

「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査2016」集計結果 プレスリリース詳細資料

2017年3月13日

1. 「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」運営委員会メンバー

藤原翔（社会科学研究所 准教授）

石田浩（社会科学研究所 教授）

石田賢示（社会科学研究所 准教授）

三輪哲（社会科学研究所 准教授）

小川和孝（社会科学研究所 助教）

本プロジェクトの推進にあたり以下の資金提供を受けました。記して感謝いたします。
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：平成18～21年度および平成22～26年度、特別推進研究事業：平成27年度～29年度）

発表内容

（以下は、2017年3月13日に行ったプレスリリース「4. 発表内容」の詳細版です）

東京大学社会科学研究所では、若年・壮年者の就業、結婚、意識などの変化を探るために「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」（Japanese Life Course Panel Survey - JLPS）というパネル調査を2007年から継続して実施している。この調査の特色は、調査対象者を毎年追跡し調査に協力してもらっていることにある。調査対象者は、2007年に20歳から34歳の若年と35歳から40歳の壮年である（継続サンプル）。2011年には、同年齢の対象者を補充し追跡している（追加サンプル）。

2007年の第1回調査（継続サンプル）では、若年者3367名、壮年者1433名から回答を得た。これらの対象者を、その後毎年追跡して調査を実施してきた。住所不明などのために脱落していく回答者がいるため、2011年にはサンプルを補充し、同年齢の24-38歳（若年）と39-44歳（壮年）の対象者を追加し、712名（若年）、251名（壮年）から回答を得た。これらの対象者もその後毎年追跡している。2016年4月から6月には、継続サンプルは第10回調査を、追加サンプルは第6回調査を実施した。継続サンプルについては、若年者1864名（アタック総数に対する回収率80%）、壮年者940名（同回収率87%）から回答を得た。追加サンプルについては、若年者445名（同回収率64%）、壮年者190名（同回収率76%）から回答を得た。調査方法は、継続サンプルについては、調査票を郵送し、中央調査社の調査員が訪問して回収する（郵送配布・訪問回収法）を基本としている。追加サンプルについ

ては、郵送配布・郵送回収の方法による。このため追加サンプルは継続サンプルと比較し、回収率が全般的に低くなっている。

調査票は継続項目、ローテーション項目、1 回限りの項目により構成されている。質問内容は、調査時点での従業上の地位・職業・役職・職場の状況、1 年間の転職などの就業項目、交際・結婚・出産などの家族形成に関わる項目、起床・就寝時間などの生活時間、生活満足度、政治や社会に関する意見など多岐にわたる。

この報告では、2016 年 4 月から 6 月に実施した第 10 回継続サンプルと第 6 回追加サンプルの調査を合体し、若年と壮年についても断りがない限り一緒にして分析をした。今回扱ったテーマは、(1) 離家の傾向、(2) 長時間労働と家族形成、(3) 子ども保険への加入、(4) ひとびとの考える「危機」、の 4 つである。

(石田浩)

2. 離家の傾向

離家というのは、生まれ育ってきた親の世帯からはじめて独立して生活を営むことを指す。2016 年の調査では、「あなたは、親と離れて別の世帯に住んだことがありますか」という質問をしている。「1. 親と離れて別の世帯に住んだことがある」「2. 生まれてからずっと親と同居している」「3. 親が亡くなるまでずっと一緒に住んでいた」の回答の中から選択する形式で、1 の選択肢が離家経験となる。

図 1 男女別離家経験(N=3426)

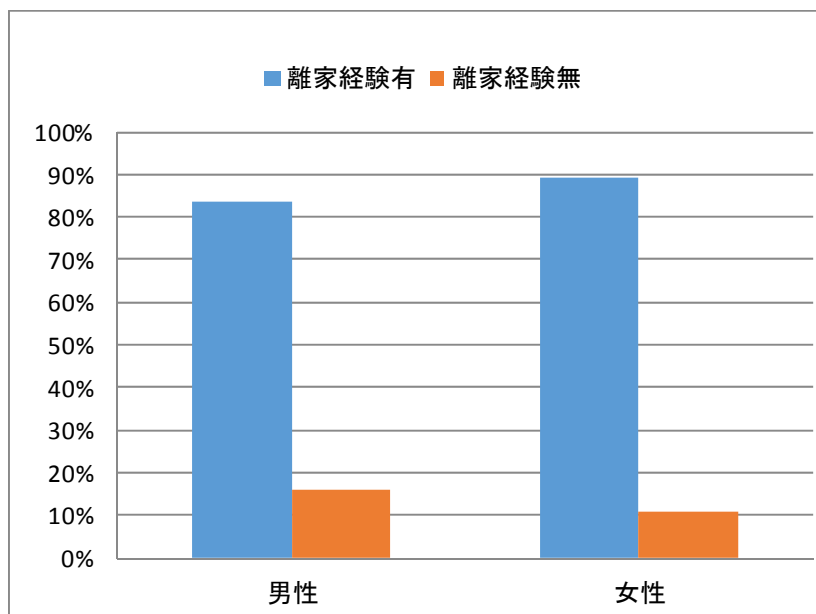


図1にあるように、大多数の回答者は離家を経験している。男性では84%、女性では89%の回答者は、すでに親と離れて別の世帯を構えたことがある。本調査の回答者は2016年調査時点で29歳から49歳であることから、経験率は押しなべて高く、男性の方が女性に比べ、わずかだが率が高い。

図2 男女別離家理由(N=2681)

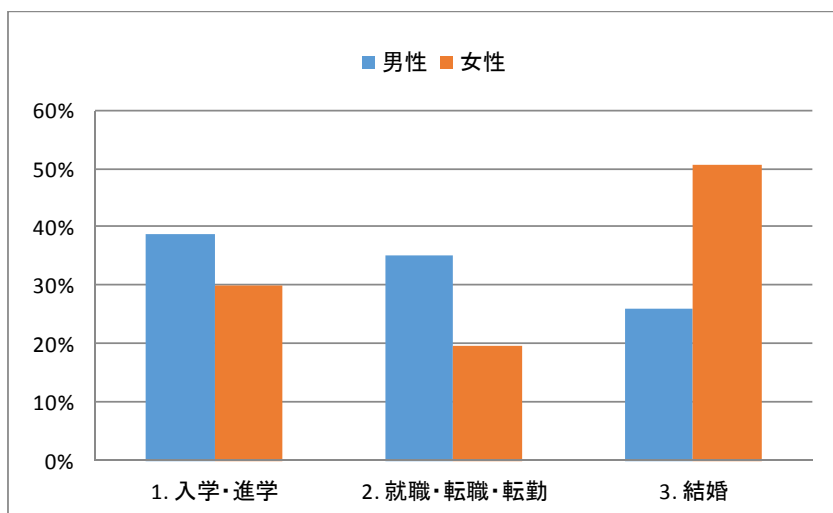


図2は離家を経験した人々にその理由を尋ねた結果を男女別に示した。男性では、入学・進学といった学校と関連した理由、就職・転職といった就業にかかわる理由の2つがそれぞれ39%、35%と高い。女性は最も多い理由は結婚であり、離家経験者の半分以上(51%)が結婚を理由に親元を離れている。

図3は離家を経験した年齢の分布を男女別に示した。男女ともに18歳という高校修了時点での進学・就職に伴う離家が多いことがわかる。さらに男女ともに25歳から29歳層で離家を経験する比率が高くなる。女性の場合にはこの年齢層での経験率が最も高く、結婚により親元を離れる場合が多いことが影響している。男性はこの年齢層では、結婚とともに転職・転勤に伴う離家を経験している。

図3 男女別離家年齢の分布(N=2900)

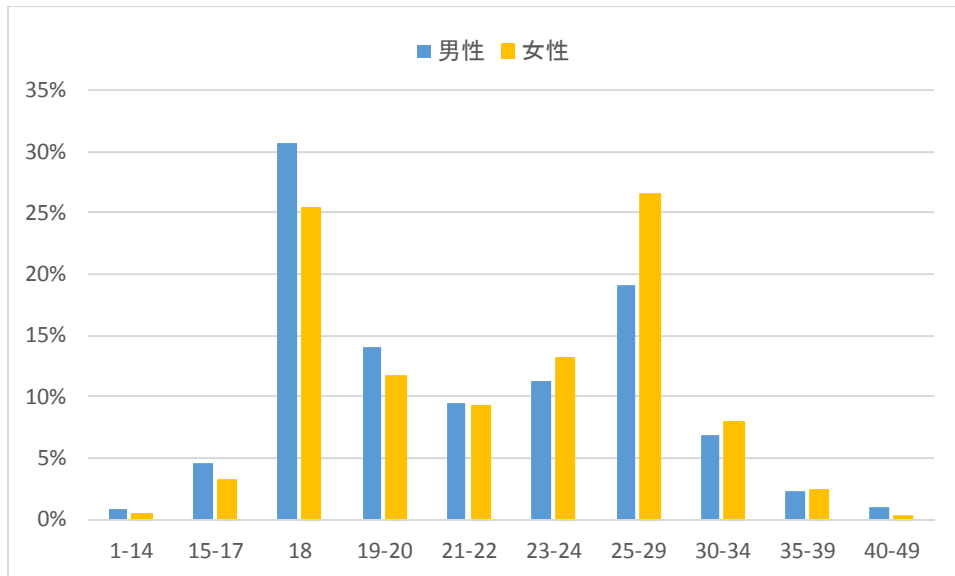


図4は離家時期と出身家庭の豊かさの関連を男女別に表したもので、離家時期が24歳以下の場合の比率を示した。男性の場合には、15歳時点での家庭の暮らし向きが「豊か」である場合には、「貧しい」あるいは「普通」の場合に比べ、離家時期が遅い。このことは、18歳時で就職のために離家する確率が「豊か」な家庭出身者の場合には、相対的に低いことに起因している。女性の場合には、家庭の15歳の暮らし向きによる離家時期の違いは統計的に有意ではない。

図4 男女別15歳時の家庭の豊かさと離家時期(24歳以下に離家した比率, N=2326)

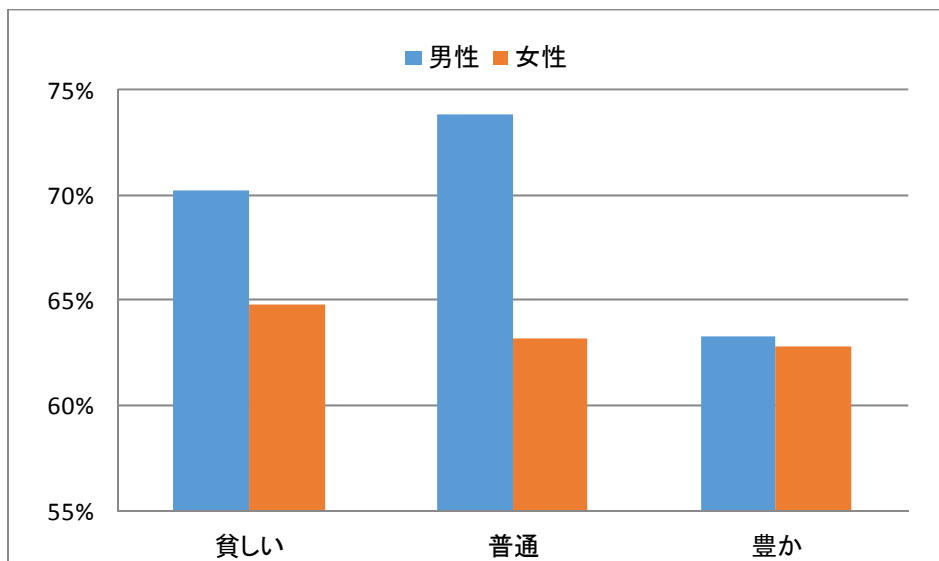
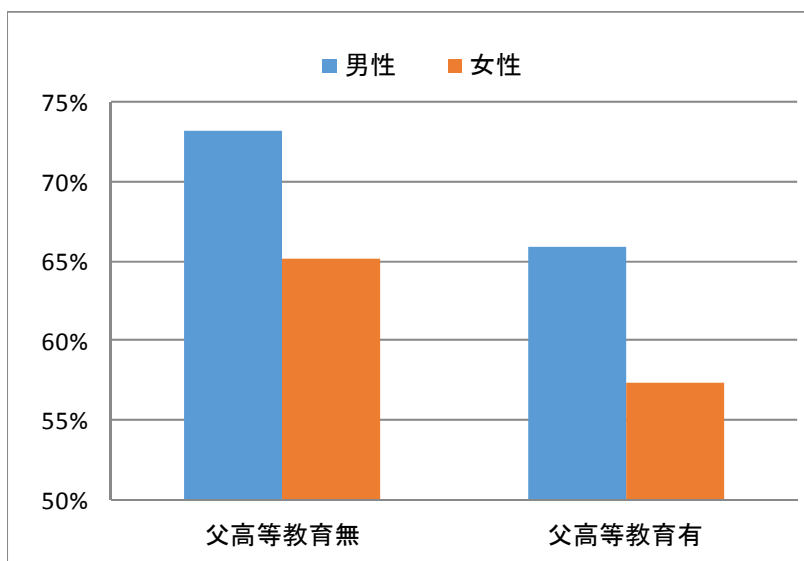


図5は、男女別父親の学歴別に離家時期を示したものである。男性、女性ともに父親の学歴が高い（高等教育への進学有）の場合には、離家時期の遅れが確認される。父親が高学歴の場合には、子どもも高学歴となる確率が高くなり、離家年齢が大学などの卒業後となる確率が高まる。

図5 男女別父学歴と離家時期(24歳以下に離家した比率, N=2354)



離家の時期は、離家した理由により異なるだけでなく、育ってきた家庭の経済力や親の学歴などの社会的な背景によっても異なることがわかる。経済的・文化的に恵まれた家庭の出身者は、平均的に離家の時期の遅れが見られる。出身家庭の資源が豊富な場合には、より長期に渡り同居の子どもをサポートすることが可能であり、また子どもの側も親との同居により生活水準の比較的高い生活を享受できるメリットがある。

(石田浩)

3. 長時間労働と家族形成

(1) 問題設定

長時間労働の問題は、現代日本社会のホットイシューの1つである。政府も2016年より「働き方改革会議」を開くなど、取り組みを強化しつつあり、人びとの耳目を集めるところとなっている。

長時間労働のもたらす問題はさまざまあるが、しばしば語られるのが仕事と家庭生活の両立を妨げることである。池田(2010)によれば、「労働時間は、出産・育児期の就業継続、男性の家事・育児参加、そして介護期の就業継続のいずれも難しくしている要因」(池田

2010, p.27) とされる。

それとかがわる論点として、長時間労働が家族形成を困難にさせるという主張がある（大久保ほか 2006）。労働時間が長過ぎるせいで、異性との出会いが減少したり、結婚に踏み切れなくなったり、あるいは出産する機会を逃したり、というのがその内容にあたる。近年の調査研究でも、こうした主張を部分的に支持するものもあれば（松田ほか 2015）、とくに明瞭な関連を見出せないものもある（佐藤ほか 2016）。

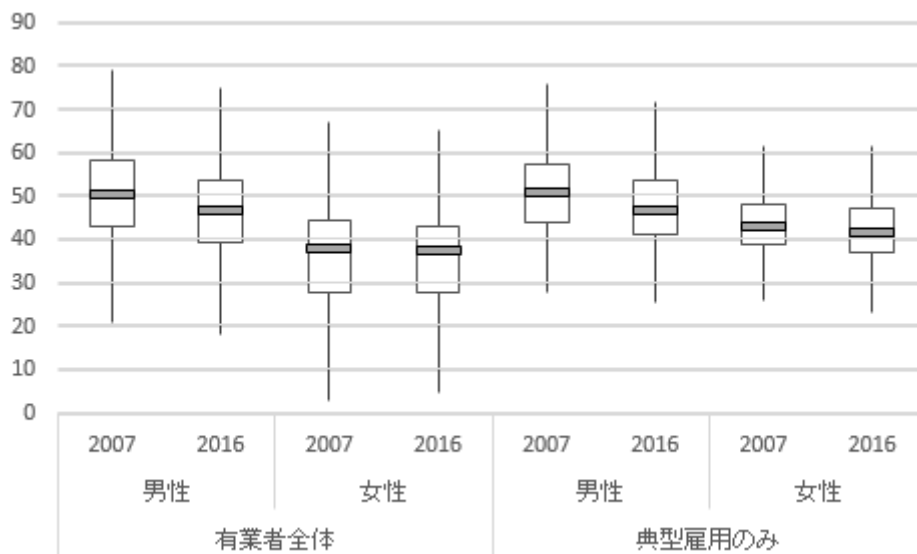
それでは、JLPS データによって、家族形成に及ぼす長時間労働の負の影響は、みられるのだろうか。この点を中核として、以下、日本の 30 代男女における労働時間の変化、結婚確率に対する労働時間とその他諸要因の効果、そして出産確率に対する労働時間とその他諸要因の効果について、実証的に迫っていく。

(2) 実証分析

a. 労働時間の変化

では最初に、年齢を 30 代¹に限定して、2007 年調査と 2016 年調査とで、労働時間を比較してみよう。以下の図 6 は、週当たり労働時間の箱ひげ図である。箱の上限は第 3 四分位、下限は第 1 四分位で、それぞれ労働時間の上位 4 分の 1 と下位 4 分の 1 に相当する値を示す。箱の中にある太線は、中央値で、ちょうど真ん中にあたる値を表す。ひげの先がさす値は、外れ値を除外したときの最大値と最小値を示す。

図 6 週当たり労働時間の箱ひげ図



¹ JLPS の対象者の年齢範囲の都合で、この年代のみが、2007 年と 2016 年とのあいだで比較可能となっている。なお正確にいうと、29 歳から 40 歳までのデータを用いた。

有業者全体での中央値をみると、女性の値は2007年が37.5、2016年は37.4で、ほとんど変わっていないのに対し、男性のそれらには違いがみられる。男性にかんしては、2007年は50.2、2016年は46.5と、3.7時間ほど短くなっている。

第3四分位や第1四分位同士で比べても、同様に、女性ではこの9年間で特に変わっていないが、男性はおしなべて低下傾向にあるようだ。そうだとすると、男性の労働時間の分布は、全体的に下方シフトしてきたとみることができる。

こうした結果は、30代でも労働時間が短めの非典型雇用が増えたことによると思われるかもしれないが、必ずしもそれだけではない。右側のパネルには典型雇用者だけに限定して集計した結果を示したが、それにおいても同様の傾向が観察される。男性においては、2007年の50.5から2016年の46.6へ、3.9時間ほど減少している。女性は、典型雇用のみだと、労働時間の中央値は42.5から41.3へと推移し、1.2時間の減少となっている。

中央値の差異にかんして統計的検定をしたところ²、女性の典型雇用での時点差は5%水準で、男性の場合は有業者全体でも典型雇用のみでも時点差は1%水準で、それぞれ統計的有意であった。したがって、JLPS データより労働時間の変化を検証したところ、この10年ほどのあいだで典型雇用者の労働時間は減少傾向にあったといえる³。なお、こうした傾向は、総務省「労働力調査」や厚生労働省「毎月勤労調査」の結果とも整合的である。いまだ適切な労働時間というには長過ぎる感はあるが、徐々に時代は変わりつつある。

b. 結婚と労働時間との関連

それでは、結婚の確率と労働時間とのあいだには関連がみられるのだろうか。JLPS データを用いた統計分析によって、検証していこう。ここでの結婚の分析では有業者かつ無配偶者に、出産の分析では有業者のみに分析対象を限定した。労働時間の影響をみるのが最大の関心であるので、有業者のみとなっている点に留意されたい。また、2007年調査から2016年調査までの10回分をプールして用いているため、同一個人が複数回分のケースとして登場し、結果、30代の状況を反映したデータとなっていることにも注意を要する。

² メディアン検定をおこなった（池田編 1989）。ただし、この方法は本来なら複数の独立標本に対して行われるべきものであり、今回のデータへの適用は厳密に言えば仮定を逸脱している。あくまで参考となる目安として用いた。

³ ただし、2007年調査がその時点で無作為抽出した標本調査であるのに対し、2016年調査は、2011年より調査開始した追加サンプルが含まれていることや、パネルからの脱落、パネル・コンディショニングなどの影響など、両者には性質の違いがある懸念が拭えない。それらの影響を調整しての再検証が必要なことは、論をまたない。

表 1 使用変数の記述統計量

	男性				女性				符号 条件
	結婚確率の分析		出産確率の分析		結婚確率の分析		出産確率の分析		
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
従属変数									
結婚	0.053	0.223			0.066	0.248			
出産			0.030	0.169			0.017	0.128	
労働時間									
40時間超	0.592	0.492	0.629	0.483	0.533	0.499	0.382	0.486	—
60時間以下									
60時間超	0.147	0.354	0.171	0.377	0.059	0.236	0.035	0.184	—
交際相手の有無									
交際相手有り	0.268	0.443			0.372	0.483			+
婚姻状態									
未婚			0.381	0.486			0.381	0.486	—
離死別			0.026	0.159			0.060	0.238	—
学歴									
大学以上	0.496	0.500	0.472	0.499	0.346	0.476	0.281	0.449	+/-
就労状況									
経営者	0.030	0.171	0.041	0.198	0.008	0.089	0.012	0.109	+/-
非典型雇用	0.199	0.399	0.106	0.308	0.336	0.472	0.458	0.498	—
自営・家従	0.084	0.277	0.083	0.276	0.029	0.168	0.057	0.232	+/-
年齢									
年齢一乗項	32.323	6.017	35.307	5.993	32.011	6.595	35.233	6.541	N/A
年齢二乗項	1080.993	400.184	1282.514	418.382	1068.187	441.230	1284.133	456.321	N/A
居住都市規模									
郡部	0.079	0.270	0.086	0.280	0.099	0.299	0.100	0.300	N/A
20万未満市部	0.323	0.468	0.335	0.472	0.322	0.467	0.345	0.475	N/A
20万以上市部	0.213	0.410	0.249	0.432	0.269	0.444	0.272	0.445	N/A
N(ケース数)	5600		11968		5652		11583		

さて、用いる変数の記述統計量を表 1 に示した。観察期間中において、結婚生起確率は平均的には 5-7%ほどであること、および出産の生起確率は 2-3%程度であることがわかる。労働時間は長いほうが結婚や出産が起きにくくなるという仮説であるため、符号条件は負となる。他のものも、仮説における符号条件を最右列に示した。

表 2 結婚にかんするロジットモデルの推計結果(有業かつ無配偶のみ対象)

	男性		女性	
	model 1	model 2	model 1	model 2
労働時間(基底カテゴリ:40時間以下)				
40時間超	1.617	1.244	0.972	0.681 **
60時間以下				
60時間超	1.572	1.019	1.137	0.773
交際相手の有無(基底カテゴリ:交際相手無し)				
交際相手有り		32.411 **		18.575 **
学歴(基底カテゴリ:大学未満)				
大学以上		1.269 *		1.277 *
就労状況(基底カテゴリ:典型雇用)				
経営者		0.987		1.078
非典型雇用		0.457 **		0.767 *
自営・家従		0.901		0.387 *
年齢				
年齢一乗項		1.247 *		2.759 **
年齢二乗項		0.997 †		0.984 **
居住都市規模(基底カテゴリ:政令指定都市)				
郡部		1.009		1.227
20万未満市部		1.068		1.129
20万以上市部		1.332 *		0.973
Nagelkerke R ²	0.006	0.305	0.000	0.261
-2 LogLikelihood	2300.424	1701.477	2748.094	2151.056
N	5600		5652	

注) 係数はオッズ比で表示, ** $p < .01$ * $p < .05$ † $p < .1$ (片側検定)

表 2 は、結婚の生起を 1 年前の社会経済的屬性により予測したロジットモデルの推計結果である。主たる関心をおく独立変数は、1 週間あたりの労働時間である。ここではそれを、40 時間以下、40 時間超 60 時間以下、60 時間以上、の 3 つのカテゴリーへと分類し、それらのあいだにみられる結婚生起確率の違いを検討した。

モデル 1 では、労働時間のみを独立変数として投入した。それからモデル 2 において、1 年前の交際相手の有無、1 年前の就労状況、および年齢をも追加投入した。

左側パネルの男性についての結果を確認したところ、以下のことが明らかとなった。すなわち第 1 に、労働時間が相対的に長めの者のほうが、結婚する確率が高い傾向がある。第 2 に、ただしそれは他の要因を統制すると関連はみられなくなる。第 3 に、他要因のなかでは、交際相手の有無が非常に大きな効果がある。そして第 4 に、非典型雇用の男性は、典型雇用の男性に比べて、明らかに結婚確率が低い。

結婚が生起しやすい典型雇用の男性のほうが、より労働時間が長くなりやすいことより、これらの結果があらわれているといえよう。決して長時間労働が結婚を近づけるわけでは

ないのである。

続いて、右側パネルに表示した、女性についての結果をみてみよう。それからわかることとして、第1に、女性では単純に労働時間のみの効果を検討したところ、関連がみられないことがある。第2に、労働時間の効果は他要因を統制したときにあらわれる。第3に、他要因のなかでは、やはり交際相手の有無が大きな効果がある。第4には、非典型雇用と自営業者・家族従業者として働く女性は、典型雇用に比して、結婚確率が低い。

労働時間の効果について、男性とはまったく異なるパターンが観察された。女性においては、一見すると、労働時間と結婚確率は関連がなさそうに見えるものの、年齢、就労状況、交際相手の有無の条件が同じであれば、労働時間によって結婚確率が異なるのである。しかも、労働時間の効果は負、すなわち労働時間が長いほうが結婚する確率は低いという関係が明らかになった⁴。

c. 出産と労働時間との関連

次に、出産の生起を予測したロジットモデルの推計結果を、表3より検討する。独立変数は先ほどとほぼ同じであるが、交際相手の有無に替えて婚姻状態を入れている。これは、1年前に未婚であっても、そこからの1年間で出産にまで至るケースは考えられうることから、分析対象を有配偶者に絞るのではなく、婚姻状態を統制変数として含めるようにした。

⁴ 表2では女性で労働時間60時間以上の場合に調整済みオッズ比が0.773と推計されたが、これは他の条件が等しければ労働時間40時間以内の者と比べ、1年あたりの結婚生起確率が概ね1.5パーセントポイント下がることに相当する。同様に、表3で示された出産の調整済みオッズ比0.645は、1年あたり出產生起確率の1パーセントポイントの低下に相当する。一見すると小さい差と思えるかもしれないが、これらが1年あたりの生起確率であること、生起確率がそもそも低めで分布の端にあることを考慮すると、軽視できない差というべきである。

表 3 出産にかんするロジットモデルの推計結果(有業のみ対象)

	男性		女性	
	model 1	model 2	model 1	model 2
労働時間(基底カテゴリ:40時間以下)				
40時間超	1.155	0.873	0.749 *	0.793 †
60時間以下				
60時間超	1.491	0.961	0.385 †	0.645
婚姻状態(基底カテゴリ:既婚)				
未婚		0.002 **		0.004 **
離死別		0.219 **		0.150 **
学歴(基底カテゴリ:大学未満)				
大学以上		1.218 *		0.913
就労状況(基底カテゴリ:典型雇用)				
経営者		1.223		1.222
非典型雇用		0.975		0.379 **
自営・家従		1.618 **		1.430 †
年齢				
年齢一乗項		1.415 **		3.271 **
年齢二乗項		0.993 **		0.980 **
居住都市規模(基底カテゴリ:政令指定都市)				
郡部		1.038		1.121
20万未満市部		0.793 *		0.801
20万以上市部		0.755 †		0.878
Nagelkerke R ²	0.002	0.193	0.004	0.226
-2 LogLikelihood	3184.557	2636.431	1965.028	1554.189
N		11968		11583

注) 係数はオッズ比で表示, ** $p < .01$ * $p < .05$ † $p < .1$ (片側検定)

男性についての結果からわかることを整理すると、次のようになる。第 1 に、労働時間の長い者ほど出産が生起しやすい。第 2 に、しかし他要因を統制したのちには、労働時間と出産確率との関連はみられない。第 3 に、婚姻状態による出産確率の違いは非常に大きい。それから第 4 に、典型雇用と非典型雇用のあいだでは出産確率が変わらないが、自営業者・家族従業者だと出産確率は高くなる傾向にある。

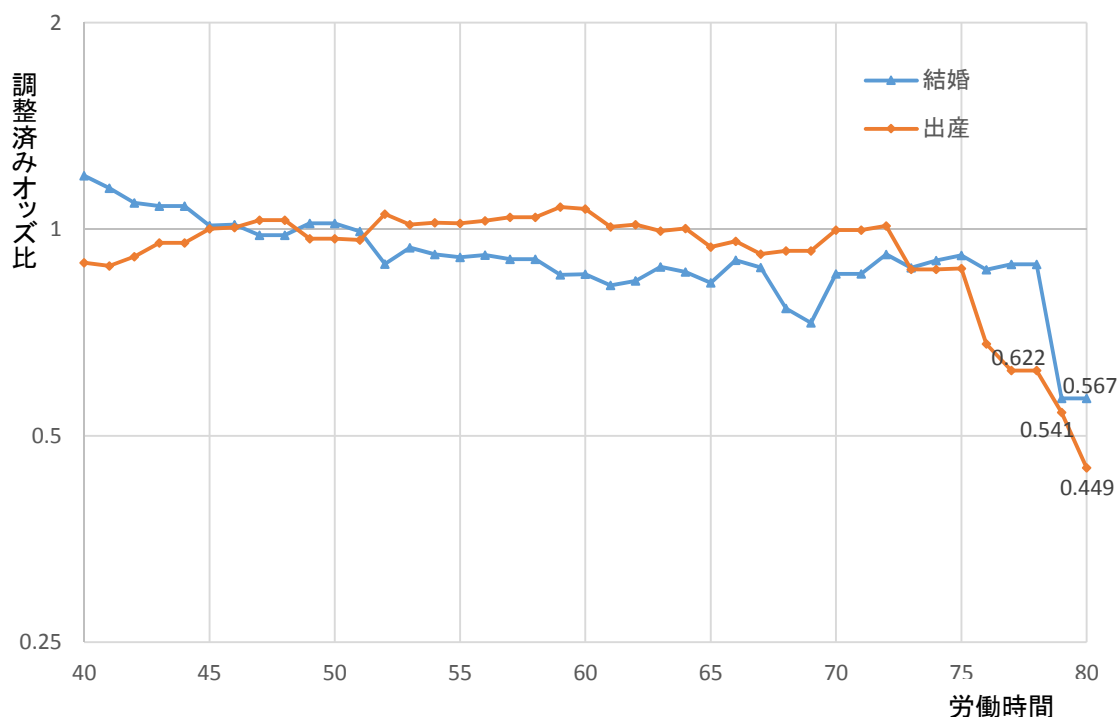
女性にかんする分析結果からの知見もまとめよう。第 1 に、二変数の関連のみみるならば、労働時間が長いほうが出産確率は低い。第 2 に、その関連パターンは、他要因を統制してもあまり変わらない。第 3 に、男性同様に婚姻状態と出産との関連は非常に大きい。第 4 に、非典型雇用の場合、典型雇用に比して、出産確率は低い。

男性にかんしては、結婚確率の分析結果と類似して、労働時間の効果は「見せかけ」のものである可能性が高いといえる。他方、女性にかんしては、一貫して労働時間の負の効果がみられた。つまり、長時間働く女性のほうが、出産のチャンスが低くなることが示された。

d. 長過ぎる労働が男性にもたらす影響

では、男性については長労働時間が家族形成の妨げになることはないと言い切れるかといえ、そうではない。労働時間が何時間以上になると問題が生じるかを探索するために、週当たりの労働時間が 40 時間から 80 時間までの範囲に関して、労働時間の二値変数を作成した。たとえば 40 時間超ダミー変数ならば、労働時間 40 時間以下には 0、40 時間超には 1 となるようにダミー変数を作成した。そうしたダミー変数を 41 個作成し、それらを入れ替えながらモデルを推定していき、41 個の調整済みオッズ比⁵を求めた。そして、労働時間を横軸に、調整済みオッズ比を縦軸に配置して、図 7 を作成した⁶。

図 7 労働時間と調整済みオッズ比(男性)



これからわかる重大なことは、実は男性でも、あまりにも労働時間が長くなると、結婚や出産が生起しにくくなることである。労働時間が 77 時間を閾値として二分した場合には、出産確率の調整済みオッズ比は 0.622 となり、統計的有意差が検出される。さらに 79 時間

⁵ 表 2 のモデル 2 と同じ共変量を投入したうえで、労働時間ダミー変数が結婚や出産に与える効果をとらえた。

⁶ 縦軸は、対数目盛で表示している。片側 10%で統計的有意な値については、数値をグラフ上に表示した。

を閾値として二分すれば、結婚確率の調整済みオッズ比は 0.567 になり、こちらも統計的に有意な差異がみられる⁷。ただ、40 時間から 75 時間くらいまでだと、ほとんど労働時間の違いによって結婚や出産の確率が変わることはない。つまり、表 2 の分析では、長時間労働を識別するための閾値を、週当たり 40 時間や 60 時間に設定していたのだが、それだと現代日本における男性の長時間労働による家族形成阻害の問題を見逃すということだ。

(3) まとめ

長時間労働によって家族形成が妨げられるかどうかを焦点として、ここまで実証的に検討してきた。最後に、知見を要約しておきたい。2007 年からの 10 年ほどのあいだで、典型雇用者たちの労働時間は、減少してきた。とりわけそれは、男性において顕著であった。ただそれでも、日本の労働時間が短いと強調できるほどではない。労働時間と家族形成の関連にかんして、分析結果を一言で述べるなら、「男性は過度な長時間労働の場合に、女性は相対的に労働時間が長くなるほど、結婚や出産をする蓋然性が低下する」、となろう。

もっとも、結婚や出産の準備期間に入ると同時に、当該女性たちが労働時間を短くするよう調整することでも、こうした負の関連は生じうるので、解釈には慎重を期さなければならぬ。モデルに含める変数選択や、分析手法の精緻化などにも、改善の余地がある。長時間労働と家族形成との関連について、より確かな研究のさらなる蓄積が求められる。

引用文献

池田央編, 1989, 『統計ガイドブック』新曜社.

池田心豪, 2010, 「ワーク・ライフ・バランスに関する社会学的研究とその課題—仕事と家庭生活の両立に関する研究に着目して」『日本労働研究雑誌』599: 20-31.

松田茂樹・佐々木尚之・高村静・大澤朗子・小野田壮・藤澤美穂・上村秀紀・石田絢子, 2015, 『少子化と未婚女性の生活環境に関する分析～出生動向基本調査と「未婚男女の結婚と仕事に関する意識調査」の個票を用いて～』(ESRI Discussion Paper Series No.323) 内閣府経済社会総合研究所.

大久保幸夫・畑谷圭子・大宮冬洋, 2006, 『30 代未婚男』NHK 出版.

佐藤博樹・三輪哲・高見具広・高村静・石田絢子, 2016, 『結婚の意思決定に関する分析～「結婚の意思決定に関する意識調査」の個票を用いて～』(ESRI Discussion Paper Series No.332) 内閣府経済社会総合研究所.

(三輪哲)

⁷ これら調整済みオッズ比に基づき予測確率を求めると、他の条件が等しいときに、過度な長時間労働は結婚確率を 2.5 パーセントポイント、出産確率を 1 パーセントポイント程度押し下げることに相当する。

4. 子ども保険(学資保険)への加入

JLPS の 2016 年調査では、人々が加入している保険の種類について尋ねた。本節では、子ども保険(学資保険)に焦点を当てて、社会的属性や教育意識との関連について分析を行う。

(1) 子ども保険の一般的特徴

公益財団法人生命保険文化センターによると⁸、子ども保険とは原則として親が契約者、子どもが被保険者になって契約するタイプの保険であり、子どもの入学や進学に合わせて祝金や満期保険金を受け取るものであるとされる。

生命保険協会(2016)によると、2015年の子ども保険の新規契約件数は、84万件となっており、個人保険市場の中で約5%を占めている(契約高では2.0兆円であり、全体の73.2兆円のうち約2.7%)。

またアクサダイレクト生命(2013)によると、子ども保険に関する論点の1つは、「戻り率」であるとされている。子どもの大学進学にあわせた貯蓄性の高さが、人々が加入する上での大きなインセンティブとなっていることが示唆される。大学進学における家族の経済的負担の重さがしばしば指摘される日本社会において(矢野 2015)、子ども保険は親の死亡・病気などが起きた際に、将来的に教育費が支払えなくなるリスクに備える手段の1つになっていると考えられる。

では、具体的にはどのような人々が子ども保険に加入しているのだろうか。たとえば、貧しい人々ほど子どもを大学に進学させる際の経済的負担が大きいため、あらかじめリスクに備えて加入するのだろうか。それとも、裕福な人々ほど自らの子どもが大学に進学することをより確実にするために、加入しているのだろうか。また、加入の有無によって、子どもへの教育意識の差異は見られるのだろうか。JLPSの調査対象の年齢は、2016年時点で29~49歳となっており、子どもを持つ人々が増えてきている。よって子ども保険への加入を尋ねるのにも適したデータになっていると考えられる。

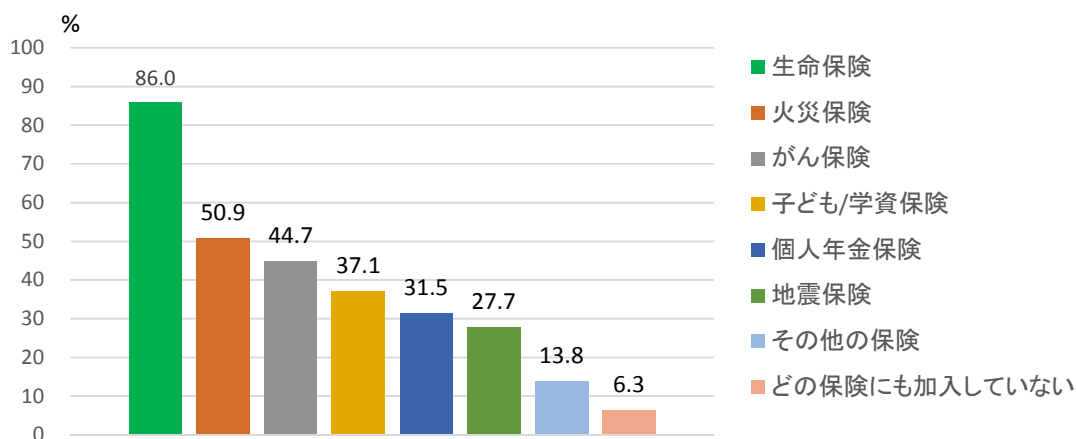
(2) どのような人々が子ども保険へ加入しているか

図8はJLPSの2016年調査において、様々な種類の保険への加入の有無を、複数回答の形式で尋ねたものである。もっとも加入率が高いのは生命保険(86.0%)であり、火災保険(50.9%)、がん保険(44.7%)と続いている。子ども保険は調査した保険の種類では4番目

⁸ http://www.jili.or.jp/knows_learns/basic/kind_main/child.html (2017年2月17日アクセス)

に多く、37.1%の人々が加入していた。

図 8 加入している保険の種類(複数回答可, N=3370)



ただし、子ども保険はその性格上、加入するのは子どもを持つ人々にほとんど限定されていると考えられる。子どもの有無別に見ると、子どもがいる人々における子ども保険の加入率は57.9%であった(図は省略)。これに対して、子どものいない人々で加入しているケースはほとんど見られなかった(0.3%)。よって以下では、子どもがいる人々のみを分析対象とする。

表4から表7は、いくつかの属性による子ども保険への加入率の違いを見たものである。まず表4では、調査対象者の2016年時点の年齢(5歳刻みの4段階)ごとに分類した。もっとも加入率が高いのは、29~33歳であり、66.7%であった。34~38歳では63.2%、39~43歳では63.0%、44~49歳では50.2%と年齢が上がるにつれて加入率が低くなっている。これらの差は統計的にも有意であった。こうした年齢による加入率の低下が見られるのは、子どもの年齢が上昇し、保険の満期を迎えた人々が含まれることが理由の1つであろう。

表 4 年齢別の子ども保険への加入率(% , N=2172)

	加入	非加入
29~33歳	66.7	33.3
34~38歳	63.2	36.8
39~43歳	63.0	37.0
44~49歳	50.2	49.8
計	59.1	40.9

$\chi^2(3) = 45.7$ 0.1%水準で統計的に有意

表 5 では、世帯収入（2015 年の 1 年間の税込み額）別の値を示した。世帯収入と子ども保険への加入率の関連は、統計的にも有意であった。350 万円未満の人々ではもっとも加入率が低く、51.4%であった。もっとも加入率が高いのは 650 万円位上 850 万円未満の人々で、61.8%であった。850 万円以上の人々でやや加入率が下がっているのは、年齢と世帯収入に正の相関があり、保険の満期を迎えた人々が含まれているためと考えられるだろう。

表 5 世帯収入別の子ども保険への加入率(% , N=1955)

	加入	非加入
350万円未満	51.4	48.6
350～600万円	57.9	42.1
600～850万円	61.8	38.2
850万円以上	57.6	42.4
計	58.4	41.6

$\chi^2(3) = 6.7$ 10%水準で統計的に有意

表 6 には、子どもの性別構成による加入率を示した。男子のみがいる人々では 59.1%、女子のみがいる人々では 54.6%、男女両方がいる人々では 59.4%であった。女子のみがいる人々ではやや加入率が低い結果であったが、統計的にも有意な差はみられなかった。ただし、この表では、子どもの数は区別していない（男子のみ・女子のみのカテゴリーには、子どもが 1 人の人々が含まれている）。

表 6 子どもの性別構成と子ども保険への加入率(% , N=2165)

	加入	非加入
男子のみ	59.1	40.9
女子のみ	54.6	45.4
男女両方	59.4	40.6
計	57.9	42.1

$\chi^2(3) = 3.9$ 統計的に有意でない

表 7 には、子どもの数で分けた際の子ども保険への加入率を示した。なお本調査では、子ども保険への加入が何番目の子どもについてかは尋ねていない。そのため、子どもが複数いる人々については、すべての子どもが現在加入していない場合にのみ、非加入とカウントされることになるはずである。結果は、子どもが 1 人の人々では 56.1%、2 人の人々では 59.0%、3 人以上の人々では 57.5%であった。これらの差は統計的にも有意なものではなかった。

表 7 子どもの数と子ども保険への加入率(%, N=2172)

	加入	非加入
1人	56.1	43.9
2人	59.0	41.0
3人以上	57.5	42.6
計	57.9	42.1

$\chi^2(3) = 1.3$ 統計的に有意でない

以上で見てきた関係は、それぞれ他の変数を統制した場合にも見られるものだろうか。次に、表 8 は子ども保険への加入の有無について、複数の変数を同時に投入した結果を示したものである。使用した独立変数は、2016 年調査における対象者の年齢（5 歳刻みの 4 段階）、子どもの数、子どもの性別構成、末子年齢が 19 歳未満であるかどうか、そして世帯収入である。

表 8 子ども保険への加入の有無(二項ロジットモデル, N=1951)

	対数 オッズ比	標準 誤差
Wave10年齢(基準:29-33歳)		
34-38歳	.005	.177
39-43歳	-.182	.164
44-49歳	-.250	.167
子どもの数(基準:1人)		
2人	.097	.130
3人以上	-.133	.164
子どもの構成(基準:男女両方)		
男子のみ	-.020	.133
女子のみ	-.267 *	.132
末子年齢19歳未満	1.847 ***	.189
世帯収入(基準:350万円未満)		
350~600万円	.297 †	.175
600~850万円	.427 *	.179
850万円以上	.369 *	.181
定数	-1.427 ***	.301
サンプルサイズ	1951	

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

結果を見ると、まず明瞭なのは末子年齢である。末子が 19 歳未満であるほど加入している傾向が見られる。子どもの大学入学時点を満期としている子ども保険が多いことを踏まえれば、この結果は予想されるとおりである。

対象者の年齢では統計的に有意な差異は見られなかった。子どもの状況を統制した場合

に、親の年代によって加入率が異なるとは言えなさそうである。子どもの数によっても、統計的に有意な差は見られない。

子どもの性別構成では、男子・女子の両方がいる場合と比較して、男子のみの場合は差が見られないものの、女子のみの場合は有意に加入率が低い。これは男子ほど大学に進学させることを期待し、将来のリスクに備えようとしている結果の現れなのかもしれない。

世帯収入では、350万円未満を基準として、600～850万円と、850万円以上の人々では、5%水準で有意に加入率が高かった。

(3) 子ども保険への加入と子どもに対する意識の関係

子ども保険への加入をしている人々とそうでない人々では、子どもに対する異なる意識は見られるだろうか。JLPSの2016年調査では以下のように、「子どもに対してしてあげたいこと」を尋ねている。

Q32A. 自分の子どもにはできるだけ高い教育を受けさせたい

Q32B. 自分の子どもには、学校教育のほかに家庭教師をつけたり、塾に通わせたい

Q32C. 自分の子どもには出来るだけ多くの財産を残してやりたい

(それぞれ5件法で尋ねられており、選択肢は「1. そう思う」、「2. どちらかといえばそう思う」、「3. どちらかといえばそう思わない」、「4. そう思わない」、「5. わからない」)

子ども保険への加入行動は、子どもへの教育期待や財産の継承希望の高さと結びついていのだろうか。以下では3つの意識を従属変数とした分析を行う。

5件法で尋ねたそれぞれの変数について、「5. わからない」は割合がいずれも高くなかったことから、欠損値として扱う。残りの値は順序を逆転させ、数値が大きくなるほど子どもに対する期待が大きくなるように設定した。

また統制変数として、前項の分析に用いた変数（2016年調査における対象者の年齢、子どもの数、子どもの性別構成、末子年齢が19歳未満であるかどうか、世帯収入）を用いた。

表9は分析結果を示したものである。まず、(1)「自分の子どもにはできるだけ高い教育を受けさせたい」については、子ども保険の加入の有無による意識の差異は統計的に有意ではなかった。統制変数を見ると、世帯収入が高く、末子年齢が19歳未満である場合に、人々は自分の子どもにできるだけ高い教育を受けさせたいと思う傾向にある。また子どもの数が1人の場合に比べて、3人以上になるとそう思いにくいという結果である。前項の分析では、裕福であったり末子年齢が低かったりする人々ほど子ども保険に加入していることがわかったが、子ども保険はこうした属性を持つ人々が持つ高い教育意識を媒介する変数になっているとは言えないようである。

表 9 子ども保険への加入と子どもへの意識の関係(順序ロジットモデル, N=1772)

	(1)できるだけ高い 教育を受けさせたい		(2)学校教育の ほかに家庭教師や塾		(3)できるだけ財産 を残してやりたい	
	対数 オッズ比	標準 誤差	対数 オッズ比	標準 誤差	対数 オッズ比	標準 誤差
子ども保険への加入	.088	.097	.111	.093	.172 †	.093
Wave10年齢(基準:29-33歳)						
34-38歳	.026	.174	.114	.162	-.419 *	.168
39-43歳	-.243	.162	.408 **	.151	-.689 ***	.156
44-49歳	-.003	.165	.370 *	.153	-.710 ***	.158
子どもの数(基準:1人)						
2人	-.123	.125	-.119	.119	-.127	.121
3人以上	-.611 ***	.159	-.552 ***	.152	-.388 *	.152
子どもの構成(基準:男女両方)						
男子のみ	-.041	.125	-.164	.120	-.074	.121
女子のみ	-.067	.125	-.059	.120	-.007	.121
末子年齢19歳未満	.608 ***	.161	.608 ***	.156	.034	.154
世帯収入(基準:350万円未満)						
350~600万円	.581 **	.176	.408 *	.166	.171	.168
600~850万円	.984 ***	.181	.813 ***	.171	.222	.172
850万円以上	1.536 ***	.184	1.176 ***	.174	.149	.173
しきい値1	-1.866	.290	-.594	.267	-2.839	.278
しきい値2	-.336	.279	.957	.267	-1.198	.269
しきい値3	2.147	.284	2.997	.276	.807	.268
サンプルサイズ	1772		1772		1772	

†p<0.1 *p<0.05 **p<0.01 ***p<0.001

同様に、(2)「自分の子どもには、学校教育のほかに家庭教師をつけたり、塾に通わせたい」についても、子ども保険への加入は統計的に有意な差異をもたらしていない⁹。統制変数は先ほどと同様に、世帯収入が高い場合や、末子年齢が19歳未満である場合に、子どもに家庭教師をつけたり塾に通わせたりしたいと思いやすく、子どもが3人以上の場合にはそう思いにくいことを示している。また、本人年齢が29~33歳の人々にくらべて、39~43歳、および44~49歳の人々は、学校外教育への希望が強い¹⁰。

⁹ ただし、(1)「自分の子どもにはできるだけ高い教育を受けさせたい」、(2)「自分の子どもには、学校教育のほかに家庭教師をつけたり、塾に通わせたい」ともに、子ども保険への加入の係数は正であり、符号条件としては子ども保険への加入が子どもへの高い教育意識と関連していることを示している。

¹⁰ この本人年齢との関連は、末子年齢を19歳未満かどうかのダミー変数ではなく、連続変数として投入した場合にも同様に見られた。

これらに対して、(3)「自分の子どもには出来るだけ多くの財産を残してやりたい」は、10%の有意水準ではあるものの、子ども保険への加入と正の関連が見られた。すなわち、子ども保険へ加入している人々は、本人・子どもに関する様々な変数を統制した後にも、子どもへの財産の継承希望が大きいことを示す結果である。なお統制変数については、世帯収入の高低との関連は有意に見られなかった。そして本人年齢が高くなるほど、また子どもの数が3人以上の場合には財産の継承希望度が低くなる傾向が有意に見られた。

(4) 結論

主な分析結果をまとめると次のようになる。(1) 子ども保険へは世帯収入が相対的に高い人々が加入している。(2) 子どもが女子のみの世帯ではやや加入率が低くなっている。

(3) 子どもに対する意識に関しては、「できるだけ財産を残してやりたい」という希望とのみ、子ども保険への加入行動は関連が見られる。

子ども保険はすでに述べたように、子どもの教育費を将来的に払えなくなるというリスクに備える手段の一つであった。しかし、子どもに対する高い教育意識とは必ずしも結びついているわけではなかった。ただし、子どもが女子のみの世帯ではやや加入率が低くなっていたことから、男子のみの世帯および男女両方の子どもがいる世帯では、教育費を払えなくなるというリスクが、より強く意識されているのかもしれない。

また、「できるだけ財産を残してやりたい」という意識については、世帯収入とは直接の関連が見られず、子ども保険への加入とはプラスの関連が見られた。子どもへの財産の継承希望は、親の経済的豊かさにかかわらず広く見られるものであり、子ども保険への加入には、その継承をより確実にやりたいというリスク回避的な性格が現れているのかもしれない。

JLPSには個人の持つ財産に関わる変数や、リスク回避傾向に関わる変数も含まれており、これらとの関係も明らかにしてゆくことが、今後の課題である。

引用文献

アクサダイレクト生命, 2013, 「学資保険（子ども保険）の動向」 (<http://www.axa-direct-life.co.jp/knowledge/seminar/detail/2013/02/pdf/201309seminar.pdf>, 2017年2月17日アクセス).

生命保険協会, 2016, 「生命保険の動向 2016年版」 (<http://www.seiho.or.jp/data/statistics/trend/pdf/all.pdf>, 2017年2月17日アクセス).

矢野眞和, 2015, 『大学の条件——大衆化と市場化の経済分析』東京大学出版会.

(小川和孝)

5. ひとびとの考える「危機」とは何か？

(1) 危機に関する質問と回答の集計手順

社研パネル若年・壮年調査の2016年調査には、「あなたが考える『危機』とは何ですか」、そして「その『危機』についてどのようにお考えですか。またどのような備えをしていますか」という自由回答形式の質問が、調査票の末尾に新しく含まれた。この質問に対する回答には、一つ一つ記述の中身を確認した上で、その内容を表す一定のコードを割り当てた。割り当てるコードの体系は、実際のコーディング過程において適宜改編を加え、結果的に「危機とは何か」については105種類、「危機についての考え・備え」については主に「備え」の内容に着目した16種類のコードが設けられた。本稿ではこのうち、「危機とは何か」についての回答の分析を行いたい。

まず全体的な回答状況であるが、2016年調査に回答した対象者3,400名¹¹のうち、「危機とは何か」に対しては、そのうちの69.7% (2,370名) から自由記述の回答が寄せられた¹²。2014年調査において同様に自由回答形式で質問した「現在および将来の生活全般（仕事、子育て・教育、介護、老後の暮らし）への不安」への回答率が50.5%であったことと比べれば、危機についての本質問への回答率はかなり高かったといえる。

「危機とは何か」に対する回答に割り当てた105種類のコードは、「自然災害・天災」「食料・環境・資源」「病気」「事故」「死」「老化」「障害」「(より広い)健康悪化」「ケガ」「家族関係」「介護」「老後問題」「失業・失職」「家計・生活水準の悪化」「会社・事業の経営悪化」「国際関係」「社会全体の問題」「その他の生命・生活・財産の危機」「そのほかの問題」「どれにも当てはまらない問題」の20の項目群からなり、それぞれ詳細な内容に応じて、あるいは「誰にふりかかる危機であるか」によって、さらに細分されている。また、対象者が自由記述の中で複数の危機について、あるいは複数の内容を組み合わせた危機（たとえば「失業による生活水準の悪化」など）について言及した場合、それぞれの内容が明示されている限り、示されたものすべてにコードを割り当て、複数回答を可能としている¹³。

(2) 回答が多かった「危機」

表10はこのように集計された「危機とは何か」の回答のうち、言及される比率が高い上位20種類の危機内容を示したものである。この表の比率は、この質問に回答した対象者

¹¹ 熊本地震の発生のため、調査実施が一時的に延期された熊本県居住の対象者は、このデータには含まれていない。

¹² 回答率は、性別や年齢によって大きく異ならなかった。ちなみに、次の質問「危機についての考え・備え」への回答率は62.0%であった。

¹³ 以上のコーディングに基づく最大の回答数は11、平均回答数は2.0であった。

(2,370名)を分母としている(以下同様)。

言及がもっとも多かったのは「(内容を特定しない)自然災害・天災」(39.4%)で、「地震」(27.1%)がそれに続く。これらの比率は3位以降に比べてかなり高く、日本に暮らすひとびとにとって、やはり地震をはじめとする自然災害が「危機」として認識される傾向が高いことがわかる。また、この調査が熊本地震(2016年4月)の直後に実施されたことも、地震や自然災害に関する回答が多かった一因かもしれない。

表 10 回答の多かった危機(上位 20 種類)

1 (内容を特定しない)自然災害・天災	39.4%
2 地震	27.1%
3 自分の家計・生活水準の悪化	14.9%
4 自分の失業・失職	9.5%
5 自分の病気	8.5%
6 戦争・軍事攻撃	8.4%
7 そのほかの家族的問題	4.9%
8 (社会全体の)不景気・経済破綻	4.6%
9 自分自身の健康悪化	4.5%
10 (理由を特定しない)生活の危機	4.2%
11 そのほかの社会的問題	3.9%
12 そのほかの漠然とした危機・不安	3.8%
13 家族(配偶者・子ども)の病気	3.7%
14 テロ	3.5%
15 そのほかの本人に関する問題	3.4%
16 自分自身の老後	2.8%
17 自分の事故	2.8%
18 (理由を特定しない)生命の危機	2.7%
19 (社会全体の)治安問題	2.5%
20 家族(配偶者・子ども)の死	2.4%

これらに続くのが、「自分の家計・生活水準の悪化」(14.9%)、「自分の失業・失職」(9.5%)という経済的状況に関する回答であり、さらに「自分の病気」(8.5%)、「戦争・軍事攻撃」(8.4%)の順となっている。

これらが5%以上の頻度の回答であるが、各項目の回答比率は、それぞれの危機内容がどの程度細かく分類されているかによっても左右されるため、もう少し広いくくりの分類をもちいて、回答の全体像をとらえておくことも有益であろう。表 11 は、このような観点から 105 種類の危機を 9 つの大分類にまとめなおし、それぞれの回答比率を示したものである。

これによれば、もっとも回答の多かったカテゴリーはやはり「自然災害・天災」で、半数以上のひとびと(55.4%)がこれに言及している。その内訳を細かくみると、やはり「(内容

を特定しない) 自然災害・天災」「地震」の比率が圧倒的であり(表 10 参照、以下同様)、火事(1.5%)、洪水・水害(1.0%)、台風(0.8%)、噴火(0.8%)などの比率は比較的低い。

次に多かったのが、家計・生活水準の悪化や自分や家族の失業・失職・経営悪化などからなる「個人の生活・家計・経済状況に関する問題」であり、回答者の 29.3%がこれに言及している。さらに自分や家族の病気や健康悪化などの「健康・生命に関する問題」(26.1%)が続いている。

表 11 大分類別にみた危機回答比率

1 自然災害・天災	55.4%
2 個人の生活・家計・経済状況に関する問題	29.3%
3 健康・生命に関する問題	26.1%
4 社会全体に関する問題	14.9%
5 国際関係	13.2%
6 その他の問題	9.7%
7 家族関係・家族問題	6.6%
8 介護・老後問題	5.2%
9 食料・環境(自然)・資源に関する問題	2.7%

その後、社会全体の不景気・経済破綻、治安問題、政治問題(2.3%)、社会保障・年金問題(2.2%)、少子高齢化(1.7%)などからなる「社会全体に関する問題」(14.9%)、さらに戦争・軍事攻撃、テロ、その他国際関係(1.8%)、(より広い)近隣諸国関係(0.7%)などからなる「国際関係」(13.2%)という、マクロな社会問題に関する危機が続く。大分類レベルでみた場合、10%以上の回答があった危機はこれら 5 つであり、この後は具体的な個別の項目にはあてはまらなかった「その他の問題」(9.7%)、そのほかの家族的問題、離婚・夫婦関係(1.2%)などの「家族関係・家族問題」(6.6%)、自分自身の老後問題や親の介護問題(1.9%)などの「介護・老後問題」(5.2%)、放射能汚染・原発事故(1.0%)、食糧不足(0.7%)などの「食料・環境(自然)・資源に関する問題」(2.7%)の順となっている。

(3) 個人属性別にみる危機回答

「危機とは何か」に対する回答は、性別や年齢によって異なるのだろうか? 図 9 は、表 11 と同じ大分類による回答比率を男女別に示したものである。この図をみると、いくつかの項目において回答比率が男女間で異なっていることがわかる。具体的には、社会全体の問題、国際関係は男性の方が言及する比率が高く、自然災害・天災、健康・生命に関する問題、家族関係・家族問題、介護・老後問題は女性の方が言及する比率が高い。また、より細かな項目別の回答傾向をみても、男性よりも女性の方が、家族や親の健康・生命問題や親の介護問題など、家族に関する問題に言及する傾向が高い。

図 9 男女別にみる危機回答(大分類)

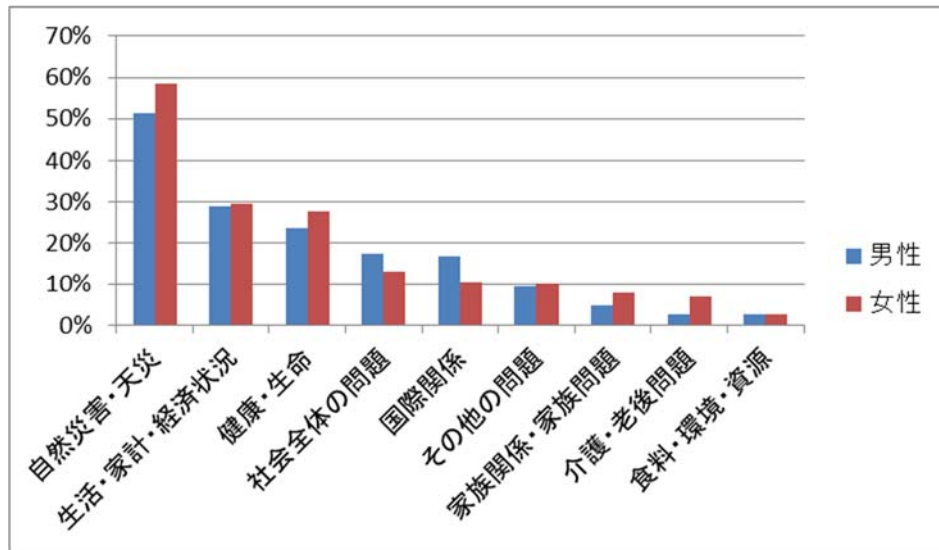


図 10 コーホート別にみる危機回答(大分類)

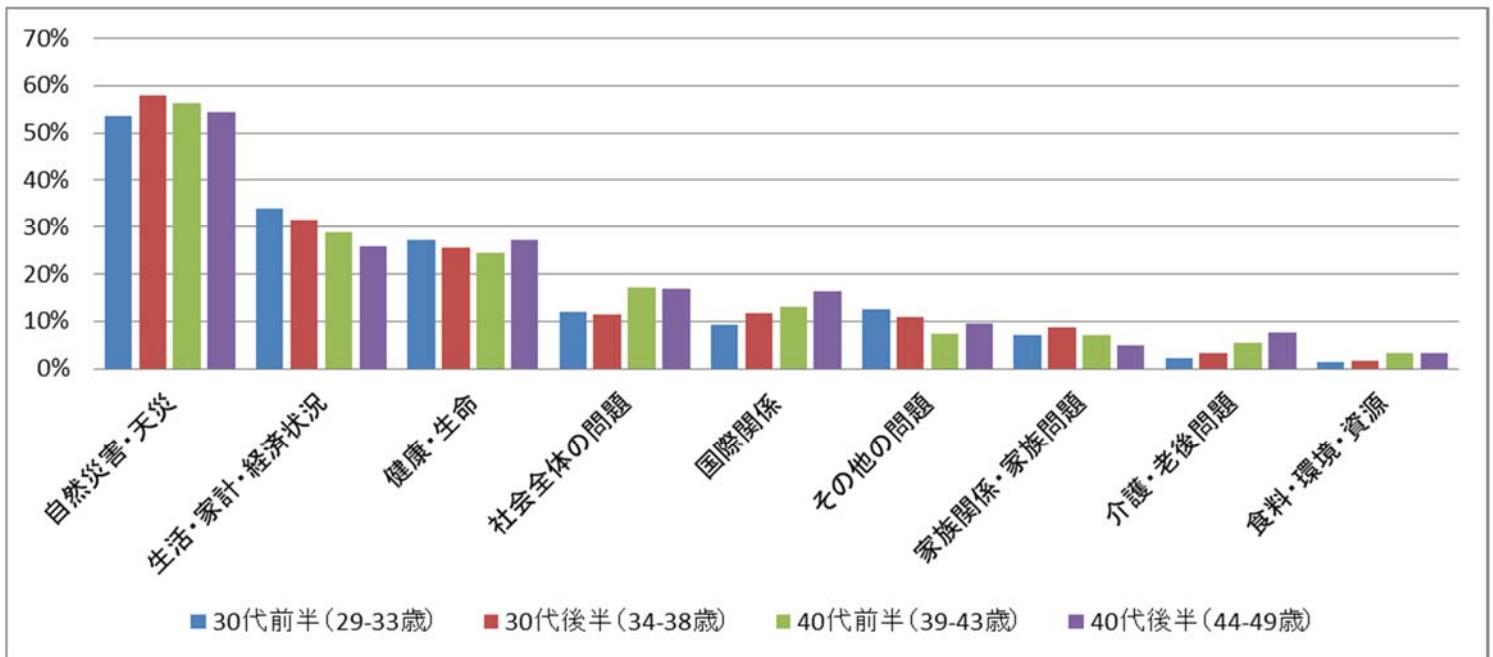


図 10 は、同じ大分類による回答比率を年齢グループ別に示したものである。これによらず、個人の生活・家計・経済状況に関する問題は、年齢が高いほど回答比率が低下していることがわかる。より細かな項目別にも「自分の家計・生活水準の悪化」は、30代前半で 18.3%であるのに対し、40代後半では 14.9%となっており、また「自分の失業・失職」も 30代前半(10.5%)よりも 40代後半(7.9%)の方がやや低い。キャリア形成や子

育てなど、将来のタスクが依然多く残っている若い世代よりも、ある程度それらを終え、将来の見通しも立ちやすくなった壮年層ほど、経済的リスクに対する危機感が減少していくといえるのかもしれない。

これに対して、社会全体に関する問題、国際関係、介護・老後問題は、年齢が高いほど回答比率が高くなっている。より詳細な項目別にみても、社会全体に関する問題については、年金などの社会保障問題（30代前半で0.7%、40代後半で3.9%。以下同様）、治安問題（1.4%→2.7%）で特に比率が高まっており、国際関係についても戦争・軍事攻撃（5.3%→11.6%）、テロ（2.1%→4.3%）などで特に高まっている。また、介護・老後問題についても、自分自身の老後（1.4%→3.9%）、親の介護（0.5%→3.1%）などで特に比率が上昇している。

一方、健康・生命に関する問題についても年齢が高いほど回答比率が高まることが予想されたが、意外にそのような傾向はみられない。詳細な項目別にみても、自分の病気（8.5%→8.5%）など明確な変化がないものが多く、そのほかにも、自分自身の健康悪化（3.7%→5.8%）のように上昇する項目と、自分の事故（3.4%→2.6%）のように低下する項目の双方が存在している。

以上、調査者が事前に選択肢を設定しない自由回答形式の質問に基づき、ひとびとの考える「危機」とは何かを探ってきた。分析の結果、地震などの自然災害・天災を「危機」と考える傾向がいずれの年齢・性別でもきわだって高いものの、年齢や性別の違いに応じたライフステージや家庭での役割の違いなどに応じた差異も一定程度存在していることがあきらかになった。今後はこれらの「危機」に対して、ひとびとがどのように考え、どのような備えを行っているのかについても、引き続き検討を行っていきたい。

（有田伸）