

文部科学省 共同利用・共同研究拠点事業  
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点

**2015 年度課題公募型二次分析研究会**  
**パネルデータを活用した就労・家族・意識の**  
**関連性についての研究**  
**研究成果報告書**

東京大学社会科学研究所  
附属社会調査・データアーカイブ研究センター

2016 年（平成 28 年）8 月

## はじめに

永吉希久子（東北大学）

本報告書は、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターが実施した 2015 年度二次分析研究会課題公募型研究「パネルデータを活用した就労・家族・意識の関連性についての研究」の成果をまとめたものである。

本研究会の目的は、パネルデータの利点を生かした分析をすることによって、人々の意識や経済状況の変化をもたらす要因について、厳密な推定を行い、新たな知見を得ることにあつた。

パネルデータの分析には、主に二つのメリットがある。第一に、パネルデータを活用することで、個人の（時間で変化しない）観測されない異質性を排除した上での厳密な因果関係の分析を行うことができる。第二に、同じ人に繰り返し調査をすることで、その人の各時点での状況を正確に把握できるため、ライフコースの視点を取り入れた分析を行うことができる。これらのメリットは、階層研究に対しても多大な貢献をもたらさう。例えば、雇用形態が生活満足度に影響をもたらすという場合に、ある雇用形態にいてそのものが生活満足度に影響を及ぼすのか、そうした雇用形態に置かれやすい、またはそうした雇用形態を選択しやすい人と、そうでない人との間に生活満足度の差があるのかは、クロスセクショナルデータの分析からではわからない。個人の状態変化を掬い出すことのできるパネルデータを分析してこそ、両者の識別が可能となる。あるいは、ある一時点の状態が、その後のキャリアや賃金変化、結婚確率などに与える影響を把握できるのも、パネル調査ならではの分析といえる。また、個人の意識の変化を把握できることから、意識変化のパターンを描き出し、そのパターンが個人の社会経済的地位や婚姻状態とどう関連するのかを明らかにすることもできる。

本研究会は、上記のようなパネルデータのメリットを生かした分析を行うという点で、分析方法・枠組みに関する制約を設ける一方、研究のテーマについては参加者の関心に応じて自由に設定してもらった。その結果、研究のテーマは労働に関するもの、家族にかかわるもの、社会意識の変化に焦点があるもの、ネットワークや健康行動、政治参加についてのものなど、多岐にわたっている。

分析に用いたのは、東京大学社会科学研究所が行った二つのパネル調査（東大社研若年パネル調査・東大社研壮年パネル調査、JLPS）である。JLPS は 2007 年から毎年実施されており、2016 年 9 月現在までに 6 回分（wave1～wave6）が公開されている。調査対象者は若年パネル調査が 2007 年時点で 20 歳から 34 歳、壮年パネル調査が 35 歳から 40 歳の男女である。JLPS は日本では数少ない公開されているパネル調査であるのに加え、上記のような参加者の多様な関心に応えるだけの、さまざまな質問項目が含まれている。この点

で、パネルデータのメリットを社会学の幅広い領域における研究に生かすことのできるデータである。また、すでに調査回数が6回に上っていることも重要である。調査期間の中で、結婚、出産、離職、昇進などのライフイベントを経験する対象者が一定数いることが、これらのライフイベントの発生に影響をもたらす要因を分析するためには必要となるからだ。今後さらに調査対象者が歳を重ねていく中で、子どもや親との関係、職場における地位などが変化し、より多様なテーマについての研究に用いることが可能となるだろう。

今回の研究会には16名の研究者が参加し（オブザーバー参加も含む）、分析を行った。参加者の多くが大学院生と、若手研究者を中心としたメンバー構成であったこともあり、自由な雰囲気の中、お互いに学びあい、刺激を受けあいながら、研究を進めていくことができた。また、同じデータを利用していた課題公募型二次分析研究会「若年・壮年者をめぐる家族と格差」とは、合同で研究会を開催し、お互いの研究に対しコメントを行った。本報告書にはその成果として、14本の論考がまとめられている。

二次分析であることに伴う指標の妥当性の問題や、焦点を当てようとした対象のサンプルサイズが十分でないなど、個々の論考にはそれぞれの限界が存在する。しかし、パネルデータであることを生かした分析枠組みによって新たな知見を得るところにとどまらず、既存の研究では等閑視されてきた要因に目を向けるような切り口を持つ論考も多く、本報告書はそれぞれの研究分野に対し、一定の貢献をなしえているのではないだろうか。

こうして成果をまとめるまでには、多くの方々の支援を得た。研究会を共同開催する機会を提供してくださった村上あかね先生をはじめ、「若年・壮年者をめぐる家族と格差」研究会のメンバーである不破麻紀子先生、林雄亮先生、石田浩先生、小川和孝先生、苫米地なつ帆先生、柳下実先生、脇田彩先生（アルファベット順）は、本研究会メンバーの報告に有益なコメントをくださった。また、最終報告会場でコメントを下された皆様のおかげで、分析を発展させることができた。さらに、研究会開催の機会を提供してくださったセンター共同利用・共同研究拠点の先生方、そして、実質的に研究会運営を担ってくださった藤原翔先生がいなければ、研究会を開催し、成果を生むことはできなかった。この研究会を支えてくださったすべての先生方に、心から感謝申し上げます。

## 研究会の概要

### テーマ

パネルデータを活用した就労・家族・意識の関連性についての研究

### 使用データ

PY060 東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave1-6, 2007-2012

PM060 東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave1-6, 2007-2012

### 研究の概要

これまでの階層研究においては、人々の現在の就労状況や意識が、出身階層や経てきた学校教育、家族の状況など、様々な要因によって規定されていることが明らかになっている。そして、これらの要因が現在の就労状況や意識を規定する複雑なメカニズムを解明するためには、パネルデータを活用する必要があることが指摘されている。パネルデータを活用することで、個人の観測されない異質性を排除した上での厳密な因果関係の分析を行うことができるのに加え、ライフコースの視点を取り入れた分析を行うことができるという、大きな利点がある。一方で、階層研究の分野においても、パネルデータの蓄積が進められており、上記の分析を行うための準備が整いつつある。この研究会の目的は、東京大学社会科学研究所が行ったパネル調査（若年・壮年パネル調査、高卒パネル調査）のデータ分析を通じて、現代の人々の意識や就労状況が規定されるメカニズムについての精緻な分析を行うことにある。具体的には、婚姻関係や家族関係の変化が、男性・女性の就労に影響を与えるのか、学歴がその後のライフコースにどう影響を与えるのか、あるいは、雇用形態や経済状況、労働環境の変化が、家族関係や人々の意識に影響を与えるのかなどの問いに答える。これらの分析を通じて、意識や行動の変化やライフコースにおける選択が規定されるメカニズムを、明らかにすることができると思う。

### 活動の記録

第1回研究会（2015年6月27日）：データ、変数、研究テーマの紹介

第2回研究会（2015年10月18日）：研究報告

第3回研究会（2015年11月8日）：研究報告

第4回研究会（2016年2月15日）：研究報告

成果報告会（2016年3月20日）

社会調査・データアーカイブ 共同利用・共同研究拠点事業  
**二次分析研究会 2015 課題公募型研究 成果報告会**

**パネルデータを活用した就労・家族・意識の関連性についての研究**

2016年3月20日(日) 10:30~17:30 東京大学赤門総合研究棟5階センター会議室

開会の辞 永吉希久子(東北大学)

**【労働】 10時35分~11時45分 司会 藤原翔(東京大学)**

石田賢示 入職経路とその後の働き方に関するパネルデータ分析

西澤和也 昇進におけるコミュニケーション能力

麦山亮太 企業間移動が賃金に与える影響に関する男女比較分析——無業期間の有無による異質性に着目して

**【家族】 11時50分~13時00分 司会 三輪哲(東京大学)**

斉藤知洋 若年層の世帯と階層的地位——親同居・婚姻状況・ジェンダーの視座から

吉武理大 離婚が子どものライフスタイルに与える影響

打越文弥 女性配偶者の就労と世帯格差のマイクロ-マクロリンク

**【意識】 14時00分~15時35分 司会 永吉希久子(東北大学)**

田中茜・三輪哲 仕事と家庭における選好の変化

池田岳大 ライフイベントに伴う10年後の暮らし向きイメージの変動

橋爪裕人 社会的孤立は非正規・無職に不満をもたらすか

谷岡謙 主観的階層移動の類型化とその規定要因

**【ネットワーク・健康・政治】 15時45分~17時20分 司会 石田賢示(東京大学)**

永吉希久子 社会的ネットワークからの排除の規定要因

斉藤裕哉 若年・壮年層の社会的ネットワークに関するパネル分析

藤原翔 健康行動の社会経済的格差——パネルデータを用いたアプローチ

桑名祐樹 投票参加の棄権における階層要因

閉会の辞 藤原翔(東京大学)

**2015 年度課題公募型二次分析研究会  
パネルデータを活用した就労・家族・意識の関連性についての研究  
研究成果報告書**

**目次**

はじめに.....	<b>i</b>
研究会の概要.....	<b>ii</b>
成果報告会プログラム.....	<b>iii</b>
入職経路とその後の働き方.....	<b>1</b>
——金銭的・非金銭的便益に関するパネルデータ分析——	
	石田賢示
役職上昇者の選抜メカニズムの精緻化.....	<b>28</b>
——自己評定による「コミュニケーション能力」に注目して——	
	西澤和也
企業間移動がその後の賃金に与える持続的影響.....	<b>41</b>
——無業経由の有無と男女の違いに着目して——	
	麦山亮太
若年層の世帯と階層的地位.....	<b>58</b>
——親同居・婚姻状況・ジェンダーの視座から——	
	斉藤知洋
親の離婚が子どものライフコースに与える影響.....	<b>76</b>
	吉武理大
女性配偶者の就労と世帯格差のマイクロ-マクロリンク.....	<b>86</b>
——JLPS パネルデータを用いた世帯の不平等の生成過程分析——	
	打越文弥

仕事と家庭に対する選好の個人内変動とその規定要因.....	105	田中茜
10年後の暮らし向きイメージの変動パターンとその規定因.....	120	池田岳大
——社会経済的地位・ライフイベント・意識との関連——		
非正規・失業と主観的 Well-Being.....	133	橋爪裕人
——社会関係資本とリスクの観点から——		
主観的階層移動の類型化とその規定要因.....	158	谷岡謙
——潜在クラス分析による検討——		
社会的孤立に対する失業と貧困の影響.....	171	永吉希久子
——一時的・累積的不利の効果の検証——		
若年・壮年層のサポート・ネットワーク.....	189	斉藤裕哉
——親からの情緒的サポートに着目して——		
健康行動の社会経済的格差.....	208	藤原翔
——パネルデータを用いたアプローチ——		
投票参加の棄権の規定要因.....	234	桑名祐樹
——有権者の労働環境を考慮したアプローチ——		

# 入職経路とその後の働き方

## ——金銭的・非金銭的便益に関するパネルデータ分析——

石田賢示

(東京大学)

本研究では、入職経路間で金銭的便益、非金銭的便益の水準、またそれらの変化の仕方にどのような差があるのかを、パネルデータを用いて検討した。社会ネットワーク論、制度的連結論の議論を踏まえ、選抜的な入職経路は金銭的便益（所得）、非選抜的な入職経路は非金銭的便益（職場環境、満足度など）の高さにつながっているという仮説を立てた。また、労働需給間に媒介者のいる入職経路ではマッチングが促進され、便益の成長率が高いという仮説を立てた。

分析を通じ、選抜的な入職経路は高い社会経済的地位を介して金銭的便益の高さに結びついていることが明らかとなった。一方、非選抜的な入職経路は金銭的便益の高さとは関連しないが、高い非金銭的便益をもたらしているという結果が得られた。成長率については仮説を支持しない結果となったが、非選抜的な入職経路の存在は金銭的・非金銭的便益の対応関係にバッファを生じさせている可能性が示唆される。

### 1. 問題の所在

人と仕事がどのようにして結び付けられるのかは、経済学のみならず社会学においても重要な研究対象となってきた。社会学的アプローチにおいてとりわけ重要視されてきたのは、労働需給サイド双方を媒介する主体や仕組みの役割・機能である。労働市場において求職者は必ず何らかの方法により仕事を見つけるが、その仕事を見つけた手段のことを多くの場合入職経路と呼ぶ。社会経済的地位に代表される、得られる仕事の特性が入職経路により異なることのメカニズムについて検討が進められてきた。

入職経路自体はどのように仕事を見つけたのかを意味するものに過ぎない。しかし、社会的アプローチでは、求職者、雇用者、そして両者を媒介する主体の三者関係を表すものとして入職経路が解釈される。就職、転職はこれら三者間の相互行為（相談、紹介、あっせんなど）により生じ、そのような相互行為を生み出す背景には仕事上、社交上、血縁上、地縁上といった多様な次元での関係が存在する。社会的紐帯をもとに就職、転職に関連する相互行為が生じ、その結果として仕事を見つけるという一連の過程が想定されていることから、就職、転職は社会的に埋め込まれた経済行為であると考えられる（Granovetter 1985）。以上の観点から、職探しとその帰結の関連を明らかにするために入職経路に着目するのである。

本研究では、入職経路と就業先の仕事の特性の関連をパネルデータの分析から明らかにすることを試みる。そこでの問いは、「各入職経路がどのような面で良い条件の仕事を得ることと関連しているか」である。「良い条件」かどうかの判断は個人の置かれた社会経済的



状況や選好に依存するところが大きいため、仕事の条件の良し悪しを一概に論じることはできない。特に仕事の非金銭的条件については様々なものが考えられるため議論も複雑になる。しかし、人々が仕事を探し、見つけるときの動機づけには様々なものが考えられる。おそらくは、金銭的動機づけ（たくさん稼ぎたい、など）に加え、様々な非金銭的動機づけ（残業はしたくない、自分のペースで仕事をしたい、など）を自分なりにバランスさせて就職、転職活動をしているはずである。「良い条件の仕事」について考える際、金銭的側面だけでなく非金銭的側面も重要であることが既存研究でも指摘されている (Jencks et al. 1988)。

日本社会においても、重視する仕事の条件はそれほど単純ではない。統計数理研究所が行っている「日本人の国民性調査」のなかで継続的に尋ねられている質問に、就職の第1の条件についてたずねるものがある<sup>1)</sup>。「かなりよい給料がもらえること（よい給料）」「倒産や失業の恐れがない仕事（失業の恐れがない）」「気の合った人たちと働くこと（気の合った人たち）」「やりとげたという感じがもてる仕事（やりとげたという感じ）」「その他」のなかから一つを選択する質問であり、その分布をグラフで示したものが図1である。各回答カテゴリの割合はその時々で増減しているが、分布は安定的だというべきであろう。その構成をみると、割合の大きなものから順に「やりとげたという感じ」、「気の合った人たち」、「失業の恐れがない」、「よい給料」となっている。仕事の金銭的条件が重要ではないというわけではなく、人々が仕事を探す状況で様々な条件を考慮していることを物語る結果だといえるだろう<sup>2)</sup>。就職、転職活動時に知りたい情報も多様なものとなるため、入職経路を通じてどのような情報・機会が伝わるのかが結果に対して影響すると考えられるのである。

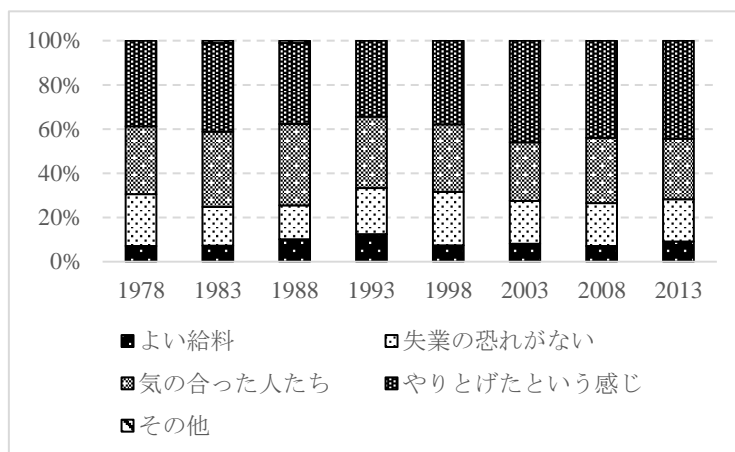


図1 「就職の第一の条件」の分布の推移

注) 「日本人の国民性調査」より筆者作成

金銭的、非金銭的条件に着目することに加え、本研究ではパネルデータを用いてそれらの水準の変化を分析する。仕事の条件は時間経過により変化する可能性があり、条件が次第に改善される仕事や逆に条件が悪くなるもの、あるいは入職当初から条件の水準に変化のない仕事がありうる。先行研究の多くはデータの制約もあって横断的分析が専らであり、入職経路と仕事の特性の関連を時間軸によりとらえる試みはあまりなされていない。縦断的視

点により、各入職経路と金銭的、非金銭的便益の関連についての評価を再検討することにもつながるだろう。

## 2. 先行研究の知見の整理

### 2.1 社会ネットワークを通じた入職の影響

入職経路にはさまざまなものがあり、各入職経路に着目して研究が蓄積されてきた。そのなかでも、社会ネットワーク（家族、友人・知人）を通じた入職に関する研究は蓄積が厚い。その嚆矢となったのはグラノヴェッターによるアメリカの専門・技術職の転職に関する研究である（Granovetter 1974[1995]=1998）。グラノヴェッターは、社会ネットワークから得られる情報を通じて転職すると賃金水準や職務満足度がより高く、そのような情報は接触頻度の少ない相手からもたらされるということを明らかにした。そして、他の研究領域における知見なども総合しながら、接触頻度の少なさや親密度の低さに表れる「弱い紐帯」が、異質な社会ネットワークからの情報や機会を個人にもたらすという機能を果たしているという仮説を提起した（Granovetter 1973）。「弱い紐帯の強さ」仮説を含め、社会ネットワークの特性と機能に関する数多くの実証分析が行われてきた<sup>3)</sup>。

社会ネットワークをどのように測るかにより得られる結果も異なるが、入職経路としての社会ネットワークは社会経済的地位達成にほとんど寄与せず、ネガティブな結果さえ報告されている。職業的地位については、職業威信スコアを被説明変数とする分析が多いものの、社会ネットワークは高い職業威信に結びついていない（Rosi and Ornstein 1973; 渡邊 1998; 佐藤 1998; 石田 2009）。所得についても同様の結果が得られており（Franzen and Hangartner 2006）、他者からの紹介で仕事を得ることで労働市場における地位達成につながらないといえるだろう<sup>4)</sup>。

地位達成に対する社会ネットワークの効果に関する実証研究に比べるとその量は少なくなるものの、非金銭的便益に対する社会ネットワークの効果についても検討が進められている。自己評価による自分の仕事の特性に関する分析では、社会ネットワークを通じて仕事を得た場合に継続意思と適職感覚の強いことが明らかにされている（Franzen and Hangartner 2006）。職場環境に着目した分析では、スキル形成の機会に恵まれており、ワークライフバランスのとりやすい職場に家族・親戚の紹介を通じて就職しやすいことが示されている（石田 2011）。離職リスクを対象とした実証研究でも、家族・親戚の紹介を通じて仕事を得た場合には辞めにくいことが報告されている（石田・小林 2011）。地位達成を対象とする先行研究の知見と総合すれば、入職経路としての社会ネットワークは社会経済的地位のような仕事のハードな特性ではなく、職場環境や満足度といった仕事のソフトな特性とポジティブに関連していると整理できるだろう。

## 2.2 「学校経由の就職」の影響

とりわけ初職への就職，すなわち「学校から職業への移行」を対象とする研究では，入職経路としての学校（あるいは学校を介して形成される社会ネットワーク）の役割に焦点が当てられてきた．初職への就職に関する日本の特徴として学校による斡旋機能を指摘する制度的連結論にもとづき，実証研究は日本を中心的フィールドとして蓄積されてきた（苅谷 1991；苅谷ほか編 2000；大島 2012）．

先行研究では，学校経由の就職と初職の社会経済的地位の関連の分析が中心になされてきた．学校経由の就職が専門・技術職，大企業，正規雇用への就職につながっているという知見は，ほぼ一貫して報告されている（石田 2005 など）．学校は生徒・学生の成績や適性に関する情報を得ており，企業には優秀な者を選抜して推薦する一方で，学校自身も企業を選抜することで労働条件面でのスクリーニングがなされていることが背景として想定されている（苅谷 1991；大島 2012）．

一方で，仕事の属性以外の側面に関する実証分析の蓄積は薄い．その理由の一つとして，移行時ではなく移行後の状況については制度的連結論の射程外であることが考えられる．確かに移行後の状況については基本的に就職先の状況に依存する部分が多い．しかし，制度的連結論が正しければそのようなソフトな特性についても，学校は企業との実績関係を通じて情報を得ており，学生・生徒に伝達していることが予測できなくもない．

この点について，学校経由の就職の問題点として求職者である学生・生徒の適性や希望を踏まえた斡旋ができていない可能性を指摘する先行研究がある（本田 2005；筒井 2005）．業績主義的選抜にもとづく斡旋により上述のような属性の仕事を得ることが確かに可能となるが，まさにそのことが学生・生徒と企業のミスマッチを招いているという指摘である．職場環境を対象とする分析でも，学校経由の就職と職場のソフトな特性との間には関連がみられなかった（石田 2011）．離職リスクに関する分析でも，高卒者に関しては制度的連結論に即した結果が部分的に得られているが（苅谷 1998；石田 2014），学歴別ではない分析では他の方法と比べて違いがないという結果も報告されている（石田・小林 2011）．学校経由の就職に関する社会経済的地位以外の側面での便益については，さらなる検討の余地があるといえるだろう．

## 2.3 その他の入職経路の影響

社会ネットワークや学校を通じた就職のほかにも，入職経路として職業安定所や民間の紹介機関，あるいは自営業の開業や家業継承なども挙げられる．これらのうち職業安定所や民間の紹介機関については，社会ネットワーク論や制度的連結論のような分析枠組みが構築されているわけではないものの，その政策的意義から実証研究がなされている．職業安定所による斡旋は他の方法に比べて転職時の賃金変化率が低いものの（児玉ほか 2004），入職経路選択のバイアスを考慮すると他の方法と比べて経済的地位達成水準に差がないとする

分析もある（蔡・守島 2004）。一方、民間の紹介機関については、比較的高い賃金水準の仕事に就く役割を果たしているとの結果があるものの（児玉ほか 2004; 森山 2009）、その効用が大都市圏に限定されるとの報告もある（児玉ほか 2004）。これらの入職経路によって得られる非金銭的便益については実証分析が少なく、検討の余地が残されている。

自営開業や家業継承については入職経路としての効果ではなく、自営層という集団自体の特徴に焦点が当てられてきた。自営層の経済状況については、分散が大きいものの被雇用者に比べ収入が高い（鄭 2002）。非金銭的便益に関する実証分析は少なく、そのなかで一般的なものではあるが幸福度に関する分析では、自営業であること自体は幸福度の水準と関連していないという結果がある（佐野・大竹 2007）。そのほか、「勝ち組・負け組」意識に対する自己評価を分析した研究でも自営業の効果は統計的には有意でなく（仲ほか 2013）、自営参入の非金銭的便益については職業安定所、民間の紹介機関と同様にさらに検討を加えられるであろう。

### 3. 本研究の検討課題

先行研究ではそれほど検討されていない以下の3点が、本研究の検討課題として挙げられる。第一に分析枠組みに関する点、第二に被説明変数の種類に関する点、第三に分析の時間軸に関する点である。以下、それぞれの課題について論じる。

#### 3.1 分析枠組みに関する検討課題

第一の点については、各入職経路を位置付ける分析の軸を明示する必要がある。社会ネットワーク、学校経由による入職については、それぞれ社会ネットワーク論、制度的連結論の枠組みにより仮説が立てられているものの、社会ネットワーク論から学校経由の就職、制度的連結論から社会ネットワークによる入職を位置付ける視点はない。そもそもそのような総合的な視点・枠組みが必要であるかについては議論を必要とするが、ここでは先行研究の議論を踏まえて各入職経路を位置付けるための枠組みを提示しておきたい。それを端的に示したものが表1である。

表1 入職経路の分析枠組み

媒介者	入職経路の選抜性	
	高い	低い
あり	学校経由の就職	社会ネットワーク 職業安定所 民間の職業紹介機関
なし	直接応募	新規開業 家業継承

入職経路を位置付ける際の第一の軸は、労働需給間に媒介者となる主体がいるか否かで

ある。社会ネットワーク、学校、職安、民間の紹介機関は、両者を媒介する主体である。媒介者の存在により労働需給間でやり取りされる情報量が増え、両者のマッチングの度合いが強まると考えられる。一方、広告などの直接応募では媒介者がおらず調整が生じないため、マッチングの度合いは媒介者がいる場合に比べて不確実なものとなるだろう。家業継承や新規開業については媒介者の存在を想定しにくいものところではみならず<sup>5)</sup>。

入職経路を分類するもう一つの軸は、入職経路の選抜性に関するものである。学校、直接応募は選抜性が強く、残りの入職経路は選抜性が弱いと考えられる。学校経由の就職の場合、斡旋・推薦の基準は基本的に学校内での成績・評価である。実際の斡旋の段階では庇護的かもしれないが、事前の段階は選抜的であると想定できる。直接応募については、他の応募者がいる場合には競争的に選抜が行われるはずであるため、やはり選抜性は相対的に強いと考えられる。その他の入職経路については、斡旋・紹介に際しては基本的に求職者、雇用者の個別的事情を考慮した相互作用が生じると想定されるため、選抜性は弱くなるであろう。入職経路の選抜性については、入職経路を通じてやり取りされる情報が個人の業績・実績を中心とするか、それともより個別具体的な事情を中心とするかの軸であると読み替えることもできるだろう。

### 3.2 分析対象に関する課題

第二、第三の課題は分析対象に関するものである。先行研究の整理からも、入職経路の効果を検討する場合には社会経済的地位に焦点を当てるものが多い。しかし、人々が仕事を探すときの動機付けが多様、多元的であるという前提を置けば、労働市場のアウトカムとして社会経済的地位以外の側面にも注目すべきであると考えられる。自身の仕事に対する評価・考え方や職場環境を非金銭的な便益として、本研究では検討を進めたい。

先に述べた分析枠組みに即せば、入職経路の選抜性（やり取りされる情報の質）が労働市場のアウトカムの種類と関連していると考えられる。労働市場における社会経済的地位の配分は完全でないにしてもゼロサム的であるといえるため、選抜性の高い入職経路を通じて見つけた仕事の場合、それは高い社会経済的地位を占めていると予想される。一方、選抜性の低い入職経路では個人の業績・実績以外の情報がやり取りされていると想定されるため、非金銭的便益の高い職場への入職につながっていると考えられる。

第三の点については、少なくとも日本社会を対象とした研究ではこれまで検討されてこなかったといえる。入職経路が求職者と入職先とのマッチングに寄与しているかは、入職後の就業状況を含めて評価することが重要である。仮に金銭的、非金銭的便益の水準が高いとしても、それが時間の経過に伴い低下してゆく、あるいは低下の度合いが大きい場合には、入職経路のマッチングへの寄与については留保が必要であろう。マッチングへの寄与については、入職過程でより多くの情報がやり取りされているほどその程度が強まると予想される。つまり、媒介者の存在する社会ネットワーク、学校、職安、民間の紹介機関を通じて

見つけた仕事については、時間経過に伴い金銭的あるいは非金銭的便益が高まってゆくと  
いう仮説が立てられる。

## 4. データと変数

### 4.1 データ

以上の分析課題と暫定的な仮説を検討するため、東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトが企画・実施している「若年パネル調査」「壮年パネル調査」(以下 JLPS) の wave1 から wave6 までのデータを用いる<sup>6)</sup>。同調査では入職経路、金銭的・非金銭的便益に関する質問(収入、職場環境、満足度など)が尋ねられており、さらに同一対象者を追跡調査するパネル調査の方法が採用されている。以上の点を備えているため、若年・壮年パネル調査データは本研究の課題に取り組む上で適したデータであるといえる。若年パネル調査、壮年パネル調査は同一の調査票を用いているため、本研究では両データをマージして分析をおこなう。

### 4.2 使用変数

本研究の分析に用いる主要な説明変数は入職経路である。JLPS の wave1 で、その時点での回答者現職の入職経路について質問がなされている。「勤め先へ就職したきっかけ」として、「家族・親戚の紹介」「友人・知人の紹介」「卒業した学校の先輩の紹介」「卒業した学校の先生の紹介(学校推薦も含む)」「職業安定所(ハローワーク)の紹介」「民間の職業紹介機関の紹介」「求人広告や雑誌などを見て直接応募した」「資料請求ハガキやエントリーシートを送った」「家業を継いだ(家業に入った)」「自分ではじめた」「現在の従業先から誘われた」「前の従業先の紹介」「その他」のなかからあてはまるものをすべて挙げる質問となっている。この質問について、「その他」および複数の経路を挙げているケースを除き、入職経路を表2のように分類した<sup>7)</sup>。

表 2 入職経路の分類と度数分布

入職経路	元の回答選択肢	N (男性)	N (女性)
家族・親族	家族・親戚の紹介	143	89
友人・知人	友人・知人の紹介	168	136
学校関係	卒業した学校の先輩の紹介 卒業した学校の先生の紹介 (学校推薦も含む)	220	148
職安・民間	職業安定所 (ハローワーク) の紹介 民間の職業紹介機関の紹介	177	170
直接応募	求人広告や雑誌などを見て直接応募した 資料請求ハガキやエントリーシートを送った	349	321
開業・継承	家業を継いだ (家業に入った) 自分ではじめた	168	70
仕事関係	現在の従業先から誘われた 前の従業先の紹介	75	58
合計		1300	992

※分析に用いる他の全ての独立変数の情報も得られている完全ケースの数.

※以下の分析中では従属変数によってケース数が異なる.

被説明変数には金銭的、非金銭的便益に関する変数を用いる。金銭的便益については、各 wave 時の時間あたり個人所得の自然対数値を用いる。非金銭的便益については、仕事満足度、将来の仕事や生活への希望、仕事の負担度、職場での協力関係、仕事の自律性、スキル形成機会、ワークライフバランスの度合い、失業リスクの度合いに対する自己評価、そして仕事関係の社会ネットワーク資源である。各変数の元となる質問と操作化については、表 3 に示した。

表3 従属変数に関する要約統計量

従属変数		平均	標準偏差	最小値	最大値	観察数	個人数
男性	時間当たり収入（自然対数値）	7.397	0.581	4.160	11.331	4417	1261
	仕事満足度（満足:2～不満:-2）	0.248	1.122	-2	2	4741	1299
	仕事や生活への希望（大いにある:2～まったくない:-2）	0.365	0.891	-2	2	4753	1299
	仕事の負担度	1.088	0.994	0	3	4728	1300
	職場での協力関係	1.115	1.075	0	3	4728	1300
	仕事の自律性	3.351	1.627	0	6	4723	1299
	スキル形成機会	3.162	1.592	0	6	4682	1288
	ワークライフバランスの度合い	1.288	0.982	0	3	4718	1299
	失業リスクの度合い	0.609	0.784	0	3	4716	1298
	仕事関係のネットワーク資源	1.224	1.115	0	4	2553	1283
女性	時間当たり収入（自然対数値）	7.019	0.591	4.464	9.626	3037	951
	仕事満足度（満足:2～不満:-2）	0.310	1.081	-2	2	3310	990
	仕事や生活への希望（大いにある:2～まったくない:-2）	0.372	0.861	-2	2	3463	992
	仕事の負担度	0.733	0.838	0	3	3299	992
	職場での協力関係	1.271	1.075	0	3	3299	992
	仕事の自律性	2.998	1.606	0	6	3301	991
	スキル形成機会	2.694	1.738	0	6	3275	984
	ワークライフバランスの度合い	1.524	1.055	0	3	3301	991
	失業リスクの度合い	0.600	0.810	0	3	3299	988
	仕事関係のネットワーク資源	1.118	1.026	0	4	1867	977

※仕事の負担度は、「あなたの現在の職場について、あてはまるものはありますか」という複数回答の質問で、「ほぼ毎日残業をしている」「社員数が恒常的に不足している」「いつも締切（納期）に追われている」を選択した個数をスコアとした（ $\alpha=0.46$ ）。

※職場での協力関係は、「あなたの現在の職場について、あてはまるものはありますか」という複数回答の質問で、「互いに助け合う雰囲気がある」「お互い連携しながら行う仕事が多い」「先輩が後輩を指導する雰囲気がある」の選択個数をスコアとした（ $\alpha=0.59$ ）。

※仕事の自律性は、「自分の仕事のペースを、自分で決めたり変えたりすることができる」「職場の仕事のやり方を、自分で決めたり変えたりすることができる」の2変数について、「かなりあてはまる」を3点、「あてはまらない」を0点として足し合わせたものである（ $\alpha=0.73$ ）。

※スキル形成機会は、「教育訓練を受ける機会がある」「仕事を通じて職業能力を高める機会がある」の2変数について、「かなりあてはまる」を3点、「あてはまらない」を0点として足し合わせたものである（ $\alpha=0.67$ ）。

※仕事関係のネットワーク資源については、「自分の仕事や勉強のこと」「仕事を紹介してもらうこと」「友人・恋人・配偶者などとの人間関係のこと」「失業や病気でお金が必要になったとき、まとまった金額を貸してもらう」の相談相手として、「仕事関係の友人・知人」の選択されている数をスコアとした（ $\alpha=0.52$ ）。この項目はwave1, wave3, wave5のみで尋ねられている。

※要約統計量は、観察数にもとづく数値である。

その他の統制変数には、出生コーホート、最後に通った学校、wave1 時点での現職継続年数、wave1 時現職が初職か否か、wave1 時の職種、従業上の地位、従業先規模、各 wave 時の配偶状況、そして wave1 時現職の継続パターンを用いている。操作化および分析モデル中でのリファレンスカテゴリについては表4に示した。

このうち、wave1 時現職の継続パターンについては補足が必要であろう。入職経路は wave1 時現職についてのものを尋ねているため、wave2 以降で転職が生じた場合、説明変数、被説明変数のもととなる職場が対応しない。職場を対応させて分析を行う場合、転職発生後の情報は利用できないため、データが右側で打ち切られる構造をとることとなる。その場合、データ中には wave6 まで同じ職場が継続しているケースもあれば、wave1 の情報しか利用できないケースも存在することとなる。現職の継続パターンは入職経路、アウトカムの双方と関連することが容易に想定されるため、その影響を分析モデル中で無視することができない。そこで、いつまで wave1 時現職が継続したかを示す変数を作成し、統制変数として用いることとした。なお、各 wave 時に転職が生じたか否かが識別できない場合も、その時点で打ち切りが生じたものと判断して処理をおこなった。



表 4 その他の独立変数の平均値・比率

	男性	女性		男性	女性
出生コーホート			wave1時現職・従業上の地位		
～1969年	0.239	0.233	経営者・自営業主	0.096	0.018
1970～1974年	0.342	0.276	正規雇用	0.791	0.570
1975～1979年	0.252	0.252	非正規雇用	0.090	0.373
1980年～	0.168	0.239	家族従業・内職	0.023	0.039
学歴			wave1時現職・従業先規模		
中学校	0.017	0.010	1～29人	0.279	0.253
高校	0.301	0.260	30～299人	0.262	0.272
専門・短大・高専	0.223	0.452	300人以上・官公庁	0.422	0.363
大学・大学院	0.459	0.278	規模不明	0.037	0.112
wave1時現職継続年数	8.059	5.775	有配偶	0.598	0.466
wave1時現職が初職	0.524	0.427	wave1時現職就業継続パターン		
wave1時現職・職種			wave1まで	0.063	0.070
専門・技術	0.233	0.238	wave2まで	0.084	0.103
管理	0.016	0.002	wave3まで	0.116	0.116
事務・販売	0.320	0.537	wave4まで	0.046	0.058
サービス・運輸・保安	0.118	0.111	wave5まで	0.046	0.062
生産現場職	0.302	0.107	wave6まで	0.645	0.591
農業	0.011	0.005			

※平均・比率は観察数をもとに算出している。

※男性、女性のNはそれぞれ4779, 3471。

## 5. 分析方法

以上の変数について、まず各入職経路の被説明変数の値の変化を wave ごとにみることで、基礎的な検討を加える。基礎分析を通じて入職経路による金銭的、非金銭的便益の水準とそれらの軌跡を示した上で、多変量解析手法により仮説の検証をおこなう。基礎分析、多変量解析ともに男女別におこなう。

本研究では成長曲線モデルを用いる。その基本となるモデル式は次の通りとなる。

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}t + e_{it}$$

$$\beta_{0i} = \alpha_0 + u_{0i}$$

$$\beta_{1i} = \alpha_1 + u_{1i}$$

これは、個人  $i$  の時点  $t$  における被説明変数の値に関する、切片 ( $t=0$  のときの被説明変数の値)、一次の時間変数と誤差項からなるモデルである。時間変数の係数は、 $t$  が 1 期、今回の分析では 1 年経過することによる被説明変数の値の変化分 ( $\beta_{1i}$ ) を意味する。さらに、切片および時間変数の係数が個人間で異なることを仮定したモデルであり、全体に共通する係数 ( $\alpha_0$  と  $\alpha_1$ ) と、個人により異なるランダム効果 ( $u_{0i}$  と  $u_{1i}$ ) により構成されている。

モデル中に二次、三次の時間変数を含めることで時間経過と被説明変数のより複雑な非線形関係に迫ることも可能である (Singer and Willett 2003)。しかし、本研究の分析枠組みではそのような関係を事前に想定してはいないため、ひとまず線形の成長率のみを検討することとしたい。

本研究では、以上の基本モデルについて、切片、時間変数の係数が入職経路により異なることをモデル化する。その際、他の時間不変変数が交絡要因となりうるため、次のようにモ

デル式を立てる。  $x_{ki}$  は入職経路変数であり、  $\gamma_{0k}$  は切片、  $\gamma_{1k}$  は時間変数（傾き）に対する入職経路変数  $k$  の効果である。  $\sum_l \lambda_{0l} z_{li}$  と  $\sum_m \lambda_{1m} z_{mi}$  は、切片、傾きのモデルにおける他の共変量である。傾きのモデルについては、現職継続パターンのみが統制変数となっている。

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}t + e_{it}$$

$$\beta_{0i} = \alpha_0 + \sum_k \gamma_{0k} x_{ki} + \sum_l \lambda_{0l} z_{li} + u_{0i}$$

$$\beta_{1i} = \alpha_1 + \sum_k \gamma_{1k} x_{ki} + \sum_m \lambda_{1m} z_{mi} + u_{1i}$$

切片、時間変数の係数に関するモデル式について、各入職経路ダミーの効果は次の通りに解釈される。切片については、 $t=0$  のときの基準カテゴリから、各入職経路の被説明変数の値がどの程度異なるかを意味する。入職経路ダミー変数の係数がプラスである場合、基準カテゴリに比べて金銭的・非金銭的便益の初期水準が高いと解釈できる（失業リスクについては逆）。時間変数の係数については、基準カテゴリに関する係数の値から、各入職経路において係数がどの程度異なるのかを意味する。入職経路ダミー変数の係数がプラスである場合、基準カテゴリと比べて時間経過に伴い金銭的・非金銭的便益の水準が高まっていると解釈できる（切片同様、失業リスクについては逆）。なお、パラメータ推定は最尤法による。

## 6. 基礎分析の結果

まず、分析サンプルについて入職経路と被説明変数の関係を記述的に検討する。初めに金銭的便益の指標である個人収入、次いで非金銭的便益の諸指標について検討を進めてゆく。男性サンプルについては図2、女性サンプルについては図3にその結果が示されている。

### 6.1 金銭的便益の水準とその変化

金銭的便益の水準については、選別的な入職経路の場合高くなり、それ以外の場合は低くなることが予想される。男性については、学校関係、直接応募の水準は他の入職経路よりも高いため、仮説に沿った結果であるといえる。ただし、社会ネットワークのなかでも仕事関係のネットワークによる入職の場合は、直接応募とほぼ同水準であることがわかる。女性については、学校経由の就職については男性と同様であるが、直接応募については他の経路と比べて一貫して高いとはいえない。友人・知人経由や開業・家業継承の水準は低いが、職安・民間機関や仕事関係のネットワーク、家族・親族関係のネットワーク経由での入職の場合、直接応募と同水準以上となっている。以下で言及する非金銭的便益についてもいえることであるが、この集計結果については現職属性の影響が含まれているため、より詳細な結果を得るためには多変量解析による検討が必要であろう。

金銭的便益の水準の変化についてはどうか。本研究の分析枠組みに沿った仮説では、媒介者の存在する入職経路でマッチング効果がより高いため、便益の成長率が高いと予想される。男女共に時間経過による個人収入水準の成長率はプラスである。ただし、グラフを見る限りその傾きは入職経路により異なっている可能性が示唆される。男性については、学校関

係、直接応募、友人・知人、職安・民間機関の傾きに比べ、家族・親族、仕事関係、開業・家業継承の成長率が低い。女性については、時点による揺れが存在するものの、どの入職経路でも成長率は同じように見える。

金銭的便益の水準とその変化に関する基礎分析の結果からは、いずれについても選抜的な入職経路がその後有利に作用していると要約できるだろう。その他の入職経路については一貫した結果とはなっていないため、当初の仮説の正しさについては留保せざるを得ない。

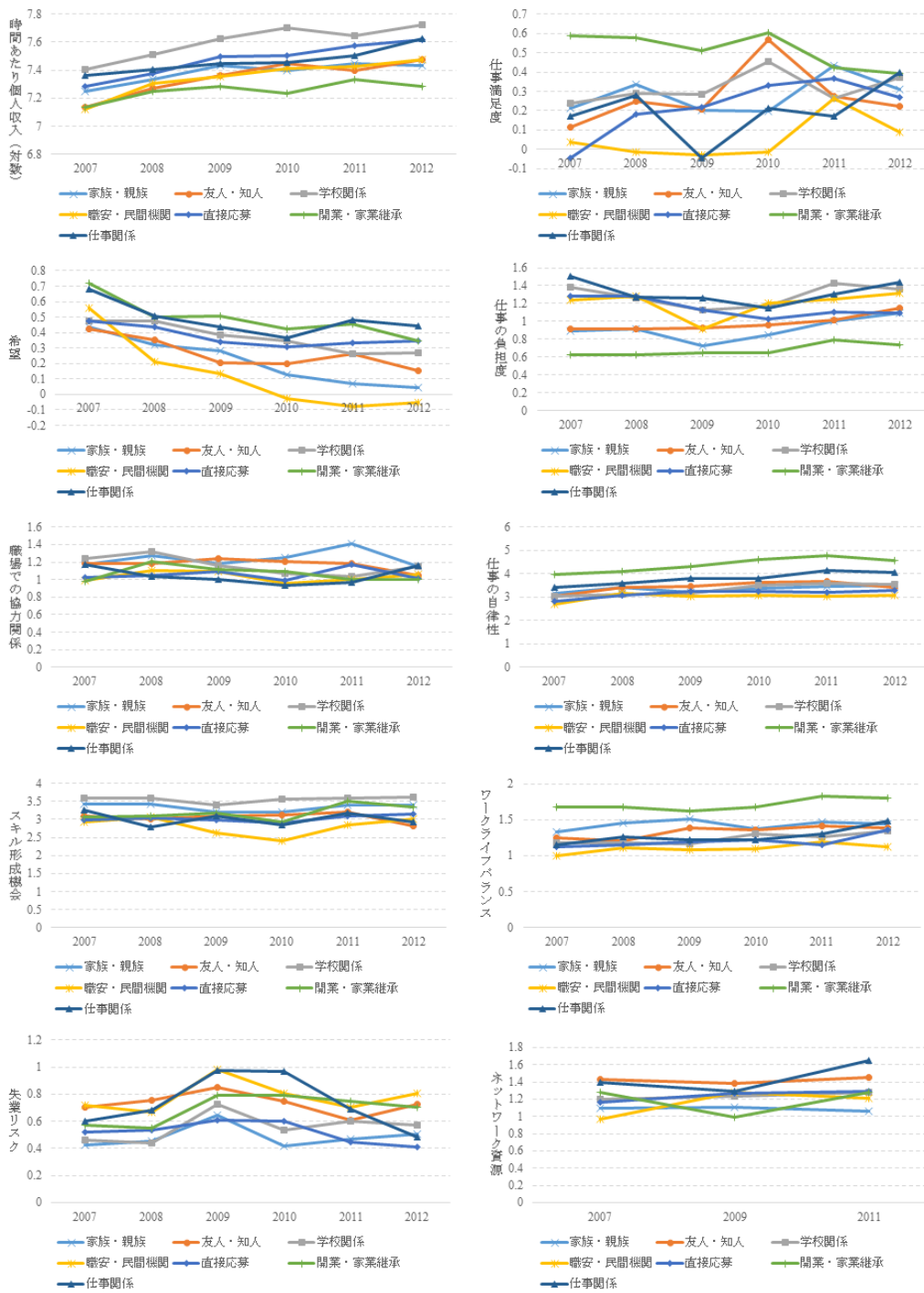


図2 入職経路別にみた金銭的・非金銭的便益の推移（男性）

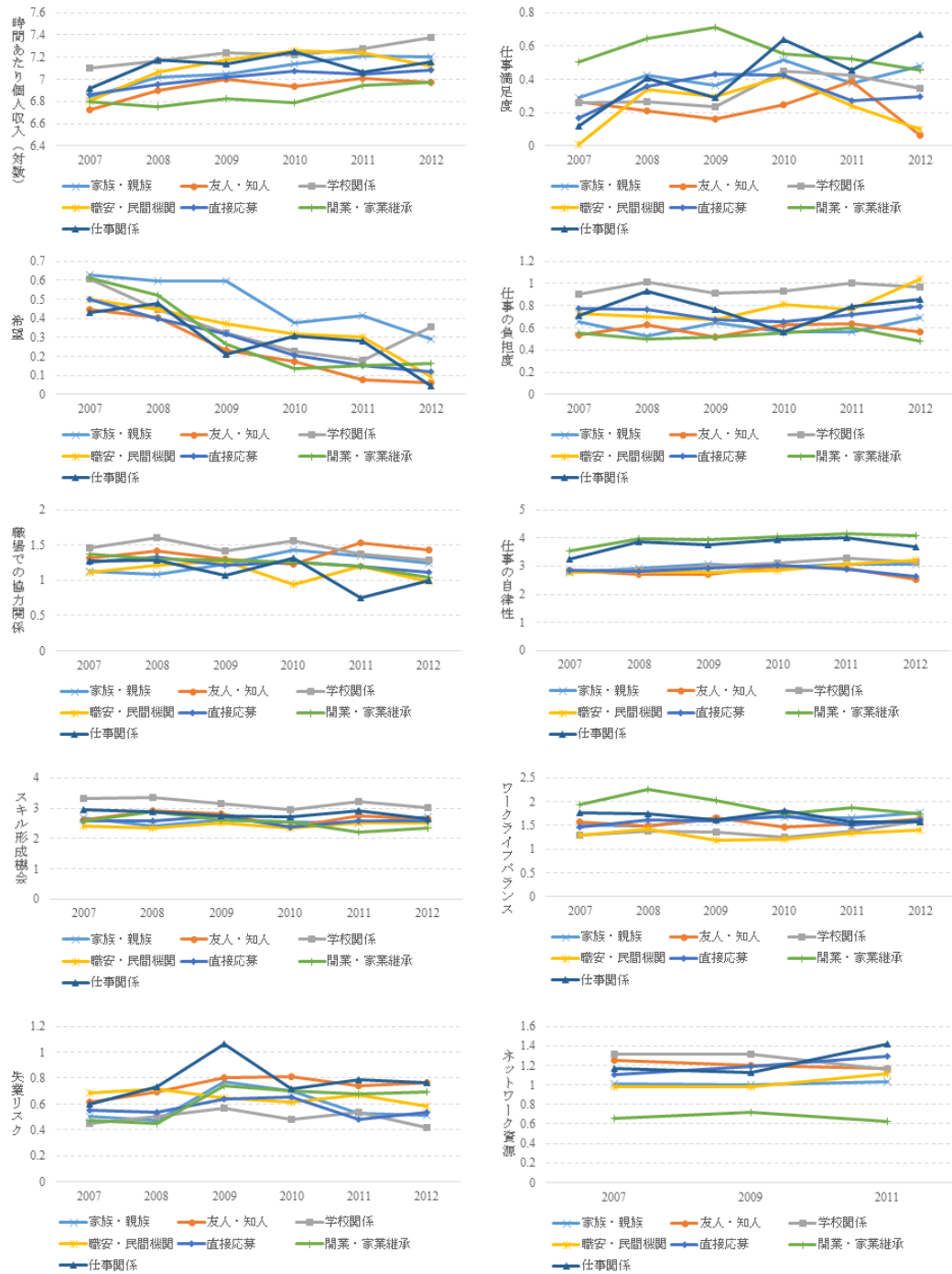


図3 入職経路別にみた金銭的・非金銭的便益の推移（女性）

## 6.2 非金銭的便益の水準とその変化

次に、非金銭的便益の諸指標について検討をおこなう。非金銭的便益の指標のうち、仕事の負担度と失業リスクについては、その水準が低く、成長率が小さいほど望ましいが、それ

以外は水準が高く、成長率の高いことが望ましいと想定される。はじめに男性、次に女性の結果を要約する。

男性について、非金銭的便益の水準がおしなべて高いのは家族・親族ネットワークを通じた入職である。仕事や生活への希望、仕事関係のネットワーク資源を除き、非金銭的便益の変数について相対的に高い水準となっており、時系列的にもほぼ安定している。友人・知人を通じた入職の場合も、満足度、希望、負担度、職場での協力関係、ワークライフバランスについては家族・親族関係と類似している。仕事関係のネットワーク資源については高い水準となっているが、失業リスクが高く、スキル形成機会にも乏しいという認識である。社会ネットワークのなかでも仕事関係による入職は、前者2つの経路とは性質が異なる。希望、自律性、ネットワーク資源の水準は高いが、仕事の負担度が高く、職場の協力関係、スキル形成機会、ワークライフバランスの水準が低い。社会ネットワークに関する入職経路でも、水準の変化は安定的で、局所的に見られる変化は系統だったものではないと考えられる。

学校経由の就職については、仕事満足度、希望、職場での協力関係、スキル形成機会の水準が比較的高く、失業リスク認知の水準が低い。一方、仕事の負担度が高く、仕事の自律性とワークライフバランスの水準は低い。水準の変化については、自律性とワークライフバランスの成長率が高いように見えるが、その変化分は微々たるものであると考えられる。

開業・家業継承の場合、仕事の進め方や時間の使い方に関わる指標について、他の入職経路よりも水準が高く、満足度や希望といった仕事への評価も高い。一方で失業リスク認知の水準も高い。仕事に関する他者との関わりに関連する指標（協力関係、ネットワーク資源）については、その水準が低い。水準の変化については、高水準であった満足度が時間経過に伴い低下しており、仕事の自律性は徐々に高まっている。

職安・民間の紹介機関については、どの指標についても便益の水準が低いという結果である。水準の変化についても、時点によって変動が多少見られるものの、おおむね全体的な成長率と同様であるといえる。

直接応募による入職の非金銭的便益については、分析枠組みに即せばその水準が低いはずであるが、基礎集計の結果はそのような見方に沿ったものではない。仕事満足度の水準は当初低いが高い成長率を示し、希望についても他の入職経路と比べて低下傾向が弱い。仕事の負担度も低下傾向にあり、失業リスクは低水準で推移している。

次に女性サンプルの集計結果についてみてみよう。男性について非金銭的便益水準の高かった家族・親族ネットワークについては、女性の場合でも類似した結果がみられる。仕事満足度の水準は高く、上昇する傾向を見せている。希望、職場での協力関係、ワークライフバランスが比較的高い水準を示し、仕事の負担度、失業リスクの水準は低い。友人・知人関係を通じた入職の場合は男性の結果と類似している。仕事関係による入職は、男性とは異なり仕事満足度を高める結果となっている。自律性とスキル形成機会、ワークライフバランス、ネットワーク資源の水準も比較的高めだが、失業リスク認知水準も高い。

学校経由の就職については、男性とほぼ同様の結果となっている。仕事の負担度、自律性、ワークライフバランスについては便益が低いものの、その他の指標については相対的に高い水準となっており、安定的に推移している。開業・家業継承、職安・民間の紹介機関についても男性とほぼ同じ結果が得られている。最後に直接応募については、失業リスク認知水準の低さとネットワーク資源水準の高さを除けば、男性とは異なり非金銭的便益の水準が低く、水準が高まるような成長もみられない。

基礎的な分析の結果からは、入職経路と金銭的、非金銭的便益の関係を以下の通りにまとめることができる。金銭的便益については、男性については選抜的な入職経路の場合にその水準、成長率が高いものの、女性については学校経由の就職の場合に水準が高いことのみが確認された。非金銭的便益については、男女共に家族・親族ネットワークによって高い水準の仕事を得られるという結果が確認された。友人・知人ネットワークによる入職も家族・親族ネットワークの結果と類似していたが、それ以外の入職経路については経路ごとにまちまちなものとなっている。当初の分析枠組みは、学校経由の就職と家族・親族、友人・知人ネットワークについてあてはまりそうであるが、入職経路の効果であるのか、それとも入職先の属性（職種、従業上の地位、従業者数）によるものなのかなどを検討するためには、多変量解析を通じた詳細な分析が必要となる。

## 7. 成長曲線モデルの推定結果

成長曲線モデルの結果が表5（男性サンプル）、表6（女性サンプル）に示されている。数値は、切片、時間変数の傾きに関する、基準カテゴリである「直接応募」からの各入職経路の偏差を意味する。切片や時間変数の傾きのモデルには入職経路以外の時間不変変数も含まれているため、「切片」と「時間変数（主効果）」の行に記される数値が単純に「直接応募」のものとは言えない点には注意が必要である。ここでは、切片、時間変数の傾きに対する入職経路ダミー変数の効果を中心に検討する。

表5 成長曲線モデルの推定結果（男性）

	時間あたり収入（対数）		仕事満足度		希望		仕事の負担		職場での協力	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
切片	6.992 ***	0.073	-0.370 *	0.160	0.374 **	0.123	0.854 ***	0.135	0.534 ***	0.149
家族・親族	0.047	0.049	0.262 *	0.106	0.069	0.082	-0.334 ***	0.088	0.224 *	0.097
友人・知人	-0.021	0.048	0.187 +	0.102	0.003	0.079	-0.238 **	0.085	0.180 +	0.094
学校関係	0.044	0.045	0.229 *	0.097	0.110	0.075	-0.029	0.081	0.289 **	0.089
職安・民間	-0.005	0.046	0.052	0.100	0.093	0.077	0.010	0.083	0.007	0.092
開業・継承	0.006	0.060	0.620 ***	0.129	0.197 *	0.099	-0.360 **	0.108	0.241 *	0.119
仕事関係	0.121 +	0.063	0.164	0.136	0.177 +	0.105	0.218 +	0.113	0.165	0.125
時間変数（主効果）	0.030 ***	0.007	0.022	0.018	-0.040 **	0.013	-0.047 **	0.015	0.016	0.016
家族・親族	-0.012	0.012	-0.016	0.030	-0.032	0.022	0.091 ***	0.026	0.009	0.028
友人・知人	-0.004	0.012	-0.015	0.030	-0.013	0.023	0.072 **	0.026	-0.003	0.028
学校関係	0.011	0.010	-0.021	0.025	-0.012	0.019	0.044 *	0.022	-0.045 +	0.024
職安・民間	0.002	0.012	-0.044	0.030	-0.084 ***	0.023	0.039	0.026	-0.019	0.028
開業・継承	-0.036 **	0.012	-0.092 **	0.030	-0.037	0.023	0.069 **	0.026	-0.009	0.028
仕事関係	-0.017	0.016	-0.077 +	0.041	-0.031	0.031	0.038	0.035	-0.063 +	0.038
観察数	4417		4741		4753		4728		4728	
個人数	1261		1299		1299		1300		1300	
	仕事の自律性		スキル形成機会		ワークライフバランス		失業リスク		ネットワーク資源	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
切片	3.008 ***	0.218	1.762 ***	0.221	0.847 ***	0.136	0.770 ***	0.107	1.141 ***	0.163
家族・親族	0.207	0.144	0.602 ***	0.144	0.326 ***	0.091	-0.151 *	0.070	-0.027	0.106
友人・知人	0.111	0.139	0.300 *	0.140	0.149 +	0.088	0.059	0.068	0.310 **	0.103
学校関係	-0.006	0.132	0.410 **	0.132	0.104	0.083	0.000	0.064	-0.027	0.098
職安・民間	-0.038	0.136	0.130	0.136	-0.018	0.086	0.063	0.066	-0.123	0.100
開業・継承	0.269	0.175	0.281	0.177	0.425 ***	0.109	-0.188 *	0.085	-0.025	0.132
仕事関係	0.431 *	0.185	0.348 +	0.185	0.058	0.116	0.000	0.090	0.237 +	0.136
時間変数（主効果）	0.058 **	0.022	0.018	0.022	0.037 *	0.015	0.015	0.011	0.011	0.023
家族・親族	0.004	0.037	-0.016	0.038	-0.034	0.025	0.015	0.019	-0.002	0.040
友人・知人	-0.008	0.037	-0.045	0.038	-0.018	0.025	0.002	0.020	-0.019	0.039
学校関係	0.036	0.032	-0.020	0.033	-0.023	0.021	0.013	0.017	-0.001	0.034
職安・民間	-0.036	0.038	-0.048	0.039	-0.016	0.025	0.025	0.020	0.048	0.040
開業・継承	0.031	0.038	0.033	0.039	-0.044 +	0.025	0.039 *	0.020	-0.040	0.040
仕事関係	0.022	0.051	-0.035	0.052	-0.014	0.034	0.015	0.027	0.006	0.054
観察数	4723		4682		4718		4716		2553	
個人数	1299		1288		1299		1298		1283	

\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1

他の独立変数、ランダム効果等については掲載を省略

表6 成長曲線モデルの推定結果（女性）

	時間あたり収入（対数）		仕事満足度		希望		仕事の負担		職場での協力	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
切片	6.782 ***	0.080	-0.089	0.158	0.374 **	0.122	0.563 ***	0.115	0.679 ***	0.154
家族・親族	-0.075	0.064	-0.016	0.123	0.146	0.094	-0.099	0.087	-0.224 +	0.116
友人・知人	-0.017	0.054	-0.017	0.106	-0.047	0.082	-0.108	0.076	0.049	0.100
学校関係	0.044	0.057	0.044	0.112	0.046	0.086	-0.024	0.080	-0.007	0.106
職安・民間	-0.039	0.050	-0.114	0.098	-0.009	0.075	-0.061	0.070	-0.085	0.092
開業・継承	0.035	0.085	0.116	0.159	0.001	0.121	-0.031	0.114	0.246	0.151
仕事関係	0.118	0.072	-0.139	0.144	-0.032	0.111	0.085	0.103	0.070	0.136
時間変数（主効果）	0.019 *	0.008	-0.032	0.020	-0.090 ***	0.015	0.015	0.015	-0.051 **	0.018
家族・親族	0.011	0.017	0.013	0.040	-0.003	0.029	-0.035	0.029	0.078 *	0.035
友人・知人	0.020	0.016	-0.053	0.038	0.005	0.027	0.004	0.028	0.078 *	0.033
学校関係	0.016	0.013	0.019	0.032	0.016	0.023	0.012	0.023	0.011	0.028
職安・民間	0.024 +	0.013	0.034	0.032	0.016	0.023	0.023	0.023	0.046	0.028
開業・継承	-0.007	0.019	-0.042	0.045	-0.010	0.032	-0.003	0.033	-0.007	0.039
仕事関係	-0.009	0.020	0.073	0.047	0.023	0.034	0.000	0.034	0.001	0.041
観察数	3037		3310		3463		3299		3299	
個人数	951		990		992		992		992	
	仕事の自律性		スキル形成機会		ワークライフバランス		失業リスク		ネットワーク資源	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
切片	2.969 ***	0.239	2.969 ***	0.239	1.320 ***	0.152	0.743 ***	0.118	0.867 ***	0.154
家族・親族	-0.202	0.183	-0.058	0.183	0.027	0.117	0.025	0.091	-0.113	0.119
友人・知人	-0.044	0.158	0.035	0.158	-0.042	0.101	0.072	0.079	0.186 +	0.103
学校関係	0.057	0.167	0.157	0.167	0.108	0.106	0.102	0.082	0.052	0.110
職安・民間	-0.186	0.145	-0.141	0.145	-0.206 *	0.093	0.111	0.072	-0.124	0.095
開業・継承	0.221	0.238	0.264	0.238	0.246	0.152	-0.176	0.118	-0.352 *	0.154
仕事関係	0.426 *	0.214	0.427 *	0.213	0.270 *	0.137	0.116	0.107	0.072	0.139
時間変数（主効果）	-0.015	0.025	-0.023	0.028	-0.002	0.016	0.022	0.014	0.035	0.023
家族・親族	0.128 **	0.049	0.055	0.056	0.046	0.032	0.022	0.029	-0.052	0.045
友人・知人	0.025	0.047	0.026	0.053	0.003	0.030	0.026	0.027	-0.027	0.043
学校関係	0.073 +	0.039	-0.003	0.044	0.022	0.025	-0.010	0.023	-0.056	0.037
職安・民間	0.051	0.039	0.036	0.045	0.016	0.025	-0.027	0.023	0.002	0.036
開業・継承	0.079	0.055	-0.033	0.063	-0.048	0.035	0.036	0.032	-0.038	0.052
仕事関係	0.107 +	0.057	-0.002	0.065	-0.032	0.037	0.034	0.033	-0.003	0.053
観察数	3301		3275		3301		3299		1867	
個人数	991		984		991		988		977	

\*\*\* p<0.001, \*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1

他の独立変数、ランダム効果等については掲載を省略



## 7.1 金銭的便益の水準とその成長率

まず、金銭的便益に関する分析結果について検討する。男性サンプルの推定結果をみると、基礎分析では高い水準であった学校関係の入職経路について、成長曲線モデル中ではダミー変数の効果が有意ではなくなっている。wave1 時現職の属性に関する変数をモデルに含めない場合、学校関係ダミー変数の係数は 0.09 で、5%水準で有意である。基礎分析でみられた、学校経由の就職による金銭的便益は、学校経由の就職により高い社会経済的地位の仕事を得られることに由来するものと解釈できる。そのほか、仕事関係については係数が 0.121 となっており、直接応募に比べて平均的な所得水準が 1.13 倍 ( $e(0.121)-1 \doteq 0.13$ ) であるといえるが、統計的有意性については 10%水準では有意だと判断できるにとどまる。

時間変数については、主効果がプラスに有意な値となっており、所得の成長率がプラスであるといえる。ただし、開業・継承についてはダミー変数の係数が -0.04 となっており、主効果と合わせると成長率が相殺される。その他の入職経路ダミー変数についてはいずれも有意ではなく、直接応募の成長率との間に差があるとはいえない。

女性サンプルの推定結果からは、切片についてはいずれの入職経路ダミー変数も有意ではないが、男性同様、現職に関する要因をコントロールする前は学校関係ダミーの係数が 0.175 であり、1%水準で有意である。時間変数の傾きについては、主効果は 5%水準で有意であるが、男性に比べると小さい。入職経路間での差については、職安・民間ダミーの係数値が 0.024 で、10%水準ではあるが成長率を高める傾向を示している。

以上の結果から、入職経路と金銭的便益の関係は、入職先属性によりほぼ説明されると判断できる。特に男性については、選抜性の高い入職経路が高い社会経済的地位と結びつき、高い金銭的便益につながると説明できそうであり、女性については学校経由の就職についてこの説明があてはまると考えられる。なお金銭的便益の水準の変化については入職経路間で差がなく、水準の差はほぼそのまま一様の成長率であるといえるだろう。

## 7.2 非金銭的便益の水準とその成長率

次に、非金銭的便益に関する分析結果について検討する。男性サンプルの分析結果からは、9つの非金銭的便益指標のなかで、家族・親族を介した入職の場合は6つについて、分析枠組みに沿った結果が得られていることがわかる。仕事満足度、職場での協力関係、スキル形成機会、ワークライフバランスについては、直接応募よりもその水準が有意に高いことを示している。成長率については、仕事の負担についてプラスの係数を示しているほかには有意な交互作用効果がなかった。

友人・知人関係は、有意水準を 10%として判断すると、家族・親族同様に非金銭的便益を得られる入職経路であると判断できる。家族・親族と異なり失業リスクについては有意な効果が得られていないが、仕事上のネットワーク資源については直接応募よりも高い水準となっている。スキル形成の機会については基礎分析では直接応募と同水準以下であったが、

これは友人・知人経由の入職先の属性が、平均的にはスキル形成の機会に乏しいものであるからだと考えられる（小規模、非正規雇用など）。成長率については家族・親族同様の結果となっている。

社会ネットワークのなかでも仕事関係のネットワークで入職した場合は、仕事の自律性の水準は直接応募よりも高く（5%水準で有意）、10%の有意水準まで有意性を許容すれば希望、スキル形成機会、ネットワーク資源の水準も高いといえる。仕事の負担度については、今回検討した入職経路のなかでは最も高い水準である（10%水準）。仕事満足度や職場での協力関係の水準は直接応募と比較して有意ではなかったが、その成長率については交互作用効果が10%水準の有意性ではマイナスとなっている。

学校経由の就職は、直接応募と比べて仕事満足度、職場での協力関係、スキル形成機会の水準が有意に高い。成長率については、仕事の負担度についてプラスに有意な交互作用効果がみられるほかは、有意なものはない。

職安・民間の紹介機関については、水準については直接応募と比べて有意に差があるものはない。成長率については、将来の仕事や生活に対する希望に関してマイナスに有意な係数を示しており、他の入職経路に比べてより急激に希望の水準が低下することを意味している。

開業・継承については、仕事満足度、仕事や生活への希望、仕事の負担、職場での協力、ワークライフバランス、失業リスクについて、直接応募と比べて高い非金銭的便益を得ているといえる（仕事の負担と失業リスクについてはその水準が有意に低い）。成長率については、仕事の負担、失業リスクに関してプラスに有意な係数を示しており、ワークライフバランスについても10%の有意水準でマイナスに有意な係数となっている。

女性サンプルの分析結果に移ろう。家族・親族ネットワーク経由での入職については、非金銭的便益の水準については直接応募との間に有意差が認められないが、成長率については職場での協力関係、事後との自律性についてプラスに有意な交互作用効果を示している。仕事関係のネットワーク経由での入職については、仕事の自律性、スキル形成機会、ワークライフバランスの水準について直接応募よりも有意に高いという結果となっている。その他、部分的に10%の有意水準まで許容すれば有意であるという結果も得られているが、総じてみれば直接応募との間に差がないと考えるべきであろう。ここで述べた家族・親族と仕事関係の結果についても、男性に比べれば部分的なものにとどまる。

表7 Wave1 時現職及び各時点での配偶状況と従属変数の関連（男性）

	時間あたり収入（対数）		仕事満足度		希望		仕事の負担		職場での協力	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
最終学歴(ref:高校)										
中学校	-0.093	0.090	0.089	0.194	-0.274 +	0.148	-0.010	0.164	0.060	0.181
短大・専門・高专	0.048	0.034	0.128 +	0.075	-0.030	0.057	0.119 +	0.064	0.066	0.070
大学・大学院	0.155 ***	0.035	0.177 *	0.076	0.108 +	0.058	0.232 ***	0.064	0.046	0.071
職業(ref:事務・販売)										
専門・技術	0.120 ***	0.034	0.136 +	0.074	0.099 +	0.056	0.139 *	0.063	0.034	0.070
管理	0.263 **	0.098	0.375 +	0.218	0.058	0.165	-0.070	0.185	0.619 **	0.204
サービス・保安・運輸	-0.107 *	0.042	0.208 *	0.091	0.055	0.069	-0.213 **	0.077	0.431 ***	0.085
生産現場	0.000	0.033	-0.046	0.073	-0.175 **	0.055	0.035	0.061	0.110	0.068
農業	0.144	0.120	-0.020	0.242	-0.133	0.185	-0.282	0.205	0.320	0.226
雇用形態(ref:正規雇用)										
経営・自営	0.081	0.059	-0.016	0.127	0.149	0.097	-0.127	0.108	-0.190	0.119
非正規雇用	-0.223 ***	0.042	-0.167 +	0.091	-0.012	0.069	-0.201 **	0.077	0.075	0.085
家族従業・内職	-0.470 ***	0.089	-0.100	0.193	-0.031	0.147	-0.491 **	0.163	-0.167	0.180
従業先規模(ref:1~29人)										
30~299人	0.080 *	0.037	-0.068	0.081	-0.059	0.061	0.167 *	0.068	0.063	0.075
300人以上・官公庁	0.304 ***	0.037	0.016	0.080	-0.010	0.061	0.194 **	0.068	0.171 *	0.075
規模不明	0.194 **	0.068	-0.084	0.147	-0.232 *	0.112	0.048	0.124	-0.048	0.137
調査時点有配偶	0.145 ***	0.022	0.160 **	0.050	0.257 ***	0.039	0.018	0.042	-0.026	0.047
観察数	4417		4741		4753		4728		4728	
個人数	1261		1299		1299		1300		1300	
	仕事の自律性		スキル形成機会		ワークライフバランス		失業リスク		ネットワーク資源	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
最終学歴(ref:高校)										
中学校	-0.140	0.264	0.244	0.267	0.040	0.164	0.005	0.129	-0.191	0.200
短大・専門・高专	0.002	0.102	0.242 *	0.104	0.033	0.063	0.018	0.050	-0.117	0.078
大学・大学院	0.089	0.103	0.246 *	0.105	0.071	0.064	-0.047	0.051	-0.074	0.078
職業(ref:事務・販売)										
専門・技術	0.203 *	0.101	0.627 ***	0.103	0.213 **	0.062	0.074	0.050	0.127 +	0.077
管理	0.641 *	0.295	0.477	0.301	0.191	0.183	0.117	0.146	0.282	0.225
サービス・保安・運輸	-0.636 ***	0.123	0.347 **	0.126	-0.109	0.076	0.030	0.061	-0.106	0.094
生産現場	-0.434 ***	0.098	0.326 **	0.101	-0.138 *	0.061	0.096 *	0.049	-0.173 *	0.075
農業	0.129	0.330	0.353	0.341	0.537 **	0.205	0.045	0.162	-0.218	0.249
雇用形態(ref:正規雇用)										
経営・自営	0.933 ***	0.173	0.105	0.176	0.274 *	0.107	0.043	0.085	0.414 **	0.132
非正規雇用	-0.243 +	0.124	-0.159	0.126	0.435 ***	0.077	0.261 ***	0.061	-0.192 *	0.093
家族従業・内職	0.232	0.262	0.042	0.268	0.571 ***	0.162	0.021	0.129	-0.123	0.198
従業先規模(ref:1~29人)										
30~299人	-0.187 +	0.109	0.151	0.111	-0.067	0.068	-0.180 **	0.054	0.203 *	0.083
300人以上・官公庁	-0.371 **	0.109	0.648 ***	0.111	0.155 *	0.068	-0.325 ***	0.054	0.188 *	0.083
規模不明	-0.331 +	0.200	-0.025	0.205	-0.007	0.124	-0.237 *	0.099	-0.014	0.152
調査時点有配偶	0.157 *	0.067	0.064	0.068	0.070	0.042	-0.046	0.034	0.008	0.056
観察数	4723		4682		4718		4716		2553	
個人数	1299		1288		1299		1298		1283	

\*\*\* p < 0.001, \*\* p < 0.01, \* p < 0.05, + p < 0.1

他の独立変数、ランダム効果等については掲載を省略

### 7.3 Wave1 時現職及び各時点での配偶状況と従属変数の関連

本稿で用いた成長曲線モデルでは、Wave1 時現職について、また各調査時点での配偶状況を共変量として用いている。表7、表8では男性、女性サンプルについての結果がそれぞれ示されており、最終学歴、職業、雇用形態、従業先規模はWave1 時点の従属変数の水準に、各調査時点での配偶状態は各時点の従属変数の水準に影響する変数として解釈できる。

男性サンプルに関する分析結果では、高い学歴で金銭的便益の水準が高い。また、仕事満足度、仕事や生活に対する希望、スキル形成機会の水準も、高学歴ほど高いという結果となっている。職業との関連では、マニュアル職業に比べてノンマニュアル職で金銭的、非金銭的便益の水準が高く、専門・技術職でほぼ一貫した結果となっている。雇用形態に

表 8 Wave1 時現職及び各時点での配偶状況と従属変数の関連（女性）

	時間あたり収入（対数）		仕事満足度		希望		仕事の負担		職場での協力	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
最終学歴 (ref:高校)										
中学校	-0.201	0.181	0.053	0.341	0.300	0.255	0.265	0.251	-0.170	0.339
短大・専門・高专	0.063	0.038	0.014	0.074	0.061	0.057	0.074	0.054	0.073	0.073
大学・大学院	0.222 ***	0.045	0.022	0.087	0.083	0.067	0.180 **	0.064	-0.186 *	0.086
職業 (ref:事務・販売)										
専門・技術	0.109 **	0.038	0.107	0.075	0.129 *	0.057	0.243 ***	0.055	0.344 ***	0.074
管理	0.554	0.393	0.525	0.792	0.368	0.616	0.022	0.586	-0.677	0.800
サービス・保安・運輸	-0.039	0.048	0.094	0.093	0.010	0.072	0.067	0.068	0.270 **	0.092
生産現場	-0.157 **	0.051	-0.096	0.100	-0.054	0.077	0.153 *	0.073	0.142	0.099
農業	-0.184	0.245	-0.239	0.405	-0.182	0.314	-0.093	0.302	0.361	0.407
雇用形態 (ref:正規雇用)										
経営・自営	0.201	0.126	0.493 *	0.239	0.080	0.183	-0.069	0.175	-0.265	0.235
非正規雇用	-0.285 ***	0.038	0.107	0.074	-0.123 *	0.057	-0.316 ***	0.054	0.122 +	0.073
家族従業・内職	-0.516 ***	0.104	-0.009	0.191	-0.065	0.146	-0.224	0.139	-0.273	0.188
従業先規模 (ref:1~29人)										
30~299人	0.103 *	0.042	-0.338 ***	0.082	-0.140 *	0.063	0.273 ***	0.059	-0.035	0.080
300人以上・官公庁	0.276 ***	0.041	-0.265 **	0.081	-0.140 *	0.063	0.317 ***	0.059	0.089	0.080
規模不明	0.082	0.055	-0.220 *	0.106	-0.177 *	0.081	0.211 **	0.077	-0.052	0.104
調査時点有配偶	-0.059 *	0.027	0.323 ***	0.056	0.263 ***	0.043	-0.168 ***	0.042	0.027	0.054
観察数	3037		3310		3463		3299		3299	
個人数	951		990		992		992		992	
	仕事の自律性		スキル形成機会		ワークライフバランス		失業リスク		ネットワーク資源	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
最終学歴 (ref:高校)										
中学校	0.618	0.552	0.356	0.570	-0.129	0.351	0.566 *	0.266	0.020	0.329
短大・専門・高专	-0.257 *	0.114	-0.020	0.115	-0.103	0.072	0.072	0.055	0.056	0.074
大学・大学院	0.027	0.133	-0.157	0.135	-0.053	0.085	0.135 *	0.065	0.001	0.087
職業 (ref:事務・販売)										
専門・技術	-0.268 *	0.114	1.171 ***	0.116	-0.031	0.073	-0.073	0.056	0.266 ***	0.074
管理	-1.030	1.225	0.832	1.259	-0.975	0.780	0.316	0.584	-0.321	0.856
サービス・保安・運輸	-0.492 **	0.142	0.732 ***	0.144	-0.078	0.091	-0.023	0.070	0.269 **	0.092
生産現場	-0.534 ***	0.153	-0.215	0.155	-0.053	0.098	-0.061	0.075	-0.061	0.099
農業	-1.272 *	0.619	-0.875	0.626	-0.318	0.395	0.044	0.300	-0.057	0.418
雇用形態 (ref:正規雇用)										
経営・自営	1.462 ***	0.364	0.364	0.376	0.769 **	0.232	0.557 **	0.178	0.512 *	0.235
非正規雇用	0.042	0.113	-0.401 ***	0.114	0.385 ***	0.072	0.133 *	0.055	-0.075	0.074
家族従業・内職	0.757 *	0.294	-0.265	0.297	0.647 **	0.187	0.071	0.143	-0.258	0.188
従業先規模 (ref:1~29人)										
30~299人	-0.100	0.124	0.220 +	0.126	-0.124	0.079	0.023	0.061	0.233 **	0.081
300人以上・官公庁	-0.224 +	0.124	0.730 ***	0.126	0.022	0.079	-0.026	0.061	0.263 **	0.080
規模不明	-0.192	0.161	0.396 *	0.164	0.060	0.103	-0.104	0.079	0.254 *	0.104
調査時点有配偶	0.045	0.081	0.101	0.084	0.402 ***	0.052	-0.119 **	0.042	-0.176 **	0.060
観察数	3301		3275		3301		3299		1867	
個人数	991		984		991		988		977	

\*\*\* p < 0.001, \*\* p < 0.01, \* p < 0.05, + p < 0.1

他の独立変数、ランダム効果等については掲載を省略

については、非正規雇用の金銭的、非金銭的便益の水準が正規雇用に比べて低い。従業先規模については、仕事の負担と仕事の自律性を除き、収入、職場での協力関係、スキル形成機会、ワークライフバランス、失業リスク、およびネットワーク資源の水準に関して、規模が大きいほど高い傾向にあるといえる（失業リスクについては低い傾向）。また、配偶者のいる状態は、金銭的、非金銭的便益の水準とポジティブに関連している。以上の傾向について、仕事の負担についてはすべて逆向きの結果となっている。

女性サンプルに関する分析結果に移ろう。最終学歴は収入の高さと関連しているが、非金銭的便益の水準との関連は男性のそれと異なる。統計的に有意な効果が少なく、大卒以上ダミーと有意に関連しているのは仕事の負担の高さ、職場での協力度合いの低さ、失業リスクの高さである。男性に比べて非金銭的便益に対する学歴の効用が小さいのは、高い

学歴を取得した女性が **under qualified** な仕事を不得してしまっているからかもしれない。先行研究では、女性は就労中断により再就職時に学歴に見合う条件の職業につきにくくなることを明らかにしているものがある（真鍋 1997）。この知見は学歴と職業的地位の関連についてのものであるが、職場環境を含めた就業条件に議論を敷衍することも可能であろう。

職業と雇用形態については男性とほぼ同様の結果が得られており、専門・技術職とサービス・保安・運輸職で非金銭的便益の水準が高い。女性についてはサービス・保安・運輸職のほとんどがサービス職で構成されており、専門・技術職についても看護師、保健医療従事者、保育士で内訳の半数程度を占める。対人ケア・サービスを中心とする仕事に女性が集中しやすいという性別職域分離は男性との賃金格差の主要因となる一方で（高松 2012; 橋本・佐藤 2014）、同性中心で構成されるがゆえの働きやすさもあるのかもしれない。従業先規模については収入、スキル形成機会、ネットワーク資源については規模が大きいほど水準も高いが、仕事満足度、仕事の負担、仕事の自律性についてはその水準が低い（負担については高い）結果となっている。最後に有配偶ダミーの効果は収入でマイナスであるが、ネットワーク資源を除けば多くの従属変数でプラスの関連を示している。夫の一定の稼得能力を前提とした解釈を要するが、有配偶女性については時間、労力の面で可能な範囲で満足いく仕事・職場を得ることができている傾向にあるものと思われる。

## 8. まとめ

### 8.1 分析結果のまとめ

分析結果からは、入職経路は非金銭的便益と関連し、金銭的便益と入職経路の関連は仕事の属性によりほぼ説明されることが明らかになった。また、入職経路のなかでも社会ネットワークは非金銭的便益の水準を高めることに寄与している。社会ネットワーク以外でも、男性については新規開業・家業継承という経路も高い非金銭的便益を得ることにつながっているほか、学校経由の就職でも比較的良好な環境の仕事を得ることと関連している。

学校経由の就職の場合、先行研究が示すとおり高い社会経済的地位を占める仕事を得やすい。また、直接応募の場合も規模の大きな従業先に就業しやすく、他の入職経路と比較した場合の金銭的便益上の有利が生じている。したがって、入職経路の直接効果ではないものの、選抜性の高い入職経路が労働市場のなかでも有利なポジションにつながっており、そのことが金銭的便益と関連していると考えられる。

以上から、当初の分析枠組みのうち入職経路の選抜性が労働市場のアウトカムの種類と関連しているという仮説に対して、本研究の分析結果は整合的であるといえるだろう。ただし、非金銭的便益の水準を高めることに寄与しているのは社会ネットワーク、学校関係と新規開業・家業継承であった。これらの入職経路については、求職・入職に関わる主体間での相互行為（相談、情報提供、援助など）が他の経路に比べて活発であることが背景として考えられる。

一方、マッチングの度合いへの寄与、つまり本研究の分析における金銭的・非金銭的便益の成長率に関する仮説に対して、分析結果は妥当しなかった。局所的には成長率について入職経路間で差がみられたものの、便益の水準差に比べれば曖昧なものである。したがって、入職経路の影響は入職時でほぼ完結すると考えられる。このことはすなわち、入職経路に着目した分析はクロスセクションデータの分析でも構わないことを示唆するが、そのような示唆を得るためにはパネルデータによる検証が必要である。

また、入職経路についてみられた効果は主に男性についてであり、女性については入職経路の直接効果がほぼ認められなかった。この点について他の共変量の影響を検討した結果、仕事に関する属性が金銭的、非金銭的便益の水準と関連していた。とりわけ、女性が職を得やすい領域で仕事を得ることと非金銭的便益の水準にポジティブな関連がある結果が示されていたと言えるだろう。性別職域分離と就業環境の変化の関係は本稿の目的からは外れるが、さらに検討されるべきテーマの一つであろう。

## 8.2 本研究のインプリケーション

本研究の分析から得られる二つのインプリケーションを、一応の結論として締めくくりたい。一つは、入職経路に着目する場合にはその経路の選抜性と入職経路に関わる主体間の相互行為の密度が重要だという点である。地位達成が分析対象となる場合には、入職経路の選抜性に着目した仮説が有効となるが、そのように選抜的な入職経路によって仕事を見つけられるような個人であることが重要であって、入職経路の効果が擬似的であるという批判は十分に考えられる。この点については、十分な背景変数を用いた因果推論へのアプローチを通じて検討を進めることが必要であろう。一方、よりソフトな労働市場アウトカムを対象とする場合には、求職活動および入職時に関係する主体間でどのようなやり取りがあったのかを踏まえた枠組みで、分析を進めるべきである。ただし、この場合にも限界が存在する。入職経路のみではその解釈が幾重もの前提・仮定に依存するものとなってしまう、本研究の分析もその問題に対処できてはいない。可能ならば就職・転職過程の状況を把握できる情報を利用すべきであり、そうでない場合には入職経路の解釈の元となる前提・仮定について、先行研究やその他資料等を踏まえた慎重な議論が必要となるだろう。

なお、本研究では入職経路をできるだけ総合的に俯瞰する枠組みにもとづき検討を進めたため、社会ネットワーク論でしばしば論点となる紐帯の特性によるアウトカムの違いについては当初の分析枠組みで考慮しなかった。入職経路のカテゴリ間での比較と、カテゴリ内での詳細な比較は別の問題と考えられるためであり、本研究は前者を課題としている。

社会ネットワークというカテゴリ内では、友人・知人に比べ家族・親族の方がより高い非金銭的便益をもたらしていることが明らかとなった。先行研究では慣習的に家族・親族を「強い紐帯」、友人・知人を「弱い紐帯」と分類することもあるが、入職経路のみから「弱い紐帯」か「強い紐帯」かを議論するには情報が不足している。紐帯の種類とその強さ（イ

インタラクションの強さ)の対応はそれ自体が実証的問題であるため、本研究では入職時における紐帯の強さについては結論を保留としたい。

もう一つのインプリケーションは、本研究の知見の実質的な面についてである。非選抜的な入職経路は地位達成には結びつかないが、働く上でやはり重要な多種多様な便益をもたらしている。貧困状態に陥る場合には事情が異なるものの、そうでなければ働くことにより享受できることがらが社会経済的地位による便益に限定される必然性はない。

非金銭的便益の強調は、ともすれば今日社会問題として再燃している経済的格差・不平等の問題を隠蔽しかねないため、議論の仕方には注意が必要である。その点に留意しつつ非選抜的な入職経路の存在意義を挙げるとすれば、金銭的便益と非金銭的便益の対応関係にバッファを生じさせていることではないだろうか。一方に多少の不満があっても、他方の存在により就業継続意思に埋め合わせが生じているならば、個人の視点では離職が抑制されることとなり、労働市場全体では流動性の低い状態が実現する。あるいは、金銭的便益と非金銭的便益の相互埋め合わせにより労働市場内部で「勝ち組」と「負け組」のような構図が生じにくくなる。これらの点を一言で表現すれば労働市場が安定的な構造であるということになる。その意味するところには功罪両面があると思われるが、日本の労働市場の強みとして語られる一面であったことは事実である<sup>8)</sup>。

逆に、金銭的・非金銭的便益の享受が一貫する社会状況のもとでの、労働市場内部における分断状況や人々の間での不平等感の高さは想像に難くない。そのような構図で様々な論議・言説が生み出されている現実の例が、今日の種々の「非正規雇用問題」であろう。従業上の地位による労働市場アウトカムの一貫性がどのようになっているのかは別の研究課題となるが、非選抜的な入職経路を利用する層が労働市場において相対的に不利な層であることをふまれば、本研究の分析結果は非選抜的な入職経路が労働市場アウトカムの非一貫性を生じさせているとも考えられるのである。入職経路と金銭的・非金銭的便益の関連というミクロレベルの研究から、労働市場アウトカムの非一貫性というマクロレベルの研究へと進展させ、労働市場における「成功」のあり方を捉え直してゆくことが、本研究の今後の展開可能性の一つであるといえるだろう。

#### [注]

- 1) 質問文は「ここに仕事について、ふだん話題になることがあります。あなたは、どれに1番関心がありますか？」である。本文中のグラフは、同調査のウェブサイトで公開されている集計結果より筆者が作成した (<http://www.ism.ac.jp/~taka/kokuminsei/index.html>)。
- 2) 総務省が行っている「就業構造基本調査」では、転職有業者に対して前職の離職理由が尋ねられている。そこでは「収入が少なかったため」という理由が上位に入っている。
- 3) これまでの先行研究の知見については、Granovetter (1983), Marsden and Gorman (2001), DiMaggio and Garip (2012), McDonald et al. (2013) らが系統的なレビューをおこなって

いる。

- 4) 以上のレビューは入職経路としての社会ネットワークと地位達成の関連についてであり、就職、転職活動の過程で社会ネットワークが情報収集に寄与しているとも報告されている（渡辺 1991）。
- 5) 家業継承の場合には業主（多くの場合は親）が媒介者であると考えられなくもないが、その場合は直接応募と形式的には同じだともいえる。新規開業の場合、あえて労働需給の枠組みで考えれば求職者と雇用者が同一だといえる。そのため、ここでは媒介者なしに分類することを一応の判断とした。
- 6) 若年・壮年パネル調査は、2006年12月時点で日本全国に居住する20～40歳の男女（若年パネルでは20～34歳、壮年パネルでは35～40歳）を対象として実施された。サンプルは層化二段無作為抽出により得られ、調査方法は郵送配票と訪問回収による。wave1時の有効回収率は若年パネル調査で34.5%（有効回収票数3367）、壮年パネル調査で40.4%（有効回収票数1433）であり、彼らについて毎年調査が継続されている。wave6時点でのアタック数に対する有効回収率は若年パネル調査で79%（有効回収票数2121）、壮年パネル調査で88%（有効回収票数1058）である。なお、2011年（wave5）には脱落を考慮した対象者の追加が行われたが、本研究ではwave1で尋ねられている現職入職経路を説明変数として使用するため、追加サンプルは分析に含めていない。
- 7) 「その他」および複数回答のケース数が少数であるため、分析から除外することとした。「学校経由」については「卒業した学校の先輩の紹介」を含めているが、これはOB・OGネットワークがときに「準制度的」に機能する場面があるとの先行研究の議論にもとづく（荻谷ほか1993）。職業安定所と民間の紹介機関については本来別々に取り扱うことが望ましいが、後者の個人数が少ないため（男性で47名、女性で19名）、今回の分析では一つのカテゴリにまとめた。
- 8) 社会学における関連した研究は、地位の非一貫性に関するものであろう（今田・原1979）。

#### [謝辞]

本研究の二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「東大社研・若年パネル調査（JLPS-Y）wave1-6, 2007-2012」および「東大社研・壮年パネル調査（JLPS-M）wave1-6, 2007-2012」（東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト）の個票データの提供を受けました。記して感謝の意を表します。

#### [参考文献]

DiMaggio, Paul and Filiz Garip, "Network Effects and Social Inequality," *Annual Review of Sociology*, 38: 93-118.

蔡在錫・守島基博, 2002, 「転職理由と経路, 転職結果」『日本労働研究雑誌』506: 38-49.



- Franzen, A. and D. Hangartner, 2006, "Social Networks and Labour Market Outcomes: The Non-Monetary Benefits of Social Capital," *European Sociological Review*, 22 (4): 353-68.
- Granovetter, Mark, 1973, "The Strength of Weak Ties," *American Journal of Sociology*, 78(6): 1360-80.
- , 1974[1995], *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*, Chicago: University of Chicago Press (=1998, 渡辺深訳『転職—ネットワークとキャリアの研究』ミネルヴァ書房) .
- , 1983, "The Strength of Weak Ties: A Network Theory Revisited," *Sociological Theory*, 1: 201-33.
- , 1985, "Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness," *American Journal of Sociology*, 91(3): 481-510.
- 橋本由紀・佐藤香織, 2014, 「性別職域分離と女性の賃金・昇進」RIETI ディスカッションペーパーシリーズ 14-J-036.
- 本田由紀, 2005, 『若者と仕事—「学校経由の就職」を超えて』東京大学出版会.
- 今田高俊・原純輔, 1979, 「社会的地位の一貫性と非一貫性」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会, 161-197.
- 石田浩, 2005, 「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』76: 41-57.
- 石田賢示, 2011, 「若年労働市場における社会ネットワークと制度的連結の影響—社会ネットワークによるスクリーニング機能」『社会学年報』40: 63-73.
- 石田光規, 2009, 「転職におけるネットワークの効果—地位達成とセーフティネット」『社会学評論』60(2): 279-96.
- 石田光規・小林盾, 2011, 「就職におけるネットワークの役割」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2—階層と移動の構造』東京大学出版会, 239-52.
- Jencks, Christopher, Lauri Perman and Lee Rainwater, 1988, "What Is a Good Job?: A New Measure of Labor-Market Success," *American Journal of Sociology*, 93(6): 1322-57.
- 鄭賢淑, 2002, 『日本の自営業層—階層的独自性の形成と変容』東京大学出版会.
- 苅谷剛彦, 1991, 『学校・職業・選抜の社会学—高卒就職の日本的メカニズム』東京大学出版会.
- , 1998, 「学校から職業への移行過程の分析—初職入職経路と職業的キャリアー」苅谷剛彦編『1995年SSM調査シリーズ11 教育と職業—構造と意識の分析』1995年SSM調査研究会, 25-55.
- 苅谷剛彦・菅山真次・石田浩編, 2000, 『学校・職安と労働市場—戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会.
- 児玉俊洋・樋口美雄・阿部正浩・松浦寿幸・砂田充, 2004, 「入職経路が転職成果にもたらす効果」RIETI ディスカッションペーパーシリーズ 04-J-035.

- 真鍋倫子, 1997, 「女性の職業達成と教育達成」『教育社会学研究』60: 83-98.
- Marsden, Peter V., and Elizabeth H. Gorman, 2001, "Social Networks, Job Changes, and Recruitment," Iver Berg & Arne L. Kalleberg eds, *Sourcebook of Labor Markets: Evolving Structures and Processes*, New York: Plenum Publishers, 467-502.
- McDonald, Steve, S. Michael Gaddis, Lindsey B. Trimble and Lindsay Hamm, 2013, "Frontiers of Sociological Research on Networks, Work, and Inequality," *Research in the Sociology of Work*, 24: 1-41.
- 森山智彦, 2009, 『転職経路が機会の不平等性・所得格差に与える影響』財団法人全国勤労者福祉・共済振興会(公募研究シリーズ⑦).
- 仲修平・前田豊・石田淳, 2013, 「階層意識としての勝ち組・負け組—準抛集団に関するインターネット調査結果の分析(2)」『大阪経大論集』64(3): 139-57.
- 大島真夫, 2012, 『大学就職部にできること』勁草書房.
- Rosi, Peter H. and Michael D. Ornstein, 1973, "The Impact of Labor Market Entry Factors: Illustrations from the Hopkins Social Accounts Project," Walter Müller and Karl Ulrich Mayer eds, *Social Stratification and Career Mobility*, Paris: Mouton, 269-311.
- 佐野晋平・大竹文雄, 2007, 「労働と幸福度」『日本労働研究雑誌』558: 4-18.
- 佐藤嘉倫, 1998, 「地位達成過程と社会構造—制度的連結理論の批判的再検討」『日本労働研究雑誌』457: 27-40.
- Singer, Judith D., and John B. Willett, 2003, *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*, New York: Oxford University Press.
- 高松里江, 2012, 「性別職域分離が賃金に与える影響とそのメカニズムに関する実証研究—技能に注目して」『フォーラム現代社会学』11: 54-65.
- 筒井美紀, 2005, 「高卒就職の認識社会学—「質の内実」が「伝わる」ことの難しさ」『日本労働研究雑誌』542: 18-28.
- 渡邊勉, 1998, 「戦後日本の入職経路の分析」佐藤嘉倫編『1995年SSM調査シリーズ3 社会移動とキャリア分析』1995年SSM調査研究会, 1-29.

# 役職上昇者の選抜メカニズムの精緻化

## ——自己評定による「コミュニケーション能力」に注目して——

西澤和也

(東京大学大学院)

役職の上昇は何が決定するのだろうか。本稿は「コミュニケーション能力」に注目し、企業内移動における役職上昇移動者の決定メカニズムの精緻化を目的とする。従来、学歴や勤続年数によって役職上昇者の選抜が行われることは多くの研究で指摘されてきた。しかし、当然学歴の高い者や長期にわたり勤続した者が全員役職に就くわけではない。本稿では役職者選抜において、今まで指摘されてきた他の変数の影響に加え、管理的業務に必要なコミュニケーション能力が影響を持つことを指摘する。加えて、こうしたコミュニケーション能力の影響が、専門職、事務職およびブルーカラーからの昇進において特に重要になることを明らかにする。

### 1. 問題の所在

#### 1.1 なぜ役職の上昇を見るのか

地位達成の過程は階層論において非常な重要なテーマとして位置付けられてきた (Blau and Duncan 1967; 富永 1979)。その中でキャリア (職歴) の研究は、初職へ入職後の職業移動に注目し、世代内移動研究としてその分野を確立させてきた。日本において、自営への移動と管理職への移動は主要なキャリアのルートであるとされ (原・盛山 1999)、この職業移動のパターンの中で地位を獲得していくのである。

ところが、こうしたキャリアのパターンは時代によって異なる (渡辺・佐藤 1999)。主なキャリア移動の方向性は残っているにしても、近年は自営層が縮小し (総務省 2015)、ますます管理職への移動は主要な地位達成のパターンとなりつつある。よって管理職へ至る過程の分析が必要とされる。

管理職と類似した概念として役職がある。階層論における管理職は役職や企業規模などが複合的に考慮された職業分類である。一方、役職は企業内におけるヒエラルキーを直接的に表す指標である。役職を上昇させることは賃金の決定や仕事の自立性決定の上で非常に重要であることが指摘されており (鹿又 2001)、地位達成上管理職になること同様に役職に就くことも重要であることは疑い得ない。役職に注目して分析することで、非管理職から管理職へという離散的な移行ではなく、連続的な地位上昇過程を描くことが可能となる。以上より、本稿においては役職の地位上昇過程に注目する。

#### 1.2 なぜ役職上昇者決定メカニズムへ注目するのか

役職の上昇については、大企業における人事データを用いた昇進過程の研究が蓄積され

てきた。企業全体にとって役職の配分がいかなる影響を持つのかといった問いが検討され、トーナメント型での役職上昇の過程や (Rosenbaum 1979; 竹内 1995)、一定のポストを企業内での移動により埋めていく空席連鎖モデルが提示される (Sørensen 1977)。

ピラミッド構造を持つ企業において、特に上位の役職においては選抜が厳しく行われる。この選抜はどのように行われるのだろうか。学歴の高さや勤続年数の長さが役職上昇において重要であることが指摘されてきた。一方で、昇進における銘柄校の効果は下位の役職への昇進においてのみ影響し (Ishida et al. 1997)、学歴は早期に昇進して役職として資本を転換しなければその効果を失うと言われるように (竹内 1995)、学歴による選抜は限定的である。学歴と勤続年数という基本的なモデルに加え、役職上昇者の決定がどのように行われるのかそのメカニズムの精緻化が必要とされる。

## 2. 先行研究

### 2.1 役職上昇者決定に関する理論

企業側からして役職上昇には2つの側面がある。まず1つ目はインセンティブとしての機能である。役職の獲得は賃金同様の地位であり、地位の上昇は労働意欲を増すためのインセンティブとなる。よって、業績を上げた者とそうでない者で報酬の差をつける。2つ目は管理的な業務への適切な者の割り当てである。日本において管理的な業務は主に内部労働市場から補填される (小池 2005)。企業特殊な状況を十分に把握した上で、管理的な業務へと移行する。

選抜の過程は大きく2つの理論によって説明される。1つ目は人的資本理論 (Becker 1964)、2つ目はシグナリング理論 (Spence 1973) である。人的資本理論においては一定の水準へと能力が達成した場合、その能力に応じて報酬が与えられる。すなわち、企業への勤続により人的資本を高めた結果として役職を上昇させることになる。しかし、労働者の働きぶりを雇用者側が把握することはしばしば困難である。こうした情報の不完全性 (Lazier 1998) を代理的な指標によって補おうとするのがシグナリング理論である。例えば学歴を能力の代理指標と考える。

役職上昇をインセンティブとして捉えた場合、人的資本は生産性であり過去の業績と対応する。この業績の把握が困難である場合、学歴などの代理指標を用いることになる。一方、管理業務最適者の割り当てと捉えた場合、人的資本は管理能力となるだろう。しかし、日本において管理的なスキルは管理職になってから蓄積されるとされる。そのため、管理的業務に適している者を学歴などの代理指標で判断することになる。

### 2.2 役職上昇者決定の実証研究：実証データでも学歴や年齢の重要性

実証的には年齢や学歴、父階層が管理職への移行へ影響するとされてきた (石田 2008)。また、学歴の影響は役職上昇の序盤のみに影響しより上位の役職では直接的に銘柄校は影

響しないとされる (Ishida, Spilarman and Su 1997). 一方, 学歴別で昇進の形態が異なるという指摘もある (今田・平田 1995). 今田・平田によれば, 大卒者はキャリアの序盤では年功序列でその後選抜が行われるのに対し, 高卒者では下位の地位において既に選抜が行われている. よって, キャリアの前半において, 大卒者は年功序列的, 高卒者はなんらかの選抜が起き, その後はいずれの学歴においても選抜が起きる. 結果としてキャリアの前半では高卒者と大卒者の昇進機会に差異が出る.

### 2.3 なぜコミュニケーション能力に注目するのか :

近年, 非認知能力 (Farkas 2003), 性格の重要性 (Jackson 2006), 政治的能力の重要性 (Ferris et al. 2005), ポスト近代型能力 (本田 2005), ソーシャルスキル (菊池 1988; 塩谷 2014) といったソフトな能力が地位達成に与える影響について指摘され始めている. 仕事の内容よりも上司との関係性が重要であるという結果もあり (Restubog 2011), 査定を経て役職を上昇させるのであればこの関係性を向上せしむ要因は重要となる.

「コミュニケーション能力」を「対人関係を円滑にするための技能. 相手から肯定的な反応をもらい, 否定的な反応を避けるための技能.」(菊池 1988) と定義する. これに基づいて, 先ほどの人的資本とシグナリング理論に位置づけて 2 つの仮説を提示する.

1 つ目はコミュニケーション能力が管理的スキルであるという仮説である. 役職に就き, より管理的な業務を行う以前のコミュニケーション能力の高さで以って, 役職上昇のための選抜が行われているのではないか. 2 つ目の仮説は, コミュニケーション能力による評価上昇仮説である. 業績が曖昧で労働者の働きぶりを把握しにくい場面において, コミュニケーション能力が労働者の評価をあげているのではないか.

### 2.4 検討課題と手法

以上から, 「役職上昇者の決定においてコミュニケーション能力は重要か」について実証的なデータから検討する. ただし, 「コミュニケーション能力」は概念として幾分曖昧であり, 研究によって定義が異なることに加え, その特徴も十分に明らかになっていない. そこで, 本稿ではまず「コミュニケーション能力」の特徴について検討する. その上で, 「役職上昇者の決定においてコミュニケーション能力は重要か」について分析を行う.

## 3. データと変数

### 3.1 データ

データには『働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査』(以下, JLPS と表記) の wave1-wave6 を用いる. パネルデータを用いることは今回用いる変数上 2 つの利点がある. 1 つ目は, 職業の変化を捉えることができる点. 2 つ目は, コミュニケーション能力という捉えづらい概念を自己評価の形ではあれ動的に捉えることができる点である.

データの構造はパーソンイヤーデータに変換した。パーソンイヤーデータにおいて、各行はある年におけるある ID の状況を指す。例えば、図 1 の C さんの場合、wave1 から wave5 までの 5 つのスペル（観測時点）を持っているため、5 行×用いる変数分のデータセットとなる。

パーソンイヤーデータにおいて課長以上の役職へ上昇する（イベントが発生する）か、役職変数に欠損が起きた段階で以降はセンサーとした。独立変数に関していずれかの変数が欠損した場合、企業規模が 30 人未満になった場合にはそれ以降のスペルを除いた。t-1 時点で農業職、管理職に就いていた者も除いた。

サンプルについて、wave1 時点で役職についていないものに限定する。昇進へのリスク暴露を考えると t-1 時点において非正規雇用であり t 時点で昇進するとは考えづらいので t-1 時点で非正規雇用であるスペルも除いた。

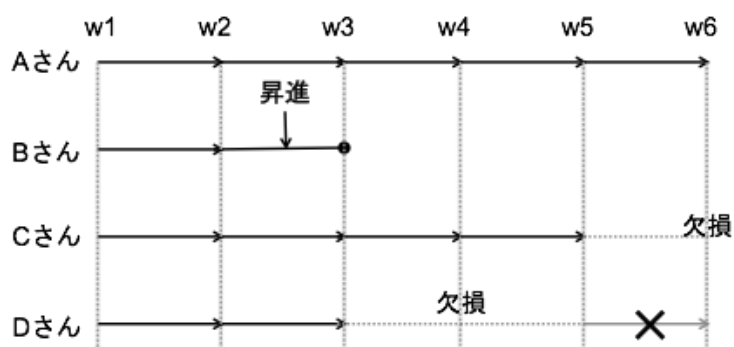


図 1 データの構造

## 3.2 変数

### 3.2.1 コミュニケーション能力

コミュニケーションに関しては wave1, 3, 5 で回答を得ている。質問文は「あなたは、ふだんの仕事や生活の中で次のことがそれぞれどのくらいできますか。あてはまる番号 1 つに○をつけてください。（○はそれぞれにつき 1 つ）」であり、「自分の考えを人に説明することができるか」、「よく知らない人と自然に会話することができるか」、「まわりの人をまとめてひっぱっていくことができるか」、「面白いことを言って人を楽しませることができるか」それぞれに対し、「できる」、「ある程度できる」、「あまりできない」、「できない」の 4 件法で回答を得ている。「できる」を 4、「できない」を 1 に逆転した。

今回は分析にあたって、4 つのコミュニケーション能力に関する変数の和を用いた。上記のすべての変数について「できない」と回答した場合 4 点、すべてに「できる」と回答した場合 16 点となる。対象サンプル n=2865 の Cronbach's alpha は 0.79 である。また、4.1 節の分析から時間による変化が小さいことが明らかになったため、4.2 節以降の分析では wave1 の得点を時不変の変数として用いる。

### 3.2.2 役職変数

「役職なし」, 「監督, 職長, 班長, 組長」, 「係長, 係長相当職」, 「課長, 課長相当職」, 「部長, 部長相当職」, 「社長, 重役, 役員, 理事」のうち, 「役職なし」, 「監督, 職長, 班長, 組長」, 「係長, 係長相当職」を役職なし, 「課長, 課長相当職」, 「部長, 部長相当職」を役職ありと考え, 「社長, 重役, 役員, 理事」は分析から除いた。また, 課長以上に一度でも役職が上昇した場合, それ以降はセンサーとした。

### 3.2.3 その他の変数

離散時間変数として wave のダミー変数を用いた。wave1 で役職なしのものに限定して wave2 以降のイベントをみているため, wave2~wave6 のダミー変数となる。年齢は連続変数として用いた。性別はダミー変数として用いた。学歴は中学・高校卒・専修・専門卒, 短期・高専卒, 大学・大学院卒の3カテゴリーとした。前職が昇進へ与える影響を見るため,  $t-1$  時点の職種を考える職種ラグ1変数を作成した。また, その際に職業分類にはSSM職業8分類を用いた。職種同様に前年の企業規模が昇進へ与える影響を統制するため,  $t-1$  時点の企業規模を考え, 企業規模ラグ1変数を作成した。企業規模は30人未満の場合をサンプルから除いているため, 30人~299人, 300~999人, 1000人以上, 官公庁の4カテゴリーを用いた。

## 4. 分析

### 4.1 「コミュニケーション能力」変数の特徴

はじめにコミュニケーション能力のおおよその特徴と, 他の変数との関連を検討する。wave1 時点のコミュニケーション能力は平均 11.3, 標準偏差は 2.4 の山形である ( $n=2865$ )。

他の変数との関連を検討する。表 1 はカテゴリーごとにコミュニケーション能力の平均をみたものである。性別や企業規模, 従業上の地位による大きな差異はない。一方で, 役職と職種で差異が出ている。役職は社長を除けば, 部長, 課長, 係長, 班長, 役職なしの順でコミュニケーション能力の高い傾向が読み取れる。職種では, 管理や販売が最も高い値を示しており, 半・非熟練では低い。年齢に関しては 20-24 歳ではやや低い傾向にあると言えるだろう。

これらの変数を独立変数とし, コミュニケーション能力を従属変数とした重回帰分析を行った (結果は省略)。結果, 他の変数を統制した上で, 大卒以上, 25 歳以上, より役職が高く, 専門職や販売職でよりコミュニケーション能力が高いことがわかった。管理職の高さが重回帰分析で確認されなかった点に関しては, 役職との強い相関によって役職に回収されたことに起因すると考えられる。

続いてコミュニケーション能力の変化について検討する。wave1 から wave3, wave3 から

表 1 他の変数とコミュニケーション能力の連関

		Mean	Std.Dev	N
性別	男性	11.4	2.4	1594
	女性	11.1	2.3	1271
学歴	中高	11.0	2.4	1435
	短期・高専	11.2	2.4	343
	大学	11.6	2.3	1087
年齢	20-24歳	10.7	2.3	301
	25-29歳	11.3	2.5	647
	30-34歳	11.4	2.3	845
	35-39歳	11.3	2.3	804
	40-44歳	11.3	2.4	268
役職	役職なし	11.1	2.4	2253
	班長	11.7	2.5	259
	係長	12.1	2.0	219
	課長	12.2	2.0	93
	部長	12.9	2.0	34
	社長	12.0	3.0	7
企業規模	1-29人	11.2	2.5	722
	30-299人	11.0	2.4	903
	300-999人	11.4	2.2	410
	1000-人	11.5	2.3	590
	官公庁	11.4	2.2	240
従業上の地位	非正規雇用	11.0	2.5	708
	正規雇用	11.3	2.3	2157
職種	専門	11.4	2.2	671
	管理	12.4	1.8	22
	事務	11.2	2.3	891
	販売	11.8	2.3	431
	熟練	11.1	2.6	391
	半熟練	10.6	2.4	280
	非熟練	10.6	2.4	164
	農業	11.5	3.7	15
合計		11.3	2.4	2865



wave5 への変化について、それぞれ平均  $-0.14$ ,  $-0.10$  であり、メジアンは  $0$  である。また、25,75 パーセンタイルは  $-1, 1$  であった。さらに、個人内創刊を見た ICC は  $0.69$  であり、個人内の変化も見逃せないが、大部分は個人間での差異である。

以上から、コミュニケーション能力変数について以下のことが明らかにされた。第1に、コミュニケーション能力変数は範囲が  $4 \sim 16$ 、平均が  $11.3$ 、で大きくは正規分布から外れない。第2に、役職の序列との相関である。より役職が高いほどコミュニケーション能力が高い。第3に、コミュニケーション能力は職種では管理、販売、専門で高い。第4に、コミュニケーション能力の時間による変化は大きくない。

これらの特徴を前提として役職に上昇に対してコミュニケーション能力が持つ影響について検討していく。

#### 4.2 「コミュニケーション能力」は役職上昇の機会を高めるか

役職とコミュニケーション能力との連関は 4.1 の分析において明らかにされた。しかし、これが役職の上昇後に管理的な業務を行うことで上昇したものなのか、コミュニケーション能力が高い者が役職を上昇させたのかわからない。ここではイベントヒストリー分析 (Allison 1984) を用いて、どちらなのかを検討する。

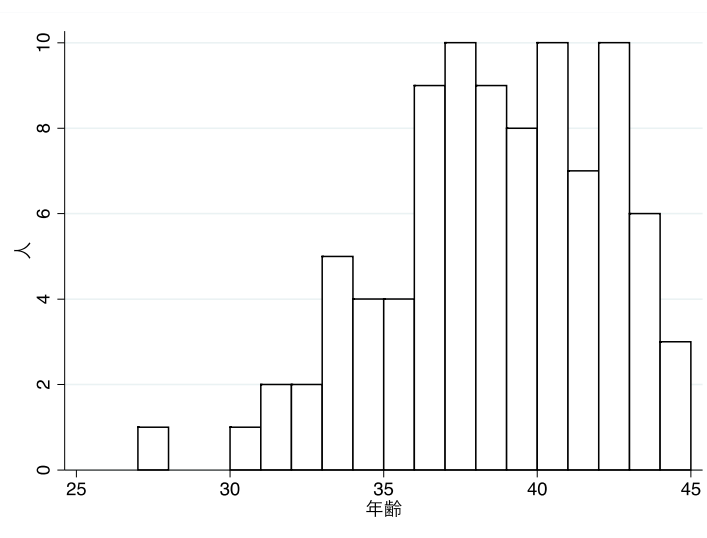


図2 課長以上への昇進年齢

その前にまずイベントの発生時点を検討する。図2は課長以上への昇進年齢のヒストグラムである。メジアンは  $38$  であり、サンプルの都合上  $45$  歳までしかわからないが、若年期には課長以上への移動は起こらず、 $40$  歳前後に多くのイベントが起きていることがわかる。このイベント発生へのコミュニケーション能力の影響を検討するため、イベントヒストリー分析を行う。記述統計は表2である。

表2 記述統計

		Mean	Std. Dev	Min	Max
イベント	課長以上昇進	0.03		0	1
wave	wave2	0.23		0	1
	wave3	0.22		0	1
	wave4	0.20		0	1
	wave5	0.18		0	1
	wave6	0.17		0	1
性別	男性	0.64		0	1
	女性	0.36		0	1
学歴	中高	0.42		0	1
	短期・高専	0.11		0	1
	大卒	0.48		0	1
職種ラグ1	専門	0.30		0	1
	事務	0.36		0	1
	販売	0.10		0	1
	ブルー	0.24		0	1
企業規模ラグ	130-299人	0.38		0	1
	300-999人	0.20		0	1
	1000-人	0.30		0	1
	官公庁	0.12		0	1
年齢		35.51	5.09	22	46
コミュニケーション能力		11.34	2.23	4	16

N of obs. = 3189

N of groups = 787

表3はイベントヒストリー分析の結果である。Model1は従来指摘されてきた基礎的な変数を投入したモデルである。先行研究同様に、ある年齢までは年齢に応じて昇進機会が上昇し、その後下降するという、上に凸の二次曲線の形状をしている。また、性別では男性の昇進機会が圧倒的に高い。学歴では大卒未満に比して大卒以上で昇進機会が高いことが読み取れる。以上に加え  $t-1$  時点における職種をみると、販売職からの昇進機会の高さが読み取れる。また、企業規模でみると民間に比して官公庁で役職上昇の機会が低い。

このModel1に加え、コミュニケーション能力変数を投入したのがModel2である。まず、コミュニケーション能力は他の変数を統制した上でも昇進機会を高めることがわかる。さらに、他の変数の係数変化に注目してみると、販売職で若干係数が低下していることを除け

ばほとんど係数に変化がないことがわかる。このことから、他の変数とはほとんど独立にコミュニケーション能力が役職上昇の機会を高めていることが明らかにされた。

表3 課長以上へ昇進のイベントヒストリー分析

	Model1		Model2		Model3	
	$\beta$	S.E.	$\beta$	S.E.	$\beta$	S.E.
年齢						
年齢	1.15*	(0.47)	1.13*	(0.47)	1.10*	(0.47)
年齢 <sup>2</sup>	-0.01	(0.01)	-0.01*	(0.01)	-0.01*	(0.01)
性別 (ref. 男性)						
女性	-1.35***	(0.37)	-1.38***	(0.37)	-1.42***	(0.37)
学歴 (ref. 中高)						
短期・高専	0.41	(0.45)	0.38	(0.46)	0.4	(0.45)
大卒	0.50†	(0.27)	0.47†	(0.27)	0.43	(0.27)
職種ラグ1 (ref. 事務)						
専門	0.01	(0.30)	-0.08	(0.30)	1.09	(1.79)
販売	0.86**	(0.32)	0.70*	(0.32)	3.62*	(1.78)
ブルー	-0.42	(0.37)	-0.46	(0.38)	-0.81	(1.98)
企業規模ラグ1 (ref. 30-299人)						
300-999人	0.04	(0.29)	0.02	(0.3)	0.02	(0.3)
1000-人	-0.06	(0.26)	-0.15	(0.26)	-0.13	(0.27)
官公庁	-1.15*	(0.56)	-1.25*	(0.56)	-1.26*	(0.56)
コミュニケーション能力			0.16**	(0.05)	0.25*	(0.10)
交互作用 (コミュニケーション能力×職種ラグ1)						
コミカ×専門					-0.1	(0.15)
コミカ×販売					-0.24†	(0.14)
コミカ×ブルー					0.03	(0.16)
切片	-26.88**	(8.74)	-28.42**	(8.82)	-28.84**	(8.90)
N			3189			
Log Likelihood	-365.37		-360.32		-358.34	
AIC	754.74		746.64		748.68	
BIC	827.55		825.52		845.76	

† p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

### 4.3 なぜコミュニケーション能力が重要となるか

4.2 ではコミュニケーション能力が役職上昇の機会を高めることが明らかにされた。コミュニケーション能力の影響はどのようにして役職上昇の機会を高めるのだろうか。2.3 で2つの仮説を提示した。1つ目のコミュニケーション能力が管理的スキルであるとする仮説であれば、職種に依存せず昇進機会を高めるはずである。一方で、2つ目のコミュニケーション能力による評価上昇仮説であれば、より労働者の働きぶりを計りにくい職種においてコミュニケーション能力が重要になってくるはずである。よって、4.3節では職種によるコミュニケーション能力影響の差異を検討することで、コミュニケーション能力が昇進機会に与えるメカニズムを間接的に検討する。

#### 4.3.1 コミュニケーション能力による影響の職種間差異

表3のModel3はコミュニケーション能力と職種の交互作用を取ったものである。図3に

は横軸にコミュニケーション能力，縦軸に昇進のハザードとした推定値を図示した．事務職とブルーカラー，専門職ではコミュニケーション能力の影響がみられる一方で，販売職でコミュニケーション能力の影響がみられない（図3参照）<sup>1)</sup>。

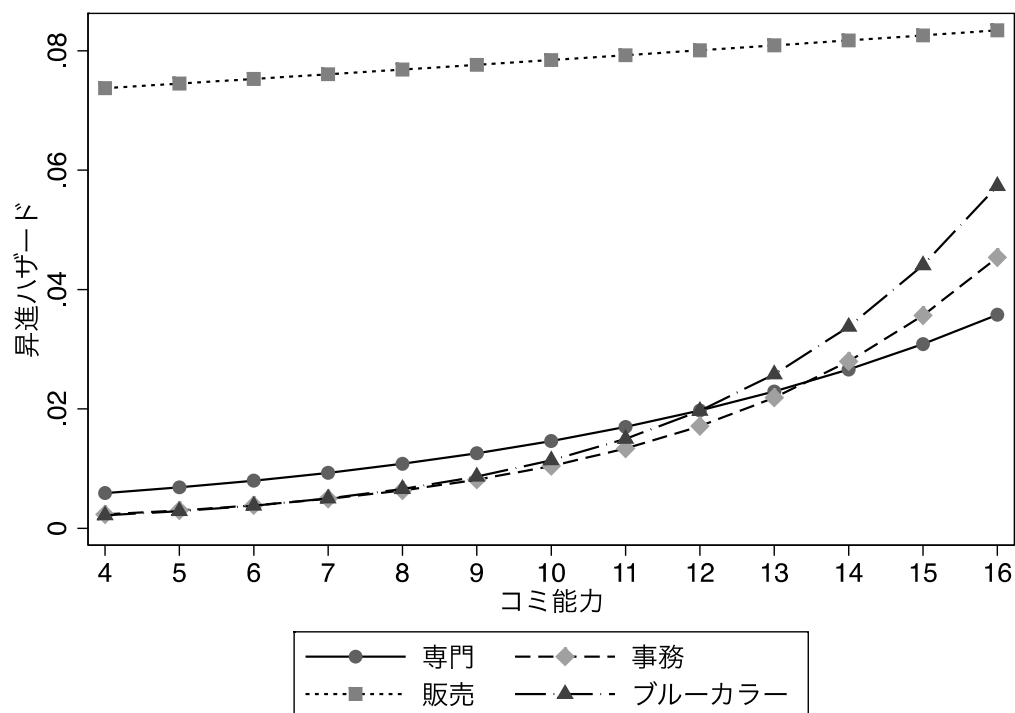


図3 職種ごとの昇進ハザード

職種間で差があることが明らかになったため，一様にコミュニケーション能力が管理的スキルとして認知されており，これに応じて役職上昇機会を上昇させているという仮説1は妥当しない．しかしながら，仮説2も妥当するとは言い難い．微細なところでは異なるが，Goldthorpe (2007) の階層分類によれば，販売的な業務は自律的な業務ではなく，今回の結果から自律性の高い職種においてコミュニケーション能力が作用しているとは言えない．

#### 4.3.2 なぜ職種間でコミュニケーション能力の影響に差異が出るのか

ではこの職種間の差異をどのように考えれば良いのだろうか．具体的に各職種から役職者へ移動する職業分類はある程度限定的である点に注目する．専門職では主に機械・電気・化学技術者，建築・土木技術者，情報処理技術者が多く，務職では総務企画事務員が多い．販売職ではほとんどが外交員（保険不動産を除く）からの昇進である．ここでの問いはこれらの職種においてどのようにコミュニケーション能力が作用しているのかということになる．

外交員は顧客とのコミュニケーションが主要な業務内容であると考えられる。はじめにコミュニケーション能力の特徴について分析した際、やや販売職でコミュニケーション能力が高かった。これらを鑑みて、一つの仮説を立ててみると、販売職はそもそもコミュニケーション能力が高く、労働者内での差別化の指標として機能しない。よってコミュニケーション能力による役職者の選抜を行っていないのではなかろうか。

## 5. 結論

本稿において大きく3つのことが明らかにされた。第1にコミュニケーション能力変数の傾向である。役職の高さや職種と連関している点、個人内での変動はおよそ30%であり、時点間での大きな変化はしない点が明らかになった。探索的な分析ではあるが、従来指標としての検討が十分に行われてこなかった主観的なコミュニケーション能力への評価の傾向を明らかにし、今後の分析の可能性を提示した。第2に企業の特徴や個人の属性、労働市場における位置を統制した上でもコミュニケーション能力の高い者が役職を上昇させていることが明らかになった。また、これは役職を得たことによるコミュニケーション能力の上昇ではなく、役職の上昇に先んじてコミュニケーション能力が高い。縦断的な分析を行ったことで、コミュニケーション能力と役職上昇の方向性を明らかにしたことも本稿の大きな成果と言える。第3に、コミュニケーション能力の影響は販売職において小さいことを明らかにした。その理由の解明は仮説の提示までしか行うことができなかったが、コミュニケーション能力が役職上昇に与える影響を今後検討する上で足がかりとなる知見となるだろう。

ただし、本稿の課題として以下の2点が挙げられる。第1に、分析の頑健性についてである。注1でも述べたように、サンプル数の少なさから職種の影響でやや不安定な部分があるため、さらなるデータの蓄積による追試が期待される。第2に、コミュニケーション能力指標の妥当性についてである。本稿では主観的な自己評価項目の合計点でもってコミュニケーション能力の代理指標とした。もちろん主観的な評価と客観的な事実は必ずしも一致しない。こちらも指標の妥当性について今後の検討が期待される。

### [注]

- 1) イベントのサンプル数が少なく、職種の効果がやや安定しないため（特に専門との交互作用がサンプルによりやや不安定）、より詳細な検討が今後必要とされる。

### [謝辞]

本報告書の作成に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「東大社研・若年パネル調査(JLPS-Y) wave1-6」「東大社研・壮年パネル調査(JLPS-M) wave1-6」(東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト)の個票データの提供を受けました。記して感謝申し上げます。

## [参考文献]

- Allison, P. D., 1984, *Event history analysis: Regression for longitudinal event data* (No. 46). Sage.
- Becker, Gary S., 1964, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press. (= 1976 佐野陽子訳『人的資本—教育を中心とした理論的・経験的分析』東洋経済新報者.)
- Blau, P. M. and Duncan, O. D., 1967, *The American occupational structure*. New York: Free Press.
- Farkas, George, 2003, “Cognitive Skills and Noncognitive Traits and Behaviors in Stratification Processes.” *Review Literature And Arts Of The Americas* 29:541-562.
- Ferris, Gerald R, Treadway, Darren C, Kolodinsky, Robert W, Hochwarter, Wayne A, Kacmar, Charles J, Douglas, Cesar, and Frink, Dwight D, 2005. “Development and Validation of the Political Skill Inventory.” *Journal of Management* 31(1): 126-152.
- Goldthorpe, J. H., 2007, *On sociology* (Vol. 2). Stanford University Press.
- Jackson, M., 2006, “Personality traits and occupational attainment.” *European Sociological Review* 22(2): 187-199.
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層：豊かさの中の不平等』東京大学出版会.
- 本田由紀, 2005, 「多元化する『能力』と日本社会—ハイパー・メリトクラシー化のなかで」NTT出版.
- 今田幸子・平田周一, 1995, 『ホワイトカラーの昇進構造』日本労働研究機構.
- 石田浩, 2008, 「世代間階層継承の趨勢」『理論と方法』23(2), 41-63.
- Ishida, H., Spilerman, S. and Su, K. H., 1997, “Educational credentials and promotion chances in Japanese and American organizations.” *American Sociological Review*, 866-882.
- 鹿又伸夫, 2001, 『機会と結果の不平等』ミネルヴァ書房.
- 菊池章夫, 1988, 『思いやりを科学する：向社会行動の心理とスキル』川島書店.
- 小池和男, 2005, 『仕事の経済学』東洋経済新報社.
- Lazear, E. P., 1998, *Personnel economics for managers*. New York: Wiley.
- Restubog, Simon Lloyd D., Prashant Bordia, and Sarbari Bordia. 2011. “Investigating the Role of Psychological Contract Breach on Career Success: Convergent Evidence from Two Longitudinal Studies.” *Journal of Vocational Behavior* 79(2): 428-437.
- Rosenbaum, J. E., 1979, “Tournament mobility: Career patterns in a corporation,” *Administrative science quarterly*, 220-241.
- 塩谷芳也, 2014, 「若年男性の雇用形態とソーシャルスキル」『理論と方法』29(1), 191-206.
- 総務省統計局, 2015, 「労働力調査 長期時系列データ(基本集計)表4 年平均結果—全国(1) 従業上の地位別就業者数」, (2015年4月23日取得, <http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/zuhyou/lt04-01.xls>).

Sørensen, A.B., 1977, "The structure of inequality and the process of attainment." *American sociological review*, 965-978.

Spence, Michael. 1973. "Job Market Signaling." *The quarterly journal of Economics*, 355-374.

竹内洋, 1995, 『日本のメリトクラシー：構造と心性』東京大学出版会.

富永健一, 1979, 『日本の階層構造』東京大学出版会.

渡辺勉・佐藤嘉倫, 1999, 「職歴にみる戦後日本の労働市場」『社会学評論』50(2): 197-215.

# 企業間移動がその後の賃金に与える持続的影響

——無業経由の有無と男女の違いに着目して——

麦山亮太

(東京大学大学院)

労働市場における位置の変化は、人びとの間に格差を生み出す契機の一つである。本稿の目的は、企業間移動に着目し、それがその後の賃金に対していかなる影響を与えるかを明らかにすることにある。とくに、企業間移動の効果が移動の直後を超えて持続的であるかどうか、移動の際に無業を経由したかどうか、そしてそれらの効果のパターンが男女で異なるかどうかを検討する。東大社研・若年壮年パネル調査を用いた分析の結果、以下の点を明らかにした。企業間移動は、無業を経由したか否かによらず、その後の賃金を持続的に低下させ、観察期間中にその効果が減少する傾向はみられなかった。また、賃金低下の程度は無業を経由する場合においてより大きかった。加えて、性別による労働市場の分断傾向が強い日本においても、企業間移動がその後の賃金に与える影響に男女差はみられなかった。

## 1. 序論

個人はキャリア形成の途上で、労働市場のなかで移動を経験する。こうした移動は、個人のキャリアにとどまらず、移動を経験した個人とそうでない個人との間に格差を生じさせる契機でもある。とくに近年、社会階層の動学的側面に注目が集まっており、人生におけるイベントの経験が個人の階層的地位をどのように変化させるのかについて、研究が蓄積されつつある (DiPrete and McManus 2000; Western et al. 2012)。

本稿の目的は、企業間移動に着目し、これがその後の賃金にいかなる影響をおよぼすかを、パネル調査データを用いて経験的に検討することにある。企業間移動 (External mobility) は、企業内移動 (Internal mobility) にならび、個人の労働市場における位置の変化を表す典型的な移動である<sup>1)</sup>。後に述べるように、企業間移動がその後の賃金に与える影響に関しては、欧米では盛んに研究がなされている。一方で、日本における経験的な研究は未だ乏しい (近藤 2010)。本稿は十分に研究蓄積の進んでいない日本を対象として、企業間移動が賃金に与える影響を明らかにする先駆的な試みとして位置づけられる。

欧米とは異なる労働市場の構造を有する日本を対象として企業間移動の影響を検討することは、キャリア形成と企業間移動を取り巻く労働市場の構造に関する理解を進めることを可能とする。日本においては、企業ごとに内部労働市場が発達し、被雇用者は長期勤続が前提とされる (小野 1989)。このもとで、企業間移動は企業特殊の人的資本の喪失、あるいは逸脱的なキャリア形成を意味し、その後の賃金に強い負の影響を与えることが予想される。企業間移動と賃金の関係の検討を通して、日本の労働市場の持つ特徴の一端を捉えるとともに、キャリア形成における格差を生じさせる制度的要因を明らかにできる。



本稿では、企業間移動がその後の賃金に与える影響の検討に際して、とくに以下の3点に着目して分析を行う。第1に、企業間移動がその後の賃金に与える持続的な影響を捉える。企業間移動は賃金の大きな変動をもたらすと予想されるが、それが時間の経過にしたがって落ち着き、移動しない場合と似た水準にまで戻るのか、それともそこで生じた変動がそのまま維持されるのかによって、その意味は大きく異なってくる。企業間移動のもたらす影響が持続的であるほど、それが格差の生成・維持にとって持つ役割は大きい。

第2に、企業間移動の際に、無業を経由するか否かによってその後の賃金に与える影響が異なるかどうかを明らかにする。同じ企業間移動であっても、このように無業を経由する場合とそうでない場合とでは、雇用主にとっても、被雇用者にとってもその意味は異なると考えられる。日本における転職と賃金変化に関する研究は、異なる従業先への移動に際してともなう無業期間は短いものと想定しており、長い無業期間をともなう移動が賃金に与える影響は十分に検討されてこなかった<sup>2)</sup>。しかし、1990年代以降、失業率はこれまでよりも高い水準で推移しており（総務省「労働力調査」）、無業を経由して企業間移動を行う者は従来よりも増えつつあるとみられる。そこで本稿では、無業を経由しない移動を「直接移動」、無業を経由する移動を「間接移動」と呼び<sup>3)</sup>、これらの企業間移動がその後の賃金に与える影響の比較分析を行う。

第3に、企業間移動の効果がその後の賃金に与える影響が男女で異なるかどうかを検討する。日本の労働市場において、男女の位置づけは大きく異なっている。企業の中核を占める被雇用者（総合職など）と周辺的な被雇用者（一般職、あるいは非正規雇用者）との分断の強い日本の労働市場のもとで、男性は中核的な位置に、女性は周辺的な位置に不均衡に配分されている。こうした労働市場における位置の違いは、企業間移動の帰結にも影響をもたらすものとみられる。後に述べるように、企業間移動の影響の性別による違いに着目した研究は未だ少なく、知見も一貫していない。そのなかで、日本を対象とした男女の比較分析は、企業間移動が賃金に与える影響を生み出すメカニズムを明らかにするうえで有用なものと考えられる。

本稿の構成について述べる。第2節では、先行研究を整理し、本稿の位置づけと検討課題を明確にする。第3節では、用いるデータと変数、および分析手法について述べる。第4節では、分析の結果について述べる。第5節では分析で得られた結果をもとに議論を展開し、今後の課題について確認する。

## 2. 先行研究の整理と検討課題の提示

### 2.1 失業経験の傷跡効果と日本における研究蓄積

欧米においては、経済学および社会学において、失業がその後の賃金に持続的に負の影響を与えることが繰り返し確認されている（Ruhm 1991; Jacobson et al. 1993; Stevens 1997; Gregory and Jukes 2001; Gangl 2006）。失業がその後のキャリアに持続的に影響をおよぼし続

けることは、傷跡効果 (Scar effect) と形容される。以上の研究はいずれも複数の観察時点を得たパネル調査データを用いて推定を行っている。これらの研究群の特長は、失業経験が直後の賃金をどの程度低下させるかにとどまらず、その効果がどの程度の期間にわたって持続的であるかを検討している点にある。先に述べたとおり、失業がキャリアにもたらす影響は、その持続性の程度によってまったく意味が異なってくるからだ。

これに対して、日本における経験的研究は極めて限られている。経済学においては、公共職業安定所に訪れた失業者の賃金変化に焦点を当てた分析や (勇上 2005)、転職の効果に着目した研究が蓄積されている (樋口 2001; 玄田 2002)。しかしこれらの研究は、転職あるいは失業前の賃金と、転職後あるいは再就職後という 2 時点のみの賃金を用いてその効果の推定を行っており、その後の賃金への影響の持続性を明らかにできていない。

社会学においても、主に社会階層研究の分野において転職経験の効果に関する研究がなされている (中尾 2002; 吉田 2011)。ここでの分析は、回顧データを用いて、過去に転職経験を持つことが、現在の所得に対して与える影響を検討するというものである。こちらは転職前後を越えてより長期的な所得への影響を検討している。ただしこれらの分析では、調査時点における個人間の所得格差が過去のいかなる要因によって生じているかを見ているに過ぎず、転職が個人の所得をいかに変動させるかは十分に明らかにできない。

これら日本の研究はいずれも、企業間移動の効果の持続性を捉えられていないといえる。加えて、転職に着目した研究は、従業員の変化に際して無業期間はほとんどないか、あったとしても短いものと想定されている。こうした研究においては、無業を経由する間接移動の影響は分析の射程から外れがちとなる。

## 2.2 直接移動と間接移動の効果の比較

無業経由の有無に着目して企業間移動が賃金に与える影響を検討する研究として、Schmelzer らによる研究群が挙げられる。Schmelzer は、ドイツの若年層を対象とした分析から、直接移動はその後の賃金を上昇させる (低下させない) 一方で、間接移動はその後の賃金を低下させることを明らかにした (Schmelzer 2012)。その後この研究で用いられた分析枠組みはヨーロッパの比較分析に拡張され、直接移動と間接移動がその後の賃金に与える影響は各国の労働市場の性質により異なることが示されている (Schmelzer and Ramos 2015)。またいずれの国においても、移動がその後の賃金に与える効果は減少する傾向はみられず、少なくとも 5 年間にわたって持続的である。直接移動と間接移動がその後の賃金に与える持続的な影響を検討しているという点で、この研究は本稿の関心ともっとも近いといえる。

なお日本において直接移動と間接移動の効果を比較分析した研究として、貧困リスクの分析を行った森山の研究が挙げられる (森山 2012)。森山は、1995 年・2005 年社会階層と社会移動調査 (SSM 調査) を用い、調査時点における貧困リスクの規定要因の分析を行い、男性において、過去の直接移動経験 (原論文では「離職経験」) は貧困リスクに影響しない

一方、過去の間接移動経験（原論文では「失業経験」）は貧困リスクを高めることを明らかにした。ただしここでは女性についてはその影響が検討されていない点、また先に述べた回顧データを用いた研究と同様、移動経験が個人の所得変動にもたらす影響を明らかにできない点で限界がある。

以上、日本を対象とした既存研究は、いずれも企業間移動が賃金に与える持続的な影響を明らかにしてこなかった。そこで本稿は、Schmelzerらの研究を参考にしつつ、パネル調査データを用いた分析を行い、従来の研究の限界を克服する。

### 2.3 企業間移動の効果の性別による違い

男性と女性とは、労働市場において異なる位置に置かれている。また性別役割分業体制のもとで、稼得責任と家庭責任は男女に不均衡に配分される。こうしたなかで、企業間移動のもつ意味は男女で異なってくるものとみられる。欧米においても、男女の違いに着目して企業間移動の効果の違いに焦点を当てた研究は限られている（Fuller 2008; Kronberg 2013; Cha 2014; Mooi-Reci and Ganzeboom 2015）。これらの研究によれば、企業間移動が賃金に与える影響の男女差について一貫した傾向は確認されていない。

日本は性別による労働市場の分断が強く、企業間移動の影響の男女差が確認される可能性がある。日本的雇用慣行のもとで、男性被雇用者は企業の中核的なメンバーとして訓練投資がなされ、安定的な雇用や昇進・昇給のチャンスが与えられる一方、女性被雇用者はこれら中核的な労働市場から排除される傾向が強い。このように分断した労働市場のもとに配置された男性と女性では、企業間移動が賃金に与える影響も異なってくると考えられる。具体的には、訓練投資によって企業特殊の人的資本を多く身につけた男性にとって、企業間移動はこれを喪失することを意味し、賃金をより大きく低下させると予想される（Becker 1964 = 1975）。また長期雇用が前提とされる男性にとって、企業間移動は標準的なキャリアからの逸脱として認識され、雇用主から評価を受けにくくなるものと予想される（Spence 1973）。逆に企業特殊の人的資本の蓄積が相対的に少なく、また男性よりも頻繁に企業間移動が観察される女性にとって、企業間移動が賃金に与える負の影響はより小さくなるものと予想される。この点、日本を対象とした研究はこれまでの研究に対して新たな知見を与えるポテンシャルをもつといえる。

以上、本稿における検討課題は、企業間移動を直接移動（無業を経由しない移動）と間接移動（無業を経由する移動）とに分け、それぞれがその後の賃金に与える持続的影響を、男女の違いに着目しながら明らかにすることと設定された。次節では、この課題を検討するための分析方法について述べる。

### 3. 方法

#### 3.1 データと変数

分析に用いるデータは、「東大社研・若年パネル調査 wave1-6, 2007-2012」「東大社研・壮年パネル調査 wave1-6, 2007-2012」合併データ（以下、JLPS2007-2012）である、本稿の分析対象は、有業のパーソン・イヤーであり、追加サンプルは分析に用いない。ただし本稿の関心は被雇用者の賃金にあるため、自営業・家族従業者は分析から除外する。学生についても、学生でない場合とは異なる就業行動を取ると考えられるため、分析から除外する。さらに、wave 1 は賃金の支払形態およびその金額に関する変数が設けられていないため、分析から除外する。

従属変数は、時間あたり賃金の対数値を用い、賃金の支払形態（時給、日給、週給、月給、年俸）とその金額と 1 ヶ月あたり労働時間および 1 日あたり労働日数から求める。分析におけるもっとも重要な独立変数は、移動からの経過年数を示すダミー変数である。経過年数を考慮したダミー変数を用いることで、移動が賃金に与える影響が持続的であるかどうかを検討することができる。直接移動と間接移動の区別については、隣接する調査時点間で従業先の変更が行われている場合を直接移動、ある調査時点（複数時点でも良い）では無業であったが、その前後では有業である場合を間接移動とする。すなわち、無業を経由した移動であるかどうかは、調査時点において無業であったかどうかをもって判断される。そのほかに用いる統制変数については、表 1 を確認されたい。分析に用いる変数の記述統計量は表 2 に示した。

表 1 分析に用いる変数の定義

変数	内容
時間あたり賃金	賃金の支払形態およびその金額に関する回答と、1月あたりの労働日数、1日あたりの労働時間（残業含む）を用いて作成する。支払形態が時給の場合は金額をそのまま用い、日給の場合は金額÷1日あたり労働時間の値を、週給の場合は金額×4.29(週間)÷1か月あたり労働日数÷1日あたり労働時間の値を、月給の場合は金額÷1か月あたり労働日数÷1日あたり労働時間の値を、年俸の場合は金額÷12(か月)÷1か月あたり労働日数÷1日あたり労働時間の値を用いる <sup>a)</sup> 。
直接移動からの経過年数	無業を経ず <sup>b)</sup> に別の従業先へと移動してからの経過年数を表す変数。0年（移動なし）、1年、2年、3年、4年以上の5カテゴリ。観察期間中に複数回の移動を経験した場合、再び経過年数は1年からカウントしなおす。 無業経験後、労働市場に再参入してからの経過年数を表す変数。0年（移動なし）、1年、2年、3年、4年以上の5カテゴリ。経過年数のカウントは上と同じように行う。
初職開始からの経過年数	wave 1 で初職開始年を回答している場合はこれを初職開始年とし、ここから年齢を算出する。初職開始年を回答していない場合、最後に通った学校から予想される初職開始年齢（中学 15 歳、高校 18 歳、専門短大高専 20 歳、大学 22 歳、大学院 24 歳）を用いる。wave 1 時点で学生であった場合は、従業を開始した wave 時点の年齢を初職開始年齢とする。調査時点の年齢からこれら初職の開始年齢を減じることで、経過年数を求める。1次・2次の項を用いる。
年齢	調査時点の年齢を示す連続変数。21-25 歳、26-30 歳、31-35 歳、36-40 歳、41-46 歳の 5 カテゴリ。
wave	調査 wave を示すダミー変数。
婚姻状態	配偶者あり、なしの 2 カテゴリ。
従業上の地位	正規雇用（経営者含む）、非正規雇用（パート・アルバイト、派遣、請負）の 2 カテゴリ。
職業	SSM 職業大分類にしたがい、専門管理、事務、販売、熟練、半非熟練・農業の 5 カテゴリを作成。
従業先規模	1-29 人、30-299 人、300 人以上、官公庁、わからないの 5 カテゴリ <sup>c)</sup> 。
自由度	現在の仕事について、「自分の仕事のペースを、自分で決めたり変えたりすることができる」という項目への回答を用いる。「かなりあてはまる」「ある程度あてはまる」「あまりあてはまらない」「あてはまらない」にそれぞれ 4、3、2、1 の値を与え、連続変数として用いる。無回答は欠損値とする。
WLB	現在の仕事について、「子育て・家事・勉強など自分の生活の必要にあわせて、時間を短くしたり休みを取るなど、仕事を調整しやすい職場である」という項目への回答を用いる。自由度と同様に 1-4 の連続変数として用いる。無回答は欠損値とする。
失業見込み	現在の仕事について、「今後 1 年間に失業(倒産含む)をする可能性がある」という項目への回答を用いる。自由度、WLB と同様に 1-4 の連続変数として用いる。無回答は欠損値とする。
<b>プロビットモデルにのみ用いる変数</b>	
学歴	中学高校、専門、短大高専、大学大学院の 4 カテゴリ。
ライフステージ	配偶者なし、既婚・子なし、末子 0-5 歳、末子 6 歳以上の 4 カテゴリ。離婚あるいは死別で子どもがいる場合は、末子年齢に応じて末子 0-5 歳または末子 6 歳以上のいずれかに分類される。
居住地域	北海道、東北、関東、北陸、東山、東海、近畿、中国、四国、九州の 10 地域
健康状態	過去 1 ヶ月間について、「健康上の理由で、家事や仕事などの活動が制限されたこと」をどれくらいの頻度で感じたかへの回答を用いる。「いつもあった」「ほとんどいつもあった」「ときどきあった」「まれにあった」「まったくなかった」にそれぞれ 5、4、3、2、1 の値を与え、連続変数として用いる。無回答は欠損値とする。

<sup>a)</sup> サンプルを限定してからのち、上位 1%および下位 1%の場合を外れ値として分析から除外した。

<sup>b)</sup> ここで「無業を経ず」とは、各 wave 時点では無業でないが、wave 間で従業先の変化が生じていることを表す。したがって、wave 間において短い無業期間があったとしても直接移動として判断される。

<sup>c)</sup> 従業先規模については、従業上の地位などと比較して「わからない」への回答が多い。今回は多数のケースが欠損するのを防ぐため、これを 1つのカテゴリとして使用する。なお「わからない」という回答は、従業先において周辺的な位置にあることを部分的に表しているものと考えられる。

表 2 分析に用いる変数の記述統計量

変数	Mean	変数	Mean	変数	Mean
対数時間あたり賃金	7.12	26-30歳	0.196	事務	0.312
	(0.37)	31-35歳	0.256	販売	0.174
性別		36-40歳	0.283	熟練	0.128
男性	0.516	41-46歳	0.162	半非熟練・農業	0.130
女性	0.484	初職開始からの経過年数	12.52	従業先規模	
直接移動からの経過年数			(6.44)	1-29人	0.218
0年	0.731	wave		30-299人	0.303
1年	0.079	wave 2	0.237	300人以上	0.347
2年	0.076	wave 3	0.219	官公庁	0.055
3年	0.050	wave 4	0.191	わからない	0.077
4年以上	0.065	wave 5	0.179	自由度	2.64
間接移動からの経過年数		wave 6	0.173		(0.93)
0年	0.864	婚姻状態		WLB	2.45
1年	0.047	配偶者あり	0.557		(1.01)
2年	0.035	雇用形態		失業見込み	3.39
3年	0.025	正規雇用	0.702		(0.79)
4年以上	0.029	非正規雇用	0.298	逆ミルズ比	0.24
年齢		職業			(0.27)
21-25歳	0.103	専門管理	0.257	N of obs.	10086

### 3.2 分析手法

分析に用いるモデルは、サンプルセレクションを組み込んだ固定効果モデルである (Wooldridge 1995)。個人を  $i$ 、時点  $t$  とし、個人の時間あたり賃金を  $Y_{it}$  とする。ただし  $Y_{it}$  は個人  $i$  が時点  $t$  において就業しているときにしか観察できないものとする。時点  $t$  における個人  $i$  は  $W_{it}^*$  が 0 を越えるときに就業し、0 を下回るときには就業しないものとする。賃金関数と就業関数の関係はそれぞれ以下のように表される。

$$\log Y_{it}^* = \alpha_1 \text{Exp}_{it} + \alpha_2 \text{Exp}_{it}^2 + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{D}_{itm}\mathbf{Z}_{itm}\boldsymbol{\gamma} + u_i + \varepsilon_{1it}, \quad \varepsilon_{1it} \sim N(0, \sigma_1^2)$$

$$W_{it}^* = \mathbf{V}_{it}\boldsymbol{\delta} + \varepsilon_{2it}, \quad \varepsilon_{2it} \sim N(0, \sigma_2^2)$$

$$\begin{cases} \log Y_{it} = \log Y_{it}^* & \text{if } W_{it}^* > 0 \\ \log Y_{it} = 0 & \text{if } W_{it}^* \leq 0 \end{cases}$$

ここで、就業関数を賃金関数に組み込むことで以下の式を得る。

$$E(\log Y_{it}^* | W_{it}^* > 0) = \alpha_1 \text{Exp}_{it} + \alpha_2 \text{Exp}_{it}^2 + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{D}_{itm}\mathbf{Z}_{itm}\boldsymbol{\gamma} + u_i + E(\varepsilon_{1it} | \varepsilon_{2it} > -\mathbf{V}_{it}\boldsymbol{\delta})$$

ここで注意すべきは、賃金は就業している個人についてしか観察することができないという点である。誤差項  $\varepsilon_{1it}, \varepsilon_{2it}$  の間に相関がある場合、これを考慮せずに賃金関数を推定すると、係数にはバイアスが生じる。そこで、Heckman の二段階推定 (Heckman 1979) によって、サンプルセレクションバイアスの補正を行う。具体的には、就業しているか否か ( $W_{it}$ )

を従属変数とするプロビットモデルを用いて就業確率を求め、得られた予測確率から求めた逆ミルズ比によって各ケースを重み付けする。誤差項 $\varepsilon_{1it}, \varepsilon_{2it}$ が共分散 $\sigma_{12}$ にしたがうと仮定して、以下の逆ミルズ比 (inverse mills ratio) をプロビットモデルにより推定する。

$$E(\varepsilon_{1it} | \varepsilon_{2it} > -\mathbf{V}_{it}\boldsymbol{\delta}) = \sigma_{12} \frac{\phi(-\mathbf{V}_{it}\boldsymbol{\delta})}{1 - \Phi(-\mathbf{V}_{it}\boldsymbol{\delta})}$$

求めた逆ミルズ比を賃金関数に代入することで以下を得る。これが最終的に推定されるモデルとなる。

$$\log Y_{it} = \alpha_1 \text{Exp}_{it} + \alpha_2 \text{Exp}_{it}^2 + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{D}_{itm}\mathbf{Z}_{itm}\boldsymbol{\gamma} + u_i + \sigma_{12}\lambda(-\mathbf{V}_{it}\hat{\boldsymbol{\delta}}) + \varepsilon_{1it},$$

$$\text{ただし } \lambda(-\mathbf{V}_{it}\hat{\boldsymbol{\delta}}) = \frac{\phi(-\mathbf{V}_{it}\hat{\boldsymbol{\delta}})}{1 - \Phi(-\mathbf{V}_{it}\hat{\boldsymbol{\delta}})}$$

独立変数の係数は、変数の値が1ポイント増えると、 $\exp(\beta - 1) \times 100\%$ 賃金が増加(減少)することを意味する (Wooldridge 2013)。 $\text{Exp}_{it}$ は初職開始からの経過年数であり、平均的な賃金の伸びのベースラインを表現する。 $\mathbf{X}_{it}$ は時不変の独立変数群を意味する。 $\mathbf{Z}_{itm}$  ( $t = T + k, k = 1, 2, 3, 4 \sim$ )は移動からの経過年数が $k$ 年であることを示すダミー変数群を、 $\mathbf{D}_{itm}$ は移動の種類(直接移動か間接移動か)をそれぞれ示し、本稿の関心である移動の効果はこれらの項によって表される。 $u_i$ は時不変の個人効果を意味する。各時点の観察値と個人内平均値との差を取ることで、時不変の個人効果は消去される。係数の推定は最小二乗法により行なわれる。こうした処理によって個人内の分散のみを推定に用いる固定効果モデルは、時不変の個人の異質性を統制し、移動そのものが賃金に与える因果効果をより精確に取り出すことを可能とする。

分析に際しては、時不変の個人効果を取り除かない Pooled OLS と、時不変の個人効果を取り除く固定効果モデルの両方を推定し、結果を比較しながら解釈を行っていく。なお、逆ミルズ比を求めるために用いたプロビットモデルの推定結果、およびプロビットモデルで用いた変数の記述統計量については、補足の表補1および表補2を参照されたい。

## 4. 分析結果

### 4.1 記述的分析

移動を経験しない者と経験した者との間で、どの程度賃金水準に差があるのだろうか。これを確認するため、移動からの経過年数別に、対数時間あたり賃金の値をプロットしたものが図1である。[A]は無業を経由しない直接移動の場合を、[B]は無業を経由する間接移動の場合をそれぞれ示している。

[A]直接移動の場合の結果をみると、移動を経験しない者(0年)と比較して、移動を経験した者(1年、2年、3年、4年以上)は賃金水準が低いことが見て取れる。加えてその差は、移動から年数が経過するにつれて徐々に小さくなっている。男女の違いに着目すると、

移動を経験した場合に賃金が低い傾向は男女ともに共通しているが、その差は女性よりも男性においてより大きいようである。

[B]間接移動の場合の結果をみると、先ほどと同様に、移動を経験しないもの（0年）と比較して、移動を経験したもの（1年、2年、3年、4年以上）の賃金水準は低い。ただし先ほどとは異なり、その差はより顕著になっている。移動からの年数の経過にともなう賃金の上昇傾向は若干であるが確認される。またここでも、女性よりも男性のほうが、移動を経験した者の賃金がより低いことがわかる。

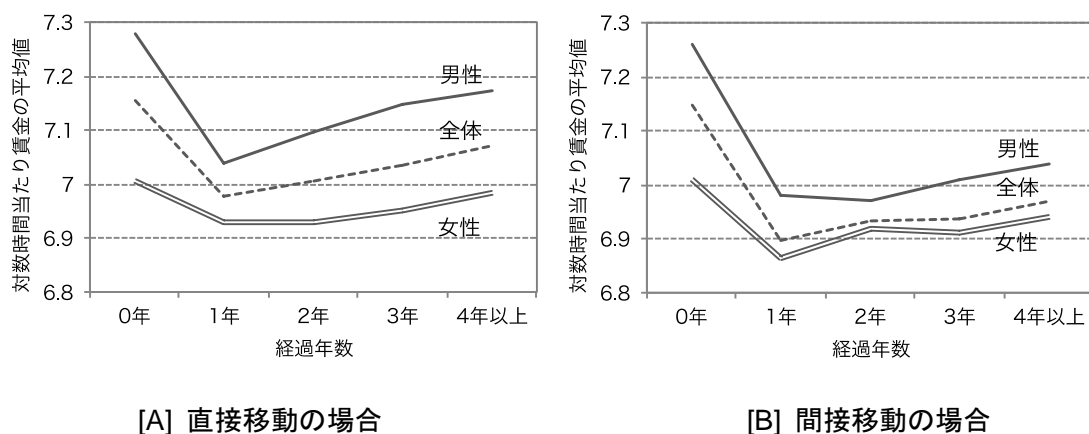


図 1 移動からの経過年数別・対数時間あたり賃金の平均値のプロット

ただしここで、移動を経験しない者（0年）の賃金は、「一度も移動を経験しない個人」と、「いずれ移動を経験する個人」のパーソン・イヤーから求められていることに注意する必要がある。したがって、単純に移動未（非）経験者と移動経験者の賃金水準を比較するだけでは、移動の効果を適切に捉えることができない。移動の効果を適切に捉えるためには、「一度も移動を経験しない個人」と「いずれ移動を経験する個人」の異質性をコントロールしたうえで、その効果を検討する必要がある。

#### 4.2 移動の効果の推定

ここでは、多変量解析を用いて、移動が賃金に与える影響をより精緻に検討する。具体的には、賃金を従属変数とする OLS 回帰分析、および固定効果モデルを推定する。model 1 (4) では、直接移動・間接移動からの経過年数を示すダミー変数群に加えて、初職からの経過年数、年齢、wave（wave 6 は固定効果モデルにおいては年齢との共線性の問題により除外される）、性別（Pooled OLS のみ）、婚姻状態、性別と婚姻状態の交互作用項、逆ミルズ比を投入する。ベースラインとなる平均的な賃金の伸びと、外生変数を統制したうえで、移動が賃金に与える影響を明らかにすることがここでの目的である。ついで、model 2 (5) では、これらに加えて、仕事に関連する変数である雇用形態、職業、従業先規模、さらに職場環境を



表す変数である自由度、WLB、失業見込みを新たに投入する。これらの仕事・職場環境に関する変数群を統制してもなお、model 2 でみられた移動の効果が残るかどうかがこのでの関心となる。最後に model 3 (6) では、直接移動・間接移動からの経過年数と性別との交互作用項をモデルに投入する。男女で移動がその後の賃金に与える影響が異なるかどうかを検討することがこのでの関心となる。推定結果は、表 3 に示した。なおここでは本稿の主眼である直接移動・間接移動からの経過年数の係数のみを示している。その他の統制変数および切片の係数については、補足の表補 3 を参照されたい。

まず Pooled OLS の推定結果を確認する。model 1 をみると、直接移動・間接移動からの経過年数の係数はいずれも統計的に有意な負の値を示し、先に記述的な分析で示された傾向が他の変数を統制しても確認されることがわかる。さらに、賃金の低下の幅は直接移動よりも間接移動においてより大きい。ただし、記述的な分析から示したように移動から年数が経過するにつれて賃金が上昇に向かう（係数が 0 に近づく）傾向は確認されない。ついで、仕事・職場環境に関する変数を統制した model 2 の結果をみると、直接移動・間接移動からの経過年数の係数は大きく減少するものの、なお統計的に有意な負の値を示す。最後に直接移動・間接移動からの経過年数と性別との交互作用項を投入した model 3 をみると、交互作用項はいずれも正の値を示し、うち半分が統計的に有意な正の値を示している。これはすなわち、男性よりも女性において、直接移動・間接移動が賃金を減少させる効果がより小さいということを意味している。この結果は、先に記述的分析において確認された男女の違いと同様の結果である。

では、時不変の個人効果の影響を取り除いた固定効果モデルにおいてはいかなる結果が得られるだろうか。model 4-6 は、固定効果モデルによる推定結果を示している。model 4 は、model 1 と同様の独立変数を投入し、時不変の個人効果を消去した固定効果モデルによる推定結果である。直接移動・間接移動からの経過年数の係数はいずれの統計的に有意な負の値を示す。具体的には、直接移動の場合は、1 年後、2 年後、3 年後、4 年以上でそれぞれ 9.8%、8.7%、8.9%、9.0% の賃金の低下が見られる。間接移動の場合は、それぞれ 14.6%、15.0%、16.2%、17.4% の賃金の低下が見られる。移動にともなう賃金の低下、および間接移動が直接移動よりも大きく賃金を低下させる傾向は、時不変の個人効果を統制してもなお観察される。ついで model 5 では、model 2 と同様に仕事に関する変数群を統制した。ここでは Pooled OLS の場合の結果とは異なり、直接移動・間接移動の効果は model 4 とほとんど変化しない。これらの変数の水準によって直接移動・間接移動が賃金に与える負の効果を説明することはできない。最後に交互作用項を投入した model 6 の推定結果を確認すると、先ほどの Pooled OLS の結果とは異なり、交互作用項の係数はいずれも統計的に有意な値を示さない。すなわち、移動が賃金に与える効果は男女で不変である<sup>4)</sup>。

表 3 直接・間接移動が賃金に与える影響に関する Pooled OLS, 固定効果モデル

	Pooled OLS			Fixed effects		
	model 1	model 2	model 3	model 4	model 5	model 6
直接移動からの経過年数 (ref: 0 年)						
1 年	-0.136*** (0.014)	-0.033* (0.014)	-0.073*** (0.020)	-0.103*** (0.017)	-0.101*** (0.017)	-0.119*** (0.026)
2 年	-0.102*** (0.014)	-0.031* (0.013)	-0.048* (0.020)	-0.091*** (0.017)	-0.090*** (0.017)	-0.084** (0.027)
3 年	-0.089*** (0.016)	-0.037* (0.015)	-0.055* (0.022)	-0.093*** (0.019)	-0.092*** (0.019)	-0.076** (0.029)
4 年以上	-0.091*** (0.019)	-0.047** (0.016)	-0.070** (0.022)	-0.094*** (0.019)	-0.092*** (0.019)	-0.070* (0.030)
間接移動からの経過年数 (ref: 0 年)						
1 年	-0.175*** (0.017)	-0.059*** (0.017)	-0.082** (0.031)	-0.158*** (0.029)	-0.163*** (0.029)	-0.137** (0.045)
2 年	-0.153*** (0.020)	-0.056** (0.019)	-0.153*** (0.031)	-0.162*** (0.029)	-0.169*** (0.029)	-0.182*** (0.042)
3 年	-0.156*** (0.022)	-0.075*** (0.020)	-0.140*** (0.038)	-0.177*** (0.031)	-0.183*** (0.031)	-0.162*** (0.047)
4 年以上	-0.153*** (0.025)	-0.072** (0.022)	-0.139*** (0.035)	-0.191*** (0.034)	-0.198*** (0.034)	-0.180** (0.058)
直接移動からの経過年数×性別 (ref: 0 年×女性)						
1 年 × 女性			0.076** (0.026)			0.033 (0.034)
2 年 × 女性			0.035 (0.025)			-0.011 (0.035)
3 年 × 女性			0.035 (0.028)			-0.026 (0.037)
4 年以上 × 女性			0.046 (0.030)			-0.039 (0.037)
間接移動からの経過年数×性別						
1 年 × 女性			0.042 (0.036)			-0.037 (0.057)
2 年 × 女性			0.147*** (0.037)			0.017 (0.055)
3 年 × 女性			0.100* (0.044)			-0.030 (0.060)
4 年以上 × 女性			0.105* (0.042)			-0.026 (0.068)
統制変数						
年齢	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
初職からの経過年数	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
性別・婚姻状態	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
雇用形態	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
職業	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
従業先規模	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
職場の状況	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
逆ミルズ比	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N of obs./groups	10086 / 3097					
R <sup>2</sup>	0.269	0.399	0.401	0.052	0.060	0.062

括弧内は頑健標準誤差を示す。

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

以上、固定効果モデルからも、直接移動・間接移動はいずれもその後の賃金を低下させる

ことが確認された。加えて、移動が賃金を低下させる効果は少なくとも観察期間中に減少する傾向は見られず、持続的であった。一方で、Pooled OLS で確認された、女性において企業間移動の効果はより小さいとする結果は確認されなかった。固定効果モデルが個人の時不変の異質性を統制し、企業間移動のより精確な因果効果を明らかにできるという点を鑑みれば、企業間移動が賃金に与える影響は、男女でほぼ共通していると判断できる。

## 5. 議論

本稿は、日本を対象として、企業間移動がその後の賃金に与える持続的影響を、無業経由の有無と性別による違いに着目しつつ検討することを目的とした。分析の結果、企業間移動は、無業を経由してもしなくても、その後の賃金を持続的に低下させ、その程度は無業を経由する場合により大きいことが示された。また企業間移動が賃金に与える効果について男女差は確認されなかった<sup>4)</sup>。

無業を経由する移動が無業を経由しない移動と比較してより大きくその後の賃金を低下させるという結果は、先行研究と一致する結果である(樋口 2001; 玄田 2002)。他方で、無業を経由する移動がその後の賃金を上昇させるのではなくむしろ低下させるという結果は、他の研究では確認されていない。本稿における無業を経由する移動(直接移動)の定義は若干の不備がある点に留保が必要ではあるが<sup>5)</sup>、長期雇用を前提とする日本型雇用慣行のもとで、企業間移動は不利なキャリア形成としての側面をもつことが確認されたといえる。本稿で用いた JLPS2007-2012 は、2007 年時点で 20-40 歳の若年・壮年層を対象とする比較的新しい調査データであるが、今なお長期雇用を前提とする日本の労働市場は維持されているとみられる。

また、企業間移動の効果に男女差が見られなかったという点も重要である。性別による分断の強い日本の労働市場においても、企業間移動が賃金に与える影響の大きさは男女で共通している。ただし、一見して企業間移動がその後の賃金に与える影響が男女で共通しているといっても、その内部のメカニズムは男女で異なっている可能性がある。企業間移動が賃金に与える影響は当該の移動が何回目の移動であるか(Mooi-Reci and Ganzeboom 2015)、以前の従業先を辞めた際の理由((Fuller 2008; Kronberg 2013)、子どもの有無(Cha 2014)等によって異なり、そこに男女差があることが指摘されている。今後、移動のパターンをより精緻に分類することで、企業間移動の効果を生じさせるメカニズムを検討していくことが可能となるだろう。

### [謝辞]

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「東大社研・若年パネル調査(JLPS-Y) wave 1-6, 2007-2012」

「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave 1-6, 2007-2012」(東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト)の個票データの提供を受けた。

本稿の分析内容については、2015年度二次分析研究会課題公募型研究「パネルデータを活用した就労・家族・意識の関連性についての研究」「若年・壮年者をめぐる家族と格差」合同研究会、および2015年10月の東京大学計量社会学研究会にて発表の機会をいただき、有益なコメントをいただいた。さらに2016年3月の成果報告会でも参加者のみなさまから多くのコメントをいただいた。また本稿執筆にあたり、藤原翔先生より内容についてご指摘をいただいた。以上、記して感謝申し上げます。

[補足]

表補 1 プロビットモデルの推定に用いた変数の記述統計量

変数	Mean	変数	Mean	変数	Mean
就業状態		ライフステージ		関東	0.352
就業	0.811	配偶者なし	0.394	北陸	0.046
非就業	0.189	既婚・子なし	0.101	東山	0.040
年齢	34.21	末子0-5歳	0.299	東海	0.123
	(5.82)	末子6歳以上	0.205	近畿	0.154
学歴		性別		中国	0.060
中学高校	0.291	男性	0.441	四国	0.027
専門	0.194	女性	0.559	九州	0.090
短大高専	0.151	居住地域		健康状態	1.60
大学大学院	0.364	北海道	0.039		(0.91)
		東北	0.071	N of obs.	12434

注) 括弧内は標準偏差を示す。

表補 2 就業選択に関するプロビットモデル

	Coef.	(S.E.)		Coef.	(S.E.)
年齢	-0.060	(0.032)	女性×末子0-5歳	-2.649***	(0.115)
2乗	0.087	(0.047)	女性×末子6歳以上	-1.754***	(0.129)
学歴 (ref: 中学高校)			居住地域 (ref: 関東)		
専門	0.059	(0.044)	北海道	-0.141	(0.079)
短大高専	-0.035	(0.045)	東北	0.068	(0.063)
大学大学院	0.198***	(0.041)	北陸	0.474***	(0.081)
性別 (ref: 男性)			東山	0.148	(0.084)
女性	0.151**	(0.053)	東海	0.053	(0.050)
ライフステージ (ref: 配偶者なし)			近畿	-0.006	(0.047)
既婚・子なし	0.640***	(0.121)	中国	-0.021	(0.066)
末子0-5歳	1.075***	(0.106)	四国	0.375***	(0.106)
末子6歳以上	0.952***	(0.121)	九州	0.073	(0.056)
性別×ライフステージ			健康状態	-0.215***	(0.015)
女性×既婚・子なし	-1.333***	(0.137)	切片	2.544***	(0.529)
N of obs.					12434
$\chi^2$					3350.85
Pseudo $R^2$					0.278

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

表補 3 表 3 で省略した変数および切片の係数

	Pooled OLS			Fixed effects		
	model 1	model 2	model 3	model 4	model 5	model 6
年齢 (ref: 21-25 歳)						
26-30 歳	0.069*** (0.017)	0.036* (0.015)	0.038* (0.015)	-0.004 (0.014)	-0.005 (0.014)	-0.005 (0.014)
31-35 歳	0.210*** (0.026)	0.124*** (0.023)	0.126*** (0.023)	-0.006 (0.021)	-0.008 (0.021)	-0.008 (0.021)
36-40 歳	0.361*** (0.033)	0.216*** (0.028)	0.218*** (0.028)	-0.010 (0.025)	-0.014 (0.025)	-0.015 (0.025)
41-46 歳	0.492*** (0.042)	0.300*** (0.034)	0.300*** (0.034)	0.007 (0.027)	0.003 (0.027)	0.001 (0.027)
初職からの経過年数	-0.001 (0.005)	0.013** (0.004)	0.012** (0.004)	0.043*** (0.005)	0.043*** (0.005)	0.043*** (0.005)
2 乗 × 100	-0.066*** (0.017)	-0.066*** (0.015)	-0.064*** (0.015)	-0.082*** (0.015)	-0.082*** (0.015)	-0.081*** (0.015)
wave (ref: wave 2)						
wave 3	0.012 (0.006)	0.008 (0.006)	0.009 (0.006)	0.000 (0.005)	0.001 (0.005)	0.001 (0.005)
wave 4	0.025** (0.008)	0.003 (0.008)	0.003 (0.008)	-0.001 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.005)
wave 5	0.045*** (0.009)	0.019* (0.008)	0.019* (0.008)	0.001 (0.005)	0.001 (0.004)	0.001 (0.005)
wave 6	0.046*** (0.010)	0.013 (0.009)	0.014 (0.009)	—	—	—
性別 (ref: 男性)						
女性	-0.069*** (0.015)	-0.071*** (0.014)	-0.101*** (0.017)	—	—	—
婚姻状態 (ref: 配偶者なし)						
配偶者あり	0.196*** (0.016)	0.147*** (0.015)	0.137*** (0.015)	0.026 (0.024)	0.030 (0.024)	0.026 (0.024)
性別 × 婚姻状態						
女性 × 配偶者あり	-0.318*** (0.030)	-0.225*** (0.026)	-0.214*** (0.026)	-0.019 (0.030)	-0.024 (0.030)	-0.017 (0.030)
雇用形態 (ref: 正規雇用)						
非正規雇用		-0.173*** (0.013)	-0.176*** (0.013)		0.005 (0.016)	0.005 (0.016)
職業 (ref: 事務)						
専門管理		0.089*** (0.013)	0.087*** (0.013)		0.013 (0.018)	0.013 (0.018)
販売		-0.095*** (0.014)	-0.097*** (0.014)		-0.022 (0.015)	-0.024 (0.016)
熟練		-0.094*** (0.015)	-0.095*** (0.015)		-0.028 (0.018)	-0.028 (0.018)
半非熟練・農業		-0.085*** (0.016)	-0.087*** (0.016)		-0.010 (0.018)	-0.010 (0.018)
従業先規模 (ref: 30-299 人)						
1-29 人		-0.031* (0.013)	-0.030* (0.013)		0.005 (0.013)	0.005 (0.013)
300 人以上		0.124*** (0.011)	0.124*** (0.011)		0.016 (0.011)	0.016 (0.011)
官公庁		0.096*** (0.019)	0.093*** (0.020)		0.024 (0.023)	0.025 (0.023)
わからない		0.010 (0.016)	0.009 (0.016)		-0.000 (0.013)	-0.001 (0.013)
自由度		0.030*** (0.004)	0.029*** (0.004)		0.011** (0.003)	0.011** (0.003)
WLB		0.029*** (0.004)	0.029*** (0.004)		0.012*** (0.003)	0.012*** (0.003)
失業見込み		0.006 (0.005)	0.006 (0.005)		0.004 (0.003)	0.004 (0.004)
逆ミルズ比	0.133*** (0.033)	0.076** (0.029)	0.074* (0.029)	-0.007 (0.020)	-0.008 (0.020)	-0.009 (0.020)
切片	7.018*** (0.022)	6.801*** (0.032)	6.822*** (0.033)	6.788*** (0.029)	6.714*** (0.038)	6.714*** (0.038)
N of obs.				10086		
N of groups				3097		
R <sup>2</sup>	0.269	0.399	0.401	0.052	0.060	0.062

括弧内は頑健標準誤差を示す。

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

注) model 1, 2 (4, 5) では直接移動・間接移動からの経過年数を、model 3 (6) ではこれに加えて直接移動・間接移動からの経過年数と性別との交互作用項を投入している。

## [注]

- 1) 日本においては従業先を変更するのは「転職」と呼ばれるのが一般的である。ここで実際に変化しているのは「職」業ではなく従業先であると想定されている。この語では、比較的短い無業期間、あるいは無業期間を経ずに別の従業先へと移ることが念頭に置かれている。それに対して本稿では、無業期間の長さにかかわらず、ある従業先から別の従業先へと移ることを指して「企業間移動」という語を用いる。
- 2) 日本を代表する社会調査の一つである社会階層と社会移動調査（SSM 調査）において、回顧的ではあるが転職にともなう賃金の変化が尋ねられている。この調査では、3 ヶ月以上の無業期間（職歴段）を伴わずに新たな従業先へと移動した場合に限り、賃金がどのように変化したかが尋ねられている（このデータを用いて賃金の変化を検討した研究として林（2008, 2011）や Yu（2010）が挙げられる）。したがって、無業期間をとまなう企業間移動について、賃金がどのように変化したかは把握することができず、このような移動は考慮の外に置かれてしまう。
- 3) この呼び方は、Schmelzer（2012）の Direct mobility と Indirect mobility にそれぞれ対応している。
- 4) 今回の分析では男女の違いが確認されなかったが、技術的な理由から、この結果が必ずしも頑健であると即断することはできない。それは、今回のデータが 6 年間（賃金については 5 年間）という短い観察期間しか得られていないことによる。この場合、企業間移動を経験したケースは少なくなり、さらに男女でこれを分けた場合、標準誤差が大きくなるためである。今後さらに調査時点を重ねたうえで、今回得られた結果を再検討することが望まれる。
- 5) 直接移動に関して、現在公開されている JLPS データにおいては、wave 間の無業期間を正確に捕捉することができていない。その結果、今回の分析では直接移動として分類しているなかにも、1 年に満たない無業期間を含む間接移動が含まれてしまっている。今後、wave 間の無業期間の情報を利用して直接移動をより精緻に分類し、その効果を推定しなおす必要があるだろう。

## [参考文献]

- Becker, Gary S., 1964, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, New York: National Bureau of Economic Research. (=佐野陽子訳, 1976, 『=人的資本——教育を中心とした理論的・経験的分析』東洋経済新報社.)
- Cha, Youngjoo, 2014, “Job Mobility and the Great Recession: Wage Consequences by Gender and Parenthood,” *Sociological Science*, 1:159–77.
- DiPrete, Thomas A. and Patricia A. McManus, 2000, “Family Change, Employment Transitions, and the Welfare State: Household Income Dynamics in the United States and Germany,” *American Sociological Review*, 65(3): 343–70.

- Fuller, Sylvia, 2008, “Job Mobility and Wage Trajectories for Men and Women in the United States,” *American Sociological Review*, 73(1): 158–83.
- Gangl, Markus, 2006, “Scar Effects of Unemployment: An Assessment of Institutional Complementarities,” *American Sociological Review*, 71(6): 986–1013.
- 玄田有史, 2002, 「リストラ中高年の行方」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム——労働移動の経済学』東洋経済新報社, 25–49.
- Gregory, Mary and Robert Jukes, 2001, “Unemployment and Subsequent Earnings: Estimating Scarring Among British Men 1984 and 1994,” *Economic Journal*, 111: 607–25.
- 林雄亮, 2008, 「労働市場の流動化と世代内移動の帰結——転職に伴う賃金変化構造の時代的変遷」『社会学年報』37:59–70.
- , 2011, 「転職時の収入変化——高度経済成長期から2000年代までの構造と変容」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会2：階層と移動の構造』東京大学出版会, 253–69.
- Heckman, James J., 1979, “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, 45(1):153–61.
- 樋口美雄, 2001, 『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- 近藤絢子, 2010, 「失職が再就職後の賃金にもたらす影響の経済分析——先行研究の展望と今後の課題」『日本労働研究雑誌』598: 29–37.
- Kronberg, Anne Kathrin, 2013, “Stay Or Leave? Externalization Of Job Mobility And The Effect On The U.S. Gender Earnings Gap, 1979-2009,” *Social Forces*, 91(4): 1117–46.
- Le Grand, Carl and Michael Tahlin. 2002. “Job Mobility and Earnings Growth,” *European Sociological Review*, 18(4): 381–400.
- Mooi-Reci, Irma and Harry B. Ganzeboom, 2015, “Unemployment Scarring by Gender: Human Capital Depreciation or Stigmatization? Longitudinal Evidence from the Netherlands, 1980-2000,” *Social Science Research*, 52: 642–58.
- 森山智彦, 2012, 「職歴・ライフコースが貧困リスクに及ぼす影響——性別による違いに注目して」『日本労働研究雑誌』619: 77-89.
- 中尾啓子, 2002, 「地位達成過程における転職——JGSS-2000 調査データを用いての検討」『JGSS で見た日本人の意識と行動——日本版 General Social Surveys 研究論文集』1: 1–16.
- Ruhm, Christopher J., 1991, “Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?” *The American Economic Review*, 81(1): 319–24.
- Schmelzer, Paul, 2012, “The Consequences of Job Mobility for Future Earnings in Early Working Life in Germany: Placing Indirect and Direct Job Mobility into Institutional Context,” *European Sociological Review*, 28(1): 82–95.
- Schmelzer, Paul and Alberto Veira Ramos, 2016, “Varieties of Wage Mobility in Early Career in Europe,” *European Sociological Review*, 32(2): 175–88.

- Spence, Michael, 1973, "Job Market Signaling," *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3): 355–74.
- Stevens, Ann Huff, 1997, "Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses," *Journal of Labor Economics*, 15(1): 165–88.
- Western, Bruce, Deirdre Bloome, Benjamin Sosnaud, and Laura Tach. 2012. "Economic Insecurity and Social Stratification." *Annual Review of Sociology*, 38(1): 341–59.
- Wooldridge, Jeffrey M., 1995, "Selection Corrections for Panel Data Models under Conditional Mean Independence Assumptions," *Journal of Econometrics*, 68(1): 115–32.
- Wooldridge, Jeffrey M., 2013, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South-Western; Cengage Learning.
- 吉田崇, 2011, 「初期キャリアの流動化と所得への影響」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1 : 格差と多様性』19–34.
- Yu, Wei-hsin, 2010, "Enduring an Economic Crisis: The Effect of Macroeconomic Shocks on Intragenerational Mobility in Japan," *Social Science Research*, 39(6): 1088–107.
- 勇上和史, 2005, 「転職と賃金変化——失業者データによる実証分析」独立行政法人労働政策研究・研修機構ディスカッション・ペーパー 05(004): 53–72.



# 若年層の世帯と階層的地位

## ——親同居・婚姻状況・ジェンダーの視座から——

齊藤知洋

(東京大学大学院／日本学術振興会)

本稿の目的は、若年者が自身の階層的地位を評価する基準となる社会経済的属性がライフコースを通じてどのように変化するかについて検討を行うことである。具体的には、親との同居・婚姻状況・ジェンダーに着目して、これらの世帯・個人属性の組み合わせによって、階層帰属意識の規定要因がどの程度異なるかについてパネルデータ（JLPS）を用いた分析を行った。

分析の結果、得られた知見は次の3点である。(1) 未婚から既婚への結婚移行は女性の階層帰属意識を高め、定住家族からの離家は男女ともに帰属意識の評価に重要な効果を持たない。(2) 男性は、親との同居状況や婚姻状況にかかわらず、階層帰属意識は本人の社会経済的属性をもとに判断している。(3) 女性は、未婚時には本人属性、結婚後は本人属性と配偶者属性によって階層帰属意識が規定されており、結婚後に配偶者属性の影響力が相対的に大きくなる。

### 1. 問題の所在

1990年代の経済不況への突入や非正規労働者の増加、労働市場の流動化により、社会経済的不平等や格差論といったトピックが社会的関心を集めている(橋本 1998; 佐藤 2000)。戦後の高度経済成長から1980年代末にかけて生じた国民所得の上昇は終焉を迎え、富裕層と貧困層の二極化、将来の生活保障の不安化といった日本経済の停滞が人々の格差意識を大いに刺激している。こうした社会的な不平等や格差の問題を扱う上で、経済学や社会学の諸研究は若年世代を分析対象として扱うことが多い。若年者が注目されるのは、初期キャリアの不安定化のみならず、少子高齢化に向けた社会保障制度の維持や次世代のマンパワーの確保といった社会問題と密接に関連するためである。

個人のミクロ的側面から見ても、若年者の就労状況や所得水準の変化は、結婚や出産などの家族形成に少なからず影響を与えている。たとえば家族研究は、親と子の世代間関係の変化を指摘する。具体的には、青年期から成人期への移行期間の長期化による「ポスト青年期」の発生(宮本ほか 1998)や、親との同居継続の長期化、親への経済的・精神的・サービス依存の高まりが挙げられる。山田(1999)は、結婚による便益が低いことで親元に留まり、優雅な独身生活を謳歌する成人未婚子を「パラサイト・シングル」と名付け、親の生活水準や親子間の依存関係をもとに未婚化や晩婚化の背景を論じている。

日本は、先進諸国のなかでも成人未婚者が親との同居を選択する割合が極めて高い水準にある。国立社会保障・人口問題研究所が実施した「第14回出生動向基本調査」によれば、2010年時点で親と同居する18～34歳未婚者の割合は男性で69.7%、女性で77.2%を占める。

この数値自体は、男女ともに 1982 年時点（第 8 回調査）の値と大きく変化していないが、成人未婚子の就業状況によってそのトレンドは異なる。2 時点を比較すると、「正規雇用」者の親同居率は男性では 71.1%から 66.7%、女性では 81.7%から 76.3%と微減傾向にある。他方、「パート・アルバイト」の親同居率は女性では 85%程度を維持しているが、男性では 64.8%から 83.7%と約 20%の増加がみられる（国立社会保障・人口問題研究所 2012）。

こうした若年者の就労状況や世帯形態の変化、そして結婚タイミングの遅れは相互に関連しながら社会階層研究にも一定の影響を与えうる。その一側面として、本稿では社会成員の階層的地位に着目する。Sørensen（2005）によれば、家族はその成員が世代内・世代間に関わって保有する諸資源を共有する再分配単位であり、家族や世帯は人々の所属階層を決定する基本的な社会集団である。従来の分析枠組みでは、家族成員が世帯内で共有する社会的資源の総量を反映する尺度として、世帯主の属性に注目してきた。具体的には、出身階層は父親の職業的地位を、到達階層は本人のそれ（有配偶女性の場合は夫の職業的地位）を主要な指標として用いてきた（Goldthorpe 1983）。

その一方で、産業化に伴う女性の家庭外就労への参加により、男性世帯主を前提とした階層論アプローチに対する批判として、1970 年以降に階層的地位の測定単位をめぐる問題が分析の俎上に載せられるようになった（詳細は後述）。特に到達階層については、有配偶就労女性の階層的地位として本人と配偶者（夫）の属性のうちどちらを採用すればよいのかという議論が取り上げられた（Felson and Knoke 1974; 直井 1990; 赤川 2000 など）<sup>1)</sup>。

同様の問題は、親と同居する成人未婚子についても当てはまる。結婚までの一定期間に親と同居する未婚者が近年ほど増加するにつれて、成人未婚子の階層的地位を本人の属性をもって決定することの妥当性について再検討の余地がある。それは社会経済的地位が同等であっても、親と同居するか否かによって、世帯の生活水準は可処分所得や世帯の保有財産によって大いに変化しうるからである。換言すれば、成人未婚者は親との世代間（垂直的）関係によって自身の階層的地位が規定される可能性がある。家族（世帯）と社会階層の関係性は人々のライフコース過程で変わりうると同時に、階層的地位の構成要素も時変性を持つと予想される。

本稿では、若年者の階層的地位の規定構造がライフコースを通じてどのように変化するかについて、主観的な階層的地位の評価指標である階層帰属意識を手掛かりに検討を行う。以下では、親との同別居・婚姻状況・ジェンダーに着目して、世帯・個人属性の組み合わせによって、階層帰属意識の規定要因に違いが見られるかを明らかにする。

## 2. 先行研究と研究課題

### 2.1 階層単位をめぐる理論と議論——階層帰属意識の準拠変数とジェンダー差

社会成員の階層的地位に関する測定上の問題は、「女性の社会階層をいかにして決定すべきか」という社会階層・階級理論とジェンダーの問題を中心に扱われてきた。Acker（1973）

を嚆矢として、女性の階層的地位を世帯主——結婚前は父親、結婚後は夫——の階層的地位によって代用する男性中心的な階層論アプローチの妥当性についてフェミニスト社会学者が疑問を呈した (Acker 1973; Stanworth 1984; Heath and Britten 1984). これらの理論的批判の中核は、女性の階層的地位の決定プロセスにおける男性従属的側面を排除することであり、女性にも男性と同様に自身の社会経済的属性をもとに階層的地位を付与すべきというものである。

この問いに答えるために採用された方法は、有配偶者を対象として人々の階層帰属意識に対して、本人と配偶者の地位属性のうちどちらが強く作用しているかを検証するものである (Felson and Knoke 1974; 直井 1990; 盛山 1998; 赤川 2000). 具体的には、独立変数として本人属性 (職業威信, 収入, 教育年数) と配偶者属性 (同), またはそれらの合成変数 (夫と妻属性の平均値) を設定した複数のモデルを構築し、階層帰属意識を従属変数とした重回帰分析の決定係数 ( $R^2$ ) の大きさを比較していく<sup>2)</sup>. 客観的な階層的地位と主観的な帰属意識は完全な対応関係にあるわけではないが (盛山 1998), 階層的位置の自己認知 (評価) を最も説明する客観的属性 (準拠変数) を把握する方法として伝統的に用いられてきた (Felson and Knoke 1974).

分析結果の多くは、男性とは独立に女性自身に階層的地位を定めることを主張したフェミニスト階層論者たちの主張を支持しない。日本を代表する全国規模の社会調査データである「社会階層と社会移動全国調査」(以下, SSM 調査) を用いた実証分析を見ても、女性自身の地位変数のみを独立変数とした「地位独立モデル」は夫属性や夫婦のうち地位の高い一方の情報を採用したモデルと比較して、決定係数が著しく低い (直井 1990; 盛山 1998; 赤川 2000). 「地位独立モデル」が有力モデルとなるケースは、夫婦収入に占める妻収入の割合が 45% 以上の世帯であり、そのケースは全体の 1 割にも満たない (赤川 2000). 他方、男性については、自身の地位変数によって自らの階層帰属意識を判断する側面が強く、妻属性自体は重要な規定要因となっていない (赤川 2000).

これらの知見が示唆するものは、人々の主観的な階層帰属意識に対する配偶者属性の効果にはジェンダーの「非対称性」(asymmetry) が存在する点である。その背景には、妻自身の職業や収入は、家計補助の意味合いが強く、世帯の社会的資源の保有に対する妻属性の貢献度が低いことが挙げられる。ほぼ一貫した知見として、階層帰属意識を自己評価する上で、既婚男性は自身の階層的地位による本人属性志向、既婚女性については配偶者属性や世帯属性 (耐久消費財など) といった家族属性志向にある (盛山 1998).

先行研究は分析目的の性質上、有配偶者を対象としているため、未婚者や離死別者を分析から除外している。到達階層として有配偶者の地位属性と階層帰属意識の対応関係のみを検討することは、階層帰属意識の形成プロセスに対するライフコース的視点を放棄することにつながる。先述のとおり、未婚率の上昇や平均初婚年齢の遅れにより、到達階層として初職を獲得した後にも親との同居を選択する成人未婚者がかなりの割合で存在する。それ

を鑑みれば、未婚者の階層帰属意識の規定要因を検討することは次の2つの利点がある。第1に、未婚者層の階層帰属意識の準拠変数が本人の地位変数のみによって決定されるのかを明らかにする点である。本人の属性だけでなく、親同居などの世帯属性変数も有意な効果を呈するならば、成人未婚子の階層的地位を把握する上で親世代の地位属性も重要な指標となる可能性がある。第2に、未婚者の階層帰属意識の規定構造が既婚者と比較してどのように異なるかを検討できる点である。それにより、先行研究で示された既婚者の準拠変数のジェンダー差が未婚時点で既に存在しているのか、それとも結婚後にジェンダー差が生じるのかという階層帰属意識の形成プロセスを探求することにつながる（神林 2003）。

成人未婚者の階層帰属意識を検討した研究は極めて少ないが、代表的なものとして山田（1998）と神林（2003）が挙げられる。山田（1998）は、1995年SSM調査を用いて25～34歳の未婚男女と既婚男女の階層帰属意識の規定要因について検討を行っている。分析の結果、(1) 女性は婚姻上の地位にかかわらず、親同居者は非同居者と比較して階層帰属意識が高いこと、(2) 未婚男性では本人収入、未婚女性では世帯収入と親との同居が帰属意識を高める効果を持つことを示している<sup>3)</sup>。また神林（2003）は、1985年・1995年SSM調査をもとに未婚者の階層帰属意識の規定構造を、先に紹介した有配偶者に対する分析枠組みを援用しつつ説明を試みている。分析によれば、未婚者の階層帰属意識の規定構造も男女によって異なっており、男性では本人属性、女性では世帯属性に準拠する傾向にある。さらに、単身世帯や同居世帯という世帯形態自体も階層帰属意識に影響していると結論付けている。

これら2つの研究は、未婚者の階層帰属意識の規定要因を先駆的に検討した点で有意義なものであるが、いくつかの限界点もある。第1に、サンプルサイズの問題である。SSM調査に含まれる未婚ケースは既婚者と比べると極めて少なく、多変量解析を行うと分析ケースはさらに制限される（Nが200を下回る場合もある）。第2に、因果推論の問題である。これは第1の問題とも関連するが、親同居者による階層帰属意識に及ぼす効果が世帯形態による独自効果なのか、親同居者と非同居者の間にある異質性によるものであるかについては、横断的調査を用いた分析では判断が難しい。神林（2003）の分析では、1985年と1995年調査では未婚女性において世帯形態の効果の向きが逆転している。神林（2003）は、その要因として(1) サンプルの歪みによるアーティファクトによるもの、(2) 調査時点間で親同居が示す意味合いが異なるという2つの可能性を示しており、分析結果の解釈は慎重になるべきである。これらの知見の頑健性については、十分な対象ケースを含む別の社会調査データを用いて再検討する必要がある。

## 2.2 研究課題

本稿では2つの研究課題を設定する。第1に、親との同別居、そして結婚といったライフイベントは人々の階層帰属意識に影響を与えるかを検討する。定住家族からの離家や配偶者との同居と結びつきやすい結婚は、いずれも人々が社会生活を営む世帯の変化を意味す

る。家族成員は世帯内の社会的資源を分有し消費することから、世帯構造の変化はそうした諸資源の総量の変化を意味する。そのため、離家（帰家）や結婚といったライフイベントの発生は、人々の階層帰属意識に何らかの影響を持つと推測される。

第 2 に、婚姻状況によって人々の階層帰属意識を規定する要因にちがいがみられるのかを検討する。これは、先に述べた階層帰属意識の規定構造がライフコースを通じて変化するのかという問いに相当する。具体的には、未婚者と既婚者を分割した上で両者の階層帰属意識を判断する準拠変数とその効果について検討を加えていく。

これらの研究課題を厳密に検討するためには、同一個体を追跡調査したパネルデータを用いることが重要である。パネルデータ分析を行うことで、先行研究に見られる個体間の観察されない異質性のある程度統制したうえで、階層帰属意識を規定する諸要因の効果を推定することができる。

### 3. データと変数・分析手法

#### 3.1 データ

使用データは、「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」（Japanese Life Panel Survey, 以下 JLPS と略す）の若年・壮年調査（JLPS-Y/JLPS-M）である。JLPS は、日本全国に在住する 20～40 歳（2007 年時点）の男女を対象とし、毎年同一の対象者を追跡したパネルデータである。本稿では Wave1（2007 年）から Wave6（2012 年）の 6 ヶ年分データを用いる。なお、本稿では Wave5（2011 年）以降の追加サンプルも分析対象に含めている。分析ケースは後述する使用変数に有効回答が得られている 20,340 レコード（男性：9,474、女性：10,866）である。ただし、調査時点で学生であった場合や、婚姻上の地位が離別・死別であるレコードについては分析から除外した。

#### 3.2 変数

本稿のキーとなる従属変数は、階層帰属意識である。JLPS では、階層帰属意識について「かりに社会全体を上から順に 1 から 10 の層に分けるとすれば、あなた自身は、このどれに入ると思えますか」という質問項目を各調査年で尋ねている。この問いに対し、「1.上の方」から「10.下の方」の 10 件法によって回答を得ている。分析では、この値が大きいほど階層帰属意識が高くなるように操作化している。

独立変数は、人々の階層帰属意識に影響を与える準拠変数として主に (1) 本人属性、(2) 配偶者属性、(3) 世帯属性、の 3 つに分類できる。分析に使用する具体的な準拠変数は次のとおりである。

- (1) 本人属性 : 年齢, 従業上の地位, 個人収入, 最終学歴, 婚姻上の地位
- (2) 配偶者属性 : 従業上の地位, 個人収入, 最終学歴
- (3) 世帯属性<sup>4)</sup> : 親同居, 配偶者親同居, 父学歴

特に重要な独立変数である「婚姻上の地位」と「親同居」は、次のように操作化した。婚姻上の地位は、調査時点の婚姻状況をもとに既婚を1、未婚を0とするダミー変数を作成した。先述のとおり、以下では未婚から既婚への移行に分析の焦点をあてるため、調査期間中に離別や死別を経験したケースは分析から除外した。親同居については、回答者の父親と母親のうちどちらか一方（もしくは両方）と同居している場合に1、いずれとも同居していない場合を0とした親同居ダミーを用いる<sup>5)</sup>。また、既婚者ケースに限定した分析では、配偶者の両親との同居状況についても同様の操作化によってダミー変数を作成した。

その他の独立変数についても補足的に説明を加えておく。回答者および配偶者の従業上の地位は、「正規雇用」「非正規雇用」「自営・家族従業」「無職」のカテゴリカル変数である。個人収入は「150万円未満」「150-250万円」「250-350万円」「350-600万円」「600万円以上」の5つのカテゴリから成る。最終学歴については、短期大学・四年制大学の場合には1、それ以外を0とするダミー変数を用いる。その他の共変量として、2007年時点の本人年齢と父学歴、そして調査年ダミーをモデルに投入する。

本稿の分析はパネルデータを用いるため、独立変数は(1)時間とともに変化する変数(時変変数)と(2)時間によらず観測値が一定である変数(時不変変数)に区分される。分析では、従業上の地位・個人収入・婚姻上の地位・親同居・調査年を時変変数、本人年齢(2007年時点)と最終学歴を時不変変数として扱う。記述統計量は、表1のとおりである。

表1 要約統計量

全体	男性		女性		Min.	Max.
	N	Mean (S.D.)	N	Mean (S.D.)		
<b>時変変数</b>						
階層帰属意識		5.088 (1.710)		5.020 (1.557)	1	10
従業上の地位(基準:正規雇用)						
非正規雇用		.108 (.310)		.330 (.470)	0	1
自営・家族従業		.098 (.297)		.050 (.219)	0	1
無職		.043 (.203)		.257 (.437)	0	1
個人収入(ref:150-250万円)	9474		10866			
150万円未満		.093 (.291)		.522 (.500)	0	1
250-350万円		.210 (.407)		.152 (.360)	0	1
350-600万円		.404 (.491)		.132 (.338)	0	1
600万円以上		.171 (.376)		.015 (.120)	0	1
結婚ダミー		.446 (.497)		.369 (.483)		
親同居ダミー		.393 (.489)		.318 (.466)	0	1
<b>時不変変数</b>						
2007年時点本人年齢(基準:25-29歳)						
20-24歳		.185 (.389)		.207 (.405)	0	1
30-34歳		.304 (.460)		.267 (.442)	0	1
35-39歳		.251 (.434)		.257 (.437)	0	1
40-44歳	2565	.038 (.191)	2738	.043 (.204)	0	1
父学歴(基準:高校以下)					0	1
短大・四年制大学		.255 (.436)		.266 (.442)	0	1
無回答		.148 (.355)		.125 (.331)	0	1
本人学歴(基準:高校以下)						
短大・四年制大学		.495 (.500)		.501 (.500)	0	1

### 3.3 分析手法

#### 3.3.1 ハイブリッド・モデルとは

本稿では、階層帰属意識の規定要因を検討するために、「ハイブリッド・モデル」(hybrid model) による推定を行う (Allison 2009; 三輪・山本 2012)。ハイブリッド・モデルは、ランダム効果モデルの一種であり、見方によってはマルチレベル分析の応用例と捉えることができる。ハイブリッド・モデルの基本式は (1) 式のように表現される。

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^J \beta_j X_{jit} + \sum_{k=1}^K \beta_k Z_{ki} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここでは、個人  $i$  の時点  $t$  の従属変数 (階層帰属意識) の値を  $Y_{it}$ 、切片を  $\beta_0$ 、時点  $t$  によって値が変わりうる第  $j$  番目の独立変数 (時変変数) を  $X_{jit}$ 、そして時点によらず値が一定である第  $k$  番目の独立変数 (時不変変数) を  $Z_{ki}$  とする。残り 2 つは攪乱項であり、 $\alpha_i$  は観察されない個体間の異質性 (平均 0, 分散  $\sigma_\alpha^2$ )、 $\varepsilon_{it}$  は各時点の誤差 (平均 0, 分散  $\sigma_\varepsilon^2$ ) を表す。

時変変数  $X_{jit}$  は、個体内平均 ( $\bar{X}_{ji}$ ) と個体内差分 ( $X_{jit} - \bar{X}_{ji}$ ) の 2 つの要素に分解した上でモデルに投入する。基本式 (1) を変形すると、(2) 式ようになる。

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^J \beta_j^B \bar{X}_{ji} + \sum_{j=1}^J \beta_j^W (X_{jit} - \bar{X}_{ji}) + \sum_{k=1}^K \beta_k Z_{ki} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

それにより、前者は変数  $X$  の水準が個体間で異なることで生じる効果  $\beta_j^B$  (個体間効果 between-effects)、後者は変数  $X$  の水準が同一個体内で変化したことで生じる効果  $\beta_j^W$  (個体内効果 within-effects) として別々に推定することができる。パネルデータ分析で一般的に用いられる固定効果モデル (fixed effect model) は、観察されない個体間の異質性 ( $\alpha_i$ ) を除去したうえで、後者の個体内効果 ( $\beta_j^W$ ) が従属変数  $Y$  の値の個体内変化にもたらす影響を「偏りなく」推定するものである (Allison 2009)。

ハイブリッド・モデルの最大の利点は、固定効果モデルの利点を保持しながら、個体内平均の効果 ( $\beta_j^B$ ) と時間とともに変化しない時不変変数の効果 ( $\beta_k$ ) も併せて推定できることにある。それにより、先行研究が注目してきた階層帰属意識を規定する地位変数に加え、ライフコース過程で変わりうる属性 (例: 婚姻上の地位, 世帯状況, 従業上の地位, 個人収入など) の影響を個体間効果と個体内効果に区分して推定することが可能となる。

#### 3.3.2 階層帰属意識を規定する要因の推定方法

これまで、人々の階層帰属意識の規定構造を測定するための主要なアプローチは、有配偶

者を対象として本人（回答者）属性、配偶者属性、世帯属性の変数群の組み合わせをもとに構築された複数のモデルを評価するというものであった。基本的な手続きは、(1) 分析対象間の階層帰属意識の分散をより多く説明するモデルを決定係数の比較をもとに採択し、(2) 人々の帰属意識を最も反映する客観的変数を析出するものである。

しかし、このアプローチは少なくとも2つの問題点が挙げられる。第1に、各変数が持つ独自効果（正味の分散説明率）を厳密に推定することができない点である。回答者・配偶者・世帯の社会経済的条件は多少なりとも相関しているため、いずれの属性をモデルから除外すると、推定される諸変数の係数は交絡要因の影響を含んだものになってしまう。第2に、構築されたモデルが互いにネスト（入れ子）構造の関係にない場合、モデル間の決定係数に有意差がみられるかを統計的に検定することができない。モデル間で決定係数の大きさに明確な違いが見られない場合、モデルを採択する統計的妥当性を付与することが難しい。

そこで本稿では、階層帰属意識を規定しうる全ての準拠変数を同時にモデル推定し、変数間の影響力や有意性を直接比較していく。この手法がこれまで採用されてこなかった最大の理由は、投入した独立変数間の相関が高いことで生じる多重共線性の問題があるためである（盛山 1998）。しかし、パネルデータでは、一時点の横断的データと比較して推計上の自由度が大きく、多重共線性の問題を緩和させることができる<sup>9)</sup>。本稿の分析目的を満たすだけでなく、こうした方法論的問題を克服しうる点にもパネルデータを用いる強みがある。

## 4. 分析結果

### 4.1 基礎分析——親同居・婚姻上の地位・階層帰属意識の経年変化

多変量解析に入る前に、親との同居状況・婚姻状況の変化と階層帰属意識の分布の推移をみていく。

表2は、親との同居状況の変化を示している。定住家族からの離家を表す「親同居→親非同居」の観察数は男性では261（9.5%）、女性では351（13.2%）である。ただし、離家は結婚イベントと強い関連があるため、観察されたケースの一部は結婚に伴う親との同居関係の解消によるものと考えられる。婚姻状況別に離家の発生状況を見ると、未婚レコードについて男性では133（6.2%）、女性では129（6.0%）である。

次に、表3は婚姻上の地位の変化を示している。その結果、Wave1からWave6の6年間で結婚への移行を経験した者は、男性では193ケース（6.2%）、女性では274ケース（8.9%）である。

それでは、回答者の階層帰属意識が観察期間中にどのような推移を辿ってきたのだろうか。表4は階層帰属意識の経年的変化を婚姻上の地位と親との同居状況別に示したものである。全体の傾向として大きく3点指摘できる。第1に、婚姻状況や親同別居状況にかかわらず、階層帰属意識の全体平均は観察期間で大きく変動することはなく、安定的な意識変数である。第2に、婚姻状況を見ると既婚者は未婚者と比較して階層帰属意識を高く評価す



表 2 親の同別居に関する遷移行列（男女別）

男性				女性					
		t+1期				t+1期			
全体		親非同居	親同居	Total (%)	全体		親非同居	親同居	Total (%)
t 期	親非同居	4,045 (97.5)	104 (2.5)	4,149 (100.0)	t 期	親非同居	5,348 (98.0)	110 (2.0)	5,458 (100.0)
	親同居	261 (9.5)	2,499 (90.5)	2,760 (100.0)		親同居	351 (13.2)	2,319 (86.9)	2,670 100
Total		4,306 (62.3)	2,603 (37.7)	6,909 (100.0)	Total		5,699 (70.1)	2,429 (29.9)	8,128 (100.0)

未婚者				既婚者					
		t+1期				t+1期			
未婚者		親非同居	親同居	Total (%)	既婚者		親非同居	親同居	Total (%)
t 期	親非同居	697 (91.6)	64 (8.4)	761 (100.0)	t 期	親非同居	4,675 (99.1)	45 (1.0)	4,720 (100.0)
	親同居	133 (6.2)	2,004 (93.8)	2,137 (100.0)		親同居	54 (15.8)	287 (84.2)	341 (100.0)
Total		830 (28.6)	2,068 (71.4)	2,898 (100.0)	Total		4,729 (93.4)	332 (6.6)	5,061 (100.0)

(注) 遷移率(%)はヨコ合計で100%となるように計算。

表 3 婚姻状況に関する遷移行列（男女別）

男性				女性					
		t+1期				t+1期			
		未婚	既婚	Total (%)			未婚	既婚	Total (%)
t 期	未婚	2,898 (93.8)	193 (6.2)	3,091 (100.0)	t 期	未婚	2,793 (91.1)	274 (8.9)	3,067 (100.0)
	既婚	0 (.0)	3,818 (100.0)	3,818 (100.0)		既婚	0 (.0)	5,061 (100.0)	5,061 100
Total		2,898 (42.0)	4,011 (58.1)	6,909 (100.0)	Total		2,793 (34.4)	5,335 (65.6)	8,128 (100.0)

(注) 遷移率(%)はヨコ合計で100%となるように計算。

る傾向にある。平均値を見ると既婚男性は 5.35、既婚女性は 5.13 である一方で、未婚者については男女ともにその値を下回り、未婚男性は 4.76、未婚女性は 4.84 となっている。第 3 に、親との同別居状況を見ると親同居者は親非同居者と比較して階層帰属意識を低くみならず傾向にある。親同居群の平均値は男性では 4.70、女性では 4.78 であり、男女ともに親非同居群の値を下回る。

ただし、これらの数値は婚姻状況や親との同別居状況ごとにみた階層帰属意識の分布に過ぎない。したがって、複数の地位変数やライフイベントを表す諸変数を同時に考慮した上で、回答者の階層帰属意識の高低に影響を及ぼす諸要因を検討する必要がある。

表 4 階層帰属意識の経年的変化

		男性							
Wave	未婚		既婚		親同居		親非同居		
	Mean	(S.D.)	Mean	(S.D.)	Mean	(S.D.)	Mean	(S.D.)	
1	4.69	(1.87)	5.45	(1.68)	4.68	(1.86)	5.37	(1.72)	
2	4.73	(1.81)	5.14	(1.63)	4.68	(1.78)	5.13	(1.66)	
3	4.83	(1.77)	5.40	(1.57)	4.79	(1.72)	5.38	(1.62)	
4	4.91	(1.83)	5.39	(1.55)	4.83	(1.74)	5.40	(1.63)	
5	4.75	(1.71)	5.33	(1.57)	4.64	(1.63)	5.36	(1.61)	
6	4.69	(1.74)	5.39	(1.54)	4.63	(1.64)	5.39	(1.61)	
Total	4.76	(1.79)	5.35	(1.60)	4.70	(1.74)	5.34	(1.65)	
観察数	4,224		5,250		3,728		5,746		
人数	1,326		1,432		1,191		1,679		
		女性							
Wave	未婚		既婚		親同居		親非同居		
	Mean	(S.D.)	Mean	(S.D.)	Mean	(S.D.)	Mean	(S.D.)	
1	4.87	(1.73)	5.21	(1.54)	4.84	(1.69)	5.20	(1.58)	
2	4.70	(1.76)	4.83	(1.57)	4.63	(1.73)	4.87	(1.60)	
3	4.88	(1.65)	5.21	(1.51)	4.88	(1.61)	5.19	(1.54)	
4	4.91	(1.61)	5.16	(1.50)	4.79	(1.60)	5.19	(1.50)	
5	4.90	(1.53)	5.13	(1.45)	4.83	(1.49)	5.14	(1.46)	
6	4.78	(1.50)	5.17	(1.42)	4.70	(1.45)	5.17	(1.43)	
Total	4.84	(1.64)	5.13	(1.50)	4.78	(1.61)	5.13	(1.52)	
観察数	4,010		6,856		3,458		7,408		
人数	1,217		1,795		1,091		2,023		

#### 4.2 婚姻状況・世帯構造の変化が階層帰属意識に及ぼす影響

基礎分析の結果を踏まえ、以下では複数の共変量を考慮したうえで、人々の階層帰属意識に対して離家や結婚といったライフイベントが影響を持つかどうかを検討する。分析手法はハイブリッド・モデルを採用する。ここでは、未婚者と既婚者のレコードを全てプールした上で推定を行う。独立変数は、本人年齢、従業上の地位、個人収入、親同居ダミー、結婚ダミー、本人学歴、父学歴、調査年である。

分析結果は表 5 に示した。ハイブリッド・モデルによって推定される係数は、個体間効果 (between effects) と個体内効果 (within effects) の二種類がある。個体間効果は、その係数が正の値を示していれば、その値が高い者ほど平均的に階層帰属意識が高いことを意味する。そして、個体内効果は、係数が正に有意であるならば、注目する変数が 1 単位増加すると同一個体内で階層帰属意識が上昇すると解釈できる。

はじめに、個体間効果について確認する。男性回答者の推定結果を見ると、親同居ダミーと本人年齢の一部、父学歴を除く全ての独立変数が 5% 水準以下で統計的に有意な効果を呈する。正規雇用と比較して、非正規雇用や無職である者は自身の階層的な位置を低く、他方で自営・家族従業者は帰属意識を高く評価する傾向がある。さらに個人収入が高く、本人の最

表5 階層帰属意識に関するハイブリッド・モデルの推定結果（男女別）

	男性				女性			
	Between Effects		Within Effects		Between Effects		Within Effects	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
時変変数								
従業上の地位(基準: 正規雇用)								
非正規雇用	-.361	(.109) **	-.265	(.092) **	-.150	(.087) †	-.299	(.070) ***
自営・家族従業	.369	(.096) ***	-.044	(.126)	.250	(.148) †	-.303	(.107) **
無職	-.524	(.213) *	-.546	(.137) ***	.178	(.108) †	-.301	(.077) ***
個人収入(基準: 150-250万円)								
150万円未満	-.079	(.171)	-.017	(.093)	.042	(.097)	.001	(.052)
250-350万円	.510	(.124) ***	.202	(.072) **	.618	(.104) ***	.078	(.052)
350-600万円	1.364	(.112) ***	.422	(.086) ***	1.156	(.101) ***	.078	(.068)
600万円以上	2.418	(.125) ***	.692	(.104) ***	1.631	(.231) ***	.103	(.113)
結婚ダミー	.149	(.067) *	.119	(.099)	.455	(.079) ***	.235	(.101) *
親同居ダミー	-.102	(.064)	.075	(.080)	-.076	(.075)	-.090	(.076)
時不変変数								
2007年時点本人年齢(基準: 25-29歳)								
20-24歳	.106	(.085)			-.023	(.073)		
30-34歳	-.176	(.069) *			.067	(.065)		
35-39歳	-.267	(.074) ***			.107	(.067)		
40歳以上	-.289	(.130) *			-.030	(.126)		
父学歴(基準: 高校以下)								
短大・四年制大学	.148	(.088) †			.377	(.055) ***		
無回答	.169	(.113)			-.171	(.073) *		
本人学歴(基準: 高校以下)								
短大・四年制大学	.481	(.053) ***			.473	(.048) ***		
切片	4.080	(.146) ***			4.163	(.144) ***		
攪乱項標準偏差	1.354		1.114		1.191		1.044	
級内相関係数		.597				.565		
R-square (Between/Within)	.342		.020		.195		.019	
R-square (Overall)		.273				.147		
観察数/人数		9474/2565				10866/2738		

(注) † $p < .10$ , \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ . 標準誤差はクラスター調整済. 調査年ダミーは統制済.

終学歴が短大・四年制大学である者ほど階層帰属意識は高い。結婚ダミーが5%水準で正の効果を示していることから、未婚者と比較して既婚者は帰属意識を高く捉えることを示す。この傾向は、基礎分析の結果（表4）とも一致する。女性回答者についても、従業上の地位と本人年齢を除いて男性とおおむね同様の結果が得られている。

次に、個体内効果について見ていこう。ここで注目すべきは、個体内効果について結婚ダミーが女性にのみ有意であり、親同居ダミーは男女ともに有意な効果を持たない点である。女性について結婚ダミーが正の値を示していることから、同一個体内で婚姻状況が未婚から既婚へと変化すると、女性は0.235分だけ階層帰属意識が上昇することを示す。親同居ダミーは非有意であるけれども、婚姻上の地位によって親との同別居の実質的な意味は異なる。そのため、親同別居の解釈については後述の分析結果（表6）と併せて検討する必要がある。他の共変量については、男性では従業上の地位と個人収入、女性では従業上の地位が階層帰属意識に対して効果を持つ。従業上の地位は、正規雇用から非正規雇用や無職に移行することが、回答者の帰属意識を低下させる。さらに、男性は個人収入の上昇が階層帰属意識を高めているが、女性では個人収入の変化は帰属意識の変化と直接結びついていない。

### 4.3 男女別・婚姻状況別にみた階層帰属意識の規定要因

次に、婚姻状況によって人々の階層帰属意識の規定要因がどのように異なるかを検討する。分析手法は、先と同様にハイブリッド・モデルを用いる。モデルに投入する独立変数は、未婚者ケースでは(1)回答者属性(従業上の地位・個人収入・本人学歴)と(2)世帯属性(親同居・父学歴)を、既婚者ケースについてはこれら2つに(3)配偶者属性(従業上の地位・個人収入・学歴)を追加する。

まず表6をもとに男性回答者の分析結果について検討する。分析結果を俯瞰すると、男性ケースでは婚姻上の地位(未婚/既婚)に関わらず、階層帰属意識の規定構造に顕著な違いは見出せない。個体間効果(between effects)を見ると、統計的に有意な効果を持つ変数の多

表6 婚姻状況別：階層帰属意識に関するハイブリッド・モデルの推定結果(男性)

	未婚				既婚			
	Between Effects		Within Effects		Between Effects		Within Effects	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
時変変数								
従業上の地位(基準:正規雇用)								
非正規雇用	-.243	(.124) †	-.322	(.108) **	-.464	(.209) *	-.200	(.186)
自営・家族従業	.556	(.171) **	.121	(.216)	.327	(.127) *	-.105	(.150)
無職	-.387	(.233) †	-.668	(.175) ***	-.543	(.425)	-.203	(.183)
個人収入(基準:150-250万円)								
150万円未満	-.175	(.187)	-.070	(.107)	.128	(.446)	.169	(.201)
250-350万円	.527	(.148) ***	.201	(.094) *	.476	(.231) *	.256	(.110) *
350-600万円	1.366	(.138) ***	.495	(.120) ***	1.326	(.209) ***	.485	(.131) ***
600万円以上	2.494	(.189) ***	.796	(.163) ***	2.357	(.222) ***	.726	(.151) ***
親同居ダミー								
	-.115	(.086)	.086	(.114)	-.071	(.088)	.021	(.144)
配偶者従業上の地位(基準:正規雇用)								
非正規雇用					-.171	(.159)	.098	(.101)
自営・家族従業					-.082	(.217)	.098	(.185)
無職					-.040	(.176)	.063	(.109)
配偶者収入(基準:150-250万円)								
150万円未満					-.153	(.161)	-.085	(.092)
250-350万円					.150	(.206)	.002	(.106)
350-600万円					.110	(.188)	-.178	(.140)
600万円以上					.272	(.274)	.543	(.209) **
配偶者親同居ダミー								
					-.015	(.144)	.048	(.144)
時不変変数								
2007年時点本人年齢(基準:25-29歳)								
20-24歳	.189	(.100) †			-.080	(.160)		
30-34歳	-.082	(.098)			-.291	(.096) **		
35-39歳	-.396	(.122) **			-.245	(.097) *		
40歳以上	-.555	(.272) *			-.311	(.162) †		
父学歴(基準:高校以下)								
短大・四年制大学	.148	(.088) †			.125	(.072) †		
無回答	.169	(.113)			-.217	(.096) *		
本人学歴(基準:高校以下)								
短大・四年制大学	.546	(.082) ***			.367	(.071) ***		
配偶者学歴(基準:高校以下)								
短大・四年制大学					.129	(.069) †		
切片	3.867	(.176) ***			4.344	(.266) ***		
攪乱項標準偏差	1.391		1.181		1.277		1.030	
級内相関係数			.581				.606	
R-square (Between/Within)	.306		.028		.344		.026	
R-square (Overall)			.250				.286	
観察数/人数			4224/1326				4790/1363	

(注) † $p < .10$ , \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ , 標準誤差はクラスター調整済。調査年ダミーは統制済。

人数は、観察期間中に婚姻上の地位や世帯状況が変化した場合、重複してカウントされている。

配偶者属性について、欠損があるレコードは分析から除外。

くが、本人の地位変数（従業上の地位・個人収入・本人学歴）である。従業上の地位は、未婚者では非正規雇用や無職であること、既婚者では非正規雇用であることが正規雇用者と比較して階層帰属意識が低い傾向にある。個人収入や最終学歴といった社会経済的地位が高い者ほど帰属意識に正の効果を与えている点も横断的データを用いた先行研究の知見とおおむね一致する。しかしながら、親同居を表す世帯変数は、未婚者や既婚者ともに統計的に有意な効果を持たない。未婚者に限定した上でも、親との同居がとりわけ彼ら／彼女らの階層帰属意識を高めることはなく、「パラサイト・シングル」論が予測する結果（正の効果）を支持しない。配偶者の学歴が10%水準で正の効果を持つが、係数を見る限りその効果は回答者属性と比較して決して大きくはない。

一方で個体内効果（within effects）については、未婚／既婚ケースの間で変数の効果の現れ方がわずかに異なる。個人収入の上昇移動による階層帰属意識の高まりは、未婚者・既婚者ともに確認されたが、従業上の地位の効果が認められるのは未婚者に限定された。つまり、未婚者は職業の多次元な尺度の変化をもとに階層帰属意識を上昇（下降）させるが、既婚者は専ら個人収入の変化をもとに帰属意識を判断している。さらに既婚者では、配偶者収入が部分的に有意な効果を示しているけれども、その効果は配偶者の急激な所得上昇／下降による場合に限られる。世帯状況の変化（離家／帰家）による効果は、いずれのケースでも確認されない。

続いて、女性回答者の分析結果について検討する（表7）。まず個体間効果についてみると、未婚者では従業上の地位・個人収入・父学歴・本人学歴・配偶者学歴が統計的に有意である。さらに、親同居ダミーが有意な効果を持っていないことについても男性の分析結果と類似する。他方で、既婚者ケースで個体間効果が確認されたのは、個人収入・配偶者従業上の地位・配偶者収入・親同居・父学歴・本人学歴の6つであり、回答者本人の従業上の地位はもはや統計的に有意ではない。この結果は、既婚女性では自身の個人所得だけでなく、配偶者の社会経済的地位が階層帰属意識を大きく左右することを示す。しかしながら、親との同居が階層帰属意識を低下させるという分析結果は、当初の予測とは大きく異なる。親との同居理由をデータからは把握できないが、子どもだけでなく親の介護といったケア役割の期待が親と同居する既婚女性には追加的に課せられることが1つの要因として推察される。

個体内効果は、5%水準で有意な効果を示しているのは、従業上の地位・親同居・配偶者収入の3つである。従業上の地位の個体内効果が未婚者と既婚者のいずれでも観察されることは、職業キャリアの中断や再開が女性のライフコースを通じて持続的に階層帰属意識に影響を与えることを示唆する。配偶者収入をみると、夫所得の増加と連動する形で帰属意識が高まる傾向にある。

以上を総括すると、女性については未婚から既婚へと婚姻上の地位が変化すると、階層帰属意識の準拠変数が本人属性から配偶者属性にシフトする傾向が読み取れた。未婚時には、本人自身の社会経済的地位が階層帰属意識の規定要因として作用しており、この傾向は未

表7 婚姻状況別：階層帰属意識に関するハイブリッド・モデルの推定結果（女性）

	未婚				既婚			
	Between Effects		Within Effects		Between Effects		Within Effects	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
時変変数								
従業上の地位(基準:正規雇用)								
非正規雇用	-.241	(.112) *	-.346	(.106) **	-.101	(.126)	-.212	(.102) *
自営・家族従業	.368	(.278)	-.768	(.243) **	.278	(.181)	-.222	(.128) †
無職	-.309	(.202)	-.496	(.153) **	.001	(.136)	-.212	(.105) *
個人収入(基準:150-250万円)								
150万円未満	-.106	(.142)	.089	(.093)	-.077	(.118)	-.125	(.069) †
250-350万円	.640	(.122) ***	.144	(.070) *	.458	(.160) **	.068	(.085)
350-600万円	1.327	(.124) ***	.138	(.101)	.609	(.153) ***	.098	(.101)
600万円以上	2.165	(.402) ***	.183	(.167)	.693	(.243) **	.054	(.188)
親同居ダミー								
配偶者従業上の地位(基準:正規雇用)								
非正規雇用					-.373	(.184) *	.117	(.132)
自営・家族従業					.086	(.095)	.010	(.137)
無職					-.278	(.418)	-.115	(.180)
配偶者収入(基準:150-250万円)								
150万円未満					-.355	(.286)	-.115	(.174)
250-350万円					-.155	(.167)	.018	(.081)
350-600万円					.408	(.147) **	.194	(.095) *
600万円以上					1.140	(.158) ***	.338	(.114) **
配偶者親同居ダミー								
					-.003	(.084)	.093	(.111)
時不変変数								
2007年時点本人年齢(基準:25-29歳)								
20-24歳	.077	(.090)			-.048	(.116)		
30-34歳	.070	(.105)			.016	(.077)		
35-39歳	-.058	(.121)			-.054	(.080)		
40歳以上	-.010	(.243)			-.275	(.135) *		
父学歴(基準:高校以下)								
短大・四年制大学	.433	(.081) ***			.221	(.068) **		
無回答	-.288	(.120) *			.037	(.086)		
本人学歴(基準:高校以下)								
短大・四年制大学	.331	(.076) ***			.304	(.061) ***		
配偶者学歴(基準:高校以下)								
短大・四年制大学					.214	(.060) ***		
切片	4.232	(.168) ***			4.648	(.222) ***		
攪乱項標準偏差	1.391		1.181		1.160		.985	
級内相関係数			.581				.581	
R-square (Between/Within)	.306		.028		.256		.025	
R-square (Overall)		.250				.202		
観察数/人数		4010/1217				6399/1718		

(注) † $p < .10$ , \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ , 標準誤差はクラスター調整済. 調査年ダミーは統制済.

人数は、観察期間中に婚姻上の地位や世帯状況が変化した場合、重複してカウントされている.

配偶者属性について、欠損があるレコードは分析から除外.

婚男性と大きな違いはない。しかし、既婚女性については、階層帰属意識の規定要因として配偶者属性が重要となる。厳密に直接比較を行うことはできないけれども、未婚女性に比べて既婚女性では回答者属性の個人間効果を表す係数が小さい<sup>7)</sup>。男性では同様の傾向が看取されず、彼らの帰属意識の本人属性志向はライフコースの中で一貫している。

## 5. 結論

本稿では、若年層の階層的地位の規定構造がライフコースを通じてどのように変化するかについて、階層帰属意識を中心に検討を行った。具体的には、(1) 離家や結婚による世帯

形態の変化は人々の階層帰属意識に影響を与えるか、(2) 階層帰属意識の規定構造が親同居状況・婚姻状況・ジェンダーによってどのように異なるかについてパネルデータによる分析を進めた。

分析によって得られた知見は次のとおりである。第1の研究課題については、階層帰属意識に対するライフイベント効果にはジェンダーによる限定性が確認された。ハイブリッド・モデルによる推定の結果、未婚から既婚への婚姻状況の変化は、女性の階層帰属意識を高める効果を有していたが、男性については同様の傾向は看取されなかった。また、離家(帰家)に代表される世帯構造の変化は、婚姻状況にかかわらず若年者の階層帰属意識に有意な効果を呈していなかった。成人未婚者の帰属意識が親同居の有無やその変化によって大きな違いがみられなかった点は、先行研究とは大きく異なる知見である。

第2に階層帰属意識の規定要因については、婚姻状況とジェンダーによる差異が見出された。男性では、婚姻状況によって階層帰属意識の規定構造に顕著な差異はなかった。未婚男性の階層帰属意識は、自身の従業上の地位と個人収入、そして最終学歴によって規定されており、親同居の有無は有意な効果を持っていない。既婚男性についても、この規定構造が揺らぐことはなく、配偶者属性が追加的な説明力を持つに過ぎない。しかし女性では、自身の帰属意識の規定要因が未婚から既婚に移行することで複雑化していた。未婚女性については、未婚男性と同様に本人の地位変数によって自身の階層帰属意識を形成する傾向にある。他方、既婚女性では未婚女性と比較して自身の地位属性の規定力が低下し、配偶者(夫)の地位属性が階層帰属意識を形成する主要な規定要因として作用していた<sup>8)</sup>。第1の研究課題で女性についてのみ結婚移行が正の有意な効果を呈していた点と本知見を照らし合わせると次のような解釈が可能である。女性の配偶者選択は、主に自身の社会経済的地位と同等かそれ以上の相手を基準とする。同類婚や上昇婚が多くみられ、結婚後は配偶者の地位属性をもとに自身の階層的地位を判断するならば、婚姻上の地位の変化は女性の階層帰属意識は平均的に上昇することになる。

ただし、本稿の分析結果は使用変数の制約も少なからず存在しており、本稿の知見を断定的に論じることは慎むべきである。たとえば、本稿では扱わなかった世帯所得や耐久消費財・文化財などは単純に家族成員の地位属性には還元されない実態として機能し得る。したがって、推定モデルに含まれなかった世帯属性を表す変数により、推定パラメータにバイアスが生じることは十分に考えられる。また、分析の一部については婚姻状況別に推定を行ったが、未婚ケースでは結婚移行による観察打ち切り(センサリング)<sup>9)</sup>、全ケースについてはパネルデータの非協力による脱落の影響が少なからず存在する。こうした脱落の影響を補正した再分析が今後必要である。

こうした課題は残されるけれども、本稿はパネルデータを用いることで先行研究では等閑視されてきた人々の階層帰属意識の規定構造がライフコースを通じて変化する側面を描き出すことができた。社会階層と家族・世帯の関係が社会生活の営みのなかでいかに変化し

うるかについては、社会的不平等の構造を捉える上でさらに展開されていくべき主題であろう。

#### [注]

- 1) 出身階層として、父親のみならず母親の職業的地位も考慮に入れた世代間移動研究が近年見られつつある (Beller 2009)。
- 2) 代表的なモデルとして、自身の地位変数を独立変数とする「地位独立モデル」、配偶者 (夫) の地位変数を用いる「地位借用モデル」、夫婦の地位属性の平均を取る「地位分有モデル」 (Felson and Knoke 1974; 直井 1990)、世帯内の勢力構造を考慮して、夫婦のうち地位の高い一方の情報を採用する「地位優勢モデル」 (Erikson 1983) などが提案されてきた。
- 3) ただし、山田論文には統計的検定の結果が記載されておらず、あくまで推定された係数に基づく記述的分析であることは留意すべき点である。
- 4) 個人収入との効果を比較する目的から、世帯収入をモデルに含めることも検討したが、世帯収入については欠損値が多いことから断念した。
- 5) 親非同居者の中には、両親がともに死亡しており構造的に親同居者に含まれないケースが存在する。JLPS では両親の生存状況を把握することができるため、そうしたケースを分析から除外して検討を加えることもできる。本稿では、世帯の外形的特徴として親同別居状況を分類しており、細かな操作化については今後の課題としたい。
- 6) 以下の多変量解析では予備的分析として Pooled OLS の推定結果をもとに多重共線性の指標として VIF の値を確認した。その結果、いずれのモデルも多重共線性が疑われる値 ( $VIF > 10$ ) を大きく下回っており、本稿の分析モデルを採用しても問題ないと判断した。
- 7) 既婚女性自身の地位変数のみを投入したモデルをもとに推定を行ったが、表 7 中の地位変数の係数や有意性に大きな違いは見られなかった (結果は割愛)。
- 8) 先行研究のように、本人属性と配偶者属性を別々に独立変数として投入したモデルを比較しても、夫の地位変数が自身の属性よりも階層帰属意識の分散を説明する割合が高かった (結果は割愛)。
- 9) 具体的には、後の調査時点ほど未婚ケースは結婚移行確率が低い集団によって構成されるようになる。そうした集団が個人主義志向の強い傾向にある場合、推定値に何らかのバイアスをもたらす可能性が考えられる。対処法として、結婚移行確率をもとに重み付けを行ったうえで再推定することが考えられるが、モデルの改良を含めて今後の課題とする。

#### [謝辞]

本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave1-6, 2007-2012」, 「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave1-6, 2007-2012」 (東京大学社会科学研究所パネル調査プロジ



エクト)の個票データの提供を受けた。また、2016年3月20日(日)に開催された「2015年度二次分析研究会 課題公募型研究 成果報告会」では研究会メンバーおよび外部の先生方から有益なコメントを得た。記して感謝の意を表したい。

#### [参考文献]

- Acker, Joan, 1973, "Women and Social Stratification: A Case of Intellectual Sexism," *American Journal of Sociology*, 78(4): 936-45.
- 赤川学, 2000, 「女性の階層的地位はどのように決まるか?」盛山和夫編『日本の階層システム4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 47-63.
- Allison, Paul. D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*, Sage.
- Beller, Emily, 2009, "Bringing Intergenerational Social Mobility Research into the Twenty-First Century: Why Mothers Matter," *American Sociological Review*, 74: 507-28.
- Erikson, Robert, 1984, "Social Class of Men, Women and Families," *Sociology*, 18(2): 500-14.
- Felson, M., and Knoke, D., 1974, "Social Status and the Married Women," *Journal of Marriage and the Family*, 36(3): 516-21.
- Goldthorpe, John H., 1983, "Women and Class Analysis: In Defense of the Conventional View," *Sociology*, 17(4):465-88.
- Heath, Anthony, and Nicky Britten, 1984, "Women's Jobs Do Make a Difference: A Reply to Goldthorpe," *Sociology*, 18(4): 475-90.
- 神林博史, 2003, 「未婚者の階層帰属意識のジェンダー差に関する試論」『社会学年報』32: 93-112.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2012, 『平成22年第14回出生動向基本調査第II報告書——わが国独身層の結婚観と家族観』国立社会保障・人口問題研究所.
- 三輪哲・山本耕資, 2012, 「世帯内階層移動と階層帰属意識——パネルデータによる個人内変動と個人間変動の検討」『理論と方法』27(1): 63-84.
- 宮本みち子・岩上真珠・山田昌弘, 1997, 『未婚化社会の親子関係——お金と愛情にみる家族のゆくえ』有斐閣.
- 佐藤俊樹, 2000, 『不平等社会日本——さよなら総中流』中央公論新社.
- 盛山和夫, 1998, 「階層帰属意識の準拠構造におけるジェンダー差」尾嶋史章編『ジェンダーと階層意識 1995年SSM調査シリーズ14』93-113.
- Sørensen, Annemette, 2005, "Family Structure, Gender Roles, and Social Inequality," Stefan Svallfors ed., *Analyzing Inequality: Life Chances and Social Mobility in Comparative Perspective*, Stanford University Press.
- Stanworth, Michelle, 1984, "Women and Class Analysis: A Reply to John H. Goldthorpe," *Sociology*, 18(2): 159-70.
- 橘木俊詔, 1998, 『日本の経済格差——所得と資産から考える』岩波書店.

山田昌弘, 1998, 「家族形態による階層意識の差異——ポスト青年期を題材に」 渡辺秀樹・志田  
基与師編『階層と結婚・家族』 169-80.

———, 1999, 『パラサイト・シングル時代』 筑摩書房.

# 親の離婚が子どものライフコースに与える影響

吉武理大

(慶應義塾大学大学院)

親の離婚が子どもの長期的なライフコースに及ぼす影響を明らかにすることを目的とし、教育については高等教育進学と中退経験、仕事については初職非正規、失業・転職経験、本人自身の家族形成については本人の早期結婚、離婚に着目し分析を行った。分析の結果、親の離婚を経験していることが、高等教育進学の不利、中退経験、失業・転職経験、早期結婚、離婚と関連があることが明らかになった。また、親の離婚を経験している場合、男性では年齢に関係なく結婚ハザード確率が有意に高く、女性では親の離婚経験が21歳以下という早期にける結婚ハザード確率を高めていた。本研究の今後の課題は、親の離婚経験とそれらのライフイベントとの関連のメカニズムの検討である。

## 1. はじめに

現在、日本において婚姻件数は減少してきているものの、離婚件数は2000年の初めをピークとして増加しており、その後も年間約25万組と明確な減少傾向は見られない(厚生労働省2009)。そのような中、親の離婚を経験する子どもも増加していると考えられる。親の離婚を経験することは、子どもの長期的なライフコースにおいてどのような影響を及ぼすのだろうか。本稿では、親の離婚が子どもに及ぼす長期的な影響として、教育だけでなく、その後の仕事や、本人自身の家族形成である結婚や離婚などの状況についても検討することによって、全体的な把握を試みる。

## 2. 研究背景及び目的

### 2.1 研究背景

階層研究や家族研究においては、これまで非標準型の家族があまり扱われてこなかった背景があるが、近年では、父不在や離別・死別世帯も考慮に入れられるようになり研究が蓄積されてきている。特に、15歳時という早期の父不在の影響について既存研究が明らかにしてきたものの意義は大きく、子どもの教育達成・初職における不利が指摘されてきた。具体的には、父の早期不在を経験した者は、高校進学/卒業、短大以上の高等教育への進学において不利であり(稲葉2011)、初職においては、ブルーカラーの割合が高く、専門・大企業ホワイトカラーの割合が低いことが指摘されている(余田・林2010)。これら既存の研究では、早期父不在として、離別および死別の両者が含まれる場合も多い。しかし、離婚であるのか死別であるのかによって、子の教育期待へ与える影響が異なることが指摘されるなど(余田2014)、早期父不在(離別および死別含む)と離婚の場合とでは、子どものライフコースに与える影響が異なると考えられる。

親の離婚が子どもに与える影響については、海外ではいくつかの研究がなされている。子どもの長期的なライフコースへ及ぼす影響については、離婚後に複数の家族構造を経験するという家族の不安定性は、低い大学卒業率、早期結婚、早期の出産、早期の労働市場への参入と関連が見られることが指摘される (Fomby and Bosick, 2013)。また、親の離婚を経験した場合、自身も離婚に至りやすいという (Amato and Sobolewski, 2001)。上記のように、海外ではいくつかの研究が見られるが、日本においては、親の離婚が子どもの長期的なライフコースにおいてどのような影響をもつのかは、十分に検討がなされていない。

また、先行研究においては、離婚の時期による差異を指摘しているものも少ないながら存在する (Sun and Li, 2009; 余田 2014)。これらにおいては、早期の家族構造の変化に比べ、後期の家族構造の変化による影響が大きいことが示唆される。このことから、長期的なライフコースにおける影響を考える際には、15歳時よりもさらに後の家族構造の変化の影響が大きいことも考えられるため、15歳時の早期父不在とは異なる、それ以後の離婚の影響を見る必要がある。

## 2.2 研究目的

離別と死別の両者を含む早期父不在とは異なるものとして、親の離婚が子どもの長期的なライフコースにどのような影響を与えているのか、その全体像を把握する。長期的なライフコースとして、教育達成や初職だけでなく、失業や転職、本人自身の結婚や離婚に及ぼす影響を明らかにする。先行研究においては、離別世帯と死別世帯における差異や離婚の時期による差異も指摘された。データの制約により、親の離婚時期の確定ができないという問題はあるものの、離婚を扱うことで15歳時父不在にとどまらない家族構造の変化が子どもに与える影響を見ることができると考えられる。

## 3. データと方法

本稿では、「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 (JLPS)」の若年・壮年パネル調査におけるデータを用いる。この調査は2006年12月時点で、20~34歳、35~40歳の男女を対象としている。今回、2007~2012年のwave1~wave6を使用しており、追加サンプルは用いていない。

ロジスティック回帰分析により、高等教育進学・高校中退・高等教育中退、初職非正規、失業経験、転職経験、10代での早期結婚、本人の離婚経験を分析した (なお、高等教育とは短大・高専以上を指す)。また、離散時間ロジット分析により、親の離婚経験と結婚の生起との関連を分析した。使用した主な変数のうち、説明を要するものを以下の表に示している (表1)。

表 1 使用した主な変数

親の高等教育	父母どちらかの最後に通った学校が短大・高専以上 <sup>2)</sup> 。
15歳時暮らし向き	15歳だった頃（中学卒業時）の暮らし向きについて、貧しい、やや貧しい、ふつう、やや豊か、豊かをそれぞれ1~5とした。
中学3年次成績	中学3年生のときの学年での成績について、下の方、やや下の方、真ん中あたり、やや下の方、上の方をそれぞれ1~5とした。
親の離婚経験	wave1時点での「今までの経験—親が離婚した」
高等教育卒業	短大・高専以上を卒業。大学院在学中は高等教育卒業とした。
失業経験	wave1時点での「今までの経験—自分が失業した」
転職経験	wave1時点での「今までの経験—自分が転職した」、wave2からwave3での転職を合わせたもの。
早期結婚	10代での早期結婚。
本人の離婚経験	wave1時点での「今までの経験—自分が離婚した」、wave3~6での「この1年間の経験—自分が離婚した」を合わせたもの。

#### 4. 分析結果

まず、ここでは表には示さないが、親の離婚の影響の分析の前に、父不在と親の離婚経験とを比較する予備的分析を行った。この予備的分析においては、性別、出生コーホート、親の高等教育のみを統制して、父不在と親の離婚経験との変数をそれぞれ別に独立変数として加え、その効果の比較を行った。親の離婚経験は、初職非正規に対して有意な影響が見られたが、15歳時父不在には有意な影響は見られなかった。15歳時父不在、親の離婚経験ともに、高等教育進学・高校中退・高等教育中退、失業経験、転職経験、10代での早期結婚、本人の離婚経験には有意な影響が見られた。しかし、その影響の大きさは、離婚の方が大きいことが確認された。次に、親の離婚が与える影響をより詳細に分析する。

##### 4.1 親の離婚が与える影響のロジスティック回帰分析

###### 4.1.1 教育における影響

まず、教育に関する変数として、短大・高専以上の高等教育への進学の影響をみる（表2）。出身家庭の影響として、親の高等教育への進学、経済的状況を反映していると考えられる15歳時の暮らし向きを統制し、さらに本人の中学3年次の成績を統制した。それらの変数を統制してもなお、親の離婚経験は子どもの高等教育進学において有意に負の影響をもっていることがわかる。

次に、親の離婚経験が子どもの教育達成において負の効果をもつとすると、進学だけでなく、中退にも影響をもつ可能性がある。そこで、それぞれ進学した者に対象者を限定し

たうえて、高校中退と高等教育中退における親の離婚の影響をみてる。高校中退においては10%水準ではあるが、親の離婚の影響があり、高等教育中退においては1%水準で親の離婚の影響があり、親の離婚を経験していない場合に比べ、高等教育を中退する傾向が4.322倍にもなる。このように、親の離婚経験は、高等教育進学だけでなく、学校の中退、特に高等教育の中退にも有意な影響をもつことが明らかになった。

表2 高等教育進学・高校/高等教育中退を従属変数としたロジスティック回帰分析

	高等教育進学			高校中退(進学者のみ)			高等教育中退(進学者のみ)		
	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE
定数	-4.111 **	0.016	0.231	-1.084 †	0.338	0.640	-2.820 **	0.060	0.667
出生コーホート(ref.: 1966-70)									
1971-75年	0.198 †	1.219	0.105	-0.221	0.802	0.415	-0.158	0.854	0.365
1976-80年	0.248 *	1.281	0.112	-0.010	0.991	0.416	0.026	1.026	0.361
1981-86年	0.014	1.014	0.125	0.726 †	2.066	0.384	1.049 **	2.856	0.334
男性	0.105	1.111	0.081	0.625 *	1.869	0.299	0.781 **	2.184	0.249
親高等教育	1.137 **	3.119	0.091	-0.815 *	0.442	0.400	0.165	1.180	0.245
15歳時暮らし向き	0.268 **	1.308	0.054	-0.220 **	0.803	0.173	-0.108	0.898	0.153
中学3年次成績	0.890 **	2.435	0.041	-1.108	0.330	0.151	-0.223 *	0.800	0.105
親の離婚経験	-0.584 **	0.558	0.155	0.675 †	1.964	0.364	1.464 **	4.322	0.326
-2LogLikelihood	3695.2			452.2			577.4		
χ <sup>2</sup> (df)	988.2 (8)			116.7 (8)			52.8 (8)		
Nagelkerke R-square	0.338			0.219			0.098		
N	3380			3339			1734		

† p<0.1 \* p<0.05 \*\* p<0.01

#### 4.1.2 仕事における影響

次に、親の離婚を経験することが仕事に及ぼす影響として、初職が非正規雇用であること、失業経験、転職経験をみてる(表3)。まず、予備的分析においては、15歳時点での父不在は初職が非正規であることに有意な影響はもたなかったが、親の離婚の経験は有意な影響を持っていた。さらに、ここでは15歳時点での経済指標としての暮らし向き、本人の中学3年次の成績、本人の学歴、高校/高等教育の中退経験を変数として加えて分析を行った。その結果、初職が非正規雇用であることに対して、親の高等教育進学、本人の学歴、高等教育中退経験は有意な影響をもっていたが、予備的分析において有意であった親の離婚経験は有意ではなくなった。親の離婚経験は、初職が非正規雇用であることに有意な影響はもたなかったが、その一方で、失業経験、転職経験においては有意な影響をもつことがわかった。

表 3 初職非正規・失業経験・転職経験を従属変数としたロジスティック回帰分析

	初職非正規			失業経験			転職経験		
	<i>b</i>	Exp( <i>b</i> )	SE	<i>b</i>	Exp( <i>b</i> )	SE	<i>b</i>	Exp( <i>b</i> )	SE
定数	-2.135 **	0.118	0.246	-1.010 **	0.364	0.248	0.707 **	2.029	0.183
出生コーホート(ref.: 1966-70)									
1971-75年	0.487 **	1.628	0.143	0.484 **	1.623	0.127	0.105	1.110	0.093
1976-80年	0.860 **	2.363	0.142	0.330 *	1.390	0.137	-0.205 *	0.815	0.098
1981-86年	1.297 **	3.658	0.146	-0.377 *	0.686	0.174	-0.875 **	0.417	0.113
男性	-0.457 **	0.633	0.096	-0.005	0.995	0.098	-0.267 **	0.766	0.071
親高等教育	0.263 *	1.301	0.103	-0.041	0.960	0.114	-0.006	0.994	0.081
15歳時暮らし向き	0.062	1.064	0.060	-0.156 *	0.856	0.064	-0.022	0.978	0.047
中学3年次成績	-0.043	0.958	0.045	-0.121 *	0.886	0.047	-0.069 *	0.933	0.035
学歴(ref.: 高校卒業)									
中学卒業	1.531 **	4.621	0.343	0.827 *	2.288	0.341	-0.313	0.732	0.327
高等教育卒業	-0.231 *	0.794	0.111	-0.233 *	0.792	0.116	-0.405 **	0.667	0.083
高校中退	0.169	1.184	0.431	-0.671	0.511	0.466	0.663	1.940	0.425
高等教育中退	1.241 **	3.460	0.254	0.501 †	1.651	0.293	0.230	1.258	0.243
親の離婚経験	0.192	1.211	0.161	0.467 **	1.595	0.155	0.369 **	1.446	0.133
-2LogLikelihood	2949.6			2799.0			4521.9		
χ <sup>2</sup> (df)	229.8 (12)			96.4 (12)			162.4 (12)		
Nagelkerke R-square	0.108			0.049			0.063		
<i>N</i>	3380			3380			3380		

† p<0.1 \* p<0.05

\*\* p<0.01

#### 4.1.3 本人自身の家族形成における影響

さらに、本人自身の家族形成における影響として、親の離婚経験が本人の10代での早期結婚、本人の離婚経験に及ぼす影響の分析を行った(表4)。早期結婚の分析においては<sup>3)</sup>、中学3年次の成績が良いと早期結婚の傾向が有意に低く、高校中退と高等教育中退の経験において早期結婚の傾向が有意に高くなっていることがわかる。また、親の離婚経験は有意な影響をもち、親の離婚経験がない場合に比べ3.597倍早期結婚に至りやすいという結果になっている。

また、対象者を結婚経験者のみに限定し、親の離婚の経験が本人自身の離婚経験に与える影響の分析を行った。まず、高校卒業に比べ中学卒業の学歴であると10%水準ではあるが、本人の離婚経験に至りやすい傾向にある。また、親の離婚経験は1%水準で有意に本人の離婚経験に影響があり、親の離婚経験がない場合に比べ2.346倍離婚に至りやすい。次に、従属変数は本人の離婚経験のまま、結婚が10代と早期であるかを考慮に入れたモデルでは、前述のモデルの傾向に加え、早期結婚であれば離婚経験の傾向が3.225倍であるということがわかる。

表 4 早期結婚・離婚経験を従属変数としたロジスティック回帰分析

	早期結婚			離婚経験(結婚経験者のみ)			離婚経験(結婚経験者のみ)		
	B	Exp(B)	SE	B	Exp(B)	SE	B	Exp(B)	SE
定数	-4.422 **	0.012	1.015	-2.238 **	0.107	0.369	-2.247 **	0.106	0.372
出生コーホート(ref.: 1966-70)									
1971-75年	0.922	2.514	0.701	-0.033	0.967	0.169	-0.052	0.950	0.169
1976-80年	1.437 *	4.209	0.659	-0.365 †	0.694	0.207	-0.420 *	0.657	0.210
1981-86年	0.811	2.249	0.728	-0.944 **	0.389	0.339	-0.989 **	0.372	0.342
男性	-1.975 **	0.139	0.558	-0.028	0.972	0.148	0.010	1.010	0.150
親高等教育	0.087	1.091	0.434	-0.179	0.836	0.182	-0.189	0.827	0.182
15歳時暮らし向き	0.029	1.030	0.236	0.129	1.138	0.095	0.125	1.133	0.095
中学3次成績	-0.423 *	0.655	0.182	-0.064	0.938	0.073	-0.064	0.938	0.073
学歴(ref.: 高校卒業)									
中学卒業				0.877 †	2.405	0.481	0.803 †	2.233	0.485
高等教育卒業				-0.288	0.750	0.176	-0.255	0.775	0.178
高校中退	2.125 **	8.369	0.652	0.240	1.271	0.599	0.186	1.204	0.607
高等教育中退	1.487 †	4.423	0.802	0.592	1.808	0.472	0.555	1.742	0.473
早期結婚							1.171 **	3.225	0.45
親の離婚経験	1.280 **	3.597	0.452	0.853 **	2.346	0.210	0.815 **	2.258	0.212
-2LogLikelihood	271.7			1349.1			1343.1		
$\chi^2$ (df)	52.5(10)			55.1 (12)			61.1 (13)		
Nagelkerke R-square	0.168			0.052			0.058		
N	3380			2202			2202		

† p<0.1 \* p<0.05 \*\* p<0.01

## 4.2 親の離婚が与える影響の離散時間ロジット分析

これまで、親の離婚が高等教育進学、高校／高等教育中退、初職非正規、失業経験、転職経験、早期結婚、本人の離婚経験に与える影響をロジスティック回帰分析により明らかにしてきた。最後に、親の離婚が結婚の生起に与える影響を明らかにするため、離散時間ロジットモデルを用いて分析を行う（表 5, 6）<sup>4)</sup>。

### 4.2.1 男性の結婚生起における影響

まず、男性の結婚の生起に関して、親の離婚経験の影響をみる（表 5）。まず、モデル 1 は主効果のみを入れたモデルであるが、親の離婚の経験が 1%水準で有意となっており、親の離婚を経験していない場合に比べ、親の離婚を経験していると結婚ハザード確率のオッズが 1.390 倍になることが分かる。また、モデル 2 では、経過年として年齢区分で分けたものと親の離婚経験との交互作用項を検討したが<sup>5)</sup>、交互作用項は有意ではなかった。



表 5 男性の結婚生起に関する離散時間ロジットモデル

	モデル1			モデル2		
	<i>b</i>	Exp( <i>b</i> )	SE	<i>b</i>	Exp( <i>b</i> )	SE
定数	-2.325 **	0.098	0.078	-2.314 **	0.099	0.079
年齢(ref. : 28-32歳)						
22歳以下	-1.117 *	0.327	0.127	-1.205 *	0.300	0.140
23-27歳	-0.161 **	0.851	0.07	-0.166 **	0.847	0.074
35歳以上	-1.381 **	0.251	0.116	-1.354 **	0.258	0.121
出生年 (ref. : 1966-70)						
71-75年	-0.342 **	0.710	0.073	-0.343 **	0.710	0.073
76-80年	-0.567 **	0.567	0.086	-0.567 **	0.567	0.086
81-86年	-1.206 **	0.300	0.137	-1.206 **	0.299	0.137
前年学歴 (ref. : 高校・専門)						
中学	-0.071	0.932	0.135	-0.074	0.928	0.135
高等教育	0.243 **	1.275	0.068	0.235 **	1.265	0.068
前年在学中	-1.965 **	0.140	0.206	-1.945 **	0.143	0.206
親の離婚経験	0.330 **	1.390	0.101	0.309 *	1.362	0.150
親の離婚経験×22歳以下				0.432	1.540	0.292
親の離婚経験×23-27歳				-0.043	0.958	0.230
親の離婚経験×33歳以上				-0.416	0.660	0.451
-2LogLikelihood	8517.1			8513.2		
χ <sup>2</sup> (df)	857.4 (10)			861.2 (13)		
Nagelkerke R-square	0.105			0.106		
<i>N</i>	2787			2787		
<i>N</i> of event	1098			1098		
<i>N</i> of period	29408			29408		

† p<0.1 \* p<0.05 \*\* p<0.01

#### 4.2.2 女性の結婚生起における影響

次に、女性の結婚の生起について、親の離婚経験の影響をみる（表 6）。まず、主効果のみを入れたモデル 1 では、親の離婚経験は有意ではない。しかし、交互作用項を入れたモデル 2 では、交互作用項は、親の離婚経験と 21 歳以下の交互作用項のみ 1%水準で有意であり<sup>6)</sup>、結婚ハザード確率のオッズが 2.459 倍である。

表 6 女性の結婚生起に関する離散時間ロジットモデル

	モデル1			モデル2		
	<i>b</i>	Exp( <i>b</i> )	SE	<i>b</i>	Exp( <i>b</i> )	SE
定数	-2.014 **	0.134	0.069	-1.996 **	0.136	0.070
年齢(ref. : 27-31歳)						
21歳以下	-1.174 **	0.309	0.125	-1.322 **	0.267	0.135
22-26歳	-0.137 *	0.872	0.064	-0.132 *	0.876	0.067
32歳以上	-1.347 **	0.260	0.108	-1.365 **	0.255	0.114
出生年 (ref. : 1966-70)						
71-75年	-0.055	0.946	0.067	-0.056	0.945	0.067
76-80年	-0.411 **	0.663	0.077	-0.414 **	0.661	0.077
81-86年	-1.233 **	0.292	0.114	-1.235 **	0.291	0.114
前年学歴 (ref. : 高校・専門)						
中学	-0.529 **	0.589	0.181	-0.539 **	0.583	0.180
高等教育	-0.101 †	0.904	0.061	-0.112 †	0.894	0.061
前年在学中	-1.299 **	0.273	0.182	-1.267 **	0.282	0.180
親の離婚経験	0.112	1.119	0.097	-0.012	0.988	0.175
親の離婚経験×21歳以下				0.900 **	2.459	0.280
親の離婚経験×22-26歳				-0.082	0.921	0.231
親の離婚経験×32歳以上				0.194	1.214	0.357
-2LogLikelihood	10037.8			100024.3		
χ <sup>2</sup> (df)	1216.9 (10)			1230.4 (13)		
Nagelkerke R-square	0.126			0.127		
<i>N</i>	2976			2976		
<i>N</i> of event	1367			1367		
<i>N</i> of period	31537			31537		

† p<0.1 \* p<0.05 \*\* p<0.01

## 5. 考察

以上の分析により、以下のことが明らかとなった。まず、15歳時の父不在及びこれまでの親の離婚経験についての予備的分析を行った結果、さまざまな本人及び出身家庭の影響を統制してもなお、親の離婚経験が父不在とは異なる影響を持つことが明らかとなった。すなわち、親の離婚経験については、父不在が有意でなかった初職非正規においても有意な影響があり、またその他の高等教育進学、高校／高等教育退学、失業経験、転職経験、本人の早期結婚、離婚においても、父不在よりも大きい影響があった。そこで、15歳時の暮らし向き、本人の中学3年次の成績という他の変数をさらに統制し、ロジスティック回帰分析を行ったところ、初職非正規における有意差は見られなくなったが、その他の高等教育進学、高校／高等教育退学、失業経験、転職経験、本人の早期結婚、離婚においては親の離婚経験の影響が見られた。加えて、男女の結婚発生に関して、離散時間ロジットモデルによる分析を行ったが、そこでも男性においては年齢に関連なく、女性においては21歳以下という早期において、親の離婚経験の影響が確認され、親の離婚を経験していると結婚ハザード確率が

高いことが分かった。

先行研究では、教育面において進学の不利益が指摘されてきたが、本稿では親の離婚経験は高校および高等教育における中退経験の傾向にも影響することが明らかになった。また、仕事に関しては、先行研究とは異なり、初職が非正規であることには影響はなかったが、親の離婚を経験している場合、親の離婚を経験していない場合に比べ、失業・転職を経験する傾向にあった。また、海外の家族研究において明らかになっているように、本人の家族形成については、親の離婚を経験していることと、本人自身の早期結婚や離婚との関連も見られた。また、離散時間ロジットにより親の離婚経験と結婚発生との関連も明らかになった。

今回、それぞれの影響におけるメカニズムの検討はできていないが、考えられるメカニズムとしては以下のことが挙げられる。中退のメカニズムについては、離婚による経済的問題や家族ストレスが仮説として考えられる<sup>7)</sup>。また、本人の結婚のメカニズムについては、離婚による家族ストレス仮説の立場に立てば、早く家を出ることを希望するということが考えられる。また、女性の場合、早期結婚と出産との関連も考えられる。

本稿の課題としては、まず前述のようにメカニズムの検討に至っていない点が挙げられる。親の離婚と進学の不利益、中退経験、失業・転職経験、本人の早期結婚と離婚のメカニズムを男女別に明らかにしていくことが求められる。さらに、結婚の生起について、詳細な検討はできていないが、親の離婚経験の有無が男女で異なる影響をもっていた。女性においては、親の離婚経験は、早期での結婚発生ハザード確率を高めていたが、どのようなメカニズムで説明できるのか検討が必要である。

#### [注]

- 1) 今回、wave1 時点で尋ねている今までに親が離婚したどうかを親の離婚経験の変数としている。親の離婚経験を見ることで、15歳時の早期父不在後の変化も捉えることができる一方で、離婚の時期の特定ができないことによる問題もある。データの制約により、親の離婚の時期が明らかではないため、見る従属変数によっては、親の離婚経験との前後関係の仮定ができない。そのため、ケースによっては、従属変数のイベントの時点では親の離婚がまだ生じていないがその後生じたという場合もある。その場合、離婚の経験そのものであるというよりは、親の離婚の後に生じるような状況を与えている影響を見ていることになるかもしれない。そのような問題はあっても、親の離婚が長期的なライフコースにおいて子どもにどのような影響を与えているのかを明らかにすることに試みる。
- 2) 離婚経験を考慮するにあたっては、父母のどちらかが長期間いないことも考えられる。その場合、どちらかの学歴のみしか子どもが把握できていないような場合も想定できる。そのため、今回は、父母のどちらかの最後に通った学校が短大・高専以上とした。
- 3) 10代での早期結婚についての分析では、学歴が高いと教育年数も長いいため、早期において在学中に結婚に至るケースはきわめて少ない。そのため、今回の分析においては、学歴を独立

変数から抜いている。

- 4) 男性においては結婚可能年齢が 18 歳であり、女性においては結婚可能年齢が 16 歳であるため、結婚した年齢をそれぞれ 18 歳と 16 歳よりも低く回答しているケースは欠損値として除外している。
- 5) 男性については、男性の結婚全体の 9.0%にあたる 18～22 歳での結婚を「22 歳以下」とし、その後の年齢については、「23-27 歳」「28-32 歳」「33 歳以上」と年齢区分を分けた。
- 6) 女性については、女性の結婚全体の 9.7%にあたる 16～21 歳での結婚を「21 歳以下」とし、その後の年齢については、「22-26 歳」「27-31 歳」「32 歳以上」と年齢区分を分けた。
- 7) 今回、15 歳時の暮らし向きは統制変数として加えたが、その後の家庭の経済状況の変化は統制できていない。もし、離婚が 15 歳時以後に生じていた場合、その後の経済状況の変化の影響も可能性として考えられる。

### [謝辞]

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 (JLPS) 若年・壮年パネル, 2007-2012」(東京大学社会科学研究所) の個票データの提供を受けました。

### [参考文献]

- Amato, P.R. and J. M. Sobolewski, 2001, “The effects of divorce and marital discord on adult children’s psychological well-being”, *American Sociological Review*, 66, 900-21.
- Fomby, P. and S. J. Bosick, 2013, “Family instability and the transition to adulthood,” *Journal of Marriage and Family*, 72, 1266-87.
- 稲葉昭英, 2011, 「ひとり親家庭における子どもの教育達成」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 [1] 格差と多様性』東京大学出版会, 239-52.
- 厚生労働省, 2009, 「平成 21 年度『離婚に関する統計』(2015 年 9 月 8 日取得, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/tokusyu/rikon10/index.html>).
- Sun, Y. M. and Y. Z. Li 2009, “Post-divorce family stability and changes in adolescents’ academic performance a growth-curve model,” *Journal of Family Issues*, 30, 1527-55.
- 余田翔平, 2014, 「家族構造と中学生の教育期待」『社会学年報』43: 131-42.
- 余田翔平・林雄亮, 2010, 「父親の不在と社会経済的地位達成過程」『社会学年報』39: 63-74.

# 女性配偶者の就労と世帯格差のミクロ-マクロリンク ——JLPS パネルデータを用いた世帯の不平等の生成過程分析——

打越文弥

(東京大学大学院)

本分析は、先進国共通における世帯収入の不平等化の要因として指摘される、女性の労働市場への進出が世帯間格差を拡大させるという仮説を検証する。先行研究が前提としてきた仮定が日本には当てはまらない点を指摘した上で、本分析は「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」を使用し、マクロレベルの不平等生成プロセスの一端を、女性の就業と収入の変化という個人のライフコースを経由することで明らかにする。分析結果の知見は以下の三点に要約される。第一に、女性の就労は世帯間の不平等を緩和するという平等化仮説が支持された。第二に、既存研究が指摘してきた女性の高学歴化と労働市場への進出の「緩い」関係が示された。第三に、高学歴・正規継続カップルでは夫婦共に収入が伸び、不平等化に寄与することが示唆されたが、このグループが全体に占める割合はわずかであり、全体としてみれば妻の就労は世帯間不平等を減少させる方向に働く。

## 1. 問題の所在

世帯収入の不平等化は先進国共通で見られる現象であり (Brandolini and Smeeding 2009)、日本でも緩やかに格差は拡大している (橋木・浦川 2006; 相澤・三輪 2008)。不平等化の背景として、高等教育のリターンの増大と技術革新によって、世帯年収の多くを占める賃金の格差が拡大したとする議論 (Lemieux 2008) や人口構造の変化によって不平等化が進んだとする議論 (大竹 2000) などが展開されている。その中で、比較的新しい要因として近年になって指摘されるのが家族形成の変化である。この要因は(1)家族構造の変化 (シングルマザーの増加など)、(2)女性の労働市場への進出、(3)学歴同類婚の増加の三つに分解されている (McCall and Percheski 2010)。

三つの要因のうち、(1)については推定値に違いは見られるものの、意見自体には一致が見られている。多くの先進国社会で離婚やシングルマザーを経験する人が増加し、その結果として世帯間の格差は拡大していると指摘される (McLanahan and Percheski 2008)。(2)の効果については、以下のような説明がされる。まず、工業化に伴って、農業や自営業に従事していた女性が専業主婦化することで就労率が減少するが、サービス労働の拡大・脱工業化に従って女性の労働市場への参加がサービス労働の分野で増加する。こうした女性の「U-カーブ理論」(Goldin 1995)に従えば、工業化の時点で家庭にとどまっていた女性がサービス労働の拡大に伴って労働市場へと進出するため、女性内部での格差が拡大すると考えられる。実際には測定の方法や対象が異なるものの、女性内部での格差の拡大が世帯間の所得格差の拡大に寄与したとする研究と (Waldfoegel 1998; McCall 2000)、女性の労働市場への進出は

夫の収入と負の相関を持ち、女性の就労は世帯収入の平等化に寄与することを指摘する研究があり (Treas 1987; Cancian and Reed 1998), いずれの説が正しいかは決着が見られていない。ここで重要になるのが, (3)をはじめとする, 配偶者同士の同質性という観点である。すなわち, 学歴同類婚の影響を認めると, 労働市場から得られる収入が夫婦で相関するために, 女性の就労は世帯収入の不平等化に寄与することになる (Esping-Andersen 2007)。また, 女性の労働市場への進出を前提とすれば, 学歴同類婚の増加自体も不平等の拡大に寄与する。このように, (2)と(3)の要因は相互に依存しあっており, 一方に着目した分析をする際でも, 他方の要因を考慮に入れる必要がある。こうした配偶者同士の組み合わせという観点から不平等の趨勢を分析した例はこれまで少なく (例外として Burtless 1999, Reed and Cancian 2012), 近年になってようやく学歴同類婚と不平等の関係が検討されるようになってきた (Western et al. 2008; Schwartz 2010; Breen and Salazar 2010, 2011; Breen and Andersen 2012; Hu and Qian 2015; Monaghan 2015)。

このように, 女性内部の収入の分布の変化が世帯の不平等に対してどのような影響を与えるかについては立場が分かれるものの, いずれの研究においても, これを重要な要素としてみなしてきた。しかし, これまでの先行研究の多くがとってきた方法は, 複数のクロスセクションデータを用い, 「仮に  $t$  時点のまま女性の就労割合が推移していた場合,  $t+1$  時点の不平等は観察値と比べてどれほど変化するのか」といった反実仮想的なものだった。こうした分析からは, あくまで構成比 (composition) を調整することでしか不平等の趨勢を確認することができない。しかし, どのような条件で女性が就労するのか, また女性の就労が世帯の収入に影響をどの程度与えるかを世帯の不平等の形成要因として注目する場合, ミクロレベルにおける女性の就労の変化が, マクロレベルでみたときの世帯の不平等に与える影響を検討する必要があると考えられる。パネルデータを用いて世帯所得・収入の変化を追った研究はいくつか存在するが (Duncan and Morgan 1981; 樋口ほか 2003; 安倍・大石 2006), これらの研究は何が世帯の不平等を変化させる要因かを体系的に検討していない。

そこで本研究では, 2007 年から東京大学社会科学研究所が実施している日本の若年・壮年の男女を対象とした「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 (JLPS)」を用いることで, 家族形成の要素を個人のライフコース上のイベントに分解し, これらのイベントの生起が世帯の不平等に対して与える影響を計量的に分析するアプローチをとる。この分析を通じて, 一時点のデータからだけではわからない, ミクロレベルの個人の行為がマクロレベルの不平等に与える影響を, 動的的に把握することが可能になる。

## 2. 先行研究とリサーチ・クエスチョン

本論文では, 日本を事例に女性の就労が世帯の所得に与える影響について, 主に(2)及び(3)に着目しながら考察する。日本を事例として検討するのは, 家族形成の変化がマクロな経済的不平等に与える影響に関して, 欧米を中心に研究が蓄積しており, 非西欧諸国の事例

が少数にとどまっているからだけではない。すぐ後で述べるように、日本の事例は、家族形成の変化が世帯の不平等に与える影響に関する理論的な前提を問い直す可能性を持っているからでもある。本節では、日本を事例として女性の就業と不平等の関係について考察することを念頭に置きながら、これまでの先行研究の知見をレビューし、リサーチ・クエスチョンを提示する。

## 2.1 先行研究

日本を事例として女性の労働市場への進出と学歴同類婚の双方を考慮した研究は数が限られるが、女性の労働市場への進出と夫の収入の間に負の相関がある点自体は日本でも頻繁に指摘され、妻収入は夫収入による不平等を緩和する傾向にあることが指摘されている（安倍・大石 2006）。女性の収入ではなく就労率と男性の年収の負の相関を予測する「ダグラス＝有沢法則」を検討した研究も含めれば、この分野の研究は膨大に存在する。「ダグラス＝有沢法則」は全般的に見ればまだ持続しているとされる（川口 2002）。

ただし、日本でも女性内部の格差が世帯収入に与える影響は増加していることが指摘され（村上 2001）、女性の就業の変化が世帯収入の不平等化に寄与することが示唆されている（小原 2001; 樋口ほか 2003）。しかしながら、夫の収入に関わらずに就業を決定するのは学歴の高い一部の女性である知見を踏まえると（眞鍋 2004）、女性の就労が世帯収入に与える影響に関しても、そこまで大きな違いはないと考えられる。それでも、日本の事例を用いて女性の労働市場への進出と学歴同類婚の世帯収入の不平等に対する影響について厳密な手法を用いて検討したものはなく、今後この点についての解明が求められる。

本論文において日本社会を分析対象とする理由は以下の通りである。すなわち、日本では女性の高学歴化の進展が必ずしも労働市場への参加を意味せず、両者の関係が「緩い」社会として指摘されるためだ（Brinton 2001: 134）。女性の就労率自体は増加しているという点で、日本にも「U-カーブ理論」は当てはまるが、女性の就労率増加分の多くが正規雇用ではなく非正規雇用によって説明される（総務省「労働力調査」）。また、日本は欧米の先進諸国とは異なり、女性内での学歴間の就労率に違いがないことでも知られる（OECD 2015）。女性の就労の変化が世帯所得の不平等に与える影響という関係には、脱工業化・高学歴化に伴って女性が男性並みに就労するようになる、また高学歴の女性ほど就労率が高くなるという前提があるが、この点が高学歴化と女性の労働力参加の関係が「緩い」日本のような国には当てはまらない可能性がある。本論文は、以上のような理論的な視点を踏まえて分析を進める。

## 2.2 リサーチ・クエスチョン

今回の分析では、日本の若年・壮年層を対象にしたパネルデータを用いて、女性の就労が世帯収入の不平等化を緩和／促進するのか、及びその背景にある要因について検討する。学歴同類婚の影響も踏まえ、女性の就労が世帯の不平等に与える影響について考察した Shin

and Kong (2015) の分析枠組みに依拠すると、以下の二つの仮説が考えられる。

1. 平等化仮説：男性稼ぎ主モデルが支持されている日本のような社会では、家計支持者は男性であり、女性は家計の補助的な役割につく。したがって、男性の収入に依拠する形で、女性の就労・収入が調整されるため、妻の収入は世帯収入の格差を緩和する。
2. 不平等化仮説：配偶者選択は同質的な結合を伴う。したがって、女性の労働市場への参加が進んでいる社会であれば、労働市場から得られる収入も夫婦で関連するため、妻の収入は世帯収入の格差を拡大する。

平等化仮説は女性の就労とそれにとまなう収入の変化は男性の収入を補うことを原則として生じると予想するが、その背景には、世帯が家計支持者たる男性とその補助者たる女性からなるという前提がある。これまでの研究の多くは、日本社会をこのような前提が成り立つ事例として捉えてきたと言えるだろう。対照的に、不平等化仮説は妻の収入が加わることで世帯収入の格差は男性単独で見たときよりも拡大すると予想する。この仮説の背景には、二つの前提が存在する。一つは夫婦が同質的な結合を伴うという点であり、もう一つが女性の労働市場への参加が進んでいるという点である。これら二つが成り立たなければ、女性の就労状態の変化が世帯間格差を助長するとは考え難い。日本でも女性の就労率は上昇しており、学歴に基づく同類婚は一定数存在するが、先ほども述べたように、就労率の上昇分の多くが非正規雇用であることを考えると、不平等化に寄与する層は一部であることが予想される。

### 3. データと方法

以降では、東京大学社会科学研究所が実施する「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(JLPS) を使用して、本分析の問いを検討する。JLPS は日本全国に居住する 20-34 歳(若年パネル)と 35-40 歳(壮年パネル)の男女を母集団として、サンプルは選挙人名簿と住民基本台帳から抽出された。Wave 1 では、地域と都市規模の二層により層化、さらに性別・年齢(5 歳間隔)を層化して対象者を抽出、2007 年 1-3 月に調査を実施、郵送配布された調査票を、調査員が訪問し回収している。Wave 1 の回収率は若年パネルが 34.5% (3367 ケース)、壮年パネルが 40.4% (1433 ケース) だった。その後、第一回調査の回答者を対象に、毎年追跡調査を実施している。Wave 6 の回答率は若年パネルが 78.7% (2695 人)、壮年パネルが 87.8% (1206 人) だった。調査のサンプルサイズは 4800、追加サンプルをあわせると 5763。総レコード数は 28815 である。

同一個人の変化を追えるパネルデータの特徴、及び JLPS が就労や結婚、出産などのライフイベントが集中する若年・壮年層を対象にした調査であることを踏まえ、本研究では、女性配偶者の就労(キャリア)の変化が世帯の不平等の推移に与える影響を検討する。使用す



る変数は本人・配偶者の年収階級値、及び性別、就労状態<sup>1)</sup>、学歴<sup>2)</sup>、子供数、同居人数である。分析では、以下のようにデータを加工して使用する。まず、JLPS 若年・壮年パネルの wave1-6 を使用するが、対象者は本研究の関心から、wave1-6 時点で継続して結婚しており、夫婦の就労状態（学生を除く）・学歴・収入、その他の変数に関しても欠損がない 804 ケースに限定する。また、対象者が男性の場合、本人の情報を夫、配偶者の情報を妻になるよう、同じように対象者が女性の場合には本人情報を妻、配偶者情報を夫とするようにデータを加工した。

今回の分析では女性のキャリアの変化に着目し、不平等の尺度としてジニ係数を用いることで推移を見る。時点間で女性のキャリア・収入だけではなく男性のキャリア・収入も変化しているため、本分析では、仮に夫の収入に時間的な変化を認めない場合、女性の就労が夫婦の年収にどれほど寄与するのか、またそれが世帯間不平等にどう結びつくのかを検討する。具体的には、男性の収入を wave1 時点のものに固定した反実仮想的な変化を示すことで、女性のキャリア・パターン別に見た寄与分の変化を確かめる。

分析結果に入る前に、記述統計を確認する。表 1 では夫と妻の学歴、年収、従業上の地位、及び本人年齢と世帯の子供数、そして妻のキャリア・パターンとカップルの学歴結合<sup>3)</sup>について示している。妻のキャリア・パターンとは、観察期間（6 年）で継続して正規職にあったものを「正規継続」、同様に非正規を継続したものを「非正規継続」、無職を継続したものを「無職継続」、観察期間で無職から有職に変わったものを「途中参入」、逆に有職から無職に変わったものを「途中退出」としたものである。自営職の継続や、二度以上の離職などは「その他」に分類している<sup>4)</sup>。本分析からは観察期間より前の段階の就労状態は分からないが、第一のパターンには正規雇用として就労し、結婚後も正規職を継続しているケースが多く含まれていると予想される。第二のパターンには初職から非正規を継続しているか、結婚の前後に離職を経験、その後非正規として労働市場に再参入したケースが含まれていると予想できる。第三のパターンは正規雇用として就労し、結婚後も正規職を継続しているケースと推測される。これら代表的な三つのパターンを合計すると、全体の半数以上を占める。

「途中参入」パターンは、結婚後に一度離職したものの、非正規雇用として再就職したことが予想される。このようにパネルデータの特性を生かして同一個人のキャリアを結びつけることで、例えば wave 1 段階で約 23% 程度存在した正規職層のうち、およそ 7 割強は就労を継続していることがわかる。その一方で、非正規職は wave 1 時点で 3 割程度であるにもかかわらず、継続層は全体の約 18% ということから、正規継続層と比べて非正規層は流動性が高いことが読み取れる。

記述統計で注目したいのは、観察期間中の妻非正規職の推移である。従業上の地位に関して、正規と自営職に大きな変化がないのに対して、非正規職はその比率が 30.5% から 43.3% 弱にまで上昇している。無職層の割合が減少していることから、6 年間の間に無職だった妻が労働市場に非正規職として参入したことが示唆される。本分析の主眼は、こうした女性の

就労の変化が、不平等の趨勢にどのような影響を与えるかに注目するものである。

表 1 記述統計 (n=804)

学歴	夫	妻	従業上の地位	夫 (w1)	妻 (w1)	妻 (w6)
中学・高校	33.3%	32.2%	正規	88.2%	23.0%	22.8%
専門学校	15.4%	20.4%	非正規	4.0%	30.5%	43.3%
短大・高専	4.0%	25.2%	自営・家族従業	7.0%	3.5%	4.2%
大学・大学院	47.3%	22.1%	無職	0.9%	43.0%	29.7%
	平均	S.D.	妻キャリアパターン	学歴結合		
夫年収 (w1)	498.0	258.1	正規継続	16.7%	同類婚 (1)	17.2%
夫年収 (w6)	547.0	269.2	非正規継続	18.4%	同類婚 (2)	10.3%
妻年収 (w1)	132.8	187.3	無職継続	17.9%	同類婚 (3)	17.7%
妻年収 (w6)	139.5	171.0	途中参入	17.9%	妻上昇婚	36.6%
本人年齢 (w1)	34.4	4.0	途中退出	5.8%	妻下降婚	18.3%
子供数 (w1)	1.5	0.9	その他	23.3%		
同居人数 (w1)	4.0	1.4				

#### 4. 分析結果

本節では、はじめに記述的な分布とジニ係数の推移について確認する。全体的なトレンドを確認した後、その変化がどのような要因によって生じているのかについて、妻のキャリア・パターンごとに分けて考察していく。

##### 4.1 記述統計とジニ係数の推移

はじめに、男性配偶者の収入階級別に見た女性の従業上の地位の分布を確認する。図 1 から、男性配偶者の収入が高くなるほど女性の就労率が減少するのがはっきりと読み取れる。配偶者の年収が 350 万円以下の妻では、無職以外を有職とみなすと、有職の割合は 6 割を越す。しかしながら、収入階級が 600 万円以上の夫では妻の無職比率が半分近くを占め、多くの研究が指摘するように女性の就労率と男性の年収の負の相関を予測する「ダグラス＝有沢法則」がこのデータでも確認されることがわかる。しかし、先ほどの記述統計で確認したように、観察期間中で非正規職に就く女性配偶者の割合は約 13% 上昇していることから、このグループが夫収入階級の比較的低い層で生じているのか、それとも高い層で生じているのかによって、女性の就業が不平等に対して与える影響も異なってくる。

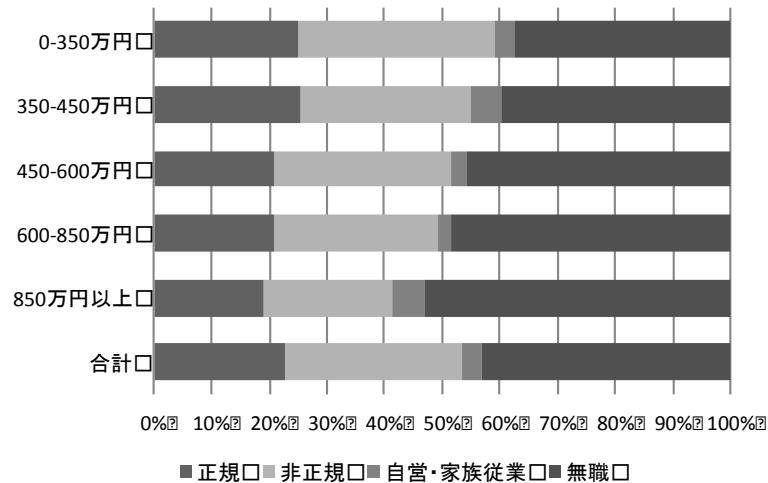


図1 夫収入階級別にみた妻の就業状態 (wave 1)

そこでジニ係数の推移を示したのが図1である。まず、夫の収入に限定したジニ係数の推移（夫年収）をみると、wave1 時点で約 0.25 であるが、その後若干下がり、wave3 から再び上昇し wave6 時点では wave1 時点とほぼ同じ値になる。次に、夫の収入に妻の収入を足したジニ係数（夫+妻年収）の推移を確認する。夫年収と夫+妻年収のジニ係数を比較してわかることは、当初夫の収入のみに比べて合算収入の不平等の方が高かったが、次第にその差は縮まり、wave6 時点になると夫収入の不平等よりも合算収入の不平等の方が、ジニ係数が低くなる点である。この結果から、妻は年齢を重ねるにつれて男性の収入を補うように就労調整した結果、世帯でみた時の不平等度は改善することが示唆される。

この結果をよりよく理解するために、wave ごとの夫婦の合算年収のジニ係数を夫年収のジニ係数で除し、wave1 時点にこの値が 1 になるよう調整したスコアを黒破線で示した。破線の推移では、妻の年収が加わることで、夫の年収の不平等はどれだけ改善（悪化）するかを wave1 時点からの比較から示している。wave6 時点ではこの値が 0.96 ポイントになっていることから、wave1 時点と比べて、およそ不平等度が 4% 改善したことが示唆される。

実際には、夫の年収も同時に変化しているため、この結果をそのまま妻のキャリア・パターンの変化であると断定することはできない。そこで、夫の年収を wave1 時点に固定した上で同じ分析をしたものが紫の破線である。調整スコアは wave5 で一旦上昇するものの、wave1 時点と比べて妻の就労の純粋な変化によって不平等度は 2% 改善していることがわかる。この値がどれだけのものかを判断するのは難しいが、観察期間が 6 年と短いこと、並びに女性の就労状態の変化が世帯収入に寄与する割合は 2 割程度であることを踏まえれば、女性の就労状態、およびそれに伴う収入の変化が世帯の不平等の改善に与える影響は決して小さなものではないことがわかる。

なお、補足として世帯人員を考慮した等価収入を用いて同様の分析を行った。具体的には、

等価収入を夫・妻・夫婦合算の収入を、世帯人員の平方根で除したものとして定義する。等価収入を用いた分析においても、値に違いはあるものの傾向としては平等化のトレンドを示していることがわかる。世帯人員を考慮することで全体としてジニ係数は上昇するが、時点を追うごとに夫年収のジニ係数の方が夫婦合算のジニ係数よりも高くなること、夫の収入を固定した場合でも妻の年収の純粋な変化が平等化に寄与していることがわかる。世帯人員を考慮した場合、全体として不平等度は6ポイント程度改善しており、そのうち妻の収入の変化は4ポイント強となっており、世帯人員を考慮しない年収よりも平等化への寄与率が高いことがわかる。

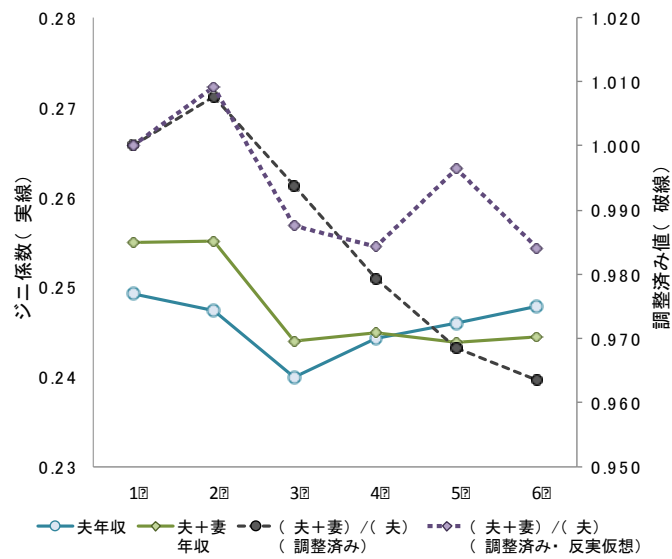


図2 夫・妻・合算収入別に見たジニ係数の推移

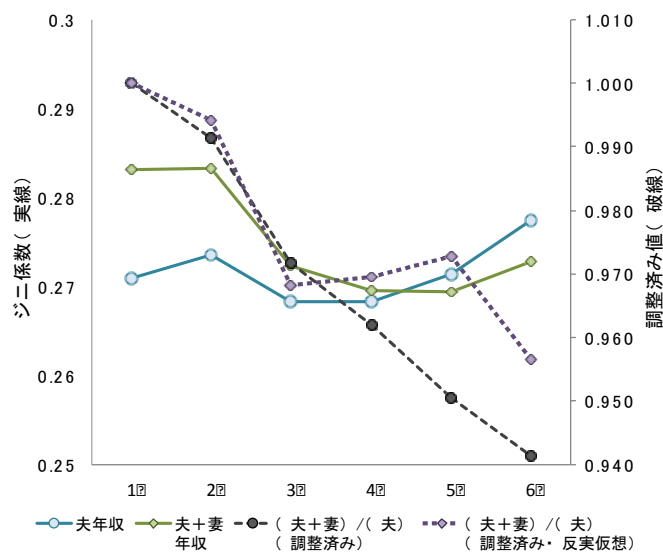


図3 夫・妻・合算収入別に見たジニ係数の推移（世帯人数による等価）

## 4.2 世帯収入の平等化に寄与する女性の就労要因に関する探索的分析

ここまでの分析で、妻の収入の変化は夫の年収をコントロールした上でも、wave1-6 時点でおおよそ 2%の不平等緩和効果を示していることが分かった。しかし、具体的に妻のどのようなキャリア・パターンが（不）平等化を促しているのかは図 1 からだけでは分からない。そこで、本節では夫の収入階級と学歴結合別に、女性の就労の変化を確認することで、一体どの層が世帯収入の変化に寄与しているのかを確認する。

図 3 は夫の恒常収入（各年度の収入の合計を 6 で除したもの）別に見た妻無業率の推移である。いずれの収入階級でも、女性の無業率は時点間で減少している、すなわち無職から有職に切り替える女性配偶者が増加していることがわかる。しかし、収入階級によってその傾きは異なる。夫収入が 0-350 万円、350-450 万円以下のグループでは wave1（2007 年）時点で無業率がそれぞれ 38.2%、37.5%であり、これが wave6（2012 年時点）ではそれぞれ 21.5%、22.5%と 15%以上減少しているのに対して、夫の恒常所得が高いグループ（450-600 万円、600 万円以上）の妻では、wave1 から wave6 までの 6 年間の無業率の減少は 10%程度（それぞれ 44.6%→31.9%、49.0%→39.0%）と、夫の向上所得が低いグループと比較すると減少率がそこまで高くないことがわかる。このように、パネルデータから見ても、夫収入が相対的に低い層で妻が就労するようになる傾向が読み取れる。

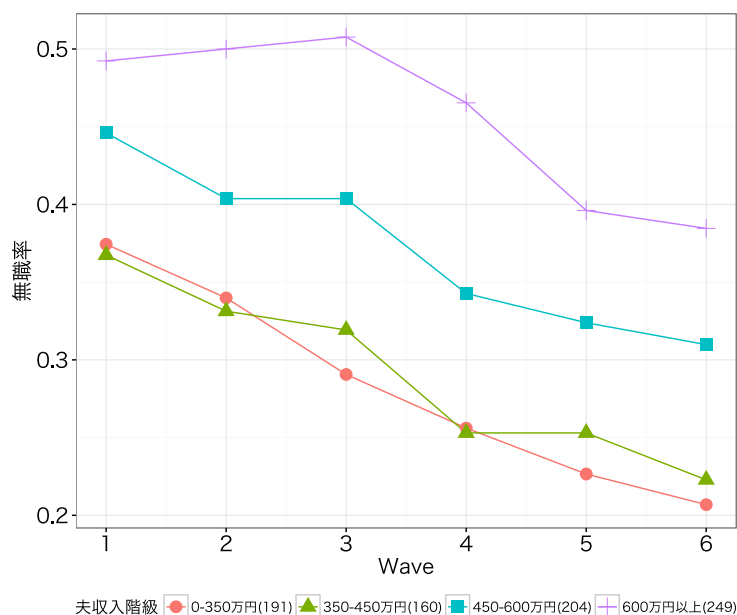


図 4 夫恒常収入階級別にみた妻無業率の推移

次に、学歴結合からみた諸変数の推移について確認したい。表 2 では、学歴結合別に、妻の年齢や夫婦の年収、妻のキャリア・パターンや子供数を示している。学歴結合に応じて妻

の年齢にばらつきがあるように考えられるが、ここで分析対象としているサンプルに限れば、年齢に大きな違いはない<sup>5)</sup>。夫の年収は、学歴結合に応じて大きく異なることが分かる。同類婚(1)と(2)では夫の年収にそこまで違いがないが、高学歴カップルである同類婚(3)では夫の年収は五つのカテゴリの中で最も高い。ついで、妻上昇婚カップルでも夫の年収は他のグループと比べて高いことがわかる。妻年収に関しては、夫の年収ほど学歴結合の間で大きな違いはないように見える。これは、一定数がどのパターンでも無職であるからと考えられる。それでも、妻の収入は同類婚の中では(1)が最も低く、(3)で最も高いような差が確認される。

注目したいのが、学歴結合別にみた妻のキャリア・パターンである。妻正規継続率で見ると、同類婚(2)と並んで、同類婚(3)は約1/4が正規職を継続していることがわかる<sup>6)</sup>。その一方で、同類婚(3)では無職継続率も五つのグループの中で最も高いことがわかる。このように、高学歴同士のカップルでは、夫の年収にかかわらず正規雇用で働く女性配偶者もいれば、無職継続者も同程度いることがわかる。他の学歴結合に関しては、同類婚(2)は夫の収入で見れば中・高卒同士のカップルの夫の収入と大差がないが、妻の正規雇用継続率では大きな違いがある。また、妻上昇婚では妻正規継続率が最も低く、無職継続率が二番目に高いように、夫が高い学歴を持っている女性配偶者には、夫の高い収入による就労意欲の低減効果、あるいは就労ではなく余暇に強い選好を持つ女性が含まれている可能性がある。これに対して、妻下方婚のカップルでは妻の正規継続率が三番目に高く、また無職継続率は同類婚(1)と並んで最も低い点は注目に値する。

ここまで確認した高学歴カップルの異質性は子供数においても確認できる。Wave 1段階では、同類婚(3)のカップルの子供数の平均は約1.3人だが、wave 6までには約1.8人までになり、他の学歴結合のカップルと大差がなくなる。興味深いことに、この傾向は同類婚(3)のカップルを妻のキャリア・パターンで分けても、どのパターンの妻に関しても子供数の増加が見られ、正規職を継続した層でも子供数の増加が確認される。

ここまでの議論をまとめると、はじめに夫年収階級ごとにみると妻無業の推移は異なる。すなわち、高収入の夫の女性配偶者の無業率の減少幅は、低収入の夫の配偶者のそれよりも小さい。次に、夫の年収は学歴結合でみたときに大きな違いがある。具体的には、高学歴カップルである同類婚(3)と妻上昇婚カップルにおいて夫の年収が高い。この二つの事実から、高学歴カップルでは、夫の年収が高い傾向にあるため、妻の多くが無業を経験する傾向が強いと考えられる。たしかに、同類婚(3)のカップルでは妻の無業継続率が最も高い。しかしながら、同時にこのグループでは正規就業継続率も高い。このように、これまでの探索的な分析からは高学歴カップルの異質性が観察された。

表 2 夫婦の学歴結合別にみた諸変数の推移

	妻年齢 (W1)	夫年収 (W1)	夫年収 (W6)	妻年収 (W1)	妻年収 (W6)
同類婚 (1)	34.6	428.2	438.0	109.9	124.6
同類婚 (2)	34.0	401.8	475.3	147.1	166.5
同類婚 (3)	33.4	623.2	691.2	176.8	188.5
妻上昇婚	34.4	534.2	584.8	110.9	103.3
妻下降婚	33.4	424.6	476.1	147.4	161.7

	妻正規継続率	妻無職継続率	子供数 (W1)	子供数 (W6)	同類婚(3)のみ	子供数 (W1)	子供数 (W6)
同類婚 (1)	13.8%	11.6%	1.80	2.03	正規継続	1.09	1.67
同類婚 (2)	24.1%	13.3%	1.52	1.90	非正規継続	1.40	1.50
同類婚 (3)	24.6%	25.4%	1.29	1.79	無職継続	1.42	2.00
妻上昇婚	11.6%	21.8%	1.55	1.89	途中参入	1.94	2.22
妻下降婚	17.7%	11.6%	1.45	1.82	途中退出	0.57	1.75

#### 4.3 タイル尺度の推移からみる女性の就労が世帯収入の平等化に与える影響

前節までの分析結果から、夫婦の収入の組み合わせで見た世帯年収は時点間で平等化の傾向を見せ、その変化に対して夫の収入だけではなく妻の収入の変化も寄与していることが明らかになった。この変化は主として低収入の夫の妻が就労することによって説明されると考えられるが、表 2 から明らかになったように、時点間で継続して無業の妻が最も多いグループは夫の年収が比較的高い高学歴同類婚カップルであった。しかし同時に、このグループでは妻が正規雇用で就業継続している割合も他のグループに比べて最も高い。こうした学歴だけでは説明されない異質性を捉えた上で時点間の平等化の趨勢を確かめるためには、夫婦をより詳細なグループに分けた上で、平等化傾向がグループ間の格差が縮小していることによって生じているのか、それとも特定のグループ内部の格差が縮小しているのかを検討する必要がある。そこで、本節では、ジニ係数のように集団における不平等の度合いを測定するタイル尺度を用いて、学歴結合に妻のキャリア・パターンを組み合わせた合計 30 パターンにカップルのうち、一体どの層が平等化、ないし不平等化に寄与しているのかを検討する。ジニ係数と比較した時のタイル尺度の利点は、不平等の要因をグループ内とグループ間（この場合は、学歴結合パターンと妻のキャリア・パターンで分けた 30 通りのカップル）に分けて算出できる点である。

表 3 がタイル尺度の分析結果である。タイル尺度の定義より、グループ内 (within) とグループ間 (between) の和が全体の指標に等しくなっている。Wave 1 のタイル尺度は 0.114、wave 6 では 0.100、そして夫の収入を wave 1 時点で固定した wave 6(cf)ではタイル尺度は 0.107 となっていることから、夫の収入を固定した場合でも妻の就労の変化によってタイル尺度が減少しており、したがってジニ係数と同じように平等化傾向を確認することができる。ジニ係数の場合と値に違いはあるが、およそ 6 ポイントの減少効果を持っていることがわかる。

これをグループ内とグループ間に分けるとどうなるだろうか。両者とも wave 1 から wave

6までの間に不平等度は改善していることがわかる。グループ間不平等は夫の年収を固定した場合の値と wave 1 時点のグループ間不平等の値にほとんど違いが見られない（両者の比は 0.977）。このことから、グループ間不平等に対して妻の就労の変化は大きな影響を及ぼさないことがわかる。一方で、グループ内不平等に関しては、およそ 7.4 ポイントの減少効果を持つことが分かる（反実仮想状態の wave 6 の値と wave 1 の比が 0.926）この結果は、具体的には以下のような事態を示していると考えられる。妻の就労が変化したとしても、グループ間、この場合は学歴結合と妻のキャリア・パターン別に見たカップルパターン間の不平等には影響を持たない。すなわち、グループ間の不平等は夫の年収の変化でほぼ説明される。その一方で、妻の就労の変化はグループ内において平等化効果が大きいことは、同じグループ（例えば妻上昇婚カップルで妻が非正規継続）内の不平等度が妻の就労の変化によってより均質的なものになるということである。グループ間と比較としてグループ内の方がカップル同士の類似性は高く、妻の就労はこうした均質的な集団の不平等度を改善することがわかる。付表では、全 30 通りのパターンそれぞれのタイル尺度を示している。付表からも分かるように、妻の就労によってグループ内の不平等が緩和したのは主として妻非正規継続層と途中参入層であり、このグループが全体に占める割合は 4 割弱であり。全体の平等化傾向に対して小さくない影響を持っている。例えば、妻非正規継続層をみると、同類婚 (3) のグループを除いた 4 グループで妻の収入の変化による平等化傾向が読み取れる。平等化傾向を示した 4 グループの中で最も寄与率が高いのは妻下降婚のカップルで、およそ 13.8 ポイントの減少効果（反実仮想状態の wave 6 の値と wave 1 の比が 0.862）を示している。また、妻途中参入層をみると、このグループでは wave 1 時点のタイル尺度がそれぞれ 0.074（同類婚 (1) のグループ）から 0.104（同類婚 (2) のグループ）と、他のグループのカップルよりも比較的高かった不平等が、妻の就労参加によって wave 6 時点では同類婚 (1) 以外のカップルで減少していることがわかる（寄与率が最も高いのは同類婚 (2) の場合でおよそ 57.2 ポイント、最も低いものでも同類婚 (3) のグループでおよそ 5.6 ポイントである）。



表3 タイル尺度の推移と全体に占める各同類婚(3)グループのシェア

	タイル係数	グループ内	グループ間	ジニ係数
Wave1	0.114	0.083	0.031	0.255
Wave6	0.100	0.074	0.026	0.244
Wave6(cf)	0.107	0.077	0.030	0.251
W6/W1	0.873	0.882	0.850	0.958
W6(cf)/W1	0.940	0.926	0.977	0.984

同類婚(3)	収入シェア (W1)	相対平均 (w1)	収入シェア (W6)	相対平均 (w6)	収入シェア (W6, cf)	相対平均 (w6, cf)	シェアw6(cf) /シェアw6
正規継続	0.075	1.731	0.076	1.708	0.080	1.773	1.040
非正規継続	0.012	0.965	0.013	1.012	0.012	0.979	0.968
無職継続	0.046	1.018	0.049	1.088	0.045	1.009	0.928
途中参入	0.026	1.141	0.029	1.295	0.028	1.271	0.983
その他	0.055	1.226	0.051	1.171	0.051	1.159	0.992

最後に、妻のキャリア・パターンが正規継続と無職継続で二分されるという点で異質性の高かった同類婚(3)のグループを女性配偶者のキャリア・パターンごとに見た5通りの類型別の夫婦収入のシェアを確認する。夫婦収入のシェアとは、そのグループが全体でどの程度のシェアを持っているかを示すもので、例えば正規継続の収入シェア(W1)のセルをみると、正規継続層はwave1時点で約7.5%の夫婦収入シェアを持っている。一方で、全体の中で同類婚(3)のカップルかつ非正規継続層が占める割合は少ないため(約1.2%、付表の非正規継続・同類婚(3)のグループ比を参照)、このグループが占める収入シェアもほぼ同様の約1.2%と必然的に少なくなる。ここで、各グループの夫婦収入シェアを全体の中でそのグループが占める割合で調整したものが相対平均であり、これは夫婦収入シェアから全体の中のグループの割合を除すことで求められる。正規継続層(w1)の相対平均は1.731を示しているが、これは全体としての割合(約4.4%、付表の正規継続・同類婚(3)のグループ比を参照)に比べて、夫婦収入シェアが約1.7倍の割合を占めていると解釈できる。他のグループに比べて正規継続層が突出して高い相対平均を示しているのは、人口として占めている割合に比して収入が占める割合が大きいことを意味する。

ここで、夫の収入をwave1時点で固定した場合の夫婦収入シェアと観察値の夫婦収入シェアの比を示したのが表3下段の最右列である。このスコアをみると、正規継続層では1.04と1倍を超えており、夫の収入を固定した場合の夫婦収入のシェアの方が固定しない場合のシェアよりも高い値を示すが、これ以外の四つのグループではシェアは1を下回る。すなわち、夫の収入が変わらない場合、正規継続層以外の四つのグループでは、妻が高学歴であっても女性配偶者の収入は全体で見た時の当該グループのシェアを拡大させるほど増加しない。これに対して、正規継続層では観察値と反実仮想値の比が1を超えているため、夫の収入を固定した場合、正規継続層は妻の収入の伸びによってシェアを拡大していることが示唆される。したがって、この層では夫婦双方が観察期間で収入を伸ばし、結果として不平

等に寄与していることがわかる。ただし、次節で述べるように、欧米を中心とした先行研究で世帯間不平等を拡大させる層として指摘されてきたフルタイム同士の高学歴カップルに該当するこの層が全体で締める割合はごくわずかである。

## 5. 分析結果の要約と今後の課題

これまでの分析結果を要約すると以下の3点に集約される。

第一に、全体としてみれば、本分析は平等化仮説を支持している。本分析では、二つの仮説を提示した。一つが、女性のキャリア・パターンの変化が世帯収入の平等化を促すという平等化仮説である。この仮説によれば、女性の就労と収入は、男性の収入に依拠する形で調整されるため、妻の収入の変化は世帯収入の格差を緩和することが予想される。もう一つが、女性のキャリア・パターンの変化が世帯収入の不平等化を招く不平等化仮説である。この仮説に従うと、配偶者選択は同質的な結合を伴うため、妻の収入と夫の収入の相関が強ければ妻の収入は世帯収入の格差を拡大すると予想する。先行研究では、女性内部の格差が世帯収入に与える影響は増加し(村上 2001)、女性の就業変化が世帯の不平等化に寄与することが指摘されたが(小原 2001)、分析から調査開始の2007年時点でもダグラス＝有沢法則は確認され、妻の就労は世帯の平等化に寄与する効果を持つことが示された。

第二に、分析結果は女性の高学歴化と労働市場の進出の「緩い」関係の存在を示唆している。高学歴層が多い同類婚(3)では、女性配偶者は正規就労で継続する割合が高い一方、無職継続層も顕著に多い。欧米では、フルタイムの高学歴カップルが増加することで世帯の不平等が深まる可能性が指摘されるが(Schwartz 2010; Breen and Anderson 2012)、脱工業化・高学歴化に伴い女性が男性並みに就労する、高学歴の女性ほど就労率が高くなるという前提が、高学歴化と女性の労働力参加の関係が「緩い」(Brinton 2001)日本にはいまだに当てはまらない。

第三に、高学歴カップル・正規就労継続層は不平等を拡大させるグループであるが、これが全体に占める割合はわずかであることを指摘したい。反実仮想的な分析からは、正規職を継続する妻は収入の伸ばす傾向にあることがわかる。この層では夫婦の収入の相関が強いまま残ると考えられる。表は割愛しているが、無職継続層でも夫の収入は一貫して全体平均よりも高く、6年間の夫の収入の伸び率も高い。したがって、無職継続層における夫の収入の変化は不平等度を増加させると考えられるが、この層では妻が無業のままであるため、厳密には妻の就労が不平等度に影響を与えているとはいえない。一方で、非正規継続、および途中参入層では、夫の収入は全体よりも低い傾向にあり、妻が就労することで世帯所得の低さをカバーしていることがうかがわれる。これらが相殺しあつた結果、全体としてみれば不平等が若干改善していると考えられるが、その中でも、高学歴・正規就労継続層の「パワーカップル」は夫婦共に収入を伸ばしており、不平等化に寄与するグループであることが分析から示された。しかし、全体の中でこのグループが占める割合は約4.4%に過ぎない(付表

参照)。もちろん、このグループが不平等化に寄与する集団であることは否定できないが、世代間の不平等の連鎖という視点で見ても、このグループが不平等化に寄与するグループであるとする強い主張をすることは難しい。同類婚(3)グループは Wave1 時点では少なかった子供数が、その後他のグループには追いつかないものの平均 1.8 人まで上昇し、これは正規継続層でも同様の傾向であることが表 2 から分かる。子供数と学歴結合の負の関係を指摘した白波瀬(2011)の指摘とは異なり、高学歴カップルで子供が少ないわけではなく、学歴で見た階層差が、資源の不均等な分配につながるかは留保される。

高学歴カップルにおいて女性配偶者では正規継続層と無職継続層が多数を占めているという結果は、高等教育を終えた女性のライフコースの極として、一方で正規就労を継続するという経路、一方で世帯収入をもっぱら夫の所得に依存するという経路の二つが存在することを示している。Esping-Andersen(2009)が主張するような「未完の革命」をリードするのは、高い学歴を持ち労働市場に進出して男性並みの経済的な財を獲得する女性であった。高学歴女性の一定数が結婚後無職になり、その多くが高い年収を保つ同じ学歴の男性を配偶者としている事実は、女性の高学歴化と労働市場の進出の関係が「緩い」日本のような社会の特徴をよく表していると言えるだろう。

最後に、今後の分析に向けた課題について述べる。まず、今回の分析で対象としたのは 20 歳から 40 歳までの男女であり、人口構造で言えば若年と壮年からなる。したがって、それ以降の世代が分析には入っていないため、今回の分析結果が示す含意が適用される範囲は限定的なものになる。また、今回の分析では世帯人員については考慮したが、家族構造について考慮していない。幼い子どもの有無や親との同居は女性の就労に大きな影響を与えることは容易に想像がつくが、今後の分析ではこれらの点について検討する必要がある。同様に、今回の分析ではシングル・ペアレントの世帯や観察期間中に離婚を経験したカップルは分析から除外されているため、比較的不安定な世帯の影響は無視されている。

このように、本分析は多くの限界を抱えるが、そうした条件の制約の中でも、女性の就労が世帯の経済格差に影響する可能性について、日本を事例に考察した意義は小さくないように思われる。冒頭で指摘したように、女性の就労とそれに伴う収入の変化が世帯間の格差に与える影響という関係には、脱工業化・高学歴化に伴って女性が男性並みに就労ようになる、および高学歴の女性ほど就労率が高くなるという二つの前提が潜んでいる。しかしながら、これらの前提は高学歴化と女性の労働力参加の関係が「緩い」日本のような国には当てはまらないと考えられる。したがって、日本の事例を検討することは、家族形成の変化と世帯間の不平等の関係に関する理論的な前提を問い直す可能性を秘めている。今後より精緻な方法を用いて、この命題について取り組む必要があるだろう。

#### [注]

1) 分類に際して従業上の地位の設問を使用した。経営者、役員・正社員を「正規」、パート、契

約、臨時、嘱託・派遣・請負を「非正規」、自営・家族従業を「自営・家族従業」、内職・無職を「無職」とリコードした。学生は分析から除外している。

- 2) wave 間で学歴が変わっているケースがあるが、今回は wave1 時点の学歴を使用する。
- 3) 学歴結合に関しては、はじめに中学・高校卒同士、専門学校卒・準高等教育同士、そして高等教育卒同士の夫婦間の結婚テーブルを作成した。同類婚に関しては、対角セルに該当する中学・高校卒同士を(1)、専門学校卒同士・準高等教育を(2)、高等教育卒同士を(3)としている。
- 4) Brzinsky-Fay, C., Kohler, U., & Luniak, M. (2006). Sequence analysis with Stata. *Stata Journal*, 6(4), 435. で提供されている sequence analysis プログラムを使用して推定した。
- 5) ただし、分析に含めているのは wave 1 時点で結婚している対象者に限定しているため、その後結婚した対象者を含めれば、高学歴層の年齢が高くなる可能性は残る。
- 6) 同類婚 (2) のカップルの女性配偶者における高い正規職継続率の背景には、この層には専門学校卒が含まれているため、観察期間中の就業継続が他の学歴のグループよりもしやすい職業についていた可能性が考えられる。
- 7) タイル尺度の式は以下の通り。はじめに、情報理論において確率  $s_i$  ( $i=1,2,\dots,n$ ) で生じる現象が実際に生じたときの情報量を  $h(s_i)=\log\frac{1}{s_i}$  とすると、期待情報価値 (エントロピー) は、

$$H(s) = \sum_{i=1}^n s_i \log \frac{1}{s_i}$$

確率  $s_i$  を個人  $i$  の所得シェアとしてみなすとすると、全ての個人の所得シェアが等しいとき  $H(s)$  は  $\log n$  をとるため、 $\log n$  からエントロピーを引いた値を不平等指数としてタイル尺度と定義する。

$$T = \log n - H(s) = \sum_{i=1}^n s_i \log n s_i$$

ここで  $x_i$  を個人  $i$  の所得、 $\mu$  を全体平均とすると、 $s_i = \frac{x_i}{n\mu}$  である。また、個人の集合  $N=(1,2,\dots,n)$  を二つのグループ  $a$  と  $b$  に分けると、

$$\begin{aligned} T &= \sum_{i=1}^n s_i \log n s_i = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{n\mu} \log \frac{x_i}{\mu} \\ &= \sum_{i=1}^a \frac{x_i}{n\mu} \log \frac{x_i}{\mu} + \sum_{i=a+1}^n \frac{x_i}{n\mu} \log \frac{x_i}{\mu} \end{aligned}$$

となる。ここで、グループ  $a$  のタイル尺度を  $T_a$ 、グループ  $b$  のタイル尺度を  $T_b$  とすると、

$$\begin{aligned} T &= \sum_{i=1}^a \frac{x_i}{n\mu} \log \frac{x_i}{\mu} + \sum_{i=a+1}^n \frac{x_i}{n\mu} \log \frac{x_i}{\mu} \\ &= \frac{a\mu_a}{n\mu} T_a + \frac{(n-a)\mu_b}{n\mu} T_b + \left( \frac{a\mu_a}{n\mu} \log \left( \frac{\mu_a}{\mu} \right) + \frac{(n-a)\mu_b}{n\mu} \log \left( \frac{\mu_b}{\mu} \right) \right) \end{aligned}$$

右辺第 1 項が全体のタイル尺度に占めるグループ  $a$  の寄与率、第 2 項が  $b$  の寄与率、そして第 3 項がグループ間の寄与率であり、グループ  $a$  と  $b$  の寄与率の合計がグループ内の寄与率となる。これは、グループを 3 つ以上に拡大しても同様に求められる。

- 8) ここで、Wave6(cf)とは夫の収入を wave1 時点に固定した反実仮想状態であることを指す。
- 9) 途中退出層に関してはケース数が少ないためここには示していない。

## [謝辞]

本稿の分析にあたり，東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ 研究センターSSJ データアーカイブから「東大社研・若年パネル調査 wave1-6」「東大社研・壮年パネル調査 wave1-6」（東京大学社会科学研究所）の個票データの提供を受けました。記して感謝申し上げます。また，本研究成果は同研究所課題公募型二次分析研究会に基づくものです。

## [参考文献]

- 相澤真一・三輪哲.2008.「2005 年 SSM データにおける経済的不平等指標の基礎的検討—世帯収入を中心に—」三輪哲・小林大祐（編）『2005 年 SSM 日本調査の基礎分析—構造・趨勢・方法— 2005 年 SSM 調査シリーズ 1』2005 年 SSM 調査研究会, 96-109.
- 安倍由紀子・大石亜希子, 2006, 「妻の所得が世帯所得に及ぼす影響」, 小塩隆士・田近英治・府川哲央編著, 『日本の所得分配—格差拡大と政策の役割』, 東京大学出版会, 185-209.
- Brandolini Andrea and Timothy M Smeeding. 2009. Income inequality in Richer and OECD Countries. Salverda W, Nolan B, Smeeding TM, eds. *The Oxford Handbook of Economic Inequality*. Oxford: Oxford University Press, 71–100.
- Breen, Richard, and Leire Salazar. 2010. “Has Increased Women's Educational Attainment Led to Greater Earnings Inequality in the United Kingdom? a Multivariate Decomposition Analysis.” *European Sociological Review* 26(2): 143–57.
- Breen, Richard, and Leire Salazar. 2011. “Educational Assortative Mating and Earnings Inequality in the United States.” *American Journal of Sociology* 117(3): 808–843.
- Breen, Richard, and Signe Hald Andersen. 2012. “Educational Assortative Mating and Income Inequality in Denmark.” *Demography* 49(3): 867–87.
- Brinton, Mary. (ed) 2001. *Women's Working Lives in East Asia*. Stanford University Press.
- Burtless, Gary. 1999. “Effects of Growing Wage Disparities and Changing Family Composition on the US Income Distribution.” *European Economic Review*. 43: 853–65.
- Cancian, Maria and Deborah Reed. 1998. “Assessing the Effects of Wives' Earnings on Family Income Inequality.” *The review of Economics and Statistics* 80(1): 73–79.
- Duncan, Greg. J. and James N. Morgan. 1981. “Persistence and change in economic status and the role of changing family composition,” in M. S. Hill, D. H. Hill, and J. N. Morgan, Ed. *Five Thousand Families—Patterns of Economic Progress vol. IX*, Institute of Social Research, Ann Arbor. 1-41.
- Esping-Andersen G. 2007. Sociological Explanations of Changing Income Distributions. *American Behavioral Scientists*. 50: 639–58.
- Esping-Andersen G. 2009. *Incomplete Revolution: Adapting Welfare States to Women's New Roles*. Polity.

- Goldin, Claudia. 1995. "The U-Shaped Female Labor Force Function in Economic Development and Economic History." in T. P. Schultz (ed), *Investment in Women's Human Capital and Economic Development*, University of Chicago Press, 61–90.
- 樋口美雄ほか, 2003, 「パネルデータに見る所得階層の固定性と意識変化」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編著『日本の所得格差と社会階層』, 日本評論社, 45-83.
- Hu, Anning and Zhenchao Qian. 2015. "Educational Homogamy and Earnings Inequality of Married Couples: Urban China, 1988–2007." *Research in Social Stratification and Mobility* 40: 1–15.
- 川口章, 2002, 「ダグラス＝有澤法則は有効なのか」『日本労働研究雑誌』第 501 号, 18-21.
- Lemieux, Thomas. 2008. "The Changing Nature of Wage Inequality." *Journal of Population Economics*. 21(1): 21–48.
- 眞鍋倫子, 2004, 「女性の就労行動の学歴差—夫の収入と妻の就労」『東京学芸大学紀要 1 部門』55, 29-36.
- McCall, Leslie. 2000. "Gender and the New Inequality: Explaining the College/Non-College Wage Gap." *American Sociological Review* 65(2): 234–55.
- McCall, Leslie and Christine Percheski. 2010. "Income Inequality: New Trends and Research Directions." *Annual Review of Sociology*, 36, 329–347
- McLanahan, Sara and Christine Percheski. 2008. "Family Structure and the Reproduction of Inequalities." *Annual Review of Sociology* 34(1):257–76.
- 村上あかね, 2001. 「90年代における既婚女性の就業と収入格差」, 『ソシオロジ』46(2): 37–55.
- Monaghan, David. 2015. "Income Inequality and Educational Assortative Mating: Evidence From the Luxembourg Income Study." *Social Science Research* 52: 253–69.
- 小原美紀, 2001, 「専業主婦は裕福な家庭の象徴か—妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」『日本労働研究雑誌』第 493 号, 15-29.
- OECD. 2015. *Employment Outlook 2015*. (2016年4月23日最終アクセス, <http://www.oecd.org/els/oecd-employment-outlook-19991266.htm>)
- 大竹文雄, 2000, 「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』第 480 号, 2-11.
- Reed, Deborah and Maria Cancian. 2012. Rising Family Income Inequality: The Importance of Sorting. *Journal of Income Distribution*, 21(2), 3-14.
- Schwartz, Christine R. 2010. "Earnings Inequality and the Changing Association Between Spouses' Earnings." *American Journal of Sociology* 115(5): 1524–1557.
- Shin, Kwang-Yeong and Kong Ju. 2015. "Women's Work and Family Income Inequality in South Korea." *Development and Society* 44(1): 55–76.
- 白波瀬佐和子, 2011, 「少子化社会の階層構造——階層結合としての結婚に着目して」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 317-333.

橘木俊昭・浦川邦夫, 2006, 『日本の貧困研究』, 東京大学出版会.

Treas, Judith. 1987. "The Effect of Women's Labor Force Participation on the Distribution of Income in the United States." *Annual Review of Sociology* 13: 259–88.

Waldfogel, Jane. 1998. "Understanding the 'Family Gap' in Pay for Women with Children." *The Journal of Economic Perspectives* 12(1): 137–56.

Western, Bruce, Deirdre Bloome, and Christine Percheski. 2008. "Inequality Among American Families with Children, 1975 to 2005." *American Sociological Review* 73(6): 903–20.

付表 タイル尺度算出に用いた各グループの割合と係数

		グループ比	Theil (W1)	Theil (W6_cf)	W6_cf/W1
正規継続	同類婚 (1)	0.024	0.052	0.046	0.889
	同類婚 (2)	0.025	0.042	0.046	1.096
	同類婚 (3)	0.044	0.083	0.098	1.183
	妻上昇婚	0.042	0.184	0.100	0.541
	妻下降婚	0.032	0.069	0.056	0.819
非正規継続	同類婚 (1)	0.050	0.062	0.060	0.973
	同類婚 (2)	0.022	0.045	0.039	0.870
	同類婚 (3)	0.012	0.033	0.036	1.074
	妻上昇婚	0.065	0.103	0.102	0.989
	妻下降婚	0.035	0.050	0.043	0.862
無職継続	同類婚 (1)	0.020	0.078	0.077	0.981
	同類婚 (2)	0.014	0.047	0.033	0.687
	同類婚 (3)	0.045	0.055	0.069	1.266
	妻上昇婚	0.080	0.083	0.089	1.066
	妻下降婚	0.021	0.072	0.049	0.679
途中参入	同類婚 (1)	0.032	0.074	0.077	1.037
	同類婚 (2)	0.016	0.104	0.044	0.428
	同類婚 (3)	0.022	0.084	0.080	0.944
	妻上昇婚	0.072	0.096	0.074	0.772
	妻下降婚	0.036	0.078	0.066	0.845
途中退出	同類婚 (1)	0.009	0.036	0.036	0.984
	同類婚 (2)	0.004	0.057	0.091	1.613
	同類婚 (3)	0.009	0.060	0.073	1.227
	妻上昇婚	0.027	0.111	0.143	1.292
	妻下降婚	0.010	0.055	0.094	1.706
その他	同類婚 (1)	0.037	0.065	0.088	1.348
	同類婚 (2)	0.022	0.048	0.054	1.116
	同類婚 (3)	0.045	0.061	0.072	1.180
	妻上昇婚	0.080	0.105	0.094	0.900
	妻下降婚	0.049	0.088	0.084	0.962

# 仕事と家庭に対する選好の個人内変動とその規定要因

田中茜

(東北大学大学院)

本研究の目的は、個人内における選好とその規定要因を明らかにすることである。女性の就業行動を説明する枠組みの1つとして提唱されている、個人の「選好」に関する議論では、個人が持つ仕事と家庭に対する選好は、社会構造に規定されうるという主張がある。本研究ではパネルデータを用いることで、選好の変化を捉え、さらにその要因について検討する。結婚および職場の環境の影響について検討した。結果として、結婚が個人の選好に大きな影響を及ぼすことが明らかになったが、メカニズムは男女間で異なっていた。男性にとっては、結婚が家庭の重要度を高める要因になる一方、女性にとっては、結婚が仕事の重要度を低下させ、家庭の重要度を高めるという構造が存在していた。

## 1. はじめに

少子高齢社会において生産年齢人口の減少が見込まれる中、経済力を維持していくために女性労働力の活用が社会的・経済的に求められている。日本女性の労働力率はM字カーブを描くことが知られている。このカーブは、結婚・出産・育児といったライフイベントを契機に離職、家事・育児に専念し、子育てが終了した時点で再就職するという女性の就業パターンを表している。女性が家事・育児を負担するという性別役割分業体制の表れであると同時に、仕事と家庭を両立させることの困難さを示している。政府はM字カーブを解消するために、男女雇用機会均等法や育児休業制度をはじめとした仕事と家庭の両立を支援する制度を制定した。均等法以前と現在の社会を比較すると、仕事と家庭の両立を支援する体制が整い始めたといえよう。それにもかかわらず、結婚・出産といったライフイベントを機に離職するという女性の就業パターンはほとんど変化していない(内閣府2008)。出産を機に退職している女性の割合は近年になるにつれて、むしろ増加している傾向にある(岩澤2004)。

本研究の目的は、両立支援策が促進されているにもかかわらず、女性の就業継続が増加しない原因を検討することにある。これまでは、女性の就業継続の規定要因について、制度や配偶者の家事参加というさまざまな要因に着目した研究蓄積がある。また、近年では個人の「ニーズ」や「選好」に基づく、多様な働き方の選択を目指すワークライフバランス政策が注目されている。そこで本研究では、個人の「ニーズ」や「選好」に焦点を当てていく。

次節では個人の選好に関する先行研究のレビューを行い、これまでの問題点を示す。第3



節以降では分析を行い、計量的分析から明らかになった結果をもとに議論を行う。

## 2. 女性にとっての就業

女性の就業継続に関する研究はさまざまな視点から検討がされてきた。具体的には、育児休業制度や保育サービスといった制度の影響や、配偶者である夫の影響を検討している。これまでは、妻本人の属性や職場、さらには配偶者の家事参加頻度などの顕在化した要因の検討に留まっていた。しかし近年では、個人のニーズが多様化しており、それに基づいて多様なライフスタイルを選択・実現できるような社会を目指すワークライフバランスという概念が着目されている。ワークライフバランスの考え方に基づくと、希望するライフスタイルと現実のライフスタイルの間に乖離が生じていることが問題であるとされる。ここで重要視されるのが、個人のニーズや選好である。

では、実際の女性はどのようなライフコースを希望しているのだろうか。1987年から2010年までの、女性が理想として考えるライフコースを図1に示したり。割合としては、一旦離職した後、子どもがある程度成長してから再就職するというライフコースを希望する「再就職型」が最も多い。しかし近年になるにつれ、専業主婦を希望する女性は減少し、仕事と子育ての両立を希望する女性の割合が増加してきている（国立社会保障・人口問題研究所2011）。

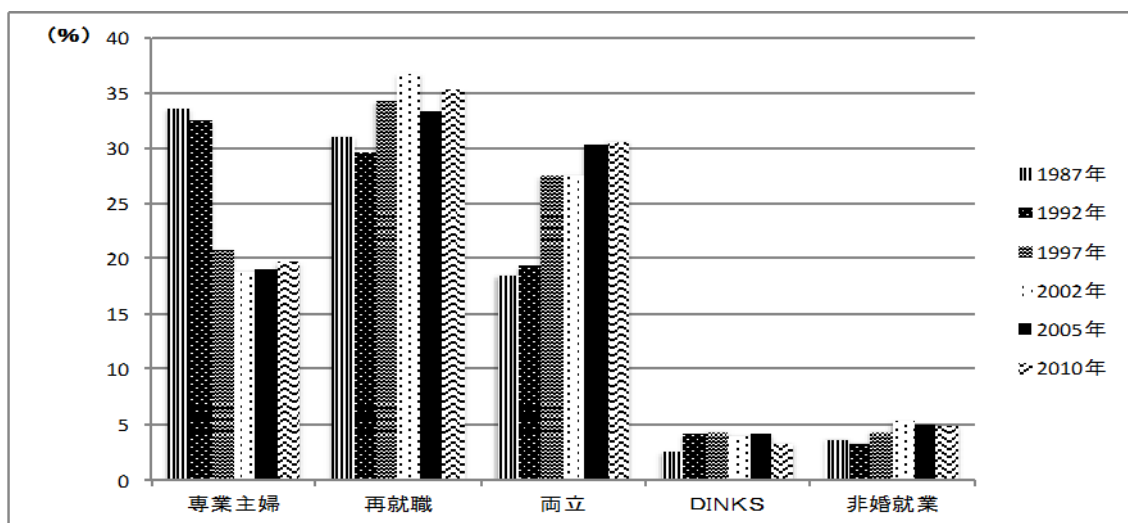


図1 女性の理想ライフコース

出典：国立社会保障・人口問題研究所「第14回出生動向基本調査」より筆者作成

岩澤（1999）は、未婚女性の「理想」とするライフコースと自分の将来について「予想」するライフコースの不一致に着目した。両立を理想として抱きながらも、実際には実現できないと予想する女性が7割以上存在することを示し、どのような女性が両立を実現させ、一方では断念させるのかについて検証した。結果、官公庁勤務・昇級の見込みがある・母親も

両立していたという女性は両立が可能になりうる。一方で、大企業勤務・母親が育児に専念していたという女性は両立を断念するという結果が導き出された。

結婚や出産を機に退職する女性は、結婚前に仕事に就いていた女性の約6,7割である(内閣府2013)。また仕事を辞めた最も多い理由は、家事・育児のために自発的にやめたというもので、退職した女性の約4割がその理由を回答している。日本では、高度経済成長期に「男は仕事、女は家庭」という伝統的な性別役割分業意識が人々に定着したとされている。その意識は近年になるにつれて弱まってきたものの、国際的にみると、いまだ性別役割分業意識が根強いとされている。その意識が図2のライフステージの変化に応じた働き方の希望に表れている。子どもが3歳以下の時には約6割弱もの女性が就業を望まず、残りの約3割の女性は在宅勤務や短い時間での勤務を希望している。

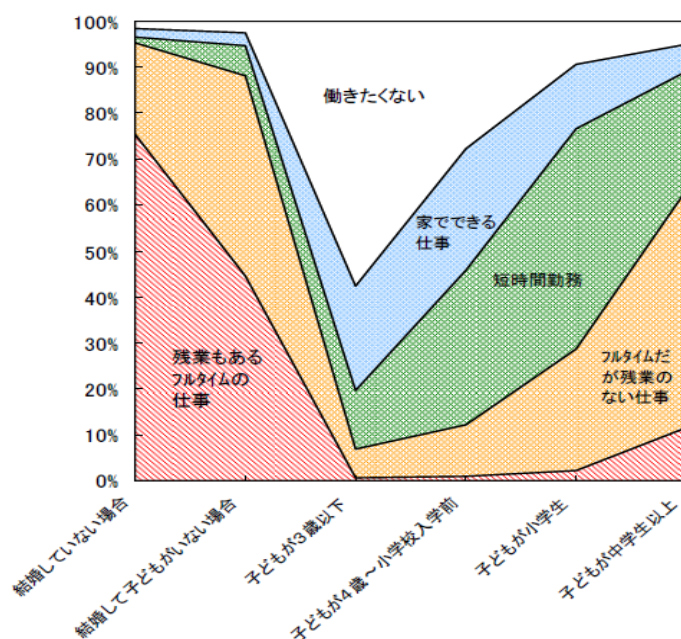


図2 ライフステージの変化に応じた働き方の希望

出典：厚生労働省,2007,「ライフプランニング支援に関する報告書」より

ここから、就業継続をする女性が増加しないことの一つの要因として、就業を希望する女性も希望しない女性もいるように、仕事に対する意識の違いが考えられる。これを Hakim (2003) は、「選好理論 (Preference Theory)」によって説明する。選好理論では、女性は仕事を「選択する自由があるが、男性は働くか否かについてまったく選択できない」(Hakim1991:103)とし、女性の選好に着目している。選好の規定要因は、第一に「仕事をほかの生活の優先順位に合わせるという慣習的要因 (conventional factor)」と第二に「仕事に関する夫の選好に従うことができるという慣習的要因」であると述べている (ibid:107)。またその理論に基づき、ハキムは女性を家庭と仕事の志向性に基づいて3つのグループに分類する。それは、「仕事志向型(work-centered)」、「家庭志向型 (home-centered)」、「適応型

(adaptive)」の3類型である。「適応型」とは、仕事と家庭生活の両方を同様に重視したライフスタイルを求める女性のことである(岩間 2008: 106)。この選好によって層化された女性は、反応する政策が異なるとされている(Hakim 2000: 158)。個人の選好と労働や政策を選択することを関連付けたことは女性労働の研究や政策忍耐して大きな影響を及ぼした。

しかし、計量データを用いた実証的な裏付けの不足や選好と社会階層の関連などは検討されていない(岩間 2008)とする批判や、女性の労働に対する態度を行動に直接帰結させる選好理論に対して、女性の選好は女性を取り巻く社会階層や社会的構造によって規定されるものであるとする批判が多くなされている(Lewis 2008; Crompton 2006)。

個人の「選択」をめぐる議論をより発展させるために、計量モデルを用いた実証的な検討が必要である。さらに、選好が社会構造によって規定されるという考えに基づくのであれば、個人の選好は変化するものとして捉える必要がある。これまでの研究では、個人の選好はクロスセクショナルなデータに基づいた知見に留まっていた。しかし、図1のライフステージの変化に応じて希望する働き方が大きく異なることから、同一個人内における選好の変化を検討することが求められている。それによって今後の女性就業を規定する議論に大きく貢献することが可能となる。そこで本研究では、Lewis や Crompton らの、選好が個人を取り巻く環境によって規定されるという主張に基づき、個人内における選好の変化とその規定要因を明らかにする。

個人を取り巻く環境として、2つの領域について検討する。1つ目は家庭環境である。本研究では、初職就業後に多くの人が経験する、結婚の影響を検討する。日本男性の家事参加率は国際的に見ても非常に少ないという現状がある。そのため、主に女性が家庭内労働に従事する傾向がある。故に女性にとって結婚することは、より家庭の維持に重点を置くことが求められ、家庭への重要度が增加することが考えられる。その一方で男性にとっては、結婚の効果はないと予測される。

2つ目は職場環境の検討である。仕事と家庭の両立を促進しやすい職場であれば、選好の変動は少ないことが考えられる。

### 3. 使用するデータと変数、分析方法

本研究で使用するデータは、東京大学社会科学研究所・パネル調査プロジェクトが2007年より実施している「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: 以下 JLPS)の若年パネル調査、および壮年パネル調査を合併したデータである。Wave1～Wave5までのデータを用いた。

#### 3.1 変数

従属変数は奇数 Wave で質問されている、「あなたにとって次の事柄はどれほど重要ですか」の複数項目のうち、(A) 仕事で成功すること、および (B) 結婚して幸せな生活を送る

ことの2つの質問を用いる。前者を仕事の重要度、後者を家庭の重要度として捉える。3件法でたずねられている選択肢は、重要でない (=0)、少し重要 (=1)、とても重要 (=2) となるように点数を与えた。

この変数を用いて、家庭の重要度と仕事の重要度の差をとった変数を作成した(以下、相対的選好度)。相対的選好度は-2 から 2 の間の値を取る変数であり、負の値であるほど仕事を重視していることを示し、正の値を取るほど家庭を重視することを示す。就業女性の多くは、仕事と家庭のどちらかを一方を選択しなければならないというトレードオフの状態に直面していることが先行研究から指摘されている。相対的選好度は、仕事か家庭かどちらか一方への重要度の偏りを捉えることができる。相対的選好度を従属変数として用いた分析は、4.1 にて行う。4.2 では家庭の重要度、4.3 では仕事の重要度のそれぞれについて分析する。

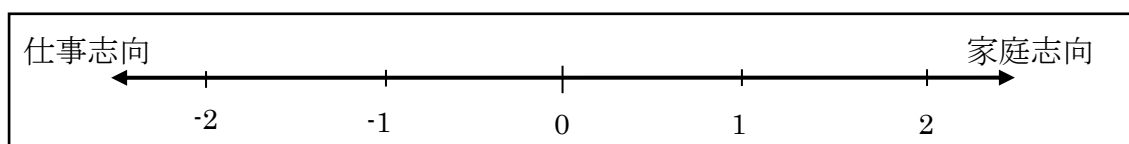


図3 相対的選好度

独立変数は、既婚ダミー (既婚=1, 未婚・離死別=0)、子どもの有無 (同居する子どもがいる=1, 未婚・子どもなし=0)、職場のワークライフバランスの程度 (以下 WLB)、仕事の裁量度、収入 (対数変換したもの)、雇用形態 (基準は正規雇用とし、非正規ダミー・自営ダミー・無職ダミー) である。WLB は「子育て・家事・勉強などの自分の生活の必要にあわせて、時間を短くしたり休みを取るなど、仕事の調整しやすい職場である」という項目を用い、1 から 4 の値を取るようにリコードした。大きな値を取るほど調整がしやすい職場であることを示す。裁量度は、「自分の仕事の内容やペースを自分で決めることができる」「職場全体の仕事のやり方に自分の意見を反映させることができる」という 2 つの質問項目を用い、それぞれあてはまるほど大きな値を取るように変換したのち、両変数を足し合わせた。統制変数としては、年齢、および年齢 2 乗項を投入した。

### 3.2 分析方法・分析対象者

まず従属変数の変化パターンを捉えるために、男女別に平均値の推移図を示す。それにより、従属変数が時間によってどのように変化するかについて概観を捉える。その後、独立変数の変化との関連を検討するために、固定効果 (fixed effect model) モデルを用いる。これにより、個人内の観察されない異質性を考慮することができ、純粋な独立変数の変化による効果の検討を行う。個体間の違いについては、between effect model を用いて検討した<sup>2)</sup>。また、4.2 および 4.3 で行う仕事と家庭の重要度の分析では、t 期から t+1 期への家庭 (仕事)

の重要度の変化について、t-1 期の仕事（家庭）の重要度、つまりラグ付き変数<sup>3)</sup>を独立変数として投入することにより、仕事と家庭の重要度の相互作用を考慮した。

分析対象者は、2007 年時点で 20 歳から 40 歳の男女で、全サンプルを対象とした分析と就業者に限定した分析を行う。分析は男女別にすることで、選好を規定する構造の違いを明らかにする。

#### 4. 分析

まず、本分析で用いる変数の記述統計量を示す。表 1 は全サンプルを対象としているが、一部の分析では、就業者のみを対象にしている。

表 1 記述統計量

	男性				女性			
	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Mean	Std. Dev.	Min	Max
相対的選好度	0.33	0.76	-2	2	0.59	0.87	-2	2
家庭の重要度	1.64	0.61	0	2	1.62	0.62	0	2
仕事の重要度	1.32	0.67	0	2	1.02	0.67	0	2
年齢	33.85	5.88	21	45	33.64	6.24	21	45
20代ダミー	0.33	0.47	0	1	0.36	0.48	0	1
正規雇用	0.77	0.42	0	1	0.44	0.50	0	1
非正規雇用	0.11	0.31	0	1	0.38	0.49	0	1
自営	0.07	0.26	0	1	0.05	0.22	0	1
無職	0.05	0.21	0	1	0.13	0.33	0	1
有配偶ダミー	0.53	0.50	0	1	0.51	0.50	0	1
ワークライフバランス	2.29	1.00	1	4	2.58	1.07	1	4
裁量度	5.22	1.68	2	8	4.83	1.67	2	8
同居子どもダミー	0.43	0.50	0	1	0.45	0.50	0	1
N	サンプル(ケース)5192 サンプル(人)2570				サンプル(ケース)5077 サンプル(人)2628			

##### 4.1 相対的選好度に関する分析

本節では、家庭の重要度と仕事の重要度を統合した相対的選好度を用いた分析を行う。はじめに、相対的選好度の時系列的変化を男女別に以下に示す。

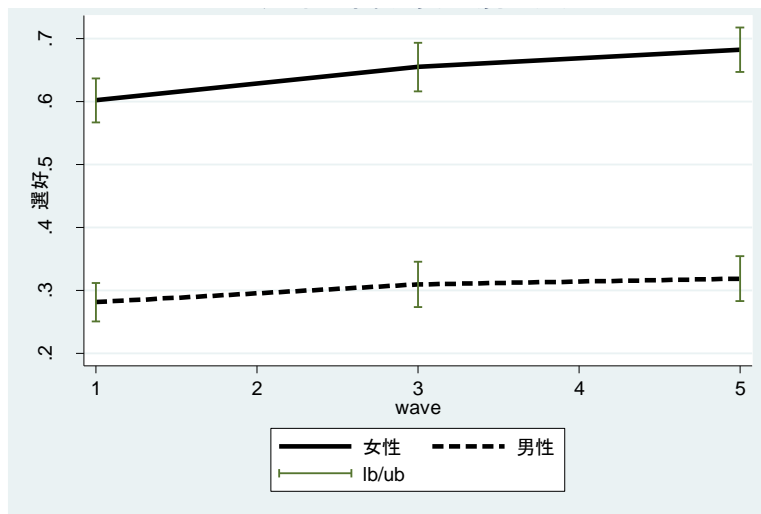


図 4 相対的選好度の時系列的変化

図 4 は、男女別に相対的選好度の平均値の推移を示したグラフである。図からわかるように、時間の経過とともに男女とも相対的選好度が正の方向へ変化している。つまり家庭を重視する方向にシフトしていることが分かる。しかしその初期値および変化の大きさは男女で異なる。男性は初期値が女性よりも低く、変化も微増である。一方で女性の初期値は高く、増加の程度も大きい。つまり女性の方がより家庭に対して価値を置いていることを示している。基本的な変化を確認したところで、規定要因の検討のために、固定効果モデルを用いた分析結果を示す。

固定効果モデルを用いた分析結果からは、すべての男女において、結婚することと相対的選好度の変化の間に正の関係があることが明らかである。男女で係数を比較すると、両者の間に有意な差は見られないものの、女性の係数が男性よりも大きいことから、女性にとっての結婚は、仕事よりも家庭のほうにより価値がシフトすることを意味している。

また、就業者にサンプルを絞った分析結果より、仕事の裁量度が負の関連があることがわかる。職場において仕事の内容・やり方に関する裁量があるほど、仕事の重要度を高めるということである。

しかし本分析では、相対的選好度を連続変数として投入しているために、正（負）の関連が見られたことの要因が、家庭の重要度が高まったためなのか、仕事の重要度が下がったためなのかは明らかでない。つまり、家庭をより重視するようになったからではなく、仕事を重視する程度の方が家庭を重視する程度よりも大きく減少したためであることも考えられる。そこで以下の 4.2 及び 4.3 で、仕事と家庭の重要度の規定要因を別々に検討する。

表 2 選好を従属変数とした固定効果モデル

	全サンプル		就業者	
	男性	女性	男性	女性
	fixed	fixed	fixed	fixed
結婚	0.198*** (0.057)	0.314*** (0.060)	0.194*** (0.058)	0.305*** (0.062)
wlb	-0.005 (0.014)	0.010 (0.014)	-0.007 (0.015)	0.005 (0.016)
裁量度	-0.024*** (0.009)	-0.014 (0.009)	-0.021** (0.009)	-0.019* (0.010)
子どもの有無	-0.006 (0.059)	-0.120 (0.086)	0.000 (0.059)	-0.110 (0.091)
年齢	-0.101 (0.063)	0.100 (0.068)	-0.067 (0.066)	0.099 (0.075)
年齢2乗	0.001 (0.001)	-0.002* (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
収入	0.045** (0.023)	-0.027* (0.016)	0.043 (0.032)	-0.038 (0.024)
雇用形態 (ref:正規) 無職	0.007 (0.079)	-0.105 (0.069)		
非正規	0.008 (0.053)	-0.065 (0.047)	0.034 (0.057)	-0.068 (0.054)
自営	-0.012 (0.074)	-0.111 (0.092)	-0.006 (0.074)	-0.188* (0.107)
Constant	1.751 (1.139)	-1.442 (1.231)	1.063 (1.181)	-1.392 (1.357)
Observations	5,192	5,077	4,942	4,426
R-squared	0.087	0.115	0.094	0.098
Number of panelid	2,570	2,628	2,477	2,293

\*\*\* p<.01 \*\* p<.05 \* p<.10

注) 家庭と仕事どちらも重視することとどちらも重視しないものが同じ0を取るような変数になっているため、両者を足し合わせたものとその2乗項をすべてのモデルに投入して統制を行った

#### 4.2 家庭の重要度に関する分析

家庭の重要度の平均値が時系列的にどのように変化しているかを図5に示す。時間の経過とともに男女とも家庭を重要だと思える程度がわずかながらに減少している。初期値は男女ともに1.65と高く5時点目の値は0.05減少して1.6である。

基本的な変化を確認したところで、規定要因の検討のために、固定効果モデルを用いた分析結果を表3に示す。

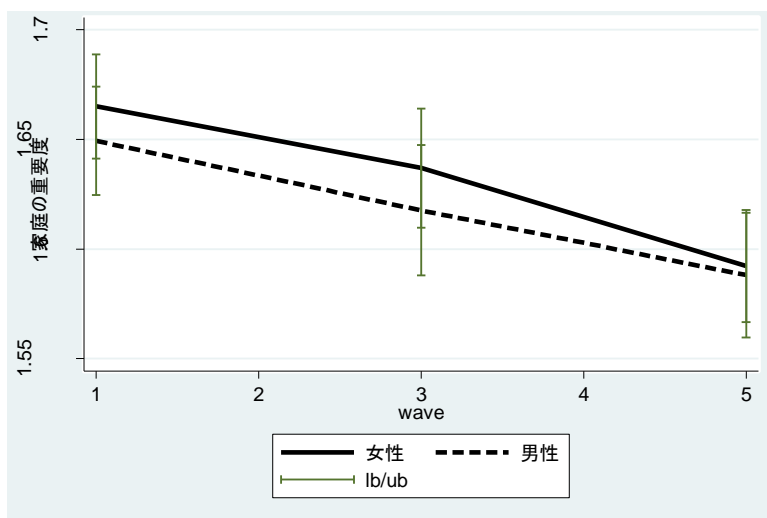


図5 家庭の重要度の時系列変化

まずは4.1における分析で、男女ともに選好の間に正の関係が見られた、結婚の関連に着目する。男性では、10%水準で有意な正の関連があり、女性は1%水準で有意な正の関連が見られている。ここから男女ともに結婚することによって、家庭の重要度が上昇することが分かる。係数を比較すると、やはり女性のほうが関連は強いことが示されている。

また選好とは負の関連がみられた裁量度は、家庭の重要度とは関連がないことが分かる。

次に1期前の、仕事の重要度との関連をみると、男女でその関係が異なっている。女性では、1%水準で有意な負の関連がみられるのに対し、男性では有意な関連が見られない。1期前の仕事の重要度が低いほど、家庭の重要度が高まるという関連が女性にはある。



表 3 家庭の重要度を従属変数とした固定効果モデル

	全サンプル		就業者	
	男性	女性	男性	女性
	fixed	fixed	fixed	fixed
1期前の仕事の重要度	-0.023 (0.024)	-0.100*** (0.029)	-0.026 (0.024)	-0.097*** (0.030)
結婚	0.117* (0.065)	0.237*** (0.078)	0.117* (0.066)	0.240*** (0.079)
wlb	-0.017 (0.016)	0.011 (0.019)	-0.018 (0.016)	0.010 (0.019)
裁量度	-0.003 (0.010)	-0.005 (0.012)	-0.002 (0.010)	-0.006 (0.012)
子どもの有無	0.049 (0.070)	-0.042 (0.109)	0.048 (0.070)	-0.046 (0.109)
年齢	0.023 (0.098)	-0.101 (0.118)	0.028 (0.100)	-0.087 (0.119)
年齢2乗	-0.001 (0.001)	0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.002)
収入	0.018 (0.036)	-0.012 (0.028)	0.023 (0.038)	-0.010 (0.028)
雇用形態(ref:正規)無職	0.126 (0.128)	-0.327** (0.146)		
非正規	-0.048 (0.064)	0.017 (0.065)	-0.040 (0.066)	-0.002 (0.067)
自営	-0.084 (0.084)	0.143 (0.130)	-0.081 (0.084)	0.132 (0.131)
Constant	1.506 (1.819)	4.317** (2.194)	1.372 (1.859)	4.067* (2.213)
Observations	2,676	2,545	2,633	2,509
R-squared	0.014	0.044	0.013	0.039
Number of panelid	1,557	1,517	1,538	1,503

\*\*\* p<.01 \*\* p<.05 \* p<.10

#### 4.3 仕事の重要度に関する分析

4.2 の家庭の重要度の分析と同様の方法で、仕事の重要度に関する分析を行う。仕事の重要度の平均値が時系列にどのように変化しているかを図 6 に示す。時間の経過とともに男女とも仕事を重要だと思ふ程度が減少している。初期値は男女間で大きく異なり、男性は 1.4 で女性は 1.1 である。減少幅も男性は 0.1、女性は 0.2 と異なることが分かる。

基本的な変化を確認したところで、規定要因の検討のために、固定効果モデルを用いた分析結果を表4に示す。

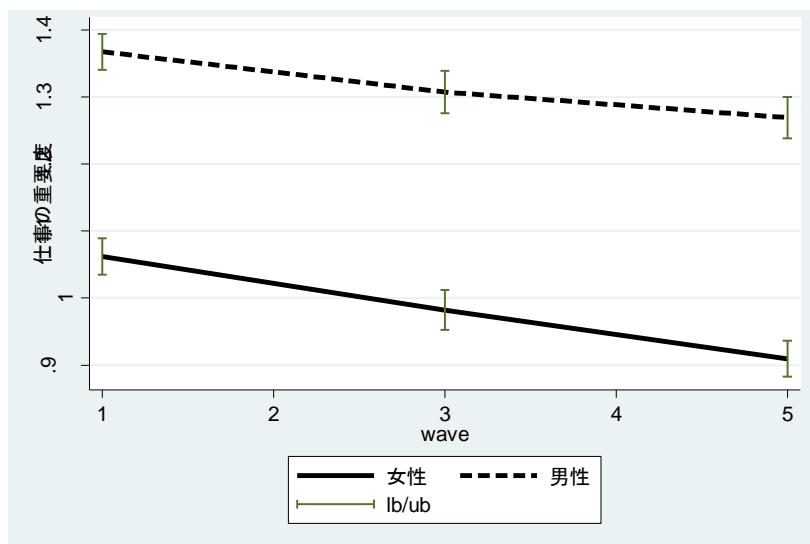


図 6 仕事の重要度の時系列変化

まずは結婚と仕事の重要度との関連をみると、男女で異なっていることが示されている。男性では、有意な関連は見られないが、女性は1%水準で有意な負の関連が見られている。ここから女性のみが、結婚することによって仕事の重要度が下がる傾向が見てとれる。

家庭の重要度とは関連が見られなかった裁量度は、男性に限定されるものの、仕事の重要度と1%水準で有意な正の関連がある。

次に1期前の家庭の重要度との関連をみると、男女でその関係が異なっている。男性では、5%水準で有意な負の関連がみられるのに対し、女性では有意な関連が見られない。1期前の家庭の重要度が低いほど、仕事の重要度が高まるという関連が男性にはある。

表 4 仕事の重要度を従属変数とした固定効果モデル

	全サンプル		就業者	
	男性	女性	男性	女性
	fixed	fixed	fixed	fixed
1期前の家庭の重要度	-0.076** (0.031)	-0.017 (0.036)	-0.076** (0.032)	-0.007 (0.036)
結婚	-0.006 (0.075)	-0.223*** (0.082)	0.007 (0.076)	-0.244*** (0.082)
wlb	-0.009 (0.018)	-0.025 (0.020)	-0.008 (0.018)	-0.020 (0.020)
裁量度	0.049*** (0.012)	0.015 (0.013)	0.049*** (0.012)	0.020 (0.013)
子どもの有無	-0.125 (0.081)	0.116 (0.113)	-0.124 (0.081)	0.119 (0.112)
年齢	-0.024 (0.114)	0.031 (0.123)	-0.031 (0.115)	0.049 (0.122)
年齢2乗	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)
収入	-0.030 (0.042)	0.073** (0.029)	-0.045 (0.044)	0.093*** (0.029)
雇用形態(ref:正規)無職	0.011 (0.148)	0.343** (0.148)		
非正規	0.082 (0.074)	0.189*** (0.067)	0.078 (0.077)	0.190*** (0.069)
自営	0.076 (0.097)	0.301** (0.136)	0.073 (0.097)	0.308** (0.135)
Constant	2.229 (2.109)	0.551 (2.275)	2.464 (2.140)	0.073 (2.271)
Observations	2,678	2,547	2,635	2,510
R-squared	0.033	0.039	0.032	0.039
Number of panelid	1,557	1,517	1,538	1,503

\*\*\* p<.01 \*\* p<.05 \* p<.10

#### 4.4 分析結果のまとめ

3つの分析結果をまとめる。

まず、結婚が選好と正の関連を持っていることが分かった。つまり結婚することによって、より家庭を仕事より重視するようになる傾向がみられた。しかし、その傾向は、家庭の重要度が高まったことの影響なのか、仕事の重要度が下がったことの影響なのか特定す

ることが困難である。そこで仕事・家庭に対するそれぞれの重要度との関連を詳細に検討した。

その結果男女で結婚による影響が異なることが明らかになった。男性においては、選好と結婚が正の関連を持つのは、家庭の重要度が高まることによる結果である。一方女性の場合、結婚することで家庭の重要度が高まり、さらに仕事の重要度が低下することが原因である。

次に家庭と仕事の重要度と1期前のそれぞれの重要度（ラグ変数）との関連が男女で異なることが明らかになった。男性にとっては、過去の家庭の重要度と現在時点における仕事の重要度の間には負の関連があり、その逆の関連は見られない。一方女性では、過去の仕事の重要度と現在時点における家庭の重要度の間には負の関連があり、その逆の関連は見られなかった。

最後に職場環境として捉えた仕事の裁量度については、男性においてのみ、仕事の重要度と正の効果があり、女性には有意な関連は見られなかった。

## 5. 考察

### 5.1 議論

以上の結果を踏まえ、結果の考察を行う。まず、人々の選好は時間とともに変化することが明らかとなった。そしてその変化には、結婚というライフイベントがきわめて大きな影響を及ぼしていることが明らかになった。男女ともに学卒後に労働市場へと参入し、数年間仕事に従事する生活を経たのちに経験する結婚。その意味は、仕事に従事してきた人々にとって、家庭を持ち、そこに価値を見出した結果として解釈できる。しかし女性にとっては、結婚することが、同時に仕事に対する価値を低下させる要因になっていることが示唆された。

さらに、仕事と家庭の重要度と一時点前の重要度との関連を検討したところ、男女ともに、仕事と家庭の重要度が互いに影響しあうものではないことが示唆された。男性は家庭から仕事への一方向の負の影響、女性は仕事から家庭への一方向の負の影響が観察された。つまり女性にとっては、仕事と家庭がトレードオフの状態になっており、仕事に対しての優先度が下がると、家庭での家事や夫のサポートを優先するようになる。一方男性は、家庭の優先度が低いと仕事に価値を置くようになる。これは女性が家庭を守ってくれることで、男性自身が仕事に集中することができるからであろう。「男性は仕事、女性は家庭」という根強く残る性別役割分業意識や規範が大きく影響していることが示唆される。

また職場において、仕事の裁量度に関しては、男性の仕事に対する価値に結びついていたものの、女性に対しては効果を持たない。職場の仕事のやり方を自分でコントロールできることは、女性の仕事に対する価値を維持させることに対して影響を持っていない。

本研究の意義は、これまで計量モデルによって実証的研究の蓄積が少なかった選好について、計量的に捉えようと試みた点である。パネルデータを用いることで、選好が個人の中で変化しうるものであることが明らかになり、さらにライフイベントや周囲の環境によって規定されていることが示唆された。

## 5.2 今後の課題

本研究の限界点は、配偶者の影響を検討できなかった点である。今後は分析対象を既婚者に限定して、配偶者の収入や労働時間、家事頻度などと個人の選好の関連を検討する。加えて子どもの年齢や人数など、子どもの影響についても検討を加えていく。さらにHakim(2008)の、人々が持つ選好によって雇用政策や家族政策に対する反応が異なる（原2016）という主張に対する実証を行う必要がある。

### [注]

- 1) 分析対象者は18歳から34歳の未婚者である。それぞれの選択肢の意味を以下に述べる。  
専業主婦は結婚し子どもを持ち、結婚あるいは出産の機会に退職し、その後は仕事を持たない。再就職は結婚し子どもを持つが、結婚あるいは出産の機会にいったん退職し、子育て後に再び仕事を持つ。両立は結婚し子どもを持つが、仕事も一生続ける。DINKSは結婚するが子どもは持たず、一生仕事を続ける。非婚就業は結婚せず、仕事を一生続ける。
- 2) ただし本研究においては個人内変動が主な視点であるため、**between effect model**による結果の表示は省略し、解釈を行わない。
- 3) 重要度の質問が奇数 wave でしか尋ねられていないために、t-1 時点のラグ変数は本文中では2期前の変数として記述している。

### [謝辞]

〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave1-6, 2007-2012」「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave1-6, 2007-2012」(東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト) の個票データの提供を受けました。この場を借りて御礼申し上げます。

### [参考文献]

Crompton, Rosemary, 2006, *Employment and the Family: The Reconfiguration of Work and Family Life in Contemporary Societies*, Cambridge, Cambridge University Press.

- Hakim, C. 1991, "Grateful slaves and self-made women: Fact and fantasy in women's work orientations," *European Sociological Review*, 7(2): 101-121.
- Hakim, C. 2000, *Work-Lifestyle Choice in the 21<sup>st</sup> Century: Preference Theory*, Oxford, Oxford University Press.
- Hakim, C. 2003, "A New Approach to Explaining Fertility Patterns: Preference Theory," *Population and Development Review*, 29-3; 349-374.
- 原伸子, 2016, 『ジェンダーの政治経済学——福祉国家・市場・家族——』有斐閣.
- 岩間暁子, 2008, 『女性の就業と家族のゆくえ——格差社会のなかの変容』東京大学出版会.
- 岩澤美帆, 1999, 「だれが『両立』を断念しているのか——未婚女性によるライフコース予測の分析」『人口問題研究』55(4): 16-37.
- 岩澤美帆, 2004, 「妻の就業と出生行動——1970年～2002年結婚コーホートの分析」『人口問題研究』60(1): 50-69.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2011, 「第14回出産動向基本調査—結婚と出産に関する全国調査」, 国立社会保障・人口問題研究所ホームページ, (2016年4月20日取得, <http://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/doukou14/doukou14.asp>)
- Lewis, J., 2008, "Children Policies and the Politics of Choice," *Political Quarterly*, 79: 499-507.
- 内閣府, 2008, 『平成20年版 少子化社会白書』
- 内閣府, 2013, 『平成25年版 男女共同参画白書』
- Susan, McRae, 2003, "Constraints and Choices in Mothers' Employment careers: a Consideration of Hakim's Preference Theory," *The British Journal of Sociology*, 54(3): 317-338.

# 10年後の暮らし向きイメージの変動パターンとその規定因

## ——社会経済的地位・ライフイベント・意識との関連——

池田岳大

(東北大学大学院)

本研究の目的は、「東大社研・若年・壮年パネル調査」を用いて、10年後の暮らし向きイメージの変動パターンとその規定因を解明することにある。10年後の暮らし向きイメージの変動パターンは潜在クラス分析、その規定因はハイブリッドモデルを用いて解明を試みた。分析の結果、「不安社会日本」に象徴されるような、年を経る中で不安を感じ始めるような潜在クラスは社会全体では少数にすぎず、「家族のリスク化」に象徴されるような集団も、将来の暮らし向きイメージという点では顕在化していないことが分かった。しかし同時に、激しい社会変化の中でこれらの集団が社会に蔓延していくことも考えられるため、今後は理論的説明枠組みの構築とさらなる詳細な実証分析を重ねる中でこれらの集団の動向を観察していくことが求められる。

### 1. 本研究の目的

#### 1.1 「不安社会日本」の中の将来の暮らしのイメージ

本研究の目的は、10年後の暮らし向きイメージの変動パターンおよびそうした変動が何によって規定されているのか、社会経済的地位・ライフイベント・意識の3つに着目して探索的な実証分析を行うことにある。

「格差社会」という言葉に代表されるように、日本社会は全体として生活水準が大きく向上したものの、いまだに就職、結婚、老後の生活などあらゆるライフステージにおいて解消されない格差が存在する。超少子高齢社会の中で、年金制度による世代間格差の問題に代表されるように、様々な形でリスクが生成される状況にある。リスクとは、確率の話であるので、必ずしもそれが生じるとは限らない。しかし、そうしたリスクがライフステージの様々な場面でみられるため、あいまいな不安に個人がさらされることが考えられる。

石田ほか(2013)では「不安社会日本」という言葉を用いて、現代社会を表現している。ここでの重要な指摘は、日本の所得格差が大きいと感じるものは減少し、生活満足度は高い水準で維持されているにも関わらず、将来への希望は失われ、不安感が増してきている、という点にある(石田ほか 2013:2)。つまり、現在の生活水準が必ずしも将来の生活を保障するとは限らないという、漠然とした不安感が社会全体に広がっていることを問題としている。この調査報告は、本研究と同様のデータを用いて(後述)、「10年後の暮らし向きは悪くなる」と答える比率が2007年から2012年までに15%→31%に上昇したが、この間に、生活全般の満足度が62%から67%を維持したこと、さらには所得格差が大きすぎると感じるものが72%から56%に減少したことをもって、経済格差の解消を感じる一方で、将来への

希望が失われつつあることを述べている。

しかし、この調査報告は、あくまで社会全体として漠然とした不安感が形成されつつあることを述べるにとどまっている。そのため、同一個人の意識の変化のパターンまでとらえるにはいたっていない。また、ある変化のパターンはどういった個人に多くみられるのか、さらには、何によって意識の変化が生じるのか、といった規定因も明らかにされていない。本研究ではこれらの未解明の部分に焦点を当てる。

## 1.2 研究領域の設定

将来の希望あるいは不安に関する研究（本研究では10年後の暮らし向きのイメージを用いる）は研究の蓄積が乏しいため、探索的分析とその記述が本研究の中心となる。また研究領域も確立されているわけではないが、社会階層論的視点とリスク社会論的視点からの問題提起が可能であるといえる。また、ジェンダーに着目することで、今回の研究課題がクリアになることを説明していく。

まず、社会階層論的視点からの問題提起として、Merton (1973) の「有利さの蓄積、有利さの連鎖」という概念に根ざしたものが考えられる。これは、ある時点において社会的地位の高いものは、その後も有利なライフコースを歩み、格差が解消されず場合によっては格差が拡大していく、ということを示している。社会階層研究の多くがこの概念に根ざした研究を行っている。

しかし、これまでの研究は収入や職業などの客観的な地位指標を用いた研究が多く、意識などの主観的な指標を用いた研究の蓄積は相対的に少ない。客観的な地位指標を用いた研究では、「有利さの蓄積、有利さの連鎖」といえるような結果が数多く確認されているものの、主観的な指標を用いた場合は異なる結果が得られる可能性もある。神林 (2008) で述べられているように、必ずしも個人の客観的地位は個人の意識と完全に一致するとは限らない。また、個人の意識の変化を追うためには、客観的地位指標のように回顧調査によって正確に過去を思い出すことが困難で、パネル調査を用いる必要性が高い。しかし、パネル調査を用いた研究の蓄積は乏しい。よって、社会階層論的視点から研究を進める意義が一つ見いだせよう。

加えて、客観的地位と主観的意識（地位）の不一致は特にジェンダーの違いが顕著であることが知られている。社会構造的に性差が生成されるがために、男女の意識の差が生成される、ということが知られており（数土 2009）、社会構造がどのように個々の意識を生成していくのかを解明するためにはジェンダーの視点が重要であると考えられる。そのため、本研究でも、男女別に分析することによって、10年後の暮らし向きイメージの規定因のジェンダー差を明らかにしていく。

ジェンダー差として、社会経済的地位に加えて、ライフイベントの違いについてもここではみていく。具体的には親との同居の有無、婚姻状態の2つに焦点を当て、それらのライフ



イベントの変化が将来の意識をどのように変動させるのか検討する。家族社会学の分野を中心として、これまで家族のリスク化が問題とされてきた(山田 2001)。高度経済成長期、家庭に入ることは様々なリスクから逃れるセーフティーネットとして機能していた。しかし、男性の経済的地位の低下や離婚率の増加など家族のあり方が大きく変化したことによって、家族形成それ自体がリスクとなる時代となった。女性は結婚や出産とともに仕事を辞めることが多いため、男女で家族形成のリスクイメージは大きく異なるといえる。また、親との同居についても、パラサイトシングルのような親への経済的な依存のため、実家を離れることがリスク発生要因となりえるし、逆に、高齢の親との同居は介護や医療費などの負担を与儀なくされることも考えられる。こうした現代社会に特有のリスクも想定し、ライフイベントと将来の希望との関連を探索していく。

最後に希望するライフコースと将来の希望との関連についても検証していく。具体的には 10 年後の働き方に関するイメージが 10 年後の暮らし向きイメージをどのように変動させるのか、検証する。

## 2. データ・変数・分析課題

本研究で用いるデータは、「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave1-6, 2007-2012」および、「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave1-6, 2007-2012」である。本研究では追加サンプルは用いず、wave1 から wave6 まで本研究における当該質問すべてに回答したサンプルを男女に分けて分析を行う。なお、この調査はパネル調査であるため、その利点を生かした分析を行う。

本研究で用いる変数について説明する。まず、従属変数は 10 年後の自分の暮らし向きに関する質問である。調査票では「10 年後のあなたの暮らし向きは、今よりも良くなると思いますか。それとも悪くなると思いますか。(○は 1 つ)」という質問事項で、選択肢は「良くなる」、「少し良くなる」、「変わらない」、「少し悪くなる」、「悪くなる」の 5 つである。本研究では、最初の 2 つをまとめて「良くなる」、3 つ目の「変わらない」、残りの 2 つをまとめて「悪くなる」の 3 カテゴリーに分類した。ただし、潜在クラス分析においてはそのままカテゴリーとして使用し、ハイブリッドモデルにおいては連続量にして、得点が高いほうから「良くなる」、「変わらない」、「悪くなる」と変換して用いる。

この質問事項に関して注意したい点がある。それは、10 年後の暮らし向きを「今よりも」良くなるかどうかを尋ねている点にある。そのため、必ずしも社会的地位の高い個人が「良くなる」と回答しやすいとはいえない。むしろ社会的地位の低い個人ほど、10 年後は「伸びしろ」があるため(あるいは今以上に悪くなる可能性も低いため)、「良くなる」と答える可能性も考えられる。この点の検証については分析課題のパートで説明を加える。

次に、共変量(独立変数)について説明する。今回は、年齢、現在の暮らし向き(「豊か」から「貧しい」までの 5 件法)、親との同居の有無、婚姻状態、本人学歴、収入(一人暮ら

しの場合には個人収入、それ以外は世帯収入)、働き方(正規雇用、非正規雇用、自営・家族従事者、無職)、10年後の希望の働き方を共変量に使用する。うち、ライフイベントに関する変数は、親との同居と婚姻状態、社会経済的地位に関する変数は本人学歴、収入、働き方、意識に関する変数は10年後の希望の働き方といえよう。現在の暮らし向きに関しては、社会経済的地位と意識変数のどちらの性質も兼ね備える変数である。そうした点を考慮して結果を考察していく。

本研究における分析課題は、大きく2つに分けられる。第一の課題は、個人内の10年後暮らし向きイメージのパターンの抽出にある。ある時点において、10年後暮らし向きが「良くなる」と思っていれば、翌年以降も「良くなる」と思い続けるのか、あるいは、あるいはある時点から落ち着いて、「変わらない」を選択するようになるのか、といった点を検証する。

そうした個人内の変動のパターンを抽出するために、潜在クラス分析を行う。潜在クラス分析は、観測された複数の質的変数の背後に観測されていない質的な潜在変数があることを仮定し、その構造を読み解く手法である(三輪 2009)。ここでは、wave1からwave6までの計6回の調査の中で個人の10年後暮らし向きイメージがどのように集約されるのか、回答パターンに基づき考察していく。

質問事項の部分で述べたが、必ずしも高い地位にある者が「良くなる」を選び続けるとは限らない。そのため、潜在クラスを従属変数とした潜在クラス多項ロジットモデルを用い、共変量と潜在クラスとの関連性について述べる。これにより、例えば「良くなる」を回答し続けるパターンの潜在クラスが抽出された場合、それはどのような社会階層に多くみられるパターンであるのかを知ることが可能となる。

第二の課題は、個人内の10年後暮らし向きイメージの変化の規定因を探ることにある。つまり個人内のどういった変化が、10年後暮らし向きイメージの変化に影響するのかを探ることにある。こちらの分析においては、ある変化に対する個人内の変動と個人間の変動の効果を切り分けて検証することが可能な、ハイブリッドモデルを用いる(三輪・林 2014)。

### 3. 分析結果

#### 3.1 潜在クラス分析の結果

表1では、適切な潜在クラス数の設定のための適合度指標の結果を示している。AIC、L2乗値の結果とBICの結果は異なるものの、より潜在クラスの少ないシンプルなモデルである4クラスのモデルを男女ともに採用した(表1)。

表1 潜在クラス分析の適合度

	男性			女性		
	AIC	BIC	L2	AIC	BIC	L2
3クラス	-594.1	-3877.2	785.9	-507.9	-3970.0	872.1
4クラス	-676.7	<b>-3897.9</b>	677.3	-591.8	<b>-3988.7</b>	762.2
5クラス	-715.0	-3874.3	613.0	-651.5	-3983.2	676.5
6クラス	-741.7	-3839.3	560.3	-687.3	-3953.7	614.7

表2, 表3は男女それぞれの潜在クラスの構成割合と条件付き応答確率を示している。4つの潜在クラスの特徴は、男女ともに同様のものではあった。うち3つの潜在クラスが回答パターンを変えないもので、「悪くなる維持」型、「変わらない維持」型、「良くなる維持」型といえる。残りの1つの潜在クラスは「良くなる」から「変わらない」へと回答パターンを変化させるパターンであり、「良くなる→変わらない移行」型となる。逆に10年後の暮らし向きのイメージについて、「悪くなる」から「変わらない」へと良い方向に回答パターンを変化させる潜在クラスは抽出されなかった。

次に男女それぞれの潜在クラスの構成割合をみていく。構成割合とはそれぞれの潜在クラスが全体に占める割合である。最も構成割合が高くなるのは男女ともに「良くなる→変わらない移行」型となり、全体の3割を超えるほどである。残りの3つの潜在クラスについては、男性は構成割合がほとんど同程度であるが、女性では、「良くなる維持」型が最も低くなっている。ただし、男性のほうが「悪くなる維持」型の構成割合が高くなっているという傾向もみられる。男女の違いとしては、男性のほうが比較的どの潜在クラスも幅広くみられるのに対して、女性は「良くなる→変わらない移行」型や「変わらない維持」型が比較的多くみられることが分かった。

表2 潜在クラス分析のクラス構成割合と条件付き応答確率（男性）

		悪くなる 維持	良くなる→変わ らない移行	良くなる 維持	変わらな い維持
クラス構成割合		.238	.313	.234	.215
wave1	悪くなる(A)	.485	.06	.008	.074
	変わらない(B)	.333	.241	.073	<b>.761</b>
	良くなる(C)	.182	.699	.919	.164
wave2	A	<b>.602</b>	.077	.05	.119
	B	.253	<b>.269</b>	<b>.038</b>	<b>.772</b>
	C	.146	.654	.912	.109
wave3	A	<b>.706</b>	.091	.036	.111
	B	.185	<b>.321</b>	<b>.073</b>	.814
	C	.109	.588	.891	<b>.074</b>
wave4	A	<b>.786</b>	.12	.003	.126
	B	.155	<b>.432</b>	<b>.052</b>	.801
	C	.059	.449	.946	<b>.074</b>
wave5	A	<b>.678</b>	.071	.021	.159
	B	.244	<b>.578</b>	<b>0</b>	<b>.768</b>
	C	.078	.351	.979	.072
wave6	A	<b>.809</b>	.193	.035	.265
	B	.152	<b>.496</b>	<b>.106</b>	<b>.667</b>
	C	.039	.311	.859	.068
N		861			

表3 潜在クラス分析のクラス構成割合と条件付き応答確率（女性）

		悪くなる 維持	良くなる→変わ らない移行	良くなる 維持	変わらな い維持
クラス構成割合		.218	.355	.136	.292
wave1	悪くなる(A)	<b>.473</b>	.074	.028	.118
	変わらない(B)	.419	.316	.101	<b>.734</b>
	良くなる(C)	.108	<b>.61</b>	<b>.871</b>	.147
wave2	A	<b>.625</b>	.09	.014	.121
	B	.305	.309	.077	<b>.762</b>
	C	.071	<b>.601</b>	<b>.909</b>	.117
wave3	A	<b>.749</b>	.12	.026	.143
	B	.251	.44	.021	<b>.765</b>
	C	0	<b>.441</b>	<b>.953</b>	.092
wave4	A	<b>.843</b>	.106	.009	.12
	B	.137	.396	.089	<b>.828</b>
	C	.02	<b>.498</b>	<b>.902</b>	.052
wave5	A	<b>.797</b>	.134	0	.156
	B	.164	<b>.464</b>	.027	<b>.806</b>
	C	.039	.402	<b>.973</b>	.039
wave6	A	<b>.818</b>	.175	.023	.236
	B	.147	<b>.488</b>	.047	<b>.726</b>
	C	.035	.337	<b>.931</b>	.039
N		1116			

続いて、潜在クラス多項ロジットモデルによって各共変量と潜在クラスとの関係性を明らかにする。共変量はすべて wave1 のものであることに注意したい。表 4 がその結果を示している。今回は、最もネガティブな回答パターンと考えられる「悪くなる維持」型を基準とした結果を示している。プラスに有意であれば、「悪くなる維持」型よりも当該クラスに属しやすく、マイナスに有意であればその逆となる。

まず、男性についてみていく。現在の暮らし向きとの関連について、豊かでないとは回答するよりも、ふつう、あるいは豊かであると回答するものは「良くなる→変わらない移行」型や「良くなる維持」型に属しやすいことが分かる。ただし、「変わらない維持」型に対しては効果がみられなかった。つまり、男性は現在の暮らし向き意識がポジティブであれば、10年後の暮らし向きイメージもポジティブになりやすい、ということが分かる。また最終学歴についても、高等教育以上の学歴であれば、それ未満の人に比べて「良くなる→変わらない移行」型や「良くなる維持」型に属しやすいことが分かる。親同居や結婚といった世帯構成の違い、収入や雇用形態などの職業的地位は有意にならなかった。

続いて女性についてみていく。まず、現在の暮らし向きとの関連については、豊かであると回答した場合、「悪くなる維持」型よりも、「良くなる→変わらない移行」型や「良くなる維持」型に属しやすいことが分かる。ただし男性と異なり、ふつうであると回答したものに有意差はみられなかった。次に有意な違いがみられたものとしては収入があり、収入が最も高いグループであると、「良くなる維持」型に属しにくく、「悪くなる維持」型に属しやすいことが分かった。最後に有意差がみられたのは、正社員希望ダミーであり、10年後に正社員を希望していれば、「良くなる維持」型や「変わらない維持」型よりも、「悪くなる維持」型に属しやすいという結果となった。これらの結果から、10年後の暮らし向きイメージは現在の暮らし向きイメージと連動するものの、収入や働き方などの客観的な地位と直接結びつかないことが分かる。

表4 潜在クラス多項ロジットモデルの結果

基準:悪くなる維持	良くなる→変わらない移行			変わらない維持		良くなる維持			
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	係数	標準誤差		
<b>&lt;男性&gt;</b>									
暮らし向き(基準:豊かではない)									
	普通	.685	.287	*	1.409	.405	.977	.295	**
	豊か	.741	.356	*	1.259	.482	.835	.374	*
同居者(その他)									
	親同居	-.266	.299		.514	.345	-.464	.292	
婚姻状態(その他)									
	結婚	.463	.33		.04	.388	.06	.32	
本人学歴(高等教育未満)									
	高等教育以上卒	.502	.234	*	-.058	.267	.477	.227	*
収入(第一階級)									
	第二階級	-.081	.478		-.107	.572	-.498	.425	
	第三階級	.028	.536		.254	.636	-.71	.496	
働き方(正規雇用・自営・家族従事)									
	非正規雇用	.07	.378		-.699	.489	-.013	.353	
	無職	-.036	.583		-1.084	.798	-.104	.535	
10年後働き方希望(その他)									
	正社員希望	-.284	.233		.426	.289	-.196	.23	
<b>&lt;女性&gt;</b>									
暮らし向き(基準:豊かではない)									
	普通	.358	.263		-.016	.322	.364	.286	
	豊か	.895	.341	*	1.188	.401	**	.722	.377
同居者(その他)									
	親同居	-.315	.282		-.476	.349	-.149	.313	
婚姻状態(その他)									
	結婚	-.348	.358		-.374	.439	-.005	.391	
本人学歴(高等教育未満)									
	高等教育以上卒	.239	.19		.445	.247	.206	.209	
収入(第一階級)									
	第二階級	.373	.323		.099	.372	.182	.353	
	第三階級	.217	.412		-1.078	.512	*	.122	.447
働き方(正規雇用・自営・家族従事)									
	非正規雇用	.246	.24		.101	.306	-.015	.268	
	無職	.133	.278		.183	.364	.095	.295	
10年後働き方希望(その他)									
	正社員希望	-.129	.195		-.819	.265	**	-.666	.224
N					男性=861, 女性=1116				

\*p<0.5, \*\*p<.01

### 3.2 ハイブリッドモデルの結果

続いて、ハイブリッドモデルによって、10年後暮らし向きイメージの変動の規定因を探る。潜在クラス多項ロジットモデルでは、共変量が wave1 時点のものを使用していた。ここでは、各時点における個人の世帯構成、職業的地位、意識の変化が、10年後の暮らし向きイメージの変化をもたらすのか、検討する。ただし、従属変数である10年後の暮らし向きイメージは連続量となっていることに注意されたい。ハイブリッドモデルを用いた分析では、従属変数が連続量であるほうが、推定が容易であるため、便宜上こうした対応をしている。また、現在の暮らし向きは「貧しい=1」、「ふつう=2」、「豊か=3」の連続変数、収入は対

数変換して連続変数として投入し、雇用形態は4つのカテゴリーに分類しており、潜在クラス分析と変数の設定が異なる。

表5がその結果を示している。この表の効果をみていく上で重要な点がある。それは、潜在クラス分析によって、変動がみられたのは、「良くなる→変わらない移行」型であるため、変化がみられた場合、「良くなる→変わらない移行」型のクラスによる変化であると解釈することが可能であると考えられる。つまり、負の効果が確認されたとしても、10年後の暮らし向きが悪くなるというよりは、10年後の暮らし向きが良くなるという回答から変わらないという回答への変化が生じたという解釈がより妥当であると考えられる。ここでは基本的にはそうした解釈を行う。

Level1が個人内の変動、level2が個人間の違いを示した推定値である。まず、個人内の変動(level1)をみていくと、男女共通なのは、年齢の負の効果である。つまり、年齢が上昇するにつれて、10年後の暮らし向きイメージが「良くなる」から「変わらない」へと変化していくことが確認される。

男性でのみ有意な効果を持つのは、現在暮らし向き、親同居、収入であった。まず、現在の暮らし向きについては、それがネガティブな方向へと変動することによって、10年後の暮らし向きイメージも「良くなる」から「変わらない」へと移行することが確認される。

親同居については、親と同居することで、10年後の暮らし向きのイメージが「良くなる」から「変わらない」へと変化することが確認される。予備分析で、親と同居することで、現在の暮らし向きが豊かになると回答する傾向が確認されたが、それは10年先の豊かな生活を想起させるものではなかった。むしろ、男性にとっての親との同居は、高齢の両親の世話をするための費用など、将来に対する漠然とした不安をもたらすものであることが示唆される。

また、収入についても、収入が上昇すると10年後の暮らし向きイメージが「良くなる」から「変わらない」へと変化することが確認された。収入の上昇はむしろ10年後の暮らし向きイメージを上昇させてもよいようにも思える。しかし、「良くなる」から「変わらない」への移行パターンから分かるように、収入は年齢とともにある程度安定していくものであるから、収入の上昇につれて10年後は変わらない、というように天井効果のような回答傾向がみられるのではないかと考えられる。

次に女性のみで有意な効果をもつのは、雇用形態と正社員希望ダミーである。雇用形態に関しては、非正規雇用あるいは無職から正規雇用になると、10年後の暮らし向きイメージは「良くなる」から「変わらない」へと安定することが確認された。これは無職や非正規雇用であると、これ以上悪くなることがないから将来(10年後)は「良くなる」と回答するが、正規雇用に移行すると10年後の暮らし向きも安定し、考えを変えて「変わらない」へと回答を変えるためだと考えられる。興味深い点として、男性では働き方ではなく、収入が効果を持つのに対して、女性では収入は影響せず、働き方が影響を持つ点である。

正社員希望ダミーの効果は、正社員希望からそれ以外の働き方を希望すると、10年後の暮らし向きのイメージが「良くなる」から「変わらない」へと変化する効果である。男性であれば結婚や出産による退職も少なく、正規雇用にとどまりやすいが、女性は正規雇用から離脱するリスクが高く、正社員希望からそれ以外の希望に変化することによって、将来の暮らし向きに関してもネガティブな印象へと変化する事が示唆される。

個人間の違い (Level2 の効果) についても少し触れておく。男女ともに共通の有意な効果としては、年齢、現在の暮らし向き、正社員希望である。女性について正社員希望でなくなると、10年後の暮らし向きイメージが下がることを述べたが、そもそも正社員を希望しやすい個人は10年後の暮らし向きイメージが低くなりやすいことも分かった。男性でのみ有意な効果がみられたのは、結婚、世帯構成 (結婚、親同居)、収入、最終学歴、女性でのみ有意な効果がみられたのは、雇用形態の自営・家族従事であった。そのほかいくつか興味深い結果もみられるが、これらの個人間の違いについては本論の関心から少しそれているので、ここでは深く議論しない。



表5 ハイブリッドモデルの結果

	男性			女性		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
<level1>						
年齢	-.094	.007	**	-.08	.006	**
現在暮らし向き	.113	.032	**	.043	.027	
婚姻状態(その他)						
結婚	.071	.073		-.017	.072	
同居者(その他)						
親同居	-.206	.067	**	-.052	.064	
収入	-.147	.049	**	.009	.035	
働き方(正規雇用)						
非正規雇用	.037	.074		.156	.053	**
自営・家族従事者	.041	.104		.063	.122	
無職	.194	.114		.128	.061	*
10年後希望の働き方(その他)						
正社員希望	-.027	.044		.091	.034	**
<level2>						
年齢	-.028	.008	**	-.035	.006	**
現在暮らし向き	.432	.078	**	.113	.058	*
婚姻状態(その他)						
結婚	.324	.105	**	-.069	.103	
同居者(その他)						
親同居	-.213	.094	*	-.146	.085	
収入	-.214	.095	*	.064	.063	
働き方(正規雇用)						
非正規雇用	-.044	.144		.047	.085	
自営・家族従事者	-.087	.174		.438	.181	*
無職	-.346	.533		-.055	.104	
本人学歴(高等教育未満)						
高等教育以上卒	.189	.068	**	.063	.053	
10年後希望の働き方(その他)						
正社員希望	-.388	.102	**	-.153	.077	*
定数項	3.241	.404	**	4.257	.296	**
N	男性=861, 女性=1116					

\*p<0.5, \*\*p<.01

#### 4. 考察

本研究目的は、10年後の暮らし向きイメージが、何よって規定されているのか、社会経済的地位・ライフイベント・意識の3つに着目して探索的な実証分析を行ってきた。分析の結果、①10年後暮らし向きイメージのパターンは「良くなる維持」型、「変わらない維持」型、「悪くなる維持」型の3つの維持型パターンと「良くなる→変わらない移行」型が1つの計4つの潜在クラスが男女ともに確認されたこと、②それぞれの潜在クラスへの規定因に関して、男性では wave1 時点での社会経済的地位や世帯構成は影響せず、現在の暮らし

向きが高い（と感じている）ことが、「悪くなる維持」型以外のクラスへの所属を高め、女性では、収入が高いこと、将来正社員を希望していることが「良くなる維持」型や「悪くなる維持」型への所属を低くすること、③男性では、親との同居、収入の上昇が10年後暮らし向きイメージを低下させ、女性では正規雇用への移行と、正社員を希望しなくなることが、将来の暮らし向きイメージを低下させるが、これらの男女の変化は暮らし向きが「良くなる」から「変わらない」への変化である、という3点が分かった。

意外にも、今回の分析からは、石田ほか（2013）で挙げられたような「不安社会日本」を象徴するような集団、つまり10年後の暮らし向きが悪くなる方向に移行した集団は潜在クラスの中にはみられなかった。結果は割愛しているが、潜在クラスを5つに増やした場合、「良くなる」から「悪くなる」へと移行するパターンが抽出された。ただし、全体に占める割合は1割ほどで、現在のところそれほど大きな集団ではない。しかしながら、今後こうした集団が拡大していくことは十分に考えられるため、注視すべきである。

加えて、ライフイベントの経験においてリスクにさらされやすいと考えられる女性において、親との同居や婚姻状態の変化が有意な効果を示さなかったことは意外であった。その理由はいくつか考えられるが、女性の中でライフイベントの発生に伴うリスク要因のとらえ方が多様であることが一つ挙げられる。つまり、結婚により将来に不安を感じる層だけでなく、将来に希望を感じる層、あるいはそのどちらでもない層が一定数存在するため、正と負の効果が打ち消し合って、有意とならないことが考えられる。家族のリスク化という言葉に示されるように、結婚によってリスクにさらされる層は、少なくとも将来の暮らし向きイメージという観点からみると必ずしも大多数でないことが分かった。

本研究の結果全体を通じた結論としては、いまだ10年後の暮らし向きが「良くなる」あるいは「変わらない」と考え続ける層が全体の中では多いことから「不安社会日本」を象徴する集団はまだ小さな病巣にすぎない、ということである。加えて、家族のリスク化という点に関しても、女性においては意識の面では顕在化していない。しかしながら、団塊の世代引退後の10年あるいは20年先は、大きく日本社会が変化していくため、数年先は「不安社会日本」がより顕在化していく可能性がある。そうした漠然とした将来に対する不安からくるリスク回避行動の結果として、未婚化・晩婚化がより進行していくことも考えられる。そのため、まずこの分野に関する実証研究を多く蓄積し、将来の希望に対するイメージの変容に関する生成メカニズムを解明することが求められよう。

#### [注]

1) 今回のハイブリッドモデルの枠組みでは、変化の方向まで確認することはできない。よって、

例えば男性の場合、収入が上がると従属変数が負となるのか、収入が下がると従属変数が正となるのか、この分析のみでは確証が得られない。しかしながら、潜在クラス分析によって、「良くなる→変わらない移行」型のような値が3から2への下降型はみられたものの、上昇する潜在クラスはみられなかったことをもって、こうした結果の考察を行っている。

#### [謝辞]

2015年度東京大学社会科学研究所課題公募型共同研究(二次分析研究会)に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「東大社研・若年パネル調査(JLPS-Y) wave1-6, 2007-2012」および、「東大社研・壮年パネル調査(JLPS-M) wave1-6, 2007-2012」(ともに東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト)の個票データの提供を受けました。

#### [参考文献]

- 石田浩・有田伸・田辺俊介・大島真夫, 2013, 『不安社会日本』と『大人になること』の難しさ——『働き方とライフスタイルに関する全国調査』(JLPSS) 2012の結果から」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. 65.
- 神林博史, 2008, 「階層帰属意識とジェンダー——分布の男女差に関する検討」『東北大学教養学部論集』143, 95-123.
- Merton, R. K., 1973, *The Sociology of Science: Theoretical and Empirical Investigations*, Chicago: University of Chicago Press.
- 三輪哲, 2009, 「潜在クラスモデル入門」『理論と方法』24(2): 345-56.
- 三輪哲・林雄亮, 2014, 『SPSSによる応用多変量解析』オーム社.
- 数土直紀, 2009, 『階層意識のダイナミクス——なぜ、それは現実からずれるのか』勁草書房.
- 山田昌弘, 2001, 『家族というリスク』勁草書房.

# 非正規・失業と主観的 Well-Being ——社会関係資本とリスクの観点から——

橋爪裕人

(大阪大学大学院／日本学術振興会)

本稿では生活満足度によって測定される主観的 Well-Being について、その上昇・低下を決定づける要因について検討した。特に非正規になることと失業すること、そして社会環境資本の不足やリスクの増大は主観的 Well-Being 低下の原因であるのか検討した。さらに非正規・失業による主観的 Well-Being 低下は社会関係資本の不足やリスクの増大によって説明できるのか検証した。

固定効果モデルを用いた分析の結果、非正規になること、中でも正規や自営の人が非正規になることは主観的 Well-Being 低下の原因であった。失業は男性においてのみ主観的 Well-Being を低下させる緩やかな効果が確認された。社会関係資本の不足によって主観的 Well-Being が低下するのは有職男性と女性であり、リスクの増大が原因として認められるのは有職男性のみであった。また、正規や自営から非正規に移行することによる主観的 Well-Being 低下の原因は、非正規への移行によって社会関係資本としての相談ネットワークを失うからであることが示唆された。

## 1. 政策目標となった幸福・満足

あらゆる社会において経済成長は長きにわたって最も重要な目標の 1 つであった。経済成長によって市民（国民）の生活水準が向上することが、社会（国家）にとって最も重要な使命であり、それが人びとの幸せにつながると考えられてきた。しかし昨今の地球環境問題や原発事故に関する諸問題を鑑みるに、経済成長を追求してきた結果が必ずしも人びとの幸福に結び付いていないという現状が見てとれる。特に先進諸国において顕著なこのような問題を横目に、国民の幸福を最も重要な政策目標に掲げた国が現れた。国民総幸福量（GNH）を提唱したことで有名なブータン王国である。ブータンにおいて GNH を GDP よりも重視するとの宣言がなされたのは比較的早く 1972 年のことであった（枝廣他 2011）。ちょうど R.イングルハートが脱物質主義的価値観に関する論文（Inglehart 1977）を発表した頃と同じような時期であり、当時すでに物質的な意味での豊かさはある程度飽和状態にあったことがよくわかる。

その後、リーマンショックによる世界同時不況を経た 2011 年にはノーベル経済学賞受賞者である J.スティグリッツを中心にフランスの N.サルコジ大統領（当時）の要請により、「経済業績と社会進歩の測定に関する委員会」が結成され、GDP を超える新たな社会指標の作成に向けた取り組みが行われた。彼らの報告書では、これからは GDP だけではなく幸福を政策目標に含めるべきであるという提言がなされた（Stiglitz et al. 2010=2012）。ブータンの GNH から 40 年近くが経過し、ようやく幸福を政策目標とする動きが先進国において

も見られたのであった。これ以降、フランスに類する動きは急激に活発化し、OECDにおいても主観的幸福を内部に含む概念で、よりよい人生・生活の在り方を意味する Well-Being に関する指標として Better Life Index が作成された。Better Life Index は所得、仕事、住居、健康、ワーク・ライフ・バランス、教育、社会とのつながり、市民参加とガバナンス、環境、生活の安全、そして主観的幸福の 11 の分野から構成される指標である (OECD 2013=2015)。主観的幸福がここに含まれることから、現代社会において主観的な満足や幸福がよりよい人生・生活にとって重要な要素となっていることがわかる。

日本においても幸福を重視する動きは始まっており、菅直人内閣の時代には「最小不幸社会」というフレーズが掲げられていた。今や客観的に測定可能な物質的・経済的な豊かさだけでなく、主観的にしか測定できない精神的・心理的な豊かさの向上が重要な政策目標とされているのである。

## 2. 幸福の条件に対する関心とパネルデータ

主観的な幸福や満足感への注目は政治の世界だけにとどまるものではない。個人がそれぞれに目指すだけでなく社会（国家）ぐるみで目指すべき目標されるようになった幸福について、どのような人が幸福なのか、どのような社会は幸福な社会と言えるのかについて、経済学・心理学・社会学の立場から様々な議論が展開されている。

### 2.1 幸福の条件に対する関心の高まり

その端緒となったのが、1974年にR.イースタリンが発表した Easterlin's Paradox と呼ばれるものである。彼は論文中で一定以上経済的に豊かになっても、それ以上幸福感は増大しないと述べ、すでに豊かな社会においては経済的な豊かさと主観的 Well-Being（幸福感）<sup>1)</sup> が相関しないことを実証的に示したのである (Easterlin 1974)。Easterlin's Paradox が与えた衝撃は大きく、本当に経済的な豊かさと主観的 Well-Being の間に関連がないのか、もうこれ以上経済的に豊かになっても幸せにはなれないのかと多くの研究者の関心を集めた。

そしてその後、イースタリンの研究結果を検証しようとする研究や、Easterlin's Paradox のメカニズムを明らかにしようという研究が多く行われた。例えば E.ディーナーたちは 2002 年の論文において所得と幸福度の間に正の相関が確認されたと、イースタリンとは異なる結果を論じている (Diener et al. 2002)。また、浦川邦夫と松浦司は日本のデータを用いて過去（親）の所得や未来の期待できる所得、他者の所得との比較によって主観的 Well-Being が異なるとする相対所得仮説の検証を行っている (浦川・松浦 2007)。さらには所得の効果のみにとどまらず、所得との関連が深い様々な変数が主観的 Well-Being に与える効果についての検討も行われてきた。具体的には健康、家族（結婚と子どもをもつこと）、学歴、政治参加など<sup>2)</sup> 多くの要因と主観的 Well-Being の関連について研究が進められてきたのである (Frey and Stutzer 2002=2005; Frey 2008=2012; 大竹他 2010)。これらの研究においては所得

と同等に重要な論点として、失業や非正規といった働き方に関する問題が取り上げられている。失業者の主観的 Well-being が低いことが繰り返し指摘されてきたのである（大竹他 2010）。しかも、この失業者の主観的 Well-Being の低さは、所得が低いことによっては説明できないものであった。それではなぜ失業者の主観的 Well-Being が低いのかという疑問に対して J.ヘリウェルや浦川は、失業したことによって自尊心や自己効力感が損なわれることがその原因であると論じている（Helliwell 2003; 浦川 2011）。また、浦川は非正規労働者に関しても、労働市場において正規に比べて重要性の低い仕事を割り当てられやすい状況にある彼らの自尊心や自己効力感は低く、それによって主観的 Well-Being が低いのだと論じている（浦川 2011）。本研究で用いる JLPS 若年・壮年パネル調査のデータも労働やネットワークに関する多くの質問項目を含んでおり、失業することや非正規になることが主観的 Well-Being を本当に低下させるのか、低下させるのであればその原因は何であるのかについて、ネットワークなどの社会関係資本や労働時間などの労働環境の面から社会学的に検討することが可能である。

## 2.2 パネルデータ分析と政策評価

前節で述べたように主観的 Well-Being に関しては多くの研究蓄積がある。しかし、日本のデータを用いた主観的 Well-Being に関するほとんどの研究はクロスセクショナルなデータに基づいたものである。クロスセクショナルなデータを用いた 1 時点のデータ分析からわかるのは、どういった特徴を持つ人が主観的 Well-Being が高い傾向にあるのかという関係性についてである。1 時点のデータ分析では、同じ人の昔と今を比べているのではなく、同じ時点の異なる人を比較して、例えば収入が高い人は低い人に比べて生活満足度が高い傾向にあることを確認している。このような分析では、収入の増減と生活満足度の上昇・低下が関連しているのかははっきりしない。というのも、この所得の高い人はほかの人に比べてもともと幸せを感じやすい性格の人であった可能性は排除できないし、所得の低い人はそもそも学歴が低く高い所得を得にくい人であった可能性が十分に考えられるからである。あくまで、同時に調査に回答した多くの人のデータを集めて生活満足度が高い人と低い人に見られる傾向を確認しているにすぎないのである。

もちろん、すべての変数にとってこの問題が重要であるとは限らない。分析に用いる変数の種類によっては、クロスセクショナルなデータの分析で傾向を確認できれば十分に意味があるものもある<sup>3)</sup>。しかし本稿で取り上げる生活満足度や幸福感によって測定される主観的 Well-Being はクロスセクショナルなデータの分析だけでは不十分である。例えば〇〇円という誰もが同じ単位で答えられる所得や、投票した・しなかったのように回答の基準が明確な行動についての質問とは異なり、主観的 Well-Being のような意識変数の場合、幸福や満足の基準が個人によって異なることが想定される。そのため、クロスセクショナルなデータの分析では、性格などの個人特性に影響されて、所得の増減や失業することなどの個人内

の変化と主観的 Well-Being が関連しているのかを明らかにすることができない。日本を含む多くの国において幸福が政策目標に取り入れられている現状を鑑みれば、政策的措置によって人びとの社会的な状況をどのように変化させることが、幸福を向上させることに有効な手段となり得るのかを明らかにすることは非常に意義の大きなことである。

そこで、有効な手段の1つとなるのがパネルデータを用いた分析である。パネル調査は同一の対象者に対して繰り返し調査を行っているため、回答者ごとの特徴的な違いを除外した分析が可能となる。つまり、もともと幸せであると感じやすいといった性格的な特徴や、出身階層や学歴に影響されて高階層になりやすい人といった個人特性の影響を除外して、調査時点間に起きた個人内の変化をとらえる分析が可能になるのである。このような利点をもつパネルデータを用いて、主観的 Well-Being の規定要因に関する分析を行うことによって、失業したという変化によって主観的 Well-Being は低下するのか、結婚したという変化や所得が増えるという変化によって主観的 Well-Being は上昇するのかといった、人びとが幸福になるための条件を明らかにすることができる。これは、失業対策や育児へのサポートなどの政策的な措置が幸福の向上に対して有効に働くのかについて評価し、政策提言につなげることが可能な研究となる。また、幸福感や生活満足度といった主観的 Well-Being の代表的指標は先述の個人特性による差が、意識変数の中でも特に大きい変数としても知られており<sup>4)</sup>、このような個人差を除外したより正確な分析が可能になる点は主観的 Well-Being についてパネルデータを用いた研究を行う上での大きなメリットといえる。

このような大きな利点が存在するにもかかわらず、日本では大規模なパネル調査の数自体が少ないということもあり、パネルデータを用いた主観的 Well-Being の研究は非常に少ない。社会学的な関心をもった大規模なパネル調査は現在のところ主に3つである。1つは本研究会で取り上げている JLPS 若年・壮年パネルであり、あとの2つは家計経済研究所の行っている「消費生活に関するパネル調査」(家経研パネル)と家族社会学会のもとで行われている NFRJ のパネル調査(全国家族調査パネルスタディ)である。主観的 Well-Being に関してこれらのパネルデータを用いた研究としては脇田彩(2014)の研究と色川卓男(1999)や戸田淳仁(2012)の研究がみられるにとどまっている。色川や戸田の研究で用いられているのは家経研パネルのデータであるが、これはライフスタイルが多様で変化の大きい若年女性の生活実態を明らかにするための調査であり、極めて限られた層しか調査に含まれていない。この調査データは人びとの幸福を達成するための政策的措置に対する評価や提言をその射程に収めるという本研究の目的に対して適切なものであるとは言えない。また、脇田は本稿で用いるのと同様の JLPS パネルデータを用いた研究を行っているが、脇田の関心は結婚が主観的 Well-Being に与える影響についてであり、本稿でその効果を検討する失業や非正規といった働き方に注目したものとは関心が異なっている。主観的 Well-Being の規定要因として先行研究においてもしばしば指摘されており、また政策的な措置可能性の観点から失業や非正規といった昨今の労働環境に関する要因に注目した研究はいまだなく、

政策目標に幸福が盛り込まれるようになった昨今の状況からみても、そのような研究が求められている。

### 3. 失業と非正規をめぐる主観的 Well-Being

本稿の課題としてまずは、個人特性を除外したパネルデータ分析により、失業することや非正規になることといった労働市場における不利な層への移行が主観的 Well-Being を低下させる要因になっているのか確認することがある。ただしこれだけでは人びとの幸福を目指す政策に対して有益な知見をもたらすには至らない。なぜなら、失業すると主観的 Well-Being が低下することが確認されたとしても、政策によって失業者をゼロにすることは到底達成できない夢物語であり、また一時的に失業者を減らすことに成功したとしても景気動向によって再び増加に転じる可能性は十分にある。それよりも、なぜ失業すると主観的 Well-Being が低下するのかを明らかにすることで、失業した人びとはいても彼らの主観的 Well-Being ができるだけ低下しない方法を考える方が有益である。このことは非正規雇用労働者の問題においてさらに顕著である。20 世紀の終わりごろから、労働者派遣法の制定、そして度重なる改訂による労働者の派遣可能業種の拡大により、非正規労働者の一種である派遣労働者はその数を増している。また、男女共同参画社会基本法に端を発した女性の社会進出は、現在「一億層活躍社会」なるフレーズとともに政府の喧伝により推奨されている。しかし、実際には家事や育児との両立に大きな問題を抱えており、あくまで非正規雇用で働かざるを得ない女性が増加したに過ぎない。もちろん、失業者の数を減らし、非正規雇用労働者の労働条件や待遇を改善することは必要な政策的措置であることに間違いはない。しかしここでもやはり、なぜ非正規になると主観的 Well-Being が低下するのか、その原因を探らなければ人びとの幸福を向上させるという大きな目標は達成困難なものとなるだろう。本稿においてはこのなぜの部分について社会学的な理論から仮説を二つ立てる。以下の理論的仮説がどれくらい妥当であるのかをデータ分析によって検討する。

#### 3.1 社会関係資本論による説明

社会学の重要な古典に E.デュルケームの「自殺論」がある。彼は社会的統合と自殺の関連について実証的な研究を展開し、社会的統合が弱く、アノミー状態になると自殺率は上昇すると論じた (Durkheim 1897=1985)。R.パットナムはこの理論を応用し、自殺と失業の関係性についての研究に適用した。パットナムは、自身の代名詞ともいえる社会関係資本論の立場から、失業すると社会関係資本を失い孤立しやすくなるために自殺が起きやすくなると論じている (Putnam 2000=2006)。本稿では彼らの議論を援用する。一般的に自殺をするときに幸せだから自殺をするという現象は想定しにくい。多くの場合自殺にまで至るのは相当に不幸を感じており、現状に多大なる不満と絶望を感じていることが容易に想像できる。よって本稿においては自殺を不満や不幸の最も極端な例、つまり主観的 Well-Being が



極端に低下した 1 つの帰結であるにとらえ、パットナムの失業と自殺に関する説明を援用する。つまり本稿では失業することによってそれまでの職場において保持していた社会関係資本を失い孤立し、主観的 Well-Being が低下するという仮説を検証する。これは非正規に関して類似のことが考えられる。非正規雇用になると安定した職場環境を得ることができないために、社会関係資本は少なくなりやすく孤立しやすい、よって主観的 Well-Being が低下すると考えられるのである。

### 3.2 リスク社会論による説明

U.ベックは先進諸国を中心に現代社会を第二の近代とする時代診断を行った。彼は第二の近代における特徴として、リスク社会化を挙げた (Beck1986=1998)。第一の近代においてもリスクは存在していたが、家族や企業、宗教などの中間集団によって個人は守られていた。しかし、第二の近代へと変容した現代社会においては中間集団の弱体化もあり、リスクはその性質を変容させあまねく個人に直接降りかかるようになった<sup>5)</sup>。このようなリスク社会においては誰もがそのリスクとは無関係ではいられず、そのようなリスクを個人で回避することもできない。

現代の日本社会では失業することや非正規になることに個人が無関心ではいられず、また個人の意思で回避することができないリスクとなっている。一般的に、人びとは居住地からそれほど離れていない場所で就業している。当然居住地を大きく離れて就労することには物理的な困難を伴うからだ。そのため、その時その地域における失業率が、その個人にとって無関心ではいられず、本人の意思では回避することができない失業リスクの大きさを表すことになる。地域における失業リスクに無関心ではいられないために、居住地の失業リスクが高ければ個人は不満をもつと考えられる。また、個人が失業したり非正規になったりしている地域は失業リスクが高く、労働市場が不安定である可能性が高い。よって、失業したり非正規になったりすることによる満足度の低下は、その地域の失業リスクが高いからであるという仮説の検証を行う必要がある。

### 3.3 本稿で検証するリサーチクエスチョン

前節までの議論をまとめると失業することや非正規雇用になることは主観的 Well-Being の低下と関連するのか、そしてなぜ失業者や非正規雇用の主観的 Well-Being は低いのかというリサーチクエスチョンが浮かび上がってくる。そして、このリサーチクエスチョンに答えを与えるために検討すべき 4 つの仮説を立てた。まず初めに検討すべき課題は①失業すること、そして非正規になることは人びとの主観的 Well-Being が低下する原因であるのかである。これまで数多くのクロスセクショナルなデータにおいて言及されていた、失業することや非正規であることと主観的 Well-Being の関連は果たして因果関係であるといえるのかを明らかにすることになる。政策目標として主観的 Well-Being が取り上げられるよう

になった昨今、失業対策や労働市場の自由化などの政策が人びとの幸福にどのような影響を与えるのか、そして人びとが幸せになるためには今後どのような政策が有効であるのか明らかにすることが求められている。

そしてより有効な政策提言につなげるために、なぜ失業することや非正規になることは人びとの主観的 Well-Being を低下させるのか、というメカニズムの部分を明らかにすることが求められている。この、なぜという問いに対して社会学の理論を用いた説明を試みる。1つ目の理論は社会関係資本論であり、個人の周囲に存在する比較的小さな集団による説明である。2つ目はリスク社会論であり、これは第二の近代といわれる時代の中で中間集団による保護を失い、個人がリスクと直接に対峙せざるを得なくなっていることによって説明しようというアプローチである。ともに集団と個人の相互作用から主観的 Well-Being と失業・非正規の関連について解き明かそうとする姿勢をもっている。これらの理論を用いて②社会関係資本を失うことは主観的 Well-Being が低下する原因であるのか、③居住地域における失業リスクの高まりは主観的 Well-Being が低下する原因であるのかという2点についても検討する。そして最後に、④失業することと非正規になることの主観的 Well-Being へのネガティブな影響の原因は社会関係資本の不足やリスクの増大によって説明できるのかという点について検討する。

## 4. データと変数、および分析モデル

### 4.1 分析に用いるデータと変数

本稿において用いるデータは「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（JLPS 若年・壮年パネル調査）」のうち wave1（2007年）、wave3（2009年）および wave5（2011年）である。このデータには主観的 Well-Being の代表的指標の1つである「生活満足度」が含まれているため、これを従属変数として利用する。「次のことについて、現在あなたはどのくらい満足していますか。」という質問文に続いて、「仕事」「結婚生活」「友人関係」「あなたの親との関係」「あなたの子との関係」とともに「生活全般」についてたずねられている。回答選択肢は「満足している」「どちらかといえば満足している」「どちらともいえない」「どちらかといえば不満である」「不満である」の5段階となっている。分析に際しては「満足している」が5、「不満である」が1となるように得点を与えている。

独立変数のうち最も重要であるのは従業上の地位を表すカテゴリカル変数である。正規・非正規・自営・失業・非労働力の5カテゴリからなり、正規を参照カテゴリとしてそのほかの各カテゴリについてのダミー変数を作成して分析に投入した。各カテゴリは主に現在の働き方をたずねる質問を基に作成され、「経営者、役員」と「正社員・正職員」を正規に、「パート・アルバイト・契約・臨時・嘱託」、「派遣社員」と「請負社員」を非正規に、そして「自営業主、自由業者」「家族従業者」「内職」を自営に記録した。また、その時点で働いていなかった人の中で、何か収入になる仕事をしたいとっていて、実際に仕事探しや

開業準備をしている人を失業に、仕事探しや開業準備をしていない人はすべて非労働力にリコードしている。この定義からすると学生は非労働力に数えられるが、学生が就職して正規になることと、専業主婦が職場復帰して正規になることは意味する事象が大きく異なる。学生は新規学卒採用によって正規雇用の職を得るのが今でも一般的なルートになっており、また雇用者から学生への移行はあまり生じない。それに対して専業主婦の場合は、雇用者から正規雇用へ一度移行した後、非正規雇用として労働市場に復帰することが多い。そのため、非労働力に含まれる人の内実をできるだけ均一にするために今回の分析からは学生を除外している。なお、この従業上の地位は男女で大きくその構成割合が異なることが広く知られている。男性は多くが正規にカテゴライズされる一方で、女性はパートをはじめとした非正規の職に就くことが多く、専業主婦が含まれる非労働力も男性より圧倒的に多くなる。男性の非正規と女性の非正規を同じカテゴリとして分析すると、適切な解釈ができなくなってしまうので、本稿においては男女別の分析を行うこととする。

また、失業することと非正規になることが主観的 **Well-Being** を下げるのであればそれがなぜなのかを明らかにするために重要な変数が「孤立度」と「都道府県別年度別失業率」である。「孤立度」は相談ネットワークに関する質問を基に作成している。「自分の仕事や勉強のこと」「仕事を紹介してもらおうこと」「友人・恋人・配偶者などとの人間関係のこと」「失業や病気でお金が必要になったとき、まとまった金額を貸してもらおう」という4つについて誰に相談するかを聞いているのであるが、それぞれについて「誰もいない」と回答した場合を合算して0~4の値をとり、値が大きいほど孤立傾向にあることを示すように「孤立度」を作成している。「都道府県別年度別失業率」はJLPS若年・壮年パネルデータの特別データを別途申請して得た、回答者の居住地（都道府県）についてのデータに、労働力調査の結果から得た都道府県別の完全失業率の値をwaveごとに代入して作成した。

その他の変数は注目している独立変数の効果をなるべく正確に推定するためのコントロール変数として投入している。仕事に関する変数として、課長以上の役職にあることを示す「管理職ダミー」、従業員数300人以上の企業で働いていることを意味する「大企業ダミー」、労働時間や労働日数に関する質問から算出した1日当たりの平均「労働時間」を作成した。職場に関する質問の中にある「子育て・家事・勉強など自分の生活の必要にあわせて、時間を短くしたり休みを取るなど、仕事を調整しやすい職場である」という項目に対してあてはまるかどうかを4段階で聞いた回答を用いた「ワーク・ライフ・バランス (WLB)」も作成した。この変数は1~4の値をとり、値が大きいほど生活に合わせて仕事を調整しやすいことを表すようにリコードしてある。これら労働に関する変数は、仕事をしていない人には非該当が割り振られることとなっている。派遣切りやワーキングプア、女性の社会進出が話題になる際には必ず議論的となる非正規で働く人びとの「生活満足度」について詳細に分析するためにもこれらの変数は必要である。しかし、働いていない人が非該当になってしまうことから、失業や非労働力を含むモデルにおいては使いにくい変数となる。そこで、全サン

プルについての分析とは別に、特に非正規への移行と「生活満足度」の関連を詳しくみるための有職者のみに限定した分析を行い、上記の労働に関する変数はその際に使用することとする。

家族に関する独立変数は配偶者のいる場合に1、いない場合に0をとる「配偶者ありダミー」を用いる。経済力に関する独立変数としては「世帯年収（100万円単位）」と、持ち家に住んでいる場合に1、賃貸住宅に住んでいる場合に0をとる「持ち家ダミー」を用いる。健康に関するものとしては自分の健康状態についてどう感じるかをたずねた「主観的健康（1～5の値をとり、値が大きいほど健康）」と、過去1か月に感じた抑鬱傾向に関する質問項目から作成した「K6」の指標を用いている。「K6」は0～24の値をとり、値が大きいほど抑鬱傾向にあることを表す。最後に年度ごとの観測されない異質性をコントロールするために wave3 と wave5 のダミー変数を用いる<sup>6)</sup>。

## 4.2 特に重要な変数の特徴と傾向

表1 生活満足度・従業上の地位の度数分布表

		男性	女性
生活満足度	不満である	272(4.63)	170(2.55)
	どちらかといえば不満である	613(10.44)	511(7.67)
	どちらともいえない	1539(26.20)	1472(22.11)
	どちらかといえば満足している	2520(42.91)	3208(48.18)
	満足している	929(15.82)	1298(19.49)
従業上の地位	正規	4248(75.75)	2379(37.02)
	非正規	646(11.52)	2108(32.80)
	自営	443(7.90)	298(4.64)
	失業	160(2.85)	319(4.96)
	非労働力	111(1.98)	1323(20.59)

(注) 表中の括弧内の数字は有効%の値

まずはここで、従属変数や主要な独立変数について変数のもつ特徴や変数間の関連についての簡単な傾向について確認しておこう。まずは従属変数である「生活満足度」と、最も重要な独立変数である「従業上の地位」の度数分布からみることにする(表1)。「生活満足度」については「どちらかといえば満足している」が最も多く「不満である」が5%未満と少ないなど大まかな分布の形は男女で共通している。しかし、中間回答以下ではやや男性の方が多く、満足寄りの回答は女性の方が多いというなだらかな傾向はみられる。従業の地位に関しては今回のデータにおいても女性では男性の75.75%という値に比べて正規の職につ

いているケースが 37.02%と少なく、そのぶんだけ非正規（32.80%）と非労働力（20.59%）が多くなっている。

次に「生活満足度」と「従業上の地位」が同一個人の内部でどれほど変化しやすいのか、そしてどのような変化パターンがみられるのかについて確認する。表 2 は時点 t における回答と時点 t+1、つまり翌年の回答の関係性をクロス表にしてあらわしたものである。対角セルに多くの回答が集中する場合は変化の小さな変数であるということができる。そして時点 t に比べて時点 t+1 では「生活満足度」は上昇しやすいのか、非正規だった人はどのような地位へと移行するのかなどといったことが大まかに確認できる。ちなみに、この基礎分析においてのみ傾向の明瞭化のために wave1～6 まで 6 時点分のデータを用いている。

表 2 生活満足度の変化パターン

		時点t+1					合計
		不満である	どちらかといえ ば不満である	どちらとも いえない	どちらかといえ ば満足している	満足している	
男性	時点t 不満である	111(36.88)	80(26.58)	68(22.59)	36(11.96)	6(1.99)	301(100)
	どちらかといえ ば不満である	79(9.96)	287(36.19)	261(32.91)	149(18.79)	17(2.14)	793(100)
	どちらともい えない	63(3.19)	246(12.44)	974(49.24)	618(31.24)	77(3.89)	1978(100)
	どちらかとい え満足している	24(0.71)	123(3.62)	588(17.30)	2266(66.69)	397(11.68)	3398(100)
	満足している	6(0.53)	9(0.80)	80(7.13)	464(41.35)	563(50.18)	1122(100)
	合計	288(3.73)	745(9.81)	1971(25.96)	3533(46.54)	1060(13.96)	7592(100)
			時点t+1				
女性	時点t 不満である	82(34.45)	58(24.37)	62(26.05)	27(11.34)	9(3.78)	238(100)
	どちらかとい え満足している	65(9.21)	229(32.44)	250(35.41)	148(20.96)	14(1.98)	706(100)
	満足している	54(2.66)	232(11.43)	882(43.45)	770(37.93)	92(4.53)	2030(100)
	どちらかとい え満足している	18(0.39)	116(2.54)	704(15.39)	3094(67.64)	642(14.04)	4574(100)
	満足している	5(0.29)	12(0.70)	88(5.16)	647(37.95)	953(55.89)	1705(100)
	合計	224(2.42)	647(6.99)	1986(21.46)	4686(50.64)	1710(18.48)	9253(100)

(注) カッコ内の数字は行%の値

「生活満足度」から確認すると男女ともに特に満足寄りの 2 カテゴリでは対角セル上に過半数が集まり、一度満足寄りの回答をすると半分以上は変化しないことがわかる。その一方で不満寄りの 2 カテゴリは対角セルには 4 割以下しか集中せず、一度不満寄りの回答をしたとしてもその後の回答は比較的变化しやすい。男女で異なる傾向についても確認してみると、「どちらともいえない」から「どちらかといえば不満である」への変化などのネガティブな変化はやや男性の方が多く、逆にポジティブな変化は女性に多いことが確認できる（表 2）。もともと女性の方が満足寄りの回答が多く、ポジティブな変化も多く、不満寄りでは回答の変化が起きやすいことから考えると、不満方向への大きな変化が起きた場合にはその生活に対する不満の高まりから、調査に回答しなくなる可能性が考えられる。そう

した理由によるサンプルの脱落によって実態よりも調査における度数が小さくなってしま  
う、いわゆる脱落バイアスが存在する可能性を否定できないので一定の留意が必要である。

続いて「従業上の地位」の変化パターンについてみてみよう。特筆すべきは時点 t におい  
て非正規と失業だったケースの移行先である。時点 t において非正規だとそもそも女性の方  
が男性よりも非正規にとどまる傾向がある。さらに重要なのは非正規から正規へという移  
行が男性 19.03% に対して女性は 5.87% とかなり少ない。また、失業状態からの移行につ  
いてみると、男性は正規と非正規それぞれへの移行がともに 28.80% 確認されているが、  
女性の場合非正規への移行が 46.06% とかなり多い一方で、正規への移行は 8.83% しかみら  
れない。「従業上の地位」に関して一時点の分布だけでなく、その後の変化パターンも男女  
で大きく違うため、やはり男女別の分析が必要であることが改めて確認された（表 3）。

表 3 従業上の地位の変化パターン

		時点t+1					合計
		正規	非正規	自営	失業	非労働力	
男性	時点t 正規	5424(95.88)	106(1.87)	65(1.15)	52(0.92)	10(0.18)	5657(100)
	非正規	149(19.03)	571(72.92)	21(2.68)	33(4.21)	9(1.15)	783(100)
	自営	63(10.62)	18(3.04)	505(85.16)	5(0.84)	2(0.34)	593(100)
	失業	53(28.80)	53(28.80)	6(3.26)	48(26.09)	24(13.04)	184(100)
	非労働力	10(7.25)	11(7.97)	2(1.45)	21(15.22)	94(68.12)	138(100)
	合計	5699(77.48)	759(10.32)	599(8.14)	159(2.16)	139(1.89)	7355(100)
		時点t+1					合計
		正規	非正規	自営	失業	非労働力	
女性	時点t 正規	3013(91.00)	131(3.96)	22(0.66)	62(1.87)	83(2.51)	3311(100)
	非正規	174(5.87)	2488(83.88)	38(1.28)	107(3.61)	159(5.36)	2966(100)
	自営	28(6.73)	43(10.34)	302(72.60)	4(0.96)	39(9.38)	416(100)
	失業	37(8.83)	193(46.06)	11(2.63)	95(22.67)	83(19.81)	419(100)
	非労働力	31(1.62)	197(10.28)	53(2.76)	154(8.03)	1482(77.31)	1917(100)
	合計	3283(36.36)	3052(33.8)	426(4.72)	422(4.67)	1846(20.45)	9029(100)

(注) 表中の括弧内の数字は行%の値

最後に「生活満足度」と「従業上の地位」の単純な関連と、仮説検証のカギになる「孤立  
度」と「従業上の地位」の関連を確認しておく。F 検定によって男女それぞれについて「従  
業上の地位」によって「生活満足度」の平均得点に差があるか確認したところ、男女とも有  
意な差が確認できた（男性は  $F=95.39^{**}$ 、女性は  $F=36.34^{**}$ ）。男性では正規と自営が最も満  
足度の高いグループを形成し、続いて非正規・失業、そして非労働力が平均得点 3 を下回る  
最も不満足なグループを形成していた。女性の場合は専業主婦が含まれる非労働力が最も  
満足しており、続いて正規と自営、そして僅差で非正規と失業が相対的に最も不満をもつた  
グループとなっていた（表 4）。

「孤立度」と「従業上の地位」について F 検定によって関連を確認すると男性では「従業  
上の地位」によって有意に「孤立度」に違いがある（ $F=29.86^{**}$ ）が、女性では有意差は確

認できなかった ( $F=1.09$  n.s.)。男性における「孤立度」の差について詳細に確認すると、非労働力が最も孤立傾向にあり、続いて非正規と失業のグループ、最も孤立しにくいのは正規と自営というグループだった。このことから男性では比較的安定していると社会環境資本を保持しやすく、不安定な仕事をしていると相対的にそのようなネットワークは失われるといえる。非労働力となり、労働市場との関係が切れてしまうと最も社会環境資本は少なくなり、仕事をしていないという点は同じでも、仕事を探すという行動によって「失業者」は非労働力より多くの社会関係資本をもつことができることがわかる (表 4)。

表 4 従業上の地位による生活満足度と「孤立度」の違い

	生活満足度		孤立度	
	男性	女性	男性	女性
正規	3.66(4194)	3.75(2358)	0.74(4054)	0.58(2227)
非正規	3.17(638)	3.61(2089)	0.99(624)	0.59(2011)
自営	3.58(438)	3.80(295)	0.58(419)	0.49(292)
失業	2.60(151)	3.59(313)	1.11(151)	0.61(306)
非労働力	2.63(104)	3.99(1316)	1.57(106)	0.58(1271)
F値	95.39**	36.34**	29.86**	1.09 n.s.

(注) 括弧内は度数、F値の\*\*は1%水準で有意、n.s.は有意でない

### 4.3 分析モデルと操作仮説

本稿において主に用いる分析手法は固定効果モデルである。パネルデータの分析において頻繁に用いられる分析手法であり、個人間の差異を除外して個人内変動のみを扱うことができる。これによってもととの性格が明るく「満足している」と答えやすい人や逆に「不満である」と答えやすい人といった個人特性に由来する観測されない異質性を分析から取り除くことができる点で、政策に対する評価や提言をその視角にとりこむ本研究においては有効な方法といえる。

前節において導出したリサーチクエスションと分析に用いるデータから以下の作業仮説を取り出すことができる。まず初めに確認するのは①非正規ダミーと失業ダミーが「生活満足度」に対して有意な負の効果をもつ、である。これによってリサーチクエスションの①に挙げた失業や非正規への移行は主観的 Well-Being 低下の原因となるのかという問いを検証する。次に②「孤立度」が「生活満足度」に対して有意な負の効果をもつ、が本データで成り立つのか検討する。これも同じ番号のリサーチクエスションに相当し、社会関係資本の不足が主観的 Well-Being 低下の原因といえるのかを検証するための仮説になる。居住地の失業リスクの高まりは主観的 Well-Being 低下の原因であるかというリサーチクエスションに対応して、③「都道府県別年度別失業率」が生活満足度に有意な負の効果をもつという作業仮説を検証する。最後に④「孤立度」、そして「都道府県別年度別失業率」の投入によって、非正規や失業ダミーの効果が弱くなるという作業仮説を検証し、失業することと非正規に

なることの主観的 Well-Being へのネガティブな影響の原因は社会関係資本の不足やリスクの増大によって説明できるのかという 4 番目のリサーチクエスチョンへの回答を導き出す。

分析手順として男女それぞれについて全体サンプルでの分析と有職者のみの分析両方とも 3 つのモデルを推定する。つまり全体では 12 パターンの固定効果モデルを推定することになる。1 つ目は独立変数のうち、「孤立度」と「都道府県別年度別失業率」を投入しないモデルである。次に、1 つ目のモデルに「孤立度」のみを加えたモデルを推定し、最後に「都道府県別年度別失業率」も加えたモデルを推定する。このような手順を踏むことによって、「孤立度」を投入したことによる非正規・失業の両ダミー変数の係数の変化を、そしてさらに「都道府県別年度別失業率」をも加えた時の変化を確認することができる。また、決定係数の変化にも合わせて注目していく。

## 5. 固定効果モデルを用いた分析結果

### 5.1 失業と非労働力を含む分析結果の記述

まずは全体サンプルを用いた分析の結果から確認する(表 5)。男女それぞれについて「孤立度」と「都道府県別年度別失業率」を含まないモデルの分析結果をみると、within の  $R^2$  値が男性で 0.100、女性で 0.108 とともに 10%以上の説明力をもっていることがわかる。つまり日本における若年・壮年層の 2007 年から 2011 年の期間中、2 年間隔での「生活満足度」の個人内変化のうち、働き方や家族、経済力、健康によって説明可能な部分が少なくとも 10%程度はあるということになる。特に注目している「従業上の地位」に関する各ダミー変数の効果をみると、5%水準で有意となっているものは非正規ダミーのみであった(係数の値は男性が-0.165、女性が-0.117)。つまり、正規になることに比べて非正規になることは有意に「生活満足度」を低下させるのである。ただし、女性の場合男性に比べて係数の値が小さいので、女性におけるこのような効果は男性の場合ほどには明瞭ではないと考えられる。女性においてのみ見られる効果であるが、自営ダミーが係数にして-0.225 と 1%水準で有意な効果をもっている。女性において正規になることに比べて自営になることは有意に「生活満足度」を低下させるのである。また、男性における失業ダミーは 5%水準では有意にならないものの、10%水準では有意である。係数の値は大きいものの誤差も大きいため 5%の水準には届いていないが、分析に用いている wave 数が短いこともあり失業ケース自体が少ないこと、そして失業して調査に回答しなくなったケースがあり得ることが影響していると考えられる。係数の大きさと 10%水準では有意になる点を考えると、男性で失業することが「生活満足度」を低下させる傾向は、緩やかではあるが存在すると考えてよいだろう。

ここでコントロール変数の効果についても確認しておこう。配偶者ありダミーの効果は男性で 0.511、女性で 0.366 とともに 1%水準で有意な正の効果を確認できた。結婚することによって「生活満足度」は上昇するといえる。「世帯収入」については男女とも係数は 0.019 であるものの、微々たる値の差によって有意水準のレベルは男性が 5%水準で女性は 1%水



表5 全体サンプルを用いた固定効果モデルの分析結果

	男性				女性					
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.		
非正規ダミー	-.165 *	.080	-.161 *	.080	-.162 *	.080	-.117 *	.059	-.117 *	.059
自営ダミー	-.144	.115	-.149	.115	-.148	.115	-.225 *	.101	-.248 *	.101
失業ダミー	-.225	.126	-.227	.126	-.233	.126	-.131	.085	-.133	.085
非労働力ダミー	-.211	.256	-.201	.256	-.198	.256	-.064	.069	-.074	.069
配偶者ありダミー	.511 **	.083	.508 **	.083	.511 **	.083	.366 **	.071	.377 **	.071
持ち家ダミー	.066	.064	.064	.064	.069	.064	.022	.052	.013	.052
世帯収入	.019 *	.007	.019 *	.007	.019 **	.007	.019 **	.007	.021 **	.007
主観的健康	.080 **	.024	.080 **	.024	.081 **	.024	.097 **	.022	.095 **	.022
K6	-.056 **	.006	-.056 **	.006	-.056 **	.006	-.056 **	.005	-.055 **	.005
孤立度			-.028	.021	-.027	.021			-.096 **	.025
2009年ダミー	.101 **	.031	.103 **	.031	.195 **	.062	.123 **	.027	.121 **	.027
2011年ダミー	.049	.032	.051	.032	.105 *	.045	.136 **	.028	.137 **	.028
都道府県別年度別失業率					-.081	.047			-.002	.041
切片	3.411 **	.133	3.429 **	.134	3.379 **	.137	3.620 **	.129	3.662 **	.129
R-sq within	.100		.101		.103		.108		.114	
R-sq between	.329		.336		.321		.297		.305	
R-sq overall	.292		.298		.288		.267		.274	
obs	4141		4141		4141		4460		4460	
groups	2228		2228		2228		2353		2353	

(注) \*は5%水準で、\*\*は1%水準で有意な値であることを示す

準であった。これも結婚することの効果と同様に、「世帯収入」が増えると「生活満足度」が上昇するといえるが、結婚すると生活満足度が男性で 0.511 も上昇するのに対して、「世帯収入」が 100 万円増えても「生活満足度」は 0.019 しか上昇しないという点を考えると所得の効果は結婚ほどには大きなものではなかった。続いて健康に関する項目も確認する。

「主観的健康」は男性で 0.080、女性で 0.097 と両方とも 1%水準で有意な正の効果を確認できた。精神的な健康状態を測る「K6」については男女ともに係数の値が-0.056 で、1%水準で有意な負の効果を確認できた。両方とも健康になるほど「生活満足度」は上昇することを意味している。これらコントロール変数の効果については、クロスセクショナルな先行研究において確認されている効果と同じ傾向を示すものである。

最初のモデルの分析結果が概観できたところで、「孤立度」と「都道府県別年度別失業率」を投入した、2つのモデルについても結果の確認を行う。ここでは主に「孤立度」や「都道府県別年度別失業率」の効果と、「従業上の地位」（非正規ダミーと失業ダミー）の効果が最初のモデルと比べて変化するかという点に注目している。先に男性の結果についてみていこう。「孤立度」のみを加えたモデルの結果を確認すると、within の  $R^2$  値は 0.101 とほぼ変化がなく、「孤立度」は有意な効果をもっていない。男性においては社会関係資本としての相談ネットワークが変化しても「生活満足度」に影響はないことが明らかになった。また、「従業上の地位」の効果については非正規ダミーの係数は-0.161 と「孤立度」を除いた場合とわずか 0.004 の差しか見られなかった。失業ダミーについても同様で、「孤立度」を投入しても係数の値に大きな変化はみられなかった。

さらに「都道府県別年度別失業率」を投入したモデルの結果を確認する。within の  $R^2$  値は 0.103 とこのモデルにおいても大きな変化はなく、失業ダミーが有意な負の効果をもっていることも、「孤立度」の有意な効果が見られないことも同じである。「都道府県別年度別失業率」の効果は 5%水準では有意にならないものの、10%水準であれば有意な負の効果がみられた（係数の値は-0.081）。男性においては居住都道府県の失業率が上昇すると「生活満足度」が低下するという傾向が明瞭とは言えないものの確認できたのである。また同様に 10%水準でしか有意とはならないものの失業ダミーの効果も引き続き確認されている。係数の値は「孤立度」を投入したモデルの-0.227 から-0.233 へとわずかにしか変化していない。

次に女性の結果を確認する。女性においては「孤立度」を投入すると within の  $R^2$  値が 0.114 へと上昇し、「孤立度」は係数にして-0.096 と 1%水準で有意な効果をもっている。女性においては相談ネットワークを失うことは直接「生活満足度」を低下させる原因になるということである。非正規ダミーの負の効果はほとんど変わらず、係数の値にして 0.001 の違いしかない。これは 2 変数の関連ではあるが、「従業上の地位」によって「孤立度」の平均得点に違いがないという基礎分析の結果を考えれば妥当なものである。しかしその一方で、自営ダミーは係数の値が-0.225 から-0.248 へと非正規ダミーの変化に比べると相対的に大きな変化を見せている。もっとも、観測 wave の長さもあり、この変化が絶対的に大きなものである

とは言えない。今後さらなる研究が必要ではあるが、この2変数の双方に関連する第3の変数が影響している可能性や、有意ではなかったとはいえ基礎分析の結果、女性では自営の「孤立度」が最も低かった（平均得点が0.49）ことも影響していると考えられる。また、「都道府県別年度別失業率」を加えたモデルの確認を行うと within の  $R^2$  値に変化はなくその他の独立変数に関しても係数の変化らしき変化は確認できなかった。そして「都道府県別年度別失業率」の効果も有意ではなく、居住都道府県の失業率の上昇と「生活満足度」の変化には関連がないことが明らかになった。

## 5.2 有職者のみに限定した分析結果の記述

続いて、有職者のみにサンプルを絞った分析の結果を確認する。ここで特に注目しているのが非正規ダミーの効果である。前節でおこなった分析には失業や非労働力であるケースが含まれていることから、「管理職ダミー」、「大企業ダミー」、「労働時間」、「ワーク・ライフ・バランス（WLB）」の影響をコントロールできていなかった。本節においては有職であるケースに分析対象を限定し、上記の労働環境・労働条件に関するコントロール変数を投入することにより、それらの影響を取り除いた正規と非正規という立場の違い自体がどれほど「生活満足度」に影響するのか、厳密に検証することを目指している。

まずは男性の結果から確認しよう。「孤立度」や「都道府県別年度別失業率」を投入しないモデルの結果をはじめに記述する。within の  $R^2$  値は0.102、「従業上の地位」に関して有意であったのは非正規ダミーであり5%水準で有意な負の効果が見られた（係数は-0.196）。非正規ダミーの係数に0.03ほどの違いがみられるが、基本的には全体サンプルにおける分析と大きな違いはない。有職ケースのみに限定し、労働環境・労働条件に関する変数をコントロールしても、正規になることに比べて非正規になることは有意に「生活満足度」を低下させる原因であった。コントロール変数についても同様であり、「配偶者ありダミー」、「世帯収入」、「主観的健康」、そして「K6」が1%水準で有意な効果をもっていることが確認された。また係数の値も全体サンプルでの分析と比べてそれほど異なるものではなかった。今回新たに投入したコントロール変数の内で有意な効果が確認されたのは「ワーク・ライフ・バランス（WLB）」であり、有意性水準が1%で係数の値は0.085であった。生活に合わせて仕事を調整できるようになると、「生活満足度」は上昇するということである。

しかし、ここに「孤立度」を投入するとやや異なる様子が確認できる。「孤立度」を投入すると  $R^2$  値は0.104とそれほど変化しないものの、「孤立度」は5%水準で有意な効果をもっていることが確認できる（係数の値は-0.045）。有職ケースのみに注目すると、男性の場合でも相談ネットワークを失い孤立することは、「生活満足度」を低下させる原因であることが確認できた。そして、非正規ダミーの係数が-0.188と「孤立度」を投入しないモデルに比べてわずかに0.008ではあるが負の効果が弱まっている様子が確認できる。2変数の関係ではあるが、男性において正規と自営に比べると非正規は孤立しやすい傾向が基礎分析によっ

て確認されていた。これがこのモデルの結果に表れているとも考えられる。そして「都道府県別年度別失業率」も投入したモデルを確認すると  $R^2$  値は 0.107 と少し上昇し、「都道府県別年度別失業率」の効果も係数が-0.104 と 5%水準で有意なものであることがわかる。男性有職ケースに限っての話ではあるが、居住都道府県の失業率が上昇すると「生活満足度」が低下することが確認できたのである。「都道府県別年度別失業率」を投入しても、「孤立度」の係数に大きな変化はみられなかった。注目すべき非正規ダミーの効果についてみると、係数の値は-0.196 と「孤立度」も「都道府県別年度別失業率」も投入していないモデルと同じにまで負の効果が戻っていた（表 6）。

最後に有職ケースに限定した女性の分析結果を確認する。ただし結果を読む前に留意しておかなければならないことがあり、それは専業主婦層が非労働力に該当するため女性の場合は分析に用いるケースや個人の数が大きく減少しているということである。また、基本的に配偶者がいるからこそその専業主婦であるという事情があるため配偶者のいる人が多く分析から外れているということも念頭に置いておく必要がある。

以上をふまえたうえで、これまでと同様に「孤立度」も「都道府県別年度別失業率」も投入しないモデルの結果からみていくことにする。 $R^2$  値は 0.114 と全体サンプルの場合に比べて少し高くなっている。「従業上の地位」に注目すると、非正規ダミーが 1%水準、自営ダミーが 5%水準でそれぞれ有意な負の効果をもっていることがわかる（非正規ダミーの係数が-0.259、自営ダミーの係数が-0.404）。女性の有職ケースの中では、正規になることに比べて非正規になることと自営になることは、ともに「生活満足度」を低下させることがわかった。コントロール変数の効果についても確認してみると、「配偶者ありダミー」と「世帯収入」の効果が 10%水準でしか有意になっていなかった。これは分析対象を有職者のみに限定した結果、専業主婦層が除かれていることが大きく影響していると考えられる。健康に関する 2 つの変数は全体サンプルのときと同様に 1%水準で有意なこれまでと同様の効果が確認できた。有職ケースに限定した分析でのみ投入している労働環境・労働条件に関する変数のうち、「労働時間」が 5%水準で有意な負の効果をもっていた。女性の有職者においては「労働時間」が長くなると「生活満足度」は低下するのである。

ここからは「孤立度」や「都道府県別年度別失業率」を投入したモデルの結果を最初のモデルの結果と比較する。まず「孤立度」のみを投入したモデルについてみると、within の  $R^2$  値は 0.120 と少し上昇している。「孤立度」の効果に注目すると 1%水準で有意な負の効果を確認できる（係数の値は-0.091）。有職ケースのみに限定した場合でも相談ネットワークを失うと女性は「生活満足度」が低下することがわかった。「孤立度」の投入によって「従業上の地位」の効果はどのように変化したのか確認すると、非正規ダミーの効果が-0.268 と 0.008 だけではあるが負の効果が強まり、自営ダミーの効果は-0.434 と 0.030 の効果の強まりを見せていた。ただしこれも、観察 wave がまだ短く、誤差が大きいことから確定的なことが言えるほどのものではない。全体サンプルで 2 変数の関連を見たときには従業上の地

表6 有職ケースのみを用いた固定効果モデルの分析結果

	男性				女性			
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
非正規ダミー	-.196 *	.091	-.188 *	.091	-.196 *	.091	-.259 **	.085
自営ダミー	-.152	.124	-.160	.124	-.161	.124	-.404 *	.156
管理職ダミー	.035	.117	.035	.117	.044	.117	.090	.260
大企業ダミー	.055	.062	.054	.062	.049	.062	.055	.062
労働時間	.009	.013	.009	.013	.007	.013	-.035 *	.017
WLB	.085 **	.023	.085 **	.023	.085 **	.023	.023	.025
配偶者ありダミー	.467 **	.087	.461 **	.087	.466 **	.087	.179	.095
持ち家ダミー	.021	.072	.015	.072	.024	.072	-.072	.077
世帯収入	.023 **	.008	.023 **	.008	.024 **	.008	.018	.009
主観的健康	.081 **	.026	.080 **	.026	.080 **	.026	.087 **	.029
K6	-.050 **	.006	-.050 **	.006	-.050 **	.006	-.057 **	.007
孤立度			-.045 *	.023	-.044	.023	-.091 **	.032
2009年ダミー	.120 **	.034	.123 **	.034	.241 **	.067	.133 **	.038
2011年ダミー	.077 *	.036	.079 *	.036	.147 **	.049	.126 **	.040
都道府県別年度別失業率					-.104 *	.051		
切片	3.081 **	.187	3.115 **	.187	3.060 **	.189	3.991 **	.210
R-sq within	.102		.104		.107		.114	
R-sq between	.333		.341		.318		.261	
R-sq overall	.289		.296		.279		.241	
obs	3604		3604		3604		2843	
groups	2018		2018		2018		1734	

(注) \*は5%水準で、\*\*は1%水準で有意な値であることを示す

位と「孤立度」の間に関連はみられなかったが、有職ケースのみに限定した場合は孤立と「従業上の地位」、特に自営になることの間には少なからず関連があるようである。また同様に、「配偶者ありダミー」と「世帯収入」の効果も強く表れるようになり、それぞれ5%水準で有意な効果が確認できた。最後に「都道府県別年度別失業率」を投入したモデルの結果をみていくが、 $R^2$ 値は0.120のままで変化はなく、「都道府県別年度別失業率」の効果も有意にはならなかった。そのほかの変数の効果についてもほとんど変化はみられない。有職ケースのみに限定しても、女性にとって居住都道府県における失業率は「生活満足度」に影響しないものであることがわかった。

## 6. 非正規や失業への移行が主観的 Well-Being を低下させるメカニズム

### 6.1 仮説の検証

ここまで、分析結果について記述してきたが、ここから検証すべき4つの作業仮説が今回の分析結果から妥当と判断されるのか否かについて整理していく。4節を振り返ってみると検証すべき4つの仮説は①非正規ダミーと失業ダミーが「生活満足度」に対して有意な負の効果をもつ、②「孤立度」が「生活満足度」に対して有意な負の効果をもつ、③「都道府県別年度別失業率」が「生活満足度」に有意な負の効果をもつ、そして④「孤立度」と「都道府県別年度別失業率」の投入によって、非正規や失業ダミーの効果が弱くなるというものだった。

まず仮説の①については部分的に採択される。特に非正規になることは男女別の全サンプルと有職ケースの分析すべてにおいて「生活満足度」を低下させる原因となっていた。しかし失業することが「生活満足度」を低下させるという因果関係は、男性において弱い関係性が見いだされたのみであり、女性においてはそのような因果関係は認められなかった。

次に②の「孤立度」に関するものであるが、これは女性に関しては採択できるものの、男性に関しては有職ケースのみの分析においてしか確認されなかった。つまり女性と、働いている男性においては社会関係資本としての相談ネットワークを失うことが「生活満足度」低下の原因として働いていたが、無職者を含めた男性全体ではそのような関係は認められなかった。

③の居住都道府県における失業リスクに関しては、男性の有職ケースのみを対象とした分析においてのみはっきりと効果の存在を確認できた。無職ケースも含めた分析では、有職ケースのみの場合に比べると、効果が不明瞭であった。また女性においては「都道府県別年度別失業率」の効果が見られず、この仮説は採択されない結果となった。

最後に④の非正規や失業ダミーの効果の一部は、「孤立度」や「都道府県別年度別失業率」による効果であるという仮説については、多くの部分において否定せざるを得ない。かろうじてそのような傾向が認められるのは、男性の特に有職ケースに限定した場合の、「孤立度」が与える影響についてであった。有職ケースのみの分析において、「孤立度」の投入により

非正規ダミーの効果は弱まっていたことから、仕事をしている男性においては非正規になることによって「生活満足度」が下がるという関係性の一部は、非正規になることで相談ネットワークを失い「生活満足度」が低下するというメカニズムが働いている可能性があると考えられた。また、これも有職男性に関することであるが、「都道府県別年度別失業率」を投入すると非正規ダミーの効果は逆に強くなっていた。つまり有職男性における、非正規になることで「生活満足度」が低下するという関係性について、地域の失業リスクが低い場合には非正規でも働くことができ、また失業リスクには「生活満足度」を低下させる効果があるために、地域の失業リスクを考慮しなければ非正規になることのネガティブな効果が過小評価されてしまう可能性が示唆されたのである。

女性においては仮説を支持するような結果はみられなかった。しかし、自営ダミーの負の効果は「孤立度」を投入すると強くなるという結果が一貫して見られた。「孤立度」自体が負の効果をもつことから、自営業になる人は孤立しにくいために、相談ネットワークを考慮しなければ、女性が自営になることのネガティブな効果を過小評価してしまう可能性があるのである。また自営の場合に比べれば小さいものであり、しかも有職ケースに限定した場合にしか見られない事象であるが、「孤立度」の投入によって、非正規ダミーの効果も少し強くなっていた。有職女性に限って言えば非正規になる人は孤立しにくく、相談ネットワークを考慮しなければ非正規になることの「生活満足度」に対する負の効果を過小評価してしまうという可能性があることも明らかになった。

まとめると、仮説①は非正規の部分には男女とも支持されるが失業に関しては男性のみや支持、②は女性の場合支持で男性は有職の場合のみ支持、③は男性の特に有職の場合に支持、最後に④は有職男性の非正規と孤立の関係性に限って仮説が正しいことが示唆できる程度であった。④に関連するところでは、仮説とは異なる傾向も確認された。

作業仮説の検証を基に、リサーチクエスチョンに対する回答を与えるならば、非正規へと働き方が移行することは男女両性にとって主観的 Well-Being の低下を招く原因であるが、失業することは、男性の場合のみ主観的 Well-Being の低下と関連すると認められる。また、社会関係資本の不足は女性と、有職男性においてのみ主観的 Well-Being 低下の原因である。そして失業リスクの増大は特に有職の男性においては主観的 Well-Being 低下の原因であるといえる。男性の特に有職男性が非正規へと移行することの効果は一部が社会関係資本の不足によるものであると説明できる。その一方で、リスクの増大を考慮しなければ男性の有職者が非正規になることの効果は過小評価してしまう恐れがあること、社会関係資本の不足を考慮しなければ、女性の有職者が非正規になること、女性が自営業になることの負の効果をこれも過小評価してしまう恐れがあることが明らかになった。非正規や失業への移行が主観的 Well-Being 低下の原因であるか、そしてそれはなぜかという問いに対して、パトナムの社会関係資本論やベックのリスク社会論も援用して検討してきたが、これについてはそれほどうまくはいかなかった。ただし、有職男性の非正規化がなぜ主観的 Well-Being

を低下させるのかという問いに対してはパットナムの理論をもって説明可能である。失業によって職場のつながりを失って孤立した結果、自殺しやすくなるというパットナムの議論 (Putnam 2000=2006) を援用し、特に正規や自営で働いていた男性が非正規へと移行することによって、安定した職場における人間関係を失って、相談相手をなくすことで孤立し、主観的 Well-Being が低下するという説明が可能である。このように一部分においては社会学的な理論によって主観的 Well-Being の低下するメカニズムを解明することができた。これによって、有職男性が非正規になる場合、つまり現代社会において進んでいる非正規労働者の拡大に関して、そのような男性が相談ネットワークを失わないように、つまり非正規であっても正規と同じように職場やそのほかの場においてネットワークを構築・維持できるようにサポートすることが彼らの主観的 Well-Being を低下させない手段の一つになるだろうと考えられる。

## 6.2 結果のまとめ・考察と本稿における限界

さて、リサーチクエスチョンへの回答を示したところで、分析結果全体に対して考察を加えていきたい。リサーチクエスチョンに用いた理論によって説明できなかった部分についても解釈を加え、今後の研究指針を見出す助けとしたい。

サンプルが異なるため正確な比較ができるわけではないが、非正規になることで主観的 Well-Being が低下する効果の男女での強弱が、無職ケースを含む場合と含まない場合で逆になっている点は注目に値する。特に女性の有職ケースのみの場合に効果が強くなっていることを考えると、正規や自営から非正規へと移行することは女性においてより強く主観的 Well-Being を損ねるといえる。女性においては無職(特に失業)から非正規への移行が多く、その場合は主観的 Well-Being の低下はみられないのではないかと思われる。一方男性においてはそもそも無職ケースが少ないために、全サンプルと有職ケースのみの場合で女性ほどの大きな違いはみられないが、ここでも有職ケースに限定した方が強い効果がみられることを考慮すると、やはり非正規への移行と一口に言っても移行経路が重要であると考えられる。

また、失業することと非労働力になることの効果が本稿の分析では有意にはならなかったが、男性において女性よりも圧倒的に係数の値が大きい(負の効果が強い)ことをみると、男性において働いていないことがスティグマのように機能していることを示唆するものである。このことを考える際には、失業における仕事を探しているという状態や非労働力になることの質的な差異にも気を配る必要があるだろう。当然女性における非労働力には多くの専業主婦が含まれており、男性における非労働力と同様に考えることは難しい。また専業主婦の中には家計を助けるため、また自己実現のためにパートタイムの仕事を探していることで失業にカウントされているケースもあるだろう。しかし、男性が主たる賃金獲得者になるという家族モデルがいまだに支配的な日本社会において、失業している男性の中に既



婚の専業主夫であり、家計補助のために非正規の仕事を探しているケースはそれほど多くはないだろう。失業者の探している仕事が正規なのか非正規なのかという点が男女で異なっている可能性が考えられることから、今後の希望する移行経路も重要であると考えられるのである。

女性において自営ダミーが主観的 **Well-Being** に対して負の効果を持っており、特に有職ケースのみの場合に極めて強い効果が確認されたが、女性における自営業は家族従業者が多くを占めることが知られている。家族従業の場合は家庭の外で働くときと異なり仕事上の関係者も家族であるために、仕事に対する他者からの評価が得にくい環境となる。また、家族従業者の場合本人は個別の収入を得ていない場合がしばしばみられる。自らの仕事に対する他者評価や本人収入という点から考えると、正規や非正規といった外部での労働から、自営（家族従業者）へ移行すると大きく主観的 **Well-Being** が低下し、逆に自営から労働市場で正規雇用になると主観的 **Well-Being** が向上すると考えられるのである。なお、前項においても言及されたが、自営が孤立しにくいために孤立の効果を考慮すると実際は自営のネガティブな効果がより大きなものであることがわかる。これについて他者評価の得にくさと併せて考えるならば、相談ネットワークの中身が重要であると思われる。特に自営業の場合相談ネットワークも家族内であることが考えられるが、他者評価の重要性が示唆された今の議論から、相談ネットワークが家族の外に広がっていることが望ましいといえる。

またリサーチクエスションにもかかわっていたが、失業リスクの増大は有職男性においてのみ効果が確認できた。これは先述の日本社会における男性が主たる賃金獲得者になるという家族モデルの存在や、労働市場から退出している男性に対するスティグマと併せて考えると理解しやすい。失業リスクは主たる賃金獲得者である可能性が高く、労働市場から退出するわけにはいかないと考えられがちな有職男性においてのみ影響があるのである。

以上これらの解釈を踏まえると、今後は無職から非正規の職を得た場合と、正規や自営の職から非正規の職へと移行した場合を分けて検討するべきであると考えられる。また同じく経路に関係することであるが、失業の場合にも正規の職を探しているのか非正規の職を探しているのかによって失業状態の切実さが大きく異なるために、この点についても考慮が必要である。本稿の主な関心ではなかったためにそれほど深く言及はしていないが、女性において相談ネットワークを失うことを考慮に入れた分析において、係数に変化が見られたのは配偶者ありダミーと自営ダミーであった。このことから、女性における相談ネットワークを失うことの代償は、従業上の地位ではなく家族に関連していると考えられる。今後は家族と主観的 **Well-Being** の関係について社会関係資本論の立場から説明できないか、検討することも必要であると考えられる。

最後に本稿の抱える根本的な問題について多少言及しておきたい。まずはデータがカバーする期間の短さと、wave 数の少なさである。質問項目の都合上、奇数 wave しか用いることができないため 3 時点の変化しか検討することができなかった。そのせいもあって、失業

しているケースが少なく、最も注目したい失業に関する分析結果が不安定なものとなった。また、同様の理由から分析結果についても誤差が大きくなり、仮説検証に当たって5%水準で有意な媒介効果が確認できるまでには至らなかった。今後もう少し観察期間を延ばしたうえで、媒介効果を含めたより詳細な検討が必要になるだろう。さらに今回は社会関係資本に関しては相談ネットワークに関する変数を調査票内部から取り出し、リスクに関しては外部データを用いて検討したが、調査票に含まれる変数、そして外部データともにこれ以外にも多くの可能性がある。外部データの例でいうと、非正規雇用率や有効求人倍率を使うことが考えられる。調査票に含まれる変数についても相談以外にもネットワークに関する項目は存在しており、知り合いにどのような職業の人がいるかという質問などを用いることも可能である。考察の中で導き出した新たな分析枠組みやカテゴリの分け方を試みることで、調査年数が長くなることで利用可能なデータが増えること、そして分析に用いる変数を工夫することによって、本稿で積み残した課題に今後さらに取り組み、政策提言や評価に用いることができるように主観的 Well-Being のメカニズムを明らかにしていきたい。

#### [注]

- 1) Well-Being とは経済的・物質的豊かさだけでなく精神的な豊かさをも含みこんだ、よりよい人生・生活の様子を示す概念である。経済学や心理学、社会学において用いられる用語であり、医療分野において治療による症状の改善のみならず、精神的健康をも考慮した Quality of Life という概念とも近いものである。国際組織や政府によって作られる幸福や Well-Being に関する指標は、客観的な尺度と主観的な尺度を両方とも用いたものが多くあるが、学術研究においては主観的 Well-Being が近年多く使われるようになってきている(大竹他 2010)。主観的 Well-Being は一般的に主観的幸福感と生活満足度によって測定され、多くの論文においても幸福、満足度、主観的 Well-Being という用語が入り乱れて使われているのが現状である。本稿では混乱を避けるため、研究一般についての話題では主観的 Well-Being を、本稿の分析においては実際に用いている「生活満足度」の用語を使用する。
- 2) 本稿においては個人レベルでの主観的 Well-Being の規定要因に関する研究を取り上げているが、どのような国(社会)において主観的 Well-Being の平均が高いのか、つまりどのような社会が幸せな社会といえるのかという問題についての研究もおこなわれている(Rafael et al. 2001; Helliwell 2003)。
- 3) 例えば、政治的態度と投票行動の関係であれば意識を取り上げているが、因果の方向性は明らかである。特定の政治的態度をもっているからこそ投票行動が決まるのであって、投票行動の結果政治的態度が変わることは考えにくい。
- 4) 吉川徹は生活満足度が階層要因だけではそれほど説明できない変数であることを指摘しており(吉川 1998)、大竹文雄らは幸福度が性格やその日の出来事などに左右されることは否定できないと述べている(大竹他 2010)。

- 5) ベックはリスクの代表例として放射能汚染を挙げ、環境汚染などの問題も積極的に取り上げている。今田高俊によると環境的リスク、技術的リスクのほかに、治安の悪化や雇用形態の不安定化に代表される社会的リスクがあるとされる（今田 2002）。
- 6) 本稿における分析において、wave ごとの特性は除去すべき差異であり、分析上も 3 時点のなかで特徴的な wave があつたとしてもそれが時代によるものであるか単なる偶然かは判断がつかない。よって本稿においては 2009 年ダミーと 2011 年ダミーについては注目せず、議論を明快にするためにも本文中ではこれらの変数の効果について触れることはしない。表 5 および表 6 には結果が記載されてあるので、そちらを参照されたい。

### [謝辞]

〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「JLPS 若年・壮年パネル調査 wave1～6, 2007 年～2012 年」(東京大学社会科学研究所) の個票データの提供を受けました。

〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「JLPS 若年・壮年パネル調査特別データ wave1～6, 2007 年～2012 年」(東京大学社会科学研究所) の個票データ(都道府県データ) の提供を受けました。

### [参考文献]

- Beck Ulrich, 1986, *Riskogesellschaft: Auf dem Weg in eine andere Moderne*. (=東廉・伊藤美登里訳, 1998, 『危険社会——新しい近代への道』, 法政大学出版局.)
- Diener E. & Biswas-Diener R, 2002, Will Money Increase Subjective Well-being?: A Literature Review and Guide to Needed Research, *Social Indicators Research*, 57, 119-169.
- Durkheim Emile, 1897, *Le suicide : étude de sociologie*, Paris: Félix Alcan Éditeur. (=宮島喬訳, 1985, 『自殺論』, 中央公論新社.)
- Easterlin Richard A., 1974, Does Economic Growth Improve the Human Lot?: Some Empirical Evidence, *Nations and Households in Economic Growth*, New York: Academic Press.
- 枝廣淳子・草郷孝好・平山修一, 2011, 『GNH (国民総幸福) みんなでつくる幸せ社会へ』, 海象社.
- Frey Bruno S., 2008, *Happiness: A Revolution in Economics*, The MIT Press. (=白石小百合訳, 2012, 『幸福度をはかる経済学』, NTT 出版.)
- Frey Bruno S. and Stutzer Alois, 2002, *Happiness and Economics*, Princeton University Press. (=佐和隆光監訳・沢崎冬日訳, 2005, 『幸福の政治経済学——人々の幸せを促進するものは何か』, ダイヤモンド社.)
- Helliwell Jhon F., 2003, How' s Life?: Combining Individual and National Variables to

- Explain Subjective Well-Being, *Economic Modelling*, 20, 331-360.
- 今田高俊, 2002, 「リスク社会と再帰的近代——ウルリッヒ・ベックの問題提起」, 『海外社会保障研究』 138, pp. 63-71.
- Inglehart Ronald F., *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles among Western Publics*, Princeton University Press, 1977. (=三宅一郎ほか訳, 1978, 『静かなる革命——政治意識と行動様式の変化』, 東洋経済新報社.)
- 色川卓男, 1999, 「生活実態と〈「生活満足度」〉のパネル分析」, 『季刊家計経済研究』 43, pp. 50-58.
- 吉川徹, 1998, 『改装・教育と社会意識の形成——社会意識論の磁界』, ミネルヴァ書房.
- OECD, 2013, *How's Life? 2013: Measuring Well-Being*, Paris: Organization for Economic Co-operation and Development. (=西村美由紀訳, 2015, 『OECD 幸福度白書 2——より良い暮らし指標 生活向上と社会進歩の国際比較』, 明石書店.)
- 大竹文雄・白石百合子・筒井義郎, 2010, 『日本の幸福度——格差・労働・家族』, 日本評論社.
- Putnam Robert D., 2000, *Bowling Alone the Collapse and Revival of American Community*, New York: Simon & Schuster. (=柴内康文 訳, 2006, 『孤独なボウリング——米国コミュニティの崩壊と再生』, 柏書房.)
- Rafael Di Tella, Robert J. MacCulloch and Andrew J. Oswald, 2001, Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness, *The American Economic Review*, 91(1), 335-341
- 総務省統計局, 2016, 総務省統計局ホームページ, (2016年3月12日取得, <http://www.stat.go.jp/data/roudou/pref/index.htm>)
- Stiglitz Joseph E., Sen Amartya and Fitoussi Jean-Paul, 2010, *Mismeasuring our Lives: Why GDP Does't Add up (Preface)*, The New Press. (=福島清彦 訳, 『暮らしの質を測る——経済成長率を超える幸福度指標の提案』, 金融財政事情研究会, 2011.)
- 戸田淳仁, 2012, 「女性の働き方と生活満足度——固定効果モデルを用いた労働時間や雇用形態の影響分析」, 『家計経済研究』 96, pp. 6-12.
- 浦川邦夫, 2011, 「幸福度研究の現状——将来不安への処方箋」, 『日本労働研究雑誌』 612, 4-15.
- 浦川邦夫・松浦司, 2007, 「格差と階層変動が「生活満足度」に与える影響」, 『生活経済学研究』 26, pp. 13-30.
- 脇田彩, 2014, 「生活満足度と婚姻状況・就業状況との関連における男女差」, 『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』 78.

# 主観的階層移動の類型化とその規定要因

## —潜在クラス分析による検討—

谷岡謙

(京都学園大学)

本研究の目的は、JLPS パネルデータを用いて主観的階層移動、つまり階層帰属意識の変化パターンの類型化を行い、その規定要因を明らかにすることである。JLPS データを用いて wave1・wave6 の階層帰属意識と階層帰属意識の変化量を変数に潜在クラス分析を行った結果、男女共に 5 クラスモデルが採択された。その 5 クラスの特徴は男女で似通っていたが、男性の方が安定的なクラスが多いという違いもあった。階層変数を共変量とした潜在クラス多項ロジットモデルの結果、特に男性では学歴が高いと階層帰属意識が安定していることが明らかとなった。学歴は階層帰属意識の高低に強い影響を及ぼすことがすでに知られていたが、今回新たに明らかになったのは、学歴が階層帰属意識の高低よりも安定性により強い効果を持つ場合もあるということである。今後は、主観的階層移動を独立変数とした研究や、個人属性の変化との対応を考えたモデルを検討する必要があるだろう。

### 1. 問題の所在

階層帰属意識研究では、どのような個人が高い／低い階層帰属意識を持つのが主に検討されている (e.g., 数土 2010; 神林 2011; 吉川 2014)。そこで明らかにされているのは、学歴・職業・収入が高いほど、階層帰属意識も高い傾向があるということである。近年の階層帰属意識は、分布はほとんど変化しない一方で、階層変数との関連は強まっているため、客観的上層が主観的にも上層に、客観的下層が主観的にも下層にシフトしていることが伺える。

このように、階層帰属意識研究はクロスセクショナルデータの時点間比較分析が中心である。時代的な変化を追うことはできるものの、実際の個人が時間の流れの中で階層帰属意識をどのように変化させるのかは検討できていない。つまり、1 時点のデータでは階層変数が個人内で変化した際の要因までは明らかにすることはできない。

その問題を解決するのがパネルデータを用いた研究であり、代表的なものとして階層帰属意識の個人内変化を検討した三輪・山本 (2012) が挙げられる。三輪らは JLPS データに Hybrid モデルを用いて、個人内効果と個人間効果を区別して検討している。個人内効果、つまり個人の中で属性が変化した際に階層帰属意識に影響を及ぼす変数で有意なものは、世帯収入と専門管理職であった。つまり、個人内で世帯収入が上昇すれば、また専門管理職になれば、階層帰属意識が上昇するということである。一方で個人間効果、つまり個人間の階層帰属意識の差を説明する要因として有意であった変数は、学歴、職業威信、世帯収入、専門管理、一般ノンマニュアル、自営、であった。それぞれ、学歴・職業威信・世帯収入が高

いほど、マニュアル職と比べて専門管理・一般ノンマニュアル・自営職であれば、階層帰属意識が高い傾向があるということである。職業変数の効果が個人内・個人間効果で異なっているように、パネルデータを用いて初めて明らかになる階層変数と階層帰属意識の関連が存在することがわかる。

しかし、三輪らの分析においては、階層帰属意識は 1-10 のスコアであり量的変数として扱われている。これはつまり、階層帰属意識の上昇と下降は同じ変数で説明できるという前提に立っているということである。また、低い階層帰属意識から上昇した場合も中程度の階層帰属意識から上昇した場合もそのスコアの変化が等しければ、同じ上昇としてしか捉えきれないということでもある。実際には、低い地位から上昇するのは容易くとも、中程度の地位からさらに上昇するのは難しいと考えられるだろう。

この問題を解決するには、階層帰属意識を量的変数ではなくカテゴリカルな質的変数として扱えばよい。階層帰属意識を「上・中・下」の 3 カテゴリとして捉え、その移動パターンの要因を検討しているのが Shirahase (2010) である。Shirahase は JLPS データの 2 時点 (2007-2008) の分析を行い、階層帰属意識の「上・中・下」間の移動の要因を検討している。「下→中・上」の移動が起きやすいのは高学歴・若年・既婚、「上→中・下」の移動が起きやすいのは低学歴・女性、「中→下」の移動が起きやすいのは低学歴・壮年・パートタイム職であった。「中→上」の移動については、有意な変数はなかった。この結果からわかるのは、上昇と下降で規定要因が異なっており、また「下→中・上」と「中→上」は上昇、「上→中・下」と「中→下」は下降という点では共通しているものの、その規定要因は異なっていることである。特に「中→上」の移動に有意な変数がないことから、階層帰属意識の上昇とは言っても、どの位置から上昇するのかによってそのメカニズムが異なることを示唆している。

このように、上昇・下降や移動パターンによってその要因が異なっているならば、階層帰属意識の個人内変化を検討する場合、その移動パターンを考慮に入れる必要がある。しかし、Shirahase のような 2 時点ならともかく、3 時点以上になるとパターン数は膨大なものとなってしまい網羅的に検討するのは非常に困難である。

そこで本稿では、潜在クラス分析を用いることで、代表的な移動パターンを検討することとする。つまり、全ての移動パターンについてその要因を検討するのではなく、実際に起きている主要な移動パターンを把握し、その要因を明らかにしていくというアプローチをとる。

階層帰属意識の移動という現象は、言い換えれば主観的な世代内階層移動である。一般的な客観的階層移動は、パネルデータでなくとも職歴データなどを用いることで検討可能だが、主観的階層移動はパネルデータでなければ適切な検討は難しい。というのも、例えば「15 歳時の階層帰属意識」を尋ね、現在の階層帰属意識と比較するという方法が考えられるが、「15 歳時の階層帰属意識」は回顧項目であり、現時点の影響を受けることが

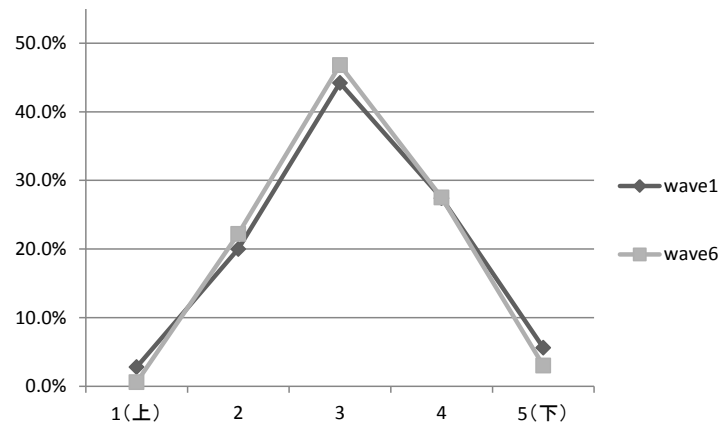


図1 階層帰属意識の分布（男性）

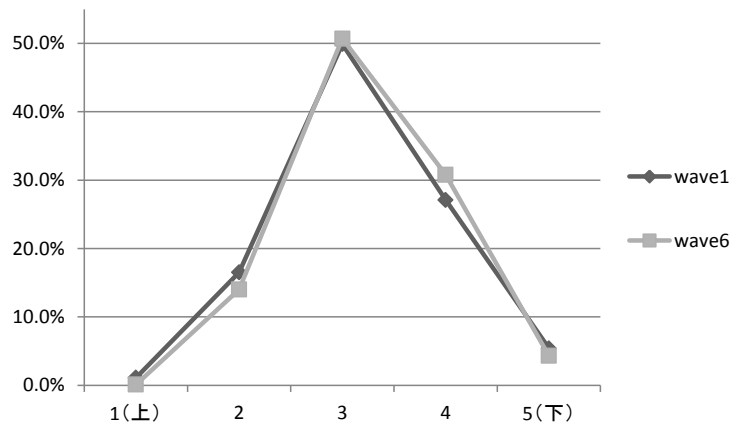


図2 階層帰属意識の分布（女性）

避けられない。そのため、本稿のように主観的階層移動を検討する際は、パネルデータを使用することが望ましいと考えられる<sup>1)</sup>。

## 2. 方法

### 2.1 データ

使用するデータは、「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（東大社研・若年パネル調査・壮年パネル調査）」データの wave1-wave6 である。この調査は全国の 20 歳以上 40 歳以下の男女を対象に 2007 年から毎年実施されており、今回はその 2007 年から 2012 年のデータを使用する。なお、サンプルは 25 歳以上の有職者に限定している<sup>2)</sup>。

### 2.2 変数

潜在クラス分析には、以下の 7 つ変数を使用する。まずは、wave1・wave6 の階層帰属意識<sup>3)</sup>を 5 段階にリコード（1,2=1（上）, 3,4=2, ..., 9,10=5（下））したものである。wave1

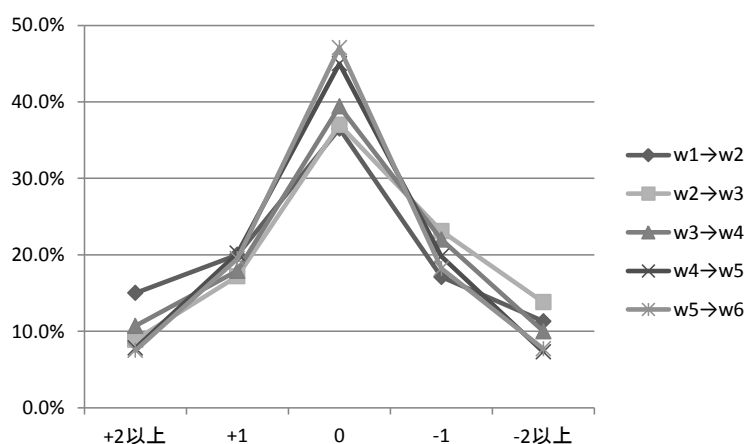


図3 階層帰属意識の変化量の分布（男性）

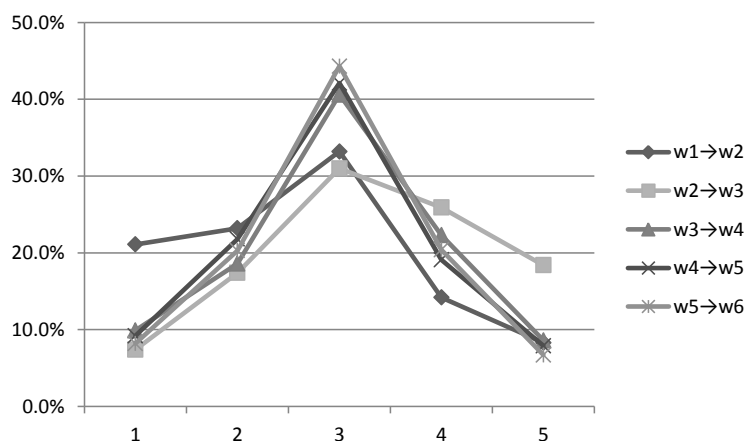


図4 階層帰属意識の変化量の分布（女性）

の階層帰属意識は出発点を，wave6 の階層帰属意識は到達点を表している．次に，階層帰属意識の変化を表す 5 つの変数である．2 時点ごとの階層帰属意識（10 段階）の差をとった後，5 カテゴリにリコードした（+2 以上，+1，0，-1，-2 以上）．分析結果の解釈の際は，Shirahase にならい，1,2=上，3=中，4,5=下として解釈する．

潜在クラス多項ロジットモデルの共変量として，年齢・教育年数・職業威信・世帯収入を用いる．これらの共変量は，全て wave1 時点のものを使用する<sup>4)</sup>．

潜在クラス分析に使用する変数の分布を確認しておこう．図1・図2が wave1 と wave6 の階層帰属意識の分布である．男女ともに大きく変化していないことがわかる．そして，図3・図4が階層帰属意識の変化量の分布である．0が多く，変化がないことが多いことがわかる．また変化していても，+1,-1 の変化が多く+2 以上,-2 以上の変化は少ないことや，wave が進むごとに0が増加しており，階層帰属意識が安定していく傾向も読み取れる<sup>5)</sup>．



表 1 階層帰属意識の遷移表 (男性)

		wave6					
		1 (上)	2	3	4	5 (下)	合計
wave1	1 (上)	2 8.0%	13 52.0%	7 28.0%	2 8.0%	1 4.0%	25 100%
	2	1 0.5%	105 52.8%	72 36.2%	18 9.0%	3 1.5%	199 100%
	3	3 0.7%	72 17.9%	229 56.8%	92 22.8%	7 1.7%	403 100%
	4	0 0.0%	16 6.1%	115 43.9%	121 46.2%	10 3.8%	262 100%
	5 (下)	1 2.0%	2 3.9%	7 13.7%	31 60.8%	10 19.6%	51 100%
合計		7 0.7%	208 22.1%	430 45.7%	264 28.1%	31 3.3%	940 100%

表 2 階層帰属意識の遷移表 (女性)

		wave6					
		1 (上)	2	3	4	5 (下)	合計
wave1	1 (上)	0 0.0%	1 16.7%	3 50.0%	2 33.3%	0 0.0%	6 100%
	2	1 0.8%	59 44.4%	55 41.4%	16 12.0%	2 1.5%	133 100%
	3	0 0.0%	39 9.8%	265 66.6%	88 22.1%	6 1.5%	398 100%
	4	1 0.4%	15 6.5%	67 29.1%	131 57.0%	16 7.0%	230 100%
	5 (下)	0 0.0%	1 2.6%	11 28.9%	16 42.1%	10 26.3%	38 100%
合計		2 0.2%	115 14.3%	401 49.8%	253 31.4%	34 4.2%	805 100%

### 2.3 分析方法

先述の通り、分析には潜在クラス分析を用いる。潜在クラスを抽出後、共変量を含むモデルで多項ロジット分析を行い、潜在クラスの規定要因、つまり階層帰属意識の移動パターンの規定要因を明らかにする。また、分析は男女別に行う。

### 3. 分析

潜在クラス分析に入る前に、階層帰属意識の遷移表を確認しておこう。表 1・表 2 がそれぞれ男性・女性の遷移表である<sup>6)</sup>。wave1 と wave6 で同じ階層帰属意識を持つパターンが多いことがわかる。具体的には、wave1・wave6 共に「3」というケースが多い。図 3・4

表3 潜在クラス分析の適合度（男性）

共変量		1クラス	2クラス	3クラス	4クラス	5クラス	6クラス
なし	AIC	18192.57	17819.80	17483.14	17380.35	17296.12	<b>17235.01</b>
	BIC	18337.44	18114.72	<b>17928.10</b>	17975.35	18041.17	18130.11
	ABIC	18248.50	17933.66	17654.92	17610.05	17583.75	<b>17580.57</b>
あり	AIC		17578.00	17270.34	17336.34	17042.95	<b>17007.52</b>
	BIC		17893.61	<b>17756.69</b>	17993.43	17870.78	18006.10
	ABIC		17699.84	17458.10	17590.02	<b>17362.54</b>	17393.03

Note: N=1305.

で確認した通り、階層帰属意識の変化量は小さいため、変化がないケースが多く存在するということだろう。しかし、「2」から「3」に下降するパターン、「4」から「3」に上昇するパターンもあり、移動するパターンも存在することがわかる。

### 3.1 男性の分析結果

表3が潜在クラス分析の適合度である。AIC・BIC・ABICについて、共変量なしのモデル・共変量ありのモデルのものを記載している。BICの3クラス解では類型化という目的にそぐわないため、今回は共変量ありのABICより、5クラスモデルを採用する<sup>7)</sup>。

5クラスモデルの構成割合と条件付き確率を示したのが表4である。クラス1はwave1・wave6で共にやや低めの階層帰属意識を持つクラスで、階層帰属意識は不安定という特徴を持っている。クラス2はwave1では低いがwave6では少し上昇する階層帰属意識を持つクラスで、階層帰属意識はおおむね安定している。クラス3はwave1では中程度でwave6では少し上昇する階層帰属意識を持つクラスで、その意識は非常に安定している。クラス4は、wave1では上だがwave6ではやや下降する階層帰属意識を持つクラスで、おおむね安定している。クラス5はwave1では中程度だがwave6ではやや下降する階層帰属意識を持つクラスで、非常に不安定な意識を持っている。wave1からwave6にかけて階層帰属意識が変化しているクラスもあるものの、大きくは変化していない。そして、waveごとの変化量が安定したクラスが66.9%、不安定なクラスが33.1%となっており、安定した階層帰属意識を持つクラスのほうが多いことがわかる。また、クラス3・クラス5のように、同じく中が特徴でもその安定性において違いがあるクラスがあることがわかる。

共変量を含めた潜在クラス多項ロジットモデルの結果が表5である。中程度で非常に安定的な階層帰属意識を持つクラス3を基準カテゴリにしている。クラス3と比べて、wave1時点での年齢が若く、教育年数が短く、世帯収入が低いとクラス1になりやすい。年齢が若く、職業威信が低く、世帯収入が低いとクラス2になりやすい。教育年数が長く、世帯収入が高いとクラス4になりやすい。年齢が若く、教育年数が短いとクラス5になりやすいことがわかる。

表4 各潜在クラスの構成割合と条件付き応答確率（男性）

			クラス1	クラス2	クラス3	クラス4	クラス5
クラス構成割合			.202	.243	.253	.173	.129
条件付き応答確率							
階層帰属意識							
wave1	1 (上)	2.8%	.008	.000	.000	.075	.091
	2	20.0%	.029	.000	.012	<b>.925</b>	.256
	3	44.2%	<b>.448</b>	.164	<b>.988</b>	.000	<b>.568</b>
	4	27.4%	.432	<b>.682</b>	.000	.000	.086
	5 (下)	5.6%	.084	.154	.000	.000	.000
wave6	1 (上)	0.6%	.017	.000	.005	.005	.000
	2	22.2%	.139	.009	.270	<b>.668</b>	.093
	3	46.8%	<b>.440</b>	.397	<b>.724</b>	.302	<b>.432</b>
	4	27.5%	.404	<b>.520</b>	.002	.024	.391
	5 (下)	3.0%	.000	.074	.000	.000	.083
階層帰属意識の変化							
wave1	+2以上	15.0%	.000	.000	.004	.164	<b>.807</b>
	+1	20.0%	.174	.171	.181	.309	.193
	↓ 0	36.5%	.278	<b>.373</b>	<b>.628</b>	<b>.462</b>	.000
wave2	-1	17.1%	<b>.281</b>	.237	.184	.065	.000
	-2以上	11.3%	.267	.219	.003	.000	.000
wave2	+2以上	8.9%	<b>.288</b>	.037	.000	.058	.029
	+1	17.2%	.247	.147	.156	.267	.019
	↓ 0	37.0%	<b>.288</b>	<b>.369</b>	<b>.566</b>	<b>.407</b>	.179
wave3	-1	23.1%	.091	.312	.278	.203	.281
	-2以上	13.8%	.086	.135	.000	.065	<b>.492</b>
wave3	+2以上	10.7%	.049	.181	.000	.112	.227
	+1	17.9%	.075	.266	.212	.144	.192
	↓ 0	39.4%	.215	<b>.425</b>	<b>.589</b>	<b>.453</b>	<b>.261</b>
wave4	-1	22.0%	<b>.332</b>	.119	.199	.249	.205
	-2以上	10.0%	.329	.008	.000	.041	.114
wave4	+2以上	7.8%	.240	.009	.000	.055	.080
	+1	20.2%	<b>.358</b>	.087	.152	.142	<b>.287</b>
	↓ 0	45.0%	.309	<b>.483</b>	<b>.627</b>	<b>.549</b>	.237
wave5	-1	19.8%	.024	.313	.204	.209	.258
	-2以上	7.3%	.069	.108	.017	.045	.138
wave5	+2以上	7.5%	.066	.116	.000	.040	.181
	+1	19.5%	.134	.299	.159	.174	.208
	↓ 0	47.1%	<b>.332</b>	<b>.473</b>	<b>.626</b>	<b>.519</b>	<b>.385</b>
wave6	-1	18.2%	.286	.112	.172	.178	.148
	-2以上	7.7%	.182	.000	.043	.089	.077

Note: N=1305

表 5 潜在クラス多項ロジットモデル（男性）

基準：クラス3 (中・安定)	クラス1 (中～下・不安定)		クラス2 (下・安定)		クラス4 (上・安定)		クラス5 (中→下・不安定)	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
年齢	-.110 **	.031	-.057 *	.029	.004	.027	-.066 *	.033
教育年数	-.269 **	.069	-.124	.068	.290 **	.091	-.343 **	.078
職業威信	-.022	.015	-.050 **	.015	.011	.011	-.036	.021
世帯収入	-.501 *	.251	-1.330 **	.249	1.232 **	.248	-.257	.299
切片	9.488 **	1.879	13.536 **	1.866	-10.941 **	2.200	7.098 *	2.973
<i>-2Loglikelihood</i>	16722.946							

Note: N=1305. \*\* p<.01, \* p<.05

表 6 潜在クラス分析の適合度（女性）

共変量		1クラス	2クラス	3クラス	4クラス	5クラス	6クラス
なし	AIC	13998.99	13742.83	13521.87	13439.51	13366.30	<b>13323.83</b>
	BIC	14133.98	14017.63	<b>13936.49</b>	13993.94	14060.54	14157.88
	ABIC	14045.06	13836.61	13663.36	13628.71	<b>13603.21</b>	13608.46
あり	AIC		13656.62	13395.62	13317.83	<b>13245.66</b>	13568.95
	BIC		13950.71	<b>13848.80</b>	13930.11	14017.04	14499.43
	ABIC		13756.98	13550.27	13526.77	<b>13508.90</b>	13886.48

Note: N=917.

### 3.2 女性の分析結果

表 6 が潜在クラス分析の適合度である。ABIC より、男性と同様に 5 クラスモデルが採用された。

5 クラスモデルの構成割合と条件付き確率を示したのが表 7 である。クラス 1 は wave1・wave6 共に低めの階層帰属意識を持つクラスであり、やや不安定に推移している。クラス 2 は wave1・wave6 共に低い階層帰属意識を持つクラスであり、おおむね安定している。クラス 3 は、wave1・wave6 共に中程度の階層帰属意識を持つクラスであり、非常に安定している。クラス 4 は、wave1 では上だが wave6 では一部下降する階層帰属意識を持つクラスで、おおむね安定している。クラス 5 は、wave1・wave6 共に中程度の階層帰属意識を持つクラスであり、不安定に推移している。安定したクラスが 45.9%、不安定なクラスが 54.1% となっており、男性と比べてやや不安定なクラスが多い結果となっている。クラス 1 とクラス 2、クラス 3 とクラス 5 は階層帰属意識の分布の特徴は共通しているものの、その安定性に大きな違いが出ている。これらの点も男性と同様の結果である。

共変量を含めた潜在クラス多項ロジットモデルの結果が表 8 である。男性と同じく、中程度で非常に安定的な階層帰属意識を持つクラス 3 を基準カテゴリにおいている。クラス 3 と比べて、職業威信が低く、世帯収入が低いと、やや低めの階層帰属意識で不安定なクラス 1 になりやすい。教育年数が短く、職業威信が低く、世帯収入が低いと、低い階層帰属意識だが安定しているクラス 2 になりやすい。教育年数が短く、世帯収入が高いと、高い階層帰属意識で安定しているクラス 4 になりやすい。年齢が若く、教育年数が短く、職

表7 各潜在クラスの構成割合と条件付き応答確率（女性）

			クラス1	クラス2	クラス3	クラス4	クラス5
クラス構成割合			.214	.151	.218	.090	.326
条件付き応答確率							
階層帰属意識							
wave1	1 (上)	1.1%	.007	.000	.000	.000	.029
	2	16.5%	.007	.000	.000	<b>1.000</b>	.224
	3	49.9%	.318	.000	<b>1.000</b>	.000	<b>.650</b>
	4	27.1%	<b>.559</b>	<b>.797</b>	.000	.000	.097
	5 (下)	5.4%	.109	.203	.000	.000	.000
wave6	1 (上)	0.1%	.000	.000	.000	.017	.000
	2	14.0%	.096	.042	.119	<b>.671</b>	.090
	3	50.7%	.367	.200	<b>.826</b>	.312	<b>.584</b>
	4	30.8%	<b>.445</b>	<b>.672</b>	.056	.000	.295
	5 (下)	4.3%	.092	.085	.000	.000	.031
階層帰属意識の変化							
wave1	+2以上	21.1%	.019	.042	.000	.081	<b>.593</b>
	+1	23.2%	.094	.184	.146	<b>.480</b>	.337
	↓ 0	33.2%	.314	<b>.486</b>	<b>.614</b>	.364	.070
wave2	-1	14.2%	.201	.279	.229	.074	.000
	-2以上	8.3%	<b>.372</b>	.009	.011	.000	.000
wave2	+2以上	7.4%	.305	.000	.012	.000	.016
	+1	17.4%	<b>.340</b>	.046	.234	.252	.065
	↓ 0	31.0%	.336	.228	<b>.585</b>	<b>.477</b>	.099
wave3	-1	25.9%	.019	<b>.443</b>	.169	.271	.389
	-2以上	18.4%	.000	.283	.000	.000	<b>.431</b>
wave3	+2以上	9.9%	.068	.147	.021	.054	.167
	+1	18.6%	.070	.250	.196	.257	.211
	↓ 0	40.6%	.231	<b>.522</b>	<b>.590</b>	<b>.425</b>	<b>.341</b>
wave4	-1	22.3%	<b>.451</b>	.023	.161	.245	.192
	-2以上	8.6%	.180	.058	.033	.019	.088
wave4	+2以上	9.2%	.163	.052	.000	.029	.142
	+1	21.8%	.226	.149	.208	.141	.274
	↓ 0	42.1%	<b>.362</b>	<b>.469</b>	<b>.566</b>	<b>.443</b>	<b>.335</b>
wave5	-1	19.1%	.141	.217	.210	.339	.158
	-2以上	7.9%	.107	.113	.016	.049	.091
wave5	+2以上	8.2%	.116	.055	.022	.039	.124
	+1	20.3%	.179	.244	.215	.306	.165
	↓ 0	44.3%	<b>.375</b>	<b>.550</b>	<b>.557</b>	<b>.409</b>	<b>.371</b>
wave6	-1	20.4%	.225	.151	.187	.246	.217
	-2以上	6.7%	.105	.000	.019	.000	.123

Note: N=917

表 8 潜在クラス多項ロジットモデル（女性）

基準：クラス3 (中・安定)	クラス1 (中～下・不安定)		クラス2 (下・安定)		クラス4 (上・安定)		クラス5 (中・不安定)	
	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	<i>B</i>	<i>S.E.</i>
年齢	-.056	.036	-.050	.037	.016	.036	-.056 *	.027
教育年数	-.190	.110	-.309 **	.102	.304 **	.109	-.241 **	.081
職業威信	-.048 *	.022	-.065 **	.022	.013	.019	-.041 *	.017
世帯収入	-1.065 **	.271	-1.324 **	.272	1.023 **	.285	-.310	.227
切片	12.012 **	2.551	14.390 **	2.259	-10.648 **	2.822	7.584 **	2.105
<i>-2Loglikelihood</i>					12925.664			

Note: N=917. \*\* p<.01, \* p<.05

業威信が低ければ、中程度の階層帰属意識だが不安定なクラス 5 になりやすいことがわかる。

男性と女性の分析結果を比較すると、同じような特徴を持った潜在クラスが抽出されるものの、男性の方が安定的なクラスが多いということがわかった。また、規定要因を見ると、女性では下・安定のクラス 2 で学歴が有意で、またやや低めで不安定のクラス 1 で学歴が有意でないという違いがある。

#### 4. 考察

##### 4.1 主観的階層移動と学歴

今回の分析から明らかになった点として、まず階層帰属意識はおおむね安定した意識であるということが挙げられる。これは、三輪・山本（2012）が明らかにしたように、階層帰属意識は変化の小さい意識であるということが反映されていると考えてよいだろう。一方で、上昇・下降を繰り返す不安定な層も存在することが明らかとなった。同程度の階層帰属意識を持つ安定的なクラスと比較すると、その不安定な層は学歴が低いという特徴がある。

それでは、特に学歴に注目して今回の分析結果を振り返ってみよう。まず学歴は個人間の差異の規定要因として機能している。これはつまり、学歴が高い人ほど階層帰属意識が高い傾向のあるクラスに所属しやすいということである。これは、一般的なクロスセクショナルデータを用いた研究と整合的な結果である。一方で、今回新たに明らかになったのが、学歴と主観的階層の安定性の関係である。つまり、学歴が高い人は階層帰属意識が安定した傾向のあるクラスに所属しやすくなり、学歴が低い人は階層帰属意識が不安定な傾向のあるクラスに所属しやすくなるということである。これらの点から、階層帰属意識の個人内変化においては、時間不変の学歴が重要となってくることわかる。男性の場合、低・安定のクラス 2 を基準にすると、中だが不安定なクラス 5 の方が低学歴、高収入という結果となる（結果は割愛）。収入については意識の高低と対応しているが、学歴については従来の知見とは逆の結果となっており、学歴と意識の安定性の関係<sup>8)</sup>の強さを物語っている。しかし、学歴の働きが男女で異なっている点には注意する必要がある。先述の通り、男性では特に安定性に影響（下・安定と差なし）しているが、女性では安定性よりも高低への影響（下・安定と

差あり) が強くなっている。

#### 4.2 主観的階層移動の類型化

本研究では、移動パターンを網羅的に検討するのではなく、潜在クラス分析によって主要な移動パターンに絞り、その規定要因を検討することが目的であった。今回明らかとなったのは、まず移動するパターンが多くはないということである。これは先述の通り、階層帰属意識は変化が小さいため、このような結果となっていると考えられる。移動のパターンとしては、安定している中層はやや上昇、不安定な中層は下降傾向、上層は安定しているが一部下降、下層も安定しているが一部上昇という傾向が見られた。

そして、主観的階層移動の規定要因として重要なのは、中から上に上昇できる可能性が高いのは、安定的な階層帰属意識を持つ層だということである。Shirahaseの研究では、中から上への上昇を説明できる変数はなかったが、本研究が新たに明らかにしたのは、意識の安定性が高い主観的地位に繋がるという点である。この中から上への上昇については、2つのメカニズムが考えられる。第1に、中程度で安定的な階層帰属意識を持つ層が置かれている社会条件がその後の意識の上昇を促すというものである。今回コントロールしている変数以外にも階層帰属意識の上昇に関わっている変数があるのかもしれない。第2に、意識が安定している人のほうが上昇しやすいというメカニズムである。第1のメカニズムでは意識の上昇はその人びとの社会条件によってもたらされていると考えるが、第2のメカニズムではそもそも意識が安定しているということ自体が上昇しやすい状態にあるということである。第2のメカニズムについては、心理的な要因を含めて検討する必要があるかもしれない。

しかし、そもそも階層帰属意識の移動が少ないため主観的階層移動の規定要因ではなく、主観的地位の安定性と個人間の差異の規定要因になってしまっており、個人内変化の要因をうまく説明できてはいない側面もあるということには注意する必要があるだろう。また、今回発見した非常に不安定な意識を持つ層の存在を考慮に入れると、主観的階層移動を検討する際は、その安定・不安定といった回答傾向への対処するため、2時点などではなく長く観察したデータを分析することが望ましいと考えられる。

#### 4.3 今後の課題

今後の課題として3点が挙げられる。第1に、学歴と意識の安定性の関係を明らかにするという点である。現在のところ、その理由として考えられるのが、地位の安定性との関連である。浦坂(2011)では、高学歴な人ほど転職しない傾向があることが明らかとなっている。このように、学歴が客観的な地位の安定性と関連しているならば、主観的な地位との関連も同じようなメカニズムで機能しているかもしれない。また、意識の安定性が意識の上昇を促すという仮説についても検討が必要である。2点目に、主観的階層移動を説明変数とす

る分析である。主観的階層移動を独立変数にすることで、その他の意識への影響や意識の安定性もつ意味を検討することが可能となるだろう。3点目に、今回検討できていないその他の主観的階層移動の規定要因を検討することである。階層変数だけではなく、ライフコース変数や職業変数を検討する必要があるだろう。また今回の分析では、独立変数の変化をモデルに加えることは難しいが、階層帰属意識と同時に潜在クラスを行うことで、独立変数の変化も含んだ潜在クラスを抽出できれば、より主観的階層移動の変化を説明することができるようになるだろう。

#### [注]

- 1) 今回検討するのは、”世代内”主観的階層移動だが、客観的な階層移動と同様に、”世代間”主観的階層移動を検討することもできる。狭間・谷岡（2015）では、ISSP1999データを用いて、15歳時の父親との比較という形で世代間の主観的階層移動を分析している。
- 2) 三輪・山本（2012）にならい、職業変数を使用しているため有職者に限定している。特に女性については、無職の専業主婦層などが分析から除外されるため、やや偏ったサンプルになっていることに注意が必要である。
- 3) JLPS データでは、階層帰属意識は以下のように尋ねられている。「かりに社会全体を上から順に1から10の層に分けるとすれば、あなた自身はこのどれに入りますか。」
- 4) wave1のものではなく、wave1-6の平均を使用したモデルにおいても結果に大きな違いはなかった。
- 5) waveが進むごとに安定するようになっているのは、サンプルの脱落や調査への慣れなどが原因として考えられるが、はっきりとはわからない。
- 6) 潜在クラス分析では欠損値のあるサンプルも含めて推定しているため、Nの数が異なっており、やや分布も異なっている点に注意が必要である。
- 7) BICを基準にした場合3クラス解がもっとも適合度が高い。しかしこの3クラス解では、やや高めで安定したクラス、やや低めで不安定なクラス、下降気味で不安定なクラスが抽出される。また6クラス解では、似通っており規定要因にも差がないクラスが抽出されてしまう。そもそも、AICでのクラス数決定は望ましくないとされている（Nylund et al. 2007）。
- 8) 階層帰属意識の wave ごとの差の絶対値をとり合算した移動量を従属変数にして重回帰分析を行ったところ、学歴が高いほど移動量が小さい結果となり、今回の分析と整合的な結果となった。また、収入は有意ではなかった。

#### [謝辞]

〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「東大社研・若年パネル調査（JLPS）wave1-6, 2007-2012」



「東大社研・壮年パネル調査（JLPS）wave1-6, 2007-2012」（東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト）の個票データの提供を受けました。

また二次分析研究会参加者の皆様および成果報告会の参加者の先生方には、大変有意義なコメントを頂きました。記して感謝申し上げます。

本研究は、JSPS 特別研究員奨励費 251732 の助成を受けたものです。

#### [参考文献]

狭間諒太郎・谷岡謙, 2015, 「階層帰属意識の規定要因としての社会移動——主観的社会移動が捉える2つの経路」『年報人間科学』大阪大学大学院人間科学研究科社会学・人間学・人類学研究室 36:1-17.

神林博史, 2011, 「中流意識と日本社会」盛山和夫・片瀬一夫・神林博史・三輪哲編『日本の社会階層とそのメカニズム』白桃書房:151-184.

吉川徹, 2014, 『現代日本の「社会の心」』有斐閣.

三輪哲・山本耕資, 2012, 「世代内階層移動と階層帰属意識——パネルデータによる個人内変動と個人間変動の検討」『理論と方法』27(1):63-83.

Nylund, Karen L., Tihomir Asparouhov, and Bengt O. Muthén, 2007, “Deciding on the Number of Classes in Latent Class Analysis and Growth Mixture Modeling: A Monte Carlo Simulation Study.” *Structural Equation Modeling* 14(4): 535-69.

Shirahase, Sawako, 2010, “Japan as a Stratified Society: With a Focus on Class Identification”, *Social Science Japan Journal* 13(1):31-52.

数土直紀, 2010, 『日本人の階層意識』講談社.

浦坂純子, 2011, 「ジョブホッパー——転職パターンの多様性と格差」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1——格差と多様性』東京大学出版会: 35-50.

# 社会的孤立に対する失業と貧困の影響

## ——一時的・累積的不利の効果の検証——

永吉希久子

(東北大学)

本研究の目的は、家族外ネットワークからの排除の規定要因について、社会的排除の視点から検証することにある。社会的孤立が問題化する中、貧困や失業など、諸次元における社会的排除の状態が社会的孤立に影響することが指摘されている。しかし、先行研究はクロス・セクショナルデータを用いているため、これらの次元における排除が社会的孤立のリスクに与える影響、特に累積的な排除の影響を十分に検証できていない。本研究ではパネルデータを用い、失業や貧困状態への移行とその蓄積という個人内の状態変化の効果および出身階層など個人間の差異の効果を検証した。分析の結果、一時的な失業や貧困は効果を持たない一方、累積的な貧困や失業は家族外ネットワークからの排除を促すことが示された、また、出身階層や学生時代の孤立経験も社会的孤立のリスクを高めていた。このことは、一時的な不利ではなく、不利の累積が社会的孤立を生むことを示唆している。

### 1. 研究の背景

近年、社会的孤立の問題への関心が高まっている。NHKが2010年に放映した「無縁社会—“無縁死”3万2千人の衝撃」は大きな反響を呼び、「無縁社会」という言葉はその年の流行語大賞にノミネートされた。社会的孤立の問題は高齢者にとって特に深刻であり、内閣府の調査によれば、「誰にも看取られることなく亡くなったあとに発見される死」としての「孤立死」を身近な問題だと感じる人の割合は単身高齢者の4割に上っている(内閣府 2013)。

社会的孤立はそれ自体が問題であるのに加えて、個人のウェルビーイングに否定的な効果をもつ。社会的に孤立すると、精神的なサポートや、有益な情報、その他の支援など、ネットワークを通じて提供される様々なサポートを得られない。したがって、経済状況が同じであっても、社会的に孤立することによって、暮らしの状況を苦しいと感じる人の割合が高まる(白瀬 2014)。また、社会的孤立は健康状態を悪化させる(Berkman et al. 2000; Cattele 2001; 稲葉 2007; 近藤 2013; Li and Zhang 2015)。こうした重要性から、社会的孤立がなぜ生じるのかについて、多くの研究が行われてきた。

阿部(2014)によれば、社会的孤立研究は三つの系統に分けられる。第一の系統は、社会的孤立を社会関係資本の多寡にかかわる問題—社会関係資本の欠如—としてとらえる社会関係資本研究である。第二の系統は、社会的孤立を社会的排除の一側面としてとらえる貧困研究である。第三の系統は、単独世帯や孤立死の増加に注目し、特に高齢者について孤立の実態をとらえようとする社会的孤立研究である。これらの研究は共通して、社会的孤立を「人間関係、ソーシャルネットワークの欠如」(阿部 2014: 15)として定義しており、社会

的参加や社会的交流，社会的サポートの有無によって社会的孤立を測定している。

本研究ではソーシャルネットワークの欠如の中でも特に，家族外での社会的交流や社会的サポートの欠如に着目する。そのうえで，三つの系統のうちの第二の系統—「貧困研究」の観点から，その規定要因を検証する。家族外での人間関係の欠如に焦点を合わせるのには，それが多くの人の直面しうる問題だからである。石田（2011）の分析によれば，「重要なことを話したり，悩みを相談する人たち」の中に親族以外を挙げる人は調査対象者の五割強にとどまり，多くの人が家族・親族関係のみが情緒的なサポートの供給源となっている。これは，家族・親族からのサポートがなくなると，孤立状態になる人が多いことを意味する。つまり，家族へのネットワークの限定は社会的孤立のリスクをはらんでいる。一つしかネットワークを持たない場合，その喪失が社会的孤立へとつながるからだ（金澤 2014）。また，家族中心のネットワークを持つ人は，友人中心のネットワークをもつ人や，多様なネットワークを持つ人と比べ，健康状態が悪いという知見もある（Li and Zhang 2015）。したがって，家族外ネットワークの欠如の規定要因を検証することは，社会的孤立へと至る主要な道筋を考える上でも，ウェルビーイングに関わる社会的孤立の問題を考えるうえでも，重要である。

社会的孤立を社会的排除の観点からとらえた場合，孤立に至るプロセスにおける他の領域での排除が問題となる。社会的排除は，「それが行われることが普通であるとか望ましいと考えられるような社会の諸活動への「参加」の欠如」を指す概念であり，社会の諸領域にわたる複合的・集積的な不利をとらえるものである（岩田 2005: 24）。社会的排除の概念においては，貧困，労働市場からの排除，地域からの排除，人間関係からの排除など，多次元的に人々の不利が扱われる。そのうえで，これらの不利の相互の関係性に着目する。つまり，失業の結果，貧困に陥り，友人を失うというように，ある次元の不利が他の次元の不利へと連鎖していく過程が検証される。社会的交流の欠如は社会的排除の次元の一つとして扱われており，他の領域で生じた排除の結果として生じていると考えることができる（石田 2011）。

しかし，次節で詳しく見るように，他の領域における排除が社会的孤立を促すのかについては一貫した結果が得られておらず，その関係は明確でない。また，日本における既存の研究の多くは，クロス・セクショナルな調査をもとにしているため，一時点における失業や貧困と排除の関係を分析している。この場合，ある次元での排除が社会的孤立につながるプロセスを十分に検証することができない。

そこで，本研究ではパネル調査データを用いた分析を行うことにより，貧困や失業といった他の領域における排除が社会的孤立に与える影響について，一時的な排除と累積的な排除の効果の区別に着目し，検証を行う。

## 2. 先行研究

### 2.1 社会的孤立に対する他の領域における排除の効果

社会的排除の概念の特徴として、複数の領域における不利を扱うという多次元性と、それらが互いに関連するという複合性・集積性に着目する点が挙げられる。多次元性についてみると、どの領域を対象とするかは指標によって異なるものの、多くの指標で貧困や基本的ニーズからの排除、住居や耐久財の不足、労働市場からの排除、社会関係からの排除が含まれる（阿部 2002, 2007）。社会的排除の観点からは、これらの領域における排除が相互に影響していると考えられる。

しかし、すべての領域において排除されている人の割合は決して高いとはいえず、それぞれの領域における排除は重なり合いつつもずれている。例えば、阿部（2007）では、首都圏で行われた調査を使用し、基本ニーズ、物質的剥奪、制度からの排除、社会関係の欠如、適切な住環境の欠如、レジャーと社会参加の欠如、主観的貧困の7つの領域における排除状態を調べている。その結果、少なくとも1つの次元で排除状態にある人は約50%に上るものの、そのうちの約半数は1つの次元のみで排除状態であり、7つすべての領域で排除されている人は全体の0.2%に過ぎない。社会的排除の諸次元は相互に関連しているが、一枚岩の「社会的に排除された集団」がいるとはいえず、それぞれの領域における排除には独自の特徴がある（Burchard, Le Grand, and Piachaud 1999）。

社会的孤立は他の領域における排除とどのような関連にあるのか。社会的孤立に影響しうる排除の領域として、貧困や失業の効果が挙げられる。貧困であることは、社会関係の維持に必要な経済資源が不足することを意味する。また、貧困者に対して能力の欠如や怠惰などのスティグマが存在する場合にも、貧困者が社会関係をもつことは困難になりうる（Böhnke 2008）。一方、雇用は経済的資源を獲得するのに必要なだけでなく、社会関係を形成する機会を提供する（Jahoda 1981）。このため、失業は社会関係の形成機会の喪失につながる。

日本の先行研究をみると、経済状況が悪いことは孤立のリスクを高めるとの知見が得られている（阿部 2014; 金澤 2014; 国立社会保障・人口問題研究所 2013）。これらの研究の結果を見ると、経済状況を貧困層と非貧困層という質的な差としてとらえた場合に、孤立リスクに差がみられるのに加え、収入が低くなるほど孤立のリスクが高まるという線形の関係をみることができる。

一方失業については、日本国内における研究の中でも、社会的孤立との一貫した関連はみられていない。無職者、特に男性においては、社会的交流や社会的サポートが低下することを指摘する研究がある一方、就業の有無は社会的孤立とは関連がないとの研究もある（阿部 2007, 2014; 金澤 2014; 石田 2011）。したがって、失業は必ずしも社会的孤立をうながすわけではない。これらの結果からは、日本において貧困が社会的孤立につながる反面、失業は必ずしも孤立へとつながらないことを示唆している。

## 2.2 累積的排除の影響

ただし、不利の集積がもたらす影響を考えた場合には、ある時点における失業や貧困という一時点の排除のみならず、累積的な排除の影響についても考える必要がある。累積的な排除が問題となるのであれば、失業や貧困状態に陥ることそのものは孤立を促さなくとも、長期にわたって失業状態や貧困状態に陥った場合には、孤立が生じる可能性があるからだ。実際に、このような累積的な排除状態の効果を示唆する研究結果も存在する。阿部（2007）では現在の世帯所得よりも耐久財の不足ならなる物質的剥奪や、食料・衣類・医療などの基本ニーズからの排除、適切な住環境からの排除が社会的孤立と強い関連があるとの結果が示されている。このことが示すのは、一時点における経済状況ではなく、耐久財や適切な住環境の獲得・維持を困難にするような長期的な貧困が問題となる可能性である。社会的孤立以外の排除に対しても現在所得の効果は弱かったことから、阿部（2007）は「低所得は、万が一、その状況に陥っても、すぐにはほかの次元の排除へは影響」せず（*ibid*: 37）、「社会的排除は、所得という *medium* を通さずに、過去からの不利が蓄積された結果として起こりうる」（*ibid*: 39）と結論付けている。阿部の指摘が正しいのであれば、ある人が一時点で貧困に陥ったとしても社会的孤立のリスクが高まることはなく、一定以上貧困状態が継続した場合のみ孤立のリスクが高まると予測される。

ここで阿部（2007）が指摘する過去の不利は、長期的な貧困にとどまらない。同様に失業についても、一時点のものではなく、状態の蓄積が影響を与えている可能性がある。阿部（2007）や永吉（2011）では、現在の就業状態が社会的孤立に影響しない一方、解雇経験、過去の長期失業経験が影響を与えるという知見が得られている。したがって、貧困同様、ある人が一時的に失業状態に陥ることが社会的孤立のリスクを高めるのではなく、失業状態の蓄積がリスクを高めうる。

さらに、出身階層や教育制度からの排除なども、過去の不利として現在の社会的孤立に影響を与えうる。「社会的排除の状況が著しいと考えられる7つのターゲット・グループの若年層」に対するインタビュー調査からは、こうした人たちが幼少期から貧困や病気、不十分な教育達成を含む様々な生活困難を経験しており、それらの生活困難が社会的排除となる可能性を高めていると結論付けている（社会的排除リスク調査チーム 2012）。ただし、実証研究においては、出身階層や学歴の効果は一貫しておらず、明確ではない（阿部 2007, 2014; 金澤 2014; 宍戸 2006; 大和 2000）。

## 2.3 本研究の分析枠組み

上記のように、社会的排除が社会的孤立に与える影響を検証するためには、一時的な排除と累積的な排除を区別して、排除の状態に陥ったことが孤立のリスクを高めるのかを分析する必要がある。このため、本研究ではパネル調査データを用いた *hybrid* モデルによる分析を用いる。パネル調査データ、特に固定効果モデルを用いた分析のメリットとして、観測

されない個人間の異質性の影響を取り除き、同じ個人の状況変化がもたらす影響を検証することが可能となる（三輪 2013）。例えばクロス・セクショナルデータを用いて失業の社会的孤立に対する影響を分析する場合、失業の効果として得られるものは、「失業状態にある人とそうでない人」の社会的孤立の程度の差である。つまりそこには、ある個人が失業状態に陥ったことの効果と、失業者と非失業者の観測されない違い（精神的・身体的健康状態やストレス耐性など）がもたらす効果が混在している。後者はモデルに独立変数を追加することによって減少させられるが、対応する変数がない場合には統制はできないため、クロス・セクショナルデータでは完全に排除することはできない。そして、この観測されない異質性が従属変数となる社会的孤立と関連するのであれば、失業の効果として現れ、過大に推定されてしまう。失業や貧困がもたらす影響を検証するためには、同じ個人が失業や貧困状態に置かれることによって、社会的孤立に陥ったのかを検証できるパネル調査データを用いた分析の利点は大きい。

一方で、固定効果モデルを用いた場合には、個人間の差にあたる出身階層や教育制度からの排除の影響は検証できない。これに対し、hybrid モデルを用いた場合には、個人間変数をモデルに含めた分析が可能となる。したがって、失業や貧困といった状態への同一個人の移行の効果と、出身階層や教育制度からの排除という、時点で変化しない個人間の状態の差の効果を同時に検証するためには、hybrid モデルを用いることが適している。

### 3. データと変数

#### 3.1 データ

本研究では、東京大学社会科学研究所で実施している「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」の若年パネル調査と壮年パネル調査の合併データを使用する。この調査は日本全国に居住する 20 歳から 34 歳（若年パネル調査）および 35 歳～40 歳（壮年パネル調査）の男女を対象に 2007 年に wave 1 が実施された。その後、一年ごとに実施されており、現在第六派（2012 年）までのデータが公開されている。wave 1 の調査対象者は住民基本台帳および選挙人名簿から層化無作為抽出によって抽出されており、wave 2 以降は wave 1 の回答者に対して行っている。さらに、2011 年（wave 5）からは新たに追加した調査対象者に対しても、継続して調査を実施している。wave 1 の回収率は若年パネル調査が 34.5%、壮年パネル調査が 40.4%、wave 6 時点での回収率は若年調査では 79%（追加サンプルについては 76%）、壮年調査では 88%（追加サンプルについては 80%）である。本研究では、非家族ネットワークからの排除が含まれる wave 1, wave 3, wave 5, wave 6 のデータを使用する。また、wave 5 からの追加サンプルは使用せず、wave 1 からの継続サンプルのみを分析に用いている。

## 3.2 変数

### 3.2.1 非家族ネットワークからの排除

従属変数となる非家族ネットワークからの排除の指標として、社会的交流からの排除と社会的サポートからの排除という二つの変数を用いる。社会的交流からの排除の指標として、「あなたはどのくらいの頻度で以下のことをしていますか」という質問に続いて尋ねている、「J. 友人・恋人（配偶者は除く）と話をする」頻度を用いる。回答は「毎日」、「週に5~6日」、「週に3~4日」、「週に1~2日」、「月に1~3日」、「ほとんどしない」の6点尺度で与えられている。先行研究（阿部 2007）にならい、週に1~2日以下しかない場合に社会的交流から排除されていると定義した<sup>2)</sup>。

社会的サポートからの排除の変数として、「あなたは次の A~D について相談したり頼んだりするとき、どのような方になさいますか。次の中から選んでください」という質問に続く、「A. 自分の仕事や勉強のこと」、「B. 仕事を紹介してもらうこと」、「C. 友人・恋人・配偶者などとの人間関係のこと」、「D. 失業や病気でお金が必要になったとき、まとまった金額を貸してもらう」の各項目についての相談相手の有無を用いる。相談相手は「親」、「配偶者または恋人」、「子ども」、「兄弟姉妹」、「その他の親戚」、「仕事関係の友人・知人」、「学生時代の友人・知人」、「その他の友人・知人」、「誰もいない」の9カテゴリで与えられている。この A~D のすべてについて、「仕事関係の友人・知人」、「学生時代の友人・知人」、「その他の友人・知人」を選択していない場合を、社会的サポートから排除されていると定義している。

社会的交流の指標においては、恋人と話をすることが非家族ネットワークに含まれている。一方、社会的サポートの指標においては、「配偶者または恋人」というカテゴリで相談相手が尋ねられているため、両者を区別することができない。したがって、社会的サポートの変数においては、社会的排除が過大に出現している可能性がある。また、そもそもそうした相談がない場合や相談自体をしない場合も、社会的サポートから排除されている側に含まれる。仕事や勉強をしていなければそうした内容での相談頻度は下がるだろう。悩みを人に相談するかどうかにも、個人差がある。結果の解釈においては、この点を念頭に置く必要がある。しかし、石田（2011）が指摘するように、「相談があってもしない」という価値観は、社会的孤立を促しうる。したがって「相談しない」ということもまた、社会的孤立状態に準じたものと考えられる。

t-1 時点での状態ごとの t 時点での各状態への移行確率をみると、社会的交流からの排除については、非排除状態から 24.2%が排除状態に移っている（表 1）。一方、排除状態から非排除状態に移る確率も 35.8%と高く、比較的排除／非排除の移行が頻繁に生じているといえる。これに対し、社会的サポートについては非排除状態から排除状態への移行は 10.2%、排除状態から非排除状態への移行は 50.1%となっている。排除状態が全体の 15.8%であることとあわせて考えると、社会的サポートからの排除は限定的であり、排除状態に移ることは少

なく、いったん失ったとしても再度獲得しやすいことがうかがえる。

表 1 社会的交流からの排除の移行確率（表示は%）

		t		度数
		非排除	排除	
t-1	非排除	75.8	24.2	7,693
	排除	35.8	64.2	6,707
	全体	57.2	42.9	14,400

表 2 社会的サポートからの排除の移行確率（表示は%）

		t		度数
		非排除	排除	
t-1	非排除	89.8	10.2	5,668
	排除	50.1	49.9	924
	全体	84.2	15.8	6,592

### 3.2.2 他の領域における排除

貧困の指標としては、各世帯の等価所得が貧困線を下回っている場合を貧困状態、上回っている場合を非貧困状態とした。ただし、国民生活基礎調査をもとにした貧困線は 2008 年、2009 年、2012 年の 3 年度についてしか公表されておらず、今回使用するデータの調査年と必ずしも対応していない。それぞれの年の貧困線は、2006 年が 127 万円、2009 年が 125 万円、2012 年が 122 万円である（厚生労働省 2014）。今回はこれらの平均をとり、125 万円以下の場合を貧困としている。

また、累積的貧困の指標として、wave 1 以降、各調査年までに貧困状態となった回数を用いている。ただし、累積的貧困の算出においては、wave 2、wave 4 も用いている。つまり、wave 3 時点での累積的貧困は wave 1、wave 2、wave 3 のうちの貧困になった回数を、wave 5 時点での累積的貧困は wave 1 から wave 5 までの貧困となった回数を示している。

貧困の移行確率を見ると、非貧困から貧困に移る確率は 1.7% と非常に低い。一方で、貧困のまま留まる確率は 27.8% であり、72.2% は貧困から離脱している。Wave 6 時点での累積的貧困の度数分布を見ると、一度も貧困状態に陥っていない人の割合が 89.4% と非常に高い。一度貧困状態に陥っている人の割合は 6.8% であり、二度以上貧困状態にいる人は 4% に満たない。



表 4 貧困の移行確率（表示は%）

		t		度数
		非貧困	貧困	
t-1	非貧困	98.4	1.7	13,936
	貧困	72.2	27.8	464
	全体	97.5	2.5	14,400

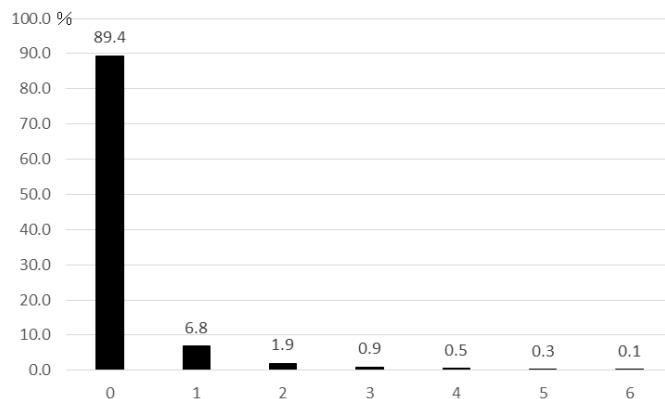


図 2 wave 6 での累積的貧困の度数分布 (n = 4800)

失業状態については、現在無職で仕事を探している場合に失業していると定義している。雇用形態についてはほかに、経営者・自営、正規雇用、非正規雇用、無職の4カテゴリに分類した。また、失業状態についても、wave 2, wave 4 も含め、各調査年までに失業を経験した回数を累積的失業の指標として用いている。

就労形態の移行確率をみると、失業状態にとどまる確率は19.9%と比較的高い。また、他の雇用形態から失業状態に移行する確率は、もっとも高い無職からでも7.2%、非正規雇用では4.0%、経営・自営と正規雇用では1%程度と低く、他の就労形態からの移行は少ない。また、wave 6 時点での累積的失業の度数分布を見ると（図2）、一度も経験していない人が85.3%と大多数を占める。経験している人でも一度だけ経験する人が10.6%であり、ほとんどの人が経験しても1度だけであることがわかる。経営者・自営の割合が低いため、以下の分析では経営者・自営を正規雇用と合わせて、基準カテゴリとして用いている。

表 4 就労形態の移行確率（表示は%）

		t					度数
		経営・自営	正規	非正規	失業	無職	
t-1	経営・自営	85.9	5.9	4.8	0.8	2.5	711
	正規	1.6	91.6	3.8	1.3	1.8	4,898
	非正規	2.4	11.5	75.4	4.0	6.7	2,160
	失業	1.7	15.7	45.4	19.9	17.4	357
	無職	1.9	13.0	14.7	7.2	63.3	1,551
	全体	8.0	52.0	23.2	3.5	13.4	9,677

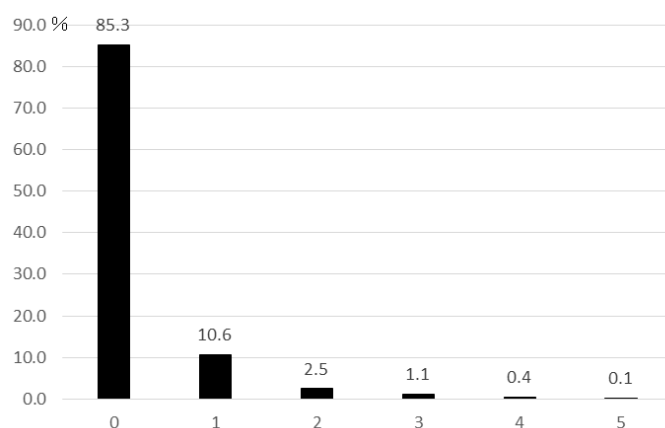


図2 wave 6 での累積的失業の度数分布 (n = 2576)

出身階層の変数としては、15歳時の家庭の豊かさと物質的排除を用いる。この指標は、wave 1に含まれる「あなたが15歳だった頃（中学卒業時）、あなたのお宅の暮らしむきは、この中のどれにあたるでしょうか。当時のふつうの暮らしむきとくらべてお答えください」という質問への回答を用いる。回答は「豊か」、「やや豊か」、「ふつう」、「やや貧しい」、「貧しい」の5カテゴリで与えられており、豊かであるほど値が大きくなるように得点を与えている。

15歳時の物質的排除の指標としては、wave 1に含まれる「あなたが15歳だった頃（中学卒業時）、お宅には次にあげるもののうち、どれがありましたか」という質問に続く項目のうち、所持率が9割を超える風呂(96.6%)、学習机(93.0%)、テレビ(98.5%)、ラジオ(90.8%)、冷蔵庫(98.0%)、電話(91.3%)のうち、所持していないものの数を用いる。

教育制度からの排除の指標として、学歴を用いる。学歴は、中学卒、高校中退、高校卒、短大・大学以上中退、短大・大学以上卒業の5カテゴリに分類している。在学中は卒業に含めている。また、専門学校に進学している人は高校卒に含めている。

社会的排除リスク調査チーム(2012)によれば、学生自体にいじめを受けた経験は、社会的排除のリスク要因となる。そこで、本研究ではwave 1での「あなたは今までに以下のような出来事を経験したことがありますか」という質問に続く、「自分が学校でいじめを受けた」を選択している場合を、いじめ経験ありの指標として扱い、その影響を検証する。

### 3.2.3 統制変数

統制変数としては、年齢、性別に加え、婚姻状態、子どもの有無、主観的健康状態を用いる。年齢はwave 1時点の満年齢を用いる。性別は女性を基準カテゴリとした二値変数とする。婚姻状態は、未婚、既婚、離死別の3カテゴリに分類する。子どもの有無は、いない場合を基準カテゴリとした二値変数である。主観的健康状態は、「あなたは、自分の健康状態についてどのようにお感じですか」という質問への回答を指標とする。回答は「とても良い」、

「まあ良い」、「普通」、「あまり良くない」、「悪い」の5カテゴリで与えられており、値が大きいほど健康状態が良いことを意味する。

表5 教育制度からの排除，出身階層，統制変数の記述統計量

	度数	%			
中学卒	510	1.8			
高校中退	612	2.2			
高校卒	13,044	46.0			
短大以上中退	660	2.3			
短大以上卒	13,548	47.8			
いじめ経験あり	6,222	21.6			
いじめ経験なし	22,578	78.4			
既婚	8,243	55.3			
未婚	6,125	41.1			
離別	534	3.6			
子どもなし	9,955	62.1			
子どもあり	6,065	37.9			
	度数	平均	標準偏差	最小値	最大値
15歳時の物質的排除	28,800	0.3	0.8	0	6
15歳時の家庭の豊かさ	28,320	3.1	0.8	1	5
年齢	28,800	30.6	5.9	20	40
男性タミー	28,800	0.5	0.5	0	1
健康状態	17,990	3.4	0.9	1	5

#### 4. 分析

本研究の目的は、1) 同一個人内での失業や貧困状態への移行，その蓄積の効果と、2) 教育制度からの排除や出身階層の効果を明らかにすることにあつた。このため、パネルデータを用い、hybridモデルによる検証を行った。本研究の従属変数は二値変数であるため、ロジスティック回帰分析を行っている。

##### 4.1 社会的交流からの排除

社会的交流からの排除の規定要因についての分析結果を表6にまとめた。ただし、個人内効果とは、同一個人の状況の変化の効果を、個人間効果とは時点で変化しない要因についての個人間の差の効果を意味する。

表 6 社会的交流からの排除に対する hybrid モデル

	社会的交流からの排除	
	B	Robust S.E.
<b>個人内効果</b>		
貧困	-0.191	0.181
累積的貧困	0.161 +	0.092
非正規雇用	-0.378 **	0.110
失業	0.070	0.186
無職	-0.495 **	0.131
累積的失業	0.237 *	0.096
既婚	1.424 **	0.133
離死別	0.997 **	0.355
子どもあり	0.041	0.086
健康状態	-0.087 *	0.041
<b>個人間効果</b>		
年齢	0.049 **	0.007
男性	0.400 **	0.075
中学卒	-0.292	0.318
高校中退	-0.367	0.240
短大以上中退	-0.312	0.232
短大以上卒	0.183 *	0.071
いじめ経験あり	0.260 **	0.082
15歳時家庭の豊かさ	-0.071 +	0.042
15歳時物質的剥奪	-0.009	0.049
貧困状態(平均)	0.329	0.407
非正規(平均)	0.096	0.183
失業(平均)	-0.113	0.335
無職(平均)	-0.512 **	0.117
既婚(平均)	-0.230	0.199
離死別(平均)	-0.190	0.214
子どもあり(平均)	0.007	0.146
健康状態(平均)	-0.228 **	0.047
切片	-0.707 *	0.318
<b>ランダム効果</b>		
切片	2.315	0.149
Waldカイ二乗	409.37 **	
観測数	12,949	
個体数	4,582	

注) 個人内変数については各個人の時点平均値を用いて中心化している。

\*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , +  $p < 0.1$

個人内効果のうち、貧困の効果についてみると、累積的貧困に 10%水準ではあるが、有意な正の効果がみられる。一方、貧困状態については負の効果の傾向がみられるものの、統計的に有意ではない。つまり、一時的に貧困状態に陥ることそのものは、社会的孤立のリスクを高めるわけではない。しかし、貧困状態が累積していくことによって、社会的に孤立する

リスクは高められる。

また、失業の効果についてみると、経営者・自営業・正規雇用の状態から失業状態への移行したことによって、社会的孤立の程度が高まるわけではない。しかし、累積的失業には正の効果が見られ、失業状態が累積することによって、社会的交流からの排除のリスクが高まることがわかる。この効果のオッズ比は $\text{Exp}(0.237) = 1.268$ であり、失業状態が1回蓄積することによって、社会的交流からの排除のリスクが1.3倍になる<sup>3)</sup>。他の雇用形態の効果についてみると、経営者・自営業・正規雇用から非正規雇用や無職になることによって、社会的交流からの排除のリスクは低下している。正規職である場合には、経済的安定性が確保できる一方で、余暇時間が減少する。このため、非正規雇用や無職という不安定な地位への移行によってむしろ、社会的交流からの排除のリスクを低下させていると考えられる。

統制変数の効果を見ると、既婚または離死別への移行に正の効果が見られる。結婚状態に移行することは、友人や知人との交流を阻害する。その後離死別へ移行したとしても、交流からの排除のリスクが低下するわけではない<sup>4)</sup>。また、健康状態に負の効果が見られるため、健康状態が改善することによって、社会的交流からの排除のリスクが低下する。

次に、個人間効果のうち教育制度からの排除と出身階層の効果をみると、学歴の中では短大以上卒業の場合に、高校卒業の場合と比べて、社会的交流からの排除のリスクが高くなる。学歴の高さはむしろ社会的交流の機会を奪っていると考えられる。また、いじめ経験に正の効果があり、学生時代にいじめを経験した人はそうでない人に比べ、その後の社会的交流からの排除のリスクが高いことがわかる。出身階層では15歳時の家庭の豊かさに10%水準で有意な負の効果が見られる。したがって、出身階層が高いことによって、社会的交流からの排除のリスクは低くなる。

統制変数の効果を見ると、無職の個人平均と健康状態の個人平均にも有意な負の効果が見られる。つまり、全期間を通じて無職状態にいる期間が長い人ほど、健康状態が良好である人ほど、社会的交流からの排除を経験しにくい。無職であることと失業していることは、社会的交流からの排除に対して異なる効果を持っており、職を持たないことそのものが社会的交流からの排除につながっているわけではないことがわかる。「働きたいのに働けない」という状態の蓄積が、排除をうながすのである。男性は女性よりも社会的交流から排除されるリスクが高くなる。これは先行研究と一致した結果である(石田 2011)。年齢があがると排除のリスクが高くなることも確認された。

## 4.2 社会的サポートからの排除

次に、社会的サポートからの排除についての分析結果をみていく。個人内効果のうち、貧困は一時的／累積的貧困ともに統計的に有意な効果を持たない。貧困状態に陥ることや、その状態が継続することは必ずしも社会的サポートの喪失を意味していない。一方、一時的失業は効果を持たないものの、累積的失業は10%水準で有意な正の効果を持つ。つまり、失業

状態に一時的に陥ることは、社会的サポートからの排除を促さないが、その状態が継続する／何度もその状態に陥ることは、社会的サポートからの排除のリスクを高めている。

統制変数の効果を見ると、既婚状態への移行や離死別への移行は社会的サポートの喪失のリスクを高める。結婚によって、相談相手が配偶者へと移行した結果、家族外からの社会的サポートが低下したと考えられる。さらに、社会的交流の場合と同様に、離死別によって配偶者を失った場合でも、家族外からの社会的サポートが増加するわけではない<sup>9)</sup>。

個人間効果についてみると、短大以上卒である場合に、高校卒であるときと比べ、10%水準で有意な負の効果がみられる。短大卒以上であるときには、高校卒であるときと比べ、社会的交流からの排除が促される傾向にあったが、社会的サポートからの排除は抑制される。いじめ経験は有意な正の効果を持っており、いじめ経験がある人はない人に比べ、家族外に社会的サポートの資源を得にくいことがわかる。

出身階層変数の中では、15歳時の物質的剥奪が社会的サポートからの排除に正の効果を持っており、物質的に剥奪されていた人ほど、社会的サポートを得にくい状況にある。15歳時の家庭の豊かさには効果がみられなかった。

また、全期間中における失業期間や無職期間が長い人は、そうでない人に比べ、社会的サポートを得にくい。無職期間が長い人は社会的交流からは排除されにくかったが、社会的サポートの面では孤立状態に陥りやすいことが示唆される。さらに、既婚状態にいる期間が長い人ほど、子どもがいない期間が長い人ほど、健康状態が悪い人ほど、男性ほど、年齢が高いほど、社会的サポートが得にくいことが確認された。ただし、個人間の効果については、そもそもそうした悩みがないことや、相談相手を必要としていないことが「孤立しやすさ」として結果に現れているとの指摘もありうる。例えば、子どもがいない期間が長い人は、育児に関する人間関係についての悩みがないため、「人間関係の悩みについての相談相手」を家族外にもたない可能性がある。しかし、個人内効果の子どももありが効果を持たないことから、子どもが生まれたことによって相談相手が増加するという結果がみられないため、こうした可能性は否定される。いずれにせよ、個人間効果には観測されない異質性が影響している可能性には注意する必要があるだろう。

表7 社会的サポートからの排除に対する hybrid モデル

	社会的サポートからの排除	
	B	Robust S.E.
<b>個人内効果</b>		
貧困	-0.314	0.264
累積的貧困	0.086	0.134
非正規雇用	-0.106	0.190
失業	0.021	0.276
無職	0.102	0.216
累積的失業	0.256 +	0.142
既婚	1.146 **	0.209
離死別	1.098 +	0.626
子どもあり	0.111	0.133
健康状態	-0.008	0.072
<b>個人間効果</b>		
年齢	0.022 *	0.011
男性	0.857 **	0.130
中学卒	0.461	0.392
高校中退	0.414	0.375
短大以上中退	0.298	0.322
短大以上卒	-0.204 +	0.114
いじめ経験あり	0.254 *	0.128
15歳時家庭の豊かさ	0.048	0.069
15歳時物質的剥奪	0.174 *	0.075
貧困状態(平均)	0.389	0.540
非正規(平均)	0.440	0.314
失業(平均)	0.992 *	0.452
無職(平均)	0.926 **	0.187
既婚(平均)	1.054 **	0.313
離別(平均)	0.478	0.331
子どもあり(平均)	-0.475 *	0.225
健康状態(平均)	-0.354 **	0.075
切片	-3.956 **	0.525
<b>ランダム効果</b>		
切片	5.072	0.526
Waldカイ二乗	187.49 **	
観測数	10,360	
個体数	4,566	

注) 個人内変数については各個人の時点平均値を用いて中心化している。

\*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$ , +  $p < 0.1$

## 5. 考察

本研究では、社会的孤立を生み出す要因について、社会的排除の視点を導入して検証した。具体的には、家族外の社会的交流や社会的サポートからの排除に焦点を合わせ、貧困や失業、教育制度、出身階層が与える影響を分析した。この際、一時的／累積的貧困・失業を区別す

るとともに、パネル調査データをもとにした hybrid モデルを適用することにより、個人の状態変化がもたらす影響と、個人間の差がもたらす影響を識別した。分析の結果、以下のことが明らかになった。

第一に、一時的な貧困や失業は家族外の社会的交流や社会的サポートからの排除を促さないのに対し、累積的な貧困や失業は排除を促す傾向が確認された。それまで就労していた人が一時的に職を失ったからといって、社会的な孤立に陥るわけではない。しかし、継続的に失業状態にいと、家族外の人との付き合いが困難になり、社会的交流や社会的サポートを喪失する。先行研究においては就業の効果は一貫していなかったが、それは一時的な失業と長期的な失業を区別できていなかったことによることが示唆される。同様に、一時的に貧困状態に陥ったとしても、それまで培ってきたネットワークが失われるわけではない。しかし、貧困状態に長くいることは、社会的交流を続けることを困難にする。貧困状態の累積は社会的サポートからの排除を促さないため、家族外のネットワークがすべて失われるわけではない。したがって、社会的交流を維持するための経済的負担が困難になった結果、社会的交流からの排除が生じると考えられる。今回社会的交流の指標として用いた指標は、「友人・恋人（配偶者は除く）と話をする」というものであり、食事に行くとか、遊びに行くといったような、大きな経済的負担を伴うものではない。にもかかわらず、貧困状態の蓄積が効果を持つことは、「話をする」という基本的な関係維持においても、累積的な貧困を経験している人にとっては、経済的負担となっていることが示唆される。

第二に、出身階層の低さや教育制度からの排除は社会的孤立を促す効果を持っていた。15歳時の家庭の豊かさが低い人はそうでない人に比べ、社会的交流から排除される傾向にあり、15歳時に物質的に剥奪されている人ほど、社会的サポートから排除される傾向にある。さらに、いじめ経験があることは、社会的交流からの排除の確率を $\text{Exp}(0.260) = 1.297$ 倍に、社会的サポートからの排除のリスクを $\text{Exp}(0.254) = 1.289$ 倍にしている。これらの効果は個人間効果であるため、こうした変数と関連を持つ観測されない個人の異質性が孤立のリスクを高めており、これらの要因自体は影響していない可能性もある。しかし少なくとも、社会的排除リスク調査チーム（2012: vi）が指摘するように、出身家庭における経済状態の悪さやいじめの経験など幼少期の「生活困難は、それ自体が決定的に社会的排除に結びつくものではないものの、社会的排除となる可能性を高くする」ような「潜在リスク」の高さを示しているといえるだろう。

第三に、非家族ネットワークからの排除に対し、結婚が一貫した影響を持つことが示された。結婚をすることは、配偶者という家族ネットワークの獲得を意味するが、同時にそこへの依存を生み、家族外のネットワークを縮小する。さらに離死別によって社会的交流からの排除や社会的サポートからの排除が抑制されないという結果は、結婚によって縮小されたネットワークが、配偶者を失った後に回復されるものではないことを示唆している。この意味で、結婚は社会的孤立のリスクをはらんでいるといえるだろう。



第四に、健康状態が平均的に悪い場合、平均的によい人と比べて、非家族ネットワークからの排除のリスクが高められる。また、健康状態が悪化することによって、社会的交流から排除されやすくなる。この結果から、一時的であっても健康状態が悪化すると、「友人・恋人と話をする」といった基本的な社会関係の維持を困難とすることが示唆される。ただし、一時的に健康状態が悪化したとしても、社会的サポートを提供してくれるようなネットワークからの排除が生じるわけではない。また、平均的な健康状態の効果は、慢性的・恒常的な健康状態の悪さが社会的孤立につながりやすいことを示している。

第五に、非正規雇用への移行は必ずしも非家族ネットワークからの排除につながるとはいえず、社会的交流からの排除のリスクは正規雇用でいるときよりもむしろ低下することが示された。正規雇用でいる場合には、労働時間が長くなるため、社会的交流をもつことがむしろ困難になると考えられる。

上記の結果からは、家族外のネットワークからの排除としての社会的孤立が一時的な失業や貧困ではなく、その累積によって生じるものであることが示唆された。また、出身階層の低さや学生時代の孤立の経験、健康状態の慢性的な悪さなども、社会的孤立をうながす。したがって、社会的孤立は、社会的排除の概念が示す「不利の累積」によって生じるものであるといえるだろう。この意味で、社会的孤立を社会的排除の視点で分析することは非常に重要であるといえる。

ただし、本研究は郵送調査による調査結果をもとにしたものであるため、社会的排除の過程で重要になる住居の喪失（岩田 2008）の影響は検証することができない。一般に社会調査の回答者は社会経済的地位の高い人に偏る傾向にある。したがって、本研究から得られた知見が、より深刻な排除の状態に陥っている人についてはあてはまらない可能性は留意する必要がある。また、今回は非家族ネットワークに限定して分析を行ったが、社会的孤立を考える上では、家族関係からの孤立する状態が何によって生じるのかについても考える必要がある。この点については、本報告書の斉藤の分析を参照してほしい。

#### [注]

- 1) 7つのターゲット・グループとは、「高校中退者」、「ホームレス（ネットカフェ等で生活する者も含む広義のホームレス）」、「非正規就労者」、「生活保護受給者」、「シングル・マザー」、「自殺者」、「薬物・アルコール依存症」である。本研究で使用した調査データは郵送調査によるものであり、「ホームレス」や「自殺者」は対象にならない。また、他の社会調査同様、対象者は多少高学歴者に偏っており（三輪 2008）、「社会的排除の状態が著しい」人が対象者の中に含まれにくい。
- 2) 先行研究では、友人と会話する頻度に加え、会う頻度や親せき付き合いなども含めて社会的交流の欠如の指標としており、またどの程度の頻度であれば「社会的交流から排除されている」とみなすかも研究によって異なる（阿部 2007, 2014; Böhnke 2008）。したがって、今回

用いた指標が測定しているのは、あくまでも社会的交流の一側面となる。

- 3) 累積的失業は、各調査時点での就労形態をもとにした変数であるため、失業状態の継続年数を示すものではなく、各調査時点において失業状態であったことが何回あったかを示している。
- 4) 未婚から離死別へと直接移行することはないため、この効果の解釈はやや複雑になる。既婚を基準カテゴリとした場合、離死別の個人内効果には有意な効果はみられない。つまり、離死別へと移行することによって、社会的交際からの排除の状態が回復するわけではない。
- 5) 社会的交流についてと同様に、既婚を基準カテゴリとした場合、離死別の個人内効果には有意な効果はみられない。つまり、離死別へと移行することによって、社会的交際からの排除の状態が回復するわけではない。

#### [謝辞]

二次分析に当たり東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave1-6, 2007-2012」および「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave1-6, 2007-2012」(東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト)の個票データの提供を受けた。

#### [参考文献]

- 阿部彩, 2002, 「貧困から社会的排除へ: 指標の開発と現状」『海外社会保障研究』141: 67-80.
- , 2007, 「日本における社会的排除の実態とその要因」『季刊社会保障研究』43(1): 27-40.
- , 2014, 「包摂社会の中の社会的孤立—他県からの移住者に注目して」『社会科学研究』65(1): 13-29.
- Berkman, Lisa. F., Thomas Glass, Ian Brissette, and Teresa E. Seeman, 2000, "From social integration to health: Durkheim in the new millennium," *Social Science and Medicine* 51(6):843-57.
- Cattell, Vicky, 2001, "Poor people, poor places, and poor health: the mediating role of social networks and social capital," *Social Science and Medicine* 52: 1501-16.
- Devicienti, Francesco and Ambra Poggi, 2011, "Poverty and social exclusion: two sides of the same coin or dynamically interrelated processes?" *Applied Economics* 43 (25): 3549-71.
- Böhnke, Petra, 2008, "Are the poor socially integrated? The link between poverty and social support in different welfare regimes," *Journal of European Social Policy* 18(2): 133-150.
- Burchardt, Tania, Julian Le Grand, and David Piachaud, 1999, "Social Exclusion in

- Britain 1991-1995,” *Social Policy and Administration* 33(3): 227-44.
- 稲葉昭英, 2007, 「ソーシャル・サポート, ケア, 社会関係資本」『福祉社会学研究』4: 61-76.
- 石田光規, 2011, 『孤立の社会学—無縁社会の処方箋』勁草書房.
- 岩田正美, 2008, 『社会的排除』有斐閣.
- Jahoda, Marie. 1981, “Work, Employment, and Unemployment: Values, Theories, and Approaches in Social-Research,” *American Psychologist* 36(2): 184-91.
- 金澤悠介, 2014, 「社会関係資本からみた社会的孤立の構造」辻竜平・佐藤嘉倫編『ソーシャル・キャピタルと格差社会—幸福の計量社会学』東京大学出版会, 137-52.
- 厚生労働省, 2014, 「平成 25 年 国民生活基礎調査の概況」  
(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa13/index.html>)
- 近藤克則, 2013, 「ソーシャル・キャピタルと健康」稲葉陽二・藤原佳典編『ソーシャル・キャピタルで解く社会的孤立—重層的予防策とソーシャルビジネスへの展望』ミネルヴァ書房, 94-121.
- Li, Ting and Yanglong Zhang, 2015, “Social network types and the health of older adults: Exploring reciprocal associations,” *Social Science and Medicine* 130: 59-68.
- 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.
- , 2013, 「パネルデータ分析の基礎と応用」『理論と方法』28(2): 355-366.
- 永吉希久子, 2011, 「制度が生み出す不平等—日本とスウェーデンの比較から」佐藤嘉倫・木村敏明編『不平等生成メカニズムの解明』ミネルヴァ書房, 79-97.
- 社会的排除リスク調査チーム, 2012, 「社会的排除にいたるプロセス—若年ケース・スタディから見る排除の過程」  
(<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000002kvtw-att/2r9852000002kw5d.pdf>)
- 白瀬由美香, 2014, 「勤労世帯の暮らし向きの苦しさ: 所得・健康・ソーシャルサポートとの関連に関する分析」『季刊 社会保障研究』49 (4): 372-83.
- 宍戸邦章, 2006, 「高齢期における社会的ネットワークの「多様性」—JGSS-2003 データを用いた「相談」ネットワークの分析」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』5: 117-132.
- 大和礼子, 2000, 「“社会階層と社会的ネットワーク” 再考—〈交際のネットワーク〉と〈ケアのネットワーク〉の比較から」『社会学評論』51(2): 235-50.

# 若年・壮年層のサポート・ネットワーク ——親からの情緒的サポートに着目して——

齊藤裕哉

(首都大学東京大学院／日本学術振興会)

本稿の目的は若年・壮年層の保有するサポート・ネットワーク全体的な傾向の把握と、親の情緒的サポートに対する婚姻状態の影響の検討である。近年、社会的にも注目を集めている孤立に関する議論では、若年・壮年層が分析の対象となることはほとんど無い。そこで本稿では彼らが実際に孤立状態に陥っていないのか、また陥るリスクはないのかという点を検討した。その結果、若年・壮年層では、サポート・ネットワークは維持、拡大していく傾向が確認された。さらに、親からの情緒的サポートに対する婚姻状態の影響について、その性差に着目して分析を行った。分析結果から、男性では未婚から既婚への移行は親の情緒的サポートを喪失させるような影響が見られたが、女性では婚姻後の特定の時期に親のサポートを保有する傾向が確認された。女性では、出産や育児などのライフイベントの影響があることが示唆された。

## 1. 背景

「無縁社会」という言葉の登場により、社会的孤立の問題は高い関心を集めた。社会学の領域においても、主に個人の保有するネットワークを対象としてこの問題にアプローチしている。こうした孤立に関わる議論の中心となるのは高齢層が主であり、若年・壮年層が対象となることは少ない。というのも、JGSS2003を分析した中尾(2005)は、年齢が若いほどネットワークサイズは大きくなることを指摘しており、孤立の分析を行った石田(2011)でも、高齢者は社会的孤立に陥りやすいことが指摘されている。高齢者は肉体的にも衰え、社会的弱者になりやすく孤立に陥るリスクも高くなるのである。このような理由から、若年・壮年層を孤立の観点から論じることは難しいと考えられるが、彼らが保有するネットワークを概観した研究は少ない。特にネットワークに関わる調査データは調査対象が高齢者や子育て世帯に限定されているものも多く、さらに本稿で使用するようなパネルデータの蓄積は日本ではほとんど見られない。このような問題から、本稿の1つ目の目的は若年・壮年層のネットワークの保有状況を記述的に概観し、彼らを孤立という観点から論じるのが困難であるのか確認することになる。

一方で、前述の石田(2011)の孤立に関する議論では、日本では中間集団が変容しつつあるものの、孤立を阻害する要因として家族の影響が大きいことも同時に指摘している。特にサポート・ネットワークの保有状況は個人の婚姻状態によって大きく異なることが指摘されている。未婚者は両親のサポートを頼り、有配偶者は配偶者を、そして死別などにより配偶者を失えば子どもからのサポートに頼るのである。とりわけサポートの源泉が親から配偶者へ移行することは、青年期から成人期への移行に伴う、若者の親からの自立の一側面とし

ても研究が蓄積されている。青年期から成人期への移行の時期は、個人の間関係全体が大きく変化する時期であり(Jones & Wallace 1992), 特に就職や結婚, 離家など親からの自立に関連するようなライフイベントを多く経験するため, 親との関係に焦点が当てられている。

しかしながら, これらの知見はクロスセクショナルなデータに基づいた知見であり, 婚姻状態の変化に伴って, サポートの源泉も変化することが明らかになったわけではない。個人の保有するサポートについてコンボイモデルによる説明を行った Antonucci(1985)も述べているように, ライフステージにより個人の取り巻くサポート・ネットワークも変容する。そのため, パネルデータを用いてサポート・ネットワークの変化を分析することは重要な課題だと考えられる。そこで本稿では婚姻状態の変化が親からのサポートに与える影響を把握することを2つ目の目的としている。上記の目的を改めて整理すると以下の2つとなる。

1つ目は, 若年・壮年層が保有する家族/非家族ネットワークの全体を概観し, 実際に彼らを孤立の観点から論じることが困難であるのか確認することである。次節以降で詳しく論じるが, ネットワークから得られるサポートの性質に着目し, 情緒的サポート・ネットワークと道具的サポート・ネットワークの2つについて, それぞれのネットワーク全体を記述的に確認する。

2つ目の分析課題は, 親との情緒的サポート・ネットワークと結婚の関連に焦点を絞り, 婚姻が親子関係に与える影響を明らかにする。

以上の2点についてパネルデータを用いて検討する。次節では, 本稿で取り上げるサポート・ネットワークについての先行研究と, 親子の情緒的サポート・ネットワークに関する先行研究をそれぞれ整理し, 仮説を提示する。

## 2. 先行研究

### 2.1 サポート・ネットワークについて

前節の最後に述べたように本稿では, 得られるサポートの性質によりサポート・ネットワークを2つに分類する。サポート・ネットワークの分類についてはいくつか種類があるものの, ここではLin(2001)の定義に基づいて分類を行っている。

1つ目は情緒的サポートであり, 個人のメンタルヘルスや精神的な安定をもたらすものとされており, この情緒的サポートは比較的親密な関係から得られることが指摘されている。特に配偶者は情緒的サポートの重要な源泉になっていることが指摘されている(石田 2011, 中尾 2005)。また夫婦間での情緒的サポートについて, 夫から妻に対する情緒的サポートの提供は妻の夫婦関係の満足度を上昇させる傾向があることも指摘されている(末盛 1999)。

2つ目は, 道具的サポートである。これは個人の何らかの目的を達成するために必要な資源を提供するようなものであり, 人的経路を利用した転職が例として挙げられる。Granovetter(1973)は転職に際しては親密な関係からではなく, 接触頻度が少ないような比較的疎遠な関係からのほうが転職に関する有利な情報を得られるとされている。一方, 日本では

倒産やリストラなどの要因による離職では、家族の紐帯がセーフティ・ネットとして機能することが指摘されている(石田 2009)。これらの議論は転職したい、またはしなければならない個人がネットワークから転職に関する情報などの資源を得ていると考えられる。

また本稿で扱うサポートは、実際にサポートが提供されたことを測定しているわけではなく、サポートが得られる可能性があるとして調査対象者が認知しているか否かを測定している。稲葉ら(1988)が指摘するように認知されたサポートについては、測定や分析の問題があると指摘されているが、データの制約から認知されたサポートを用いて分析を進めていく。

本稿の1つ目の分析では、情緒的/道具的サポート・ネットワークの双方を用いるが、2つ目の分析では情緒的サポート・ネットワークに限定する。以下では、親子間のサポート関係に関する先行研究を整理する。

## 2.2 親子間のサポート関係について

親からのサポートについては、日常的な接触が前提となっているため婚姻による離家に伴って親はサポートの源泉ではなくなるとの議論がなされていた(藤見 1988)。しかし、近年では日常的な接触がサポート関係の維持や変化に単純に影響するというわけではなく、サポート関係の変化には性差が存在することが指摘されている(大日 2011)。

特に田中(2010)は、親からの自立について2つのモデルが存在すると指摘している。1つ目は「切り替えモデル」であり、情緒的なサポートの源泉は親からそれ以外の重要な他者に切り替わっていくとするものである。ここでの、それ以外の重要な他者とは親友や恋人、配偶者が想定されている。「切り替えモデル」では親からの情緒的サポートを受けないことが親からの自立と見なされている。2つ目は「相補的關係モデル」である。これは、親からの情緒的サポートを維持しながら友人や恋人、配偶者などからも情緒的サポートを受けられるようになることが自立だとする説明である。このモデルでは親や配偶者、友人関係など様々な人間関係の均衡を保つことが「自立」と見なされている。

田中はこの2つのモデルは、男性では切り替えモデルが、女性では相補的關係モデルが当てはまるとしている。男性に切り替えモデルが当てはまる要因として、稲葉(2002)による配偶者のサポートに関する説明が示唆的である。稲葉の議論によれば、女性は「他者にケアを提供する」という社会的な性別役割分業の規範を内面化しやすく、また個人のネットワークは同性中心に構成される。この前提を受け入れれば、男性のネットワークには情緒的サポートを提供する関係が乏しくなり、その結果として、男性にとって配偶者が重要なサポートの源泉となるため配偶者へのサポートを強く期待するが、女性では配偶者の有無にかかわらずサポートを様々な関係から享受できるため配偶者以外との関係も維持されやすい。稲葉のこの説明は、親子の関係ではなく配偶者との関係について言及しているが、田中の議論とも整合的な説明となっている。稲葉の議論に依拠すれば、男性未婚者は親(ここでは特に母親と想定される)からのサポートを受けているが、結婚によりそのサポートの源泉が配偶者

に切り替わる。だが女性の場合は婚姻状態の変化によって配偶者が個人のネットワークに含まれたとしても、親とのサポート関係は維持されるということになる。

また女性については、婚姻後も出産や育児などのライフイベントに際して、母親からのサポートを得る傾向があることや、また母親を対象とした研究においても子どもを持つ既婚の娘との情緒的親密性が高いことも報告されている(澤口 2010, 北村・無藤 2003)。これらの研究から、女性の場合、婚姻状態の変化によって親とのサポート関係が変化しにくいことがわかる。

### 2.3 分析枠組み

以上の先行研究を踏まえ、本稿では2つの分析を行う。まず1点目は、若年・壮年層のサポート・ネットワークの保有状況を記述的に概観するものである。ここでは、Wave ごとのサポート・ネットワークの保有状況やサポート・ネットワークの保有状況の移行確率を検討し、彼らを孤立という観点から論じることができるのか議論することが目的となる。

2つ目の分析は、調査対象者と親の情緒的サポート・ネットワークに対して婚姻状態の変化が与える影響を検討するものである。先行研究で示されたように、親からの情緒的サポート・ネットワークには、婚姻状態の違いが影響を与えている。またこうした婚姻状態の影響も、男女で異なることが指摘されている。それは「切り替えモデル」と「相補的關係モデル」による説明である。既に述べたように「切り替えモデル」では結婚により、情緒的サポートを得る源泉が親から配偶者へと切り替わるとされるため、未婚から既婚への変化により親との情緒的サポート・ネットワークを保有しなくなる。一方、「相補的關係モデル」では、親との情緒的サポート・ネットワークは配偶者の存在によって大きく変化することはなく、未婚から既婚へ変化したとしても親との情緒的サポート・ネットワークは維持されると考えられる。本稿では、これらのモデルをパネルデータの分析から検討する。これまでの研究では、クロス・セクショナルな分析に限定されており、個人内での婚姻状態の変化に伴う情緒的サポート・ネットワークの保有状況の変化を検討できていない。パネルデータを用いることで、個人内での変動を捉え、婚姻状態の変化による影響を明らかにすることが可能となる。

以上から以下の2つの仮説を検討する。

H1:男性では婚姻状態の変化は親との情緒的サポート・ネットワークを喪失させる

H2:女性では婚姻状態の変化は親との情緒的サポート・ネットワークに影響を与えない

## 3. データと変数

### 3.1 データ

データは「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(以下、JLPS)を使用する。この調査は若年パネルと壮年パネルに分かれているが、両方を統合したデータを用いる。

Wave1 の回収率は約 36%である。本稿の分析の中心となる社会的ネットワークに関する項目は、Wave1, Wave3, Wave5 に含まれている。そのため本稿では、公開されている Wave1 から Wave6 のうち、この3つの Wave をパネルデータとして使用する。

## 3.2 変数

### 3.2.1 サポート・ネットワーク

これまで述べてきたように本稿の分析の中心となるのは、サポート・ネットワークに関する項目である。JLPS では、「あなたは、次の A~D について相談したり頼んだりするとき、どのような方になさいますか。」という質問文で尋ねられている。ここで A~D とはそれぞれ「A. 自分の仕事や勉強のこと」、「B. 仕事を紹介してもらおうこと」、「C. 友人・恋人・配偶者などとの人間関係のこと」、「失業や病気でお金が必要になったとき、まとまった金額を課してもらおう」となっている。

この4つの項目を情緒的サポート・ネットワークと道具的サポート・ネットワークに分類する。このうち A と C が情緒的サポート・ネットワーク、B と D が道具的サポート・ネットワークと位置づけられる。そのため、以下の議論において、情緒的サポート・ネットワークを保有しているといった場合には、A または C のいずれかにおいてサポート・ネットワークを保有していることを指しており、道具的ネットワークについても同様である。

また A~D のそれぞれについて相談する人として「親」、「配偶者または恋人」、「子ども」、「兄弟姉妹」、「その他の親戚」、「仕事関係の友人・知人」、「学生時代の友人・知人」、「その他の友人・知人」、「誰もいない」の合計 9 個の選択肢が与えられている。本稿の一部の分析では、これらの 9 個の選択肢を、家族と非家族に分類し、「家族/非家族サポート保有者」「家族サポート保有者」「非家族サポート保有者」「家族/非家族サポート非保有」の 4 カテゴリで分析を進めていく。

### 3.2.2 独立変数

本稿の主要な独立変数は、婚姻状態である。質問紙では現在の婚姻状態について、「既婚」、「未婚」、「死別」、「離別」の4つの選択肢が与えられている。本稿では、「死別」と「離別」を分析から除外し、「既婚」と「未婚」に対象を限定している。

また Wave1 時点の既婚者については、結婚の継続年数も尋ねている。本稿でもこの情報を利用する。記述統計では、婚姻状態をカテゴリと見なし、「未婚」、「結婚 1 年目~5 年目」、「結婚 6 年目~10 年目」、「結婚 11 年目~15 年目」、「結婚 15 年以上」の5つのカテゴリに分類した。後半で行う固定効果/ランダム効果モデルの推定では「未婚」を基準として分析に投入している。



### 3.2.3 その他の変数

本稿の分析で使用するその他の変数は、個人所得、就労状況、親との同居ダミー、末子6才以下ダミー、本人学歴、年齢、主観的健康である。

まず個人所得は「なし」、「25万円～150万円未満」、「150万～350万円未満」、「350万円以上」の4つのカテゴリを作成し、使用している。ランダム/固定効果モデルの推定では「なし」を基準として分析に投入している。

就業状態は「正規」、「非正規」、「自営・家族従業」「無職」の4つのカテゴリを用いている。「正規」には正社員・正職員以外に経営者・役員、自営・家族従業者を含んでいる。「非正規」には、パート・アルバイト・契約・臨時・嘱託、派遣社員、請負社員が含まれている。

親との同居ダミーは、調査対象者が本人の両親のどちらか一方とでも同居していれば1、本人の両親のどちらとも同居していなければ0の値を取るよう変数の加工を行った。

末子6才以下ダミーについても、Wave1の子どもに関する質問項目や、Wave3以降の同居人に関する項目から、末子が6才以下であれば1を、それ以外を0とする変数を作成した。

続いて、本人学歴についてだが、Wave1の情報を用いて、「中学・高校卒」、「専門・短大・高専卒」、「大学・大学院卒」の3つのカテゴリに分類した。最後に通った学校を中退した場合については、1つ前の学校段階に分類している。分析の後半部分の多変量解析では、「中学・高校卒」を基準として分析に投入している。

また年齢については、連続量として分析に投入している。最後に、主観的健康については、質問紙において5件法で尋ねられており、値が小さいほど主観的健康が高くなるようになっている。本稿の分析では、値を反転させ値が大きくなるほど主観的健康が高まるよう変数を加工した。表1には分析に用いる変数の記述統計を提示した。

## 4. 分析

2.3の分析枠組みで述べたように、本稿の分析ではまず若年・壮年層の保有するサポート・ネットワークの全体像を記述的に把握する。また、同一個人内でのサポート・ネットワークの変化についても、移行確率を用いて明らかにする。その後、親との情緒的サポート・ネットワークの保有状況に焦点を絞り、固定効果/ランダム効果モデルによる分析を行っていく。

表 1 分析に使用する変数の記述統計

	男性			女性		
	wave1	wave3	wave5	wave1	wave3	wave5
年齢	30.5(5.75)	32.9(5.69)	35.0(5.57)	30.6(5.97)	33.0(5.94)	35.0(5.91)
就業状態						
フルタイム	74.4	76.5	77.3	37.1	37.3	36.9
パートタイム	11.8	12	9.6	31.6	33.5	35
自営・家族	8.1	7.7	7.9	3.8	4.2	3.8
無職	5.7	3.8	5.3	27.5	25	24.3
個人所得						
無し	4.5	2.8	2.7	19.8	19.1	17.3
～150万	14.1	7.3	7.6	34.5	32.7	34.5
150万～350万円	33.3	33.6	31.6	34.5	33.6	32.7
350万円～	48.1	56.3	58.1	11.3	14.5	15.5
親同居ダミー						
親同居	49.9	32.2	26.1	50.0	34.7	28.5
婚姻状態						
未婚	65.0	52.7	44.0	54.9	42.7	34.2
～5年目	11.4	12.4	12.1	11.6	12.1	13.6
6年目～10年目	14.2	18.3	17.5	16.6	20.1	18.0
11年目～15年目	7.0	11.4	17.1	11.6	14.4	16.9
16年目	2.3	5.2	9.3	5.3	10.6	17.3
子ども6歳以下ダミー						
6歳以下子どもあり	27.3	21.0	18.4	30.3	26.6	24.6
主観的健康	3.5(0.92)	3.3(0.90)	3.3(0.89)	3.5(0.88)	3.4(0.88)	3.3(0.90)
学歴						
中学・高校	38.4	38.4	38.4	33.1	33.1	33.1
短大・高専・専門	21.8	21.8	21.8	44.6	44.6	44.6
大学・大学院	39.8	39.8	39.8	22.4	22.4	22.4
親の情緒的サポート						
情緒的サポート保有	32.4	33.5	30.6	50.8	52.0	51.0

連続量については、平均値(標準偏差)と表記

#### 4.1 サポートの保有状況

それではサポートの保有状況を確認する。図 1 と図 2 には、男女それぞれについて情緒的サポートの保有状況を Wave 別に示したものである。まず図 1 の男性の情緒的サポートについて見てみると、家族/非家族の情緒的サポートを保有していると回答する割合が最も高く、全体の 50%ほどとなっている。次に割合が高いのは、非家族の情緒的サポートのみの保有である。非家族の情緒的サポートのみを保有している割合は、わずかであるが Wave1 から Wave5 にかけて減少傾向にある。続いて、家族からの情緒的サポートのみを保有している者は、全体の 15%から 20%弱を占めている。非家族からの情緒的サポートのみを保有している場合とは異なり、家族のみの割合は Wave1 から Wave5 にかけて増加傾向を示している。また情緒的サポートを全く保有していないものについても同様に、微増傾向が見られる。

次に女性について情緒的サポートの保有状況を示した図 2 を見てみると、男性とは異なる傾向が見て取れる。女性の場合、家族/非家族の両方の情緒的サポートを保有している者の割合が全体の 70%ほどを占めており、情緒的サポートをまったく保有していない人の割合が著しく低い。家族のサポートのみと非家族のサポートのみを保有している人の割合は

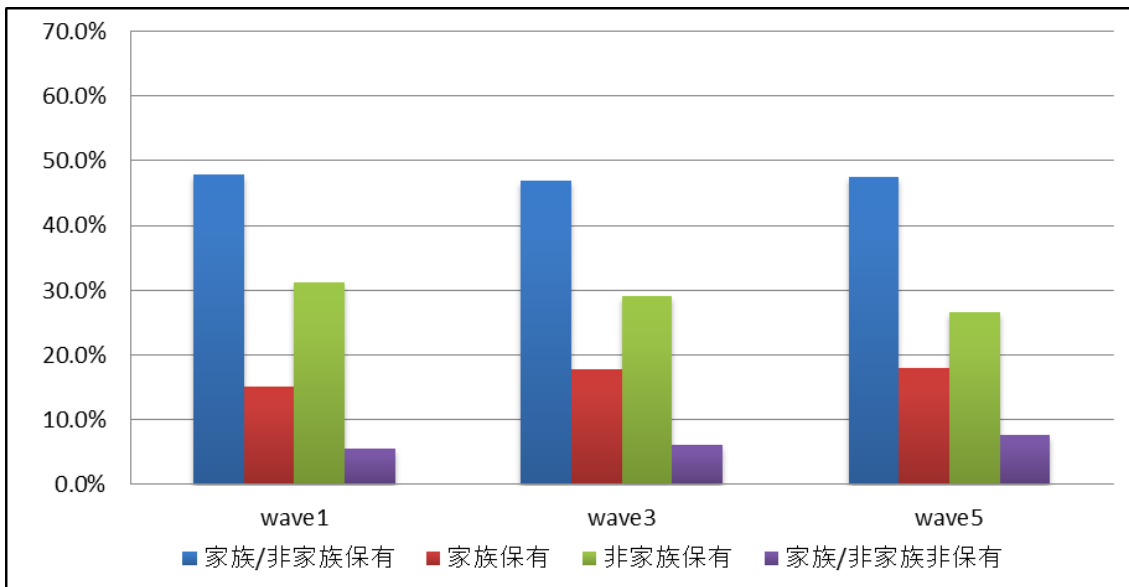


図1 wave別 情緒的サポート・ネットワークの保有状況(男性)

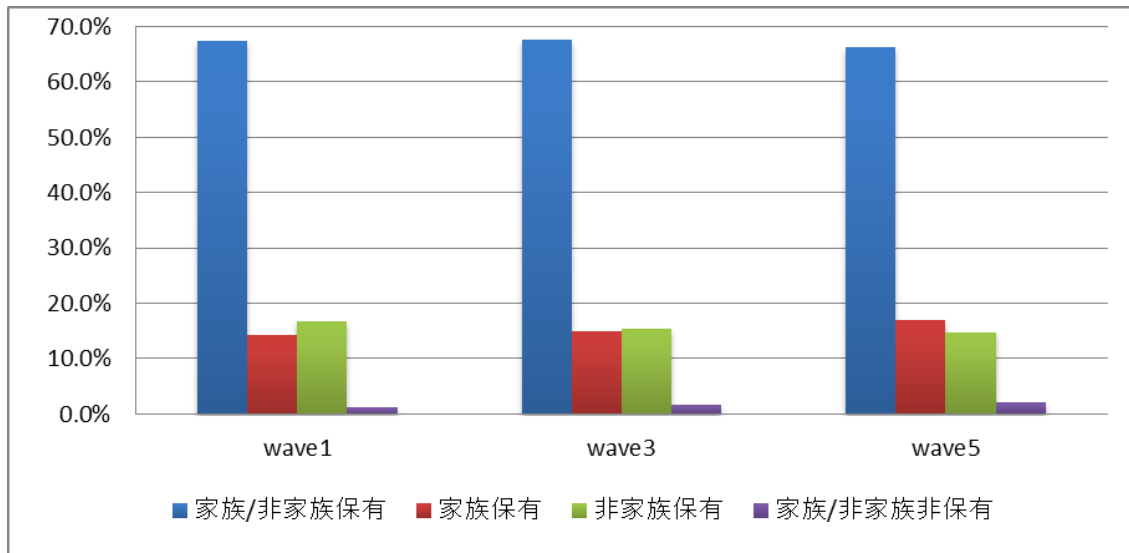


図2 wave別 情緒的サポート・ネットワークの保有状況(女性)

それぞれ 15%ほどで大きな差は見られない。男女の情緒的サポートの保有状況の分布は大きく異なり、女性は男性よりも、情緒的サポートを家族・非家族双方から得ている点も特徴的である。一方で、サポートの分布の変化については家族からの情緒的サポートのみ保有している人の増加傾向や、非家族からの情緒的サポートのみ保有している人の減少傾向などは男女ともに確認される。

続いて、道具的サポート・ネットワークについて示したのが図3と図4である。男性について示した図3を見てみると、家族/非家族の道具的サポートを保有している割合が50%ほどを占めている。この傾向は情緒的サポートと同様であるが、道具的サポートでは家族からのみサポートを受けられると回答した者の割合が比較的高くなっており、この点は情

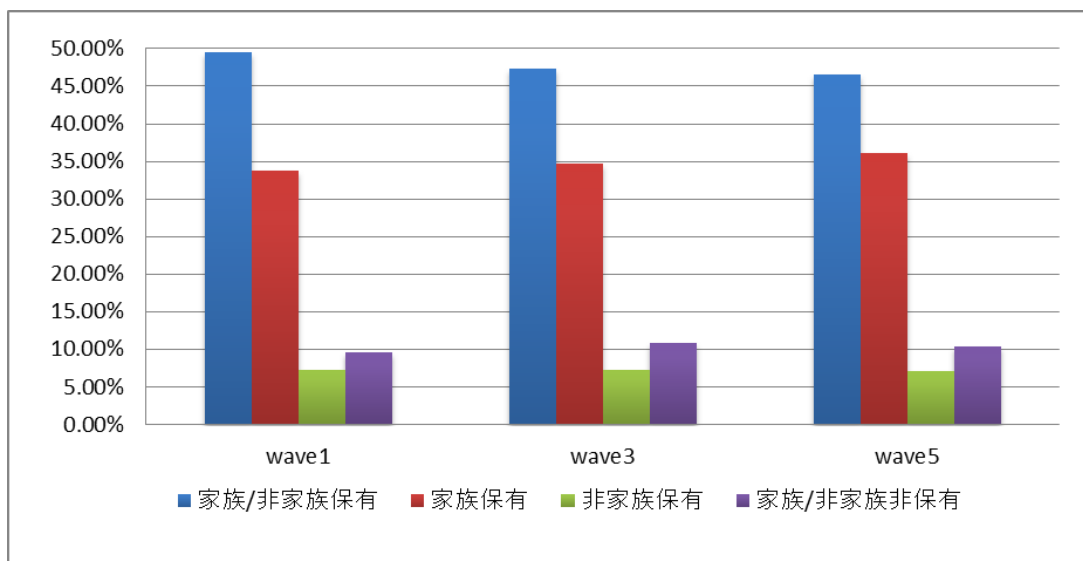


図3 wave 別 道具的サポート・ネットワークの保有状況(男性)

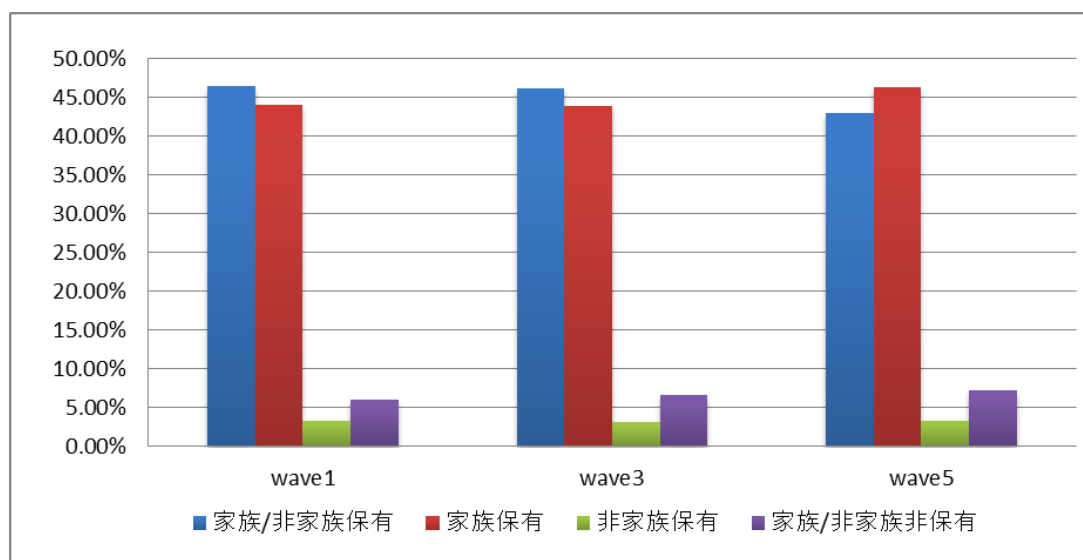


図4 wave 別 道具的サポート・ネットワークの保有状況(女性)

情緒的サポートと異なる。さらに、道具的サポートをまったく保有していない人の割合が家族のみに次いで高く、約 10%を占めている。またまったく保有していない人の割合はわずかであるが増加傾向にあり、Wave5 では 10%を超えている。非家族との道具的サポートのみ保有している割合は最も低い。

女性の道具的サポートの保有状況は家族/非家族の道具的サポートの保有者と家族のみの道具的サポートの保有者の割合がそれぞれ 45%ほどであり、全体の 90%を占めている。非家族のみや誰からも道具的サポートを得られないと回答した者は 10% ほどであり、男性に比べても低い割合を示している。

情緒的サポートと道具的サポートを比較すると、道具的サポートでは男女ともに家族からのみ道具的サポートを得られる状況にあると回答する割合が、情緒的サポートよりも高

表 2 情緒的サポート・ネットワークの移行確率(男性)

		t+1時点				合計(度数)
		家族/非家族保有	家族保有	非家族保有	家族/非家族保有	
t時点	家族/非家族保有	63.27	14.71	19.28	2.74	100%(1421)
	家族保有	32.19	46.15	12.75	8.91	100%(494)
	非家族保有	33.86	7.45	51.02	7.67	100%(886)
	家族/非家族保有	15.2	21.64	28.65	34.5	100%(171)
	合計	46.57	18.17	28.2	7.07	100%(2972)

表 3 情緒的サポート・ネットワークの移行確率(女性)

		t+1時点				合計(度数)
		家族/非家族保有	家族保有	非家族保有	家族/非家族保有	
t時点	家族/非家族保有	77.97	12.03	9.53	0.47	100%(2360)
	家族保有	46.29	44.95	6.1	2.67	100%(525)
	非家族保有	42.51	6.28	48.06	3.14	100%(541)
	家族/非家族保有	10.2	18.37	16.33	55.1	100%(49)
	合計	66.71	16.2	15.11	1.99	100%(3475)

い。仕事の紹介や金銭の貸し借りに関する相談は、家族以外には頼りにくい状況を示しているのかもしれない。こうした傾向から、ネットワークから得られるサポートの性質によって、相談する/できる相手が異なっていることも示唆される。

続いて同一個人内でサポートの保有状況がどのように変化するかという点を見ていこう。表 2 は男性の情緒的サポートの移行確率を示している。

まず、時点間で情緒的サポートの保有状況に変化がないことを示す対角セルに注目すると、いずれも比較的高い割合を示している。特に家族/非家族の情緒的サポートを保有していた場合、次の時点においても約 63%が同様に情緒的サポートを保有している。一方、家族・非家族の情緒的サポートを保有していたものが、まったく情緒的サポートを保有していない状態に移行する割合は約 3%であり、生じにくい現象であることがわかる。他方で、家族/非家族の情緒的サポートのどちらも保有していない場合は、約 34%が次の時点でも情緒的サポートを保有していない。この値は情緒的サポートを保有していなかったもののなかでは最も高い値である。しかし家族の情緒的サポートや非家族の情緒的サポートを保有するようになるもののそれぞれ約 21%と約 28%存在する。また約 15%は情緒的サポートをまったく保有していない状態から、家族/非家族の情緒的サポートを保有している状態に移行している。このように、若年・壮年層において情緒的サポートは維持・拡大されていく傾向が確認される。こうした傾向は、家族の情緒的サポートのみを保有していた場合や、非家族の情緒的サポートを保有していた場合についても確認される<sup>2)</sup>。それぞれ次の時点では、3割ほどが家族/非家族の情緒的サポートを保有する状態に移行している。

表 3 に示した女性の情緒的サポートの移行確率についても同様の傾向が見られる。家族・非家族双方の情緒的サポートを保有していた場合、次の時点では約 78%がその状態を維持している。また家族の情緒的サポートのみ保有していた場合や、非家族の情緒的サポートのみ保有していた場合、それぞれ約 46%と約 42%が、家族/非家族双方の情緒的サポ

表 4 道具的サポート・ネットワークの移行確率(男性)

		t+1時点				合計(度数)
		家族/非家族保有	家族保有	非家族保有	家族/非家族保有	
t時点	家族/非家族保有	66.81	23.64	6.14	3.42	100%(1434)
	家族保有	30.43	55.75	3.19	10.63	100%(1035)
	非家族保有	34.8	17.16	32.84	15.2	100%(204)
	家族/非家族保有	17.39	31.77	7.69	43.14	100%(299)
	合計	46.97	35.2	7.1	10.73	100%(2972)

表 5 道具的サポート・ネットワークの移行確率(女性)

		t+1時点				合計(度数)
		家族/非家族保有	家族保有	非家族保有	家族/非家族保有	
t時点	家族/非家族保有	65.6	28.8	3.4	2.3	100%(1602)
	家族保有	28.1	64.6	1.4	6.0	100%(1540)
	非家族保有	42.5	16.8	21.2	19.5	100%(113)
	家族/非家族保有	9.1	40.9	6.8	43.2	100%(220)
	合計	44.66	45.01	3.28	7.05	100%(3475)

ートを保有している状態に移行している。ただし女性の場合、情緒的サポートをまったく保有していなかった場合、約 55%は次の時点においても情緒的サポートを保有していない状態に留まっている。こうした結果は男性に比べると女性の方が、情緒的サポートをまったく保有していない状態から脱する障壁が高いことを示唆している。だが、度数について見ると、女性の方が男性よりも情緒的サポートをまったく保有していない状態にいるケースが少ないことがわかる。男性の場合は、全体の中で情緒的サポート・ネットワークを保有していないものの割合が女性に比べると高いが、何らかの情緒的サポート・ネットワークを獲得していく傾向が示されている。

さらに道具的サポートの移行確率を示した表 4 と表 5 についても同様の傾向が示されている。道具的サポートの保有状況に変化が生じていない対角セルの割合が高いことや、家族のサポートのみ保有していたものが家族/非家族サポートを保有する傾向などが見て取れる。だが情緒的サポートに比較すると、家族/非家族のサポートを保有していたものが、家族保有に移行する確率も高い。さらに、道具的サポートを保有していなかった個人が、家族の道具的サポートのみ保有している状態に移行する確率も高くなっている。こうした傾向から、道具的サポートでは家族のサポートの重要性が高いことが伺えるだろう。道具的サポートを保有していない場合、頼れるようになるのは家族であり、保有しているサポートの中で維持されやすいのは家族の道具的サポートとなる。

以上が若年・壮年層のサポート・ネットワークの全体の記述である。ここまでの記述統計から、若年・壮年層を孤立の観点から論じることは困難であると言えるだろう。もちろん、Wave1 から Wave5 までの 3 時点で孤立状態に陥っているものも存在するが、全体から見ると非常に小さい割合である。また移行確率を示した各表の対角セルから下の半分は、前の時点に比べネットワークが拡大していることを示していることになるが、いずれの表も、対角セルから下の半分に入る割合が大きいことが見て取れる。このことから、若年・壮年層では孤立ではなくむしろネットワークの維持・拡大が起きていることがパネルデー

表 6 親との情緒的サポート・ネットワークの移行確率(男性)

		t+1時点		
		親ネットワーク有り	親ネットワーク無し	合計(度数)
t時点	親ネットワーク有り	60.36	39.64	100%(1004)
	親ネットワーク無し	17.75	82.25	100%(1989)
合計		32.04	67.96	100%(2993)

表 7 親との情緒的サポート・ネットワークの移行確率(女性)

		t+1時点		
		親ネットワーク有り	親ネットワーク無し	合計(度数)
t時点	親ネットワーク有り	75.93	24.07	100%(1804)
	親ネットワーク無し	25.82	74.18	100%(1654)
合計		51.95	48.05	100%(3505)

タから明らかとなった。

続いて以下では、親の情緒的サポートに与える婚姻の影響について分析を進めていく。

#### 4.2 親のサポートの保有状況

ここからは、親との情緒的サポートに婚姻状態の変化が与える影響について分析を進めていく。分析枠組みでは、情緒的サポートに与える婚姻の影響には男女差が生じることを仮説として示した。こうした仮説が支持されるのか、まずは記述的に確認していく。

まず表 6 と表 7 には男女それぞれについて、親の情緒的サポートの保有状況についての移行確率を示している。男性の移行確率で特徴的なのは、t 時点において親の情緒的サポートを保有していない場合、82.25%が次の時点においても同じ状態が維持される点である。また親の情緒的サポートを保有している場合も 39.64%が 次の時点では、親の情緒的サポートを保有していない状態に移行している。これは次に見る女性の移行確率に比べると高い値になっている。女性の結果では、親の情緒的サポートの保有状況に変化のない対角セルの割合がそれぞれ約 75%程であり、男性に比べると変化が少ないことが見て取れる。また男性よりも相対的には小さい値になっているが、親の情緒的サポートを保有していない場合、その状態が維持される傾向があると言えるだろう。

次に表 8 と表 9 には、既婚者について親と配偶者との情緒的サポートの保有状況の移行確率を男女別に示している。まず表 8 の男性についてみると、親と配偶者のどちらの情緒的サポートを保有している場合や、親の情緒的サポートのみを保有している場合は、次の時点で親の情緒的サポートを失う確率が高くなっている。例えば、親の情緒的サポートのみを保有していた個人が、次の時点で親の情緒的サポートを維持しているのは約 33%であり、残りの約 67%は親との情緒的サポートを喪失している。とりわけ、どちらの情緒的サポートも保有していない状態に移行する確率は高い。また配偶者との情緒的サポートのみを保有していた個人が、配偶者との関係を維持する確率も高く、65.91%を示している。

表 8 親と配偶者の情緒的サポートの移行確率(既婚・男性)

		t+1時点				合計(度数)
		親/配偶者あり	親のみ	配偶者のみ	どちらも無し	
t時点	親/配偶者あり	46.64	5.30	39.22	8.83	100%(283)
	親のみ	17.65	15.69	17.65	49.02	100%(51)
	配偶者のみ	11.63	1.34	65.91	21.12	100%(748)
	どちらも無し	7.29	4.52	37.94	50.25	100%(398)

表 9 親と配偶者の情緒的サポートの移行確率(既婚・女性)

		t+1時点				合計(度数)
		親/配偶者あり	親のみ	配偶者のみ	どちらも無し	
t時点	親/配偶者あり	69.58	5.83	20.98	3.61	100%(858)
	親のみ	35.00	30.83	19.17	15.00	100%(120)
	配偶者のみ	21.50	2.46	62.31	13.73	100%(772)
	どちらも無し	14.62	7.11	34.39	43.87	100%(253)

一方、女性は異なる傾向を示している。表9に示したように、女性では親との情緒的サポートを保有していた場合、次の時点でもその関係を維持している確率が高い。親と配偶者の情緒的サポートを保有している場合、69.58%が次の時点でも同じ状態を維持している。また親の情緒的サポートのみを保有していた個人は、次の時点で30.83%が同じ関係を維持し、35%が配偶者の情緒的サポートも保有する状態に移行している。

既婚者に限ってみれば、女性の方が親と配偶者の情緒的サポートを両方とも保有している。また男性に比べ女性の方が親のみ、または配偶者のみの情緒的サポートを保有していた個人が、両方の情緒的サポートを保有している状態に移行する確率が高い。こうした傾向は女性についての仮説に整合的と考えられる。また男性既婚者は、親との情緒的サポートは徐々に喪失されていくような傾向を示している。男性の場合、配偶者との情緒的サポートを保有できなかった場合、親からも配偶者からも情緒的サポートを得られない状況に陥る可能性が高いと言える。

続いて結婚継続年数と情緒的サポートの関連を示したのが、図5と図6である。横軸に結婚継続年数を、縦軸に親と配偶者のそれぞれの情緒的サポートを保有している割合を示している。また調査期間中に結婚したものについては、未婚時の情緒的サポートの保有状況を把握することが可能であるため、結婚以前の状況についても図に示している<sup>3)</sup>。

まず男性についてのグラフを見てみると、結婚初年から一貫して、親よりも配偶者の情緒的サポートを保有している割合が高い。親の情緒的サポートの保有割合は、結婚初年がおおよそ40%であるが、結婚20年では約20%であり、20ポイントほど減少していることがわかる。全体的な減少傾向は配偶者も同様であるが、結婚初年は80%を超えており、その後も60%前後と高い値を推移している。このことから、男性では、結婚により情緒的サポートの多くは親ではなく配偶者によって担われていることがわかる。



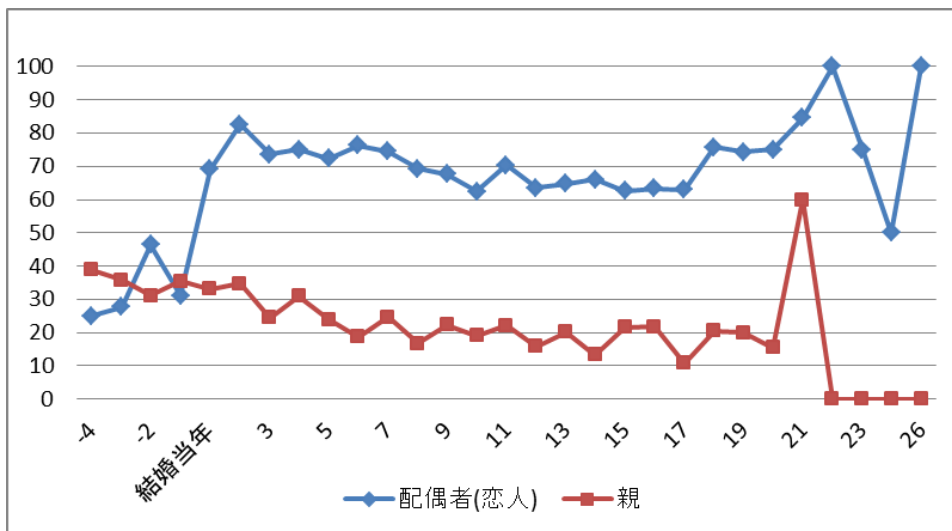


図5 既婚者の情緒的サポート・ネットワーク(男性)

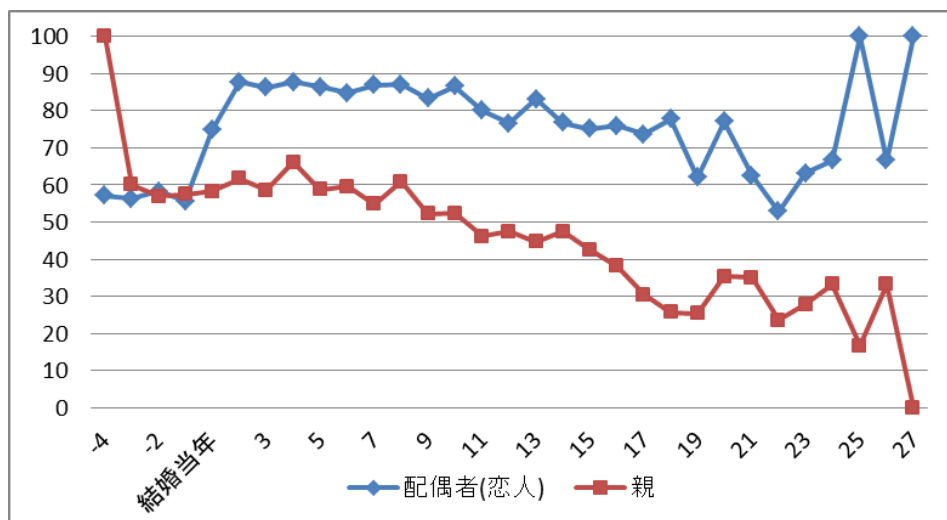


図6 既婚者の情緒的サポート・ネットワーク(女性)

また女性のグラフでは、男性に比べ親と配偶者の情緒的サポートの保有割合が相対的に高いことと、2つの保有割合の隔たりが小さいことが特徴的である。特に結婚初年から結婚10年にかけては、親と配偶者の情緒的サポートのどちらも保有割合は高い。配偶者の情緒的サポートは80%以上を保ち、親の情緒的サポートも60%前後を推移している。もちろん女性でも、結婚10年移行は親の情緒的サポートを保有している割合は徐々に減少しており、配偶者の情緒的サポートの保有割合との隔たりが大きくなっている。

2つのグラフから、男性では未婚から既婚への変化が親との情緒的サポートを喪失させる要因となっていると予想されるが、女性では未婚から既婚への変化というよりは、結婚年数が長くなることによる影響や、または加齢により親に頼れなくなるという要因が、親との情緒的サポートの喪失の要因になっていると考えられる。

次項では、これまで記述的に確認してきた親との情緒的サポートの保有に与える婚姻状態の影響を、固定効果/ランダム効果モデルの推定からより詳細に検討する。

### 4.3 親からのサポートの規定要因

前項の記述統計から、男性と女性で婚姻状態の関連が異なることが確認されたが、他の要因や個人間の異質性を統制した場合でもこのような傾向が確認されるのか固定効果/ランダム効果モデルの推定から議論を進めていく。ここでの従属変数は親の情緒的サポートを保有しているか否かであり、保有していれば1、保有していなければ0を取る二値変数である。

表 10 の左側に示した男性の結果から見ていこう。まず固定効果モデルの結果を見ると、婚姻状態を含め有意な変数はほとんど見られない。唯一、主観的健康のみが 10%で有意な精の効果を示している。一方、ランダム効果モデルの推定結果では、主観的健康以外にも有意な変数が確認される。すなわち年齢や自営・家族就業、個人年収、親同居、そして婚姻状態である。特に婚姻状態は、未婚を基準とした場合、婚姻状態はいずれも負の係数で有意となっている。特徴的な点は結婚 6 年～10 年目以降の各カテゴリは 1%で有意であり、男性では婚姻の継続年数が長くなるほど、親の情緒的サポートを失っていく傾向が示されていることである。こうした傾向は対象者の年齢を統制した上でも確認され、記述統計で確認したように、未婚から既婚への変化や婚姻の継続が親の情緒的サポートを失わせ、配偶者から情緒的サポートを得るようになると考えられる。しかしこのような結果から、男性についての仮説が採択されるように考えられるものの、モデルの採択のために行った Hausman 検定の結果は有意となっており、固定効果モデルが採択されている。このため、仮説が採択されたとは言えないだろう。

次に女性の結果だが、固定効果モデルでは有意な変数は確認されない。男性の固定効果モデルで見られた主観的健康の影響も女性では有意ではない。だが、ランダム効果モデルの結果についてみると、年齢、個人年収、親同居ダミー、子ども 6 才以下ダミー、婚姻状態が有意となっている。婚姻状態の影響についてみると、未婚と比較すると結婚 1 年目～5 年目までは正の係数で有意となっており、結婚してから比較的早い時期には親の情緒的サポートを獲得する傾向が見られる。さらに男性と異なるのは、結婚 6 年目～10 年目以降の各カテゴリは有意ではなく、結婚が継続することが親との情緒的サポートに影響を与えないという点である。記述統計では、女性でも婚姻年数の増加とともに親のサポートを失っていく傾向が見られたが、年齢など他の変数を統制するとそうした傾向は確認されなかった。

また婚姻状態とも関連する子ども 6 才以下ダミーも正の係数で有意になっている。この子ども 6 歳以下ダミーと婚姻状態の結果と併せると、婚姻状態の変化や子どもの出産や

表 10 親の情緒的サポート・ネットワークに関する固定/ランダム効果モデル

可変変数	男性				女性				
	固定効果		ランダム効果		固定効果		ランダム効果		
	$\beta$	SE	$\beta$	SE	$\beta$	SE	$\beta$	SE	
年齢	-0.029	0.038	-0.023	0.014	+ -0.061	0.038	-0.112	0.016	**
就業状態(ref:正規)									
パートタイム	-0.156	0.281	-0.202	0.194	-0.274	0.269	-0.086	0.186	
自営・家族	0.171	0.427	0.498	0.231	* 0.719	0.627	0.204	0.368	
無職	0.011	0.434	0.062	0.340	0.091	0.311	0.222	0.249	
個人所得(ref:無し)									
25万～150万	0.047	0.586	-0.136	0.445	-0.126	0.278	-0.162	0.237	
150万～350万	-0.473	0.599	-0.801	0.447	+ -0.003	0.336	-0.214	0.272	
350万	-0.443	0.622	-0.930	0.459	* -0.380	0.444	-0.615	0.323	+
主観的健康	-0.203	0.258	+ 0.145	0.064	* -0.037	0.088	0.050	0.068	
親同居	0.203	0.258	0.413	0.146	** -0.185	0.248	0.388	0.161	**
婚姻状態(ref:未婚)									
～5年目	-0.023	0.336	-0.407	0.216	+ 0.201	0.333	0.581	0.230	*
6年～10年目	-0.365	0.500	-0.963	0.252	** 0.013	0.460	0.325	0.259	
11年～15年目	-0.252	0.625	-1.151	0.266	** 0.140	0.576	0.300	0.270	
16年～	0.517	0.837	-0.885	0.331	** -0.390	0.715	-0.229	0.315	
子ども6才以下	0.232	0.259	0.068	0.189	0.340	0.245	0.507	0.182	**
不変変数									
本人学歴									
短大専門	-	-	-0.091	0.184	-	-	0.358	0.188	+
大学	-	-	-0.083	0.160	-	-	0.573	0.225	*
定数			0.065	0.682			2.987	0.637	**
hausman		24.04	*			30.34	**		
N		456		1694		503		1804	
number of obs		1264		3909		1420		4437	

\*\*: $p<.01$  \*: $p<.05$  +: $p<.1$

養育などによる生活環境の大きな変化に際して、女性は親の情緒的サポートを頼るようである。結婚継続年数が長くなれば、配偶者や子どもとの生活も落ち着き、親の情緒的サポートを新たに必要とすることも無くなると考えられる。女性についての仮説は、婚姻状態は親の情緒的サポートに影響しないというものだったが、分析の結果から婚姻状態は影響を持っていた。さらに、男性とは異なり婚姻状態の影響は親との情緒的サポートの保有に対して正の影響を持っていた。このため、女性についての仮説は支持されなかったと言えるだろう。それに加えて、男性と同様に Hausman 検定の結果は有意となっており、固定効果モデルが採択されているため、ランダム効果モデルの結果の解釈については留保が必要となるだろう。

## 5. 議論

本稿の分析結果をまとめると次のようになる。まず前半で行ったサポート全体の保有状況に関わる記述的な分析では、ネットワークから得られるサポートの種類別に、各 wave の分布の変化と、移行確率から若年・壮年層では孤立の観点からサポートを議論することが難

しいことを確認した。本稿の対象となった 20 歳から 40 歳では、サポートは全体として維持・拡大していく傾向が見られた。もちろん、Wave1 から Wave5 までの 5 年間にわたって一貫して孤立しているものや、孤立を経験したものもいたが、全体に占める割合はごくわずかであった。孤立の研究で言及される男性であっても、この年齢層であれば孤立に陥るリスクは比較的小さいものだと考えられる。

また後半で行った固定効果/ランダム効果モデルを用いた分析では、主に婚姻状態の変化に焦点を絞り、男女で異なる結果が示された。男性では、未婚から既婚への移行や婚姻年数が長くなると親の情緒的サポートを保有しなくなる傾向が見られた。一方、女性では未婚と比較すると結婚 1 年目から 5 年目に親のサポートを保有する傾向が見られた。また女性では、結婚 6 年目以降は有意な影響は見られず、結婚生活の特定の時期に親の情緒的サポートを保有するようである。ただし、これらの男女の分析結果はいずれもランダム効果モデルに基づいたものであるが、Hausman 検定の結果はいずれも有意であり、固定効果モデルが採択されている。

固定効果モデルが採択されているが、ランダム効果モデルの結果は先行研究とも整合的な結果となっている。特に男性の結果は親のサポートに限定したことや配偶者との関係を十分に考慮していないため直接的には検証できていないが、田中の議論で提示されている「切り替えモデル」による説明が当てはまっている。ただし、男性の結果からサポートの源泉が親から配偶者へ切り替わっていることが示唆されているものの、なぜ女性では生じていない切り替わりが生じているのかという点は十分に明らかになっていない。特に親から配偶者への情緒的サポートの切り替わりという点を考えると、男性では情緒的サポート・ネットワークの維持に接触頻度の多さなどが重要な要因となっている可能性がある。サポートの維持に対する接触頻度の影響は、本稿で用いたデータには含まれていないため、分析できなかったが、この点は今後の課題としたい。

また女性の結果は男性とは異なり、未婚から既婚への移行、特に婚姻後まもなくの 1 年目から 5 年目の期間において親の情緒的サポートを保有する傾向にあることが明らかとなった。この結果も、この時期に出産や育児などのライフイベントを経験しているとすれば、育児期の女性が親のサポートを受けているとする先行研究と整合的である。特に、育児期の女性のサポート・ネットワークに親族が含まれると、育児不安が減少するとの知見もあり(松田 2001)、親は重要なサポートの源泉と見なされている。このような傾向についてはより詳細な検討が必要であり、特に婚姻状態の変化だけでなく、出産や育児経験などのライフイベントの影響を考慮する必要があるだろう。また、この時期に親からのサポートをのみを得るようになったのか、サポート・ネットワーク規模が拡大しているのかという点についても検討する必要があると考えられる。育児期の女性は、親以外にも非家族のサポートを多く保有するという点も指摘されているため、この点は今後の課題となる。

[注]

- 1) もちろん, A と C の両方を保有している場合も, 情緒的サポート・ネットワークを保有しているものとして処理している.
- 2) 家族の情緒的サポート・ネットワークのみ保有していた者が非家族の情緒的サポート・ネットワークのみ保有している状態に移行した場合については, 維持・拡大という観点からの評価は難しい. その逆についても同様である.
- 3) 質問紙上では, 「配偶者または恋人」として選択肢が与えられている. 男性では, 結婚当年以降, 配偶者のサポートが急増している傾向が見られるが, 婚姻前の時期においては正確な回答が得られていない可能性もある.

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「東大社研・若年パネル調査」(JLPS-Y)wave1-wave6 と「東大社研・壮年パネル調査」(JLPS-M)wave1-wave6 の個票データの提供を受けました。記して深謝いたします。

[参考文献]

- Antonucci, T. C., 1985, “Social Support: Theoretical Advances, Recent Findings and Pressing Issues” Sarason, I.G. & Sarason, B.R. (Eds), *Social Support: Theory, Research and Applications*, Boston, Martinus Nijhoff Publishers, 21-37.
- 大日義晴, 2011, 「有配偶者のサポート構造」『第3回家族についての全国調査(NFRJ08)第二次報告書4——階層とネットワーク』日本家族社会学会全国家族調査委員会, pp83-97
- 藤見純子, 1988, 「親族と結婚」正岡寛司・望月崇編『現代家族論』有斐閣大学双書
- Granovatter, Mark, 1973, “The Strength of Weak Ties” *American Journal of Sociology* 78(6):1360-1380 (=2006, 大岡栄美訳「弱い紐帯の強さ」野沢慎司編『リーディングスネットワーク論』勁草書房, 123-154)
- 稲葉昭英, 2002, 「結婚とディストレス」『社会学評論』53(2):69-84
- 稲葉昭英・浦光博・南隆男, 1987, 「「ソーシャル・サポート」研究の現状と課題」『哲学』85: 109-149
- 石田光規, 2009, 「転職におけるネットワークの効果——地位達成とセーフティネット」『社会学評論』60(2):280-296.
- , 2011, 『孤立の社会学——無縁社会の処方箋』勁草書房
- Jones. G, Wallace. C., 1992, “*Youth, Family and Citizenship*” Open University Press (=宮本みち子監訳・鈴木宏訳, 1996『若者はなぜ大人になれないか——家族・国家・シティズンシップ』新評社).

- 北村琴美・無藤隆, 2003, 「中年期女性が報告する娘との関係と心理的適応との関連」『心理学研究』 74 : 9-18
- Lin, Nan, 2001, *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*, Cambridge, Cambridge University Press (筒井淳也・石田光規・桜井政成・三輪哲・土佐智賀子訳, 2008, 『ソーシャル・キャピタル——社会構造と行為の理論』 ミネルヴァ書房).
- 松田茂樹, 2001, 「育児ネットワークの構造と母親の Well-Being」『社会学評論』 52(1) : 33-49
- 中尾啓子, 2005, 「複合ネットワークの概要——3 種類の社会ネットワークの複合と重複」『日本版 General Social Surveys 研究論文集[4]——JGSS でみた日本人の意識と行動』 大阪商業大学・東京大学社会科学研究所, pp-131-152
- 澤口恵一, 2010, 「育児期の女性への親からの支援-結婚は「自立」の指標となりえるか？」岩上真珠『〈若者と親〉の社会学-未婚期の自立を考える』 青弓社, 125-137
- 末盛慶, 1999, 「夫の家事遂行および情緒的サポートと妻の夫婦関係満足度——妻の性別役割意識による交互作用効果」『家族社会学研究』 11:71-82
- 田中慶子, 2010, 「未婚者のサポート・ネットワークと自立」岩上真珠『〈若者と親〉の社会学-未婚期の自立を考える』 青弓社, 65-82

# 健康行動の社会経済的格差

## ——パネルデータを用いたアプローチ——

藤原翔

(東京大学)

健康の格差を明らかにする上で、健康行動の社会経済的格差を明らかにする必要がある。本稿では、東京大学社会科学研究所が2007年より毎年実施している「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 Surveys)から得られたパネルデータセットを用いて、健康行動の社会経済的格差の実態を明らかにした。Pooled-OLSによる分析からは、社会経済的要因と健康行動が大きく関連していることが示された。しかし、変化の情報を利用し、観察されない異質性の影響を統制した固定効果モデルからは、多くの社会経済的変数の効果は有意ではなくなったものの、効果が残り続ける変数や有意な効果を示すようになった変数もいくつかみられた。全体的にみて、社会経済的に不利な状況に陥ることは、健康行動に負の影響を与えているということが可能だろう。しかし不利な状況になることが常に健康行動にネガティブな影響を与えるわけではない。たとえば失業状態だと運動の頻度が増えたり、結婚や子どもをもつことによって運動の頻度が減ったりすることもある。

### 1. 目的

学歴、職業、収入といった社会経済的地位によって個人の健康状態や死亡率などが異なることを健康の社会経済的格差と呼ぶ(Marmot et al. 1997)。健康の社会経済的格差は古くからのトピックであるにもかかわらず、近年特に注目を集めている(近藤 2005; 近藤編 2007)。また公衆衛生・疫学だけでなく、経済学、政治学、そして社会学など領域横断的研究テーマとなっている(川上他編 2015)。ここでは健康そのものではなく、主観的健康や健康行動(health behavior)なども分析の対象とされている。中でも健康行動は、社会経済的地位と健康および死亡の関連を、もちろん完全ではないものの、いくらか媒介している(と考えられている)点において、健康格差のメカニズムを明らかにする上でも重要な分析対象となる。

健康行動としては様々なものがあげられる。Pampel et al. (2010)によれば、喫煙や飲酒をしないことは健康的な行動といえる。運動をすること、よい食生活を行うこと、しっかりと栄養をとること、適切な体重を維持することなども、健康的な行動である。他にも、ドラッグ、睡眠時間、飲酒運転などが健康行動のひとつとしてあげられている。このような健康行動と社会経済的地位と関連、つまり、健康行動の社会経済的格差についても、医学・疫学だけでなく経済学や社会学でも研究が進められている。しかし、Pampel et al. (2010)も指摘するように、これまでの健康行動と社会経済的地位の分析は、クロスセクションデータを用いた関連の記述がほとんどであり、パネルデータを用いた影響の検証が必要とされている。

そこで本稿では、パネルデータをもとに、健康行動の社会経済的格差の実態を明らかにする。すでに菅・有田（2012）や戸ヶ里（2008）が失業と健康・生活習慣との関連を本稿が用いたものと同じデータから示しているが、本稿は失業を含めた様々な社会経済的状況が健康行動に対して与える影響について、そして仕事をしている場合についてはその仕事環境の影響について、パネルデータから検討する<sup>2)</sup>。

## 2. 方法

### 2.1 データ

東京大学社会科学研究所が2007年より毎年実施している「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 Surveys; JLPS）から得られたパネルデータセットのWave1～Wave6（2007年～2012年）を用いる。調査は若年調査（JLPS-Y）と壮年調査（JLPS-M）に分かれているが、分析には両調査のデータをあわせて使用している。なお、2011年からの追加サンプルデータは用いていない。

### 2.2 変数

従属変数と独立変数は以下の表1と表2に示した。喫煙については2値としたが、他の健康行動については変数のカテゴリをもとに、連続変数として扱った。もちろんこのような尺度の用い方には注意が必要であるが（西里 2007）、どのような得点化をすればデータの構造を適切に捉えられるのかについてはさらなる検討が必要なため<sup>3)</sup>、今回は特に変換は行っていない。従属変数間の相関については付表1に示した。

表1 従属変数リスト

健康行動 (調査年)	詳細
喫煙 (2007年, 2009年, 2011年)	「あなたは現在, 1日にどれくらいタバコを吸いますか」 「喫煙したことがない」「禁煙した」を0（非喫煙）, 「1～10本」 「11～20本」「21本以上」を1（喫煙）
飲酒 (2007年, 2009年, 2011年)	「あなたは現在, どれくらいの頻度でお酒を飲んでいますか」 0=まったくお酒は飲めない・禁酒した, 1=特別な機会がある ときのみ, 2=月に2-3回, 3=週に1-2回, 4=週に3-4回, 5= 週に5-6回, 6=毎日
カップ麺やファストフード (2007年, 2009年, 2011年, 2012年)	「あなたはどのくらいの頻度で以下のことをしていますか」 0=ほとんどしない, 1=月に1-3日, 2=週に1-2日, 3=週に 3-4日, 4=週に5-6日, 5=毎日
1日3食 (2007年, 2009年, 2011年, 2012年)	
栄養バランスの取れた食事 (2007年, 2009年, 2011年, 2012年)	
運動 (2007年, 2009年, 2011年, 2012年)	



表 2 独立変数リスト

独立変数	詳細
時点	各時点のダミー変数（従属変数によって変化）
職業	専門，管理，事務，販売，マニュアル・農業，自営，その他，失業・無業
非正規ダミー	1=非正規，0=非正規以外
世帯年収	0～300万円，400万円くらい，500万円くらい，700万円位，1000万円くらい，1000万円以上
婚姻状態	既婚，未婚，死別，離別
子どもの有無	1=子どもあり，0=子どもなし
年齢	2007年時点で，20～26，27～33，34～40．時間不変．
学歴	中学・高校，専門学校，短大・高専，大学，時間不変．
労働時間／日	0～24時間
労働日数／月	0日～31日
ほぼ毎日残業	1=あてはまる，0=あてはまらない
社員数が恒常的に不足	
いつも締め切りに追われている	

### 2.3 分析モデル

まず健康行動の変化をみるために，移行確率と級内相関を検討する．まず個人内でどのような変化が生じたのかを移行確率（transition probability）から明らかにする．移行確率は，隣接する 2 時点間であるカテゴリから他のカテゴリへどの程度の移行が生じたのか，その割合を示したものであり，関心のある変数が約 1 年間でどの程度変化しているのかを明らかにすることができる．なお，欠損値からの移動や，欠損値への移動は計算に含めていない．

変数を得点化した上での変化の指標として，級内相関を用いる． $y_{it}$ を従属変数とし，以下のモデルを考える．

$$y_{it} = \beta_0 + u_i + e_{it}$$

ここで， $\beta_0$ は切片（平均）， $u_i$ は平均 0，分散 $\sigma_u^2$ のランダム効果， $e_{it}$ は平均 0，分散 $\sigma_e^2$ 個人内誤差である．すると，級内相関（intraclass correlation）は，

$$ICC = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_e^2}$$

と定義される．これは全体の分散（ $\sigma_u^2 + \sigma_e^2$ ）の内，どの程度が個人間のばらつき（ $u_i$ ）によるものかを示しており，個人間の異質性の度合いと個人内の一貫性の高さを示す指標といえる（藤原 2015）．級内相関が高いと個人間で違いがあり，個人内での一貫性が高いといえ，変化の情報を利用するパネルデータ分析には不向きな場合がある．

以上の記述的な分析を行った後に，回帰分析から健康行動と関連した要因を明らかにする．本稿ではパネルデータの特徴を明らかにする上で 2 つの回帰モデルから検討する．まず最小二乗法モデル（OLS model）である．これは，通常のカロスセクションデータで分析を行った場合，どのような結果がみられるのかを示すものといえる．同一個人が複数観察されているため，Pooled-OLS と呼ばれる．同一個人の複数観察に関して，標準誤差は調整して

いる。次に、固定効果モデル (fixed effects model) である。詳しくは Allison (2011), 三輪・山本 (2012), 中澤 (2012) などを参考にされたいが、これは変化の情報を利用した観察されない異質性を考慮した分析となる。こちらでも標準誤差を調整している。

なお、2 値変数の喫煙については、固定効果ロジットモデル (Allison 2011) を用いた。ただし、喫煙や飲酒については、ラグ付き被説明変数を用いたダイナミックパネルモデルが望ましいとされる<sup>4)</sup>。時間可変の独立変数  $x$  の係数  $\beta$  は、「 $x$  が他の状態からその状態となることの  $y$  の変化に対する影響をみている」(山口 2009 : 130) と解釈することが可能である<sup>5)</sup>。

回帰分析に関しては、無職者を含めた場合と、各調査時点で働いているもののみを対象とし、職場環境に関する変数を加えた場合の 2 つに分けて分析を行った。性別と他の独立変数との多くの交互作用があることを考慮し、分析は男女別に行っている。

### 3. 記述的分析結果

#### 3.1 度数分布

まず分析に用いる変数の分布の時点間の変化をみていく。表 3 より喫煙についてみると、男性では 2007 年では 54.2% が非喫煙だったが、2011 年では 65.7% が非喫煙となっている。女性については 2007 年では 82.3% が非喫煙だったが、2011 年では 86.8% が非喫煙となっている。どちらについても非喫煙化が進んでいるといえる。

表 4 は飲酒行動である。合計欄をみると、毎日お酒を飲んでいるのは、男性の 16.4%、女性の 6.6% である。週に 1~2 回以上飲んでいるのは、男性では 49.7%、女性では 28.3% である。喫煙と異なり、週に 1~2 回以上飲んでいる割合は時点間で変化していない。

表 5 はカップ麺やファストフードを食べる頻度についての分布の変化をみたものである。毎日カップ麺やファストフードを食べる男性は 2.0%、女性は 0.6% である。週に 3-4 回カップ麺やファストフードを食べるのは、男性では 18.2%、女性では 7.2% である。ほとんどカップ麺やファストフードを食べない男性は 12.8%、女性は 20.6% である。時点とともに、ほとんどしないと答える割合が減少していることがわかる。

表 6 より、1 日 3 食の頻度については、毎日と答えている人の割合が高く、男性では 55.8%、女性では 69.5% である。週に 3-4 回以上 1 日 3 食食事をとっているのは、男性では 76.7%、女性では 87.1% である。1 日 3 食の頻度は高まっている。

表 7 から、バランスの取れた食事をする頻度については、毎日と答えている男性は 30.8%、女性は 38.8% である。週に 3-4 回以上バランスの取れた食事をしている男性は 73.5%、女性は 84.4% である。2007 年よりもバランスの取れた食事をしている人の割合は若干増加しているようである。

表 5 から表 7 までは食生活に関するものであったが、表 8 は運動に関するものである。

毎日運動をしている割合は男性では3.7%、女性では3.4%である。週に3-4回以上の場合をみると、男性では12.8%、女性では10.8%である。ほとんどしないと答えている人の割合は、男性では55.0%、女性では66.1%となっており、運動をしている人が少ないことがわかる。時点による大きな変化はみられなかった。

全体として非喫煙・減煙の方向にむかっているが、飲酒や運動については大きな変化はみられない。1日3食食べることやバランスの取れた食事をするものがほとんどない人の割合は減少しているが、カップ麺やファストフードをほとんど食べない割合も減少し、月に1~3回食べる場合が多くなっている。これらの結果は、時代や加齢によって一様に健康行動が増加するわけでも減少するわけでもないということを意味している。

表3 調査時点別の喫煙行動（男女別）

性別	調査時点	非喫煙	1-10本	11-20本	21本以上	合計	n
男性	2007	54.2	11.7	24.5	9.7	100.0	2,352
	2009	59.4	11.5	21.8	7.4	100.0	1,668
	2011	65.7	12.3	17.9	4.1	100.0	1,492
	合計	58.9	11.8	21.9	7.5	100.0	5,512
女性	2007	82.3	8.9	7.3	1.5	100.0	2,421
	2009	84.8	7.2	6.9	1.1	100.0	1,911
	2011	86.8	7.2	5.2	0.8	100.0	1,809
	合計	84.4	7.9	6.6	1.1	100.0	6,141

表4 調査時点別の飲酒行動（男女別）

性別	調査時点	飲めない・禁酒	特別な機会がある時のみ	月に2-3	週に1-2	週に3-4	週に5-6	毎日	合計	n
男性	2007	11.9	26.2	13.5	17.0	9.3	6.5	15.6	100.0	2,354
	2009	11.7	24.6	12.8	16.3	9.9	8.0	16.8	100.0	1,670
	2011	9.2	28.6	11.9	15.9	9.4	7.8	17.3	100.0	1,494
	合計	11.1	26.4	12.9	16.5	9.5	7.3	16.4	100.0	5,518
女性	2007	21.7	37.2	14.3	12.4	4.9	3.5	6.0	100.0	2,426
	2009	22.3	35.7	13.9	12.2	5.6	3.4	6.8	100.0	1,920
	2011	20.6	38.6	10.2	13.2	5.4	4.7	7.2	100.0	1,812
	合計	21.6	37.2	13.0	12.6	5.3	3.8	6.6	100.0	6,158

表5 調査時点別のカップ麺やファストフードを食べる頻度（男女別）

性別	調査時点	ほとんど しない	月に1-3日	週に1-2日	週に3-4日	週に5-6日	毎日	合計	n
男性	2007	15.7	30.5	34.2	13.3	3.9	2.4	100.0	2,345
	2009	13.9	36.4	33.1	13.0	2.2	1.6	100.0	1,667
	2011	12.6	33.4	35.5	13.2	3.9	1.5	100.0	1,498
	2012	8.7	39.3	35.8	11.6	3.0	1.7	100.0	1,409
	合計	13.1	34.3	34.5	12.9	3.3	1.9	100.0	6,919
女性	2007	24.0	40.0	27.8	6.2	1.2	0.9	100.0	2,423
	2009	21.4	46.7	25.7	4.6	1.1	0.5	100.0	1,914
	2011	20.7	41.8	30.2	5.6	1.1	0.6	100.0	1,812
	2012	16.6	50.3	25.9	5.6	1.1	0.5	100.0	1,763
	合計	21.0	44.3	27.4	5.6	1.1	0.6	100.0	7,912

表6 調査時点別の1日3食の頻度（男女別）

性別	調査時点	ほとんど しない	月に1-3日	週に1-2日	週に3-4日	週に5-6日	毎日	合計	n
男性	2007	15.0	3.3	7.4	8.3	12.5	53.6	100.0	2,340
	2009	12.5	4.2	7.5	8.1	15.9	52.0	100.0	1,663
	2011	11.1	3.7	6.7	8.9	12.0	57.7	100.0	1,500
	2012	7.7	3.8	9.2	7.0	15.1	57.2	100.0	1,407
	合計	12.0	3.7	7.6	8.1	13.7	54.8	100.0	6,910
女性	2007	7.7	2.3	5.0	6.9	10.7	67.5	100.0	2,419
	2009	6.2	2.4	5.3	7.8	12.1	66.3	100.0	1,908
	2011	5.2	2.4	3.4	6.2	9.6	73.2	100.0	1,809
	2012	4.5	2.1	4.3	5.6	11.5	72.1	100.0	1,759
	合計	6.0	2.3	4.5	6.7	10.9	69.5	100.0	7,895

表7 調査時点別のバランスの取れた食事をする頻度（男女別）

性別	調査時点	ほとんど しない	月に1-3日	週に1-2日	週に3-4日	週に5-6日	毎日	合計	n
男性	2007	13.4	3.7	12.8	22.1	17.4	30.7	100.0	2,326
	2009	10.1	3.7	11.6	22.9	21.0	30.7	100.0	1,661
	2011	9.1	3.4	12.3	24.9	18.8	31.5	100.0	1,494
	2012	6.7	3.6	13.7	23.0	22.7	30.3	100.0	1,400
	合計	10.3	3.6	12.6	23.1	19.6	30.8	100.0	6,881
女性	2007	7.4	2.7	8.8	21.1	20.7	39.2	100.0	2,409
	2009	5.4	1.7	7.3	21.9	24.6	39.1	100.0	1,903
	2011	4.5	1.8	7.4	22.8	24.5	39.0	100.0	1,805
	2012	4.2	2.7	7.5	21.6	26.2	37.8	100.0	1,753
	合計	5.5	2.3	7.8	21.8	23.8	38.8	100.0	7,870

表 8 調査時点別の運動をする頻度（男女別）

性別	調査時点	ほとんど しない	月に1-3日	週に1-2日	週に3-4日	週に5-6日	毎日	合計	n
男性	2007	56.3	14.7	16.1	6.0	2.8	4.1	100.0	2,334
	2009	56.3	16.2	15.6	5.8	2.9	3.2	100.0	1,646
	2011	56.2	14.8	16.4	5.7	3.3	3.7	100.0	1,464
	2012	49.9	20.4	15.9	6.1	4.0	3.7	100.0	1,399
	合計	55.0	16.2	16.0	5.9	3.2	3.7	100.0	6,843
女性	2007	66.0	9.4	13.1	5.4	2.4	3.7	100.0	2,405
	2009	68.2	10.0	11.9	4.0	2.5	3.5	100.0	1,878
	2011	67.0	9.8	13.7	4.7	1.7	3.1	100.0	1,794
	2012	63.2	13.4	11.5	5.8	2.8	3.4	100.0	1,737
	合計	66.1	10.5	12.6	5.0	2.3	3.4	100.0	7,814

### 3.2 移行確率

次に、移行確率から同一個人内でどのような変化が生じているのかを明らかにする。喫煙についての移行確率を表 9 に示した。男性について、非喫煙が維持される確率は 95.4% とかなり高く、非喫煙から喫煙への移動は 4.6% である。一方、喫煙が維持される確率は 85.4% であり、喫煙から非喫煙への移動は 14.6% となっている。女性についても同様のパターンがみられ、非喫煙から喫煙への移動の確率よりも、喫煙から非喫煙への移動の確率のほうが大きくなっている。ただし、全体としてみれば喫煙者の割合は少ないため、全体の分布の変化についてはこの表から得られる変化よりもインパクトは小さくなる。

次に飲酒についてである。カテゴリが多くなっているため、全てのカテゴリをみるのではなく、非移動について対角セルのみを検討する。表 10 より、男性については特別な機会がある時のみと毎日飲酒するについては非移動率が高くどちらも 7 割をこえている。女性についてはこれらのカテゴリに加え、飲めない・禁酒の割合が高い。つまり、日常的には飲酒しない人と日常的に飲酒する人については、変化が生じにくいことがわかる。その他のカテゴリについては他のカテゴリへの流出や他のカテゴリからの流入もあり、非移動の割合が相対的に低くなっていると考えられる。

表 11 はカップ麺やファストフードの移行確率を示したものである。これについて対角セルをみると、ほとんどしない、月に 1~3 日、週に 1~2 日といった、あまりカップ麺やファストフードを食べていない人で非移動の割合が高い。毎日カップ麺やファストフードを食べている場合の非移動率は低くなっている。

表 12 は 1 日 3 食の食事についての移行確率であるが、これについては毎日と答えている場合の非移動率が男性では 81.4%、女性では 90.5% とかなり高くなっている。次に高いのは、1 日 3 食の食事をほとんどしないと答えた場合である。

表 13 は栄養バランスの取れた食事についての移行確率を示したものである。これについても毎日と答えている場合の非移動率が男女ともに高くなっている。

表 14 は運動についての移行確率である。ほとんど運動しないというカテゴリの非移動率が男女ともに最も高くなっていることがわかる。毎日運動を続けている場合の非移動率は高くない。

以上のように、非移動に限って検討しても、健康行動の変化のしやすさにはばらつきがあるといえる。

表 9 喫煙の移行確率（男女別）

性別	t	t+1		合計
		(1)	(2)	
男性	(1) 非喫煙	95.4	4.6	100.0
	(2) 喫煙	14.6	85.4	100.0
	合計	62.4	37.6	100.0
女性	(1) 非喫煙	97.9	2.1	100.0
	(2) 喫煙	21.4	78.6	100.0
	合計	85.8	14.2	100.0

表 10 飲酒の移行確率（男女別）

性別	t	t+1							合計
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
男性	(1) 飲めない・禁酒	58.3	29.2	0.0	8.3	0.0	0.0	4.2	100.0
	(2) 特別な機会がある時のみ	7.8	70.3	9.4	7.8	3.1	0.0	1.6	100.0
	(3) 月に2-3	3.2	41.9	29.0	6.5	12.9	6.5	0.0	100.0
	(4) 週に1-2	4.2	16.7	20.8	37.5	12.5	8.3	0.0	100.0
	(5) 週に3-4	0.0	8.3	0.0	33.3	37.5	12.5	8.3	100.0
	(6) 週に5-6	0.0	0.0	0.0	0.0	23.1	38.5	38.5	100.0
	(7) 毎日	0.0	0.0	2.1	2.1	6.3	12.5	77.1	100.0
	合計	9.2	31.1	9.2	11.8	10.5	7.9	20.2	100.0
女性	(1) 飲めない・禁酒	69.1	23.8	0.0	2.4	0.0	2.4	2.4	100.0
	(2) 特別な機会がある時のみ	18.0	67.2	8.2	1.6	1.6	1.6	1.6	100.0
	(3) 月に2-3	3.6	32.1	39.3	3.6	10.7	10.7	0.0	100.0
	(4) 週に1-2	10.0	30.0	16.7	20.0	16.7	3.3	3.3	100.0
	(5) 週に3-4	10.0	20.0	0.0	40.0	10.0	0.0	20.0	100.0
	(6) 週に5-6	16.7	0.0	33.3	16.7	0.0	33.3	0.0	100.0
	(7) 毎日	9.5	4.8	4.8	9.5	4.8	4.8	61.9	100.0
	合計	24.2	36.4	12.1	8.1	5.6	4.6	9.1	100.0

表 11 カップ麺やファストフードの移行確率（男女別）

性別	t	t+1						合計
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
男性	(1) ほとんどしない	41.5	42.5	10.4	4.7	0.5	0.5	100.0
	(2) 月に1-3日	8.9	57.5	28.0	4.0	0.9	0.7	100.0
	(3) 週に1-2日	2.3	29.6	53.8	12.4	1.1	0.9	100.0
	(4) 週に3-4日	1.9	15.6	37.0	36.0	6.6	2.8	100.0
	(5) 週に5-6日	1.7	11.9	18.6	28.8	30.5	8.5	100.0
	(6) 毎日	4.2	8.3	16.7	20.8	20.8	29.2	100.0
	合計		9.3	37.9	35.6	12.4	3.1	1.8
女性	(1) ほとんどしない	52.7	39.1	6.4	1.0	0.3	0.5	100.0
	(2) 月に1-3日	10.7	69.1	17.3	2.0	0.9	0.1	100.0
	(3) 週に1-2日	3.9	36.5	51.2	7.7	0.5	0.2	100.0
	(4) 週に3-4日	5.7	17.1	41.9	28.6	4.8	1.9	100.0
	(5) 週に5-6日	8.7	21.7	17.4	30.4	17.4	4.4	100.0
	(6) 毎日	9.1	9.1	18.2	36.4	0.0	27.3	100.0
	合計		16.9	49.6	26.5	5.5	1.0	0.5

表 12 1日3食の移行確率（男女別）

性別	t	t+1						合計
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
男性	(1) ほとんどしない	45.8	11.7	16.2	6.7	6.7	12.9	100.0
	(2) 月に1-3日	20.9	25.4	25.4	10.5	7.5	10.5	100.0
	(3) 週に1-2日	11.5	9.6	37.5	20.2	5.8	15.4	100.0
	(4) 週に3-4日	4.9	4.9	14.6	18.8	25.0	31.9	100.0
	(5) 週に5-6日	5.9	2.5	7.4	13.2	34.3	36.8	100.0
	(6) 毎日	1.7	0.6	2.1	2.9	11.4	81.4	100.0
	合計		8.9	4.1	8.8	7.5	14.5	56.3
女性	(1) ほとんどしない	47.7	9.4	14.0	14.0	7.5	7.5	100.0
	(2) 月に1-3日	35.3	17.7	17.7	7.8	11.8	9.8	100.0
	(3) 週に1-2日	13.7	16.4	23.3	13.7	12.3	20.6	100.0
	(4) 週に3-4日	6.6	0.8	17.2	31.2	20.5	23.8	100.0
	(5) 週に5-6日	1.1	2.6	4.2	11.0	45.0	36.1	100.0
	(6) 毎日	0.7	0.3	0.7	1.9	6.0	90.5	100.0
	合計		5.1	2.1	4.2	6.0	11.3	71.4

表 13 栄養バランスの取れた食事の移行確率（男女別）

性別	t	t+1						合計
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
男性	(1) ほとんどしない	38.6	11.1	20.3	15.0	7.2	7.8	100.0
	(2) 月に1-3日	25.9	8.6	31.0	25.9	5.2	3.5	100.0
	(3) 週に1-2日	8.0	9.1	32.7	31.2	9.1	10.1	100.0
	(4) 週に3-4日	3.1	3.1	16.9	40.8	22.1	14.0	100.0
	(5) 週に5-6日	2.0	1.3	7.3	21.9	42.4	25.2	100.0
	(6) 毎日	2.3	0.0	3.9	10.3	20.6	62.9	100.0
	合計	7.5	3.5	13.9	23.6	21.8	29.7	100.0
女性	(1) ほとんどしない	51.7	14.6	6.7	19.1	2.3	5.6	100.0
	(2) 月に1-3日	10.3	25.6	18.0	23.1	15.4	7.7	100.0
	(3) 週に1-2日	10.1	8.0	37.0	31.9	6.5	6.5	100.0
	(4) 週に3-4日	3.9	1.6	13.0	44.7	23.2	13.7	100.0
	(5) 週に5-6日	0.4	0.9	2.0	22.0	47.9	26.8	100.0
	(6) 毎日	0.4	0.1	1.3	7.0	21.9	69.3	100.0
	合計	4.5	2.4	7.4	21.9	26.3	37.5	100.0

表 14 運動の移行確率（男女別）

性別	t	t+1						合計
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
男性	(1) ほとんどしない	75.8	13.3	5.9	2.3	1.5	1.3	100.0
	(2) 月に1-3日	31.8	44.0	17.9	2.7	2.2	1.4	100.0
	(3) 週に1-2日	16.7	21.8	47.5	9.7	2.7	1.6	100.0
	(4) 週に3-4日	10.5	23.3	18.6	26.7	11.6	9.3	100.0
	(5) 週に5-6日	13.3	4.4	17.8	22.2	28.9	13.3	100.0
	(6) 毎日	15.5	12.1	5.2	8.6	15.5	43.1	100.0
	合計	52.0	19.4	15.6	5.8	3.7	3.7	100.0
女性	(1) ほとんどしない	80.8	8.9	4.8	2.5	1.7	1.3	100.0
	(2) 月に1-3日	45.5	38.1	9.7	1.7	2.3	2.8	100.0
	(3) 週に1-2日	17.6	18.4	45.9	12.3	3.7	2.1	100.0
	(4) 週に3-4日	27.4	9.5	14.3	33.3	8.3	7.1	100.0
	(5) 週に5-6日	25.0	12.5	6.3	21.9	15.6	18.8	100.0
	(6) 毎日	23.8	7.9	9.5	9.5	9.5	39.7	100.0
	合計	64.0	12.9	11.2	5.7	2.8	3.4	100.0

### 3.3 級内相関

健康行動を連続的な変数として考えた場合、どの程度その行動が時点間で安定しているのかを示したのが級内相関である。表 15 は各健康行動について、男女別に級内相関を示したものである。喫煙については 2 値だが、表 3 のカテゴリに 1~4 点を与えて級内相関を求めている。表より、男性についても、女性についても喫煙、飲酒、1 日 3 食、栄養の取れた食事では級内相関が高く、カップ麺やファストフード、運動で級内相関が少ないことがわかる。



表 15 級内相関

	男性	女性
喫煙（2値）	0.976	0.971
喫煙（連続）	0.786	0.809
飲酒（連続）	0.815	0.695
カップ麺やファストフード（連続）	0.495	0.525
1日3食（連続）	0.631	0.652
栄養（連続）	0.576	0.641
運動（連続）	0.463	0.387

なお、JLPS で用いられている意識の級内相関をみると、階層帰属意識（男性 0.596、女性 0.573）、主観的健康（男性 0.519、女性 0.504）、生活満足度（男性 0.559、女性 0.546）、日本社会への希望の有無（男性 0.477、女性 0.458）、学歴社会観（男性 0.448、女性 0.437）、高学歴志向（男性 0.604、女性 0.586）、学歴社会観（男性 0.606、女性 0.590）となった（藤原 2015）。他の意識変数についての級内相関と比較しても、喫煙、飲酒、1日3食の級内相関は高く、時点感で安定したものといえる。

#### 4. 回帰分析の結果

##### 4.1 喫煙

それでは回帰分析によって、健康行動と関連する社会経済的変数を明らかにする。まず男性の喫煙の有無について、通常のプロジットモデルの結果をみると、時点、職業、世帯年収、婚姻状態、学歴と喫煙が関連していることがわかる。時点とともに喫煙率は低下する傾向があり、また事務に比べて専門職だと喫煙しにくく、管理、販売、マニュアル・農業、自営だと喫煙しやすい傾向がある。世帯年収については、明確な傾向はみられないが、350万円未満と比較して、年収が高いほうが喫煙しやすい傾向があるといえる。既婚に比べて離別・死別であると喫煙しやすい。また仕事環境については、労働時間や労働日数が長いと喫煙する傾向が高まる。このように通常のプロジット分析からは、喫煙と社会経済的変数は大きく関連しているように見える。時間とともに変化しない変数については、世代間で差はみられないが、学歴については中学・高校よりも短大・高専・専門で喫煙しにくく、大学・大学院だとさらに喫煙しにくい。

それでは、変化の情報を利用し、観察されない異質性の影響を考慮した固定効果モデルではどのような結果が得られるだろうか。まず時点、職業、婚姻状態が有意な効果をもつことがわかる。時点とともに喫煙率は低下する傾向があり、事務と比べ専門や失業だと喫煙しにくい。また学生であると喫煙しにくい。婚姻状態については既婚に比べて未婚だと喫煙しやすくなる傾向がある。つまり、未婚から既婚状態になることが、禁煙を促すと考えることができる。固定効果モデルで検討することで、一部の職業の効果や世帯収入、また有職者につ

いて仕事環境の効果はみられなくなった。

次に女性について、通常のロジットモデルによる推定結果をみると、時点、職業、婚姻状態、学歴、そして仕事環境が影響を与えていることがわかる。男性と同様に時点とともに喫煙率は低下する傾向がある。また事務と比較して、販売や自営だと喫煙しやすく、無業だと喫煙しにくい。婚姻状態については既婚よりも未婚や離別・死別で喫煙しやすい傾向がある。仕事環境については、社員数が恒常的に不足していると、喫煙しやすい傾向がある。時間不変の変数についてみると、出生年の違いはみられないが、学歴については、男性と同様に中学・高校よりも短大・高専・専門で喫煙しにくい。また、大学・大学院だとさらに喫煙しにくい結果が得られた。

固定効果ロジットによる推定結果をみると、時点、職業、世帯年収、婚姻状態の効果がみられた。男性と同様に、時点とともに喫煙率は低下する傾向がある。職業については事務と比較して無業であると喫煙しにくい傾向がある。世帯年収については、年収が高いほうが喫煙しにくく、既婚に比べて未婚の方が喫煙しやすい傾向がある。仕事環境について、有意な効果をもつ変数はみられなかった。

なお、時代変化については2010年のたばこの値上げをもとに、喫煙行動の変化について検討した研究としては、石田他（2014）、河井（2012）、Tabuchi et al.（2016）があり、ほぼ同様の結果が得られたといえる。

表 16 喫煙の有無についての回帰分析

	Logit		Fixed effects logit		Logit		Fixed effects logit	
	男性	男性 (仕事あり)	男性	男性 (仕事あり)	女性	女性 (仕事あり)	女性	女性 (仕事あり)
時点 (基準: 2007年)								
2009年	-0.278**	-0.267**	-0.464*	-0.594**	-0.219**	-0.242**	-0.468*	-0.258
2011年	-0.567**	-0.568**	-1.525**	-1.712**	-0.390**	-0.359**	-1.032**	-0.784*
職業 (基準: 事務)								
専門	-0.409**	-0.467**	-1.753**	-1.552*	0.114	0.061	0.060	0.563
管理	0.494*	0.435*	-0.220	0.076	0.533	0.512	14.322	17.959
販売	0.383**	0.319*	-0.035	-0.131	0.503**	0.507**	0.478	0.747
マニュアル・農業	0.411**	0.373**	-0.577	-0.353	0.115	0.141	-0.535	0.012
自営	0.538**	0.451*	-0.330	-0.050	1.601**	1.481**	1.650	1.519
その他	0.018	-0.112	-1.599*	-1.828*	0.308	0.325	-1.494*	-0.747
失業	0.030		-1.549†		-0.087		-0.254	
無業	0.072		13.277		-0.803**		-2.792**	
学生	-0.211		-3.146**		-0.195		-0.095	
非正規ガミ	-0.129	-0.027	0.186	0.467	0.138	0.092	-0.022	-0.043
世帯年収 (基準: 350万未満)								
350万から600万	0.257*	0.315*	0.256	0.080	-0.074	0.032	0.049	-0.136
600万から850万	0.255†	0.331*	0.232	0.036	0.064	0.146	-1.095†	-1.386
850万以上	0.156	0.209	0.407	0.271	-0.061	-0.113	-0.917	-1.896†
無回答	0.243*	0.332**	-0.319	-0.484	-0.012	0.106	-1.036†	-0.627
婚姻状態 (基準: 既婚)								
未婚	-0.151	-0.104	1.403*	0.949	0.324†	0.324	3.071**	16.034
離別・死別	0.437†	0.408	14.982	16.394	0.989**	0.948**	1.667	0.241
子どもあり	0.151	0.176	-1.115	-0.516	0.287	0.307	-0.441	-0.904
労働時間/日		0.049**		0.066		-0.010		0.015
労働日数/月		0.067**		-0.002		-0.004		-0.047
ほぼ毎日残業		-0.058		-0.027		0.094		0.668
社員数が恒常的に不足		-0.005		0.400		0.218*		0.050
いつも締め切りに追われている		0.111		-0.318		-0.149		0.180
出生年 (基準: 1966-72年)								
1973-79年	0.038	0.047			0.198	0.187		
1980-86年	0.091	0.151			0.220	0.149		
学歴 (基準: 中学・高校)								
短大・高専・専門	-0.406**	-0.392**			-0.724**	-0.687**		
大学・大学院	-0.801**	-0.764**			-1.505**	-1.465**		
不明・無回答	-0.906	0.959			0.939	0.608		
切片	-0.061	-1.874**			-1.456**	-1.330**		
N (観察数)	5512	4858	682	591	6141	4267	486	268
N (個体数)	2364	2180	241	213	2431	2003	172	102

## 4.2 飲酒

表 17 には飲酒の頻度についての回帰分析の結果を示した。男性について Pooled-OLS による推定結果をみると、職業、雇用形態、世帯年収、婚姻状態、子どもの有無、出生年、学歴の効果があることがわかる。仕事環境については労働日数の効果が 10%水準で有意である。時点については統計的に有意な効果はみられていない。Pooled-OLS しかみることのできない出生年と学歴についてみると、若い世代のほうが、また学歴が中学・高校に比べて大学・大学院のほうが飲酒の頻度が少ない傾向がある。

固定効果モデルでみると、時点が 2011 年に有意となり、また職業については自営のみが有意となった。収入や婚姻状態の効果は見られておらず、有職者について労働時間の効果が 10%水準であるが有意となった。

女性について Pooled-OLS による推定結果をみると、時点、職業、出生年の効果が有意であった。世帯年収、婚姻状態、子どもの有無や学歴に有意な効果はみられていない。出生年については若い世代ほど、飲酒の頻度が少ない傾向がある。

固定効果モデルでみると、2011年に加えて、2009年も有意となり、飲酒をする頻度は増加しているようである。また、職業については無業の効果のみが負で有意であり、事務と比較し無業になると飲酒の頻度は減少する。また、世帯収入については350万円未満と比較し、それよりも年収が高いと飲酒の頻度が少ない傾向がある。婚姻状態については既婚よりも未婚のほうが飲酒しやすく、子どもがいると飲酒しにくいことがわかる。仕事条件についてはほぼ毎日残業であると飲酒の頻度が高まる傾向がある（ただし10%水準）。

表 17 飲酒の頻度についての回帰分析

	Pooled-OLS		Fixed effects		Pooled-OLS		Fixed effects	
	男性	男性 (仕事あり)	男性	男性 (仕事あり)	女性	女性 (仕事あり)	女性	女性 (仕事あり)
時点 (基準: 2007年)								
2009年	0.015	0.020	0.039	0.043	0.020	0.000	0.087**	0.090*
2011年	-0.020	-0.022	0.086*	0.089*	0.093*	0.123*	0.198**	0.190**
職業 (基準: 事務)								
専門	0.342**	0.350**	-0.012	0.116	-0.024	0.025	0.029	-0.014
管理	0.584**	0.555**	0.168	0.233 †	0.026	0.054	0.001	0.128
販売	0.312*	0.301*	0.127	0.136	0.386**	0.401**	0.044	0.099
マニュアル・農業	0.142	0.150	0.026	0.086	-0.042	-0.028	-0.039	0.020
自営	0.785**	0.767**	0.245 †	0.334*	0.550	0.469	0.033	0.145
その他	0.122	0.142	-0.035	0.060	-0.064	-0.076	-0.106	-0.032
失業	-0.507**		-0.163		-0.374**		-0.104	
無業	-0.520		-0.008		-0.674**		-0.382**	
学生	0.129		-0.145		-0.063		-0.171	
非正規タミ-	-0.216*	-0.148	-0.037	-0.074	-0.122	-0.181*	0.084	0.045
世帯年収 (基準: 350万未満)								
350万から600万	0.251*	0.353**	0.086	0.103	0.015	-0.022	-0.103 †	-0.148 †
600万から850万	0.301**	0.396**	0.074	0.122	0.086	0.059	-0.072	-0.124
850万以上	0.461**	0.558**	0.124	0.145 †	0.146	0.098	-0.140 †	-0.182 †
無回答	0.193 †	0.342**	0.142*	0.157*	-0.074	-0.091	-0.105 †	-0.110
婚姻状態 (基準: 既婚)								
未婚	-0.491**	-0.471**	-0.033	-0.010	0.148	0.219 †	0.510**	0.468**
離別・死別	0.525*	0.407 †	0.094	0.138	0.266	0.263	-0.047	-0.284
子どもあり	0.305*	0.310*	-0.010	-0.082	0.074	0.066	-0.438**	-0.161
労働時間/日		-0.001		-0.015 †		-0.010		-0.005
労働日数/月		0.039 †		-0.003		-0.007		-0.004
ほぼ毎日残業		-0.011		0.043		-0.053		0.094 †
社員数が恒常的に不足		-0.080		-0.039		-0.088		-0.031
いつも締め切りに追われている		-0.049		0.016		0.025		-0.105
出生年 (基準: 1966-72年)								
1973-79年	-0.056	-0.081			-0.233**	-0.258*		
1980-86年	-0.424**	-0.486**			-0.480**	-0.493**		
学歴 (基準: 中学・高校)								
短大・高専・専門	-0.162	-0.168			0.017	-0.017		
大学・大学院	-0.200 †	-0.212 †			-0.021	-0.026		
不明・無回答	-0.401	1.423			0.485	0.223		
切片	2.683**	2.281**	2.611**	2.986**	1.972**	2.288**	1.855**	1.903**
N (観察数)	5,518	4,866	5,518	4,866	6,158	4,280	6,158	4,280
N (個体数)	2,365	2,180	2,365	2,180	2,433	2,005	2,433	2,005
r2	0.109	0.095	0.010	0.011	0.035	0.025	0.041	0.022
r2_w			0.010	0.011			0.041	0.022
r2_b			0.049	0.003			0.000	0.002
r2_o			0.041	0.006			0.001	0.001

### 4.3 カップ麺やファストフード

カップ麺やファストフードを食べる頻度について、表 18 をみていく。男性の Pooled-OLS の結果をみると、分析に用いた全ての変数と関連していることがわかる。時間不変の変数についてみると、若い世代ほどカップ麺やファストフードを食べる頻度が多くなり、また学歴が高いとその頻度は少なくなる傾向がある。

一方、固定効果モデルの推定結果をみると、時点、職業、世帯年収、婚姻状態、仕事環境の変数について有意なものがみられたが、子どもの有無の効果はみられなかった。2007年に比べて2011年や2012年のほうがカップ麺やファストフードを食べる頻度は高くなり、事務と比較してマニュアル・農業や無職だと頻度が少なくなる。非正規のほうが頻度が高くなり、年収が高いと頻度が少なくなる。既婚よりも未婚のほうがカップ麺やファストフードを食べる頻度は高い。また、社員が恒常的に不足していると頻度は高くなる。

女性についてPooled-OLSの結果をみると、時点と職業、世帯年収、出生年、学歴の効果が有意である。仕事環境の変数についても有意なものがみられた。時間不変の出生年と学歴については男性と同様の結果である。固定効果モデルの場合、男性と同様に2007年に比べて2011年や2012年のほうがカップ麺やファストフードを食べる頻度は高くなる。職業については、事務に比べて、失業、無業だとマイナスの影響が、学生だとプラスの影響がある。世帯年収については10%水準であるが、850万円位上だとカップ麺やファストフードを食べにくい。仕事環境については、労働日数が多いほどカップ麺やファストフードを食べやすい傾向があった。

表 18 カップ麺やファストフードの頻度についての回帰分析

	Pooled-OLS		Fixed effects		Pooled-OLS		Fixed effects	
	男性	男性 (仕事あり)	男性	男性 (仕事あり)	女性	女性 (仕事あり)	女性	女性 (仕事あり)
時点 (基準: 2007年)								
2009年	-0.051 †	-0.025	-0.030	-0.023	-0.024	0.010	0.004	0.033
2011年	0.061 †	0.068*	0.078**	0.065*	0.061*	0.068*	0.088**	0.095**
2012年	0.062*	0.066*	0.092**	0.071*	0.060*	0.065*	0.082**	0.095**
職業 (基準: 事務)								
専門	-0.186**	-0.209**	-0.054	-0.018	-0.043	-0.067	-0.036	-0.021
管理	-0.033	-0.055	0.035	0.035	0.064	0.051	0.077	0.017
販売	0.172**	0.154*	0.011	-0.030	0.088	0.066	-0.035	-0.062
マニュアル・農業	-0.041	-0.048	-0.169**	-0.170*	0.016	0.005	-0.028	-0.060
自営	-0.004	-0.021	0.062	0.092	0.132	0.192	0.002	0.029
その他	-0.016	0.006	-0.040	-0.011	0.132	0.095	-0.064	-0.057
失業	-0.108		-0.135		-0.056		-0.132**	
無業	-0.277		-0.495*		-0.107 †		-0.205**	
学生	0.195*		0.013		0.140 †		0.179**	
非正規/ミ-	0.228**	0.265**	0.122*	0.164*	0.026	0.051	-0.012	0.001
世帯年収 (基準: 350万未満)								
350万から600万	-0.037	-0.011	0.008	0.076	-0.060	-0.055	-0.020	-0.011
600万から850万	-0.117*	-0.109 †	-0.110 †	-0.049	-0.136**	-0.143*	-0.068	-0.050
850万以上	-0.153*	-0.124 †	-0.164**	-0.103	-0.172**	-0.209**	-0.081 †	-0.086
無回答	-0.083	-0.057	-0.046	-0.019	-0.077 †	-0.076	0.014	0.028
婚姻状態 (基準: 既婚)								
未婚	0.261**	0.269**	0.277**	0.252**	0.054	0.036	0.035	0.011
離別・死別	0.204 †	0.226*	0.113	0.054	0.036	-0.011	-0.154	-0.115
子どもあり	0.143**	0.143*	0.050	0.057	-0.036	0.012	-0.064	0.014
労働時間/日		0.012 †		0.006		-0.003		-0.002
労働日数/月		0.018 †		0.012		0.015 †		0.022*
ほぼ毎日残業		-0.016		0.016		-0.016		-0.003
社員数が恒常的に不足		0.061 †		0.072*		0.150**		0.032
いつも締め切りに追われている		-0.001		0.025		0.025		0.006
出生年 (基準: 1966-72年)								
1973-79年	0.075 †	0.070			-0.004	-0.044		
1980-86年	0.166**	0.158**			0.145**	0.166**		
学歴 (基準: 中学・高校)								
短大・高専・専門	-0.149**	-0.122*			-0.157**	-0.145**		
大学・大学院	-0.259**	-0.238**			-0.301**	-0.292**		
不明・無回答	0.297	-0.096			-0.173	-0.316		
切片	1.607**	1.132**	1.572**	1.250**	1.410**	1.307**	1.297**	1.108**
N (観察数)	6,919	6,168	6,919	6,168	7,912	5,562	7,912	5,562
N (個体数)	2,357	2,186	2,357	2,186	2,431	2,037	2,431	2,037
r <sup>2</sup>	0.051	0.055	0.015	0.016	0.035	0.04	0.011	0.009
r <sub>2_w</sub>			0.015	0.016			0.011	0.009
r <sub>2_b</sub>			0.020	0.010			0.004	0.002
r <sub>2_o</sub>			0.018	0.013			0.008	0.003

#### 4.4 1日3食

1日3食の食事の頻度についても社会経済的背景と関連している。まず男性について Pooled-OLS の結果をみると、時点、職業、世帯年収、婚姻状態、子どもの有無、出生年、学歴、そして仕事環境が1日3食の食事の頻度と関連している。出生年については若い世代のほうが1日3食の食事の頻度は少なく、学歴が高いほど頻度は多い。固定効果モデルでは、2007年と比較して2012年で頻度が高く、事務と比較して、無業で頻度が少ない。年収については結果が読み取りづらいが、年収が高いと頻度が高くなるといえる。また婚姻状態の影響は有意ではなかったが、子どもがいると1日3食の食事の頻度が高くなる傾向がある。仕事環境については、労働日数が多かったり、社員数が恒常的に不足していると、1日3食の食事をしない傾向がある。

女性について、Pooled-OLS の結果をみると、分析で用いた社会経済的背景の多くと関連していることがわかる。また仕事環境とも関連している。出生年については若い世代のほう

が1日3食の食事の頻度は少なく、学歴が高いほど頻度は多いという、男性とほぼ同様の傾向がみられた。固定効果の結果では、2009年のみが負の有意な値を示している。職業については事務と比較して、販売や学生だと1日3食の食事の頻度が少なくなり、自営だと高くなる。年収については350万円未満と600~800万の間にのみ10%水準で有意な差がみられ、年収が高いほうが1日3食の食事の頻度が高くなる傾向がある。また1日3食の食事の頻度は、未婚よりも既婚で、そして子どもがいない場合よりも子どもがいる場合で高くなっている。

表 19 1日3食の頻度についての回帰分析

	Pooled-OLS		Fixed effects		Pooled-OLS		Fixed effects	
	男性	男性 (仕事あり)	男性	男性 (仕事あり)	女性	女性 (仕事あり)	女性	女性 (仕事あり)
時点 (基準: 2007年)								
2009年	0.011	-0.064	-0.056	-0.082*	-0.015	0.024	-0.096**	-0.070 †
2011年	0.130**	0.079	0.033	0.041	0.111**	0.112*	0.010	0.007
2012年	0.207**	0.172**	0.091*	0.077 †	0.108**	0.116*	0.000	0.022
職業 (基準: 事務)								
専門	0.055	0.084	0.011	0.043	-0.016	0.028	-0.058	-0.039
管理	-0.239	-0.190	-0.061	0.003	-0.073	-0.023	0.202	0.295
販売	-0.266*	-0.240*	-0.004	0.117	-0.496**	-0.503**	-0.152*	-0.112
マニュアル・農業	0.014	0.030	0.039	0.107	-0.078	-0.073	-0.006	0.078
自営	-0.144	-0.122	-0.005	0.019	-0.569*	-0.581*	0.362*	0.371 †
その他	0.066	0.023	-0.070	-0.103	-0.063	-0.024	-0.015	0.123
失業	-0.315 †		-0.136		-0.065		0.018	
無業	-0.745		-0.887**		0.023		0.114	
学生	-0.186		-0.066		-0.077		-0.158 †	
非正規ダミー	-0.048	-0.124	-0.106	-0.120	-0.084	-0.122*	-0.038	-0.115 †
世帯年収 (基準: 350万未満)								
350万から600万	0.149	0.158	0.175*	0.139 †	0.238**	0.240**	-0.020	0.013
600万から850万	0.298**	0.321**	0.098	0.053	0.241**	0.237*	0.104 †	0.170*
850万以上	0.382**	0.383**	0.265**	0.208*	0.200*	0.245*	0.053	0.133
無回答	0.153	0.169	0.116 †	0.058	0.205**	0.183*	0.045	0.057
婚姻状態 (基準: 既婚)								
未婚	-0.063	-0.095	-0.095	-0.063	-0.168 †	-0.167 †	-0.213**	-0.193*
離別・死別	-0.375 †	-0.375 †	-0.199	-0.142	-0.581**	-0.561**	-0.079	-0.076
子どもあり	0.164 †	0.151	0.250**	0.226*	0.373**	0.266**	0.342**	0.235*
労働時間/日		-0.018		-0.011		0.000		-0.009
労働日数/月		-0.057**		-0.037**		-0.007		-0.007
ほぼ毎日残業		0.069		-0.016		-0.158*		0.007
社員数が恒常的に不足		-0.150*		-0.118*		-0.107*		-0.073 †
いつも締め切りに追われている		-0.065		-0.024		-0.100		-0.133*
出生年 (基準: 1966-72年)								
1973-79年	-0.360**	-0.370**			-0.168**	-0.222**		
1980-86年	-0.251**	-0.223*			-0.358**	-0.393**		
学歴 (基準: 中学・高校)								
短大・高専・専門	0.111	0.075			0.215**	0.188*		
大学・大学院	0.285**	0.269**			0.369**	0.379**		
不明・無回答	-1.012 †	-1.642**			0.109	-0.003		
切片	3.525**	4.527**	3.529**	4.163**	3.949**	4.158**	4.147**	4.404**
N (観察数)	6,910	6,162	6,910	6,162	7,895	5,550	7,895	5,550
N (個体数)	2,358	2,188	2,358	2,188	2,431	2,034	2,431	2,034
r2	0.039	0.044	0.012	0.016	0.086	0.082	0.022	0.019
r2_w			0.012	0.016			0.022	0.019
r2_b			0.017	0.015			0.052	0.039
r2_o			0.017	0.015			0.048	0.037

#### 4.5 栄養バランスが取れた食事

栄養バランスが取れた食事の頻度について検討する。男性について Pooled-OLS の結果をみると、時点、職業、世帯年収、婚姻状態、学歴が関連している。また仕事環境についても

多くの変数が関連していることがわかる。学歴の効果についてみると、学歴が高いほど栄養バランスが取れた食事の頻度が多い。固定効果モデルによる推定結果については、時点の効果はみられず、職業についても事務と無業の間の差のみが有意なものとして残った。事務と比較して無業であると、栄養バランスを取れた食事をしにくいといえる。また世帯収入については350万よりも高くなると、栄養バランスを取れた食事をしやすくなる。既婚に比べて未婚だと栄養バランスを取れた食事をしにくく、仕事環境については、労働時間や労働日数が長いと、ほぼ毎日残業であると、そして社員数が恒常的に不足していると、栄養バランスを取れた食事をしにくい傾向がある。

女性について Pooled-OLS の結果をみると、時点、職業、世帯年収、婚姻状態、出生年、学歴、そして仕事環境が栄養バランスを取れた食事の頻度と関連していることがわかる。時間不変の学歴については、学歴が高いほど栄養バランスが取れた食事の頻度が多いことがわかる。固定効果モデルでみると、時点の効果が弱まった。また、事務と比較してマニュアル・農業であると、栄養バランスを取れた食事をしにくく、失業や無業であると栄養バランスを取れた食事をしやすい。年収が高いこと、結婚していること、子どもがいることが栄養バランスを取れた食事に影響していることがわかる。仕事環境については労働日数が長いと、そして社員数が恒常的に不足していると、栄養バランスを取れた食事をしにくい。



表 20 栄養バランスを取れた食事の頻度についての回帰分析

	Pooled-OLS		Fixed effects		Pooled-OLS		Fixed effects	
	男性	男性 (仕事あり)	男性	男性 (仕事あり)	女性	女性 (仕事あり)	女性	女性 (仕事あり)
時点 (基準: 2007年)								
2009年	0.098*	-0.006	0.015	-0.035	0.080*	0.105*	0.049†	0.113**
2011年	0.090*	0.016	-0.026	-0.039	0.067*	0.101*	0.027	0.069†
2012年	0.135**	0.089†	0.008	-0.007	0.030	0.056	-0.006	0.042
職業 (基準: 事務)								
専門	0.179*	0.241**	0.151	0.205†	0.100	0.177**	0.003	0.029
管理	-0.111	-0.019	-0.128	-0.081	-0.227	-0.114	-0.286	-0.243
販売	-0.200*	-0.136	0.047	0.120	-0.330**	-0.320**	-0.093	-0.041
マニュアル・農業	0.032	0.055	0.127	0.189*	-0.050	-0.066	-0.213**	-0.218**
自営	0.081	0.081	-0.094	-0.100	-0.265	-0.281	-0.227	-0.194
その他	0.015	0.014	0.005	0.010	-0.027	-0.020	-0.062	-0.110
失業	0.016		0.099		0.195**		0.173**	
無業	-0.419		-0.808*		0.281**		0.147†	
学生	0.115		0.188		-0.068		0.011	
非正規/ミ-	0.034	-0.118	-0.053	-0.238**	0.028	-0.061	0.010	-0.001
世帯年収 (基準: 350万未満)								
350万から600万	0.132	0.154†	0.127†	0.094	0.351**	0.410**	0.077	0.145*
600万から850万	0.233**	0.257**	0.167*	0.132	0.375**	0.480**	0.129*	0.203**
850万以上	0.272**	0.267**	0.229**	0.210*	0.482**	0.569**	0.150*	0.176*
無回答	0.185*	0.220*	0.185**	0.160*	0.357**	0.384**	0.045	0.091
婚姻状態 (基準: 既婚)								
未婚	-0.495**	-0.547**	-0.596**	-0.536**	-0.157*	-0.068	-0.206**	-0.149†
離別・死別	-0.561**	-0.550**	-0.179	-0.147	-0.435**	-0.283*	-0.069	-0.018
子どもあり	0.092	0.086	0.079	0.136	0.381**	0.250**	0.185**	0.026
労働時間/日		-0.027**		-0.023**		0.006		0.004
労働日数/月		-0.065**		-0.047**		-0.055**		-0.029*
ほぼ毎日残業		-0.087		-0.097*		-0.146*		-0.044
社員数が恒常的に不足		-0.183**		-0.161**		-0.199**		-0.094*
いつも締め切りに追われている		-0.086		-0.074		-0.012		-0.053
出生年 (基準: 1966-72年)								
1973-79年	-0.095	-0.094			-0.013	-0.049		
1980-86年	-0.129	-0.098			-0.205**	-0.249**		
学歴 (基準: 中学・高校)								
短大・高専・専門	0.207*	0.192*			0.313**	0.288**		
大学・大学院	0.462**	0.455**			0.508**	0.514**		
不明・無回答	-0.099	0.532			-0.131	0.035		
切片	3.044**	4.422**	3.333**	4.368**	2.977**	3.356**	3.610**	3.734**
N (観察数)	6,881	6,137	6,881	6,137	7,870	5,533	7,870	5,533
N (個体数)	2,356	2,185	2,356	2,185	2,429	2,035	2,429	2,035
r <sup>2</sup>	0.065	0.084	0.017	0.029	0.101	0.094	0.02	0.017
r <sub>2_w</sub>			0.017	0.029			0.020	0.017
r <sub>2_b</sub>			0.048	0.066			0.076	0.071
r <sub>2_o</sub>			0.037	0.053			0.063	0.050

#### 4.6 運動

最後に運動と社会経済的地位の関連を検討する。男性について Pooled-OLS の結果をみると、2 時点、職業、雇用形態、世帯年収、婚姻状態、出生年、学歴の効果がみられた。そして仕事環境についての効果も幾つかみられた。出生年については対象となっている年齢の真ん中の世代 (1973-79 年生まれ) で運動の頻度が少ない。また中学・高校卒に比べて、大学・大学院卒だと運動の頻度が多い。固定効果モデルでは 2007 年と 2012 年の差が有意であり、2012 年のほうが運動の頻度が多い傾向がある。また、職業については事務にくらべて、失業や学生であると運動の頻度が多くなる傾向がある。世帯年収が高いと、未婚や離別・死別であると、運動しやすい。仕事条件については労働日数多いとそしていつも締め切りに追われている場合に、運動の頻度が少なくなる。

女性について Pooled-OLS の結果をみると、時点、職業、雇用形態、世帯年収、子どもの有無、出生年、学歴、仕事環境が運動の頻度と関連している。男性とは異なり、若い世代ほ

ど運動しにくい傾向がある。また学歴が高いほど運動の頻度が多い傾向がある。固定効果モデルでは、男性と同様に 2007 年と 2012 年の差が有意であった。事務と比較して、失業、無業、学生であると運動をしやすく、子どもがいると運動しにくい。また、労働時間や労働日数が多かったり、ほぼ毎日残業であったりすると、運動の頻度が少なくなる。

表 21 運動の頻度についての回帰分析

	Pooled-OLS		Fixed effects		Pooled-OLS		Fixed effects	
	男性	男性 (仕事あり)	男性	男性 (仕事あり)	女性	女性 (仕事あり)	女性	女性 (仕事あり)
時点 (基準: 2007年)								
2009年	-0.027	-0.037	-0.040	-0.028	-0.045	-0.022	-0.047	-0.013
2011年	0.012	-0.022	0.002	-0.004	-0.027	-0.013	-0.022	-0.008
2012年	0.110**	0.080 †	0.094*	0.099*	0.068 †	0.089*	0.089*	0.107*
職業 (基準: 事務)								
専門	0.105	0.156 †	0.149	0.074	0.093	0.105 †	0.083	0.080
管理	0.066	0.112	0.148	0.115	0.006	0.119	-0.195	0.073
販売	-0.248**	-0.222**	-0.019	-0.064	-0.116 †	-0.120 †	-0.020	-0.088
マニュアル・農業	-0.222**	-0.207**	-0.033	-0.082	0.077	0.063	0.099	-0.006
自営	-0.141	-0.147	-0.195	-0.180	0.370	0.309	0.269	0.229
その他	-0.175	-0.182	-0.088	-0.140	0.282*	0.121	0.154	-0.074
失業	0.481**		0.552**		0.392**		0.349**	
無業	0.063		0.451		0.312**		0.321**	
学生	0.039		0.316**		0.221*		0.176 †	
非正規タミー	0.124 †	0.051	0.106	0.092	0.147**	0.042	0.120*	0.086
世帯年収 (基準: 350万未満)								
350万から600万	-0.041	-0.014	0.026	0.030	0.083	0.124 †	0.063	0.083
600万から850万	0.053	0.096	0.068	0.071	0.086	0.063	0.054	0.019
850万以上	0.174*	0.216*	0.204**	0.206*	0.242**	0.203**	0.010	0.053
無回答	0.021	0.021	0.045	0.029	0.064	0.090	0.027	0.028
婚姻状態 (基準: 既婚)								
未婚	0.153*	0.147*	0.341**	0.369**	0.016	0.076	0.058	0.196*
離別・死別	0.207	0.229	0.278 †	0.229	0.143	0.204 †	-0.135	-0.178
子どもあり	-0.048	-0.007	-0.073	-0.060	-0.342**	-0.354**	-0.367**	-0.381**
労働時間/日		-0.018 †		-0.010		-0.011 †		-0.011 †
労働日数/月		-0.004		-0.029*		-0.051**		-0.032*
ほぼ毎日残業		-0.158**		-0.056		-0.040		-0.087 †
社員数が恒常的に不足		-0.025		-0.046		-0.111*		-0.015
いつも締め切りに追われている		-0.120*		-0.080 †		0.003		-0.035
出生年 (基準: 1966-72年)								
1973-79年	-0.096 †	-0.042			-0.103*	-0.067		
1980-86年	0.028	0.089			-0.164**	-0.146*		
学歴 (基準: 中学・高校)								
短大・高専・専門	0.006	0.002			0.095 †	0.148**		
大学・大学院	0.197**	0.186**			0.202**	0.268**		
不明・無回答	-0.815*	-0.960**			0.073	0.231		
切片	0.857**	1.346**	0.707**	1.313**	0.659**	1.251**	0.752**	1.204**
N (観察数)	6,843	6,105	6,843	6,105	7,814	5,499	7,814	5,499
N (個体数)	2,355	2,187	2,355	2,187	2,432	2,035	2,432	2,035
r <sup>2</sup>	0.046	0.047	0.019	0.019	0.027	0.036	0.011	0.015
r <sup>2</sup> _w			0.019	0.019			0.011	0.015
r <sup>2</sup> _b			0.027	0.023			0.015	0.021
r <sup>2</sup> _o			0.028	0.024			0.014	0.018

## 5. 結論

本稿はパネルデータを用いて、健康行動と社会経済的地位の関連を明らかにしてきた。以上では、それぞれの健康行動別に検討してきたが、ここでは要約もかねて、独立変数として用いた変数群ごとに、一貫した影響があるのかどうかをみていきたい。時間とともに変化する変数については固定効果モデルによる推定結果を、時間とともに変化しない変数については、Pooled-OLS の推定結果をもとにしている。

## 5.1 時点の影響

時点による変化は、健康行動によって異なる。喫煙については時点とともに減少傾向にあるが、飲酒、カップ麺やファストフードについては増加傾向にある。また運動の頻度も増加傾向にある。1日3食については男性のみ、増加傾向にある。栄養バランスの取れた食事の頻度については年度によって違いはあるものの、増加や減少傾向はみられない。

## 5.2 職業、雇用形態、世帯収入の影響

職業については、男性では専門職で喫煙しにくく、自営で飲酒しやすい。マニュアル・農業でカップ麺やファストフードの頻度は少ないが、他の健康行動について差はみられない。女性については販売だと1日3食の頻度が少なく、自営だと多い。マニュアル・農業だと栄養バランスの取れた食事の頻度が少なくなる。

無業や失業についてみると、男性では失業だと喫煙頻度が減り、運動の頻度が増える。無業だとカップ麺やファストフードの頻度は少なくなり、1日3食の頻度、栄養バランスの取れた食事の頻度も少なくなる。女性では失業するとカップ麺やファストフードの頻度は少なくなり、栄養バランスの取れた食事の頻度は増加する。また運動の頻度も増える。また女性が無業だと、非喫煙になりやすく、飲酒頻度も減少する。カップ麺やファストフードの頻度も減少し、栄養バランスの取れた食事の頻度や運動の頻度は増加する。

非正規雇用か否かについてみると、男性では非正規雇用であるとカップ麺やファストフードの頻度は増える。また有職者に限った分析では、栄養バランスの取れた食事の頻度は減る。女性では、有職者に限った分析で1日3食の頻度が減る。また運動の頻度は非正規雇用のほうが多くなる傾向がある。

世帯年収については、男性では世帯年収が増えるとカップ麺やファストフードの頻度は少なくなり、1日3食の頻度、栄養バランスの取れた食事の頻度や運動の頻度は増加する。女性では世帯年収が高いと非喫煙となりやすく、お酒の頻度も少ない。カップ麺やファストフードの頻度は減少する傾向があり、1日3食の頻度、栄養バランスの取れた食事の頻度は増加する。女性では運動の頻度と世帯年収は関連がなさそうである。

## 5.3 婚姻状態、子どもの有無の影響

婚姻状態についてみると、男性では既婚に比べて未婚の方が喫煙しやすく、カップ麺やファストフードの頻度は多い。栄養バランスの取れた食事の頻度も未婚の方が少ないが、運動の頻度は増える。女性では、既婚に比べて未婚の方が喫煙しやすく、飲酒の頻度も多い。1日3食の頻度や栄養バランスの取れた食事の頻度は未婚で少ない。有職者に限った分析では、男性と同様に未婚の方が運動の頻度が多い傾向がある。離別・死別についてはケース数が少ないためか、はっきりとした傾向はみられない。

子どもの有無についてみると、男性では子どもがいるほうが、1日3食の頻度は増えるが、他の健康行動とは関連しないようである。女性では、子どもがいるほうが飲酒の頻度は減り、1日3食の頻度や栄養バランスの取れた食事の頻度が増える。しかし運動の頻度は子どもがいると減少する。

#### 5.4 仕事環境の影響

男性では労働時間が長いと飲酒（ただし10%水準）や栄養バランスの取れた食事の頻度が減り、また労働日数が長いと、1日3食の頻度、栄養バランスの取れた食事の頻度、運動の頻度が減少する。社員数が恒常的に不足していると、カップ麺やファストフードの頻度は増加し、1日3食の頻度や栄養バランスの取れた食事の頻度が減少する。

女性では、労働日数が長いとカップ麺やファストフードの頻度は増加し、栄養バランスの取れた食事の頻度や運動の頻度が減少する。社員数が恒常的に不足していたり、いつも締め切りに追われていると1日3食の頻度が減少する。

#### 5.5 学歴と出生年の影響

学歴と出生年は時間不変の変数であり、変化の情報をういた分析はできない。しかし、Pooled-OLSからは、男女ともに、飲酒を除いた健康行動に対して学歴は影響を与えており、学歴が高いほうがより健康的な行動をとることがわかる<sup>6)</sup>。吉川（1998）や狭間・橋爪・吉川（2013）では、教育年数が長いほど健康維持意識が高いことが明らかになっているが<sup>7)</sup>、意識ではなく実際の行動においても、学歴はポジティブな影響を与えているといえる。

出生年については若い世代ほど飲酒の頻度が少なく、カップ麺やファストフードの頻度は多い。1日3食の頻度も若い世代ほど少ない。また女性についてのみ、若い世代で栄養バランスの取れた食事の頻度や運動の頻度が少ない。

#### 5.6 結論と今後の課題

以上の結果から、Pooled-OLSでみた場合、多くの社会経済的要因と健康行動が関連していることが分かる。変化の情報を利用することで観察されない異質性の影響を考慮した固定効果モデルでは、Pooled-OLSで有意な効果のみられた多くの変数が有意な効果を示さなくなったものの、依然として残り続ける変数や有意な効果を示すようになった変数がいくつかみられた。

概して社会経済的に不利な状況になることは健康行動に対して負の影響を与えているといえる。ただし、不利な状況になることが健康行動に常にネガティブな影響を与えるとはいえない。たとえば失業状態だと運動の頻度が増えたり、結婚や子どもをもつことによって運動の頻度が減ったりすることもある。このような結果はすでに戸ヶ里（2008）によって指摘されているが、パネルデータからもその結果が支持されたといえる。労働時間が長いことは、

食生活についてはマイナスの影響を与えているが、飲酒の頻度（機会）が減少することにつながる。もちろんどのような健康行動が健康に最も結びつきやすいのかという点を考慮した上で、社会経済的背景が健康にもたらす影響を判断する必要がある。そのためには、健康行動が健康に与える影響をみる必要がある。もちろん、健康行動と健康の因果関係の解明（健康でないと喫煙や飲酒はできない）も重要な課題である。また今回は健康に関する変数をひとつひとつ検討してきたが、これら変数を集約した総合的健康行動指標などを用いた分析を行うことも可能だろう。

#### [注]

- 1) 社会階層研究者が行っている研究では、例えば Layte and Whelan (2009) など。
- 2) JLPS データを用いた健康についての研究は戸ヶ里 (2008)、中澤 (2010)、菅・有田 (2012)、Ishida (2013) など。
- 2) どのような基準から尺度化を行うのかという点が問題となる。独立変数との関連を最もよく説明するような適当なスコアを与えることも可能だが、パネル調査である利点を考えるならば、例えば、移行行列に対して対応分析 (correspondence analysis) を適用するなど、複数時点での変化の情報を用いて、合成尺度を作成する方法を採用することができる。この場合、移行行列における行と列の相関つまり隣接する2時点間 ( $t$  と  $t+1$ ) の相関が最も高くなる行と列のスコアが求められる。このスコアは移動の生じやすいカテゴリ間の変化については変化が小さく、移動の生じにくいカテゴリ間の変化については変化が大きくなる。行スコアと列スコアの平均を求めて総合スコアとした時、それともとのスコア (0,1,2,3...) とは基本的には高い線形の関係 (相関係数は 0.97 以上) がみられており。本稿のようにそのまま得点を用いることは問題ないと考えられる。しかし、女性の飲酒 ( $r=0.964$ )、男女のカップ麺やファストフード (男性:  $r=0.936$ , 女性:  $r=0.869$ ) については比較的相関が弱かったため、これらの変数については、カテゴリを合併するか非線形の得点を求めたほうがよいだろう。
- 3) 方法については Angrist and Pischke (2008)、喫煙行動への適用については河井 (2012) を参照。Angrist and Pischke (2008) の推奨する方法での分析 (ラグ付きモデルと固定効果モデルの推定値の比較) は行っていない。
- 4) 本稿では用いていないが、同様にパネルデータ分析で用いられるランダム効果モデルについては、「 $x$  が他の状態ではなくその状態であることと  $y$  の状態との関連」(山口 2009: 131) をみていると解釈することが可能である。
- 5) 高齢者を対象とした調査でも、教育年数が長いほど喫煙率は低くなり、1日30分以上の歩行する割合が高くなるが、飲酒についてはほとんど変化していないことが明らかにされている (近藤編 2007)。学歴と健康の関連については、Culter and Lleras-Muney (2006) を参照。しかし、その因果効果を明らかにすることは困難である (Arendt 2005)。
- 6) 吉川 (1998) では、「肥満を防止するためなら、お金や時間をかけてもかまわない」「老化を

防ぐためなら、お金や時間をかけてもかまわない」「成人病を防いだり克服したりするためなら、お金や時間をかけてもかまわない」「現在の体力を維持するためなら、お金や時間をかけてもかまわない」「健康をたえず増進するためなら、お金や時間をかけてもかまわない」という項目（4件法）が用いられている。狭間・橋爪・吉川（2013）でも一部修正の上、同様の項目（5件法）が用いられている（ただし、「健康をたえず・・・」は除く）。

### [謝辞]

二次分析に当たり東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「東大社研・若年パネル調査（JLPS-Y） wave1-6, 2007-2012」および「東大社研・壮年パネル調査（JLPS-M） wave1-6, 2007-2012」（東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト）の個票データの提供を受けた。

### [参考文献]

- Allison, Paul D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*, SAGE publications.
- Angrist, Joshua D., and Jörn-Steffen Pischke, 2008, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- Arendt, Jacob Nielsen, 2005, "Does Education Cause Better Health? A Panel Data Analysis Using School Reforms for Identification." *Economics of Education Review* 24:149-160.
- Cutler, David M., and Adriana Lleras-Muney, 2006, "Education and Health: Evaluating Theories and Evidence." Pp. 29–60 in *Making Americans Healthier: Social and Economic Policy as Health Policy*, edited by Robert F. Schoeni, James S. House, George A. Kaplan, and Harold Pollack, New York: Russell Sage Found.
- 藤原翔, 2015, 「教育意識の基礎的パネルデータ分析」『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.92.
- Ishida, Hiroshi, 2013, "Inequality in Workplace Conditions and Health Outcomes." *Industrial Health*, 51:501-513.
- 石田浩・有田伸・藤原翔・朝井友紀子, 2014, 「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査（JLPS）2013」からわかる若年・壮年者の希望・仕事・喫煙」『中央調査報』 No.680:1-9.
- 狭間諒多朗・橋爪裕人・吉川徹, 2013, 「環境保護意識・健康維持意識の規定要因の時代変化」『社会と調査』 11:70-84.
- 菅万理・有田伸, 2012, 「失業が健康・生活習慣に及ぼす効果—固定効果モデルと一階差分モデルによるパネルデータ分析—」『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.55.
- 河井啓希, 2012, 「2010年たばこ税引き上げの効果：JHPSによるパネルデータ分析」樋口美雄・宮内環・C.R. McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『パネルデータに

- よる政策評価分析 [3] 親子関係と家計行動のダイナミズム：財政危機下の教育・健康・就業』慶應義塾大学出版会, 105-24.
- 吉川徹, 1998, 「階層・教育と社会意識の形成：社会意識論の磁界」ミネルヴァ書房.
- 近藤克則編, 2007, 『検証「健康格差社会」』医学書院.
- Layte, Richard and Christopher T. Whelan, 2009, “Explaining Social Class Inequalities in Smoking: The Role of Education, Self-Efficacy, and Deprivation.” *European Sociological Review* 25(4):399–410.
- Marmot, M., Carol D. Ryff, Larry L. Bumpass, Martin Shipley, and Nadine F. Marks, 1997, “Social Inequalities in Health: Next Questions and Converging Evidences.” *Social Science and Medicine*, 44(6):901–10.
- 中澤渉, 2010, 「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」『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.31.
- 西里静彦, 2007, 『データ解析への洞察：数量化の存在理由』関西学院大学出版会.
- Pampel, Fred C., Patrick M. Krueger, and Justin T. Denney, 2010, “Socioeconomic Disparities in Health Behaviors,” *Annual Review of Sociology*, 36:349-70.
- Tabuchi, Takahiro, Masakazu Nakamura, Tomio Nakayama, Isao Miyashiro, Jun-ichiro Mori, and Hideaki Tsukuma, 2016, “Tobacco Price Increase and Smoking Cessation in Japan, a Developed Country with Affordable Tobacco: A National Population-Based Observational Study,” *Journal of Epidemiology*, 26(1):14-21.
- 戸ヶ里泰典, 2008, 「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」『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.9.

付表 1 従属変数間の相関係数（リストワイズ）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	
喫煙2007	1.000																						
喫煙2009	.856**	1.000																					
喫煙2011	.757**	.817**	1.000																				
飲酒2007	.211**	.200**	.179**	1.000																			
飲酒2009	.206**	.211**	.192**	.779**	1.000																		
飲酒2011	.199**	.192**	.184**	.728**	.811**	1.000																	
カップ麺等2007	.179**	.179**	.191**	.090**	.077**	.086**	1.000																
カップ麺等2009	.146**	.158**	.161**	.064**	.094**	.072**	.514**	1.000															
カップ麺等2011	.173**	.161**	.177**	.089**	.090**	.119**	.458**	.511**	1.000														
カップ麺等2012	.151**	.168**	.166**	.066**	.096**	.114**	.441**	.473**	.595**	1.000													
1日3食2007	-.212**	-.206**	-.190**	-.092**	-.076**	-.077**	-.143**	-.111**	-.126**	-.100**	1.000												
1日3食2009	-.225**	-.225**	-.189**	-.080**	-.066**	-.061**	-.156**	-.138**	-.147**	-.107**	.618**	1.000											
1日3食2011	-.214**	-.213**	-.209**	-.072**	-.068**	-.084**	-.151**	-.133**	-.166**	-.140**	.569**	.659**	1.000										
1日3食2012	-.205**	-.202**	-.208**	-.057**	-.051**	-.061**	-.154**	-.136**	-.165**	-.119**	.521**	.627**	.730**	1.000									
栄養バランス2007	-.050*	-.050**	-.067**	.037	.021	.015	-.045*	-.047*	-.032	-.035	.048*	.042*	.024	.039*	1.000								
栄養バランス2009	-.066**	-.068**	-.070**	.057**	.058**	.056**	-.029	-.047*	-.044*	-.044*	.067**	.083**	.068**	.049*	.429**	1.000							
栄養バランス2011	-.043*	-.044*	-.051**	.060**	.068**	.056**	-.009	-.036	-.049*	-.052**	.021	.050*	.047*	.044*	.342**	.452**	1.000						
栄養バランス2012	-.055**	-.054**	-.056**	.051**	.053**	.044*	-.039*	-.071**	-.082**	-.053**	.038*	.060**	.059**	.070**	.317**	.433**	.565**	1.000					
運動2007	-.175**	-.165**	-.165**	-.010	.003	-.012	-.278**	-.235**	-.226**	-.172**	.483**	.368**	.344**	.330**	.093**	.074**	.054**	.054**	1.000				
運動2009	-.172**	-.163**	-.161**	-.009	-.014	-.024	-.257**	-.313**	-.250**	-.199**	.377**	.515**	.413**	.395**	.059**	.082**	.067**	.078**	.078**	1.000			
運動2011	-.164**	-.158**	-.164**	-.034	-.017	-.047*	-.246**	-.241**	-.318**	-.242**	.339**	.383**	.500**	.425**	.033	.058**	.087**	.084**	.084**	.531**	1.000		
運動2012	-.155**	-.148**	-.154**	-.005	.003	-.028	-.240**	-.230**	-.285**	-.267**	.337**	.386**	.411**	.488**	.033	.061**	.065**	.115**	.115**	.512**	.581**	.677**	1.000

n = 2,954. \*\* p < 0.01, \* p < 0.05.



# 投票参加の棄権の規定要因 ——有権者の労働環境を考慮したアプローチ——

桑名祐樹

(首都大学東京大学院)<sup>1)</sup>

本稿では、労働日数の増加などによる仕事の忙しさが、投票参加のコストとなっている可能性について検討した。有権者を対象とした近年の世論調査において、仕事の忙しさを中心に、社会的環境が投票参加を棄権する要因としてあげられている。そこで先行研究を検討した結果、労働日数の多さが投票へ参加するコストとなっている可能性が示唆された。

上記の背景を踏まえて基礎的な分析枠組を構築し、ランダム効果ロジットモデルで推定した。その結果、一ヶ月あたりの労働日数の多さが投票参加へ負の効果を与えていることがわかった。

## 1. 問題の所在

日本の国政選挙における投票率は低下傾向にある。図1は衆議院議員選挙（総選挙）の投票率の推移であるが、第41回総選挙に6割を切り、その後上下しながら2012年12月に行われた第46回総選挙では戦後最低の59.32パーセントを記録した。また、2014年12月に行われた第47回総選挙の投票率では52.66パーセントを記録し、投票率の最低値を更新している。

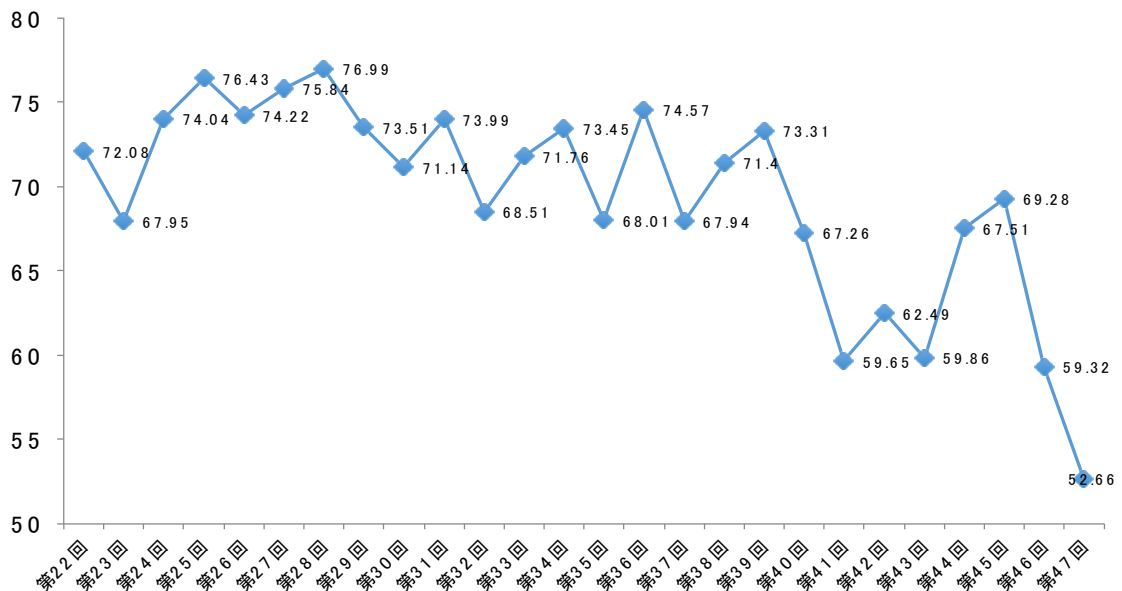


図1 衆議院議員選挙投票率の推移（出所：明るい選挙推進協会）

このように、おおよそ右肩下がりで投票率が低下していることが伺える。投票率が下がるということは、裏を返せば投票を棄権した人の率が増えているということになる。必ずしも投票率が高ければ民主主義が「健全」であるというわけでもないだろうが、日本の場合、人々がどういった理由で棄権しているのかを実証的に評価する研究が少ないこともあり、投票率の低下をどう評価するべきかを考えることがそもそも難しい。そこで、本稿では人々が投票参加を棄権する要因を検討したい。

投票参加を棄権する要因としてまず検討されるのは投票参加にかかる「コスト」である。Riker and Ordeshook (1968) によれば、有権者が政治的情報にアクセスするコストと、選挙に参加する機会を妨げるコストが投票参加を棄権する要因として考えられるという。前者がいわば投票参加する前段階のコストならば、後者は投票所へいくための物理的な距離、時間、天候など、有権者が投票所へ赴くための労力のことである。

こうしたコストのなかでも、とりわけ日本の有権者が感じているコストはどのようなものだろうか。図 2 は東京都選挙管理委員会が実施した有権者を対象とした世論調査において、投票参加を棄権した理由を聞いた設問の結果である。この設問は複数回答可であるが、投票所への距離・時間などの機会に関するコストや情報を得るためのコストなどを聞いている。そして、その中で最も割合が高いものは「仕事が忙しく、時間がなかったから」というものであった。この結果は仕事の忙しさという有権者個人の社会的属性に付随する環境が、投票参加の棄権の要因である可能性があることを示している。

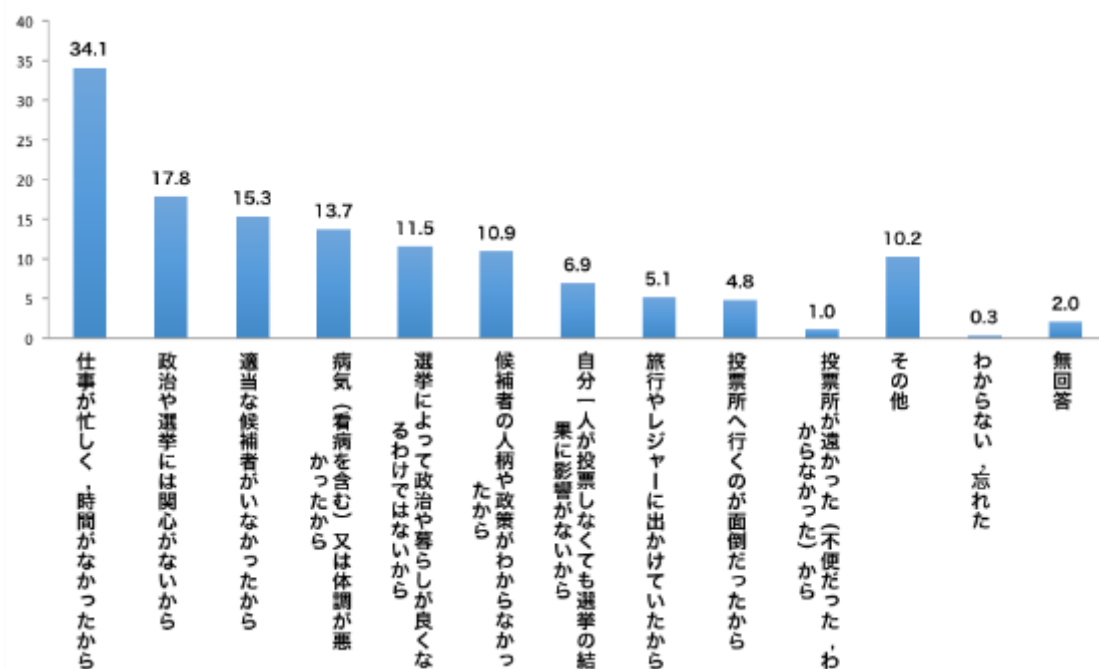


図 2 第 46 回総選挙の投票参加を棄権した理由 (出所：東京都選挙管理委員会)

有権者の社会的属性が投票参加へ影響を与えることは指摘されてきたことである（三船 2000）。しかし、「仕事の忙しさ」のような社会的属性に付随するような環境に関するコストについて検討されることは、日本ではあまりない。そもそも、社会的属性のなかでも、仕事に関連するような変数、たとえば職業が投票参加へ与える影響は少ないと考えられてきたのだ（蒲島 1988）。

そこで、まず投票参加を妨げるような仕事の忙しさとはどのようなものなのか、そして仕事の忙しさはどのようなメカニズムで投票参加の棄権に影響するかを検討したい。また、それが投票参加研究において今まで検討されてきた他の社会的属性とどのような関係があるかについても同様に検討する必要があるだろう。そのために、次節では関連する先行研究について整理し、考える分析枠組について検討する。

## 2. 先行研究と分析枠組

まず、社会階層と投票参加に関する先行研究を整理し、その上で「仕事の忙しさ」について検討したい。Downs (1957) は端的に言えば「貧乏暇無し」であることがコストとなることを指摘している。Downs は所得が低い人が投票へ行かない理由として、投票に行くよりも、仕事をしてお金を稼ぐことを選択することを指摘している。また、所得が高い人が投票へ行く理由としてその逆を挙げている。このことを日本の事例で考えると、投票日は基本的には日曜日・休日であるから、日曜日や休日に投票へ行くことよりも仕事をするを優先しなければならない人が該当するだろう。先ほどの調査においては、「仕事の忙しさ」が投票を棄権する理由であり、平日だけでなく休日も働くという意味での忙しさは 1 日の労働時間というよりは、働く日数などに関わってくると考えられる。本稿では、労働日数を「仕事の忙しさ」として捉え、労働日数が投票棄権に与える影響の基礎的な分析を行う。

そこで、社会的属性、つまり社会階層と労働日数がどのように関連するかを検討してみよう。まず、職業などの社会的属性が時間で変化することも考慮しなければならないだろう。たとえば、日本でも転職などによる地位の変化は往々にして起こりうる（石田 2010）。また、昇進・降格などによって従業上の地位が変化することもある。あるいは、失業したり、事業を畳むということも考えられるだろう。このように人々の職業はライフコースや職業選択によって様々に変化する可能性が考えられる。とりわけ、近年は非正規雇用労働者の増加などによって雇用が流動的になっていることもあり、このような背景のなかで、当然仕事の忙しさなどの労働環境も変化することが考えられるだろう。そこで、本稿では、パネルデータの特性を生かし、労働環境の変化として労働日数を投入し、統制変数として従業上の地位を投入する。

重要な統制変数としては、Frey (1971) や Verba, Nie and Kim (1978=1981) らが指摘している所得を考慮する。また、出生コーホート（三船・中村 2009）や、教育年数（境家 2013）、婚姻状態（長尾 2015）<sup>2)</sup>なども、近年投票参加に影響する変数であることが指摘されており、

今回の分析ではこれらの変数を考慮した分析を行う。さらに、都市対農村の対立など、居住地は以前から投票参加に影響を与える変数として指摘されてきた経緯を考慮し (Lipset and Rokkan 1967 = 2009, 蒲島 1988), 居住地も分析枠組に加える。

加えて、投票参加を棄権する社会的属性要因は複合的に関係しあっており、それらは政治的関心などの心理的要因を媒介して投票参加と関連しているという指摘がある (三宅ほか 1967, 小林 1997 など)。そこで、本稿でも同様に政治的関心を考慮したモデルが必要だろう。したがって、本稿の分析枠組は世代や所得、職業を中心とした社会的属性と政治的関心を統制しつつ、労働日数は投票参加の棄権に影響するかどうかを検証するモデルとなる。次節で用いるデータ、変数を説明する。

### 3. データと変数

東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) と東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) の合併データを使用する。今回の分析では JLPS-Y・JLPS-M の Wave1 (2007 年), Wave2 (2008 年), Wave4 (2010 年), Wave5 (2011 年) を使用する。これらの Wave を用いる理由は 2 つある。第一に、本研究会において許諾されている Wave において、投票参加の変数が入っているものが Wave2 と Wave5 だからである。そして第二に、これら投票参加の変数が調査対象者に回顧して回答してもらう変数であるため、調査対象者が実際に投票参加を行った当時の独立変数を用いる必要があるからである。たとえば、2007 年の投票行動を 2008 年に聞いているため、従属変数は 2008 年の調査で聞いたもの、独立変数については 2007 年に聞いたものを用いるということである。そのために、従属変数である投票参加の変数が測定された時点  $t$  とすると、独立変数が測定された時点は  $t-1$  となる。

従属変数には投票棄権ダミーを用いる。この変数は投票棄権 = 1, 投票参加 = 0 とする二値変数である。これらの投票棄権ダミーは 2007 年の参議院選挙, 2009 年の衆議院選挙の投票行動の変数によって作成されている。これらの変数を二値にする際、わからない・無回答は除外している。

独立変数は一ヶ月あたりの労働日数を用いる。この変数は 0 から最大で 31 までとりうるが、無職は 0 にカウントしている。つまり、無職は全員一日も働いていないと判断して値を与えている。

統制変数には、性別、居住地、出生コーホート、教育年数、世帯収入、労働日数、従業上の地位、婚姻、そして政治的関心の変数を用いている。性別は男性 = 1, 女性 = 0 とする男性ダミーを用いている。居住地は人口 20 万人以上の都市在住の場合を 1, それ未満を 0 とする都市ダミーとして分析に用いている。出生コーホートは 1966 年生まれから 1986 年生まれまでの間において 5 年刻みで一つのコーホートとしている。教育年数に関しては、14 年以上を 1, 14 年未満を 0 とする高等教育ダミーを用いている。世帯収入に関しては、四分位によって 4 つのカテゴリーに分けている。従業上の地位は経営・管理職, 正規職, 非正規

職、自営業・家族従業者、無職、学生の分類を用いている。婚姻に関しては、現在結婚している人を1、未婚・離婚・死別を0とする婚姻ダミーを用いている。政治的関心に関しては4件法で測定された変数であるが、今回の分析では「関心がある」を4～「関心がない」を1として値を与えている。

#### 4. 分析

##### 4.1 記述統計

まずは従属変数である投票棄権ダミーの記述統計を確認しよう。表1は投票棄権の遷移行列である。表側が2007年、表頭が2009年における投票の参加・棄権であり、%がついていない周辺度数はサンプルサイズである。この表からは2007年に投票した人がどのくらい2009年に参加し、棄権しているかがわかる。たとえば、2007年に投票した人が2009年にも投票する割合は93.6%であり、2007年に投票した人が2009年に棄権する割合は6.4%であるというように読める。

表1 投票棄権の遷移行列

		2009年		
		参加	棄権	
2007年	参加	93.6%	6.4%	1823
	棄権	43.6%	56.4%	656
合計		1993	486	2479

この遷移行列からは、2007年に投票参加した人の9割以上が2009年も投票参加していることが伺える。一方で、2007年に棄権した人が2009年に再び棄権する割合は5割強であり、この調査データでは2007年に投票を棄権した人のほうが投票参加した人よりも棄権／参加の選択を変えていることになる。これは、2009年の選挙が政権交代の是非を問う選挙として注目されたことが影響していると考えられる。

次に、今回分析に用いた変数と投票参加・棄権の関係について見ていきたい。まず、表2は統制変数と投票棄権の関連のクロス集計表である。はじめに、都市ダミーを見てみると、人口20万人以上の自治体に居住している人はそれ未満の自治体居住の人と比べて、わずかに棄権の割合が高いという程度で、10%水準で有意というところである。

一方で、他の統制変数は少なくとも5%水準で有意であり、出生コーホートや高等教育ダミー、世帯収入などでは、先行研究が指摘してきた傾向が確認できる。例えば、出生コーホートは、どちらの選挙年でもコーホートが新しくなるほど棄権の割合が増える。つまり、若い人ほど棄権する人が多いということで、若年層の投票率が低いという傾向とも合致する。高等教育ダミーは高等教育を受けている方が棄権の割合が低くなっており、近年境家(2013)

表2 統制変数と投票棄権ダミーのクロス集計表

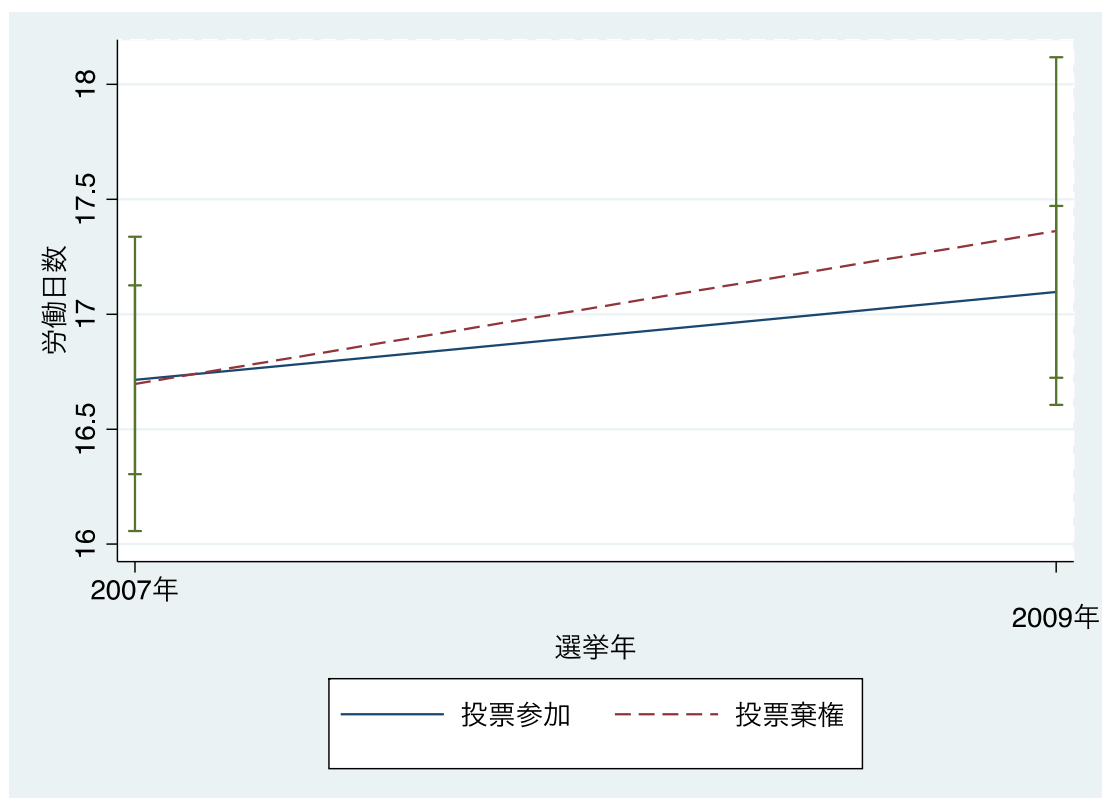
	2007		2009	
	参加	棄権	参加	棄権
都市ダミー (2007年:N=3405 †, 2009年:N=2928)				
人口20万人未満	72.7%	27.3%	80.9%	19.1%
人口20万人以上	69.9%	30.1%	78.8%	21.2%
性別 (2007年:N=3405*, 2009年:N=2928**)				
女性	69.2%	30.8%	77.8%	22.2%
男性	72.9%	27.1%	82.0%	18.0%
出生コーホート (2007年:N=3405**, 2009年:N=2928**)				
1966年～1970年	77.3%	22.7%	82.9%	17.1%
1971年～1975年	74.0%	26.0%	82.5%	17.5%
1976年～1980年	70.3%	29.7%	80.2%	19.8%
1981年～1986年	60.8%	39.2%	71.4%	28.6%
高等教育ダミー (2007年:N=3343**, 2009年:N=2748*)				
中等教育以下	67.8%	32.2%	77.5%	22.5%
高等教育	72.6%	27.4%	81.5%	18.5%
世帯収入 (2007年:N=2398**, 2009年:N=2092**)				
1/4 (0～450万円未満)	65.4%	34.6%	74.3%	25.7%
2/4 (450万円以上～600万円未満)	76.0%	24.0%	82.0%	18.0%
3/4 (600万円以上～850万円未満)	77.7%	22.3%	84.0%	16.0%
4/4 (850万円以上～)	79.5%	20.5%	87.3%	12.7%
婚姻ダミー (2007年:N=3405**, 2009年:N=2796**)				
未婚・離婚・死別	75.3%	24.7%	75.3%	24.7%
既婚	66.5%	33.5%	66.5%	33.5%
従業上の地位 (2007年:N=3381**, 2009年:N=2793**)				
経営者、役員	86.3%	13.7%	80.0%	20.0%
正社員・正職員	72.4%	27.6%	82.5%	17.5%
非正規雇用	66.9%	33.1%	75.6%	24.4%
自営業・家族従業者・内職	72.9%	27.1%	82.1%	17.9%
無職・学生	71.4%	28.6%	80.3%	19.7%
政治的関心 (2007年:N=3381**, 2009年:N=2795**)				
ほとんど関心をはらっていない	44.6%	55.4%	52.2%	47.8%
たまに関心を払っている	64.7%	35.3%	75.0%	25.0%
ときどき関心を払っている	81.1%	18.9%	87.2%	12.8%
つねに関心を払っている	87.0%	13.0%	93.2%	6.8%

†<.10 \*<.05 \*\*<.01

によって指摘されている傾向と同様であった。また、世帯収入との関連については収入が高いほど棄権の割合が減り、参加の割合が高くなる傾向にある。世帯年収は四分位で分けられており、下から1/4～4/4というように分けられているが、どちらの調査年においても、世帯年収については低いカテゴリーほど投票を棄権する割合が高い。特に、最も世帯収入が低い1/4カテゴリーでは棄権が高い傾向にある。これは先行研究で指摘されている傾向と同様で

あり、2009年の総選挙のように注目度の高い選挙でも傾向は変わらないと言えるだろう。婚姻ダミーについては既婚の方が棄権の割合が高いことが伺える。次に従業上の地位について見てみよう。投票参加・棄権の間で従業上の地位の割合を比較すると、非正規雇用労働者の棄権の割合が高い。これは2007年でも2009年でも同様だろう。その他の従業上の地位では、調査年によって異なる。たとえば、経営者・役員は2007年では棄権の割合が一番低い従業上の地位であるが、2009年では棄権の割合が2割を超えており、他の従業上の地位と比べて低いとはいえない。また、2007年の無職・学生は非正規雇用労働者に次ぐ棄権の割合の高いカテゴリーだったが、2009年では他のカテゴリーと比べて棄権の割合が高いとはいえない。また、政治的関心は関心の度合いで参加と棄権の割合が大きく異なる。想定されるように、政治的関心が高いと棄権の割合は低くなり、参加した人が増加する傾向にある。

表3 一ヶ月あたりの労働日数の平均値（投票棄権ダミー別）



最後に、労働日数と投票参加・棄権の間の関連について見ていきたい。表3は投票棄権ダミー別の一ヶ月あたりの労働日数の平均値である。この変数は先ほど説明したように最小値が0、最大値が31の変数である。実線で表現されたものが投票参加したひとの労働日数の平均値であり、点線で表現されたものが投票棄権した人の労働日数の平均値である。2007年の選挙時の一ヶ月あたりの労働日数は投票参加・投票棄権の間で違いはまったくない。一方、2009年の選挙時では、投票棄権側が投票参加側と比べて労働日数が多いことがうかが

える。しかし、5%水準で有意な差はない。

#### 4.2 ランダム効果ロジットモデルを用いた多変量解析

次の表4は、ランダム効果ロジットモデルの推定結果である。従属変数は投票棄権ダミーである。まず、Hausman 検定を行ったところ棄却されなかったため、ランダム効果モデルが採択された。

表4 ランダム効果ロジットモデルの推計結果

	<i>Exp(β)</i>	<i>Std. Err.</i>
都市ダミー	1.528	0.266 **
男性ダミー	1.102	0.216
コーホート (基準：1966_1970年)		
1971年_1975年	1.157	0.259
1976年_1980年	1.303	0.319
1981年_1986年	3.032	0.837 ***
高等教育ダミー	0.810	0.150
世帯収入 (基準：2/4)		
1/4	2.144	0.450 ***
3/4	0.921	0.205
4/4	0.643	0.158 †
婚姻ダミー	0.864	0.112
従業上の地位 (基準：正規職)		
経営ダミー	1.232	0.813
非正規ダミー	1.231	0.283
自営ダミー	0.989	0.360
無職ダミー	1.967	1.004
学生ダミー	1.483	0.745
労働日数 (1ヶ月)	1.036	0.022 †
政治関心	0.267	0.029 ***
定数	0.598	0.347
rho	0.696	0.034
<i>Hausman</i>	2.33	
obs	3971	
groups	2753	
† <.10 * <.05 ** <.01 *** <.001		

表4の分析結果を見ると、時間不変変数では都市ダミーと1981年～1986年コーホートダミーがどちらも正の効果で有意である。したがって、人口20万人以上の都市の居住者の方が棄権しやすいと考えられる。また、最も新しいコーホートは最も古いコーホートと比べて棄権しやすいと考えられる。このコーホートは係数も大きく、効果が大きいと見られる。



次に、時間で可変する変数を見ていこう。この中で有意な変数は、世帯収入、労働日数、政治関心である。まず、所得は基準カテゴリーである 2/4 と比べて 1/4 が正の効果、4/4 が負の効果がある。つまり、最も低い世帯収入のカテゴリーは中位のカテゴリーと比べて棄権しやすく、逆に、最も世帯収入が高いカテゴリーは中位のカテゴリーと比べて棄権しにくいと解釈できる。一ヶ月あたりの労働日数の効果を見てみると、10 パーセントの有意水準だが、正の効果で有意である。つまり、一ヶ月あたりの労働日数が増えると、投票参加を棄権しやすくなると考えられる。また、政治関心を見てみると、負の効果で有意である。政治関心は値が大きいほど「関心がある」というように値を与えているので、この負の効果は関心が高いほど棄権しにくいと解釈できる。

最後に、はじめの問題関心に立ち返ると、一ヶ月あたりの労働日数は投票を棄権させる効果があることがわかった。そして、他の変数を統制してもそうした効果が見られた。したがって、労働日数が増えることは投票参加の棄権につながると考えられる。

## 5. まとめと考察

前節における分析結果から、労働日数が多いほど、あるいは労働日数が増えることによって、投票棄権しやすくなるという結果がランダム効果ロジットモデルから示唆された。さらに、この効果が他の変数を統制しても有意であること、また同一個人内での変動が影響しているということ、つまり、元々労働日数が多い人が投票参加ではなく、労働日数が増加することが投票参加に影響しているということが本稿における結論である。したがって、働く日数の多さが投票参加のコストとなっている可能性があり、それは文字通り、元々の労働日数からさらに忙しくなることが影響しているといえよう。

現在、投票日はおおむね休日に行われているが、忙しい人は休日も働いているかもしれない。一方で、近年は期日前投票制度が整備されたこともあり、以前と比べると平日に投票参加する制度的コストは低くなっているだろう。ただし、それでも期日前投票と当日に投票へ行くのではまだコストが異なるのではないだろうか。

上記のような投票の制度に関するコストの低減は、総務省による「投票環境の向上方策等に関する研究会」が開かれるなど改善に向けた方策を模索しつつある（総務省 2015）。ただし、労働環境の個人内変動が影響するというのであれば、投票の制度的な問題に限らず、個人のワーク・ライフ・バランスとも関連させて議論が行われることが望ましいだろう。

上記のことも考慮すると、土日にどれだけ働いているかも含めて分析する必要があるだろう。後続の Wave ではこうした変数は測定されており、投票参加との関連が分析されることが望まれる。また、前述の Down (1957) では、「貧乏暇なし」といったような所得と労働時間の関連も指摘されており、本稿では検討されていないが、今後これらの関連に留意した分析を行う必要があるだろう。

加えて、今回分析に用いた投票参加は 2 時点選挙の形態が異なり、今後のさらなる分析

が必要となることに留意する必要がある。総選挙と参議院選挙では、そもそも投票率が異なる。また、政権交代選挙と位置付けられることもある総選挙と比べると、参議院選挙にはそのような性質はない。これについては、新しい Wave が利用可能となれば、許諾される Wave が増えることで総選挙同士、参議院選挙同士での分析が可能となる。こうした、新たな調査年データを用いた分析が今後の課題となるだろう。

#### [注]

- 1) 分析・執筆当時の所属である。
- 2) 長尾（2015）では、婚姻状態の効果は結婚そのものの効果というよりも、子供の有無の効果であると結論づけられている。本稿では婚姻に関連する変数はあくまで統制変数として位置付けられたものであり、そのため子供の有無に関する変数の投入は行っていない。

#### [謝辞]

二次分析に当たり東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「東大社研・若年パネル調査（JLPS-Y） wave1-6, 2007-2012」および「東大社研・壮年パネル調査（JLPS-M） wave1-6, 2007-2012」（東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト）の個票データの提供を受けた。

#### [参考文献]

- 明るい選挙推進協会，2015，「衆議院議員総選挙投票率の推移（中選挙区・小選挙区）」  
(<http://www.akaruisenkyo.or.jp/070various/071syugi/>，最終アクセス 2016 年 3 月 3 日閲覧)。
- Frey, Bruno, 1971, "Why do high income people participate more in politics?," *Public Choice*, 11(1), 101-105.
- 石田光規，2010，「転職におけるネットワークの効果——地位達成とセーフティネット——」『社会学評論』60(2)：279-296。
- 蒲島郁夫，1988，『政治参加』東京大学出版会。
- 小林良彰，1997，『現代日本の政治過程——日本型民主主義の計量分析』東京大学出版会。
- Lipset, Seymour Martin, and Stein Rokkan ,1967, "Cleavage Structures, Party Systems, and Voter Alignments: A Introduction", Lipset, Seymour Martin, & Stein, Rokkan, eds., *Party Systems and Voter Alignments: A Cross-National Perspective*, New York: Free Press, 1-67.(= 2009, 白鳥浩・加藤秀治郎訳『政治社会学——クリヴィジ構造，政党制，有権者の連携関係』，一藝社.)
- 三宅一郎・木下富雄・間場寿一，1967，『異なるレベルの選挙における投票行動の研究』，創文社
- 三船毅，2000，「投票参加とコスト」『愛知学泉大学コミュニティ政策学部紀要』3:189-210。

- 三船毅, 中村隆, 2009, 「衆議院選挙投票率の分析——1969年から2005年における年齢・時代・世代の影響——」『選挙研究』25(2): 83-106.
- 長尾由希子, 2015, 「選挙に行くのは誰か?: 婚姻状態、有子、中間集団と投票率」『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.90.
- Riker, W., and P. Ordeshook. 1968. "A theory of the calculus of voting." *American Political Science Review* 62:28-42.
- 境家史郎, 2013, 「戦後日本人の政治参加—『投票参加の平等性』論を再考する—」『年報政治学』64(1): 236-255.
- Downs, A., 1957, *An Economic Theory of Democracy*, New York: Harper.
- 東京都選挙管理委員会編, 2013, 『選挙に関する世論調査報告書』([http://www.senkyo.metro.tokyo.jp/uploads/h26syuu\\_yoron.pdf](http://www.senkyo.metro.tokyo.jp/uploads/h26syuu_yoron.pdf), 最終アクセス 2016年4月30日閲覧).
- Verba, S., N. H. Nie, and J.o. Kim, 1978, *Participation and Political Equality: A Seven-Nation Comparison*, Cambridge: Cambridge University Press. (= 1981, 三宅一郎・蒲島郁夫・小田健訳『政治参加と平等: 比較政治学的分析』東京大学出版会.)