネット環境あり」の場合にどのような対象者がWebで回答する傾向があるのかを探る限りにおいて、ここでの分析方法は妥当であると考えられる。補足の第2点目は、第6節で用いる分析方法と関わる。第6節では、入れ子型ロジットモデルを用いて推定を行なう。入れ子型ロジットモデルについては次節以下で詳述するが、本節での分析についても、「Webで回答するかしないか」という選択は「PC 使用・ネット環境あり」という状態のもとで（主に）生じるものであるので、選択構造は入れ子型になっており、入れ子型ロジットモデルを使用するのが妥当であるのではないかと、という指摘がありうる。確かに、本節の分析での選択構造は、入れ子型と見なすことができ、入れ子型ロジットモデルによる推定は分析手法の候補となる。しかしながら、入れ子型ロジットモデルの強みは代替パターンを柔軟にパラメータで表現できることであるものの、本節の分析では、代替パターンを柔軟に表現することが妥当か否かには慎重な検討が必要である。代替パターンを柔軟に表現するならば、例えば、Web回答をする確率が、「PC 使用・ネット環境あり」ではない確率を代替することを許容することになる。もし、調査の実施時に、対象者が、「Web上で回答したいので、PCを購入し、インターネットを整備した」という現象が生じていないのであれば、Web回答をする確率が「PC 使用・ネット環境あり」ではない確率を代替するということの理論的根拠は乏しいと考えられる。



て) 性別・年齢・教育程度・世帯収入は Web 回答に有意に影響しているとは言えない<sup>10</sup>。

すなわち、「Web 回答」の確率を説明する要因は、「PC 使用・ネット環境あり」の確率を説明する要因とは、異なる部分が多いと言える。性別に関しては、Web 回答の確率は男性において高い傾向があり、これは「PC 使用・ネット環境あり」の確率の場合と同じ傾向である。しかし、年齢については、Web 回答の確率は若年者で高く年長者で低いとは一概には言えないと考えられる。教育程度についても、Web 回答への有意な効果は見られない。職業に関しては、無職と比較して事務・情報処理の職に就く者で Web 回答が有意になされやすいとは言えない。さらに、婚姻状態に至っては、「PC 使用・ネット環境あり」の確率は有配偶の場合に高いのに対し、「Web 回答」の確率はむしろ無配偶の場合に高い<sup>11</sup>。

これらの結果から、次のような含意が導かれる。直井・山本・宮内(2010: 54-59)が検討した、Web 回答者に含まれやすい特性のうち、「若年者」「無配偶の対象者」「大卒」「事務・

---

<sup>10</sup> ただし、先のモデルとは分析対象となる標本の大きさが異なるため、等しい効果を有する変数でも、同じ有意水準では標本サイズの小さい「Web 回答」のモデルにおいて効果がないという帰無仮説が棄却されにくいと考えられる。そのため、参考までに、仮に、「Web 回答」のモデルでの分析対象標本が、実際の標本と等質の情報を含みながらも、そのサイズが「PC 使用・ネット環境あり」のモデルと同じく 3,349 であるとした場合の、各変数の標準誤差と p 値も算出した。より具体的には、実際に算出された標準誤差を 2 乗し、これに  $1,993/3,349$  を掛けて得られた値の平方根を、ここでの仮想状況における標準誤差として利用した。結果の詳細は割愛するが、この場合、5%水準では、女性ダミー変数、「30~39 歳」ダミー変数、有配偶ダミー変数、「その他の職業」ダミー変数が有意となる。いずれにしても、「Web 回答」の確率を説明する要因は、「PC 使用・ネット環境あり」の確率を説明する要因とは、異なる部分が多い。

<sup>11</sup> 婚姻状態についての推定結果に関してさらに触れたい。「PC 使用・ネット環境あり」の確率は有配偶の場合に高いのに対し、「Web 回答」の確率は無配偶の場合に高いという結果について、次のような解釈がありうる。家庭内で使用する PC やインターネット環境は、共有される可能性がある。このため、有配偶である対象者については、たとえ PC やインターネットを利用する本人の意欲が高くなくても、配偶者が PC やインターネットを利用している場合には、その PC・インターネット環境を共有して、本人も PC を使用することがある、という可能性がある。他方で、「PC 使用・ネット環境あり」の場合に、有配偶だと Web 回答がなされにくい理由として、次のようなものが考えられる。JHPS2009 では、有配偶の場合、本人と配偶者の両方が留置調査票に記入する設計を採っていた。対象者が紙の留置調査票を利用する場合には、もし本人と配偶者との記入する時間帯が違っていても、紙の調査票を渡して相手に記入を依頼すればよい。しかし、Web での回答を選択すると、本人と配偶者が別々の時間帯に回答したい場合には、両方が Web 上の回答用のサイトへのログイン作業を実施する必要が生じる。このとき、対象者本人にとってログイン作業が容易だと感じられるとしても、配偶者にとってログイン作業が容易ではなければ、Web での回答は行なわれにくくなると考えられる。換言すれば、有配偶の場合、本人にとってのみならず、配偶者にとってもログイン作業のコストが小さい、という条件が成立しないと、Web での回答が行なわれにくいために、無配偶の場合と比べて Web 回答の確率が小さくなるのだと解釈することができる。

情報処理を職業としている」「高収入」といったものは、「PC 使用・ネット環境あり」の確率を高める特性であって、「PC 使用・ネット環境あり」を所与とした場合に Web 回答を促す要因とは言えない。すなわち、これらの特性は、Web 回答が可能となる環境を規定しているのであって、環境を所与とした場合の Web 回答性向の違いを規定しているとは言い難い。

本節では、どのような対象者が、なぜ Web 回答者となりやすいのかを検討した。次なる課題は、直井・山本・宮内（2010: 59）が指摘するように、Web 回答者の回答は、Web モードが存在しなければ得られなかったのか、換言すれば、仮に Web モードがなかった場合に、Web 回答者は紙の調査票では回答しなかったのか、という点である。この点を次節以下で検討する。

#### 4. 分析手法の概要

前記のように、JHPS2009 では、対象者ごとに Web モードの有無を割り当てたわけではないために、Web モードが回収状況に与えた影響を検討するには分析上の工夫が必要となる。これについて本節で概説する。ここで示されるのは、mixed-mode 調査の回収状況への効果を統制群なしに評価する手法であり、より一般には、選択肢追加型の処置の効果を統制群なしに評価する手法と言える。

JHPS の有効回答者 4,022 名のうち、Web で回答したのは 91 名である。したがって、Web 回答という選択肢を設けたことによって追加的に得られた有効回収票数は、最大でも 91 である。しかも、これらの 91 名のうちのある部分は、Web 回答という選択肢がなくても、紙ベースで調査に回答していた、という可能性があり、純粋に Web 調査が「掘り起こした」回収票数の増加分は 91 より小さいと考えられる。Web 調査による回収票数の純粋な増加分を計測するためには、Web で回答した人々が、Web 調査がなかった場合に、回答しなかったのか、それとも紙の調査票で回答していたのかを判別することが必要となる。

ただし、Web モードの存在が有効な回答を「掘り起こせる」としても、調査員が Web モードの存在を対象者に知らせることができないケースではそれは不可能であると考えられる。そこで、調査時に接触がなかった「非接触」のケースを以下では除いて議論と分析を行なう。

ここで必要なのは、Web モードがない仮想状況のもとで、Web 回答者が他の（紙回答か

非協力かの)どの選択肢を選びやすいか<sup>12</sup>を明らかにするということであり、つまりは、選択肢間の代替パターンを分析することである。したがって、代替パターンを柔軟に表現できる多肢選択モデルを使用することで解決できる。しかし、多肢選択モデルとしてしばしば用いられる多項ロジットモデルあるいは条件付ロジットモデルは、特定の代替パターンしか表現しない。より具体的には、多項ロジットモデルと条件付ロジットモデルは IIA (independence from irrelevant alternatives)を仮定しており、これが代替パターンを定めていることになる。そこで、本節では、代替パターンをより柔軟に表現できる入れ子型ロジットモデル(nested logit model)を用いて、「紙回答」「Web 回答」「非協力」という3つの選択肢間の選択を被説明変数としてパラメータを推定し、これを用いた予測によって、Web モードが「掘り起こした」有効回答者数を示す。

ここで、「Web 回答」に関する代替パターンの問題を模式的に図で説明する。

まず、「Web 回答」が「非協力」と同じネスト(入れ子)に属している<sup>13</sup>、これらの2選択肢の間での代替が「極端に」起こりやすい状況を仮定する。このときの、各対象者が「Web 回答」を行なう傾向の強さ<sup>14</sup>と、「紙回答」「Web 回答」「非協力」の選択確率の構成との対応を示したのが、図1である。この図では、「紙回答」を選択する傾向の強さと、「非協力」を選択する強さは、それぞれある一定の値であると仮定している。この図1の場合には、「Web 回答」を行なう傾向が強い対象者は、それが弱い対象者に比べて、「非協力」の確率が小さくなっているが、他方で「紙回答」の確率はほとんど変わらない。これが、「Web 回答」が「非協力」と代替しやすいということの、図による表現である。Web モードがないという状況は、すべての対象者において Web 回答の傾向が極めて小さい(無限小である)状況であると言える<sup>15</sup>。よって、図1の代替パターンを仮定すれば、「Web 回答」を行なう傾向が強い対象者が存在する限りにおいて、「Web 回答」の選択肢の存在は「非協力」の確率を下げる、すなわち、回収状況を改善する、と言える。

<sup>12</sup> ここでは、「Web 回答」「紙回答」「非協力」をすべて「選択肢」として扱っている。厳密に言えば、「非協力」には、調査員が対象者本人には接触していないケースなども含まれるため、対象者が実質的に意思決定を行なった上で「非協力」という「選択肢」を「選択」したとは限らず、その意味で「選択」という表現は適切ではない可能性がある。誤解を避けるためには、「選択肢」「選択」という語を用いずに、例えば『Web 回答』『紙回答』『非協力』のいずれかの『状態』に対象者は『分類』されることになる」といった表現が望ましいかもしれない。本稿では多肢選択モデルを用いることから、従来の研究蓄積における説明と整合的に、モデルを簡便に説明するために、便宜的に「選択肢」「選択」といった語を用いている。

<sup>13</sup> この場合の入れ子構造は、図4で示されている「入れ子構造(a)」に該当する。

<sup>14</sup> 厳密には、ここで言う「Web 回答」の傾向の強さとは、観察される変数によって表現される部分のみを指している。

<sup>15</sup> この命題の条件は式[18]に示されている。

[図 1]

次に、図 1 とは別の入れ子構造を考え、「Web 回答」と「紙回答」が同じネストに属している<sup>16</sup>、これらの 2 選択肢の間での代替が「極端に」起こりやすい状況を仮定する。この場合の選択確率の構成を、図 1 と同様に示したのが、図 2 である。この状況では、「Web 回答」を行なう傾向が強い対象者は、それが弱い対象者と比べて、「非協力」の確率はほとんど変わらず、むしろ「紙回答」の確率が小さくなっている。ここに、「Web 回答」と「紙回答」との間での代替の生じやすさが表れている。図 2 の場合には、「Web 回答」を行なう傾向が強い対象者が存在していても、「Web 回答」という選択肢の存在は、「紙回答」の代わりに「Web 回答」を促すだけであり、回収状況を改善する効果はほとんど有しない、と言える。

[図 2]

図 2 に示したのは、「Web 回答」と「紙回答」とが「極端に」代替しやすい状況であり、「Web 回答」と「非協力」との代替はほとんど起こらない例であった。現実には、「Web 回答」と「紙回答」とが同じネストに属するとしても、図 2 の例ほど極端な代替パターンが見られるとは限らない。入れ子型ロジットモデルは様々な代替パターンをより柔軟にパラメータで表現できる。そこで、「Web 回答」と「紙回答」とが同じネストに属するが、「Web 回答」と「非協力」の間においてもある程度の代替が生じる、という状況を仮定して図示したのが、図 3 である。

[図 3]

図 3 に示された代替パターンのもとでは、「Web 回答」を行なう傾向が強い対象者は、それが弱い対象者と比べて、「Web 回答」の確率が高い代わりに、「紙回答」の確率が低くなっているのに加えて、「非協力」の確率も一定程度低くなっている。ここから示唆されるように、この状況では、Web モードが追加されたとき、「Web 回答」は、「紙回答」を代替するほか、「非協力」をも一定程度代替することになる。入れ子型ロジットモデルは、例えばここで「Web 回答」がどの程度「紙回答」を代替し、また、どの程度「非協力」を代替するのかを、パラメータで表現して推定する。こうした推定結果が明らかになれば、推定された代替パターンから、「Web 回答」がどの程度「非協力」を代替したのか、すなわち、Web モードがどの程度回収状況の改善に貢献したのかを、検討することが可能である。

その方法は、より具体的には、次のように説明される。上述のとおり、一定の仮定のも

---

<sup>16</sup> この場合の入れ子構造は、図 4 で示されている「入れ子構造(b)」に該当する。

とで、Web モードがないという状況は、すべての対象者において「Web 回答」の傾向がない（無限小である）という状況と同じであると見なせる。大雑把に言えば、図 3 の左端、すなわち「Web 回答」の傾向が極めて弱いケースでの選択確率の構成においては、「Web 回答」の確率は極めて小さく、おおよそ、Web モードがないという仮想状況における選択確率の構成であると見なせる。他方で、図 3 の右端、すなわち「Web 回答」の傾向が強いケースでの選択確率の構成においては、「Web 回答」の確率が一定程度存在するが、図の左端と比べることで、図の右端における「Web 回答」の確率を、「紙回答」を代替した部分と、「非協力」を代替した部分とに分けて考えることができる。図の右端における「Web 回答」の確率のうち、「紙回答」を代替した部分を、図 3 では  $\gamma$  で表し、「非協力」を代替した部分を、 $\delta$  で表した。ここから、図の右端の相当する対象者については、Web モードが「非協力」を代替した、すなわち、回収の確率を高めた程度は、 $\delta$  で表現されている、と言える。

以下での分析方法は、まず、入れ子型ロジットモデルにより、選択構造（代替パターン）と、対象者属性が選択傾向に与える効果を推定し、その上で、各対象者について、Web モードがある状況とない状況を仮定した場合に、「非協力」となる確率を求め、そこから Web モード追加の（純粋な）効果を測定する、というものである。Web モード追加による回答者数の増分の期待値は、上記の  $\delta$  に相当する値の、全対象者における総和に相当する。

## 5. モデルの定式化

本稿で扱うのは、2 段階(2-levels)の入れ子型ロジットモデルである。本節ではまず、このモデルを、RUM (random utility maximization)にもとづいて表現し、その上で、「Web 回答」という選択肢がないと仮定した場合の予測確率の算出を RUM と整合的に行なうことができることを示す。以下の記述については Heiss (2002)と Train (2003)に多くを負っている。

まず、一般の 2 段階の入れ子型ロジットモデルを示す。各選択主体  $i$  が  $J$  個の選択肢から 1 つの選択肢を選択する状況を仮定する。選択肢の添え字を  $j$  (または  $k$ ) とし、選択主体  $i$  が実際に選択する選択肢を  $y_i$  とする。各選択肢はいずれかのネストに属しており、ネストは  $M$  個存在して、それぞれを  $B_m$  ( $m = 1, \dots, M$ )と表記する。選択肢  $j$  が属するネストを  $B(j)$  で表す。ここでは先行研究との整合性を考慮して、選択主体  $i$  が選択肢  $j$  を選択する傾向の強さを、 $i$  が  $j$  を選択することに伴う「効用」と呼び、 $U_{ij}$  で記す。

選択主体  $i$  が選択肢  $j$  を選択する際の効用  $U_{ij}$  は、観察される変数による部分  $V_{ij}$  と観察されない部分（攪乱項） $\varepsilon_{ij}$  に分けられる。 $V_{ij}$  は典型的には観察される変数とパラメータの線形結合で表現される。

$$[1] \quad U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

攪乱項  $\varepsilon_{ij}$  は確率変数であり、分散が  $\pi^2/6$  である標準の I 型極値分布(type I extreme value distribution)に従うとする。 $\varepsilon_{ij}$  は選択主体間においては独立であるとする。選択肢間では、異なるネストの選択肢間では  $\varepsilon_{ij}$  は独立であるが、同一ネスト内の選択肢間では  $\varepsilon_{ij}$  は相関を有し、ネスト  $B_m$  における  $\varepsilon_{ij}$  間の相関係数は、 $\rho_{B_m}$  で示される。

$$[2] \quad \varepsilon_{ij} \sim \text{Standard Type I Extreme Value}$$

$$\text{すなわち、} \Pr(\varepsilon_{ij} < x) = \exp[-\exp(-x)]$$

$$[3] \quad \text{Corr}(\varepsilon_{ij}, \varepsilon_{ik}) = \rho_{B(j)} \quad \text{if } B(j) = B(k) \quad \text{and } j \neq k$$

$$[4] \quad \varepsilon_{ij} \perp \varepsilon_{ik} \quad \text{if } B(j) \neq B(k)$$

ネスト  $B_m$  について、重要なパラメータ  $\tau_{B_m}$  を次のように定義する。 $\tau$  は包含値係数 (inclusive value coefficient) あるいは dissimilarity parameter と呼ばれる。

$$[5] \quad \tau_{B_m} \equiv \sqrt{1 - \rho_{B_m}}$$

さらに、選択主体  $i$  について、ネスト  $B_m$  の包含値 (inclusive value)  $I_{iB_m}$  を次のように定義する。

$$[6] \quad I_{iB_m} \equiv \ln \left[ \sum_{k \in B_m} \exp(V_{ik} / \tau_{B_m}) \right]$$

他方、RUM の仮定は次式で表現される。

$$[7] \quad \Pr(y_i = j) = \Pr(U_{ij} > U_{ik} \quad \forall k \neq j)$$

以上の仮定のもとで、選択主体  $i$  が選択肢  $j$  を選択する確率は、次のように表現される。

$$[8] \quad \Pr(y_i = j) = \Pr[y_i \in B(j)] \cdot \Pr[y_i = j \mid y_i \in B(j)]$$

$$[9] \quad \Pr[y_i \in B(j)] = \frac{\exp[\tau_{B(j)} I_{iB(j)}]}{\sum_{m=1}^M \exp[\tau_{B_m} I_{iB_m}]}$$

$$[10] \quad \Pr[y_i = j \mid y_i \in B(j)] = \frac{\exp[V_{ij} / \tau_{B(j)}]}{\sum_{k \in B(j)} \exp[V_{ik} / \tau_{B(k)}]}$$

次に、上述のモデルにおいて、特定の選択肢を除外した場合の予測について述べる。 $J > 2$  と仮定して、特定の選択肢が除外されて、選択肢数が  $J$  から  $J - 1$  になった場合でも、他の仮定が不変であれば、RUM と整合的に導かれる各選択肢の選択確率は、式[6][8][9][10]にある一般的な形で表現されることに変わりがない。

より具体的に、次節の分析に即して、「Web 回答」という選択肢を除外した場合の予測について触れる。のちに実証的にも明らかになるように、「Web 回答」は「紙回答」と同じネストに含まれると考えることが妥当である。そこで、「Web 回答」を *web*、「紙回答」を *paper*、「Web 回答」と「紙回答」からなるネストを  $B_{coop}$ 、「非協力」を  $nocoop$ 、「非協力」のみからなるネストを  $B_{nocoop}$  と記すと、各選択肢を選択する際の効用は、

$$[11] \quad U_{i,web} = V_{i,web} + \varepsilon_{i,web} \quad , \quad U_{i,paper} = V_{i,paper} + \varepsilon_{i,paper} \quad , \quad U_{i,nocoop} = V_{i,nocoop} + \varepsilon_{i,nocoop}$$

と表記できる。ただし、選択確率は各選択肢の効用の差にのみ依存し、本稿では選択主体固有変数のみを扱うため、便宜的に  $V_{i,nocoop}$  を 0 に制約する。ここで  $\varepsilon_{i,web}$  と  $\varepsilon_{i,paper}$  と  $\varepsilon_{i,nocoop}$  はいずれも標準 I 型極値分布に従うが、 $\varepsilon_{i,web}$  と  $\varepsilon_{i,paper}$  は同じネスト  $B_{coop}$  に含まれるため、相関が許容され、その際の相関係数は  $\rho_{B_{coop}}$  である。他方で、 $\varepsilon_{i,web}$  と  $\varepsilon_{i,nocoop}$  とは独立であり、また、 $\varepsilon_{i,paper}$  と  $\varepsilon_{i,nocoop}$  も独立である。このとき、RUM を仮定すると、「Web 回答」という選択肢の選択確率は次のように導かれる。ただし  $\tau_{B_{nocoop}}$  は一意に定められないので便宜的に 1 に固定して考える。

$$[12] \quad \tau_{B_{coop}} \equiv \sqrt{1 - \rho_{B_{coop}}}$$

$$[13] \quad I_{iB_{coop}} \equiv \ln[\exp(V_{i,web} / \tau_{B_{coop}}) + \exp(V_{i,paper} / \tau_{B_{coop}})]$$

$$[14] \quad \Pr(y_i = web) = \Pr[y_i \in B_{coop}] \cdot \Pr[y_i = web \mid y_i \in B_{coop}]$$

$$[15] \quad \Pr[y_i \in B_{coop}] = \frac{\exp[\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}}]}{\exp[\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}}] + \exp[\tau_{B_{nocoop}} I_{iB_{nocoop}}]} = \frac{\exp[\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}}]}{\exp[\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}}] + 1}$$

$$[16] \quad \Pr[y_i = web | y_i \in B_{coop}] = \frac{\exp[V_{i,web} / \tau_{B_{coop}}]}{\exp[V_{i,web} / \tau_{B_{coop}}] + \exp[V_{i,paper} / \tau_{B_{coop}}]}$$

このモデルにおいて、各選択肢について  $V_{ij}$  が与えられているとき、RUM にもとづいて、仮想的に、「Web 回答」という選択肢がないと仮定した場合の各選択主体の選択確率を予測することが可能である。「Web 回答」という選択肢がない場合、選択主体は、「紙回答」と「非協力」という 2 つの選択肢からなる選択問題に直面することになるが、上述の仮定のとおり、これら 2 つの選択肢に含まれる攪乱項 ( $\varepsilon_{i,paper}$  と  $\varepsilon_{i,nocoop}$ ) は互いに独立な標準 I 型極値分布に従う。よって、これらの差は標準ロジスティック分布に従うため、「紙回答」と「非協力」の間の選択確率は 2 項ロジットモデルで記述できる。これは式[6][8][9][10]から導くこともできる。より具体的には、

$$\begin{aligned}
& \Pr[y_i = paper | \Pr(y_i = web) = 0] = \Pr(U_{i,paper} > U_{i,nocoop}) \\
& = \Pr(V_{i,paper} + \varepsilon_{i,paper} > V_{i,nocoop} + \varepsilon_{i,nocoop}) \\
& = \Pr(V_{i,paper} - V_{i,nocoop} > \varepsilon_{i,nocoop} - \varepsilon_{i,paper}) \\
[17] \quad & = \Pr(V_{i,paper} > \kappa_i) \\
& = F(V_{i,paper}) \\
& = \frac{\exp(V_{i,paper})}{1 + \exp(V_{i,paper})}
\end{aligned}$$

となる。ここで、 $V_{i,nocoop} \equiv 0$  という制約を用いた。 $\kappa_i$  は標準ロジスティック分布に従う確率変数、 $F(\cdot)$  は標準ロジスティック分布の累積密度関数を表す。

なお、Web 回答という選択肢が形式的には存在していても、次式[18]が成り立つならば、 $V_{i,web}$  の値が無限小に限りなく近づくとき、対象者  $i$  の「Web 回答」の確率は 0 に限りなく近づき、この対象者は事実上「紙回答」か「非協力」かの選択問題に直面することになる。これが、すでに図 1～図 3 について、Web 回答の傾向が極めて小さいときの選択問題は「紙回答」か「非協力」かの選択問題となる、と説明した際の仮定である。

$$[18] \quad \Pr(-\infty + \varepsilon_{i,web} < r) = 1 \quad \text{for any real number } r$$

上記のモデルの記述における、 $V_{ij}$ 、すなわち、選択肢を選択した際の効用のうち説明変



数によって説明される部分の特定化について、以下で述べる。一般には、多肢選択モデルにおいて、理論と整合する形で説明変数を投入しようとするならば、選択主体にとっての各選択肢の意味を示す変数、すなわち選択肢固有変数(alternative-specific variable)を用いることが望ましい。本稿の分析に即して言えば、例えば、各対象者にとっての各選択肢に対するコストの感覚といった概念を計測して選択肢固有変数として投入することで、「コストの感覚が選択行動を左右する」という、より一般的な理論への示唆を得ることができる。この場合、「PCの操作やWeb上での入力作業に対するコストの感覚」を「Web回答」の選択肢に対する選択肢固有変数とする、などという特定化が考えられる。しかし、本稿では、データの制約から、選択主体固有変数(individual-specific variable)のみを用いて分析を行なう。

より具体的には、選択主体  $i$  の属性を示す変数のベクトルを  $x_i$ 、選択肢  $j$  の効用を説明する際に各変数に掛かるパラメータのベクトルを  $\beta_j$ 、選択肢  $j$  の選択肢固有定数を  $\alpha_j$  とすると、本稿で推定されるモデルにおける  $V_{ij}$  は、

$$[19] \quad V_{i,paper} = \alpha_{paper} + \beta'_{paper} x_i, \quad V_{i,web} = \alpha_{web} + \beta'_{web} x_i, \quad V_{i,nocoop} \equiv 0$$

と表現される。

このようなモデルの設定のもとでは、推定されるパラメータは、選択行動に伴う効用の、対象者属性による相違を表現している、と考えることができる。このような効用の差の源泉は、調査協力に対する謝礼の価値や、調査協力による何らかの心理的な達成感についての認識、あるいは、調査協力におけるコストについての認識の相違に求められると考えられる。調査の実施方法によって、調査協力のコストに関する認識が変化することがありうるので、以下の推定では調査実施方法に関する変数も用いる。

次節の推定では、以上で記述されたモデルでそのままパラメータを推定するのではなく、計算上の簡便さのために、Greene (2003: 725-727)で定式化されたモデルで、パラメータを推定する。ここでは、ネストを越えて共通のパラメータで説明される変数(generic variable)は用いないため、RUM と矛盾しないモデルと考えることが可能である(Heiss 2002)。実際に推定されるパラメータのベクトルを  $\tilde{\beta}_j$ 、選択肢固有定数を  $\tilde{\alpha}_j$  とすると、これらと上述のパラメータとの間には、

$$[20] \quad \tilde{\beta}_j \equiv \frac{1}{\tau_{B(j)}} \beta_j, \quad \tilde{\alpha}_j \equiv \frac{1}{\tau_{B(j)}} \alpha_j$$

という対応関係がある。ただし、推定結果の表示は、RUM と整合的なパラメータによって行なう。すなわち、推定された  $\hat{\beta}_j$ 、 $\hat{\alpha}_j$  を、

$$[21] \quad \hat{\beta}_j \equiv \tau_{B(j)} \tilde{\beta}_j, \quad \hat{\alpha}_j \equiv \tau_{B(j)} \tilde{\alpha}_j$$

によって変換して、推定された  $\hat{\beta}_j$ 、 $\hat{\alpha}_j$  を表示し、仮説検定も  $\hat{\beta}_j$ 、 $\hat{\alpha}_j$  について行なう。

上述のような入れ子型ロジットモデルを推定したのちに、推定値を用いて、Web モードの追加による回答者数の増分を評価する。Web モードの追加による回答者数の増分は、Web モードがない場合の「非協力」選択者数と、Web モードがある場合の「非協力」選択者数との差である。モデルの推定値を用いれば、これらの期待値を求めることができる。Web モードの追加による回答者数の増分の期待値を  $D$ 、Web モードがない場合の「非協力」選択者数の期待値を  $NC(T=0)$ 、Web モードがある場合の「非協力」選択者数を  $NC(T=1)$  とすると、

$$[22] \quad D = NC(T=0) - NC(T=1)$$

となる。 $(T=1)$  は、Web モードの追加という処置がある状況を指している。ここで、それぞれの選択者数の期待値とは、各対象者における選択確率の総和である。よって、対象者数を  $n$  とすると、式[17][19][20]より、

$$[23] \quad \begin{aligned} NC(T=0) &= \sum_{i=1}^n \Pr(U_{i,paper} < U_{i,nocoop}) \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{1}{1 + \exp(V_{i,paper})} \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{1}{1 + \exp(\tau_{B_{coop}} \tilde{\alpha}_{paper} + \tau_{B_{coop}} \tilde{\beta}'_{paper} x_i)} \end{aligned}$$

となり、また、式[13][15][19][20]より、

$$\begin{aligned}
NC(T=1) &= \sum_{i=1}^n \Pr(y_i = \text{nocoop}) \\
&= \sum_{i=1}^n [1 - \Pr(y_i \in B_{\text{coop}})] \\
[24] \quad &= \sum_{i=1}^n \frac{\exp(\tau_{B_{\text{nocoop}}} I_{iB_{\text{nocoop}}})}{\exp(\tau_{B_{\text{coop}}} I_{iB_{\text{coop}}}) + \exp(\tau_{B_{\text{nocoop}}} I_{iB_{\text{nocoop}}})} \\
&= \sum_{i=1}^n \frac{1}{1 + \exp[\tau_{B_{\text{coop}}} \ln\{\exp(\tilde{\alpha}_{\text{paper}} + \tilde{\beta}'_{\text{paper}} \mathbf{x}_i) + \exp(\tilde{\alpha}_{\text{web}} + \tilde{\beta}'_{\text{web}} \mathbf{x}_i)\}]}
\end{aligned}$$

となる。

先に図3で示した記号  $\delta$  を用いて、 $D$  を表現すれば、以下のようになる。

$$\begin{aligned}
[25] \quad D &= \sum_{i=1}^n \delta_i \\
\text{ここで、} \delta_i &= \Pr(U_{i,\text{paper}} < U_{i,\text{nocoop}}) - \Pr(y_i = \text{nocoop})
\end{aligned}$$

推定された入れ子型ロジットモデルのパラメータを用いて、式[22][23][24]から  $D$  を求めることができる。 $D$  は、計量モデルの推定値にもとづいているために、誤差を伴う。この誤差の評価には delta 法を用いる。算出過程については補遺で詳述する。

## 6. 分析結果

### (1) 計量モデルの推定結果

本項では、モデルの推定結果を報告する。ここで用いるのは、調査員確認票データである<sup>17</sup>。

---

<sup>17</sup> 前節の分析から示唆されるように、PCの使用・インターネット環境の有無が、Webでの回答を強く規定していると考えられるため、もし「対象者がWebでの回答を望むがために新たにPCを購入してインターネット環境を整備する」ということがないのであれば、ここでの分析対象を、PCを使用していてインターネット環境を有する対象者に限定した方が、より妥当な分析が可能になると考えられる。なぜなら、PCを使用していないか、インターネット環境を有していない対象者において、「Web回答」が「非協力」を代替するということは、想定し難いからである。しかしながら、アタック対象でありながら調査に回答しなかった対象者については、PCの使用・インターネット環境の有無についての情報が得られないため、ここではPCの使用・インターネット環境の有無でサンプルを限定することはできない。

入れ子型ロジットモデルを推定するにあたっては、まず入れ子の構造を特定する必要がある。ここでは入れ子構造をア prioriに決定せず、「Web 回答」と代替しやすいのは「紙回答」であるのか「非協力」であるのかを、データから判断する。ここで扱う「紙回答」「Web 回答」「非協力」という3つの選択肢から構成されるネストの構造は、図4に示される3パターンである。このうち、本稿での研究関心に照らせば、入れ子構造(c)は本質的な興味の対象ではない。なぜなら、入れ子構造(c)においては、「Web 回答」と「紙回答」の間の代替のしやすさと、「Web 回答」と「非協力」の間の代替のしやすさを、全く同等であると仮定しており、Web モードの追加の効果を評価するという目的には沿わないからである。以下では補足的に入れ子構造(c)を扱う。

[図 4]

図4のような入れ子構造をそれぞれ仮定して、実際に入れ子型ロジットモデルを推定した結果、得られた包含値係数  $\tau$  を示したのが、表3である。推定にあたっては、表4に記されている説明変数を、すべて選択主体固有変数として、用いた。

[表 3]

包含値係数は、ネストにまとめられた選択肢群が似ていない度合いを表現しており、これが0を下回るか1を上回る場合には、RUMと整合的に解釈できない<sup>18</sup>。実際、式[5]は、攪乱項間の相関係数が[0,1]にあるとき、包含値係数も[0,1]に収まることを示している。表3によれば、入れ子構造(a)では、包含値係数の推定値は1を超えている。これは、似ていない選択肢がネストにまとめられていることを示唆している。これに対し、入れ子構造(b)では、包含値係数の推定値は[0,1]に収まる。よって、ここでは入れ子構造(b)を採択する。包含値係数の推定値の95%信頼区間の大きさには留意すべきではあるが、実際の調査実施上も、調査員が対象者から調査協力を取り付けたのちに、対象者がWebで回答するのか否かの判断を行なうのであるとすれば、入れ子構造(b)を仮定するのは妥当である。

入れ子型構造(b)は、「紙回答」と「Web 回答」という選択肢が似ており、これらの中で代替が生じやすいことを示唆している。表3の右端の2列に示したように、入れ子構造(b)において、包含値係数が1であるという帰無仮説は、Wald検定によって0.1%水準で棄却される。これは、多項ロジットモデルや条件付ロジットモデルが仮定するような、IIAに沿った代替パターンは支持されないことを意味する。ここからも、入れ子型ロジットモデルを使用する妥当性が確認される。

---

<sup>18</sup> より厳密には、式[6][10]等より、包含値係数が0になる場合も、正常に確率を算出できなくなると考えるべきである。

なお、入れ子構造(c)においても、包含値係数の推定値は[0,1]に収まっている。もし Web モード追加の効果を評価する目的を持たないのであれば、入れ子構造(c)も採択の候補である。ただし、表 3 に示した 95%信頼区間と、これに対応する Wald 検定の結果が示すように、入れ子構造(c)の包含値係数が 1 であるという帰無仮説を棄却することはできない。

採択された入れ子構造(b)にもとづく推定結果が表 4 に示されている。投入した説明変数は、対象者の性別、年齢、居住状況、居住地域の地域ブロック、市郡規模と、調査の方法に関する変数である。調査の方法に関しては、(i)留置調査のみを実施する対象者か、それとも面接調査を併用する対象者か、(ii)対象者が正規対象か、予備対象か、(iii)対象者を担当する調査員に対する完了報酬の設定（正規対象の完了にプレミアムが付されていたか）、および(ii)と(iii)の交互作用項を変数として投入した<sup>19</sup>。本分析は、モデルによる予測を主目的としているので、表 4 の実質的な解釈は行なわない。

[表 4]

## (2) Web モード追加の効果の評価

本項では、前記の計量モデルの推定結果にもとづいて、Web モード追加の効果を評価する。

表 4 の推定結果をもとに、モデルが予測する各選択肢の選択者数を算出したものが、表 5 に示されている。表 5 には、まず最左列に、実際の各選択肢の選択者数とその割合が示される。前項と同様に、ここでも、調査員が接触できた対象者のみをベースにしている。すなわち、アタック対象であったものの、非接触となった 2,928 ケースは表から除外されている。

[表 5]

次に、モデルが予測する選択者数の期待値を、表 5 の中ほどの列に示した。これは、各対象者について算出された各選択肢の予測選択確率を、すべての対象者について合計した値であり、Web モードの存在を前提としたものである。これによると、「Web 回答」の選択者数の期待値は 91.9 名となって、実際の選択者数に近い値となる。また、「非協力」の選択者数の期待値は、5,598.8 名となるが、この数値は上述の  $NC(T=1)$  に相当する。

さらに、Web モードが存在しない状況を仮定して、各対象者の選択確率を算出して総和

---

<sup>19</sup> 調査方法の詳細については、直井・山本・宮内(2010)を参照されたい。

を出し、選択者数の期待値を求めたものを、表5の右から2列目に示した。この状況では、当然、Web回答者は存在しない。「非協力」の選択者数の期待値は、5,602.6名となる。これは、上述の  $NC(T=0)$  に相当する。Webモードが存在する状況と存在しない状況との間の、選択者数期待値の差分を示したのが、表5の最右列である。「非協力」の選択者数の期待値の差分は、3.8であり、これが上述の  $D$  である。

この結果は、モデルが予測する期待値ベースで見た場合に、Webモードがある場合のWeb回答者数91.9名のうち、88.1名は、Web回答ができなければ紙回答を選択し、残る3.8名が、Web回答がなければ非協力となる、ということを示している。換言すれば、実際にWebで回答した人数のうち、Webでなければ回答しなかったのは3.8名程度であり、Web回答という選択肢を用意したことによる回答者数の上昇幅は3.8程度であったということになる。

推定された  $D$  と、それをもとにした回収率・協力率の増分について、誤差の評価を実施した結果が表6に示されている。Webモードの追加による回答者（協力者）の増分は3.8であると推定されるが、この値の標準誤差は10.2である。これをもとに95%信頼区間を設定すると、上限は23.9となる。仮に、95%信頼区間が標準的な誤差の許容範囲を示すとすれば、Webモードの追加による回答者数の上昇幅として、23.9名を超えるような値を考えるのは妥当ではない、と言える。ただし、この95%信頼区間には負の値が含まれており、これは包含値係数が負になるようなパラメータセットが誤差の範囲にありうることを示唆していると考えられるが、先述のように包含値係数が負であることはモデルの仮定と整合的ではないため、この信頼区間の解釈には注意が必要である<sup>20</sup>。

[表6]

さて、調査の回収状況の指標としては、回収率や協力率がしばしば用いられる<sup>21</sup>。そこで、協力率・回収率の増分を%ポイントで評価したのも、表6に示した。これによれば、協力率の増分は、0.0397%ポイントであり、回収率の増分については、0.0304%ポイントであると推定される。回収率の増分の95%信頼区間は[-0.1294,0.1902]となる。要するに、95%信頼区間を標準的な誤差の範囲だと仮定する限りにおいて、Webモードの追加による回収率の

<sup>20</sup> このような不整合を避けるために、入れ子構造を特定したのちには、 $\tau$  そのものではなく、例えば  $\tau = 1/[1+\exp(-g)]$  と置いて  $g$  を推定するという方法も考えられる。もっとも、包含値係数が負であることは、Webモードの存在が回収率を下げることを示唆するものの、Israel (2009)が、郵送回収法に関して、Webモードを追加した場合にむしろ回収率が低いという結果を示したように、訪問回収法においてもWebモードの追加が回収率を下げるということが考えられないわけではない点は注記しておきたい。

<sup>21</sup> 回収状況の指標については、山本・石田(2010)を参照されたい。

増分として、0.1902%ポイントを超えるような値を考えるのは現実的ではない、ということである。念のために付け加えれば、ここでの単位は、1 を最大値とする比率ではなく、100 を最大値とする%ポイントである。

## 7. 結論

本稿では、Web モードの追加を例にとり、選択肢追加型の処置の効果を、統制群なしに評価できることを示し、実際に JHPS2009 データを用いて分析を行なった。分析の結果は次のように要約できる。

まず、留置調査と Web 調査を併用した場合に、Web で回答する対象者は、若年、大卒、事務・情報処理職、高収入の者に多いといった特性が見られるが、これらの特性は、PC の使用・インターネット環境の保有という条件との相関によって生じている側面が大きい。

次に、留置調査に Web モードを追加した場合の、回収状況に与える影響を計測するために、代替パターンを柔軟に表現する多肢選択モデルを推定した上で、計算を実施したところ、回収率の増分は 0.0304%ポイントに過ぎないことが示された。この結果は、対象者の選択行動を、投入された説明変数を用いて RUM で表現でき、攪乱項の分布として特定の分布を用いることができる、という仮定に依存している。

標本調査においては、一定のコストのもとでの誤差の最小化が望まれる。一定の条件のもとで、回収状況の改善もそこから要請される。調査方法が回収状況に与える影響を評価するためには、対象者を調査方法別に無作為に割り当てる設計を採ることが理想的であるが、このようなデザインには大きなコストないしリスクが伴うと認識されることもあるであろう。そのような場合においても、全対象者に同一の調査方法を適用しつつ、本稿のような分析上の工夫を施すことで、特定の調査方法の効果を検討することが可能である。より具体的には、mixed-mode 調査が回収状況に与える影響を評価することが、代替パターンを柔軟に表現することを通して可能である。

最後に、将来の研究課題について述べておきたい。本稿で直接扱った、紙と Web との mixed-mode 調査について言えば、本稿では Web モードを追加モードと考えてその効果を検討したが、実は紙回答というモードが回収状況に寄与した効果を分析することも、理論的には可能である。これはすなわち、対象者すべてに Web へのアクセスがあるという仮定

のもとに<sup>22</sup>、紙回答というモードがないという仮想状況で、回収率はどの程度下がるのか、という問いに関する分析である。これは、調査実施者にとって Web 調査のコストが低い限りにおいて、一定のコストのもとでの誤差の最小化を目指す観点から、興味深い情報を与える可能性がある。また、本稿での手法を応用すれば、Web モードの追加が、標本の偏りなどの特性に与えた影響を見積もることができるほか、Web モードの回答コストが低下して Web 回答率が上昇したと仮想的に考えた場合の標本特性への影響についても、見積もることが可能であろう<sup>23</sup>。

さらに、本稿の手法は、他の組み合わせの mixed-mode 調査の効果を検証するのに利用できるであろう。例えば、留置調査に関して、Web モードと郵送回収法、あるいは訪問回収法と郵送回収法を併用した場合において、どのような代替パターンが生じ、回収状況をどのように左右するのか、といった課題に、本稿の方法は応用できるであろう。調査方法の精査を通して、標本調査の誤差の最小化が図られ、その帰結として、より有意義で正確な科学的知見が蓄積されることが望まれる。

加えて、より一般に、本稿の手法は選択肢追加型の処置の効果を統制群なしに評価することに応用できる。例えば、ある地域で公立中高一貫校を設置したことが、その地域の私立中学校の専願受験者数に与える効果を、時点の効果を除去して評価することが可能である。あるいは、高学歴情勢の結婚行動について、女性の学歴下方婚が許容されない社会を仮想的に考え、これと比較して、学歴下方婚の存在がどの程度未婚率を減少させているのかを評価する、といった応用例も考えられる。さらに、本稿の手法で、いわゆる「非正規」という労働形態の存在が、どの程度無業を代替し、どの程度「正規」労働を代替しているのかを評価することも関心を引くテーマとなろう<sup>24</sup>。多肢選択モデルにおける代替パターンの柔軟な表現は、古典的ではあるが、重要な知見を生み出すツールである。

## 補遺 推定される効果に関する誤差の評価

第 6 節で行なった、Web モード追加による回答者数の増分の推定に関する、誤差の評価

---

<sup>22</sup> この場合にも、調査時のアタック対象者すべてについて、Web 回答のための環境を有するか否かの情報があれば、より精確な分析が実施できると考えられる。

<sup>23</sup> 例えば、Web 回答時に必要な操作がより簡単になり、また、そのためのスキルがより広く流布したという仮想状況を想定していることになる。この仮想状況を現出させるための 1 つのありうる手法は、その選択肢の選択肢固有定数を仮想的に大きくしながら予測確率を算出し、それをもとに標本特性を観察する、というものである。

<sup>24</sup> この場合、単純な分析による限りでは、労働の需要側の要素を無視することになる点に注意が必要である。



について詳述する。誤差の評価は delta 法で行なうが、計算過程は以下のとおりである。以下では簡単のため推定値を示す<sup>^</sup>（ハット）を省略する。

パラメータベクトル  $\theta$  を、以下のように定義する。

$$[A1] \quad \theta \equiv (\tilde{\alpha}_{paper} \quad \tilde{\beta}'_{paper} \quad \tilde{\alpha}_{web} \quad \tilde{\beta}'_{web} \quad \tau_{B_{coop}})'$$

$D$  の分散は次のように算出できる。

$$[A2] \quad \text{Var}(D) = \left( \frac{\partial D}{\partial \theta} \right)' \text{Var}(\theta) \left( \frac{\partial D}{\partial \theta} \right)$$

$$[A3] \quad \frac{\partial D}{\partial \theta} = \frac{\partial NC(T=0)}{\partial \theta} - \frac{\partial NC(T=1)}{\partial \theta}$$

ここで、 $\frac{\partial NC(T=0)}{\partial \theta}$  の要素は以下のように計算される。ただし、 $\tilde{V}_{i,paper} \equiv \tilde{\alpha}_{paper} + \tilde{\beta}'_{paper} x_i$ 、

$\tilde{V}_{i,web} \equiv \tilde{\alpha}_{web} + \tilde{\beta}'_{web} x_i$  とおく。

$$[A4] \quad \frac{\partial NC(T=0)}{\partial \tilde{\alpha}_{paper}} = -\tau_{B_{coop}} \sum_{i=1}^n \left[ \frac{\exp(\tau_{B_{coop}} \tilde{V}_{i,paper})}{\{1 + \exp(\tau_{B_{coop}} \tilde{V}_{i,paper})\}^2} \right]$$

$$[A5] \quad \frac{\partial NC(T=0)}{\partial \tilde{\beta}'_{paper}} = -\tau_{B_{coop}} \sum_{i=1}^n \left[ \frac{\exp(\tau_{B_{coop}} \tilde{V}_{i,paper})}{\{1 + \exp(\tau_{B_{coop}} \tilde{V}_{i,paper})\}^2} \cdot x_i \right]$$

$$[A6] \quad \frac{\partial NC(T=0)}{\partial \tilde{\alpha}_{web}} = 0$$

$$[A7] \quad \frac{\partial NC(T=0)}{\partial \tilde{\beta}'_{web}} = \mathbf{0}$$

$$[A8] \quad \frac{\partial NC(T=0)}{\partial \tau_{B_{coop}}} = -\sum_{i=1}^n \left[ \frac{\exp(\tau_{B_{coop}} \tilde{V}_{i,paper})}{\{1 + \exp(\tau_{B_{coop}} \tilde{V}_{i,paper})\}^2} \cdot \tilde{V}_{i,paper} \right]$$

他方で、 $\frac{\partial NC(T=1)}{\partial \theta}$  の要素は以下のように計算される。ただし、式[13]のとおり、

$I_{iB_{coop}} \equiv \ln[\exp(V_{i,web} / \tau_{B_{coop}}) + \exp(V_{i,paper} / \tau_{B_{coop}})] = \ln[\exp(\tilde{V}_{i,web}) + \exp(\tilde{V}_{i,paper})]$  とおく。

$$[A9] \quad \frac{\partial NC(T=1)}{\partial \tilde{\alpha}_{paper}} = -\tau_{B_{coop}} \sum_{i=1}^n \left[ \frac{\exp(\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}})}{\{1 + \exp(\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}})\}^2} \cdot \frac{\exp(\tilde{V}_{i,paper})}{\exp(\tilde{V}_{i,paper}) + \exp(\tilde{V}_{i,web})} \right]$$

$$[A10] \quad \frac{\partial NC(T=1)}{\partial \tilde{\beta}_{paper}} = -\tau_{B_{coop}} \sum_{i=1}^n \left[ \frac{\exp(\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}})}{\{1 + \exp(\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}})\}^2} \cdot \frac{\exp(\tilde{V}_{i,paper})}{\exp(\tilde{V}_{i,paper}) + \exp(\tilde{V}_{i,web})} \cdot \mathbf{x}_i \right]$$

$$[A11] \quad \frac{\partial NC(T=1)}{\partial \tilde{\alpha}_{web}} = -\tau_{B_{coop}} \sum_{i=1}^n \left[ \frac{\exp(\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}})}{\{1 + \exp(\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}})\}^2} \cdot \frac{\exp(\tilde{V}_{i,web})}{\exp(\tilde{V}_{i,paper}) + \exp(\tilde{V}_{i,web})} \right]$$

$$[A12] \quad \frac{\partial NC(T=1)}{\partial \tilde{\beta}_{web}} = -\tau_{B_{coop}} \sum_{i=1}^n \left[ \frac{\exp(\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}})}{\{1 + \exp(\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}})\}^2} \cdot \frac{\exp(\tilde{V}_{i,web})}{\exp(\tilde{V}_{i,paper}) + \exp(\tilde{V}_{i,web})} \cdot \mathbf{x}_i \right]$$

$$[A13] \quad \frac{\partial NC(T=1)}{\partial \tau_{B_{coop}}} = -\sum_{i=1}^n \left[ \frac{\exp(\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}})}{\{1 + \exp(\tau_{B_{coop}} I_{iB_{coop}})\}^2} \cdot I_{iB_{coop}} \right]$$

以上の数式に、推定されたパラメータと、パラメータの分散共分散行列  $\text{Var}(\theta)$  を当てはめれば、 $D$  の分散が得られる。

## 付記

本稿の分析で用いられている JHPS2009 データは、慶應義塾大学に設置されているパネル調査共同研究拠点より、2009年8月に提供されたものである。

## 引用文献

- Couper, Mick P., and Peter V. Miller. "Web Survey Methods: Introduction." *Public Opinion Quarterly* 72 (5): 831-835.
- Dillman, Don A. 1999. *Mail and Internet Surveys: The Tailored Design Method (Second Edition)*. New York: Wiley.
- Dillman, Don A., Glenn Phelps, Robert Tortora, Karen Swift, Julie Kohrell, Jodi Berck, and

- Benjamin L. Messer. 2009. "Response Rate and Measurement Differences in Mixed-Mode Surveys Using Mail, Telephone, Interactive Voice Response (IVR) and the Internet." *Social Science Research* 38: 1-18.
- Greene, William H. 2003. *Econometric Analysis (Fifth Edition)*. Upper Saddle River, N.J.: Prentice-Hall.
- Groves, Robert M., Floyd J. Fowler Jr., Mick P. Couper, James M. Lepkowski, Eleanor Singer, and Roger Tourangeau. 2004. *Survey Methodology*. Wiley.
- Heiss, Florian. 2002. "Structural Choice Analysis with Nested Logit Models." *Stata Journal* 2 (3): 227-252.
- Israel, Glenn D. 2009. "Obtaining Responses by Mail or Web: Response Rates and Data Consequences." Paper Presented at the 64th Annual Conference of AAPOR.
- Kaplowitz, Michael D., Timothy D. Hadlock, and Ralph Levine. 2004. "A Comparison of Web and Mail Survey Response Rate." *Public Opinion Quarterly* 68 (1): 94-101.
- McCabe, Sean Esteban, Alison Diez, Carol J. Boyd, Toben F. Nelson, and Elissa R. Weitzman. 2006. "Comparing Web and Mail Responses in a Mixed Mode Survey in College Alcohol Use Research." *Addictive Behavior* 31: 1619-1627.
- Naoi, Michio. 2009. "Attrition Bias in Longitudinal Survey: A Validation Study with Interviewer's Record of Respondent Mobility." Joint Research Center for Panel Studies Discussion Paper Series DP2009-003.
- Train, Kenneth E. 2003. *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge: Cambridge University Press.
- 総務省 . 2010 . 『平成 22 年国勢調査実施計画』  
<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010/keikaku/pdf/sy02.pdf> ( 2011 年 3 月 24 日閲覧 )
- 直井道生・山本耕資 . 2010 . 「日本家計パネル調査の標本設計と代表性」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie 編 『貧困のダイナミズム』慶應義塾大学出版会: 3-27 .
- 直井道生・山本耕資・宮内環 . 2010 . 「JHPS 調査票回収状況および回答状況における調査実施方法のパフォーマンス」樋口美雄・宮内環・C. R. McKenzie 編 『貧困のダイナミズム』慶應義塾大学出版会: 29-63 .
- 山本耕資・石田浩 . 2010 . 「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査(JLPS)の欠票分類と回収状況に関する諸指標の検討：対象者「本人」の協力の度合いと調査員訪問の成功の度合い」『東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ』 No.34 .

## 図表

表1. PC使用・ネット環境とWeb回答

自宅でのPC使用・インターネット環境	Web調査で回答		計
	Yes	No	
自宅でPCを使用・インターネットあり	89	2,240	2,329
自宅でPCを使用・インターネットなし	0	204	204
自宅でPCを使用・インターネット不明	0	1	1
自宅でPCを不使用	2	1,464	1,466
自宅でのPC使用不明	0	22	22
計	91	3,931	4,022

Source: 直井・山本(2010: 12)の表1-6

表2. ネット環境とWeb回答のプロビット分析

	PC使用・ネット環境あり <sup>b</sup>			Web回答 <sup>c</sup>		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
性別(基準:男性)						
女性	-0.139 *	0.055	0.011	-0.228 *	0.128	0.075
年齢(基準:19~29歳)						
30~39歳	0.091	0.093	0.329	0.316 *	0.174	0.070
40~49歳	0.079	0.097	0.414	0.223	0.190	0.242
50~59歳	-0.336 **	0.095	0.000	-0.061	0.229	0.791
60歳~	-0.725 **	0.089	0.000	0.158	0.208	0.449
婚姻状態(基準:無配偶)						
有配偶	0.142 *	0.064	0.025	-0.473 **	0.133	0.000
教育程度(基準:中学・高校)						
短大・高専	0.467 **	0.078	0.000	0.189	0.179	0.290
大学	0.677 **	0.065	0.000	0.176	0.140	0.208
大学院	1.409 **	0.293	0.000	0.174	0.308	0.573
その他	0.469 **	0.108	0.000	0.190	0.218	0.385
職業(基準:無職)						
農林漁業	-0.502 **	0.185	0.007	---		
販売・サービス	0.051	0.070	0.463	-0.207	0.189	0.273
管理・専門	0.138	0.088	0.117	-0.062	0.192	0.745
事務・情報処理	0.425 **	0.090	0.000	0.185	0.174	0.288
運輸・製造・保安	-0.157 *	0.081	0.054	-0.120	0.212	0.572
その他	0.478 *	0.256	0.062	0.782 *	0.321	0.015
世帯収入(対数) <sup>a</sup>	0.355 **	0.039	0.000	-0.011	0.083	0.899
定数	-2.026 **	0.245	0.000	-1.585 **	0.540	0.003
n	3349			1993		
Log-Likelihood	-1811.818			-292.840		

Note: \*\*:p<0.01; \*:p<0.05; †:p<0.10

<sup>a</sup> 「世帯収入(対数)」は、世帯収入(単位:万円)に1を加えて対数をとったものである。世帯収入に0という回答があるためにこのような操作を行なった。

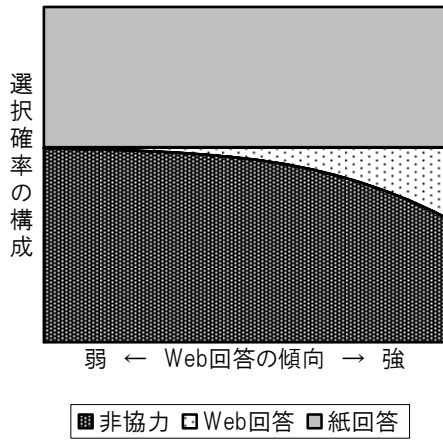
<sup>b</sup> 自宅でパソコンを使用し、かつ、インターネットができる環境である場合に1、そうでない場合に0をとる被説明変数を用いた。自宅でのパソコンの使用について無回答であるか、インターネット環境について無回答である場合は、分析から除外した。

<sup>c</sup> 自宅でパソコンを使用し、かつ、インターネットができる環境である場合に対象を限った上で、調査にWebで回答した場合に1、そうでない場合に0をとる被説明変数を用いた。

<sup>d</sup> この変数が1である場合には被説明変数が必ず0であり、完全な予測変数となったため、この変数は分析から除外され、また、この変数が1である21ケースは除外された。

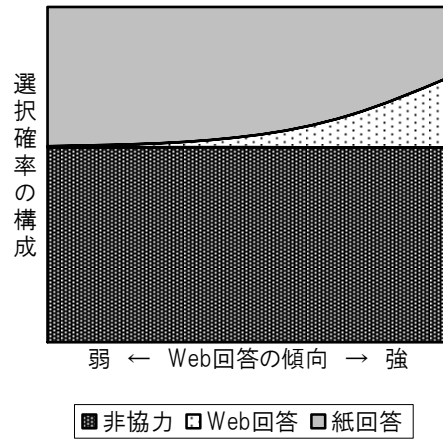
Source: JHPS2009

図1. 代替パターンの模式図(a)



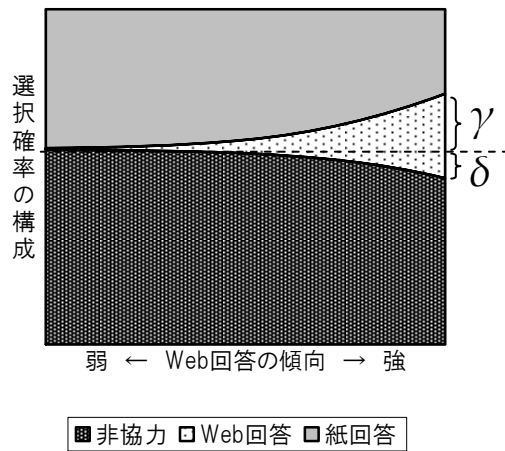
Note: 入れ子型ロジットモデルにおいて、「Web回答」と「非協力」が同じネストBに属すると仮定し、 $V_{i,paper} = -0.331$ ;  $V_{i,nocoop} = 0$ ;  $\tau_B = 0.01$ として、 $V_{i,web}$  が[-0.05, -0.006]の範囲で変化する場合の選択確率の構成を示した。

図2. 代替パターンの模式図(b-1)



Note: 入れ子型ロジットモデルにおいて、「Web回答」と「紙回答」が同じネストBに属すると仮定し、 $V_{i,paper} = -0.331$ ;  $V_{i,nocoop} = 0$ ;  $\tau_B = 0.01$ として、 $V_{i,web}$  が[-0.380, -0.331]の範囲で変化する場合の選択確率の構成を示した。

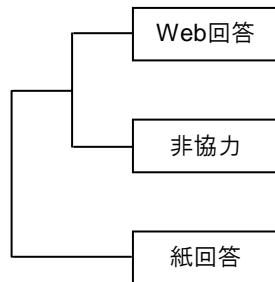
図3. 代替パターンの模式図(b-2)



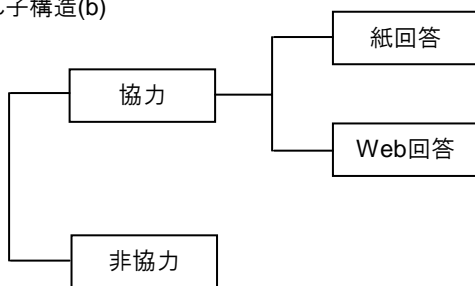
Note: 入れ子型ロジットモデルにおいて、「Web回答」と「紙回答」が同じネストBに属すると仮定し、 $V_{i,paper} = -0.331$ ;  $V_{i,nocoop} = 0$ ;  $\tau_B = 0.5$ として、 $V_{i,web}$  が[-2.6, -0.331]の範囲で変化する場合の選択確率の構成を示した。

図4. 紙回答・Web回答・非協力の入れ子構造

入れ子構造(a)



入れ子構造(b)



入れ子構造(c)

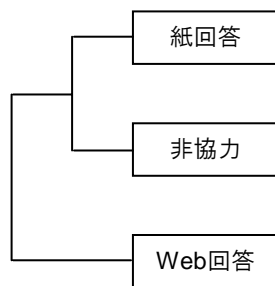


表3. 入れ子構造による包含値係数の違い

	2選択肢を含んでいるネストの包含値係数( $\tau$ )							
	推定値	標準 誤差	95%信頼区間		Wald検定 ( $H_0:\tau=0$ )		Wald検定 ( $H_0:\tau=1$ )	
			下限	上限	$\chi^2$	p値	$\chi^2$	p値
入れ子構造(a)	9.523	5.776	-1.798	20.844	2.720	0.099	2.180	0.140
入れ子構造(b)	0.070	0.188	-0.298	0.439	0.140	0.709	24.470	0.000
入れ子構造(c) <sup>a</sup>	0.640	0.698	-0.728	2.008	0.840	0.359	0.270	0.606

Note: 図4の入れ子構造に対応するモデルを推定した際の、包含値係数(inclusive value coefficient;  $\tau$ )の推定値を示す。調査時に接触できたケースに限定して推定した。モデルの定式化はGreene (2003: 725-727)による。推定アルゴリズムはNewton-Raphson法である。投入された説明変数は表4に挙げられている変数である。推定の際、尤度関数の1階偏導関数に関する収束条件は設けなかった。

<sup>a</sup> 最初に収束条件を満たした推定値の近傍において、尤度関数が凹関数だと判断されなかったため、その推定値から再探索を行なった。

Source: JHPS2009



表4. 協力・非協力と紙回答・Web回答の入れ子型ロジットモデルの推定結果<sup>a</sup>

	基準選択肢:非協力			
	協力・紙回答		協力・Web回答	
	係数 <sup>b</sup>	p値	係数 <sup>b</sup>	p値
性別(基準:男性)				
女性	0.028	0.498	-0.023	0.871
年齢(基準:19~29歳)				
30~39歳	0.153 *	0.034	0.150 *	0.046
40~49歳	0.226 **	0.003	0.204 *	0.034
50~59歳	0.208 **	0.005	0.139	0.480
60歳~	0.136 *	0.035	0.053	0.820
居住状況(基準:一戸建て(木造)・無回答)				
一戸建て(鉄筋コンクリート)	0.203 *	0.043	0.211 +	0.050
集合住宅(木造)	0.363 **	0.000	0.344 **	0.003
集合住宅(鉄筋コンクリート)	0.133 *	0.029	0.158 +	0.084
地域ブロック(基準:北海道)				
東北	-0.843 **	0.000	-0.940 **	0.005
関東	-0.968 **	0.000	-0.908 **	0.000
中部	-0.059	0.626	-0.004	0.984
近畿	-0.429 **	0.000	-0.353	0.135
中国	-0.757 **	0.000	-0.729 **	0.001
四国	-0.717 **	0.001	-0.760 **	0.003
九州	-0.057	0.645	-0.040	0.782
市郡規模(基準:政令市)				
その他の市	-0.009	0.854	0.019	0.837
町村	0.086	0.292	0.141	0.402
調査方式(基準:留置のみ)				
面接併用	-0.031	0.462	-0.024	0.616
正規対象・予備対象(基準:予備対象)				
正規対象	-0.143 *	0.029	-0.145 *	0.038
正規対象プレミアム(基準:プレミアムなし)				
正規対象プレミアムあり	0.521 **	0.000	0.490 **	0.003
「正規対象」と「正規対象プレミアム」の交互作用項				
正規対象×正規対象プレミアム	0.210 *	0.019	0.293	0.218
選択肢固有定数	-0.238 +	0.066	-0.526	0.506
「協力」ネストの包含値係数 <sup>c</sup>		0.070		
「非協力」ネストの包含値係数 <sup>d</sup>		1.000		
n		9621		
Log-Likelihood		-6873.731		

Note: \*\*;p<0.01; \*;p<0.05; +;p<0.10

<sup>a</sup> 図4の入れ子構造(b)を採用したモデルの推定値を示した。調査時に接触できたケースに限定して推定した。定式化はGreene (2003: 725-727)による。推定アルゴリズムはNewton-Raphson法である。尤度関数の1階偏導関数に関する収束条件は設けなかった。

<sup>b</sup> 表示されている係数は、Greeneの定式化によるパラメータそのものではなく、Greeneの定式化によるパラメータに包含値係数を掛けて、RUMと整合的に解釈できるようにしたものであり、本文中の $\beta$ および $\alpha$ に相当する。この係数の推定値に関して、delta法で標準誤差を推定し、p値を算出して表示した。

<sup>c</sup> 「協力」ネストの包含値係数の標準誤差およびWald検定については、表3を参照されたい。

<sup>d</sup> 推定の際、「非協力」ネストの包含値係数は1に制約された。

Source: JHPS2009

表5. 入れ子型ロジットモデルをもとにしたWebモード追加の効果の推定

	実際の選択者数		Webモードがある場合	Webモードがない場合	
	ケース数	(%)	選択者数期待値	選択者数期待値	差分
協力					
紙回答	3,931	(40.86)	3,930.3	4,018.4	88.1
Web回答	91	(0.95)	91.9	—	—
非協力	5,599	(58.20)	5,598.8	5,602.6	3.8
計	9,621	(100.00)	9,621.0	9,621.0	91.9

Note: 表4の入れ子型ロジットモデルの推定値をもとにした、Webモードがある場合の選択者数の期待値(予測選択確率の総和)と、Webモードがないと仮定した場合の選択者数の期待値、および、Webモードがある場合と比べた際の差分を示した。

Source: JHPS2009

表6. Webモード追加の効果の誤差評価

Webモード追加の 効果の指標	推定値	標準誤差	95%信頼区間	
			下限	上限
回答者(協力者)数の増分	3.816	10.233	-16.242	23.873
協力率の増分(%ポイント)	0.0397	0.1064	-0.1688	0.2481
回収率の増分(%ポイント)	0.0304	0.0815	-0.1294	0.1902

Note: 表4の入れ子型ロジットモデルの推定値にもとづいて、Webモード追加の効果を各種指標で示し、その誤差を評価した。誤差の評価はdelta法による。協力率は、(調査での協力者数/調査での接触者数)で定義した。回収率は、(調査での協力者数/調査でのアタック対象者数)で定義した。JHPS2009における、調査での接触者数は9,621、アタック対象者数は12,549である。

Source: JHPS2009