

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

JLPS-YM における脱落と収入の分析：
クロスセクション・データとの比較を通じて

Attrition and Income in the Japanese Life-Course Survey Youth and
Middle-aged:

An Analysis through a Comparison with Cross-sectional Surveys

小川和孝

(慶應義塾大学／日本学術振興会)

Katsunori OGAWA

August 2018

No.106

東京大学社会科学研究所
INSTITUTE OF SOCIAL SCIENCE UNIVERSITY OF TOKYO

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.106

2018年8月

JLPS-YM における脱落と収入の分析 —クロスセクション・データとの比較を通じて—

小川和孝（慶應義塾大学／日本学術振興会）

要約

本論文では、東京大学社会科学研究所が実施している若年・壮年パネル調査(JLPS-YM)における個人年収の分布を、クロスセクション調査との比較を通じつつ分析する。JLPS-YM のようなパネルデータでは、追跡過程において調査対象の脱落が発生する。その脱落の規模はしばしば大きく、興味のあるパラメータの分布や因果関係の推論にも実質的な影響を及ぼしかねない。本論文では、日本版総合社会調査(JGSS)の2006年・2012年データおよび社会階層と社会移動調査(SSM)の2015年データとの比較を通じつつ、JLPS-YM における脱落と収入の関係を分析する。

分析の結果、JLPS-YM では Wave1 調査から Wave9 調査までの間に当初のサンプルが4割近く減少しているにもかかわらず、Wave1 有効回答サンプルと Wave6・Wave9 の生存サンプルでは、Wave1 時点の収入の回帰式に体系的な差は見られない。脱落の傾向には社会経済的属性による差が見られるものの、収入の推定においては大きな影響が見られないのである。また、JLPS-YM の Wave6 と JGSS2012、JLPS-YM の Wave9 と SSM2015 の回帰式の比較においても大きな差は見られない。Wave1 調査と JGSS2006 の比較を通じて、脱落が問題となる追跡過程ではなく、むしろ初期時点において統計的に有意な差が見られることが示される。

謝辞

本研究は、科学研究費補助金基盤研究(S)(18103003, 22223005)、特別推進研究事業(25000001, 18H05204)の助成を受けたものである。東京大学社会科学研究所パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては社会科学研究所パネル調査運営委員会の許可を受けた。日本版 General Social Surveys(JGSS)は、大阪商業大学 JGSS

研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。JGSS-2000～2008 は学術フロンティア推進拠点、JGSS-2010～2012 は共同研究拠点の推進事業と大阪商業大学の支援を受けている。SSM データの使用にあたっては 2015 年 SSM 調査データ管理委員会の許可を得た。

1. 問題設定

本論文は、東京大学社会科学研究所が実施している若年・壮年パネル調査（以下、JLPS-YM あるいは単に JLPS）に含まれている、個人年収の変数に関して脱落の影響に注意を払いつつ分析する。

パネル調査はクロスセクション調査と異なり、同一対象を追跡して行う調査である。そのため、最初の調査における回答拒否／調査不能にくわえ、追跡過程における調査対象の脱落（attrition）も問題となる。これが起きる主な理由としては、調査対象者の死亡、転居、継続的な協力への負担による回答の拒否などである。Baltagi（2008: 9）が述べるように、脱落はパネル調査における基本的な制約の一つであり、ほとんどの主要なパネル調査ではその追跡過程において無視できないサンプルの脱落を経験している。たとえば、Fitzgerald et al.（1998）は、アメリカの主要なパネル調査の一つである Panel Study of Income Dynamics (PSID) における脱落の分析を行っている。PSID は 1968 年に始まり、約 20 年後の 1989 年までには元サンプルの約 50%が脱落している。Fitzgerald らによると、こうした脱落はランダムに起きているわけではなく、社会経済的に不利な人々ほど脱落しやすいという。

日本社会を対象としたパネル調査においても、脱落の問題に対する関心は払われている。1993 年から実施されている「消費生活に関するパネル調査」に関して、坂本（2006）は脱落前年の情報を用いて当該年度において脱落するかどうかの分析と、ウェイトを用いた推計バイアスの検証を行っている。同調査について坂口（2014）は、イベントヒストリー分析の枠組みによって主に出生コーホート間の脱落率の差異を分析している。村上（2017）は内容分析の手法を用いて、「転居先不明」、「結婚」、「死亡」などの脱落理由を区別し、これらの調査波間の推移を示している。また 2004 年から実施されている「慶應義塾家計パネル調査」においても、Naoi（2009）が脱落の有無を従属変数として異なる推定量によるバイアスの検証を行っている。

しかし、日本社会におけるパネル調査を用いたこれまでの研究はもっぱら脱落の有無を従属の変数としており、脱落が他の変数の推定に及ぼす影響については蓄積が不十分である。たとえば本論文が対象とする収入は、社会経済的な格差・不平等の分析の中心となる変数であるが、パネル調査における脱落との収入の関連についての研究は、管見の限り見当たらない。JLPS-YM においては、三輪（2008）が調査初年度のサンプル特性と調査不能理由の分析を行っている。また山本・石田（2010）は脱落理由の分類を行っており、田辺（2012）は脱落前年の情報を用いた脱落の有無の分析を行っている。しかし上述したパネル調査の場合と同様に、収入と脱落の関連を分析したものはなく、本論文はそのトピックにおいて新たな知見を加えるものである。

2. データ

(1) JLPS-YM

本稿で主に検討するデータは、JLPS-YM のうちの、Wave1 調査から Wave9 調査である。JLPS-YM は 2007 年の Wave1 時点で 20 歳から 40 歳である全国の男女を母集団としている。対象者には郵送で調査票が配布され、調査員が訪問して回収が行われている。表 1 に示すように、Wave1 調査では、有効アタック数に対する回収率は 36.4%となっている。これは後述する JGSS および SSM の 5 割近くとくらべると低い値である。ただし三輪 (2008) によると、調査は事前に継続的に行われることに同意してもらった人々を対象としていることにくわえ、JLPS-YM が対象とする年齢層における回収率の一般的な低さなどを考慮すれば、日本社会における類似の社会調査とくらべて低い数値というわけではない¹。

Wave2 以降は、やはりサンプルの脱落が見られるものの、おおむね有効アタック数に対して 8 割前後の回収率を保っている (表 1 中の回収率 (1))。また、元サンプルの Wave9 調査における有効回収数は 2905 であり、これは Wave1 の有効回収数の約 6 割にあたる (表 1 中の回収率 (2))。

2011 年の Wave5 調査からは、元サンプルの脱落を考慮して、追加サンプルに対する調査が行われている。追加サンプルは、継続サンプルと同じ年齢層の人々を対象としている。ただし追加調査では、調査票を郵送で配布・回収しているという違いがある。このためか、有効アタック数に対する回収率は継続調査にくらべると若干低い傾向がある。

表 1 JLPS-YM の概要

		継続サンプル			追加サンプル				
	調査時期	回収数	回収率(1)	回収率(2)	調査時期	回収数	回収率(1)	回収率(2)	
Wave1	2007年1-3月	4800	36.4%	—					
Wave2	2008年1-3月	3965	82.8%	82.6%					
Wave3	2009年1-3月	3607	81.1%	75.1%					
Wave4	2010年1-3月	3186	74.8%	66.4%					
Wave5	2011年1-3月	3319	78.7%	69.1%	Wave1	2011年1-3月	963	31.7%	—
Wave6	2012年1-3月	3179	81.8%	66.2%	Wave2	2012年1-3月	744	77.0%	77.3%
Wave7	2013年1-3月	3076	82.1%	64.1%	Wave3	2013年1-3月	717	74.8%	74.5%
Wave8	2014年1-3月	2991	83.2%	62.3%	Wave4	2014年1-3月	688	72.1%	71.4%
Wave9	2015年1-3月	2905	83.2%	60.5%	Wave5	2015年1-3月	647	68.4%	67.2%

注:石田(2015)に基づき作成

回収率(1)は有効アタック数、回収率(2)は第1波回収数に対する回収数をそれぞれ示している

¹ Peracchi (2002) は European Community Household Panel の概要を示しており、をのうち Wave1 調査の回答率が低い国として、ドイツが約 52%、ルクセンブルクが約 60% などとなっている。

JLPS-YM ではすべての調査波において、過去 1 年間の収入を尋ねている。収入は本人収入、配偶者収入、世帯収入の 3 つに分かれているが、このうち本人収入を分析の対象とする。またここでの収入とは税込みの金額であり、副収入、臨時収入なども含めた総額である。

(2) 比較に使用するデータ

JLPS-YM との比較に使用するのは、日本版総合社会調査 (JGSS) の 2006・2012 年調査と、社会階層と社会移動調査 (SSM) の 2015 年調査である。これらの調査の概要を表 2 に示す。

表 2 比較に使用する調査の概要

	JGSS2006	JGSS2012	SSM2015
対象者	2006年9月1日時点で 20～79歳の男女	2011年12月末時点で 20～89歳の男女	2014年12月末時点で 20～79歳の男女
調査時期	2006年10～12月	2012年2～4月	第1期:2015年1～3月 第2期:2015年4～5月 第3期:2015年6～7月
調査方法	面接・留置調査	面接・留置調査	面接・留置調査
回収数	4254	4667	7817
回収率	53.2%	51.9%	50.1%
回収数 (JLPSと同じ年齢層)	1197(20～40歳)	1449(25～45歳)	2655(29～49歳)

JGSS2006、JGSS2012、SSM2015 は、それぞれ 2006 年 10～12 月、2012 年 2～4 月、2015 年 1～7 月の間に実施されている。これらはそれぞれ、JLPS-YM の Wave1,6,9 調査との比較に用いる。JGSS および SSM は幅広い年齢層を対象とした調査であるが、JLPS-YM との比較のため、JGSS2006 は 20～40 歳、JGSS2012 は 25～45 歳、SSM2015 は 29～49 歳の人々に分析を限定する。この結果として、有効回答数は JGSS2006 が 1197、JGSS2012 が 1449、SSM2015 が 2655 となった。なお、いずれの調査も面接調査と留置調査を併用しているものの、本論文の関心となる個人年収は面接調査によって尋ねられている。

使用する変数は、調査対象の過去 1 年間の個人収入である。JGSS、SSM のどちらにおいても税込みで金額が尋ねられている。JLPS-YM との比較を行う上では、年収は税込みかつすべての収入源を含めて尋ねた金額であることが好ましい。SSM はこの形で尋ねてい

る。JGSS はすべての収入と主な仕事からの収入の 2 つを尋ねているため、前者を用いる。

3. 分析

(1) 平均収入の推移と比較

年収の分析の初めとして、各調査においてどのようなカテゴリで年収を尋ねているかを表 3 に示す。JLPS-YM は収入なしから 2250 万円以上まで 13 区分、JGSS は収入なしから 2300 万円以上まで 19 区分、SSM は収入なしから 2050 万円以上まで 30 区分となっている。JLPS-YM はこの中ではもっとも収入区分が荒くなっている。この理由の一つとしては、JLPS-YM のみ自記式調査で年収を把握する形式であり、調査対象者の回答負担を減らすためということが考えられる。

表 3 それぞれの調査における年収の区分

JLPS-YM	JGSS2006/2012	SSM2015
1 なし	1 なし	1 なし
2 25万円未満	2 70万円未満	2 25万円未満
3 50万円くらい(25～75万円未満)	3 70～100万円未満	3 25～50万円未満
4 100万円くらい(75～150万円未満)	4 100～130万円未満	4 50～75万円未満
5 200万円くらい(150～250万円未満)	5 130～150万円未満	5 75～100万円未満
6 300万円くらい(250～350万円未満)	6 150～250万円未満	6 100～125万円未満
7 400万円くらい(350～450万円未満)	7 250～350万円未満	7 125～150万円未満
8 500万円くらい(450～600万円未満)	8 350～450万円未満	8 150～200万円未満
9 700万円くらい(600～850万円未満)	9 450～550万円未満	9 200～250万円未満
10 1000万円くらい(850～1250万円未満)	10 550～650万円未満	10 250～300万円未満
11 1500万円くらい(1250～1750万円未満)	11 650～750万円未満	11 300～350万円未満
12 2000万円くらい(1750～2250万円未満)	12 750～850万円未満	12 350～400万円未満
13 2250万円以上	13 850～1000万円未満	13 400～450万円未満
14 わからない	14 1000～1200万円未満	14 500万円位(450～550万円未満)
99 無回答	15 1200～1400万円未満	15 600万円位(550～650万円未満)
	16 1400～1600万円未満	16 700万円位(650～750万円未満)
	17 1600～1850万円未満	17 800万円位(750～850万円未満)
	18 1850～2300万円未満	18 900万円位(850～950万円未満)
	19 2300万円以上	19 1000万円位(950～1050万円未満)
	20 回答したくない	20 1100万円位(1050～1150万円未満)
	21 わからない	21 1200万円位(1150～1250万円未満)
	99 無回答	22 1300万円位(1250～1350万円未満)
		23 1400万円位(1350～1450万円未満)
		24 1500万円位(1450～1550万円未満)
		25 1600万円位(1550～1650万円未満)
		26 1700万円位(1650～1750万円未満)
		27 1800万円位(1750～1850万円未満)
		28 1900万円位(1850～1950万円未満)
		29 2000万円位(1950～2050万円未満)
		30 2050万円以上
		99 わからない

平均値を計算する上で、各収入カテゴリーの中央値を代入する。たとえば、「150～250万円未満」であれば、225万円となる。ただし、最上位カテゴリーの「〇〇万円以上」については、この方法を当てはめることができない。このようなカテゴリーについては様々なアプローチがあり、たとえば Pareto 分布を仮定してその中央値を推定して代入するというような方法がその一つである (von Hippel et al. 2016)。本論文では簡便な方法として、Lemieux (2006) などが採用している、下限の値に 1.4 倍をかけたものを代入する。これによって、JLPS では 3150 万円、JGSS では 3220 万円、SSM では 2870 万円を用いる。なお、頑健性の確認のために後の分析では下限の値を使用した場合についても示す。結論を先取りすれば、JLPS の年齢層では収入の最上位に入る人々が少ないこともあり、代入した値によって実質的な結果に変わりは見られない。

また、「わからない」、「回答したくない」と「無回答」は欠損値とした。「回答したくない」は JGSS にのみ含まれている選択肢である。各調査において、「わからない」、「回答したくない」、「無回答」をあわせた割合は、JLPS・Wave1 が 7.21%、Wave6 が 5.15%、Wave9 が 3.52%、JGSS2006 が 15.62%、JGSS2012 が 12.29%、SSM2015 が 5.12%であった。

表 4 は、JLPS-YM の各調査波における年収の推移を、異なる方法で示したものである。第一の方法はそれぞれの調査波で収入を答えているサンプルすべてを含めたものである。平均して Wave1 では 260.7 万円、Wave9 では 307.7 万円となっており、8 年間で約 47 万円の平均収入の上昇が見られる。

第二の方法では、2007 年の Wave1 調査からの継続サンプルのみを含め、Wave5 からの追加サンプルは除外した。このため、(1) とくらべて Wave5 以降で数値が異なる。Wave5 から Wave9 のいずれにおいても、(2) の継続サンプルのみの場合では、平均収入が約 3～5 万円高くなっている。継続サンプルにおいて脱落せずに残っているのは、相対的に収入が高い人々であると言えそうである。

第三の方法では、一度も脱落せず Wave1 から Wave9 までのすべての調査波に回答している人々のみを計算に含めた。(1) の可能な全サンプルの場合にくらべて、第 6 波以降では一貫して全調査波に回答している人々では平均収入がより高くなっている。しかし、(2) の継続サンプルと比較した場合には、Wave1 から Wave7 までは継続サンプルにおいてより平均収入が高くなっているのに対して、Wave8 と Wave9 ではすべての調査波に回答しているサンプルにおいてより平均収入が高くなっており、一貫した傾向は見られない。

第四に、JLPS-YM における収入の最上位カテゴリーである「2250 万円以上」と回答している人々について、2250 万円を 1.4 倍した数値ではなく、ありうる下限の数値である 2250 万円として計算した結果である。これを (1) の場合とくらべると、1 万円ほど低い数値が示された。収入が 2250 万円以上であると回答している人々が少ないため、全体と

して大きな影響は見られないことがわかる。

第五に、各調査で収入なしと答えている人々について、0として平均の計算に含めるのではなく、除外した数値を示した。これを(1)の場合とくらべると、約30~40万円大きいという結果になった。

表4 JLPS-YM 各調査波における年収の推移(単位:万円)

(1)可能な全サンプル			(2)継続サンプルのみ			(3)全調査波に回答		
	Mean	N		Mean	N		Mean	N
Wave1	260.7	4451	Wave1	260.7	4451	Wave1	259.4	2263
Wave2	275.6	3647	Wave2	275.6	3647	Wave2	271.5	2243
Wave3	282.9	3405	Wave3	282.9	3405	Wave3	280.0	2290
Wave4	282.6	3021	Wave4	282.6	3021	Wave4	278.9	2289
Wave5	286.3	4064	Wave5	289.6	3152	Wave5	286.0	2304
Wave6	288.7	3716	Wave6	292.9	3002	Wave6	290.7	2285
Wave7	296.8	3584	Wave7	300.9	2909	Wave7	298.7	2284
Wave8	304.8	3511	Wave8	309.1	2849	Wave8	311.0	2299
Wave9	307.7	3427	Wave9	312.6	2794	Wave9	314.9	2313
(4)上限を2250万円に			(5)収入なしを除外					
	Mean	N		Mean	N			
Wave1	259.3	4451	Wave1	297.0	3906			
Wave2	274.9	3647	Wave2	311.9	3223			
Wave3	282.7	3405	Wave3	319.9	3012			
Wave4	281.7	3021	Wave4	320.8	2661			
Wave5	285.7	4064	Wave5	323.0	3602			
Wave6	288.2	3716	Wave6	327.4	3276			
Wave7	296.0	3584	Wave7	335.1	3174			
Wave8	303.0	3511	Wave8	341.2	3136			
Wave9	306.3	3427	Wave9	343.4	3070			

次に、JLPSのWave1,6,9とJGSS、SSMの比較を行ったのが表5である。第一に、JLPSのWave1とJGSS2006を比較すると、それぞれ平均収入は260.7万円と244.5万円であり、JLPSでは16.2万円高い結果となった。この平均の差に対して両側t検定を当てはめたとところ、10%水準で有意であった。また、それぞれの調査における収入なしの人々を除外して計算したところ、JLPSでは297.0万円、JGSS2006では309.4万円であり、逆にJGSSにおいて平均収入が12.4万円高く推定された。この差は統計的に有意ではなかったものの、このような結果になった理由として、JLPSにおいてはJGSS2006よりも収入な

しと答えている人々が少ないことが影響していると考えられる²。

第二に、表5の中段ではJLPSのWave6とJGSS2012を比較した。JLPSでは平均年収は288.7万円、JGSS2012では294.4万円と推定され、JGSSで5.7万円高いという結果になった。この差は統計的に有意ではなかった。また、収入がない人々を除外して平均収入を計算したところ、JLPSでは327.4万円、JGSS2012では342.3万円と、JGSSでは14.9万円高く推定された。この差は両側t検定において10%水準で有意であった。やはりJGSSでは収入がない人々がより多く含まれており、JLPSとの差が開く傾向が見られた。

第三に表5の下段では、JLPSのWave9とSSM2015を比較した。平均収入はJLPSでは307.7万円、SSMでは304.2万円と計算され、JLPSで3.4万円高くなったものの、この差は統計的に有意ではなかった。また収入がない人々を除外したところ、JLPSでは343.4万円、SSMでは354.3万円であった。JLPSでは無収入の人々が少ないことを反映して、SSMよりも10.9万円低い数値となったが、この差は統計的に有意ではなかった。

以上のように、JLPSとJGSS・SSMを比較したところ、10%水準で統計的に有意な差が出る場合も見られたものの、クロスセクション調査とくらべて明確な違いが見られたわけではなかった。ただし、JLPSはJGSS・SSMとくらべて無収入者の割合が低くなっており、そのため収入がある人々のみを含めた場合に、JGSS・SSMよりも平均収入の値が低くなる傾向がある。

表5 各調査における年収の比較(単位:万円)

	(1)可能な全サンプル			(2)収入なしを除外		
	Mean	S.D.	N	Mean	S.D.	N
(A) JLPS_Wave1	260.7	249.9	4451	297.0	245.6	3906
(B) JGSS2006	244.5	217.7	1010	309.4	199.7	798
(A)-(B)	16.2 †			-12.4		
(A) JLPS_Wave6	288.7	251.4	3716	327.4	242.9	3276
(B) JGSS2012	294.4	259.5	1271	342.3	248.7	1271
(A)-(B)	-5.7			-14.9 †		
(A) JLPS_Wave9	307.7	280.5	3427	343.4	274.9	3070
(B) SSM2015	304.2	272.8	2519	354.3	262.5	2163
(A)-(B)	3.4			-10.9		

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001 平均の差のt検定(両側)に基づく

² 各調査において収入の欠損値を除いた際の無収入者の割合は、JLPS・Wave1が12.24%、Wave6が11.84%、Wave9が10.42%、JGSS2006が20.99%、JGSS2012が14.00%、SSM2015が14.13%であった。

(2) JLPS における脱落の有無による収入の推定への影響

Beckett et al. (1988) は PSID をデータとして、調査開始年である 1968 年の労働収入に関して、その後に脱落せずに残存した人々であるかどうかを区別した回帰分析を行っている。そしてこれらの係数を比較し、おおむね脱落による影響は小さいことを確認している。本論文ではこの方法を参考に、JLPS-YM の脱落による収入の推定への影響について分析する。

従属変数には Wave1 調査 (2007 年) における収入の対数値を用いる。これに対して、OLS 回帰分析による多変量解析を 3 つの異なるサンプルに対して行う。これらは (1) Wave1 の有効回答サンプル、(2) Wave6 における生存サンプル、(3) Wave9 における生存サンプルである。ここでいう生存サンプルとは、たとえば Wave6 の生存サンプルであれば Wave1 と Wave6 の両方の調査年に回答しているサンプルのことを述べる。JLPS では一度脱落したサンプルが後の調査に再度回答するケースがしばしばある。途中の調査年における回答の有無は問題とせず、単に該当する 2 つの調査年の両方に回答していれば、「生存」の扱いとする。

これらのサンプルを比較することで、後に脱落せずに継続して調査に答えた人々であるかどうかによって、Wave1 調査における収入の回帰係数の推定値に体系的な差異が見られるかどうかを検証する。使用する独立変数は、Wave1 時点の年齢、Wave1 時点の年齢の 2 乗、学歴 (中学、高校、短大・高専・専門、大学・大学院)、勤続年数、勤続年数の 2 乗、雇用形態³ (正規雇用、非正規雇用、自営・家族従業・内職)・婚姻状態 (未婚、既婚、離死別) である。従属変数に対数収入を用いるため、収入がある人々のみを対象とする。また学生は分析から除外する。

それぞれのサンプルにおける回帰係数を推定した後に、これらの差が統計的に有意であるかどうかについて検定を行う。検定の方法としては、2 つのサンプルにおける独立変数 x_1 と x_2 に関して、下記の統計量を計算し、これがカイ 2 乗分布に近似されることを利用する (Clogg et al. 1995)。

$$z = \frac{\hat{b}(x_1) - \hat{b}(x_2)}{\sqrt{\hat{\sigma}^2\{\hat{b}(x_1)\} + \hat{\sigma}^2\{\hat{b}(x_2)\}}}$$

³ 経営者・役員は正規雇用を含めた。また「非正規雇用」に含まれるのは、JLPS では「パート・アルバイト・契約・臨時・嘱託」、「派遣社員」、「請負社員」、JGSS では「臨時雇用 (パート・アルバイト・内職)」、「派遣社員」、SSM では「パート・アルバイト」、「派遣社員」、「契約社員、嘱託」、「臨時雇用」である。

表 6 各時点の生存サンプルごとの Wave1 変数の分布

	Wave1 有効	Wave6 生存	Wave9 生存
性別			
男性	.552	.510	.506
女性	.448	.490	.494
Wave1 年齢	31.314 (5.439)	31.792 (5.365)	31.846 (5.329)
学歴			
中学	.040	.032	.031
高校	.311	.303	.292
短大・高専・専門	.301	.312	.320
大卒・大学院	.348	.354	.357
勤続年数	6.489 (5.400)	6.667 (5.465)	6.637 (5.380)
雇用形態			
正規雇用	.673	.665	.662
非正規雇用	.257	.266	.267
自営・家族従業・内職	.070	.069	.072
婚姻状態			
未婚	.492	.467	.458
既婚	.467	.495	.503
離別・死別	.041	.037	.039
N	3246	2178	1980

注：年齢と勤続年数は平均と標準偏差(カッコ内)を示し、
その他の変数については比率のみを示した

表 6 は各時点の生存サンプルごとに、Wave1 調査時点の変数の分布を示したものである。Wave1 の有効回答サンプルとくらべて、Wave6,9 の生存サンプルでは男性が少ない。また、生存しているのは Wave1 時点での年齢が少し高く、学歴が高い。勤続年数も生存サンプルでは若干長い。他方で、雇用形態に関しては生存サンプルでは正規雇用がやや少なくなっており、非正規雇用が多くなっている。そして婚姻状態に関しては、Wave1 時点で未婚であるよりも既婚である人々の方が脱落せずに生存している傾向にある。Fitzgerald et al. (1998) は社会経済的に不利な人々ほど脱落する傾向があると述べた。収入、学歴、婚姻状態に関しては、JLPS にもこのような傾向が当てはまる。しかし、女性と非正規雇用が生存しやすいというのは、むしろ社会経済的な有利さとは逆の傾向である。

表 7 各時点における生存サンプルの Wave1 収入の比較

	Wave1有効回答		Wave6生存		Wave9生存	
	Coef.	S.D.	Coef.	S.D.	Coef.	S.D.
女性	-.439 ***	.024	-.448 ***	.030	-.447 ***	.032
W1年齢	.081 **	.025	.067 *	.031	.056 †	.033
W1年齢2乗	-.001 **	.000	-.001 *	.000	-.001	.001
学歴(ref: 高校)						
中学	-.015	.058	.037	.078	.062	.085
短大・高専・専門	.158 ***	.028	.149 ***	.035	.160 ***	.037
大卒・大学院	.313 ***	.028	.333 ***	.034	.320 ***	.037
勤続年数	.069 ***	.007	.072 ***	.009	.076 ***	.010
勤続年数2乗	-.002 ***	.000	-.002 ***	.000	-.002 ***	.000
雇用形態(ref: 正規雇用)						
非正規雇用	-.678 ***	.029	-.696 ***	.035	-.670 ***	.038
自営・家族従業・内職	-.572 ***	.043	-.646 ***	.053	-.696 ***	.056
婚姻状態(ref: 未婚)						
既婚	-.024	.025	-.010	.031	-.014	.033
離別・死別	.188 **	.058	.260 ***	.074	.262 **	.076
定数	13.352 ***	.369	13.592 ***	.467	13.767 ***	.501
R-sq	.463		.480		.471	
N	3246		2178		1980	

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

表 7 は 3 つの異なるサンプルを比較した結果である。表の左から Wave1 の有効回答サンプル、Wave6 の生存サンプル、Wave9 の生存サンプルとなっている。それぞれの係数の推定値の方向は、一般的に社会調査で知られている傾向と一致している。他の条件が同じであれば、女性よりも男性、年齢の上昇、学歴の高さ、勤続年数の長さは収入の高さと結びついている。年齢と勤続年数の 2 乗は負に有意である。また正規雇用にくらべて非正規雇用、自営・家族従業、内職に従事する人々は収入が低い傾向にある。そして、未婚者を基準として、離死別を経験している人々は収入が高い傾向にある。

上記の傾向は 3 つのサンプルすべてにおいて共通している。また決定係数もそれぞれ、0.463、0.480、0.471 と大きな違いは見られない。ただし、Wave9 における生存サンプルは、脱落の影響のためにサンプルサイズが低下している。具体的には多変量解析に用いた Wave1 の有効回答サンプルは 3246 であったのに対して、Wave9 における生存サンプルは 1980 と 4 割近く少なくなっている。これに伴い、係数の大きさは同程度でも Wave9 生存サンプルの推定値は標準誤差が大きくなる傾向にある。結果として Wave9 生存サンプルでは、Wave1 年齢の変数が 10%水準の有意であり、また Wave1 年齢の 2 乗項が有意ではなかった。

表 8 各時点における生存サンプルの Wave1 収入を比較(差の検定)

	Wave1回答 －Wave6生存		Wave1回答 －Wave9生存	
	Diff.	Chi2	Diff.	Chi2
女性	.009	.26	.008	.14
W1年齢	.014	.52	.026	1.26
W1年齢2乗	.000	.41	.000	1.01
学歴(ref: 高校)				
中学	-.051	.78	-.077	1.29
短大・高専・専門	.009	.19	-.002	.01
大卒・大学院	-.020	.96	-.007	.08
勤続年数	-.003	.26	-.006	1.01
勤続年数2乗	.000	.34	.000	.59
雇用形態(ref: 正規雇用)				
非正規雇用	.018	.62	-.009	.01
自営・家族従業・内職	.074	2.54	.124 *	5.95
婚姻状態(ref: 未婚)				
既婚	-.014	.64	-.010	.25
離別・死別	-.072	2.45	-.073	2.37
定数	-.240	.63	-.415	1.40
全体の検定(定数あり)	n.s.	13.79	n.s.	12.78
全体の検定(定数なし)	n.s.	13.25	n.s.	11.77

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

続いて表 8 は 3 つの異なるサンプルの回帰係数の差を示したものである。Wave1 有効回答サンプルと Wave6 生存サンプルの差、および Wave1 有効回答サンプルと Wave9 生存サンプルの差を示した。まず Wave1 有効回答サンプルと Wave6 生存サンプルを比較すると、いずれの独立変数においても有意な差は見られなかった。個別の独立変数のみならず、モデル全体の検定も行ったが、定数を含めたかどうかにかかわらずこちらも有意ではなかった。いずれも統計的に有意ではなかったものの、個別の独立変数ではもっとも差が大きかったと言えるのは、自営・家族従業・内職の変数であり、Wave1 有効回答において係数の値がやや大きく、カイ 2 乗値が 2.54 であった。

Wave1 有効回答サンプルと Wave9 生存サンプルの差については、自営・家族従業・内職の変数が唯一 5%水準で有意であり、Wave1 有効回答サンプルにおいてより係数が正に大きいという結果であった。それ以外の独立変数では有意な差は見られず、モデル全体としても同様に有意な差は見られなかった。

以上の結果から、Wave1 の有効回答サンプルと、その後に脱落せずに残ったサンプルでは、収入の推定に関して大きな体系的な差異は見られないと言ってもよいだろう。上述したように、この多変量解析に用いた Wave1 の有効回答サンプルは 3246 人であったのに対

して、Wave9における生存サンプルは1980と4割近く少なくなっている。しかし、これだけのサンプルサイズの減少にもかかわらず、回帰式による収入の推定において実質的な影響は見られないといえることができる。

(3) JLPS, JGSS, SSMの比較

次に、JLPS、JGSS、SSMをそれぞれ用いて収入の回帰係数に体系的な違いが見られるかを検討する。上述したように、調査時期とサンプルの年齢が比較可能であると見なし、(1) JLPS・Wave1とJGSS2006、(2) JLPS・Wave6とJGSS2012、(3) JLPS・Wave9とSSM2015をペアとして検討する。従属変数は先ほどと同様に対数収入とし、収入がなかった人々は除外する。また、JLPSのWave6とWave9では追加サンプルは含めずに分析する。表9には回帰分析に使用する独立変数の分布を示した。

表9 JLPS, JGSS, SSMにおける独立変数の分布

	JLPS Wave1	JGSS 2006	JLPS Wave6	JGSS 2012	JLPS Wave9	SSM 2015
性別						
男性	.552	.564	.502	.549	.498	.508
女性	.448	.436	.498	.451	.502	.492
年齢	31.314 (5.439)	31.851 (5.443)	36.222 (5.856)	36.263 (5.650)	39.403 (5.745)	39.845 (5.737)
学歴						
中学	.040	.029	.030	.027	.026	.030
高校	.311	.454	.291	.468	.285	.358
短大・高専・専門	.301	.190	.297	.179	.310	.296
大卒・大学院	.348	.327	.382	.326	.380	.317
勤続年数	6.489 (5.400)	6.236 (5.319)	8.224 (6.597)	8.518 (6.890)	9.581 (7.474)	10.760 (7.720)
雇用形態						
正規雇用	.673	.709	.654	.684	.634	.635
非正規雇用	.257	.219	.276	.243	.297	.271
自営・家族従業・内職	.070	.072	.070	.073	.070	.094
婚姻状態						
未婚	.492	.448	.346	.284	.273	.229
既婚	.467	.521	.610	.654	.681	.705
離別・死別	.041	.030	.044	.063	.047	.066
N	3246	725	2444	1037	2271	2097

注：年齢と勤続年数は平均と標準偏差(カッコ内)を示し、
その他の変数については比率のみを示した

表 10 JLPS, JGSS, SSM における収入の回帰式の比較

	JLPS Wave1		JGSS 2006		JLPS Wave6		JGSS 2012	
	Coef.	S.D.	Coef.	S.D.	Coef.	S.D.	Coef.	S.D.
女性	-.439 ***	.024	-.433 ***	.044	-.499 ***	.028	-.536 ***	.040
年齢	.081 **	.025	.149 **	.046	-.018	.028	.000	.039
年齢2乗	-.001 **	.000	-.002 **	.001	.000	.000	.000	.001
学歴(ref: 高校)								
中学	-.015	.058	-.292 *	.119	-.092	.074	-.145	.106
短大・高専・専門	.158 ***	.028	.055	.054	.084 *	.032	.046	.048
大卒・大学院	.313 ***	.028	.224 ***	.046	.300 ***	.031	.265 ***	.040
勤続年数	.069 ***	.007	.043 **	.013	.059 ***	.007	.053 ***	.009
勤続年数2乗	-.002 ***	.000	-.001	.001	-.001 ***	.000	-.001 **	.000
雇用形態(ref: 正規雇用)								
非正規雇用	-.678 ***	.029	-.761 ***	.054	-.742 ***	.034	-.753 ***	.049
自営・家族従業・内職	-.572 ***	.043	-.221 **	.077	-.748 ***	.049	-.616 ***	.066
婚姻状態(ref: 未婚)								
既婚	-.024	.025	-.022	.047	-.047	.029	-.050	.040
離別・死別	.188 **	.058	-.047	.119	.257 ***	.063	.121	.076
定数	13.352 ***	.369	12.349 ***	.681	15.058 ***	.489	14.837 ***	.676
R-sq	.463		.554		.536		.600	
N	3246		725		2444		1037	

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

	JLPS Wave9		SSM 2015	
	Coef.	S.D.	Coef.	S.D.
女性	-.475 ***	.031	-.491 ***	.027
年齢	-.045	.033	.045	.029
年齢2乗	.001	.000	-.001	.000
学歴(ref: 高校)				
中学	.147 †	.085	.030	.071
短大・高専・専門	.142 ***	.034	.093 **	.029
大卒・大学院	.315 ***	.033	.299 ***	.029
勤続年数	.042 ***	.006	.027 ***	.006
勤続年数2乗	-.001 **	.000	.000	.000
雇用形態(ref: 正規雇用)				
非正規雇用	-.777 ***	.036	-.788 ***	.032
自営・家族従業・内職	-.722 ***	.053	-.585 ***	.041
婚姻状態(ref: 未婚)				
既婚	.028	.031	.019	.029
離別・死別	.205 **	.067	.216 ***	.053
定数	15.573 ***	.616	14.048 ***	.566
R-sq	.521		.566	
N	2271		2097	

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

表 10 は JLPS、JGSS、SSM を用いた対数収入の回帰式を並べたものである。どのデータにおいても、おおむね係数の方向性は一致している。その中で違いが見られるのは、一

つは学歴である。JLPS・Wave1 では高校を基準として中学では有意差がないのに対して JGSS2006 ではこれが負に有意である。また JLPS・Wave9 では高校を基準として中学が 10%水準で負に有意であったが、SSM2015 ではこれは有意ではなかった。また、婚姻状態に関して JLPS・Wave1 では未婚に対して離別・死別が負に有意であったが、JGSS2006 では有意差が見られなかった。同様に JGSS2012 では未婚に対して離別・死別が負に有意であったが、JGSS2012 では有意差が見られなかった。

表 11 JLPS, JGSS, SSM における収入の回帰式の比較 (差の検定)

	JLPS_Wave1 -JGSS2006		JLPS_Wave6 -JGSS2012		JLPS_Wave9 -SSM2015	
	Diff.	Chi2	Diff.	Chi2	Diff.	Chi2
女性	-.006	.01	.037	.55	.016	.16
年齢	-.068	1.56	-.018	.14	-.090 *	4.24
年齢2乗	.001	1.21	.000	.16	.001 *	4.48
学歴(ref: 高校)						
中学	.277 †	3.11	.053	.14	.117	.89
短大・高専・専門	.103 †	2.77	.037	.38	.049	1.19
大卒・大学院	.089	2.64	.036	.53	.016	.13
勤続年数	.026 †	2.92	.007	0.31	.015	2.66
勤続年数2乗	-.001	1.85	.000	.30	.000	1.85
雇用形態(ref: 正規雇用)						
非正規雇用	.083	1.44	.010	.02	.011	.05
自営・家族従業・内職	-.351 **	7.04	-.132	1.01	-.136	1.89
婚姻状態(ref: 未婚)						
既婚	-.002	.00	.003	.00	.009	.05
離別・死別	.236 †	3.17	.136	2.42	-.010	.02
定数	1.003	1.49	.221	.07	1.525 †	3.42
全体の検定(定数あり)	*	23.95	n.s.	7.37	n.s.	11.05
全体の検定(定数なし)	*	23.86	n.s.	6.57	n.s.	10.96

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

表 11 は JLPS, JGSS, SSM において推定した対数収入の回帰式の係数の差を検定したものである。検定の手続きは表 8 と同様に行った。

まず JLPS・Wave1 と JGSS2006 を比較すると、定数を含めた場合、含めなかった場合のどちらにおいても回帰式全体の検定が有意となった。個別の変数に注目すると、自営・家族従業・内職の変数が 1%水準で有意であり、JLPS でより負に大きいと推定された。また、学歴変数の中学、および短大・高専・専門、勤続年数、婚姻状態の離別・死別のカテゴリーが 10%水準で有意であった。これらを見ると、勤続年数の変数を除いては、構成比率の低いカテゴリーで有意な差が出ている傾向がある。

JLPS・Wave6 と JGSS2012 の比較では、回帰式全体の検定、個別変数の検定のいずれ

においても有意な差は見られなかった。なお、個別変数のうちもっともカイ二乗値が大きくなったのは婚姻状態の離別・死別の変数であった。

JLPS・Wave9 と SSM2015 の比較に関しては、回帰式全体の検定は有意ではなかった。しかし、個別の独立変数については年齢と年齢の 2 乗項が有意であり、年齢の係数は JLPS が負に大きく年齢の 2 乗項の係数は SSM が正に大きいと推定された。また、定数項が 10% 水準で有意であり、JLPS において正に大きいと推定された。

4. 結論

本論文では、JLPS-YM における個人収入に関して、脱落による影響に関心を払いいくつかの分析を行ってきた。主に得られた知見は次のとおりである。第一に、JLPS では Wave5 に新たにサンプルの追加が行われた。追加サンプルも含めた全サンプルとくらべて、継続サンプルに限った場合に、個人収入の平均値は約 3~5 万円程度高くなる傾向が見られた。この結果は継続サンプルにおいて、収入が低い人々が脱落した可能性を示唆している。

第二に、一度も脱落せずに Wave1 から Wave9 までのすべての調査波に回答している人々を見ると、追加サンプルも含めた全サンプルとの比較では、Wave6 以降では一貫して全調査波に回答している人々において平均収入がより高かった。しかし、脱落経験のある人々も含めた継続サンプルとの比較では、すべての調査波に回答しているサンプルと一貫した違いは見られなかった。

第三に、JLPS と JGSS、SSM における平均年収を比較した場合に、JLPS・Wave1 と JGSS2006 では、10%水準で JLPS のサンプルがより平均収入が高いと有意に推定されたものの、JLPS・Wave6 と JGSS2012、JLPS・Wave9 と SSM2015 の比較では有意な差は見られなかった。また、それぞれのデータにおいて収入がない人々を除外して平均収入を計算した場合に、JLPS では平均収入が低くなる傾向があり、このうち JLPS・Wave6 と JGSS2012 の比較では、JLPS のサンプルが 10%水準で平均収入が低いと推定された。

第四に、JLPS・Wave1 の収入に関して、その後に脱落せずに調査に残存したサンプルであるかどうかを区別して、回帰分析を行った。Wave1 の有効回答サンプルにくらべ、Wave9 に生存したサンプルは 4 割近く少なくなっているものの、それぞれの回帰式に大きな差は見られなかった。

第五に、JLPS、JGSS、SSM のそれぞれを用いて収入の回帰式を比較した。JLPS・Wave1 と JGSS2006 では、回帰式全体としての差の検定が有意であり、また個別の変数についても学歴・勤続年数・雇用形態・婚姻状態の変数で有意な差が見られた。JLPS・Wave6 と JGSS2012、JLPS・Wave9 と SSM2015 の比較では、回帰式全体の差の検定はいずれも

有意ではなかった。

分析の結果より、JLPS-YM では Wave1 から Wave9 までの間に、もともとのサンプルが 4 割近く減少しているにもかかわらず、Wave1 有効回答サンプルと、Wave6・Wave9 の生存サンプルでは収入の回帰式に体系的な差は見られないことが確認された。脱落の傾向には社会経済的属性による差が見られたのに対して、収入の推定においては大きな影響が見られなかったということになる。Beckett et al. (1988) や Fitzgerald et al. (1998) の研究においても、PSID における半数以上の元サンプルの脱落とその社会経済的属性の偏りにもかかわらず、収入の推定には実質的な影響がないことが確認されている。その理由としては、様々な変数を統制することで個別の変数の脱落バイアスは小さくなり、非有意となっていると結論づけられている。脱落に関するより詳細な分析が必要ではあるが、JLPS においても同様のことが起きている可能性が考えられる。

ただし回帰式全体としては有意な差がなかったものの、個別の独立変数については、Wave1 有効回答サンプルと Wave9 生存サンプルの比較において、自営・家族従業・内職の変数に有意な差が見られた。このよう比率が低い社会経済的属性を持つ人々に関しては、脱落の影響によって推論を誤ってしまう可能性があることには注意を要すると言えらう。

また、Wave6 と JGSS2012、Wave9 と SSM2015 の回帰式の比較でも大きな差は見られなかった。むしろ分析において際立っていたのは、JLPS・Wave1 と JGSS2006 との違いである。注 2 で述べたように、JLPS・Wave1 では無収入の人々が 12.24%であったのに対して、JGSS2006 では 20.99%であった。同様の値が JLPS・Wave6 では 11.84%、JGSS2012 では 14.00%、JLPS・Wave9 では 10.42%、SSM2015 では 14.13%であったことを踏まえると、やはり JLPS・Wave1 と JGSS2006 との無収入者の割合の開きが大きいことが見て取れる。この違いが収入の回帰式の差にも影響を及ぼした可能性は考えられる。

本論文ではパネル調査における脱落の影響に関して、注意を払ってきたが、むしろ分析の結果に表れているのは、JLPS の調査初年度における回収率の低さの影響なのかもしれない。ただし、JGSS、SSM も有効回答率は 50%程度であり、これらを「真の値」と見なすことには問題がある。また、これらのデータでは年齢を JLPS と揃えたために、サンプルサイズが小さくなっていることにも注意を要する。

ただし JLPS-YM の初年度調査を分析した、三輪 (2008) によれば、JLPS-YM には就業者が過大に含まれており、同時期の「労働力調査」の値をおよそ 7 ポイントも上回っているという。このことによって、やはり JLPS の Wave1 には無収入の人々の含まれる割合が過小となっているのかもしれない。なお JLPS の各時点のサンプルと年齢を揃えて就業者の割合を計算すると、JLPS の Wave1 では 81.88%、Wave6 では 83.51%、Wave9 では 85.33%、JGSS2006 では 76.44%、JGSS2012 では 81.85%、SSM2015 では 84.22%で

あった。JLPS・Wave1 と JGSS2006 では差がみられるが、JLPS・Wave6 と JGSS2012、JLPS・Wave9 と SSM2015 ではそれほど大きな差にはなっていない。これは脱落の影響によってクロスセクション調査の結果に近づいたのだろうか。もう一つ考えられるのは、Fitzgerald et al. (1998) が指摘する、「平均への回帰」である。1 時点目の調査で極端な値が観察された場合に、後の調査ではそれはより平均的な値に近づきやすくなる。このことによって、JLPS の後の調査波では、JGSS、SSM における観察値と差が小さくなった可能性である。

以上のとおり、本論文では日本社会におけるパネルデータに関して十分な蓄積がない、収入の推定における脱落の影響を検討してきた。今後の研究の可能性としては、たとえば脱落のパターンについての詳細な分析や、それに基づいたウェイトを用いた回帰分析 (WLS) などが考えられる。

引用文献

- Baltagi, Badi H. 2008. *Econometric Analysis of Panel Data 4th ed.* Wiley.
- Beckett, Sean, William Gould, Lee Lillard, and Finis Welch. 1988. "The Panel Study of Income Dynamics after Fourteen Years: An Evaluation." *Journal of Labor Economics* 6(4): 472-92.
- Clogg, Clifford C., Eva Petkova, and Adamantios Haritou. 1995. "Statistical Methods for Comparing Regression Coefficients between Models" *American Journal of Sociology* 100(5): 1261-93.
- Fitzgerald, John, Peter Gottschalk, and Robert Moffitt. 1998. "An Analysis of Sample Attrition in Panel Data: The Michigan Panel Study of Income Dynamics." *Journal of Human Resources* 33(2): 251-99.
- 石田浩, 2015, 「若年層のライフコース変容と格差の連鎖・蓄積」『科学研究費補助金基盤研究 (S) 現代日本における若年層のライフコース変容と格差の連鎖・蓄積に関する総合的研究』報告書』1-5.
- Lemieux, Thomas. 2006. "Increasing Residual Wage Inequality: Composition Effects, Noisy Data, or Rising Demand for Skill?" *American Economic Review* 96(3): 461-98.
- 三輪哲, 2008, 「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」『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.10.
- 村上あかね, 2017, 「脱落理由の内容分析——『消費生活に関するパネル調査』24 年間の分析から」『季刊家計経済研究』114: 48-56.

- 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*, DP 2009-03.
- Peracchi, Franco. 2002. "The European Community Household Panel: A Review." *Empirical Economics* 27: 63-90.
- 坂口尚文, 2014, 「パネル調査からの対象の脱落について——生存時間解析を用いた分析」『季刊家計経済研究』104: 34-41.
- 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』551: 55-70.
- 田辺俊介, 2012, 「『東大社研・若年壮年パネル調査』の標本脱落に関する分析——脱落前年の情報を用いた要因分析」『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.56.
- von Hippel, Paul T., Samuel V. Scarpino, and Igor Holas. 2016. "Robust Estimation of Inequality from Binned Incomes." *Sociological Methodology* 46(1): 212-51.
- 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.

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、中学生親子パネル調査の4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～2009 年度、2010 年度～2014 年度 基盤研究 C：2013 年度～2016 年度 特別推進研究：2015 年度～2017 年度 若手研究 A：2015 年度～2018 年度
基盤研究 B：2016 年度～2020 年度 特別推進研究：2018 年度～2024 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 年度～2008 年度

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
<http://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>