

第 1 章

JHPS2012 調査の概況

赤林英夫
敷島千鶴
野崎華世

要旨

2009 年スタートした「日本家計パネル調査 (Japan Household Panel Survey: JHPS)」は、2012 年、第 4 回目の JHPS2012 調査を実施した。協力対象者は 2,821 名、第 3 回調査からの継続率は 89.3%であった。プロビット分析は、面接調査との併用は第 2 回調査の回答継続確率を下げるが第 3 回調査以降には影響を与えないこと、前回調査での調査員の訪問回数が多いほど回答継続確率を下げることを明らかにした。広範な変数群より、家族内援助に関する項目を取り上げ、親から子へ子から親への程度経済的支援が行われているのか、その実態を明らかにし、学歴や、親子の同別居、就業状況などとの関連について検討した。また、幸福感の性差や年齢差を調べ、就業や家計、健康との関連について概観した。さらに、認知能力指標として導入された推論課題について概説し、パフォーマンスの配偶者相関、年齢変化、学歴や仕事からの収入との関連を示した。JHPS の意義について再確認を行い、今後の JHPS の課題について言及した。

第1節 はじめに*

本稿では、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点が行っている「日本家計パネル調査 (Japan Household Panel Survey: JHPS)」の最新の調査である「2012年調査」の概要と回答状況、及びいくつかの調査結果の概況を説明する。

JHPSは2009年から開始され、2012年調査は第4回調査にあたる。それぞれの回収率、標本特性やサンプルの代表性については、直井・山本(2010)、直井・山本・宮内(2010)、石井(2012)で報告されている。また、直井・山本(2011)では、調査方法の違いと第2回調査の脱落サンプルとの関係について分析されている。しかし、第3回調査、第4回調査の脱落サンプルの傾向は検討されていない。本稿では、JHPS2012調査の回答状況を説明するとともに、第2回調査以降の脱落サンプルの傾向について検討を行っていく。

加えて、JHPS2012調査で特徴的な項目である「家族内援助」「幸福感」「推論」について、結果の概況を説明する。JHPS2012では、親子間の経済的援助に関する項目を新たに導入した。少子高齢化が進んでいく中で、世代間移転、すなわち親から子への援助、子から親への援助関係の実態を明らかにすることは、今後の社会保障政策施行にも繋がる重要な第一歩である。また、近年、国の豊かさを示す指標として、国民総幸福量 (Gross National Happiness, GNH) が注目されている。JHPSでもJHPS2011 (第3回調査) から幸福感に関する項目を導入しており、調査時点だけではなく複数の期間 (最近1年間、これまでの一生) についての幸福感も尋ねている。これら幸福感の性差、年齢差、就業状況や収入の状況等について記述統計的分析を行う。さらに、日本の成人を対象とした大規模パネル調査ではこれまで実施されたことのない、認知能力指標である推論課題の結果についても説明していく。推論課題はJHPS2011では対象者が、JHPS2012では配偶者が回答している。本稿では、この課題について説明し、得点の配偶者相関、年齢変化、学歴や仕事からの収入との関連についての概況を述べる。

本章の構成は以下のとおりである。まず第2節で、JHPS2012調査の回答継続率や脱落サンプルに関する検討を行う。続く第3節では、「家族内援助」「幸福感」「推論」についての結果の概況を説明する。そして最後に第4節で、本章のまとめを述べる。

* 本稿の執筆にあたり、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点による「日本家計パネル調査」の個票データの提供を受けた。また、慶應義塾大学大学院経済学研究科 坂本和靖特任准教授に貴重なコメントをいただいた。ここで合わせて感謝申し上げたい。残る誤りはすべて筆者らの責任に帰する。また、本章における見解は筆者らだけのものであり、筆者らの属する組織や調査にかかわった関係者の意見をいかなる意味でも代表するものではない。

第2節 JHPS2012 調査の概要と回答状況

本節では、JHPS の 2012 年調査の概要と回答状況およびサンプル脱落についての説明を行う。JHPS は、文部科学省の「人文学及び社会科学における共同研究拠点の整備の推進事業」の一環として、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点が 2009 年 1 月より毎年行っている年次の家計パネル調査である。第 1 回調査の対象者は、2009 年 1 月 31 日時点において、住民基本台帳に登録のある全国の満 20 歳以上の男女（平成元年 1 月以前に生まれた男女）であり、標本の抽出は、第 1 段階で、平成 17 年国勢調査における基本単位区を抽出単位として調査地点の選定を行い、第 2 段階で、第 1 段階で抽出された各地点での住民基本台帳を用いて対象となる個人を無作為に抽出する、層化 2 段無作為抽出法を用いている。最終的に選定された標本の大きさは 4,022（予備対象含む）である。本書で紹介する 2012 年調査（第 4 回調査）は、第 3 回調査の有効対象者 3,160 人と第 3 回調査の欠票で協力意向のあった 10 人の計 3,170 人を対象として、2012 年 1 月 31 日時点で実施された。

表 1-1 は、第 1 回調査（2009 年調査）から第 4 回調査（2012 年調査）の回答者数と前年調査からの継続率を対象者のみの場合と配偶者も含めた場合別に示している。JHPS は、対象者が既婚の場合は、配偶者についても対象者とほぼ同じ設問を尋ねるよう設計されている。そのため、対象者が既婚の場合は、配偶者の情報も含めた分析が可能になる。表 1-1 をみると、2012 年調査の継続率は 89.3%と、2011 年調査の 91.1%を下回っており、2011 年調査より多くのサンプルが 2012 年調査で脱落していることが分かる。配偶者を含めた場合でも、継続率の推移の傾向は同じである。図 1-1 は、JHPS とほぼ同様の標本抽出に基づく慶應義塾家計パネル調査¹（KHPS）のコホート A（2004 年調査開始）とコホート B（2007 年調査開始）の第 2 回調査から第 4 回調査までの累積脱落率（＝（当該年までの累積脱落者数/第 1 回調査の回答者数）×100）を示したものである。図 1-1 を見ると、JHPS の脱落率は、2004 年に開始された KHPS コホート A に比べると少なく、2007 年に開始されたコホート B に比べると少し高い傾向（特に第 4 回調査）にある。

¹ ただし、KHPS の抽出対象者の年齢は満 20 歳から 69 歳である。

表 1-1 JHPS 回答者数と継続率

調査年	回答者数(人)		継続率(%)	
	対象者	配偶者含む	対象者	配偶者含む
2009	4,022	6,911	-	-
2010	3,470	6,010	86.3	87.0
2011	3,160	5,497	91.1	91.5
2012	2,821	4,903	89.3	89.2
2012 (復活サンプルを除く)	2,811	4,888	89.0	88.9

注1:「回答者数」は隔年の調査に回答した対象者

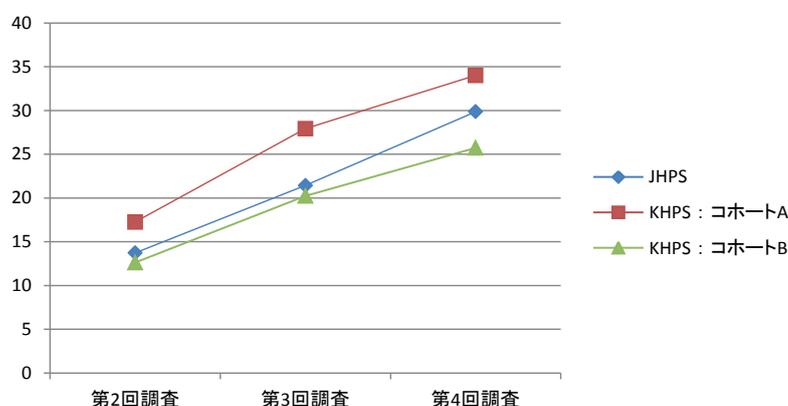
注2:「継続率」は前年の回答者数を各年の回答者数で除したもの

注3:「2012(復活サンプルを除く)」は、2009年調査から2012年調査まで全て回答している対象者

注4:「配偶者含む」は対象者の回答者数に配偶者の回答者数を足したもの

出所: JHPS2009-2012より筆者らが作成

図 1-1 JHPS および KHPS におけるサンプルの累積脱落率 (%)



注1: 累積脱落率 = (当該年までの累積脱落数 / 第1回調査の回答者数) × 100

注2: 第1回調査時点は、それぞれ JHPS: 2009年、KHPS コホート A: 2004年、KHPS コホート B: 2007年である。

出所: JHPS2009-2012 および KHPS2004-2012より筆者らが作成

サンプル脱落 (Sample Attrition) は、パネルデータを収集する上で大きな問題となってくる。パネルデータは、同一個人に各年で調査を行い収集しているが、調査を重ねるごとに、死亡、病気や転居など様々な理由で回答者に回答を拒否され、継続してパネルデータを収集することが出来なくなる。それらサンプルの脱落が、標本抽出時のようにランダムであれば問題はないが、もし、なんらかのバイアスを持って脱落している場合、そのパネルデータを利用した分析には注意が必要となる。坂本(2006a)は、財団法人家計経済研究所が1993年より実施している「消費生活に関するパネル調査」(The Japanese Panel Survey of Consumers, JPSC)を対象としたサンプル脱落の要因分析を行っている。その結果、結婚予定者や新婚者で脱落している確率が高く、配偶者や家族構成まで細かく聞く調査設計に対する配偶者の理解の得難さや、また結婚したサンプルの多くが転居する確率が高いこともあり、結婚を機にサンプルから脱落する傾向にあることを示した。加えて、この脱落のバイアスは、結婚選択関数の推計に影響を与えていることも示している。また、

KHPS に関しても、宮内他(2006)や直井(2007, 2009)で分析されている。宮内他(2006)では、「引っ越し」がパネル継続確率を下げる要因になることが示されている一方で、「教育年数」や「有配偶」は、パネル継続確率を上昇させていることも示している。これらの分析では、Panel Study of Income Dynamics(PSID)を用いてサンプル脱落の要因分析を行っている Fitzgerald, Gottschalk and Moffit(1998)や、Lillard and Panis(1998)をもとに、当該時点での脱落は、当該時点までの観察可能な観測値から推測できるという Missing At Random(MAR)の仮定を置いている。JHPS に関しては、第2回調査のサンプル脱落と調査方法の関連について、直井・山本(2011)が分析している。その結果、第1回調査における完了票報酬プレミアムの設定は、第2回調査の継続回答率を下げていることを示した。しかし、完了票報酬プレミアムの第1回調査の回収率を引き上げる効果が第2回調査の継続回答率を引き下げる効果よりも大きいことも示している。また、面接調査の併用が継続回答率を引き下げていること、web 調査と紙調査では継続回答率に差はないことも明らかにしている。本節でも、MAR のもとで、JHPS の第3回調査および第4回調査において脱落しているサンプルには、どのような傾向があるのかについての検証を行う。

分析は、回答を継続しているサンプルを1、脱落したサンプルを0とした回答継続に関するプロビット分析を行う。2010年調査の回答継続を「回答継続(第2回調査)」、2011年調査の回答継続を「回答継続(第3回調査)」、2012年調査の回答継続を「回答継続(第4回調査)」としてそれぞれ推定を行う²。

分析に用いた対象者や世帯に関する説明変数は以下の通りである。「女性ダミー：女性を1、男性を0とするダミー変数」、「年齢：20～29歳を基準として、30～39歳、40～49歳、50～59歳、60歳以上のカテゴリー変数」、「既婚ダミー：有配偶の場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数」、「最終学歴：最終学歴が中学校である場合を基準として、高校卒、専門学校・その他卒、短大・高専卒、大学・大学院卒のカテゴリー変数」、「世帯員数：同居している世帯員数」、「子ども数：同居している子ども数」、「正規雇用ダミー：正規雇用である場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数」、「不健康度：健康(1)～不健康(5)のカテゴリー変数」である。

これらの変数に加えて、調査法の違いに関する変数も使用する。JHPS では、調査員が調査対象者に調査票を訪問配布し、記入済みの調査票を再び調査員が収集する留置調査と、一部を面接形式で直接聴取する面接併用調査が、第1回調査の調査対象者においてランダムに振り分けられている。直井・山本(2011)の第2回調査の回答継続に関する推計結果でも、「面接併用の対象者」で有意に回答継続率が低く、面接調査には、訪問回答のための時間的なコストや調査員に直接伝えることへの抵抗感がある可能性を示している。そのため、

² JHPS では、対象者が死亡・消息不明のため、配偶者に引き続き、調査協力を依頼して調査を続行しているサンプルが4ケースあるが、これらのサンプルは、本人が回答している調査年までを用いた。また、ある調査年は、欠票であったが、その次の調査年から復活して回答している対象者が10ケースある。これらのサンプルは他のサンプルと行動が異なると推測されるため、今回の分析対象者から除外した。

本節でも、「面接併用ダミー：面接併用調査の対象者を1、留置調査の対象者を0としたダミー変数」を用いる。さらに、JHPSでは、通常の質問紙による回答方法に加えて、web上での回答オプションも用意している。直井・山本(2011)での第2回調査に関する分析では、web調査回答者と紙調査回答者で回答継続確率に差は見られなかった。第3回調査以降の回答継続確率に影響しているかどうか確認するために、本節でも、「web調査ダミー：web調査回答者を1、紙調査回答者を0とするダミー変数」を用いる。

また、調査継続できない理由として考えられるのは、対象者の住居移動によって対象者を追跡できない場合である。JHPSでは、調査を行う調査員に対して、調査の訪問回数や調査票の回収状況などを問う調査員確認票の記入を求めている。この調査員調査の中には、調査時点での対象者の状況を問う設問があり、対象者の転居の情報が分かる。本節では、「転居ダミー：対象者が転居している場合を1、そうでない場合を0としたダミー変数」を利用する。

加えて、調査員調査票では、調査票を対象者から回収したが、記入状況が悪く欠票となった場合や、訪問したが、調査協力を拒否された場合に、その拒否理由を調査員に複数回答で回答してもらっている(表1-2)。これを見ると、調査拒否の理由は、「忙しくて記入している時間がない」「健康状態がよくない」「調査項目が多すぎる」「もう十分に協力した」「漠然とした理由」と回答している人が多い。これら拒否の態度の影響を示すために「調査員訪問回数：調査員の当該世帯への訪問回数」を用いる。また、これら全ての説明変数は、「転居ダミー」を除き脱落する前の調査の情報を用いている。

表1-3は、分析に利用した変数の基本統計量をそれぞれの調査で回答継続サンプルと脱落サンプルに分けて示したものである。家計属性に関する変数では、調査回数によって脱落している人の傾向が違ってくる。例えば、既婚者については、第2回、第3回では、脱落サンプルに占める未婚者割合が高いが($p < .001$)、第4回調査ではその傾向にない。一方で、子ども数や最終学歴はどの調査も同じような傾向があり、脱落サンプルの方が少なく、最終学歴も脱落サンプルの方が低い傾向にある($p < .05$)。対象者の転居も同様の傾向で、いずれの調査においても脱落サンプルの方が、調査時に対象者が転居している割合が高い傾向がある($p < .001$)。

表 1-2 調査拒否の理由（複数回答、%）

	第2回調査 (413人)	第3回調査 (197人)	第4回調査 (184人)
肉体的または精神的な健康状態が良くないから	16.9	19.3	19.0
忙しくて記入している時間がない	41.9	47.2	51.1
調査項目の量が多すぎて記入するのが大変	27.1	20.8	25.0
面接調査に応じられない	9.0	7.1	6.0
一般のアンケート類に対して不信感があるから	3.6	1.5	0.5
本調査の調査票に対して不信感があるから	4.6	3.0	1.6
前回と同様の調査項目で、もう十分に協力したから	18.2	18.3	32.1
調査項目が難しく理解しづらいから	7.0	5.1	4.3
プライバシーにかかわる不愉快な質問があるから	5.1	3.0	0.5
家族の事情のために答える気にならない	3.4	8.6	6.0
家族が反対するから	7.0	7.6	6.5
漠然とした理由、やりたくない、迷惑、面倒と感じる	19.4	13.7	13.0
挨拶状やその後の報告などを受け取っていないから	—	—	—
謝礼が少ないから	0.2	—	—
その他	11.4	18.8	13.0

出所：JHPS2009-2012（調査員票）より作成。

表 1-3 基本統計量

	第2回調査（2010年）				第3回調査（2011年）				第4回調査（2012年）			
	回答継続		脱落		回答継続		脱落		回答継続		脱落	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
家計属性に関する変数												
対象者性別（基準：男性）												
女性	0.51	0.50	0.55	0.50	0.51	0.50	0.53	0.50	0.51	0.50	0.51	0.50
対象者年齢（基準：30歳未満）												
30～39歳	0.17	0.38	0.17	0.37	0.17	0.38	0.12	0.32	0.17	0.37	0.11	0.31
40～49歳	0.18	0.38	0.12	0.33	0.18	0.39	0.15	0.36	0.20	0.40	0.15	0.36
50～59歳	0.17	0.37	0.15	0.36	0.17	0.37	0.15	0.36	0.17	0.37	0.17	0.38
60歳以上	0.36	0.48	0.35	0.48	0.38	0.48	0.41	0.49	0.38	0.49	0.46	0.50
配偶関係（基準：未婚者）												
既婚者	0.73	0.44	0.64	0.48	0.74	0.44	0.65	0.48	0.74	0.44	0.75	0.43
世帯員数	3.63	1.59	3.57	1.61	3.62	1.56	3.63	1.54	3.59	1.57	3.60	1.61
子ども数	1.04	1.06	0.83	1.01	1.06	1.07	0.91	1.06	1.08	1.07	0.94	1.04
サンプルサイズ	3464		548		3152		312		2811		341	
対象者最終学歴（基準：中学校）												
高校	0.45	0.50	0.43	0.50	0.45	0.50	0.46	0.50	0.46	0.50	0.46	0.50
専門学校・その他	0.06	0.24	0.06	0.24	0.06	0.24	0.06	0.24	0.07	0.25	0.05	0.22
短大・高専	0.13	0.33	0.12	0.32	0.13	0.33	0.13	0.33	0.13	0.33	0.12	0.32
大学・大学院	0.26	0.44	0.25	0.43	0.27	0.44	0.22	0.41	0.27	0.44	0.24	0.43
対象者不健康度（基準：よい）												
まあよい	0.24	0.43	0.22	0.41	0.25	0.43	0.24	0.43	0.27	0.44	0.25	0.43
ふつう	0.33	0.47	0.36	0.48	0.34	0.47	0.35	0.48	0.34	0.47	0.41	0.49
あまりよくない	0.09	0.29	0.09	0.28	0.09	0.29	0.13	0.34	0.10	0.30	0.11	0.31
よくない	0.02	0.13	0.02	0.15	0.01	0.10	0.03	0.16	0.02	0.13	0.02	0.12
対象者正規雇用	0.33	0.47	0.31	0.46	0.33	0.47	0.28	0.45	0.33	0.47	0.31	0.46
サンプルサイズ	3427		540		3107		305		2747		332	
対象者転居†	0.02	0.15	0.14	0.34	0.03	0.18	0.12	0.33	0.03	0.18	0.08	0.26
調査に関する変数												
調査モード（基準：留置調査）												
面接併用	0.49	0.50	0.53	0.50	0.49	0.50	0.49	0.50	0.49	0.50	0.49	0.50
回答モード（基準：紙調査）												
Web調査	0.02	0.15	0.02	0.15	0.03	0.17	0.02	0.14	0.03	0.17	0.03	0.17
調査員訪問回数†	2.82	1.18	2.95	1.28	2.99	1.15	3.25	1.23	3.09	1.55	3.24	1.60
サンプルサイズ	3403		539		3107		305		2747		332	

注：それぞれの推計で最大のサンプルサイズでの基本統計量を示している。†は、調査員表から作成された変数であることを示す。「対象者転居」のみ、該当調査年の情報であるが、それ以外の変数は該当調査年前年の値を用いている。

出所：JHPS2009-2012（本人票・調査員票）より作成。

調査に関する変数では、第2回調査では、脱落サンプルの中で、留置よりも面接併用で割合が高い傾向があるが($p < .05$)、第3回調査以降では、継続サンプルと脱落サンプルで、留置と面接併用の割合に差はない。Web調査は、どの調査年でも一貫して継続サンプルと脱落サンプルで差はない傾向がある。調査員訪問回数は、どの調査年でも脱落サンプルで調査員訪問回数が多く($p < .05$)、前回調査から「忙しい」「協力したくない」など理由は明確ではないが、協力が得にくい傾向にある対象者が脱落している傾向がある。

表1-4は、回答継続のプロビットモデルの推計結果である。どの回の調査でも転居ダミーが有意に調査継続確率を下げており、転居による脱落がいずれの調査でも多いことが分かった。その他の家計属性に関する変数では、第2回調査での脱落では、年齢が高いほど継続確率が高く、学歴が高いほど継続確率が高い傾向にあったが、第3回、第4回調査での脱落では、第2回調査ほどそれらの関連は見られなくなっている。また、第3回調査では、未婚者や前回調査で健康状態がよくない対象者が、特に脱落している傾向にある。第4回調査では、世帯人数が多いほど、子どもが少ないほど脱落している傾向にあることが分かった。また、女性ダミーや忙しさを示す一指標として導入した正規雇用ダミーは、継続確率にほとんど影響していなかった。

調査に関する変数では、面接併用の対象者は、直井・山本(2011)でも示されていたように、第2回調査では、脱落している傾向にある。しかし、第3回、第4回ではその傾向がなく、第2回まで面接調査を受け入れた対象者にとっては、その後の継続確率に影響しないことが分かった。また、前回調査における調査員訪問回数は、いずれの調査でも継続確率を下げる傾向にあり、自発的理由(協力したくない、面倒くさいなど)か非自発的理由(忙し過ぎるなど)かは判断できないが、調査員が接触し辛い対象者が脱落しやすい傾向にあることが分かった。

表 1-4 回答継続のプロビットモデル (限界効果)

	回答継続(第2回調査)			回答継続(第3回調査)			回答継続(第4回調査)		
家計属性に関する変数									
女性ダミー	-0.0184*	-0.0167	-0.0146	-0.00562	0.00316	0.00248	-0.00099	0.00129	-0.00049
	[0.0108]	[0.0118]	[0.0118]	[0.00953]	[0.0104]	[0.0100]	[0.0109]	[0.0121]	[0.0119]
年齢(基準:20~29歳)									
30~39歳	0.0456***	0.0445**	0.0527***	0.0413***	0.0485***	0.0394***	0.0440**	0.0493***	0.0483**
	[0.0175]	[0.0175]	[0.0169]	[0.0150]	[0.0137]	[0.0143]	[0.0197]	[0.0189]	[0.0188]
40~49歳	0.0702***	0.0702***	0.0591***	0.0258	0.0314*	0.0149	0.0265	0.0275	0.021
	[0.0169]	[0.0170]	[0.0179]	[0.0175]	[0.0163]	[0.0179]	[0.0224]	[0.0220]	[0.0224]
50~59歳	0.0456**	0.0498***	0.0419**	0.0165	0.0216	0.00193	0.00214	0.00546	-0.00365
	[0.0187]	[0.0186]	[0.0192]	[0.0185]	[0.0175]	[0.0198]	[0.0248]	[0.0244]	[0.0250]
60歳以上	0.0497***	0.0649***	0.0561***	0.00596	0.0228	-0.00273	-0.00858	-0.00896	-0.0192
	[0.0179]	[0.0191]	[0.0193]	[0.0175]	[0.0183]	[0.0191]	[0.0227]	[0.0241]	[0.0241]
既婚ダミー	0.0153	0.0143	0.0142	0.0320**	0.0286**	0.0263**	-0.0118	-0.0167	-0.0185
	[0.0149]	[0.0151]	[0.0150]	[0.0139]	[0.0137]	[0.0134]	[0.0143]	[0.0140]	[0.0136]
最終学歴(基準:中学校)									
高卒		0.0547***	0.0533***		0.0204	0.02		0.0286	0.0302
		[0.0176]	[0.0175]		[0.0157]	[0.0153]		[0.0186]	[0.0184]
専門学校・その他		0.0608***	0.0580***		0.0238	0.0232		0.0315	0.0319
		[0.0191]	[0.0189]		[0.0200]	[0.0194]		[0.0239]	[0.0234]
短大・高専		0.0575***	0.0590***		0.012	0.01		0.0203	0.0237
		[0.0177]	[0.0173]		[0.0186]	[0.0183]		[0.0215]	[0.0208]
大学・大学院		0.0590***	0.0611***		0.0342**	0.0313**		0.0302	0.0334*
		[0.0177]	[0.0173]		[0.0160]	[0.0156]		[0.0193]	[0.0188]
世帯員数	-0.00265	-0.00458	-0.00384	-0.00474	-0.00644	-0.00797**	0.00962**	0.0125***	0.0131***
	[0.00458]	[0.00471]	[0.00468]	[0.00396]	[0.00393]	[0.00375]	[0.00460]	[0.00453]	[0.00450]
子ども数	0.0139*	0.0152*	0.0150*	0.00533	0.00636	0.00736	0.0183**	0.0206***	0.0218***
	[0.00812]	[0.00816]	[0.00806]	[0.00700]	[0.00688]	[0.00671]	[0.00812]	[0.00789]	[0.00767]
不健康度(基準:よい)									
まあよい		0.00593	0.00236		-0.0123	-0.0157		-0.00865	-0.00708
		[0.0146]	[0.0148]		[0.0137]	[0.0138]		[0.0159]	[0.0158]
ふつう		-0.018	-0.0245*		-0.0198	-0.0233*		-0.0329**	-0.0327**
		[0.0140]	[0.0143]		[0.0130]	[0.0131]		[0.0153]	[0.0156]
あまりよくない		0.00167	0.00353		-0.0454**	-0.0479**		-0.0159	-0.016
		[0.0206]	[0.0204]		[0.0217]	[0.0218]		[0.0222]	[0.0224]
よくない		-0.0294	-0.0246		-0.129*	-0.139*		0.00815	0.011
		[0.0471]	[0.0458]		[0.0711]	[0.0715]		[0.0414]	[0.0393]
正規雇用ダミー		0.00417	0.00855		0.00718	0.0082		-0.00832	-0.00918
		[0.0134]	[0.0135]		[0.0120]	[0.0115]		[0.0139]	[0.0139]
転居ダミー			-0.359***			-0.196***			-0.137***
			[0.0427]			[0.0405]			[0.0429]
調査に関する変数									
面接併用ダミー			-0.0216**			-0.00111			-0.00338
			[0.0108]			[0.00932]			[0.0110]
ウェブ調査ダミー			-0.00298			0.0179			-0.0347
			[0.0369]			[0.0247]			[0.0401]
調査員訪問回数			-0.00962**			-0.0159***			-0.00694**
			[0.00451]			[0.00368]			[0.00319]
居住状況ダミー	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
地域ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
市郡規模ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプルサイズ	4,012	3,967	3,942	3,464	3,412	3,412	3,152	3,079	3,079
対数尤度	-1575	-1543	-1482	-1026	-993.6	-965.2	-1065	-1029	-1019

注: ***, **, *は係数がそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意なことを示す。[]内は標準誤差。

出所: JHPS2009-2012 (本人票・調査員票) より作成。

第3節 JHPS2012調査の結果の概要

1 家族内援助

JHPS 2012 調査では、調査対象者及びその配偶者が、自分の親³との間で、お互いにどの程度の経済的援助をどのような理由により行っているかを尋ねる質問項目を用意した。従来、遺産や生前贈与に関する質問項目が含まれた調査は存在したが、親との間の相互の経済援助に関して、配偶者も対象とし、金額まで詳細に尋ねる調査票は必ずしも多くなかった⁴。ここでは、得られたデータに基づいて、基礎的な知見を提示することとする⁵。

JHPS2012 調査の全 2,821 サンプル（独身 739、既婚 2,082）を出発点とする。まず、既婚サンプルについては、対象者と同じ質問を配偶者に対しても行っていることを利用して、配偶者による回答を本来の既婚対象者と同様にサンプルに付け加える（既婚者は2倍のオーバーサンプルとなるため以下の分析はすべて独身・既婚別となる）。そして、両親とも死亡もしくは無回答のサンプルを除去すると、計 3,014（独身 513、既婚 2,501）となった。

調査票では、調査の前年に親に対してどの程度の経済援助をしたか、もしくは経済援助を受けたか、金額と理由を尋ねている。

表 1-5 は、婚姻状態別に、「両親からの経済援助の有無」と「両親への経済援助の有無」により作られる 4 通りのパターンの、サンプル内での発生比率を示している。まず、既婚よりも独身の方が、両親への経済援助を行っている比率が高いことが分かる。さらに詳細に吟味すると、独身の場合には、両親から経済援助を受けていると両親への経済援助は行わない傾向（ $p = .06$ ）があるが、逆に既婚の場合には、経済援助を受けていると、同時に経済援助を行う傾向（ $p < .01$ ）がある。そのことは、親子間での経済支援が、独身の場合には援助は所得を補填する動機により、既婚の場合には互恵的な動機付けにより行われている可能性を示唆する⁶。

³ 以下では、特に明記しない限り「親」「両親」は自らの親を意味する。

⁴ 「消費パネル調査」（家計経済研究所）では、親から子への生前贈与に加え、子から親への経済援助の有無をたずねている。また、「慶應家計パネル調査」（KHPS）では、本人と配偶者の親への支援の合計額のみを尋ねている。

⁵ 家族・拡大家族内の経済援助や送金の動機付けとその政策的含意については数多くの文献がある。例えば、Lucas and Stark (1985)、Altonji et. al. (1997)、Hayashi (1995)、ホリオカ(2002)、Yamada (2006)、坂本(2006b)。

⁶ 家族内の経済支援の経済的動機付けについては、Cox and Fafchamp (2007)に最近の実証結果と共にまとめられている。

表 1-5：親子間の経済援助の有無（婚姻状態別）

婚姻状態	親からの経済援助の有無	親への経済援助の有無	
		なし	あり
独身	なし	50.9%	29.4%
	あり	14.4%	5.3%
既婚	なし	73.0%	7.3%
	あり	15.9%	3.8%

注：サンプルサイズ = 3,014。
出所：JHPS2012 より作成。

次に両親との間の経済的援助の発生する理由を確認する。図 1-2 は「親から経済援助を受けた」「親へ経済援助を行った」と回答した人の中で、その理由を、「普段の生活費」、「医療費」、「住宅購入補助」、「家賃」、「その他」、「目的無し」から選ばれた結果（複数可）を、各理由が選ばれた比率として示している。この図から、次のことが分かる。まず、回答者本人から親へ援助を行う場合、もっとも多い理由は、独身・既婚共に「普段の生活費」である。独身の場合次に多いのは「家賃」であり、既婚の場合次に多いのは「その他」である。我が国では、独身者が親と同居し続ける場合に、家賃相当分を親に渡す習慣が存在するが、ここでの家賃は、そのような意味で実施されている可能性がある。実際、詳細に確認すると、家賃目的で親に金銭援助をしている独身者の 95% は親と同居していることが分かる。

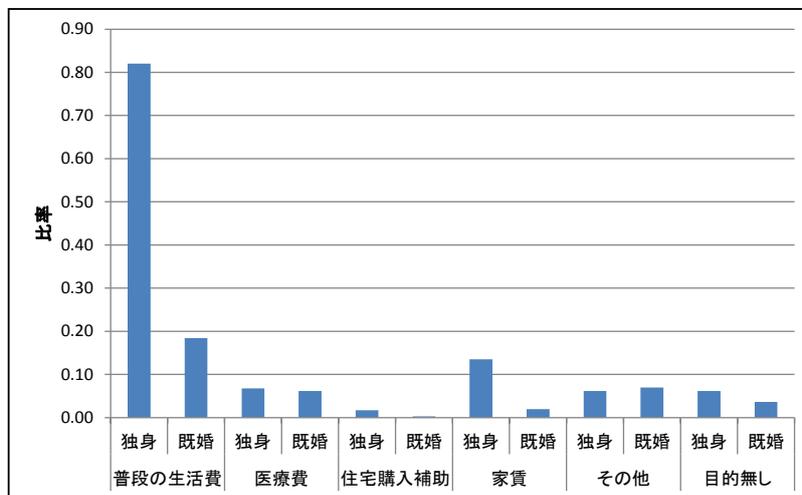
その一方、親から回答者自身への経済援助の場合には、独身・既婚共に、第一位は「普段の生活費」、第二位は「その他」である。これは、親から子どもへの、特定の目的のない「生前贈与」を含んでいる可能性を示唆する⁷。また、住宅購入補助としての援助はほとんど見られない。これは住宅購入というイベントの発生確率の低さを考えると不自然ではない⁸。

⁷ 質問では「相続に伴うものは除きますが、住宅購入、家賃、地代や生活費などの資金提供、仕送り・小遣いを含めてお答えください。」と注意書きがされている。

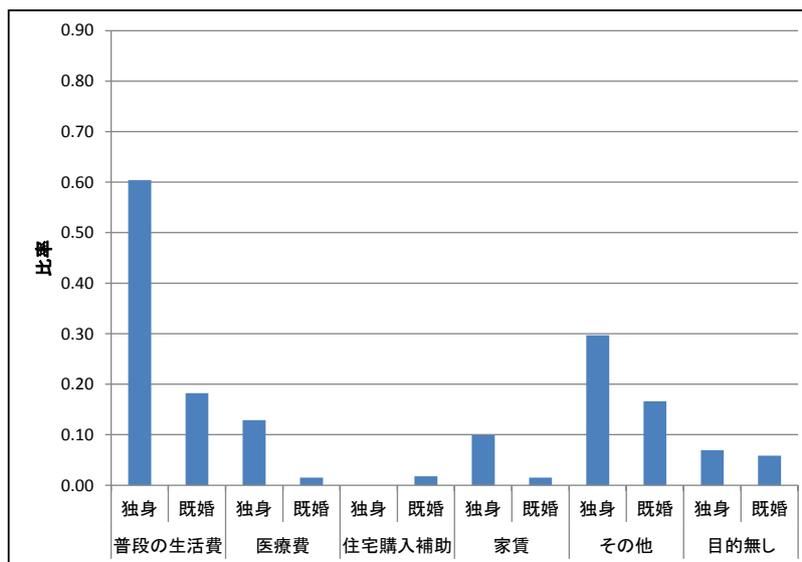
⁸ ただし、生前贈与と住宅購入の関係の重要性を指摘する論文は存在する（Yukutake et al. 2011）。

図1-2 経済的援助の理由

(a) 自分から親へ



(b) 親から自分へ



注：比率は、おのこの、「親へ援助している」もしくは「親から援助を受けている」と回答した対象者とその配偶者の中で、これらの理由を選んだ比率を示している。
出所：JHPS2012より作成。

次に、調査対象者とその親の属性と、親子間の経済支援の関係を確認する。まずここで、親への援助額から親からの援助額を差し引いたものを「純経済援助額」と呼ぶことにする。純経済援助額を確認する理由は、親からの援助も親への援助も同時に行っている家計が少なからず存在するためである。

表 1-6 対象者・親の属性と経済援助の関係

(a) 性差

		男性	女性	p-value	検定結果
独身 N=505	親への経済援助あり	0.37	0.32	0.21	NS
	親からの経済援助あり	0.17	0.23	0.09	*
	親への純経済援助額(万円)	26.56	3.71	0.16	NS
既婚 N=2462	親への経済援助あり	0.12	0.09	0.06	*
	親からの経済援助あり	0.13	0.14	0.48	NS
	親への純経済援助額(万円)	-3.47	-6.55	0.47	NS

(b) 学歴

		大卒未満	大卒以上	p-value	検定結果
独身 N=502	親への経済援助あり	0.32	0.40	0.08	*
	親からの経済援助あり	0.19	0.21	0.49	NS
	親への純経済援助額(万円)	7.98	27.45	0.25	NS
既婚 N=2404	親への経済援助あり	0.11	0.09	0.19	NS
	親からの経済援助あり	0.13	0.16	0.03	**
	親への純経済援助額(万円)	-3.80	-7.25	0.46	NS

(c) 親との同居の有無

		別居	同居	p-value	検定結果
独身 N=505	親への経済援助あり	0.15	0.41	0.00	***
	親からの経済援助あり	0.12	0.22	0.02	**
	親への純経済援助額(万円)	2.35	19.52	0.36	NS
既婚 N=2462	親への経済援助あり	0.09	0.20	0.00	***
	親からの経済援助あり	0.13	0.21	0.00	***
	親への純経済援助額(万円)	-2.95	-19.12	0.01	***

(d) 親に健康上の問題

		なし	あり	p-value	検定結果
独身 N=505	親への経済援助あり	0.30	0.40	0.02	**
	親からの経済援助あり	0.22	0.17	0.20	NS
	親への純経済援助額(万円)	18.54	11.85	0.68	NS
既婚 N=2462	親への経済援助あり	0.09	0.11	0.03	**
	親からの経済援助あり	0.15	0.13	0.26	NS
	親への純経済援助額(万円)	-3.18	-5.96	0.54	NS

(e) 本人の就業状態

		就業者	失業者	p-value	検定結果
独身 N=465	親への経済援助あり	0.39	0.19	0.03	**
	親からの経済援助あり	0.17	0.29	0.09	*
	親への純経済援助額(万円)	21.36	-1.97	0.52	NS
既婚 N=2020	親への経済援助あり	0.11	0.05	0.25	NS
	親からの経済援助あり	0.14	0.05	0.12	NS
	親への純経済援助額(万円)	-5.48	-0.44	0.79	NS

(f) 本人の雇用形態

		正規労働	非正規労働	p-value	検定結果
独身 N=412	親への経済援助あり	0.45	0.26	0.00	***
	親からの経済援助あり	0.15	0.24	0.03	**
	親への純経済援助額(万円)	30.15	4.15	0.23	NS
既婚 N=1889	親への経済援助あり	0.12	0.08	0.03	**
	親からの経済援助あり	0.13	0.16	0.06	*
	親への純経済援助額(万円)	-2.70	-13.34	0.08	*

(g) 子どもの有無 (既婚者 N=2462)

		子どもなし	子どもあり	p-value	検定結果
既婚	親への経済援助あり	0.11	0.10	0.52	NS
	親からの経済援助あり	0.09	0.15	0.00	***
	親への純経済援助額(万円)	-4.37	-5.21	0.88	NS

注：最終学歴の回答における「その他」は大学未満に分類、「親の健康上の問題」は、親のどちらかにがん、循環器系・内分泌系・代謝系疾患、脳卒中・脳血管障害の罹患歴がある場合に1とした。「親への経済援助あり」「親からの援助あり」はダミー変数、その右の数字は「援助あり」の比率。差の検定は、ダミー変数はchi-2検定、連続変数はt検定(両側)で行った。

出所：JHPS2012より作成。

表1-6では、独身・既婚別に、親や自分の属性により、援助の発生やその金額が影響を与えるかどうかを確認した。そこでの検定結果をまとめると以下の通りである。

- (a) 男女差については、独身の場合、親からの経済援助は女性の方が、既婚の場合、親への経済援助は男性の方が大きい、その差は極めて小さい。
- (b) 学歴差については、独身は親への、既婚は親からの援助が、大卒未満よりも大卒が多い。
- (c) 親との同居については、別居しているよりも同居している方が、親への援助も親からの援助もともに多い。
- (d) 親の健康上の問題については、独身の場合も既婚の場合も、親に健康上の問題がない場合よりもある場合の方が親への経済援助は増加する。
- (e) 就業状態については、独身の場合にのみ、就業者よりも失業者の方が、親への援助は減り、親からの援助は増える。
- (f) 雇用形態については、すべての場合について、正規労働よりも非正規労働の方が、親

への経済援助は少なく、親からの経済援助は多い。正規・非正規間での親からの援助の頻度の差は、既婚よりも独身の方が大きい。

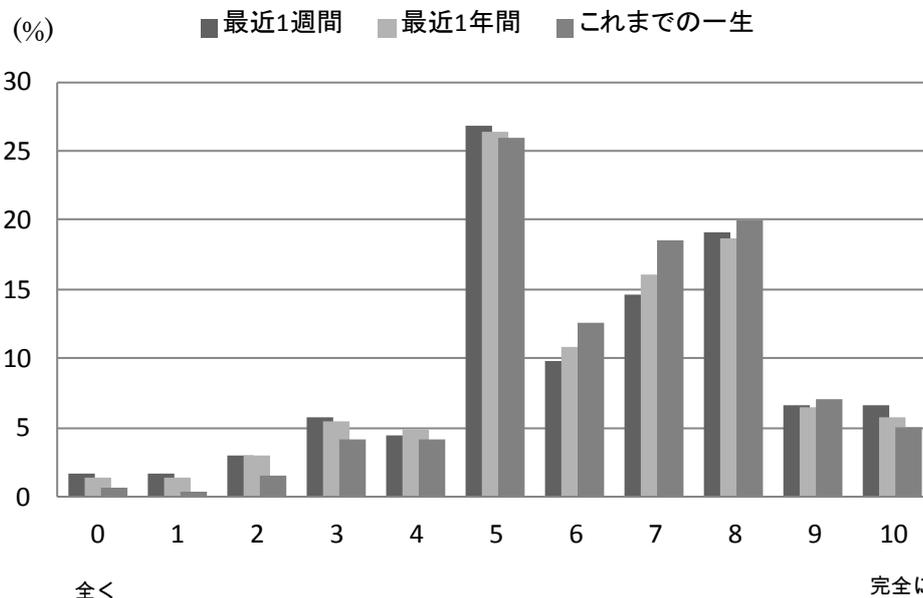
(g) 子どもについては、子どもがいることで、親からの経済援助は増加する。

より詳細な解釈を行うためには、多変量解析等の方法を使わなければならないが、(d), (e), (f)については、親子間でのリスクシェアリング動機による経済援助の存在を示唆するという意味で興味深い。

2 幸福感

JHPS では、2011 調査以来、「最近 1 週間」「最近 1 年間」「これまでの一生」の 3 つの期間それぞれについて、「全く幸福感がない」の 0 から、「完全に幸福感を感じる」の 10 までの間の数字 1 つを選ぶことで、自身の幸福感の主観的評定を求めている。JHPS2012 調査では、対象者及び配偶者併せて 4856 名からこれら 3 項目の有効な回答を得た。図 1-3 に 3 項目の回答分布をパーセンテージで表示した。分布の形状は 3 項目で近似しており、どの期間においても、4 分の 1 を超えるケースが自身の幸福感を、スケールの中央値である 5 と評定していた。

図 1-3 幸福感の度数分布



注： 幸福感がない 間」「最近 1 年間」「これまでの一生」それぞれの全回答度数の割合を示す。

出所：JHPS2012 より作成。

3 項目の平均値を全員と性別で求め、期間による幸福感レベルの差、性差および年齢差を検討した。「最近 1 週間」の幸福感と「最近 1 年間」の幸福感の平均値に差はなかったが、「これまでの一生」の幸福感は、他の 2 つより有意に高く、このことは男女別に比較

しても変わらなかった ($p < .001$) (表 1-7)。女性の幸福感は男性に比べ、3つの期間すべてにおいて有意に高かった ($p < .001$)。年齢が高いほど幸福感が有意に高い傾向が「最近1週間」において見られたが ($r = .04, p < .001$)、他の期間において年齢差は見られなかった。

表 1-7 幸福感の性差と年齢差

	全員(n=4856)		男性(n=2385)		女性(n=2471)		性差	年齢の効果 (r)
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差		
最近1週間	6.17	2.23	6.02	2.25	6.30	2.20	***	.04 ***
最近1年間	6.17	2.15	6.05	2.15	6.28	2.14	***	.02
これまでの一生	6.41	1.90	6.34	1.91	6.48	1.89	***	-.02

注: ***は、係数が1%の水準で統計的に有意なことを示す。

出所: JHPS2012より作成。

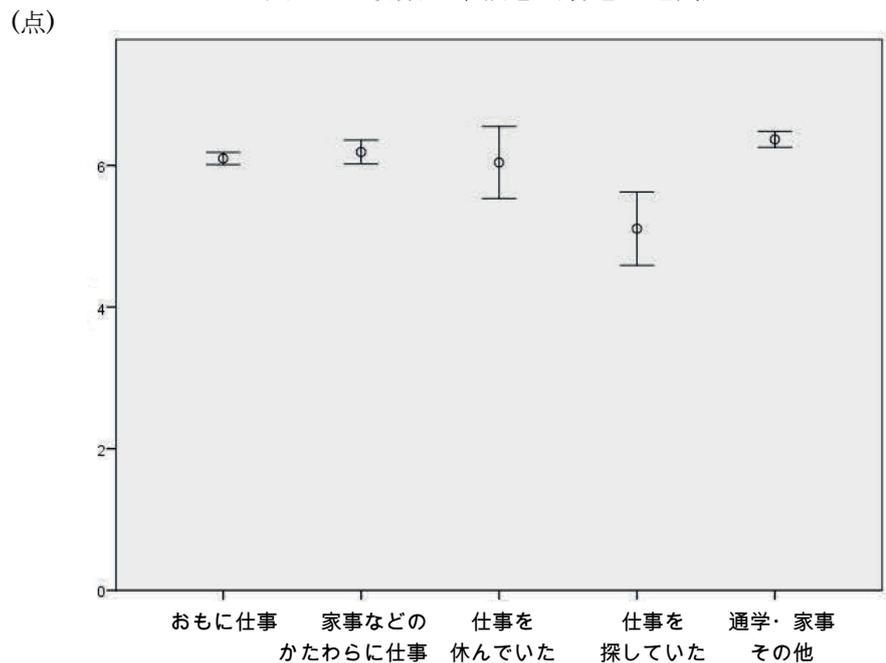
3つの期間の幸福感の相関は、「最近1週間」と「最近1年間」で $r = .83$ 、「最近1週間」と「これまでの一生」で $r = .69$ 、「最近1年間」と「これまでの一生」で $r = .76$ と高かった (いずれも $p < .001$)。また、対象者と配偶者の両者から有効回答が得られた 2037 組について、夫婦の幸福感レベルの相関を求めたところ、「最近1週間」で $r = .45$ 、「最近1年間」で $r = .48$ 、「これまでの一生」では $r = .45$ と高い類似性が見られた (いずれも $p < .001$)。

近年、幸福感の決定要因の解明に関する研究が経済学においても盛んになりつつある (Frey, 2008)。以降では、この幸福感が、就業、仕事からの収入、世帯所得、健康状態とどのように関連をもつか検討を行った。

JHPS では毎回、対象者と配偶者それぞれに対し、調査の前の月に、収入をともなう仕事(家族従業者、アルバイトを含む)に従事したか否かを尋ね、仕事をしたのであれば、「おもに仕事をした」「通学のかたわらに仕事をした」「家事などのかたわらに仕事をした」の中から1つを、仕事をしなかったのであれば、「仕事を休んでいた」「仕事を探していた」「通学・家事・その他」の中から1つを選ぶことによって、その個人の就業状況を把握している。ケース数が10未満と少なかった「通学のかたわらに仕事をした」を除き、それぞれの選択肢を選んだグループの「最近1週間」の幸福感の平均値を図 1-4 に示した。全ケースの半分を超える「おもに仕事をした」人たちの幸福感は、「家事のかたわらに仕事をした」人たちや「仕事を休んでいた」人たちの幸福感とは有意な差はなかったが、仕事をせずに「仕事を探していた」人たちよりも有意に高く ($p < .001$)、仕事をせずに「通学・家事・その他」をしていた人たちよりも有意に低かった ($p < .001$)。

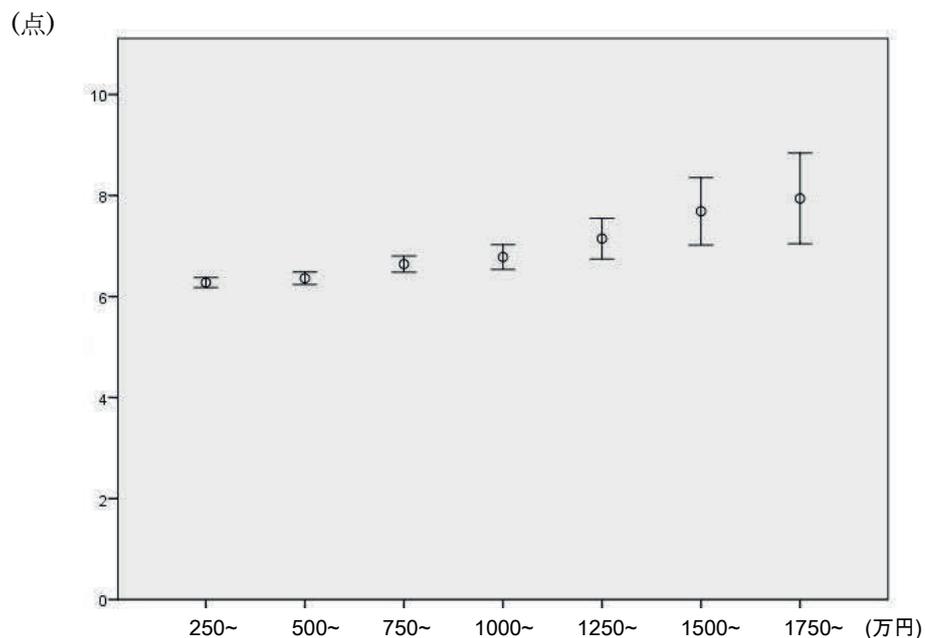
JHPS では、仕事をしている人には、昨年の自分の主な仕事からの収入を、税金・社会保険などが差し引かれる前の金額で尋ねている。この自分自身が稼得した収入を、7つのレベルに範疇化し、その個人の「これまでの一生」の幸福感の高低との関連を調べた (図 1-5)。収入が高くなるにつれ、幸福感が高くなることが示され、両者の相関は $r = .12$ ($n = 3115, p < .001$) と有意であった。

図 1-4 就業と幸福感 (最近 1 週間)



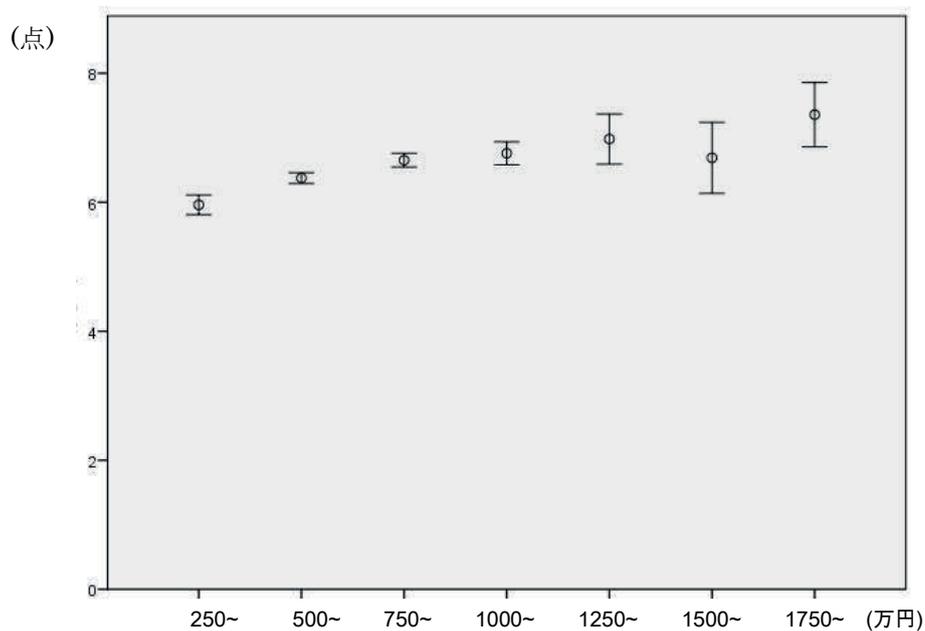
注：エラーバーは 95%信頼区間を示す。
出所：JHPS2012 より作成。

図 1-5 仕事の収入と幸福感 (これまでの一生)



注 1：仕事の収入は昨年 1 年間の自身の主な仕事からの収入。税金、社会保険などが差し引かれる前の金額。
注 2：エラーバーは 95%信頼区間を示す。
出所：JHPS2012 より作成。

図1-6 世帯所得と幸福感（これまでの一生）

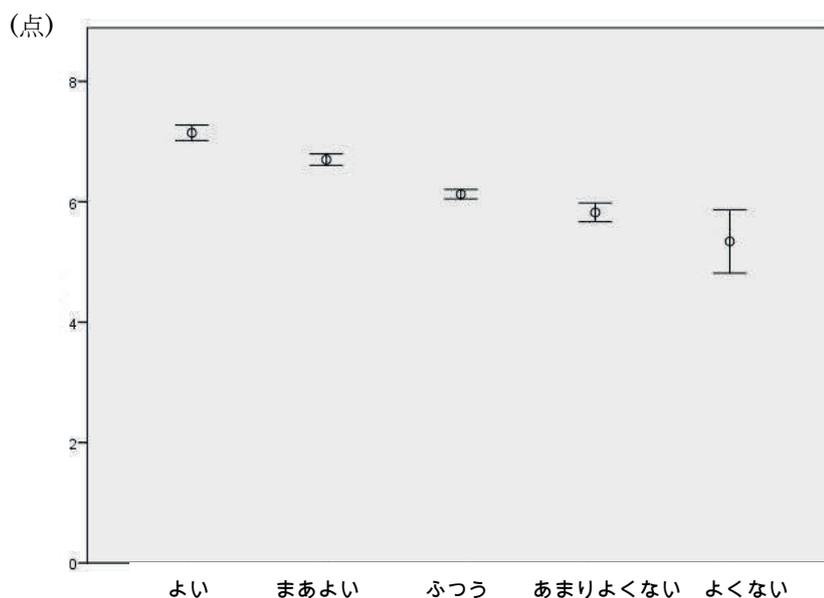


注1：世帯所得は昨年1年間の世帯全体の手取り年収。

注2：エラーバーは95%信頼区間を示す。

出所：JHPS2012より作成。

図1-7 健康と幸福感（これまでの一生）



注：エラーバーは95%信頼区間を示す。

出所：JHPS2012より作成。

こうした幸福感は、自分が仕事から得たことに起因するのか、それとも家計全体の豊かさによるものかを明らかにするために、世帯全体の所得を用いて同様の検討を行ったところ、やはり金額が高くなるにつれ、幸福感が高まる傾向が見られた（図 1-6）。両者の相関は $r = .14$ であり（ $n = 4219$ 、 $p < .001$ ）、幸福感への説明率は、自身の仕事から得た収入よりも、世帯全体の所得の方が、若干高かった。

自分の健康状態を「よい」「まあよい」「あまりよくない」「よくない」と回答したグループごとに、「これまでの一生」の幸福感の平均値を求めたところ、健康状態が良好であるほど幸福感も高く、健康状態が優れないほど幸福感が低いことが明らかにされた（図 1-7）。幸福感と健康状態の相関は $r = -.24$ （ $p < .001$ ）であり、仕事の収入や、世帯所得よりも、さらに高い関連が示された。

3 推論

日本において、成人を対象とした社会調査に認知能力指標が含まれることは稀である。かつて、たとえば「職業とパーソナリティ研究」（吉川, 1998）において、青少年とその両親を対象に、語彙テストを施行するという試みはあったが、サンプルサイズは決して大きくなく、成人の認知能力を1つの変数として、家計との関連を解明する積極的な検討にまで進展するには至らなかった。

一方、たとえばアメリカの National Longitudinal Surveys of Youth (NLSY)⁹では、大規模パネル調査の中に、National Armed Forces Qualifying Test (AFQT) から知能テストの一部を組み込むことにより、個人の認知能力スコアをデータセットに含めており、その変数は IQ (知能指数) として、様々な研究領域の分析において活用されてきている。

さらに、経済協力開発機構 (OECD) は 2011 年、日本を含む世界 24 カ国において、成人を対象とした認知能力テストを用いた「国際成人技能調査 (Programme for the International Assessment of Adult Competencies: PIAAC¹⁰)」を開始し、経済と成人の認知能力との関連に世界的関心が向けられている。

こうした背景のもと JHPS でも、認知能力指標の導入を試みた。課題を自記式調査票内に含まざるを得ないという実質的制限に加え、協力者が回答するにあたり、厳密な時間制限が必要でないこと、正解を調べるのが容易でないこと、回答の負担が少ないことが求められる。そこで JHPS では、郵送調査における認知能力テストとしての信頼性と妥当性が保証されている、三段論法による推論課題 5 問¹¹ (Shikishima, Yamagata, Hiraishi, Sugimoto, Murayama, & Ando, 2011) を導入した。三段論法とは、2つの前提となる命題から、1つの結論となる命題を導く演繹的な論理推論形式である。この三段論法解法能力

⁹ 「National Longitudinal Survey」 <http://www.bls.gov/nls/>

¹⁰ 「PIAAC」 http://www.nier.go.jp/04_kenkyu_annai/div03-shogai-piaac-pamph.html

¹¹ 同課題は英語に翻訳され、American Psychological Association の PsycTESTS®データベースに所蔵されている。

の個人差が、一般知能の個人差測定の優れた指標であることが明らかにされている (Shikishima, Hiraishi, Yamagata, Sugimoto, Takemura, Ozaki, Okada, Toda, & Ando, 2009)。

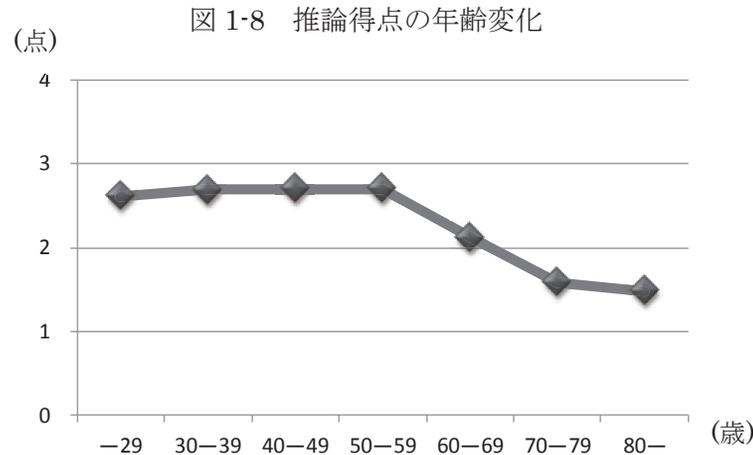
以下は、JHPS に導入した推論課題 5 問に類似した例題である。回答者には、2 つの前提の結論として成り立つ文を、1~5 の中から 1 つだけ選ぶよう求めている。

あるネコはペットである。すべてのネコは哺乳類である。

1. どの哺乳類もペットでない。
2. すべての哺乳類はペットである。
3. ある哺乳類はペットでない。
4. ある哺乳類はペットである。
5. どれもでない。

インストラクションには、誰とも相談せずに自分一人で回答すること、1 問 1 分以内で回答することを求めたほか、回答は任意であることを明記した。このことは、家計パネル調査の中で、新たに導入された推論課題という異質な項目への回答を求められることに対する協力者の抵抗感を配慮したことによる。その結果、JHPS2011 調査において対象者 2545 名 (回答率 81%)、JHPS2012 調査において配偶者 1640 名 (回答率 79%)、併せて 4185 名 (回答率 80%) から有効な回答を得た。回答者と無回答者の間に属性の違いがないか検討するために、JHPS2011 調査に協力した対象者及び JHPS2012 調査に協力した配偶者を、推論課題への回答群と無回答群に分けて従属変数とし、年齢、性別、学歴、仕事からの収入を独立変数としたロジスティック回帰分析を施したところ、学歴のみが有意な係数を示した ($p < .01$)。学歴の高い層に回答者が、学歴の低い層に無回答者が多いことが理解できる。

推論得点は課題 5 問の合計正答数とした。男性 2052 名の平均値は 2.44 (SD = 1.62)、女性 2133 名の平均値は 2.35 (SD = 1.61) であり、10%水準で男性の方が有意に高かった。対象者と配偶者の両者から有効な回答が得られた 1429 組から求めた配偶者相関は $r = .39$ ($p < .001$) であった。日本には認知能力の配偶者相関として公表される数値はないが、欧米で報告される IQ の配偶者相関 (assortative mating) は概ね $r = .4 \sim .5$ である (Vandenberg, 1972)。セルフ・アドミストレーションで施行される本課題には、対面で行われる知能テストに比べて測定誤差がより多く混入する可能性があることを考慮すれば、整合的な値と考えることができる。

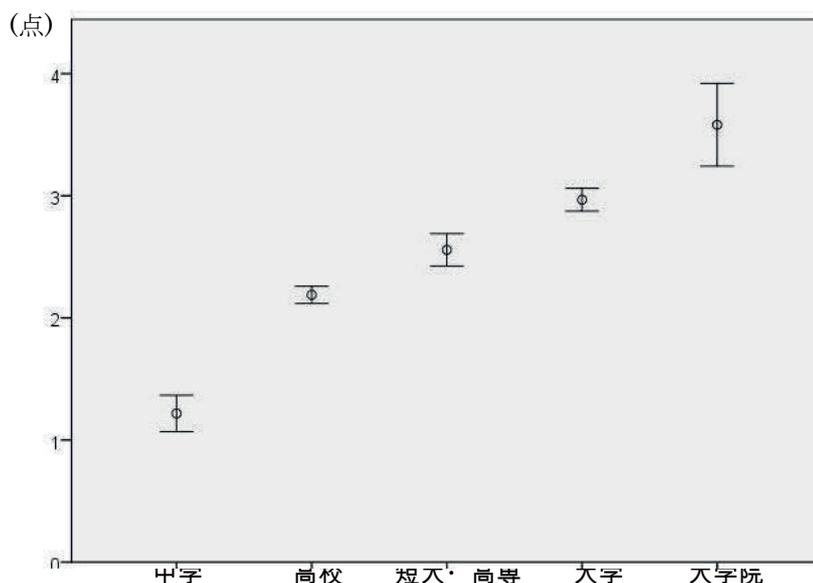


出所：JHPS2011、JHPS2012 より作成。

年齢を 10 歳ごとに範疇化し、グループごとに推論得点の平均値を求めたところ、20 歳代から 50 歳代までにはパフォーマンスに差はないが、60 歳代から低下し始めることが示された (図 1-8)。因子分析に依拠した心理学研究の蓄積は、人間の認知能力が一般知能を頂点とし (Spearman, 1904)、その下位に、主に言語能力であり典型的には語彙の理解力で測定される結晶性知能と、非言語能力であり新しい問題解決能力を反映した流動性知能を従属させる階層構造で説明できることを明らかにしている (Horn & Cattell, 1966)。そして、結晶性知能は 45~54 歳でピークに達し、その後徐々に低下すること、流動性知能は 20 歳代前半でピークに達し、その後急激に低下することが報告されている (Kaufman, 2001)。本調査で収集した三段論法解法能力レベルの年齢別変化は、この結晶性知能と流動性知能のレベルの変化の中間に位置するものと見ることができ、推論得点は、両知能側面を合わせた、より一般的な認知能力 (一般知能) 指標としての妥当性をもつとも考えられる。

JHPS2009 調査で尋ねた最後に通った学校を、「中学」「高校」「短大・高専」「大学」「大学院」と回答したグループごとに推論得点の平均値を求めたところ、学歴が高くなるにつれ、得点が顕著に高くなることが示された (図 1-9)。学歴と推論得点の相関は $r = .31$ ($p < .001$) と有意であった。学歴が高い人たちがより多く回答する傾向が見られたため、結果の解釈には慎重になる必要があるが、教育レベルと推論能力との間には、明確な正の関連性があることが明らかにされた。

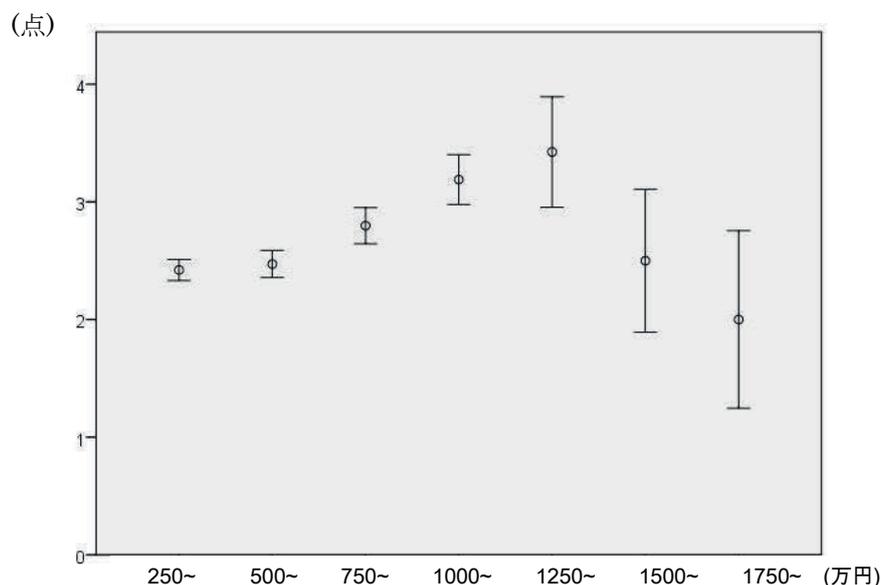
図1-9 学歴と推論得点



注：エラーバーは95%信頼区間を示す。
出所：JHPS2011、JHPS2012より作成。

推論得点と自分の仕事からの収入との関連を調べるために、調査の前の月に仕事をしてきた人の、昨年の自分の主な仕事からの収入（税金・社会保険などが差し引かれる前の金額）を7つのレベルに範疇化し、それぞれのグループの推論得点の平均値を求めた。年収が250～500万円のグループから、年収1250～1500万円のグループまでは、年収の高さに応じてパフォーマンスが上昇しているが、年収1500～1750万円、1750万円以上では、パフォーマンスが低下していく傾向が見られた（図1-10）。*t*検定は、年収500～750万円から750～1000万円 ($p < .01$)、750～1000万円から1000～1250万円 ($p < .01$)の各グループ間で推論得点が有意に高くなるが、1250～1500万円のグループに比べ1500～1750万円のグループでは得点が有意に低くなることを明らかにした ($p < .05$)。推論得点と学歴、仕事の収入と幸福感は線形な相関関係を示す一方、推論得点と仕事の収入については非線形な関係性を示す要因とは一体何か。認知能力と収入との複雑な関連について、今後の精緻な検討が望まれる。

図 1-10 仕事からの収入と推論得点



注：エラーバーは 95%信頼区間を示す。

出所：JHPS2011、JHPS2012 より作成。

第3節 おわりに

本章では、2012年1月に実施された最新JHPSデータを用いて、調査の回答継続率や脱落サンプルに関する検討を行い、さらにいくつかのトピックについて、調査結果の概況を説明した。特に第2節では、JHPSが特徴として持っている独自の調査項目の中で、「家族内援助」「幸福感」「推論」を取り上げた。紙数と時間の制約の中で、必ずしも詳細な分析を行ったわけではないが、今後の研究につながる興味深い知見を得ることができた。本章での結果が、経済学、社会学、心理学等の幅広い分野で、これらの項目を利用したさらなる研究につながることを心から期待したい。

2009年より開始されたJHPSは、2013年で、当初予定されていた5年間の調査を完了する。今後もJHPSは何らかの修正を加えながらも継続することとなるが、調査の継続は必ずしも容易な道ではない。特に、従来のパネル調査では内外を問わず必ずしも含まれてこなかった、挑戦的な調査項目を積極的に取り入れてきたJHPSは、「継続・継承」と「改良・進化」という二律背反の要求を満たしながら、長期に調査を継続させるという困難な課題を背負っている。我が国の政策研究のインフラストラクチャーの一つとして、JHPSが今後とも社会に認知され、広く使われるためには何が必要か、我々は過去5年間で得られた経験と蓄積を基に、考え続けなければならないであろう。

最後に、過去5年間にわたり、JHPSの計画立案、調査票の設計、調査の実施、データ

のクリーニングと整備・提供、そしてデータの解析研究に、多くの方が携わってきたことに言及したい。私たちは、名前を挙げるのできないそれらすべての方々に心よりお礼を申し上げると同時に、質の高いデータの整備という、あらゆる研究の基盤であるにもかかわらず地味で労の多い仕事に、今後も多くの研究者に関わってもらえるよう、よりよい環境作りを考えていかなければならないであろう。

参考文献

- Altonji, J. G., F. Hayashi, and L. J. Kotlikoff (1997) "Parental Altruism and Inter Vivos Transfers: Theory and Evidence," *Journal of Political Economy*, 105(6), pp. 1121-1166.
- Cox, D. and M. R. Rank (1992) "Inter-vivos transfers and intergenerational exchange," *Review of Economics and Statistics*, 74, pp.305-314.
- Cox, Donald, and Marcel Fafchamps. 2007. "Extended Family and Kinship Networks: Economic Insights and Evolutionary Directions." *Handbook of Development Economics*. Vol. 4, 3711-3784
- Fitzgerald, J., P. Gottschalk and R. Moffitt (1998) "An Analysis of Sample Attrition in Panel Data: The Michigan Panel Study of Income Dynamics," *The Journal of Human Resources*, Vol. 33, No. 2, pp.251-299.
- Hayashi, F. (1995) "Is the Japanese Extended Family Altruistically Linked? A Test Based on Engel Curves," *Journal of Political Economy*, 103(3) , pp.661-674.
- Horn, J. L. and R. B. Cattell (1966) "Refinement and test of the theory of fluid and crystallized intelligence," *Journal of Educational Psychology*, 57, pp.253-270.
- Kaufman, A. (2001) "WAIS-III IQs, Horn's theory, and generational changes from young adulthood to old age," *Intelligence*, Vol. 29, pp. 131-167.
- Lillard, L. A. and C. W. A. Panis (1998) "Panel Attrition from the Panel Study of Income Dynamics: Household Income, Marital Status, and Mortality," *The Journal of Human Resources*, Vol. 33, No. 2, pp. 437-457.
- Lucas, R.E.B. and S. Oded (1985) "Motivations to Remit: Evidence from Botswana," *Journal of Political Economy*, 93 (5), pp.901-918.
- Shikishima, C., K. Hiraishi, S. Yamagata, Y. Sugimoto, R. Takemura, K. Ozaki, M. Okada, T., Toda, and J. Ando (2009) "Is g an entity? A Japanese twin study using syllogisms and intelligence tests," *Intelligence*, Vol. 37, pp. 256-267.
- Shikishima, C., S. Yamagata, K. Hiraishi, Y. Sugimoto, K. Murayama, and J. Ando (2011) "A simple syllogism-solving test: Empirical findings and implications for g research," *Intelligence*, Vol. 39, pp. 89-99.

- Spearman, C. (1904) “‘General intelligence’, objectively determined and measured,” *The American Journal of Psychology*, Vol. 15, pp. 201-293.
- Yamada K. (2006) “Intra-family transfers in Japan: intergenerational co-residence, distance, and contact,” *Applied Economics*, 38(16), pp.1839–1861.
- Yukutake N., S. Iwata, and T. Idee (2011) “Strategic Interaction between Inter Vivos Gifts and Housing Acquisition,” Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 201.
- Vandenberg, S. G. (1972) “Assortative mating, or who marries whom?” *Behavior Genetics*, Vol. 2, pp. 127-157.
- 石井加代子(2012)「JHPS2011 の概況」, 樋口美雄・宮内環・C.R. McKenzie (編)『パネルデータによる政策評価分析[3] — 財政危機下の教育・健康・就業』慶應義塾出版会, 3-21 頁.
- 坂本和靖(2006a)「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』No.551, 55-70 頁.
- 坂本和靖(2006b)「借り入れ制約と親からの移転と消費行動」『季刊家計経済研究』No.71, 79-90 頁.
- 直井道生 (2007)「家計の住居移動とサンプル脱落」 樋口美雄・瀬古美喜 (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」, 樋口美雄・瀬古美喜・照山博司 (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, 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」, 樋口美雄・宮内環・C.R. McKenzie (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, 3-27 頁.
- 直井道生・山本耕資 (2011)「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」, 樋口美雄・宮内環・C.R. McKenzie (編)『パネルデータによる政策評価分析[2] — 教育・健康と貧困のダイナミズム』慶應義塾大学出版会, 3-20 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施方法のパフォーマンス」, 樋口美雄・宮内環・C.R. McKenzie (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, 29-63 頁.
- ホリオカ, チャールズ・ユウジ(2002)「日本人は利己的か、利他的か、王朝的か？」大塚啓二郎・中山幹夫・福田慎一・本多佑三編『現代経済学の潮流 2002』東洋経済新報社, 23-45 頁.
- 宮内環・C.R. McKenzie・木村正一(2006)「パネルデータ継続と回答行動の分析」 樋口美雄・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE (編)『日本の家計行動のダイナミズム[II] : 税制改革と家計の対応』慶應義塾出版会, 9-52 頁.
- 吉川 徹 (1998)『階層・教育と社会意識の形成』ミネルヴァ書房.