

Discussion Paper Series

University of Tokyo
Institute of Social Science
Panel Survey

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

働き方とライフスタイルの変化に関する
全国調査 2007 における
標本特性と欠票についての基礎分析

Sample Bias and Unit Nonresponse Cases for JLPS-2007

三輪哲

(東京大学社会科学研究所)

Satoshi MIWA

March 2008

No.10

働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 2007 における 標本特性と欠票についての基礎分析

三輪 哲（東京大学社会科学研究所）

要約 本稿の目的は、JLPS（働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 2007）で得られたデータについて、その代表性を検討すること、および欠票を分析することである。JLPS の調査方法上の特徴は、細やかな層化と、属性の分布が偏らぬよう計画的に実行された回収手続きにある。そのことにより、計画標本のみならず、回収後のデータに関しても、基本属性の分布がほぼ基準とした値に近くなっていた。計画の範囲外にあった学歴や職業などの諸変数の分布をみると、基準とした労働力調査の値からある程度乖離しているが、他のパネル調査でみられた偏りの大きさと比べると、JLPS における偏りが決して大きいわけではないことが明らかとなった。以上の検討結果から、JLPS データが 2007 年初春における日本社会の若年層の正確な見取り図を提供できるものと本稿では結論付ける。

1. 本稿の目的

本稿の目的は、働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 2007（以降、JLPS と略す）で得られたデータについて、その代表性を検討すること、および欠票を分析することである。

保田・稲葉（2008）によれば、データの代表性は主に次の 2 点に左右される。第 1 に、標本抽出（サンプリング）の方法である。目標とした母集団から、いかにして偏りなく調査対象者を選びうるか、という問題である。第 2 に、実査の回収状況である。玉野（2003）は現在の社会調査が抱える問題を論じているが、その最たるものといえば回収率の急落傾向であろう。いくつかの継続調査の結果から、近年の調査回収率の低下が報告されている（三隅・三輪 2008；日本家族社会学会全国家族調査委員会 2005；大阪商業大学比較地域研究所 2007；統計数理研究所 2004）。回収率が低ければ、それだけデータの代表性に疑義が生じるのも避けがたい。

そこで本稿では、JLPS データの代表性を証明するために、以下の手順で論を進める。2 節では、サンプリングや回収など、JLPS の調査方法について説明する。続く 3 節では、調査不能の理由の分析と、回収率の計算をする。4 節では、調査不能に関連する要因を探索する。5 節では、計画標本と回収標本の基本属性分布を分析し、その偏りが標本抽出でもたらされるのか、それとも回収状況によるものか、検討をおこなう。そして 6 節では、基本属性以外の主要変数について、回収標本と外的基準との乖離を検証して、JLPS データのもつ偏りを評価する。

2. 調査方法の特徴

(1) 若年調査と壮年調査

JLPS は、総合的な社会科学研究のためのパネルデータ収集を目的として、2007 年 1 月から 4 月にかけて行われた。調査は対象集団の違いにより、次の 2 つに分けられる。第 1 に、若年調査である。これは、20 歳から 34 歳までの日本全国の男女個人を母集団としている。若年者の働き方やライフスタイルの個人内での変化をとらえることを主要な目的としたメインの調査と位置づけられる。それから第 2 に、壮年調査である。35 歳から 40 歳までの層を対象としている点が若年調査と異なるが、それ以外の要素は若年調査と揃えられた。つまり、調査設計や質問項目において完全に互換性が保証されるデザインとなっているわけである。これによるメリットは多々存在する。何よりも、若年調査データに対して、世代間の比較の可能性を拓く調査データとして対置されることが大きい。

表1 JLPSの標本設計の概要

	割当地 点数	若年調査				壮年調査			
		母集団人口	割当標 本規模	層の重 み	標本の 重み	母集団人口	割当標 本規模	層の重 み	標本の 重み
全国計	271	25,368,378	3000	1.000	1.000	10,334,397	1229	1.000	1.000
北海道									
16大市	4	415,506	49	.016	.016	162,467	19	.016	.015
20万以上市	2	117,773	14	.005	.005	47,751	6	.005	.005
その他の市	4	355,095	43	.014	.014	143,538	17	.014	.014
町村	2	174,476	20	.007	.007	74,730	9	.007	.007
東北									
16大市	3	239,500	28	.009	.009	88,098	10	.009	.008
20万以上市	5	456,741	54	.018	.018	183,628	22	.018	.018
その他の市	7	697,381	82	.027	.027	277,271	33	.027	.027
町村	3	311,826	37	.012	.012	120,259	14	.012	.011
関東									
16大市	38	3,565,861	424	.141	.141	1,538,594	185	.149	.151
20万以上市	23	2,223,355	264	.088	.088	943,682	112	.091	.091
その他の市	27	2,729,157	323	.108	.108	1,117,407	133	.108	.108
町村	5	448,462	53	.018	.018	175,577	21	.017	.017
北陸									
20万以上市	5	465,925	56	.018	.019	186,666	22	.018	.018
その他の市	5	442,801	53	.017	.018	175,413	21	.017	.017
町村	1	92,886	12	.004	.004	37,032	4	.004	.003
東山									
20万以上市	2	194,276	24	.008	.008	82,958	10	.008	.008
その他の市	6	582,536	69	.023	.023	239,796	29	.023	.024
町村	2	160,379	19	.006	.006	65,831	8	.006	.007
東海									
16大市	7	596,072	69	.023	.023	250,748	30	.024	.024
20万以上市	8	739,084	88	.029	.029	303,783	36	.029	.029
その他の市	10	1,001,049	117	.039	.039	408,337	48	.040	.039
町村	3	241,056	28	.010	.009	101,084	12	.010	.010
近畿									
16大市	14	1,337,206	158	.053	.053	534,512	63	.052	.051
20万以上市	13	1,288,778	152	.051	.051	557,604	66	.054	.054
その他の市	14	1,345,026	160	.053	.053	553,386	65	.054	.053
町村	3	232,208	27	.009	.009	90,327	11	.009	.009
中国									
16大市	3	247,541	30	.010	.010	99,820	12	.010	.010
20万以上市	5	424,453	50	.017	.017	163,735	20	.016	.016
その他の市	7	634,168	75	.025	.025	241,770	28	.023	.023
町村	2	108,843	13	.004	.004	41,237	5	.004	.004
四国									
20万以上市	3	303,517	36	.012	.012	119,158	14	.012	.011
その他の市	4	314,066	38	.012	.013	120,831	14	.012	.011
町村	2	110,370	13	.004	.004	41,275	5	.004	.004
九州									
16大市	6	524,971	61	.021	.020	194,467	23	.019	.019
20万以上市	7	720,151	84	.028	.028	274,791	33	.027	.027
その他の市	11	1,094,567	128	.043	.043	416,245	50	.040	.041
町村	5	431,316	49	.017	.016	160,589	19	.016	.015

注： 母集団人口は、2006年11月現在の住民基本台帳人口の数値。

(2) 標本抽出

標本抽出は、層化二段無作為抽出により行われた。JLPS の若年調査と壮年調査は別調査ではあるが、標本抽出は同時に実施されている。前述の調査枠組みの共通性ゆえに、年代だけを別の層とすることで、地点を共通とすることができるのである。

母集団の定義からまずは述べていきたい。若年調査における調査対象母集団は、2006

年 12 月末現在で満 20 歳から 34 歳（1972 年～1986 年出生）の日本人の男女個人である。壮年調査では、同年同月における満 35 歳から 40 歳（1966 年～1971 年出生）の日本人男女となる。

事前層化に用いたのは、性別、年代、地域ブロック、市郡規模の 4 つの要因であった。2006 年 11 月現在の住民基本台帳人口に基づいて、まず地域ブロックと市郡規模によって地点を割り当てた。地域ブロックは、北海道、東北、関東、北陸（新潟・富山・石川・福井）、東山（山梨・長野・岐阜）、東海、近畿、中国、四国、九州の 10 に分けられた。市郡規模は、16 大都市、人口 20 万以上の市、その他の市、町村の 4 つである。これらの組み合わせから 40 の層ができあがるが、実際には 16 大都市が存在しない地域もあるため、37 層となった。

表 1 に示すように、それら 37 層に地点を割り当てたわけである。さらにそれらの地点の中で、性別、年代（20-24 歳、25-29 歳、30-34 歳、および壮年調査対象の 35-40 歳）を組み合わせた 8 つの層に分け、抽出すべき個人の数を割り当てた。そのように、地点レベルでは 37 層、個人に関しては 296 層（＝37×8）に分けるように層化が行われた。

実際の標本抽出のためには、住民基本台帳と選挙人名簿がサンプリング台帳として併用された。第 1 次抽出単位として選ばれた地点は全部で 271 地点、第 2 次抽出単位となる個人については、若年調査で 3000 名、壮年調査は 1229 名が正規対象者として抽出された。

(3) 実査

実査は、2007 年の 1 月から始められた。調査票の配布は郵送によって、そして回収は調査員が訪問することによってなされた。調査票への記入は対象者自身が行う、いわゆる自記式の留置調査である。

調査を依頼し、調査票の回収を試みることを、本調査では「アタック」と呼ぶ。回収手続きは次のとおりである。まず、正規対象者にアタックをする。回収できなかった層については、予備対象者へとアタックをする。それでも回収できなかった場合、さらなる予備対象者を用意し、アタックを続ける。最終的にはすべての層における標本が満遍なく得られている状態となるまで調査を続行する¹。このような方法をとることで、少なくとも最も基本的な属性である性別と年齢に関しては、回収が完了した時点において、偏りの小さいデータとなることが保証される。

さて、昨今の調査回収率の低下を思えば、正規対象者だけで回収が完了する層などはな

¹ 実際には、地点にかかわらず、性別と年代の組み合わせからなる 8 つの層ごとの予定回収票数に達するまで調査を続行した。地点ごとに細かく見れば、予定よりも多く回収した層があったり、少なくなってしまう層があるなど、ばらつきが生じている。

いことが容易に想像できよう。実際、正規対象だけでなく、第1の予備対象、第2の予備対象までは、すべての対象者へとアタックをした。ここまでの、本稿では一次調査と呼ぶことにしよう。それを終えてもまだ予定の回収票数を確保できていない層については、さらに第3、第4と予備対象を繰り返して、アタックを続行していった。こちらの、一次調査で完了できない層のみに絞って行われた調査を、二次調査と呼ぶ。

一次調査と二次調査では、性質が異なることが理解できよう。前者は、予備対象を繰り返したとはいえ、基本的に抽出した全員に対してアタックをしているのであるから、通常の調査と同様の性質をもつ。すなわち、目標とした回収票数の3倍の調査対象者を計画標本として用意した調査とも、言い換えることができるのである²。後者は、不足する層においてのみ、予備対象者にアタックしていく調査であるわけで、もはや対象者の選択はランダムではない。明らかに二次調査は「回収され難かった層」に対して集中的になされるものである。

なぜ我々は、二次調査による回収をするという選択をしたのか。通常は、ここでいう一次調査のような手続きのみで回収が終了する。だがそれでは、計画標本のレベルでは属性分布が正しく得られていても、回収されたデータのレベルでは分布が歪むことが常である。なぜなら、回収率が性別や年代などの層によって、著しく異なるからだ。それを避けるために、二次調査を行った。つまり、回収された後のレベルでも妥当な属性分布が得られるようにと、回収手続きに工夫が施されたわけである³。

3. 回収率の算出と調査不能理由

調査不能による非回収は、とりわけ20代や30代といった若年層において深刻な問題である。20歳から39歳までの年代だけに限定して、計画標本のうちで何割が回収されたか、いわゆる「粗回収率」を計算すると、どの調査でもおしなべて低い。例えば、第11次国民性調査（2003年）では43.6%、JGSS-2003では41.0%、JGSS-2005では37.4%であっ

² 若年の回収状況が厳しいことは予想されていたので、第1および第2の予備対象者全員にアタックすることは計画のうちであった。ただし、正規対象者だけで目標回収票数を満たすことも理屈上はありえたわけであるから、厳密に言えばこの記述は正しくはない。

³ この方法は、総務省の家計調査や全国消費実態調査で用いられている代替標本に近いもので、同種の方法は慶應義塾家計パネル調査でも採用されている（木村 2005）。井出（1995）によれば、この方法と通常の回収方法に比べると、回収票数とそれに伴う標本誤差は異なるものの、推計値などデータの質は理論的には同じになる。ただし2点注意しなければならない。第1に、今回のような性・年齢層別に回収目標を設定している場合、それは層内でいえることであって、層間で合併したデータについては通常回収のデータを性・年齢で重みづけたものに相当する。第2に、今回の方法と通常の方法のどちらも似たような偏りが発生するというだけで、偏りが無いということを保証するものではない。

た（大阪商業大学比較地域研究所 2005, 2007; 統計数理研究所 2004）。今回の JLPS2007 では、若年調査と壮年調査をあわせると 31.0%となり、それらよりも低い値である⁴。しかしながら、JLPS はパネル調査であるため、1 回限りではなく次回以降の調査も含めて了承を得る必要がある。それこそが、回収率を低下させる最大要因と思われる。また、回収しにくい層へと繰り返しアタックしていく回収方法上の特徴も、さらなる低下をもたらす。参考までに、同種の回収方法が採用された 2004 年の KHPS（慶應義塾大学家計パネル調査）では、20 歳から 39 歳までの年代に限定した粗回収率は 27.4%であった⁵。

さて、欠票理由をもとに、回収率を再考したい。JGSS の現在の回収率の定義式を参考にして、JLPS のいわば「純」回収率を計算する式を以下のものとしよう。先ほどまで述べていた粗回収率では、分母が総アタック数であったのに対して、下記の式ではそれが「有効アタック数」へと代わっている。

$$\text{回収率} = \frac{\text{有効回収票数}}{\text{総アタック数} - \text{転居} - \text{長期不在} - \text{住所不明} - \text{その他}}$$

つまり有効アタック数とは、転居・長期不在・住所不明・その他（入院や死亡も含まれる）までを外したものである。この式によって、最終的な純回収率を計算すると、以下の通りである。

表2 JLPSの回収率

	有効回収票数(A)	総アタック数(B)	有効アタック数(C)	回収率(A/C)
JLPS-Y(若年調査)				
合計	3,367	11,552	9,771	34.5
男性	1,693	6,553	5,394	31.4
女性	1,674	4,999	4,377	38.2
JLPS-M(壮年調査)				
合計	1,433	3,941	3,549	40.4
男性	672	2,125	1,886	35.6
女性	761	1,816	1,663	45.8

注： 有効アタック数とは、総アタック数から「転居」・「長期不在」・「住所不明」・「その他」（死亡、病気、障害など）を除いた数である。

次に、回収率の裏側にある回収不能の理由を検討する。どのような理由で回収不能となっているのか、また一次調査と二次調査では、それぞれ回収不能にどのような特徴があっ

⁴ 表 2 のコラム A の数値を B の数値で除すことで求められる。

⁵ 宮内ほか（2005）の結果より筆者計算。

たのかを確認するためである。なお、ここからは、若年調査と壮年調査を合併したデータを分析に用いることとする。

調査不能理由の中身を検討すると、次の諸点が明らかとなる。第1に、理由の中で最大のものは「拒否」である。全体の3割弱が調査への回答協力を拒否している。第2に、それに次ぐ規模となる欠票理由は「一時不在」である。第3に、欠票理由を大きく「接触不能（対象者に会えなかった）」と「拒否（白票や受け取り拒否も含む）」とに分けると、前者は4割弱、後者は3割と少しになる。どちらかといえば、会えずに、あるいは調査票が届くことすらなく断念するケースのほうがやや多いというところである。JLPSでは、調査員に対して、訪問回数を最低4回、曜日や時間を変えながら訪問するよう徹底した。それでもなお、一時不在が4人に1人ほどになったことは、ターゲットとした若年・壮年層がいかに接触しにくいかを語るものである。

二次調査で回収率が落ちるのは予想通りであった。なぜなら、一次調査で埋め切れなかった（＝回収しにくい）層について集中的に予備票を使っていくからである。結果、一時不在の割合が大きく上昇し、回収率を下げる結果となった。一次調査の値を参考にすると、普通の回収方法をしていただければ、2ポイントほど回収率が高くなっていたのではないかと思われる。

表3 調査不能理由の分布

	一次調査	二次調査	合計
【有効回収】	33.1	21.3	31.0
【調査不能】			
転居	8.2	7.8	8.1
長期不在	1.2	1.1	1.2
一時不在	21.2	33.4	23.4
住所不明(宛先不明含む)	3.7	5.7	4.1
拒否(受け取り拒否含む)	29.8	26.3	28.7
それ以外合計	2.8	4.4	3.5
(それ以外の内訳)			
その他	0.1	0.6	0.6
未返送	2.5	3.7	2.7
記入漏れ	0.1	0.0	0.1
いいかげん	0.0	---	0.0
白票	0.1	0.0	0.1
N	12675	2818	15493

4. 接触不能と拒否の要因

本節では、未回収ないし回収不能な者が誰であったのか、回収不能の要因分析をおこな

う。保田（2008）は、調査における回収不能率を、接触率と接触できた条件下での拒否率とに分解するアイデアを提示し、それぞれの局面を分けて分析した⁶。すなわち、接触不能の要因と拒否の要因とを峻別して考察をしたわけである。その結果、時代を下るにつれ接触不能・拒否の両方が増加してきたほか、調査員属性による差はあまりみられなかったこと、対象者本人の属性および地域特性の影響があることが確認された。本節では、保田（2008）のモデルを参考にして、JLPSにおける接触不能と拒否の要因をそれぞれ検討していく⁷。

まず表4よりモデル1の結果をみてみよう。これは、最終的に回収不能であったかどうかを判別するためのロジスティック回帰分析におけるパラメータ推定値である。係数がプラスであればより回収不能になりやすいことを、逆にマイナスであれば回収しやすいことをそれぞれ意味する。市郡規模では、やはり都市部のほうが回収はしにくい。ただし大都市がそれ以外の市部よりも回収不能になりやすかったわけではない。また地域差はある程度存在しているようで、関東と近畿は回収不能になりやすく、中部と中国・四国は比較的回収しやすかったようである。

対象者の属性をみると、男性よりも女性のほうが回収されやすかったこと、20代と比べると30代後半は回収されやすかったことがわかる。

注目されるのは住居の効果である。現場の調査員からしばしば聞くようにオートロックマンションは他の条件が同じならば回収されにくいのではないかと予想されたが、そうではなかった。一軒家の場合とオートロックマンションでは、他変数を統制後には、回収されやすさは同程度であったのである。なお、「その他」が回収不能になりやすいのは、このカテゴリーに住所不明や転居、あるいは同一敷地内の離れ部屋などが入ることによって、他よりも圧倒的に回収不能率が高いためである。したがってこのカテゴリーの係数推定値に関しては、実質的に解釈をしないことにする。

次に、接触不能の判別要因を探ろう。結果は、同じく表4のモデル2aから2cまでに表示している。住居を独立変数に含めないモデル2aでは、16大都市と町村部との違いが大きく出ているが、いざ住居を含めてみると（モデル2b）その差はほとんどなくなる。つまり、市郡規模による接触不能率の違いというのは、実は市郡規模ごとに住居の構成割合が異なり、住居によって接触不能が違うという経路によって生じる擬似効果といえる。他方、年齢はむしろ逆に住居を独立変数に含めたときのほうが効果はより大きくなる。これは、

⁶ 前田（2005）は有効回収完了をベースとして接触不能、拒否の要因を探索するための多項ロジスティック回帰分析を行っているが、接触できたからこそ拒否が発生しうるわけであり、保田（2008）のモデルのほうが妥当とみて採用することにした。

⁷ データの制約により、調査員に関わる変数は含めることができなかった。回収不能に及ぼす調査員属性の効果については、「ある」とする知見（田辺 2003）がある一方で、「ない」ことを確認した知見（保田 2008）もあり、統一した見解にいたってはいない。

次のように説明される。日本の若者は、20代の若いうちは親元で過ごす傾向があつて、一軒家に住む蓋然性が高い。一軒家にいるがゆえに20代前半の者でも比較的接触しやすくなるのであつて、住居の条件を等しくしたときにはもっと接触不能率の年齢差がはっきりするということである。たとえば、集合住宅に住んでいる同一条件において20代の人と30代の人を比べるならば、やはり後者のほうが接触しやすいのである。

表4 回収不能・接触不能・拒否の判別要因(ロジスティック回帰係数推定値)

定数項	従属変数: 回収不能	従属変数: 接触不能			従属変数: 拒否(接触できた者の中で)		
		(一次調査対象者のみ)			(一次調査対象者のみ)		
	モデル1	モデル2a	モデル2b	モデル2c	モデル3a	モデル3b	モデル3c
市郡規模(基底:町村)							
その他市	0.221 **	0.074	0.014	0.048	0.189 *	0.237 **	0.259 **
16大都市	0.188 *	0.222 **	0.054	-0.057	0.240 **	0.363 **	0.254 **
地域ブロック(基底:北海道・東北)							
関東	0.123 †	0.197 **	0.167 *	0.186 **	0.002	0.002	0.035
中部	-0.276 **	-0.252 **	-0.217 **	-0.238 **	-0.187 *	-0.211 *	-0.221 **
近畿	0.190 **	0.154 *	0.174 *	0.160 *	0.128	0.116	0.149 †
中国・四国	-0.155 †	-0.091	-0.031	-0.070	-0.179 †	-0.177 †	-0.164 †
九州	0.124	0.316 **	0.220 **	0.241 **	-0.057	-0.016	0.021
性別(基底:男性)							
女性	-0.334 **	-0.358 **	-0.391 **	-0.331 **	-0.216 **	-0.222 **	-0.213 **
年齢(基底:20-24歳)							
25-29歳	0.105 †	-0.103 †	-0.199 **	-0.151 **	0.167 *	0.214 **	0.266 **
30-34歳	-0.055	-0.300 **	-0.405 **	-0.278 **	0.086	0.127 †	0.143 *
35-40歳	-0.250 **	-0.616 **	-0.696 **	-0.550 **	-0.014	-0.001	0.051
住居(基底:一軒家)							
集合住宅	-0.121 **		0.635 **	0.548 **		-0.515 **	-0.562 **
オートロック	0.123		0.924 **	0.880 **		-0.417 **	-0.514 **
その他	3.934 **		3.483 **	3.245 **		1.931 **	1.919 **
二次調査(基底:一次調査)	0.375 **			0.344 **			0.276 **
対数尤度	-9191	-8024	-7553	-9470	-5677	-5609	-6554
Nagelkerke R ²	0.069	0.039	0.135	0.1295	0.011	0.032	0.043
N	15487	12675	12675	15487	8241	8241	9684

注: † $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$

もともとの回収不能の地域差に対応するように、接触不能にも地域差がある。関東、近畿、九州は接触不能になりやすい地域であつて、中部は1つだけ例外的に接触不能率が低めである。保田(2008)の結果では、接触不能については地域ブロックによる差がないとされていたが、JLPSにおいては大きな地域差が観察された。

女性よりも男性のほうが、そして年齢が若いほど接触不能になりやすい傾向も確認された。これらは保田（2008）と合致する⁸。

3番目にあたるモデル 2c は、二次調査対象者まで含めた全サンプルを基にモデルを適用した結果だが、モデル 2b の基本的な傾向と概ね同様である。

続けて、接触できたもののうちで拒否か否かを分かつ要因の検討をしていく。地域の変数では、市郡規模による拒否率の差異が頑健であることがわかる。地域ブロックについては、中部地方において拒否が相対的には少なめであることが明らかとなったが、他の地域についてはそれほど顕著な違いはみられなかった。この点は、接触不能率の地域差とは大きく事情が異なる。

拒否率の性差、年齢差は確かに存在しそうである。保田（2008）は性別による効果は接触不能に限定されるとしていたが、ここでの分析結果はそれとは違い、拒否についても女性より男性のほうがしやすいとすものだった。拒否率と年齢の関係については、単調関係でないことが興味深い。すなわち、20代後半と30代前半という、今回分析対象とした年代のうちでの中間的年齢層において拒否率が高いという逆U字型となっている。

住居の効果は、接触不能の場合と真逆である。接触不能率が高かったのは、集合住宅とオートロックマンションであったが、拒否率が高いのはといえば、一軒屋のほうである。会えた後には、どの住居の人でも同等の確率で拒否が生じるわけではないのだ。これはおそらく、集合住宅やオートロックマンション居住者の中に実質的には拒否と同義の居留守をする者が多数含まれることと、一軒家では対象者の家族が同居しているから接触しやすい一方で家族の誰かからの厳しい拒否にあいやすいこと、などを反映しているのであろう。ともあれ、接触不能と拒否で別方向の効果が打ち消しあつた結果、住居による最終的な調査不能率の違いは小さなものとなっているのである。

最後に、二次調査の効果を調べたところ、接触不能と拒否いずれに対しても、増加要因となっていた。ということは、二次調査の回収率が低かったことは3節で既に述べたが、単に「とりにくい層へと集中的にアタックしていったこと」だけが理由ではないことを示唆する。なぜなら、もし二次調査の対象者属性だけが問題ならば、二次調査の効果はそれら属性の効果に吸収されるはずだからである。属性を統制してもなお残る二次調査のポジティブ効果は、その回収手続き自体に接触不能と拒否を増加させる効果があつたことを推測させる。二次調査では、とれなかった層へと次々にアタックしていくがゆえに、1人の対象者に対して十分な時間をかけられなかったのではないだろうか。時間不足で訪問回数が少なくなれば、接触不能が増加することは自明である。そしてまた、時間不足により挨拶ハガキ投函から調査票投函、訪問のスケジュールがタイトになってしまい、対象者の協

⁸ とはいえ、JGSS データは 20 歳から 89 歳、JLPS データは 20 歳から 40 歳と、カバーしている年齢の範囲が大きく異なることには注意を要する。

力意向を下げる結果となった可能性もあるだろう。

以上、本節では、回収不能にいたるプロセスを接触不能と拒否とに分解し、それぞれの規定因を探った。そして、地域特性、個人属性、住居が、多かれ少なかれ回収率を左右している様相が明らかになった。ところで、回収率自体にはこのように偏りがあるけれども、2 節で説明したように回収方法を工夫することで、我々はできるだけ代表性のある回収標本を得ようとしたわけである。それでは、標本抽出手続きによって、あるいは回収の過程において、結果的に得られた標本データにはどのような偏りが表れるのだろうか。その点を評価するために、次節以降では、大規模官庁統計など他のさまざまな情報を比較基準として、基本属性やそれ以外の変数の分布を確認していきたい。

5. 計画標本と回収標本の基本属性分布

2 節で述べた標本抽出の方法に従って得られた計画標本の基本属性分布が、次の表 5 から表 7 の左側パネルである。ここでいう計画標本とは、正規対象として抽出された対象者の集合をさす。なお比較のための参照基準として、平成 17 年（2007 年）10 月に行われた国勢調査における属性の分布を用いている⁹。ただし市郡規模のみ、平成 18 年 11 月現在の住民基本台帳人口を基準とした。これは、1 年間のあいだの市町村合併により郡部（町村）の人口が見かけ上減ったため、国勢調査時の人口から無視しえぬ変化がみられたためである。

同表の中側の列には、一次調査終了時点での回収標本についての基本属性分布を、また右側の列には、最終的な回収標本におけるそれを示した。これらを組み合わせて検討することにより、標本抽出において、回収において、そしてまた通常とは異なる予備標本回収において、属性の偏りが生じたりそれを補正したりすることができるのか、目安となる情報を得ることが可能となる。

性、年齢、地域ブロックおよび市郡規模の 4 変数は層化に用いた基準であって、これらに関しては、標本抽出の際に大きな偏りが生じていないことは明らかである。JGSS データの計画標本における偏りを検討した保田・稲葉（2008）は、JGSS では層化基準として年齢を用いていないため、移動の多い若年層について台帳の記載と事実との間にずれがあると述べていた。しかしながら、JLPS では性・年齢も層化に用いており、そこにおける偏りの発生は避けられている。

だが回収標本に関しては、そううまくはいかない。通常の調査同様に回収を進めた第一

⁹ 人口変化率をもとに補正する方法もありうるが、国勢調査から標本抽出までの期間が実質 1 年間ほどしか離れていないため、補正せずにそのままの結果を用いる簡便法を採用した。

次調査の終了時の回収標本における属性分布では、やはり通常の調査と同様の偏りが発生した。たとえば、男性よりも女性のほうが多くなることや、特に男性 20 代がとりにくいこと、関東や近畿は回収されにくく、大都市部もまた期待される構成割合を大きく下回る。

表5 計画標本と回収標本における性別・年齢の分布

	JLPS-2007計画標本			JLPS-2007 一次回収標本			JLPS-2007 最終回収標本			国勢調査 (平成17年)
	度数	構成割合	標準化 残差	度数	構成割合	標準化 残差	度数	構成割合	標準化 残差	構成割合
男性										
20-24歳	443	10.5	0.018	354	8.4	-4.078	473	9.9	-1.311	10.5
25-29歳	497	11.8	0.093	371	8.8	-5.432	502	10.5	-2.521	11.7
30-34歳	591	14.0	0.392	540	12.9	-1.557	718	15.0	2.255	13.8
35-40歳	625	14.8	0.077	642	15.3	0.938	672	14.0	-1.324	14.7
合計	2156	51.0		1907	45.4		2365	49.3		50.7
女性										
20-24歳	423	10.0	-0.042	443	10.6	1.079	500	10.4	0.861	10.0
25-29歳	479	11.3	-0.097	490	11.7	0.562	528	11.0	-0.774	11.4
30-34歳	567	13.4	-0.058	602	14.3	1.585	646	13.5	0.035	13.4
35-40歳	604	14.3	-0.381	757	18.0	5.993	761	15.9	2.453	14.5
合計	2073	49.0		2292	54.6		2435	50.7		49.3
総計	4229	100.0		4199	100.0		4800	100.0		100.0
χ^2 (df=7)	0.32	n.s.		89.35	**		22.28	**		

注： χ^2 の理論分布としては、国勢調査における構成割合を採用した。
** $p < .01$

表6 計画標本と回収標本における地域ブロックの分布

	JLPS-2007計画標本			JLPS-2007 一次回収標本			JLPS-2007 最終回収標本			国勢調査 (平成17年)
	度数	構成割合	標準化 残差	度数	構成割合	標準化 残差	度数	構成割合	標準化 残差	構成割合
地域ブロック										
北海道	177	4.2	0.120	173	4.1	-0.089	196	4.1	-0.219	4.1
東北	280	6.6	0.090	290	6.9	0.810	316	6.6	-0.006	6.6
関東	1515	35.8	-0.077	1397	33.3	-2.840	1732	36.1	0.217	35.9
中部	755	17.9	-0.288	900	21.4	5.175	939	19.6	2.481	18.0
近畿	702	16.6	-0.131	622	14.8	-2.965	746	15.5	-1.935	16.7
中国	233	5.5	0.273	268	6.4	2.703	281	5.9	1.317	5.4
四国	120	2.8	0.296	133	3.2	1.581	134	2.8	0.124	2.8
九州	447	10.6	0.193	416	9.9	-1.135	456	9.5	-2.085	10.5
総計	4229	100.0		4199	100.0		4800	100.0		100.0
χ^2 (df=7)	0.33	n.s.		55.40	**		16.09	*		

注： χ^2 の理論分布としては、国勢調査における構成割合を採用した。
* $p < .05$, ** $p < .01$

表7 計画標本と回収標本における市郡規模の分布

	JLPS-2007計画標本			JLPS-2007 一次回収標本			JLPS-2007 最終回収標本			国勢調査 (平成17年)
	度数	構成割合	標準化 残差	度数	構成割合	標準化 残差	度数	構成割合	標準化 残差	構成割合
市郡規模										
16大市	1161	27.5	0.022	1042	24.8	-3.242	1549	32.3	6.395	27.4
20万以上市	1163	27.5	0.072	1209	28.8	1.670	1235	25.7	-2.266	27.4
20万未満市	1526	36.1	-0.021	1515	36.1	-0.025	1576	32.8	-3.770	36.1
町村	379	9.0	-0.122	433	10.3	2.792	440	9.2	0.342	9.0
総計	4229	100.0		4199	100.0		4800	100.0		100.0
χ^2 (df=3)	0.02	n.s.		21.09	**		60.36	**		

注: χ^2 の理論分布としては、国勢調査における構成割合を採用した。

** $p < .01$

そこから予備票を用いた二次調査を行って、一次調査で不足がちだった属性カテゴリー（例えば、男性 20 代など）に集中的に調査をした。そのことにより、いくらか基本属性の分布の偏りは補正されている。性・年齢については、標準化残差の絶対値が 3 を超えるカテゴリーはもはや存在しないし、統計的有意ではあるもののカイ 2 乗統計量は大幅に減少した。同じことが、地域ブロックについてもいえる。これらの側面に関する限り、回収方法によって、より正しい分布が再現されるようになったと評価できる。

ただし、市郡規模だけは話が違う。これに関しては、二次調査をした後のほうが、むしろ分布の偏りが大きくなっている。しかも、一次調査終了時点では 16 大都市の標準化残差はマイナスであったのに、最終的には大きなプラスの値へと変わったのだ。なぜこのようなことが起こったか、考えてみよう。おそらく、一次調査によって、16 大都市以外の地点ではかなりの程度目標が達成されたので、そのまま調査を打ち切った、ないし二次調査で追加のアタックをすることが少なかったのであろう。そのようにして二次調査が 16 大都市を中心におこなわれることで、むしろ 16 大都市居住の人々が過大に代表されるデータとなってしまった。回収状況のコントロールがいかに困難かをうかがわせる結果といえよう。

6. 回収標本の特性

さて本節では、労働力調査を基準に、JLPS の回収標本特性を検討する。労働力調査は、国勢調査とは異なり、標本調査である。ただし世帯数 4 万、個人数では 10 万人ほどの大規模データであるため、それを比較参照基準として用いることは許されよう¹⁰。なおここ

¹⁰ 10 万人とは、15 歳以上の対象者すべての合計人数である。JLPS と同じ年齢範囲 (20-40 歳) に限れば、利用可能なケース数はおよそ 3 万人程度になる。

では、平成19年1-3月の四半期平均の値を用いる。

ここで取り上げた変数はすべて層化に使っていないものである。当初から計画的に統制をしようとしていなかった変数のため、表1から表3でみた分布の偏りよりも、大きな偏りが観察される。

表8 回収標本における層化要因以外の変数の分布(男女合計)

	JLPS-2007 一次回収標本			JLPS-2007 最終回収標本			労働力調査 (平成19年)
	度数	構成割合	標準化残差	度数	構成割合	標準化残差	構成割合
就業者	3411	81.2	5.239	3925	81.8	6.033	74.3
従業上の地位							
自営業主	147	4.4	3.166	163	4.2	2.846	3.4
家族従業者	87	2.6	4.376	96	2.5	4.167	1.6
雇用者	3121	93.0	-1.170	3605	93.3	-1.082	95.0
産業							
第1次産業	32	1.0	0.749	35	0.9	0.480	0.9
第2次産業	859	26.6	0.935	970	26.0	0.394	25.7
第3次産業	2344	72.5	-0.635	2719	73.0	-0.285	73.4
職業							
専門	700	21.0	4.380	822	21.4	5.309	17.8
管理	28	0.8	1.253	30	0.8	0.900	0.7
事務	887	26.6	3.935	1001	26.0	3.540	23.3
販売	427	12.8	-3.993	514	13.4	-3.372	15.5
サービス	354	10.6	0.540	411	10.7	0.748	10.3
農業	35	1.0	-0.768	37	1.0	-1.312	1.2
運輸通信・保安	134	4.0	-1.919	156	4.1	-1.934	4.7
生産工程・労務	774	23.2	-3.777	874	22.7	-4.595	26.5
週労働時間							
1-14時間	161	5.0	2.785	189	5.1	3.292	4.0
15-34時間	462	14.3	0.223	527	14.2	0.035	14.2
35-42時間	858	26.6	-4.279	951	25.6	-5.669	30.8
43-48時間	575	17.8	-3.298	638	17.2	-4.400	20.4
49-59時間	571	17.7	0.225	696	18.7	1.764	17.5
60時間以上	601	18.6	8.639	714	19.2	10.280	13.1
婚姻状態							
未婚	1985	47.3	-4.217	2383	49.7	-2.229	52.0
有配偶	2059	49.0	3.568	2254	47.0	1.676	45.3
死別・離別	154	3.7	3.891	162	3.4	2.923	2.7
大学・大学院卒業者 (25-34歳)	630	31.5	3.674	806	33.7	6.096	27.2

注：労働力調査は、20-39歳までの年齢階級における構成割合の値。

ただし、産業と職業の分布は平成17年国勢調査（日本人）のものを使用した。

働き方に関してみると、まず就業者の割合をかなり高めに見積もっていることがわかる。同時期の労働力調査の値を、およそ7ポイント上回る結果となっている。従業上の地位はある程度妥当な分布が得られているが、それでも家族従業者は標準化残差がプラス3を超えていることから理解されるように、過大推定されている。

産業と職業は、自由回答をもとにアフターコーディングした結果を、大分類にまとめている。産業の回答分布については、ほとんど問題がない。職業は、専門および事務を過大に、販売と生産工程・労務を過小に推定してしまっている。だが、いずれも3-4ポイント程度のズレであり、あまりにも極端に偏っているかといえば、そうではない。

労働時間は、中間的な層を少なめに、両端を多めに見積もっている。とりわけ最大の「60時間以上」のカテゴリーが過大になっている傾向は、顕著と言わざるを得ない。ただし、JLPSにおける労働時間の質問の仕方は、労働力調査のそれと異なる。前者は労働の日数と1日当たり時間数を聞くのに対して、後者はカテゴリーでの択一選択となっている。そのように聞き方の違いによってこれほどの違いが生じるのであって¹¹、実際の回答標本そのものにみられる偏りは、あるにしてもこれほど大きいわけではないだろう。

働き方以外に、婚姻状態と学歴の回答分布も検討した。婚姻状態は標準化残差がすべて3以内におさまっており、まずまず満足できる分布が得られている。しかしながら、学歴の分布に関していえば、JLPSでは高めに偏っている。回答の選択肢が異なるために、大学・大学院の卒業者割合のみを比べたが、JLPSで得られたその推定値は、労働力調査の値よりも6ポイントほど高かったのである。

ここで、一次調査での回収標本と、最終的な回収標本との違いを確認したい。それというのも、二次調査では事前の層別のうちで目標数に達していない、すなわち回収しにくい層を中心にアタックしていったことは既に述べた。そのことにより、それまでに存在した偏りが補正されていったのか、そうではなかったのかは、検討に値すると思われるからである。基準値として示された労働力調査の値に、明らかに近づいたのは、婚姻状態である。未婚者が増え、既婚者が減ったことで、より妥当とされる分布へと近づいた。それとは逆に基準値から遠ざかったのは、学歴である。一次調査終了時点で既に高学歴者の割合を過大推定していたが、二次調査の結果さらに過大になってしまったわけである。その他の項目の分布は、大きく変わることはなかった。簡潔にまとめると、両者の違いはあまり大きくはなかった。分布が変わるにしても、補正といえる場合もあれば、そうはいえない場合もありえたのである。結局のところ、この種の回収方法は、計画的にターゲットとした要因を除けば、特に有効に働くわけではない。計画的に回収設計がなされない変数に関

¹¹ 週当たり労働日数と1日あたり時間数を掛け算する計算方法上の特性により、両極端な結果が得られやすいのがJLPSの聞き方で、極端なカテゴリーを避けて真ん中の選択肢を選びがちなのが労働力調査の聞き方と思われる。

しては、通常の調査でみられる回収時の偏りはそのまま維持されるのみである。

では、これらの偏りが大き過ぎるのかどうか、先行するパネル調査の結果と比較して検討してみよう。なお以下の数値は、木村（2005）による KHPS（慶応義塾大学家計パネル調査）の結果から、表 8 に示した値に関して、基準値との乖離を筆者が再計算したものである。KHPS では、就業者の割合は+4.5 ポイント（JLPS では+7.5 ポイント）、自営業者割合は+6.7（同+0.8）、専門的職業の割合は+0.9（同+3.6）、生産工程・労務の割合は-9.5（同-3.8）、有配偶者の割合は+6.7（同+1.6）、大学・大学院卒業者割合は+4.1（同+6.5）となっている。符合の向きはすべて同じであり、回収の際に生じる偏りの方向性は似ている。基準からの乖離の程度は項目によって異なるものの、全体的にみて、どちらの調査がより乖離が大きいかということはないと判断される。つまり、JLPS のデータの偏りを定評のある先行調査のそれと比べても、それほど変わらない水準であることが確かめられた。それゆえ、データの代表性には致命的な問題はないと主張したい。もちろん、やや高学歴よりで、よく働いている人にデータが偏っている傾向は認めざるを得ないものの、回収標本の偏りは妥当な範囲にとどめられたと考えられるのである。

7. まとめ

本稿では、JLPS の調査方法を概観することから始めて、欠票にみられる回収不能の内訳と要因の解析、それから計画標本と回収標本の特性の検討と、論を進めてきた。それらにより得られた JLPS データの性質に関する知見を最後にまとめよう。

JLPS の調査方法上の特徴は、細やかな層化と、属性の分布が偏らぬよう計画的に実行された回収手続きにある。そのことにより、計画標本のみならず、回収後のデータに関しても、基本属性の分布がほぼ基準とした値に近くなっていた。回収後に、代表性を有したデータが得られていたことが確認された。

だが、計画の範囲外にあった学歴や職業などの諸変数の分布をみると、基準とした労働力調査の値からある程度乖離していることもわかった。ずれの方向性としては、高学歴の人が多めになっていることや、より積極的に働く人が多めになっていることが挙げられる。ただし、他のパネル調査でみられた偏りの大きさと比べると、JLPS における偏りが決して大きいわけではないことが明らかとなった。よって、多少の偏りはあるけれども、ほぼ妥当な範囲におさまっているといえよう。代表性が損なわれるほどではないと評価できる。

調査不能の理由のうち、最大のものは「拒否」であり、第 2 の理由は「一時不在」であった。都市部居住者はより拒否しやすいく、対象者との接触率には地域ブロックによる差異がみられること、拒否率にも接触率にも性差がみられることが明らかになった。また

年代に関しては、20代前半は接触できないことにより、20代後半は拒否により、それぞれ回収不能が相対的に多くなることがうかがえた。住居と回収不能との関連は、期待されたほどの明瞭なものではなかった。その理由は、住居形態の効果は打ち消しあうように逆方向へと働いているからである。すなわち、マンションなどの集合住宅よりも一軒家のほうで接触率が高くなる傾向がある一方で、一軒家では拒否率が高くなる傾向が観察された。

以上の検討結果から、JLPS データが 2007 年初春における日本社会の若年層の正確な見取り図を提供できるものと本稿では結論付ける。クロスセクションデータとしての JLPS データは、代表性が保証される貴重な研究資料である。

最後に、JLPS データの今後について付言しておきたい。JLPS データは毎年年初春の時期に、繰り返し実施されていく予定である。この後に、同一個体を追跡するパネル調査データとして情報の蓄積が進行していくことだろう。そして、繰り返し調査がなされるたびに、本稿のように地道な基礎分析がなされなければならない。なぜなら、パネル調査特有の脱落の問題が不可避免的に発生するので、脱落の程度や理由、要因などに関して、チェックすることが求められるからである。本稿で確認したパネル調査初年度データの代表性をベースとしつつ、そこからの繰り返し調査における脱落による偏りをも吟味をする必要があるのだ（例えば、村上 2003; 坂本 2003, 2006）。つまり、今後はパネルデータとしての JLPS データの代表性や精度をも検討していくことが重要である。まだまだ多くの課題を乗り越えていかななければならないが、その先には、実証的社会科学研究のための重要な基礎資料として JLPS データが認められる日がきっと来るだろう。

引用文献

- 井出満, 1995, 「未回収問題と代替標本問題」『ESTRELA』16: 48-51.
- 木村正一, 2005, 「2004 年慶應義塾家計パネル調査の標本特性」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 [I]』慶應義塾大学出版会: 13-41.
- 前田忠彦, 2005, 「郵送調査法の特徴に関する一研究—面接調査法との比較を中心として」『統計数理』53(1): 57-81.
- 三隅一人・三輪哲, 2008, 「2005 年 SSM 日本調査の欠票・回収状況の分析」三輪哲・小林大祐編『2005 年 SSM 調査シリーズ 1 2005 年 SSM 日本調査の基礎分析—構造・趨勢・方法』2005 年 SSM 調査研究会: 17-29.
- 宮内環・C. R. McKenzie・木村正一, 2005, 「回答行動の分析—調査受諾と拒否の選択行動」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 [I]』慶應義塾大学出版会: 43-91.
- 村上あかね, 2003, 「なぜ脱落したのか—『消費生活に関するパネル調査』における脱落理

- 由の分析」財団法人家計経済研究所編『家計・仕事・暮らしと女性の現在 消費生活に関するパネル調査 第10年度』国立出版局: 115-122.
- 日本家族社会学会全国家族調査委員会, 2005, 『第2回 家族についての全国調査(NFRJ03) 第一次報告書』日本社会学会全国家族調査委員会.
- 大阪商業大学比較地域研究所, 2005, 『日本版 General Social Surveys 基礎集計表・コードブック JGSS-2003』大阪商業大学比較地域研究所.
- 大阪商業大学比較地域研究所, 2007, 『日本版 General Social Surveys 基礎集計表・コードブック JGSS-2005』大阪商業大学比較地域研究所.
- 坂本和靖, 2003, 「誰が脱落するのか—『消費生活に関するパネル調査』における脱落サンプルの分析」財団法人家計経済研究所編『家計・仕事・暮らしと女性の現在 消費生活に関するパネル調査 第10年度』国立出版局: 123-136.
- , 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』551: 55-70.
- 玉野和志, 2003, 「サーベイ調査の困難と社会学の課題」『社会学評論』53(4): 537-551.
- 田辺俊介, 2003, 「面接調査の欠票理由の検討—面接調査の回収率向上のための一提言」『社会学論考』24: 1-27.
- 統計数理研究所, 2004, 『統計数理研究所研究レポート 92 国民性の研究 第11次全国調査—2003年全国調査—』統計数理研究所.
- 保田時男, 2008, 「低下する回収率と回収不能の要因」谷岡一郎ほか編『日本人の意識と行動—日本版総合的社会調査 JGSS による分析』東京大学出版会: 447-458.
- 保田時男・稲葉太一, 2008, 「サンプルの抽出と代表性」谷岡一郎ほか編『日本人の意識と行動—日本版総合的社会調査 JGSS による分析』東京大学出版会: 435-446.

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにともない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査の3つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金
基盤研究 S：2006 年度～2010 年度

厚生労働科学研究費補助金
政策科学推進研究：2004 年度～2006 年度

奨学寄付金
株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年～

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について

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は、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。

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.1 山本耕資 標本調査における性別・年齢による層化の効果：100 万人シミュレーション（2007 年 4 月発行）
- No.2 石田浩
三輪哲
山本耕資
大島真夫 仕事・健康・希望：「働き方とライフスタイルの変化に関する調査（JLPS）2007」の結果から（2007 年 12 月発行）
- No.3 中澤渉 性別役割分業意識の日英比較と変動要因：British Household Panel Survey を用いて（2007 年 12 月発行）
- No.4 戸ヶ里泰典 大規模多目的一般住民調査向け東大健康社会学版 SOC3 項目スケール：(University of Tokyo Health Sociology version of the SOC3 scale: SOC3-UTHS)の開発（2008 年 1 月発行）
- No.5 戸ヶ里泰典 20～40 歳の成人男女における健康保持・ストレス対処能力 sense of coherence の形成・規定にかかわる思春期及び成人期の社会的要因に関する研究（2008 年 1 月発行）
- No.6 田辺俊介
相澤真一 職業・産業コーディングマニュアルと作業記録（2008 年 2 月発行）
- No.7 中澤渉 若年層における意識とライフスタイル：JLPS と BHPS における日英の家事労働と性役割意識の比較（2008 年 3 月発行）
- No.8 深堀聡子 若者の働くこと・結婚すること・子どもをもつことに関わる意識
高卒パネル（JLPS-H）と NELS による日米比較（2008 年 3 月発行）
- No.9 戸ヶ里泰典 若年者の婚姻および就業形態と健康状態、健康関連習慣との関連性の検討（2008 年 3 月発行）
- No.10 三輪哲 働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 2007 における標本特性と欠票についての基礎分析（2008 年 3 月発行）



東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
<http://ssjda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>