

## 第1章

# パネル調査における回答継続と調査実施方法

## ——JHPS2010 を用いた検証\*

直井道生  
山本耕資

### 要旨

本稿では、2010年1月に第2波の調査が実施された「日本家計パネル調査」(Japan Household Panel Survey) を用いて、調査実施方法に関する実験が、第2波の回答継続に与える影響を検討した。分析の結果は、主として次の3点にまとめられる。

第1に、調査の第1波における完了報酬プレミアムの設定は、第2波の回答継続率を下落させることが明らかになった。ただし、この影響は第1波における回収率の上昇を完全に相殺するほど大きいものではない。第2に、面接調査の併用は、おそらくは面接調査のための時間的なコストと聴取調査で回答を調査員に伝えることに対する抵抗感を反映して、回答継続率を低下させる可能性がある。第3に、第1波において web 調査によって回答を行ったグループと紙調査によって回答を行ったグループのその後の回答継続率には、統計的に有意な差異は観察されない。

---

\* 本稿の執筆に当たっては、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点より『日本家計パネル調査』をご提供いただいた。記して謝意を表すものである。

## 第 1 節 はじめに

わが国におけるパネル調査の利用可能性の拡大を背景として、これを用いた計量経済学的な研究や政策評価は、近年ますます盛んになっている。言うまでもなく、こうした分析から有為な結論を導くためには、適切な標本設計や回収方法、変数測定法を備えた質の高い調査の利用が不可欠である。とりわけ、パネル調査のデザインにおける中心的な課題としては、回答継続とサンプル脱落の問題が重要であることが指摘されている (Kasprzyk et al., 1989)。

本稿では、2010年1月に第2波の調査が実施された「日本家計パネル調査」(Japan Household Panel Survey, JHPS) を用いて、回答継続問題の検討を行う。より具体的に述べると、本稿の目的は以下の2点に大別される。

第1に、JHPSにおける回答継続状況を、特に観察可能な個人・家計属性との関連に焦点を当てて概観することを目的とする。パネル調査における回答継続状況は、サンプルの代表性と密接に関連するため、本書における様々な分析の基礎となる情報を提供することになる。第2に、より主要な目的は、調査実施方法の相異が回答継続に与える影響について、包括的な検討を行う点にある。具体的には、(1) 調査員に対する完了報酬の支払い方法、(2) 面接調査の併用、(3) web 調査の実施、の3点に焦点を当てて、これらの調査実施方法が第2波の回答継続に与える影響を検証する。直井他 (2010) では、こうした要因が JHPS 初年度の回収率に与える影響を議論したが、本稿では、その後の回答継続・サンプル脱落への影響を併せて考えることで、調査方法のパフォーマンスをより包括的に評価する。このような分析は、JHPS を用いた実証分析に対してのみならず、社会調査一般に対する重要なインプリケーションを持つものと考えられる。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第2節では JHPS の調査の概要と調査方法について解説するとともに、調査の第2波における回答継続率に関する記述的な分析を行う。これを踏まえて、第3節では、回答継続の規定要因を検討するために、主要な対象者・家計属性、調査プロセスに関する変数を用いた回答継続に関するプロビットモデルの推計結果を提示する。これに加え、第1波の調査回収に与える影響についても併せて再検討を行い、JHPS で実施された調査方法に関する実験的試みを評価する。第4節は結語である。

## 第 2 節 日本家計パネル調査の概要

### 1 調査の概要と調査方法

本稿での分析に使用する JHPS は、2009年1月に第1波の調査が実施された家計パネル調査である。調査対象となる母集団は、2009年1月31日時点において、住民基本台帳に記載のある満20歳以上の男女であり、総人口（日本人）の81.7%に相当する。

調査の第1波においては、この母集団から層化2段無作為抽出法を用いて対象となる個人を抽出し、調査依頼を行った。具体的には、まず地域特性によって層化し、各層内で無作為に地点を抽出したのちに、各調査地点において、約10名の個人（正規対象者）を無作為に選定し、同時に、各々の正規対象者と同一の性・年齢階級に属する個人（予備対象者）を事前に選定している。通常の調査では、抽出された調査対象に対して調査を依頼し、調査協力が得られなかった場合は未回収となる。一方で、JHPSでは、正規対象者の協力が得られなかった場合、事前に選定された予備対象に対して順次協力を依頼することで、所定の標本サイズを確保している<sup>1</sup>。このようなプロセスで、計12,549名の適格対象者に調査協力を依頼し、最終的に4,022名から有効回答を得ている（回収率32.1%）。

そのうえで、2010年1月31日を期日として、第1波の回答者4,022名を対象として、継続調査（第2波）が実施された。第2波の有効回答数は3,470であり、回収率は86.3%となった。以下では、調査の第1波における回収率と区別するために、第2波の有効回答数を第1波のそれで除したものを回答継続率として定義する。

表1では、回答継続率と調査方法について、JHPSに加えて、「慶應義塾家計パネル調査」（Keio Household Panel Survey, KHPS）および「消費生活に関するパネル調査」（Japanese Panel Survey of Consumers, JPSC）の概要をまとめている。本稿の焦点である第2波の回答継続率に関しては、JHPSはKHPS（コホートA）とJPSCのほぼ中間に位置し、調査開始時期に近いKHPS（コホートB）とほぼ同水準になっている。

各調査は、標本抽出法や調査実施主体など、多くの点で共通しているものの、いくつかの点で異なる特徴を持っている。まず、調査の謝礼に関しては、JPSCでは5,000円であるのに対し、残る3調査はいずれも3,000円となっている。謝礼の金額がパネル調査の回答継続に与える影響については、それほど多くの研究の蓄積があるわけではないが、郵送調査

表1：調査方法と回答継続率—JHPS, KHPS, JPSC

	JHPS	KHPS <sup>1)</sup> コホートB	KHPS コホートA	JPSC <sup>2)</sup>
調査開始年	2009年	2007年	2004年	1993年
回収数				
第1波	4,022	1,420	4,005	1,500
第2波	3,470	1,240	3,314	1,422
(回答継続率, %)	(86.3%)	(87.3%)	(82.7%)	(94.8%)
対象者	調査開始時点で満20歳以上の男女	調査開始時点で満20～69歳の男女	調査開始時点で満20～69歳の男女	調査開始時点で24～34歳の女性
標本抽出法	層化2段無作為抽出法	層化2段無作為抽出法	層化2段無作為抽出法	層化2段無作為抽出法
調査時期	毎年1月下旬	毎年1月下旬	毎年1月下旬	毎年9月下旬
調査の謝礼	3,000円	3,000円	3,000円	5,000円

1) 「慶應義塾家計パネル調査」（Keio Household Panel Survey）

2) 「消費生活に関するパネル調査」（Japanese Panel Survey of Consumers）

出所：JHPS2009およびJHPS2010より作成。KHPSの集計は直井（2007）、JPSCの集計は坂本（2006）による。

<sup>1</sup> JHPSの標本抽出法および第1波の回収状況に関するより詳しい議論については、直井・山本（2010）を参照のこと。

の回収率についての分析事例からは、謝金の多寡は、特に若年層の回収率に大きな影響を与えるとされる (Dillman, 2008)。こうした傾向は、若年女性を対象とした調査である JPCS の回答継続率の高さを部分的に説明する可能性がある<sup>2</sup>。また、調査の対象者に関しては、3 調査では事前に年齢の上限を設定しているのに対し、JHPS では上限を設けていない。後で議論する通り、パネル調査の回答継続率は、若年者と高齢者の双方で低くなる傾向がある。このため、年齢の上限を設けないことは、他の調査との比較で、JHPS の回答継続率を低下させている可能性がある。

JHPS2009 では、調査回収率への影響を探る目的で、調査方法に関していくつかの実験的試みがなされている。次項では、調査方法の違いと回答継続率の関連を検討していくが、以下では、これに先立って実験の概要を解説する。なお、JHPS2009 における調査方法に関する実験とその評価について、詳しくは直井他 (2010) を参照されたい。

JHPS における調査方法に関する実験は、(1) 調査員に対する完了報酬の支払い方法の変更、(2) 面接調査法の導入、および (3) web 調査の実施、の3点にまとめられる。

(1)の完了票報酬に関する実験は、第1波の調査時に、調査員ごとに異なる完了票報酬の支払い方法を適用したものである。JHPS の調査員には、対象者の協力が得られた場合に一定の手当てが支払われる仕組みになっている。ここでは、調査員を2群に分けて、一方には正規対象・予備対象にかかわらず一律 (2,800 円) の完了手当てを設定し (「正規=予備」群)、他方には正規対象からの回収 (3,300 円) に対して、予備対象からの回収 (2,600 円) よりも高い手当てを設定した (「正規>予備」群)<sup>3</sup>。なお、第2波の調査では、正規・予備対象の別によらず、回収が得られた場合には一律の完了手当てを設定した。

(2)の面接調査法の導入は、家計を対象とする調査でしばしば利用されてきた訪問留置法に加えて、面接調査法を部分的に導入したものである。具体的には、各調査員が担当する対象者を無作為に2分割し、それぞれ異なる調査モードを利用した。まず、留置調査群に対しては、調査対象者に調査票を訪問配布し、記入済みの調査票を調査員が再度訪問して収集する自計式の留置調査法を適用した。一方、面接併用群に対しては、質問項目によって、留置調査群と同様の自計式の留置調査法と、対面聴取による面接調査法とを使い分けられている。なお、調査方法の違いはあるが、両群での調査内容は同一としている。また、第1波の調査時点で設定した2群の割り当ては、第2波の調査でも同一としており、新たに割り当てを行っているわけではない<sup>4</sup>。

<sup>2</sup> 先行研究では、督促状の送付や謝礼を先渡しにするか後渡しにするか、といった要因も、対象者の回答のインセンティブに影響を与えることが指摘されている (Dillman, 2008; 保田他, 2008)。ただし、ここで挙げた4つの調査に関しては、いずれも督促状の送付回数や謝礼を渡すタイミング (後渡し) に差異はない。

<sup>3</sup> なお、同一支局で調査を担当する複数の調査員に対して異なる完了票報酬の支払い方法を適用することには問題が予想されたため、支払い方法の割り当ては調査支局単位で行っている。そのため、この実験の割り当ては調査員単位で無作為に行われているわけではない点に注意が必要である。

<sup>4</sup> この点は、実験の評価との関連で重要な意味を持つ。一般に、面接調査の実施は、第1波の調査回収と第2波の回答継続に対して、それぞれ異なる影響を持ち得る。ところが、第2波の対象者は、当然のことながら、第1波における異なる調査方法の割り当てのもとで、調査協力を選択した個人である。その意味で、第2波における面接調査の実施についての割り当ては、間接的には、第1波における面接調査 (非)

(3)の web 調査の実施に関しては、留置法による調査項目について、通常の質問紙による回答方法に加え、web 上での回答オプションを用意したものである。この実験に関しては、上記の2つの実験とは異なり、事前に対象者ごとに回答方法（質問紙/web）を割り当てることはせず、選択は対象者にゆだねている。ここで、(2)の面接調査の実施に関しては、第1波と第2波で必ず同一の割り当てを利用しているのに対し、web 調査に関しては、第1波の回答モードによらず、対象者は第2波の回答モードを任意に選択可能であったことに注意が必要である。なお、実際の調査に当たっては、各対象者ごとに web 回答用の URL、ID 番号、パスワードを用意することで対応した<sup>5</sup>。

## 2 日本家計パネル調査におけるサンプル脱落

本項では、主要な対象者・家計属性、調査プロセスに関する属性とパネル調査における回答継続との関連を、記述的な分析によって探っていく。対象者・家計属性に関しては、対象者の性別、年齢階級、配偶関係、最終学歴、対象者世帯の世帯員数、子どもの有無を取り上げ、各変数についてグループ間の回答継続率の比較を行う。また、調査プロセスに関する属性としては、第1波における対象者種別（正規対象者・予備対象者）、完了票報酬の支払い方法（「正規＝予備」群・「正規＞予備」群）、調査モード（留置調査・面接併用）、回答モード（紙調査・web 調査）および第1波における調査員の訪問回数を取り上げ、同様の方法によって回答継続率の比較を行った<sup>6</sup>。なお、グループ間の回答継続率の比較に当たっては、Pearson のカイ 2 乗検定を実施した<sup>7</sup>。

表 2 は、上記の対象者・家計属性について、グループごとの回答継続率を示したものである。まず、対象者の性別については、男性の回答継続率が 87.3%であったのに対し、女性の回答継続率は 85.3%となった。カイ 2 乗検定の結果は、両グループの回答継続率には 10%水準で統計的に有意な差が存在することを示している。KHPS などのパネル調査においては、回答継続率は男女でほぼ同水準か、女性の方が高くなる傾向が知られているため、この結果は既存の知見とは対照的であるといえる<sup>8</sup>。JHPS では、対象者の年齢に上限を設けていないため、母集団の人口構成を反映して、女性の方が相対的に高齢者の比率が高くなっている<sup>9</sup>。一般に、パネル調査の回答継続は、若年者と高齢者の双方で低くなる傾向がみられるため、回答継続率の男女差は、サンプルの年齢構成の違いによって、少なくとも部分的には説明可能であると考えられる。実際、年齢階級別の回答継続率をみると、20代の対象者

---

実施の影響を受けていることになる。プログラム評価の枠組みでいえば、上記の問題は、処置群＝統御群間の非同質性の問題としても捉えられる。したがって、面接調査の実施が第2波の回答継続に与える影響については、慎重に検討する必要がある。

<sup>5</sup> Web 調査の実施が第1波の調査回収に与えた影響に関しては、山本・直井 (2011) を参照されたい。

<sup>6</sup> 以下では、事前に割り当てを行った留置調査・面接調査の別を「調査モード」という用語で表し、対象者本人による回答方法の選択である紙調査・web 調査の別を「回答モード」という用語で表すこととする。

<sup>7</sup> Fisher の正確確率検定による検定も行っているが、結果はほぼ同一であったため、表中では省略している。

<sup>8</sup> たとえば、KHPS のコホート A における第2波の回答継続率は、男性が 82.8%、女性が 83.4%であり、両者には統計的に有意な差は存在しない。

<sup>9</sup> 60歳以上の対象者の割合は、男性では 33.4%であるのに対し、女性では 38.2%となっている。

表2：対象者・家計属性と回答継続

性別	男性		女性		
回答継続率 (%)	87.3%		85.3%		
(サンプルサイズ)	(1,949)		(2,073)		
Pearsonのカイ2乗検定	$\chi^2(1) = 3.1938$ (P = 0.074)				
年齢階級別	20代	30代	40代	50代	60代以上
回答継続率 (%)	80.8%	87.2%	86.6%	87.1%	86.5%
(サンプルサイズ)	(406)	(1,808)	(254)	(495)	(1,039)
Pearsonのカイ2乗検定	$\chi^2(4) = 35.9820$ (P = 0.000)				
配偶関係別	無配偶		有配偶		
回答継続率 (%)	82.3%		87.8%		
(サンプルサイズ)	(1,133)		(2,889)		
Pearsonのカイ2乗検定	$\chi^2(1) = 20.5506$ (P = 0.000)				
最終学歴別	中学校	高校	専門学校・ その他	短大・高専	大学・ 大学院
回答継続率 (%)	80.8%	87.2%	86.6%	87.1%	86.5%
(サンプルサイズ)	(406)	(1,808)	(254)	(495)	(1,039)
Pearsonのカイ2乗検定	$\chi^2(4) = 11.9044$ (P = 0.018)				
世帯規模別	単身世帯		2～4名	5名以上	
回答継続率 (%)	81.8%		86.7%	86.6%	
(サンプルサイズ)	(329)		(2,961)	(732)	
Pearsonのカイ2乗検定	$\chi^2(2) = 6.1653$ (P = 0.046)				
子どもの有無別	子どもあり			子どもなし	
回答継続率 (%)	88.3%			83.6%	
(サンプルサイズ)	(2,298)			(1,724)	
Pearsonのカイ2乗検定	$\chi^2(1) = 18.4505$ (P = 0.000)				

注：サンプルサイズは第1波の回収数の内訳。

出所：JHPS2009およびJHPS2010（本人票・調査員票）より作成。

の回答継続率が顕著に低だけでなく、60代以上でも若干低下する傾向がみられる。なお、ここでは結果を省略しているが、回答継続率は70歳以上の対象者では84.6%、80歳以上では77.5%と、さらに低下する。

配偶関係については、無配偶者の回答継続率は82.3%であったのに対し、有配偶者では87.8%と、顕著な違いがみられる。こうした傾向は、他の調査においても共通して観察されるものであるが、配偶関係は年齢と密接に関連しているため、単純集計のみで純粋な影響を識別することは困難であると考えられる。対象者の最終学歴に関しても、中学校卒の場合、顕著に回答継続率が低下する傾向がみられるが、少なくとも1970年代には高校進学率が90%を超えていたというわが国の現状を前提とすれば、こうしたグループには高齢者が集中していることになる。そのため、やはり純粋な影響を識別するためには、年齢効果を適切に統御することが必要である。

対象者の家計属性としては、世帯規模と子どもの有無を取り上げている<sup>10</sup>。事前の予想と

<sup>10</sup> その他、対象者の就業形態や世帯の預貯金、年収等についても検討を行ったが、結果は省略している。

整合的に、世帯員数については、単身世帯で顕著に回答継続率が低くなっている。一方、子どもの有無については、子どものいない世帯で回答継続率が低下する傾向がみられた。いずれの属性についても、グループ間の回答継続率には少なくとも5%水準で統計的に有意な差があることが示される。

表3は、表2と同様の方法で、調査プロセスに関する属性について、グループごとの回答継続率を示したものである。対象者種別に関しては、第1波における標本抽出時点で正規対象であったか、予備対象であったかを検討している。結果として、両グループの回答継続率は極めて似通った水準となっており、統計的にも有意な違いは観察されなかった。

完了報酬の支払い方法については、第1波の調査時点で、担当する調査員が「正規＝予備」群に割り当てられていたか、「正規＞予備」群に割り当てられていたかによって対象者を分割して、回答継続率を比較している。前述の通り、第2波の調査では、正規対象と予備対象の完了票報酬は同一に設定されているため、両群の違いは純粋に第1波の調査時点でのものである。結果として、「正規＝予備」群に割り当てられた対象者と「正規＞予備」

表3：調査プロセスと回答継続

対象者種別	正規対象	予備対象			
回答継続率 (%)	86.2%	86.3%			
(サンプルサイズ)	(1,355)	(2,667)			
Pearsonのカイ2乗検定	$\chi^2(1) = 0.0100$ (P = 0.920)				
完了報酬 (第1波)	「正規＝予備」群	「正規＞予備」群			
回答継続率 (%)	86.5%	86.1%			
(サンプルサイズ)	(1,850)	(2,172)			
Pearsonのカイ2乗検定	$\chi^2(1) = 0.1288$ (P = 0.720)				
調査モード	留置調査	面接併用			
回答継続率 (%)	87.1%	85.4%			
(サンプルサイズ)	(2,010)	(2,012)			
Pearsonのカイ2乗検定	$\chi^2(1) = 2.3883$ (P = 0.122)				
回答モード (第1波)	紙調査	Web調査			
回答継続率 (%)	86.3%	86.8%			
(サンプルサイズ)	(3,931)	(91)			
Pearsonのカイ2乗検定	$\chi^2(1) = 0.0227$ (P = 0.880)				
訪問回数 (第1波)	1回	2回	3回	4回	5回以上
回答継続率 (%)	85.1%	87.5%	86.6%	84.9%	82.6%
(サンプルサイズ)	(262)	(1,660)	(1,126)	(542)	(407)
Pearsonのカイ2乗検定	$\chi^2(4) = 8.0100$ (P = 0.091)				

注：サンプルサイズは第1波の回収数の内訳。

出所：JHPS2009およびJHPS2010（本人票・調査員票）より作成。

このうち、預貯金および年収については、回答継続と正の相関を持つ傾向が観察されている。ただし、特に実数を回答する項目については、一定数の無回答が存在するために、回答継続との関連は慎重に検討する必要がある。

表4：対象者種別・完了報酬と回答継続率

完了報酬（第1波）	対象者種別	
	正規対象	予備対象
「正規＝予備」群	87.3% (599)	86.1% (1,251)
「正規＞予備」群	85.3% (756)	86.5% (1,416)
Pearsonのカイ2乗検定	$\chi^2(3) = 1.2321$ (P = 0.745)	

注：カッコ内はサンプルサイズ。

出所：JHPS2009およびJHPS2010（本人票・調査員票）より作成。

群に割り当てられた対象者の間で、回答継続率に顕著な違いは認められなかった<sup>11</sup>。前項で議論した通り、「正規＞予備」群については、完了手当てにプレミアムを設定することで、正規対象者からの回収にインセンティブを与えることを意図している。実際、直井他（2010）では、「正規＞予備」群において、正規対象者の回収率が高くなる可能性が示されている<sup>12</sup>。いま、第1波における回収率の向上が、相対的に調査への協力意向の低い対象者からの回収によって達成されているとすれば、「正規＞予備」群に割り当てられた正規対象者の第2波における回答継続率は、逆に低下する可能性がある。この仮説を検討するために、表4では対象者種別と完了報酬の支払い方法についてのクロス集計の結果を報告している。結果として、「正規＞予備」群に割り当てられた正規対象者の回答継続率は、4グループの中で最も低くなることが明らかとなった。特に、「正規＝予備」群に割り当てられていた正規対象者の回答継続率との間には、約2%ポイントの差が観察され、上記の仮説と矛盾しない結果となっている。しかしながら、カイ2乗検定の結果からは、4グループの回答継続率に差があるという帰無仮説は棄却されない。

再び表3に戻って、調査モード別の回答継続率をみると、留置調査群の回答継続率は87.1%であったのに対し、面接併用群の回答継続率は85.4%となった。この結果は、面接調査の実施が対象者にとって負担となっている可能性を示唆する。ここで、対象者にとっての負担としては、面接調査のための時間的なコストと聴取調査で回答を調査員に伝えることに対する抵抗感などが考えられる。ただし、カイ2乗検定の結果からは、一般的な有意水準のもとで回答継続率に差があるという帰無仮説は棄却されなかった。

<sup>11</sup> 前述の通り、完了報酬の支払い方法の割り当ては調査支局単位で行っているため、調査対象者レベルでの割り当ては無作為ではない。そのため、単純集計による回答継続率の差異は、調査支局固有の要因を反映している可能性がある。この問題を（部分的に）解決するために、第3節での分析においては、全ての推計モデルに地域ダミーを説明変数として含めている。

<sup>12</sup> より厳密に言えば、この効果は調査方法が留置のみのケースに限って観察されることが示されている。

回答モードの違いについては、第1波の調査を紙調査で回答した対象者と、webで回答した対象者の比較を行っている。結果として、両グループの回答継続率には有意な差は観察されなかった。

最後に、第1波の調査において、調査票を回収するまでに調査員が訪問した回数をみると、回収までにより多くの訪問を要した対象者ほど、第2波の回答継続率が低くなる傾向が観察された。一般に、調査への協力を得ることが難しい対象者ほど、回収までには多くの訪問が必要になると考えるのが自然である。したがって、この結果は対象者の潜在的な協力意向を反映していると考えられることができる。

### 第3節 調査方法とサンプル脱落

本節では、回答継続のプロビットモデルを推計することで、第2節での議論を再検討する。分析に先立って、結論をまとめると以下ようになる。まず、対象者の個人・家計属性について、年齢、性別、最終学歴、子ども数の各変数については、単純集計と整合的な結果が得られた。一方で、配偶関係および世帯員数に関しては、他の属性を同時に統御することで、回答継続に対する影響の有意性が失われる結果となった。

調査プロセスに関する諸変数について、対象者種別（正規対象・予備対象）および完了報酬の支払い方法（「正規＝予備」・「正規＞予備」）の2変数については、単純集計の結果とは異なり、「正規＞予備」群に割り当てられた対象者は、正規対象か予備対象かによらず、有意に低い回答継続率を示した。この結果は、第1波の回収率に対する正の効果が部分的に相殺されることを示している。一方で、対象者種別および2変数の交互作用（正規対象者かつ「正規＞予備」群）に関しては、回答継続との系統的な関連は認められなかった。

調査モード（面接併用）については、回答継続確率を低下させる傾向がみられたが、最終学歴や子ども数などの本人票の情報を統御した場合には、有意性が失われる結果となった。また、web調査の選択については、第2波の回答継続確率に対して有意な影響を持たない。最後に、調査員の訪問回数については、単純集計の結果と同様、第2波の回答継続確率を有意に低下させることが明らかになった。

#### 1 データ

以下の分析で使用する変数の多くは、対象者自身が回答するJHPSの本体調査を実施する際に、並行して作成される調査記録を利用して構築されている。これは、年齢や性別などの対象者の基本的属性、訪問履歴や調査方法などの調査プロセスに関する項目について、JHPSの調査員が回答するものである。以下では、本体調査の調査票を「本人票」、調査記録を「調査員票」と呼んで区別している。

調査員票の回答結果からは、対象者の性別、年齢階級（10歳階級）、対象者種別（正規対象・予備対象）、完了報酬の支払い方法（「正規＝予備」・「正規＞予備」）、調査モード（留

置調査・面接調査)、訪問回数の各変数を構築した。このうち、対象者の性別、年齢に関しては、第2波の調査に付随して回収された調査員票の情報に基づいている。一方で、これ以外の4つの変数については、第1波の調査員票から得られた情報を用いている<sup>13</sup>。なお、訪問回数については、調査員票に存在する対象者宅への訪問日時の情報を利用して作成した。JHPSの調査員票では、最終訪問日を含めて計6回の訪問日時を記録する欄が用意されている。ここでは、各回答欄に有効な回答が記入されている場合を1回とカウントして、合計の訪問回数を計算している。ただし、7回以上の訪問を行っている場合には調査員票からは合計回数を把握できない。そのため、当該変数の「6」は、6回以上の訪問を意味することに注意が必要である。

これに加え、本人票のデータからは、対象者の配偶関係、最終学歴、世帯員数および子ども数の各変数を作成している。本来であれば、回答継続に関する意思決定を行う時点での情報を使用すべきであるが、回答を継続しなかった対象者については、第2波の調査結果そのものが得られない。そのため、これらの変数は、全て第1波の調査結果から作成されている。

各変数の定義は以下のとおりである。対象者の配偶関係については、有配偶の場合に1を取るダミー変数として定義した。最終学歴に関しては、対象者の最終学歴が中学校、高校、専門学校・その他、短大・高専、大学・大学院の場合にそれぞれ1を取るダミー変数として定義される(基準は中学校)。世帯員数は、対象者本人を含めた同居世帯員数である。また、子ども数については、対象者本人との続柄が「子ども」であると回答された家族の人数を、同居・別居に関わらずカウントしたものである。なお、先行研究においては世帯年収や資産額などの変数も用いられているが、こうした変数は項目回答率が低いため、今回の分析からは除外している。直井(2009)によれば、前年の調査における項目回答率が低い対象者は、そもそも調査の継続意欲が低く、結果として翌年の回答継続率が有意に低くなることが示されている。このような場合、前年の調査における項目回答率が低い変数(年収・資産額等)を分析に加えることは、回答継続関数の推定の対象となるサンプルを継続回答者に偏らせ、結果としてその規定要因の解釈そのものを困難にする可能性がある<sup>14</sup>。表5は、分析に用いた各変数の記述統計を示している。

<sup>13</sup> ただし、すでに述べたとおり、対象者種別、完了報酬の支払い方法、調査方法の各属性については、第1波時点で割り当てが行われたため、時間を通じて変化するものではない。

<sup>14</sup> なお、年収および資産額の無回答ダミーを同時に考慮したうえで、これらの変数の無回答者をサンプルに含めたモデルの推計も行った。こうしたモデルの結果は、各変数の無回答ダミーが回答継続率を引き下げる有意な predictor になっていることを示した。ただし、他の主要な部分の結果については、大きな違いはなかったことを付記しておきたい。

表5：基本統計量（回答継続と対象者・家計属性、調査プロセス）

	平均	(標準偏差)	最小値	最大値
回答継続（基準：第2波で脱落） <sup>†</sup>				
回答継続	0.863	(0.344)	0	1
<u>対象者・家計属性に関する変数</u>				
対象者性別（基準：男性） <sup>†</sup>				
女性	0.515	(0.500)	0	1
対象者年齢（基準：30歳未満） <sup>†</sup>				
30～39歳	0.174	(0.379)	0	1
40～49歳	0.168	(0.374)	0	1
50～59歳	0.166	(0.372)	0	1
60歳以上	0.359	(0.480)	0	1
配偶関係（基準：無配偶）				
有配偶	0.718	(0.450)	0	1
対象者最終学歴（基準：中学校）				
高校	0.452	(0.498)	0	1
専門学校・その他	0.063	(0.244)	0	1
短大・高専	0.124	(0.329)	0	1
大学・大学院	0.260	(0.438)	0	1
世帯員数	3.284	(1.468)	1	10
子ども数	1.012	(1.058)	0	8
<u>調査プロセスに関する変数</u>				
対象者種別（基準：予備対象） <sup>†</sup>				
正規対象	0.337	(0.473)	0	1
完了報酬（基準：「正規＝予備」群） <sup>†</sup>				
「正規＞予備」群	0.540	(0.498)	0	1
調査モード（基準：留置調査） <sup>†</sup>				
面接併用	0.500	(0.500)	0	1
回答モード（基準：紙調査）				
Web調査	0.023	(0.149)	0	1
調査員訪問回数 <sup>†</sup>	2.837	(1.190)	1	6
サンプルサイズ		4,022		

注：†は、調査員票から作成された変数であることを示す。最終学歴および調査員訪問回数の有効回答は、それぞれ4,002および3,997。最終学歴・配偶関係・世帯員数・子ども数・調査モード・調査員訪問回数は、それぞれ第1波の回答に基づく。

出所：JHPS2009およびJHPS2010（本人票・調査員票）より作成。

## 2 分析結果

本項では、第2節で議論した諸属性が回答継続率に与える影響について、多変量解析の枠組みで再検討を行う。具体的には、第1波の回答者をサンプルとして、第2波において

回答が継続されたか否かを被説明変数とするプロビットモデルを推計する。この分析の目的は、主に次の 2 点にある。第 1 の目的は、対象者の個人・家計属性が回答継続に与える影響について、他の要因を適切に統御して分析することで、その純粋な効果を識別することにある。第 2 は、直井他 (2010) で検討された JHPS における実験的な設定の評価について、第 2 波の回答継続への影響を検証することで、より包括的な議論を行うという点にある。

表 6 は、第 2 波の回答継続および第 1 波の調査回収に関するプロビットモデルの推計結果を示したものである。表の第 1 列は、第 2 波の回答継続を被説明変数として、調査員票から得られる属性のみを説明変数に用いたモデルである。表の第 2 列では、本人票から得られる属性を追加して、同様の推計を行った結果を報告している。最後に、第 3 列では、各属性が第 1 波の調査回収と第 2 波の回答継続に与える影響を比較する目的で、第 1 波においてアタックされた全調査対象者をサンプルとして、対象者から有効に回収ができたか否かを被説明変数とするプロビットモデルの結果を報告している。以下では、それぞれの推計モデルの結果を解説するとともに、可能な解釈について議論を行う。なお、対象者世帯の居住状況（一戸建て（木造）・一戸建て（鉄筋コンクリート）・集合住宅（木造）・集合住宅（鉄筋コンクリート））、居住地域（全国 8 地域）および市群規模（政令市・その他の市・町村）については、いずれのモデルにおいてもコントロールしている。また、各モデルの推計結果に関しては、限界効果を報告するとともに、不均一分散に対して頑健な標準誤差を使用している。

対象者・家計属性に関しては、以下の結果が得られた。まず、対象者の性別に関しては、本人票から得られる属性を統御するか否かに関わらず、対象者が女性の場合、10%水準で有意に回答継続率が低下するという結果が得られた。この結果は、対象者の年齢階級を統御したうえでのものなので、単純集計における回答継続率の男女差は、両グループの年齢構成の違いだけでは説明しえないことを示唆している。そこで、男女間で系統的に異なることが予想されるいくつかの要因（就業形態、職位、本人の収入など）を追加的に考慮したモデルの推計を行ったが、回答継続確率の男女差は依然として残る結果となった（結果は省略）。ここでの結果が、性別の純粋な効果を表しているのか、見せかけの關係に過ぎないのかについては、今後より詳細な分析が必要であると思われる。

対象者の年齢階級に関しては、40 代で回答継続確率が最も高く、若年者および高齢者層で低くなる傾向がみられた。また、基準となる 20 代との比較では、いずれの年齢階級も有意に高い回答継続確率を示した。こうした傾向は、単純集計で得られた結果とほぼ整合的なものになっている。

本人票から得られる属性を統御した結果（第 2 列）からは、(1) 対象者が有配偶である場合、回答継続確率が高くなる傾向が観察されるものの、その大きさは統計的に有意なものではない、(2) 対象者の最終学歴に関しては、中学校卒の対象者は有意に回答継続確率が低くなる、(3) 対象者の同居世帯員数は回答継続確率を引き下げる傾向を持つが、その大きさ

表6：回答継続・調査回収のプロビットモデル

被説明変数	回答継続（第2波）		回答継続（第2波）		回収（第1波）	
	限界効果（標準誤差）		限界効果（標準誤差）		限界効果（標準誤差）	
<b>対象者・家計属性に関する変数</b>						
対象者性別（基準：男性） <sup>†</sup>						
女性	-0.021	(0.011) *	-0.019	(0.011) *	0.013	(0.008)
対象者年齢（基準：30歳未満） <sup>†</sup>						
30～39歳	0.060	(0.014) ***	0.046	(0.017) **	0.024	(0.015) *
40～49歳	0.087	(0.013) ***	0.068	(0.017) ***	0.073	(0.016) ***
50～59歳	0.064	(0.014) ***	0.049	(0.018) **	0.063	(0.016) ***
60歳以上	0.064	(0.015) ***	0.062	(0.019) ***	0.060	(0.013) ***
配偶関係（基準：無配偶）						
有配偶	—————		0.013	(0.015)	—————	
対象者最終学歴（基準：中学校）						
高校	—————		0.059	(0.018) ***	—————	
専門学校・その他	—————		0.063	(0.019) ***	—————	
短大・高専	—————		0.060	(0.017) ***	—————	
大学・大学院	—————		0.061	(0.017) ***	—————	
世帯員数	—————		-0.004	(0.005)	—————	
子ども数	—————		0.014	(0.008) *	—————	
<b>調査プロセスに関する変数</b>						
対象者種別（基準：予備対象） <sup>†</sup>						
正規対象	0.009	(0.017)	0.015	(0.017)	-0.015	(0.013)
完了報酬（基準：「正規＝予備」群） <sup>†</sup>						
「正規＞予備」群	-0.071	(0.028) **	-0.068	(0.028) **	0.094	(0.027) ***
対象者種別×完了報酬 （基準：予備対象／「正規＝予備」群） <sup>†</sup>						
正規対象×「正規＞予備」群	-0.027	(0.025)	-0.028	(0.025)	0.055	(0.019) ***
調査モード（基準：留置調査） <sup>†</sup>						
面接併用	-0.018	(0.011) *	-0.016	(0.011)	-0.002	(0.008)
回答モード（基準：紙調査）						
Web調査	—————		0.012	(0.034)	—————	
調査員訪問回数 <sup>†</sup>	—————		-0.010	(0.005) **	—————	
居住状況ダミー	Yes		Yes		Yes	
地域ダミー	Yes		Yes		Yes	
市群規模ダミー	Yes		Yes		Yes	
対数尤度	-1577.567		-1549.945		-7743.543	
サンプルサイズ	4,022		3,977		12,548	

注：\*\*\*, \*\*, \* は推定された限界効果がそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを表す。カッコ内はいずれも不均一分散に対して頑健な標準誤差である。ダミー変数については差分効果を報告している。†は、調査員票から作成された変数であることを示す。最終学歴・配偶関係・世帯員数・子ども数・回答方法・調査員訪問回数は、それぞれ第1波の回答に基づく。居住状況・地域・市群規模ダミーの結果は省略。

出所：JHPS2009およびJHPS2010（本人票・調査員票）より作成。

は統計的に有意なものではない、(4) 対象者の子ども数は、有意に回答継続率を引き上げる、という点が明らかになった。

調査プロセスに関する変数については、以下の結果が得られている。まず、完了報酬プレミアムの効果については、主効果が有意に負となっている一方で、対象者種別（正規対象ダミー）との交叉項の係数がゼロであるという帰無仮説は、一般的な有意水準では棄却されない。この結果は、第1波において「正規＞予備」群に割り当てられていた調査員が担当する対象者は、有意に低い回答継続確率を持ち、かつ、その影響は対象者が正規対象であるか予備対象であるかには依存しないことを意味している。いま、調査の第1波における回収率に対しては、完了報酬プレミアムの設定（「正規＞予備」群）は、有意に正の効果を持っていた（第3列の推計結果参照）。したがって、「正規＞予備」群における第1波の回収率の上昇というプラスの効果は、第2波における回答継続率の低下によって相殺さ

れている可能性がある。このようなトレードオフの関係を単一の指標で評価するために、第1波においてアタックされた全調査対象者が、第2波まで調査に残存する確率を考えよう。仮にこのような確率を累積残存率と呼ぶことにすれば、定義よりこれは第1波の回収率  $p_1$  と第2波の回答継続率  $s_2$  の積 ( $p_1 \times s_2$ ) であらわされる。いま、完了報酬プレミアムの設定が回収率と回答継続率に与える限界効果をそれぞれ  $\Delta p_{i1}$  および  $\Delta s_{i2}$  とすると、累積残存率で評価した完了報酬プレミアムの設定の効果は

$$(p_1 + \Delta p_1) \times (s_2 + \Delta s_2) - p_1 \times s_2 \quad (1)$$

であらわされることになる。ここで、(1)式の第1項は「正規>予備」群の累積残存率、第2項は「正規=予備」群の累積残存率を示している。予備対象を想定し、対象者種別（正規対象ダミー）との交叉項を無視すると、第1波の回収率と第2波の回答継続率のサンプル平均値 ( $p_1 = 0.3205, s_2 = 0.8628$ ) のもとで、(1)式は

$$(0.3205 + 0.094) \times (0.8628 - 0.071) - 0.3205 \times 0.8628 = 0.0517 \quad (2)$$

となる。ただし、限界効果については表6の結果を用いている ( $\Delta p_1 = 0.094, \Delta s_2 = -0.071$ )。 (2)式は、完了報酬プレミアムの設定に伴う第1波の回収率の上昇というプラスの効果は、部分的に第2波の回答継続率の下落によって相殺されるものの、累積残存率で評価する限りにおいて、依然としてこれを上昇させる効果を保持していることを示している。正規対象者について同様の指標を計算すると、累積残存率の上昇は0.083となり、やはりプラスの効果を持つことになる<sup>15</sup>。

その他の調査プロセスに関する変数について、面接調査の併用は回答継続率を低下させる傾向がみられた。前述の通り、この結果は、面接調査の実施が対象者にとっての時間的・精神的コストとして働いていることを示唆している。ただし、本人票の属性を統御した場合（第2列）、限界効果の推定値は統計的に有意でないことに注意が必要である。また、回答モードの違い（紙調査・web調査）は、回答継続率とは系統的な関連を持たないことが明らかになった。この結果は、単純集計による結果を同様のものである。最後に、第1波の訪問回数が多いほど、第2波の回答継続率は低下することが示された。

## 第4節 結論

本稿では、2010年1月に第2波調査が実施された「日本家計パネル調査」(Japan Household

<sup>15</sup> 直井他 (2010) によれば、完了報酬プレミアムの設定が第1波の回収率に与える影響は、調査モード（留置調査・面接併用）に依存して変化する。ここでの議論は、このような交互作用を考慮していないが、サンプルを調査モード別に分割して、同様の分析を行った場合にも、ほぼ同様の結論が得られることを確認している。

Panel Survey) を用いて、観察可能な個人・家計・調査プロセスに関する属性と JHPS における回答継続との関連を、記述的な分析と多変量解析の双方によって分析した。分析の主要な目的は、直井他 (2010) による調査実施方法に関する実験の評価について、第2波の回答継続への影響を検証することで、より包括的な議論を行うという点にある。

調査実施方法が回答継続に与える影響について、具体的には、(1) 調査員に対する完了報酬の支払い方法、(2) 面接調査の併用、(3) web 調査の実施、の3点に焦点を当てて、これらの調査実施方法が第2波の回答継続に与える影響を検証した。主要な結論は以下のよう  
にまとめられる。

- (1) 完了報酬の支払い方法に関する実験について、プレミアムの設定に伴う第1波の回収率の上昇というプラスの効果は、部分的に第2波の回答継続率の下落によって相殺される。ただし、第1波においてアタックされた全調査対象者が、第2波まで調査に残存する確率（累積残存率）によって評価した場合、正規対象からの回収に対するプレミアムを設定は、依然として正の効果を持つ。
- (2) 面接調査の併用は、おそらくは面接調査のための時間的なコストと聴取調査で回答を調査員に伝えることに対する抵抗感を反映して、回答継続率を低下させる傾向がみられる。
- (3) 第1波において web 調査によって回答を行ったグループと紙調査によって回答を行ったグループのその後の回答継続率には、統計的に有意な差異は観察されない。

## 参考文献

- Dillman, D.A. (2008) *Internet, Mail, and Mixed-Mode Surveys: The Tailored Design Method*, New York: John Wiley & Sons.
- Kasprzyk, D., G. Duncan, G. Kalton and M.P. Singh (1989) *Panel Surveys*, New York: John Wiley & Sons.
- 坂本和靖 (2006) 「サンプル脱落に関する分析 — 「消費生活に関するパネル調査」を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」, 『日本労働研究雑誌』, 第551巻, 55-70頁.
- 直井道生 (2007) 「家計の住居移動とサンプル脱落」, 樋口・瀬古・慶應義塾大学経済連携21世紀COE (編) 『日本の家計行動のダイナミズムⅢ』, 慶應義塾大学出版会, 77-98頁.
- 直井道生 (2009) 「項目回答率とパネル調査回答継続—KHPS 新規追加サンプルを用いた検証」, 樋口・瀬古・照山・慶應義塾大学経済連携21世紀COE (編) 『日本の家計行動のダイナミズムⅤ』, 慶應義塾大学出版会, 第1章, 11-36頁.
- 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・宮内・McKenzie・慶應義塾大学 パネルデータ設計・解析センター (編) 『パネルデータによる政策評価分析[1] — 貧困のダイナミズム』, 慶應義塾大学出版会, 第1章, 3-27頁.
- 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

## 第1部 JHPSの標本特性

施方法のパフォーマンス」, 樋口・宮内・McKenzie・McKenzie・慶應義塾大学 パネルデータ設計・解析センター (編) 『パネルデータによる政策評価分析[1] — 貧困のダイナミズム』, 慶應義塾大学出版会, 第2章, 29-63頁.

保田時男・宍戸邦章・岩井紀子 (2008) 「大規模調査の回収率改善のための調査員の行動把握」, 『理論と方法』, 23(2), 129-136頁.

山本耕資・直井道生 (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」, 未定稿.