

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

2016 年度課題公募型二次分析研究会

就労・家族・意識の変化に関する

パネルデータ分析

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

2018 年（平成 30 年）3 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2016年度二次分析研究会課題公募型研究「就労・家族・意識の変化に関するパネルデータ分析」の成果をまとめたものである。

本研究会では昨年度に引き続き、パネルデータの利点を生かし、人々の意識や経済状況の変化に着目した研究を行った。パネルデータの利点とは大まかに言って、1) 観測されない個人間の異質性を統制することで、より厳密な変数間の関連が推定できることや、2) 同一個人に繰り返し調査をすることから、ある要因（失業経験など）がもたらす長期的な影響が検証できること、3) 回顧式での回答が困難な意識変化や所得変化のパターンを析出できることにまとめられる。本報告書に収められた論文は、どれもこのようなパネルデータの特性を十分に生かしたものとなっている。

たとえば、第一の利点に関する論文として、労働時間と技能の関連の検証（吉川論文）や、コミュニケーション能力が昇進に与える影響の検証（西澤論文）、社会経済的地位と喫煙行動の関連の検証（藤原論文）、再分配意識の規定要因の検証（伊藤論文、永吉論文）、パーソナル・ネットワークと仕事の質の関連の検証（石田論文）、育児期女性の結婚満足度と親との同居の関連の検証（斉藤裕哉論文）、仕事と家庭に関する選好の変化とその規定要因の検証（田中論文）が挙げられる。第二の利点に関する論文として、無業経験（麦山論文）や母親であること（竹内論文）がその後のキャリアに与える影響の検証や、親の離別経験が本人の結婚に与える影響の検証（吉武論文）がある。また第三の利点を生かした論文として、貧困の動態とライフコースの関連の検証（斉藤知洋論文）や、階層帰属意識の変化パターンとその規定要因の検証（谷岡論文）、離別リスクと結婚満足度の関連の検証（打越論文）、従業上の地位の変化パターンがウェル・ビーイングに与える影響の検証（橋爪論文）がある。さらに、有田論文では、パネル調査の分析で用いられる固定効果モデルと一階差分モデルのエッセンスを抽出し、よりシンプルな形の分析を行うとすればどのようなものになるのか、またそのような分析を行う利点について考察している。

本研究会で分析に用いたのは、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、2018年3月現在までに8回分（wave1～wave8）が公開されている。研究会時点ではwave7までの公開であったため、本報告書に収められた論文はwave7までを用いている。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。サンプルの脱落を補うため、wave5からは新たなサンプルも追加されている。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、上記のような多様な研究課題に応えるだけの、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、調査回数を重ねることで、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も増えつつあり、ライフイベントの規定要因やそれがもたらす様々な影響についても検証が可能となっている。

今回の研究会には18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。昨年度から継続して研究会を行ったことで、分析手法についての知識を深めることができ、分析の質としても、実質的な内容の面でも、より充実した研究を行うことができたと考えている。個々の論文が導き出した知見自体に加え、この報告書を読んだ方が、パネルデータを用いた研究に関心を持っていただけたなら、十分な成果をあげられたといえよう。

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。オブザーバーとしてコメントをくださった三輪哲先生、最終報告会でコメンテーターを務めて下さった近藤絢子先生、吉田崇先生、神林博史先生、脇田彩先生をはじめ、コメントをくださった多くの皆様のおかげで、分析を発展させることができた。また、研究会開催の機会を提供して下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

PY070 東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave1-7, 2007-2013

PM070 東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave1-7, 2007-2013

研究の概要

本研究会では、人々の意識や経済状況の変化をもたらす要因について、パネルデータの利点を活用し、個人間の観測されない異質性を除去した厳密な因果関係の推定を行うことを目的としている。このため、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）の wave1 から wave6 までを用いたデータ分析を行う。

これまで主に 1) 労働条件や収入に対して失業経験、転職時の入職経路、コミュニケーション能力が与える影響、2) 世帯構成や出身家庭背景が、経済格差や結婚行動、女性の分業意識に与える影響、3) 主観的ウェル・ビーイングや健康行動、ネットワーク、階層帰属意識に失業経験や階層的地位が与える影響の三つのテーマについて検証してきた。

今年度はこれらの研究をより深め、各要因が影響を与えるメカニズムの検証や、変化の向きを考慮した検証を行っていく。後者について、本研究会では固定効果モデルや hybrid モデルを用いた検証を中心としてきた。しかし、これらの分析方法では、ある個人の従属変数の平均値と偏差によって、独立変数の変化の効果を検証している。この場合、状況 A→B への変化と、B→A への変化が同じ大きさの効果をもたらすことが想定されているが、これは必ずしも妥当ではない。また、これまでの研究では一方向の因果を想定してきたが、双方向の因果が生じている可能性もある。そこで、変化の向きを考慮したモデルや、双方向因果を考慮したモデルを活用することで、より厳密な因果関係の検証を行う。

活動の記録

第1回研究会 (2016年7月9日) : 研究テーマの報告

第2回研究会 (2016年10月23日) : 研究報告

第3回研究会 (2016年12月11日) : 研究報告

第4回研究会 (2017年1月31日) : 研究報告

第5回研究会 (2017年2月20日) : 研究報告

成果報告会 (2017年3月27日)



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 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2016 課題公募型研究 成果報告会

就労・家族・意識の変化に関するパネルデータ分析

■ 日時／場所：

2017年3月27日（月） 10:00～17:55

東京大学（本郷キャンパス） 赤門総合研究棟5階 549 センター会議室

■ プログラム：

開会の辞 10:00～10:05 永吉希久子（東北大学）

第1部 10:05～11:20

司会：藤原翔（東京大学） コメントーター：近藤絢子（東京大学）

- ・「無業経験を通じた格差の生成——所得・賃金への持続的影響に着目して」 麦山亮太（東京大学大学院）
- ・「技能に着目した労働時間の分析」 吉川裕嗣（東京大学大学院）
- ・「母親の賃金ペナルティ」 竹内麻貴（立命館大学）

第2部 11:30～12:45

司会：三輪哲（東京大学） コメントーター：吉田崇（静岡大学）

- ・「賃金・仕事満足度に対する組織的・個人的ネットワーク資源の影響——労働組合加入と相談相手の有無に着目して」 石田賢示（東京大学）
- ・「若年・壮年層の貧困動態とライフコース」 齊藤知洋（東京大学大学院）
- ・「親の離婚経験者の結婚と配偶者学歴」 吉武理大（慶應義塾大学大学院）

第3部 14:00～15:40

司会：有田伸（東京大学） コメントーター：神林博史（東北学院大学）

- ・「喫煙行動と社会経済的地位」 藤原翔（東京大学）
- ・「再分配を支持しているのは誰か——自己利益に注目して」 伊藤理史（大阪大学）
- ・「日本型福祉国家における再分配制度への支持の規定要因」 永吉希久子（東北大学）
- ・「変化パターンを考慮した階層帰属意識のパネルデータ分析」 谷岡謙（京都学園大学）

第4部 16:00～17:40

司会：石田賢示（東京大学） コメントーター：脇田彩（立教大学）

- ・「なぜ結婚満足度は下がり続けるのか——パネルデータを用いた結婚満足度低下のメカニズムの検討」 打越文弥（東京大学大学院）
- ・「選好の変動が就業行動に与える影響」 田中西（東北大学大学院）
- ・「働き方と主観的Well-Beingの変化——移動経路に注目した分析から」 橋爪裕人（大阪大学大学院）
- ・「育児期女性の生活満足度に関するパネル分析」 齊藤裕哉（首都大学東京大学院）

■ 事前の申し込みは不要です。直接、会場にお越しください。

■ お問い合わせは、s-analysis@iss.u-tokyo.ac.jp まで。

2016 年度課題公募型二次分析研究会
就労・家族・意識の変化に関するパネルデータ分析
研究成果報告書

目次

はじめに.....	i
研究会の概要.....	ii
成果報告会プログラム.....	iii
無業経験を通じた格差の生成.....	1
——所得・賃金への持続的効果に着目して——	
	麦山亮太
労働時間のパネルデータを用いた基礎的分析.....	18
——仕事の複雑性に注目して——	
	吉川裕嗣
母親の賃金ペナルティ.....	32
	竹内麻貴
コミュニケーション能力が昇進へ与える影響.....	54
	西澤和也
パーソナル・ネットワークと仕事によるアウトカムの関連.....	70
	石田賢示
若年・壮年層の貧困動態とライフコース.....	96
	斉藤知洋
親の離婚経験者の結婚と配偶者学歴.....	119
	吉武理大
喫煙行動と社会経済的地位の関連.....	142

藤原翔

再分配意識の規定要因分析.....159

——失業不安の効果に注目して——

伊藤理史

日本型福祉国家における再分配政策支持の規定要因.....169

——公共事業・高齢者福祉・公的扶助の比較から——

永吉希久子

変化パターンを考慮した階層帰属意識のパネル.....191

——多項ロジットモデルによる検討——

谷岡謙

離別リスクと結婚満足度.....203

——反実仮想的アプローチによるパネルデータ分析——

打越文弥

選好の変動と就業行動の変化.....218

——男女の比較に着目して——

田中茜

失業や非正規雇用の主観的 Well-Being に対する非経済的影響.....231

——従業上の地位の変化パターンに注目した分析から——

橋爪裕人

育児期女性の結婚満足度と親同居に関するパネル分析.....257

斉藤裕哉

シンプルなパネルデータ分析はいかに可能か？またそれは必要か？.....274

——パネルデータ分析方法の整理とともに——

有田伸

無業経験を通じた格差の生成

—所得・賃金への持続的効果に着目して—

麦山亮太

(東京大学大学院)

近年、若年・壮年期の無業経験への関心が高まっている。しかし、無業を経験した者が再就職後に安定的なキャリアを歩めるのか、またミクロな無業経験はマクロな格差といかに関連しているのかについては未だ十分に明らかになっていない。そこ本稿は、無業経験が所得・賃金に与える持続的な効果の検討を通じて、被雇用有業者間の格差生成過程の一端を解明する。東大社研・若年壮年パネル調査を使用した分析により以下の結果を得た。無業経験は再就職後の所得を約 50%低下させるが、3~4 年後にはこの低下は 5~20%程度に収まる。再就職後の時間あたり賃金は 10%程度低下するのに加えて、その後毎年約 1%ずつ低下していく。加えて無業経験は所得・賃金水準の低い層に集中する。ただし大卒であると、無業経験が賃金を低める効果は小さい。以上の結果は、無業経験を通じてそれ以前の所得・賃金格差がさらに拡大することを示唆している。

1. 序論

雇用の流動化や経済成長の停滞を背景として、従来の典型的な無業者——専業主婦層および引退後の高齢者——から外れるような、若年・壮年期の無業者への関心が高まっている(玄田 2005, 2007; 小杉 2010)。こうした若年・壮年期の無業者の多くはその後再び就業する。では、無業を経験した者は再就職後安定的なキャリアを歩むことはできるのか。またこのように個人レベルで生じている無業の経験が、マクロな格差生成にとっていかなるインパクトを有しているのか。

社会階層研究においてはとくに 2000 年代以降、社会階層の動学的側面に注目が集まっている (DiPrete and McManus 2000; Western et al. 2012)。個人の有する地位は固定的なものではなく時間によって変動し、格差の様相は変化していく。こうした変化を引き起こすイベントの一つが、無業経験である。無業経験は、個人のキャリアを不安定化させるのみならず、無業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として捉えることができる。

これまで日本を対象とした研究において、過去の転職や失業が格差生成にもたらす影響は地位達成モデル (Blau and Duncan 1967) の枠組みのもとで検討されてきた。ここでは、調査時点の所得や賃金を従属変数として、過去の転職経験や無業経験を独立変数とする回帰モデルを用いた転職や無業経験の効果が測定されてきた (矢野 1998; 中尾 2008; 吉田 2011; 森山 2012)。こうした分析は、格差の生成過程を明らかにするうえで問題を抱えてい

る。すなわち、(1)所得・賃金水準の低い個人が転職・失業を経験するという効果と、(2)転職・失業が所得・賃金を低下させるという効果が混在していることである。もし(1)の効果が支配的であれば、無業経験は既存の格差の帰結であって、それ自体が格差を生み出すとは言えない。一方で(2)の効果が支配的であれば、無業経験を通じて地位がランダムに入れ替わることを含意しており、マクロな格差の大きさに変化は生じない。より重要なのは、(1)と(2)の効果が同時に存在し、それらが組み合わさって既存の格差をさらに拡大する方向に働いているのかどうかである。

そこで本稿の目的は、東大社研・若年壮年パネル調査のデータを用いて、無業経験が被雇用有業者¹⁾の所得・賃金に与える持続的な効果を明らかにすることにある。資産蓄積が少ない若年・壮年期において、個人の経済状況は主として労働市場から得られる報酬によって決定する。所得は、1年間の個人年収によって定義され、その多くは企業からの基本給および諸手当からなる。一方で賃金は投下した労働に対する報酬である。これらは労働市場から得る報酬として基本的な指標であり、本稿でもこれを用いて無業経験が格差生成にとっていかなる働きを持っているのかを明らかにする。なお本稿における無業経験とは、個人が有業から無業への移動を経験することとして定義され、学校教育を終えて初職に参入してから高齢となって退職するまでの働き盛りの期間に生じるものを指す。

本稿の構成について述べる。第2節では先行研究を概観し、無業経験が格差生成過程においてもつ効果については未だ十分に明らかになっていないことを示す。そのうえで、本稿の分析枠組みを提示する。第3節では分析に使用するデータおよび変数、方法について述べる。第4節ではここで述べた方法を用いて、無業経験の持続的な効果およびこれを攪乱する個人の異質性をもつ効果の方向を特定する。第5節では分析の結果をまとめ、議論を展開する。

2. 先行研究の検討と分析枠組み

2.1 理論的背景

なぜ無業を経験することがその後の賃金を低下させると考えられるのだろうか。ここではこれを説明する理論として以下の2つを取り上げる。第1に人的資本理論(Becker 1964 = 1975)である。人的資本理論によれば、無業を経験することは、それ以前に蓄積した企業特殊の人的資本を失わせることによって、再就職後の賃金を低下させる。加えて、非就業期間においてはそれ以前に蓄積した一般的人的資本もまた減耗していくために、再就職後の賃金の低下を招く。これらはいずれも、無業となった労働者側に着目した説明を提供するものである。

第2にシグナリング理論(Spence 1973)である。シグナリング理論は雇用主に着目した説明を提供する。採用にあたって雇用主は労働者の生産性を完全に観察することができな

い。そこで雇用主は、無業を経験したことを生産性の多寡の代理指標として用いる。無業を経験した労働者は生産性が低いと認識されるために、その後の賃金が低下すると予測される。

本稿ではこれらの理論の検証を目的とするものではないが、以上のように無業を経験することが賃金を低下させるのは理論的にも十分想定できるということである。そしてとくに日本においてはこの効果はより大きいものと思われる。それは以下の2点の理由による。第1に、長期雇用を前提とする日本の労働市場において、職場を変更することにより失われる企業特殊人的資本の影響が大きいと考えられるためである。第2に若年者に着目していえば、キャリアの途上で無業を経験する者はさほど一般的ではないことである。日本の若年失業率は1990年代以降上昇したとはいえ、欧米諸国と比較してその水準は低位である(OECD 2010)。無業を経験する若年者は例外的な存在とみなされやすいため、無業経験はより強い負のシグナルとなり得る。

2.2 無業経験の効果に関連する経験的研究

無業経験が賃金に与える効果を識別するには、パネル調査データなどによって、同一個人について複数回の観察時点を得て分析することが有効である。欧米では、失業や無業を経験することがその後の賃金を持続的に低い水準に留める(傷跡効果, scar effect)ことが確認されている(Ruhm 1991; Jacobson et al. 1993; Stevens 1997; Gregory and Jukes 2001; Gangl 2006; Schmelzer 2012; Schmelzer and Ramos 2016)。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。無業経験の効果が持続的であればあるほど、無業経験者の経済水準は低い状態に留まり続け、格差の固定化を帰結する。

日本では経済学を中心として、転職前後の賃金水準を比較し、転職あるいは失業経験者の賃金がそれ以前と比較してどの程度低下するのかが検討されてきた(レビュー論文として近藤(2010)など)。たとえば樋口(2001)は「消費生活に関するパネル調査」あるいは「雇用動向調査」を用いて、転職者の賃金変化率およびその規定要因を検討している。失業者に焦点を当てた研究としては、公共職業安定所に訪れた失業者がどの程度の賃金変化を経験するかを検討した勇上(2005)が挙げられる。これらは転職あるいは失業の短期的な効果を検討したものであるが、より長期的な帰結を検討した研究としては、「慶應義塾家計パネル調査」データを用いた木村・照山(2013)や佐藤(2015)が挙げられる。

ただし無業経験が賃金に与える効果だけを検討することは、格差の生成過程を必ずしも明らかにしない。無業経験者と非無業経験者との間に存在する格差は、先に述べたとおり、(1)所得・賃金水準の低い個人が無業を経験するという効果と、(2)無業経験が所得・賃金を低下させるという効果の総和として生じているからである。そこで次項では、無業経験と格差生成過程に関する分析枠組みを提示する。

2.3 無業経験と格差生成過程に関する分析枠組み

本稿では無業経験による格差生成過程を捉えるため、以下の枠組みを提示する。図1には、無業経験者（実線）、非無業経験者（破線）、そして無業経験者が仮に無業を経験しないとした場合（点線）について、所得および賃金の時間による推移を仮想的に描いた。先行研究によれば、より所得・賃金水準の低い者ほど無業を経験しやすいと考えられるため（Takenoshita 2008; Yu 2010; 阪口 2011; 小川 2013）、無業経験者は、仮に無業を経験しなかったとしても、所得・賃金は非無業経験者よりも低い水準にあるだろう。この違いを、(1)個人の異質性と呼ぼう。これは、実際に無業を経験するかどうかとは無関係に両者の間に存在する格差といえる。さらに、無業経験が所得・賃金を低下させる因果的な効果を有する場合、これを(2)短期的効果と呼ぼう。さらに、ここで生じた賃金の低下が、時間が経過しても縮まらない場合、これを(3)長期的効果と呼ぼう。(2)および(3)の効果こそが、無業経験が新たに格差を生み出す効果といえる。

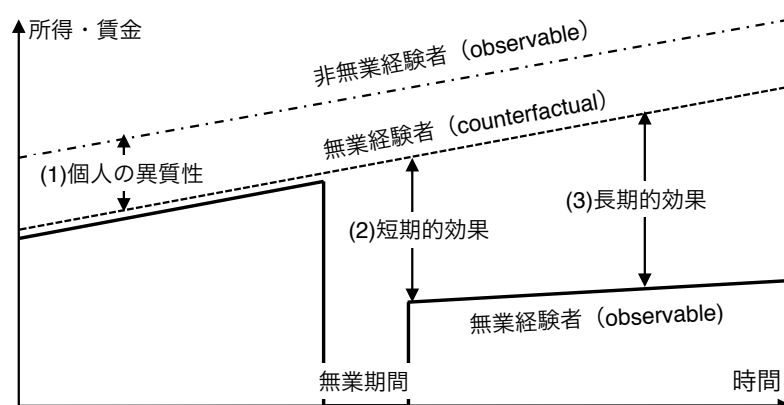


図1 分析枠組み

通常、パネルデータ分析の利点はここで述べた(1)個人の異質性を取り除き、独立変数の係数を精確に推定できる点にあるとされ、個人の異質性自体には関心が置かれない（Halaby 2004）。しかし、個人の異質性がどのようなものであるかは、格差の生成過程に関して異なる解釈をもたらす。無業経験がその後の所得あるいは賃金を低下させるとして、個人の異質性と無業経験確率が負に（正に）相関するとき、言い換えれば、より所得・賃金水準の低い（高い）個人が無業を経験しやすいとき、中断はそれまでの格差を拡大（縮小）する方向にはたらく。この点は無業経験と格差生成の関係を解釈するうえで決定的に重要な違いである。

以上を踏まえて、本稿の検討課題は以下の3点に設定される。第1に、パネルデータを用いて個人の異質性を統制したうえで、無業経験が所得および賃金に与える短期的・長期的な

効果を明らかにする。第2に、無業は所得・賃金水準の低いものによって経験され、それ以前の所得・賃金の格差を拡大させているのかを明らかにする。第3に、以上の無業経験による格差生成効果がどのような属性の個人にとっても同一であるかどうかを検討する。

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 wave1-7, 2007-2013」「東大社研・壮年パネル調査 wave1-7, 2007-2013」合併データ（以下、JLPS2007-2013）である。分析の対象は wave 1 からの初回サンプルのうち、自営・家族従業・内職者、学校に通っている者を除いた有業のパーソン・イヤーである。分析における従属変数は所得と賃金であるが、wave 1 で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、賃金の分析に用いられるのは wave 2-7 のみである。そのほか、分析に用いる変数に欠損がある場合には分析から除外する。

従属変数について述べる。所得は、この1年間の個人所得を尋ねた質問への回答を用いる。回答は階級値で聴取されているため、区間の中点をとって連続変数に見立てて使用する。所得が0のケースおよび1250万円以上のケース（パーソン・イヤーのうちおよそ1%を占める）を外れ値として分析から除外する。賃金については、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、時間あたり賃金を求める。分析に用いるサンプルを限定した後、上位下位1%のパーソン・イヤーを外れ値として分析から除外する。分析には、2013年を基準とする消費者物価指数を用いて実質化した変数を使用する。

分析におけるもっとも重要な独立変数は、無業経験および再就職後の経過年数を示す変数である。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できる。無業経験は、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、無業経験があったものとする。また、wave 1 では無業であるが、それ以前に就業経験があり、かつ、wave 2以降で就業した場合も、無業経験ありとする。すなわち、無業を経験したどうかは、調査時点において無業であったことによって判断される。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
個人所得	過去 1 年間の収入について尋ねた質問項目への回答を用いる。質問は階級値で取られているため、回答区間の中点を取って連続変数に見立てたものを使用する。ただし所得 0 および 1300 万円以上のケースは外れ値として分析から除外する。回答は金額は 2013 年を基準として消費者物価指数により実質化した。
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および、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。金額は 2013 年を基準として消費者物価指数により実質化した。分析に用いるサンプルを限定した後に、上位 1% および下位 1% の値については分析から除外した。
無業経験	1 時点以上の無業期間を経て別の従業先への移動を経験した場合に 1 を、それ以外はすべて 0 をとる 2 値変数。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無業経験が生じたものとはみなされない場合もある。観察期間中に複数回の移動を経験した場合は、最初の移動のみをイベントとしてカウントする。
再就職後経過年数	無業経験後再就職してから経過した年数を示す連続変数。観察期間中に無業を経験していない場合にはすべて 0 をとる。
初職入職後経過年数	学校を出て最初に仕事に就いてからの経過年数を表す。初職入職年の情報が欠損している場合は、最後に通った学校への回答から予想される初職入職年齢（中学 15 歳、高校 18 歳、専門高専短大 20 歳、大学 22 歳、大学院 24 歳）を用いて作成した。
健康状態	「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用いる。「とても良い」「良い」「普通」「あまり良くない」「悪い」に 1 から 5 の値を与えてスコア化したものであり、値が大きいほど健康状態が悪いことを表す。
年間労働時間	月あたり労働日数と一日あたり労働時間の積に 12 をかけた値。分析に当たっては対数をとって投入する。
wave	調査時点を示すダミー変数。
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。
雇用形態	正規雇用、非正規雇用（パート・アルバイト、契約、派遣、嘱託、派遣、請負）の 2 カテゴリ。
職種	専門技術、管理、事務、販売、サービス、生産現場・技能、運輸・保安、農林の 8 カテゴリ。
企業規模	従業員数 1-4 人、5-29 人、30-299 人、300-999 人、1000 人以上、官公庁の 7 カテゴリ。「わからない」および無回答は欠損とする。

表 2 変数の記述統計量

	所得	賃金		所得	賃金
所得	348.708 (211.413)		近畿	0.155	0.155
対数所得	5.627 (0.765)		中国	0.060	0.060
時間あたり賃金		1348.358 (546.402)	四国	0.028	0.028
対数賃金		7.135 (0.369)	九州	0.091	0.088
無業経験	0.087	0.107	健康状態	2.463 (0.917)	2.456 (0.928)
再就職後経過年数	0.149 (0.660)	0.182 (0.728)	対数年間労働時間	5.182 (0.417)	—
初職入職後経過年数	12.604 (6.641)	13.042 (6.661)	非正規雇用	0.248	0.258
wave			職業		
wave 1	0.153	—	専門職・技術職	0.242	0.243
wave 2	0.173	0.200	管理職	0.015	0.016
wave 3	0.157	0.184	事務職	0.292	0.296
wave 4	0.137	0.163	販売職	0.129	0.129
wave 5	0.134	0.159	サービス職	0.069	0.068
wave 6	0.125	0.148	生産現場職・技能職	0.202	0.198
wave 7	0.121	0.146	運輸・保安職	0.046	0.045
居住地域			農林	0.005	0.005
北海道	0.037	0.036	企業規模		
東北	0.070	0.071	1-4 人	0.040	0.037
関東	0.352	0.352	5-29 人	0.204	0.202
北陸	0.051	0.051	30-299 人	0.328	0.331
東山	0.041	0.042	300-999 人	0.135	0.134
東海	0.116	0.116	1000 人以上	0.231	0.238
			官公庁	0.062	0.059
			N of obs.	14050	11492

注 1) 値は平均値 (カテゴリカル変数の場合は割合を意味する) を、括弧内は標準偏差を示す。

注 2) 所得に関する分析は wave 1-7 を、賃金に関する分析は wave 2-7 を用いる。

3.2 分析の戦略

分析には固定効果モデルおよびランダム効果モデルを用いる。個人を i 、時点を t とし、個人の時間あたり賃金を Y_{it} とする。用いるモデルは以下のように表される。

$$\log Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Exp}_{it} + \alpha_2 \text{Exp}_{it}^2 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 \text{Year}_{it} + \beta_3 \text{Year}_{it}^2 + \sum_{k=1}^K \gamma_k X_{itk} + \sum_{l=1}^L \delta_l \text{wave}_l + u_i + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$$

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)。 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。 D_{it} は無業を経験すると 1、そうでない場合には 0 を取る 2 値変数である。 Year_{it} は再就職後の経過年数を示す連続変数である。再就職後の経過年数を考慮しない場合 (トレンドなし)、1 次の項まで投入する場合、2 次の項まで投入する場合の 3 通りを検討し、最も適合度がよいものを採択する。 X_{itk} は時変の独立変数群、

wave_t は調査時点を示すダミー変数群， u_i は時不変の個人効果であり，ランダム効果モデルの場合は他の変数と相関を持たず，正規分布にしたがう確率変数と仮定され，固定効果モデルの場合は他の変数との相関を認めた定数と仮定される（Andreß et al. 2013）。

ランダム効果モデルと固定効果モデルの2つを推定し，結果を比較する．2つのモデルの結果を比較することによって，無業経験が格差を拡大する方向と縮小する方向のいずれに働いているのかを識別できる．図2に両モデルの違いに関する模式図を示した．固定効果モデルによって得られた係数 β_1 がランダム効果モデルによって得られた係数 β'_1 よりも小さい場合，個人効果 u_i と無業経験 D_{it} は正に相関していると判断できる．一方で固定効果モデルによって得られた係数 β_1 がランダム効果モデルによって得られた係数 β'_1 よりも大きい場合，個人効果 u_i と無業経験 D_{it} は負に相関していると判断できる²⁾。

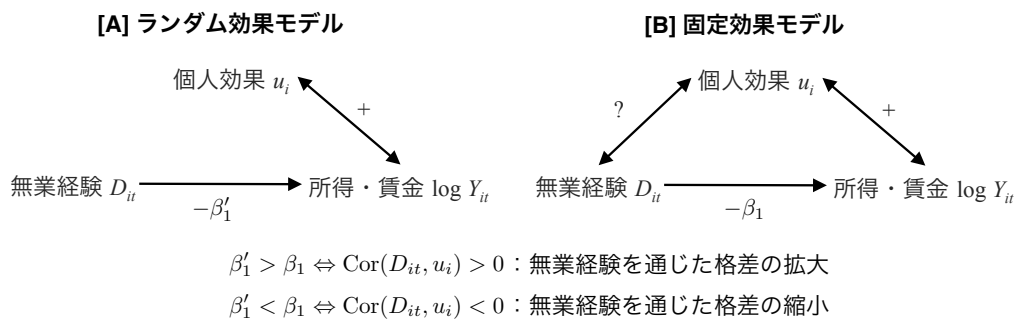


図 2 ランダム効果モデルと固定効果モデルにおける個人の異質性

4. 分析結果

4.1 記述的分析

無業を経験したものとそうでない者との間で，どの程度所得・賃金の水準に差があるのだろうか．これを確認するため，無業経験の有無および再就職後の経過年数別に，所得と賃金の分布を図示したものが図3である．無業を経験していない者と比較して，無業を経験し，再就職した者の所得と賃金はいずれも低い．また，再就職後，年数の経過にしたがって，所得と賃金のいずれについても上昇傾向が確認される．

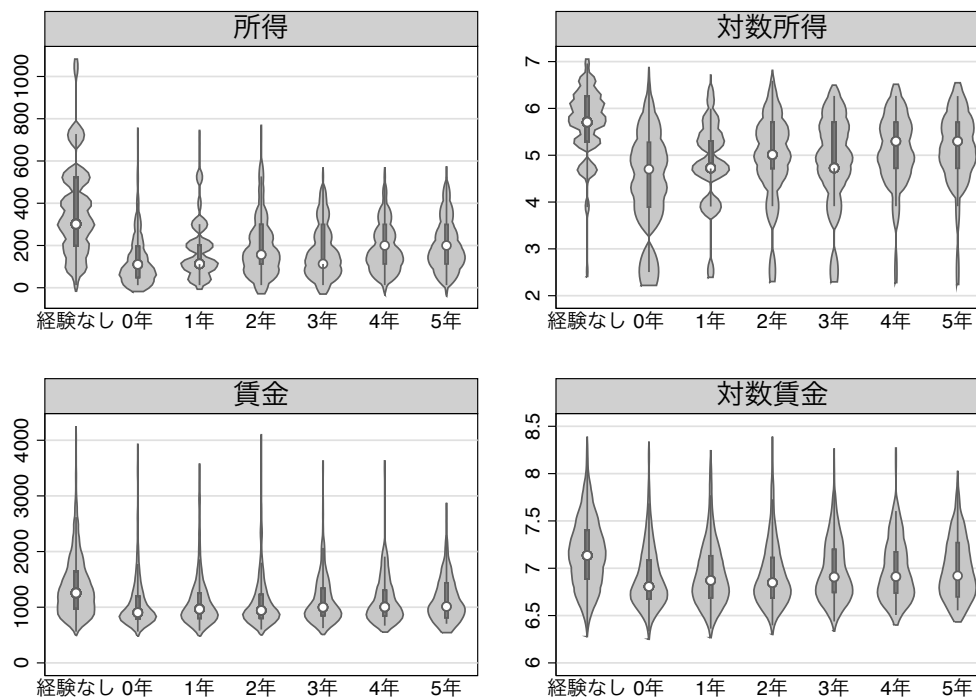


図 3 再就職後経過年数別・所得と賃金のヴァイオリン・プロット

注) 所得の計算に用いたパーソン・イヤー数は経験なしから順に 12823, 358, 279, 214, 186, 126, 64. 賃金の計算については 10267, 363, 276, 209, 182, 128, 67. 図表の作成にあたっては Stata の VIOPLLOT パッケージ (Winter and Nichols 2012) を使用した.

ただしここで、無業を経験していない者の賃金は、一度も無業を経験しない者と、いずれ無業を経験する者のパーソン・イヤーから求められていることに注意する必要がある。無業経験の効果を適切に捉えるためには、単純に非(未)無業経験者と無業経験者の水準を比較するだけでなく、両者の間の異質性をコントロールする必要がある。次項では、多変量解析によって無業経験が所得と賃金に与える効果を検討する。

4.2 ランダム効果モデルと固定効果モデルの推定

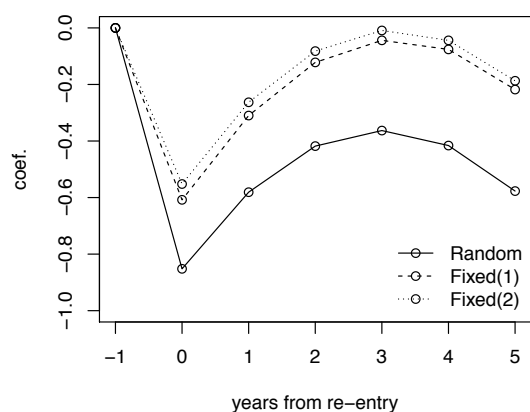
表 3 には、ランダム効果モデルと固定効果モデルの推定結果を示した。まず所得の結果を確認しよう、ランダム効果モデルの推定値 (Random) をみると、無業経験の係数は統計的に有意な負の値を示す。無業を経験することで所得水準が約 57% ($= \exp(-0.852) - 1$) 低い。加えて再就職後経過年数およびその 2 乗の係数も有意な値を示しており、3 年目ころを頂点とする曲線型となる。図 4[A]には係数の推移をプロットしている。再就職後、所得水準はある程度回復するものの、なお負の効果は残る。

表 3 無業経験が賃金に与える効果に関するランダム効果・固定効果モデル

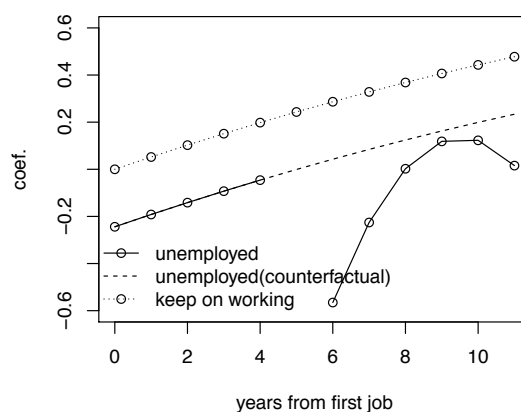
	対数所得			対数賃金		
	Random	Fixed(1)	Fixed(2)	Random	Fixed(1)	Fixed(2)
無業経験	-0.852*** (0.047)	-0.608*** (0.062)	-0.552*** (0.061)	-0.169*** (0.019)	-0.091** (0.028)	-0.092** (0.028)
再就職後経過年数	0.325*** (0.036)	0.353*** (0.038)	0.343*** (0.038)	-0.013** (0.004)	-0.011* (0.005)	-0.011* (0.005)
(再就職後経過年数) ²	-0.054*** (0.007)	-0.055*** (0.007)	-0.054*** (0.007)			
初職開始後経過年数	0.045*** (0.004)	0.053*** (0.005)	0.052*** (0.005)	0.031*** (0.002)	0.041*** (0.003)	0.041*** (0.003)
(初職開始後経過年数) ² /100	-0.143*** (0.014)	-0.087*** (0.018)	-0.087*** (0.018)	-0.083*** (0.008)	-0.065*** (0.010)	-0.064*** (0.010)
非正規雇用			-0.205*** (0.027)			-0.002 (0.015)
職業 (ref: 事務職)						
専門職・技術職			0.009 (0.033)			0.021 (0.019)
管理職			0.042 (0.038)			0.035 (0.023)
販売職			-0.003 (0.029)			-0.019 (0.016)
サービス職			-0.056 (0.042)			0.030 (0.022)
生産現場職・技能職			-0.038 (0.028)			0.004 (0.017)
運輸・保安職			-0.041 (0.058)			0.012 (0.038)
農林			-0.090 (0.089)			-0.029 (0.031)
企業規模 (ref: 1-4 人)						
5-29 人			0.019 (0.035)			0.000 (0.022)
30-299 人			0.070 (0.036)			0.007 (0.024)
300-999 人			0.081* (0.040)			0.015 (0.026)
1000 人以上			0.113** (0.040)			0.039 (0.027)
官公庁			0.067 (0.045)			0.027 (0.031)
切片	2.484*** (0.149)	3.546*** (0.156)	3.771*** (0.163)	6.989*** (0.015)	6.776*** (0.038)	6.751*** (0.045)
その他の独立変数						
健康状態	-0.012* (0.005)	-0.003 (0.006)	-0.004 (0.006)	-0.011*** (0.003)	-0.007* (0.003)	-0.007* (0.003)
対数年間労働時間	0.564*** (0.028)	0.309*** (0.028)	0.266*** (0.029)			
wave	✓	✓	✓	✓	✓	✓
居住地域	✓	✓	✓	✓	✓	✓
R^2	0.396	0.104	0.116	0.147	0.071	0.074
ρ	0.632	0.783	0.758	0.780	0.834	0.830
N of individual		3370			3105	
N of observation		14050			11493	

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (Two-tailed tests)

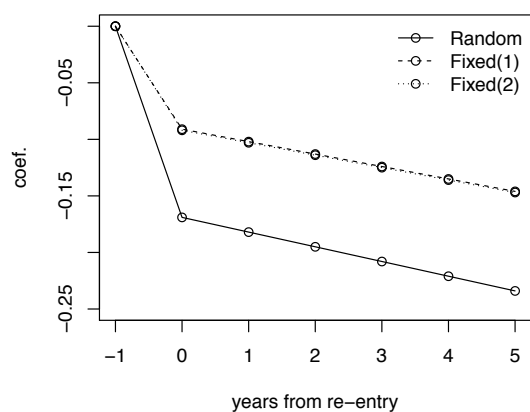
注) 値は係数, 括弧内は頑健標準誤差を示す。



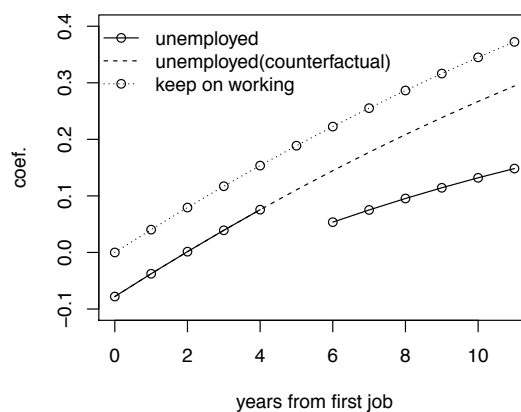
[A] 所得の係数変化



[B] 所得に対する係数の仮想的な変化



[C] 賃金の係数変化



[D] 賃金に対する係数の仮想的な変化

図 4 無業経験が所得及び賃金に与える持続的効果と異質性

注) [A][C]は、表 3 から得られた係数をプロットしている。-1は無業経験なしを意味する。[B][D]は、表 3 の Random と Fixed(1)の無業経験ダミーの係数の差を無業経験者と非無業経験者の間にある異質性とみなして、初職入社後 12 年間の仮想的な係数の変化を示している。無業経験は初職に入職してから 6 年目に生じたものと想定して値をプロットしている。

ランダム効果モデルでは個人の異質性の効果を取り除かれていないため、個人内における所得水準の「低下」を析出するためには固定効果モデルがより適切である。固定効果モデルの推定値 (Fixed(1)) を見ると、無業経験の係数は先ほどよりも減少しており、無業を経験することに伴う所得水準の低下は約 46% ($= \exp(-0.608) - 1$) と先ほどよりも小さい。図 4[A]より係数の推移を見ると、所得水準が回復した後は、係数は-0.05 ~ -0.2 ほどの値に収まっている。個人の異質性を統制した純粋な所得水準の低下は、再就職後数年を経て、おおよそ 5~18%の低下をもたらす。

さらに、無業経験によって変動しうる雇用形態や職業、企業規模といった変数を統制する

と (Fixed(2)), 無業経験の効果は若干説明されるものの, 再就職後の所得の推移についてはほとんど同じである. 無業経験が所得に与える効果の多くは, 地位の変化によってはさほど説明されない.

ランダム効果モデルから得られた無業経験の係数と固定効果モデルから得られた無業経験の係数の推定値の差が図 1 の個人の異質性の効果を捉えていると仮定すると, 得られた推定結果をもとに, 仮想的な係数の推移をプロットすることができる. これをプロットしたのが図 4[B]である. 無業経験者と非無業経験者の間にはじめから存在する所得格差は, Random と Fixed(1)の係数の差を取り, $-0.248 (= (-0.852) - (-0.608))$ と計算される. 再就職後, 無業経験者と, 無業経験者が仮に無業を経験しなかった場合の係数の差は $-0.05 \sim -0.2$ ほどに収まるから, 無業経験者と非無業経験者との間にはじめから存在している所得格差は, これよりも大きい値である. 無業を経験することで, その格差はさらに拡大することになる.

賃金についての推定結果を確認しよう. ランダム効果モデルの推定値 (Random) より, 無業経験の係数は有意な負の値をとる. 無業を経験することで, 賃金水準は約 16% ($= \exp(-0.169) - 1$) 低いという結果である. 再就職後経過年数は負の値を示しており, 所得とは異なり, 再就職後の賃金はさらに低い水準にとどまる³⁾. 図 4[C]のプロットはこのことを明確に示しており, 再就職後の係数は一貫して低くなり続ける.

個人の異質性の効果を除去した固定効果モデルの推定結果 (Fixed(1)) を見ると, 無業経験の係数はランダム効果モデルで得られた係数よりも小さく, 賃金の低下幅は約 9% ($= \exp(-0.091) - 1$) である. ただし再就職後経過年数の係数にはほとんど変化がない. 図 4[C]に示すように, 再就職後の賃金がそれ以前と比べて低下するだけでなく, 時間が経過するにしたがって賃金の伸びが抑えられるといえる. 無業経験が賃金に与える効果は, 雇用形態や職業, 企業規模を統制してもほとんど説明されない (Fixed(2)より).

賃金についても所得の場合と同様に, 仮想的な係数の推移を描いてみよう. 図 4[D]にこのプロットを示した. 無業経験者と非無業経験者の間にはじめから存在する賃金格差は Random と Fixed(1)の係数の差を取り, $-0.078 (= (-0.169) - (-0.091))$ と計算される. 無業を経験することで生じる賃金の減少は -0.091 ほどであり, さらに拡大していくことから, 無業を経験することによる賃金の低下率のほうが, はじめから存在する賃金格差よりも大きい. 加えて, 再就職後の賃金の伸びが抑えられることにより, ここで生じた格差はさらに拡大していくことが予想される. 今よりも調査時点が増えることでこの傾向はより明確に見えるようになるだろう.

4.3 所得・賃金が下がりにくいのは誰か？

無業経験が, 有業者における所得と賃金の格差を拡大することを示してきた. この傾向は, どのような属性をもつ個人にとっても同様に成り立つのだろうか. ここでは性別と学歴に

着目して、無業経験の効果が個人属性によって異なるかどうかを検討する。表4には、表3の固定効果モデルに加えて、無業経験ダミーと、男性および大卒ダミー変数の交互作用項をとったモデルの推定結果を示した⁴⁾。

表4 無業経験が所得・賃金に与える効果の属性による違い

所得	Fixed(1a)	Fixed(1b)	Fixed(1c)	Fixed(2a)	Fixed(2b)	Fixed(2c)
無業経験	-0.648*** (0.079)	-0.559*** (0.068)	-0.600*** (0.082)	-0.590*** (0.077)	-0.508*** (0.066)	-0.547*** (0.078)
無業経験 × 男性	0.131 (0.102)		0.134 (0.104)	0.123 (0.099)		0.125 (0.101)
無業経験 × 大学		-0.184 (0.129)	-0.186 (0.127)		-0.168 (0.127)	-0.169 (0.126)
再就職後経過年数	0.354*** (0.039)	0.353*** (0.038)	0.353*** (0.038)	0.343*** (0.038)	0.342*** (0.038)	0.342*** (0.038)
(再就職後経過年数) ² /100	-0.055*** (0.007)	-0.055*** (0.007)	-0.055*** (0.007)	-0.054*** (0.007)	-0.054*** (0.007)	-0.054*** (0.007)
その他の独立変数						
初職開始後経過年数	✓	✓	✓	✓	✓	✓
健康状態	✓	✓	✓	✓	✓	✓
対数年間労働時間	✓	✓	✓	✓	✓	✓
wave	✓	✓	✓	✓	✓	✓
居住地域	✓	✓	✓	✓	✓	✓
雇用形態				✓	✓	✓
職業				✓	✓	✓
企業規模				✓	✓	✓
R ²	0.104	0.105	0.105	0.117	0.117	0.117
N of individual				3370		
N of observation				14050		
賃金	Fixed(1a)	Fixed(1b)	Fixed(1c)	Fixed(2a)	Fixed(2b)	Fixed(2c)
無業経験	-0.070 (0.037)	-0.137*** (0.026)	-0.115*** (0.033)	-0.072 (0.037)	-0.138*** (0.026)	-0.118*** (0.032)
無業経験 × 男性	-0.063 (0.054)		-0.064 (0.052)	-0.057 (0.053)		-0.058 (0.051)
無業経験 × 大学		0.189* (0.082)	0.190* (0.081)		0.196* (0.079)	0.196* (0.079)
再就職後経過年数	-0.011* (0.005)	-0.010* (0.005)	-0.010* (0.005)	-0.011* (0.005)	-0.010* (0.005)	-0.010* (0.005)
その他の独立変数						
初職開始後経過年数	✓	✓	✓	✓	✓	✓
健康状態	✓	✓	✓	✓	✓	✓
対数年間労働時間	✓	✓	✓	✓	✓	✓
wave	✓	✓	✓	✓	✓	✓
居住地域	✓	✓	✓	✓	✓	✓
雇用形態				✓	✓	✓
職業				✓	✓	✓
企業規模				✓	✓	✓
R ²	0.071	0.073	0.074	0.074	0.076	0.077
N of individual				3105		
N of observation				11493		

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ (Two-tailed tests)

注1) 値は係数, 括弧内は頑健標準誤差を示す. 切片の係数および標準誤差は省略している.

注2) Fixed(1a)–(1c) は, 表3のFixed(1)に交互作用項を追加したモデル, Fixed(2a)–(2c) は, Fixed(2)に交互作用項を追加したモデルである.

所得についての結果を確認しよう. 性別と無業経験の交互作用項を投入したモデル

(Fixed(1a)およびFixed(2a))をみると、係数は正の値を示すが、統計的に有意ではない。学歴との交互作用項に関しては係数の値は負であるが、やはりこれも統計的に有意ではない(Fixed(1b)およびFixed(2b))。これらの交互作用項を同時にモデルに投入しても、以上の傾向に違いは見られない(Fixed(1c)およびFixed(2c))。今回の分析結果を見る限り、無業経験が所得に与える効果が属性によって異なるとはいえない。

賃金についての結果を確認する。性別と無業経験の交互作用項を投入したモデル(Fixed(1a)およびFixed(2a))において、係数は負の値を示すものの統計的に有意ではない。一方で学歴との交互作用項の係数は正で有意であり、最終学歴が大学であると、無業経験による賃金低下はほとんどなくなる(Fixed(1b)およびFixed(2b))。これらの結果は、両交互作用項を同時に投入したモデルでも同様に確認される(Fixed(1c)およびFixed(2c))。まとめれば、無業経験が賃金低下に与える効果は非大卒においてのみ確認され、大卒者については賃金低下はみられない。

5. 結論

雇用の流動化や経済停滞を背景として、若年壮年期の無業経験が関心を集めている。一方で、無業を経験した者は再就職後に安定的なキャリアを歩むことはできるのか、さらに無業経験が、マクロな格差生成にとっていかなるインパクトを有しているのかについて、未だ十分に明らかになっていない。そこで本稿の目的は、無業経験が所得・賃金に与える持続的な効果の検討を通じて、被雇用者間の格差生成過程の一端を明らかにすることにあった。

若年壮年者を対象としたパネル調査データを用いた分析により、以下の点を明らかにした。無業経験が再就職後の所得を50%近く引き下げ、その後所得水準は一定程度回復するものの、5~20%程度の効果が残る。時間あたり賃金に関しては、再就職後は10%程度の低下がみられ、かつその後も毎年1%ずつ上昇が抑制される傾向がみられた。ただし大卒者については無業経験による賃金低下効果がさほど大きくなかった。加えて無業は所得・賃金水準の低い者によって経験されるため、無業経験を通じて既存の格差がさらに拡大することが示された。無業経験が所得・賃金水準に与える効果は少なくとも5年程度の観察期間中に回復せず、無業経験によって生じた格差が縮小する傾向は確認されなかった。ただし大卒者については、無業を経験することによる賃金の低下がかなり小さくなることが示された。

本稿の最大の意義は、無業を経験する個人間の異質性と、無業経験による賃金低下の両者の効果を峻別し、格差生成という観点からこれを評価した点にある。無業経験はミクロに見れば個人の所得と賃金を持続的に低下させるイベントである。しかしそれだけでなく、無業経験が所得・賃金水準の低い者に集中的に生じることによって、既存の格差をさらに拡大する契機でもある。パネルデータ分析では主として独立変数の因果効果のみに関心が置かれ

がちであるが、個人の異質性にも注意を払うことによって、社会階層研究にとってより多くの含意を得ることができる。格差の生成過程に着目する本稿の分析枠組みはそのための重要な手段といえ、今後他の現象への応用が期待される。

今後は無業経験がその後の所得および賃金に与える効果を生み出すメカニズムを特定していく必要があるだろう。本稿では無業経験が賃金の低下をもたらすことを予測する理論として人的資本理論とシグナリング理論の2つを指摘した。しかし、これらの理論のどちらが主たる要因であるのかを経験的に峻別するには至っていない。そのための有用な方策としては、無業となった理由への着目や、所得・賃金の変化をもたらしている職業や雇用形態の変化に着目することが挙げられる。以上を今後の重要な展開として指摘しておきたい。

[注]

1) 本稿は被雇用労働者からなる者の間の格差を問題とし、自営・家族従業、あるいは内職従事者における格差については対象としない。

2) なお再就職後の経過年数は無業を経験した者についてのみ作成される変数であるから、無業経験を統制すれば、ランダム効果モデルであっても固定効果モデルとほぼ同じ推定値を得られる。したがって個人の異質性 u_i の大きさを特定するにあたり必要な情報は、無業経験の係数だけである。この点に関しては有田伸先生のコメントが参考になった。記して感謝申し上げる。

3) 再就職後経過年数については、AIC および BIC により 1 次の項まで投入した場合がもっとも適合度がよい（結果は省略）という結果が得られたため、2 次の項は投入していない。

4) 属性に関する変数と再就職後の経過年数との交互作用項については、無業経験との交互作用と同時に投入すると多重共線性の問題から推定値が不安定となるため、今回は無業経験との交互作用項のみを検討している。

[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) wave 1-7, 2007-2013」「東大社研・壮年パネル調査(JLPS-M) wave 1-7, 2007-2013」（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。

本稿は 2016 年度二次分析研究会課題公募型研究「就労・家族・意識の変化に関するパネルデータ分析」の成果である。本稿執筆にあたり研究会参加者の皆様、および報告会コメントターの近藤絢子先生からは有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げる。

[参考文献]

Andreß, Hans-Jürgen, Katrin Golsch, and Alexander W. Schmidt. 2013. *Applied Panel Data Analysis for Economic and Social Surveys*. Springer.

- Becker, Gary S., 1964, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, New York: National Bureau of Economic Research. (=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』東洋経済新報社.)
- 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.
- Gangl, Markus, 2006, “Scar Effects of Unemployment: An Assessment of Institutional Complementarities,” *American Sociological Review*, 71(6): 986–1013.
- 玄田有史, 2005, 「中年無業者から見た格差問題」白波瀬佐和子編『変化する社会の不平等——少子高齢化にひそむ格差』東京大学出版会, 79–104.
- 玄田有史, 2007, 「若年無業の経済学的再検討」『日本労働研究雑誌』567: 97–112.
- Gregory, Mary and Robert Jukes, 2001, “Unemployment and Subsequent Earnings: Estimating Scarring Among British Men 1984 and 1994,” *Economic Journal*, 111: 607–25.
- 樋口美雄, 2001, 『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- 木村匡子・照山博司, 2013, 「転職の誘因と転職による賃金変化——KHPS を用いた検証」瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄編『日本の家計行動のダイナミズムⅩ: 家計パネルデータから見た市場の質』慶應義塾大学出版会, 241–67.
- 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.
- 小杉礼子, 2010, 『若者と初期キャリア——「非典型」からの出発のために』勁草書房.
- 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, 2008, 「正規雇用者の転職と地位達成」谷岡一郎・仁田道夫・岩井紀子編『日本人の意識と行動——日本版総合的社会調査 JGSS による分析』東京大学出版会, 135–150.
- OECD, 2010, *Off to a Good Start? Jobs for Youth*, OECD.
- Ruhm, Christopher J., 1991, “Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?” *American Economic Review*, 81(1): 319–24.
- 佐藤一磨, 2015, 「失業経験が所得低下に及ぼす影響」『経済分析』189: 1–22.
- 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.
- Winter, Nick, and Austin Nichols. 2012. "VIOPLLOT: Stata module to produce violin plots with current graphics." *Statistical Software Components*.
- Wooldridge, Jeffrey M., 2013, *Introductory Econometrics: A Modern Approach (5th edition)*, South-Western; Cengage Learning.
- 矢野眞和, 1998, 「所得関数の計測からみた教育と職業」 荻谷剛彦編『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, 105–18.
- 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.

労働時間のパネルデータを用いた基礎的分析

——仕事の複雑性に注目して——

吉川 裕嗣
(東京大学大学院)

日本における労働時間は長期的に平均は減少傾向にあるが、長時間労働をしている人の割合は横ばいの傾向にあり長時間労働の問題は解決されていないと言えるのである。本稿では労働時間の規定要因について、職業の技能の高低に注目して明らかにする。職業の技能の高低は仕事の複雑性スコアを指標として用いる。そうすることで技能の高い職業に就いている人ほど、交渉力をもつため労働時間が短いという仮説と技能の高い職業に就いている人ほど、雇用者にとって希少な技能を使うインセンティブがあるため労働時間が長いという仮説のどちらがデータからみられるか検証した。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と壮年パネルを合併したデータを用いて、固定効果モデルによって検証した結果、技能の高い職業に就いている人ほど労働時間が長い傾向にあることがわかった。

1. 問題背景

1.1 マクロデータからみた労働時間

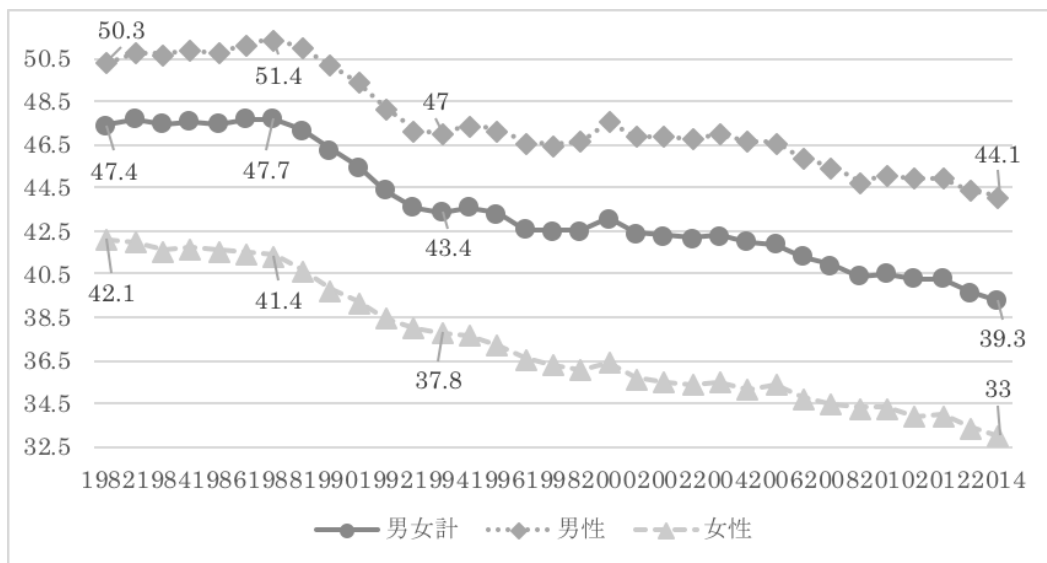
日本人といえばワーカーホリック、長時間労働であるというイメージからは想像しがたいけれども、日本において平均労働時間は減少している。図 1 には 1982 年から 2014 年までの男女別平均労働時間の推移を示した。

図 1 から明らかなように 1988 年を境に平均週間労働時間は右肩下がりである。1988 年以降の減少傾向については、1988 年に改正労働基準法が施行され、法定労働時間が週 48 時間から 40 時間へと段階的に引き下げられた結果であると指摘されてきた(山本・黒田 2014)。法律という制度の改正とともに現実にもそれが反映される形になっている。

それでは日本において長時間労働問題は解決されたのだろうか。この点はそれほど単純な問題ではない。2000 年代に入った頃から長時間労働は前にもまして問題視されるようになった。それは日本人の働きすぎを問題にした学術書が多く出版されたことから明らかである(玄田 2005; 森岡 2005; 小倉 2007)。平均的な労働時間の減少と、近年における働くすぎへの着目という一見すると相反するような現象をどのように理解したらよいのだろうか。

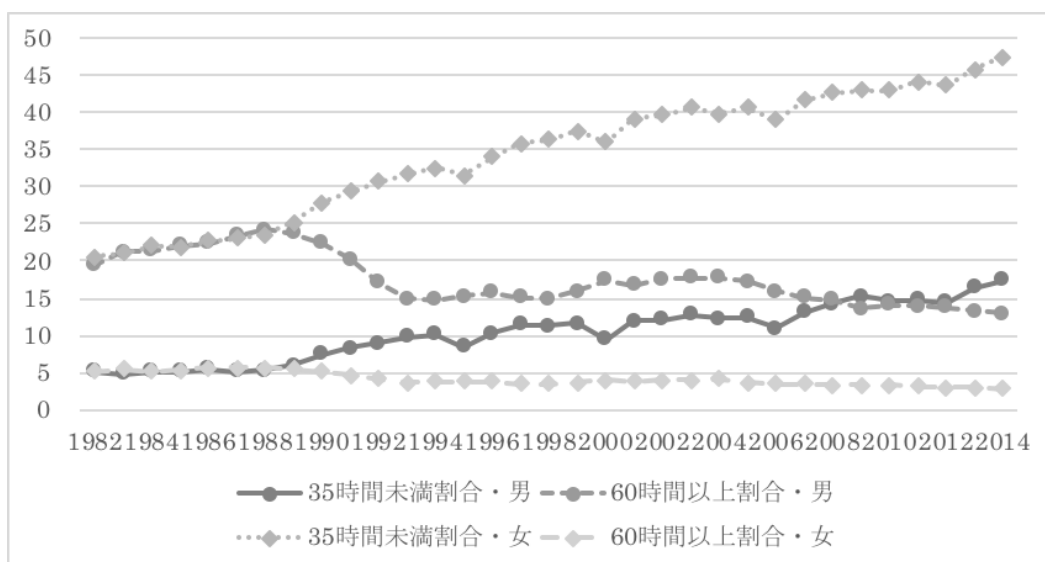
ここでポイントとなることは、平均的な労働時間の減少は長時間労働をしている人の減少を必ずしも意味しないということである。なぜならば、短時間労働をしている人が増えれば、長時間働いている人の数が変化しなくとも平均的な労働時間は下がるからである。そのため、平均だけでなく割合に注目する必要がある。

そこで図 2 に雇用者 1 人当たり男女別週労働時間別の割合の推移を示した。ここからまずわかるのは男性、女性両方において週間労働時間が 35 時間未満の人の割合が増加しているということである。この増加は特に女性において顕著である。一方で、週間労働時間が 60 時間以上の人の割合は 1990 年代から 2000 年代には横ばいかもしくは微減である。ここから図 1 でみた平均労働時間の減少は 35 時間未満という短い労働時間の人の割合の増加によって引き起こされており、長時間労働の問題は解決されていないと言えるのである。



出典：「労働力調査年報」より筆者作成

図 1 男女別平均週間労働時間の推移 (単位=時間)



出典：「労働力調査年報」をもとに筆者作成

図 2 雇用者 1 人当たり男女別週労働時間別の割合の推移 (単位=%)

1.2 先行研究と仮説

上記のような長時間労働が解消されていないという認識にたって、それでは誰が長時間労働をしているのかということについてはマイクロデータを用いた実証研究がなされている。本稿ではこれまで社会学、とりわけ階層研究が社会的な地位を決めるものとして重視してきた職業に着目した分析を行う（原・盛山 1999）。どのような職業についている人が長く働いているのかということをはっきりさせたい。

職業と労働時間の関係については 2 つの正反対の関係が考えられる。まず 1 つ目は社会学の階層論によくとられる見方で、専門職や管理職などの技能の高い職業に就いている人ほど、仕事の自律性が高く、雇用者に対して有利な立場につくことができるという見方である（Breen 2005）。この見方から導かれる仮説は以下のように示すことができる。

仮説 1 技能の高い職業に就いている人ほど、交渉力をもつため労働時間が短い。

しかし、一方で逆の見方をすることもできる。つまり、技能が高い人ほど雇用者はその技能を利用するインセンティブを持つため労働者は長く働かざるを得なくなるというという見方である。実証的な分析においても、専門職や管理職は労働時間が長いという傾向にあることは指摘されている（長松 2011）。この見方から導かれる仮説は以下のように示すことができる。

仮説 2 技能の高い職業に就いている人ほど、雇用者にとって希少な技能を使うインセンティブがあるため労働時間が長い。

以上の 2 つの仮説がどちらが正しいのかをパネルデータを用いてより厳密に示すことが本稿の目的である。

2. 方法

2.1 データ

データは東京大学社会科学研究所が行っている「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」というパネル調査の内、「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）」の合併データを用いる。合併するのは Wave1（2007 年）から Wave7（2013 年）である。調査対象者は 2006 年 12 月時点で日本全国に居住する満 20 歳から 40 歳（1966-1986 年生まれ）の男女。郵送配布、訪問回収法によってデータが収集されている。調査時点はそれぞれの年の 1~4 月（Wave1, Wave2）、1~3 月（それ以外の Wave）。標本抽出法は層化 2 段無作為抽出法で全国 271 地点からサンプルが収集されている。

東大社研パネルを用いることの利点は3点あげられる。1つ目は職業、家族、教育、意識（政治的態度を含む）、健康など、網羅的な質問項目を含んでおり社会学的な問題関心に沿った分析ができるようになっている。本稿で特に使用する労働時間についても残業時間を含めた実労働時間についての質問項目がある。2つ目は日本全体を母集団としたランダムサンプリングの調査である点である。そのためこのデータを用いた分析結果は日本全体に妥当しうるものとなる。3つ目はパネル調査であるという点である。パネルデータは同一個体を時間に沿って複数回観察しており、クロスセクションデータよりも情報が多い。後述の通りいわゆる個人の観察されない異質性を統制することでより厳密な推論が可能になるという利点がある。

データの分析に際しては正規雇用者¹⁾に限定し、かつ男女でサンプルを分割して分析した。まず、正規雇用者に限定した理由は正規雇用者と非正規雇用者では労働市場は分断しており、労働時間が決まる仕組みは異なっていると考えられるためである。質の異なる者を同時に分析することは賢明な選択とは言えないだろう。次に男女でサンプルを分割する理由は、これも日本において男性と女性の労働市場は分断しており、労働時間が決まる仕組みは異なっていると考えられるためである。

2.2 変数

2.2.1 仕事の複雑性スコア

仮説の部分で提示した技能の高低を示す指標としては、長松・阪口・太郎丸（2009）によって提示された仕事の複雑性スコアを用いる。仕事の複雑性とは、「各仕事において要求される情報処理（データ）、対人関係処理（ヒト）、対物処理（モノ）に関する機能が、労働者にどれほど複雑な判断を要求するかを表す」（長松・阪口・太郎丸 2009: 78）。

職業指標として用いられるものは職業威信スコアや職業大分類があるが、仕事の複雑性は技能の指標としても用いられており（Weeden 2002）、本稿ではこの指標を仕事の技能を表す変数として使用する。

仕事の複雑性スコアはSSM職業小分類ごとによりふられており、それぞれの仕事の情報処理に関する複雑性を表すデータ複雑性、対人関係処理に関する複雑性を表すヒト複雑性、対物処理に関する複雑性を表すモノ複雑性がわりふられている。

複雑性スコアは約1万2千個の職業に対して複雑性スコアがわりふられているアメリカ労働省によって作成されたDictionary of Occupational Titlesと日本において直井優らの研究グループが2001年、2002年、2004年に行った「情報化社会に関する全国調査（JIS調査）」をもとに構成されている。スコアの構成方法は3つ提案されているのだが、本稿ではその中でもDOTコードを用いる。DOTコードとは、Dictionary of Occupational Titlesから得られる職業小分類ごとの複雑性スコアを事前の推定値として、JIS調査から得られる複雑性の平均

値を事後情報として用いて、複雑性スコアをベイズ推定に準じる方法で推定する方法である。詳しい算出方法については長松・阪口・太郎丸（2009）を参照されたい。

2.2.2 その他の変数

その他の変数については以下の通りである。

従属変数は月当たり労働時間を連続変数として投入する。用いるデータでは「ふだん仕事に従事している時間」として、「1日あたり時間（残業を含み、休憩時間を除く）」と「月当たり日数」を質問している。それぞれの積をとることで月当たり労働時間を算出した。さらに、月当たり労働時間の上位 1%、および下位 1%のケースは外れ値として分析から除外した²⁾。

その他統制変数としては年齢、企業規模、ライフステージ、労働組合の有無、職場環境を投入する。

年齢は連続変数として投入。2乗項も投入することで年齢の非線形な効果を想定している。

企業規模は「会社全体（支社等含む）の従業員数 家族従業者、パート・アルバイトも含めます」という設問の回答を使って、「1～29人」「30～299人」「300～999人」「1000人以上」（参照カテゴリー）、「官公庁」に分類した。その他は欠損値として処理した。

ライフステージは W7 で子供の情報を尋ねており、そこからそれぞれの Wave 時点での末子年齢を計算して、末子年齢が 5 歳以下の場合 1 をとる未就学子ダミーという変数を作成する。それと婚姻状態の変数を組み合わせてライフステージ変数を作成している。「配偶者なし」「配偶者あり・子なし」「未就学子あり」「未就学子なし」の 4 カテゴリー。「未就学子なし」というのは子供いるがその子供が未就学子でないということに注意されたい。離死別の場合、子どもがいない場合は「配偶者なし」、未就学子がいる場合は「未就学子あり」、子供がいるが未就学子でない場合は「未就学子なし」としている。

労働組合の有無は「あなたが働く職場には労働組合が組織されていますか。」という設問に対して「はい」と答えた人を 1、「いいえ」と答えた人を 0、そのほかの回答の場合は欠損値にした。

職場環境は「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」「子育て・家事・勉強など自分の生活にあわせて、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」という設問に対する回答を用いる。それぞれ「かなりあてはまる」という回答に 4、「ある程度あてはまる」に 3、「あまりあてはまらない」に 2、「あてはまらない」1 を与えて連続変数として扱う。以上の変数の記述統計量は表 1 に示した。

表 1 用いる変数の記述統計

	男性	女性		男性	女性
月当たり労働時間	213.49 (49.74)	188.54 (37.71)	複雑性スコア データ	3.83 (1.34)	3.77 (1.08)
年齢	36.52 (5.61)	34.96 (6.12)	ヒト	3.21 (1.17)	3.51 (1.36)
学歴			モノ	4.83 (1.32)	4.75 (1.47)
中学	0.81				
高校	27.44	19.20			
専門・短大・高専	19.58	42.16	職場環境		
大学・院	52.16	38.64	労働組合がない	52.01	56.29
企業規模			労働組合がある	47.99	43.71
1～29 人	17.84	19.68	仕事のペースを決められる	2.74 (0.85)	2.63 (0.89)
30～299 人	30.98	35.47			
300～999 人	15.38	16.75	仕事のやり方を決められる	2.58 (0.84)	2.40 (0.84)
1000 人以上	29.58	21.69			
官公	6.22	6.41	仕事を調整しやすい	2.29 (0.92)	2.42 (0.99)
			ライフステージ		
			配偶者なし	17.32	14.11
			配偶者あり・子なし	32.52	48.53
			未就学子あり	22.66	17.29
			未就学子なし	27.49	20.07
			N of obs.	4492	2516

注：連続変数については平均値，()内は標準偏差。それ以外は N を 100 とした時の%を示す

2.3 分析手法

本節では多変量解析で用いる分析手法について述べる。記述は Andreß(2013)を参照している。本稿では Fixed Effect Model を用いて分析する。

Fixed Effect Model とは以下の式を想定して推定するモデルである。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1it} + \dots + \beta_k x_{kit} + \gamma_1 z_{1i} + \dots + \gamma_j z_{ji} + u_i + e_{it}$$

x_{it} は個人 i の時点 t における時点で変化する説明変数である。この変数は本稿の分析においては例えば現職の複雑性スコアが挙げられる。職種は転職によって変化する変数だからである。 z_i は個人 i の時点で不変の説明変数である。この変数は例えば学歴が挙げられる。最終学歴は基本的に変化しない変数だからである。 u_i は個人 i の時点で不変の観察されない

異質性である。これは具体的な例として、個人の観測されない生産性が挙げられる。例えば時点で変化しない生産性が高い人は労働時間を短くなるという傾向にあるかもしれない。 e_{it} は個人 i の時変の観測されない異質性である。これは具体的な例として、雇い主の観測されない経済的なパフォーマンスが挙げられる。雇い主の経済的なパフォーマンスは景気によっても左右されるが、景気が悪い時ほど労働時間が長くなるという傾向があるかもしれない。 e_{it} は OLS の誤差項と同じくランダムに決まるものだと仮定する。上記のような式を想定したうえで、以下のようにして推定する。

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = \beta_1(x_{1i1} - \bar{x}_{1i.}) + \dots + \beta_k(x_{ki1} - \bar{x}_{ki.}) + (e_{i1} - \bar{e}_i)$$

\bar{y}_i とは従属変数 y のすべての時点の平均である。 $\bar{x}_{ki.}$ とは k 番目の説明変数 x_k のすべての時点の平均である。以上のように平均との差をとることによって、時不変の個人の観測されない異質性を統制できるという利点をもつ。

3. 分析結果

3.1 記述的分析

まず従属変数である月当たり労働時間について性別に分布を確認する。図 3 と図 4 はそれぞれ女性と男性の Wave1 における月当たり労働時間のヒストグラムである。

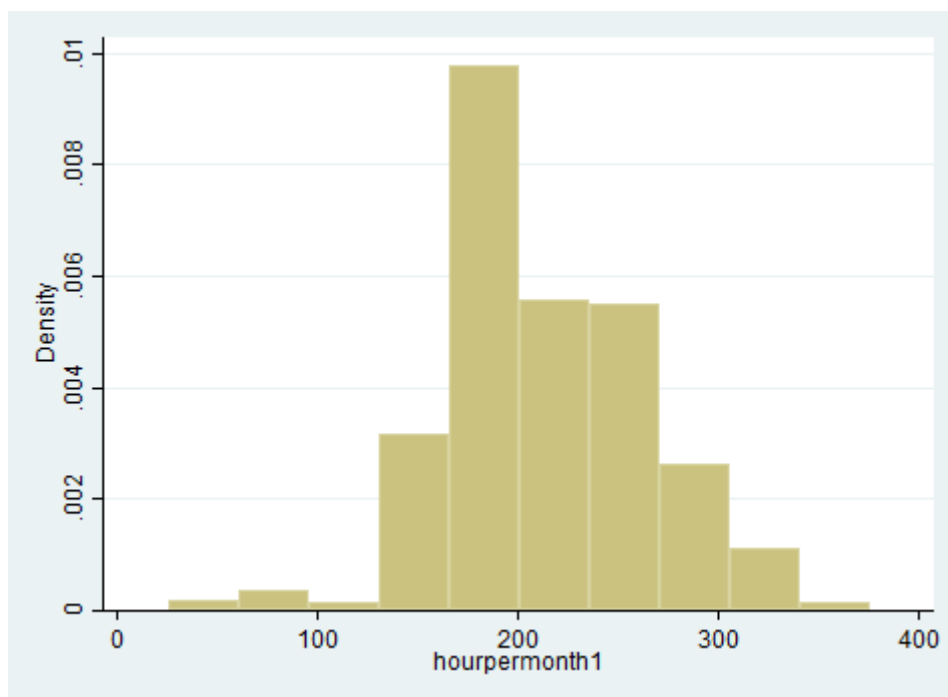


図 3 Wave1 男性月当たり労働時間（階級幅 35 時間）(n=1154)

図 3 をみると男性では月当たり労働時間が 200 時間前後をピークに特に右に偏った分布をしていることがわかる。月当たり労働時間が 200 時間以上ということはだいたい週当た

り労働時間に直すと4(週)で除すと、週当たり労働時間が50時間以上ということである。

厚生労働省が公表している、労災として認められる時の労働時間の評価の目安は、発症前1か月間におおむね100時間又は発症前2か月間ないし6か月間にわたって、1か月当たりおおむね80時間を超える時間外労働が認められる場合である(厚生労働省都道府県労働局労働基準監督署 2015)。つまり所定労働時間を40時間と考えれば、週間労働時間が60~65時間以上で目安の基準を超える。この図からは多くの人がこれにあてはまりそうなくらい働いていることがみてとれる。正規雇用の男性において長時間労働はかなり広く観察されそうである。

図4をみると男性と同様月当たり労働時間が200時間前後であることにはかわりがないが、男性と比べると200時間以上の人は少なく、300時間以上の人も少なくなっており、右側への偏りは少ない。むしろ100時間以下の人も男性に比べると多い。ここから正規雇用の女性においては男性と比べると長時間労働は一般的ではないことがみてとれる。ただ、それでも235時間以上働いている層も一定程度おり全く長時間労働が存在しないわけではないことは確認された。

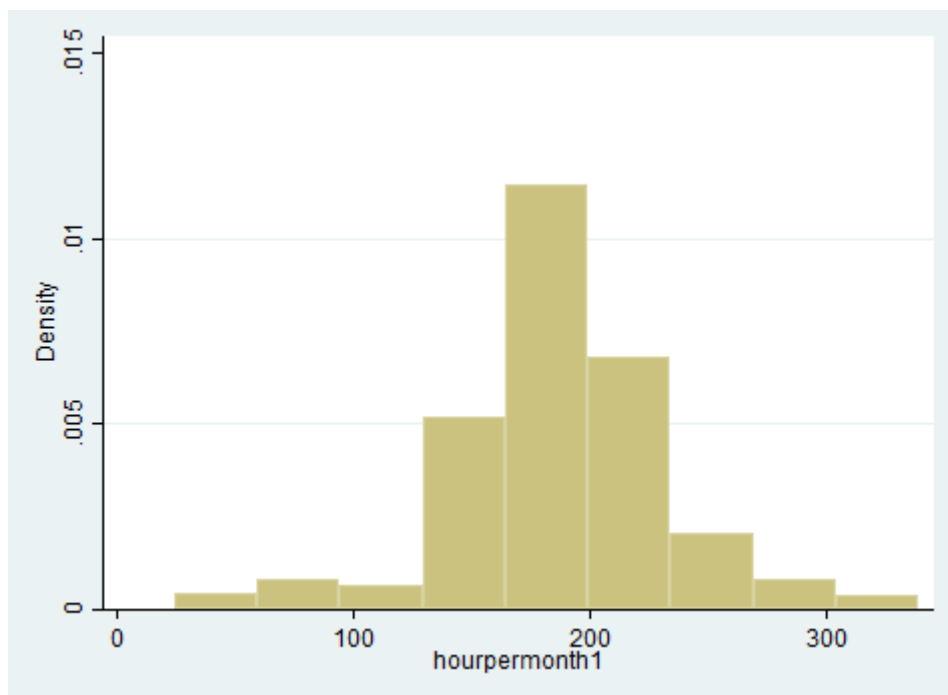


図4 Wave1 女性月当たり労働時間(階級幅35時間)(n=625)

次に注目している仕事の複雑性スコアと労働時間の相関をみる。表2にはWave1での複雑性スコアと月間労働時間の相関係数を示している。

まず男性を見てみるとすべての複雑性スコアと月間労働時間の関連は0.1%水準で正の方向で有意である。女性ではモノ複雑性を除くと複雑性スコアと月間労働時間の関連は0.1%

水準で正の方向で有意である。ここから 2 変数の相関レベルでは技能が高い人ほど労働時間が長く、問題背景で示した仮説 2 が正しい可能性が示唆される。

表 2 複雑性スコアと月間労働時間の相関係数 (wave1) (男性 n=1154, 女性 n=625)

男性	データ	ヒト	モノ	労働時間	女性	データ	ヒト	モノ	労働時間
データ	1				データ	1			
ヒト	0.615***	1			ヒト	0.652***	1		
モノ	0.334***	0.025	1		モノ	-0.029	-0.300***	1	
労働時間	0.104***	0.110***	0.085***	1	労働時間	0.199***	0.269***	0.000	1

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

3.2 多変量解析

それでは以上で確認された職業と労働時間の関連は他の変数を統制してもみられるだろうか。それを検証するために以下では前述のモデルも用いた多変量解析を行う。

表 3 には男性の推定結果を示した。まずは複雑性スコア以外の変数の効果について順に簡単に確認していく。年齢、企業規模、労働組合の有無、ライフステージは統計的に有意な効果を持っていない。職場環境については「仕事のペースを決められる」という変数が 5% 水準で、「仕事を調整しやすい」という変数が 0.1% 水準で有意である。ここから自分で仕事のペースメイクを柔軟にできる職場環境であると感じている人ほど労働時間が短い傾向にあることがわかる。

次に注目している複雑性スコアの効果をみる。データ複雑性、ヒト複雑性については 1% 水準で正の効果があることがわかる。つまり、それぞれデータに関する仕事が増えるほど、ヒトに関する仕事が増えるほど労働時間は長くなることを示している。モノ複雑性に関しては統計的に有意ではなく、効果はみられない。

表 4 には女性の推定結果を示した。まずは複雑性スコア以外の変数の効果について順に簡単に確認していく。年齢、企業規模、労働組合の有無統計的に有意な効果がなく、職場環境については「仕事のペースを決められる」、「仕事を調整しやすい」人ほど労働時間が短い傾向にあることは男性と同様である。

男性と異なるのはライフステージの効果である。ライフステージでは配偶者あり・子なしに比べるとどれでも労働時間は短い、その傾向は未就学あり、未就学なしで顕著であり 5% 水準で有意である。つまり、子供がいる場合女性は労働時間が短くなる傾向になることがわかる。

表3 男性分析結果

	データ		ヒト		モノ	
	coef.	S.E.	coef.	S.E.	coef.	S.E.
年齢	-1.387	2.267	-1.500	2.268	-1.376	2.271
年齢 2 乗	0.032	0.030	0.033	0.030	0.031	0.030
1~29 人	-2.030	4.013	-1.560	4.014	-1.895	4.025
30~299 人	2.238	3.187	2.549	3.190	2.131	3.195
300~999 人	-0.883	2.788	-0.689	2.790	-0.983	2.793
1000 人以上 (ref.)						
官公庁	-3.679	4.584	-3.513	4.585	-3.886	4.593
複雑性スコア	2.655**	0.862	3.502**	1.174	-0.055	0.829
労働組合がない (ref.)						
労働組合がある	-3.718	2.855	-3.863	2.856	-3.682	2.860
仕事のペースを決められる	-1.926*	0.873	-1.907*	0.873	-1.835*	0.874
仕事のやり方を決められる	-0.577	0.848	-0.587	0.848	-0.579	0.849
仕事を調整しやすい	-4.148***	0.757	-4.161***	0.757	-4.132***	0.758
配偶者なし	-3.448	3.647	-3.249	3.648	-3.446	3.653
配偶者あり・子なし (ref.)						
未就学子あり	-3.151	4.245	-2.845	4.247	-3.220	4.253
未就学子なし	-3.873	5.301	-3.520	5.305	-4.189	5.310
定数	228.580***	42.169	229.889***	42.147	239.289***	42.327
N	4492		4492		4492	
LL	-20363.433		-20363.849		-20370.146	
R2 乗	0.021		0.021		0.018	
AIC	40756.866		40757.698		40770.293	
BIC	40853.017		40853.849		40866.444	

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

次に注目している仕事の内容の効果をみてみる。これも男性と同様でデータ複雑性、ヒト複雑性については1%水準で正の効果があることがわかる。つまり、それぞれデータに関する仕事が多様であるほど、ヒトに関する仕事が多様であるほど労働時間は長くなることを示している。モノ複雑性に関しては統計的に有意ではなく、効果はみられない。

表4 女性分析結果

	データ		ヒト		モノ	
	coef.	S.E.	coef.	S.E.	coef.	S.E.
年齢	-2.472	2.084	-2.667	2.082	-2.897	2.085
年齢 2 乗	0.034	0.029	0.037	0.029	0.041	0.029
1~29 人	-0.094	4.389	-0.520	4.398	0.362	4.401
30~299 人	3.890	3.524	3.279	3.527	3.739	3.535
300~999 人	2.200	3.093	1.730	3.1	2.307	3.102
1000 人以上 (ref.)						
官公庁	-4.172	5.152	-4.308	5.154	-4.449	5.164
複雑性スコア	3.991**	1.336	3.543**	1.297	0.588	0.868
労働組合がない (ref.)						
労働組合がある	-3.723	3.219	-3.080	3.224	-3.558	3.226
仕事のペースを決められる	-2.224*	0.895	-2.262*	0.896	-2.190*	0.897
仕事のやり方を決められる	0.796	0.865	0.798	0.865	0.87	0.867
仕事を調整しやすい	-2.872***	0.747	-2.887***	0.748	-2.886***	0.749
配偶者なし	-4.813	3.055	-4.777	3.056	-4.977	3.065
配偶者あり・子なし (ref.)						
未就学子あり	-8.394*	3.86	-8.182*	3.861	-8.303*	3.87
未就学子なし	-12.829*	5.703	-12.712*	5.706	-12.958*	5.717
定数	231.456***	38.157	238.242***	37.877	250.376***	37.733
N	2516		2516		2516	
LL	-10668.849		-10669.917		-10675.037	
R2 乗	0.028		0.027		0.024	
AIC	21367.699		21369.833		21380.073	
BIC	21455.155		21457.290		21467.530	

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

4. 議論と課題

4.1 議論

4.1.1 ライフステージ変数の効果

まず、男女で違いが見られたライフステージ変数の効果について簡単な考察を加えたい。

男性ではライフステージ変数の効果はみられなかった。子供がいたとしても労働時間が短くならないということは、労働時間を短くすることで育児時間に回すというようなことはされておらず男性の育児参加が進んでいないことを示唆される³⁾(前田 2002; 西川 2002)。

女性では子供がいると労働時間が短くなることがわかった。これは女性が家庭で育児をになっていることを示唆している。今回の分析は正規雇用に絞っているため、正規雇用者だけをみても男性と女性の間で育児の性別役割分業が行われている。くわえて出産・育児で正規雇用から退出する人も多く(今田・池田 2006)、実際にはここでの推定は過小評価されている可能性もある。

4.1.2 仮説の検証

次に本稿の主たる関心である職業の技能と労働時間の関係について考察したい。

男女ともデータ複雑性、ヒト複雑性に関する仕事の複雑性については複雑性が高いほど労働時間長いことがわかった。つまり、データに関する仕事が複雑であるほど、ヒトに関する仕事が複雑であるほど労働時間は長くなる。

この結果から仮説1よりも、技能の高い職業に就いている人ほど、雇用者にとって希少な技能を使うインセンティブがあるため労働時間が長いという仮説2の方がデータとは適合的なのではないか考えられる。長松(2011)でもSSM職業8分類を用いて技能が高い職業の方が労働時間が長いことを指摘しており、この結果は先行研究とも適合的なロバストなものである。

4.2 課題

最後に本稿の課題を3点指摘したい。

1つ目は本来は必ずしも仮説1と仮説2は排他的なメカニズムではないという点である。分析では職場環境によって労働時間が調整できていることが示唆されたが、これは労働者が交渉力を持って労働時間を短くしているとも考えられ、仮説1も成立しているとも解釈できる。それぞれの仮説が成立するメカニズムをより精緻化して考える必要がある。

2つ目はなぜモノ複雑性については労働時間に対して効果がなかったのか説明ができていないという点である。それぞれの複雑性が示すものをより理論的に考察する必要があると考えられる。

3つ目は長時間労働をした結果、昇進し、結果的に仕事内容が変わり仕事の複雑性スコアが上昇するという逆因果が存在している可能性がある。本稿では仕事の複雑性が労働時間に影響をあたえるという因果を想定しているが、逆の可能性もありうる。

以上は今後の課題としたい。

[注]

- 1) 分析に含めた正規雇用とは「働き方 もっとも近いものを1つ選んでください」という設問に対して「正社員・正職員」と回答した人である。「パート・アルバイト・契約・臨時・嘱託」「派遣社員」「請負社員」「自営業主、自由業者」「家族従業者」「内職」「その他」と回答した人は分析に含めなかった。
- 2) 特に上位1%には月当たり労働時間が500時間を超える人達が含まれる。500時間だと30日働いていたとしても1日16時間は働いている計算になり、物理的には可能だが、現実的には考えがたい。このような人々を分析にくわえるのは妥当ではないと考えてこのような処理をした。
- 3) ただしもしかすると余暇時間を減らして育児に取り組んでいるという可能性もある。

[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・壮年パネル調査(JLPS-M) wave1-7, 2007-2013」「東大社研・若年パネル調査(JLPS-Y) wave1-7, 2007-2013」(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、成果報告会では社会科学研究所の近藤絢子先生及びフロアの方から貴重なコメントをいただきました。こころより感謝申し上げます。

[参考文献]

- Andreß, Hans-Jürgen, Katrin Golsch, and Alexander W. Schmidt, 2013, *Applied Panel Data Analysis for Economic and Social Surveys*, Springer.
- Breen, Rechar, 2005, “Foundation of Neo-Weberian Class Analysis,” Erik O. Wright ed., *Approaches to Class Analysis*, Cambridge: Cambridge University Press, 31-50.
- 玄田有史, 2005, 『働く過剰——大人のための若者読本』NTT出版。
- 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。
- 今田幸子・池田心豪, 2006, 「出産女性の雇用継続における育児休業制度の効果と両立支援の課題」『日本労働研究雑誌』551: 34-44.
- 厚生労働省都道府県労働局労働基準監督署, 2015, 「脳・心臓疾患の労災認定——『過労死』と労災保険」厚生労働省ホームページ, (2017年5月15日取得, <http://www.mhlw.go.jp/new-info/kobetu/roudou/gyousei/rousai/dl/040325-11.pdf>).
- 前田信彦, 2002, 「男性の労働時間と家庭生活」石原邦夫編『家族と職業——競合と調整』ミネルヴァ書房, 158-81.
- 森岡孝二, 2005, 『働きすぎの時代』岩波書店。
- 長松奈美江, 2011, 「長時間労働をもたらす『不平等な』条件」佐藤嘉倫・尾島史章編『現代の

- 社会階層 1 格差と多様性』東京大学出版会，97-111.
- 長松奈美江・阪口祐介・太郎丸博，2009，「仕事の複雑性スコアの構成——職務内容を反映した職業指標の提案」『理論と方法』24(1): 77-93.
- 小倉一哉，2007，『エンドレス・ワーカーズ——働きすぎ日本人の実像』日本経済新聞社.
- Weeden, Kim, 2002, “Why Do Some Occupations Pay More than Others? Social Closure and Earnings Inequality in the United States.” *American Journal of Sociology* 108(1): 55-101.
- 山本勲・黒田祥子，2014，『労働時間の経済分析』日本経済新聞出版社.

母親の賃金ペナルティ

竹内 麻貴

(山形大学)

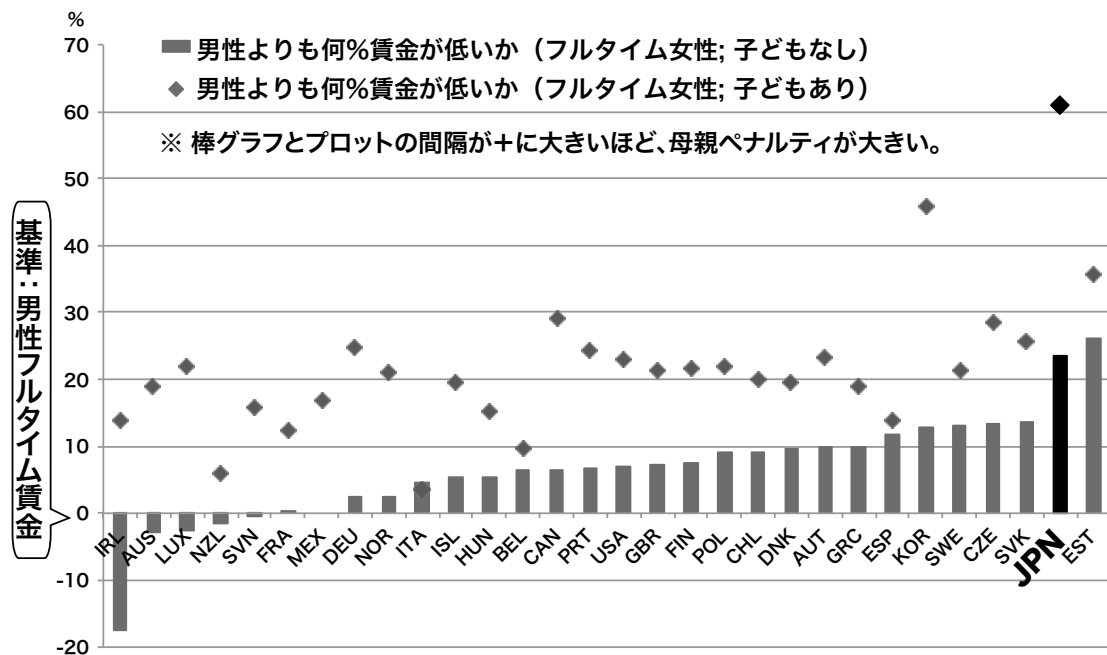
本稿は、最新のパネルデータを用い日本における Motherhood Penalty (母親であることが低賃金に結びつくこと; MP) について検証した。分析の結果、子どもがいない女性に比べて、子どもが2人いると約10%、4~6歳の子ども1人につき約6%のMPが存在することが明らかになった。また分析により、子どもの数の効果は線形および同質ではないこと、労働環境の特性を考慮しなければ、MPが過小評価される可能性があることが示された。

1. 研究の背景と目的

先進諸国全体の傾向として、男女の賃金は徐々に縮小しているが、いずれの国でも男女の賃金格差は未だ存在している。たとえば、女性の結婚・出産前後も女性が継続的に労働力参加するアメリカやイギリスでも、2014年時点で女性の賃金は男性よりも約17%低い(OECD 2017)。この依然として存在する男女の賃金格差の要因として、母親であることが低賃金に結びつく Motherhood Penalty (以下、MPと表記)が指摘されている(OECD 2012¹⁾) あり、アメリカを中心に欧米では計量的研究が盛んである。例えばアメリカでは、子ども1人につき約7%のMPが存在している(Budig & England 2001)。そして、労働力参加のジェンダー平等度が高く、育児中の母親も労働力参加することが一般的な欧米では、MPが生じる理由として、労働市場にいる男性や子どもがいない女性と子どもがいる女性の間で、勤続年数や雇用形態、仕事に割く労力、また採用や昇進の面での格差が指摘されている。またMP研究では、母親の賃金が非合理的に低くなることを、母親差別の問題として議論する。

一方、日本は男女の賃金格差が25.9%(OECD 2017)と先進諸国の中でも大きい、MP研究の蓄積は無いに等しい。それは性別分業が根強く、既婚女性や母親の継続的な就業が欧米ほど進んでこなかったからだと考えられる。そのため、男女の賃金格差において女性への統計的差別²⁾が重要な問題となっており(山口 2008; 川口 2010)、MPやそこで問題となる母親差別は個別に扱われていない。しかし2000年代以降、女性の就業行動は大きく変化している。平成27年に実施された「第15回出生動向基本調査」によると、結婚前に就業していた女性の結婚後の就業継続率は、1980年代後半から1990年代に結婚した女性では60%台だが、2000年代に結婚した場合は71.3%、2010年代前半の場合は81.0%となっており、この40年で約21%ポイント上昇している。第1子出産前に就業していた女性の第1子出産後の就業継続率も、1980~2000年代に出産した女性では40%程度で推移していたが、2010年代前半で53.1%に到達した(国立社会保障・人口問題研究所 2016)。その間、夫婦共働き世

帯数は 1997 年に夫片働き世帯を上回り、その後も上昇し続けている（内閣府 2016）。これらのことは、現代の日本においても欧米同様に、未婚の女性または結婚しても子どもをもちず就業継続する女性と、子どもをもち就業（再就労含め）する女性の間に賃金格差、すなわち MP が生じていることが考えられる。



出所：OECD (2012) Figure 13.3. を筆者改変。

図1 マクロ統計でみた各国のMP

実際にマクロ統計で比較すると、25～44歳のフルタイム労働者で子どもがいる女性の賃金は、子どもがいない女性よりも38%低く、欧米先進諸国よりもその差が顕著である（OECD 2012: 169-170）。しかし、賃金に影響する母親以外の要因をコントロールしてもMPが存在するのは、まだ個票データによって十分に検証されていない。

以上を受け本稿では、全国規模のパネル調査データを用いた計量分析を通じ、現代日本におけるMPを検証する。構成は以下のとおりである。第2節では、海外の計量的なMP研究を中心に先行研究を整理し、本稿の分析課題を明示する。第3節ではデータと変数、分析モデルを説明し、それらを用いた分析結果を第4節で示す。最後に第5節では、得られた知見まとめた後、今後のMP研究の課題について述べる。

2. 先行研究

2.1 海外の先行研究

MPは、子どもをもつ女性の賃金が、子どもをもたない女性よりも低いかをみることで検討されてきた。海外では、特にアメリカにおいてパネルデータを用いた研究蓄積が厚いが(Waldfoegel 1997; Budig & England 2001; Avellar & Smock 2003; Glauber 2007; Budig & Hodges 2010; England et al. 2016), その他の欧米先進諸国でもMPが確認されている(Waldfoegel 1995; Waldfoegel 1998; Todd 2001; Harkness & Waldfoegel 2003, Gangl & Ziefle 2009; Budig et al. 2012)。通常、被説明変数には時間あたり賃金を対数変換したものが、説明変数には子ども変数が用いられる。子ども変数は、子どもの有無、子ども数、年齢層別の子ども数等が用いられるが、いずれも子どもがいる状態を表しているため、子ども変数の効果は出産の効果ではないことに注意が必要である。また、子どもの1人あたりが母親の賃金に与える影響は、線形ではないことが指摘されている(Waldfoegel 1997; Budig & England 2001; Glauber 2007)。たとえばアメリカでは、他の要因をコントロールしたとき、連続量では子ども1人につき4%賃金が低下するが、カテゴリーの場合、1人いると3%、2人いると9%、3人以上いると12%賃金が低いとしている(Budig & England 2001)。MPのメカニズムを検証した代表的な研究としては、アメリカのNational Longitudinal Survey of Youthのデータを用いたBudig & England(2001)がある。以下では、Budig & England(2001)以降検討されてきた、代表的な仮説について説明する。

1) 人的資本仮説

子どもがいる(または多い)女性は、出産や育児によって就業や就学が中断され、人的資本の蓄積が妨げられるために、より多くの人的資本を蓄積できる子どもがいない(または少ない)女性に比べて賃金が低くなる、と説明する仮説である。人的資本の指標には、教育年数、就業経験年数や同一企業での勤続年数、パートタイム就業年数、フルタイム就業年数、などが用いられる。

2) 労働投入量・生産性仮説

Becker(1991)によれば、夫婦はそれぞれがもつ限りある労力で収入と家庭生活の質が最大化するよう、合理的に有償労働と無償労働を配分する。そのため、家事・育児の大半を担っている女性は、その分有償労働に注げる労力が少なくなるため、子どもがいない女性よりも有償労働における母親の生産性が落ち、賃金が低くなると考えられる。労働投入量・生産性の指標には、難易度などを基準に職業ごとに求められる労力を得点化したもの(Budig & England 2001; Gangle & Ziefle 2009)や、実際に投入した労働量として年間労働週数、週労働時間(Budig & Hodges 2010)が用いられる。

また子どもがいる場合、その女性は結婚しており配偶者がいる可能性が高く、さらに夫の

収入が多ければ家計が安定し、その分妻が仕事よりも育児を優先させることができるため、賃金が低下すると考えられる。そのため、婚姻状態や夫の収入も母親の労働投入量・生産性の指標として用いられる。さらに、アメリカの Panel Study of Income Dynamics を用いた Parrot (2014) は、仕事に関する変数だけでなく家事時間を用い、女性の労力配分をより具体的に捉えて検証している。

3) 家庭と仕事の両立しやすさ仮説

母親は高い賃金を得ることと引き換えに家庭と両立しやすい仕事を優先させて選ぶため、賃金が低くなるという仮説である。母親は育児と両立するため、パートタイムのように要求される労力が少ない仕事や、柔軟に勤務できる仕事を選ぶ (Becker 1991)。だが、そういった雇用条件の仕事は低賃金であるため、結果として母親の賃金が低くなる。

家庭と仕事の両立しやすさの指標には、企業が両立支援として設けているもの (育児支援、勤務の柔軟化、在宅勤務、労働時間の削減) だけでなく、企業規模、女性割合の多い産業・職業か、専門職・管理職か、企業による健康保険や年金への加入、労働組合への加入、公的雇用、仕事の自律性、不規則就業といった、必ずしも両立支援を目的としていない企業や働き方の特性も含まれている (Gangle & Ziefle 2009; Budig & Hodges 2010)。

4) 観察されない異質性 (個体特性) 仮説

子どもがいると賃金が低くなるという関係は、データでは観察できない個人の非認知的能力、嗜好、家庭環境などの特性によって生じているとする仮説である。たとえば、キャリア志向が高い女性は、子どもをもたず (または、出産後も仕事への労力を減らさずに)、高い賃金を得ていると考えられる。この仮説は、同一人物について複数時点で調査したパネルデータを用い、観察されない時間不変の異質性を統制した固定効果モデルによる推定と³⁾、最小2乗法 (Ordinary Least Squares, 以下 OLS) による推定を行ない、子ども変数の効果の違いを比較し検証される。

5) 雇用者差別仮説と説明できない MP

雇用者側が、子どもをもつ女性という集団に対して偏見をもち、採用や昇進、家族手当などの待遇で差別するため、母親の賃金が低くなるという仮説である。雇用者が、子どもがいない女性よりも母親の仕事への適正やコミットメントを低く評価する、初任給を低く提示する、昇進や管理職に推薦しない、そして採用しないという差別などをすることは、実験によって実証されてきた (Benard & Correll 2010; Correll et al. 2007)。だが、雇用者差別を調査観察データとして得ることは難しい。そのため、調査観察データを用いる研究では、実験研究による知見に基づき、雇用者差別仮説を直接変数でコントロールして検証するのではなく、1) ~5) の仮説に対応する変数をコントロールし固定効果モデルでも残る MP に対す

る理論的説明として用いる。

さらに、人種の違いや得ている賃金水準、認知スキル、職業スキルの高低を区別すると、MPの大きさは異なることも指摘されており（Glauber 2007; Budig & Hodges 2010; Wilde et al. 2010; England et al. 2016）、説明しきれていないMPメカニズムの解明が進められている。欧米先進諸国間を比較した研究は、MPの大きさが欧米先進諸国間で異なることも確認している。そして個人属性では説明できないMPの要因として、各国の社会保障政策や家族政策、労働市場の状態、それらを支えるジェンダー規範を指摘している（Waldfogel 1998; Todd 2001; Harkness & Waldfogel 2003; Gangl & Ziefle 2009; Budig et al. 2012）。そのうち、アメリカ、イギリス、ドイツのパネルデータを用いた国際比較では、ドイツで最もMPが大きく、様々な要因をコントロールしても大きなMPが観察されたことから、家族政策や育児休業制度といった公的な母親の就労支援が手厚いことが、意図せざる結果として雇用者差別につながっている可能性を指摘している（Gangl & Ziefle 2009）。さらに、クロスセクションデータで欧米22カ国のMPを比較したBudig, et al. (2012)では、公的育児支援政策（育児休業制度と公的養育費負担）は、母親の就労を支持する国では母親の賃金を高めるが、男女の性別分業を支持する国ではその効果が小さくなるだけでなく、支援政策によって母親の賃金が低くなる国もあることが明らかになっている。これらの研究は、家族政策がどのようなジェンダー規範によって形成されるかによって、MPの結果が異なることを示すものである。

2.2 日本の先行研究

日本においてMPを扱った計量的研究には、川口（2005）がある。川口（2005）は、家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の1993～2000年までの8年分のデータを用い、男女の結婚ペナルティ/プレミアム（結婚による賃金低下/上昇）と母親・父親ペナルティ/プレミアムを検証した⁴⁾。その結果、OLSでは男性には父親プレミアムが、女性には母親ペナルティが確認されたが、固定効果モデルでは両方とも確認されなかった。この結果は、子どもがいることの賃金に対する影響は、観察できない要因によるものと解釈できるが、女性の結果に関しては、パネル期間が短いため、出産退職・再就職型のライフサイクルの女性の賃金が推計に反映されていない可能性がある（川口 2005: 54）。また女性では、勤続年数や就業形態の変化を通じた、結婚ペナルティが確認されている。女性の賃金における結婚ペナルティは鹿又（2011, 2012）でも確認されている。

2.3 本稿の分析課題

川口（2005）の研究から10年経過する間に、女性の結婚離職は大きく減少し、僅かではあるが出産前後の継続就業も増えている。また川口（2005）では、家庭と仕事の両立しやすさの指標と解釈できる変数は、有配偶ダミー、パートタイムダミー、産業、規模、職種と、

欧米の先行研究に比べて少ない。そこで本稿では、労働環境の質的な特性を捉えた最新のパネルデータを用い、MPに関連するとされている（雇用者差別以外の）要因とMPの関係を明らかにする。

分析の中で、子ども変数以外の変数を追加することには、2通りの意味がある。ひとつは、欧米の先行研究のように、追加した変数が媒介変数として、母親であることと賃金の関係を結ぶメカニズムを説明したと解釈できる場合である。一方で、追加した変数が抑制変数であることも考えられる。この場合、母親であることが賃金に与える本当の影響をみえなくしていた要因を明らかにしたことになる。川口（2005）ではMPが確認できなかったことを踏まえると、本稿の分析課題は、第1に、MPの有無を確認すること、第2に、新たに加える変数が、媒介変数と抑制変数（suppressor variable）のいずれに当てはまるのかを確認することの2点である。

3. 方法

3.1 データ

データは、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 ; JLPS）の若年パネル調査（JLPS-Y）および壮年パネル調査（JLPS-M）を用いる。調査全体で7年分のデータが収集されているが、本稿では賃金ペナルティを尋ねているWave2～Wave7（2008～2013年調査）の若年・壮年調査を統合したパネルデータを用いる。第1回調査（Wave1）では、住民基本台帳と選挙人名簿により層化二段無作為抽出で抽出された、日本全国に居住している満20～34歳（若年）と35～40歳（壮年）の男女を対象に、調査票を2007年1～4月にかけて郵送配布し、訪問回収によって回答を得ている。有効回収票数は、若年パネル調査が3,367（有効回収率35%）、壮年パネル調査が1,433（有効回収率は40%）であった。その後、毎年1～3月にかけて追跡調査が行われており、若年パネル調査と若年パネル調査それぞれの有効回収票数はそれぞれ、wav2では2,716（有効回収率81%）と1,246（87%）、Wave7では2,038（有効回収率。長期追跡調査に伴う回答者の脱落問題を考慮し、2011年より新たにサンプルが追加されているが、本稿では継続調査のデータのみを分析する。

分析対象は、Wave2～Wave7のあいだに、各時点で仕事によって賃金を得ている21～41歳（Wave2時点）の女性である。JLPSではWave2より現在の仕事の給料や収入について、支払い方と金額を尋ねているが、「時給」「日給」「週給」「月給」「年俸」「その他」の支払い方のうち、「その他」を選択したケースは、金額が公開データに含まれていないため分析から除外される。時間あたり賃金が100円未満または20,000円を超えるケースは除き、全ての変数に欠損値が生じていない5,083ケース（個体数は1,444）を用い分析する。

経営者や自営業・家族従業者と被雇用者では就業行動が異なるため、サンプルを被雇用者に

限定した方が結果を解釈しやすいとも考えられるが、出産で働き方を自営業や家族従業に変化させたケースを十分に考慮できていない可能性がある。本稿では、日本で働く母親のMPについて全体的な現状を把握するため、あえて従業上の地位による制限をかけない分析を行う⁵⁾。

3.2 変数

被説明変数は、時間あたり賃金を対数変換したものである。支払い方法として「時給」以外を選んでいる場合は、1日の労働時間と月あたり労働日数の情報より計算した。主な説明変数は、子ども変数である。本稿では子ども変数として、子ども数（連続量）、子ども数（「いない」「1人」「2人」「3人以上」の3カテゴリ）、年齢別子ども数を用いる。年齢別子ども数は学齢に基づき、3歳以下（保育園）、4～6歳（幼稚園）、7～12歳（小学校）、13歳以上の4つに区別する。

子ども変数以外の説明変数としては、以下のものを用いる。人的資本として同一企業での勤続年数（後述するように、OLSでは教育年数も用いる）、労働投入量・生産性として婚姻状態（「未婚」「既婚」「離死別」）、夫年収、従業上の地位（「経営者・役員」「正規職」「非正規職」「自営業／家族従業者」、役職ダミーを用いる。家庭と仕事の両立しやすさは、職業（「専門・技術、管理」「事務」「販売」「サービス」「生産現場・技能」「運輸・保安」「農林・その他」）、企業規模（「1～29人」「30～299人」「300人以上」「官公庁」）、労働組合加入ダミーによって捉える⁶⁾。

さらに本稿では、これらの仕事・企業に関する変数では捉えきれない、労働環境の質的な特性を表す変数として、以下のものを用いる。仕事の忙しさを表す変数としては、「ほぼ毎日残業をしている」「社員が構造的に不足している」「いつも締め切りに追われている」それぞれに「あてはまる」場合は1、「あてはまらない」場合は0をとる、仕事の忙しさダミー（3種類）を用いる。また、仕事の調整しやすさを表すものとして、「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」「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」への回答を、人的資本の形成しやすさを表すものとして、「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」への回答を用いる。これら4つの設問は、「あてはまらない」「あまりあてはまらない」「ある程度あてはまる」「かなりあてはまる」の4件法で尋ねている。本稿では、あてはまるほど値が大きくなるよう0～3の値を与えた。その他コントロール変数として、年齢と年齢の2乗、Wave変数を用いる。

3.3 分析方法

まず、子ども変数（連続量／カテゴリ／年齢別）と年齢、年齢の2乗、Wave変数を用い

たベースモデル (Model 1) によって、子ども数が賃金に与える影響、すなわち MP の大きさを確認する。その後、各仮説に対応する説明変数を Model 1 に追加し、子ども変数が賃金に与える影響の変化をみることで、MP を検証する。具体的には、Model2 では婚姻状態を、Model3 では人的資本を、Model4 では労働投入量・生産性を、Model5 では家庭と仕事の両立しやすさを、Model6 では、労働環境の質的な特性を、順に追加していく。なお、婚姻状態については労働投入量・生産性のひとつであるが、結婚ペナルティについて確認するため、個別に投入する。推定には、固定効果モデルを用いる。

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum \beta_k X_{kit} + u_i + e_{it}$$

個人 i ($i = 1, 2, 3, \dots, N$) の時点 t ($t = 1, 2, 3, \dots, T$) における賃金 Y_{it} は、時間とともに変化する k 個の独立変数 X_{kit} と、観察されない時間不変の個人の異質性 (個体効果) u_i 、誤差 e_{it} によって推定される。固定効果モデルは、個体内偏差を計算したうえで OLS 推定を行う方法であるため、観察されない時間不変の個人の異質性の影響 (u_i) を取り除くことができる。よって、OLS と固定効果の結果を比較することで、観察されない時間不変の個人の異質性 (u_i) によって、推定結果がどの程度異なるのかを確かめることができる。そのため本稿では、OLS による推定も行う。その際、人的資本の指標として勤続年数に加え教育年数も用いるが、固定効果モデルでは教育年数が時間不変のものとして扱い推定する。最終的に、36 (子ども変数 3 種類 × 6 モデル × 推定方法 2 パターン) の推定を行う。

4. 分析結果

子ども数 (カテゴリ) 別の記述統計量を表 1 に示した。以下では、子ども変数に着目しながら結果をみていく。

表1 記述統計量

	子ども数 (カテゴリ)				全体
	いない	1人	2人	3人以上	
被説明変数					
時間あたり賃金 (単位: 円)	1186.133 (566.201)	1181.956 (569.711)	1166.914 (589.946)	1109.316 (613.212)	1175.046 (576.547)
時間あたり賃金 (対数変換)	7.009 (0.357)	6.994 (0.395)	6.974 (0.404)	6.911 (0.451)	6.991 (0.383)
説明変数					
子ども数 (連続)	-	-	-	-	0.876 (1.053)
年齢層別子ども数					
3歳以下	0.000 (0.000)	0.333 (0.472)	0.195 (0.526)	0.295 (0.558)	0.116 (0.377)
4～6歳	0.000 (0.000)	0.195 (0.396)	0.303 (0.526)	0.432 (0.600)	0.135 (0.637)
7～12歳	0.000 (0.000)	0.291 (0.455)	0.788 (0.748)	1.278 (0.887)	0.334 (0.637)
13歳以上	0.000 (0.000)	0.181 (0.386)	0.714 (0.842)	1.149 (1.142)	0.291 (0.666)
婚姻状態					
婚姻状態					
未婚	0.785	0.034	0.004	0.000	0.428
既婚	0.194	0.788	0.898	0.930	0.507
離死別	0.022	0.178	0.098	0.070	0.066
人的資本					
勤続年数	5.877 (5.588)	5.929 (5.444)	6.632 (6.475)	6.178 (6.576)	6.100 (5.893)
教育年数	14.430 (1.580)	13.961 (1.719)	13.706 (1.591)	13.538 (1.377)	14.117 (1.626)
労働投入量・生産性					
夫年収 (単位: 万円)	77.790 (202.636)	328.715 (277.519)	398.881 (284.185)	422.838 (271.922)	218.692 (286.436)
従業上の地位 (ref: 正規職)					
経営者・役員	0.012	0.018	0.006	0.019	0.012
正規職	0.661	0.486	0.386	0.305	0.541
非正規職	0.310	0.455	0.560	0.595	0.414
自営業/家族従業	0.016	0.042	0.048	0.081	0.033
役職ダミー	0.114	0.123	0.087	0.100	0.107
家庭と仕事の両立しやすさ					
職業					
専門・技術、管理	0.258	0.215	0.267	0.322	0.259
事務	0.463	0.478	0.347	0.327	0.426
販売	0.097	0.095	0.109	0.092	0.100
サービス	0.085	0.105	0.138	0.084	0.101
生産現場・技能	0.079	0.091	0.121	0.135	0.096
運輸・保安	0.012	0.012	0.013	0.016	0.012
農林・その他	0.006	0.003	0.005	0.024	0.007
企業規模					
1～29人	0.250	0.312	0.298	0.373	0.279
30～299人	0.340	0.331	0.354	0.305	0.340
300人以上	0.362	0.281	0.283	0.270	0.324
官公庁	0.049	0.076	0.065	0.051	0.057
労働組合加入ダミー	0.202	0.177	0.207	0.165	0.197
労働環境の質的特性					
ほぼ毎日残業をしている	0.379	0.232	0.171	0.214	0.294
社員が構造的に不足している	0.295	0.230	0.213	0.251	0.262
いつも締め切りに追われている	0.186	0.138	0.109	0.135	0.156
仕事のペースを自分で決めたり 変えたりできる	1.575 (0.934)	1.657 (0.921)	1.589 (0.974)	1.686 (0.945)	1.606 (0.944)
自分の生活の必要にあわせて仕 事を調整しやすい	1.337 (1.025)	1.886 (0.945)	1.945 (0.921)	1.970 (0.958)	1.612 (1.027)
教育訓練を受ける機会がある	1.311 (1.031)	1.201 (1.041)	1.288 (1.020)	1.451 (0.990)	1.301 (1.028)
仕事を通じて職業能力を高める 機会がある	1.537 (0.950)	1.388 (0.973)	1.399 (0.941)	1.457 (0.945)	1.476 (0.952)
年齢	32.602 (6.070)	36.666 (5.325)	39.344 (4.288)	39.624 (4.103)	35.38442 (6.263)
観察数	2733	673	1307	370	5083

注) 値は平均値, 括弧内は標準偏差を示す。

4.1 子ども数（連続量）の結果

表 2.1 子ども数（連続量）Model1～Model3

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果
子ども数（連続）	-0.045 *** (0.006)	-0.025 (0.022)	-0.050 *** (0.008)	-0.032 (0.023)	-0.034 *** (0.008)	-0.032 (0.023)
婚姻状態 (ref: 未婚)						
既婚			0.017 (0.016)	0.047 * (0.022)	0.040 ** (0.016)	0.048 ** (0.023)
離死別			0.033 (0.023)	0.075 * (0.034)	0.088 *** (0.022)	0.079 * (0.035)
勤続年数					0.014 *** (0.001)	0.004 † (0.003)
教育年数					0.062 *** (0.003)	
年齢	0.073 *** (0.010)	0.051 ** (0.017)	0.071 *** (0.010)	0.044 * (0.017)	0.033 ** (0.010)	0.041 * (0.017)
年齢2乗	-0.001 *** (0.000)	-0.000 * (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.000 † (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.000 † (0.000)
切片	5.665 *** (0.165)	5.835 *** (0.297)	5.700 *** (0.167)	5.969 *** (0.303)	5.399 *** (0.168)	6.019 *** (0.306)
R-squares (Within/Between)	0.023	0.014/0.005	0.024	0.016/0.005	0.126	0.018 /0.016
R-squares (Overall)		0.009		0.009		0.022
観察数			5083			
個体数			1444			

†: $p < 0.1$, *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$

注) 値は係数, 括弧内は個人でクラスタ化した頑健標準誤差. Waveダミーの結果は省略.

子ども1人あたり, 平均的にどの程度MPが生じるのかを, 子ども数(連続量)の分析結果で確認する. 表2.1と表2.2をみると, 全てのモデルにおいて, OLS推定では子ども1人につき約3~5%の賃金低下が生じている. 一方, 固定効果による結果をみると, 追加する変数が増えるに連れて子ども数の係数の大きさはOLSと同程度になっていくが, 全てのモデルにおいて統計的に有意ではない.

表 2.2 子ども数（連続量）Model 4～Model 6

	Model 4		Model 5		Model 6	
	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果
子ども数（連続）	-0.026 *** (0.007)	-0.028 (0.023)	-0.030 *** (0.007)	-0.030 (0.023)	-0.033 *** (0.007)	-0.034 (0.023)
婚姻状態（ref: 未婚）						
既婚	-0.029 (0.019)	0.027 (0.028) *	-0.016 (0.019)	0.028 (0.028)	-0.026 (0.018)	0.025 (0.028)
離死別	0.062 ** (0.021)	0.079 * (0.035)	0.069 ** (0.021)	0.075 * (0.035)	0.062 ** (0.021)	0.074 * (0.034)
勤続年数	0.006 *** (0.001)	0.005 † (0.003)	0.004 *** (0.001)	0.005 † (0.003)	0.005 *** (0.001)	0.005 † (0.003)
教育年数	0.050 *** (0.004)		0.031 *** (0.004)		0.032 *** (0.004)	
夫年収（単位: 万円）	0.000 *** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 *** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 *** (0.000)	0.000 (0.000)
従業上の地位（ref: 正規職）						
経営者・役員	-0.030 (0.093)	0.118 (0.158)	0.076 (0.094)	0.125 (0.155)	0.043 (0.092)	0.105 (0.152)
非正規職	-0.172 *** (0.012)	0.014 (0.028)	-0.137 *** (0.012)	0.013 (0.028)	-0.150 *** (0.012)	0.001 (0.027)
自営業/家族従業	-0.359 *** (0.053)	-0.220 * (0.108)	-0.223 *** (0.052)	-0.223 * (0.105)	-0.256 *** (0.051)	-0.238 * (0.104)
役職ダミー	0.107 *** (0.107)	0.065 ** (0.019)	0.108 *** (0.017)	0.065 ** (0.019)	0.109 *** (0.017)	0.067 *** (0.019)
職業（ref: 事務）						
専門・技術、管理			0.092 *** (0.012)	0.115 ** (0.039)	0.101 *** (0.013)	0.117 ** (0.039)
販売			-0.087 *** (0.016)	0.045 (0.030)	-0.088 *** (0.017)	0.047 (0.031)
サービス			-0.072 *** (0.019)	0.065 (0.040)	-0.072 *** (0.019)	0.066 (0.040)
生産現場・技能			-0.109 *** (0.016)	0.077 * (0.035)	-0.097 *** (0.017)	0.079 * (0.036)
運輸・保安			-0.198 ** (0.076)	-0.020 (0.155)	-0.183 * (0.077)	-0.034 (0.152)
農林・その他			-0.314 *** (0.087)	0.101 † (0.052)	-0.321 *** (0.086)	0.088 (0.058)

†; $p < 0.1$, *; $p < 0.05$, **; $p < 0.01$, ***; $p < 0.001$

注) 値は係数, 括弧内は個人でクラスタ化した頑健標準誤差. Waveダミーの結果は省略.

表 2.2 続き

	Model 4		Model 5		Model 6	
	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果
企業規模 (ref: 30~299人)						
1~29人			-0.036 ** (0.012)	0.052 (0.026)	-0.044 *** (0.012)	0.016 (0.026)
300人以上			0.088 *** (0.011)	0.027 (0.017)	0.088 *** (0.011)	0.023 * (0.017)
官公庁			0.126 *** (0.021)	0.022 (0.035)	0.114 *** (0.021)	0.015 (0.034)
労働組合加入ダミー			0.028 * (0.011)	0.022 (0.014)	0.026 * (0.011)	0.021 (0.015)
ほぼ毎日残業をしている					-0.042 *** (0.011)	-0.031 ** (0.010)
社員が構造的に不足している					-0.013 (0.011)	-0.011 (0.010)
いつも締め切りに追われている					-0.044 *** (0.012)	-0.016 (0.012)
仕事のペースを自分で決めたり 変えたりできる					0.019 ** (0.005)	0.009 (0.006)
自分の生活の必要にあわせて仕 事を調整しやすい					0.017 ** (0.005)	0.009 (0.005)
教育訓練を受ける機会がある					-0.002 (0.007)	0.011 (0.007)
仕事を通じて職業能力を高める 機会がある					0.006 (0.007)	-0.002 (0.007)
年齢	0.039 *** (0.010)	0.043 * (0.017)	0.039 *** (0.009)	0.042 * (0.017)	0.035 *** (0.010)	0.040 * (0.017)
年齢2乗	-0.000 ** (0.000)	-0.000 † (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.000 † (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.000 † (0.000)
切片	5.522 *** (0.165)	6.000 *** (0.301)	5.750 *** (0.165)	5.969 *** (0.299)	5.771 *** (0.165)	5.976 *** (0.299)
R-squares (Within/Between)	0.201	0.032/0.039	0.253	0.039/0.056	0.265	0.046/0.062
R-squares (Overall)		0.049		0.064		0.073
観察数				5083		
個体数				1444		

†: $p < 0.1$, *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$

注) 値は係数, 括弧内は個人でクラスター化した頑健標準誤差. Waveダミーの結果は省略.

4.2 子ども数（カテゴリ）の結果

次に、子ども数の効果は線形かつ同質なのかを確認するため、子ども数をカテゴリとした分析と年齢別にみた分析の結果を確認していく。

表 3.1 子ども数（カテゴリ）Model1～Model3

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果
子ども数 (ref: いない)						
1人	-0.053 ** (0.017)	0.009 (0.030)	-0.074 ** (0.022)	-0.007 (0.033)	-0.051 * (0.020)	-0.010 (0.033)
2人	-0.085 *** (0.015)	-0.067 (0.048)	-0.104 *** (0.020)	-0.080 (0.050)	-0.071 *** (0.019)	-0.082 † (0.050)
3人以上	-0.150 *** (0.026)	-0.082 (0.083)	-0.168 *** (0.029)	-0.092 (0.084)	-0.117 *** (0.028)	-0.088 (0.083)
婚姻状態 (ref: 未婚)						
既婚			0.025 (0.018)	0.041 † (0.023)	0.047 ** (0.018)	0.043 † (0.024)
離死別			0.043 † (0.025)	0.072 * (0.035)	0.095 *** (0.024)	0.077 * (0.036)
勤続年数					0.014 *** (0.001)	0.004 † (0.003)
教育年数					0.062 *** (0.003)	
年齢	0.073 *** (0.010)	0.050 ** (0.017)	0.070 *** (0.010)	0.044 * (0.017)	0.033 ** (0.010)	0.042 * (0.017)
年齢2乗	-0.001 *** (0.000)	-0.000 † (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.000 † (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.000 † (0.000)
切片	5.665 *** (0.165)	5.859 *** (0.296)	5.702 *** (0.167)	5.967 *** (0.303)	5.400 *** (0.168)	6.016 *** (0.305)
R-squares (Within/Between)	0.024	0.015/0.005	0.024	0.016/0.005	0.127	0.018 /0.016
R-squares (Overall)		0.010		0.009		0.022
観察数				5083		
個体数				1444		

†; $p < 0.1$, *; $p < 0.05$, **; $p < 0.01$, ***; $p < 0.001$

注) 値は係数, 括弧内は個人でクラスタ化した頑健標準誤差. Waveダミーの結果は省略.

表 3.1 と表 3.2 に, 子ども数 (カテゴリ) の結果を示した. OLS 推定ではいずれのモデルでも子どもの数が多いほど MP が大きく, 子どもが 1 人いれば約 4~7%, 2 人いれば約 6~10%, 3 人いれば約 10~17%となっている. 一方, 固定効果推定では, 子どもが 2 人いる場合, 婚姻状態と人的資本をコントロールすると約 8%の MP が生じている (Model3). つまり, 観察されない時間不変の異質性により, 子どもが 1 人または 3 人いるときの MP は有意になっており, 子どもが 2 人いるときの MP は過小評価されていたと考えられる.

また川口 (2005) は, 全く同じカテゴリカルな子ども数を子ども変数に用い分析しているが, 子どもが 2 人いる場合の MP は川口 (2005) では確認できていない. この MP は労働投入量・生産性をコントロールすると統計的に有意ではなくなるが (Model4), 労働環境の質的な特性をコントロールすると統計的に有意になる (Model6). Model6 では, 子どもが 1 人または 3 人いる場合の係数は負だが統計的に有意ではなく, 子どもが 2 人いる場合のみ約 10%の賃金低下が有意に確認できる. なお, 2 人と 3 人を同じカテゴリにした子ども数 (カテゴリ) でも分析したが, 結果は大きく変わらなかった.

統計的に有意になったのが全てのカテゴリではなかったことから, 子ども数の効果は線形ではないと考えられる. このことに加え, カテゴリ間で係数の差が一定ではないことから

も、子ども数の効果が線形ではないと考えられる。カテゴリ間で係数の大きさを単純には比較できないが、参考までに子どもが1人と2人で比べると、子どもが1人の賃金低下は約1%と（統計的に有意ではない）、単純に2人の場合の賃金低下の半分となっていない。

表 3.2 子ども数（カテゴリ）Model 4～Model 5

	Model 4		Model 5		Model 6	
	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果
子ども数 (ref: いない)						
1人	-0.044 *	-0.009	-0.049 **	-0.011	-0.057 **	-0.014
	(0.019)	(0.032)	(0.019)	(0.032)	(0.019)	(0.032)
2人	-0.055 **	-0.076	-0.062 ***	-0.080	-0.074 ***	-0.091 †
	(0.017)	(0.050)	(0.017)	(0.051)	(0.017)	(0.051)
3人以上	-0.095 ***	-0.075	-0.108 ***	-0.077	-0.116 ***	-0.090
	(0.025)	(0.085)	(0.025)	(0.086)	(0.025)	(0.085)
婚姻状態 (ref: 未婚)						
既婚	-0.022	0.023	-0.009	0.014	-0.017	0.021
	(0.020)	(0.029)	(0.019)	(0.029)	(0.019)	(0.029)
離死別	0.070 **	0.077 *	0.077 **	0.074 *	0.073 **	0.073 *
	(0.023)	(0.036)	(0.023)	(0.036)	(0.022)	(0.035)
勤続年数	0.006 ***	0.005 †	0.004 ***	0.005 †	0.005 ***	0.005 †
	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.003)
教育年数	0.050 ***		0.031 ***		0.032 ***	
	(0.003)		(0.004)		(0.004)	
夫年収 (単位: 万円)	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
従業上の地位 (ref: 正規職)						
経営者・役員	-0.030	0.118	0.076	0.125	0.043	0.105
	(0.093)	(0.158)	(0.094)	(0.155)	(0.092)	(0.152)
非正規職	-0.172 ***	0.014	-0.137 ***	0.013	-0.150 ***	0.001
	(0.012)	(0.028)	(0.012)	(0.028)	(0.012)	(0.027)
自営業/家族従業	-0.359 ***	-0.219 *	-0.223 ***	-0.222 *	-0.256 ***	-0.237 *
	(0.052)	(0.108)	(0.052)	(0.104)	(0.051)	(0.104)
役職ダミー	0.107 ***	0.066 **	0.108 ***	0.066 **	0.109 ***	0.067 ***
	(0.018)	(0.019)	(0.017)	(0.019)	(0.017)	(0.019)
職業 (ref: 事務)						
専門・技術, 管理			0.092 ***	0.115 **	0.101 ***	0.117 **
			(0.012)	(0.039)	(0.013)	(0.039)
販売			-0.087 ***	0.045	-0.088 ***	0.047
			(0.016)	(0.031)	(0.017)	(0.031)
サービス			-0.073 ***	0.065	-0.072 ***	0.066
			(0.019)	(0.040)	(0.019)	(0.040)
生産現場・技能			-0.110 ***	0.078 *	-0.097 ***	0.080 *
			(0.016)	(0.035)	(0.017)	(0.036)
運輸・保安			-0.198 **	-0.021	-0.183 *	-0.034
			(0.076)	(0.155)	(0.077)	(0.152)
農林・その他			-0.315 ***	0.106 †	-0.324 ***	0.093
			(0.087)	(0.055)	(0.086)	(0.062)

†; $p < 0.1$, *; $p < 0.05$, **; $p < 0.01$, ***; $p < 0.001$

注) 値は係数, 括弧内は個人でクラスタ化した頑健標準誤差。Waveダミーの結果は省略。

表 3.2 続き

	Model 4		Model 5		Model 6	
	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果
企業規模 (ref: 30~299人)						
1~29人			-0.036 ** (0.012)	0.016 (0.026)	-0.044 *** (0.012)	0.015 (0.026)
300人以上			0.088 *** (0.011)	0.027 (0.017)	0.088 *** (0.011)	0.023 * (0.017)
官公庁			0.127 *** (0.021)	0.022 (0.035)	0.115 *** (0.021)	0.014 (0.034)
労働組合加入ダミー			0.028 * (0.011)	0.022 (0.014)	0.026 * (0.011)	0.021 (0.014)
ほぼ毎日残業をしている					-0.042 *** (0.011)	-0.030 ** (0.010)
社員が構造的に不足している					-0.014 (0.011)	-0.011 (0.010)
いつも締め切りに追われている					-0.043 *** (0.012)	-0.017 (0.012)
仕事のペースを自分で決めたり 変えたりできる					0.019 ** (0.005)	0.009 (0.006)
自分の生活の必要にあわせて仕 事を調整しやすい					0.018 ** (0.005)	0.009 (0.005)
教育訓練を受ける機会がある					-0.002 (0.007)	0.011 (0.007)
仕事を通じて職業能力を高める 機会がある					0.006 (0.007)	-0.002 (0.007)
年齢	0.039 *** (0.010)	0.043 * (0.017)	0.039 *** (0.009)	0.042 * (0.017)	0.034 *** (0.010)	0.041 * (0.017)
年齢2乗	-0.000 ** (0.000)	-0.000 † (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.000 † (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.000 † (0.000)
切片	5.522 *** (0.165)	5.997 *** (0.301)	5.752 *** (0.165)	5.966 *** (0.298)	5.774 *** (0.165)	5.970 *** (0.298)
R-squares (Within/Between)	0.202	0.032/0.040	0.254	0.039/0.056	0.266	0.046/0.063
R-squares (Overall)		0.049		0.065		0.074
観察数			5083			
個体数			1444			

†; $p < 0.1$, *; $p < 0.05$, **; $p < 0.01$, ***; $p < 0.001$

注) 値は係数, 括弧内は個人でクラスタ化した頑健標準誤差. Waveダミーの結果は省略.

4.3 年齢別子ども数の結果

子育てのことを考慮すると、子どもが母親の賃金低下に与える効果は子どもの年齢によっても異なる可能性がある。そこで、年齢別子ども数の結果を表 4.1 と表 4.2 で確認する。まず、OLS 推定のうちフルモデル (Model6) の結果をみると、母親の賃金は 7~12 歳の子ども 1 人あたり約 4%、13 歳以上の子ども 1 人あたり約 5%低下する。だが、固定効果モデルの結果をみると、7~12 歳と 13 歳以上の子ども数の係数は負であるが、統計的に有意になっていない。一方で、4~6 歳の子ども (学齢では幼稚園) 1 人につき約 6%の賃金低下が生じている。そして、人的資本 (Model3)、労働投入量・生産性 (Model4)、家庭と仕事の両立しやすさ (Model5) をコントロールすることで、4~6 歳の子ども数の係数の大きさはわずかに小さくなるが、労働環境の質的な特性もコントロールするとわずかに大きくなる。つまり、人的資本、労働投入量・生産性、家庭と仕事の両立しやすさは、4~6 歳の子どもで生じる MP のメカニズムを多少説明するが、質的な労働環境特性は MP の本当の大きさを抑制していたと考えられる。

表 4.1 子ども数 (年齢別) Model1~Model3

	Model 1		Model 2		Model 3	
	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果
子ども数						
3歳以下	0.043 ** (0.015)	-0.019 (0.023)	0.048 ** (0.017)	-0.028 (0.024)	0.024 (0.016)	-0.028 (0.024)
4~6歳	-0.002 (0.017)	-0.058 † (0.029)	0.002 (0.018)	-0.062 † (0.029)	-0.015 (0.017)	-0.061 * (0.029)
7~12歳	-0.058 *** (0.009)	-0.023 (0.030)	-0.057 *** (0.010)	-0.024 (0.030)	-0.038 *** (0.010)	-0.024 (0.030)
13歳以上	-0.093 *** (0.011)	0.002 (0.036)	-0.094 *** (0.012)	0.002 (0.036)	-0.057 *** (0.011)	0.003 (0.035)
婚姻状態 (ref: 未婚)						
既婚			-0.008 (0.017)	0.048 † (0.023)	0.026 (0.016)	0.050 * (0.023)
離死別			0.043 † (0.023)	0.074 † (0.035)	0.091 *** (0.022)	0.078 * (0.036)
勤続年数					0.013 *** (0.001)	0.005 † (0.003)
教育年数					0.060 *** (0.004)	
年齢	0.045 *** (0.010)	0.060 *** (0.016)	0.044 *** (0.011)	0.052 ** (0.016)	0.021 † (0.010)	0.050 ** (0.016)
年齢2乗	-0.001 (0.000)	-0.001 ** (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.001 † (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 † (0.000)
切片	6.075 *** (0.174)	5.718 *** (0.285)	6.096 *** (0.176)	5.852 *** (0.291)	5.599 *** (0.175)	5.899 *** (0.293)
R-squares (Within/Between)	0.039	0.017/0.003	0.040	0.019/0.001	0.131	0.020 /0.009
R-squares (Overall)		0.005		0.004		0.013
観察数				5083		
個体数				1444		

†: $p < 0.1$, *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$

注) 値は係数, 括弧内は個人でクラスタ化した頑健標準誤差. Waveダミーの結果は省略.

表 4.2 子ども数（年齢別）Model 4～Model 6

	Model 4		Model 5		Model 6	
	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果
子ども数						
3歳以下	0.019 (0.015)	-0.024 (0.024)	0.009 (0.015)	-0.026 (0.025)	0.006 (0.015)	-0.030 (0.024)
4～6歳	0.000 (0.016)	-0.060* (0.029)	-0.010 (0.016)	-0.059* (0.030)	-0.015 (0.016)	-0.062* (0.030)
7～12歳	-0.030** (0.009)	-0.024 (0.030)	-0.032*** (0.009)	-0.023 (0.030)	-0.035*** (0.009)	-0.025 (0.030)
13歳以上	-0.049*** (0.011)	0.004 (0.035)	-0.051*** (0.010)	0.005 (0.036)	-0.054*** (0.010)	0.002 (0.036)
婚姻状態 (ref: 未婚)						
既婚	-0.045* (0.020)	0.026 (0.023)	-0.030 (0.019)	0.028 (0.028)	-0.039* (0.019)	0.025 (0.029)
離死別	0.065** (0.021)	0.077* (0.036)	0.072† (0.021)	0.074* (0.035)	0.065** (0.021)	0.073* (0.034)
勤続年数	0.006*** (0.001)	0.005† (0.003)	0.004*** (0.001)	0.005† (0.003)	0.004*** (0.001)	0.005* (0.003)
教育年数	0.048*** (0.004)		0.029*** (0.004)		0.031*** (0.004)	
夫年収 (単位: 万円)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)
従業上の地位 (ref: 正規職)						
経営者・役員	-0.023 (0.095)	0.118 (0.152)	0.081 (0.095)	0.123 (0.149)	0.049 (0.094)	0.103 (0.146)
非正規職	-0.168*** (0.012)	0.014 (0.028)	-0.134*** (0.012)	0.013 (0.028)	-0.146*** (0.012)	0.002 (0.027)
自営業/家族従業	-0.357*** (0.053)	-0.219* (0.108)	-0.223*** (0.052)	-0.222* (0.105)	-0.255*** (0.051)	-0.238* (0.104)
役職ダミー	0.109*** (0.018)	0.065** (0.019)	0.109*** (0.017)	0.065** (0.019)	0.109*** (0.017)	0.067*** (0.019)
職業 (ref: 事務)						
専門・技術, 管理			0.093*** (0.012)	0.113** (0.038)	0.102*** (0.013)	0.115** (0.039)
販売			-0.086*** (0.016)	0.042 (0.030)	-0.087*** (0.017)	0.045 (0.030)
サービス			-0.070*** (0.019)	0.066† (0.040)	-0.069*** (0.019)	0.066† (0.040)
生産現場・技能			-0.106*** (0.016)	0.076* (0.035)	-0.094*** (0.017)	0.077* (0.035)
運輸・保安			-0.194* (0.076)	-0.018 (0.154)	-0.180* (0.077)	-0.031 (0.152)
農林・その他			-0.312*** (0.085)	0.099† (0.054)	-0.320*** (0.084)	0.086 (0.060)

†; $p < 0.1$, *; $p < 0.05$, **; $p < 0.01$, ***; $p < 0.001$

注) 値は係数, 括弧内は個人でクラスタ化した頑健標準誤差. Waveダミーの結果は省略.

表 4.2 続き

	Model 4		Model 5		Model 6	
	OLS	固定効果	OLS	固定効果	OLS	固定効果
企業規模 (ref: 30~299人)						
1~29人			-0.035 ** (0.012)	0.019 (0.026)	-0.043 *** (0.012)	0.018 (0.026)
300人以上			0.087 *** (0.011)	0.027 (0.017)	0.088 *** (0.011)	0.023 (0.017)
官公庁			0.126 *** (0.021)	0.021 (0.035)	0.113 *** (0.021)	0.014 (0.034)
労働組合加入ダミー			0.027 * (0.011)	0.023 (0.014)	0.025 * (0.011)	0.021 (0.015)
ほぼ毎日残業をしている					-0.041 *** (0.011)	-0.030 ** (0.010)
社員が構造的に不足している					-0.014 (0.011)	-0.010 (0.010)
いつも締め切りに追われている					-0.045 *** (0.012)	-0.018 (0.012)
仕事のペースを自分で決めたり 変えたりできる					0.019 *** (0.005)	0.009 (0.006)
自分の生活の必要にあわせて仕 事を調整しやすい					0.016 ** (0.005)	0.009 (0.005)
教育訓練を受ける機会がある					-0.001 (0.007)	0.011 (0.007)
仕事を通じて職業能力を高める 機会がある					0.006 (0.007)	-0.002 (0.007)
年齢	0.027 ** (0.010)	0.051 ** (0.016)	0.028 ** (0.010)	0.050 ** (0.016)	0.025 * (0.010)	0.049 * (0.016)
年齢2乗	-0.000 † (0.000)	-0.001 ** (0.000)	-0.000 † (0.000)	-0.001 ** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001 ** (0.000)
切片	5.722 *** (0.173)	5.879 *** (0.291)	5.923 *** (0.174)	5.852 *** (0.290)	5.936 *** (0.173)	5.970 *** (0.290)
R-squares (Within/Between)	0.205	0.035/0.030	0.256	0.041/0.043	0.268	0.048/0.048
R-squares (Overall)		0.038		0.050		0.058
観察数				5083		
個体数				1444		

†; $p < 0.1$, *; $p < 0.05$, **; $p < 0.01$, ***; $p < 0.001$

注) 値は係数, 括弧内は個人でクラスタ化した頑健標準誤差. Waveダミーの結果は省略.

5. 考察

本稿では、JLPS の 2008~2013 年調査のデータを用い、現代日本における MP について検討してきた。その結果、子ども数の効果は線形ではないこと、また、労働環境の質的な特性が MP を過小評価する変数となっており、子どもがいることと母親の賃金の関係を明らかにする上で重要であることを示す結果が得られた。欧米の研究を含め、既存の MP 研究では労働環境の特性を企業規模や従業員上の地位で捉えているが、それらでは測定しきれていない労働環境の特性をモデルに含めていないために MP を過小評価している可能性が指摘できよう。

本稿の課題としては、観察期間が短いために「出産・育児で離職し、その後再就労」したパターンが推定に反映できていない可能性が高いことが指摘できる。さらに、セレクションの問題もある。観察期間中に子どもが1人、または子どもの年齢が幼い中で働いている母親は、そもそも賃金が高い層であると予想される。そのため、子ども数（カテゴリ）と年齢別子ども数の推定結果は、MPを過小評価している可能性がある。

これらの対処することが極めて困難な課題とは別に、取り組みやすい課題として分析対象を被雇用者に限定した分析を行うことが挙げられる。年齢別子ども数の分析については、Modellに各変数を個別に加えた補足的分析も行う中で、「自営業／家族従業者」であることが賃金に大きくマイナスであり、「自営業／家族従業者」が他の従業上の地位とは極めて異質な就業を行っていることを示唆する結果も得ている（詳細な分析内容は省略）。今回はあえて女性労働者全体を分析対象としたが、こうした就業の異質性を考慮した分析を改めて行う必要がある。

[注]

- 1) Budig & England (2001) は、MP研究のより広範囲な意義を挙げている。具体的には、
 - 1) 男女の賃金格差によって生涯収入にも格差が生じ、最終的には年金受給額の格差となる、
 - 2) 既婚女性にとっては夫よりも収入が低いことで、夫との交渉が不利な立場になる、
 - 3) 独身女性や成人男性が稼得者の世帯とシングルマザー世帯との貧困率の格差となることを挙げている。
- 2) 山口 (2008) では、差別の定義として「直接および間接的に雇用、昇進、および賃金の機会に関して不平等を生む社会的メカニズムをいい、結果の差のことを意味しない。」としている。本稿が扱うMPは結果の差ではあるが、後述するように、その生じるメカニズムには母親に対する雇用差別が指摘されている。
- 3) 女性の出生力には影響するが賃金には直接影響しない操作変数を用い、観察されない異質性を統制した研究もある。Miller (2011) は、出産タイミングの遅さが賃金に与える影響を明らかにする際、最初の妊娠が流産だったか、避妊具を使っていたにも関わらず妊娠したか、出産を計画してから妊娠するまでの期間の3つを操作変数としている。
- 4) 川口 (2005) は、出産ペナルティ/プレミアムという語を用いているが、実際には子どもがいることが男女の賃金に与える影響について議論し、推定でも子ども数を用いているため、厳密には母親・父親ペナルティ/プレミアムが正しい。
- 5) なお、「その他」の支払い方の多くは自営業・家族従業者であったことから、一般的な被雇用者と働き方が大きく違う一部の自営業・家族従業者は分析から除外されると考えられる。

6) 家庭と仕事の両立しやすさを表す変数について、各変数を用いる根拠を補足する。「企業規模」については、大企業や公的雇用では両立支援が規模の小さい企業よりも制度的に整っていると考えられるため、制度的な整備状況の指標として用いる。ただし、先行研究で「職業」は、厳密には「両立しやすさ」と「労働投入量・生産性」の指標両方に用いられている。先行研究では、「職業」情報とマクロ統計などを紐付けして、各職業に求められる労力変数（「労働投入量・生産性」）を作ったり、女性就業者割合や女性的職業ダミー（女性にとっての働きやすさ）を作ったりしている。また、「管理職」や「専門職」は、裁量的労働しやすい職として解釈されている。先行研究では、さまざまな「仕事特性 job characteristics」変数は、「労働投入量・生産性」と「家庭と仕事の両立しやすさ」を表す一群としてまとめて扱われていることが多い。そのため本稿では、「従業上の地位」を「労働投入量・生産性仮説」に対応させたが（正規職や経営役員だと、求められる労力が大きい）、その効果を「両立しやすさ仮説」によって解釈することも可能であろう。

ここで、「両立しやすさと高賃金のトレードオフ」が成立している場合、「労働投入量・生産性」と「両立しやすさ」を区別するかしないかは、「a. 両立しやすい仕事 \rightleftharpoons b. 労力の小さい仕事 \rightarrow 低賃金」のつながりのうち、aとbを分けて考えるか考えないかの違いでしかないかと思われる。しかし、「c. 両立しやすい仕事 \rightleftharpoons d. 支援制度が整っている労働環境（享受できるのは多くの場合正規職や大企業／公的雇用） \rightarrow 高賃金」のつながり（トレードオフが成立しない場合）も考えると、2つの仮説を区別する必要性が生じると考えられる。本稿では、制度整備状況を直接捉えたものではないが、質的な職場環境変数を用いるため、労働投入量・生産性」と「両立しやすさ」を区別するかたちで整理した。

[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） wave1-7, 2008-2013」および「東大社研壮年パネル調査（JLPS-M） wave1-7, 2008-2013」（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。謹んで感謝申し上げます。

[参考文献]

Avellar, S. & P. J. Smock, 2003, “Has the Price of Motherhood Declined over Time?: A Cross-Cohort Comparison of the Motherhood Wage Penalty,” *Journal of Marriage and Family*, 65(3): 597-607.
Becker, G. S., 1991, *A Treatise on the Family*, Cambridge: Harvard University Press.

- Benard, S. & S. J. Correll, 2010, "Normative Discrimination and the Motherhood Penalty," *Gender and Society*, 24(5): 616-646.
- Budig, M. J. & P. England, 2001, "The Wage Penalty for Motherhood," *American Sociological Review*, 66(2): 204-225.
- Budig, M. J. & M. J. Hodges, 2010, "Differences in Disadvantage: Variation in the Motherhood Penalty across White Women's Earning Distribution," *American Sociological Review*, 75(5): 705-728.
- Budig, M. J., J. Misra & I. Boeckmann, 2012, "The Motherhood Penalty in Cross-National Perspective: The Importance of Work-Family Policies and Cultural Attitudes," *Social Politics*, 19(2): 163-193.
- Correll, S. J., S. Benard & I. Paik, 2007, "Getting a Job: Is There a Motherhood Penalty?," *American Journal of Sociology*, 112(5): 1297-1339.
- England, P., J. Bearak, M. J. Budig & M. J. Hodges, 2016, "Do Highly Paid, Highly Skilled Women Experience the Largest Motherhood Penalty?," *American Sociological Review*, 81(6): 1161-1189.
- Gangl, M. & A. Ziefle, 2009, "Motherhood, Labor Force Behavior, and Women's Careers: An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain, Germany, and the United States," *Demography*, 46(2): 341-369.
- Glauber, R., 2007, "Marriage and the Motherhood Wage Penalty Among African Americans, Hispanics, and Whites," *Journal of Marriage and Family*, 69: 951-961.
- Harkness, S. & J. Waldfogel, 2003, "The Family Gap in Pay: Evidence from Seven Industrialized Countries," *Research in Labor Economics*, 22: 369-414.
- Miller, A. R., 2011, "The Effects of Motherhood Timing on Career Path," *Journal of Population Economics*, 24(3): 1071-1100.
- 鹿又伸夫, 2011, 「階層的地位と結婚プレミアム・ペナルティ」『法学研究』84(6): 554-531.
- , 2012, 「結婚・配偶者と結婚所得——結婚プレミアムと結婚ペナルティ」『三田社会学』17: 61-78.
- 川口章, 2005, 「結婚と出産は男女の賃金にどのような影響を及ぼしているのか」『日本労働研究雑誌』535: 42-55.
- , 2010, 「バブル景気以降における男女賃金格差の実態とその研究動向」樋口美雄編『労働市場と所得配分』慶應義塾大学出版会, 369-398.
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2016, 「第15回出生動向基本調査 結果の概要付表II-4-4」, 国立社会保障・人口問題研究所ホームページ, (2017年2月15日取得, http://www.ipss.go.jp/ps-doukou/j/db_15/15G%E2%85%A1tables/15G%E2%85%A1_4_4.xls).
- 内閣府, 2016, 『男女共同参画白書 平成28年版』.
- OECD, 2012, *Closing the Gender Gap: Act Now*, OECD Publishing, (<http://dx.doi.org/10.178>

- 7/9789264179370-en, Downloaded on 12 February 2017).
- , 2017, *Gender Wage Gap (Indicator)*, OECD Data, (doi: 10.1787/7cee77aa-en, Accessed on 25 February 2017).
- Parrot, H. M., 2014, “Housework, Children, and Women’s Wages across Racial-Ethnic Groups,” *Social Science Research*, 46: 72-84.
- Todd, E. L., 2001, “Educational Attainment and Family Gaps in Women’s Wage: Evidence from Five Industrialized Countries,” *Luxembourg Income Study Working Paper No. 246*.
- 筒井淳也, 2016, 『結婚と家族のこれから——共働き社会の限界』 光文社新書.
- Wilde, E. T., L. Batchelder & D. T. Ellwood, 2010, “The Mommy Track Divides: The Impact of Childbearing on Wages of Women of Differing Skill Levels,” *NBER Working Paper No. 16582*.
- Waldfogel, J., 1995, “The Price of Motherhood: Family Status and Women’s Pay in Young British Cohort,” *Oxford Economic Papers*, 47(4): 584-610.
- , 1997, “The Effect of Children on Women’s Wages,” *American Sociological Review*, 62(2): 209-217.
- , 1998, “The Family Gap for Young Women in the United States and Britain: Can Maternity Leave Make a Difference?,” *Journal of Labor Economics*, 16(3): 505-545.
- 山口一男, 2008, 「男女の賃金格差解消への道筋——統計的差別の経済的不合理性の理論的・実証的根拠」『日本労働研究雑誌』 574: 40-68.

コミュニケーション能力が昇進へ与える影響

西澤和也

(東京大学大学院)

本稿の目的は、非認知能力の1つであるコミュニケーション能力に注目し、これが昇進に影響をあたえるのかを検討することである。従来、昇進者の選抜は勤続年数と学歴に基づくことされ、両者の枠組みによって昇進が記述されてきた。結果、その他の昇進者を決定する構造の検討は十分なされてきたとはいえない。本稿では、近年欧米において社会的経済的地位への影響が指摘されている、非認知能力 (Non Cognitive Skill) の一種としてコミュニケーション能力が昇進へ与える影響を検討する。

本稿の構成について述べる。まず第1節ではコミュニケーション能力に関するレビューを行い、検討課題を設定する。第2節では本稿で用いるデータと変数および分析方針について述べる。第3節では、コミュニケーション能力は昇進へと影響をあたえるのか、コミュニケーション能力が高いのは誰かに関する分析を行う。第4節では分析結果をまとめ、2点議論を展開し今後の課題を提示する。

1. 問題の所在

1.1 昇進におけるコミュニケーション能力

非認知能力が地位達成へ影響するという実証研究が近年蓄積されている。学力やIQとして測定できるものが認知能力 (Cognitive Skill)、逆にそれらで測定できない性格的対人的な能力が非認知能力 (Non Cognitive Skill) とされる。類似する概念としては、非認知能力 (Farkas 2003) の他、性格 (Jackson 2006)、政治的能力 (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)、ヒューマンスキル (楠見 1999) などが挙げられ、表1に示した通り、広い意味合いで用いられるが (Farkas 2003)、これらすべてを指して以下では「非認知能力」と呼ぶ。

非認知能力は賃金に対して正の影響を及ぼし (Heineck and Anger 2010)、さらには認知能力以上に非認知能力が収入を決定するという指摘から (Bowels et al. 2002)、賃金規定構造の新しい側面として教育学や経済学において注目されている。非認知能力は経済的報酬に対して正の影響をもたらすのである。

いったい非認知能力はどのように経済的報酬へ影響をおよぼすのだろうか。代表的な説としては、非認知能力が生産性そのものを向上せしめるというものである。例えば、性格によって仕事のパフォーマンスが上昇し、結果として経済的報酬を押し上げる (Barric et al. 1991)。

表 1 認知能力と非認知能力

認知能力	非認知的ふるまいと特徴
英語の合成変数 語彙, 読解, スペル, 大文字の仕様など	誠実に仕事をする習慣 努力 (勤勉さと忍耐力), 組織, 訓練, 出席, 参加, 熱狂
数学の合成変数 数学概念, 解答, 計算など	他の行動と特徴 リーダーシップ, 社会性 (外向性), 自信, 社会的感受性, 直情勢, 経験意欲, 感情的安定性 (穏やかさ), 活力, 積極性, 破壊性, ハイカルチャー, 帰属意識の所在, 自己尊厳
態度や能力テスト 要約や構造的推論, 視覚化, 事務処理など	
学問的な分野への知識	
記憶力	

出典) Farkas 2003:544 より拙訳

さらに、非認知能力は認知能力との交互作用があり (Wright et al. 1995)、個人の生産性を押し上げることに加え、認知能力へと影響することで間接的に経済的報酬へと影響することが指摘されている (Heckman et al. 2001)。

こうした非認知能力の影響は経済的報酬のみにとどまらない。社会的地位である達成階層に対しても影響が指摘されてきた。例えば、正規雇用の者ほどコミュニケーション能力が高く、コミュニケーション能力が正規雇用獲得に影響しているという指摘や (塩谷 2014)、外向的であるほど管理職になりやすいといった研究があげられる (Jackson 2006)。

管理職においてはリーダーシップを必要とし、リーダーシップの発揮にはコミュニケーション能力は重要である (Ammeter et al. 2002)。また、選抜過程では多くの上司による査定が加味され (八代 2002)、選抜の過程において仕事の内容以上に上司との関係性は重要となることが指摘されている (Restubog 2011)。よって昇進という役職の獲得過程においても非認知能力の正の影響が多分に示唆される。本稿では非認知能力の1つとしてコミュニケーション能力を位置づけ、これが昇進に影響をあたえるのかを検討する。なお、コミュニケーション能力の定義としては「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)を採用する。

1.2 コミュニケーション能力が高いのは誰か

コミュニケーション能力が高い人というのは、いったいどのような人なのだろうか。ここでは個人の属性との関連と、コミュニケーション能力の変化に着目して先行研究をまとめる。個人の属性ではまず学歴がコミュニケーション能力と関連することが指摘されている。コミュニケーション能力は学校生活の中で培われるため、学歴が高いほど結果としてコミュニケーション能力も高くなる (Heckman et al. 2001)。

あるいは、職業に関連するところでは従業上の地位の影響が示唆され、正規雇用の者ほどコミュニケーション能力が高いのではないかと指摘されている (塩谷 2014)。

もう一つ主要な論点として、コミュニケーション能力の可変性に関する議論がある。

非認知能力は個人に不変的能力ではなく、時間とともに変化し身につけることができるのではないかと(Farkas 2003)。言い換えれば、コミュニケーションもある種の「スキル」であり、キャリアの中でこれを獲得できるという立場である。例えば、横断データではあるが年齢とともにコミュニケーションスキルが増加しているという指摘がある(本田 2005)。一方で、パーソナリティに関しては15歳頃までに形成が終了し以降で大きくは変化せず(Groves 2005)、就労年数や教育によって変化しないというように(塩谷 2014)、労働市場入職以前に獲得されその後は変化をしない能力であるという立場もある。

しかしながら、コミュニケーション能力が労働市場で変化するのか、労働市場入職後変化しないものなのか、縦断的なデータを用いて検証したものはなく、クロスセクションによる分析にとどまっている。いったいどのような場面でコミュニケーション能力は変化をし、あるいはしないのか、これまでの研究では十分明らかにされているとは言い難い。コミュニケーション能力が変化するか否かは、そこから獲得される地位の妥当性にも影響する(例えば、コミュニケーション能力が高いから正規雇用になるのか、正規雇用を続けているからコミュニケーション能力が高いのかでは、コミュニケーション能力の高さの意味が異なる)。そこで、コミュニケーション能力は変化するのかもしれないのか、という点にも注目しながらコミュニケーション能力の高い者は誰なのかを検討する。

1.2 検討課題

以上より本稿では、非認知能力の1つであるコミュニケーション能力に注目し、以下2つの検討課題を設定する。第1にコミュニケーション能力は昇進に対して影響をあたえるのか。第2にコミュニケーション能力が高いのは誰か。特に個人内での変化は起きるのか。この課題を検討することで、昇進決定構造における新しい側面を明らかにする。

2. データと変数

2.1 データ

本稿の分析ではJLPS(働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査)のwave1~7を用いる。この調査は20~40歳の男女に対し2007年から毎年調査を行うパネル調査であり、観測期間中に昇進イベントの発生を観測することが可能である。何よりこのデータを本稿で用いる利点は、「コミュニケーション能力」を捕捉できる点である。JLPSでは同一個人に対し繰り返し質問を行い、コミュニケーション能力に関する質問を奇数wave(1,3,5,7)で獲得することに成功している。測定そのものの難しさは未だ残されているが、コミュニケーション能力の変化と役職の変化(昇進)の両方をみることができる日本唯一のデータと言える。

2.2 変数

これまでコミュニケーション能力の測定には数々の試みがなされてきた。最も代表的なのは Big Five Personality で、度重なる実証研究と追試の結果、人のパーソナリティは5つの類型へと集約されることが明らかとなっている (Barrick and Mount 1991)。その他、Bristol Social Adjustment Guide (BSAG) は教師の評価による性格診断を用いている (Jackson 2006)。この2つは性格を測定していると考えられるが、本稿ではより具体的な場面における対人的状況に注目したい。対人的なスキルとしての側面という意味では正確よりもソーシャルスキルの方が近い。ソーシャルスキルの測定としては例えば KiSS-18(Kikuchi's Scale of Social Skills: 18 items)が用いられている (塩谷 2014)。KiSS-18 では「知らない人とでも、すぐに会話がはじめられますか」といった18の質問を五件法で質問し、因子分析にかけるものである。この指標も妥当性の検討が十分に確認されている (菊池 2007)。KiSS-18 と類似した質問が「青少年の社会的自立に関する意識調査」で用いられており、本稿で用いる JLPS はこの「青少年の社会的自立に関する意識調査」と類似している以下の質問を用いる。

「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).」, 「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」の四件法で選択してもらい、「できる」を4, 「できない」を1に逆転したものをを用いる。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

り。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点となる連続変数である。

コミュニケーション能力に関する質問は wave 1,3,5,7 で聴取されており、wave 2,4,6 では聴取されていない。この変数の処理については、昇進の分析である分析1と、コミュニケーション能力の規定要因の分析である分析2で処理が異なる。分析1においては、聴取されていない偶数年の wave について前年の値を代入した。さらに、いずれかの wave で欠損があった場合にはさらに前年の値を代入した。極端な例を挙げると、wave 1 のみで回答があり以降この変数で全く回答がなかった場合、wave 2 以降全てに wave 1 の値が代入されるような形になっている。一方、分析2については、代入は行わず得られた奇数 wave の値のみで分析を行う。

役職変数について。JLPS は比較的若年層を中心としたデータであるため、部長への昇進は顕著に少なく、分析に足るだけのケース数が得られない。よって、本稿の分析では係長および課長への昇進のみを扱う。「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」を役職なし, 「係長, 係長相当職」および「課長, 課長相当職」をそれぞれになったら 1 とし, それ以前を 0 とする変数を作成した. 「部長, 部長相当職」, 「社長, 重役, 役員, 理事」になった場合, 以降をセンサーとした. また, 各分析のイベントとなる役職へ上昇した場合, それ以降はセンサーとした. また SSM 調査のような回顧調査ではなくパネル調査を行っているため, 同一従業員に勤めていたとしても 1 年単位で役職変数が変動することがある (wave7 までで約 200 ケースほど). しかし, 先行研究からしても役職が 1 年単位で変動するとは考えづらいため, これは調査上の測定誤差であると判断した. そこで, wave t-1 から wave t+1 まで同一の従業員に務めており, かつ wave t-1 と wave t+1 とで役職が一致し, この役職と wave t における役職が一致しない場合, wave t における役職を wave t-1 における役職と置き換えた. 例えば, wave1 から wave3 まで従業員の変更はなかったとして, wave1 で役職なし, wave2 で係長, wave3 で役職なしになったとする. この場合, wave2 は役職なしへと変更した.

その他の変数について, 時間を表す変数としては年齢を時変の変数として用いた. さらに, 勤続年数についても時変の変数として投入している.

学歴は中学・高校卒・専修・専門卒, 短期・高専・大学・大学院卒の 2 カテゴリーとした. 職種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 分類のうち, 管理は除いた上で, 熟練, 半熟練, 非熟練, 農業をブルーカラーとしてまとめ, 専門, 事務, 販売, ブルーの 4 カテゴリーを用いた. 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 299 人以下, 300 人以上, 官公庁の 3 カテゴリーを用いた.

対象者は男性に限定する. 昇進へのイベントヒストリー分析に関しては企業規模 29 人未満の場合, 非正規雇用の場合および職種が管理の場合はスペル単位で除外した.

サンプルについて, 係長への昇進については観測開始時点で係長未満, 課長への昇進については観測開始時点で課長未満の者に限定する. 一方, コミュニケーション能力の規定要因分析に関しては, これらの除外は行っていない. イベントヒストリー分析の記述統計は表 2 に, Between/Within モデルの記述統計は表 3 に示した.

2.3 方法

まず, コミュニケーション能力が昇進へ与える影響の分析については, イベントヒストリー分析を用いた.

表2 イベントヒストリー分析記述統計

係長		課長	
Variable	Mean	Variable	Mean
係長昇進	0.04	課長昇進	0.03
コミュニケーション能力	11.04 (2.24)	コミュニケーション能力	11.14 (2.24)
勤続年数	9.30 (6.27)	勤続年数	9.74 (6.34)
学歴		学歴	
中高専門	0.43	中高専門	0.43
短高専大大院	0.57	短高専大大院	0.57
職種		職種	
専門	0.27	専門	0.27
事務	0.25	事務	0.26
販売	0.12	販売	0.14
ブルー	0.35	ブルー	0.33
企業規模		企業規模	
30~299人	0.36	30~299人	0.38
300~人	0.52	300~人	0.51
官公庁	0.12	官公庁	0.11
N of obs.	3,081	N of obs.	3,596
N of groups	936	N of obs.	1,022

括弧内は標準偏差を表す。

表3 Between/Within モデル記述統計

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max
コミュニケーション能力	11.13	2.39	4	16
勤続年数	8.50	6.65	0	28
学歴				
中高専門	0.47	0.50	0	1
短高専大大院	0.53	0.50	0	1
従業上の地位				
非正規雇用	0.11	0.31	0	1
正規雇用	0.89	0.31	0	1
職種				
専門	0.22	0.42	0	1
管理	0.02	0.15	0	1
事務	0.22	0.41	0	1
販売	0.16	0.36	0	1
ブルー	0.38	0.49	0	1
企業規模				
30~299人	0.52	0.50	0	1
300~人	0.41	0.49	0	1
官公庁	0.07	0.25	0	1
N of obs.		4,502		
N of groups		1,844		

また、コミュニケーション能力の規定要因については、これまで基本的に個人間を比較しており、厳密には個人内での変化は明らかにされてこなかった。そこで、本稿の分析で

は個人間での差と、個人内での変化を区別するため **Between** 回帰モデル、**Within** 回帰モデル（固定効果モデル）を用いた。簡単に2つのモデルの違いを説明すると、**Between** モデルは各個人の平均を取り出してきて個人間の差異をみるモデルである。こちらはクロスセクションの分析と同じように読むことができ、あくまで変化ではなく個人間の違いを表す。**Within** モデルは固定効果モデルとも呼ばれ、個人内での変動を何が説明するのかを表している。「変化」に注目したい場合はこのモデルをみることになる²⁾。

3. 分析

3.1 コミュニケーション能力は昇進機会を高めるか

3.1.1 記述的分析

まずは記述的に昇進とコミュニケーション能力の関係をみていく。図1は係長、図2は課長への昇進をイベントとした生存関数を、wave 1におけるコミュニケーション能力が低い者（4～10）と、高い者（11～16）に分けて図示したものである。縦軸が生存率、横軸が勤続年数を表している。

係長への昇進については、例えば勤続年数15年時点を見ると、コミュニケーション能力が高い群は25%ほどが昇進しており、逆に低い群は20%ほどとなっている。コミュニケーション能力が高いほど若干昇進者が多いようにみえる。課長への昇進においては、例えば勤続20年時点を見てみるとコミュニケーション能力が高い群で30%ほど、低い群で20%ほどとなっており、コミュニケーション能力が高いほど昇進が起きていることがわかる³⁾。

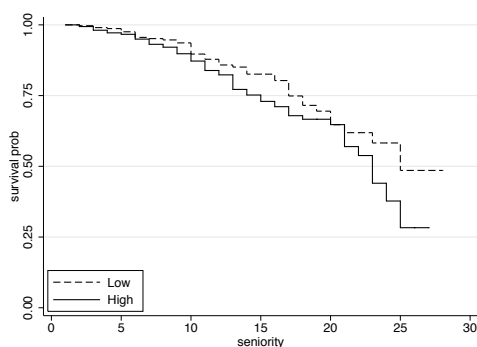


図1 係長への昇進生存曲線

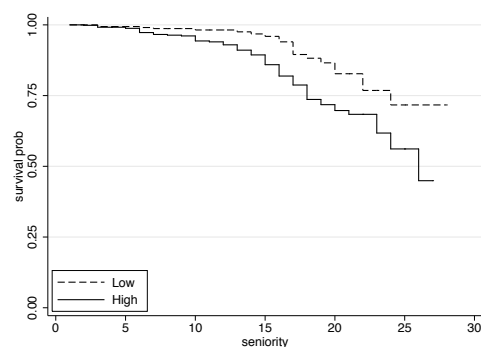


図2 課長への昇進生存曲線

ただし、前節でみたとおり、学歴等とコミュニケーション能力は相互に関連していると考えられる。以下では他の変数を統制した上でも昇進上コミュニケーション能力が重要になるのかを明らかにする。

3.1.2 イベントヒストリー分析

表4は、係長および課長への昇進をイベントとしたイベントヒストリー分析の結果である。左側は係長への昇進を従属変数としたモデル、右側は課長への昇進を従属変数としたモデルである。Model 1はコミュニケーション能力と時間を表す変数を、Model 2ではコミュニケーション能力との相関が想定される学歴、職種、企業規模を表す変数を投入している。それでは、役職別に分析結果をみていこう。

まず、係長について確認する。Model 1において、係長への昇進に対しコミュニケーション能力の係数は10%水準で有意に昇進機会を高めている。これは、コミュニケーション能力が高い者ほど、係長へ昇進しやすいことを意味している。しかし、Model 2において学歴、職種、企業規模を投入してみると、コミュニケーション能力に統計的に有意な差異はみられなかった。すなわち、コミュニケーション能力が昇進に与える影響は若干みられるものの、学歴等を考慮してしまえば、コミュニケーション能力が高いからと言って、係長へ昇進しやすくなるわけではないことを意味している。

表4 係長・課長へのイベントヒストリー分析

	係長				課長			
	Model 1		Model 2		Model 1		Model 2	
	β	s.e.	β	s.e.	β	s.e.	β	s.e.
コミュニケーション能力	0.07 [†]	(0.04)	0.06	(0.04)	0.17***	(0.05)	0.15**	(0.05)
勤続年数	0.01	(0.02)	0.01	(0.02)	0.03	(0.02)	0.05*	(0.02)
年齢	0.92***	(0.27)	0.91***	(0.27)	1.12**	(0.37)	1.00**	(0.37)
年齢 ²	-0.01***	(0.00)	-0.01**	(0.00)	-0.01**	(0.01)	-0.01*	(0.01)
学歴 (ref. 中高)								
短高専大院			0.12	(0.22)			0.42 [†]	(0.25)
職種 (ref. 事務)								
専門			-0.59*	(0.25)			-0.21	(0.28)
販売			-0.05	(0.28)			0.39	(0.28)
ブルー			-0.84**	(0.27)			-0.71*	(0.34)
企業規模 (ref. 300人以上)								
30~299人			0.28	(0.21)			0.20	(0.23)
官公庁			-0.01	(0.30)			-1.60**	(0.60)
Constant	-20.17***	(4.64)	-19.68***	(4.68)	-27.08***	(6.73)	-24.79***	(6.69)
N of obs.	3,081		3,081		3,596		3,596	
N of groups	936		936		1,022		1,022	
Log likelihood	-516.02		-507.61		-432.35		-416.28	
AIC	1,042.04		1,037.21		874.71		854.56	

括弧内は標準誤差を表す。

[†] $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

つづいて、課長について確認する。Model 1をみると、コミュニケーション能力の係数は統計的に有意に正の影響を与えていることがわかる。つまり、課長への昇進についてはコミュニケーション能力が高いほど、昇進しやすい。さらに、Model 2では係長同様に学歴、職種、企業規模を投入している。結果として、コミュニケーション能力はなお統計的

有意に正の影響を示している。すなわち、同じ学歴や職種であってもコミュニケーション能力が高いほど課長へと昇進しやすいことを意味する。

3.2 コミュニケーション能力が高いのは誰か

つづいて本節では、コミュニケーション能力が高いのは誰か、コミュニケーション能力は変化するのかを明らかにすることを目標にする。

3.3.1 記述的分析

図3は wave 1 時点でのコミュニケーション能力の分布である (n= 1,565)。平均 11.4, 標準偏差は 2.4 の山型をしていることがわかる。コミュニケーション能力は 4~16 点を持つスコアであり、平均が中心 (10 ポイント) よりもやや右へ寄っている。

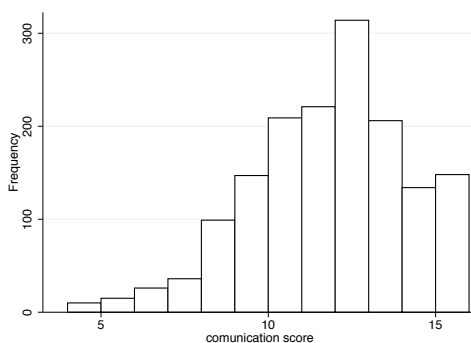


図3 コミュニケーション能力 (wave1) の分布

表5はカテゴリーごとに wave 1 時点のコミュニケーション能力の平均値と標準偏差をみたものである。勤続年数ではあまり変化なし、年齢が高いほど、コミュニケーション能力の値は高い傾向にある。学歴では学歴の高いほうがコミュニケーション能力が高い。従業上の地位では若干正規雇用の方が高い。職種では管理がかなり高く、ついで販売やホワイトカラー系が高い。企業規模は大きい方がやや高い。

以上は個人間での平均値を比較したものであった。しかし本節では個人内での変化にも注目したい。同一個人内でコミュニケーション能力はどの程度変動するのだろうか。まずは、ICC という指標を用いて個人内での変化がどの程度起きるのかをみる。ICC (intra-class correlation coefficient : 級内相関係数) とは、ある変数の全体の分散を、級内分散と級間分散に分け、級間分散が占める割合を表したものである。 σ_0^2 を級間分散、 σ_ε^2 を級内分散としたとき、ICC は以下のように表され、ICC は 0~1 の間の値を取る。パネルデータ分析の場合、級内とは個人内、級間とは個人間のことを表すので、ICC の高さはコミュニケ

ーション能力のばらつきのうち、個人間の違いが占める割合を表す (Singer and Willett 2003=2014).

表 5 属性ごとのコミュニケーション能力

		Mean	S.D.			Mean	S.D.
勤続年数	0-10 年	11.34	2.44	従業上の地位	非正規雇用	11.10	2.75
	11-20 年	11.42	2.37		正規雇用	11.39	2.37
	21-30 年	11.12	2.14	職種	専門	11.58	2.17
年齢	20-24 歳	10.78	2.53		管理	12.52	1.75
	25-29 歳	11.20	2.51		事務	11.31	2.33
	30-34 歳	11.40	2.35		販売	12.02	2.24
	35-39 歳	11.53	2.34		ブルー	10.94	2.59
	40-44 歳	11.55	2.50	企業規模	1~299 人	11.19	2.54
学歴	中高専門	11.10	2.51		300 人~	11.56	2.25
	短高専大大院	11.62	2.29		官公庁	11.50	2.21

$$ICC = \frac{\sigma_0^2}{\sigma_0^2 + \sigma_\varepsilon^2}$$

コミュニケーション能力の ICC を wave 1~wave 7 まででみると、0.70 となり、個人間分散の占める割合が約 7 割であることがわかる。逆に全体のバラつきのうち約 3 割は個人内で変動している。こうした個人内、個人間でのコミュニケーション能力の差異は何によって説明されるのだろうか。Between/Within 回帰モデルによって明らかにする。

3.2.2 Between/Within 回帰分析

コミュニケーション能力を従属変数とし、個人属性及び職業に関わる変数を独立変数とした Between 回帰モデル、Within 回帰モデルを表 6 に示した。Between 回帰モデルは個人間での差異を、Within 回帰モデルは個人内での変化を従属変数にしたモデルである。

はじめに Between モデルをみってみる。勤続年数および年齢に関しては統計的に有意な差異はみられない。また、学歴において、短大高専大学大学院で統計的に有意に正の値が読み取れる。学歴の高いものほどコミュニケーション能力が高いことを意味する。つづいて現在の職種だが、事務職に比して管理職および販売職が統計的に有意に正の値を示している。すなわち、事務職よりも、販売職の者、管理職の者でコミュニケーション能力が高い。企業規模については、企業規模 1~299 人で統計的に有意に負の値が読み取れる。すなわち、企業規模が小さいほうがコミュニケーション能力は低い。人数が少ないため実際に集団をマネジメントをする機会が少ないのかもしれない。最後に、R² 値をみってみると、

0.04 となっており，今回投入した変数によって説明される部分はあまり大きくないことがわかる。

表 6 コミュニケーション能力を従属変数とした Between/Within モデル

	Between		Within	
	β	s.e.	β	s.e.
勤続年数	-0.02	(0.01)	0.00	(0.01)
年齢	0.09	(0.11)	0.09	(0.07)
年齢 ²	-0.00	(0.00)	-0.00 [†]	(0.00)
学歴 (ref. 中高専門)				
短高専大大学院	0.25*	(0.12)	-	-
従業上の地位 (ref. 非正規雇用)				
正規雇用	0.15	(0.18)	-0.03	(0.14)
職種 (ref. 事務)				
専門	0.22	(0.17)	0.18	(0.17)
管理	1.92***	(0.45)	0.24	(0.24)
販売	0.73***	(0.19)	0.07	(0.16)
ブルー	-0.05	(0.17)	0.14	(0.15)
企業規模 (ref. 300~人)				
30~299 人	-0.22 [†]	(0.13)	-0.24*	(0.11)
官公庁	0.08	(0.25)	-0.09	(0.20)
切片	9.03***	(1.79)	10.38***	(1.31)
N of obs.	4,502		4,502	
N of groups	1,844		1,844	
Log likelihood	-4,093.08		-6,466.36	
AIC	8,210.15		12,954.71	
R ²	0.04		0.01	

括弧内は標準誤差を表す。

[†] $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

つづいて，Within モデルをみってみる。Within 回帰では個人内の変化を捉えるため，個人内で変化しない学歴は推定されない。先に職種や企業規模に関してみていくと，職種では Between モデルとは大きく異なっていることがわかる。個人間では管理職の者や，販売職の者が高いという結果が出ていたが個人内での変化では管理職になったから，販売職になったからと言ってコミュニケーション能力が上昇するわけではないことを示唆している。企業規模については Between モデルと同様の結果が個人内での変化でも読み取れる。さらに勤続年数や年齢を見てみると，基本的には勤続年数や年齢による変化はみられない。年齢の 2 次の項が 10% 有意になっているが，20~40 歳までの 20 年間の変化があったとしても年齢による変化は 1 ポイント未満の小さなものである。最後に R² 値をみてみると，こちらは 0.01 であり，先程以上に今回投入した変数によって説明される部分は大きくない。

以上の分析結果をまとめておく。第1に個人間の差異では学歴の効果がみられるということである。先行研究でも認知能力と非認知能力の相関が指摘されていたが、ここでも同様の結果が明らかにされた。第2に職種に関して管理や販売といったコミュニケーション能力をされるであろう職に就いている者は、コミュニケーション能力が高い。ただし、Betweenモデルでみられた差異は、Withinモデルにおいてはみられないため、職種に就くことでコミュニケーション能力が高まるのではなく、コミュニケーション能力の高い人がこうした職種に就いていることが示唆されている。第3にコミュニケーション能力の変化について、勤続年数や年齢の影響はみられないないし、極めて微小なものであった。コミュニケーション能力は勤続することや年齢を重ねることで大きな変化がみられるとはいえない。

本節の結果を3点にまとめておく。第1にコミュニケーション能力のばらつきは、個人間での差異が7割を占め個人内での変化は残りの3割である。第2にコミュニケーション能力は、個人間でみると学歴が高い者、職種では管理、販売である者、大企業の者で高く、年齢や勤続年数により大きな変化はない。第3にコミュニケーション能力は、個人内でみると目立った系統的变化をみせず、説明力も低い。

4. 議論

4.1 まとめ

本稿の分析から大きく2つのことが明らかとなった。第1に役職段階によってコミュニケーション能力の影響が異なるということである。コミュニケーション能力は係長への昇進に対しては、直接的な影響を及ぼさない一方で、課長への昇進という管理職へ至る上位の役職段階において、学歴等の他の変数を考慮してもなお昇進機会を高める。

第2にコミュニケーション能力は労働市場へ参入後は大きく変化しないということである。コミュニケーション能力は学歴が高く、管理職や販売職といったコミュニケーション業務を主とする職種の者で高い。これらは個人間の差異で説明され、労働市場へ入ってからは個人内で年齢や勤続によって大きく変化はしない。

4.2 なぜ役職段階によって異なるのか

係長段階への昇進においてはコミュニケーション能力は重要ではなく、課長段階への昇進においてはコミュニケーションが重要となることが明らかとなった。これはなぜだろうか。

管理職においては2つの理由からコミュニケーション能力が重要であることが指摘されてきた。第1に、人の管理においてコミュニケーション能力が必要であるためである。管理職には業績を志向するP型と集団関係を調整するM型があり、日本ではその両者が必要であるとされてきた。それぞれを成し遂げるために必要なスキルとして、業績には仕事の

パフォーマンスを上げるテクニカルなスキルが、集団関係の調整にはヒューマンスキルが必要である(楠見 1999)。課長以上の役職は第1章でも見たとおり、管理職として扱われることが多く、人の管理が主な仕事となる。よって、職務上集団関係調整のためコミュニケーション能力がますます必要となってくるものと考えられる。

第2にストレスの多い管理職業務を遂行するにあたり、ストレスの対処にコミュニケーション能力の高さが有効であるためである。

管理職においてはストレスといかに向き合うのが重要であることが指摘されている(田尾 2005)。そして、ソーシャルスキルはこのストレスへの対処に役立つことが明らかになっている(田中・美奈川 2012)。

以上2つの理由から、管理職になって以後にはコミュニケーション能力が重要となってくる。ここでの知見の新しさは、昇進後に重要とされるコミュニケーション能力の昇進する以前での高さが、昇進そのものに影響しているという点である。日本の昇進は、遅い昇進と呼ばれるよにその選抜が遅いことが指摘されており(竹内 1995)、管理職になってからトレーニングで増長させることよりも、それ以前に持っているコミュニケーション能力の高さによって選抜を行っている可能性がある。つまり、昇進以前に持っているコミュニケーション能力によって、管理的業務とのマッチングを行っているのではないか。

4.3 コミュニケーション能力による配分

コミュニケーション能力によって地位が獲得され、資源が配分されることはいかなる意味を持つのだろうか。本田はコミュニケーション能力を含むポスト近代型能力による地位配分に対し3つの問題点を指摘している(本田 2005; 2008)。第1に感情労働を不断に強いられる点である。感情労働とは不断に感情を抑制し、相手の好意を引き出すような振る舞いを要求する労働を意味する(Hochschild 1983=2000)。ホックシールドは客室乗務員を例として扱っており、その後サービス産業の拡大に連れて感情労働が問題にされることが多かった。しかし、本稿の分析結果から感情労働がサービス産業に限らず、管理的な業務にも必要とされ、さらには管理職になる以前の、事務職や販売職においても必要となってきた可能性が示唆される。

第2に家庭内外の生育経験によって形成されるため、そのメカニズムによっては資源配分の不平等を生むのではないかという点である。本稿の分析結果において、労働市場参入後は系統的に変化するわけではないことが明らかとなった。本田以降の研究では、家族コミュニケーションは直接的に決定的影響力を持っていないこと、出身家庭の経済力や家族コミュニケーションが、家族外でのコミュニケーションを介してコミュニケーション能力を高めていることが明らかとなっている(岡部 2008)。コミュニケーション能力が地位の獲得へ影響することは判明したため、この能力がいかなるメカニズムで形成されるのかを明らかにすることが、今後の課題となる。

第3に評価の不透明性および、恣意性が介入しうる点である。コミュニケーション能力は勤続年数や学歴に比して測定が難しく、そこに評価者の恣意性が介入しうる。また、コミュニケーションが起きる環境にも依存する可能性も考えられる。評価の頑健性や、環境によるコミュニケーション能力評価について、さらなる研究が必要とされる。

[注]

- 1) 今回は時系列での変化も明らかにしたいことから、測定誤差の影響を小さくするため和として用いた。なお、Cronbach's alphaは0.79である。
- 2) 正確には偏差で偏差を説明することになるが、これにより個人内での変化をみることが出来る。
- 3) 係長では Logrank 検定および Wilcoxon 検定いずれにおいても 10%水準、課長では Logrank 検定で 0.1%水準、Wilcoxon 検定で 1%水準の有意差がみられた。

[謝辞]

JLPS データの使用にあたり、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) wave1-7」「東大社研・壮年パネル調査(JLPS-M) wave1-7」(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。記して感謝申し上げる。

[参考文献]

- Ammeter, A. P., Douglas, C., Gardner, W. L., Hochwarter, W. A. and Ferris, G. R. , 2002, "Toward a political theory of leadership. ," *The Leadership Quarterly*, 13(6), 751-796.
- Barrick, M. R. and Mount, M. K. , 1991, "The big five personality dimensions and job performance: a meta-analysis.," *Personnel psychology*, 44(1), 1-26.
- Bowles, S. and Gintis, H. ,2002, "Schooling in capitalist America revisited.," *Sociology of education*, 1-18.
- 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, Ceasar, and Frink, Dwight D, 2005. "Development and Validation of the Political Skill Inventory.," *Journal of Management* 31(1): 126-152.

- Groves, 2005, “Personality and the intergenerational transmission of economic status”, Bowel and Gintis ed. *Unequal Chances*: 208-231.
- Heckman, James J. and Yona Rubinstein. ,2001, “The Importance of Noncognitive Skills: Lessons from the GED Testing Program.,” *American Economic Review* 91 (2):145-49.
- Heineck, G. and Anger, S. ,2010, “The returns to cognitive abilities and personality traits in Germany.,” *Labour Economics*, 17(3), 535-546.
- Hochschild, A. R. , 1983, *The managed heart.*, Berkeley. (=2000, 石川准・室伏亜希 訳『管理される心——感情が商品になるとき』世界思想社)
- 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.
- 本田由紀, 2008, 『軋む社会』双風舎.
- Jackson, M., 2006, “Personality traits and occupational attainment.,” *European Sociological Review* 22(2): 187-199.
- 菊池章夫, 1988, 『思いやりを科学する: 向社会的行動の心理とスキル』川島書店.
- 菊池章夫, 2007, 『社会的スキルを測る: KiSS-18 ハンドブック』川島書店.
- 楠見孝, 1999, 「中間管理職のスキル, 知識とその学習.」『日本労働研究雑誌』, 474, 39-49.
- 岡部悟志, 2008, 「家庭環境と能力形成の過程」『社会学評論』 59(3), 514-531.
- 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.
- Singer, Judith D. and John B. Willett, 2003, *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*, Oxford University Press. (= 菅原ますみ 監訳, 2014, 『縦断データの分析Ⅱ: イベント生起のモデリング』朝倉書店.)
- 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.
- 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.
- 田中健吾・美奈川悠, 2012, 「管理職・非管理職のソーシャルスキルと職場ストレス・コーピングの特徴」『大阪経大論集』, 62, 65-73.
- 田尾雅夫, 2005, 「管理職の役割変化とストレス.」『日本労働研究雑誌』, 47(12), 29-39.
- Wright, E. O., Baxter, J. and Birkelund, G. E., 1995, “The gender gap in workplace authority: A cross-national study.,” *American sociological review*, 407-435.

八代充史, 2002, 『管理職層の人的資源管理——労働市場論的アプローチ——』 有斐閣.

パーソナル・ネットワークと仕事によるアウトカムの関連 ——埋め込み論にもとづく実証的検討——

石田賢示

(東京大学)

本研究の目的は、労働者の置かれる人間関係、あるいは職場組織のコミュニティの状況によって、仕事を通じて得られるアウトカムの水準がどのように異なるのかを明らかにすることである。社会ネットワーク論などを参照しながら「ネットワーク・サポート資源仮説」、「労働組合資源仮説」、およびこれらを組み合わせた「埋め込み資源仮説」を立て、実証分析では賃金、仕事満足感、ディストレスに着目した。

実証分析の結果、「ネットワーク・サポート資源仮説」は仕事満足感について支持され、「労働組合資源仮説」については労働組合参加の関連はみられず、職場の労働組合の存在が賃金を高めることが明らかとなった。「埋め込み資源仮説」はどの指標でも支持されなかった。分析結果にもとづき、日本の労働市場におけるパーソナル・ネットワークが主観的アウトカムの改善に寄与するとともに、ネットワークの機能のあり方が個人主義的であることについて議論した。

1. 問題の所在

1.1 はじめに

本研究の目的は、労働者の置かれる人間関係、あるいは職場組織のコミュニティの状況によって、仕事を通じて得られるアウトカムの水準がどのように異なるのかを明らかにすることである。ここでは、経済的報酬としての賃金、職場組織への統合指標としての仕事満足感、そしてディストレスに着目して検討を進めてゆく。

労働者の多くにとって、職場で過ごす時間や、仕事上の人間関係のなかで過ごす時間は、1日24時間のなかで大きな比重を占める。日々の仕事を職場内外の人間関係のなかで生じる相互行為現象と考えるならば、労働者の人間関係は職場環境の重要な側面をなすといえる。

労働者は仕事上の人間関係を維持しながら、そのなかで社会的なサポートを獲得し、それを仕事遂行上の資源とする。労働組合は、このような仕組みがより高度に組織化された集団である。労働組合は、職場における労働条件の課題を使用者との団体交渉などで、労働環境を改善しようとする。労働組合に参加している労働者のあいだで分散があると思われるが、少なくとも使用者・労働組合間関係という組織フィールドの次元では、労働組合は凝集性・連帯性の高い集団として行動することになる。

本研究が関心を置くのは、労働者の仕事によるアウトカムにとって、個人的な人間関係と連带的集団が重要であるのかという点である。コミュニティという概念についてここで詳細な議論はおこなわないが、それが一定の境界を持ち、その内部ではメンバーが連帯感を持

ってつながっている集団であると考えれば、労働組合が職場におけるコミュニティであるという見方もあながち不自然なものではないであろう。労働条件の維持・改善にコミュニティとしての労働組合が果たしてきた役割は大きかったと考えられるが、職場やそこで人間関係に対する人々の態度は変化してきた。職場におけるコミュニティとネットワークの機能がどのようなものであるか、またそれが労働市場においてどのような意味を持っているのかについて、今一度検討すべきときが来ていると考えられる。

1.2 労働組合とパーソナル・ネットワーク

1.2.1 労働組合と仕事での人間関係をめぐる状況

労働組合に着目するのは上述の通り、それが労働者の利益を守り、向上させるものとして重要であると考えられているからである。労働組合は、労働者側が使用者側との交渉を通じ、労働条件の維持改善、また労働者の地位向上を実現するための組織である。その目的を達するため、日本社会では労働組合法により基本的な権利が規定されている。また、日本の労働組合は企業別組合が中心であるが、それらが産業別に、さらに全国的中央組織のもとに組織化されることによって、集団的問題解決のための交渉力を維持している。労働組合がこのような制度的位置付けのもとに置かれるため、労働者が使用者と個別に労働条件について交渉を行うことに比べれば、明らかに労働組合による交渉力の方が高いといえるだろう。また、労使間では集約された組合員の要望が多岐にわたって交渉される。それゆえ、先述した労働者による複数の目的達成のため、労働組合は不可欠の組織的資源だといえる。

しかし、労働組合の規模や、労働組合に対する人々の意識は、上記の期待される役割に必ずしも沿ったものではない。労働組合の規模を端的に知ることができるのは労働組合組織率²⁾であるが、2016年現在では2割を下回る²⁾。

人々の意識の次元でも、労働組合の存在感、有効性感覚が低減している。複数の社会調査データを詳細に検討した研究によれば、ほぼどのデータからも時系列的に労働組合への信頼や有用性の感覚が弱まっているという(間渕 2004)。このようなトレンドの背景に関する議論として、成果主義的人事制度の影響を挙げるものや(間渕 2004)、労働者の「個人主義化」を指摘するものがある(稲上 2005)³⁾。いずれの議論でも、労働者共通の利害が見えにくくなり、労働組合でなければ解決できない問題が認識されにくくなったという点が共通している。

労働組合への忌避感⁴⁾は組合の機能だけではなく、仕事(職場)での人間関係に対する価値観変容とも関わりがあるという指摘も重要である(間渕 2004)。職場における連帯感⁵⁾は低下傾向にあるほか、職場の人間関係では全面的な付き合いではなく部分的・形式的付き合いが望まれるようになったことが示されている。連帯感を要すると考えられている労働組合組織は、労働者個人にとっては心理的にも負担となっている可能性がある。また、部分的付き合いがより望まれるようになったということは、労働者個人がどのような人間関係を築

くかに対して、より個別的・選択的になったということの意味していると考えられる。この点も、労働組合参加の促進要因よりは阻害要因となりうるであろう。

解決すべき問題、および人間関係の個別化は、集合的資源としての労働組合の機能を低下せると予想される。この点は時代変化を考慮した分析を要するが、少なくとも上記の状況を仮定した場合に、労働組合が仕事のアウトカムの水準と関連するの否かについては、比較的短期間にわたる調査データによっても検証が可能である。

1.2.2 パーソナル・ネットワークの機能が労働組合への参加状況に依存するか

それでは、労働者のパーソナル・ネットワークの機能についてはどのようなことが予想できるのだろうか。この点については、2つの仮説が考えられる。

1つは、労働組合の縮小にみられる職場コミュニティ機能の低下によって、労働者のパーソナル・ネットワークの機能も低下するという仮説である。日本の企業組織の強みとしてその共同体的側面が指摘されてきたが (Abegglen 1958; ブリントン 2008), その指摘が正しければ労働者のパーソナル・ネットワークの機能も強固な職場コミュニティの存在が前提となる⁴⁾。この仮説のもとでは、経済行為に関係する社会ネットワークが資源として機能するとき、その社会ネットワークは制度的な相互行為のシステムに強く埋め込まれていることが想定される。ここでの制度的な相互行為のシステムでは、労使間交渉や、そこに至るまでの労働者間、あるいは労使間の事前調整を通じて目的が達成される一連の過程を意味している⁵⁾。

もう1つは、労働者のパーソナル・ネットワークの相対的重要性が高まるという仮説である。労働組合では労働者個人の目的を達成できない場合、別の資源を動員しなければならない。代替的資源となるのがパーソナル・ネットワークであり、労働者は様々なきっかけで形成された仕事上の人間関係を、時々に応じて資源として利用することによって、目的を達成しようとする。この仮説のもとでは、組織フィールドにパーソナル・ネットワークが強く埋め込まれている場合、個人的目的達成のための資源としてネットワークは機能しないことになる。そのような想定となるのは、目的達成の過程が制度化されている場合、インフォーマルな対人関係の介在する余地がないためである。

本研究では、労働者のパーソナル・ネットワークが労働組合の状況（組織フィールド）への埋め込み度によって、仕事におけるパーソナル・ネットワークの機能が異なるのか、異なるとすればどのように異なるのかを実証的に検討する。労働組合、パーソナル・ネットワークの機能をそれぞれ分析した先行研究は存在するが、日本の労働・仕事を対象として両者を組み合わせた実証分析については、まだ十分な蓄積がない。非正規雇用の拡大やサービス産業化にみられる労働市場構造の変化のなかで、労働組合や社会ネットワークが労働者の働き方にとってどのような意味を持つのかについて、一定の知見を供することができるのではないかと思われる。

2. 先行研究と仮説

2.1 労働組合とアウトカムに関する知見

本研究で焦点を当てるのはパーソナル・ネットワークの機能についてであるが、その機能のあり方が労働組合をめぐる状況に依存するのではないかという問題意識にもとづいている。ここでは、パーソナル・ネットワークの機能に関する先行研究の整理に先立ち、労働組合の機能について検討した先行研究をレビューしておきたい。

労働組合に期待される役割のうち、最も基本的なものの一つが賃金上昇、あるいはその低下の抑止であろう。賃金を得ることは労働の目的のなかでも最大のものといっても差し支えないためである。先行研究では労働組合加入の効果が注目され、少なくとも2000年代以降の男性正規雇用労働者について、労働組合による賃金上昇効果が認められると報告されている(都留ほか 2009; 仁田・篠崎 2011)。これらの先行研究では従業先規模、産業、従業上の地位などの条件により分析サンプルを限定することで、労働組合組織の有無に一定の対処をしているように思われる。しかしながら、労働組合組織のあることと、労働組合に加入することのいずれがより重要であるのかについては、実証的な検討の余地が残っているといえるだろう⁶⁾。

また、労働組合の機能として労働条件の改善も期待されている。その内実には様々なものが考えられるため、ここでは労働条件の改善の過程、帰結として生じる、仕事満足感やメンタルヘルスに注目したい⁷⁾。仕事に対する満足感が、狭義の職務にとどまらず、職場における労働全体の状況をふまえた判断にもとづくものであると仮定すれば、仕事満足感の高さは職場組織への統合を意味するとも考えられる。仕事満足感にみられる職場への統合は、生産性や離職意向にも関連すると考えられている(Artz 2010)。また、労働条件の如何は健康に関連するアウトカムに影響し(Ishida 2013)、健康面での望ましくない状態に対するコーピング手段として過剰飲酒に依存するなど、職場外での生活習慣に影響が波及するという知見もある(Greenberg and Grunberg 1995)。このような負の連鎖も、個人の生産性に影響すると考えられる。そのため、職場組織への統合やメンタルヘルスに着目した先行研究の知見を中心に整理をおこないたい。

労働組合が仕事満足感を高めるのか否かについては、先行研究から大きく三つの考え方があり得ると思われる。一つは労働組合の発言を通じて労働条件が改善されることを実感する、あるいはそれが強く期待できることにより満足感が高まるという考え方である。労働組合員を対象としたサンプルであるため労働組合効果と表現することは難しいが、労働組合の発言力が大きいほど仕事満足感が高いという実証分析結果は、上述の想定に沿ったものといえるだろう(参鍋・齋藤 2008)。

上記の想定は労働組合の機能の手段的側面に焦点があたっているが、二つ目の考え方として、労働組合への加入それ自体が重要だとするものもある。労働組合は経営側からの自律性確保の手段であるとともに、個々の組合員の自発性に依拠した「組合民主主義」的性質を

帯びていると考えられている（田端 1999）。労働組合への加入と、それに続く組合活動は、その結果の如何に関わらず、労働条件改善の活動に関与していること自体に意味があると労働組合メンバーは認知する。そのことが有効性感覚の向上につながり、仕事満足感の水準を高めることに帰着するとも考えられるのである（Pfeffer and Davis-Blake 1990）。アメリカの雇用労働者を対象とした調査データや世界価値観調査（World Values Survey）を用いた実証研究では、労働組合加入が仕事満足感（生活満足感）を高めるという結果が報告されている（Pfeffer and Davis-Blake 1990; Flavin et al. 2010）⁸⁾。

上述の二つの考え方は、いずれも労働組合が仕事満足感を高めるという予想を導き出すものであった。しかし、三つ目の考え方として、両者の間にネガティブな関連が存在すると主張するものもある。労働組合が労働条件改善という目的を置く以上、労働組合活動のなかで労働者は職場組織や労働条件に対してより批判的になるため、労働組合加入により仕事満足感が低下するという想定である（Freeman 1978）。労働組合が「発言」機関（voice institution）として位置付けられる点では組合の肯定的機能を主張する立場と同様だが、組合活動により労働者がどのように意識づけられるようになるかという点で、両者の観点が異なるといえるだろう。

日本の労働市場を対象とした実証分析では、労働組合の有無や組合加入と仕事満足感の間に、統計的に有意な関連が見出されてはいない（Lincoln and Kalleberg 1985; 都留ほか 2009）。上記三つの議論のいずれが実証的に妥当であるかについてはさらなる検討を要すると思われる⁹⁾。

2.2 パーソナル・ネットワークとアウトカムに関する知見

労働組合の機能については賛否両方の考え方があるのに対し、パーソナル・ネットワークの機能については仕事上のアウトカムの水準をポジティブに高めるという想定が中心である。労働市場における社会ネットワークの役割については、求職活動時の入職経路としてどのように機能するかが分析されてきた。この点については、入職経路としてのパーソナル・ネットワークと地位達成の間に正の関連はないという知見が大勢を占めている（佐藤 1998; Franzen and Hangartner 2006; 石田 2009a）。

しかし、パーソナル・ネットワークが社会経済的地位のための資源として機能すると考えられる場面が、求職活動・入職時のみであるとは限らない。パーソナル・ネットワークが就業生活一般において個人の生産性（賃金）を高める「社会関係資本」（Social Capital）として機能するという知見もある（Lin et al. 2000）。このようなアプローチの背景には、社会ネットワーク上での相互行為を通じて得られる様々なサポートが、労働市場における個人のパフォーマンスを高める資源として機能するという考え方がある。Lin et al. (2000) では「社会関係資本」として、パーソナル・ネットワーク上でアクセスできる他者の地位に着目しているが、分析ではほかにも日常的なコンタクトの数と月収との関連も検討されており、ネッ

トワークサイズが広いほど月収も高いという結果が示されている。しかしながら、パーソナル・ネットワークが個人の生産性を高めるか否かに関する実証研究の蓄積は薄く、知見の頑健性については必ずしも明らかではない。

他方、仕事満足感やメンタルヘルスとパーソナル・ネットワークの関連については実証分析がある程度なされている。アウトカムに対する影響のメカニズムについては、労働組合の機能と同様に、ポジティブ・ネガティブなメカニズムの両面から議論がなされている。いずれの立場でも社会的サポートが労働者の職場への統合やメンタルヘルスに対して一定のポジティブな機能を果たすと考える点では共通だが、そのようなサポートが得られるパーソナル・ネットワークがどのようなものであるかという点で、認識を異にしている。

社会的サポートを通じて改善されるのは、労働環境に対する個人の社会的コントロールの可能性である。組織論における「ゴミ缶モデル」(Cohen et al. 1972) で想定されるような、様々なタスクが様々なタイミングで発生する状況を、労働者個人の働き方にも仮定することが許されるならば、周辺状況をコントロールすることが困難な労働者は外的環境に振り回されることになる。労働環境へのコントロール力の欠如によるこのような状態はストレスとなり、仕事満足感、メンタルヘルスの両面に悪影響を及ぼすことが想定される (John and Ross 1986; Johnson 1991; Song 2010)。しかし、同僚からの道具的、情緒的サポートを通じ、仕事に関するストレスを低減させることが可能になる (Ducharme and Martin 2000) ¹⁰⁾。

ただし、そのような社会的サポート機能が必ずしも生じるとは限らない。たとえば、日本において集団主義的体質の強い企業とネットワーク化を推進する企業の比較から、パーソナル・ネットワークが社会的サポート機能を果たすのは後者においてであることを示した研究がある (石田 2009b)。集団主義的体質が残る企業では (良かれ悪しかれ) 仕事上の人間関係が一様で、そのサポート機能も従業員間で大きく異ならないためにネットワーク効果が生じにくい。一方、同僚間関係をよりフラットに、また開放的にした企業では人間関係の構築自体が選択的になり、パーソナル・ネットワークを構築できる者とできない者に分かれるため、社会的サポート機能の獲得機会に格差が生じる。

一方で、凝集性が社会ネットワークによるサポート機能を強化するという立場も存在する。この考え方は、2.1 で述べた労働組合について予期されるポジティブな機能のメカニズムとほぼ同様であり、凝集的な集団への所属により疎外感が低減し、職場組織における自己の有効性感覚が高まるという想定だといえる。このような想定に沿った実証研究には、意思決定機会への参加に関わるような社会ネットワークや、同僚との強い相互信頼関係の存在により、仕事満足感の水準が高まることを示すものがある (Randy 1997; Kashefi 2009)。パーソナル・ネットワークがいつ社会的サポート機能を生み出すのかについては、1.2.2 で触れたとおり、行為者、パーソナル・ネットワーク、そしてより上位の組織的状况を踏まえた分析が必要となる。

2.3 本研究の仮説

ここで改めて本研究での仮説を提示する。パーソナル・ネットワークは社会的サポート機能により労働者個人の仕事のアウトカム水準を高めると想定されるが、その程度は労働者個人、およびそのパーソナル・ネットワークが埋め込まれた組織状況に依存する。

その関係を示したものが表1である。労働組合への参加と仕事上のパーソナル・ネットワークの有無を組み合わせると、埋め込みの状況は4つに場合分けされる。労働組合への参加により、個人は連帯的コミュニティに所属することになる。それに加え、仕事について相談できる相手が仕事上の人間関係のなかに存在する場合、相談相手のなかには労働組合に参加している同僚もいるかもしれない。そのような仮定を置けば、労働組合に参加し、かつ相談相手のいる労働者は凝集的な人間関係のなかに埋め込まれていると考えられる¹¹⁾。

表1 本研究の仮説の枠組み

		仕事上の人間関係のなかに相談相手	
労働組合への参加	有り (ネットワーク・サポート仮説)	無し	
有り (労働組合資源仮説)	職場コミュニティに埋め込まれたネットワーク・サポート仮説 (埋め込み資源仮説)		
無し			

対照的であるのは労働組合に参加せず、仕事上の人間関係のなかに相談相手もいないという場合である。経済社会学の構造的埋め込み論の言葉を借りれば、そのような労働者は原子化されている (atomized) といえる (Granovetter 1985)。凝集的な人間関係と原子化された状態の中間に、労働組合に参加しないが仕事上の人間関係のなかに相談相手のいる場合と、逆に労働組合に参加しているが相談相手のいない場合が設定される。前者は、組織の境界を問わないパーソナル・ネットワークのサポートを得ながら働く状況であり、「ネットワーク化された個人主義」的状況だといえる (Wellman 2002)。一方後者は所属によって人間関係を得ておらず、原子化された状態とあまり変わらないといえるかもしれない。

以上の状況設定のもとで、以降の実証分析では3つの仮説を検証する。うち2つはパーソナル・ネットワークと労働組合参加がそれぞれ仕事により得られるアウトカムの水準を改善するというもので、表1では「ネットワーク・サポート仮説」と「労働組合資源仮説」と表されている。

3つめの仮説は、埋め込みが強い場合にパーソナル・ネットワークが社会的サポート機能を生じさせるというものであり、「職場コミュニティに埋め込まれたネットワーク・サポー

ト仮説」(埋め込み資源仮説)と名付ける。実証分析においては、パーソナル・ネットワークと労働組合参加の交互作用効果が正に有意なものになると予測される。

なお、労働組合への参加については、労働組合の存在が前提条件であるといっておく、この点は後述の表2でも明らかである。本研究では、労働組合を職場におけるコミュニティの一つと考えるため、その参加にとりわけ着目することとなる。しかしながら、労働組合と働くことによるアウトカムの関連について検討するならば、労働組合の有無についても注目しなければならない。そのため、「労働組合資源仮説」を解釈する上では、労働組合の有無もあわせた議論が必要である。

3. データと方法

3.1 分析に用いるデータ

凝集性仮説とネットワークの個人化仮説を検証するため、本研究では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「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(以下、東大社研パネル調査)の若年調査データ、および壮年調査データを用いる。この調査は同一対象者を毎年追跡するパネル調査となっており、本研究ではwave1(2007年調査)からwave7(2013年調査)までのデータを用いる¹²⁾。分析に用いるのは同調査の「働き方」で「正社員・正職員」、「パート・アルバイト・契約・臨時・嘱託」、「派遣社員」、「請負社員」となっているケースのみである。

3.2 従属変数

本研究の実証分析における従属変数は、時間あたり賃金、仕事満足感、およびディストレスである。賃金についてはwave2以降で尋ねられており、1日あたりの労働時間、および月あたりの労働日数の情報と合わせて時間あたり賃金を算出した。分析では、その自然対数値を従属変数として用いる。

仕事満足感は「満足している」から「不満である」までの5件法で尋ねられており、本研究の分析では「満足している」を最大の5点、「不満である」を最小の1点とし、値の高いほうが強い満足感であると解釈できる従属変数とする。

ディストレスについては、「以下の項目について、過去1ヶ月間にあなたはどのくらいの頻度で感じましたか。一番よくあてはまる番号を選んでください(○はそれぞれにつき1つ)」というワーディングで、「A. かなり神経質であったこと」、「B. どうにもならないくらい気分が落ち込んでいたこと」、「C. 落ち着いていておだやかな気分であったこと」、「D. おちこんで、ゆううつな気分であったこと」、「E. 楽しい気分であったこと」、「F. 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」の6項目が、「いつもあった」から「まったくなかった」までの5件法で尋ねられている。うち、CとFは他の項目と反対の内容であるため、A、B、D、Eは「いつもあった」を最大の5点、「まったくなかった」を最小の1

点とし、CとFは「いつもあった」を最小の1点、「まったくなかった」を最大の5点とした。6項目の合計をディストレス変数として用いる（分析サンプルにおける、クロンバックのアルファ係数は0.75）。

3.3 注目する説明変数

本研究の実証分析で焦点を当てるのは、パーソナル・ネットワーク、職場における労働組合の有無、および労働組合参加の有無である。パーソナル・ネットワークについては、「自分の仕事や勉強のこと」について相談できる相手として「仕事関係の友人・知人」が選択されている場合を1、選択されていない場合を0とする二値変数を用いる。相談相手に関する質問は奇数 wave で尋ねられている。

職場における労働組合の有無は wave3 以降で尋ねられており、「1.はい」、「2.いいえ」、「3.わからない」の3つから選択する質問となっている。本研究では、「1.はい」と回答している場合を1、「いいえ」または「わからない」と回答している場合を0とする二値変数を用いる。

労働組合参加の質問も wave3 以降で尋ねられており、選択肢は「1.職場の労働組合に入っている」、「2.職場以外の労働組合に入っている」、「3.入っていない」で構成されている。本研究では、職場または職場以外の労働組合に入っている場合を1、労働組合に入っていない場合を0とする二値変数を用いる。これら三変数によるクロス表を表2に示す。表2からは、職場に労働組合が存在する、あるいは労働組合に参加していることと、仕事関係の友人・知人に相談相手のいることが、ある程度対応しているといえる。

表2 職場の労働組合の有無・労働組合参加・相談相手（仕事関係）のクロス表

職場の労働組合	労働組合参加	仕事関係の友人・知人		基数
		無	有	
無・不明	無	51.8%	48.2%	3445
	有	45.9%	54.1%	37
	計	51.8%	48.2%	3482
有	無	45.2%	54.8%	681
	有	39.5%	60.5%	1517
	計	41.3%	58.7%	2198

パーセンテージは行%

3.4 その他共変量

実証分析では多変量解析による検討もおこなうため、以下ではコントロール変数として用いる共変量について言及する。本研究では、対象者年齢、同一従業先勤続年数、有配偶ダ

ミー，雇用形態，職種，役職ダミー，従業先規模，業種，最終学歴を用いる。

雇用形態については，正規雇用（正社員・正職員）を基準とし，「パート・アルバイト・契約・臨時・嘱託」，「派遣社員」，「請負社員」を非正規雇用とするダミー変数を用いる。職種については，「事務・販売」を基準とし，「専門・技術」，「管理」，「サービス・運輸・保安」，「労務・現場」，「農林漁業」のダミー変数を用いる。役職については，「役職なし」を 0，「その他」を除くそれ以外を 1 とするダミー変数を作成した。従業先規模については，「30～299 名」を基準とし，「1～29 名」，「300 名～」，「官公庁」，「規模不明」のダミー変数を用いる。業種については，「鉱・製造・建設・電気・水道・ガス業」を基準とし，「農林漁業」，「旅行・宿泊業」，「金融・不動産業」，「新聞・広告業」，「その他サービス業」，「公務」のダミー変数を用いる。最終学歴は wave1 の情報を用い，高校を基準として「中学校」，「専門・短大・高専」，「大学・大学院」のダミー変数を用いる。以上の変数に関する記述統計量を表 3 に示す。

表3 分析に用いる変数の記述統計量

	全体（観察数 5680）		男性（観察数 2839）		女性（観察数 2841）	
	平均 （比率）	標準 偏差	平均 （比率）	標準 偏差	平均 （比率）	標準 偏差
時間あたり賃金（自然対数）	7.121	0.403	7.240	0.407	7.001	0.361
仕事満足度	3.274	1.117	3.214	1.132	3.334	1.098
ディストレス	14.045	3.772	13.855	3.753	14.235	3.782
仕事の相談相手：仕事関係の友人・知人	0.523	0.500	0.523	0.500	0.523	0.500
職場に労働組合有	0.387	0.487	0.438	0.496	0.336	0.472
労働組合参加	0.274	0.446	0.337	0.473	0.210	0.407
同一従業先勤続年数	7.095	6.670	8.729	7.060	5.461	5.815
年齢	35.826	6.032	35.859	5.779	35.794	6.275
有配偶	0.556	0.497	0.578	0.494	0.535	0.499
月あたり労働時間	181.934	60.924	209.533	52.500	154.353	56.084
月給（千円）	245.679	157.687	309.414	177.157	181.988	101.196
雇用形態：正規雇用（ref）	0.686	0.464	0.875	0.330	0.497	0.500
雇用形態：非正規雇用	0.314	0.464	0.125	0.330	0.503	0.500
職種：専門・技術	0.243	0.429	0.231	0.421	0.256	0.436
職種：管理	0.014	0.116	0.026	0.160	0.001	0.027
職種：事務・販売（ref）	0.421	0.494	0.329	0.470	0.512	0.500
職種：サービス・運輸・保安	0.125	0.330	0.127	0.333	0.122	0.328
職種：労務・現場	0.193	0.395	0.282	0.450	0.105	0.306
職種：農林漁業	0.004	0.066	0.005	0.068	0.004	0.065
役職有り	0.217	0.412	0.350	0.477	0.083	0.277
規模：1-29名	0.202	0.401	0.185	0.388	0.219	0.414
規模：30-299名（ref）	0.314	0.464	0.314	0.464	0.313	0.464
規模：300名-	0.355	0.478	0.410	0.492	0.299	0.458
規模：官公庁	0.050	0.218	0.053	0.224	0.047	0.212
規模：不明	0.080	0.271	0.038	0.192	0.121	0.327
業種：農林漁業	0.003	0.053	0.002	0.050	0.003	0.056
業種：鉱・製造・建設・電気・水道・ガス業（ref）	0.264	0.441	0.365	0.482	0.162	0.368
業種：旅行・宿泊業	0.229	0.420	0.209	0.406	0.250	0.433
業種：金融・不動産業	0.050	0.218	0.039	0.195	0.060	0.238
業種：新聞・広告業	0.011	0.104	0.012	0.107	0.010	0.101
業種：その他サービス業	0.394	0.489	0.317	0.465	0.472	0.499
業種：公務	0.049	0.217	0.056	0.229	0.043	0.204
学歴：中学校	0.008	0.092	0.012	0.110	0.005	0.068
学歴：高校（ref）	0.269	0.444	0.273	0.445	0.266	0.442
学歴：専門・短大・高専	0.319	0.466	0.213	0.410	0.425	0.494
学歴：大学・大学院	0.403	0.491	0.502	0.500	0.305	0.460
wave3	0.355	0.479	0.380	0.486	0.330	0.470
wave5	0.333	0.471	0.323	0.468	0.343	0.475
wave7	0.312	0.463	0.297	0.457	0.327	0.469

3.5 分析方法

本研究では、Fixed Effect モデル（以下「FE モデル」と表記）、および Between Effect モデル（以下「BE モデル」と表記）による多変量解析により、仮説を検証する。FE モデルでは従属変数と独立変数それぞれの個人内変動の関連へのアプローチが可能となる。本研究では、観察期間内で相談相手ができた（いなくなった）ことと従属変数の変動の関連をみることとなる¹³⁾。一方、BE モデルでは観察期間内での個人平均を分析に用いるため、個人間の水準差に着目することになる。

FE モデル、BE モデルの両方で、パーソナル・ネットワーク (*net*) と労働組合参加の (*part*) 交互作用項をモデルに含めるため、実証分析のモデルは下記の式 (1)、式 (2) の通り表すことができる。式 (1) の α_i は観察期間中に不変の観察されない個体差（固定効果）を意味し、式 (1) と式 (2) の e_{ij} と e_i は誤差を意味する。

$$y_{ij} - \bar{y}_i = \beta_0 + \beta_1(\text{net}_{ij} - \overline{\text{net}}_i) + \beta_2(\text{part}_{ij} - \overline{\text{part}}_i) + \beta_3(\text{net}_{ij} - \overline{\text{net}}_i)(\text{part}_{ij} - \overline{\text{part}}_i) + \Sigma\beta_k(z_{kij} - \bar{z}_{ki}) + \alpha_i + e_{ij} \quad \text{式 (1)}$$

$$\bar{y}_i = \beta_0 + \beta_1\overline{\text{net}}_i + \beta_2\overline{\text{part}}_i + \beta_3\overline{\text{net}}_i \times \overline{\text{part}}_i + \Sigma\beta_k\bar{z}_{ki} + e_i \quad \text{式 (2)}$$

従属変数に対し、ネットワーク・サポート仮説と労働組合資源仮説がそれぞれあてはまるのであれば、式 (1)、式 (2) の係数 β_1 と β_2 が統計的に有意なプラスの値を示すはずである。また、パーソナル・ネットワークの機能が職場コミュニティの存在を前提としているのであれば、式 (1)、(2) の係数 β_3 が統計的に有意なプラスの値を示すとともに、係数 β_1 は少なくとも統計的に有意な値ではなくなるはずである。

4. 分析結果

4.1 基礎的分析

多変量解析の結果の検討に先立ち、パーソナル・ネットワークおよび労働組合参加の状況の組み合わせによる従属変数の平均値の比較をおこなう。表 4 は、プールド・データによる従属変数の集計結果である。

表 4 相談相手・労働組合参加の有無の組み合わせ別の従属変数の平均値

仕事関係の友人・知人に相談相手	労働組合参加	時間あたり賃金 (自然対数値)	仕事満足感	ディストレス
無し	無し	7.039	3.155	14.206
無し	有り	7.215	3.227	14.420
有り	無し	7.115	3.365	13.879
有り	有り	7.252	3.374	13.799

表4の結果からは、時間あたり賃金については「労働組合資源仮説」に沿った傾向がみられる。労働組合に参加している場合、参加していない場合よりも時間あたり賃金の平均値の大きいことが読み取れる。

一方、仕事満足感とディストレスについては「ネットワーク・サポート仮説」に沿った傾向がみられる。相談相手に仕事関係の友人・知人がいる場合、いない場合よりも仕事満足感の平均値は大きく、ディストレスの平均値は小さい傾向がある。

それでは、「埋め込み仮説」についてはどうだろうか。労働組合に参加していない場合の、相談相手の有無による対数賃金の差が0.076(7.115-7.039)であるのに対し、労働組合に参加している場合の差は0.037(7.252-7.215)である。この結果は、職場コミュニティに参加していない場合において、パーソナル・ネットワークが道具的資源として機能している可能性を示唆しており、「埋め込み資源仮説」に反する結果であるといえる。

仕事満足感について労働組合に参加していない場合の、相談相手の有無による対数賃金の差が0.21(3.365-3.155)であるのに対し、労働組合に参加している場合の差は0.147(3.374-3.227)である。仕事満足感についても、「埋め込み資源仮説」に沿った結果は得られていない。

ディストレスについては、「埋め込み資源仮説」に沿った結果が得られている。ここまでと同様に平均値をみると、労働組合に参加していない場合の、相談相手の有無による対数賃金の差が-0.327(13.879-14.206)であるのに対し、労働組合に参加している場合の差は-0.622(13.799-14.420)である。ディストレスの水準は低いほうがよいため、この指標については、職場コミュニティへの所属を前提として、パーソナル・ネットワークが機能すると解釈できるかもしれない。

以上はパーソナル・ネットワークと労働組合参加、そしてアウトカム指標との基本的な関連をみたものであるが、アウトカム指標の水準が、説明変数の変化とどのように関連しているのかも検討可能である。表5は、観察期間内でのパーソナル・ネットワーク、労働組合参加の変動をカテゴリ化した変数を組み合わせたものである。ここでの「プラス」「マイナス」とは、パーソナル・ネットワーク、および労働組合参加の個人平均からの、各時点の状態の偏差を意味している。観察期間中に変化のなかったケースは、「不変」に該当する。

表5 仕事上の友人・知人と労働組合参加の個人内変動に関するクロス表

労働組合参加	仕事上の人間関係			行計
	マイナス	不変	プラス	
マイナス	89	176	92	357
不変	1092	2689	1189	4970
プラス	75	172	106	353
列計	1256	3037	1387	5680

観察期間内に労働組合参加に変化があったのは 5680 ケース中の 710 ケース (12.5%) であり、対象者の転職による状況変化がおおよそその背景であると思われる。それに対し、相談相手として仕事上の人間関係を挙げるか否かについては、2643 ケースについて変化があり、分析サンプル中の 46.5%を占める。労働組合への参加に比べれば、人間関係状況の変化はより起きやすいものだといえる。

表 6 個人内変動の組み合わせ別にみた従属変数の平均値

a. 時間あたり対数賃金 (自然対数値)			
	仕事上の人間関係		
労働組合参加	マイナス	不変	プラス
マイナス	-0.022	-0.011	-0.011
不変	-0.004	0.004	0.001
プラス	0.027	0.008	0.002
b. 仕事満足感			
	仕事上の人間関係		
労働組合参加	マイナス	不変	プラス
マイナス	-0.118	-0.003	0.029
不変	-0.065	0.002	0.053
プラス	-0.069	-0.007	0.182
c. デイストレス			
	仕事上の人間関係		
労働組合参加	マイナス	不変	プラス
マイナス	-0.206	-0.084	-0.089
不変	0.074	-0.023	-0.080
プラス	0.322	0.004	-0.211

パーソナル・ネットワーク資源と労働組合参加状況の変化の組み合わせによって、アウトカム指標の水準がどのように異なるのかをみたものが表 6 である。時間あたり対数賃金についてみると、労働組合参加についてはプラス、不変、マイナスの順に平均値が大きくなっており、個人内の変動からみた場合でも、記述的には「労働組合資源仮説」があてはまっているようにみえる。パーソナル・ネットワークについては、労働組合に参加しなくなったことを意味する「マイナス」の場合に、賃金下落を抑止する傾向がみられなくはないが、主効果として明確な傾向があるとはいえない。そのため、個人内の変動からみると「ネットワーク・サポート資源仮説」があてはまっているとはいえない。

「埋め込み資源仮説」についてはどうだろうか。労働組合に参加しなくなったときにパーソナル・ネットワーク資源を得ることで賃金下落が抑えられる一方 $(-0.011 - (-0.022) = 0.011)$ 、労働組合に参加した場合にパーソナル・ネットワーク資源を得るときには賃金が下がってしまう $(0.002 - 0.027 = -0.025)$ 。差の絶対値は後者のほうが大きく、「埋め込み資源仮説」に沿った結果とはいえない。

仕事満足感については、記述的には「ネットワーク・サポート仮説」と「労働組合資源仮

説」の両方に沿った傾向が得られている。組み合わせに着目した「埋め込み資源仮説」については、労働組合に参加しなくなった場合の、ネットワーク資源の増減による差は0.147であり(0.029-(-0.118))、労働組合に参加した場合のそれは0.251である(0.182-(-0.069))。個人内の変動に着目した場合、「埋め込み資源仮説」に沿った傾向が得られているといえる。

ディストレスについては、やや複雑な結果が得られている。労働組合参加との関連をみると、仕事上の人間関係に相談相手ができなくなると、労働組合参加するとディストレスの平均値が高い一方、相談相手ができると同時に労働組合に参加するとディストレスの平均値が低い。同様の傾向はパーソナル・ネットワークについてもみられる。労働組合に参加しなくなったときに相談相手を得た場合、ディストレスの平均値が高く、労働組合に参加した場合に相談相手を得るとディストレスの平均値が低い。以上をまとめると、ディストレスについては「ネットワーク・サポート仮説」と「労働組合資源仮説」はあてはまらないものの、「埋め込み資源仮説」はあてはまっているようだと考えられる。

以上の基礎的分析の結果からは、賃金に対しては「労働組合資源仮説」、仕事満足感については「ネットワーク・サポート仮説」、ディストレスについては「埋め込み資源仮説」に沿った傾向がみられた。以上の点が、他の共変量をコントロールしても確認できるのかについて、以下ではFEモデル、BEモデルによる多変量解析によって検討したい。

4.2 多変量解析

4.2.1 賃金に関する分析結果

表7は男性、表8は女性に関するFEモデル、BEモデルの推定結果である。はじめに男性の推定結果、続いて女性の推定結果を確認する。

表7 男性サンプルの時間あたり賃金に関する多変量解析結果

従属変数：時間あたり賃金（自然対数）	モデル 1-1		モデル 1-2			モデル 1-3	
	FE	BE	FE	BE		FE	BE
仕事関係の友人・知人	0.018	0.156 ***	0.020	0.135 ***		0.012	0.028
労働組合参加	0.041	0.207 ***	0.001	-0.011		-0.014	-0.024
仕事関係の友人・知人×組合参加	-0.030	-0.153 **	-0.031	-0.131 *		-0.020	0.080 *
職場に労働組合有			0.068 *	0.244 ***		0.054 †	-0.050
同一従業先勤続年数						0.011 ***	0.005 **
年齢						0.005	0.013 ***
有配偶						0.066 *	0.078 ***
雇用形態：非正規雇用						-0.016	-0.103 **
職種（基準：事務）							
専門・技術						0.043	0.163 ***
管理						0.053	0.226 ***
サービス・運輸・保安						0.083 *	-0.040
労務・現場						0.047	0.002
農林漁業						-0.080	0.226
役職有り						0.029	0.115 ***
規模（基準：30-299名）							
1-29名						-0.004	0.004
300名-						0.068 **	0.144 ***
官公庁						-0.068	0.124
不明						-0.013	0.015
業種（基準：鉱・建・製・電・ガ・水）							
農林漁業						-0.018	-0.078
旅行・宿泊業						-0.013	-0.104 ***
金融・不動産業						0.077	0.123 *
新聞・広告業						0.298	0.064
その他サービス業						0.001	-0.045 †
公務						0.136 †	0.085
最終学歴（基準：高校）							
中学校							-0.075
専門・短大・高専							-0.009
大学・大学院							0.071 **
切片	7.223 ***	7.098 ***	7.206 ***	7.073 ***		6.837 ***	6.507 ***
σ_u	0.392		0.387			0.341	
σ_e	0.207		0.207			0.203	
ρ	0.781		0.778			0.739	
$\text{corr}(u_i, \mathbf{X}b)$	0.149		0.182			0.190	
Within R^2	0.002	0.001	0.005	0.005		0.060	0.034
Between R^2	0.039	0.043	0.068	0.073		0.274	0.399
Overall R^2	0.030	0.033	0.058	0.060		0.266	0.368
観察数	2839	2839	2839	2839		2839	2839
個人数	1341	1341	1341	1341		1341	1341

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$.

表 8 女性サンプルの時間あたり賃金に関する多変量解析結果

従属変数：時間あたり賃金（自然対数）	モデル 2-1		モデル 2-2		モデル 2-3	
	FE	BE	FE	BE	FE	BE
仕事関係の友人・知人	0.000	0.059 *	0.000	0.058 *	-0.005	-0.021
労働組合参加	0.040	0.078 †	0.034	0.023	0.032	-0.061
仕事関係の友人・知人×組合参加	-0.022	0.088	-0.022	0.089	-0.015	0.103 *
職場に労働組合有			0.008	0.066 *	-0.004	-0.002
同一従業先勤続年数					0.006 **	0.006 **
年齢					0.009 **	0.006 ***
有配偶					0.049 *	-0.002
雇用形態：非正規雇用					0.024	-0.143 ***
職種（基準：事務）						
専門・技術					0.068 †	0.107 ***
管理					0.035	1.551 ***
サービス・運輸・保安					0.052 †	-0.031
労務・現場					0.050	-0.105 **
農林漁業					-0.029	-0.029
役職有り					0.070 *	0.144 ***
規模（基準：30-299名）						
1-29名					0.022	-0.050 *
300名-					0.006	0.106 ***
官公庁					0.024	0.153 **
不明					0.017	0.022
業種（基準：鉱・建・製・電・ガ・水）						
農林漁業					-0.145	0.017
旅行・宿泊業					-0.007	-0.080 *
金融・不動産業					-0.002	-0.002
新聞・広告業					0.177 *	0.062
その他サービス業					0.028	-0.033
公務					0.099	-0.060
最終学歴（基準：高校）						
中学校						-0.110
専門・短大・高専						0.090 ***
大学・大学院						0.172 ***
切片	6.996 ***	6.928 ***	6.994 ***	6.919 ***	6.553 ***	6.716 ***
σ_u	0.350		0.350		0.350	
σ_e	0.184		0.184		0.181	
ρ	0.784		0.784		0.789	
$\text{corr}(u_i, X\mathbf{b})$	0.078		0.088		-0.100	
Within R^2	0.002		0.002	0.000	0.045	0.005
Between R^2	0.014		0.017	0.037	0.020	0.291
Overall R^2	0.011		0.013	0.029	0.034	0.273
観察数	2841	2841	2841	2841	2841	2841
個人数	1397	1397	1397	1397	1397	1397

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$.

男性サンプルの分析結果（表 7）をみると、4.1 と同様の検討を加えたことになるモデル 1-1 について、FE モデルではいずれの変数も有意ではないが、BE モデルではいずれの変数も有意である。ただし、仕事関係の友人・知人、労働組合参加の係数はプラスであるが、これらの交互作用項の係数はマイナスであるため、「埋め込み資源仮説」とは反対の結果が得られている。この点は、基礎的分析の結果と同様である。

続いて、モデル 1-2 では職場に労働組合が存在するか否かのダミー変数を加えて推定をおこなった。FE モデルでは労働組合が存在する場合に時間あたり賃金が 5%水準で有意に高いという結果となった。BE モデルでは、労働組合参加ダミーは有意ではなくなり、仕事関係の友人・知人、および労働組合参加ダミーとの交互作用項はモデル 1-1 と同様の結果となっている。

他の共変量を含めて推定したのがモデル 1-3 であるが、BE モデルで仕事関係の友人・知人と労働組合参加ダミーの交互作用項が 5%水準でプラスに有意あるほかは、注目するすべての変数が有意ではなくなった。ただし、関連する変数である労働組合の有無については、FE モデルで 10%の有意水準ではプラスに有意な係数を示している。

女性サンプルの分析結果（表 8）では、FE モデルにおける注目変数はすべて有意ではない。BE モデルでは、モデル 2-1、モデル 2-2 で仕事関係の友人・知人変数が 5%水準でプラスに有意な係数を示しているほか、職場の労働組合が存在する場合にも賃金水準が 5%水準で有意に高いという結果となっている。ただし、これらの変数は他の共変量を含めたモデル 2-3 では有意ではない。モデル 2-3 の BE モデルでは仕事関係の友人・知人と組合参加の交互作用項が 5%水準でプラスに有意な係数を示しているが、他のモデルでの結果をふまえると、過剰に注目すべきではないかもしれない。

4.2.2 仕事満足感に関する分析結果

仕事満足感、およびディストレスの分析では、男女を合わせたサンプルで推定をおこなう。仕事満足感に関する分析結果（表 9）についてみると、推定結果が一貫しているのは仕事関係の友人・知人変数のプラスに有意な係数である。仕事関係の友人・知人に相談相手を得たときには仕事満足感が高い傾向にあり、継続的に相談相手がいる傾向が強い場合には仕事満足感の平均水準が高いということを意味している。

一方、労働組合参加のダミー変数は一貫して有意な係数とはなっていない。しかし、職場に労働組合がある場合、モデル 3-2 では FE、BE モデルの両方において 5%水準でプラスに有意な係数を示している。また、モデル 3-3 では FE モデルにおいて 5%水準でプラスに有意な係数となっている。なお、仕事関係の友人・知人と労働組合参加の交互作用項については、どのモデルでも有意な結果にはなっていない。

表9 仕事満足感に関する多変量解析結果

従属変数：仕事満足感	モデル 3-1				モデル 3-2				モデル 3-3			
	FE		BE		FE		BE		FE		BE	
仕事関係の友人・知人	0.186	***	0.224	***	0.186	***	0.216	***	0.198	***	0.211	***
労働組合参加	0.084		0.036		-0.012		-0.090		0.007		0.023	
仕事関係の友人・知人×組合参加	-0.037		-0.060		-0.037		-0.052		-0.034		-0.092	
職場に労働組合有					0.158	*	0.147	*	0.165	*	0.035	
同一従業先勤続年数									-0.044	***	0.001	
年齢									0.000		-0.004	
有配偶									0.076		0.213	***
月あたり労働時間									-0.002	**	-0.002	***
月給（千円）									0.0002		0.001	***
雇用形態：非正規雇用									-0.190	*	-0.060	
職種（基準：事務）												
専門・技術									0.004		0.160	**
管理									0.120		0.331	†
サービス・運輸・保安									0.177	†	0.066	
労務・現場									-0.025		0.025	
農林漁業									-0.590		-0.346	
役職有り									0.014		-0.027	
規模（基準：30-299名）												
1-29名									0.055		0.132	*
300名-									0.064		0.023	
官公庁									0.199		0.191	
不明									-0.034		-0.050	
業種（基準：鉱・建・製・電・ガ・水）												
農林漁業									-0.293		0.193	
旅行・宿泊業									-0.162	†	0.077	
金融・不動産業									-0.471	*	-0.065	
新聞・広告業									-0.344		0.023	
その他サービス業									-0.042		0.060	
公務									0.256		0.287	†
最終学歴（基準：高校）												
中学校											-0.191	
専門・短大・高専											0.096	†
大学・大学院											0.177	**
女性											0.130	**
切片	3.160	***	3.148	***	3.125	***	3.130	***	3.667	***	3.124	***
σ_u	0.986				0.985				1.002			
σ_e	0.822				0.821				0.813			
ρ	0.590				0.590				0.603			
$\text{corr}(u_i, \mathbf{X}b)$	0.005				-0.003				-0.225			
Within R ²	0.008		0.008		0.009		0.009		0.037		0.011	
Between R ²	0.008		0.008		0.009		0.010		0.013		0.077	
Overall R ²	0.008		0.008		0.010		0.011		0.015		0.063	
観察数	5680		5680		5680		5680		5680		5680	
個人数	2738		2738		2738		2738		2738		2738	

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$.

4.2.3 ディストレスに関する分析結果

表 10 ディストレスに関する多変量解析結果

従属変数：ディストレス	モデル 4-1		モデル 4-2		モデル 4-3	
	FE	BE	FE	BE	FE	BE
仕事関係の友人・知人	-0.025	-0.492 **	-0.026	-0.489 **	-0.102	-0.532 **
労働組合参加	0.371	0.282	0.600 *	0.325	0.509 †	0.444
仕事関係の友人・知人×組合参加	-0.424 †	-0.218	-0.424 †	-0.221	-0.389	-0.196
職場に労働組合有			-0.375	-0.050	-0.451 †	-0.026
同一従業先勤続年数					0.082 ***	-0.043 **
年齢					-0.021	0.035 **
有配偶					-0.285	-0.621 ***
月あたり労働時間					0.006 **	0.007 ***
月給 (千円)					0.0006	-0.002 ***
雇用形態：非正規雇用					0.218	0.175
職種 (基準：事務)						
専門・技術					0.501	-0.084
管理					-0.433	-0.511
サービス・運輸・保安					-0.399	-0.025
労務・現場					0.067	-0.318
農林漁業					1.096	-0.638
役職有り					-0.018	0.254
規模 (基準：30-299 名)						
1-29 名					-0.191	-0.525 **
300 名-					0.369 †	0.131
官公庁					0.475	-0.397
不明					0.099	0.016
業種 (基準：鉱・建・製・電・ガ・水)						
農林漁業					-2.646	0.978
旅行・宿泊業					0.630 *	-0.130
金融・不動産業					-0.144	-0.126
新聞・広告業					0.555	0.045
その他サービス業					0.360	-0.068
公務					-0.431	0.705
最終学歴 (基準：高校)						
中学校						1.464 *
専門・短大・高専						0.046
大学・大学院						-0.417 *
女性						0.247
切片	14.026 ***	14.307 ***	14.109 ***	14.313 ***	12.806 ***	13.116 ***
σ_u	3.408		3.409		3.519	
σ_e	2.559		2.559		2.544	
ρ	0.639		0.640		0.657	
$\text{corr}(u_i, \mathbf{Xb})$	0.010		-0.003		-0.225	
Within R^2	0.002	0.001	0.003	0.001	0.022	0.001
Between R^2	0.002	0.005	0.001	0.005	0.001	0.040
Overall R^2	0.002	0.003	0.002	0.003	0.000	0.031
観察数	5680	5680	5680	5680	5680	5680
個人数	2738	2738	2738	2738	2738	2738

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$, † $p < 0.1$.

最後に、ディストレスの分析結果を表 10 に示す。仕事関係の友人・知人の係数については、FE モデルではモデル 4-1, 4-2, 4-3 の全てで有意ではなかった。一方、BE モデルでは一貫してマイナスに有意な係数が示されており、観察期間内において仕事関係の友人知人で相談相手が継続的にいる場合、ディストレスが低い傾向にあると解釈できる。

労働組合への参加については、モデル 4-1 では FE, BE モデルの両方で有意ではないが、モデル 4-2, 4-3 の FE モデルではプラスに有意な係数となっている（モデル 4-3 では 10%水準での結果）。これは、労働組合に参加するときにはディストレスの水準が高いということの意味している。他方、職場に労働組合が存在することについては、モデル 4-3 の FE モデルのみにおいて、10%水準での統計的有意性の評価とはなるが、マイナスに有意な係数が示されている。

仕事関係の友人・知人と労働組合参加の交互作用項については、モデル 4-1 と 4-2 では 10%水準ではあるがマイナスに有意な係数が示されている（FE モデル）。これらの係数については、他の共変量を含めたモデル 4-3 の FE モデルでは有意ではなくなっている。共変量で統計的に有意な係数のなかには同一従業先勤続年数があり、勤続年数の長さが仕事関係の友人・知人のなかに相談相手を得ることや労働組合に参加することと関連しているものと解釈できるだろう。

5. まとめ

5.1 分析結果のまとめと解釈

本研究では、現代日本の労働市場においてパーソナル・ネットワークが仕事によるアウトカムとどのように関連しているのかについて、パネルデータを用いた実証分析を通して検討してきた。この問題関心については、職場における連帯的コミュニティの 1 つとして考えられる労働組合への参加状況も考慮すべきであり、本研究では「ネットワーク・サポート資源仮説」、「労働組合資源仮説」、およびこれらを組み合わせた「埋め込み資源仮説」について検証をおこなった。

実証分析の結果は、アウトカムの種類によって妥当する仮説の種類も異なるということであった。「ネットワーク・サポート資源仮説」は仕事満足感について支持され、職場組織の状況に関わらず、仕事上の人間関係のなかに相談相手がいる場合、仕事満足感の高いことが明らかとなった。また、個人内ではなく個人間の水準差という点では、相談相手が常にいる状況ではディストレスの平均水準が低いことも明らかにされた。

一方、「労働組合資源仮説」と「埋め込み資源仮説」については、当初の仮説で想定していた通りの結果は得られなかったといえる。「労働組合資源仮説」については、労働組合参加の影響はそれに先行する労働組合の有無こそが重要であり、職場に労働組合が存在する場合には賃金や仕事満足感の高いことが示された。先行研究の多くでは労働組合参加を「労働組合効果」として解釈してきたが、今後は職場に労働組合があるかについても、別の社会

調査等で測定する意義があるといえるだろう¹⁴⁾。「埋め込み資源仮説」については、どのアウトカムについても明確な傾向が確認できず、仮説とは反対の結果も得られていた。

したがって、日本の労働市場におけるパーソナル・ネットワークは賃金水準には影響せず、就業生活上の主観的側面と関連していると結論づけられる。パーソナル・ネットワークの機能が賃金水準においては生じないことについては、関連する2つの解釈が立てられる。1つには、賃金水準についての成果主義の強化、すなわち個人主義化が徐々に進行しているとはいえ（小越 2006）、職能給をはじめとする諸要素により組み立てられている制度化された賃金体系が維持されているため、個人的な資源の影響の入り込む余地があまりないということである。本研究の実証分析でも、男女両方のサンプルで同一従業員における勤続年数のプラスの効果が明確に確認できる。もしこの解釈がある程度正しいならば、個人の働き方の評価がより個人主義化するにつれ、パーソナル・ネットワークを通じた資源動員が個人の生産性に影響し、それが賃金水準に転化されてゆくかもしれない。

もう1つの解釈は上記とも関連するが、賃金水準の決定が組織的・制度的になされていることを労働者がある程度理解していれば、生産性を高めるためにパーソナル・ネットワーク資源を動員しようと動機付けられることは合理的ではない、というものである。しかしながら、日常的に働く上で人間関係は一定の重要性をもつため、労働者は表出的資源の獲得に動機付けられて人間関係を形成・維持し、その動員によって仕事満足感の高さや低いディストレスを実現していると考えることができる。

しかし、パーソナル・ネットワークが道具的資源の獲得に寄与しないからといって、労働市場におけるパーソナル・ネットワークの表出的資源動員が取るに足らないものであるとはいえない。仕事満足感は就業継続につながる要因であり、転職をしないことがよいとまではいえないものの、日本の労働市場におけるジョブ・ホッピングは生活水準に悪影響を及ぼす（浦坂 2011）。賃金以外に仕事満足感を高められる資源が人間関係を通じて獲得できるとするならば、そのような人間関係を保有できるのかが問題となる。また、メンタルヘルスは生活の様々な局面に影響を及ぼすものであり、そこで重要となる表出的資源を市場から調達することはあまり現実的ではなく、パーソナル・ネットワークの存在が鍵となるであろう¹⁵⁾。また、上述の通り、社会全体での働き方が漸次的に変化するなかで、パーソナル・ネットワークが道具的機能をも果たしてしまう可能性もありうる。

5.2 ネットワーク個人主義化した働く人々の今後

本研究のもう一つの知見は、パーソナル・ネットワークが資源として機能するとき、職場コミュニティと労働者のあいだに結合関係のあることが前提とはならないということである。都市社会学者であり社会ネットワーク理論家でもあるウェルマンの言葉を借りれば、働く人々にとって重要な「コミュニティ」は崩壊したのでも、同じ姿で存続し続けているのでもなく、より個人化された形に変容したのだといえる（Wellman 1978）。「職場」や「労働組

合」といった明確な境界を持つ場所に注目すると、働く人々の人間関係が希薄になった、あるいは仕事上の人間関係が重要ではなくなった、とみえるのかもしれない。しかし、「コミュニティ」の中心に個人を据えて観察すると、それはパーソナル・ネットワークの形をとって働く生活のなかで重要な位置を占め続けているともいえるのである。

以上の議論は、近年の日本社会における「無縁社会」論とも一定の関連をもつものと思われる。日本の労働市場で働く人々に焦点をあてた場合、本研究の知見からは「無縁社会モデル」（人間関係の消滅、希薄化）でもなく、「有縁社会モデル」（従来の職場コミュニティの存続）でもなく、「選縁社会モデル」の可能性が示唆される。それはすなわち、旧来の凝集的な人間関係からの解放を意味するが、決してポジティブな意味のみで解釈できるわけではない。「選縁社会モデル」のもとでは、働く上で有用な人間関係を構築できるか否かが、働くことを通じた主観的アウトカムの水準の格差と連動しうる。これまでは職場という連帯のなかに保護されることで人々が平等に獲得していたものが、ネットワーキングの格差を通じて競争的に配分されてしまうという面も考えられるのである¹⁶⁾。そして、働き方の個人主義化が進むほど、以上の傾向はより明確になってゆくのではないだろうか。この点については、業種や職場環境の違いごとに検討することで、ある程度検証可能かもしれない。

[注]

- 1) 雇用者数に占める労働組合員数の割合のことを指す。
- 2) 厚生労働省の「労働組合基礎調査」より。
- 3) 「個人主義化」の定義をめぐって議論を始めれば際限がない旨を断った上で、「個人生活優先」、「生得的差別禁止」、「集合的問題解決行動からの退却およびそこに含意されている平等主義から公正格差へといった価値志向の変化」が主な要素であると定義されている（稲上 2005: 150）。
- 4) マーシュ・萬（1977）は、「日本的」とされる特性を有する企業ではむしろ生産性が低いことなどを指摘しており、共同体的側面の肯定的評価が研究者間で一貫しているわけではない。
- 5) このような相互行為の生じる場を、組織社会学や経済社会学では組織フィールド（Organizational Field）と呼ぶ（DiMaggio and Powell 1983）。
- 6) ユニオンショップ協定が締結されている企業では労働者の組合加入が必須となるため、両者を同時に分析することは冗長であるかもしれない。しかし、ユニオンショップ協定が結ばれていない職場や、労働組合が組織されていない職場が存在することをふまえると、両者を同時に考慮した分析が必要であると思われる。
- 7) 仕事満足感については、使用者側が整備すべき労働条件だけでなく、職場組織の人間関係など、インフォーマルな社会的過程に起因する労働環境の影響も受けると考えられる。
- 8) Flavin et al.（2010）では仕事満足感ではなく生活満足感を従属変数として分析している。

- 9) 本研究では労働組合の機能の分析に第一義的な目的を置いていないので、以下の実証分析で不十分な点については、今後の検討課題としたい。
- 10) そこでの道具的サポートとは、自分の不在時における仕事の代行や、仕事に有益な助言など、仕事遂行上の実践的なサポートを意味し、情緒的サポートとは、同僚からの気遣いや承認などを意味している (Ducharme and Martin 2000: 233)。
- 11) 労働組合への参加により、相談相手のなかに同じく労働組合に参加している者が含まれるという仮定は同類原理と推移律によるものである。実際にはそれにあてはまらないケースもありうるが、本研究で用いるデータでは確認ができない。
- 12) 若年・壮年調査は、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調査で34.5%、壮年調査で40.4%である。また、サンプルの脱落への対処として、2011年調査では新たに対象者を抽出し、郵送法による調査を開始した。追加調査の有効回収率は、若年調査で32%、壮年調査で31%であった。wave7時点でのアタック数に対する有効回収率は、若年調査で79%、73%（それぞれ継続対象者、追加対象者）、壮年調査で89%、80%（それぞれ継続対象者、追加対象者）であった。本研究では、継続、追加サンプルの両方を合わせたデータセットを分析に用いる。
- 13) 相談相手ができたと、いなくなったことによる影響は対称であることが仮定される。
- 14) 職場に労働組合があるか否かを正確に認識することは、回答者自身が労働組合に加入しているかを認識することよりも難しい可能性が高く、測定誤差は労働組合参加よりも大きいかもしれない。本研究は労働組合に焦点をあてていないためこれ以上の議論はおこなわないが、職場組織の状況をいかに把握できるかという点は、今後の調査の課題にもなると思われる。
- 15) 本研究の分析におけるパーソナル・ネットワークとディストレスの関連は、BEモデルにおいてのみ確認できた。この結果を、本研究ではネットワーク資源が蓄積されることによるディストレスの低減として解釈しているが、この点については、サポート・ネットワーク変数の操作化に検討の余地が残されている。
- 16) 同様の議論を、2.2で言及した石田（2009b）が既におこなっている。

[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・若年壮年パネル調査 (JLPS-Y/JLPS-M) wave1-7, 2007-2013」（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、本稿は2017年3月27日（月）に開催された2016年度課題公募型研究・成果報告会「就労・家族・意識の変化に関するパネルデータ分析」（代表者：永吉希久子）にて、「賃金・仕事満足度に対する組織的・個人的ネットワーク資源の影響——労働組合加入と相談相手の有無に着目して」

として報告した内容を発展させたものです。内容の改善にあたり、コメンテーターの吉田崇先生（静岡大学）より大変有益なコメントをいただきました。記して感謝申し上げます。

[参考文献]

- Abegglen, James C., 1958, *The Japanese Factory: Aspects of Its Social Organization*, Glencoe: Free Press.
- Artz, Benjamin, 2010, "The Impact of Union Experience on Job Satisfaction," *Industrial Relations*, 49(3): 387-405.
- ブリントン, メアリー C. (池村千秋訳), 2008, 『失われた場を探して——ロストジェネレーションの社会学』 NTT 出版.
- Cohen, Michael D., James G. March and Johan P. Olsen, 1972, "A Garbage Can Model of Organizational Choice," *Administrative Science Quarterly*, 17(1): 1-25.
- DiMaggio, Paul J. and Walter W. Powell, 1983, "The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields," *American Sociological Review*, 48(2): 147-60.
- Ducharme, Lori J. and Jack K. Martin, 2000, "Unrewarding Work, Coworker Support, and Job Satisfaction," *Work and Occupations*, 27(2): 223-43.
- Flavin, Patrick, Alexander C. Pacek and Benjamin Radcliff, 2010, "Labor Unions and Life Satisfaction: Evidence from New Data," *Social Indicators Research*, 98: 435-449.
- Franzen, Axel and Hangartner, Dominik, 2006, "Social Networks and Labour Market Outcomes: The Non-Monetary Benefits of Social Capital," *European Sociological Review*, 22(4): 353-68.
- Freeman, Richard B., "Job Satisfaction as an Economic Variable," *American Economic Review*, 68(2): 135-41.
- Greenberg, Edward S. and Leon Grunberg, 1995, "Work Alienation and Problem Alcohol Behavior," *Journal of Health and Social Behavior*, 36(1): 83-102.
- Granovetter, Mark, 1985, "Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness," *American Journal of Sociology*, 91(3): 481-510.
- Hodson, Randy, 1997, "Group Relations at Work: Solidarity, Conflict, and Relations with Management," *Work and Occupations*, 24(4): 426-52.
- 稲上毅, 2005, 『ポスト工業化と企業社会』 ミネルヴァ書房.
- Ishida, Hiroshi, 2013, "Inequality in Workplace Conditions and Health Outcomes," *Industrial Health*, 51: 501-13.
- 石田光規, 2009a, 「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.
- , 2009b, 『産業・労働社会における人間関係——パーソナルネットワーク・アプローチによる分析』 日本評論社.
- Johnson, Timothy P., 1991, "Mental Health, Social Relations, and Social Selection: A Longitudinal

- Analysis," *Journal of Health and Social Behavior*, 32(4): 408-23.
- Kashefi, Max, 2009, "Job Satisfaction and/or Job Stress: The Psychological Consequences of Working in 'High Performance Work Organizations'," *Current Sociology*, 57: 809-28.
- Lin, Nan, Yang-chih Fu and Ray-May Hsung, 2000, "The Position Generator: Measurement Techniques for Investigations of Social Capital," Nan Lin, Karen Cook and Ronald S. Burt eds, *Social Capital: Theory and Research*, New York: A. de Gruyter, pp.57-81.
- Lincoln, James R. and Arne L. Kalleberg, 1985, "Work Organization and Workforce Commitment: A Study of Plants and Employees in the U.S. and Japan," *American Sociological Review*, 50(6): 738-60.
- 間淵領吾, 2004, 「労働組合に関する日本人の意識の変遷——1973～2003 年に実施された各種世論調査の結果から——」『社会科学研究』56(1): 45-84.
- マーシュ, ロバート M.・萬成博, 1977, 『近代化と日本の工場』東京大学出版会.
- Mirowsky, John and Catherine E. Ross, 1986, "Social Pattern of Distress," *Annual Review of Sociology*, 12: 23-45.
- 仁田道夫・篠崎武久, 2011, 「JGSS データを用いた労働組合の賃金効果の異時点間比較」『日本版総合的社会調査共同研究拠点 研究論文集』11: 105-17.
- 小越洋之助, 2006, 『終身雇用と年功賃金の転換』ミネルヴァ書房.
- Pfeffer, Jefferey and Alison Davis-Blake, 1990, "Unions and Job Satisfaction: An Alternative View," *Work and Occupations*, 17(3): 259-83.
- 参鍋篤司・齋藤隆志, 2008, 「企業内賃金分散・仕事満足度・企業業績」『日本経済研究』58: 38-55.
- 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: 27-39.
- Song, Lijun, 2010, "Social Capital and Psychological Distress," *Journal of Health and Social Behavior*, 52(4): 478-92.
- 田端博邦, 1999, 「「企業共同体」の構造変容——労働者の「共同性」と労働者像」『法社会学』51: 33-47.
- 都留康・吉中孝・榎広之・徳田秀信, 2009, 「労働組合の賃金・発言効果と未組織労働者の組織化支持—＜失われた10年＞の前後比較—」『経済研究』60(2): 140-55.
- 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.
- Wellman, Barry, 1978, "The Community Question: The Intimate Networks of East Yorkers," *American Journal of Sociology*, 84(5): 1201-31.
- , 2002, "Little Boxes, Glocalization, and Networked Individualism," Makoto Tanabe, Peter van den Besselaar and Toru Ishida eds, *Digital Cities II: Computational and Sociological Approaches*, New York: Springer, 10-25.

若年・壮年層の貧困動態とライフコース

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・壮年層が相対的貧困に陥る社会経済的要因を個人のライフコースの観点から検討することである。国外の貧困のダイナミクス研究を参照したうえで、(1) どのくらいの層が貧困状態を経験し、どのような世帯所得変動を辿っているか、(2) 貧困への「突入」と貧困からの「脱出」という2つのイベントの生起に影響を与える諸要因について、パネルデータ (JLPS) を用いて検証した。

分析結果は次のとおりである。第1に、観察期間中に1度でも貧困状態に陥った若年・壮年層は男性では15.9%、女性で23.5%であり、ライフコースの過程で貧困は身近に生じやすい社会的リスクであった。第2に、貧困への突入リスクについては個人や世帯の社会階層・家族的要因が独自に影響を与えていた。他方、貧困からの脱出に対してはその効果は限定的であり、無職であること、本人年齢が高いこと、未就学児がいる世帯は貧困状態の解消が困難であった。

1. 問題の所在——現代日本社会における貧困と個人のライフコース

1990年代以降の経済不況と労働市場の流動化が進行する中で、所得格差の拡大と貧困の深刻化に対する社会的関心が高まっている。厚生労働省が公表した推計によれば、1985

(昭和60)年時点の相対的貧困率¹⁾は12.0%であったが、それ以降に同貧困率は上昇を続け、2012(平成24)年には16.1%と過去最大に達している(厚生労働省2014)。人々の生活意識をみても、暮らし向きが「大変苦しい」「やや苦しい」と回答する比重は40.9%

(1986年)から60.3%(2015年)へと推移しており、全体的に自身の生活水準を不安視する人々が増加している(厚生労働省2016)。こうした貧困率の上昇傾向が過去20年にわたり生じた要因として、非正規雇用セクターの拡大や現役世代の勤労所得水準の低下などが指摘されている(阿部2006; 橋木・浦川2006)。さらにOECD加盟国のなかでも日本の相対的貧困率は国際的にも高位にあることも懸念すべき点である(Förster and Mira d'Ercole 2005)。

しかし、貧困リスクは全ての社会成員に一律に広がっているのではなく、非正規雇用・無職層や未婚単身者、ひとり親世帯(とくに母子世帯)、高齢者単身世帯といった特定の社会階層・世帯に属する人々の間で著しく高い(橋木・浦川2006; 阿部2008; 森山2012; 鹿又2014)。この点は、男性世帯主の安定的な雇用と家族の福祉機能を前提としてきた日本の雇用慣行システムや社会保障制度のもとでは、標準的な家族モデル(夫婦とその子どもから成る核家族や三世代から成る大家族)以外の世帯を形成することが貧困リスクを

高めることを示唆する。少子高齢化や未婚化・晩婚化、離婚率の上昇、平均余命の伸長は家族形態の多様化を促進し、帰結として人々がライフコースの過程で貧困に直面する機会を大いに高めるものと推測される。

欧米先進国では社会学・経済学・福祉学を中心に人々の貧困リスクを規定する諸要因について実証的研究が蓄積されてきた（Bane and Ellwood 1986; DiPrete and MacManus 2000; Jenkins 2000; Layte and Whelan 2002）。詳細は後述するが、それらの研究の多くは、同一対象者を追跡したパネルデータによるものである。一連の実証分析は「貧困のダイナミクス研究」として展開され、各個人の生活周期のなかで貧困に直面する様相を動的に捉えることを主たる研究関心としてきた。他方、日本国内においても貧困のリスク要因を検討した研究事例が2000年代以降に増えつつあるが、その多くが一時点の横断的調査データを用いた分析である。そのため、同一対象の所得変動がライフコースの過程で生じる種々のライフイベント（転職・失業・結婚・離婚・出産・離家など）といかに関連しているかについては、日本では実証分析が十分に蓄積されていないのが現状である。

本稿では国内のパネルデータを用いて、若年・壮年層が相対的貧困状態に陥る社会経済的要因を個人のライフコースの観点から検討していく。本稿の構成は次のとおりである。次節（第2節）では、国内外の貧困研究の動向と知見を整理したうえで本研究の検討課題を設定する。第3節では、使用データと変数、分析手法を提示し、第4節ではパネルデータを用いた実証分析の結果を示す。最後に第5節では、本研究の知見を総括したうえで、個人のライフコースにおける貧困経験の様相について議論を行う。

2. 先行研究と研究課題

2.1 国内外の貧困研究と貧困動態の分析視点

社会全体の所得分布のなかに各成員を相対的に位置付けるうえで、その基本単位は個人ではなく世帯（家族）であることが多い。それは、婚姻や血縁関係を基礎とする家族成員が、世帯内で相互扶助を担い、各人の物質的・情緒的なニーズを満たすためである。したがって、貧困のリスク回避を図るうえで、本人の就労状況や職業階層だけでなく、婚姻状況や家族構成も重要な規定要因となる。

当然のことながら、人々はライフコースが進むなかで、所属する種々の社会集団で占める地位や役割を変えることから、一次的な生活単位たる世帯も変化せざるをえない。具体的には、結婚・離婚・再婚といった婚姻行動、定位家族からの離家、子どもの出産、親や配偶者の死亡などによって家族の再編成が繰り返される（鹿又 2014:90-91）。そのことは、個人の貧困リスクがライフコースの過程で変動し得ることを示唆する。

このように個人の貧困経験を家族の生活周期のなかに位置づけた古典的研究として、B.S. ラウントリーによる実証研究が挙げられる（Rowntree 1901=1959）。ラウントリーは、イギリスのヨーク市に在住する労働者階級の世帯を丹念に調査することを通して、社会成員は一

生涯の中で主に3時点——①子ども期、②子育て期、③高齢期——で貧困に直面しやすいことを見出した（ライフ・サイクル仮説）。これらの時点で共通するのは、世帯内に他者からのケア提供を必要とする家族員が存在する時期に貧困リスクが高まるという点である。さらに、貧困それ自体は個人には還元できない社会構造的要因によって生じることを指摘した点でその後の貧困研究を大きく方向付けた。

ラウントリーが示唆した「貧困の動態（ダイナミクス）」という分析視角は、国外では過去30年以上にわたる実証的研究のなかで取り入れられてきた。それは、PSID（Panel Study of Income Dynamics）やECHP（European Community Household Panel）といった同一世帯を調査対象とした家計パネルデータの普及と蓄積によるところが大きい。パネルデータを用いることで、2つの貧困状態——貧困への突入（poverty entry）と貧困からの脱出（poverty exit）——を峻別し、貧困移動の類型やそれらの移行を促進する決定要因を検討してきた（Bane and Ellwood 1986; Vandecasteele 2011）。

貧困の移行パターンについては、(1)どのくらいの層で貧困状態を経験しているのか、(2)どのような貧困状態の軌跡（trajectory）を辿るのか、といった同一世帯の所得変動の実態を明らかにすることに分析関心が置かれる。国外の先行研究では、同一世帯の貧困状態の流動性は非常に高く、貧困状態を継続させている層は極めて少ないことがすでに指摘されている（Whelan et al. 2003）。この点は、しばしば指摘される「貧困の固定化」というマクロ水準の社会的事象が、ミクロ（個人）水準での貧困層の絶え間ない入れ替わりのもとで成立していることを示唆する。

日本国内では、2000年前後よりパネルデータの構築と収集が本格化し、欧米諸国の先行研究の分析枠組みに従った実証的分析が進められつつある。例を挙げると、岩田（1999）や濱本（2004）は、公益財団法人・家計経済研究所が1993年以降実施している「消費生活に関するパネル調査」（JPSC）を用いて家族形成期（結婚・出産・子育て期）にあたる20～40代女性の生活水準の変動とそのパターンを検討している。それらの分析によれば、回答者のうち25～35%の女性が観測期間中に貧困を経験していることが明らかにされている。また、貧困経験者のうち、貧困状態の流入と流出を繰り返す変動層が4割近くを占めており、貧困の固定化を経験する世帯の割合は最も低い（岩田 1999; 濱本 2004）。他方で1990年代にかけて、相対的貧困率や貧困の深さを表す貧困ギャップ指数²⁾は上昇傾向にあり、家族形成期にあたる世代にとって、経済的貧困は誰もが直面する身近なリスクに変容しつつあると結論付けている。

このように、国内でも家計水準の「フロー」の側面から同一世帯の貧困動態を丹念に描き出す試みがなされてきたが、貧困のダイナミクス研究のもう1つの分析視点——貧困突入・脱出の規定要因——については十分な実証分析がなされているとは言い難い。先述の岩田（1999）や濱本（2004）においても、ある貧困移行パターンに属する社会階層・家族的要因（世帯主職業・雇用形態・末子年齢など）について二変量の関連からみた記述的分析を行っ

ているが、他の共変量を加えた多変量解析まではなされていない。また、個人のライフコースという観点からは、ある個人が貧困状態を経験するか否かは、世帯属性のみならず個人属性(性別・年齢・教育・職業など)による影響を受ける可能性が高い(森山 2012; 鹿又 2014)。したがって、貧困状態の移行を規定する要因やその規定構造にジェンダー差がみられるかについては、より精緻な実証的分析が求められる。

2.2 貧困リスクの規定要因

次に、個人・世帯の貧困リスクの規定要因について国内外の先行研究をもとに整理していく。同一対象者を追跡調査するパネルデータの特徴を生かし、国外では貧困状態に関する2つの移行(貧困突入と貧困脱出)に影響を与える決定要因についてイベント・ヒストリー分析などを用いた検討がなされている(Bane and Ellwood 1986; Vandesteele 2011)。以下では、規定要因を大きく①社会階層要因、②家族的要因、そして③ライフイベント要因に分けて知見を要約する。

まず、①社会階層要因については、世帯員(特に世帯主)の社会経済的地位が世帯所得や個人の貧困リスクを直接的に規定する。世帯主の階級的地位でみると、単純ノンマニュアルと比較して上層ノンマニュアルと下層ノンマニュアル階級は一貫して貧困突入りリスクが低い一方で、自営業や無業は貧困状態へと結びつきやすい(Vandesteele 2015)。日本においても、中小企業ブルーカラーと比べて、現職階層が大企業/中小企業ホワイトカラー・大企業ブルーカラーであることが貧困リスクを低減させ、非正規雇用や無職は貧困リスクを高めていることが確認されている(森山 2012)。職業階層と並んで、学歴も重要な効果を持っており、到達学歴が高等教育であることはそれ以外の層よりも、貧困突入りリスクの低減と貧困脱出の可能性を大いに高める(Bane and Ellwood 1986; Vandesteele 2015)。

次に②家族的要因は、世帯構成の状況が各家族員に配分される経済的福利(ウェルビーイング)を規定するものと考えられる。すなわち、世帯内に就業者数が多いことや扶養義務がある子どもが少ないことは貧困突入りリスクを抑制する(Vandesteele 2015)。他方、男性を世帯主とする夫婦世帯に比して、未婚単身世帯や母子世帯は貧困に陥るリスクが非常に高い(Vandesteele 2015)。家族的要因の影響力には性差がみられ、若年未婚女性にとって、定位家族に留まることが貧困への転落を回避している(鹿又 2014)。

最後に、③ライフイベント要因はJenkins(2000)に基づく、(1)所得要因(income events)と(2)人口学的要因(demographic events)に峻別される。前者は、世帯所得の低減に直接的な影響を与える世帯員の就労状況の変化である。具体的には、世帯主の転職や失業などを指す。後者は、世帯構成や世帯員数の変化をもたらす家族イベントを表す。すなわち、定位家族からの転出・転入(離家・帰家)および結婚・離婚・子ども出産に伴う世帯構造の変化や扶養家族員の増加などが挙げられる。世帯所得全体や世帯員1人あたりの経済的福利の減少に結びつきやすいライフイベント(失業・離婚など)は、帰結として貧困突入りリスクを

大いに高める (Bane and Ellwood 1986; Vandesteele 2011)。これら諸要因の影響は日本でも確認されている (岩田 1999; 濱本 2004; 石井・山田 2007)。しかし、これらのライフイベントと貧困リスクの関連は画一的ではなく、その様相は福祉レジーム体制によって大いに異なる (Whelan et al. 2003; Vandesteele 2015)。ヨーロッパ 14 ヶ国を分析対象とした Vandesteele (2015) によれば、失業や離婚はほぼ全ての国々で貧困リスクを高める傾向にあったが、子どもの出産の効果が認められたのは、その半数にも満たない。

このように、貧困に対する脆弱性は、個人・世帯に関する各種要因が社会制度・文化的要因と相互作用しながら規定される。日本においても、貧困の規定要因について欧米諸国との間に共通性と異質性が析出されることが予想される。国内のパネルデータを用いて、種々のライフイベントが貧困突入・脱出に対する影響を検討した数少ない研究として原田ほか (2001) が挙げられる。原田ほか (2001) は、高齢者に対する 3 年間分のパネルデータ (1987～90 年) を用いて、男性配偶者との死別は女性の貧困突入のリスク要因であり、就労継続は貧困脱出の促進要因であることを多変量解析より明らかにしている。他方で、職業移動や家族形成に関わるライフイベントが生じやすい若年・壮年層については複数の要因の影響力を比較した研究は極めて少ない (石井・山田 2007; 石井 2010 など)。若年・壮年層の貧困のダイナミクスを緻密に明らかにするためには、国外の先行研究と同様の分析枠組みを援用した検証が求められる。

2.3 研究課題

これまでの議論をふまえ、本稿では主に 2 つの研究課題を設定する。第 1 に、若年・壮年層のなかで、どのくらいの層が貧困状態を経験し、どのような貧困パターンを経験しているのかを記述的に明らかにする。第 2 に、貧困状態の変化の向きを峻別し、貧困への突入と貧困からの脱出に影響を与える諸要因を比較・検証する。

第 1 の点については、2000 年代後半以降の相対的貧困率の変化について記述的分析を行う。調査時点間の比較に加え、各個人が貧困・非貧困状態の移行をどの程度経験しているかについて分析する。

第 2 の研究課題については、先ほど整理した 3 つの規定要因——①社会階層要因、②家族的要因、③ライフイベント——のうち、いずれの要因が人々の貧困リスクを大きく決定づけているかについて検討する。これらの要因は、人々を貧困状態へと陥らせる引き金 (trigger) として重要視されているが、諸要因の影響力を統計モデル上、同時に比較した研究は数少ない。近年では、世帯の社会階層要因の影響が低減し、ライフコースに関わる諸変数 (婚姻状況・家族構成・ライフイベント) の影響力が強まっていると指摘する研究もみられる (Bane and Ellwood 1986; DiPrete and MacManus 2000 など)。そのような主張が支持されるならば、複数の要因を統制すると、貧困への突入や貧困からの脱出に対する影響は社会階層要因よりも、家族的要因やライフイベント要因の方が大きくなると予想される。

3. データと変数

3.1 データ

本稿が使用するデータは、2007年より東京大学社会科学研究所が実施している「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, 以下 JLPS と表記)である。JLPS は、2007年時点で日本全国に在住する満20～40歳の男女を対象とし、毎年同一の対象者を追跡調査しているパネルデータである。また、本調査は回答者の経済状況や就労状況、婚姻状況等について各調査時点で尋ねているため、個人のライフイベントや所得変動を正確に把握できる利点を有する。したがって、本稿が明らかにしようとしている若年・壮年層の貧困動態とライフコースの関連を検証するうえで JLPS は数少ない貴重なデータセットである。本稿では、若年パネル調査(20～34歳)と壮年パネル調査(35～40歳)をマージしたうえで、Wave1(2007年)から Wave7(2013年)の7ヶ年分のデータを用いる。なお、2011年以降の追加サンプルについても分析に含めている。

3.2 変数

本稿の分析でとりわけ重要である変数は、各調査時点における回答者の貧困状態である。分析では、回答者の貧困状態を世帯単位から捉え、貧困線を国際比較でしばしば用いられる「等価世帯所得分布の中央値の半分」と定義する。この貧困線を下回る世帯を相対的貧困世帯とみなす³⁾。

JLPS では、過去1年間の個人・配偶者・世帯の収入(臨時収入・副収入を含む)について各調査時点で尋ねている。そこで、ある調査年度の世帯収入の状況については、翌年調査の世帯収入の情報を用いることにする。たとえば、2007年(Wave1)時点の世帯収入水準や貧困状態については、翌年調査(2008年・Wave2)の回答情報から測定されることになる。なお、回答者の各種収入は、25～500万円区切りの13カテゴリで尋ねられている⁴⁾。分析では、各カテゴリの中央値を取り連続変数としたうえで、それを世帯人数の平方根で除した値を等価世帯所得とした⁵⁾。

表1 各パネル時点の等価世帯所得と貧困線

(単位:万円)

時点	2007	2008	2009	2010	2011	2012
調査年	Wave2	Wave3	Wave4	Wave5	Wave6	Wave7
中央値(Median)	318.8	318.8	324.2	303.1	324.2	324.2
平均(Mean)	371.3	367.2	371.4	363.6	368.2	374.8
標準偏差(S.D.)	221.6	212.1	213.4	214.7	214.5	216.8
貧困線(<Median/2)	159.4	159.4	162.1	151.6	162.1	162.1

以上の手続きにより、算出された各調査時点の貧困線は表1のとおりである。貧困線に相当する等価世帯所得は、151.6～162.1万円の間を推移している。

次に、独立変数について説明する。本稿では、個人や世帯の貧困状態の規定要因として①社会階層要因、②家族的要因、③ライフイベント要因に着目する。まず、社会階層要因は本人現職、本人学歴の2変数を用いる。現職階層は、「専門・管理」「大企業ホワイトカラー（従業員300人以上、大W）」「中小ホワイトカラー（従業員300人未満、中小W）」「大企業ブルーカラー（同、大B）」「中小ブルーカラー（同、中小B）」「自営」「農業」に非正規雇用と無職を加えた9カテゴリを用いる。本人学歴は、最後に通った学校が短期大学以上であるか否かを表す二値変数である。

家族的要因については、ファミリーステージと親同居の2変数を用いる。ファミリーステージは、調査時点の婚姻上の地位と子どもの有無の組み合わせから「未婚」「既婚・子どもなし」「既婚・末子6歳未満」「既婚・末子6歳以上」の4カテゴリを作成した。親同居は、回答者の父親・母親のいずれかと同居している場合には1、非同居である場合には0とする二値変数である。

就労と家族に関するライフイベント要因として、本稿では転職／失業・離家（帰家）・子ども出産の3つに着目する⁶⁾。ある特定のライフイベントが生じたかを否かについては、隣接する2時点（t期・t+1期）の回答状況をもとに判断した。就労（転職・失業）については、雇用形態の3種類の移行（「正規→非正規」「有業→無業」「無業→有業」）を経験したかを表す二値変数をそれぞれ作成した。離家（帰家）については、親との同居関係を4パターン（「同居継続」「同居→非同居（離家）」「非同居→同居（帰家）」「非同居」）に分けた。最後に、子ども出産については、ある時点を基準としてその翌年の末子年齢が0歳の場合に、子どもの出産を経験したと判断した。

他の共変量として、回答者年齢、調査時点の健康状態と15歳時暮らし向きを用いる。後者2変数は、5件法で尋ねられており、値が大きいほど健康状態や経済的暮らし向きがよいことを意味する。

3.3 分析方法

本稿は、主に3つの分析方法を取る。第1に、各調査時点の貧困率の分布とその特徴について確認する。第2に、貧困状態の移行確率と社会階層・ライフイベントの関連についてクロス表をもとに記述する。そして最後に、複数の共変量を統制したうえで、個人のライフコースが貧困への移行リスクに及ぼす影響について多変量解析をもとに検証する⁷⁾。

先述のとおり、貧困リスクの規定要因について精緻な分析を行う際には、貧困状態の移動の向きを考慮することが重要となる。たとえば、ある2時点に着目すると個人の貧困状態の移行パターンは表2のように区別することができる。

表 2 貧困状態の移行パターン

		t+1期	
		非貧困	貧困
t期	非貧困	非貧困継続 (1)	貧困突入 (2)
	貧困	貧困脱出 (3)	貧困継続 (4)

ある時点をとt期、その翌年をとt+1期とすると、各時点で貧困状態にあるか否かをクロス表で表すと4通りのセルが生じる。表2のセル(1)はいずれの時点でも貧困を経験していない「非貧困継続」群、(2)はt期では非貧困であるが、その翌年(t+1期)には貧困となる「貧困突入」群(非貧困→貧困)、(3)はt期では貧困であったが、その翌年(t+1期)には非貧困となる「貧困脱出」群(貧困→非貧困)、(4)はいずれの時点も貧困を経験している「貧困継続」群である。

パネルデータを用いて、注目する従属変数の水準の変化に影響を与える要因について分析する場合、個体間の「観察されない異質性(unobserved heterogeneity)」について種々の仮定を置く固定効果モデルやランダム効果モデルを用いることが一般的である。しかし、これらのモデルでは、従属変数の変化の向きは一切考慮されず、独立変数が2つの貧困状態の移行(表2のセル(2)と(3))に及ぼす影響は同等と仮定される。

他方、従属変数の変化の向きを比較的容易に考慮できる分析手法として、イベント・ヒストリー分析が挙げられる。あるイベントが生じる前のケースをリスクセットとし、共変量(独立変数)がそのイベントの発生確率とそのタイミングに与える影響を検討することができる。先行研究では、「貧困への突入」の規定要因について、繰り返しイベントを考慮したランダム効果離散時間ロジットモデル(random effects discrete-time logit model)による推定を行っている(Vandesteele 2015)。しかし、JLPSはパネル調査への協力拒否によるパネル脱落や世帯収入の無回答率の高さが確認された。そのため、一定程度のサンプルサイズを確保したうえで、イベント・ヒストリー分析による安定した推定値を求めることが困難であると判断した。

そこで、本稿ではやや原始的ではあるが、貧困状態の向きを考慮する際には、隣接する2時点の回答情報を用いた二項ロジットモデルによる推定を行う。分析対象は、貧困への突入確率についてはt期に非貧困状態であった回答者、貧困からの脱出確率についてはt期に貧困状態にあった回答者に限定される。標準誤差は、観測値が個人(回答者)にネストした状態を考慮したクラスター標準誤差を用いる。

4. 分析結果

4.1 貧困経験の分布

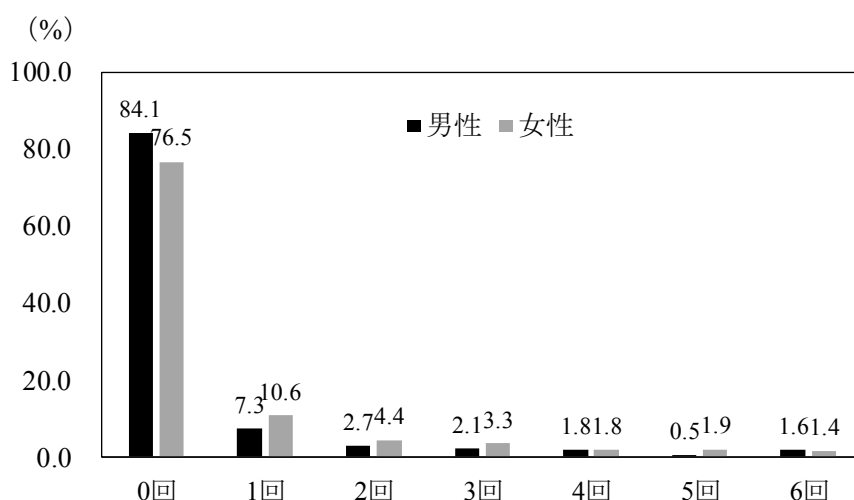
詳細な分析に入る前に、JLPS データの有効回答者のうちどの程度の割合が、どのくらいの頻度で相対的貧困を経験しているかをみてみよう。

表3は、各調査時点の貧困線を1とした倍率階層別にみた世帯数の分布（相対尺度）を男女別に示したものである。倍率が1を下回る世帯は、相対的貧困状態にあることを意味する。全体として、観測期間中の相対的貧困率は男性では8.1～10.7%、女性では11.9～13.5%を推移しており、いずれの時点でも女性の相対的貧困率が男性のそれを上回っている⁸⁾。

倍率階層別にみると、各観測時点で2.0以上が占める割合がおよそ半数を占めており、1.5～2.0未満を含めると7割近くが貧困線を上回る経済的に安定した世帯であることがわかる。相対的貧困世帯（1.0未満）の内実をみると、貧困線に近い倍率階層の分布が最も高く、男性では0.5未満層の割合が減少傾向にある。他方、女性についてはいずれの貧困層の分布に大きな変化はみられず、貧困層が拡大・縮小するトレンドは確認できない。

表3 相対的貧困率の推移

		(%)					
調査年		2007	2008	2009	2010	2011	2012
男性	0.5 未満	2.4	2.1	2.7	1.4	1.4	1.5
	0.5～0.8 未満	4.3	3.1	3.2	4.3	3.6	3.3
	0.8～1.0 未満	4.1	3.7	2.9	5.0	4.8	3.3
	1.0～1.2 未満	4.4	4.3	3.7	4.3	4.5	5.8
	1.2～1.5 未満	13.6	13.6	13.8	8.3	13.7	13.6
	1.5～2.0 未満	18.2	19.7	20.1	25.6	18.6	17.3
	2.0以上	53.1	53.6	53.7	51.2	53.5	55.4
	有効回答数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
貧困割合(1.0未満)		10.7	8.9	8.8	10.6	9.7	8.1
調査年		2007	2008	2009	2010	2011	2012
女性	0.5 未満	3.6	3.8	3.3	2.8	2.5	3.1
	0.5～0.8 未満	3.6	3.7	3.8	4.1	4.4	4.0
	0.8～1.0 未満	5.6	6.0	4.8	6.1	4.9	5.4
	1.0～1.2 未満	4.8	4.8	5.1	4.9	5.3	4.4
	1.2～1.5 未満	15.7	14.8	14.4	9.4	15.9	14.0
	1.5～2.0 未満	19.9	20.5	21.4	25.9	19.4	20.2
	2.0以上	46.7	46.5	47.3	46.8	47.7	48.9
	有効回答数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
貧困割合(1.0未満)		12.9	13.5	11.9	13.0	11.8	12.5



(注) Wave2からWave7にかけて有効回答が得られたケースに限定(男性 N=621, 女性=780).

図1 男女別にみた貧困経験回数の分布

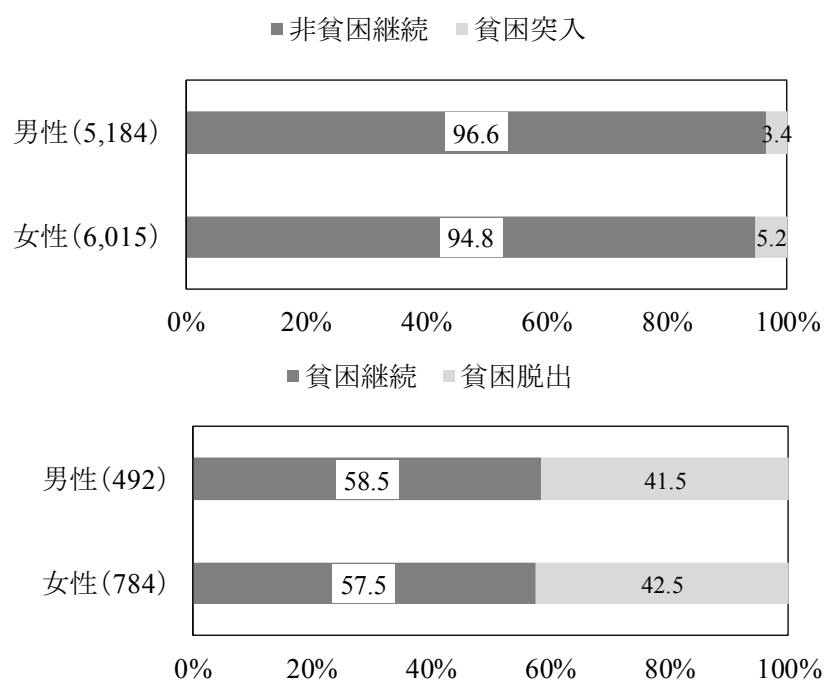
ただし、表3の集計結果からは同一の個人・世帯が相対的貧困を繰り返し経験しているかについては把握することができない。そこで、図1では調査期間中にかけて相対的貧困を経験した回数とその割合について男女別に示した。ここでは、Wave2からWave7にかけて有効回答が得られたケース（男性621ケース、女性780ケース）に限定している。

男女の貧困未経験者の割合はそれぞれ84.1%、76.5%を占めており、およそ2割前後が観測期間中に一度以上貧困を経験している。貧困経験回数の分布をみると、男女ともに1回のみの経験割合が高く、回数が増加するにつれてその割合は低下傾向にある。これらの結果は、若年・壮年層のうちライフコースの過程で一時的に貧困状態を経験する者が相当数存在する一方で、貧困状態を継続する者はごく一部の層に限られることを示唆する。

4.2 貧困／非貧困状態の移行

次に、2時点間の貧困／非貧困状態の移行確率を算出したものが図2である。

上パネルは、ある時点(t期)に非貧困であったレコードが翌年(t+1期)に貧困状態に移行したか否かについて示している。その結果、貧困への移行確率は男性で3.4%、女性で5.2%であり、非貧困状態を維持するケースが大部分を占めていることがわかる。同様に下パネルでは、ある時点(t期)に貧困状態にあったレコードが翌年(t+1期)に非貧困状態に移行したか否かを示している。移行確率をみると、男女それぞれ41.5%、42.5%であり、貧困状態にあった者の4割程度がその翌年には貧困から脱出していることが読み取れる。しかし、この結果は他方で、残りの半数以上が経済状況の改善がみられず、貧困状態を継続していることを含意する。



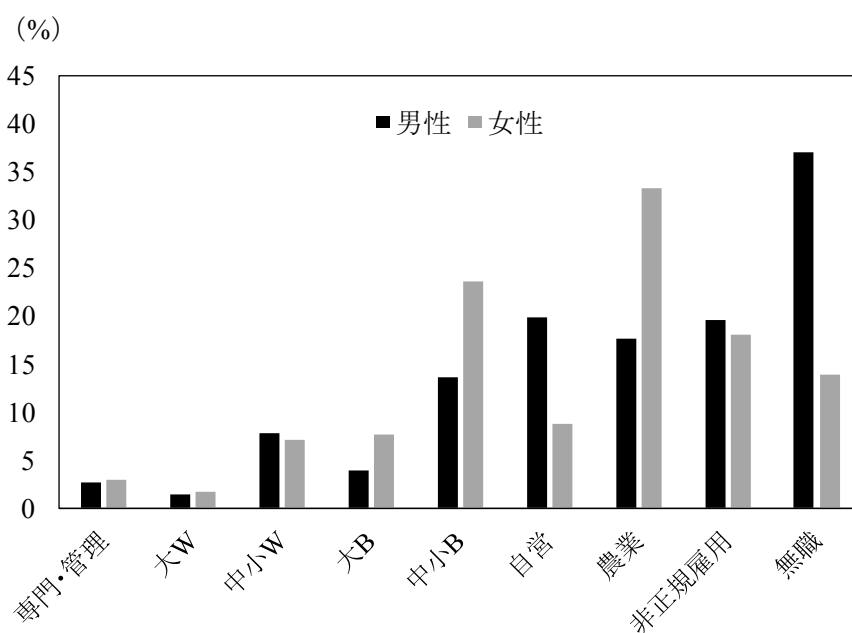
(注)括弧内は観測値。

図2 男女別にみた貧困状態の移行確率

4.3 貧困リスクと社会階層・ライフコースの関連

最後に、貧困リスクとその動態に影響を与える要因を検討する前提として、貧困状態が社会階層やライフコースとどのように結び付いているかについて基礎的な分析を行う。ここでは、第1波調査時点（2007年）の回答者の職業階層とファミリーステージの状況を中心に、両者の関連を確認していく。

図3は、本人の現職階層別からみた相対的貧困率を男女別に示したものである。カイ二乗検定の結果、男女ともに現職階層と相対的貧困率の間には負の関連（0.1%水準で有意）がみられ、職業的地位が高いものほど貧困リスクが低い傾向にある。男性では、専門・管理、大Wがそれぞれ2.7%、1.4%と他の職業階層と比較して貧困率が低い一方で、自営・農業・非正規雇用・無職は貧困率が15%を上回っている。とりわけ、無職層の貧困率が37.0%と突出して高く、不就業であることが成人男性にとって貧困状態を引き起こす要因となっている。他方、女性についても男性とほぼ同様の傾向が確認されるが、非正規雇用・無職の貧困率はそれぞれ18.0%、13.9%と男性の同階層と比べて低く抑えられている。これは、女性サンプルには既婚者が含まれており、十分な稼働力を持つ配偶者（夫）がいる場合には、自らが労働市場に従事する必要がないケースが存在するためである。女性では、本人の現職階層と貧困リスクの関連の強さ（Cramer's V）は男性のそれよりも弱く（男女それぞれ0.291, 0.195）、世帯の貧困状況は他の世帯員の就労状況の影響を受けやすいと推測される。

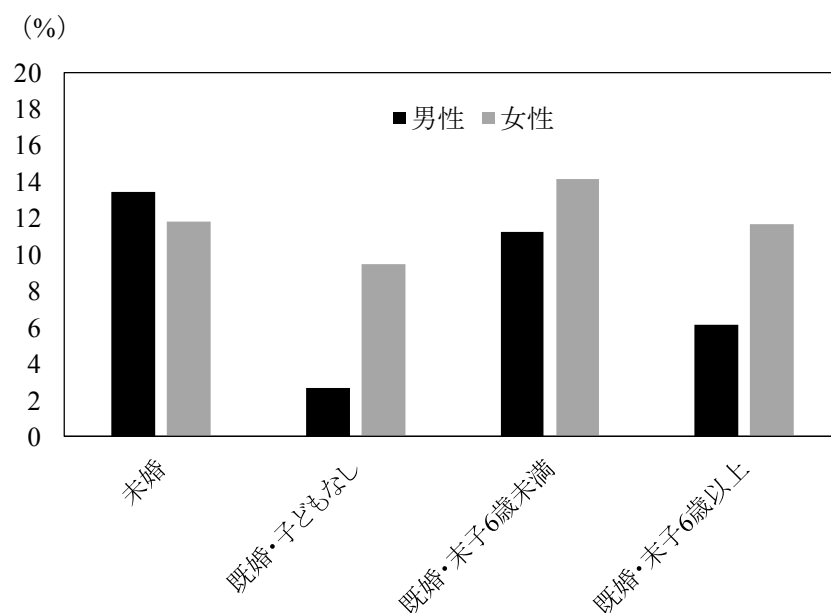


(注) Wave2の世帯収入について有効回答が得られたケースに限定(男性 N=1,292, 女性=1,569)。

図3 男女別・現職階層別にみた相対的貧困率 (%)

つづく図4は、ファミリーステージ別に相対的貧困率の分布がどの程度異なるかを男女別に示している。カイ二乗検定の結果、男女ともに両者は互いに有意な関連(0.1%水準)を示している。全体の傾向として、未婚であること、世帯内に未就学児(6歳)の末子がいることは他の家族段階と比較して貧困率が高い。この結果は、横断的調査データを用いた国内の先行研究(森山 2012; 鹿又 2014)の結果とも整合的である。貧困であることは、未婚から結婚への移行を困難なものにするが、同時に子どもがどのライフステージにあるかが世帯の貧困と結びつくことを示唆している。

このように、個人が所属する社会階層やファミリーステージによって貧困リスクがかなりの程度異なることがJLPSデータからも示された。しかし、これらの集計結果から分かることは、ある時点における個人/世帯間の貧困リスクの相違である。4.2節で確認された、同一個人の貧困状態の移行パターンに対して、これらの諸要因がどのように影響しているかについては、パネルデータを用いた動態的分析が必要となる。



(注) Wave2の世帯収入について有効回答が得られたケースに限定(男性 N=1,417, 女性=1,452).

図4 男女別・現職階層別にみた相対的貧困率 (%)

4.4 貧困の規定要因に関する多変量解析

4.4.1 調査時点での貧困状態の規定要因

これまでの記述的分析をもとに、以下では貧困リスクの規定要因について多変量解析による検討を行う。はじめに、貧困状態の変化の向きを一切考慮せずに、人々の貧困リスクに影響を与える2つの規定要因(社会階層要因・家族的要因)を確認していく。分析手法として、ある調査時点で相対的貧困の状態にあるか否かを従属変数としたランダム効果ロジットモデルによる推定を行う。

分析結果は表4に示した。男女ともに有意な効果が確認されたのは、本人年齢・現職階層・学歴・ファミリーステージ・親同居・本人の健康状態である。本人年齢の効果は、25-29歳群と比較して、30-34歳・35-39歳・40歳以上ダミーの係数がマイナスで統計的に有意である。これは、若年層ほど貧困状態に陥りやすいことを意味する。社会階層的要因をみると、本人現職は、中小Bと比較して、男性では専門・管理、大W、大Bであることが、女性では専門・管理、大W、中小W、大Bであることが貧困リスクを低減させている。さらに、男性では自営業・非正規雇用・無職であることが貧困への転落確率を高めている。現職階層による個人所得の差異や無業による無所得が世帯所得や貧困状態を強く規定していることがわかる。しかし、女性については非正規雇用・無職層と中小Bとの間に貧困リスクに顕著な差異は看取されない⁹⁾。一方、学歴については男女ともに中卒・高卒者と比較して、大卒者は貧困率が有意に低く、ライフコース初期の教育達成がその後の貧困リスクを決定付けている点も見逃せない。

家族的要因については、男女ともにファミリーステージと親同居の変数が有意な効果を示している。「既婚・子どもなし」層と比較して未婚であることや、未就学児（6歳未満）がいることが世帯の貧困率を高める傾向にある。また、親との同居は貧困リスクを有意に低減させている（女性では10%で有意傾向）。これは、世帯内に就業者となりうる成人が存在することは、種々の生活費用負担を成員間で分散させ、世帯員1人あたりの経済的福利の向上をもたらすためだと推測される。また、健康状態がよいと回答した者ほど貧困確率が有意に低いことは、健康状態の悪化が貧困状態へ結びつきやすいことを示唆する。

表4 調査時点の貧困状態を従属変数としたランダム効果ロジットモデル

	男性		女性	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
年齢(ref.26-29歳)				
20-25歳	.247	(.381)	.525	(.335)
30-34歳	-.502	(.275) +	-.512	(.235) *
35-39歳	-.595	(.303) *	-.527	(.257) *
40歳以上	-.729	(.349) *	-.510	(.289) +
現職階層(ref.中小B)				
専門・管理	-.997	(.388) *	-2.369	(.664) ***
大W	-2.342	(.522) ***	-3.083	(.756) ***
中小W	-.385	(.388)	-1.317	(.646) *
大B	-.823	(.430) +	-2.329	(1.298) +
自営	1.557	(.366) ***	.511	(.702)
農業	.569	(.758)	.667	(1.284)
非正規雇用	1.984	(.333) ***	.170	(.587)
無職	3.077	(.416) ***	.300	(.597)
学歴(短大以上=1)	-1.593	(.283) ***	-.760	(.203) ***
ファミリーステージ(ref.既婚・子どもなし)				
未婚	1.032	(.420) *	1.676	(.347) ***
既婚・末子6歳未満	1.483	(.387) ***	1.026	(.306) **
既婚・末子6歳以上	.413	(.454)	.630	(.334) +
親同居(ref.非同居)	-.695	(.272) *	-.507	(.258) +
健康状態	-.269	(.097) **	-.257	(.080) **
15歳時暮らし向き	-.101	(.142)	-.167	(.118)
切片	-3.070	(.718) ***	-2.503	(.787) **
-2LL	2354.375		3647.628	
n of obs	1,798		2,026	
n of groups	6,279		7,308	

(注)*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$. S.E.はクラスター標準誤差. 調査年は統制済.

4.4.2 貧困動態の規定要因(1)——貧困への突入

次に、貧困状態の移行の向きを考慮した貧困動態の分析に移ろう。すなわち、以下では隣接する2時点間の状態変化——①非貧困から貧困への突入確率(貧困への突入)、②貧困から非貧困への移行確率(貧困からの脱出)——を峻別したうえで、各移行を促進・抑制する決定要因を明らかにする。はじめに、貧困への突入リスクについて検証する。分析対象は、ある時点(t期)に非貧困であったケースであり、その翌年(t+1期)に貧困に陥ったか否か(非貧困=0, 貧困=1)を表す二値変数を従属変数とした二項ロジットモデルによる推定を行う。

分析結果は表5に示した。現職階層と貧困突入リスクの関連をみると、男性では中小Bと比較して、専門・管理、大W、大Bであることが貧困への突入確率を有意に低減している一方で、自営や無職であることは同確率を高めている。他方、女性では同効果は大Wのみに限定されており(10%水準で有意傾向)、本人の現職階層による貧困突入リスクに有意差は顕著にみられない。本人学歴の効果をみると、大卒者よりも中卒・高卒者が貧困状態に移行しやすく、この傾向は男女とも共通している。また、2時点間の就労形態の変化については、有業から無業への移行経験が、女性ではさらに正規雇用から非正規雇用への移行が貧困リスクを有意に高めている。非正規雇用化による賃金低下や失業や離職は、世帯所得を減少させる方向に作用しており、女性では結婚や出産に伴う就労調整(雇用形態の変更、職業キャリアの中断)が貧困に直結しやすいものと解釈できる。また、男性では10%水準で有意傾向ではあるが、無職から有業への移行は貧困への移行を抑制している。

次に家族的要因とライフイベント要因に着目すると、未婚であることや未就学児(6歳未満)がいることが、既婚で子どもがいない層よりも貧困への移行確率が有意に高い。男性ケースでは末子が就学子(6歳以上)である夫婦世帯も貧困リスクが高い(10%で有意傾向)。世帯内に幼い子どもがいる場合に、貧困への突入可能性が高まるとする分析結果は、ラウントリーが提唱した「ライフ・サイクル」仮説の予測とも整合的である。一方で、子どもの出産は扶養義務を要する世帯員が増加することから、貧困への突入リスクを高めると予想したが、男女ともにその係数は統計的に有意ではない。出産というライフイベントそれ自体が貧困に結び付くのではなく、出産後に生じる育児コストが世帯所得水準に影響すると推測される。親同居の効果については、男性のみに認められる。親との同居を継続している者と比べて、非同居を継続する者、同居から非同居への移行(離家)を経験した者は貧困リスクが高まっている。

他の共変量をみると、本人年齢(基準:25-29歳)は、より若い層ほど貧困リスクが高く、30代に入ると同リスクは有意に低減している。女性では、10%水準で有意傾向であるけれども、健康状態がよいほど貧困リスクが低い。しかし、15歳時の暮らし向きは男女ともに貧困突入リスクに何ら影響を与えていない。

表5 貧困状態への突入を従属変数とした二項ロジットモデル

	男性		女性	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
【t期の状態】				
年齢(ref.26-29歳)				
20-25歳	.111	(.421)	.744	(.331) *
30-34歳	-.675	(.297) *	-.468	(.262) +
35-39歳	-1.007	(.294) **	-.236	(.257)
40歳以上	-1.220	(.358) **	-.306	(.273)
現職階層(ref.中小B)				
専門・管理	-.642	(.366) +	-.927	(.620)
大W	-2.072	(.606) **	-1.188	(.673) +
中小W	-.289	(.353)	-.591	(.635)
大B	-.994	(.454) *	-.975	(1.180)
自営	.910	(.320) **	.295	(.660)
農業	-1.004	(1.106)	1.145	(1.057)
非正規雇用	.372	(.313)	.471	(.586)
無職	2.356	(.543) ***	.104	(.619)
学歴(短大以上=1)	-.906	(.221) ***	-.388	(.151) *
ファミリーステージ(ref.既婚・子どもなし)				
未婚	1.263	(.476) **	.699	(.318) *
既婚・末子6歳未満	1.321	(.480) **	.665	(.283) *
既婚・末子6歳以上	1.005	(.534) +	.438	(.281)
健康状態	-.135	(.110)	-.162	(.084) +
15歳時暮らし向き	-.108	(.129)	-.070	(.098)
【t期→t+1期の変化】				
正規→非正規への移行(ref.移行なし)	.861	(.540)	1.357	(.428) **
有業→無業への移行(ref.移行なし)	1.901	(.522) ***	.607	(.254) *
無業→有業への移行(ref.移行なし)	-1.407	(.802) +	.190	(.286)
親同居(ref.同居継続)				
非同居継続	.703	(.304) *	.032	(.238)
非同居→同居	.687	(.681)	.573	(.577)
同居→非同居	1.054	(.485) *	.148	(.427)
子ども出生(=1)	-.169	(.427)	-.132	(.283)
切片	-3.152	(.806) ***	-2.388	(.802) **
-2LL	978.201		1886.262	
Pseudo R ²	.154		.060	
n of obs	4,374		5,143	
n of groups	1,478		1,730	

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$. S.E.はクラスター標準誤差. 調査年を統制済.

4.4.3 貧困動態の規定要因(2)——貧困からの脱出

最後に、貧困状態からの脱出を促進・抑制する要因について検討する。先の分析と同様に、分析対象はある時点(t期)で貧困状態にあったケースであり、その翌年(t+1期)に貧困状態を継続しているか否か(非貧困=1, 貧困=0)を表すダミー変数を従属変数とした二項ロジットモデルによる推定を行った。

分析結果は表6のとおりである。全体をみると、貧困突入リスク(表5)とは対照的に、貧困から非貧困への移行に対して有意な効果を持つ要因は限定的である。まず、現職階層と貧困脱出確率の関連を確認しよう。ここでは、分析ケースが極少であることから、現職階層を6カテゴリ(専門・管理・大W, 中小W, 大B・中小B, 自営・農業, 非正規雇用, 無職)に集約している。その結果、男性では無職と比較して、非正規雇用を除く全ての職業階層が貧困から非貧困への移行を促進していることがわかる。有業であることが貧困からの脱出に結びつくことは想像に難くないが、非正規雇用であることは非貧困への移行を促さない。さらに、2時点の就業形態の変化に着目すると、無業から有業への移行がすぐに貧困状態の解消をもたらさないこともわかる。女性では、現職階層は専門・管理・大W(5%水準)・中小W(10%水準)であることが貧困からの脱出に正の効果を与えている。男性と比較すると、貧困からの脱出に有利な女性はごく一部の職業階層に属する者に限られている。

家族的要因とライフイベント要因については、男性のみ未就学児(6歳未満)がいる既婚者は、既婚で子どもがいない者と比べて貧困リスクの脱出確率が低減していた。親同居については男女ともに有意な効果を持つ移行パターンは看取されず、子どもの出産も貧困脱出に影響を与えていない。

他の共変量については、本人年齢(基準:25-29歳)は若年層よりも壮年層ほど貧困からの脱出確率が有意に低く、貧困状態を継続する傾向にあった(男性は40歳以上ダミーが5%水準, 女性は同ダミーが10%水準で有意)。本人学歴・健康状態・15歳時暮らし向きについては、男女ともに貧困から非貧困状態への移行に強い影響を与えていない。

5. 結論と考察

本稿では、若年・壮年期にある個人が相対的貧困状態に陥る社会経済的要因についてライフコースの観点から検討を行った。具体的には、パネルデータを用いて同一対象者の世帯所得変動を観察することで、(1)どのくらいの層が貧困状態を経験しており、どのような貧困経験の軌跡を辿っているのか、(2)貧困への突入と貧困からの脱出に影響を与える諸要因について検証した。分析の結果、以下のことが明らかとなった。

第1に、個人のライフコースのなかで相対的貧困状態を経験する若年・壮年層は決して少数派ではなかった。パネルデータの記述的分析からは、観察期間中に相対的貧困状態を少なくとも1回経験している者は、男性は15.9%、女性は23.5%に達していることが示された。

表 6 貧困状態からの脱出を従属変数とした二項ロジットモデル

	男性		女性	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
【t期の状態】				
年齢(ref.26-29歳)				
20-25歳	-.237	(.606)	-.490	(.461)
30-34歳	.230	(.353)	-.064	(.329)
35-39歳	-.369	(.398)	-.515	(.318)
40歳以上	-.906	(.446) *	-.596	(.354) +
現職階層(ref.無職)				
専門・管理・大W	2.077	(.703) **	.973	(.478) *
中小W	1.921	(.763) *	1.003	(.602) +
大B・中小B	2.265	(.620) ***	.048	(1.000)
自営・農業	2.076	(.591) ***	.072	(.468)
非正規雇用	.972	(.621)	.147	(.268)
学歴(短大以上=1)	.246	(.287)	-.154	(.223)
ファミリーステージ(ref.既婚・子どもなし)				
未婚	-.100	(.513)	-.517	(.382)
既婚・末子6歳未満	-1.330	(.542) *	-.204	(.390)
既婚・末子6歳以上	.178	(.548)	.191	(.392)
健康状態	-.108	(.128)	-.080	(.114)
15歳時暮らし向き	.027	(.171)	.026	(.119)
【t期→t+1期の変化】				
正規→非正規への移行(ref.移行なし)	.329	(.693)	.051	(.498)
有業→無業への移行(ref.移行なし)	-1.278	(.734) +	-.183	(.470)
無業→有業への移行(ref.移行なし)	.281	(.519)	.469	(.329)
親同居(ref.同居継続)				
非同居継続	.040	(.316)	-.291	(.321)
非同居→同居	1.253	(1.022)	.423	(.972)
同居→非同居	-.315	(.623)	.104	(.468)
子ども出生(=1)	.607	(.468)	-.293	(.365)
切片	-.740	(1.102)	.657	(.748)
-2LL	457.508		746.014	
Pseudo R ²	.110		.048	
n of obs	379		567	
n of groups	227		352	

(注)*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$. S.E.はクラスター標準誤差. 調査年を統制済.

その一方で、貧困状態を継続する層は相対的に少なく、ある時点における貧困層はその翌年にはその半数近くが貧困状態からの脱出を経験していた。

第2に、貧困リスクの規定要因は貧困状態の変化の向きによって大きく異なっていた。貧困への突入確率を高める社会階層要因として、本人の職業的地位と学歴が強く作用しており、非正規雇用への移動や失業といったライフイベントもそれらに次いで影響力を持っていた。そうした傾向は女性ではなく男性で顕著であった。現職階層を考慮したとしても、本人の学歴が効果を持ち続けたことは、ライフコース初期の教育達成がその後の世帯所得の安定性を大いに規定することを示している。同時に、ファミリーステージも見逃すことができない要因として作用していた。未婚であることや未就学児がいる核家族世帯は貧困への突入を誘引していた。後者については、B.S.ラウントリーの「ライフ・サイクル」仮説とも符合する結果であり、母親の労働調整や子どもの育児コストが可処分所得の低下に結びついていると考えられる。ただし、子どもの出産というライフイベントそれ自体は同リスクに有意な効果を持っていなかった。

他方、貧困状態からの脱出については、社会階層要因が重要な役割を担っており、男性では高い職業的地位にいる者ほど貧困から脱しやすい。また、家族的要因については階層要因ほど強い効果を有しておらず、本人年齢が40歳以上であることや、未就学児のいる世帯が貧困から脱出しにくい傾向が看取された。すなわち、若年層については貧困に陥ったとしてもそこから脱出する可能性が相対的に開かれている一方で、子育て期にある世帯は貧困から脱しにくいことを意味する。この点は、近年問題視されている「子どもの貧困」(阿部 2008)とも密接に関連する。低年齢の子どもを持つ世帯に対する、社会保障と扶養控除の拡充の必要性が、本稿の分析を通じて改めて裏付けられたといえる。

最後に、本稿の分析を通して残された課題について2点ほど述べておきたい。第1に、貧困概念の再検討である。本稿では、世帯所得という観点から貧困を操作的に定義したが、貧困概念そのものは金銭的な側面のみ限定されない。先行研究では、世帯の消費水準や標準的な生活様式からの排除といった多元的な指標をもとに貧困を測定する試みがなされている(Layte and Whelan 2002)。貧困状態にある社会成員の生活実態をより詳細に把握する際には、世帯所得のみならず、金融資産や住宅保有、社会関係ネットワークなどの各種指標も併せて検討する必要があるだろう。

第2に、分析モデルの修正である。本稿では、隣接する2時点の世帯所得変動をもとに貧困の動態を捉えてきた。しかし、結婚や出産といったライフイベントは一時的な世帯所得変動のみならず、中長期的なインパクトを持つ可能性も十分考えられる。貧困の発生タイミングをより柔軟的に検討するためには、イベント・ヒストリー分析といった他の統計手法を用いることが望ましい。また、パネルデータの脱落が系統的に生じている場合には、モデルの推定値にバイアスが生じる。今後は、これらの問題に対処した再分析が求められる。

こうした多くの課題はあるが、本稿の分析を通じて個人の貧困経験をライフコースの観

点から捉え直すことの重要性が改めて示された。働き方や家族のかたちが多様化するなかで、貧困という身近なリスクにいかなる対抗手段を講ずるべきか、個人や世帯への就労・経済支援の方向性を考えるうえでも、さらなる実証分析が不可欠である。

[注]

- 1) ここでの相対的貧困率とは、「等価世帯所得分布の中央値の半分未満に満たない世帯員の割合」を指す。
- 2) 貧困ギャップ (Poverty Gap) とは、貧困世帯の世帯収入がどの程度貧困線を下回るかを示す指標である。値 (貧困線との差額の平均値) が大きいほど、貧困の深刻度が高いことを意味する。
- 3) 貧困線を測定する他の方法として、①等価世帯所得分布の 40%・60%を下回る状態、②生活保護法による生活扶助基準などが挙げられる。
- 4) 実際の選択項目は次のとおりである (「年収なし」「25 万円未満」「50 万円くらい (25~75 万円)」「100 万円くらい (75~150 万円)」「200 万円くらい (150~250 万円)」「300 万円くらい (250~350 万円)」「400 万円くらい (350~450 万円)」「500 万円くらい (450~600 万円)」「700 万円くらい (600~850 万円)」「1000 万円くらい (850~1250 万円)」「1500 万円くらい (1250~1700 万円)」「2000 万円くらい (1750~2250 万円)」「2250 万円以上)」。両端のカテゴリについては、それぞれ 0, 2250 の値を割り当てた。
- 5) 本稿では、サンプルサイズを十分確保するために世帯収入の欠測ケースについて次のような対処を行った。まず未婚単身世帯については、個人所得について有効回答が得られている場合、それを世帯所得に置き換えた。既婚であり実親・義親と同居していない夫婦世帯については、個人収入と配偶者収入の情報をもとに代入を行った。具体的には、夫婦がともに就業している場合には、本人収入と配偶者収入を合算した値を用いた。同様に、夫婦のうちどちらか一方のみが就業している場合には、就業者の個人収入を世帯収入として代入した。それ以外のケース (例: 親と同居している成人未婚子) については、データの制約上、他の世帯員の個人収入を把握することができないため、世帯収入を欠測のままとした。多変量解析では、これらの代入を施したケースを 1, それ以外を 0 としたダミー変数を共変量として投入している。
- 6) 世帯収入の変動に大きな影響を与えるライフイベントとして、既婚から離別・死別への移行が考えられる。しかし、分析対象のなかで観測期間中に離別または死別を経験したケースが男女ともに極めて少ないことから、これらライフイベントの効果について、本稿では分析を行うことを断念した。配偶者との離別は、とくに女性では貧困リスクを大幅に高める (阿部 2008)。離婚と女性の稼得収入との関連について扱った国内の研究として、「消費生活に関するパネル調査」(家計経済研究所) を用いた村上 (2011) が挙げられる。
- 7) 本稿とほぼ同様の研究関心から、JLPS を用いた貧困の動態分析を行った最近の研究として

林 (2017) が挙げられる。本稿とのちがいは、大きく 2 点ほど挙げられる。ひとつ目は、分析単位である。林 (2017) は、社会階層研究の地位達成モデルの分析視角から、個人のライフコースにおける貧困経験の様相を描き出すことを試みている。そのため、貧困の測定単位は世帯ではなく個人に焦点が置かれ、個人収入が「150 万円未満」である者を「低所得状態」と定義している。もうひとつは、貧困とライフイベント間の因果関係の向きである。林 (2017) は、低所得状態 (貧困) が結婚移行や結婚後の世帯所得に与える影響を検討しているのに対し、本稿では逆の因果関係 (ライフイベント→貧困) を仮定している。彼の分析では、貧困の移行パターンを区別した多変量解析は行っていないが、個人の地位達成プロセスの視点から若年層の貧困動態を明らかにした数少ない研究として参照すべきものである。

- 8) ただし、ここで確認された貧困率の性差にはパネルデータの脱落 (attrition) による影響が少なからず含まれている点は注意を要する。田辺 (2012) によれば、JLPS の回答者脱落は、若年層や男性・低学歴層で系統的に高いことが明らかにされている。したがって、JLPS は相対的貧困率が過小評価されており、その程度は男性の方が大きいと推測される。
- 9) 女性ケースについて、配偶者の現職階層を独立変数として追加投入したモデルを推定した (分析結果は割愛)。その結果、配偶者の職業階層の効果の大部分が統計的に有意であり、男性ケースのそれとほぼ一致していた。他方、妻自身の現職階層はいずれのダミー変数も有意な効果を持つものはみられず、既婚女性の貧困リスクは配偶者属性によって強く規定されることが示唆された。

[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-Y) wave1-7, 2007-2013」および「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave1-7, 2007-2013」(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。また、コメンテーターの吉田崇先生 (静岡大学) や成果報告会参加者の方々より貴重なご助言を賜った。記して感謝の意を表す。

[参考文献]

- 阿部彩, 2008, 『子どもの貧困——日本の不公平を考える』岩波書店。
- , 2006, 「貧困の現状とその要因——1980-2000 年代の貧困率上昇の要因分析」小塩隆士・田近栄治・府川哲夫編『日本の所得分配』東京大学出版会, 111-37.
- Bane, M. J. and D.T. Ellwood, 1986, “Slipping into and out of Poverty: The Dynamics of Spells,” *Journal of Human Resources*, 21: 1-23.
- DiPrete, T. A., and P. A. MacManus, 2000, “Family Change, Employment Transitions, and the Welfare States: Household Income Dynamics in the United States and Germany,” *American Sociological Review*, 65: 343-70.

- Förster, M. and M. Mira d'Ercle, 2005, "Income Distribution and Poverty in OECD Countries in Second Half of the 1990s," *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 22, Paris: OECD.
- 濱本知寿香, 2004, 「デフレ不況下の『貧困の経験』 樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況——デフレで働き方・暮らしはどう変わったか』 日本経済新聞社, 203-33.
- 原田謙・杉澤秀博・小林江里香・LIANG Jersey, 2001, 「高齢者の所得変動に関連する要因——縦断調査による貧困のダイナミクス研究」『社会学評論』 52(3): 382-97.
- 林雄亮, 2017, 「現代日本の若年層の貧困——その動態と階層・ライフイベントとの関連」 石田浩編『格差の連鎖と若者 1 教育とキャリア』 東京大学出版会, 171-93.
- 石井加代子, 2010, 「2000 年代後半の貧困動態の確認とその要因に関する分析」 *Joint Research Center for Panel Studies Discussion Paper Series DP2009-006*: 1-19.
- ・山田篤裕, 2007, 「貧困の動態分析——KHPS に基づく 3 年間の動態およびその国際比較」 樋口義雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズム III——経済格差変動の実態・要因・影響』 慶應義塾大学出版会, 101-30.
- 岩田正美, 1999, 「女性と生活水準変動——貧困のダイナミクス研究」 樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性——結婚・出産・就業・消費・貯蓄』 東洋経済新報社, 171-91.
- Jenkins, S., 2000, "Modeling Household Income Dynamics," *Journal of Population Economics*, 13: 529-67.
- 鹿又伸夫, 2014, 「婚姻状況・家族形態と貧困リスク」『家族社会学研究』 26(2): 89-101.
- 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/>, 2017 年 3 月 22 日閲覧) .
- , 2016, 『平成 27 年国民生活基礎調査の概況』 (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa15/index.html>, 2017 年 5 月 13 日閲覧) .
- Layte, R., and C. T. Whelan, 2002, "Cumulative Disadvantage or Individualization?: A Comparative Analysis of Poverty Risks and Incidence," *European Societies*, 4: 209-33.
- 森山智彦, 2012, 「職歴・ライフコースが貧困に及ぼす影響——性別による違いに注目して」『日本労働研究雑誌』 619: 77-89.
- 村上あかね, 2011, 「離婚による女性の社会経済的状況の変化」『社会学評論』 62(3): 319-35.
- Rowntree, B. S., 1901, *Poverty: A Study of Town Life*, Longmans (=1959, 長沼弘毅訳『貧乏研究』ダイヤモンド社) .
- 橘木俊詔・浦川邦夫, 2006, 『日本の貧困研究』 東京大学出版会.
- 田辺俊介, 2012, 「『東大社研・若年壮年パネル調査』の標本脱落に関する分析——脱落前年の情報を用いた要因分析」『東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ』 56: 1-11.
- Vandecasteele, L., 2011, "Life Course Risks or Cumulative Disadvantage? The Structuring Effect of Social

Stratification Determinants and Life Course Events on Poverty Transitions in Europe," *European Sociological Review*, 27(2): 246-63.

———, 2015, "Social Class, Life Events and Poverty Risks in Comparative European Perspective," *Internationaal Review of Social Research*, 5(1): 61-74.

Whelan, C.T., R. Layte, and B. Maître, 2003, "Persistent Income Poverty and Deprivation in the European Union: An Analysis of the First Three Waves of the European Community Household Panel," *Journal of Social Policy*, 32(1): 1-18.

親の離婚経験者の結婚と配偶者学歴

吉武 理大

(慶應義塾大学大学院社会学研究科)

近年、親の離婚を経験する者が増えているが、日本の研究では、家族構造が教育達成や初職に与える影響は明らかになっているものの、家族形成への影響はほとんど明らかになっていない。本稿では、親の離婚経験者の結婚と配偶者学歴について扱い、特に、結婚については、欧米の先行研究と同様に早期結婚の傾向にあるのかを検討した。JLPS 若年・壮年パネルデータを用いた離散時間ロジット分析の結果、親の離婚経験者は男女とも結婚生起のタイミングが早く、男性では結婚しやすい傾向にあり、その傾向はさまざまな要因を考慮しても残った。加えて、離散時間多項ロジット分析の結果、男女とも親の離婚経験者は学歴が中学・高校・専門学校の配偶者との結婚が生じやすく、女性では短大・高専以上の配偶者との結婚が生じにくい傾向にあった。その傾向は、教育達成に加え、男性では同棲経験、女性では暮らし向きや家庭の雰囲気という家庭の状況により一部説明された。

1. はじめに

近年、日本において婚姻件数は大きく減少傾向にあるものの、離婚を経験する者は増加傾向にある。まず、婚姻件数は1974年の約100万件をピークにその後減少しており、2015年には635,156件である。それに対し、離婚件数は大まかに見ると増加傾向にある。1947年から1960年代中頃まで7万件前後から8万数千件を推移していたが、その後1970年代に約9万5千件から約13万5千件に増加し、1996年には20万件、1999年には25万件を超えている。2002年の289,836件をピークに2000年過ぎ頃から現在にかけて多少の減少を見せているものの、離婚件数は2015年においても226,215件と依然として多い(厚生労働省 2016)。

上述のように結婚は減少傾向であるのに対し、離婚は大まかには増加傾向にあるが、有配偶者における離婚率である有配偶離婚率については明らかかな上昇傾向にある。男女ともに有配偶離婚率は、ほとんどの年齢区分において1990年から2000年において大きく上昇し始め、2015年においても上昇またはほぼ横ばいであり、有配偶離婚率は近年高い傾向にある(国立社会保障・人口問題研究所 2017)。また、19歳以下や20-24歳などの若い年齢区分において特に有配偶離婚率が近年大きく上昇しているが、特に女性の19歳以下における有配偶離婚率の上昇が大きい。

このように、離婚件数と有配偶離婚率が上昇していることが確認されたが、本稿で扱う親の離婚を経験する子どもはどのくらい存在するのだろうか。まず、未成年の子どもがいる世帯における離婚件数は、全体の離婚件数と同様、2002年をピークとして少し減少しているものの、2015年に13万2166組と依然として多い。また、親が離婚した未成年の子どもの

数は、2015年に22万9030人である（厚生労働省 2017）。

以上のような状況から、離婚件数、有配偶者における離婚の増加だけでなく、近年、人生の中で親の離婚を経験する子どもが一定数存在するようになってきたと言える。そのような中、親の離婚を経験することは、本人自身の結婚においてどのような影響を及ぼすのだろうか。日本の先行研究においては、親の離婚が本人自身の家族形成に与える影響についてはほとんど明らかになっていないが、本稿では、親の離婚経験者の結婚について、主に結婚時期と配偶者の学歴に着目し、親の離婚の影響とその要因を明らかにする。

2. 研究背景及び目的

2.1 研究背景

欧米の研究においては、ひとり親や離婚による影響は、子どもの発達や成績、教育達成の面だけでなく、大人になった際にも自身の結婚や離婚などの家族形成に対して影響を及ぼすなど、長期的にも影響をもつ可能性があることが明らかになっている。また、家族形成における影響については、ひとり親や親の離婚が子ども本人の結婚だけでなく、離婚にも影響を及ぼすことが明らかになっているが、本稿の問題関心に沿って、結婚について先行研究を確認すると、主に以下のことが明らかになっている。①早期結婚に至りやすい、②未婚での出産、早期、結婚前のお産の傾向にある、③未婚での同棲の傾向にある。また、要因に関しては、(1) シングルマザーの行動から影響を受け、自身もひとり親を選択しやすくなる、(2) 子どもへの監督が難しい、(3) 家族の状況やその変化によるストレスから逃れる、(4) 低い教育達成、(5) 母親の出生時の年齢や母親の学歴の影響でありセレクション効果などが挙げられる。

まず、先行研究において、ひとり親世帯で育った女性は、早期での結婚や出産の傾向にあり、結婚する前に子どもを産みやすいこと、自身の結婚においても別れやすいことが指摘される（McLanahan and Bumpass, 1988）。さらに、その解釈としては、子どもの将来の家族形成を決定する主な要因として、シングルマザーの行動から影響を受け、自身もひとり親を選択しやすくなるという、親の役割モデルに加え、子どもへの監督が難しいことが考えられている。また、ひとり親世帯で育った女性は、再婚世帯で育った女性と同様に、未婚での出産や同棲の傾向があることも指摘され、それらの傾向は役割モデル（社会化）によって、また、部分的には家族の状況やその変化によるストレスから逃れることによって説明されている（Amato and Kane, 2011）。すなわち、親の行動から、不満足な関係に対する解決策として別れることを選択するというモデルを学びとること、また、悪い家庭環境から逃れ、自身の家族を形成することによって感情的なサポートや親密さを見つける機会を得ることという解釈がなされている。さらに、親の離婚を経験した子どもは、教育達成が低く、成人期に早期結婚に至りやすいこと（Keith and Finlay, 1988）、親との関係にマイナスの影響があること（Amato and Sobolewski, 2001; Booth and Amato, 2001）が指摘される。

また、ひとり親や親の離婚という指標とは異なるが、家族構造の変化を経験することとしての「家族の不安定性」についても、「家族の不安定性」を経験していると、低い大学卒業率や早期の労働市場への参入に加え、早期の家族形成や早期の出産という傾向にあった (Fomby and Bosick, 2013)。また、それらの一部は、母親の出生時の年齢や母親の学歴という、「家族の不安定性」の経験に先行するような要因によって説明されていたという、セレクション効果を指摘している。

加えて、日本の研究においては、近年、ひとり親世帯や早期父不在世帯についても教育達成や初職の不利が明らかになっており、研究が積み重ねられている (三輪 2005; 余田・林 2010; 稲葉 2008 など)。しかし、日本の先行研究においては、家族構造が本人自身の家族形成に与える影響についてはほとんど明らかになっていない。数少ない先行研究においては、15歳という早期に父親がいなかった者という早期父不在者が、自身も離婚しやすく、学歴を考慮してもその傾向は説明されなかったことが指摘される (余田 2011)。

2.2 研究目的

日本の先行研究では、早期父不在者が自身も離婚しやすいことが明らかになっているが (余田 2011)、本研究では、離婚前の結婚に着目し、親の離婚経験者の結婚について明らかにする。まず、主に、海外の先行研究同様、日本においても親の離婚が早期結婚につながりやすいのかについて明らかにする。加えて、親の離婚経験者の結婚とは、どのような傾向にあるのかについて、配偶者学歴に着目して明らかにする。また、その要因についても、親の学歴によるセレクション効果、暮らし向きや家庭の雰囲気という出身家庭の状況、教育達成、初職の不利、同棲の有無などによって、説明されるのかについて検討する。

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・壮年パネル調査の合併データを用いる。この調査は2006年12月時点で、若年は20～34歳、壮年は35～40歳の男女を対象としている。なお、2007～2013年のwave1～wave7を使用しており、追加サンプルは用いていない。また、分析においては、このうち使用する変数に欠損値がなく、結婚経験がある場合には、結婚年齢 (または年) 及び配偶者学歴が明らかなケースを用いている。使用した主な変数は以下の通りである (表1)²⁾。

まず、本稿においては、親の離婚経験という変数が主要な変数となるが、分析に入る前に、留意点について確認を行う。先行研究においては、早期(15歳時)父不在という変数が用いられることが多かったが、今回親の離婚経験という変数を使うにあたり、変数の差異についても確認する。まず、親の離婚経験は、死別と離別を区別すること、子どもが経験していることに着目することができる。そのため、本稿では親の離婚を経験していることに着目し、本人自身の結婚への影響を明らかにする。しかし、その一方で、親の離婚経験は時期の特定が

できないという問題もある。そのため、親の離婚経験の変数を用いる場合には、親の離婚の時期の特定ができず、因果関係に多少の疑問が残るという課題がある。しかしながら、離婚に関する先行研究より、離婚の約7割は結婚後10年以内、約9割は15年以内に発生し、20年を過ぎるときわめて少ないことが推測される (Raymo et al. 2004)。そのため、親の離婚は多くの場合、教育達成や初職、本人の家族形成以前であると考えられる。稲葉 (2016) と同様に、親の離婚経験が教育達成、職業的地位達成、本人自身の家族形成よりも前に生じているだろうとする仮定を置いて分析を行う。さらに、今回はライフイベントの中でも子ども自身の結婚に着目しているため、よりこの仮定には無理がないものと考えられる。

表1 使用した変数

親の離婚経験	wave1時点までの親が離婚した経験。
出生コーホート	出生コーホートは、1966-70年、1971-75年、1976-80年、1981-85年。基準カテゴリーは1966-70年。
親どちらか高等教育	父母どちらかの「最後に通った学校」が短大・高専以上(ダミー変数)。
15歳時暮らし向き	15歳の頃(中学卒業時)の暮らし向きについて、貧しい(=1)、やや貧しい(=2)、ふつう(=3)、やや豊か(=4)、豊か(=5)を1-5とした。
15歳時家庭の雰囲気	15歳の頃(中学卒業時)の家庭の雰囲気について、暖かい雰囲気ではなかった(=1)、どちらかといえば暖かい雰囲気ではなかった(=2)、どちらかといえば暖かい雰囲気だった(=3)、暖かい雰囲気だった(=4)を1-4とした。
前年在学中	前年に在学中であった(ダミー変数)。
前年学歴 高等教育卒	前年の学歴が高等教育(短大・高専以上)卒(ダミー変数)。大学院在学中は高等教育卒業とした。それぞれの学校を退学している場合は、その前の卒業または修了している学校の学歴としている。
初職非正規	初職がパート・アルバイト・契約・臨時・嘱託、派遣社員、請負社員(ダミー変数)。学生のアルバイトによる非正規雇用は除いている。
同棲経験	今までの同棲経験の有無(ダミー変数)。
経過年t	ハザードの開始は男性では18歳、女性では16歳。経過年 t =年齢-26とし、結婚年齢の中央値は男性で27歳、女性で26歳であったが、女性の26歳にそろえている。
配偶者学歴別結婚生起	配偶者学歴別結婚生起については、配偶者の「最後に通った学校」についての情報より、配偶者学歴を「中・高・専門学校」、「短大・高専以上」に分けている。離散時間多項ロジットでは、未婚=0、学歴が中・高・専門学校の配偶者との結婚生起=1、短大・高専以上の配偶者との結婚生起=2とし、未婚を基準として分析している。

次に、分析方法について確認する。まず、分析に入る前に、使用する主な変数については、クロス集計とグループにおける平均値の比較により、親の離婚経験有無別に差異があるのか確認を行う。主要な分析においては、まず1つ目の分析では、男女別に離散時間ロジット分析を行い、親の離婚を経験していることが結婚に及ぼす影響を明らかにする。その際に、親の離婚を経験することが本人自身の結婚に及ぼす影響について、主に海外の先行研究同様、早期結婚に至りやすい傾向にあるかどうかを検討する。また、2つ目の分析においては、配偶者学歴別の結婚生起について、未婚=0、学歴が中学校・高校・専門学校の配偶者との結

婚生起=1, 学歴が短大・高専以上の配偶者との結婚生起=2 とする離散時間多項ロジット分析を行う。その際に、親の離婚経験者の結婚とは、配偶者学歴に着目するとどのような傾向にあるのかを検討する。配偶者学歴の検討においては、学歴同類婚のような視点により分析する方法もあるが、本稿の関心は親の離婚経験や貧困の再生産という視点であり、上昇婚／同類婚／下降婚というだけでなく、どのような同類婚であるのか（高学歴の同類婚であるのか、低学歴の同類婚であるのか）も重要であること、親の離婚を主要な変数として用いているためケースが少ないことを考慮し、このような方法をとった。

加えて、最後に1つ目の親の離婚経験が結婚生起に与える影響の分析及び、2つ目の配偶者学歴別結婚生起に与える影響の分析について、どのような要因によってその影響が説明されるのかを検討する。その際に、親の学歴、15歳時の暮らし向き、15歳時の家庭の雰囲気、本人の教育達成、初職非正規雇用、同棲経験の有無などの要因を検討するとともに、それらを統制しても親の離婚経験の影響が残るのかを分析する。

4. 分析結果

4.1 記述的分析

分析に入る前に、使用する主な変数について、親の離婚経験の有無によって差異が見られるのかを確認する（表2）。それぞれの変数において、ダミー変数についてはクロス集計、量的な変数についてはグループ（親の離婚経験有無）における平均値の差の比較を行っている。まず、親の離婚経験の有無別に親どちらかが高等教育（短大・高専以上）の割合を見てみると、今回のデータにおいては、有意な差は見られなかった。しかし、傾向だけ確認すると、親の離婚経験がないグループにおいては親高等教育の割合は33.1%であるのに対し、親の離婚経験があるグループにおいては28.6%であり、親の離婚経験がある層において、親の学歴に差異が見られる。

次に、出身家庭について、15歳時の暮らし向きと家庭の雰囲気の変数について、親の離婚経験有無によって差異が見られるのかを確認する。まず、15歳時の暮らし向きについては、貧しい(=1)、やや貧しい(=2)、ふつう(=3)、やや豊か(=4)、豊か(=5)として分析しているが、親の離婚経験があるグループでは暮らし向きの平均値が有意に低い傾向にある。さらに、15歳時の家庭の雰囲気については、暖かい雰囲気ではなかった(=1)、どちらかといえば暖かい雰囲気ではなかった(=2)、どちらかといえば暖かい雰囲気だった(=3)、暖かい雰囲気だった(=4)として分析しているが、親の離婚経験があるグループでは、家庭の雰囲気の平均値が有意に低い傾向にある。このように、親の離婚を経験している場合に出身家庭の暮らし向きや家庭の雰囲気において不利であることがわかる。

加えて、本人自身の教育達成や職業的地位達成における差異として、本人学歴の高等教育（短大・高専）以上卒と初職非正規雇用の割合を確認する。まず、親の離婚経験なしのグループでは、高等教育以上卒の割合が男性は50.4%、女性は51.0%であるのに対し、親

の離婚経験ありのグループでは、男性は27.6%、女性は25.8%と、親の離婚経験ある場合に高等教育卒の割合が有意に低いことがわかる。また、初職非正規雇用の割合については、男性は有意な差はなかったが、傾向としては親の離婚経験なしのグループでは15.4%であるのに対し、親の離婚経験ありのグループでは19.2%と高い傾向にあった。女性においては有意差があり、親の離婚経験なしのグループでは21.5%であるのに対し、親の離婚経験ありのグループでは30.2%であった。このように、親の離婚を経験している場合に男女とも教育達成が低い傾向にあり、また女性では初職が非正規雇用である傾向にあった。

次に、結婚に関連して、同棲経験においては、男女ともに親の離婚経験の有無によって有意な差が見られた。男性では、親の離婚経験なしのグループでは24.0%であるのに対し、親の離婚経験ありのグループでは39.7%と高い傾向にあった。女性では、親の離婚経験なしのグループでは23.3%であるのに対し、親の離婚経験ありのグループでは37.7%であった。最後に、本稿の分析において用いる、結婚年齢と配偶者学歴について親の離婚経験による差異を確認する³⁾。まず、結婚年齢においては、女性では10%水準ではあるが、男女ともに親の離婚経験ありのグループにおいて有意に結婚年齢の平均値が低い傾向にある。次に、配偶者学歴については、男性では10%水準ではあるが、男女ともに親の離婚経験ありのグループにおいて配偶者学歴が高等教育以上の割合が低い傾向にある。以上のことから、親の離婚を経験している場合に、同棲経験がある傾向、結婚年齢が低い傾向、配偶者学歴が高等教育以上の割合が低い傾向にあった。

表 2 親の離婚経験有無別の各変数の記述的分析

	N	全体	N	親の離婚なし	N	親の離婚あり	χ^2 値/F値
親どちらか高等教育 (短大・高専以上)	3719	32.7%	3404	33.1%	315	28.6%	2.66
15歳時暮らし向き(1~5)	3719	3.08 (0.80)	3404	3.11 (0.77)	315	2.68 (0.98)	85.87***
15歳時家庭の雰囲気(1~4)	3719	3.11 (0.84)	3404	3.17 (0.80)	315	2.42 (0.96)	245.7***
高等教育(短大・高専以上)							
男性	1794	48.4%	1638	50.4%	156	27.6%	29.81***
女性	1925	48.9%	1766	51.0%	159	25.8%	37.00***
初職非正規							
男性	1794	15.7%	1638	15.4%	156	19.2%	1.59
女性	1925	22.2%	1766	21.5%	159	30.2%	6.44*
同棲経験							
男性	1794	25.4%	1638	24.0%	156	39.7%	18.67***
女性	1925	24.5%	1766	23.3%	159	37.7%	16.36***
結婚年齢(結婚経験者に限定)							
男性	882	27.33 (3.61)	793	27.45 (3.53)	89	26.19 (4.14)	9.86**
女性	1063	26.00 (3.51)	967	26.07 (3.44)	96	25.33 (4.14)	3.80†
配偶者高等教育(短大・高専以上) (結婚経験者に限定)							
男性	882	46.8%	793	47.8%	89	38.2%	2.96†
女性	1063	47.5%	967	49.0%	96	32.3%	9.80**

※斜体は平均値(括弧内は標準偏差)

4.2 親の離婚が結婚生起及び配偶者学歴別結婚生起に与える影響

まず、本節では、親の離婚を経験することが本人自身の結婚に与える影響について明らかにする。その際に、前半の分析では結婚生起、後半の分析では配偶者学歴別結婚生起に着目する。なお、結婚の傾向は男女で異なると考えられるため、男女別に分析を行う。

まず、親の離婚経験が結婚生起に与える影響について検討するために、男女別に離散時間ロジット分析を行った(表3)。また、今回の分析では、経過年 t と親の離婚経験との交互作用を用いているため、佐々木(2012)を参考に、親の離婚有無による結婚ハザード確率のオッズ比を図示している(図1)。結婚年齢の中央値が男性では27歳、女性では26歳であったため、女性の26歳に合わせ、分析では経過年 $t = \text{年齢} - 26$ として投入している。図1では親の離婚経験有無についての結婚ハザード確率のオッズ比を算出し図示しているため、親の離婚経験なしの場合の26歳で結婚生起するハザード確率と比較したオッズ比であると見ることができる。すなわち、親の離婚経験なしの場合の26歳で結婚が生起するハザード確率のオッズ比を1とした場合に、それぞれその何倍であるのかという見方をすることができる。

表3と図1より、まず、男性においては、親の離婚経験がある場合に有意に結婚が生じやすい傾向にあった。また、親の離婚経験がある場合に有意に結婚生起のタイミングが早い傾向にあった。女性においては、結婚の生起しやすさについては、有意な差は見られなかったが、結婚生起のタイミングについては、親の離婚経験がある場合に有意に早い傾向

にあった。男女とも親の離婚経験がある場合に結婚生起のタイミングが早い、すなわち、欧米の先行研究同様、早期結婚に至りやすい傾向にあることがわかった。

表 3 結婚生起に関する離散時間ロジットモデル (モデル 1)

	男性 モデル1			女性 モデル1		
	<i>b</i>	Exp(<i>b</i>)	SE	<i>b</i>	Exp(<i>b</i>)	SE
定数	-2.188 ***	0.112	0.061	-1.831 ***	0.160	0.057
経過年 t	0.181 ***	1.198	0.012	0.102 ***	1.108	0.009
経過年 t^2	-0.035 ***	0.966	0.002	-0.038 ***	0.963	0.002
出生年 (ref. : 1966-70)						
71-75年	-0.499 ***	0.607	0.080	-0.231 **	0.794	0.074
76-80年	-0.805 ***	0.447	0.096	-0.809 ***	0.445	0.087
81-86年	-2.054 ***	0.128	0.177	-2.233 ***	0.107	0.156
親の離婚経験	0.379 **	1.461	0.118	0.091	1.095	0.114
親の離婚経験 $\times t$	-0.091 **	0.913	0.033	-0.072 *	0.930	0.031
-2 Log Likelihood	6850.8			7800.2		
χ^2 (df)	866.7 (7)			1301.0 (7)		
Nagelkerke R-square	0.128			0.163		
<i>N</i>	1794			1925		
<i>N</i> of events	882			1063		
<i>N</i> of spells	26219			28809		

† $p < 0.1$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ *** $p < 0.001$

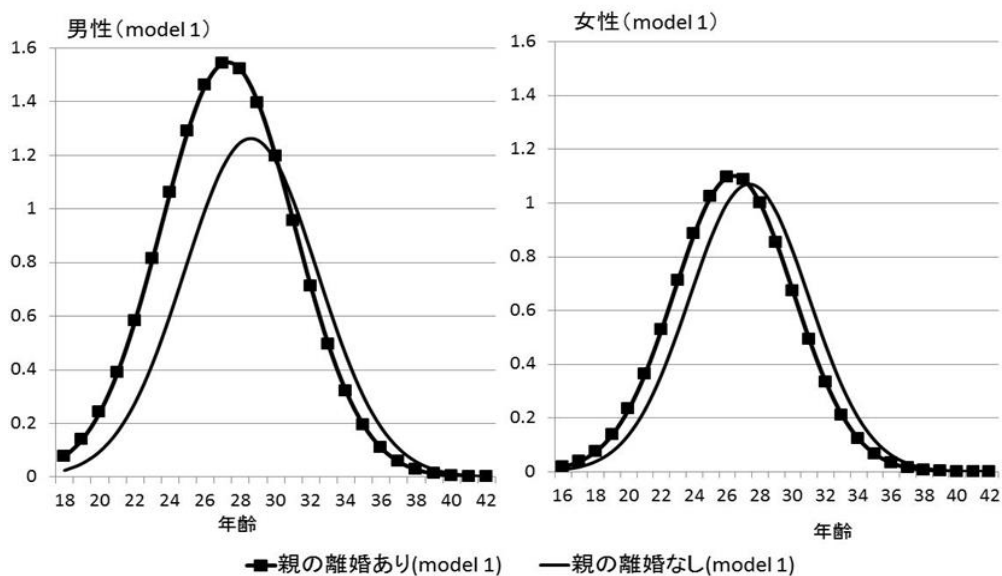


図 1 結婚ハザード確率のオッズ比 (モデル 1)

次に、親の離婚経験が配偶者学歴別結婚生起に与える影響について検討する。配偶者学歴別結婚生起については、未婚=0, 配偶者学歴が中学・高校・専門学校との結婚生起=1, 短大・高専以上との結婚生起=2 とし、離散時間多項ロジット分析を行っている (表 4, 5)。また、図 1 と同様に、結婚ハザード確率のオッズ比を図示している (図 2, 3)。まず、配偶者学歴

が中学・高校・専門学校との結婚生起の分析では、男性と女性ともに、親の離婚を経験している場合に、未婚に対し中学・高校・専門学校の配偶者との結婚が有意に生じやすい傾向にあった。また、配偶者学歴が短大・高専以上との結婚生起の分析では、男性は親の離婚経験による有意な差は見られなかった。女性においては、10%水準ではあるが、短大・高専以上の配偶者との結婚が生じにくい傾向にあった。

表4 男性の配偶者学歴別結婚生起に関する離散時間多項ロジットモデル（モデル1）

	結婚生起 配偶者中学・高校・専門(=1) モデル1			配偶者短大・高専以上(=2) モデル1		
	<i>b</i>	Exp(<i>b</i>)	SE	<i>b</i>	Exp(<i>b</i>)	SE
定数	-2.768 ***		0.081	-3.020 ***		0.090
経過年 t	0.134 ***	1.143	0.015	0.249 ***	1.283	0.020
経過年 t^2	-0.033 ***	0.968	0.003	-0.041 ***	0.960	0.003
出生年 (ref.: 1966-70)						
71-75年	-0.672 ***	0.511	0.111	-0.315 **	0.73	0.114
76-80年	-0.827 ***	0.437	0.127	-0.778 ***	0.46	0.14
81-86年	-1.815 ***	0.163	0.210	-2.498 ***	0.082	0.328
親の離婚経験	0.486 **	1.626	0.149	0.181	1.199	0.197
親の離婚経験 $\times t$	-0.099 *	0.906	0.041	-0.056	0.946	0.053
-2 Log Likelihood			995.3			
Nagelkerke R-square			0.118			
<i>N</i>			1794			
<i>N</i> of events	469			413		
<i>N</i> of spells			26219			

† $p < 0.1$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ *** $p < 0.001$

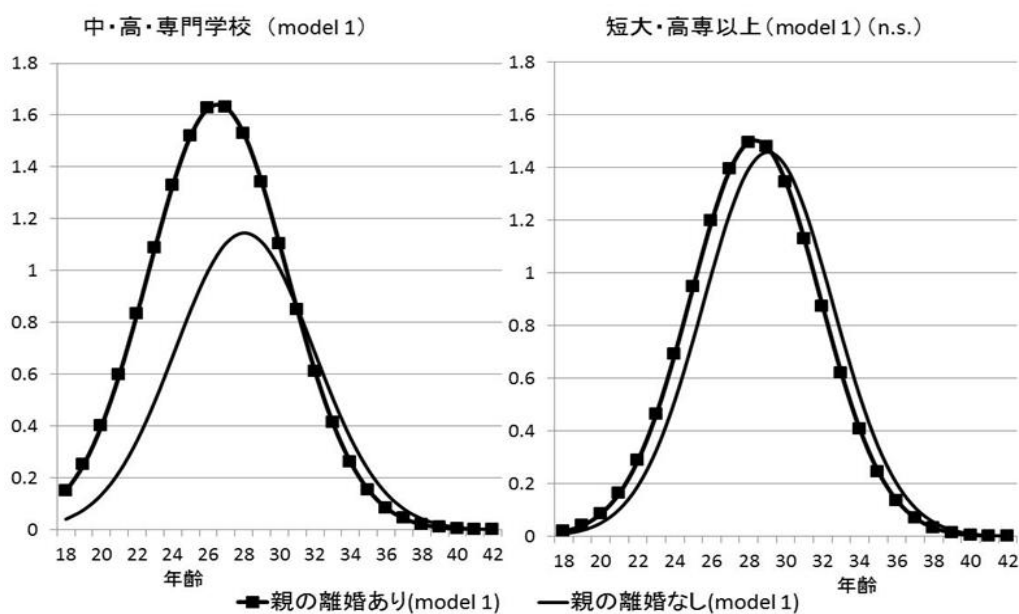


図2 男性の配偶者学歴別結婚ハザード確率のオッズ比（モデル1）

表5 女性の配偶者学歴別結婚生起に関する離散時間多項ロジットモデル（モデル1）

	結婚生起 配偶者中学・高校・専門(=1) モデル1			配偶者短大・高専以上(=2) モデル1		
	<i>b</i>	Exp(<i>b</i>)	SE	<i>b</i>	Exp(<i>b</i>)	SE
定数	-2.570 ***		0.078	-2.472 ***		0.080
経過年 ^t	0.059 ***	1.061	0.013	0.158 ***	1.172	0.015
経過年 ²	-0.034 ***	0.966	0.002	-0.044 ***	0.957	0.003
出生年 (ref. : 1966-70)						
71-75年	-0.284 **	0.753	0.102	-0.177 †	0.838	0.104
76-80年	-0.716 ***	0.489	0.116	-0.917 ***	0.4	0.127
81-86年	-1.975 ***	0.139	0.193	-2.605 ***	0.074	0.261
親の離婚経験	0.395 **	1.484	0.138	-0.328 †	0.72	0.194
親の離婚経験× <i>t</i>	-0.024	0.977	0.037	-0.142 *	0.868	0.058
-2 Log Likelihood			1048.3			
Nagelkerke R-square			0.149			
<i>N</i>			1925			
<i>N</i> of events	558			505		
<i>N</i> of spells			28809			

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

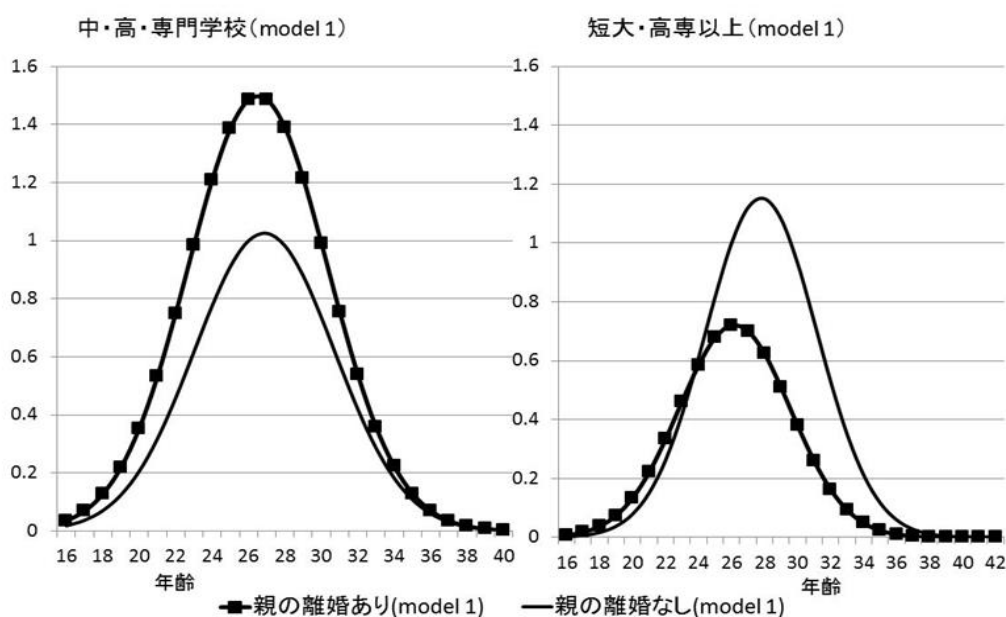


図3 女性の配偶者学歴別結婚ハザード確率のオッズ比（モデル1）

4.3 親の離婚が本人の結婚と配偶者学歴に与える影響の要因

前節においては、親の離婚経験がある場合に男女とも結婚生起のタイミングが早い傾向、中学・高校・専門学校の配偶者との結婚が生じやすい傾向にあった。本節では、それらの影響について、親の学歴、15歳時の暮らし向き、15歳時の家庭の雰囲気、本人の教育達成、初職非正規雇用、同棲経験の有無という要因を検討する。

まず、親の離婚経験が結婚生起に与える影響の要因を検討する。男性においては、前節の分析で親の離婚経験がある場合に結婚しやすい傾向にあったが、表 6-1、表 6-2 の親の離婚経験の係数を見てみると、同棲経験によってのみわずかに下がっているが、モデル 7 においても親の離婚経験は有意なままである。モデル 1~7 においてさまざまな要因を検討したが、親の離婚経験が男性の結婚しやすさに与える影響は有意なまま残り、ほとんど説明されなかったと言える（表 6-1, 6-2）。

加えて、前節の分析においては、男女とも親の離婚を経験している場合に結婚生起のタイミングが早い傾向にあった。この傾向について要因を検討してみると、まず男性においては、前年学歴の高等教育卒によって親の離婚経験と経過年との交互作用項の係数にわずかに変化が見られるが、モデル 7 においても交互作用項は有意なままである。男性における親の離婚経験がある場合の結婚生起のタイミングの早さについても、モデル 1~7 でさまざまな要因を検討したが、有意なまま影響は残り、ほとんど要因は説明されなかった（表 6-1, 6-2）。

表 6-1 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 1-3）

	モデル1			モデル2			モデル3		
	<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	-2.188 ***	0.112	0.061	-2.180 ***	0.113	0.064	-2.253 ***	0.105	0.148
経過年 ^t	0.181 ***	1.198	0.012	0.181 ***	1.198	0.012	0.181 ***	1.198	0.012
経過年 ^{t2}	-0.035 ***	0.966	0.002	-0.035 ***	0.965	0.002	-0.035 ***	0.965	0.002
出生年 (ref.: 1966-70)									
71-75年	-0.499 ***	0.607	0.080	-0.497 ***	0.608	0.081	-0.501 ***	0.606	0.081
76-80年	-0.805 ***	0.447	0.096	-0.802 ***	0.448	0.096	-0.806 ***	0.447	0.096
81-86年	-2.054 ***	0.128	0.177	-2.048 ***	0.129	0.177	-2.054 ***	0.128	0.178
親の離婚経験	0.379 **	1.461	0.118	0.379 **	1.461	0.118	0.385 **	1.470	0.118
親の離婚経験× ^t	-0.091 **	0.913	0.033	-0.091 **	0.913	0.033	-0.091 **	0.913	0.033
親どちらか高等教育 15歳時暮らし向き				-0.029	0.971	0.077	-0.039	0.962	0.079
							0.026	1.026	0.047
-2 Log Likelihood	6850.8			6850.7			6850.4		
χ ² (df)	866.7 (7)			866.9 (9)			867.2 (9)		
Nagelkerke R-square	0.128			0.128			0.128		
<i>N</i>	1794			1794			1794		
<i>N</i> of events	882			882			882		
<i>N</i> of spells	26219			26219			26219		

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

表 6-2 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 4-7)

	モデル4			モデル5			モデル6			モデル7		
	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE
定数	-2.427 ***	0.088	0.188	-2.455 ***	0.086	0.188	-2.374 ***	0.093	0.188	-2.504 ***	0.082	0.191
経過年t	0.181 ***	1.199	0.012	0.106 ***	1.112	0.015	0.108 ***	1.114	0.015	0.110 ***	1.116	0.015
経過年t ²	-0.035 ***	0.965	0.002	-0.027 ***	0.974	0.002	-0.027 ***	0.974	0.002	-0.027 ***	0.974	0.002
出生年 (ref.: 1966-70)												
71-75年	-0.497 ***	0.608	0.081	-0.490 ***	0.613	0.081	-0.470 ***	0.625	0.081	-0.498 ***	0.608	0.081
76-80年	-0.81 ***	0.445	0.096	-0.803 ***	0.448	0.096	-0.751 ***	0.472	0.097	-0.769 ***	0.463	0.097
81-86年	-2.053 ***	0.128	0.178	-2.040 ***	0.130	0.178	-1.949 ***	0.142	0.179	-1.937 ***	0.144	0.179
親の離婚経験	0.425 ***	1.530	0.121	0.407 **	1.502	0.122	0.415 **	1.514	0.122	0.355 **	1.427	0.123
親の離婚経験×t	-0.091 **	0.913	0.033	-0.073 *	0.929	0.033	-0.073 *	0.929	0.033	-0.071 *	0.931	0.033
親どちらか高等教育	-0.041	0.959	0.079	-0.014	0.987	0.081	0.008	1.008	0.082	0.003	1.003	0.082
15歳時暮らし向き	0.011	1.011	0.048	0.011	1.011	0.048	0.021	1.021	0.049	0.019	1.019	0.048
15歳時家庭の雰囲気	0.069	1.072	0.045	0.076 †	1.078	0.046	0.058	1.060	0.046	0.066	1.068	0.046
前年在学中				-1.542 ***	0.214	0.210	-1.557 ***	0.211	0.211	-1.541 ***	0.214	0.211
前年学歴 高等教育卒				0.144 †	1.155	0.077	0.107	1.113	0.078	0.124	1.132	0.078
初職非正規							-0.618 ***	0.539	0.125	-0.627 ***	0.534	0.125
同棲経験										0.447 ***	1.564	0.076
-2 Log Likelihood	6848.0			6776.1			6747.7			6714.9		
χ ² (df)	869.5 (10)			941.5 (12)			969.9 (13)			1002.7 (14)		
Nagelkerke R-square	0.128			0.138			0.142			0.147		
N	1794			1794			1794			1794		
N of events	882			882			882			882		
N of spells	26219			26219			26219			26219		

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

次に、女性の結婚生起について、親の離婚経験が与える要因を検討する。女性においても、前節の分析では、親の離婚経験がある場合に結婚生起のタイミングが早い傾向にあった。本節の分析におけるモデル 1~7 の親の離婚経験と経過年の交互作用を見てみると (表 7-1, 7-2), 前年在学中と前年学歴が高等教育卒という変数を入れるとわずかに係数が変化するが、モデル 7 においても交互作用項は有意なままである。

表 7-1 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 1-3)

	モデル1			モデル2			モデル3		
	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE
定数	-1.831 ***	0.160	0.057	-1.771 ***	0.170	0.059	-1.618 ***	0.198	0.141
経過年t	0.102 ***	1.108	0.009	0.103 ***	1.109	0.010	0.103 ***	1.109	0.010
経過年t ²	-0.038 ***	0.963	0.002	-0.038 ***	0.963	0.002	-0.038 ***	0.963	0.002
出生年 (ref.: 1966-70)									
71-75年	-0.231 **	0.794	0.074	-0.207 **	0.813	0.075	-0.201 **	0.818	0.075
76-80年	-0.809 ***	0.445	0.087	-0.747 ***	0.474	0.089	-0.739 ***	0.478	0.089
81-86年	-2.233 ***	0.107	0.156	-2.166 ***	0.115	0.157	-2.155 ***	0.116	0.157
親の離婚経験	0.091	1.095	0.114	0.084	1.088	0.114	0.058	1.059	0.116
親の離婚経験×t	-0.072 *	0.930	0.031	-0.073 *	0.930	0.031	-0.073 *	0.929	0.031
親どちらか高等教育				-0.285 ***	0.752	0.074	-0.270 ***	0.764	0.075
15歳時暮らし向き							-0.052	0.949	0.044
-2 Log Likelihood	7800.2			7784.9			7783.5		
χ ² (df)	1301.0 (7)			1316.3 (8)			1317.8 (9)		
Nagelkerke R-square	0.163			0.165			0.165		
N	1925			1925			1925		
N of events	1063			1063			1063		
N of spells	28809			28809			28809		

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

表 7-2 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 4-7)

	モデル4			モデル5			モデル6			モデル7		
	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE
定数	-1.734 ***	0.177	0.173	-1.783 ***	0.168	0.174	-1.756 ***	0.173	0.174	-1.786 ***	0.168	0.175
経過年t	0.103 ***	1.109	0.010	0.062 ***	1.064	0.012	0.063 ***	1.065	0.012	0.063 ***	1.065	0.012
経過年t ²	-0.038 ***	0.963	0.002	-0.031 ***	0.969	0.002	-0.031 ***	0.969	0.002	-0.031 ***	0.969	0.002
出生年 (ref.: 1966-70)												
71-75年	-0.202 **	0.817	0.075	-0.176 *	0.839	0.075	-0.175 **	0.840	0.075	-0.182 *	0.833	0.075
76-80年	-0.740 ***	0.477	0.089	-0.712 ***	0.491	0.089	-0.699 ***	0.497	0.089	-0.705 ***	0.494	0.090
81-86年	-2.159 ***	0.115	0.157	-2.140 ***	0.118	0.157	-2.119 ***	0.120	0.158	-2.123 ***	0.120	0.158
親の離婚経験	0.096	1.101	0.121	0.067	1.069	0.122	0.079	1.082	0.122	0.065	1.067	0.122
親の離婚経験×t	-0.073 **	0.929	0.031	-0.063 *	0.939	0.031	-0.063 *	0.939	0.031	-0.063 *	0.939	0.032
親どちらか高等教育	-0.269 ***	0.764	0.075	-0.196 *	0.822	0.077	-0.188 *	0.829	0.077	-0.187 *	0.829	0.077
15歳時暮らし向き	-0.062	0.940	0.045	-0.049	0.952	0.045	-0.049	0.952	0.045	-0.050	0.951	0.045
15歳時家庭の雰囲気	0.046	1.047	0.040	0.051	1.052	0.04	0.049	1.050	0.040	0.052	1.053	0.040
前年在学中				-0.971 ***	0.379	0.159	-0.970 ***	0.379	0.159	-0.969 ***	0.380	0.159
前年学歴 高等教育卒				-0.074	0.929	0.07	-0.077 *	0.926	0.070	-0.067	0.935	0.070
初職非正規							-0.158 †	0.854	0.085	-0.161 †	0.851	0.085
同棲経験										0.100	1.105	0.075
-2 Log Likelihood	7782.1			7739.3			7735.8			7734.0		
χ ² (df)	1319.1 (10)			1361.9 (12)			1365.8 (13)			1367.2 (14)		
Nagelkerke R-square	0.165			0.170			0.171			0.171		
N	1925			1925			1925			1925		
N of events	1063			1063			1063			1063		
N of spells	28809			28809			28809			28809		

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

男女の結婚生起の分析より (表 6-1, 6-2, 7-1, 7-2), 前節と同様, 親の離婚経験有無によつて結婚ハザード確率のオッズ比を図示する (図 4). 最終モデルであるモデル 7 においては,

男女ともに親の離婚経験と経過年の交互作用項が有意なまま残り（表 6-2, 7-2），また，男性においては，親の離婚経験の変数も有意なまま残った（表 6-1）．図 4 と合わせてみると，男女ともに，さまざまな要因を考慮しても結婚生起のタイミングの早さはあまり説明されず，男性においては結婚しやすさの傾向についてもあまり説明されなかったと言える．

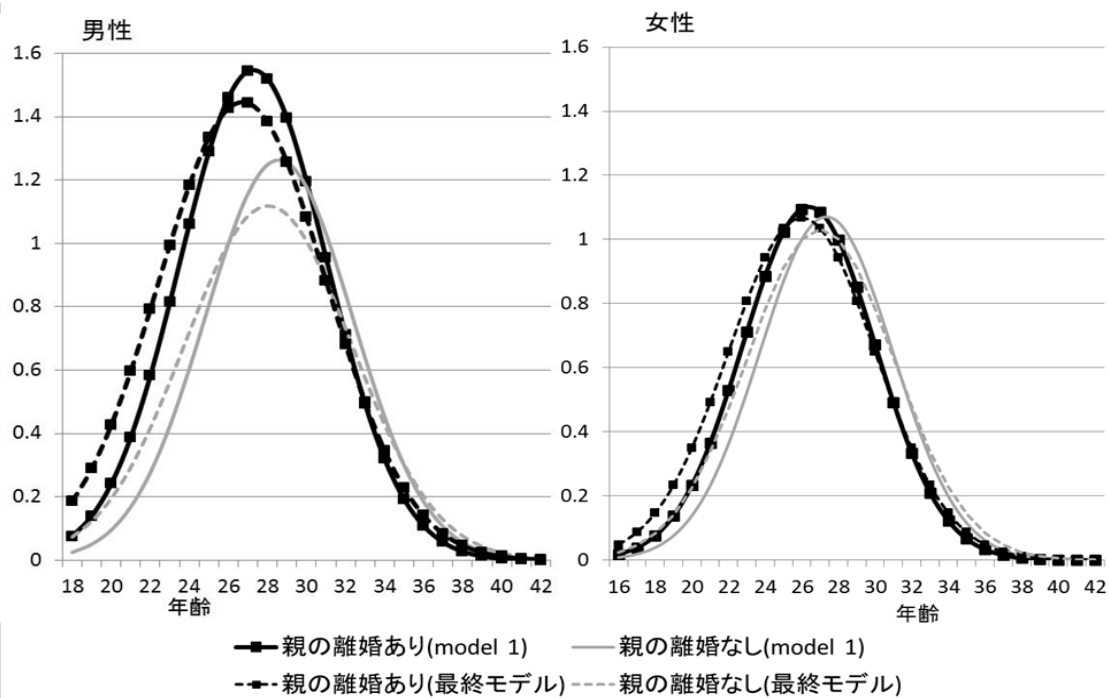


図 4 結婚ハザード確率のオッズ比のモデル間比較

次に，親の離婚が配偶者学歴別結婚生起に与える影響の要因について検討する．まず，男性については，前節の分析において，学歴が中学・高校・専門学校の配偶者との結婚が生じやすい傾向にあった．この傾向がどのような要因によって説明されるのかを見てみると（表 8-1, 8-2），前年在学中と前年学歴が高等学校卒という変数，同棲経験の変数によって，一部説明される傾向にあった．また，男性における配偶者学歴が短大・高専以上との結婚については，前節の分析においても有意ではなかったが，配偶者学歴中学・高校・専門学校の分析と同様，要因についての分析を行った（表 9-1, 9-2）．モデル 5~7 において，今まで有意ではなかった親の離婚経験の変数の係数がやや大きくなり 10%水準で有意になっている⁴⁾．

表 8-1 男性における配偶者学歴中学・高校・専門との結婚生起に関する離散時間多項ロジットモデル（モデル1-3）

	結婚生起 配偶者中学・高校・専門(=1)			モデル2			モデル3		
	モデル1			モデル2			モデル3		
	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE
定数	-2.768 ***		0.081	-2.662 ***		0.084	-2.624 ***		0.198
経過年t	0.134 ***	1.143	0.015	0.134 ***	1.143	0.015	0.134 ***	1.143	0.015
経過年 ²	-0.033 ***	0.968	0.003	-0.033 ***	0.968	0.003	-0.033 ***	0.968	0.003
出生年 (ref.: 1966-70)									
71-75年	-0.672 ***	0.511	0.111	-0.642 ***	0.526	0.111	-0.640 ***	0.527	0.111
76-80年	-0.827 ***	0.437	0.127	-0.787 ***	0.455	0.128	-0.785 ***	0.456	0.128
81-86年	-1.815 ***	0.163	0.210	-1.736 ***	0.176	0.211	-1.733 ***	0.177	0.211
親の離婚経験	0.486 **	1.626	0.149	0.483 **	1.620	0.149	0.479 **	1.615	0.150
親の離婚経験×t	-0.099 *	0.906	0.041	-0.099 *	0.906	0.041	-0.099 *	0.906	0.041
親どちらか高等教育 15歳時暮らし向き				-0.490 ***	0.612	0.115	-0.485 ***	0.615	0.118
							-0.013	0.987	0.064
-2 Log Likelihood	995.3			1355.7			2376.9		
Nagelkerke R-square	0.118			0.123			0.123		
N	1794			1794			1794		
N of events	469			469			469		
N of spells	26219			26219			26219		

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

表 8-2 男性における配偶者学歴中学・高校・専門との結婚生起に関する離散時間多項ロジットモデル（モデル4-7）

	結婚生起 配偶者中学・高校・専門(=1)			モデル5			モデル6			モデル7		
	モデル4			モデル5			モデル6			モデル7		
	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE
定数	-2.692 ***		0.248	-2.732 ***		0.248	-2.648 ***		0.248	-2.863 ***		0.252
経過年t	0.134 ***	1.143	0.015	0.077 ***	1.080	0.018	0.079 ***	1.082	0.018	0.081 ***	1.084	0.018
経過年 ²	-0.033 ***	0.968	0.003	-0.026 ***	0.974	0.003	-0.026 ***	0.974	0.003	-0.026 ***	0.974	0.003
出生年 (ref.: 1966-70)												
71-75年	-0.639 ***	0.528	0.111	-0.662 ***	0.516	0.111	-0.647 ***	0.523	0.112	-0.681 ***	0.506	0.112
76-80年	-0.786 ***	0.456	0.128	-0.788 ***	0.455	0.128	-0.740 ***	0.477	0.129	-0.763 ***	0.466	0.129
81-86年	-1.733 ***	0.177	0.211	-1.815 ***	0.163	0.212	-1.723 ***	0.179	0.214	-1.694 ***	0.184	0.213
親の離婚経験	0.495 **	1.641	0.154	0.396 *	1.486	0.155	0.410 **	1.507	0.155	0.317 *	1.373	0.156
親の離婚経験×t	-0.099 *	0.906	0.041	-0.089 *	0.915	0.042	-0.088 *	0.915	0.042	-0.085 *	0.918	0.042
親どちらか高等教育	-0.486 ***	0.615	0.118	-0.300 *	0.740	0.121	-0.277 *	0.758	0.122	-0.289 *	0.749	0.121
15歳時暮らし向き	-0.020	0.980	0.065	0.020	1.020	0.065	0.027	1.027	0.065	0.021	1.021	0.065
15歳時家庭の雰囲気	0.028	1.028	0.060	0.070	1.073	0.061	0.053	1.055	0.061	0.069	1.071	0.062
前年在学中				-1.629 ***	0.196	0.266	-1.645 *	0.193	0.266	-1.614 ***	0.199	0.267
前年学歴 高等教育卒				-0.438 ***	0.645	0.110	-0.471 *	0.624	0.111	-0.447 ***	0.64	0.111
初職非正規							-0.571	0.565	0.163	-0.581 ***	0.559	0.163
同棲経験										0.664 ***	1.942	0.099
-2 Log Likelihood	3547.0			4256.6			4563.2			5170.5		
Nagelkerke R-square	0.123			0.140			0.144			0.149		
N	1794			1794			1794			1794		
N of events	469			469			469			469		
N of spells	26219			26219			26219			26219		

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

表 9-1 男性における配偶者学歴短大・高専以上との結婚生起に関する離散時間多項ロジットモデル (モデル 1-3)

	結婚生起 配偶者短大・高専以上(=2)								
	モデル1			モデル2			モデル3		
	<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	-3.020 ***		0.090	-3.144 ***		0.097	-3.349 ***		0.215
経過年 t	0.249 ***	1.283	0.020	0.249 ***	1.283	0.020	0.249 ***	1.283	0.020
経過年 t^2	-0.041 ***	0.960	0.003	-0.041 ***	0.960	0.003	-0.041 ***	0.960	0.003
出生年 (ref.: 1966-70)									
71-75年	-0.315 **	0.73	0.114	-0.344 **	0.709	0.114	-0.355 **	0.701	0.115
76-80年	-0.778 ***	0.46	0.14	-0.818 ***	0.441	0.141	-0.829 ***	0.437	0.141
81-86年	-2.498 ***	0.082	0.328	-2.576 ***	0.076	0.328	-2.592 ***	0.075	0.329
親の離婚経験	0.181	1.199	0.197	0.179	1.195	0.197	0.193	1.213	0.197
親の離婚経験 $\times t$	-0.056	0.946	0.053	-0.056	0.946	0.053	-0.055	0.946	0.053
親どちらか高等教育				0.412 ***	1.509	0.103	0.385 ***	1.470	0.106
15歳時暮らし向き							0.072	1.075	0.067
-2 Log Likelihood	995.3			1355.7			2376.9		
Nagelkerke R-square	0.118			0.123			0.123		
<i>N</i>	1794			1794			1794		
<i>N</i> of events	413			413			413		
<i>N</i> of spells	26219			26219			26219		

† $p < 0.1$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ *** $p < 0.001$

表 9-2 男性における配偶者学歴短大・高専以上との結婚生起に関する離散時間多項ロジットモデル (モデル 4-7)

	結婚生起 配偶者短大・高専以上(=2)											
	モデル4			モデル5			モデル6			モデル7		
	<i>b</i>	Exp(<i>b</i>)	SE	<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	-3.659 ***		0.278	-3.736 ***		0.282	-3.664 ***		0.282	-3.706 ***		0.284
経過年 t	0.250 ***	1.283	0.020	0.160 ***	1.173	0.025	0.163 ***	1.176	0.025	0.163 ***	1.177	0.025
経過年 t^2	-0.041 ***	0.960	0.003	-0.031 ***	0.970	0.003	-0.031 ***	0.970	0.003	-0.031 ***	0.970	0.003
出生年 (ref.: 1966-70)												
71-75年	-0.348	0.706	0.115	-0.304 **	0.738	0.115	-0.278 *	0.757	0.115	-0.289 *	0.749	0.116
76-80年	-0.835	0.434	0.141	-0.810 ***	0.445	0.141	-0.755 ***	0.470	0.142	-0.762 ***	0.467	0.142
81-86年	-2.592 †	0.075	0.329	-2.452 ***	0.086	0.329	-2.364 ***	0.094	0.330	-2.362 ***	0.094	0.330
親の離婚経験	0.263	1.301	0.201	0.379 †	1.461	0.203	0.381 †	1.464	0.203	0.360 †	1.433	0.204
親の離婚経験 $\times t$	-0.056	0.945	0.053	-0.036	0.965	0.053	-0.037	0.964	0.053	-0.036	0.964	0.053
親どちらか高等教育	0.381 ***	1.464	0.106	0.237 *	1.267	0.110	0.256 *	1.292	0.110	0.256 *	1.291	0.11
15歳時暮らし向き	0.048	1.049	0.069	-0.003	0.997	0.071	0.011	1.012	0.071	0.011	1.011	0.071
15歳時家庭の雰囲気	0.121 †	1.128	0.066	0.086	1.089	0.067	0.068	1.070	0.067	0.070	1.072	0.067
前年在学中				-1.323 ***	0.266	0.341	-1.334 ***	0.263	0.341	-1.331 ***	0.264	0.341
前年学歴 高等教育卒				0.770 ***	2.160	0.115	0.729 ***	2.074	0.115	0.734 ***	2.084	0.115
初職非正規							-0.686 ***	0.504	0.191	-0.690 ***	0.502	0.191
同棲経験										0.170	1.185	0.116
-2 Log Likelihood	3547.0			4256.6			4563.2			5170.5		
Nagelkerke R-square	0.123			0.140			0.144			0.149		
<i>N</i>	1794			1794			1794			1794		
<i>N</i> of events	413			413			413			413		
<i>N</i> of spells	26219			26219			26219			26219		

† $p < 0.1$ * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ *** $p < 0.001$

本節においても、前節と同様に、モデル1と最終モデルであるモデル7との比較をするために、親の離婚経験の有無によって結婚ハザード確率のオッズ比を図示している（図5）。表8-1~9-2と合わせて見てみると、男性における親の離婚経験がある場合の中学・高校・専門学校の配偶者との結婚の生じやすさは、主に前年在学中と前年の学歴、同棲経験によって一部説明されており、図5においてもモデル1と最終モデルにおけるオッズ比の差が小さくなっていることがわかる。また、男性における配偶者学歴が短大・高専以上との結婚については、前述のように10%水準ではあるが、図5においてもモデル1と最終モデルとの差が大きくなる傾向にあった。この解釈としては、前年在学中と前年の学歴による影響であると推察される（注4参照）。

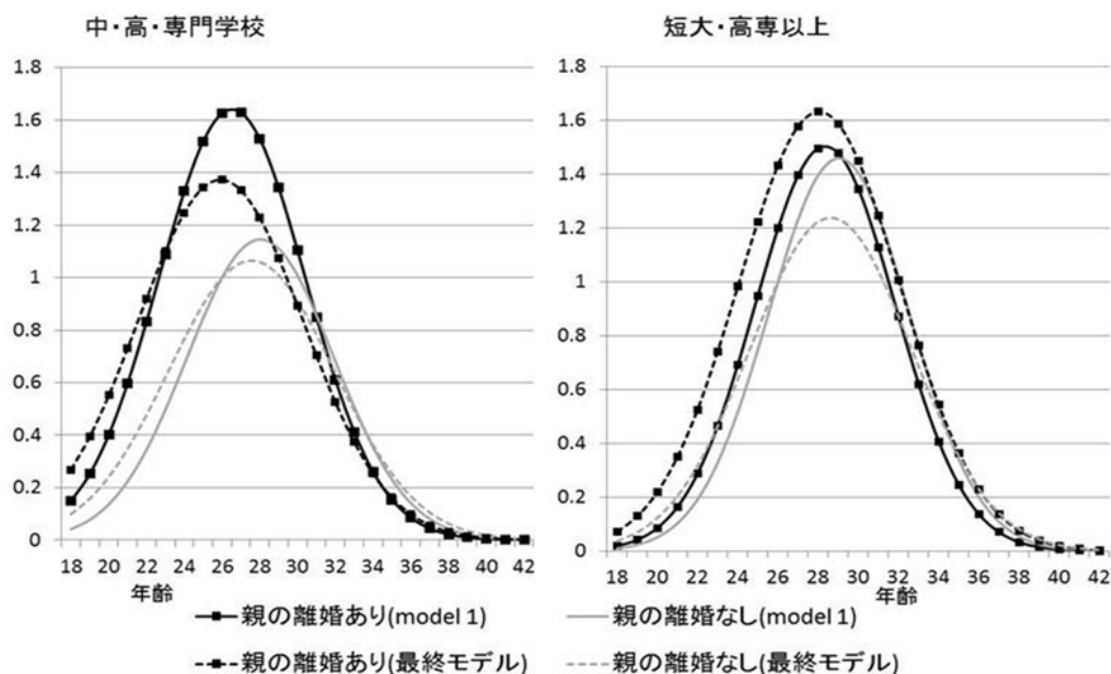


図5 男性の配偶者学歴別結婚ハザード確率のオッズ比のモデル間比較

最後に、女性における配偶者学歴別の結婚生起についても、その要因の検討を行う。まず、前節の分析においては、女性は親の離婚経験がある場合に学歴が中学・高校・専門学校の配偶者学歴との結婚が生じやすく、反対に、短大・高専以上の配偶者との結婚が生じにくい傾向にあった。本節では、その要因について見てみると、中学・高校・専門学校の配偶者との結婚においても（表10-1, 10-2）、短大・高専以上の配偶者の結婚においても（表11-1, 11-2）、主に15歳時の暮らし向きと家庭の雰囲気、前年在学中と前年の学歴によって一部説明されていた。

表 10-1 女性における配偶者学歴中学・高校・専門との結婚生起に関する離散時間多項ロジットモデル（モデル1-3）

	結婚生起 配偶者中学・高校・専門(=1)			モデル2			モデル3		
	モデル1			b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE
定数	-2.570 ***		0.078	1.013 ***		0.279	1.504 ***		0.328
経過年t	0.059 ***	1.061	0.013	-0.627 ***	0.534	0.050	-0.628 ***	0.534	0.050
経過年 ²	-0.034 ***	0.966	0.002	-0.034 ***	0.966	0.002	-0.034 ***	0.966	0.002
出生年 (ref. : 1966-70)									
71-75年	-0.284 **	0.753	0.102	-0.227 *	0.797	0.102	-0.206 *	0.814	0.102
76-80年	-0.716 ***	0.489	0.116	-0.558 ***	0.573	0.118	-0.533 ***	0.587	0.118
81-86年	-1.975 ***	0.139	0.193	-1.804 ***	0.165	0.194	-1.772 ***	0.170	0.195
親の離婚経験	0.395 **	1.484	0.138	0.379 **	1.461	0.138	0.292 *	1.339	0.142
親の離婚経験×t	-0.024	0.977	0.037	-0.024	0.976	0.037	-0.025	0.975	0.037
親どちらか高等教育 15歳時暮らし向き				-0.824 ***	0.439	0.115	-0.776 ***	0.460	0.117
							-0.167 **	0.846	0.059
-2 Log Likelihood	1048.3			1446.9			2561.9		
Nagelkerke R-square	0.149			0.156			0.157		
N	1925			1925			1925		
N of events	558			558			558		
N of spells	28809			28809			28809		

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

表 10-2 女性における配偶者学歴中学・高校・専門との結婚生起に関する離散時間多項ロジットモデル（モデル4-7）

	結婚生起 配偶者中学・高校・専門(=1)			モデル5			モデル6			モデル7		
	モデル4			b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE
定数	1.595 ***		0.352	0.919 *		0.380	0.913 *		0.380	-1.917 *		0.229
経過年t	-0.628 ***	0.534	0.050	-0.531 ***	0.588	0.052	-0.531 ***	0.588	0.052	0.026 †	1.026	0.015
経過年 ²	-0.034 ***	0.966	0.002	-0.028 ***	0.973	0.003	-0.028 ***	0.973	0.003	-0.028 ***	0.973	0.003
出生年 (ref. : 1966-70)												
71-75年	-0.205 *	0.814	0.102	-0.123	0.884	0.103	-0.122	0.885	0.103	-0.132	0.877	0.103
76-80年	-0.531 ***	0.588	0.118	-0.443 ***	0.642	0.119	-0.447 ***	0.640	0.120	-0.454 ***	0.635	0.120
81-86年	-1.769 ***	0.171	0.195	-1.749 ***	0.174	0.196	-1.757 ***	0.173	0.197	-1.760 ***	0.172	0.197
親の離婚経験	0.261 †	1.298	0.149	0.136	1.146	0.149	0.132	1.141	0.149	0.113	1.119	0.150
親の離婚経験×t	-0.025	0.975	0.037	-0.021	0.980	0.037	-0.021	0.980	0.037	-0.020	0.980	0.037
親どちらか高等教育	-0.776 ***	0.460	0.117	-0.565 ***	0.568	0.119	-0.568 ***	0.567	0.120	-0.566 ***	0.568	0.120
15歳時暮らし向き	-0.158 **	0.854	0.060	-0.112	0.894	0.060	-0.111 †	0.895	0.060	-0.114 †	0.892	0.060
15歳時家庭の雰囲気	-0.037	0.963	0.053	-0.021	0.979	0.053	-0.021	0.979	0.053	-0.016	0.984	0.053
前年在学中				-1.257 ***	0.284	0.214	-1.258 ***	0.284	0.214	-1.256 ***	0.285	0.214
前年学歴 高等教育卒				-0.698 ***	0.497	0.104	-0.697 ***	0.498	0.104	-0.682 ***	0.505	0.105
初職非正規							0.047	1.048	0.109	0.038	1.039	0.109
同棲経験										0.149	1.160	0.098
-2 Log Likelihood	3930.8			4775.1			5382.8			6051.1		
Nagelkerke R-square	0.158			0.171			0.172			0.173		
N	1925			1925			1925			1925		
N of events	558			558			558			558		
N of spells	28809			28809			28809			28809		

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

表 11-1 女性における配偶者学歴短大・高専以上との結婚生起に関する離散時間多項ロジ
ットモデル (モデル 1-3)

	結婚生起 配偶者短大・高専以上(=2)			モデル2			モデル3		
	モデル1			b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE
定数	-2.472 ***		0.080	1.873 ***		0.337	1.635 ***		0.386
経過年t	0.158 ***	1.172	0.015	-0.721 ***	0.486	0.056	-0.720 ***	0.487	0.056
経過年t ²	-0.044 ***	0.957	0.003	-0.044 ***	0.957	0.003	-0.044 ***	0.957	0.003
出生年 (ref.: 1966-70)									
71-75年	-0.177 †	0.838	0.104	-0.195 †	0.822	0.104	-0.204 †	0.815	0.104
76-80年	-0.917 ***	0.4	0.127	-0.962 ***	0.382	0.129	-0.976 ***	0.377	0.130
81-86年	-2.605 ***	0.074	0.261	-2.655 ***	0.070	0.263	-2.672 ***	0.069	0.263
親の離婚経験	-0.328 †	0.72	0.194	-0.324 †	0.723	0.194	-0.286	0.751	0.196
親の離婚経験×t	-0.142 *	0.868	0.058	-0.141 *	0.868	0.058	-0.141 *	0.869	0.058
親どちらか高等教育 15歳時暮らし向き				0.193 *	1.213	0.097	0.169 †	1.185	0.099
-2 Log Likelihood	1048.3			1446.9			2561.9		
Nagelkerke R-square	0.149			0.156			0.157		
N	1925			1925			1925		
N of events	505			505			505		
N of spells	28809			28809			28809		

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

表 11-2 女性における配偶者学歴短大・高専以上との結婚生起に関する離散時間多項ロジ
ットモデル (モデル 4-7)

	結婚生起 配偶者短大・高専以上(=2)			モデル5			モデル6			モデル7		
	モデル4			b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE	b	Exp(b)	SE
定数	1.247 **		0.417	0.490		0.449	0.548		0.449	-3.235 ***		0.263
経過年t	-0.720 ***	0.487	0.056	-0.640 ***	0.528	0.058	-0.636 ***	0.529	0.058	0.118 ***	1.126	0.018
経過年t ²	-0.044 ***	0.957	0.003	-0.038 ***	0.963	0.003	-0.038 ***	0.963	0.003	-0.038 ***	0.963	0.003
出生年 (ref.: 1966-70)												
71-75年	-0.204 †	0.815	0.104	-0.234 *	0.791	0.105	-0.228 *	0.796	0.105	-0.231 *	0.793	0.105
76-80年	-0.979 ***	0.376	0.130	-1.000 ***	0.368	0.130	-0.969 ***	0.379	0.130	-0.972 ***	0.378	0.131
81-86年	-2.683 ***	0.068	0.263	-2.631 ***	0.072	0.263	-2.587 ***	0.075	0.263	-2.589 ***	0.075	0.263
親の離婚経験	-0.165	0.848	0.201	-0.067	0.935	0.203	-0.039	0.962	0.203	-0.043	0.958	0.204
親の離婚経験×t	-0.140 *	0.869	0.058	-0.129 *	0.879	0.058	-0.128 *	0.880	0.058	-0.128 *	0.880	0.058
親どちらか高等教育	0.172 †	1.188	0.099	0.087	1.091	0.102	0.109	1.115	0.102	0.109	1.115	0.102
15歳時暮らし向き	0.050	1.052	0.063	0.029	1.030	0.064	0.032	1.032	0.064	0.032	1.033	0.064
15歳時家庭の雰囲気	0.147 *	1.159	0.059	0.135 *	1.144	0.059	0.129 *	1.137	0.059	0.130 *	1.138	0.059
前年在学中				-0.548 *	0.578	0.233	-0.543 *	0.581	0.234	-0.543 *	0.581	0.234
前年学歴 高等教育卒				0.525 ***	1.691	0.100	0.516 ***	1.676	0.100	0.520 ***	1.681	0.101
初職非正規							-0.434 **	0.648	0.134	-0.434 **	0.648	0.134
同棲経験										0.033	1.034	0.112
-2 Log Likelihood	3930.8			4775.1			5382.8			6051.1		
Nagelkerke R-square	0.158			0.171			0.172			0.173		
N	1925			1925			1925			1925		
N of events	505			505			505			505		
N of spells	28809			28809			28809			28809		

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

本節においても、前節と同様に、モデル1と最終モデルであるモデル7について、親の離婚経験有無による結婚ハザード確率のオッズ比を図示している（図6）。女性においては、前述のさまざまな要因を統制することによって、中学・高校・専門学校の配偶者との結婚の生じやすさ、短大・高専以上の配偶者との結婚の生じにくさの双方において、親の離婚がある場合とない場合の差が小さくなっている傾向にある。また、表10-2と表11-2を確認すると、他の変数を統制することによって、親の離婚経験の変数は有意ではなくなっている。

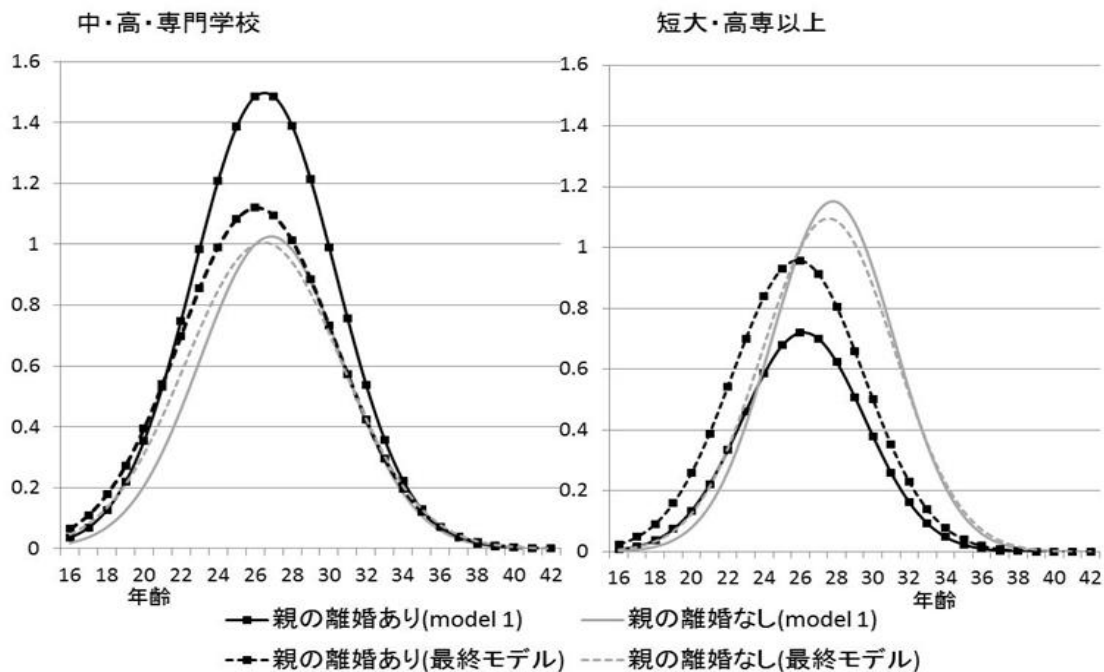


図6 女性の配偶者学歴別結婚ハザード確率のオッズ比のモデル間比較

5. 考察

まず、分析結果により得られた知見を要約すると、親の離婚を経験している場合に男女において結婚タイミングが早い傾向にあり、男性においては結婚しやすい傾向にあった。加えて、親の離婚を経験している場合に、男女ともに中学・高校・専門学校卒の配偶者との結婚が生じやすく、女性においては、短大・高専以上の配偶者との結婚が生じにくい傾向にあった。また、要因の検討を行ったところ、男女の結婚タイミングの早さ、男性の結婚しやすさについてはほとんど説明されず、最終モデルにおいても同様の傾向が見られた。しかし、配偶者学歴別の結婚における差異は、本人の教育達成に加え、男性では同棲経験、女性では暮らし向きや家庭の雰囲気という家庭の状況により一部説明された。配偶者学歴の差異については、本人の教育達成を媒介している傾向が見られたため、親の離婚経験者の教育達成が低い傾向にあることと合わせて考えると、親の離婚経験者は本人自身の低い教育達成を媒

介し、低学歴層の配偶者との結婚をしやすい傾向にあると考えられる。

次に、知見から得られる示唆に言及する。本稿では、先行研究と同様、親の離婚を経験している場合に早期結婚に至る傾向が見られた。この点については、先行研究の「ストレスから逃れ、自身の家族を形成することによって感情的なサポートや親密さを得る」という解釈と整合的なのではないかと考えられる。ただし、本稿では家庭の雰囲気という変数についても投入して分析を行っているため、家庭の雰囲気の悪さを媒介しているわけではなかった。加えて、この解釈と整合的ではあるものの、ストレスが多い環境であったかどうか、早く家を出たいとする傾向にあったかどうかについては今後検討が必要である。

加えて、親の離婚経験がある場合に早期結婚に至りやすいことが意味するものについて考える。先行研究より親の離婚を経験している場合に本人自身も離婚しやすい傾向にあり (Keith and Finlay 1988 など)、同様の傾向と 10 代などの早期での結婚は離婚に至りやすい傾向は昨年度の報告書における同データにおいても確認されている (吉武 2016)。これらのことから考えると、親の離婚経験者は早期結婚を媒介し離婚などの困難を経験しやすく、親の離婚を経験することは格差の再生産とも関連すると考えられる。

最後に、本稿の限界について言及する。まず、親の離婚経験があるケースというのはそもそも少ないが、今回の分析においてさらにケースが少なくなっている可能性がある。前述のように、先行研究において親の離婚経験者は本人自身も離婚しやすいという傾向が見られたが、本人自身も離婚している場合、結婚年や配偶者学歴に欠損値が多いと考えられる。そのような場合には、親の離婚経験者のケースがさらに少なくなってしまう、分析により親の離婚経験の効果が見えにくくなってしまう可能性がある。加えて、親の離婚経験が配偶者学歴に与える影響については、男女ともに本人の教育達成を媒介している傾向にあったことは解釈しやすいが、男性での同棲経験、女性での出身家庭の状況 (暮らし向き・家庭の雰囲気) が配偶者学歴別の結婚生起に与える影響については解釈が難しいという限界もある。また、本稿では親の離婚経験の変数を用いたが、親の離婚後に父と母のどちらと暮らしたかは確定することができないという限界がある。そのため、母子世帯や父子世帯の区別はできておらず、それぞれに特有の子どもに及ぼす影響が考慮できていない点は今後の課題である。

[注]

- 1) 男女の若年層の有配偶離婚率は 1960, 1980, 2010 年と以下のように推移している (国立社会保障・人口問題研究所 2017)。男性の 19 歳以下は 7.39% から 10.10 %, 48.09 %, 20-24 歳は 9.60% から 14.74%, 47.05% と推移している。女性の 19 歳以下は 11.12% から 20.75 %, 82.74 %, 20-24 歳は 7.07% から 12.42%, 48.34% と、特に女性の 19 歳以下で大きく上昇傾向にある。
- 2) 使用した主な変数において、「親の離婚経験」については後述の通りであるが、「親どちら

か高等教育」及び「配偶者学歴別結婚生起」については以下の留意点がある。データの制約上、本人以外の学歴については「最後に通った学校」についての情報のみしか分からず、その学校を卒業したかは明らかではない。そのため、正確には学歴とは異なる点もあるが、今回は、親の学歴と配偶者学歴については、「最後に通った学校」を学歴として代用する。加えて、親の学歴については、今回「親どちらか高等教育」としている。この点については、本稿の関心は親の離婚を経験していることであるが、親の離婚を経験している場合、親どちらかの学歴しか子どもが把握していない場合もあるためである。

3) ここでは、後の離散時間ロジット分析とは異なり、結婚年齢については平均値の差の比較、配偶者学歴が高等教育以上の割合についてはクロス集計による分析であるため、有配偶者に限定している。また、配偶者学歴については、データの制約上、注2と同様に配偶者の「最後に通った学校」を配偶者学歴としている。

4) この点については、前年在学中と前年学歴が高等教育の変数を入れたモデル5において変化が見られるため、以下のような解釈が考えられる。親の離婚経験がある場合に男性は全体として結婚しやすい傾向にあるが、親の離婚経験があっても前年が在学中であれば結婚は生じにくい。また、親の離婚経験がある場合に教育達成が低く、学歴が高等教育以上の女性とは結婚しにくい傾向にあることが予測される。しかし、モデル5において、本人の前年在学中と学歴を統制したことによって、親の離婚経験がある場合に10%水準ではあるが、配偶者学歴が短大・高専以上との結婚がやや生じやすい傾向が見られたのだろうと推察される。

[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) wave1-7, 2007-2013」「東大社研・壮年パネル調査(JLPS-M) wave1-7, 2007-2013」(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]

Amato, P. R. and J. B. Kane, 2011, "Parents' marital distress, divorce, and remarriage: links with daughters' early family formation transitions," *Journal of Family Issues*, 32, 1073-1103.

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.

Booth, A. and P. R. Amato, 2001, "Parental divorce relations and offspring postdivorce well-being," *Journal of Marriage and Family*, 63(1): 197-212.

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, 2008, 「『父のいない』子どもたちの教育達成—父早期不在者・早期死別者のライフコース」中井美樹・杉野勇『ライフコース・ライフスタイルから見た社会階層』2005年SSM調査研究会, 1-19.
- Keith V. M. and B. Finlay, 1988, “The impact of parental divorce on children’s educational attainment, marital timing, and likelihood of divorce,” *Journal of Marriage and the Family*, 50, 797-809.
- 厚生労働省, 2016, 「平成27年(2015)人口動態統計(確定数)の概況 第2表-2 人口動態総覧(率)の年次推移」, (2016年12月7日取得, http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei15/dl/05_h2-2.pdf)
- 厚生労働省, 2017, 「平成29年我が国の人口動態(平成27年までの動向)35ページ親権を行う者別にみた離婚件数及び親が離婚をした未成年の子の数の年次推移—昭和25～平成27年—」, (2017年4月29日取得, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/81-1a2.pdf>).
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2017, 「人口統計資料集(2017年)表6-11 性, 年齢(5歳階級)別有配偶者に対する離婚率: 1930～2015年」, (2017年5月5日取得, http://www.ipss.go.jp/syoushika/tohkei/Popular/P_Detail2017.asp?fname=T06-11.htm&title1=%87Y%81D%8C%8B%8D%A5%81E%97%A3%8D%A5%81E%94z%8B%F4%8A%D6%8C%95%CA%901%8C%FB&title2=%95%5C%82U%81%7C11+%90%AB%81C%94N%97%EE%81i%82T%8D%CE%8AK%8B%89%81j%95%CA%97L%94z%8B%F4%8E%D2%82%C9%91%CE%82%B7%82%E9%97%A3%8D%A5%97%A6%81F1930%81%602015%94N).
- McLanahan, S. and L. Bumpass, 1988, “Intergenerational consequences of family disruption,” *American Journal of Sociology*, 94(1): 130-52.
- 三輪哲, 2005, 「父不在・無職の帰結—将来の地位達成格差とその意味」尾嶋史章編『現代日本におけるジェンダーと社会階層に関する総合的研究』223-33.
- Raymo, J. M., M. Iwasawa and L. Bumpass, 2004, “Marital dissolution in Japan: Recent trends and patterns,” *Demographic Research*, 11, 395-420.
- 佐々木尚之, 2012, 「不確実な時代の結婚—JGSS ライフコース調査による潜在的稼働力の影響の検証」『家族社会学研究』24(2): 152-64.
- 余田翔平, 2011, 「結婚の不安定性の世代間伝達—父不在と離婚リスク」『現代日本の階層状況の解明—ミクロ-マクロ連結からのアプローチ—教育・ジェンダー・結婚』科学研究費補助金基盤研究(A)研究成果報告書, 277-89.
- 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.
- 吉武理大, 2016, 「離婚が子どものライフコースに与える影響」, 『2015年度二次分析研究会課題公募型研究成果報告書—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』, 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, 56: 76-85.

喫煙行動と社会経済的地位の関連

——パネルデータを用いた分析——

藤原翔

(東京大学)

本論文は、喫煙行動の社会経済的格差に対して、パネルデータを用いてアプローチした。2007年～2013年 (Wave 1- Wave 7) に実施された、「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(JLPS: Japanese Life Course Panel Surveys) の若年パネル調査と壮年パネル調査データの分析から、以下のことが明らかになった。通常の回帰分析からは、(1) 一般的には、社会経済的に不利であると喫煙しやすい傾向がみられるが、管理職であったり年収が高いと喫煙しやすい傾向が明らかになった。変化の情報を利用した固定効果モデルでは、(2) 結婚によって禁煙したり、喫煙本数を減らすことが確認されたが、社会経済的地位が悪化することが喫煙に結びつく傾向はみられなかった。(3) 2010年のたばこの値上げによって、喫煙率や喫煙本数が減少していることが確認された。このような値上げの影響については、職業、世帯年収、学歴といった社会経済的地位によって異なるとはいえ、値上げの効果はどのような人々にも共通していたといえる。

1. はじめに

社会経済的地位 (socio-economic status, SES) とは、経済的、社会的、文化的、そして人的資源へのアクセスという点において、個人、家族あるいは世帯などがその社会においてどの程度有利あるいは不利であるか、その位置づけを特徴づけるものであり (NCES 2012)、様々な社会科学的研究において用いられている。その中でも特に職業、学歴、収入が社会経済的地位の「BIG 3」(NCES 2012:15) として用いられており、経験的分析から、これらの社会経済的地位が様々なアウトカムと関連していることが明らかにされてきた。

社会学的研究では、親世代における社会経済的地位が子世代の社会経済的地位とどのように関連していくのか、また、個人の社会経済的地位がライフチャンスやライフスタイルとどのように関連しているのかが繰り返し明らかにされてきたが、本論文では、このような社会経済的地位と健康行動との関連を、パネルデータを用いて検討する。社会経済的地位と健康行動との関連をみた研究は数多く存在し、健康の社会的決定要因 (social determinants of health) に関する研究として、社会疫学分野で活発に研究がすすめられている (近藤 2005; Marmot 2005)。一般的には、社会経済的序列の高い位置にいる個人ほど、低い位置にいる個人よりも健康な行動をとりやすく、また健康でありやすいことが指摘されており、これは豊かで、長寿国である日本についてもあてはまる (近藤 2005)。

健康行動には様々なものが考えられるが (Pampel et al. 2010)、本論文が健康行動としてとりあげるのは喫煙である (Layte and Whelan 2009; Blakely et al. 2013)。様々な病気のリスク

となりうる喫煙行動は、社会疫学分野で幅広く研究されており、社会経済的地位と関連が強い健康行動であることが指摘されている (Nishi et al. 2004; Fukuda et al. 2005). 日本を対象とした研究からは、職業については、マニュアル職で喫煙率が高いこと (Nishi et al. 2004)、学歴については、学歴が高いほうが喫煙率は低いこと (Tabuchi and Kondo 2017) が明らかにされている。また、低所得層での喫煙率が高い (Fukuda et al. 2005; 近藤編 2007)。よってこれら先行研究からは、日本においても社会経済的地位が低いほうが、喫煙を行いやすい傾向があるといえる。また社会学や経済学においても、喫煙と社会経済的地位の関連が分析されている (片瀬 2008 ; 河井 2012)。

なお、喫煙と他の様々な活動を比較してみた場合、カラオケ、スポーツ新聞、女性週刊誌などのいわゆる大衆文化については、社会経済的地位が低いからといって、これらの活動を行う傾向が高いわけではない (中井 2011)。近藤 (2011) の社会空間アプローチからも喫煙活動のみが唯一傾向が異なり、他の活動における不活動と近い位置にある。

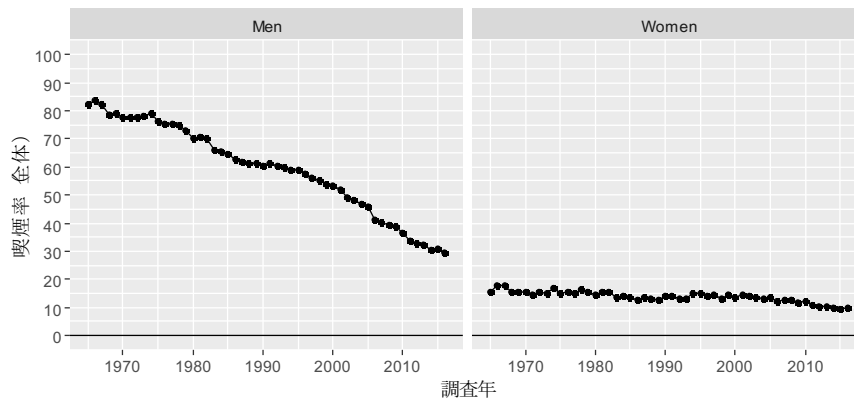
しかし、喫煙行動を含め、多くの健康行動に関する研究がクロスセクションデータによる分析に関するものであり、パネルデータを用いた研究は少ないとされている (近藤編 2007; Pampel et al. 2010)。したがって、どのような変化が喫煙と結びつくのかといったことについては、十分に明らかになっていない (Blakely et al. 2014)。対象者を繰り返し、長期的に観察することによって、社会経済的地位の変化と健康行動の変化の関連を明らかにすることが必要とされる。

そこで、本論文はパネル調査から得られる変化についての情報を用いて、喫煙行動にアプローチする。

2. 分析枠組み

2.1 喫煙率の推移

日本における喫煙率の変化と現状を確認したい。図1は、「JT 全国喫煙者率調査」で報告されている喫煙率を調査年別に集計したものである。男性については喫煙率の減少が顕著であり、1970年はじめには約80%だったが、2016年では約30%になっている。女性についてはそもそも喫煙率が低いが、長期的にみれば喫煙率は減少しており、1970年はじめには約15%だったが、2016年では約10%となった。



出典：JT 全国喫煙者率調査。データは公益財団法人健康・体力づくり事業財団ホームページの「厚生労働省の TOBACCO or HEALTH 最新たばこ情報」(<http://www.health-net.or.jp/tobacco/product/pd090000.html>) より入手。

図1 日本における喫煙率の推移

2.2 社会経済的地位の変化が喫煙に与える影響

Blakely et al. (2014) は、社会経済的地位の変化が喫煙行動の変化とどのように関連しているのかについての分析結果が少ないことを指摘し、固定効果ロジスティックモデルによって、家族、就業状態、世帯年収、個人収入、個人的な困窮水準、地域の困窮水準の変化が喫煙行動に与える影響について分析した。その結果、個人および地域の困窮水準が上昇することは、喫煙に結びつきやすいことが明らかになった。また、独りで暮らしていると喫煙しやすいことや、失業は喫煙しやすく、無業は喫煙しにくくなることを明らかにしている。Blakely et al. (2014) は、一般的には、社会経済的地位が悪化することが喫煙に結びつく傾向にあるもの、個人収入の減少が非喫煙に影響しており、社会経済的地位の改善がより健康的な行動に必ずしも結びつかないことを指摘している。

2.2 たばこ税率の上昇

2010年10月1日から大幅なたばこ税率が引き上げられ、それに伴ってたばこの小売価格は上昇した。例えば、改定前は320円だったマールボロ・ライト・メンソール・ボックスは、改定後は440円となっている(石田他 2014)。このようなたばこ税率の引き上げが、喫煙行動にどのような効果を持ったのか、またそれが社会経済的地位とどのように関連しているのかについては、Tabuchi et al. (2016) や Tabuchi et al. (2017) が検討している。Tabuchi et al. (2016) や Tabuchi et al. (2017) は、たばこの値上げが個人の喫煙行動に対して負の影響を与えていること(禁煙を導いたこと)、そして、またその影響には、社会経済的背景による差はみとめられなかったことを異なるデータから明らかにしている。

2.3 リサーチクエスチョン

以上の先行研究を踏まえ、本論文の課題を示す。まず、社会経済的地位と喫煙の関連を示す。つまり、次のようなリサーチクエスチョンをたてる。

RQ1：社会経済的地位と喫煙の関連

これは社会経済的地位の変化に注目するというよりも、どのような個人が喫煙をしているのかに注目したものである。

次に、Blakely et al. (2014) と同様のリサーチクエスチョンから、社会経済的地位と喫煙の問題にとりくむ。

RQ2：どのような社会経済的地位の変化が、喫煙行動の変化と関連しているのか。

さらに、たばこ税率の上昇に伴うたばこの値上げによって、どのような個人が喫煙行動を変化させたのかを明らかにする。

RQ3：値上げの時期に、誰が喫煙行動を変化させたのか

3. 方法

3.1 データ

「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(JLPS: Japanese Life Course Panel Surveys) から得られたデータを用いて分析を行う(石田編 2017; 佐藤編 2017)。この調査は、2007年に日本全国に居住する20-34歳(若年パネル調査)と35-40歳(壮年パネル調査)の男女に対して調査を開始し、2017年現在まで調査は続いている。本論文では、SSJデータアーカイブで公開されている2007年～2013年(Wave 1- Wave 7)までの若年パネル調査と壮年パネル調査のデータを合併して利用する。なお、2011年からサンプル脱落を踏まえて、追加サンプルに対する調査が行われているが、本分析では、これら追加サンプルのデータは含めない。

3.2 変数

「あなたは現在、1日にどれくらいタバコを吸いますか。」という問いに対して、「1. 喫煙したことがない」(38.4%/69.8%)、「2. 禁煙した」(15.8%/12.5%)、「3. 1～10本」(11.7%/8.9%)、「4. 1～20本」(24.5%/7.3%)、「5. 21本以上」(9.7%/1.5%)という選択肢で回答してもらっている。括弧内の数字は、2007年の調査で、選択したパーセンテージを示し、左が男性、右が女性のものである¹⁾。この変数から、喫煙の有無と喫煙の量に関する変数を作成する。

喫煙の有無については、3～5に回答した対象者を喫煙者、それ以外を非喫煙者の2値変数に変換している。また喫煙の量については、「1. 喫煙したことがない」と「2. 禁煙した」を0、「3. 1～10本」を1、「4. 1～20本」を2、「5. 21本以上」を3とする。

独立変数には、社会経済的地位でも重要とされる、職業、学歴、収入を用いる。またこれら社会経済的地位に加えて、結婚や子どもの有無といった家族に関する変数の影響も検討する。またコントロール変数として本人の健康状態に関する変数を投入する。

時間可変の独立変数は、調査年（2007年、2009年、2011年、2013年）、職業10分類（専門、管理、事務、販売、マニュアル・農業、自営、その他、失業、無業、学生）、職業についての社会的地位指標、世帯年収（0～350万円、350万円～600万円、600～850万円、850万円以上）、婚姻状態（未婚、既婚、離別・死別）、子どもありダミー（1=子どもあり、0=子どもなし）、メンタルヘルス、主観的健康である。メンタルヘルスの指標は、中澤（2010）が用いているものと同様であり、最小値1、最大値5をとり、値が大きいほどメンタルヘルスが悪いことを意味するように変換している。また主観的健康については、1だと「悪い」、5だと「とても良い」となるように変換した。職業についての社会的地位指標は、「就業構造基本調査」の夫婦の職業データより作成したものであり、対象者の職業の社会的地位の高低を示したものである（Fujihara 2017）。Chan and Goldthorpe（2004,2007）の研究からは、社会的地位は様々な文化的活動と関連していると考えられるため、この指標を用いた。ただし、社会的地位は、有職者についてしかわからないため、対象者全体を対象とした場合と、有職者のみに限定した場合について検討する。

また時間不変の独立変数は、出生年（1966年生まれを0）、学歴3分類（中学・高校、専門・短大・高専、大学・大学院）である。これら変数は固定効果モデルによる分析からは除かれる。

3.3 分析モデル

分析にはBlakely et al.（2014）と同様に、固定効果モデル（fixed effects model）を用いた（Allison 2009）。固定効果モデルは、個人内の変化に関する情報を用い、個人自身をコントロールすることにより、観察されない異質性の影響を考慮することができるという性質がある。喫煙の有無を従属変数とした固定効果ロジスティックモデル（fixed effects logistic model）からは、独立変数 X の変化が生じた場合、従属変数 $Y=1$ （つまり喫煙）である傾向がどの程度高まるか（符号がプラス）あるいは低まるか（符号がマイナス）を明らかにすることが可能である（Allison 2009）。また、喫煙の量を従属変数とした、固定効果線形モデル（fixed effects linear model）からは、独立変数 X の変化が生じた場合、喫煙の量 Y が増加するのか減少するのかを推定することが可能である。

4. 結果

4.1 記述的分析

データから喫煙率を求め、年代別に20代と30代に分けて男女別に集計したものが表1である。また他の代表的な調査の結果も示している。JLPSで求められる喫煙者の割合は、他の2つの調査と比較して大きな違いはないことがわかる。

表1 喫煙率の比較

	20代	30代	40代	50代	60代
男性					
JT全国喫煙者率調査（平成19年）	42.8	47.8	46.1	45.9	27.8
国民健康・栄養調査結果（平成19年）	47.5	55.6	49.1	42.3	32.8
JLPS (2007年)	42.5	48.1	—	—	—
女性					
JT全国喫煙者率調査（平成19年）	16.7	17.2	17.9	9.3	7.3
国民健康・栄養調査結果（平成19年）	17.6	18.9	15.9	14.0	6.1
JLPS (2007年)	17.1	18.2	—	—	—

2007年から2013年の4時点で、喫煙行動に関する質問に対して、有効回答だった対象者に限定し、喫煙行動の分布がどのように変化したのかを集計したものが、表2である（石田他 2014）。調査年が後になるにつれ、男女ともに非喫煙と回答する割合が高くなっていることがわかる。また同時に、11-20本や21本以上の割合が低くなっていることがわかる。

表2 喫煙行動の分布の変化

	非喫煙	1-10本	11-20本	21本以上	全体	(n)
男性						
2007	61.0	9.2	20.3	9.5	100.0	(1,213)
2009	61.8	10.3	20.5	7.5	100.0	(1,213)
2011	66.9	11.6	17.4	4.1	100.0	(1,213)
2013	66.7	9.9	18.8	4.6	100.0	(1,213)
全体	64.1	10.3	19.2	6.4	100.0	(4,852)
女性						
2007	84.5	7.6	6.5	1.3	100.0	(1,589)
2009	85.8	6.3	6.9	1.0	100.0	(1,589)
2011	87.8	6.3	5.1	0.8	100.0	(1,589)
2013	87.4	6.2	5.6	0.8	100.0	(1,589)
全体	86.4	6.6	6.0	1.0	100.0	(6,356)

Data source: The Japanese Life Course Panel Surveys, 2007-2013.

4.2 プールド・モデルによる分析

まず、プールド・モデルによって喫煙の有無と喫煙の個人間の差異を明らかにする。表3は、喫煙の有無を従属変数としたロジスティック回帰モデルの推定結果である。男性についての結果をみると、明らかに社会経済的な違いがあり、職業については事務を基準とした場

合、専門で喫煙しにくく、管理、販売、マニュアル・農業、自営で喫煙しやすい傾向にある。また、職業の社会的地位でも、有職者に限定した場合、社会的地位が高いと喫煙しにくい傾向がある。世帯年収については最も低いカテゴリに比べれば、他のカテゴリでは喫煙をしている傾向にある。つまり、最も世帯年収が低いカテゴリであると、喫煙していない傾向がある。また離別・死別だと喫煙しており、主観的健康が高いと喫煙していないという関係がある。学歴については学歴が高くなるほど喫煙していない傾向が高くなる。

女性についても職業による違いがみられる。販売や自営が喫煙している傾向が高いことに加えて、無業（専業主婦など）であると喫煙していない傾向があり、社会的地位が高いほど喫煙しない。また、世帯収入と喫煙の関係はないといえる。離別・死別、主観的健康、そして学歴と喫煙との関係は、男性と同様に存在する。

調査年についてみると、男女ともに最近の調査年のほうが、喫煙をしていない傾向にある。ただし、2011年と2013年については大きな違いはみられない。

また表4より、喫煙の量についてみると、喫煙の有無とほぼ同様の傾向がみられる。

表3 喫煙の有無を対象としたプールドロジスティックモデル

	男性		女性	
	全ケース	有職者	全ケース	有職者
調査年（基準：2007年）				
2009年	-0.313 **	-0.346 **	-0.267 **	-0.260 **
2011年	-0.618 **	-0.635 **	-0.454 **	-0.403 **
2013年	-0.689 **	-0.704 **	-0.519 **	-0.536 **
職業（基準：事務）				
専門	-0.320 *	-0.142	0.144	0.176
管理	0.474 *	0.493 **	0.933 †	0.964 *
販売	0.425 **	0.364 *	0.561 **	0.343 †
マニュアル・農業	0.429 **	0.197	0.207	-0.079
自営	0.651 **	0.469 *	1.469 **	1.334 **
その他	0.037	-0.190	0.381	0.272
失業	-0.062		-0.105	
無業	0.253		-0.673 *	
学生	-0.047		-0.248	
社会的地位		-0.200 **		-0.220 *
世帯年収（基準：0～350万円）				
350万円～600万円	0.319 **	0.395 **	-0.020	0.117
600～850万円	0.327 **	0.418 **	0.011	0.143
850万円以上	0.257 †	0.335 *	-0.060	-0.077
無回答	0.267 *	0.335 **	-0.057	0.080
婚姻状態（基準：未婚）				
既婚	0.184	0.173	-0.282	-0.270
離別・死別	0.556 *	0.455 †	0.583 *	0.574 *
子どもありダミー	0.109	0.115	0.264	0.239
メンタルヘルス	-0.076	-0.066	-0.002	-0.011
主観的健康	-0.187 **	-0.171 **	-0.288 **	-0.286 **
学歴（基準：中学・高校）				
専門・短大・高専	-0.398 **	-0.368 **	-0.777 **	-0.783 **
大学・大学院	-0.795 **	-0.730 **	-1.439 **	-1.340 **
年齢	0.001	0.002	0.012	0.008
切片	0.629 *	0.490 †	-0.080	-0.047
n (obs.)	6807	6143	7791	5625
n (group)	2532	2194	2423	2066
LL	-4229	-3821	-3007	-2282
Pseudo R-squared	0.075	0.078	0.084	0.086

† $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

表 4 喫煙の量を対象としたプールド線形モデル

	男性		女性	
	全ケース	有職者	全ケース	有職者
調査年（基準：2007年）				
2009年	-0.165 **	-0.182 **	-0.053 **	-0.060 **
2011年	-0.338 **	-0.348 **	-0.099 **	-0.105 **
2013年	-0.345 **	-0.354 **	-0.110 **	-0.125 **
職業（基準：事務）				
専門	-0.082	0.007	0.012	0.029
管理	0.261 **	0.268 **	0.169	0.179
販売	0.244 **	0.216 **	0.155 **	0.109 *
マニュアル・農業	0.244 **	0.135 *	0.059 †	0.000
自営	0.359 **	0.276 **	0.394 **	0.376 **
その他	0.017	-0.043	0.117 †	0.072
失業	-0.006		-0.012	
無業	0.284		-0.078 *	
学生	-0.042		-0.038	
社会的地位		-0.095 **		-0.044 *
世帯年収（基準：0～350万円）				
350万円～600万円	0.126 **	0.153 **	-0.015	0.012
600～850万円	0.138 *	0.170 **	-0.003	0.025
850万円以上	0.119 *	0.156 *	-0.014	-0.004
無回答	0.128 **	0.157 **	-0.011	0.025
婚姻状態（基準：未婚）				
既婚	0.042	0.032	-0.040	-0.037
離別・死別	0.285 *	0.232 †	0.238 **	0.226 **
子どもありダミー	0.071	0.073	0.037	0.034
メンタルヘルス	-0.037 †	-0.025	0.002	0.003
主観的健康	-0.092 **	-0.089 **	-0.065 **	-0.069 **
学歴（基準：中学・高校）	0.000	0.000	0.000	0.000
専門・短大・高専	-0.210 **	-0.191 **	-0.195 **	-0.216 **
大学・大学院	-0.396 **	-0.360 **	-0.267 **	-0.273 **
年齢	-0.005	-0.005	0.000	0.000
切片	1.350 **	1.285 **	0.641 **	0.663 **
n (obs.)	6807	6143	7791	5625
n (group)	2532	2194	2423	2066
R-squared	0.116	0.116	0.077	0.084

† $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

4.3 固定効果モデルによる分析

次に変化の情報を利用した固定効果モデルによる検討を行う。

表 5 より男性の喫煙の有無について、固定効果ロジスティックモデルによる推定結果をみると、職業や世帯収入との関連は見出しにくい。事務と比較して専門になった場合（ただし 10%水準）、また、失業状態や学生になると、非喫煙になりやすい傾向がある。世帯年収

については最も低いカテゴリと比較して、2番目に低いカテゴリであることは、喫煙しやすい傾向がある（ただし10%水準）。また未婚と比較して、既婚であると、また子どもがいると、非喫煙となる傾向がある。有職者に限った場合、職業の効果や世帯収入の効果はみられなくなり、また、新たに追加した社会的地位との関連は有意ではない。既婚については、10%水準で有意となる。離別・離別については、係数は大きな値を示すものの、有意ではない。

女性については、無業であると喫煙しにくい。世帯年収については最も低い0～350万円と比較して600～850万円くらいだと喫煙しにくい傾向がある。婚姻状態と子どもの有無については男性と同様に、既婚者であると、また子どもがいると（ただし10%水準）、非喫煙となる傾向がみられる。離別・死別の係数は女性でも大きな値を示しているが、有意ではない。

なお、女性については世帯収入が無回答であると、喫煙に負の効果があり、他者に知られたくないような、あるいは自分では把握できないような世帯収入の変化（上昇も下降も考えられる）が、喫煙行動に影響を与えていることが示唆される。有職者に限定すると、社会的地位の関連は有意ではないが、世帯年収の影響がクリアに出てくるといえる。男性よりも女性のほうが喫煙について世帯収入の（変化の）影響を受けやすいといえる。

なお、プールド・モデルでみられた、主観的健康と喫煙との関連はみられなくなっている。

男女ともに、調査年については、2007年と比較して、2009年から非喫煙化が進んでいるが、その傾向は2011年や2013年に強まっており、たばこの値上げ（2010年）を機に、他禁煙したものが多いうかがえる。なお、2011年と2013年に大きな違いはなく、その後さらに非喫煙化が進んだということはないようである。

表6での、喫煙の量についての結果は、表5の喫煙の有無とほぼ同じ傾向がみられる。男性については、専門、失業、学生、既婚だと、喫煙しにくく、女性では、無業、既婚（ただし有職者に限ると、有意ではない）、そして子どもがいると喫煙しにくい。

表 5 喫煙の有無を対象とした固定効果ロジスティックモデル

	男性		女性	
	全ケース	有職者	全ケース	有職者
調査年（基準：2007年）				
2009年	-0.445 *	-0.556 **	-0.373 †	-0.374
2011年	-1.449 **	-1.640 **	-1.003 **	-0.940 **
2013年	-1.391 **	-1.541 **	-0.855 **	-0.943 **
職業（基準：事務）				
専門	-0.907 †	-0.862	0.126	1.334
管理	-0.295	-0.206	15.232	19.117
販売	-0.132	-0.205	-0.067	-0.027
マニュアル・農業	-0.363	-0.197	-0.395	0.024
自営	-0.135	-0.038	0.754	0.500
その他	-1.243 †	-1.797 †	-1.056	-15.912
失業	-2.448 **		-0.443	
無業	—		-2.226 **	
学生	-2.734 **		-0.837	
社会的地位		0.051		-0.072
世帯年収（基準：0～350万円）				
350万円～600万円	0.573 †	0.461	-0.221	-0.249
600～850万円	0.313	0.173	-1.136 *	-1.338 *
850万円以上	0.418	0.219	-0.609	-1.433 *
無回答	0.112	0.080	-1.150 **	-1.272 *
婚姻状態（基準：未婚）				
既婚	-0.978 *	-0.821 †	-2.289 **	-2.672 *
離別・死別	0.903	13.723	-1.451	-2.353
子どもありダミー	-1.112 †	-0.654	-1.060 †	—
メンタルヘルス	-0.007	-0.069	-0.073	-0.306
主観的健康	-0.093	-0.056	0.043	0.011
学歴（基準：中学・高校）				
専門・短大・高専				
大学・大学院				
年齢				
切片				
n (obs.)	1022	913	767	472
n (group)	286	258	210	140
LL	-320	-284	-226	-139
Pseudo R-squared	0.183	0.191	0.214	0.214

† $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

表 6 喫煙の量を対象とした固定効果線形モデル

	男性		女性	
	全ケース	有職者	全ケース	有職者
調査年（基準：2007年）				
2009年	-0.076 **	-0.086 **	-0.016 †	-0.025 *
2011年	-0.207 **	-0.226 **	-0.049 **	-0.056 **
2013年	-0.193 **	-0.209 **	-0.040 **	-0.051 **
職業（基準：事務）				
専門	-0.132 **	-0.105 *	-0.007	0.018
管理	0.008	0.003	0.041	0.028
販売	0.003	-0.022	0.010	0.001
マニュアル・農業	-0.045	-0.097 †	0.002	-0.003
自営	-0.046	-0.090	0.028	0.003
その他	-0.089	-0.123 *	0.001	0.007
失業	-0.175 **		-0.036	
無業	0.296		-0.068 *	
学生	-0.295 **		-0.035	
社会的地位		-0.042		0.003
世帯年収（基準：0～350万円）				
350万円～600万円	0.022	0.023	0.018	0.004
600～850万円	0.030	0.029	0.002	-0.006
850万円以上	0.022	0.024	0.012	-0.006
無回答	0.007	0.022	-0.021	-0.025
婚姻状態（基準：未婚）				
既婚	-0.099 *	-0.104 *	-0.079 **	-0.036
離別・死別	0.078	0.086	-0.007	-0.016
子どもありダミー	-0.008	0.008	-0.082 **	-0.108 **
メンタルヘルス	-0.007	-0.006	-0.002	-0.012
主観的健康	-0.003	-0.006	-0.008	-0.003
学歴（基準：中学・高校）				
専門・短大・高専				
大学・大学院				
年齢				
切片	0.984	1.015	0.390	0.411
n (obs.)	6807	6143	7791	5625
n (group)	2532	2194	2423	2066
R-squared overall	0.023	0.030	0.002	0.000
R-squared within	0.051	0.055	0.026	0.019
R-squared between	0.033	0.047	0.001	0.001

† $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

4.4 時点との交互作用を考慮した固定効果モデルによる分析

調査年によって、喫煙傾向が大きく変化することが明らかになった。これは、たばこの値上げの影響と解釈することができる。それではこのたばこの値上げの効果は社会経済的地位によって異なるのだろうか。

単純化のため、たばこの値上げについては、2007年と2009年を0とし、2011年と2013年を1としたダミー変数を用いる²⁾。以下、値上げダミーとする。値上げ後に禁煙したり減煙したりするため、値上げダミーの係数は負になることが予測される。この値上げダミーの効果が、2009年時の社会経済的地位によって異なるかどうかを明らかにする。具体的には、値上げについてのダミー変数に加え、このダミー変数と値上げ前である2009年の職業、社会的地位、世帯年収、婚姻状態、子どもありダミー、メンタルヘルス、主観的健康、学歴、そして年齢の交互作用効果をモデルに追加し、これら交互作用項の係数が統計的に有意かどうかを検討する³⁾。

事前の分析で交互作用が有意であった変数のみを残し、喫煙の有無については表7に、喫煙の量については表8に示した。男性の喫煙の有無について、時点との交互作用のあった変数は職業であった。その他、失業（10%水準）、学生と時点との交互作用の係数がプラスであり、値上げダミーの負の効果はなくなる。具体的な職業間での違い（事務と専門の違いなど）はみられなかった。女性の喫煙の有無について、値上げダミーとの交互作用のあった変数は、子どもありダミーである。子どもがいる場合には、政策効果は弱まるといえる。

男性の喫煙本数について、値上げダミーとの交互作用があった変数は職業と婚姻状態であり、専門、その他、無業、学生であると交互作用の係数がプラスに有意であり、値上げダミーのマイナスの効果はなくなる。また、時点と既婚の交互作用がマイナスであり、未婚よりも既婚のほうが、値上げが喫煙行動に与える影響が強いといえる。

女性の喫煙本数については、婚姻状態と値上げダミーとの交互作用が確認された。値上げダミーと離別・死別の交互作用がマイナスであり、未婚よりも離別・死別のほうが、値上げが喫煙行動に与える影響が強い。

表7 喫煙の有無に関する時点との交互作用の検討

	男性	女性
値上げダミー	-1.353 **	-1.267 **
値上げダミー×2009年時の職業（基準：事務）		
専門	0.489	
管理	0.027	
販売	0.388	
マニュアル・農業	-0.239	
自営	0.242	
その他	2.856 *	
失業	0.911	
無業	—	
学生	2.981 **	
値上げダミー×2009年時に子どもありダミー		0.749 *
n (obs.)	987	720
n (group)	269	192
LL	-328	-251
Pseudo R-squared	0.136	0.069

† $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

表 8 喫煙の量に関する時点との交互作用の検討

	男性	女性
値上げダミー	-0.156 **	-0.057 **
値上げダミー×2009年時の職業（基準：事務）		
専門	0.123 *	
管理	0.029	
販売	0.053	
マニュアル・農業	-0.020	
自営	-0.077	
その他	0.293 **	
失業	0.065	
無業	0.156 **	
学生	0.282 **	
値上げダミー×2009年時の婚姻状態（基準：未婚）		
既婚	-0.068 *	0.033 †
離別・死別	-0.016	-0.142 *
切片	0.785 **	0.245 **
n (obs.)	6,003	7,210
n (group)	1,681	1,926
R-squared overall	0.000	0.000
R-squared within	0.044	0.0133
R-squared between	0.006	0.006

† $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

5. 結論

本論文の知見は以下のようにまとめられる。まず、(1) 社会経済的地位と喫煙の関連については、職業カテゴリ、社会的地位、婚姻状態、学歴によって喫煙行動が異なることが示された。世帯年収と喫煙行動の関連は、男性についてのみみられ、年収が最も低いカテゴリで喫煙しない傾向があった。また、時点によって喫煙行動が異なり、最近の年代ほど喫煙率や喫煙数が減少している。一般的には、社会経済的に不利であると喫煙しやすい（職業、地位、学歴）傾向がみられるが、管理職であったり年収が高いと喫煙しやすい傾向もある。

そして、(2) どのような社会経済的地位の変化が、喫煙行動と関連しているのかについては、職業との関連や世帯収入などの関連は一部残るものの、プールド・モデルでみられた多くの関連がみられなくなった。一方で、時点の効果は強く残り続けている。失業（男性）や無業（女性）になるとやめやすいが、失業のケースは男性では、23 ケース（2.7%）と少ないため、注意が必要である。男性で学生ダミーが負であるのは、学生から社会人になることによって喫煙をはじめめるケースが多いためと考えられる。男女に一貫してみられたのは結婚によって禁煙したり、喫煙本数を減らすということである。つまり、社会経済的地位が悪化することが喫煙に結びつく傾向はみられない。Blakely et al. (2013) でも、個人収入が減少することは、喫煙率の減少と結びついており、社会経済的地位の悪化（改善）が健康行動の悪化（改善）と単純に結びついているわけではないことが明らかにされている。

また、(3) 値上げの時期に、誰が喫煙行動を変化させたのかについては、男性では学生や無業者については値上げによる負の効果はみられない。また、女性については、子どもの有無や婚姻状態によって、値上げの影響が異なっていることが明らかになった。このような値上げによる効果の異質性は観察されるものの、職業、世帯年収、学歴といった社会経済的地位によって値上げの影響が異なるとはいえず、値上げの効果はどのような人々にも共通していたといえる。

喫煙行動は社会経済的地位と関連しているものの、その変化については、学生から社会人になったり、結婚や無職化（専業主婦化）が関連しており、喫煙行動の変化をみる上では、ライフステージを考慮したほうがよいだろう。また、たばこの値上げは基本的にはどのような社会経済的背景の層に対しても喫煙を促す可能性が示唆された。この結果は、Tabuchi et al. (2016) の結果と整合的である。しかし、本論文が用いたデータで喫煙行動に変化のみられるサンプルサイズは少ないため、様々な方法や他のデータからも確かめられる必要がある⁴⁾。

なお、本論文の結果はあくまでも記述的なものであり、因果関係やメカニズムを明らかにしたものではない。Pampel et al. (2010) も指摘するように、その健康行動の格差のメカニズムを説明することは容易ではなく、様々なメカニズムについての仮説の導出およびそれらを比較・検証できるようなデザインも必要となってくる。

[注]

- 1) 欠損値のケースは、男性 0.55%、女性 0.57%。
- 2) Allison (2009, p.36) のように時点の効果を連続変数とする方法もある。
- 3) ここでは、結果を単純な形で示し、解釈するため、値上げダミー以外には、時間可変の変数は投入していない。
- 4) たばこの増税とその効果については、荒井 (2012) にまとめられている。

[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) wave1-7, 2007-2012」および「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave1-7, 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。本研究は、2016 年度課題公募型研究「就労・家族・意識の変化に関するパネルデータ分析」の研究成果である。

[参考文献]

- Allison, P. D. 2009. *Fixed Effects Regression Models*. SAGE publications.
- 荒井一博. 2012. 『喫煙の禁煙の健康経済学：タバコが明かす人間の本性』中公公論新社。

- Blakely, T., van der Deen, F. S., Woodward, A., Kawachi, I., and Carter, K. 2013. “Do Changes in Income, Deprivation, Labour Force Status and Family Status Influence Smoking Behaviour Over the Short Run? Panel Study of 15000 Adults.” *Tobacco Control*, tobaccocontrol-2012.
- Chan, Tak Wing, and John H. Goldthorpe. 2004. “Is There a Status Order in Contemporary British Society? Evidence from the Occupational Structure of Friendship.” *European Sociological Review* 20:383-401.
- Chan, Tak Wing, and John H. Goldthorpe. 2007. “Class and Status: The Conceptual Distinction and Its Empirical Relevance.” *American Sociological Review* 72:512-532.
- Fujihara, Sho. 2017. “Socio-Economic Standing and Social Status in Contemporary Japan: Scale Constructions and Their Applications.” Unpublished manuscript.
- Fukuda, Y., Nakamura, K., and Takano, T. 2005. “Socioeconomic Pattern of Smoking in Japan: Income Inequality and Gender and Age Differences.” *Annals of Epidemiology*, 15(5):365-372.
- Fukuda, Y., Nakao, H., & Imai, H. 2007. “Different Income Information as an Indicator for Health Inequality among Japanese Adults.” *Journal of epidemiology*, 17(3):93-99.
- 石田浩編. 2017. 『格差の連鎖と若者1 教育とキャリア』勁草書房.
- 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』680:1-9.
- 片瀬一男. 2008. 「学歴階層と健康リスク関連行動」菅野剛編『2005年SSM調査シリーズ10 階層と生活格差』2005年SSM調査研究会, 29-40.
- 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232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.
- 近藤克則編. 2007. 『検証「健康格差社会」』医学書院.
- 近藤博之. 2011. 「社会空間の構造と相同性仮説」『理論と方法』26(1):161-177.
- Layte, R., and Whelan, C. T. 2009. “Explaining Social Class Inequalities in Smoking: The Role of Education, Self-Efficacy, and Deprivation.” *European Sociological Review* 25(4):399-410.
- Marmot, M. 2005). “Social Determinants of Health Inequalities.” *The Lancet* 365(9464): 1099-1104.
- 中澤渉. 2010. 「男女間のメンタルヘルスの変動要因の違いに関する分析」『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』31:1-20.
- NCES. 2012. *Improving the Measurement of Socioeconomic Status for the National Assessment of Educational Progress: A Theoretical Foundation*. National Center for Education Statistics.
- 中井美樹. 2012. 「消費からみるライフスタイル格差の諸相」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, 221-236.
- Nishi, N., Makino, K., Fukuda, H., and Tatara, K. 2004. “Effects of Socioeconomic Indicators on Coronary Risk Factors, Self-Rated Health and Psychological Well-Being among Urban Japanese Civil Servants.” *Social Science & Medicine* 58(6):1159-1170.
- Pampel, F. C., Krueger, P. M., and Denney, J. T. 2010. “Socioeconomic Disparities in Health Behaviors.” *Annual Review of Sociology* 36:349-370.
- 佐藤香編. 2017. 『格差の連鎖と若者3 ライフデザインと希望』勁草書房.
- Tabuchi, T., Fujiwara, T., & Shinozaki, T. 2016. “Tobacco Price Increase and Smoking Behaviour Changes in Various Subgroups: A Nationwide Longitudinal 7-Year Follow-Up Study among a Middle-Aged Japanese Population.” *Tobacco Control*, tobaccocontrol-2015.
- Tabuchi, T., & Kondo, N. 2017. “Educational Inequalities in Smoking Among Japanese Adults Aged 25-94 Years: Nationally Representative Sex-And Age-Specific Statistics.” *Journal of Epidemiology* 27(4):186-192.
- Tabuchi, T., Nakamura, M., Nakayama, T., Miyashiro, I., Mori, J. I., & Tsukuma, H. 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.
- Yamazaki, Shin, Shunichi Fukuhara, and Joseph Green, 2005, “Usefulness of Five-item and Three-item Mental Health Inventories to Screen for Depressive Symptoms in the General Population of Japan,” *Health and Quality of Life Outcomes* 3:48.

再分配意識の規定要因分析

——失業不安の効果に注目して——

伊藤理史

(立命館大学)

本稿の目的は、自己利益、とりわけ失業不安が再分配意識に与える影響について、縦断調査のデータと固定効果モデルを用いて、個体内の変化の影響を検証することである。近年の労働市場の流動化等によって、失業不安の増加が指摘されているが、失業不安が再分配意識に与える影響については十分に検証されていない。そこで本稿では、西欧諸国における再分配意識についての実証研究を参照し、縦断調査をもとにしたパネル・データ分析を適用することから、イデオロギーを「観察されない異質性」として統制した上で、失業不安と再分配意識の関係を検証する。分析の結果、本稿で検討した様々な自己利益のうち、失業不安のみが影響しており、失業不安が生じると再分配意識が賛成へと変化することが明らかになった。したがって、失業不安の変化によって再分配意識の変化を説明できることが示された。

1. 問題の所在

現代日本では、失業不安が増加している(南雲・小熊 2008)。このような失業不安は、日本型雇用慣行(特に終身雇用)の衰退による失業率の上昇や非正規雇用の増加など、労働市場の変容に関する様々な要因によって生じていると考えられる¹⁾。特に「福祉」が、国家ではなく主に企業と家族によって担われてきた「日本型福祉」(大沢 1993)の場合、失業リスクは非常に高いものとなり、それゆえに失業不安は、人々にとって大きなストレスになることは想像に難くない。そうであるのならば、失業不安の増加によって、現代日本を生きる人々の再分配への選好(再分配意識)には、変化が生じているのであろうか。

しかしながら、現代日本における失業不安と再分配意識の関係は、十分に検証されていない。それに対して、西欧11ヶ国を対象とした先行研究(Marx 2014)からは、「失業不安を感じている人は感じていない人と比べて再分配意識が高い」ことが、明らかにされている。しかしこの研究では、一時点の横断調査のデータが分析に用いられているため、個体間の差異があることは確かでも、個体内の変化(具体的には、失業不安が生じることで再分配意識が賛成へと変化するのか)は不明なままである。また日本における分析事例も、管見の限りでは存在していない。そもそも上記の個体内の変化を特定するためには、同一個人を複数回追跡した縦断(パネル)調査のデータが蓄積・公開されることが必要になるが、東京大学社会科学研究所による「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査(若年・壮年パネル)」の公開によって、このような分析が可能となった。そこで本稿では、最新の縦断調査のデータと適切な分析手法を用いた二次分析によって、失業不安と再分配意識の関係を検証する。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節では、失業不安と再分配意識の関係を中心と

して、再分配意識の規定要因に関する先行研究を整理した上で、本稿の課題を設定する。続く第3節では、分析で使用するデータ、変数、分析手法の説明を行う。第4節では、失業不安と再分配意識の移行確率を確認した上で、固定効果モデルから失業不安と中心とする自己利益が再分配意識に与える効果を検討する。最後に第5節では、得られた知見にもとづいて、再分配意識を変化させる要因としての失業不安の意味について議論を行う。

2. 先行研究と課題

2.1 失業不安と再分配意識

まず先行研究を検討する前に、失業不安の定義および再分配意識との関係について議論する。失業不安の定義は、研究者によって異なり、様々な項目によって測定されているが、おおよそ「失業に関する主観的な不安」を測定している点で共通している (Sverke et al. 2002)。また失業不安は、仕事のパフォーマンスや健康状態に影響を与える点で重要な意識ともされている。したがって失業不安は、労働者の多くが被雇用者である現代社会においてある種の主観的幸福の指標であるとともに、失業時のリスクを低減できるのは失業給付などを通じた福祉国家の各種制度であるが故に、再分配意識とも密接に関連するとされる (Bockerman 2004)。そしてすでに第1節で記述したように、西欧諸国では、失業不安と再分配意識の関連が実証されている (Marx 2014)。したがって、失業不安と再分配意識の関係を検証することに、一定の意義を見いだすことができる。そこで以下では、失業不安に限らず、再分配意識の規定要因の実証研究について、検討していく。

2.2 先行研究

西欧諸国では、再分配意識の規定要因の実証研究の蓄積が豊富に存在する。それら実証研究の多くは、再分配意識の規定要因として、「自己利益 (社会経済的地位)」と「イデオロギー」という2つの主要な要因の存在を明らかにしてきた (例えば Svallfors 1997; Kulin and Svallfors 2013 など)。まず自己利益とは、自身の社会経済的地位による利益にもとづいて再分配意識が規定されることを意味し、低い階級的地位、非正規雇用、低収入や失業状態、不健康な人は、再分配に賛成になるというものである。対してイデオロギーとは、自身の政治的なイデオロギーにもとづいて再分配意識が規定されることを意味し、革新 (左派) 的なイデオロギーを持つ人は、再分配に賛成になるというものである。これらの実証研究の知見の多くは、一時点の横断調査のデータの分析にもとづいている。したがって、個体間の差異の影響を検証しているに過ぎないが、しばしば得られた結果を個体内の変化 (因果関係) の影響であるかのように論じているという問題があるとされる (Jaeger 2006)。

近年では、このような状況を受ける形で、再分配意識が自己利益とイデオロギーのどちらによって規定されているのか、縦断調査をもとにしたパネル・データ分析を用いて個体内の変化の影響を検証しようとする試みがなされるようになってきている (e.g. Jaeger 2006; Owens

and Pedulla 2014; Naumann et al. 2016). その結果, 自己利益とイデオロギーの両者ともに再分配意識に影響するするという知見 (Jaeger 2006) や, イデオロギーを「観測されない異質性 (変化しない個人特性)」として統制した上でも, 自己利益が再分配意識に影響するという知見 (Jaeger 2006; Owens and Pedulla 2014; Naumann et al. 2016) が得られている. ただし失業不安については, 残念ながらこれら先行研究で検証の対象となっていない.

西欧諸国とは対照的に, 日本における再分配意識の規定要因は, 十分に検証されているとは言いがたい. 例えば丸山 (2009) では新自由主義的態度, 白川 (2011) では, 機会不平等認知・収入格差認知の名称で, 再分配意識の規定要因が検証されており, 非正規雇用や無職, 世帯収入の低い人, 財産のない人が再分配に賛成していることを明らかにしている. その一方で藤原ほか (2012) では, 格差意識の名称で, やはり再分配意識の規定要因が検証され, そこでは本来見いだされるべき社会経済的地位によって異なる自己利益にもとづく再分配意識の差は見いだせなかったとしている. したがって, データや分析手法によって異なる結果が得られていることになる. またこれらの先行研究では, 一時点の横断調査のデータが分析されており, 縦断調査のデータを用いた知見の蓄積は不足している. さらに失業不安の効果については, いまだ検証されていない.

2.3 課題

以上の先行研究を踏まえた上で, 本稿の課題を提示する. 近年, 西欧諸国における再分配意識の規定要因に関する実証研究では, 縦断調査をもとにしたパネル・データ分析によって, 個体内の変化の影響が検証されるようになってきているが, 日本では, いまだ十分に検証されていないことが明らかになった. したがって本稿では, 主に Owens and Pedulla (2014) や Naumann et al. (2016) の分析枠組みに依拠し, イデオロギーを「観察されない異質性」とみなした上で, 固定効果モデルから失業不安を中心とする自己利益と再分配意識の関係の検証を行う.

3. 方法

3.1 データ

本稿で使用するデータは, 東京大学社会科学研究所により行われている「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 (若年・壮年)」(社研パネル調査) から得られたものである. 社研パネル調査は, 主に住民基本台帳をもとづき 2007 年 (wave1) 時点で 20~34 歳 (若年) と 35~40 歳 (壮年) の日本全国在住の男女を対象とした, 層化二段・無作為抽出の社会調査であり, その後は毎年継続して実施されている. 本稿執筆時点では, 2013 年 (wave7) まで公開されているため, 本稿では wave1 から wave7 までのすべての wave を用いる. また 2011 年 (wave5) 以降パネル脱落に対処するため, 新たな対象者に対する追加調査も行われているが, 本稿ではこれらの追加調査も合併した上で分析に用いる.

3.2 変数

従属変数は、所得格差の是正に関する再分配意識である。具体的には、「収入の多い人と少ない人の所得格差を縮めるのは政府の責任だ」という質問項目を用いる。回答は5件法で与えられており（1=賛成, 2=どちらかといえば賛成, 3=どちらともいえない, 4=どちらかといえば反対, 5=反対）、賛成であるほど値が大きくなるように反転処理をした上で分析する。また本稿の分析からは、「6=わからない」の回答者を除外している。

独立変数は、失業不安と中心とする自己利益に関する変数と、統制変数に分けることができる。まず、自己利益に関する変数のうち失業不安は、「今後1年間に失業（倒産を含む）をする可能性がある」という質問項目を用いる。回答は4件法で与えられているが（1=あてはまる, 2=ある程度あてはまる, 3=ある程度あてはまらない, 4=あてはまらない）、「1と2を失業不安あり」、「3と4を失業なし」にそれぞれ分類した。また失業不安は有職者限定の質問項目であり、そのままでは離職（無職に変化した）者が分析から除外されてしまうことから、「離職により非該当」という選択肢も分析に追加²⁾している。

次に、失業不安以外の自己利益変数については、雇用形態、世帯収入、相対的貧困、主観的健康を用いる。雇用形態については、経営・管理、正規雇用〔基準カテゴリ〕、非正規雇用、自営業、失業、無職を用いる（本稿の分析における失業者の定義は、「現在仕事をしておらずなおかつ仕事さがしや開業準備をしている者」に限る）。世帯収入については、対数変換処理をした上で分析に用いる。相対的貧困については、相対的貧困線が調査年によって異なるため、各貧困線の平均を算出することで125万円以下を相対的貧困線とするダミー変数（永吉 2016）を用いる。主観的健康については、「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」という質問項目を用いる。回答は5件法で与えられており（1=とても良い, 2=まあ良い, 3=普通, 4=あまり良くない, 5=悪い）、健康であるほど値が大きくなるよう反転処理をした上で分析する。

最後に、統制変数は、婚姻状態3分類（既婚、未婚、離死別）、都市規模4分類（16大都市〔基準カテゴリ〕、20万人以上の都市、その他の都市、群部）、wave1からwave7までの各調査年（2007年〔基準カテゴリ〕）とするダミー変数）を用いる。

分析に使用する変数の記述統計は、表1に記載している。

3.3 分析手法

分析手法は、固定効果（*fixed effect*）モデルである（Allison 2009）。固定効果モデルは、独立変数の変化から従属変数の変化を説明する分析手法であり、再分配意識における個体内の変化の影響を検証することができる（Jaeger 2006）。また時点間で変化しないパーソナリティや性格特性については、「観測されない異質性」として統制できるという利点も存在するが、イデオロギーを「観測されない異質性」として対処（Owens and Pedulla 2014; Naumann

et al. 2016) した上で、失業不安を中心とする自己利益の効果を検討する。分析に使用するソフトウェアは Stata MP 13.1 であり、推定方法には最小二乗法 (ordinary least squares: OLS) を用いる。

表 1 分析に使用する変数の記述統計

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値	
再分配意識	3.420	0.980	1	5	
世帯収入	対数変換済	6.349	0.636	0	7.719
主観的健康		3.390	0.893	1	5
	度数	%			
雇用形態	経営・管理	392	2.4		
	正規雇用	8942	54.9		
	非正規雇用	3652	22.4		
	自営業	930	5.7		
	失業	538	3.3		
	無職	1827	11.2		
相対的貧困	貧困ではない	15534	95.4		
	貧困	747	4.6		
失業不安	なし	12356	75.9		
	あり	1943	11.9		
	離職により非該当	1982	12.2		
婚姻状態	未婚	5519	33.9		
	既婚	10301	63.3		
	離死別	461	2.8		
都市規模	16大都市	5505	33.8		
	20万人以上都市	4082	25.1		
	その他都市	5501	33.8		
	群部	1193	7.3		

注) number of observations = 16281, number of groups = 4039.

4. 分析

4.1 移行確率の確認

記述的な分析として失業不安と再分配意識の移行確率を検討し、変化の実態を記述する。

第 1 に、失業不安の移行確率を検討する (表 2)。t 時点から t+1 時点での各状態への移行確率を確認すると、「失業不安なし状態からあり状態」への移行確率は 7.6% であり、移行が頻繁に生じているとは言い難いことが分かる。それに対して、「失業不安あり状態からなし状態」への移行確率は 46.2% となり、おおよそ半数が失業不安を解消していることが分かる。以上より総合的に判断すると、失業不安のある人は限定的な少数者であり、なおかつその失業不安は、比較的容易に解消しやすいものだと結論付けることができる。

第 2 に、再分配意識の移行確率を検討する (表 3)。再分配意識の t 時点から t+1 時点での各状態への移行確率を確認すると、「反対/どちらかといえば反対」と「賛成/どちらか

といえは賛成」で傾向が逆転していることが分かる。すなわち t 時点で「反対／どちらかといえは反対」と回答した人は、t+1 時点でも「反対」「どちらかといえは反対」「どちらともいえない」への移行確率の合計がそれぞれ 88.4% (反対), 84.4% (どちらかといえは反対) であり、「賛成／どちらかといえは賛成」に移行することはほとんどない。反対に t 時点で「賛成／どちらかといえは賛成」と回答した人は、t+1 時点でも「賛成」「どちらかといえは賛成」「どちらともいえない」への移行確率の合計がそれぞれ 96.8% (賛成), 95.0% (どちらかといえは賛成) であり、同様に「反対／どちらかといえは反対」に移行することもほとんどない。t 時点で「どちらともいえない」と回答した人については、t+1 時点で「どちらかといえは賛成」に移行する確率が 23.3% で一定数存在する以外は、基本的に「どちらともいえない」にとどまる傾向にある。以上の結果より、再分配意識については、「どちらともいえない」を超えて大幅に意見変更する人はごく少数なことが明らかになった。

表 2 失業不安の移行確率 (%)

t 時点 (%)	t+1 時点 (%)			度数
	なし	あり	非該当	
なし	87.0	7.6	5.4	9324
あり	46.2	43.7	10.1	1427
非該当	21.2	5.0	73.8	1491
全体	74.2	11.5	14.3	12242

表 3 再分配意識の移行確率 (%)

t 時点 (%)	t+1 時点 (%)					度数
	反対	どちらかといえは反対	どちらともいえない	どちらかといえは賛成	賛成	
反対	37.1	27.1	24.2	7.1	4.5	491
どちらかといえは反対	10.6	35.9	38.9	12.7	1.9	1251
どちらともいえない	2.3	9.8	59.3	23.3	5.2	4814
どちらかといえは賛成	0.7	4.2	30.6	51.8	12.6	3975
賛成	1.2	2.0	17.4	34.9	44.5	1711
合計	3.9	10.3	40.6	32.5	12.7	12242

4.1 固定効果モデル

次に、固定効果モデルから失業不安を中心とする自己利益変数の効果を検討する(表 4)。

第 1 に、自己利益変数のうち、失業不安の効果を検討する。失業不安の効果は、負で統計的に有意である。したがって、失業不安が生じることによって再分配意識が変化する(高まる傾向を示す)ため、個体内の変化の影響が存在することが明らかになった。

第 2 に、失業不安以外の自己利益変数の効果を検討する。失業不安以外の自己利益変数(雇用形態, 世帯収入, 相対的貧困, 主観的健康)の効果は、すべて統計的に有意ではない。

したがってこれらの自己利益によっては再分配意識が変化しない。すなわち、たとえ雇用形態（特に失業）や世帯収入が変化したり、貧困に陥ったり反対に脱出したり、健康状態に変化が生じたとしても、再分配意識の変化に影響を与えないことが明らかになった。

第3に、本稿の主要な関心からは外れるが、統制変数の効果も検討する。婚姻状態と都市規模の効果は、いずれも統計的に有意ではなく、調査年ダミー変数のみ、統計的に有意である。つまり、時代によって再分配意識は変化するが、その詳細は本稿では不明である。

表4 再分配意識の固定効果モデル

		<i>Coef.</i>	<i>Robust S.E.</i>
雇用形態	経営・管理	0.053	0.079
	正規雇用 [<i>ref.</i>]		
	非正規雇用	0.027	0.033
	自営業	-0.073	0.057
	失業	0.095	0.062
	無職	0.090	0.058
世帯収入	対数変換済	-0.017	0.020
相対的貧困		-0.002	0.045
主観的健康		-0.003	0.010
失業不安	なし [<i>ref.</i>]		
	あり	0.056 *	0.024
	非該当	-0.119 *	0.050
婚姻状態	既婚 [<i>ref.</i>]		
	未婚	0.000	0.018
	離死別	-0.079	0.065
都市規模	16大都市 [<i>ref.</i>]		
	20万以上都市	-0.076	0.050
	その他都市	-0.074	0.051
	群部	-0.072	0.079
調査年	2007年 [<i>ref.</i>]		
	2008年	0.029	0.023
	2009年	-0.024	0.023
	2010年	-0.072 **	0.024
	2011年	-0.099 ***	0.024
	2012年	-0.086 ***	0.024
	2013年	-0.093 ***	0.024
切片		3.624 ***	0.138
sigm a_u		0.825	
sigm a_e		0.690	
rho		0.588	
Number of observation		16281	
Number of groups		4039	

注) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$.

5. 考察

本稿では、失業不安を中心とする様々な自己利益変数の再分配意識に与える影響を縦断調査のデータと固定効果モデルによって検討した。その結果、本稿で検討した自己利益変数のうち、影響があったのは失業不安のみであり、失業不安が生じると再分配意識が賛成へと変化することが明らかになった。以上より失業不安は、西欧諸国と同様に、再分配意識に影響を与える（個体内の変化の影響が存在する）点で、重要な変数となる。その一方で、雇用形態や世帯収入の効果がない点については、現代日本における自己利益と再分配意識の関連の弱さを示している。すなわち現代日本の場合、客観的な自己利益と再分配意識が直接結びついておらず、個体内変化の影響は存在しない。むしろ本稿では「観測されない異質性」として統制した、イデオロギーの再分配意識に対する影響の強さを示唆する結果といえよう。ただし繰り返しになるが、自己利益としての失業不安と再分配意識との間で個体内変化の影響が存在するという発見は、再分配意識の規定要因の実証研究に対する少なからぬ貢献であると考えられる。

最後に、今後の課題についても、主に変数加工上の問題という点から言及しておこう。

第1に、失業不安の操作化の問題がある。失業不安は、現時点で勤労している人のみが該当する項目であるため、失業や何らかの理由により離職した人は、分析から除外されてしまう。本稿ではそれを補うために「離職により非該当」というカテゴリを追加して、離職（無職）者が分析から除外されるのを防いだ。このような処理が適切であるか否かは十分に議論できていない。本稿では採用しなかったが Margalit (2013) のように、一定の仮定にもとづく値を代入する方法なども含めて、今後もその是非を再検討していく必要があるだろう。

第2に、イデオロギー変数の扱いの問題がある。本稿の分析では、Owens and Pedulla (2014) や Naumann et al. (2016) に依拠してイデオロギーを「観察されない異質性」とみなした上で固定効果モデルを採用したが、「人々のイデオロギーは不変である」という前提についても再度検討する必要があるだろう。実際に Jaeger (2006) では、政党好感度をイデオロギーの指標とみなした分析が行われており、イデオロギー変数の操作化についても改良の余地が残されている。以上の2点については、今後も引き続き検討していきたいと考えている。

[注]

- 1) そもそも日本においては、失業不安がどのように形成されるのかについて、十分な検証がなされていない。したがって、失業不安の規定要因分析も今後の課題となる。
- 2) ここでの離職には、失業だけでなく様々な要因が含まれている。そのため本稿では、無職者を分析から除外しないための残余カテゴリとして扱い、積極的な解釈は行わない。

[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) wave1-7, 2007-2013」と「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave1-7, 2007-2013」(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]

- Allison, P., 2009, *Fixed Effect Regression Models*, Sage Publications.
- Bockerman, P., 2004, "Perception of Job Instability in Europe," *Social Indicators Research*, 67: 283-314.
- 藤原翔・伊藤理史・谷岡謙, 2012, 「潜在クラス分析を用いた計量社会的アプローチ——地位の非一貫性、格差意識、権威主義的伝統主義を例に」『年報人間科学』33: 43-68.
- Jaeger, M. M., 2006, "What Makes People Support Public Responsibility for Welfare Provision: Self-interest of Political Ideology?: A Longitudinal Approach," *Act Sociologica*, 49(3): 321-38.
- Kulin, J. and S. Svallfors, 2013, "Class, Values, and Attitudes Towards Redistribution: A European Comparison," *European Sociological Review*, 29(2): 155-67.
- Margalit, Y., 2013, "Explaining Social Policy Preferences: Evidence from the Great Recession," *American Political Science Review*, 107(1): 80-103.
- 丸山真央, 2009, 「ネオリベラリズム——その多元性と対立軸の交錯」『外国人へのまなざしと政治意識——社会調査で読み解く日本のナショナリズム』勁草書房, 119-40.
- Marx, P., 2014, "The Effect of Job Insecurity and Employability on Preferences for Redistribution in Western Europe," *Journal of European Social Policy*, 24(4): 351-66.
- 永吉希久子, 2016, 「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」『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』171-81.
- 南雲智映・小熊栄, 2008, 「勤労者が抱える失業と生活の不安——『勤労者短観』10年間の分析」『日本労働研究雑誌』612: 29-39.
- Naumann, E., Christopher B. and Johannes B., 2016, "How Unemployment Experience Affects Support for the Welfare State: A Real Panel Approach," *European Sociological Review* 32(1): 81-92.
- 大沢真理, 1993, 『企業中心社会を超えて——現代日本をジェンダーで読む』時事通信社.
- Owens, L. A. and D. S. Pedulla, 2014, "Material Welfare and Changing Political Preferences: The Case of Support for Redistributive Social Policies," *Social Forces*, 92(3): 1087-113.
- 白川俊之, 2011, 社会的不平等・格差意識と居住地の社会構造——機会不平等・収入格差認知のマルチレベル分析」『現代日本の階層状況の解明——ミクロ・マクロ連結からのアプローチ: 第3分冊 社会意識・ライフスタイル』科学研究費補助金: 基盤研究 (A) 研究成果報告書 (研究代表: 佐藤嘉倫) 91-108.
- Svallfors, S., 1997, "Worlds of welfare and Attitudes to Redistribution: A Comparison of Eight Western Nations," *European Sociological Review*, 13(3): 283-304.
- Sverke, M., Hellgren, J. and Aaswall, K., 2002, "No Security: Meta-Analysis and Review of Job Insecurity

and Itsu Consequences,” *Journal of Occupational Health Psychology*, 7(3): 242-64.

日本型福祉国家における再分配政策支持の規定要因

——公共事業・高齢者福祉・公的扶助の比較から——

永吉希久子

(東北大学)

本研究の目的は、再分配政策支持に対する自己利益の効果について、制度の利用可能性への認識の影響に着目して、検証することにある。再分配政策支持については、階層の効果が指摘される一方、社会経済的な地位の変化の影響は十分に検証できていない。また、地位の変化の効果が、制度設計や制度のおかれる歴史的な文脈によって影響されるのかも明らかでない。本研究ではパネルデータを用い、失業への移行や所得低下が再分配政策支持に与える影響について、公共事業、高齢者福祉、公的扶助という三つの制度への支持を比較し検証した。分析の結果、雇用の不安定性は公共事業や高齢者福祉への支持を高める一方で、公的扶助への支持には影響を与えなかった。また、伝統的家族規範は公的扶助への支持を弱め、公共事業への支持を強めていた。これらの結果は、自己利益の効果を考える際に、制度の利用可能性についての認識を考慮する必要があることを示唆している。

1. 研究の背景

1990年代以降、日本の階層構造に大きな変化が生じていることが指摘されてきた(佐藤 2013)。日本における生活保障は、高生産性部門の大企業における福利厚生を伴う終身雇用制度と、低生産性部門の中小企業に対する公共事業と保護・規制による雇用の安定、家族による保障を通じて行われてきた(宮本 2008)。しかし、1990年代以降にすすめられた規制緩和や公共事業費の削減などの構造改革によって、雇用が不安定化し、さらに人々の選択する家族の在り方が多様化する中で、生活保障の基盤は徐々に解体されつつある。その一方で、雇用の外で人々の生活を保障するシステムがいまだ十分に機能していないために、雇用におけるリスクは人々の生活のリスクへと直結し、経済格差の広がりが生じている¹⁾(宮本 2008; 佐藤 2013)。

このような経済格差は、社会問題として人々の間で広く認識されている。International Social Survey Programmeの1999年と2009年の結果をみると、「日本の所得の格差は大きすぎる」との質問に対し、「そう思う」または「どちらかといえばそう思う」と答えた割合は、1999年には64%であったが、2009年には74%と10ポイント増加している(原 2010)。また、2011年に内閣府が実施した調査においても、同様の設問に「そう思う」または「どちらかといえばそう思う」と回答した割合が71.5%となっており、依然として格差を大きすぎるものとする見方が共有されていることがわかる。

しかし、格差を問題視する見方が、その解決に向けた再分配政策への支持につながるかどうかには、議論の余地がある。2000年代半ば以降の、人々の社会保障制度への意識を調

べた研究においては、一貫した傾向がみられていない（中澤 2014a, 2014b; 武川 2012）。武川は2000年、2005年、2010年の調査結果を比較し、高福祉高負担の社会への支持が広がっており、高齢者や失業者の生活保障、所得の再分配を政府の責任とする意識が強まっていることを示している。しかし他方では、社会保障制度に必要な原則と貢献原則のどちらを適用するかや、選別主義と普遍主義のどちらを採用するかについて、意見が二分した状態が続いている。生活保護についても、選別主義を重視した傾向が続いており、制度設計の在り方に対する意識には大きな変化が見られない。また、中澤（2014b）では2007年から2013年にかけて同一の対象者に対して行われたパネル調査の分析から、若・壮年層では年金や老人医療などの社会福祉への支持が低下するとともに、「福祉をあてにするべきでない」という意識が強まったことを示し、「小さな政府」への志向性がみられると述べる。つまり格差拡大を問題視する認識が強まる一方で、再分配政策支持に一貫した広がりは見られず、場合によってはその削減を支持するような動きがみられている。

ではなぜ再分配政策への支持は広がらないのだろうか。次節で詳しく見るように、再分配政策支持の規定要因の研究では、再分配政策によって恩恵を受ける層が政策を支持し、負担をこうむる層が政策を支持しないという自己利益仮説の妥当性が確認されてきた²⁾（Campbell 2016; Iversen and Soskice 2001; Jæger 2006; Linos and West 2003; Svallfors 2006; Naumann, Buss, and Bahr 2016; Rehm 2009）。自己利益仮説からみれば、日本において不安定雇用層が増加したり、格差が拡大したのであれば、再分配政策への支持は広がるはずである。従来の研究は記述統計をもとに意識を時点間で比較することとどまり、雇用の不安定性や所得の低下が再分配政策支持の変化に与えた影響については明らかでない。そこで、本稿ではパネル調査データを用いることにより、再分配政策への支持の変化が何によってもたらされるのか、社会経済的地位の変化の効果に着目し、検証する。さらに、制度の設計と成立・運用されてきた歴史的な文脈によって、社会経済的地位の変化が再分配政策への支持に与える影響が異なるのかどうか、3つの異なる再分配政策、すなわち公共事業、高齢者福祉、公的扶助について、支持の構造や規定要因を比較することにより、検証する。

2. 先行研究

2.1 自己利益仮説

再分配政策への支持を説明する際に広く用いられてきた仮説として、自己利益仮説が挙げられる。すでに述べたように、自己利益仮説では、人々の再分配政策への支持は、そこから得られる利益と負担のバランスによって決まると想定する。したがって、社会経済的脆弱性の高い人、すなわち低技能労働者や、失業者、所得の低い人が、再分配政策を支持しやすいと考えられる。既存の研究では、こうした傾向が国を超えて見られることが示されており、自己利益仮説の妥当性が確認されている（Iversen and Soskice 2001; Linos and West 2003; Rehm 2009; Svallfors 2006）。ただし、クロスセクションデータを用いた分析では、

自己利益仮説の検証に十分とはいえない。失業者が再分配政策を支持していたとしても、それが「失業」という状態によってもたらされているのか、失業者と非失業者の間にある観測されない個人の異質性—平等主義的価値観の程度など—によってもたらされているのかわからないからだ (Naumann, Buss, and Bahr 2016)。したがって、自己利益仮説のより厳密な検証には、パネル調査データを用いる必要がある。

欧米では、すでにパネル調査データを用いた自己利益仮説の検証が行われており、その妥当性が確認されている (Campbell 2016; Jæger 2006; Naumann, Buss and Bahr 2016)。Jæger はカナダのデータを用いた検証を行い、個人間の観測されない異質性の影響を除いた場合でも、安定的に雇用されている人や、高所得者ほど、再分配を支持しない傾向にあることを示した。また、Naumann らはオランダのデータを用い、失業することによって、失業給付を政府の責任とする意識が高まることを示すとともに、その効果はその後すぐに再就職しても変化しないことを明らかにしている。また、失業の効果は高齢者の生活支援や病人の生活支援を政府責任とする意識には影響していないことから、社会保障一般ではなく、自己に利益のある政策についての態度だけを変化させることも示されている。

日本においても、自己利益仮説の検証は行われており、社会経済的地位が再分配政策支持に影響を与えていることが確認されている (丸山 2009, 2011; 斎藤 2011; 篠崎 2005; 大竹・富岡 2003; 中澤 2014a)。具体的には、低所得者ほど、失業者、無職、非正規雇用者ほど、所得格差の是正や手厚い福祉の提供を支持する傾向にある。また、過去2年間で消費水準が低下した人や、失業経験のある人も、再分配政策を支持する傾向にあった。さらに、高齢期の生活保障や医療・介護を政府の責任とする意識も、学歴が高いことや、世帯収入が高いことによって低下している。ただし、日本ではパネル調査データを用いた検証は行われておらず、個人の社会経済的地位の変化が再分配政策への支持にもたらす影響については、明らかでない。

2.2 政策についての認識の影響

自己利益仮説の妥当性は、国を超えて確認されている。しかし、自己利益が再分配政策への支持に影響をするためには、その政策が自分自身にとって利益をもたらすものなのか、あるいは、負担となるものなのか、認識されている必要がある。たとえ制度があろうとも、その制度について十分に知識がなかったり、自分に関わるものだと考えていなければ、「自己利益」を認識することができない。このメカニズムは、政策フィードバック理論 (Campbell 2012; Pierson 1993; Soss and Schram 2007) から説明できる。

政策フィードバック理論は、政策が人々の利害関係の構造を規定し、結果としてその政策自体の支持 (や不支持) を生み出す、と想定する。例えば、大きな福祉国家においては、公務員の人数が多くなりやすい。これらの人々にとっては、福祉国家は自身の雇用を作り出すために必要であるため、再分配政策を支持しやすくなる。あるいは、労働市場の内部と外部

で分断を生むような福祉国家の体制においては、労働市場の内部にいるか外部にいるかが、再分配政策への支持を分ける重要な要因となる。ただし、政策フィードバック効果を実証した研究では、その妥当性を示す明確な結果は得られていない (e. g., Svallfors 1997; Taylor-Gooby 2001)。そこで近年の研究では、政策が形作った利害関係が政策への支持につながるかどうかについて、政策の特徴を検討することにより説明している (Campbell 2012; Soss and Schram 2007)。この際重要になるのは、政策が十分な給付の規模をもつことや、人々に認識されているという顕在性、自分自身との近接性などの要素 (Campbell 2012) である。たとえば、税金に反発を感じるかどうかは、税金の額そのものよりも、直接税か間接税かという税金のかけ方に依存している (Pierson 1993)。これは、直接税が認識されやすい (顕在性が高い) 制度であるのに対し、間接税が認識されにくい (顕在性が低い) 制度であることによる。

上記のような政策の特徴を加味して、再分配政策支持のメカニズムを検証した研究はまだ途上である。しかしその存在を示唆した研究として、Jæger (2009) による国際比較研究が挙げられる。Jæger は、所得格差が小さい社会民主主義レジームの国で、格差の大きい自由主義レジームの国よりも、福祉国家への支持が高いだけでなく、分散が大きいことを示している。社会民主主義レジームでは税率が高く、再分配の程度も大きいため、制度についての議論が盛んで、政党や企業、労働組合もこうした利害関係を取り巻く形で存在している。これに対し、自由主義レジームでは、再分配の規模が小さいため、階級の違いに沿って政治的な利害が形成されていない。結果として、再分配政策への支持が小さいというだけでなく、人々の間に明確な意識の違いがみられない。Jæger はこの結果を政策フィードバック理論と関連付けていないが、Jæger の示す知見は、それを支持するものといえよう。

また、政策の利用者に対し、ステレオタイプが付与されている場合には、その政策を自身も利用可能なものとの認識しにくくなると予想される。例えば、アメリカにおいては、「福祉 (welfare)」は政府に依存する、望ましくない怠惰な個人、特にアフリカ系アメリカ人と結びつけて認識されているとの指摘がある (Alesina, Glaeser, and Sacerdote 2001; Gilens 1999; Smith 1987)。Campbell (2016) はアメリカのデータの分析から、所得を大きく低下させた人や、経済状況への満足度が低下した人が、「貧困者の生活水準に対して政府が責任を持つべき」とする意識や「貧しい人への支援のための支出が小さすぎる」とする意識を強める一方で、「福祉への支出が小さすぎる」とする意識を変化させないことを示す。Campbell はこの結果から、「福祉」は「貧困者の支援」とは別のものとして認識されているため、後者に対しては、自分の状況に合わせて調整する形でその支持を変化させないのではないかと述べている。

これらの研究の結果を考慮すれば、再分配政策と社会経済的地位の関連は、その制度が自分の利害にかかわると認識されるだけの顕在性や規模を持ち、また、自分自身にも利用可能なものと認識できる (利用者を自分たちと切り分けるようなステレオタイプやスティグマ

が存在しない) 必要がある。

2.3 日本型福祉国家と再分配への支持

では、日本の再分配政策は人々にとって、自身の利害と関わるものとして、また、アクセス可能なものとして、認識されているのだろうか。日本の社会保障制度について概観しながら、この点を検討する。

宮本 (2008) は日本における生活保障の仕組みの特徴として、企業や家族による保障の占める役割が大きく、国によって提供される福祉の規模が小さくとどめられていることを挙げている。特に国による福祉は、年金や高齢者医療、遺族関連の支出など、人生の後半に傾斜しており、人生の前半にあるリスクに対しては、企業と家族が対応している。

この人生の前半における生活保障の仕組みを詳しく見ると、雇用を通じた生活保障の仕組みは高生産性部門の大企業と低生産性部門で異なっている (宮本 2008; 新川 2014)。前者に対しては、長期雇用慣行と企業福祉を通じた生活保障が行われるのに対し、後者に対しては公共事業や各種規制を通じた雇用保障による生活保障が行われる。公共事業や規制を通じた生活保障は、高生産性部門から低生産性部門、都市から地方への再分配としての機能も持っていた (宮本 2008)。また、雇用を通じた生活保障と並び、家族を通じた生活保障も重要な役割を果たした (宮本 2008; 新川 2014)。男性稼ぎ主モデルのもと、育児や介護は家族の役割とされた。逆に、男性稼ぎ主の雇用保障や企業福祉の提供、家族手当や配偶者控除などの制度を通じて、家族主義は維持された。

企業や家族が生活保障を担うことで、国の提供する福祉制度は極めて限定的な機能しか果たしてこなかった。公的扶助制度である生活保護は、選別主義にもとづいており、一定の基準を満たした人にしか給付されない。生活保護の原理の一つは補足性の原理であり、資産があるものは資産を、稼得能力があるものは労働を、家族・親類の援助があるものはその援助を、他の公的援助が利用可能ならば当該制度を、優先活用しなければならない (林 2008)。これらのすべてを用いてもなお最低限度の生活ができない場合にのみ、生活保護の給付が認められる。

選別主義的の制度は、一部の限定的な人にも恩恵があるため、受給者と非受給者の分断を招き、受給が正当なものであるのか、との懐疑を非受給者が持つ契機を提供する (Van der Waal, Koster and Van Oorschot 2013)。日本においても、生活保護をめぐる言説には、不正受給などスティグマを付与する内容が散見される (坪 2010)。山田と斎藤 (2016) はインターネット調査の結果から、不正受給の割合について、平均して 30%と予想していることを示している。実際は 2.7%程度であることをふまれば、過剰な見積もりが行われていることがわかる。また、女性がやや高く見積もっているのを除けば、属性や社会経済的地位による差はない。つまり、生活保護に対する不信は、社会全体に広く共有されている。

これまで日本において機能してきた企業と家族を通じた生活保障は、今日の人々の生活

保障のシステムとしては十分ではない。終身雇用や企業福祉の恩恵を受けることができない（男性）非正規労働者の増加や、離婚・未婚の増加に伴う家族の多様化と不安定化、再分配の機能を果たしてきた公共事業の削減と規制緩和などは、従来のシステムでは生活保障を受けられない層の増加を生む。にもかかわらず、財政赤字の拡大と社会保障の財源の少なさから、国による生活保障を拡大することは困難であり、選別主義的な制度に頼らざるを得ない（中澤 2014a）。このため、今日でも国による生活保障の提供は限定的な範囲にとどまっている。

これらの点を考慮すれば、広い意味での再分配政策の中でも、生活保護は利用が限定的であり、スティグマが伴うため、その利用可能性について低く見積もられると予想される。特に、伝統的な家族観を持っている人や、家族や友人のネットワークを通じて、インフォーマルな支援を受け、生活を保障する支援を得る可能性のある人にとっては、利用可能なものとしてとらえられにくくなると考えられる。他方で、雇用の保障を通じた再分配と高齢期の生活保障は、長年日本の生活保障において中心的な位置を占めており、利用可能なものとして見積もられやすいと予想される。

まとめると、日本における社会経済的地位と再分配支持の関連について、以下の仮説が立てられる。

H1: 社会経済的脆弱性の高まりは、雇用の拡大を通じた生活保障の支持や、高齢期の国による生活保障への支持を強めるが、公的扶助への支持は強めない。

H2: 家族規範を信じる程度が低い場合や、自助の可能性がない場合に、家族規範を信じる程度が高い場合や、自助の可能性がある場合に比べ、社会経済的脆弱性の高まりと公的扶助への支持の関連は強まる。

本稿では、これらの仮説をパネル調査データの分析を通じて検証する。

3. データと変数

3.1 データ

本稿では、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、現在第七派（2013 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，wave 5 からの追加サンプルも含み，分析を行う。

3.2 変数

3.2.1 再分配政策に対する支持

従属変数となる再分配政策に対する支持については，三つの異なる政策への支持を用いる。第一の政策は公共事業であり，この政策への支持は「公共事業による地方の雇用確保は必要だ」という意見への賛否を用いる。第二の政策は高齢者福祉であり，「年金や老人医療などの社会保障は財政が苦しくても極力充実すべき」という意見への賛否を用いる。第三の政策は公的扶助であり，「お年寄りや心身の不自由な人は別として，すべての人は社会福祉をあてにしないで生活しなければならない」という意見への賛否を用いる。すべての回答は，「賛成」，「どちらかといえば賛成」，「どちらともいえない」，「どちらかといえば反対」，「反対」の 5 点尺度で与えられており，再分配に賛成であるほど，値が大きくなるように得点化した³⁾。

2007 年から 2013 年までの再分配政策支持の平均値の推移を示したのが，図 1 である。これをみると，公共事業への支持が横ばいであるに対し，高齢者福祉と公的扶助への支持が低下傾向にあることがわかる。特に，公的扶助については 2009 年以降平均値が 3 を下回っており，公的扶助を支持しない人の方が多数派になりつつある。

これらの意識が個人内でどの程度変化するのか，級内相関（Intraclass Correlation Coefficients, ICC）を調べた（表 1）。各意識の級内相関は，公共事業が 0.47，高齢者福祉が 0.43，公的扶助が 0.37 となっている。公的扶助への支持は他の政策への支持と比べ，やや個人内での分散が大きく（ $1 - 0.37 = 0.63$ ），変化しやすい意識だといえるだろう。ただし，公共事業や高齢者福祉への支持についても，分散の半分程度は個人内の変化によって生じており，これらの政策への支持が価値観のような固定したものというよりも，個人や国の状況に合わせて変化するものであることがわかる。

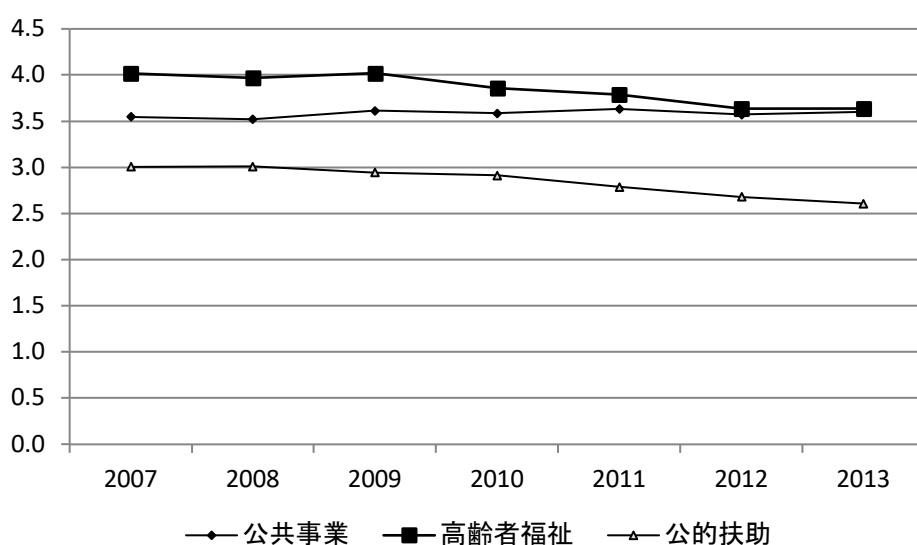


図1 再分配支持の平均値の推移

表1 再分配支持の級内相関

	ICC	n (Group)	n (Obs)
公共事業	0.47	5,574	24,975
高齢者福祉	0.43	5,679	26,302
公的扶助	0.37	5,672	25,996

3.2.2 独立変数

個人の社会経済的地位の指標としては、雇用形態と等価所得を用いる。雇用形態は、経営者・役員・自営業、正規雇用、非正規雇用、失業、非労働力の5カテゴリに分類した。失業とは現在収入になる仕事を行っておらず、仕事探しや開業準備をしている状態を指す。一方、非労働力は現在収入になる仕事を行っておらず、仕事探しや開業準備を行っていない状態を指す。

等価所得は、世帯収入の各カテゴリにそのカテゴリに含まれる収入の中間値（「25～75万円未満」であれば50万円）を与えたうえで、世帯人数の正の平方根で割り、対数変換した。「年収なし」の場合には、0を与えている。

t-1時点の各状態からt時点の各状態への移行確率を、就労形態についてみると、失業状態にとどまる確率は24.2%と比較的高い（表2）。また、他の雇用形態から失業状態に移行する確率は、もっとも高い非労働力からでも7.1%、非正規雇用では3.7%、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。

等価所得（対数）の平均値の推移（図2）をみると、この7時点で平均値の変化はほとんどなく、298.9万円（exp(5.7)）程度で推移している。

表 2 就労形態の移行確率（表示は%）

	t-1 時点	t 時点					度数
		経営者・役員・自営	正規雇用	非正規雇用	失業	非労働力	
経営者・役員・自営		88.3	4.9	3.9	0.8	2.2	1,527
正規雇用		1.1	94.0	2.6	1.2	1.2	10,526
非正規雇用		1.6	8.1	81.5	3.7	5.1	4,632
失業		2.6	13.9	39.9	24.2	19.5	765
非労働力		1.4	7.5	10.8	7.1	73.2	3,173
Total		7.7	51.8	23.0	3.5	13.9	20,623

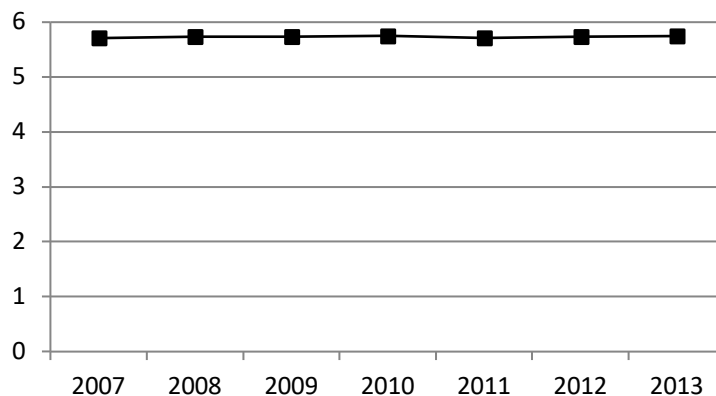


図 2 等価所得（対数）の平均値の推移

伝統的な家族規範の指標としては、「男性の仕事は収入を得ること，女性の仕事は家庭と家族の面倒をみることだ」という性別役割分業意識への賛否を用いる。回答は「そう思う」，「どちらかといえばそう思う」，「どちらともいえない」，「どちらかといえばそう思わない」，「そう思わない」の 5 点尺度で与えられており，値が大きいほど賛成の程度が高いように得点化している。この質問は wave 1, 3, 5, 7 でしか尋ねられていないため，対象者ごとの平均値を時間不変の変数として用いる。

また，自助の可能性の指標としては，私的な金銭サポートの主観的アクセス可能性を用いる。これは，「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」という質問に続く，「失業や病気でお金が必要になったとき，まとまった金額で貸してもらおう」への回答を用いる。この質問に対し，「誰もいない」を選んだ場合を 0，「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」のいずれかを選択した場合を 1 とし，二値変数として扱う。この変数についても，対象者ごとの平均値をとり，時間不変の変数として扱っている。

これらの変数の記述統計は表 3 に示した。

表3 家族規範と私的金融サポートの記述統計量

	度数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
家族規範	40,145	2.6	1.1	1	5
私的金融サポート	40,208	0.1	0.3	0	1

3.2.3 統制変数

統制変数としては、年齢、性別、学歴、婚姻状態、子どもの有無、親との同居、配偶者の親との同居、長子ダミー、公的年金制度（老齢年金・障害者年金）の利用、雇用保険（失業給付）の利用、生活保護の利用、主観的健康状態を用いる。

年齢は調査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。学歴は、中学卒・高校中退、高校卒、短大以上中退、短大以上卒の4カテゴリに分け、高校卒を基準カテゴリとする。婚姻状態は、未婚、既婚、離死別の3カテゴリに分類する。同居の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。親との同居、配偶者親との同居も、それぞれ調査時点で同居していない場合を基準カテゴリとした二値変数として扱う。長子ダミーは兄や姉がいる場合を基準カテゴリとした二値変数として扱う。

年金利用、雇用保険、生活保護についてもそれぞれ利用がない場合を基準カテゴリとして二値変数として扱う。雇用保険や生活保護の利用がある人は非常に少なく、調査年全体で対象者が利用していたケースの割合は、雇用保険で1.8%、生活保護で0.2%にとどまる。

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。

これらの統制変数の記述統計量は表4に示した。

表 4 統制変数の記述統計量

	度数	%			
中学卒・高校中退	1,603	4.1			
高校卒	18,284	46.2			
短大以上中退	882	2.2			
短大以上卒	18,837	47.6			
既婚	15,491	56.3			
未婚	11,028	40.0			
離別	1,023	3.7			
同居子どもなし	9,955	66.0			
同居子どもあり	6,065	34.0			
年金利用なし	27,709	86.8			
年金利用あり	3,614	13.2			
雇用保険利用なし	26,828	98.2			
雇用保険利用あり	495	1.8			
生活保護利用なし	27,260	99.8			
生活保護利用あり	63	0.2			
	度数	平均	標準偏差	最小値	最大値
年齢	36,493	34.7	6.2	21	47
男性ダミー	40,341	0.5	0.5	0	1
長子ダミー	40,341	0.4	0.5	0	1
親同居ダミー	28,918	0.3	0.5	0	1
配偶者親同居ダミー	28,918	0.1	0.2	0	1
健康状態	27,409	3.4	0.9	1	5

3.2.4 分析枠組み

本稿では、パネル調査データに固定効果モデルを適用することにより、個人の社会経済的地位の変化が再分配支持の変化に与える影響を検証する。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（時間不変の）異質性の影響を取り除き、同じ個人の状態変化がもたらす影響を検証できることが挙げられる（三輪 2013）。例えばクロスセクションデータを用いて失業の再分配政策支持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」の再分配政策支持の程度の差である。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・身体的健康状態や平等主義的価値観など）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ず、クロスセクション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独立変数の両者に関連するのであれば、失業の効果が過大に推定されてしまう。個人の社会経済的地位が与える影響を厳密に検証するためには、同じ個人が失業や所得低下に直面することによって、再分配政策支持を高めたのかを検証できるパネル調査データを用いる利点は大きい⁴⁾。

また、固定効果モデルに先立ち、betweenモデルを適用して、個人間の再分配支持の差の

規定要因を確認しておく。Between モデルでは、観測期間内の従属変数や独立変数の平均値を用いて回帰分析を行う（三輪 2013）。本稿では伝統的家族観や自助可能性を時間不変の変数として扱うため、その効果を固定効果モデルでは分析できない。このため、Between モデルの利用が有効である。

4. 分析

本研究の目的は、1) 同一個人内での失業への移行や所得低下の再分配政策支持への効果と、2) その効果の家族規範や自助可能性による違いを明らかにすることにあつた。このため、between モデルで個人間での再分配政策支持の違いを確認したうえで、固定効果モデルを用い、失業や所得低下の効果を検証する。さらに、家族規範や自助可能性と、失業や所得の交互作用効果を含めたモデルについても、固定効果モデルを用いて分析する。これによって、経済的脆弱性が増したことによる効果が、家族規範や自助の可能性によって異なるのかを検証する。

4.1 再分配支持の個人間の差の規定要因

経済的脆弱性や家族規範、自助の可能性が再分配政策支持の個人間の差を説明するのか、between モデルを用いて検証した結果が表 5 である。

等価所得は三つの再分配政策に対して一貫した効果を持っており、等価所得が高いほど、形態を問わず、再分配政策を支持しない傾向にある。一方、雇用形態の効果は再分配政策の形態によって異なっている。非正規雇用者は正規雇用者に比べ公共事業を支持しやすい。これに対し、非労働力者は正規雇用者よりも公共事業を支持しにくく、公的扶助を支持しやすいことが示された。また、経営者・役員・自営業であれば、正規雇用者よりも高齢者福祉や公的扶助を支持しない傾向がある。経済的な格差は再分配政策一般への支持の差と結びつく一方、雇用形態と再分配政策支持の関連は複雑である。労働市場の内部にいるのか外部にいるのか、雇用の安定性の違い、被雇用者であるか雇用者であるかによって、立ち位置が異なる。労働市場の外にいる人は、公的扶助というセーフティネットを支持する。労働市場の内部で不安定な雇用に置かれる人は、公共事業での雇用の拡大を求める。雇用者側にいる人は、公共事業による雇用の拡大には反対しないが、「福祉」の提供には否定的な立場にいる。これらの結果は自己利益仮説と一貫するものである。

次に、家族規範と私的金融サポートの効果を見ると、家族規範は公共事業と公的扶助には相反する効果を持っていた。家族規範が強い人ほど、公共事業を支持し、公的扶助を否定する。伝統的な家族規範は、公共事業という日本の伝統的な再分配の制度を維持する反面、公的扶助という国によるセーフティネットの提供には対立的であるといえる。また、高齢者福祉に対しては効果がみられず、伝統的な家族規範を支持しているとしても、高齢者の生活を国が支えることについては必ずしも否定的ではない。一方、私的金融サポートの有無は、三

つの再分配政策の支持のいずれに対しても効果を持たず、経済的困窮状態に陥った場合に周囲のネットワークを頼ることができない人ができる人に比べて、国による生活保障の提供を支持するわけではない。

統制変数の効果を見ると、学歴、婚姻状態、生活保護利用には、公共事業と高齢者福祉への支持に対して共通した傾向がみられた。大学中退以上では、高校卒と比べて支持の程度が低く、生活保護を利用しやすい人ほど、公共事業や高齢者福祉を支持する傾向にあった。したがって、公共事業や高齢者福祉については、社会経済的な脆弱性が高い人ほど、支持する傾向にあるといえる。また、既婚者は未婚者と比べて、支持の程度が高い。

公共事業については、1970年代以降生まれの人は1960年代生まれの人よりも、女性は男性よりも、親と同居している人よりもしていない人の方が、支持しやすい。

性別の効果は高齢者福祉に対してもみられ、女性は男性よりも高齢者福祉を支持しやすい。また、高齢者福祉に対しては、子どもとの同居や配偶者の親との同居が効果を持ち、子どもや配偶者の親と同居していると支持しにくい傾向があった。長子であることや、長男であることは、高齢者福祉への支持を強めたり、弱めたりすることはなかった。さらに、高齢者福祉は制度利用からも影響を受け、年金や雇用保険、生活保護を利用している人ほど高齢者福祉を支持しやすい。雇用保険や生活保護など、高齢者福祉とかわりがない制度であっても、高齢者福祉への支持と結びついている。

公的扶助については、性別や学歴、居住形態、制度利用には有意な効果が見られず、個人の属性や居住形態によって支持に差が生まれているとはいえない。

Between モデルの分析からは、自己利益仮説と一貫する効果がみられた。しかし、これはあくまで個人間の差についての分析であり、同一個人の中で社会経済的脆弱性が高まることで、再分配政策への支持を強めるかどうかはわからない。そこで、以下では固定効果モデルを適用することにより、社会経済的地位の変化がもたらす効果を検討する。

表5 再分配政策支持の between モデル

		公共事業		高齢者福祉		公的扶助	
		B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
コーホート	1960年代生まれ (ref.)						
	1970年代前半生まれ	0.008	(0.037)	-0.004	(0.027)	-0.001	(0.034)
	1970年代後半生まれ	0.087*	(0.041)	-0.050+	(0.027)	-0.055+	(0.032)
	1980年代生まれ	0.270**	(0.037)	0.014	(0.034)	-0.004	(0.047)
男性	-0.126**	(0.028)	-0.093**	(0.034)	0.003	(0.042)	
長子	-0.004	(0.032)	-0.009	(0.029)	0.015	(0.032)	
長男	-0.031	(0.049)	-0.060	(0.049)	-0.008	(0.046)	
学歴	中学卒・高校中退	0.101	(0.073)	0.033	(0.051)	-0.011	(0.080)
	高校卒 (ef.)						
	大学中退	-0.154+	(0.086)	-0.144	(0.101)	-0.046	(0.092)
	大学・大学院卒	-0.134**	(0.025)	-0.087**	(0.023)	0.015	(0.029)
雇用形態	経営者・役員・自営	-0.044	(0.052)	-0.087+	(0.047)	-0.136**	(0.050)
	正規雇用 (ref.)						
	非正規雇用	0.077*	(0.035)	0.008	(0.028)	0.008	(0.040)
	失業	0.059	(0.095)	-0.086	(0.079)	0.035	(0.108)
婚姻状態	非労働力	-0.082+	(0.044)	-0.043	(0.042)	0.143**	(0.051)
	既婚	0.099*	(0.044)	0.103**	(0.039)	0.054	(0.055)
	未婚 (ref.)						
同居あり	離死別	0.031	(0.067)	0.024	(0.071)	0.096	(0.083)
	子ども	0.039	(0.040)	-0.089**	(0.031)	0.050	(0.042)
	親	0.170**	(0.041)	0.065	(0.041)	-0.003	(0.041)
主観的健康状態	配偶者親	0.050	(0.045)	-0.099+	(0.053)	-0.030	(0.067)
		-0.004	(0.017)	0.002	(0.017)	-0.019	(0.020)
等価所得 (対数)		-0.136**	(0.026)	-0.120**	(0.021)	-0.082**	(0.025)
家族規範		0.049**	(0.015)	0.010	(0.011)	-0.078**	(0.015)
私的金融サポート		-0.042	(0.046)	-0.052	(0.042)	-0.080	(0.054)
制度利用	年金	-0.008	(0.050)	0.141**	(0.041)	0.045	(0.058)
	雇用保険	-0.097	(0.111)	0.241+	(0.139)	0.036	(0.152)
	生活保護	0.558+	(0.315)	0.492+	(0.282)	-0.367	(0.698)
調査年	2007 (ref.)						
	2008	-0.123	(0.083)	-0.079	(0.086)	0.128	(0.101)
	2009	-0.047	(0.088)	-0.045	(0.077)	-0.125	(0.096)
	2010	-0.119	(0.098)	-0.151+	(0.082)	-0.093	(0.114)
	2011	0.135*	(0.067)	-0.208**	(0.075)	-0.225**	(0.085)
	2012	-0.086	(0.072)	-0.391**	(0.064)	-0.366**	(0.070)
2013	0.023	(0.063)	-0.403**	(0.085)	-0.329**	(0.085)	
切片		4.184**	(0.173)	4.754**	(0.135)	3.662**	(0.173)
N (Obs)		18080		18891		18707	
N (Groups)		4787		4902		4900	

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

4.2 再分配政策支持の固定効果モデル

固定効果モデルを用いて、社会経済的地位の変化が再分配政策支持に与える効果を検証した結果を示したのが、表6である。これをみると、等価所得は公的扶助に対し10%の有意傾向を示すにとどまり、その効果も小さい。所得の低下は、公的扶助の支持を強める傾向にあるものの、その影響は弱く、他の再分配政策に対しての支持には影響を与えない。Betweenモデルでは所得の効果がみられたが、それは所得と関連する観測されない個人間の異質性がもたらす影響であり、経済的な脆弱性そのものが影響しているとはいえない。

これに対し、失業への移行は公共事業や高齢者福祉への支持を強める効果を持つ。制度利用をみると、雇用保険の利用が公共事業の支持に影響を与えるところからも、失業が公共事業の支持を高めることがうかがえる。また、非正規雇用や非労働力への移行は、高齢者福祉への支持を強める効果を持っていた。公的扶助に対しては、雇用形態の変化は統計的に有意な効果を持っていなかった。雇用における不安定性の高まりは、高齢期の福祉や、雇用の拡大への支持にはつながっても、公的扶助への支持にはつながっていない。これらの結果は仮説1を部分的に支持するものである。

統制変数の効果を見ると、婚姻状態の変化は公共事業や高齢者福祉の支持に影響しており、既婚状態や離死別状態への移行によって、公共事業や高齢者福祉への支持が低下する。主観的健康状態は公的扶助に対して負の効果を持ち、健康状態の悪化が公的扶助への支持を高めることがわかる。さらに、調査年度が一貫した効果を持ち、何年か例外はあるものの、公共事業への支持が年々高まっている一方で、高齢者福祉や公的扶助への支持は低下している。

表6 再分配政策支持の固定効果モデル

		公共事業		高齢者福祉		公的扶助	
		B	Robust S.E.	B	Robust S.E.	B	Robust S.E.
雇用形態	経営者・役員・自営 正規雇用 (ref.)	-0.022	0.057)	0.074	0.056)	0.089	0.068)
	非正規雇用	0.035	0.035)	0.081*	0.032)	0.007	0.042)
	失業	0.092*	0.043)	0.108*	0.044)	0.070	0.057)
	非労働力	0.032	0.037)	0.111**	0.036)	0.062	0.046)
婚姻状態	既婚	-0.093*	0.047)	-0.101*	0.044)	-0.054	0.061)
	未婚 (ref.) 離死別	-0.164*	0.073)	-0.231**	0.087)	-0.091	0.107)
同居あり	子ども	0.010	0.026)	-0.028	0.025)	-0.040	0.032)
	親 配偶者親	0.006 -0.028	0.039) 0.056)	-0.069+ 0.018	0.039) 0.054)	0.055 -0.005	0.050) 0.078)
主観的健康状態 等価所得 (対数)		0.010 -0.016	0.010) 0.020)	0.002 0.001	0.010) 0.017)	-0.027* -0.042+	0.013) 0.023)
制度利用	年金	0.004	0.032)	0.022	0.027)	-0.009	0.039)
	雇用保険	0.141**	0.045)	-0.020	0.044)	0.055	0.058)
	生活保護	-0.132	0.185)	0.017	0.143)	0.317	0.249)
調査年	2007 (ref.)						
	2008	-0.019	0.022)	-0.057**	0.020)	-0.004	0.026)
	2009	0.109**	0.024)	0.034	0.021)	-0.070*	0.028)
	2010	0.052*	0.024)	-0.143**	0.021)	-0.060*	0.028)
	2011	0.079**	0.023)	-0.230**	0.022)	-0.205**	0.027)
	2012 2013	0.038 0.072**	0.024) 0.025)	-0.364** -0.351**	0.023) 0.023)	-0.296** -0.383**	0.028) 0.028)
切片		3.616**	0.126)	4.045**	0.116)	3.338**	0.153)
N (Obs)		18080		18891		18707	
N (Groups)		4787		4902		4900	

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

上で見られた社会経済的地位の変化の影響は、家族規範や自助の可能性によって異なるのだろうか。表7では性別役割分業意識と等価所得、雇用形態の交互作用効果を、表8では私的金融サポートと等価所得、雇用形態の交互作用効果を検証した。しかし、表7では交互

作用項に統計的に有意な効果はなく、家族規範の高低によって、経済的脆弱性が公的扶助支持に与える影響が異なるとの仮説2は支持されなかった。一方、私的金融的サポートと雇用形態の交互作用項には、高齢者福祉に対してのみ10%水準での有意傾向がみられ、非正規雇用や非労働力への移行が高齢者福祉への支持を強める効果は、私的な金融的サポートがある場合には弱くなることが明らかとなった(表8)。

表7 再分配支持に対する経済的脆弱性と家族規範の交互作用効果(固定効果)

		公共事業		高齢者福祉		公的扶助	
		B	Robust S.E.	B	Robust S.E.	B	Robust S.E.
雇用形態	経営者・役員・自営 正規雇用(ref.)	-0.080	0.196)	-0.048	0.194)	-0.119	0.204)
	非正規雇用	0.158	0.106)	-0.041	0.095)	0.061	0.119)
	失業	0.181	0.121)	0.095	0.132)	0.004	0.171)
	非労働力	-0.032	0.104)	0.003	0.104)	0.220+	0.130)
婚姻状態	既婚	-0.094*	0.047)	-0.102*	0.044)	-0.054	0.061)
	未婚(ref.)						
	離死別	-0.160*	0.073)	-0.235**	0.087)	-0.088	0.107)
同居あり	子ども	0.009	0.026)	-0.028	0.025)	-0.040	0.032)
	親	0.004	0.039)	-0.066+	0.039)	0.053	0.050)
	配偶者親	-0.026	0.056)	0.019	0.054)	-0.009	0.079)
主観的健康状態	0.011	0.010)	0.002	0.010)	-0.027*	0.013)	
等価所得(対数)	0.036	0.053)	-0.044	0.052)	0.025	0.069)	
制度利用	年金	0.004	0.032)	0.022	0.027)	-0.010	0.039)
	雇用保険	0.141**	0.044)	-0.022	0.045)	0.057	0.058)
	生活保護	-0.128	0.188)	0.009	0.146)	0.334	0.251)
調査年	2007(ref.)						
	2008	-0.019	0.022)	-0.057**	0.020)	-0.004	0.026)
	2009	0.108**	0.024)	0.034	0.021)	-0.070*	0.028)
	2010	0.052*	0.024)	-0.144**	0.021)	-0.059*	0.028)
	2011	0.079**	0.023)	-0.230**	0.022)	-0.204**	0.027)
	2012	0.038	0.024)	-0.365**	0.023)	-0.295**	0.028)
	2013	0.072**	0.025)	-0.352**	0.023)	-0.382**	0.028)
家族規範*	経営者・役員・自営	0.022	0.064)	0.046	0.069)	0.075	0.072)
	非正規雇用	-0.047	0.038)	0.048	0.035)	-0.022	0.043)
	失業	-0.033	0.045)	0.007	0.048)	0.022	0.058)
	非労働力	0.023	0.037)	0.042	0.039)	-0.060	0.046)
	等価所得(対数)	-0.020	0.020)	0.017	0.018)	-0.025	0.025)
切片	3.626**	0.127)	4.039**	0.116)	3.340**	0.152)	
N(Obs)	18080		18891		18707		
N(Groups)	4787		4902		4900		

** p < 0.01. * p < 0.05, + p < 0.1

表 8 再分配制度支持に対する経済的脆弱性と自助可能性の交互作用効果（固定効果）

		公共事業		高齢者福祉		公的扶助	
		B	Robust S.E.	B	Robust S.E.	B	Robust S.E.
雇用形態	経営者・役員・自営	0.034	(0.062)	0.134*	(0.061)	0.077	(0.078)
	正規雇用 (ref.)	0.000					
	非正規雇用	0.038	(0.038)	0.112**	(0.035)	0.018	(0.047)
	失業	0.090+	(0.048)	0.125*	(0.050)	0.077	(0.065)
	非労働力	-0.055	(0.040)	0.143**	(0.040)	0.034	(0.050)
婚姻状態	既婚	-0.094*	(0.047)	-0.103*	(0.044)	-0.054	(0.061)
	未婚 (ref.)						
	離死別	-0.158*	(0.074)	-0.228**	(0.087)	-0.096	(0.107)
同居あり	子ども	0.011	(0.026)	-0.027	(0.024)	-0.040	(0.032)
	親	0.004	(0.039)	-0.072+	(0.039)	0.058	(0.050)
	配偶者親	-0.028	(0.056)	0.018	(0.054)	-0.004	(0.078)
主観的健康状態		0.010	(0.010)	0.002	(0.010)	-0.027*	(0.013)
等価所得 (対数)		-0.005	(0.024)	0.012	(0.019)	-0.052+	(0.027)
制度利用	年金	0.003	(0.032)	0.021	(0.027)	-0.009	(0.039)
	雇用保険	0.141**	(0.045)	-0.021	(0.045)	0.056	(0.058)
	生活保護	-0.134	(0.188)	0.027	(0.145)	0.329	(0.248)
調査年	2007 (ref.)						
	2008	-0.020	(0.022)	-0.057**	(0.020)	-0.004	(0.026)
	2009	0.108**	(0.024)	0.034	(0.021)	-0.069*	(0.028)
	2010	0.051*	(0.024)	-0.144**	(0.021)	-0.059*	(0.028)
	2011	0.079**	(0.023)	-0.229**	(0.022)	-0.205**	(0.027)
	2012	0.038	(0.024)	-0.364**	(0.023)	-0.295**	(0.028)
	2013	0.071**	(0.025)	-0.352**	(0.023)	-0.382**	(0.028)
私的金融サポート*	経営者・役員・自営	-0.421+	(0.225)	-0.422	(0.260)	0.087	(0.244)
	非正規雇用	-0.022	(0.128)	-0.226+	(0.130)	-0.065	(0.149)
	失業	0.009	(0.153)	-0.131	(0.167)	-0.029	(0.230)
	非労働力	-0.217	(0.147)	-0.278+	(0.163)	0.288	(0.176)
	等価所得 (対数)	-0.075	(0.060)	-0.074	(0.060)	0.075	(0.082)
切片		3.612**	(0.128)	4.038**	(0.116)	3.338**	(0.153)
N (Obs)		18080		18891		18707	
N (Groups)		4787		4902		4900	

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

5. 考察

本研究の目的は、再分配政策支持に対する自己利益の影響、またその影響が制度設計や歴史的な文脈によって形成された制度の利用可能性の認識によって異なるのかを明らかにすることであった。Between モデルと固定効果モデルの比較、公共事業、高齢者福祉、公的扶助という三つの再分配政策に対する支持の比較を通じて、以下の結果が得られた。

第一に、等価所得が低いことは形態によらず、再分配政策への支持を強めるが、等価所得の低下は公的扶助への支持をわずかに高めるにとどまり、公共事業や高齢者福祉への支持には影響しなかった。つまり、等価所得と再分配政策支持の関連は、両者に影響を与えるような観測されない個人間の異質性によって生じたものだと考えられる。短期的な所得低下はそれを補う機能を持つ福祉政策への支持につながるわけではない。特に、低所得者に限定的に配分されるわけではない公共事業や高齢者福祉については、所得が低下したとしても、自分自身に直接的な利益をもたらすものと認識されることがないため、支持が強まらないのではないだろうか。他方で、等価所得が個人間の支持の格差を生んでいたことから、潜在的な経済リスクの高さなど、長期にわたって形成された個人の状況や価値観が、再分配政策に対する全般的な支持とかがわっていることが示唆される。

第二に、雇用形態の変化は再分配政策支持と関連を持ち、失業は公共事業や高齢者福祉への支持を、非正規雇用や非労働力への移行は高齢者福祉への支持を強めていた。公的扶助は雇用形態の変化からは影響を受けていなかった。さらに、雇用保険の利用、すなわち失業給付の受給は、公共事業への支持を強めていた。これらの結果からは、雇用における不安定性の高まりが、公的扶助によるセーフティネットの提供ではなく、公共事業による雇用創出や老後の生活保障への期待とかかわっていることがわかる。すでにみたように、日本の生活保護制度は選別主義的であり、本人の利用しうる他の資源をすべて活用してもなお困窮している場合にしか利用することができない。一方で、日本では長年公共事業を通じた再分配が実施されてきた。このため、雇用の喪失は、公的扶助ではなく、公共事業によって解決すべき問題として認識され、後者の支持が高まるのではないだろうか。

また、高齢者福祉が失業にとどまらず、非正規への移行や非労働力への移行など、不安定性の上昇を伴う雇用形態への移行全般と関連を持つことは興味深い。雇用の不安定性の上昇は、現在の生活についての経済的保障を可能とする政策（公共事業や公的扶助）ではなく、老後の生活に対する政府の保障への期待と結びついている。老齢年金は保険料の納付を前提とした社会保険制度であるのに加え、現在若い人でも高齢になった後では利用する可能性が高い。中澤（2014a）は、社会調査の結果から、高齢者の生活保障を政府の責任とする見方を支持する人が対象者の8割に上ることを示している。したがって、老齢年金や高齢者医療の利用には、生活保護のようなスティグマは伴わない。また、日本の年金や医療保険制度は職域ごとに分離しており、雇用との結びつきが強い（宮本 2008）。こうした理由から、雇用の不安定化が高齢期の不安とつながり、またそれに対して政府の責任を求めることは妥当と判断された結果、高齢者福祉への支持が高まると考えられる。

第三に、伝統的な家族規範は、再分配政策支持と関連を持つ一方⁵⁾、社会経済的な脆弱性の低下の効果を調整する機能は持たなかった。また、伝統的な家族規範と再分配政策支持への関連は、再分配政策の形態によって異なり、公共事業に対しては正の関連が、公的扶助に対しては負の関連が確認された。公共事業は日本型福祉国家において中心的な役割を果たしてきており、伝統的な家族規範との間に親和性があることがわかる。これに対し、政府が家族や企業を経由することなく、国民の生活を直接保証する公的扶助の在り方は、伝統的な家族規範と反するものと受け取られているのではないか⁶⁾。

第四に、自助の可能性は、再分配政策支持そのものには影響を与えないが、雇用の不安定性が増した場合に高齢者福祉への支持を強める効果を緩和する傾向が確認された。非労働力や非正規雇用に移行した場合であっても、家族や友人から経済的支援を受けられる可能性があれば、高齢者福祉を支持するようにはならない。自助の可能性があることが、老後の生活への不安を和らげることで、雇用の不安定性の高まりが高齢者福祉につながらなくなったと考えられる。ただし、この傾向は10%の有意確率で確認されるにとどまり、結果の頑健性を確認するためにはさらなる検証が必要となる。

本稿の分析にはいくつかの限界がある。第一に、調査回答者が社会経済的地位の高い人に偏る傾向にあるため、深刻な貧困状態に陥っている人についてはあてはまらない可能性がある。実際、失業への移行は 3%程度しか起こっておらず、社会経済的脆弱性の高まりの効果を十分に検出できていない。第二に、本稿の分析で「公的扶助支持」の指標として扱った変数は、厳密には生活保護などの制度への支持を測定したものとはいえない。したがって、社会経済的脆弱性の高まりが公的扶助支持へとつながらないことを、より具体的な政策支持について聞いたデータを用い、確認する必要がある。

こうした限界はあるものの、本稿の知見は、社会経済的脆弱性の高まりと再分配政策支持の結びつきが、福祉国家の制度配置によって異なることを示唆するものである。特に、雇用不安定性の増加が公的扶助支持にはつながらない一方、公共事業や高齢者福祉への支持を強めるとの結果は、格差が拡大する中で、生活保護への批判がなくなるという説明にもなる。再分配政策支持に対する自己利益の効果を考える上では、その制度の利用可能性を人々がどう認識しているのかについても、考慮する必要があるといえる。

[注]

- 1) 経済格差の広がりに対しては、単身世帯の増加に起因するものであるため、過度に問題視する必要はないとの批判もあり、研究者の間で評価は分かれている（大竹 2005；橘木 1998, 2006）。
- 2) 再分配政策への支持は自己利益によってのみ規定されるわけではなく、価値観も影響することが指摘されている（e. g., Jæger 2006; Linos and West 2003）。本稿では、自己利益の効果に着目して検証を行ったが、価値観の変化がもたらす影響についてもパネル調査を用いた検証は必要であろう。
- 3) 公共事業と高齢者福祉の質問については「賛成」と答えるほど値が高くなり、公的扶助の質問については「反対」と答えるほど（「すべての人は社会福祉をあてにしないで生活しなければならぬ」とは思わないほど）値が高くなる。
- 4) ただし、固定効果モデルで影響を取り除けるのは、個人間の観測されない異質性が時間によって変化しない場合に限る。パーソナリティや能力などが、年齢に応じて変化し、さらに関連を調べたいと考えている従属変数と独立変数の両方に関わるならば、固定効果を用いても推定はゆがむ。本稿ではこうした時間変化の観測されない異質性は、社会経済的地位と再分配政策支持に影響を与えていないとの想定のもと、分析を行っている。
- 5) 性別役割分業意識を時間変化変数として分析した場合には、同様の傾向が確認されるものの、係数は減少し、10%の有意水準で有意な効果が確認されるにとどまった。したがって、性別役割分業意識と関連する個人間の異質性が、公共事業や高齢者医療への支持に影響を与えている可能性は否定できない。
- 6) 高齢者福祉への支持が家族規範と関連を持たなかったことは、伝統的な家族規範において老

親の生活扶助が家族の役割と考えられやすいこと（田淵 2006）と一貫しない結果である。これは、ここで着目したのが年金や医療保険という経済保障に関するものだったことによるものだと考えられる。日本の社会保障制度は高齢期に集中して保障を行っており、家族は、そこに至るまでの生活基盤の喪失や離婚リスクを引き受けることを前提としてきた（山田 2006）。こうした制度的背景にもとで、高齢期の生活保障と伝統的家族規範が矛盾することなく共存した可能性がある。

[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） wave1-7, 2007-2013」および「東大社研・壮年パネル調査（JLPS-M） wave1-7, 2007-2013」（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]

- 坏洋一, 2010, 「生活保護と差別」藤村正之編『福祉・医療における排除の多層性』明石書店, 19-54.
- Alesina, A., E. Glaser, and B. Sacerdote, 2001, “Why Doesn’t the United States Have a European-Style Welfare State?” *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 1-69.
- Campbell, C, 2012, “Policy Makes Mass Politics,” *Annual Review of Sociology* 15: 333-351.
- , 2016, “The Formative Years, Economic Hardship, and Beliefs about the Government’s Role in Lessening Poverty,” *Social Problems* 63: 244-165.
- 原美和子, 2010, 「浸透する格差意識—ISSP 国際比較調査（社会的不平等）から」『放送研究と調査』May: 56-73.
- 林正義, 2008, 「生活保護制度の現状と本書の課題」阿部彩・國枝繁樹・鈴木亘・林正義『生活保護の経済分析』東京大学出版会, 1-17.
- Gilens, M, 1999, *Why American Hate Welfare*, Chicago: University of Chicago Press.
- Iversen, T. and D. Soskice, 2001, “An Asset Theory of Social Policy Preference,” *American Political Science Review* 95: 875-893.
- Jæger, M. M, 2006, “What Makes People Support Public Responsibility for Welfare Provision: Self-interest or Political Ideology?” *Acta Sociologica* 49 (3): 321-338.
- , 2009, “United but Divided: Welfare Regimes and the Level and Variance in Public Support for Redistribution,” *European Sociological Review* 25 (6): 723-737.
- Linos, K. and M. West, 2003, “Self-Interest, Social Beliefs, and Attitudes to Redistribution: Re-Addressing the Issue of Cross-National Variation,” *European*

- Sociological Review* 19 (4): 393-409.
- 丸山真央, 2009, 「ネオリベラリズム時代の保革イデオロギー」『SSJ-DA 41 World Value Survey を用いた実証研究』, 50-69.
- , 2011, 「ネオリベラリズム」田辺俊介編『外国人へのまなざしと政治意識』勁草書房, 119-140.
- 三輪哲, 2013, 「パネルデータ分析の基礎と応用」『理論と方法』28(2): 355-366.
- 宮本太郎, 2008, 『福祉政治—日本の生活保障とデモクラシー』有斐閣.
- 中澤渉, 2014a, 『なぜ日本の公教育費は少ないのか』勁草書房.
- 2014b, 「政党支持と政治意識の変動—個人間の差異と個人内変動の関係」『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』81.
- Naumann, E., C. Buss, and J. Baehr, 2016, “How Unemployment Experience Affects Support for the Welfare State: A Real Panel Approach,” *European Sociological Review* 32 (1): 81-92.
- 大竹文雄, 2005, 『日本の不平等—格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社.
- 大竹文雄・富岡淳, 2003, 「誰が所得再分配政策を支持するのか?」『ESRI Discussion Paper Series』40.
- 斎藤友里子, 2011, 「『新自由主義の受容』は何により促されたか」斎藤友里子・三隅一人編『現代の階層社会 3 流動化のなかの社会意識』東京大学出版会, 189-1203.
- 佐藤嘉倫, 2013, 「正規雇用と非正規雇用」佐藤嘉倫・木村敏明編『不平等生成メカニズムの解明—格差・階層・公正』ミネルヴァ書房, 15-34.
- 新川敏光, 2014, 『福祉国家変革の理路』ミネルヴァ書房.
- 篠崎武久, 2005, 「再分配政策への支持を決定する要因—先行研究の結果と JGSS データを用いた分析結果の比較」『日本版 General Social Surveys 研究論文集』4: 205-218.
- Pierson, P, 1993, “When Effect Becomes Cause: Policy Feedback and Political Change,” *World Politics* 45: 595-628.
- Rehm, P, 2009, “Risks and Redistribution,” *Comparative Political Studies* 42: 855-881.
- Soss, J. and S. F. Schram. 2007. “A Public Transformed? Welfare Reform as Policy Feedback,” *American Political Science Review* 101: 111-127.
- Smith, T.W, 1987. “That Which We Call Welfare by Any Other Name Would Smell Sweeter and Analysis of the Impact of Question Wording on Response Patterns,” *The Public Opinion Quarterly* 51 (1): 75-83.
- Svallfors, S, 1997, “Worlds of Welfare and Attitudes to Redistribution: A Comparison of Eight Western Nations,” *European Sociological Review* 13 (3): 283-304.
- 2006, *The Moral Economy of Class*. Stanford: Stanford University Press.

- 田淵六郎, 2006, 「高齢者扶養と家族責任」武川正吾編『福祉社会の価値意識－社会政策と社会意識の計量分析』東京大学出版会, 113-138.
- 橘木俊詔, 1998, 『日本の経済格差－所得と資産から考える』岩波新書.
- , 2006, 『格差社会－何が問題なのか』岩波新書.
- 武川正吾, 2012, 「2000年代の社会意識の変化－ネオリベリズムか福祉国家か」武川正吾・白波瀬佐和子編『格差社会の福祉と意識』東京大学出版会, 11-32.
- Taylor-Gooby, P, 2001, “Sustaining state welfare in hard times: who will foot the bill,” *Journal of European Social Policy* 11: 133-147.
- 戸室健作, 2016, 「都道府県別の貧困率、ワーキングプア率、子どもの貧困率、捕捉率の検討」『山形大学人文学部研究年報』13: 33-53.
- Van der Waal, J, W. De Koster, and W. van Oorschot, 2013, “Three Worlds of Welfare Chauvinism? How Welfare Regimes Affect Support for Distributive Welfare to Immigrants in Europe,” *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice* 15 (2): 164-81.
- 山田昌弘, 2006, 「家族形態と福祉意識」武川正吾編『福祉社会の価値意識－社会政策と社会意識の計量分析』東京大学出版会, 139-150.
- 山田壮志郎・斎藤雅茂, 2016, 「生活保護制度に対する厳格化志向の関連要因－インターネットによる市民意識調査」『貧困研究』16: 101-115.

変化パターンを考慮した階層帰属意識のパネルデータ分析 —多項ロジットモデルによる検討—

谷岡謙

(関西学院大学)

本研究の目的は、JLPS パネルデータを用いて階層帰属意識の変化パターンごとにその要因を検討することである。JLPS データの wave1 から wave7 のデータを用いて、「上・中・下」の3カテゴリにリコードした階層帰属意識の「上↔中」間・「中↔下」間・「上↔下」移動の規定要因を多項ロジットモデルを用いて検討した。その結果、変化パターンごとに移動の規定要因は異なることが明らかとなった。「上↔中」間の移動を説明できる変数はほぼ無いのに対して、「中↔下」間であれば、男性では世帯収入と非正規ダミーが効果を持ち、女性では婚姻状態と非正規ダミーが効果を持つ。これは変化パターンを考慮せずに階層帰属意識を量的変数として扱った研究ではわからなかった新たな発見である。今後の課題としては、「上↔中」間の移動の要因を明らかにすることと、より詳細な変化パターンごとの分析をすることが挙げられる。

1. 問題の所在

近年、ある時点の階層帰属意識がその後の行動に影響を与える可能性が示唆されている。Fujihara(2015)では、ある時点で高い階層帰属意識を持つ女性は、その後高い客観的地位を持つ男性と結婚する傾向があることが指摘されている。また社会疫学分野においても、階層帰属意識¹⁾が主観的健康感のみならず、実際の健康度にも影響を与えることが明らかとなっている(神林 2016)。よって、階層帰属意識の個人内変化の要因を解明することの重要性が高まっていると言えるだろう。

しかし、階層帰属意識研究において多く行われているのは1時点のみのデータを用いた分析で、どのような個人が高い/低い階層帰属意識を持つのかを検証したものである(e.g., 数土 2010・神林 2011・吉川 2014)。学歴・職業・収入が高いほど、階層帰属意識が高くなる傾向があることが明らかになっているものの、1時点のデータではこれらの階層変数が個人内で変化した際に、階層帰属意識にどのような影響を及ぼすのかまでは明らかにすることはできない。

この問題を解決するのが、パネルデータを用いて階層帰属意識の個人内変化を検討した研究である。三輪・山本(2012)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。個人内効果では、世帯収入が多くなれば、また専門管理職になれば、階層帰属意識が高くなることが明らかとなっている。

三輪らの分析においては、階層帰属意識は線形の1-10のスコアに過ぎず、低い階層帰属意識からの上昇と高い階層帰属意識からの下降は、同じ事象として捉えられている。しかし、Shirahase(2010)によると、階層帰属意識は上昇時/下降時で異なる要因を持つことが明らか

となっている。JLPS データの 2 時点 (2007-2008) の分析を行った Shirahase は、高・中・低階層間の移動の要因を検討している。①「低→中・高」、②「高→中・低」、③「中→高」、④「中→低」の 4 つのパターンについて分析されており、それぞれの移動パターンにおいてその要因は異なることが明らかとなっている。中でも重要な点として、「低→中・高」のパターンであれば婚姻状態や学歴が有意な効果を持つが、「中→高」のパターンでは、有意な要因は確認されていないことが挙げられる。同じ上昇であっても、どの位置から上昇するかによって、その要因は異なるのである。

このように、上昇・下降によってその要因が異なっているため、階層帰属意識の個人内変化を検討する場合、移動パターンごとの分析が必要になる。しかし、3 時点以上の個人を観察した場合、明確な移動パターンは存在しないことが明らかとなっている (谷岡 2016)。なぜならば、上昇と下降を繰り返すといった不規則な変化を繰り返す不安定な階層帰属意識を持つ個人が多く、予想されるような明確なパターンとしては観察されないからである。

そこで本研究では、階層帰属意識をカテゴリカル変数として扱い、複数時点のデータを用いてカテゴリ間の移動の要因を検討する。これは三輪らの量的な分析とは異なり、「上・中階層間の移動と中・下階層間の移動、また上・下階層間の移動の要因が異なる」という仮定に基づいた分析となる。但し、この仮定には「カテゴリ間の移動要因は上昇でも下降でも同じ」という仮定も含まれることに注意しなければならない。また、複数の時点のデータを用いることによって、谷岡 (2016) で明らかとなった階層帰属意識の不安定性が分析結果に与える影響を緩和することが可能となる²⁾。

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-wave7 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 2013 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³⁾。

2.2 変数

従属変数として、10 段階の階層帰属意識を用いる。量的変数として扱う際には 0~100 の値をとるように線形変換し、カテゴリ変数として扱う際には「上(1-4)、中 (5-6)、下 (7-10)」の 3 カテゴリにリコードしている。個人内効果を表す Level1 の独立変数として、世帯収入、職業威信、EGP4 カテゴリ (基準: マニュアル)、非正規ダミー、婚姻状態 (基準: 既婚)、各調査年のダミー変数⁴⁾ を用いる。個人間効果を表す Level2 の独立変数として、Level1 変数の個人内平均に加え、教育年数、wave1 時点の年齢を用いる。世帯収入・職業威信・

表 1 記述統計量

	男性				女性			
	Mean	S. D.	Min.	Max.	Mean	S. D.	Min.	Max.
階層帰属意識	46.982	(18.290)	0	100	44.984	(17.279)	0	100
階層帰属意識3カテゴリ	2.115	(.721)	1	3	2.201	(.675)	1	3
世帯収入	5.937	(4.145)	0.125	25	5.868	(4.319)	0	25
職業威信	1.587	(.940)	0.140	5.340	1.474	(.760)	0.140	5.340
専門・管理	.382	(.486)	0	1	.290	(.454)	0	1
一般ノンマニュアル	.198	(.399)	0	1	.472	(.499)	0	1
自営	.089	(.285)	0	1	.054	(.226)	0	1
マニュアル	.330	(.470)	0	1	.185	(.388)	0	1
非正規ダミー	.096	(.294)	0	1	.461	(.498)	0	1
未婚	.362	(.481)	0	1	.360	(.480)	0	1
既婚	.612	(.487)	0	1	.584	(.493)	0	1
死別		—			.003	(.053)	0	1
離別	.026	(.158)	0	1	.054	(.225)	0	1
教育年数	5.396	(2.021)	0	9	5.040	(1.628)	0	9
年齢：25～29歳	.194	(.395)	0	1	.206	(.405)	0	1
年齢：30～34歳	.328	(.470)	0	1	.269	(.444)	0	1
年齢：35～40歳	.346	(.476)	0	1	.364	(.481)	0	1
n of observations		8954				7494		
n of groups		2062				1920		

教育年数については、三輪・山本（2012）の分析に倣い、同様のリコードを施している⁵⁾。

2.3 分析方法

分析にはハイブリッドモデルと多項ロジットモデル(Allison2009)を用いる。ハイブリッドモデルについては、三輪・山本（2012）で使用されたものと同様のものであり、量的な階層帰属意識の分析に用いる。階層帰属意識がカテゴリ変数の場合に用いるのが、後者の Allison の多項ロジットモデルである。通常のハイブリッドモデルにおいてもカテゴリ変数は分析可能だが、2値変数にリコードが必要であり、さらにカテゴリの数だけ別々に分析する必要がある。なお、どちらのモデルを使用した場合においても、階層帰属意識をカテゴリ変数として扱った分析の結果はほぼ変わらないことが確認されている。

階層帰属意識を量的変数として扱った通常のハイブリッドモデルと、階層帰属意識をカテゴリ変数として扱った多項ロジットモデルをそれぞれ分析し、その結果を比較する。また、分析は男女別に行う。

3. 分析

まずは階層帰属意識の移行確率を確認しておこう。それぞれ表 1 が男性、表 2 が女性の移行表である。この移行表からわかるのは、非移動の確率が最も高いということである。

表 2 階層帰属意識の移行確率（男性）

		t期			度数
		上	中	下	
t-1期	上	58.05	33.73	8.23	1,361
	中	14.22	69.23	16.55	2,912
	下	6.54	26.71	66.75	1,943
全体		21.41	48.17	30.42	6,216

表 3 階層帰属意識の移行確率（女性）

		t期			度数
		上	中	下	
t-1期	上	47.23	41.68	11.1	739
	中	12.03	68.51	19.46	2,477
	下	3.89	29.75	66.36	1,620
全体		14.68	51.43	33.89	4,836

階層帰属意識は変化の小さい意識（三輪・山本 2012）であるため、それを反映していると考えられる。しかし、3~4 割程度は移動する傾向があることがわかる。また、女性は、上から中の移動が男性よりも起こりやすいようである。上下間の移動については、上中間・中下間に比べると起こりづらく、意識の大きな変化は起きづらいことがわかる。

3.1 Hybrid モデル（量的）の分析結果

階層帰属意識を質的変数として扱った多項ロジットモデルの結果を見る前に、三輪・山本（2012）と同じく階層帰属意識を連続変数として扱った Hybrid モデルによる分析結果を見てみよう。表 4 が分析結果である。

まず男性の分析結果から見ると、level1 の個人内効果では、世帯収入が正の効果、非正規ダミーが負の効果、10%水準だが未婚が負の効果を持つことがわかる。それぞれ世帯収入が増加すると、非正規から正規になる⁶⁾と、結婚すると階層帰属意識が上昇することを示している。一方女性の個人内効果を見ると、男性と同じく非正規ダミーと未婚が負の効果を持つが、離別も負の効果を持ち、また世帯収入は効果を持たないことがわかる。つまり、非正規から正規になると、結婚すると階層帰属意識が上昇するものの、離別すると下降することがわかる。

次に男性の level2 の個体間効果を見ると、教育年数・世帯収入・職業威信・専門管理・一般ノンマニュアル・自営が正の効果を持ち、非正規ダミーと未婚と離別が負の効果を持つことがわかる。つまり、教育年数が長いほど、世帯収入が高いほど、職業威信が高いほど、マニュアルと比べて専門管理・一般ノンマニュアル・自営であれば、正規職であれば、結婚していれば、階層帰属意識が高い傾向があるが、離別していると低い傾向があるとい

表 4 Hybrid モデルの結果

	男性		女性	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
level1 世帯収入	.182 **	(.053)	.088	(.056)
職業威信	.428	(.402)	.624	(.589)
専門・管理	1.573 †	(.860)	1.901	(1.299)
一般ノンマニュアル	-.118	(.790)	1.189	(.892)
自営	-.657	(1.123)	.594	(1.551)
マニュアル	(ref.)		(ref.)	
非正規ダミー	-3.665 **	(.833)	-2.082 **	(.694)
未婚	-1.551 †	(.878)	-2.386 **	(.857)
既婚	(ref.)		(ref.)	
死別	—		-1.2836	(5.482)
離別	-.615	(1.549)	-5.090 **	(1.580)
wave2ダミー	-2.312	(.458)	-4.443 **	(.523)
wave3ダミー	.119	(.470)	-.566	(.528)
wave4ダミー	.078	(.495)	-.846	(.540)
wave5ダミー	-.376	(.493)	-.731	(.540)
wave6ダミー	-.369	(.501)	-1.292 *	(.549)
wave7ダミー	-.803	(.507)	-1.877 **	(.557)
level2 教育年数	1.276 **	(.182)	2.003 **	(.213)
世帯収入 (平均)	.895 **	(.090)	.866 **	(.090)
職業威信 (平均)	2.223 **	(.506)	1.277 †	(.693)
専門・管理 (平均)	5.510 **	(1.129)	.103	(1.506)
一般ノンマニュアル (平均)	2.657 **	(1.016)	.903	(1.035)
自営 (平均)	2.508 *	(1.248)	1.183	(1.801)
マニュアル (平均)	(ref.)		(ref.)	
非正規ダミー (平均)	-9.705 **	(1.188)	-4.955 **	(.795)
未婚 (平均)	-2.052 **	(.727)	-3.529 **	(.787)
既婚 (平均)	(ref.)		(ref.)	
死別 (平均)	—		-12.731 †	(7.538)
離別 (平均)	-3.950 †	(2.137)	-7.104 **	(1.597)
wave2ダミー (平均)	-.847	(7.876)	-5.019	(8.691)
wave3ダミー (平均)	-1.527	(7.620)	-10.483	(9.175)
wave4ダミー (平均)	9.062	(6.874)	8.321	(7.990)
wave5ダミー (平均)	1.554	(8.619)	2.717	(10.862)
wave6ダミー (平均)	5.396	(9.985)	-3.668	(11.490)
wave7ダミー (平均)	-16.467 †	(8.808)	-7.248	(9.836)
年齢：25～29歳	.257	(.800)	-.134	(.807)
年齢：30～34歳	(ref.)		(ref.)	
年齢：35～40歳	1.030	(.732)	1.587 *	(.748)
定数項	30.196 **	(1.405)	32.938 **	(1.863)
級内相関	.508		.505	
モデル χ^2 乗 (df)	866.4 (31)		600.15 (33)	
n of observations	8952		7494	
n of groups	2062		1920	

Note:男性の「死別」は2ケースしかないため、分析からは除外している。

うことである。一方女性の個体内効果では、職業がほぼ効果を持っておらず、専門管理が10%水準で有意効果を持つのみである。また婚姻状態の効果も異なり、離別に加えて10%水準だが死別も負の効果を持つ。つまり女性の場合は、教育年数が長いほど、世帯収入が高いほど、マニュアルと比べて専門管理であれば、正規職であれば、結婚していれば、階層帰属意識が高い傾向があるが、離別や死別していると低い傾向があるということである。

この結果は、三輪・山本（2012）とほぼ同じ結果となっている。三輪らは wave4 までの4時点のデータを使用していたが、wave7 までの7時点のデータを使用した今回の結果でも同じ結果となったため、ロバストな結果が得られていると考えられる。また、三輪らの分析には非正規ダミーと婚姻状態の変数が含まれていなかったが、今回の結果からどちらも個人内変化にも影響することが新たに明らかとなった。

しかし、先述の通り、量的変数として階層帰属意識を扱った場合には、移動パターンを考慮できていない。次は、移動パターンをある程度考慮した多項ロジットモデルの結果を見ていくこととする。

3.2 多項ロジットモデル（質的）の分析結果

表4が男性の、表5が女性の多項ロジットモデルの結果である。まずは「上↔中」間の移動について見てみよう。個人内効果としては、男性では有意な変数は確認されず、女性で職業威信に10%水準だが正の効果が確認された。女性では職業威信が変化すれば「上↔中」間の移動が起りやすいことがわかる。

個人内効果としては、男女共通して、教育年数、世帯収入、職業威信が正の効果を持つことがわかる。それぞれ教育年数・世帯収入・職業威信が高い個人ほど高い階層帰属意識を持つ傾向があることがわかる。性別による違いに目を向けると、男性では、専門管理、自営が正の効果、一方女性では、専門管理、一般ノンマニュアルが負の効果を持ち、25~29歳・35~40歳ダミーが正の効果を持つ結果となっている。男性において専門管理・自営職がマニュアル職よりも高い階層帰属意識を持つ傾向があることは順当な結果であるが、女性において、専門管理・一般ノンマニュアルであるとマニュアルよりも階層帰属意識が低くなってしまふという点は、不可解な結果となっている。また、男性では wave7 ダミー、女性では wave5・6・7 のダミーが負の効果を持っており、これは時点が進むごとに「上」になりにくいことを表している。

次に「中↔下」間の移動について見てみよう。個人内効果としては、男女共通して、非正規ダミーが正の効果を持っている。つまり、非正規職に変化した際に「下」への移動が起きやすいということである。また、男性では、世帯収入の負の効果があり、世帯収入が増加すると、「中」への移動が起きやすいということがわかる。個人内効果としては、男女共通して、教育年数、世帯収入、専門管理、一般ノンマニュアルが負の効果を持ち、非正規ダミー、未婚ダミーが正の効果を持っている。それぞれ教育年数・世帯収入が高ければ、

表5 多項ロジットモデルの結果（男性）

		上 vs. 中(ref.)		中(ref.) vs. 下		上(ref.) vs. 下	
		Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
level1	世帯収入	-.003	(.011)	-.034 **	(.009)	-.030 **	(.011)
	職業威信	.086	(.076)	-.059	(.071)	-.145 †	(.086)
	専門・管理	.140	(.203)	-.109	(.148)	-.249	(.213)
	一般ノンマニュアル	-.008	(.200)	.001	(.135)	.009	(.201)
	自営	.081	(.291)	.029	(.187)	-.053	(.292)
	マニュアル	(ref.)		(ref.)		(ref.)	
	非正規ダミー	-.245	(.237)	.372 **	(.142)	.617 *	(.242)
	未婚	-.018	(.167)	.270	(.170)	.288	(.194)
	既婚	(ref.)		(ref.)		(ref.)	
	死別	—		—		—	
	離別	.072	(.337)	.127	(.269)	.054	(.362)
	wave2ダミー	-.305 **	(.092)	.085	(.079)	.390 **	(.102)
	wave3ダミー	-.125	(.095)	-.235 **	(.083)	-.110	(.106)
	wave4ダミー	-.109	(.098)	-.171 †	(.090)	-.062	(.111)
	wave5ダミー	-.121	(.096)	-.077	(.087)	.044	(.107)
	wave6ダミー	-.064	(.101)	-.075	(.090)	-.011	(.110)
	wave7ダミー	-.232 *	(.103)	-.109	(.088)	.123	(.112)
level2	教育年数	.112 **	(.029)	-.102 **	(.026)	-.214 **	(.035)
	世帯収入（平均）	.110 **	(.013)	-.077 **	(.015)	-.187 **	(.018)
	職業威信（平均）	.229 **	(.069)	-.090	(.074)	-.319 **	(.090)
	専門・管理（平均）	.381 *	(.170)	-.663 **	(.158)	-1.044 **	(.206)
	一般ノンマニュアル	.197	(.162)	-.282 *	(.138)	-.479 *	(.193)
	自営（平均）	.399 *	(.199)	.021	(.168)	-.377 †	(.227)
	マニュアル（平均）	(ref.)		(ref.)		(ref.)	
	非正規ダミー（平均）	-.235	(.239)	1.123 **	(.171)	1.358 **	(.273)
	未婚（平均）	.034	(.113)	.378 **	(.102)	.344 *	(.136)
	既婚（平均）	(ref.)		(ref.)		(ref.)	
	死別（平均）	—		—		—	
	離別（平均）	.047	(.302)	.347	(.269)	.301	(.370)
	wave2ダミー（平均）	.052	(1.284)	.625	(1.102)	.573	(1.526)
	wave3ダミー（平均）	-1.339	(1.149)	-.224	(1.005)	1.115	(1.310)
	wave4ダミー（平均）	1.155	(1.002)	-.062	(.909)	-1.217	(1.162)
	wave5ダミー（平均）	-.526	(1.241)	-.813	(1.162)	-.287	(1.450)
	wave6ダミー（平均）	-2.507 †	(1.391)	-3.280 *	(1.347)	-.773	(1.741)
	wave7ダミー（平均）	1.441	(1.304)	4.224 **	(1.281)	2.783	(1.719)
	年齢：25～29歳	.075	(.128)	.011	(.112)	-.065	(.155)
	年齢：30～34歳	(ref.)		(ref.)		(ref.)	
年齢：35～40歳	.135	(.108)	-.130	(.102)	-.265 *	(.131)	
定数項	-2.703 **	(.239)	0.671 **	(.201)	3.373 **	(.280)	
対数尤度	-8381.897						
n of observations	8952						
n of groups	2062						

Note:男性の「死別」は2ケースしかないため、分析からは除外している。また、上vs.下の結果は、基準カテゴリを上に変更した分析結果から抜粋したものである

表6 多項ロジットモデルの結果（女性）

		上 vs. 中(ref.)		中(ref.) vs. 下		上(ref.) vs. 下	
		Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
level1	世帯収入	-.001	(.013)	-.010	(.010)	-.009	(.013)
	職業威信	.257 †	(.149)	.016	(.100)	-.241	(.161)
	専門・管理	-.123	(.352)	-.224	(.212)	-.101	(.370)
	一般ノンマニュアル	-.331	(.265)	-.198	(.138)	.132	(.260)
	自営	-.224	(.426)	-.376	(.274)	-.152	(.456)
	マニュアル	(ref.)		(ref.)		(ref.)	
	非正規ダミー	-.051	(.158)	.285 *	(.123)	.335 *	(.166)
	未婚	-.162	(.205)	.304 †	(.156)	.467 *	(.228)
	既婚	(ref.)		(ref.)		(ref.)	
	死別	1.981	(1.865)	.988	(1.563)	-0.993	1.7258
	離別	.476	(.481)	1.105 **	(.296)	.630	(.475)
	wave2ダミー	-.355 **	(.126)	.386	(.089)	.741 **	(.131)
	wave3ダミー	-.107	(.116)	-.015	(.090)	.092	(.123)
	wave4ダミー	-.173	(.121)	-.003	(.095)	.170	(.128)
	wave5ダミー	-.295 *	(.121)	-.119	(.093)	.177	(.128)
	wave6ダミー	-.318 **	(.122)	-.014	(.094)	.304 *	(.132)
	wave7ダミー	-.329 **	(.128)	-.003	(.095)	.326 *	(.135)
level2	教育年数	.190 **	(.036)	-.161 **	(.029)	-.351 **	(.045)
	世帯収入（平均）	.086 **	(.015)	-.105 **	(.015)	-.191 **	(.020)
	職業威信（平均）	.440 **	(.116)	.003	(.095)	-.437 **	(.138)
	専門・管理（平均）	-.850 **	(.247)	-.471 *	(.205)	.378	(.283)
	一般ノンマニュアル	-.309 †	(.178)	-.229 †	(.137)	.080	(.198)
	自営（平均）	.032	(.292)	-.095	(.259)	-.128	(.359)
	マニュアル（平均）	(ref.)		(ref.)		(ref.)	
	非正規ダミー（平均）	-.137	(.130)	.557 **	(.110)	.694 **	(.157)
	未婚（平均）	.073	(.130)	.421 **	(.111)	.348 *	(.159)
	既婚（平均）	(ref.)		(ref.)		(ref.)	
	死別（平均）	-2.749	(2.209)	2.047 *	(.853)	4.796 *	2.0238
	離別（平均）	.200	(.335)	.843 **	(.231)	.643 †	(.363)
	wave2ダミー（平均）	.211	(1.626)	2.148	(1.411)	1.937	(1.906)
	wave3ダミー（平均）	-.389	(1.501)	-.858	(1.419)	-.469	(1.862)
	wave4ダミー（平均）	1.106	(1.357)	-.651	(1.022)	-1.757	(1.528)
	wave5ダミー（平均）	-.848	(1.851)	-.321	(1.518)	.527	(2.223)
	wave6ダミー（平均）	.320	(2.038)	1.225	(1.446)	.904	(2.353)
	wave7ダミー（平均）	-1.901	(1.637)	-.155	(1.310)	1.746	(1.896)
	年齢：25～29歳	.246 †	(.135)	.203 †	(.110)	-.043	(.158)
	年齢：30～34歳	(ref.)		(ref.)		(ref.)	
年齢：35～40歳	.232 †	(.132)	-.101	(.102)	-.333 *	(.156)	
定数項	-3.052 **	(.343)	0.524 †	(.270)	3.576 **	(.403)	
対数尤度	-6815.143						
n of observations	7494						
n of groups	1920						

Note:上vs.下の結果は、基準カテゴリを上に変更した分析結果から抜粋したものである

専門管理・一般ノンマニュアルであれば「中」の意識を持つ人が多く、非正規職・未婚であれば、「下」の意識を持つ人が多くなるということである。また、女性では死別、離別、25~29歳が正の効果を持っている。死別や離別を経験した女性は、「下」の意識を持っている人が多いということである。

最後に「上↔下」間の移動について見てみよう。個人内効果では、男女共通して非正規ダミーが正の効果を持っており、男性では世帯収入と職業威信が負の効果、女性では未婚ダミーが正の効果を持つことがわかる。「上↔下」間という大きな移動ではあるが、個人内効果の傾向としては「中↔下」間の移動と似た結果となっている。個人間効果では、男女共通して、教育年数、世帯収入、職業威信、35~40歳が負の効果を持ち、非正規ダミーと未婚ダミーが正の効果を持っている。男性では、専門管理・一般ノンマニュアル・自営が負の効果を持ち、女性では、死別・離別が正の効果を持っている。

「上↔下」間の個体間効果については、個体内効果とは異なり、「上↔中」と「中↔下」間の移動の特徴を部分的に併せ持つような結果となっている。これは「上↔下」間という大きな移動のため、その両方の移動の要因が混じり合ったような結果になったためだと考えられる。

分析結果からわかったこととして、「上↔中」と「中↔下」の移動は要因が異なるということが挙げられる。また、世帯収入・非正規の変化は、「中↔下」もしくは「上↔下」の移動でのみ有意な効果を持つことが明らかとなった。また、「上↔中」の移動については、女性では職業威信の変化で起こりうるということが明らかとなった。基本的には、地位が高いほど階層帰属意識が高い傾向となり、順当な結果となっている。しかし、女性では専門管理・ノンマニュアルだと、「上よりも中」になる傾向があり、不可解な結果となっている。

4. 考察

4.1 階層帰属意識のカテゴリ間移動の要因

階層帰属意識の変化パターンごとにその要因を検討した結果、以下のことが明らかとなった。まず階層帰属意識の変化の要因は一様ではなく、「上↔中」と「中↔下」の移動の違いによって、その要因が異なるということである。つまり、個人内変化を検討する際は、変化パターンを考慮する必要がある。具体的に言うと、階層帰属意識を連続的なものとしてとらえた場合に有意であった世帯収入や非正規の効果は、実際には「中↔下」間の移動にのみ有意であるということである。EGPや職業威信ではなく、雇用形態、婚姻状態の変化によって、「中↔下」間の移動は起きるのであり、非正規化や死別・離別が階層帰属意識に与える影響の大きさが伺える。

しかし、「上↔中」移動の要因は、「中↔下」移動の要因ほど説明できていない。表2・表3の移動表を見る限り、多くはないが移動は起きている。なぜ地位達成のような形で説明できないのか、他の変数や交互作用を検討する必要があるだろう。もしくは、谷岡（2016）で

明らかになった説明できない個人の階層帰属意識の不規則な変化の影響も考えられるため、この変化を個体特性の変数として投入し、コントロールする必要があるかもしれない。

また、個人間効果で有意な職業の効果が、個人内効果では有意ではないという点にも注意すべきだろう。また、収入についても男性の「中↔下」移動のみ有意となっており、「上↔中」移動や女性のケースについては、有意な効果を持っていない。個人間の差を説明できるのであれば、個人内の変化を説明できてもおかしくはないはずである。なぜ有意にならないのかを考えると、第1に観察期間の問題が原因として挙げられる。6年間ではそれほど大きな職業や収入の変化がないため、個人内効果として観察できないのではないかということである。観察期間がさらに長くなれば有意になる可能性もあるため、今後データがさらに蓄積された際に検討する必要があるだろう。第2に三輪・山本(2012)でも指摘されている社会経済的地位や階層帰属意識の初期値の影響が原因として挙げられる。これはつまり、キャリアの開始時や親世代からの継承が階層帰属意識に影響しているということであり、可能ならばこの点を考慮した分析モデルの構築が必要だろう。

各変数の効果についてみると、女性の「上↔中」移動において、ホワイトカラー職よりもブルーカラー職の方が高い意識を持つという不可解な職業の効果も確認された。女性の職業については、ホワイトカラー職女性の準拠集団がマニュアル職女性の準拠集団と異なっており、自らを「上」よりも「中」におく傾向があり、今回のような結果になったかもしれない。また婚姻状態の効果については、Fujihara(2015)で指摘されているように配偶者の地位が影響している可能性も考えられる。配偶者の地位も組み込んだより詳細な分析が必要だろう。

4.2 今後の課題

今回の分析では、Shirahase(2010)のように「中→上」「上→中」を別々には扱っていないため、詳細な移動ごとの分析をする必要がある。しかし、特定の変化パターンのみを抽出し複数時点で分析すると、個人属性の効果は、移動の要因としてよりも「上や中に留まり続けることができる」効果、つまり安定的な意識を持つという効果として強く表れてしまう。谷岡(2016)では、安定的な階層帰属意識を持つ個人の地位が高い傾向があることが明らかとなっており、客観的な個人属性は、階層帰属意識の高低だけでなくその変化の安定性にも影響を与えている。この意識の安定性の効果が、特定の変化パターンの分析の際に移動の効果よりも大きなものとして観察されるため、上昇した個人よりも意識が変化しなかった個人の方が客観的な地位が高いという不自然な結果となる。よって詳細な移動の要因を検討するには、何か別の方法を考える必要がある。また、階層帰属意識の説明できない変化についても、加齢による階層帰属意識の収束等の観点を含めたその要因を検討する必要があるだろう。

また、今回の3カテゴリは「上・中・下」の順序変数として序列が存在することを前提と

していたが、そもそも「中」であることに順序を超えた別の意味合いが存在する可能性もある。例えば、金澤（2015）においては、「中」と回答する人たちには実際に真ん中の「中」だと回答している人もいれば、調査に非協力的でなんとなく「中」と回答する人が混在しているという指摘がなされている。このように、順序変数という前提から離れて、階層帰属意識のクラスタリング等を行い、詳細なカテゴリ間の移動要因を検討する方法も考えられるだろう。また、今回のように恣意的に3カテゴリに分けるのではなく、一般化順序ロジット（谷岡・藤原・伊藤 2012）を用いる方法も考えられる。いずれにせよ、階層帰属意識のカテゴリ化については、より詳細に検討する必要があるだろう。

[注]

- 1) 社会疫学で用いられている意識変数は、正確には「主観的社会的地位」であり、厳密には階層帰属意識とは異なる場合もあるため、注意が必要である。
- 2) 観測期間が短い場合、階層帰属意識が不規則に揺れ動くという個人の変化がノイズとして分析結果に与える影響は、観察期間が長い場合よりも大きいと考えられるためである。
- 3) 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。
- 4) 調査年のダミーを投入するのは、時代の変化と併せて変化する要因をコントロールするためである。このコントロールが主な目的のため、調査年ダミーの効果については、今回は一部を除き議論しない。但し、分析結果を見ると、level1・level2 共に有意な調査年ダミーが幾つか存在しているため、その意味については JLPS データ自体の特性を踏まえつつ議論する必要があるだろう。
- 5) 世帯収入については、実数値化したものを 100 万円単位に変換している。職業威信については、スコアの最小値である 36.7 を引いた上で 10 で割っている。教育年数については、中学校卒業からの教育年数を表すように値を割り当てている。具体例を挙げると、中卒で 0 年、高卒で 3 年、大卒で 7 年という値になっている。
- 6) 正規から非正規に変化した場合は階層帰属意識が下降するという逆パターンも考えられる。

[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「東大社研・若年パネル調査 (JLPS) wave1-7, 2007-2013」「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS) wave1-7, 2007-2013」(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コメンテーターの先生、また参加

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。

[参考文献]

- Allison, Paul David, 2009, Fixed effects regression models, SAGE Publications.
- Fujihara, Sho. 2015. "The Effects of Objective Social Status on Subjective Social Status in Japan: A Preliminary Panel Data Analysis." Pp. 338-348 in Comparative Study of Changes in the Life Course and Cumulative Advantages and Disadvantages among the Youth in Contemporary Japan, edited by Hiroshi Ishida.
- 金澤悠介, 2015, 「中」と答える人たち」数土直紀編『社会意識からみた日本——階層意識の新次元』有斐閣.
- 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.
- , 2016, 「主観的社会的地位と健康」研究の動向と課題：階層意識研究の視点からのレビュー」『人間情報学研究』21: 59-82.
- 吉川徹, 1999, 「中」意識の静かな変容」『社会学評論』50(2): 76-90.
- 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.
- 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.
- 谷岡謙, 2016, 「主観的階層移動の類型化とその規定要因」『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』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 158-170.
- 谷岡謙・藤原翔・伊藤理史, 2012, 「一般化順序ロジットモデルを用いた意識・行動変数の分析」『第53回数理社会学会』報告資料.

離別リスクと結婚満足度

—反実仮想的アプローチによるパネルデータ分析—

打越文弥

(東京大学大学院人文社会系研究科)

結婚の質を測定する指標である結婚満足度は、結婚年数を経るにつれて下がるが、人生の後半に入ると回復するとされてきた。しかし、近年のパネルデータを用いた分析から、結婚の経過とともに減少し続けることが分かってきた。横断的なデータでは離別した人が分析から除外されることで満足度が高く推定されるためである。しかし、実際に離別した夫婦の結婚満足度は観測できない以上、仮に離別した夫婦が離別しなかった場合に、満足度がどう推移するかを検討することはできない。そこで本稿では、離別の有無を予測する確率を離別リスクと定義した上で、個体内の離別リスクの変化が結婚満足度に与える影響を反実仮想的に検討した。男女別に分析した結果、男性においてのみ離別リスクの上昇により結婚満足度は減少することがわかった。本稿では結婚生活の前半で潜在的に離別リスクが高い男性の一部が結婚を継続することで、満足度が低下する可能性を指摘する。

1. はじめに

本稿ではパネルデータを用いて離別リスクが結婚満足度に対して与える影響を考察する。結婚満足度は、結婚の質 (marital quality) を測定する一つの指標として位置付けられ、結婚の質の低下は最終的に夫婦の離別を促す要因であるとされる。したがって、結婚満足度の推移は、家族形成の不安定を検討する文脈において重要な要素となる。

夫婦の結婚満足度は U カーブの軌跡、すなわち、結婚満足度は結婚年数を経るにつれて下がるが、人生の後半に入ると回復することが主張されてきた (Glenn 1990; 稲葉 2004; 稲葉 2009)。結婚生活の前半期には出産や育児といったライフイベントが生じる一方で、後半期には子どもの自立を通じて夫婦関係が改善するためである。

しかし、この U カーブ仮説の検証は、一時点の横断的な調査に基づく知見である。同じ個人を複数年にわたり追跡したパネル調査の分析から、結婚満足度は結婚年数を経るにつれて下がり続けることが指摘される (永井 2011; 山口 2009; VanLaningham et al. 2001)。この傾向は多くの先行研究によって支持されており、現在では結婚満足度が下がり続けることが普遍的な命題とまで考えられている。

満足度が下がり続ける局面の仮説については、すでに述べたライフイベントの発生や夫婦関係から得られる魅力の減少などが提起されている。その一方で、横断的なデータではその後に満足度が回復するのに対して、縦断データでは満足度が下がり続けることについては、コーホート効果、及び一時点のデータでは人生の後半までに離別した夫婦が分析から除外される点が指摘される (VanLaningham et al. 2001)。離別を経験するような夫婦は結婚満足

度が低いグループであると考えられ、この集団が分析から除かれるために人生の後半では満足度の平均が高くなる傾向にあるというものである。

この問題は、そもそも結婚満足度について回答できる集団には選択性があると言い換えられる。結婚満足度が低下しやすいグループの一部は離別を経験するため、分析から除外される。結果として、満足度が観察される夫婦は相対的に関係が良好なグループとなる。

横断的なデータに比べれば、同一個人を追跡するパネルデータを用いることで、セレクションの問題には対応できる。しかし、パネルデータにおいても実際に離別を経験した夫婦は結婚満足度が観測できない。そのため、仮に離別をしたグループが離別していなかった場合に、どれほど結婚満足度の低下に寄与するのか、厳密には分からない。

そこで本稿では、調査対象者ごとの離別に至る確率を離別リスクと定義する。離別リスクを一元的な尺度にまとめた上で、個人の中における離別リスクの高まりが結婚満足度の低下に寄与するかを検討する。離別リスクが高いグループは文字どおり離別しやすい集団である。しかし、実際には離別リスクが高いのにもかかわらず離別をしないグループが一定数存在する。本稿ではこのグループにおける離別リスクと満足度の関連を検討することで、間接的に離別によるサンプルの脱落が満足度に与える影響を推定する。

2. 先行研究と本稿の問い

2.1 結婚年数に伴う結婚満足度の低下

結婚満足度 (marital satisfaction) とは、文字どおり結婚生活に対する満足度を指す。夫婦の家庭内での相互作用など、満足度以外に視野を広げれば、結婚満足度は結婚の質 (marital quality) と称される指標の一つとして考えることもできる。満足度それ自体が示すものは、個人の結婚生活におけるウェルビーイングともいえるだろう。

結婚満足度はその低下と夫婦関係の解消 (離別) が関連を持つという点で、家族形成の安定性の指標としても検討される (林・余田 2014; 三輪 2006)。この研究群では、結婚の経過とともに満足度が下がるのか、あるいはその要因は何かといった問いが重要になる。

国際比較を通じて、日本の夫婦の結婚満足度が低い傾向にある点が指摘されるが (Kamo and Hori 2011)、1990年代以降、結婚満足度の規定要因に関する研究が蓄積されてきた。先行研究ではライフステージ (木下 2004)、子どもの出生 (土倉 1998)、学歴 (柏木・平山 2003)、就業形態 (袖井ほか 1993: 129-131)、収入 (貢献度) (大和 2001; 林・余田 2014)、配偶者の家事頻度 (末盛・石原 1998; 末盛 1999; 大和 2001; 李 2008)、夫婦のコミュニケーション (袖井・都築 1985; 門野 1995)、健康状態 (岩井 2002) などが結婚満足度に影響を与えることが指摘されている。

結婚満足度に影響を与える要因はこのように数多く指摘されているが、先行研究において最も注目を集めてきたのは結婚年数との関連であると言ってよい。この分野をリードしてきたアメリカの家族社会学者 Glenn (1990) はかつて、結婚満足度は結婚年数に伴って U

字型を描くという命題を提示した。この命題は日本のデータを用いた稲葉（2004, 2009）によっても部分的に支持されている。

しかしながら、この知見はのちになって反駁されることになる。VanLaningham et al. (2001) はアメリカのパネルデータを用いて、同一個人の中の結婚満足度の変化を推定した。固定効果モデルを用いた分析の結果、従来の知見とは反対に結婚満足度は結婚生活の後半になっても回復しないことが明らかになった。この背景としては、コーホート効果、すなわちUカーブ仮説が提唱された頃に結婚生活の後半に差し掛かっていた夫婦は、他のコーホートの夫婦よりも満足度が平均的に高かったという可能性が指摘されている。この点は検討の余地が残るが、本稿の関心では VanLaningham et al. (2001) が指摘するもう一つの要因がより重要である。すなわち、そもそも結婚満足度が低い夫婦は離婚する可能性である。

2.2 離別リスクと結婚満足度の関係

横断的な調査データにおいて、対象者は調査時点の結婚満足度を回答すると考えられる。結婚満足度の回答を結婚年数ごとに並べると、その平均値の推移がUカーブになることをもって、先行研究では結婚生活の後半期に満足度が回復するとしてきた (Glenn 1990)。しかし、結婚満足度が低いグループは夫婦関係を解消してしまう可能性が高いと考えられ、必然的に結婚年数が長い夫婦においては満足度が高い集団が残りやすくなる。

この問題はパネルデータを用いることによって部分的に解消されるが、根本的な解決にはなっていない。同一の個人を複数時点追跡するパネルデータに、変数の個人内の変動のみを分散として考慮する固定効果モデルを用いれば、結婚年数に伴って個人の中の結婚満足度がどのように変化するのかを検討できる。結婚年数は年齢の経過とともに進行する不可逆な現象であるため、仮に結婚年数と満足度の間に負の関連があれば、結婚の経過とともに満足度は減少し続けると主張できるだろう。

この手法を用いることで、少なくともUカーブが先に述べたコーホート効果によって横断的にみると結婚生活の後半で満足度が高くなる問題は対処できると考えられる。固定効果モデルによって推定されるのは個人内の満足度の変動であり、ここではコーホート間のベースラインの違いによる影響を取り除くことができるからである。

しかしながら、もともと離別しやすい人が分析から除外されることで満足度が高く推定される問題については、厳密に言えば固定効果モデルを用いても直接的に検討することができない。実際に離別したカップルの結婚満足度は観測できない以上、仮に離別したカップルが離別しなかった場合に、結婚満足度がどのように推移するかは検討できないためである。したがって、パネルデータを用いた分析も、離別による脱落（アトリション）の問題に対応することはできない。

そこで本稿では、「離別したカップルが仮に離別しなかった場合の結婚満足度の推移」を仮想的に推定するアプローチを取る。具体的には、離別の起こりやすさを一元的な尺度にま

とめた上で、離別した個人と同じだけの離別しやすさを持つが実際には離別しなかったグループの結婚満足度が低下するかを検討する。

2.3 問いと仮説の提示

本稿では、はじめに結婚年数に伴う結婚満足度の低下トレンドを確認する。その上で、算出された離別リスクを独立変数として投入することで、個人内における離別リスクの高まりが満足度の低下に寄与するかを検討する。こうした目的に照らし合わせて、本稿では以下の二つを仮説として検討する。

仮説 1. 結婚満足度は結婚年数の経過に伴って低下する。

仮説 2. 個人内において離別リスクが高まると、結婚満足度は低下する。

次節では、本稿における問いを検討するために使用するデータと分析方法について確認する。

3. データと方法

本分析では「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査 (JLPS)」を用いて、以上で述べた仮説を検討する。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おり、二次分析の際には 2014 年 (wave7) までの追跡調査データを利用することができる。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。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。パネルデータの特徴は同一個人の間ごとに変わりうる状態を詳細に把握できる点にあり、ライフコースの変化や因果関係の厳密な検証が可能になる。

分析対象となるのは各調査時点で既婚の男女である。従属変数となる結婚満足度は、正確には結婚生活 (marital life) に関する満足度である。アメリカや日本の満足度の調査では、指標の統一化は進んでおらず、時として夫婦関係満足度として検討されている場合もあれば (柏木・平山 2003; 門野 1995; 永井 2011)、今回のようにより広く結婚生活に対する満足度を尋ねている場合もある (木下 2004; 小澤 1986; 袖井・都築 1985; 土倉 1988; 筒井・永井 2016; 大和 2001)。こうした指標の妥当性について議論する必要があることは否定しないが、本研究ではデータの制約から結婚生活への満足度をもって結婚満足度として定義する。なお、結婚満足度は値が高くなるほど満足度が高いと解釈できるように、調査票におけ

る値を反転して用いている。

本稿が説明変数として用いるのは結婚の経過年数である。横断的にみたときには結婚満足度は結婚直後に上昇し、その後減少するが、子育てを終えた高齢期になると再び上昇するとされてきた (Glenn 1990; 稲葉 2004; 稲葉 2009)。しかし、パネルデータを用いた山口 (2009) や永井 (2011) によって、夫婦の結婚満足度は結婚後一貫して減少する傾向が指摘されている。

結婚年数に加えて、本稿においては離別リスクによる満足度の変化を検討する。離別リスクの定義は以下のようなになる。まず、対象者が調査期間中に離別を経験するかどうかを離散時間ロジットモデル (Yamaguchi 1991) によって推定する。配偶者年収などの情報を活かすため、従属変数として用いる離別経験は $t+1$ 時点のものを使用する。

このモデルに個人の観察される変数の値を当てはめることによって、個々人における離別の予測確率が算出される。本稿ではこの予測確率を離別リスクと定義する。実際には、離別する人の中でも、離別リスクが高い人もいれば低い人もいる。同様に、離別していない人の中にも離別リスクが高い人とそうではない人がいる。本稿では実際に離別するかどうかを統制した上で、離別リスクの個人内の変動が満足度に与える影響を検討する。

離別経験を処置変数として捉えれば、本稿が算出しているのは傾向スコア (Guo and Fraser 2014) に等しい。ただし、本稿では傾向スコアを共変量の調整に用いることで処理変数の因果効果を推定するというアプローチではなく、傾向スコア (離別リスク) を、結婚満足度を予測する独立変数として投入する¹⁾。傾向スコア算出に用いる予測変数は結婚経過年数、本人・配偶者学歴、本人・配偶者年収 (及び両者の年収欠損ダミー²⁾)、無子ダミー、末子年齢、父学歴である。

このような処理を具体的に示したのが、表 1 のデータ行列の例である。ここでは、各個人 (id) が各調査時点 (wave) に継続して回答しているとする。分析で用いる離別経験 (div) は wave3 時点から質問されているが、離別スコアを求める際の回帰式の従属変数は $t+1$ 時点の離別経験 (divx) を用いるため、wave2 時点からのサンプルを利用することが可能になる。共変量は個人内で変動する結婚年数 (martime)、子どもの有無 (childless) や末子の年齢 (ychild)、あるいは学歴 (redu) などの個人内で変動しない変数である。これらの変数を用いて、予測確率 (pscore) が求まる。そして固定効果モデルを用いて離別リスク (=予測確率) を独立変数に結婚満足度 (marsat) の個人内のばらつきを説明する。

表 1 変数処理の仮想例

id	wave	martime	redu	childless	ychild	div	divx	pscore	marsat
1	2	10	2	1	0	.	0	0.01	3
1	3	11	2	1	0	0	0	0.02	3
1	4	12	2	0	1	0	0	0.02	4
1	5	13	2	0	2	0	0	0.02	4
1	6	14	2	0	3	0	1	0.05	3
1	7	.	2	0	4	1	.	.	.
2	2	5	3	1	2	.	0	0.01	4
2	3	6	3	1	3	0	0	0.04	4
2	4	7	3	1	4	0	0	0.01	2
2	5	8	3	1	5	0	1	0.03	3
2	6	.	3	1	6	1	.	.	.
2	7	.	3	1	7

分析に際しては、パネルデータの特徴を生かすために固定効果モデルを用いる。固定効果モデルでは個体内部における変動のみを情報として用いるために、結婚年数と結婚満足度の関連が個体間で異なる時不変の特徴によって影響を受ける可能性を除去できる。例えば、結婚満足度の水準がコーホートごとに異なる場合に、本来はコーホートによる差の部分が結婚年数の効果として生じる可能性を排除できる。

本稿の分析に用いるケース数は男性 1059、女性 1485（含追加サンプル）となっている。表 2 では用いる変数の記述統計を示した。

表 2 記述統計 (%)

	男性	女性
結婚年数		
0-2年目	9.25	6.11
3年目	7.00	5.40
4年目	6.47	5.60
5年目	7.40	5.50
6-10年目	36.33	35.85
11-15年目	26.42	28.00
16-27年目	7.13	13.54
本人学歴		
高等学校	36.86	34.62
専門学校	17.04	20.88
短大・高専	4.89	25.25
四大以上	41.22	19.25
配偶者学歴		
高等学校	34.48	38.49
専門学校	18.76	17.92
短大・高専	24.17	0.00
四大以上	22.59	43.58
父親学歴		
中学校	23.25	24.44
高等学校	38.57	38.09
短大・高専	3.83	4.79
四大以上	21.27	20.06
分からない/不在	13.08	12.63
	上段平均値・下段標準偏差	
本人年収（対数）	5.78 (1.53)	2.92 (2.44)
配偶者年収（対数）	2.54 (2.54)	5.48 (1.91)
本人年収欠損ダミー	0.06 (0.24)	0.08 (0.27)
配偶者年収欠損ダミー	0.16 (0.36)	0.10 (0.30)
末子年齢	3.38 (3.49)	4.01 (4.06)
無子ダミー	0.17 (0.38)	0.15 (0.36)
t+1時点の離別経験	0.01 (0.08)	0.01 (0.10)
N	3749	5447

出所：JLPSデータより筆者算出

4. 分析結果

4.1 記述的分析

はじめに、離散時間ロジットモデルの結果を男女別に示しているのが表3である。離別リスクは配偶者年収の影響などが異なると考え、男女別に推定した。離別リスクの平均値は男性で0.006、女性は0.007であり、標準偏差は共に0.009となっている。そもそも離別自体、起こりやすいイベントではないため、離別を予測する確率は非常に小さい。図1はwave2時点における男女の離別リスクの分布を示したヴァイオリンプロットである。この図から、離別リスクは男女ともほとんどが0.02以下で集中している。wave2時点における離別リスクの最大値は0.07程度であり、全てのwaveを通じて見ても、0.1以上のケースはわずかである。このように離別が生じにくいという背景から、離別自体の傾向スコアも小さくならざるを得ない。ただし、本稿の関心は離別リスクの個人内の変動である。個人は複数時点において異なる離別リスクを持っているため、固定効果モデルを用いて離別リスクと結婚満足度の個人内の変動の関連を捉える。

表3 離散時間ロジットモデルによる離別リスクの予測結果

	男性		女性	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
結婚年数 (ref: 0-2年目)				
3年目	-0.052	(0.860)	-0.108	(0.905)
4年目	-0.616	(1.123)	-0.225	(0.933)
5年目	0.317	(0.792)	-0.223	(0.940)
6-10年目	-0.441	(0.679)	-0.837	(0.715)
11-15年目	-1.444 †	(0.834)	-1.758*	(0.792)
16-27年目	-2.615*	(1.320)	-2.205*	(0.887)
本人 (ref: 高校)				
専門学校	-0.652	(0.643)	0.302	(0.477)
短大・高専	-0.379	(1.082)	0.127	(0.513)
四大以上	-0.469	(0.585)	0.626	(0.556)
配偶者学歴 (ref: 高校)				
専門学校	-1.360 †	(0.779)	-1.171*	(0.548)
短大・高専	-1.235 †	(0.664)		
四大以上	-0.577	(0.605)	-1.340**	(0.454)
本人年収 (対数)	-0.208	(0.218)	0.225*	(0.102)
配偶者年収 (対数)	-0.018	(0.095)	-0.121	(0.268)
本人年収欠損ダミー	-0.101	(1.710)	0.485	(0.925)
配偶者年収欠損ダミー	-0.472	(0.956)	0.112	(1.678)
無子ダミー	1.251*	(0.619)	-0.576	(0.694)
末子年齢	0.118 †	(0.072)	0.150**	(0.046)
父学歴 (ref: 中学校)				
高等学校	0.403	(0.613)	0.399	(0.481)
短大・高専	0.773	(0.945)	0.580	(0.660)
四大以上	0.330	(0.746)	0.191	(0.599)
分からない/不在	0.216	(0.778)	0.249	(0.641)
Constant	-3.250*	(1.423)	-4.714**	(1.820)
Observations	3749		5447	
Log Likelihood	-132.472		-196.633	
AIC	310.945		437.266	
Pseudo R2	0.087		0.092	

Standard errors in parentheses

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

出所：JLPSデータより筆者算出

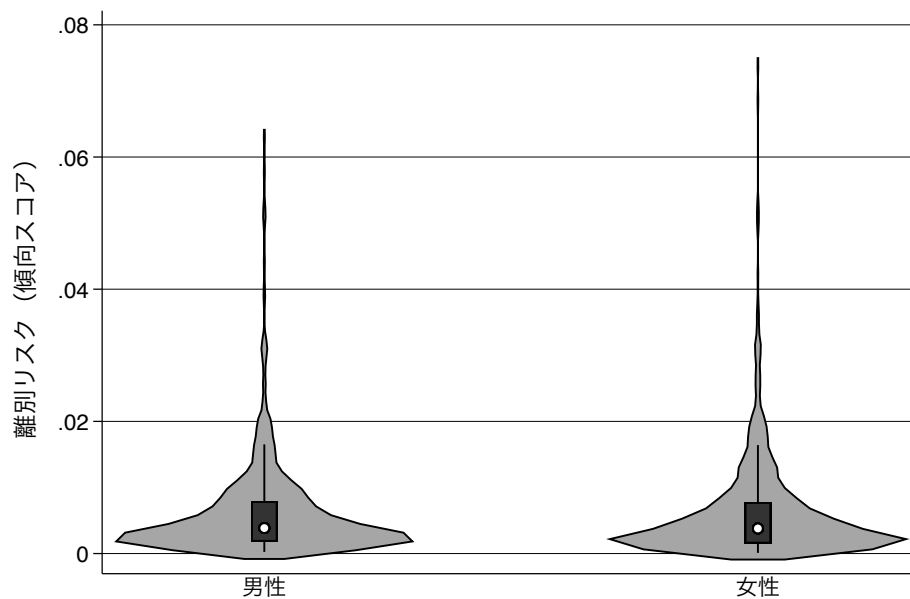


図 1 wave2 時点の離別リスクのヴァイオリンプロット（出所：JLPS データより筆者作成）

4.2 固定効果モデルによる分析

表 4 は固定効果モデルの分析結果である。はじめにモデル 1 では結婚年数カテゴリのみを投入している。モデル 2 ではこれに離別リスクと $t+1$ 時点の離別リスクを投入した。既存研究が指摘するように、結婚年数 0-2 年目を基準とした場合に、男女とも結婚年の後半において満足度がより低下する傾向にあり、これらはいずれも統計的に有意であることがわかる。離別リスクを投入したモデル 2 を確認すると、男性において 10%水準ではあるが有意に負の効果が示されている。すなわち、個人内における離別リスクの上昇は結婚満足度の低下を伴っている。この関連は本人が次の時点で離別していることを統制しているため、離別リスクは本人が離別を経験しなかった場合においても結婚満足度に対して負の効果を持つことが示唆される。ただし、この関連は女性については見られない。

モデル 3 では離別リスクの計算に用いた共変量も投入した。その結果、男性においては離別リスクの負の効果が強まり (-0.048→-0.076)、検定結果も 5%水準で有意となっている。これは、離別リスクが 0.01 上昇することによって、結婚満足度が個人の中でおよそ 0.08 程度減少することを意味している。女性については、モデル 2 と同様、離別リスクと結婚満足度の間に関連は見られない³⁾。

共変量として用いた変数については、無子ダミーが男女において結婚満足度にプラスの関連、男性において末子年齢が満足度に負の関連を持っている。これらは、ライフステージが移行することに満足度が減少するという既存研究の知見と整合的な結果である。その一方で、本人や配偶者の年収については男女とも満足度との関連が見られなかった。

表 4 固定効果モデルの分析結果（出典：JLPS データより筆者作成）

	男性			女性		
	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 1	モデル 2	モデル 3
結婚年数 (ref: 0-2 年目)						
3 年目	-0.098	-0.093	-0.056	-0.049	-0.042	0.006
4 年目	-0.211**	-0.238**	-0.198*	-0.165**	-0.155*	-0.081
5 年目	-0.299***	-0.268***	-0.194*	-0.265***	-0.252***	-0.163*
6-10 年目	-0.305***	-0.313***	-0.236**	-0.391***	-0.376***	-0.281***
11-15 年目	-0.340***	-0.361***	-0.260**	-0.384***	-0.367***	-0.276**
16-27 年目	-0.434***	-0.457***	-0.322**	-0.413***	-0.391***	-0.309**
離別リスク (%)		-0.048 †	-0.076*		-0.013	-0.003
t+1 時点の離別ダミー		-1.416***	-1.410***		-1.130***	-1.132***
本人年収 (対数)			-0.008			0.002
配偶者年収 (対数)			-0.006			0.033
本人年収欠損ダミー			0.003			0.081
配偶者年収欠損ダミー			-0.071			0.135
無子ダミー			0.193*			0.204**
未子年齢			-0.019*			0.006
Constant	3.516***	3.567***	3.617***	3.328***	3.329***	2.976***
Observations		3722			5417	
Groups		1058			1485	

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

出所：JLPS データより筆者作成

5. 結果の要約と議論

2007 年時点で 20 歳から 40 歳の男女を対象とした JLPS に対して固定効果モデルを用いた分析から、男女とも結婚経過年に伴って結婚満足度は有意に減少することがわかった。これは既存研究でも指摘されていることであり、仮説 1 は支持される。

次に、本研究では、翌年の離別経験から予測した離別リスクと結婚満足度の関連を検討した。両者の関連は男性においてのみ見られ、個人内における離別リスクの上昇が結婚満足度の低下を伴う。両者の関連はリスクの予測に用いた共変量を投入した上でも確認された。したがって、仮説 2 は男性においてのみ支持される。

本分析では、潜在的に離別しやすい層が結婚状態に留まることが、結婚満足度の減少に寄与していると想定していた。しかし、分析結果から男性においてのみ仮説が支持された。なぜ、男性においてのみ離別リスクと満足度の間に関連が見られたのだろうか。この問いに直接答えることは難しいが、離別とウェルビーイングの関連のジェンダー差について検討した先行研究が解釈に資すると考えられる。先行研究によれば、離別前後の生活満足度の低下は女性よりも男性においてみられることが明らかになっている。その背景として、男性の方が結婚によって得る利益が多く (Waite 1995)、離別後に飲酒や喫煙などの問題行動が生じやすいことが指摘されている (Umberson 1992)。

こうしたメカニズムを離別リスクと結婚満足度の関連に照らし合わせると、男女差については以下のような説明が考えられる。すなわち、離別リスクの上昇を夫婦関係の悪化と捉えれば、離別リスクの上昇に伴って、男性が結婚によって得る様々な利益が減少する。結果として、離別リスクの上昇と結婚満足度が低下の関連は男性においてのみ見られる。表3から、男性において離別リスクは結婚年数の前半や子どもを持たない時に高まる傾向にある。以上より、結婚生活の前半において潜在的に離別リスクが高い男性の一部の集団が結婚を継続することで、満足度が低下することを示唆していると考えられる。

結婚満足度の推移に関する既存研究では、結婚生活が不安定なカップルが関係を解消することによって、結婚年数の後半で満足度が上昇する可能性が指摘された。こうした U カーブ仮説を支持する研究の多くは横断的な調査データを用いた分析だった一方で、後続のパネルデータを用いた分析では、個体内部の満足度の変化を検討しようとする。パネルデータを用いた分析結果から、結婚満足度は結婚の経過に伴って減少し続けることが明らかになっている。

満足度の U カーブ仮説をめぐるこれらの議論は決着がついたように見られるが、パネルデータを用いた分析においても、夫婦関係が不安定なカップルが離別することで結婚年数の後半で観察される集団で満足度が高い可能性は検討されてこなかった。

したがって、本稿では離別によるサンプルの脱落を情報として用いて、離別しやすい集団が夫婦関係を継続することが、結婚満足度を全体として低下させる一要因であるという仮説を検証した。ジェンダー差はあったものの、分析結果は仮説を支持するものである。ただし、これらの分析結果は今後さらなる分析による検討が必要である。第一に、そもそも離別イベント数が少ないために、予測される傾向スコアも小さなものとなる。これについては、本分析ではあくまでも個人内の変化に着目したため、離別スコアの分布については問わなかったが、今後離別リスクが全体として上がることによって分析結果は異なってくるかもしれない。第二に、本分析のサンプルは若年・壮年層であり、既存研究が検討してきた高齢期における満足度の上昇は、本データからは検討の範囲外にある。離別リスクの上昇は結婚経過年が短く、子どもがいるライフステージに移行していない場合に見られることも考えると、本分析が結婚年数の後半における満足度の推移を直接問題にしているわけではない。

点については限界として残る。今後の分析では、以上の点について対処することが必要であると考えられる。

[注]

- 1) 共変量調整のための傾向スコアは独立変数として用いられることもある (Katz 2010=2013)。
- 2) 本人 (あるいは配偶者) の年収が欠損の場合に 1, それ以外の場合に 0 を取るダミー変数である。
- 3) なお, 離別リスクの外れ値を除外するため, 0.10 以下のサンプルで分析したところ, 全サンプルと同様の結果が確認された。

[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) wave1-7, 2007-2013」および「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave1-7, 2007-2013」(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。記して感謝申し上げます。

[参考文献]

- Andreß, H. J. and M. Bröckel, 2007, “Income and Life Satisfaction After Marital Disruption in Germany.” *Journal of Marriage and Family* 69(2):500–512.
- Glenn, N. D. 1990. “Quantitative Research on Marital Quality in the 1980s: a Critical Review.” *Journal of Marriage and the Family* 52(4):818–31.
- Guo, Shenyang and Mark W. Fraser, 2014, *Propensity Score Analysis (2nd ed.)*, Sage.
- 林雄亮・余田翔平, 2014, 「離婚行動と社会階層との関係に関する実証的研究」『季刊家計経済研究』101: 51-62.
- 稲葉昭英, 2004, 「夫婦関係の発達的变化」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容:全国家族調査 (NFRJ98) による計量分析』東京大学出版会, 261-76.
- 稲葉昭英, 2009, 「夫婦関係の評価」藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族』有斐閣, 72-84.
- 岩井紀子, 2002, 「結婚生活は幸せか」岩井紀子・佐藤博樹編『日本人の姿: JGSS にみる意識と行動』, 9-15, 有斐閣.
- 岩間暁子, 1997, 「性別役割分業と女性の家事分担不公平感——公平価値論・勢力論・衡平理論の実証的検討」『家族社会学研究』9: 67-76.
- 門野里栄子, 1995, 「夫婦間の話し合いと夫婦関係満足度」『家族社会学研究』7: 57-67.
- Kamo, Y. and M. Hori, 2011, “A Multi-Level Analysis of Thirty-Two Societies on Marital and Family

- Satisfaction.” *Japanese Journal of Political Science* 12(3):325-42.
- 柏木恵子・平山順子, 2003, 「結婚の“現実”と夫婦関係満足度との関連性 9——妻はなぜ不満か」『心理学研究』74(2): 122-130.
- Katz, Mitchell H., 2010, *Evaluating clinical and public health interventions*. Cambridge University Press. (= 2013, 木原雅子・木原正博訳, 『医学的介入の研究デザインと統計』, メディカル・サイエンス・インターナショナル.)
- 木下栄二, 2004, 「結婚満足度を規定するもの」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容』東京大学出版会, 277-91.
- Leopold, T. and M. Kalmijn, 2016, “Is Divorce More Painful When Couples Have Children? Evidence From Long-Term Panel Data on Multiple Domains of Well-Being.” *Demography* 53(6):1717-42.
- 三輪哲, 2006, 「離婚と社会階層の関連にかんする試験的考察」『共働社会の到来とそれをめぐる葛藤—夫婦関係—』(SSJDA Research Paper Series 34) 東京大学社会科学研究所, 45-60.
- 三輪哲, 2007, 「なぜ離婚リスクは社会階層により異なるのか」永井暁子・松田茂樹編『対等な夫婦は幸せか』勁草書房, 29-43.
- 永井暁子, 2011, 「結婚生活の経過による妻の夫婦関係満足度の変化」『社会福祉』52: 126-31.
- 小澤千穂子, 1986, 「共働き夫婦における結婚満足度」『家族関係学』6, 1-6.
- 李基平, 2008, 「夫の家事参加と妻の夫婦関係満足度——妻の夫への家事参加期待とその充足度に注目して」『家族社会学研究』20(1): 70-80.
- 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感:妻の性別役割意識による交互作用」『家族社会学研究』11: 71-82.
- 末盛慶・石原邦雄, 1998, 「夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感: NSFH (National Survey of Family and Household) を用いた日米比較」『人口問題研究』54(3): 39-55.
- 末盛慶, 2001, 「妻の就業と夫婦関係満足感—「専業主婦」の多元化に向けて」石原邦雄編『公開個票データの活用による家族の国際比較の試み』平成 8-10 年度科学研究費報告書, 91-106.
- 袖井孝子・岡村清子・長津美代子・三善勝代, 1983, 『共働き家族』家庭教育社.
- 袖井孝子・都築佳代, 1985, 「定年退職後夫婦の結婚満足度」『社会老年学』22: 63-77.
- 土倉玲子, 1988, 「横断データと縦断データ——結婚継続年数と結婚満足度」石原 邦雄(編)『家族構造の国際比較研究をめざして: 米国 NSFH データの利用を通して(第 2 次報告)』(重点領域研究「マイクロ統計データ」・公募研究「家族構造の国際比較のための基礎的研究: 公共利用マイクロデータの作成と活用」研究報告書(3) 平成 9 年度), 49-61.

- 筒井淳也・永井暁子, 2016, 「夫婦の情緒関係：結婚満足度の分析から」稲葉昭英・保田時男・田渕六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査[NFRJ]による計量社会学』東京大学出版会, 23-45.
- Umberson, D., 1992, “Gender, Marital Status and the Social Control of Health Behavior.” *Social Science and Medicine* 34(8):907–17.
- Waite, L. J., 1995, “Does Marriage Matter?.” *Demography* 32(4):483–507.
- VanLaningham, J., D. R. Johnson, and P. Amato, 2001, “Marital Happiness, Marital Duration, and the U-Shaped Curve: Evidence From a Five-Wave Panel Study.” *Social Forces* 79(4):1313–41.
- Yamaguchi, K., 1991, *Event History Analysis*. SAGE Publications.
- 山口一男, 2009, 『ワークライフバランス：実証と政策提言』日本経済新聞出版社.
- 大和礼子, 2001, 「夫の家事参加は妻の結婚満足度を高めるか?：妻の世帯収入貢献度による比較」『ソシオロジ』 46(1), 3-20.

選好の変動と就業行動の変化

——男女の比較に着目して——

田中茜

本稿の目的は、個人内における選好の変化とその規定要因および、就業行動の変化との関連を明らかにすることである。女性が就業行動を決定するメカニズムの1つとして、仕事と家庭に対する個人の選好に基づくという理論がある。その理論の実証研究として、本研究ではパネルデータを用い、選好の変化を捉え、さらに就業行動との関連について検討する。

結果として、結婚が個人の選好の変化に大きな影響を及ぼすことが明らかになった。ただし、その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ものの、仕事の重要度の変化には影響はない。その一方で、女性にとっては、男性と同様に結婚が家庭の重要度を高めるものの、仕事の重要度を低下させるという構造が存在していた。

さらに選好の変化と労働時間の変化の関連を検討したところ、既婚女性では家庭選好の高まりが労働時間を抑制することが明らかになった。

1. 問題の所在

少子高齢社会の到来により、生産年齢人口の減少が見込まれる日本では、労働力人口を維持していくことは緊急に取り組むべき課題となっている。解決策の1つとして、女性労働力の活用があげられる。まず1985年に男女雇用機会均等法が制定されたことによって女性の社会進出が推進されるようになった。法整備という積極的な推進に加え、一方では1990年代の長期にわたる経済不況も女性就業を押し進めた。経済不況により男性の雇用が不安定化し、それに伴い非正規雇用労働需要が増加した。その供給側になったのが世帯を補助するという目的を持った女性であった。1992年には育児休業などの更なる制度整備が進み、結果的に女性就業率は増加しつつある。しかしその女性の就業パターンに着目すると、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パターンが長年変化していない（内閣府2008）。それどころか、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）。女性が働くことに対する意識は近年になるにつれて高まりつつあるものの、現状との乖離が生じている。

このような乖離が生じる背景のひとつには、ワーク・ライフ・バランスの問題があると考えられる。長時間労働の問題や過労死の問題が大きく取り上げられる中で、多様で柔軟な働き方を選択できることが求められている。そのためには個人がどのような生活を理想としているのかという「ニーズ」や「選好」に着目する必要がある。女性の就業パターンが変化しない要因を明らかにするために、選好と就業行動の関連を明らかにしていく。次節では、これまでの先行研究と限界点を指摘し、4節ではパネルデータを用いた分析結果を示し、5

節では男性との比較から、女性の就業について考察を行う。

2. 先行研究のレビューと限界点

2. 1 意識による女性内分化——Hakim (2000) の「選好理論」

従来までの性別役割分業に基づくライフコースを理想とし、家事・育児に専念したいという女性もいれば、キャリアを求める女性もいることは容易に想定できる。働くことも働かないことも、どちらも容認される社会では、女性を十把一絡げに扱うことはできない。こうした女性の異質性を理論化したのが、Hakim (2000) の「選好理論 (preference theory)」である。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」(Hakim 1991:103) とし、女性の選好に着目している。Hakim (2000) 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。「仕事志向型」は仕事を中心としたライフスタイルを志向する。一方で「家庭志向型」は結婚後、家庭生活を中心としたライフスタイルを志向する (岩間 2008)。

こうした選好の違いについて Hakim は、生まれつきもつテストステロンという男性ホルモンによって違いが生じており、教育レベルや社会階層とは独立であると主張している (Hakim 2000)。この主張に対し、McRae (2003)、Crompton (2006)、Lewis (2008) らは、女性の選好は周囲の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批判をしている。Crompton (2006) は、マクロデータを用いて夫婦の働き方を類型化し、選好が福祉レジームの類型によって社会的に構造化されていることを指摘した。また、岩間 (2008) は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の検討が不足していると批判する。さらに選好が社会構造によって規定されないとする見方では、個人の選好が不変であることを意味している。だが周囲の状況によって意識を変更させることや行動を変化させることは十分に予想することができる。したがって、Hakim (2000) の選好理論では、そうした選好が時間的に変動するという視点も欠落している。

2. 2 女性の意識と就業行動の関連

前節では Hakim (2000) の選好理論についてその動向を見てきた。それを背景に、女性が結婚・出産といったライフイベントと就業のバランスについて女性がどのように考えているのかといった意識に着目した既存研究を整理する。

ライフコースパターンを用いた理想ライフコースは、国立社会保障・人口問題研究所の出生動向基本調査にて 18 歳から 34 歳の未婚女性を対象に行われてきている。調査項目の中では、「結婚せず、仕事を一生続ける (非婚就業)」「結婚するが子どもは持たず、一生仕事を続ける (DINKS)」「結婚し子どもを持つが、仕事も一生続ける (両立)」「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(再就職)」「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(専業主婦)」の5つの選択肢がある。2015年出生動向基本調査によると、独身女性が理想とするライフコースは、専業主婦型が18.2%、再就職型が34.6%、両立型が32.3%、DINKS型が4.1%、非婚就業が5.8%である(国立社会保障・人口問題研究所, 2015)。専業主婦型の理想とする割合が減少し、両立型を理想とする割合が増加している。

就業継続であろうと再就職であろうと、女性自身の生涯の中で「働くこと」を理想とする女性が増加しつつあるが、その理想がどれだけ実現できるのかという問いが生じてくる。それに対しては、学卒時に抱いていた就労意識が実際の就業行動に影響を及ぼすことが明らかにされている(濱田 2001; 西川 2001)。この研究では、意識と行動が一致している割合は、就労継続を希望した者は6割弱、再就職を希望していた者は5割弱である(西川 2001)ことも示されている。さらに西川(2001)は、大卒女性が就業を継続するメカニズムとして、長期的な就労を希望する選好と短期的な就労を希望する選好に着目して、選好と実際の就労行動の関連を検討した。長期的な選好を持つ女性は初職選択の段階で仕事を続けやすい官公庁や教員などの職を選択することで就業継続を可能にしているという。ただし短期的な選好を持つ女性は状況に依存して選択が左右される程度が強いことが示唆されており、選好が変動する可能性も示した。

2. 3 意識の揺らぎ

西川(2001)が指摘したように、選好が途中で変化する可能性も大いにある。ライフコースの概念として近い、性別役割分業意識についても変動する可能性が指摘されている(中澤 2007; 橋本 2013)。女子学生のライフコース展望は、周囲の状況に依存的で、理想ライフコースを変化させること(村松 2000)や、年齢や勤続年数が増えるにつれて入職前におけるライフコース観が大きく変わること(脇坂 1997)が指摘されている。意識の変動については、近年パネルデータを用いた検討がなされつつあるものの、その規定要因や影響については実証的な検討が不十分である。

以上に示してきた先行研究の限界点としては、以下の2点が挙げられる。1点目は、就業に対する意識が変動することが示唆されているものの、それを示す実証研究が不足している点である。村松(2000)や脇坂(1997)は、学卒時のライフコース観と調査時点のライフコース観を比較することによって意識が変動する可能性を示した。しかし2時点間の比較に留まっていることや、離れた時点間の比較からは、意識の変動のタイミングや要因を明らかにすることができない。そのため、複数時点における意識の変化とその要因について検討する必要がある。

2点目は、内面で生じる意識の変化が、具体的にどのような行動の変化を生じさせるのか検討できていない点である。さらに仮に就業意識と就業行動の乖離が生じていた場合に、そ

のメカニズムが明らかではない点である。就業意識は変化しなかったが、さまざまな制約の影響により実現できなかったという見方もできる。その一方で、就業意識が何らかの要因によって変化し、その変化後の意識と整合的な行動をとった場合であっても、過去の意識と現在の行動の不一致が生じる。こうしたメカニズムについて明らかにすべきである。

限界点と対応する形で、本研究では2つの分析を行う。1つ目は選好の変動に関する分析であり、その規定要因を明らかにする。2つ目は、選好の変動が生じていた場合に、実際の行動の変化の選好の変化の間に関連がみられるかどうかを検討する。

3. 使用するデータと変数・分析方法

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「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 調査)の若年パネル調査、および壮年パネル調査の wave1 から wave7 までのデータを用いる。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合併して分析をおこなう。調査は、日本全国に居住する 20 から 40 歳 (2006 年 12 月時点) での男女を対象とし、毎年同一の対象者を追跡したパネルデータである。本研究では仕事と家庭に関する考えが調査項目に含まれている wave1, wave3, wave5, wave7 の 4 時点分のデータを用いた。

従属変数は以下の 2 つである。1 つ目は、選好に関する変数で、「あなたにとって次の事柄はどれほど重要ですか」という項目のうち、(A) 仕事で成功すること、(B) 結婚して幸せな生活を送ることの 2 つの質問を用い、前者を仕事選好、後者を家庭選好とした。4. 1 での選好の変化に関する分析では、「重要でない」「少し重要」の 2 つのカテゴリを『重要ではない (=0)』に、「とても重要」のカテゴリを『重要 (=1)』とする 2 値変数に変換したものをを用いる。4. 2 での選好の変化と就業行動との関連に関する分析では、選好変数は独立変数として用いる。重要でない (=0)、少し重要 (=1)、とても重要 (=2) となるように変換した。2 つ目の従属変数は 1 日あたりの労働時間である。無職の場合には 0 を取るようにした。そのほかに用いる変数は表 1 に示した。

分析方法は、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) ロジットモデルを用いる。これにより、個人間の観察されない異質性を考慮することができ、独立変数の変化による効果の検討がある程度可能である。

分析対象者は 2007 年時点で 20 歳から 40 歳の男女 (学生ケースを除く) 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。分析は男女別におこなった。

表 5 説明変数の一覧

変数	内容
学歴	1. 中学・高校 2 専修・短大・高専 3 大学・大学院
出生コーホート	1966-1977 年 (wave1 時点で 30 歳以上), 1978-1986 年 (wave1 時点で 30 歳未満)
婚姻状態	配偶者ありダミー
親との同居	親 (実親・義親の区別なし) と同居しているかのダミー変数
家賃・住宅ローン支払い ¹⁾	住居費や住宅ローンを回答者本人が支払っているか否か
同居子ども人数	同居している子どもの人数, 未婚者は 0 になる
未就学児	同居している子どもの中の末子が未就学児 (6 歳未満) である場合 1 を, それ以外は 0 をとるダミー変数
職場: 柔軟性	「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」「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」という各変数に, かなりあてはまる・ある程度あてはまる=1, あまりあてはまらない・あてはまらない=0 と変換したのちに 3 つの変数を足し合わせた. 数値が大きいほど職場の柔軟性が高いことを示す.
職場: 職業訓練機会	「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」の各変数にかなりあてはまる・ある程度あてはまる=1, あまりあてはまらない・あてはまらない=0 と変換した変数を足し合わせた. 数値が大きいほど職場における職業訓練機会が多いことを示す.
職場: 繁忙度	「ほぼ毎日残業している」「社員数が恒常的に不足している」「いつも締め切り (納期) に追われている」の各変数にあてはまる=1, あてはまらない=0 の 2 値変数を与え, 3 変数を足し合わせた. 数値が大きいほど職場の繁忙度が高いことを示す.
職場: サポート	「互いに助け合う雰囲気」「先輩が後輩を指導する雰囲気」「社員の希望で移動できる仕組み」「若手社員の相談相手を決めている」「将来の仕事について相談できる機会」の各変数にあてはまる=1, あてはまらない=0 の 2 値変数を与え, 5 変数を足し合わせた. 数値が大きいほど職場サポートがあることを示す.
本人労働時間	1 日当たりの労働時間
本人収入(対数)	本人収入の中間値をあてはめ, 対数変換した

4. 分析結果

4. 1 選好の変化

4. 1. 1 家庭選好

まず家庭選好の移行確率を表 2 で確認する. 多くは対角セル上に分布しており, ある期間から次の期間の間に選好が変化していない. 変化している部分に着目すると, 男女とも

に、「重要でない」から「重要」に変化している割合が約3割見られる（女性 29.39%，男性 30.15%）。この数値より，家庭選好の移行傾向については，男女間で大きな違いは見られないことがわかる。

表 6 家庭選好の移行確率

		t+1期					
		女性			男性		
		重要ではない	重要	計	重要ではない	重要	計
t期	重要ではない	980	408	1,388	797	344	1,141
		70.61	29.39	100	69.85	30.15	100
	重要	621	2679	3,300	452	2303	2,755
		18.82	81.18	100	16.41	83.59	100
	計	1,601	3,087	4,688	1,249	2,647	3,896
		34.15	65.85	100	32.06	67.94	100

（上段は実数，下段は%を示す）

家庭選好の移行を踏まえた上で，表 3 の多変量解析の結果にうつる。男女ともに，model1 は全てのサンプル，model2 は就業サンプルである。まず model1 と model3 の結果から，男女全体の傾向についてみていく。Wave1 を基準とした 4 時点のダミー変数の効果をみてみよう。全ての時点で，有意な負の関連があることから，男女ともに時間が経つにつれて家庭選好が低下していくことが示されている。しかし結婚についてみると，有意な正の関連がみられる。結婚することによって家庭をより重要であると評価するようになることを示している。

次に就業者に限定した model3，4 の結果をみる。家庭選好の変化に対して職場環境の影響があるかどうかを検討したが，男女ともに職場環境に関する要因については家庭選好の変化に対して有意な関連をもたないことが明らかになった。

表 7 家庭選好の変化に関する固定効果モデル

	model1		model2		model1		model2	
	全女性		就業女性		全男性		就業男性	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
職場:繁忙度			0.122	(0.088)			0.050	(0.073)
職場:柔軟性			0.047	(0.074)			0.064	(0.066)
職場:職業訓練機会			0.103	(0.090)			0.062	(0.090)
職場:サポート			-0.034	(0.071)			0.077	(0.065)
企業規模 (ref.1-29人)								
30-299人			-0.245	(0.225)			-0.113	(0.252)
300-1000人			-0.244	(0.262)			0.120	(0.287)
官公庁			-0.406	(0.388)			0.119	(0.449)
本人労働時間	-0.040*	(0.024)	0.004	(0.043)	0.034	(0.026)	-0.002	(0.040)
本人収入 (対数)	0.056	(0.043)	0.196**	(0.089)	0.120	(0.075)	0.056	(0.132)
親同居(=1)	0.069	(0.159)	-0.053	(0.198)	0.077	(0.188)	-0.041	(0.208)
住宅ローン支払い(=1)	-0.025	(0.122)	-0.117	(0.162)	0.177	(0.145)	0.132	(0.157)
同居子ども人数	-0.332**	(0.132)	-0.346*	(0.192)	-0.362**	(0.150)	-0.331**	(0.152)
有配偶(=1)	1.481***	(0.245)	1.370***	(0.295)	1.591***	(0.264)	1.555***	(0.279)
wave3ダミー	-0.294***	(0.103)	-0.262*	(0.135)	-0.446***	(0.113)	-0.473***	(0.125)
wave5ダミー	-0.710***	(0.106)	-0.696***	(0.137)	-0.709***	(0.115)	-0.695***	(0.127)
wave7ダミー	-1.188***	(0.116)	-1.204***	(0.152)	-0.964***	(0.127)	-0.984***	(0.140)
切片	-0.444	(0.299)	-0.822	(0.576)	-1.226***	(0.456)	-1.840**	(0.792)
Number of Observations	7,858		4,947		6,782		5,970	
Number of individual	2,851		2,169		2,631		2,425	

(注) ***p<.01, **p<.05, *p<.10, S.E.はクラスター標準誤差

4. 1. 2 仕事選好

次に同様の手順を用いて、仕事選好について分析をおこなう。仕事選好の移行確率を表 4 で確認する。選好が変化しない割合が多いという傾向は家庭選好と同じであるものの、「重要ではない」状態が変化しない割合については、家庭選好よりも多い。男女ともに、t 期において仕事が「重要である」場合から t+1 期で「重要でない」に変化した比率が高い（女性 49.95%，男性 32.85%）ことがわかる。逆に、「重要でない」から「重要」に変化している割合については、女性は 1 割にもみたくないのに対して、男性では 2 割弱みられる。

表 8 仕事選好の移行確率

		t+1期					
		女性			男性		
t期		重要ではない	重要	計	重要ではない	重要	計
		重要ではない		3,444	333	3,777	1,901
	91.18		8.82	100	82.72	17.28	100
重要		455	456	911	525	1073	1,598
		49.95	50.05	100	32.85	67.15	100
計		3,899	789	4,688	2,426	1,470	3,896
		83.17	16.83	100	62.27	37.73	100

(上段は実数, 下段は%を示す)

次に固定効果モデルの結果であるが, 家庭選好と同様に model1 と model3 からまずは時間による仕事選好の変化傾向をみる. 家庭選好と同様に, Wave1 を基準とした 4 時点のダミー変数の係数をみると, 全ての時点で, 有意な負の関連がある. そのことから男女ともに時間が経つにつれて仕事選好も低下していくことが示されている. 次に結婚することによる影響を確認する. 推定結果から, 男女で結婚の効果に違いがあることがわかる. 女性は, 有意な負の関連がみられる一方で, 男性は有意な関連がみられていない. 女性については, 家庭選好とは逆の関連をもつことが示されている. つまり結婚することで, 仕事に対する重要性が低下する. 男性については, 結婚したとしても仕事に対する重要性は変化しない. 次に model3, 4 から職場環境の要因を検討する. 女性については, 職場におけるサポート体制の整備と選好間に正の関連がみられる. 職場内で互いに助け合ったり, 相談できたりするような環境が整うようになることが, 仕事選好を高める. この点については男性についても同様の効果がみられる. それに加えて仕事の柔軟性についても正の関連がみられている.

表 9 仕事選好の変化に関する固定効果モデル

	model1 全女性		model2 就業女性		model1 全男性		model2 就業男性	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
職場: 繁忙度			-0.138	(0.099)			-0.011	(0.070)
職場: 柔軟性			0.044	(0.084)			0.246***	(0.063)
職場: 職業訓練機会			0.039	(0.102)			0.050	(0.082)
職場: サポート			0.184**	(0.081)			0.179***	(0.060)
企業規模 (ref.1-29人)								
30-299人			-0.519**	(0.229)			-0.107	(0.229)
300-1000人			-0.177	(0.289)			-0.075	(0.277)
官公庁			-0.412	(0.442)			0.017	(0.422)
本人労働時間	0.009	(0.026)	0.053	(0.046)	0.010	(0.025)	0.034	(0.039)
本人収入 (対数)	0.060	(0.050)	-0.038	(0.096)	-0.047	(0.076)	-0.069	(0.124)
親同居 (=1)	-0.003	(0.185)	-0.095	(0.228)	-0.248	(0.181)	-0.344*	(0.201)
住宅ローン支払い (=1)	-0.028	(0.140)	0.010	(0.181)	0.106	(0.148)	0.033	(0.164)
同居子ども人数	0.142	(0.140)	0.220	(0.188)	-0.002	(0.132)	0.015	(0.142)
有配偶 (=1)	-0.875***	(0.238)	-0.847***	(0.278)	-0.076	(0.235)	-0.198	(0.252)
wave3ダミー	-0.423***	(0.105)	-0.448***	(0.138)	-0.323***	(0.100)	-0.302***	(0.114)
wave5ダミー	-0.712***	(0.117)	-0.674***	(0.150)	-0.475***	(0.106)	-0.549***	(0.118)
wave7ダミー	-0.942***	(0.129)	-0.934***	(0.166)	-0.870***	(0.120)	-0.945***	(0.134)
切片	-2.361***	(0.333)	-3.193***	(0.650)	-0.804*	(0.449)	-3.371***	(0.830)
Number of Observations	7,869		4,947		6,783		5,970	
Number of individual	2,851		2,169		2,631		2,425	

(注) ***p<.01, **p<.05, *p<.10, S.E.はクラスター標準誤差

分析結果をまとめる. まず, 女性については結婚することが家庭選好および仕事選好それぞれに有意な関連を持つことが明らかになった. しかし各選考に対する結婚の効果の向きは逆であり, 結婚すると家庭を重視するようになる一方で, 仕事を重視しなくなる傾向がみられた. これは結婚を契機として, 家庭と仕事がトレードオフ状態になることを示

唆していると考えられる。他方男性については、結婚することは、家庭選好にのみ正の効果があり、仕事選好には有意な関連を持っていなかった。

また男女ともに仕事選好については、職場内に助け合うような環境があることが、仕事に対する重要性を高めていた。しかし家庭選好に対しては職場の要因は影響していなかった。

4. 2 選好と就業行動との関連

前節の分析から、家庭選好および仕事選好が、結婚することで大きく変化することが明らかになった。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で仕事選好には影響していなかった。女性にとっては、両選好への影響が見られ、仕事の重要度を低下させ、家庭の重要度を高めていた。こうした選好の変動がみられたことをうけて、選好の変動と就業行動の間にどのような関連があるのかについて検討する。

本分析では、就業行動の具体的な指標として、1日あたりの労働時間を用いた。まずは男女別に各選好と平均的な1日あたり労働時間の関連を図1に示した。

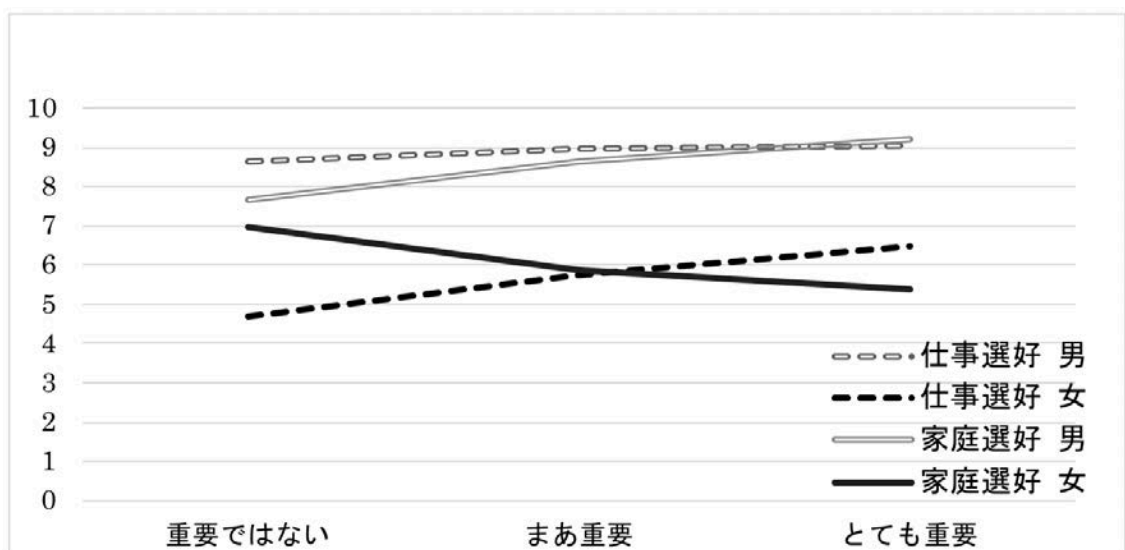


図1 男女別、選好別1日あたりの平均労働時間

男性については、家庭選好と仕事選好の程度による平均労働時間の違いはほとんどみられない。その一方で女性については、家庭が重要ではない場合には、平均労働時間は約7時間であり、仕事が重要である場合とほぼ同程度の労働時間となっている。逆に家庭が重要である場合と、仕事が重要でない場合は、両者ともに約5時間前後である。さらに、重要である場合と重要ではない場合を比較すると、約2時間の差が生じていることがわかる。ここから女性の方がより、選好と就業行動の関連が強いことが示唆される。

それをふまえた上で選好の変化と労働時間の変化に関連がみられるかどうかについて固

定効果モデルによる推定結果をみていく。model1 は選好の変化のみを投入したモデル，model2 は本人の属性を投入したモデル，model3 は既婚ケースに限定し，配偶者情報を投入したモデルである。各モデルについて男女別に分析を行った。まずモデル1で選好の変化による労働時間の変化をみる。家庭選好に着目すると，男女で効果の向きが異なっている。家庭が「重要でない」に比べて「重要」になった場合に，女性では労働時間に対して有意な負の関連があるのに対し，男性は有意な正の関連がみられている。仕事選好に着目すると，男性は有意な関連がみられないが，女性は有意な正の関連がみられている。ここから女性は家庭選好が高まることと，仕事選好が低下することが労働時間を低下させている。一方男性は，家庭選好の変化が労働時間の増加に影響していることがわかる。

次に本人の属性を投入したモデル2の推定結果をみる。まず女性に着目すると，モデル1ではみられていた選好の効果がみられなくなっている。代わりに結婚することと同居子ども人数の変化が有意に負の関連をもっている。一方男性は女性と同様な結婚や出産による労働時間の変化はみられない。モデル2の結果から，女性の労働時間の変化は結婚・出産の影響が大きいことが示された。それをふまえて結婚したことの効果を配偶者の情報を投入したモデル3を用いてもう少し詳細にみていく。具体的には，女性就業を規定する要因としてよく検討される，夫の収入や労働時間，家事参加について検討する。

モデル3の女性の結果をみると，夫の収入や労働時間は女性の労働時間の変化に対して有意な関連をもっていないことが示されている。唯一家事頻度の比だけが正の関連をもっている。配偶者の情報が投入されてもなお，同居子ども人数が負の関連をもっている。興味深いのは，既婚ケースに限定した場合には，家庭選好が「重要ではない」に比べ「重要」になった場合に労働時間に負の関連をもつ。つまり既婚女性は，家庭の重要性が変化することと就業行動の変化が関連している。

表 10 労働時間の変化に関する固定効果モデル

	model1		model2		model3	
	女性	男性	女性	男性	既婚女性	既婚男性
	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)	Coef. (S.E.)
家庭選好 (ref.重要ではない)						
少し重要	-0.143 (0.177)	0.181 (0.188)	0.234 (0.179)	0.185 (0.189)	-0.583 (0.368)	0.455 (0.663)
重要	-0.483** (0.187)	0.391** (0.188)	0.069 (0.185)	0.394** (0.190)	-0.699* (0.375)	0.492 (0.640)
仕事選好 (ref.重要ではない)						
少し重要	0.164* (0.098)	0.051 (0.126)	0.054 (0.092)	0.047 (0.126)	0.082 (0.113)	-0.296* (0.153)
重要	0.506*** (0.151)	0.022 (0.146)	0.229 (0.140)	0.014 (0.146)	-0.058 (0.192)	-0.372** (0.180)
親同居(=1)			0.097 (0.127)	-0.278** (0.130)	-0.132 (0.179)	0.050 (0.170)
同居子ども人数			-1.064*** (0.108)	-0.011 (0.074)	-0.495*** (0.130)	-0.062 (0.106)
住宅ローン支払い(=1)			0.123 (0.088)	0.026 (0.098)	0.180* (0.103)	-0.047 (0.109)
有配偶(=1)			-2.798*** (0.211)	-0.054 (0.164)		
未就学児(=1)					-0.156 (0.142)	0.159 (0.113)
配偶者労働時間					0.015 (0.028)	0.058** (0.023)
配偶者収入(対数)					-0.128 (0.106)	-0.058* (0.032)
家事分担(夫/妻)					1.240*** (0.374)	-1.290*** (0.310)
夫婦時間					-0.043 (0.027)	-0.101*** (0.028)
wave3ダミー	-0.071 (0.079)	0.071 (0.075)	0.234*** (0.075)	0.062 (0.076)	0.523*** (0.115)	-0.241** (0.097)
wave5ダミー	-0.029 (0.090)	0.049 (0.077)	0.539*** (0.086)	0.033 (0.082)	1.035*** (0.131)	-0.127 (0.107)
wave7ダミー	-0.043 (0.097)	0.162** (0.076)	0.740*** (0.096)	0.107 (0.087)	1.435*** (0.155)	-0.140 (0.119)
Constant	5.894*** (0.185)	8.703*** (0.205)	7.822*** (0.235)	8.859*** (0.231)	5.319*** (0.832)	11.142*** (0.764)
Observations	7,704	6,612	7,704	6,612	3,545	2,641
R-squared	0.006	0.003	0.124	0.005	0.106	0.048
Number of individuals	2,820	2,581	2,820	2,581	1,425	1,114

(注) ***p<.01, **p<.05, *p<.10, S.E.はクラスター標準誤差

5. 考察

本研究では、女性の就業行動のメカニズムを解明するために、個人の選好の変動に着目し、その規定要因と就業行動との関連を検討した。はじめに行なった選好の規定要因の分析からは、選好の変化には結婚の影響が大きいことが明らかとなった。結婚が選好に及ぼす影響の仕方は男女で異なっており、女性については、家庭選好に対しては正の関連がみられた一方で、仕事選好に対しては負の関連がみられた。この結果は性別役割分業が結婚によって変

容すると示した橋本（2013）の知見と整合的であった。他方男性については、結婚の効果は家庭選好のみに正の関連がみられたが、仕事選好には影響がなかった。

次に選好の変化が実際の就業行動の変化に影響を及ぼすかどうかの分析からは、実際の結婚や出産というイベントによって労働時間が減少していた。しかし既婚女性に限れば、家庭選好が高まることで労働時間が低下していた。

以上の分析結果から、「結婚」することによって女性のみが仕事の重要度を低下させていることが明らかとなった。さらに結婚後の女性の就業行動の抑制には、自身の仕事の重要度が低下したことは影響せず、家庭の重要度が高まることのみが影響している。日本女性にとって「結婚」＝「家庭において妻の役割を果たし、幸せな家庭を築く」という伝統的なイメージが根強く張り付いていることが想定される。近年、女性の活躍が求められ、性別役割分業意識に対しては男女平等的な意見を支持する割合が増加している。しかし、「結婚」すると、夫が外で働き妻は家庭の家事育児に専念するという伝統的な家族像や、妻は出産を機に退職するというライフコース像に縛られ、仮に働くとしても「家庭役割に支障をきたさない」ように就業を調整する姿が浮かび上がってきた。

最後に今後の課題について述べる。1点目は、結婚による選好の変化の特徴を明らかにすることである。今回の分析モデルでは、結婚による変化が継続するのか一時的な変化なのかまでは捉えることができていない。仮に仕事選好が結婚数年後に高まり、その結果として再就職する傾向があるのかどうか、といったさらにライフコースが進んだ段階での検討を行うことが可能である。これに対しては、選好の変化について成長曲線モデルを適用することによって克服することが可能である。2点目は、性別役割意識や3歳児神話などの他の意識変数との関連の解明である。自身の仕事は大事であるが、子どもが小さい頃には自分自身で子育てに専念したいといった意識間の関連を *cross lagged model* を用いて詳細に検討する必要がある。更に選好と行動の同時決定的な変化を考慮することも可能である。

[注]

- 1) 世帯で住宅ローンがある場合でも回答者本人は支払わず配偶者のみが支払っている場合には「いいえ」の回答となるため、厳密には世帯のローンの有無を示す変数ではない。

[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) wave1-7, 2007-2013」「東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) wave1-7, 2007-2013」(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。また、2017年3月27日(月)に開催された「2016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、コメンテーターの脇田彩先生から有益なコメントを得た。また報告書について東京大学社会科学研究所准教授

石田賢示先生より適切な助言を受けた。記して感謝申し上げます。

[参考文献]

- Crompton, R. , 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 21st Century: Preference Theory*, Oxford, Oxford University Press.
- 濱田知子, 2001, 「高学歴女性の職業とライフコース」脇坂明・富田安信編『大卒女性の働き方-女性が仕事をつづけるとき, やめるとき』日本労働研究機構, 195-213.
- 橋本摂子, 2013, 「結婚による性別役割意識の変容——東大社研パネル調査 (JLPS)の分析(6)」『第86回日本社会学会要旨』.
- 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, 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.
- Lewis, J. , 2008, “Children Policies and the Politics of Choice, ” *Political Quarterly*, 79: 499-507.
- McRae, S. , 2003, “Constraints and Choices in Mothers' Employment careers: a Consideration of Hakim's Preference Theory, ” *The British Journal of Sociology*, 54(3): 317-338.
- 村松幹子, 2000, 「女子学生のライフコース展望とその変動」『教育社会学研究集』66: 137-155.
- 内閣府, 2008, 『平成20年版 少子化社会白書』
- 中澤渉, 2007, 「性別役割分業意識の日英比較と変動要因——British Household Panel Surveyを用いて」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 (3) .
- 西川真規子, 2001, 「高学歴女性と継続就労——就労選好と就労行動の関係を探る」脇坂明・富田安信編『大卒女性の働き方-女性が仕事をつづけるとき, やめるとき』日本労働研究機構, 83-100.
- 脇坂明, 1997, 「コース別人事制度と女性労働」中馬弘之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, 243-278.

失業や非正規雇用の主観的 Well-Being に対する非経済的影響 —— 従業上の地位の変化パターンに注目した分析から ——

橋爪 裕人

(公益財団法人たばこ総合研究センター)

本稿では従業上の地位と主観的 Well-Being の関係性について、従業上の地位の変化の向きや移動経路、非移動時を区別することによって、失業や非正規雇用になることが主観的 Well-Being に与える非経済的效果についての検討を行った。

有田伸 (2013) を参考に、一階差分モデルによって分析を行った結果、男性において正規→失業という移動で主観的 Well-Being が低下するにもかかわらず、その逆の移動によっては上昇も下降もしなかった。男性が非正規を二時点にわたって継続することも主観的 Well-Being の低下と結びついていた。一方女性においては、失業→正規という移動においてのみ主観的 Well-Being の改善が見られた。これらの効果は、個人収入などの経済的条件の変化を統制したうえでの効果であり、非経済的な影響といえるものであった。

このような関連が出た背景には、成人男性は働いていることが当然といった、社会的な期待とのギャップによる (セルフ) スティグマの存在が示唆された。

1. 雇用流動化社会における主観的 Well-Being

現代の日本社会においては雇用が流動化しているとしばしばいわれている。1990 年代初頭のバブル経済崩壊以降、リストラという言葉が流行した¹⁾ ことに象徴されるように、従来の安定した日本型雇用慣行はかつての安定性を失っているように思われる。図 1 は総務省統計局が行っている労働力調査の結果から、雇用者に占める非正規雇用率の推移をグラフ化したものである。図には平成期の推移について示しているが、バブル経済崩壊の直前にあたる平成元年 (1989 年) には 19.1%であったのが、直近の平成 28 年 (2016 年) には 37.5%にまで上昇している (総務省統計局 2017)。特に労働者派遣法の改正²⁾ が行われた 1996 年以降、グラフの傾きは大きくなっていることが見てとれる。

非正規で働く人の数が増えたことだけが問題となっているわけではない。非正規雇用で働いていると人的資本が蓄積されず (小杉 2004)、また一度フリーターになるとその後もフリーターを継続する傾向があることが指摘される (太郎丸編 2006) など、非正規での労働はその後正規の職にステップアップするための踏み台とはなっておらず、むしろ正規と非正規の格差が明確になっている。近年では、ワーキングプア³⁾ や派遣切りなどの問題として社会的にも表面化し、多くの注目を集める事態となっている。これらの諸問題に対して、社会学では伝統的に階級・階層論や貧困にかかわる研究が盛んに行われてきたことは今更論を待たない。しかし、この失業や非正規といった雇用の流動化・不安定化という事態に対

して、客観的な貧困や格差だけが問題なのだろうか。むしろ、客観的に貧困とは認識されないような人々であっても、不安定で流動的な労働市場によって心理的な抑圧を受けるのであればそれも重要な問題である。

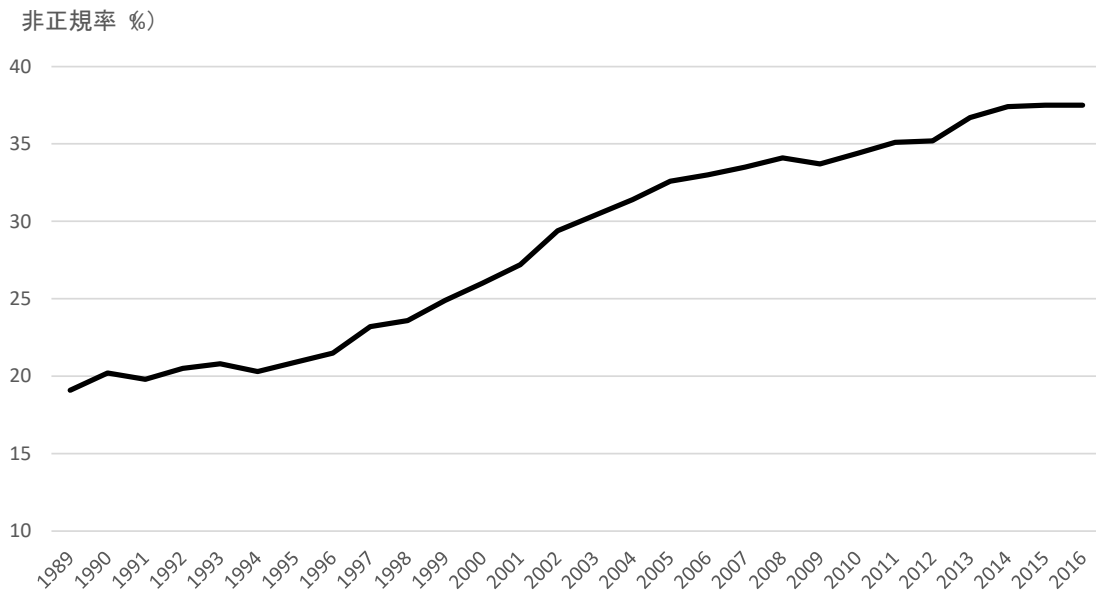


図1 平成期の雇用者に占める非正規の割合 (『労働力調査』より作成)

このような問題に対しては、主観的 Well-Being に関する研究がこれまでアプローチを行ってきた。主観的 Well-Being とは人生や生活に対する主観的な評価のことを意味しており、幸福感や生活満足度といった指標で測定されるものである。それでは、失業や非正規といった雇用に関する諸問題と主観的 Well-Being の関係はどのように扱われてきたのだろうか。

2. 従業上の地位と主観的 Well-Being の関連

2.1 所得と主観的 Well-Being, そして失業者と主観的 Well-Being へ

仕事と主観的 Well-Being, なかでも失業と主観的 Well-Being の関係性については多くの先行研究⁴⁾が関心を寄せるところであった。そもそも主観的 Well-Being の研究にこれほど注目が集まるようになったきっかけは、1974年にR.イースタリンが発表した Easterlin's Paradox と呼ばれる経済成長と主観的 Well-Being の間の不可思議な関係(無関係)であった。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)が相関しないことを実証的に示したのであった (Easterlin 1974)。Easterlin's Paradox は多くの経済学者に衝撃を与え、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、アメリカや西欧諸国などの先進国におけるこれ以上の経済成長は幸福の増大に結びつかないのか、と多く

の研究者の関心を集めた。彼らの研究関心は国の経済成長だけにとどまらず、個人間の経済力の差、つまり社会が豊かになることではなく豊かな個人とそうではない個人の間で主観的 Well-Being に差があるのか、というところにまで広がっていった。また、個人レベルでの経済力の効果を検証するにあたり、多くの個人の特徴についても同時に検討されるようになった。失業というイベントは、個人にとって経済力を失う非常に重大なイベントとして、主観的 Well-Being 研究の文脈においては重要視されてきた。

これまでも数多くの先行研究において、失業者の主観的 Well-Being は有職者に比べて低いことが確認されている (Clark and Oswald 1994; Frey and Stutzer 2002=2005; 大竹ほか 2010)。また、自営業やパートの主観的 Well-Being は失業者よりは高いものの、その他の被雇用者や非労働力に比べると低いことも明らかになっている (佐野・大竹 2010)。一般的な傾向として、パートタイムのような不安定で周辺の労働者とみなされる人々や失業者は主観的 Well-Being が低いということが、日本でも欧米諸国においても共通してみられるのである。

2.2 パネルデータを用いた失業と主観的 Well-Being の関連性の検討

失業の効果について、クロスセクショナルなデータの分析では失業したことと主観的 Well-Being が低いことに直接関連があるのか、それとも失業しやすく主観的 Well-Being も低くなりやすい様な、例えば後ろ向きな性格であったり、落ち込みやすい性格であったりといった個人個人の性格特性のようなものが影響しているのか判断ができなかった。そこで欧米を中心として、従業上の地位、特に失業と主観的 Well-Being の関係性についてパネルデータを用いた研究が行われてきた。それらの研究においても、失業することは主観的 Well-Being を低下させることが確認されている (Winkelmann and Winkelmann 1998; Hurd, Rohwedder and Tassot 2014)。また、筆者も JLPS パネルデータの wave1~6 を用いた分析によって、正規・非正規・自営・失業といった従業上の地位と主観的 Well-Being の関係性についての分析を行い、特に有職者の中において正規を基準カテゴリとしたときに、非正規になると主観的 Well-Being が低下することを明らかにしている (橋爪 2016)。

しかし、日本において失業と主観的 Well-Being の関係性についてパネルデータを用いて分析した例はあまり見られない。パネルデータを用いて主観的 well-Being を分析対象としたものとしては、脇田彩 (2014)、色川卓男 (1999)、浦川邦夫・松浦司 (2007)、戸田淳仁 (2012) の研究が挙げられるが、これらの研究においては分析対象が若年女性に限定されていたり、注目する独立変数が結婚や所得に関する事柄であったりと、本稿において注目している従業上の地位と主観的 Well-Being という問題関心とは異なる関心に基づく研究である。そのような現状を鑑みれば、まだまだ失業や非正規といった従業上の地位と主観的 Well-Being の関係性について、パネルデータを用いた研究の蓄積が必要である。その中でも、本稿の目的は失業や非正規雇用になることによる主観的 Well-Being が低下する (ことが確認できるならば)、その原因は何かということである。

3. 失業の非経済的な影響

3.1 所得の減少と失業の効果-非経済的な影響とは

前節において失業や非正規といった従業上の地位と主観的 Well-Being の関係性についてこれまで多くの研究において検討されてきたことを確認した。それらの研究においては、失業することや非正規で働くことと主観的 Well-Being が低いことの間には関連があることがたびたび明らかにされてきた。このような研究が積み重ねられてきた背景には、そもそも主観的 Well-Being についての研究においては、所得との関連に対する注目があつた。そして、失業は所得を大きく減少させるライフイベントである。そのことから、失業によって主観的 Well-Being が低下するのか、そしてその低下は所得が減少することが原因といえるのか、という問いがこれまで繰り返し問われてきたのである。研究の結果、失業による主観的 Well-Being の低下のうち、収入が激減する（雇用保険が無ければゼロになる）ことによる効果はおおよそ 1/3 ほどでしかないというのである（Frey and Stutzer 2002=2005）。つまり、失業の効果のうち、非経済的な要因による部分が 2/3 を占めるというのである。

また、同様のことをパネルデータで検証したのが C.ヤング (2012) である。ヤング (2012) は失業したことによる主観的 Well-Being の低下と、再就職した時のその回復を比較して、再就職を果たしたとしても主観的 Well-Being は部分的にしか回復せず、失業した経験が傷跡効果 (Scar Effect もしくは Scarring Effect) としてその後も残ると指摘している。ヤング (2012) によると失業していることは「価値がなく、不完全な労働者」であるという周囲の評価 (明示されるにせよ、暗黙の了解とされるにせよ) を招き、そうした評価を失業者自身が内面化することにより主観的 Well-Being が低下するという。そうして内面化されたラベルはその後も残り続けるために Scar として持続的な効果を生むのだという。この Scar Effect (Scarring Effect) の概念は E.ゴッフマンのスティグマについての理論をそのバックボーンとしているが、詳細は分析結果と併せて後で議論する。

なお、欧米においてはこれ以外にも Scar Effect についての検討をした先行研究が存在しているが、その結果は過去の失業経験が主観的 Well-Being に対して負の効果を持っていたとするものや (Falk and Knell 2000; Clark, Georgellis and Sanfey 2001)、失業直後に主観的 Well-Being は低下するものの、Scar Effect は確認できなかったとするものなど (Hurd, Rohwedder and Tassot 2014) 必ずしも一定しているわけではない。日本においては大竹文雄 (2004) が行った研究が数少ない例であり、5年以内の失業経験が主観的 Well-Being に対して負の効果をもっていることを確認している。しかし、日本においてパネルデータを用いて失業に伴う非経済的な要因の影響について Scar Effect の存在をその射程に含めながら研究を行っている例は管見の限りではあるが見られず、欧米においても効果が一定しないなど研究の蓄積が望まれる領域である。

Scar Effect のほかにも、失業や非正規と主観的 Well-Being が関連している原因について述

べている先行研究を取り上げておく。まず J.ヘリウェル (2003) は失業と主観的 Well-Being の関係性について分析しており、失業によって主観的 Well-Being が低下する理由として、所得の減少よりもむしろ自尊心、生きがいややりがいを失うことにあるのではないかと述べている。さらに、仕事をしていることが強く社会的規範として機能している国・地域において、失業がより大きなダメージとなることを指摘するものもある (Frey and Stutzer 2002=2005)。これらについてここで詳しく議論することはせず、分析結果を確認したのちに詳細な議論を試みることにする。

また、非正規雇用と主観的 Well-Being の関係性については、いまだ失業以上に研究蓄積が少なく、特にその非経済的な要因による影響があるのかどうかという点さえもそれほど明確にはなっていない。これは、欧米と日本では非正規雇用のありかた自体が (法制度も含めて) 異なる部分が大きく、また非正規雇用に内在する問題の質自体も異なるものであるということも考えられる。少なくとも労働市場が流動化し、非正規雇用で働く人びとが増大している昨今の状況を省みれば、日本において非正規雇用と主観的 Well-Being の関係性は失業との関係性と同様に重要なものとして取り上げてしかるべきであると考えている。

3.2 問題の所在とリサーチクエスチョン

ここまで、失業と主観的 Well-Being の関係性を中心に先行研究で積み上げられてきた知見について整理した。これらと、現代日本社会の状況から本稿で取り上げる問題の所在について述べる。まずは繰り返し述べているが、現代日本社会において雇用の流動化が進んでいることが指摘される。このように労働市場が流動化した社会状況において、職業的地位の個人内変動が主観的 Well-Being に与える影響を検討することが必要である。また、欧米の先行研究を中心として、一度職を失った者が再び職を得た場合でも、主観的 Well-Being は完全には回復しないという議論がなされている (Scar Effect) が、このような現象は日本においても成り立つのだろうか。まだまだ研究蓄積が少ないので、さらなる研究が求められている。

ところで、これまでの先行研究においてはそれほど重視されていなかったが、日本社会においてこれらの問題を考える際にはある重要な論点がいまだに考慮されていない。それは、男女で異なる労働慣行である。日本では特に戦後、大企業の正規従業者に関して、新規学卒一括採用、長期雇用、OJT (On the Job Training=入職後に実務を経験しながら訓練を受ける) といった特徴がみられ (佐藤・佐藤 2012)、入職から定年まで長期的に安定したキャリアを積むとされていた。しかしこれは男性のしかも大企業正規雇用においてのみあてはまる言説であり、特に女性においては男性とは大きく異なる労働慣行が今なお維持されているのである。女性は結婚や出産を機に一度労働市場から退出し、子供の成長とともに非正規雇用 (パート従業員) として労働市場に復帰する結果として、労働力率がいわゆる M 字カーブを描くことが知られている。このように男女で労働慣行が異なるために、非正規雇用の意味合

いは男女で大きく異なる。また、失業においても男性が職を失って新たな仕事を探している「失業」と、結婚や出産によって一度労働市場から（必ずしも自発的とは言えないのかもしれないが）退出した女性が、子供の成長に伴って家計補助的な意味合いでパートの仕事を探している場合の「失業」ではその内実が大きく異なる。それでも、測定上は現在仕事をしておらず、仕事を探していることから一様に失業者にカテゴライズされてしまうのである。よって、この男女で異なる労働慣行を加味し、男女別の分析を行ってその結果を比較することもまた必要であると考えられる。

これらを踏まえて、リサーチクエスチョンは以下のようにまとめられるだろう。まず、従業上の地位が変化することによって、主観的 Well-Being は変化するのか。特に、労働市場の流動化といった現象を鑑みて、失業や非正規といった労働市場における不利な層に着目する。次に、欧米の先行研究でも議論されているように、失業（や非正規）から正規の職を得た場合でも主観的 Well-Being は完全には回復しないのか。つまり、正規→失業と失業→正規では主観的 Well-Being の変化の仕方が非対称になっているのかということになる。最後に、従業上の地位の変化による主観的 Well-Being の変化の仕方は、男女で異なっているのか。それは日本における労働慣行の男女差を反映したものであるのか。これらのリサーチクエスチョンを明らかにするためのデータや変数、方法論、実際の作業仮説については次節において述べる。

4. データと変数, 分析モデル

4.1 使用するデータと変数

本稿の分析に用いるのは、東京大学社会科学研究所が行った「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）から wave7（2013年）の7時点分のデータである。なお wave5 から新たに追加されたサンプルも分析に含めている。ただし、後述する一階差分モデルを用いた分析においては時点 t と時点 $t-1$ の差分をとり、従属変数の差分を独立変数の差分に回帰させるという方法をとることから各 wave の1年前、つまり前の wave の情報が必要となる。そのため、例えば wave3 に回答していても、偶然 wave2 に回答していなければ当該サンプルは分析から除外されてしまうという分析上の困難を伴っている。また、wave1 の前年度については、調査票から情報が読み取れないため分析に加えることはできず、wave2 の前年度の情報としてのみ用いている。

従属変数として用いるのは、主観的 Well-Being の代表的な指標として、多くの先行研究でも用いられている「生活満足度」である。JLPS 若年・壮年パネル調査においては「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。この「生活全般」についての満足度が本稿で用いる項目であり、「生活満足度」の最も一般的な尋ね方である。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となるようにそれぞれ整数値の得点を与えている。

最も重要な独立変数は従業上の地位を表すカテゴリカル変数である。これは現在の働き方を尋ねる質問項目を基に作成された変数であり、「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」、「請負社員」と「内職」を非正規に、そして現在働いていない人のうち仕事を探しているひとを失業にリコードした。本稿においては労働市場の流動化によって、正規・非正規・失業といった労働市場における立場が安定的なものではなくなったことを問題の背景としている。そのため仕事を探していない無業者（学生や専業主婦が多く含まれる）や、労働市場における労働力と賃金の交換関係からやや距離を置いた地位にある自営業は、本稿の関心の外にあるため分析からは除外している。

なお、日本社会において女性は結婚や出産を機に一度労働市場から退出し、専業主婦つまり本稿でいうところの無業者になったのち、もう一度主に非正規雇用として労働市場に戻るというライフコースをたどる人が多くみられることが知られている。そのため、正規・非正規といった従業上の地位を主たる関心変数として扱う本稿においては、男女別の分析を行うこととする。

次に統制変数について確認する。重要な統制変数としてはまず経済力が挙げられる。多くの先行研究において失業の効果を検討した理由が、経済的な損失以上の意味が失業にはあるのかという点にあったからである。本稿で用いる JLPS 若年壮年パネルにおける経済力の指標は個人収入とする。収入の減少をコントロールしたうえで失業や非正規と主観的 Well-Being の関係性を検討することが必要であるため、世帯収入は本稿の分析では用いない。また、個人収入は選択肢のカテゴリ代表値を実数として与え、100万円単位となるように計算した。後述する一階差分モデルの分析において、時点間の個人収入の差分をとることから対数化は行わない。また、同様に経済的な豊かさ（ただし失業したり非正規になったりしてもさほど変化はないと考えられる）を表す変数として、資産額を用いる。資産額についても個人収入と同様に100万円単位に換算している。

経済的な要因と同様に従業上の地位の変化に伴って変化する可能性がある（もしくはその原因となりえる）統制変数に主観的健康と不安感がある。主観的健康は自分自身の健康状態についてどう感じるかをたずね、「とても良い」から「悪い」までの5段階で回答を求めたものについて、1～5の数値を与え、数字が大きいほど自身の健康状態をよと感じていることを表すように操作化した。一方、不安感とは質問紙上において「社会でうまくやっていけるか不安だ」という項目にたいする賛否をたずねるものである。質問の文に対して「とてもあてはまる」から「まったくあてはまらない」までの4段階でたずねられたものを、これもあてはまる、つまり不安感が大きいほど数値が大きくなるように1～4の値をそれぞれ

与えたものである。質問文からもわかるように、社会に適応できるのか、社会の中でまっとうに生活できるのかといったことに対する不安をたずねる内容になっている。

その他の統制変数としては、1日当たりの労働時間、配偶者がいる場合に1をとる配偶者ありダミー、持ち家に住んでいる場合に1をとる持ち家ダミー、そして各時点 t を表す wave ダミーを用いている。

4.2 従業上の地位の変化パターンとパラメータ上の区別

本稿においては、従業上の地位の変化パターンを区別した分析を行う。具体的には、従業上の地位を正規・非正規・失業の3カテゴリに分類するのだが、時点 $t-1$ と時点 t の従業上の地位の組み合わせによって、正規→正規、正規→非正規、正規→失業、非正規→正規、非正規→非正規、非正規→失業、失業→正規、失業→非正規、失業→失業の9パターンに分類することができる。通常の固定効果モデルにおいて従業上の地位による従属変数の値の違いを検討しようとする場合、例えば正規を基準カテゴリとして非正規ダミーと失業ダミーを投入するという方法が用いられる。この方法では、観測されない異質性を除外することはできているものの、正規→失業と失業→正規による従属変数に与える影響の大きさは同じであると仮定している。しかし本稿においては失業や非正規雇用と主観的 Well-Being の間の不均衡な関連を明らかにすることが目的であるため、正規→失業と失業→正規の効果を異なるパラメータによって表現したい。このときに参考になるのが有田伸（2013）の論文である。有田はカテゴリカルな独立変数を用いた固定効果モデルにおいて、その効果に3つの前提が置かれていることを明らかにしている。それは、①変化の向きが異なってもその効果の程度（効果の絶対値）は等しく②変化とその効果は任意に分割/合併が可能である（経路にかかわらず効果は一定である）③非変化時の状態が異なってもその効果は等しいということであった（有田 2013）。つまり、正規→非正規と非正規→正規の効果の絶対値は等しく、非正規→自営は非正規→正規と正規→自営の効果の和によって（数学におけるベクトル計算のように）表現でき、正規→正規と非正規→非正規はともに非移動であるため効果は等しいというのである。有田はこのような仮定を緩め、上記の3つの前提を置かない分析モデルを提案している（有田 2013）。本稿では、有田の分析モデルに倣い、従業上の地位の変化に詳細なパラメータを設定する。

まず、第1段階として通常のダミー変数を用いる。本稿においては非正規ダミー（ $\beta 1$ ）と失業ダミー（ $\beta 2$ ）である。ただし、詳細は後述するが本稿においては2時点（時点 $t-1$ と時点 t ）における変数の差分をとって線形回帰分析にかける。そのためここで非正規ダミーと言っているものは、時点 t の失業ダミーから時点 $t-1$ の失業ダミーを引いた値である。そのため時点 t において非正規で、時点 $t-1$ でそうではなかった場合、1-0より1をとる。逆に時点 t では非正規でないが、時点 $t-1$ においては非正規だった場合、0-1より-1をとることになる。

表 4.1 各モデルで推計するパラメータの整理

model1			model3				
t-1 \ t	正規	非正規	失業	t-1 \ t	正規	非正規	失業
正規	0	β_1	β_2	正規	0	$\beta_1 + \gamma_1$	$\beta_2 + \gamma_2$
非正規	$-\beta_1$	0	$-\beta_1 + \beta_2$	非正規	$-\beta_1$	0	$-\beta_1 + \beta_2 + \gamma_2 + \zeta_2$
失業	$-\beta_2$	$\beta_1 - \beta_2$	0	失業	$-\beta_2$	$\beta_1 - \beta_2 + \gamma_1 + \zeta_1$	0

model2			model4				
t-1 \ t	正規	非正規	失業	t-1 \ t	正規	非正規	失業
正規	0	$\beta_1 + \gamma_1$	$\beta_2 + \gamma_2$	正規	0	$\beta_1 + \gamma_1$	$\beta_2 + \gamma_2$
非正規	$-\beta_1$	0	$-\beta_1 + \beta_2 + \gamma_2$	非正規	$-\beta_1$	η_1	$-\beta_1 + \beta_2 + \gamma_2 + \zeta_2$
失業	$-\beta_2$	$\beta_1 - \beta_2 + \gamma_1$	0	失業	$-\beta_2$	$\beta_1 - \beta_2 + \gamma_1 + \zeta_1$	η_2

次に、正規→非正規という変化の持つ効果が、非正規→正規の効果の符号を反転させた値とどれほど離れているかを示すパラメータ (γ_1) と、正規→失業の場合の同様のパラメータ (γ_2) を設定する。それぞれ移動した先が非正規であるダミーと失業であるダミーで表現される。つまり、例えば移動先が失業であるダミーの場合、正規→失業と非正規→失業のパターンであれば1をとることになる。

第3段階として、失業→非正規が失業→正規と正規→非正規の効果の和から乖離している程度を示すパラメータ (ζ_1) と、同様に非正規→失業が非正規→正規と正規→失業の効果の和から乖離している程度を示すパラメータ (ζ_2) をそれぞれ設定する。具体的には ζ_1 を失業→非正規という移動をした人のみ1、ほかの人は全て0をとるダミー変数、 ζ_2 を同様に非正規→失業という移動をした人のみ1をとるダミー変数でそれぞれ表現する。

最後に第4段階として非移動の区別を行う。非正規→非正規という非移動者が1をとるダミー変数 (η_1) と、失業→失業という非移動者が1をとるダミー変数 (η_2) をそれぞれ設定する (表 4.1)。

4.3 分析方法と分析モデルの提示

ここまで確認してきた従属変数と独立変数、並びに統制変数を用いて非正規や失業とい

った従業上の地位の変化パターンが主観的 Well-Being に与える影響について分析するが、ここで用いるのは一回差分モデルを用いた線形回帰分析である。有田（2013）に倣って従業上の地位の変化パターンを区別しているため、2時点（時点 t-1 と時点 t）における変数の差をとって、従属変数の差を独立変数の差に回帰させる一階差分モデルを用いる。本稿においては従属変数が5段階の選択肢で尋ねられている生活満足度の差分をとっているため、-4 から+4 までの整数値をとることになる。よって、線形回帰モデルに当てはめて分析を行う。通常パネルデータの分析において多く用いられる固定効果モデルは、あくまで発想の起点が通常の回帰分析と同様に、ある時点の従属変数の水準を同じ時点の独立変数の水準によって説明するということにある。従属変数の水準を説明するにあたり、パネルデータの特徴を生かして観測されない異質性を取り除いたものが固定効果モデルであると言えるので、そもそも変化を説明しようという一階差分モデルを用いる場合には、観測されない異質性を除去するための分析という、固定効果モデルを用いる場合のメリットとしてよく語られる点についてはその意図はないということになる。しかし、変化のパターンを詳細に区分した分析を行えるという点は、この分析方法の大きなメリットであり本稿の関心に照らしても一階差分モデルの適用は妥当であり必要であると考えられる。

分析に際しては、従業上の地位の変化パターンのうちどの部分に差があり、どの部分には差がないのかを明らかにするために、前項において設定した各パラメータを順次投入し、モデル間比較を行うことによって、最も適切な効果の区分の仕方を明らかにする。まず、モデル1においては $\beta 1$ と $\beta 2$ （非正規ダミーと失業ダミーそれぞれについての2時点での差分）と統制変数を投入する。モデル2においては $\gamma 1$ と $\gamma 2$ （移動先が非正規と移動先が失業の各ダミー）をモデル1に加える。モデル3ではモデル2に加えて、 $\zeta 1$ と $\zeta 2$ （失業→非正規ダミーと非正規→失業ダミー）を投入する。最後のモデル4ではモデル3に加えて、 $\eta 1$ と $\eta 2$ （非正規非移動ダミーと失業非移動ダミー）を投入する⁵⁾。そして、男女それぞれについてモデル1から4までをそれぞれ推定し、AIC 情報量基準によって最適モデルを検討する。

4.4 作業仮説の整理

先ほど述べたリサーチクエスチョンに従って、作業仮説を整理しておこう。まず第1にはそもそも従業上の地位の変化の向きやパターンによって、主観的 Well-Being の変化の仕方は異なっているのか確認する必要がある。本稿の分析においては、先述のモデル1~4のうち最適モデルは何であるのか、男女それぞれについて検討することによってこの確認を行う。従業上の地位の変化の向きやパターンによって主観的 Well-Being の変化の仕方が異なるのであれば、①最適モデルはモデル2~4のいずれかになるはずである。

次に欧米における先行研究によって検討されていた、失業の非経済的な影響に関する部分である。本稿においては統制変数として個人収入や財産といった経済的要因を投入して

もなお、②（正規から）失業へと移動することによる主観的 Well-Being の低下の方が、失業から（正規に）回復することによる主観的 Well-Being の上昇よりも効果が大きいといえるのかどうかを検討する。つまり、モデル2以降が最適モデルとして採択されたうえで、パラメータ γ_2 が有意であり、正規→失業の方が失業→正規よりも係数の絶対値が大きいと判断できるかどうかを検討するのである。同様に、非正規になることについても失業と同様の効果が確認できるのかを検討する。③正規→非正規の方が非正規→正規よりも係数の絶対値が大きく、正規→非正規において主観的 Well-Being が低下するのか確認する。ただし、この非正規に関する効果は男性にしか見られないのではないかと考えられる。その原因が日本の労働市場にいまだに根強く残っている、男女での雇用慣行やライフコースにおける労働市場とのかかわり方の違いである。

このことは、非正規と失業の間の差にも表れると考えられる。つまり特にライフコースの後半において女性は非正規雇用の仕事に従事することが多く、非正規雇用であることが男性と同じようにネガティブな意味付けを持つとは考えにくい。それゆえ④男性においては非正規失業間の異動に際して主観的 Well-Being が変化するのに対して、⑤女性においてはそのような変化が見られないと予想されるのである。同様のことは、非移動者についても起こりうる。主観的 Well-Being に対する失業や非正規であることの非経済的な影響があるのであれば、それは非正規や失業状態のまま変化がなかったとしてもそのような悪影響は蓄積しうる。経済的な要因のみであれば、従業上の地位が変化しなければ経済状態もそれほど変化するとは考えられず、主観的 Well-Being に対してそれほど影響はないと考えられる。しかし、欧米で言及されている Scar Effect の様に失業経験（または非正規の経験）が傷跡になるのであれば、その期間が継続することで、ますます傷は深くなると考えられる。そのため、⑥失業を継続することは主観的 Well-Being を低下させると考えられるが、⑦非正規を継続することは、男女のライフコースの差異から考えて、男性においてのみ主観的 Well-Being を低下させると考えられる。以上の作業仮説を踏まえて、次項においてははいよいよ分析結果について記述する。

5. 変化パターンを考慮した一階差分モデルによる分析結果

5.1 男性についての分析

まず、男性から分析を行う。分析に用いたのは時点 $t-1$ と時点 t において、分析に用いるすべての変数に対して有効回答のあった 4502 ケースであった。その中には、調査時点を異にする、同一個人も含まれているが、分析可能なケースを最大化し、できる限り多くの変化パターンを分析に取り入れるためそのまま可能な限りのケースを用いている⁶⁾。4502 ケースに含まれることなる個人は 1445 人であった。

表 5.1 一階差分モデルによる分析結果（男性）

N=4502	model1	model2	model3	model4
非正規ダミー(β_1)	-.016	-.115	-.133	-.131
失業ダミー(β_2)	-.186 +	-.162	-.016	-.012
労働時間/日	.000	.001	.001	.001
個人収入	-.003	-.002	-.002	-.002
資産	.003 **	.003 **	.003 **	.003 **
配偶者	.231 **	.233 **	.233 **	.234 **
持ち家	.027	.028	.029	.029
健康	.108 ***	.108 ***	.108 ***	.107 ***
不安感	-.109 ***	-.110 ***	-.110 ***	-.109 ***
wave3	.291 ***	.290 ***	.292 ***	.292 ***
wave4	.000	.000	.001	-.001
wave5	.120 **	.120 **	.121 **	.119 **
wave6	.116 **	.118 **	.117 **	.117 **
wave7	.048	.050	.051	.050
移動to非正規(γ_1)		.222	.158	.154
移動to失業(γ_2)		-.011	-.113	-.116
直接失to非(ζ_1)			.400	.402
直接非to失(ζ_2)			-.167	-.165
非正規非移動(η_1)				-.044
失業非移動(η_2)				.377
_cons	-.097 **	-.102 **	-.102 **	-.099 **
R-seq	.039	.040	.040	.041
AIC	11133.89	11135.12	11136.26	11137.22

legend:+ p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

男性について時点 t-1 における従属変数の値にかかわらず、すべてのケースを分析した結果、AIC 情報量基準の値から model1 が最適モデルとして採択されることが明らかとなった（表 5.1）。男性の全ケースを用いた分析においては、従業上の地位の変化の向きやパターンによって主観的 Well-Being の変化の仕方は違っていなかった。model1 の分析結果を確認すると、失業ダミーの係数が-.186 と 10%水準ではあるが有意な効果をもっていることが確認できた。従業の地位の変化パターンは考慮しないため、失業状態に陥れば生活満足度は.186 低下し、失業状態から脱すると.186 上昇することを意味する。統制変数の効果についても確認しておく、労働時間と個人収入、持ち家ダミーは有意な効果を持っておらず、資産と配偶者ありダミー、主観的健康が正の有意な効果を持っていた。また不安感は負の有意な効果を持っていた。時点ダミーについては wave3, 5, 6 がそれぞれ有意な正の効果を持っていた。従業上の地位を除く分析結果をまとめると、資産が増えたこと、配偶者を得たこと、健

康状態がよくなったことは、主観的 Well-Being を上昇させていた。そして社会でうまくや
っていけるのかについての不安感が増すと、主観的 Well-Being は低下することがわかった。
また、wave3, 5, 6, においては wave2 時点に比べて主観的 Well-Being が前年よりも上昇し
やすい傾向も明らかになった。ちなみに決定係数 R^2 は.039 とそれほど大きな値にはならな
かった。続いて次項においては、天井効果・床効果の存在を考慮した分析を行う。

5.2 男性について天井効果・床効果を考慮した分析

続いて、天井効果・床効果による影響を考慮した分析を行う。具体的には時点 t-1 におい
て生活満足度が「満足している」もしくは「不満である」と回答しているケース（分析に用
いる値としては 5 と 1）を分析から除く。これによって、すべてのケースが次の時点 t にお
いて生活満足度を上昇させることも下降させることもできる。このような処理をした分析
を行うことによって、天井効果・床効果によって過小推計されていた効果を取り出すことが
できると期待している。

では具体的に分析結果を確認してゆく（表 5.2）。全ケースに対する分析に比べるとケース
数は当然ながら少なくなり、3680 ケースに対して分析を行った。その中に含まれることな
る個人は 1318 人であった。AIC 情報量基準によって最適モデルを検討すると、全ケースの
場合とは異なり model4 が最適モデルであると判断される。従業上の地位の変化の向きによ
って主観的 Well-Being の変化の仕方は異なっており、失業→非正規は失業→正規と正規→
非正規の和によっては表現できず、非移動の区別もするというモデルである。

model4 の分析結果を確認すると、まず非正規ダミー ($\beta 1$) と失業ダミー ($\beta 2$) は有意で
はない。しかし、失業→正規と正規→失業を区別するパラメータである $\gamma 2$ が-.514 と 5%水
準で有意な負の効果を持っていた。失業→正規では主観的 Well-Being に変化はないが、正
規→失業の場合には主観的 Well-Being が低下することを意味している。次に、 $\zeta 1$ が 10%水
準ではあるものの.481 と正の効果をもっていることに着目する。これは失業→非正規とい
う移動経路が失業→正規と正規→非正規の和によっては表現できない固有の意味を持つこ
とを意味している。ただし、係数を計算すると $-.029-.167+(-.133)+.481=.152$ ($-\beta 1-\beta 2+\gamma 1+$
 $\zeta 1$) とそれほど大きな値にはならず、 $\zeta 1$ の有意水準自体も 10%であることから、それほ
どロバストな結果とは言えないものであり、本稿においてもそれほど重視はしていない。そ
して、非移動者の区別について注目すると、非正規で非移動の場合 ($\eta 1$) に係数が-.159 と
1%水準で有意な負の効果をもっていることが確認できた。正規→非正規という移動によっ
て直ちに主観的 Well-Being が低下するわけではない。しかし、非正規を 2 年間継続するこ
とで、個人収入や資産、主観的健康や不安感を統制したうえでもなお、主観的 Well-Being が
低下することが明らかになったのである。

表 5.2 天井効果・床効果を考慮した分析結果（男性）

N=3680	model1	model2	model3	model4
非正規ダミー(β_1)	-.058	-.047	-.040	-.029
失業ダミー(β_2)	-.168	-.012	.150	.167
労働時間/日	.001	.000	.001	.002
個人収入	.000	-.002	-.002	-.002
資産	.002 *	.002 *	.002 *	.002 *
配偶者	.232 **	.234 **	.236 **	.231 **
持ち家	.077	.076	.076	.074
健康	.106 ***	.106 ***	.106 ***	.105 ***
不安感	-.078 ***	-.078 ***	-.079 ***	-.078 ***
wave3	.215 ***	.215 ***	.217 ***	.216 ***
wave4	-.010	-.008	-.006	-.012
wave5	.102 *	.105 *	.106 *	.101 *
wave6	.103 *	.103 *	.103 *	.102 *
wave7	.006	.006	.006	.002
移動to非正規(γ_1)		-.014	-.112	-.133
移動to失業(γ_2)		-.323 +	-.494 *	-.514 *
直接失to非(ζ_1)			.471 +	.481 +
直接非to失(ζ_2)			.039	.049
非正規非移動(η_1)				-.159 **
失業非移動(η_2)				.285
_cons	-.002	.002	.002	.016
R-seq	.032	.033	.033	.036
AIC	8738.40	8738.89	8739.89	8733.17

legend:+ p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

統制変数の係数についても確認しておく、労働時間、個人収入、持ち家ダミーの変化は主観的 Well-Being の変化に影響を与えていなかった。その一方で、資産と配偶者ありダミー、主観的健康は有意な正の効果を持っており、資産の増大、配偶者を得ること、主観的健康感の改善が主観的 Well-Being を向上させることが確認された。不安感の増大は主観的 Well-Being を低下させることもまた確認された。これら有意な効果が確認された統制変数の種類やその係数の正負は全ケースを対象にした前項の分析と同様であり、天井効果・床効果を考慮した分析において、特異なサンプルのみを分析から除外する結果にはなっていないことを傍証しているといえる。時点 t を区分する wave ダミーについても有意なものもその係数の正負も同じであった。

では、なぜ全ケースを対象にした場合と本項における分析では最適モデルが異なり、従業上の地位の変化の向きやパターンによる、主観的 Well-Being の変化の仕方に異なる傾向が

確認できたのだろうか。全ケースの場合と比べて、単純な失業ダミー (β_2) は有意ではなくなり、失業への異動における特異な効果を示すパラメータ (γ_2) が有意になった。これは全ケースでは失業→正規で.186 主観的 Well-Being の上昇が認められたのに対して、天井効果・床効果を考慮するとその効果は確認できなくなったことを示している。また、両分析とも正規→失業に負の効果があることは共通しているが係数にはある程度差がある。係数も計算すると.167+(-.514)=-.314 となり、全ケースの場合 (-.186) よりも大きくなっている。このような差異がみられた原因としては、時点 t-1 において主観的 Well-Being の値が最低の 1 であるケースを分析から除外したことにより、失業→正規によって主観的 Well-Being が 1 から上昇したケースを無視しているからという可能性が考えられる。また、そもそも失業する直前の状態にあり、主観的 Well-Being が低く（最低値の 1 をとっており）、失業によってもスケールアウトによって主観的 Well-Being の低下が観測できなかったことも考えられる。しかし当然ながら、正規→失業で主観的 Well-Being が 5 から低下した場合も、失業はしていても主観的 Well-Being が最高値の 5 であり、正規になったとしてもそれ以上はスケールアウトによって上昇しなかった場合も無視していることは付け足しておく必要がある。

むしろ、重要なのは非正規の非移動者の傾向をとらえることに成功した点である。前項においては正規→正規も非正規→非正規も同様であるとされていたが、天井効果・床効果を考慮すると負の有意な効果が確認できた。これは非正規で時点 t-1 において、既に主観的 Well-Being が最低値の 1 をとっていたために値の低下を観測できなかった場合を取り除いたことによって、より精緻に係数の推定が行われた結果であると考えられる。つまり、全ケースを用いた分析では、非正規非移動者の効果が過小推定されていた可能性があったというのである。

ここまで男性について全ケース、そして天井効果・床効果を考慮した分析を行ってきたが、最後に分析結果から判断される仮説の是非についてまとめておこう。全ケースを対象とした分析によっては採択されない結果となったが、主観的 Well-Being の変化をより明瞭に析出することが可能となる、天井効果・床効果を考慮した分析においては仮説の①最適モデルは 2~4、②正規→失業の方が失業→正規よりも効果は（絶対値が）大きい、⑦非正規を継続することで主観的 Well-Being が低下する、という 3 つの仮説が採択された。続いて次項からは女性の分析を行い男性の結果と比較する。

5.3 女性についての分析

続いて女性についての分析を行う。日本の労働市場においては男女でライフステージによる働き方の差異が顕著であることが知られている。ここではそうした男女の雇用慣行の違いによって、従業上の地位の変化の向きやパターンとそれによる主観的 Well-Being の変化の仕方の関係性に差がみられるのかどうかという点も重要な論点として注目してゆく。

分析に用いたのは 3316 ケースであり、男性よりはやや少ないケース数である。これに含

まれることになる個人は 1209 人である。これは分析から専業主婦が含まれる無業者（仕事を探していない）を除いたことによるものである。AIC 情報量基準によって最適モデルを判断したところ、model3 が最適であると判断された（表 5.3）。このモデルは従業上の地位の変化その向きによって効果が異なり、経路によっても効果が異なることを認めるモデルである。しかし非移動者の区別は行わないモデルである。

表 5.3 一階差分モデルによる分析結果（女性）

N=3316	model1	model2	model3	model4
非正規ダミー(β_1)	-.136 *	-.090	-.127	-.117
失業ダミー(β_2)	-.263 **	-.405 **	-.843 ***	-.832 ***
労働時間/日	.000	-.001	.000	.000
個人収入	.005	.006	.007	.007
資産	.000	.000	.000	.000
配偶者	.147 *	.142 +	.138 +	.134 +
持ち家	-.049	-.050	-.047	-.047
健康	.110 ***	.110 ***	.110 ***	.110 ***
不安感	-.058 **	-.058 **	-.057 **	-.057 **
wave3	.119 *	.118 *	.120 *	.120 *
wave4	-.069	-.069	-.066	-.066
wave5	.043	.044	.048	.048
wave6	-.047	-.046	-.040	-.040
wave7	-.071	-.070	-.066	-.065
移動to非正規(γ_1)		-.131	.049	.029
移動to失業(γ_2)		.278 +	.845 **	.826 **
直接失to非(ζ_1)			-.641 **	-.631 **
直接非to失(ζ_2)			-.204	-.194
非正規非移動(η_1)				-.020
失業非移動(η_2)				-.076
_cons	.028	.024	.017	.027
R-seq	.026	.027	.029	.029
AIC	8056.69	8057.37	8053.32	8056.53

legend:+ p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

有意な係数について確認すると、まず失業ダミー (β_2) が 1%水準で有意な負の効果を持っている。そして、正規→失業という変化の向きを逆の向きと区別する γ_2 が 1%水準で正の有意な効果を持っており、失業→非正規という経路に特徴的な ζ_1 が 1%水準で有意な負の効果を持っていた。ここから言えることは、失業→正規の場合には主観的 Well-Being が上昇するものの、正規→失業では低下も上昇もしないということ、そして失業→非正規とい

う移動経路における主観的 Well-Being の変化は、失業→正規と正規→非正規の効果の和よりも有意に低く、係数を計算してもほとんど上昇しないということである。

その他の統制変数の効果についても確認すると、労働時間、個人収入、資産、持ち家ダミーの変化はどれも有意にならず、これらの変数の値や状態が変化したとしても女性の主観的 Well-Being には影響しないということが明らかになった。資産の効果がみられないという点に男性との違いがあった。配偶者ありダミーと主観的健康感に正の、不安感に負の効果を確認できた点は男性と同様であった。時点 t による差を示す wave ダミーは wave3 のみが正の有意な効果を持っており、wave5, 6 に有意な効果がみられない点が男性とは異なっていた。続いて男性の場合と同様に主観的 Well-Being の変化をより明瞭に析出するために、天井効果・床効果を考慮した分析も行う。

5.4 女性について天井効果・床効果を考慮した分析

最後に女性についても天井効果・床効果を考慮した分析を行う。分析に際して行った操作は男性と同様である。ケース数は全ケースの場合から 600 ほど減少し、2689 であった。異なる個人は 1075 人である。AIC 情報量基準によって採択された最適モデルは、全ケースの場合と同様に model3 であった（表 5.4）。

有意な係数について確認すると、全体ケースと同様に失業ダミー ($\beta 2$) が負、正規→失業を逆の変化の向きと区別するパラメータ ($\gamma 2$) が正の効果を持っていた。全ケースと異なる部分は、失業→非正規の移動経路に特有の係数が有意ではなく、非正規→失業の移動経路に特有の係数が有意で効果の向きが負であることであった。係数の計算をして、パラメータの示す意味を確認すると、全ケースに対する分析と同様の傾向が確認できた。つまり、失業→正規では主観的 Well-Being が上昇するものの、正規→失業では低下することがない。そして非正規→失業という移動経路は、非正規→正規と正規→失業の和によっては表現できず、この移動経路による主観的 Well-Being の変化はほとんど見られなかった。全ケースを対象にした場合も、天井効果・床効果を考慮した場合も、失業→正規という移動パターンにおいてのみ主観的 Well-Being が上昇するという効果が確認されたのである。

統制変数の効果についても全ケースの場合とほとんど変化がなく、配偶者ありダミーと主観的健康に正の、不安感に負の有意な効果が確認された。wave ダミーはどれも有意にはならなかった。全ケースを対象としても、天井効果・床効果を考慮しても同じような分析結果が確認されたことから、女性についてのこの分析結果はロバストなものであるといえる。

女性における分析における仮説の採否についてもここで確認しておこう。女性を対象とした 2 つの分析両方において、仮説の①最適モデルは 2~4 が採択された。また、男性においては確認された非正規継続による主観的 Well-Being の低下が女性においては認められなかったことから仮説⑦非正規継続による主観的 Well-Being の低下は男性のみ、も採択されたといえる。しかし一方で、仮説における想定とは真逆の結果も確認された。女性において

は男性と異なり，正規→失業での主観的 Well-Being 低下はみられない一方で，失業→正規において上昇が確認できたのである．つまり仮説②の想定とは真逆の結果となっていた．

表 5.4 天井効果・床効果を考慮した分析結果（女性）

N=2689	model1	model2	model3	model4
非正規ダミー(β_1)	-.170 *	-.061	-.145	-.124
失業ダミー(β_2)	-.258 *	-.465 ***	-.623 **	-.600 **
労働時間/日	-.002	-.004	.000	.000
個人収入	.000	.001	.001	-.001
資産	.000	.000	.000	.000
配偶者	.175 *	.169 *	.156 *	.148 *
持ち家	-.076	-.080	-.076	-.075
健康	.092 ***	.093 ***	.092 ***	.092 ***
不安感	-.052 *	-.051 *	-.050 *	-.050 *
wave3	.087	.082	.087	.086
wave4	-.019	-.022	-.015	-.016
wave5	.044	.044	.050	.050
wave6	-.057	-.058	-.052	-.053
wave7	-.084	-.085	-.081	-.081
移動to非正規(γ_1)		-.291 *	-.142	-.184
移動to失業(γ_2)		.336 *	.795 **	.755 **
直接失to非(ζ_1)			-.257	-.235
直接非to失(ζ_2)			-.467 *	-.450 *
非正規非移動(η_1)				-.043
失業非移動(η_2)				-.124
_cons	.099 *	.102 *	.095 *	.117 **
R-seq	.023	.025	.027	.028
AIC	6222.34	6221.08	6219.78	6221.13

legend:+ p<0.1; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

本節においては男女それぞれの分析を行い，その結果を確認したが，次節においてはこの分析結果から，主観的 Well-Being にとって失業や非正規が現代日本社会においてどのような意味を持っているのか，日本の労働市場における男女の雇用慣行の差にも着目しながら考察をしてゆく．

6. 失業や非正規雇用の主観的 Well-Being に対する非経済的影響とは？

前節において男女それぞれについて，従業上の地位の変化の向きやパターンと主観的 Well-Being の変化の仕方の関連を，一階差分モデルを用いて詳細に検討した．本節において

は分析結果やその男女比較からに加え、先行研究において明らかにされてきたことや、社会的な理論も踏まえて、従業上の地位の変化と主観的 Well-Being の変化についての議論を深める。特に失業や非正規の非経済的な影響が生じるメカニズムについての考察を試みる。

6.1 分析と結果の男女比較から考察する従業上の地位と主観的 Well-Being の関係

先行研究においても言及されていた失業の非経済的効果について、本稿においても正規→失業と失業→正規などの変化の向きによる主観的 Well-Being への影響の非対称性の検討を行った。分析の結果、男性において正規→失業によって主観的 Well-Being が低下するものの、失業→正規によって上昇はしないという非対称な影響が確認できた。このような非対称な影響は非正規と失業の間の移動や、正規と非正規の間の移動においては確認できず、また女性においても同様の効果は確認できなかった。しかし女性において仮説とは異なり、失業→正規への移動によって主観的 Well-Being は上昇するが、正規→失業による低下はないという真逆の非対称な影響が確認できた。さらに、男性においてのみではあるが、非正規を継続することによって主観的 Well-Being が低下するという効果も確認できた。これについて特筆すべきは、正規→非正規という変化によって主観的 Well-Being は低下しないにもかかわらず、非正規を2時点続けることで初めて主観的 Well-Being が低下するということがある。失業の場合はイベント発生とともに主観的 Well-Being は即座に低下するが、非正規になることだけではまだそのような低下は起こらない。しかし、非正規での労働は正規に比べると不安定で先の見えないものであるため、これが続くとダメージを受ける。そうして、非正規を継続した時に初めて主観的 Well-Being が低下するのではないだろうか。

ここまでに確認した男女差は、日本における労働慣行の違いによるものであると考えられる。非正規の効果（継続した場合にしか確認できないが）が男性にのみ現れたのは、やはり男性における非正規と女性における非正規の意味の違いによるものであると考えられる。男性において非正規は正規で働くことができていない周辺的な労働者であるが、女性においてはM字型カーブの後半においては比較的一般的な働き方であると考えられる。それゆえ、非正規によるネガティブな影響は男性にのみ見られたのだろう。同様に、女性における正規→失業は結婚や出産を機に、労働市場からは自発的に退出したものの、パートタイムなどの仕事を探しているという状態を表しているのではないか。失業が結婚などのライフイベントをきっかけとして、働き方や働く企業を変更するための自発的なものである場合と、lay offされた場合や、そうではなくても体調やその他の理由で辞めざるを得ないがすぐに働かなければ生活ができない場合とでは大きく意味合いが異なる。そのような失業者の内実に差がある可能性が示唆される結果といえる。女性においてのみ失業→正規という変化がポジティブな影響を主観的 Well-Being に与えていた理由も、女性の労働慣行から説明できるだろう。結婚や出産を契機とした労働市場の退出を経て一度専業主婦になった女性が労働市場に戻る場合、これまでも述べている様にパートなどの非正規雇用がその中心となっ

ている。そのような中で、正規の職についているということは、一般的なケースよりもより良い労働市場への復帰の仕方であると考えられる。専業主婦が正規雇用の職に戻ろうとする場合、家事・育児・場合によっては介護など多くの障壁が存在することが知られている。それにもかかわらず、正規の仕事に就くことができるというのはかなり恵まれた（再）就職といえるのではないだろうか。それゆえ、女性においては失業→正規において主観的 Well-Being の上昇がみられたのではないだろうか。もちろん本稿において、失業→正規がすべて専業主婦からの復帰ではないが、このような可能性は十分にあり得るものと考えられる。

さて、ここで男性における正規から失業への移動ならびに非正規継続のネガティブな効果に話を戻そう。これらの効果は個人収入や資産といった経済的な変化による影響や、主観的健康感、不安感、労働時間の増減や婚姻関係や住居の変化といった、様々な要因を統制してもなお残っている効果であることは注目に値するものである。つまり、失業への移動や非正規継続による主観的 Well-Being の低下は経済的資源を得る手段を失うことがその原因とはいえないということである。経済力の低下がもたらすものであれば、失業から正規へと従業上の地位が変化した場合には逆の変化の場合と同程度、主観的 Well-Being が上昇すると考えられるが、そのようなことは観察されない。また、経済力の低下が原因であれば、失業ほどではないにしても非正規への移動においても同様に主観的 Well-Being は低下しても不思議ではないが、今回の分析では非正規への移動は全く有意な効果が確認できなかった。そしてもちろんこれらの効果は個人収入の変化を統制したうえで得られたものであったことは何より大きな根拠である。

では、本稿において確認された主観的 Well-Being に対する失業の非経済的な影響は、なぜ生じているのだろうか。また、併せて考える必要があるのは、正規から失業への変化と同様に男性においてのみ見られた特徴として、非正規を継続した場合の効果である。正規から非正規への変化は主観的 Well-Being を低下させないにもかかわらず、非正規を継続することで主観的 Well-Being が低下するのはなぜなのだろうか。

6.2 Scar Effect とスティグマによる説明

ここで思い出したいのが 3 節 1 項において言及した先行研究の知見である。J.ヘリウエル (2003) は失業によって主観的 Well-Being が低下する理由について、自尊心や生きがい、やりがい失われることによる心理的にネガティブな影響が大きいのではないかと述べていた。しかも彼の分析において、貧しい国よりも経済的に豊かな国においての方が、失業が主観的 Well-Being に与える負の影響が大きいことが明らかになっているのである (Helliwell2003)。経済的に豊かな国においては、多くの人が仕事に就いているのが一般的であり、労働を当然視する向きも大きいだろう。そのような国において失業するということは、より大きく自尊心を傷つけ、やりがいや生きがいを見失わせるのかもしれない。B.フライと A.スタウツァーも仕事をするのが強い規範となっている国において、失業のダメー

ジはより大きくなることを指摘している。仕事に就いていることに対する規範が強ければ当然、そこから逸脱した個人に対する風当たりは強く、自尊心も傷つけられやすいだろう。

また、ヤングなどの多くの研究者が検討していたメカニズムとして、Scar Effectがあった。これは、過去の失業経験が現在の主観的 Well-Being に対してネガティブに作用する効果で、失業の非経済的な効果の1つとして考えられているものであった。Scar (傷跡) という言葉についてヤングは、失業した個人自身が失業した自分に対する「価値がなく不完全な労働者」という評価を内面化することによって生じると述べていた。このような評価も仕事をすることを当然視する社会であればあるほど、より強固なものとして失業者自身に内面化されやすいと考えられる。

これらの説明には、共通する部分が多い。両方とも、「当然働いているべき」という周囲の期待からの逸脱による自己に対する望ましくないという認識によって、自尊心を傷つけるようなメカニズムが考えられているのである。これはセルフスティグマと呼ばれるものである。セルフスティグマとはE.ゴッフマン (1963=1970) の議論をもとにとくに精神医学の分野において言及されている概念である。スティグマは社会的 (公共的) スティグマ、セルフスティグマ、ラベル回避の3つの形で障壁として現れ得るといわれており (Corrigan and Wassel 2008)、スティグマの現れ方の1つとして言われているものである。セルフスティグマは自分自身に対して望ましくないものとしての認識を持ち、結果的に自尊感情 (自尊心) や自己効力感の低下など、精神的な健康を害するものとして言及されている。この自身に対してネガティブな認識を抱き、それを内面化することによって自尊心を損なうというメカニズムは、まさにヤング (2012) が主張していたものと合致する。ヤング自身もスティグマについての言及はしていたが、このセルフスティグマの概念はまさに彼の説明に合致するものである。

ここで少しゴッフマン (1963=1970) におけるスティグマの理論を整理しておこう。彼によるとスティグマとはもともとギリシャ語であり、奴隷・犯罪者・謀反人などの異常な意思は悪いところのある人々を区別するために、体に刻印された徴 (しるし) のことを意味していた。それを転じて、社会的にネガティブなレッテルやそれによって生じる様々な障壁のことをスティグマと呼んでいる。このスティグマというものは、対他社会的アイデンティティと即自的社会的アイデンティティの間に乖離がある状態で生じると述べられている。つまり、他者から外見的に (性別や年齢など他者からある程度判別可能な属性によって) 判断・期待されるアイデンティティと、実際の本人の状態や認識の間に乖離がある場合に、スティグマが生じるというのである。しかし、スティグマの存在は外見的に見ても自明である場合とそうではない場合があるという。これを本稿の例に即して考えてみる。日本社会において成人男性であれば働いているのが当然視されることはままたまあるだろう。それにもかかわらず、実は働いていないという期待と実際のずれによって、スティグマが生じることが考えられるのである。失業していることは多くの周囲の人からは見えづらいかもしれないが、家族

や親しい友人、ハローワークの職員、就職の応募をした相手企業の担当者に対しては本人が失業していることが自明となる場合もあるだろう。当然こうした場合にスティグマは生じると考えられる。また、「多くの人が成人男性であれば働いているのが当たり前と考えているに違いない」と失業者本人が認識している場合、「働いていない自分は普通以下の、価値がない、不完全な人間である」と自信に対して望ましくないという認識を持ち、セルフスティグマが生じるということがあるだろう。

また、非正規で働くことも男性においてはあまり積極的には希望されにくい働き方であるといえる。昨今の労働市場の流動化・不安定化という事態を思えば、非正規で働き続けることは大きなリスクであるといえるかもしれない。そのような状況においてはやはり、非正規を続けていることは、望ましい働き方ができていないということになり、これも失業の場合と同様にスティグマないしセルフスティグマが生じると考えられる。

女性においてはこれらの効果がみられないこともまた、これがスティグマによるものであることを示唆している。女性においては正規で働くべきという期待や、非正規で働き続けることは望ましいことではないという観念は、いまだ男性ほどには強くないためこのような結果になったといえるのである。

6.3 結論と今後の課題

最後に本稿で得られた分析結果を考察して得られた結論を述べる。まず、現代日本社会において成人男性であれば（正規の仕事に就いて）働いていることが一般的に期待される。それにもかかわらず失業してしまったということによって想定される他者からの期待と実際の状況との間に乖離が生することで（セルフ）スティグマを生じさせる。よって結果的に自身の生活や人生に対する評価を低下させることになっていることが明らかになった。

同様に、成人男性が非正規での就労を続けていることもまた正規で働くことが自明視されている社会においては、スティグマになることが明らかになった。ただし、失業とは異なり非正規ではあっても働いているぶんだけネガティブな影響は出にくくなり、非正規になった時点ではなく、非正規を続けていることによって自分の生活や人生に対する評価が下がっていたのである。

しかし、女性においては男性における様な労働に対する義務感はまだ小さく、失業や非正規継続によるスティグマは生じないことが明らかになった。むしろ失業から正規の職を得ることによって、自分の人生や生活に対してポジティブな評価をするようになることが明らかになった。

労働市場の流動化はあるものの、多くの人が希望する、そして望ましいと思う働き方は依然とそれほど変わっていないことが、このような効果が検出された背景にはある。しかし一方で、非正規の場合は継続して初めてネガティブな影響が出るということは、雇用の流動化という現実を反映して、一度非正規になるくらいは十分にあり得ることで、一般的なライフ

コースからの逸脱とは言えないと多くの人が認識し出していることを示唆するのではない。さらに、女性において失業から正規の職を得ることによるポジティブな影響は、女性の社会進出に対する肯定的な世間の目を表しているといえるのではないだろうか。これらの分析結果は、そのような労働市場の現実の変化に少しずつ我々の認識が追いついている、そのような過渡期にあることを描き出しているといえるのかもしれない。

最後に本稿においてまだ残っている課題を述べておく。まず1つ目はデータの制約上、失業が自発的なものかそれとも非自発的なものかの区別ができなかったことである。この区別を行うことができれば、失業をめぐる男女での効果の現れ方の違いについてより厳密な議論ができたかもしれない。次に、正規や非正規と一口に言っても、その内実は様々であり、そのような従業上の地位内部のばらつきを考慮することができていないという点である。近年のブラック企業などに関する多くの言説を考慮すると、同じ正規といってもその中でよりよい正規とあまり望ましくない正規があることが考えられる。非正規についても同様である。これらについて、仕事の中身によって区別するという方法が考えられるが、分析サンプルがあまりにも細かく分かれすぎるため、それぞれの効果を十分な検出力を持って分析することができないという問題がある。これはデータの規模をさらに拡大していく必要があるだろう。そして、同様にデータの増加によって解決できると考えられるのが、従業上の地位をはじめとした、諸変数において変化しているケースが少ないという問題である。変数に変化が起きているケースが少ないため、どうしても分析において標準誤差が大きくなりがちであり、そのため係数の大ききの割には有意にならない係数が散見されたのであった。最後はパネルデータにはつきものであるが、脱落バイアスの問題である。特に本稿においては失業したケース、そしてそこから再び就職したケースが十分な数あることが望まれていた。しかし、失業したことをきっかけに調査に回答しなくなることは十分に考えられ、サンプル全体に対して脱落バイアスがかかっている可能性が否定できない。こゝはデータを増やしたところで解決される類の問題ではないため、今後サンプルの補正なども含めた慎重な対策が必要となる。

[注]

- 1) 1994年にはリストラが流行語にも選ばれている。
- 2) この年の労働者派遣法改正によって、派遣労働者を受け入れることが認められる業種が、それまでの16業種から26業種へと拡大。その後も現在に至るまで繰り返し規制緩和が行われている。
- 3) ワーキングプアは必ずしも非正規雇用の問題とは言えないが、非正規雇用の賃金が低いことは報道などでも繰り返し取り上げられている。また学術的にも若年層が非正規雇用になりやすいことも、そして彼らの賃金が低いこともされている(太郎丸2009)。
- 4) 先行研究においてはそれぞれの立場や用いる変数によって、生活満足度(Life

Satisfaction), 幸福感 (度) (Happiness), そして主観的 (Subjective) Well-Being など様々な表記方法が用いられる。それぞれの用語の概念, それらの等価性などについては様々な議論が行われている。それらの議論を整理し, 概念的な検討を行うことも重要ではあるが, それを行うだけで一本の論文になってしまう。ここでは紙幅の都合もあり, 多くの先行研究において文献のレビューを行う際に取りられている方法と同様に, 様々な変数 (主に生活満足度と幸福感) を用いて行われている先行研究を区別せずに検討する。また混乱を避けるために, 当該分権における記載にかかわらず, 本稿においては全て「主観的 Well-Being」と表記する。

5) モデル 4 において推定されるパラメータの数は 8 つとなる。パラメータ数の上では時点 $t-1$ および時点 t のそれぞれにおいて正規・非正規・失業の, 3 カテゴリ \times 3 カテゴリ = 9 カテゴリのうち 1 つを基準カテゴリとして, 8 つの変化パターンごとのダミー変数をすべて投入する場合と同じになる。よってそのほかの統制変数の係数や AIC, R^2 の値もモデル 4 とすべてのダミー変数を投入する場合では同じになる。

6) 同一の分析において, 同じ個人が複数回出現していることになり, マルチレベルモデルの適用が望ましいと考えることも可能であるが, 本稿において関心があるのは個人内変動のみである。そして, 各時点間の変数の差分を差分に回帰させているため, 測定しているのは全て個人内の変化, マルチレベルモデルの言葉でいうところのグループ内分散のみに対する分析を行っていることになる。実際マルチレベルモデルで同様の分析を行っても, 本稿で分析している係数に変化はない。これは, この後の残り 3 つの分析についても当然ながら同様である。

[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「JLPS 若年パネル調査 wave1~7, 2007 年~2013 年」(東京大学社会科学研究所) および「JLPS 壮年パネル調査 wave1~7, 2007 年~2013 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。

[参考文献]

- 有田伸, 2013, 「変化の向き・経路と非変化時の状態を区別したパネルデータ分析——従業上の地位変化がもたらす所得変化を事例として」『理論と方法』, 28 (1): 69-85.
- Clark, A. E. and Oswald, A. J., 1994, “Unhappiness and Unemployment”, *Economic Journal*, 104: 648-659
- Clark, A. E. , Georgellis Y. and Sanfey P., 2001, “Scarring: The Psychological Impact of Past Unemployment”, *Economica*, 68: 221-241
- Corrigan, Patrick W., and Abigail Wassel, 2008, “Understanding and influencing the stigma of mental illness”, *Journal of psychosocial nursing and mental health*

- services*, 46 (1): 42-48.
- Falk, A. and Knell M., 2000, “Choosing the Joneses: On the Endogeneity of Reference Groups”, *Institute for Empirical Research, University of Zurich*, Working Paper No. 53, pp. 1-39
- Frey, B. S. and Stutzer, A., 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).
- Goffman, E., 1963, *Stigma-Notes on the Management of Spoiled Identity*, PrenticeHall, (石黒毅訳, 1970,『スティグマの社会学—烙印を押されたアイデンティティ』せりか書房).
- 橋爪裕人, 2016, 「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」, 『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』, pp. 133-157.
- Helliwell, Jhon F., 2003, “How’s Life?: Combining Individual and National Variables to Explain Subjective Well-Being”, *Economic Modelling*, 20: 331-360.
- Hurd, M. D., Rohwedder S. and Tassot C., 2014, “The Impact of Employment Transitions on Subjective Well-Being: Evidence from the Great Recession and Its Aftermath”, *RAND Working Paper*,
- 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: 50-58.
- 小杉礼子, 2004, 「労働の変貌——若者の非典型雇用と個人主義」『社会学評論』54(4):355-369.
- 大竹文雄, 2004, 「労働と幸福感」, 『日本労働研究雑誌』, 528
- 大竹文雄・白石百合子・筒井義郎編, 2010, 『日本の幸福度——格差・労働・家族』日本評論社.
- 佐野晋平・大竹文雄, 2010, 「労働は人びとを幸せにするか」, 大竹文雄・白石百合子・筒井義郎編, 『日本の幸福度——格差・労働・家族』日本評論社.
- 総務省統計局, 2017, 「労働力調査 長期時系列データ 雇用形態別雇用者数」, (2017年5月11日取得, http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm#hyo_1).
- 太郎丸博, 2009, 『若年非正規雇用の社会学——階層・ジェンダー・グローバル化』大阪大学出版会
- 太郎丸博編, 2006, 『フリーターとニートの社会学』世界思想社.
- 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: 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: 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.

Winkelmann, L. and Winkelmann, R., 1998, “Why Are the Unemployed So Unhappy? Evidence from Panel Data”, *Economica*, 65: 1-15

Young, Cristobal, 2012, ” Losing a Job: The Nonpecuniary Cost of Unemployment in the United States” , *Social Forces*, 91(2): 609-634.

育児期女性の結婚満足度と親同居に関するパネル分析

齊藤 裕哉

(首都大学東京大学院)

本稿は育児期女性の結婚満足度に対して親同居が与える影響について、パネルデータを用いて分析を行った。近年の研究では親族サポートを得ている育児期女性の生活満足度が低下することが指摘されており、本稿ではこの点について、親との同居という観点から分析を試みた。その結果として以下の点が明らかになった。(1) 個人間効果に着目すると親同居と別居の間で結婚満足度に有意差は見られない。(2) 個人内効果に着目すると親同居を開始する場合に結婚満足度が減少する、あるいは親同居を解消する場合に結婚満足度が上昇する。このような結果に対して、親との同居は育児期女性にとってサポート源としてだけでなく、否定的相互作用を発生させる可能性もあることが示唆された。

1. はじめに

日本では、育児は主に家族によって担われるものという規範が根強く存在し、さらに日本の有配偶男性の家事・育児参加の水準は低い。そのため、実際には多くの場合、女性のみが家事や育児の担い手となっている。特に育児に関しては、家庭内で母親だけが育児を担う状況が彼女たちの精神状態やメンタル・ヘルスを悪化させ、「育児不安」や「育児ノイローゼ」を発生させているとして1980年代に社会的に問題視された。このような育児不安や育児ノイローゼが社会問題化されたことに加え、1989年の合計特殊出生率が1.57となった「1.57ショック」を契機として、90年代に入ると公的な子育て支援に関する議論が徐々に取り組まれるようになる(天童 2016)。しかし、子育て支援についての議論は始まったものの、育児サービスの整備などは十分に行き届いているとはいえない状況にある。

例えば、2015年の「少子化社会対策大綱」では、育児サービスの拡充とともに、三世帯同居を推進し、世代間で連携しながら育児を行える環境整備の必要性が主張されている(内閣府 2015)。確かにこれまでの日本の研究を振り返ると、育児期の女性にとって実親や義親(子どもから見た場合の祖父母)からのサポートの重要性はしばしば指摘されてきた。親からのサポートの利用可能性は育児期の女性が就労継続を選択するための重要な役割を果たし、また共働き世帯にとっても親に家事や育児の一部を代行してもらうなど、様々な恩恵をもたらしている。日本において、親は私的な育児サービスの提供者であり、公的な育児サービスの整備が十分とはいえない状況においては重要な育児資源であった。

しかし、このような三世帯同居は近年になるにつれ、減少していることも指摘されている。

内閣府の『平成 26 年版高齢化白書』では、1980 年から 2012 年にかけて 65 歳以上のものがある世帯のうちに占める三世帯同居の割合が、50.1%から 15.3%まで減少していることが「厚生行政基礎調査」及び「国民生活基礎調査」の集計結果から明らかにされている（内閣府 2014）。65 歳以上の者を含む世帯に占める割合のため、三世帯同居全体の趨勢を正確に捉えることはできないが、親との同居は以前よりも起こりにくい状況であると考えられるだろう。このような減少する三世帯同居に歯止めをかけ、親からのサポートを得られやすい状況を作り、「育児のしやすい」環境を整備することが「少子化社会対策大綱」の主張の一部だと考えられる。

しかし、親との同居は育児期女性にとって望ましい状況、あるいは育児のしやすい環境なのだろうか。もちろん親との同居は、親との接触頻度が高まり親密な関係を築きやすく、日常的な相談から育児や家事の分担・代行などさまざまなサポートを受けられるかもしれない。だが一方で、親との同居は育児期女性がストレス源にもなりうることも想像に難くないだろう。例えば、「嫁姑問題」として語られる妻と夫方の母親との緊張関係は、妻にとって負担となることがあるだろうし、さらに同居の場合にはそうした緊張関係から容易に抜け出すこともできない。

このような、親との同居が育児期女性にとってサポート以外にストレスとなることは、すでに既存研究によって指摘されている。しかし、その多くは横断調査を用いた分析や特定の地域に限定された調査データを用いている。本稿では、親との同居が育児期女性に与える影響をパネルデータによって検証する。パネルデータを用いて、親との同居が育児期女性にとってサポートとなるのか、それともストレスとなるのかという点を検証する。これに加えて、パネルデータを用いることで親同居がもたらす影響が個人間の違いによって生じているのか、または個人内の変化によって生じているのか、という点を検証する。

次節では、親からのサポートや親同居が育児期女性に与える影響についての先行研究を整理する。

2. 先行研究

親からのサポートについての研究を概観すると、大きく分けて 2 つの研究群に分けることができる。1 つは、育児期女性が保有する親を含む親族ネットワークの構造が育児期女性にどのような影響を持つのか検討するものである。また 1 つは、親や親族からのサポートを直接測定し、育児期女性に対しての影響を検討するものである。

まず、育児期女性の親族ネットワークの構造に着目した研究では、個人の保有するサポート・ネットワークの親族割合やネットワークの多様性、さらにネットワークの規模などが育児期女性にどのような影響を与えるのかという点に焦点が当てられている（松田 2001; 立山 2010; 前田 2004; 星 2012）。特に松田（2002）は、育児期女性の精神状態やメンタルへ

ルスにとって重要なネットワーク構造の特徴として「中庸さ」を挙げている。中庸なネットワークとは、育児期女性の保有する育児ネットワークが親族だけで構成されているわけでもなく、さらにネットワーク規模も適度に大きいものを指している。

続いて、親や親族からの手段的なサポートや情緒的なサポートを直接測定し、その影響を検討した研究についてである。ここで、手段的サポートとは育児期女性本人の病気などの事由によって子どもの世話が難しい場合の代行などを指し、情緒的サポートとは育児や生活に関する悩みの相談などを指している。このような研究の代表的なものとして落合（1989）がある。落合（1989）は、兵庫県で調査を行い、育児期女性にとって親が重要なサポート源として機能していることを指摘した。落合は親を夫方と妻方に区分し、手段的サポートについては同居・近居の夫方親が、情緒的サポートについては妻方親が担うことを指摘している。落合のこの研究を嚆矢として、親や親族からのサポートが与える影響はより詳細に検討されてきた。例えば、久保（2001）は、落合と同様の結果を得ている。すなわち、妻方親族は手段的サポートと情緒的サポートを育児期女性に提供するが、夫方親族は情緒的サポートを提供しておらず、手段的なサポートのみを提供している。さらに、親族との居住関係についても、同居や近居の場合に親族サポートが得られやすく、この傾向は情緒的サポートよりも手段的サポートについて顕著に表れている。居住関係と親や親族からのサポートの関連については、手段的サポートの方が空間的・地理的な制約を受けやすいため同居や近居の親族に頼る傾向が強いのだと考えられる。このような傾向は、そのほかの研究でも確認されている（野口・新川・多賀谷 2000; 荒木ほか 2001; 目良ほか 2003）。調査手法や調査対象に違いはあるものの、育児期の女性にとって特に重要なサポート資源として認知されているのは本人の親であるという点は共通している。手段的なサポートは情緒的サポートなどに比べ、サポートの提供者にも比較的大きな負担を強いることになるため、頼りにできる相手が限られるが、実親はそのような場合でも頼りにしやすい存在だと考えられる。

このように、育児期女性にとって親族からのサポートは特に重要な育児資源であるが、他方で親族からのサポートが彼女たちにとって負の影響を与えると指摘する研究も存在する。先ほどの松田（2002）によれば、育児期女性の夫方親族のネットワーク規模が大きくなるほど生活満足度が低くなる傾向を指摘している。さらに、中西（2005）は福岡市で行った調査の分析から、妻方親族からのサポートを受けている育児期女性ほど、生活満足度が低下する傾向を明らかにしている。これらの研究では、妻方と夫方の違いや独立変数の測定の仕方は異なるものの、親族からのサポートを受けていることや、サポートを提供する親族が多くなることが育児期女性の精神状態を悪化させることを指摘している。

このようなサポートやネットワークの構造が、それを保有する個人に対して負の影響を与えることについて中西はいくつかの仮説を提示している。1つは、妻方親族サポートを保有していることが育児期女性の精神状態に負の影響を与えているのではなく、精神状態が悪い、あるいは何らかのストレスを抱えた育児期女性が本人の親族からサポートを得てい

るという逆の因果関係である。この点は、中西の研究を含めこれまで多くの研究が横断調査を用いてきたために検討できていない。

さらにもう1つの仮説は、育児期女性にとってサポートとなりうる本人の親や親族が、親密な関係性だからこそ彼女たちにとってストレスを生み出しているというものである。本人の親や親族は、遠慮がなくなりやすく、さらに夫方親族からのサポートに比べ、得られやすい、または得られて当然のサポートであるため、サポートから十分な満足が得られにくい。そのため、育児期女性にとってはサポート源ではなく、ストレス源として機能してしまっているとの議論がなされている。

この2つ目の仮説については、「否定的相互作用」や「社会的支援の否定的側面」などとして議論されてきたものと共通する点がある（原田 2017; 坂田ほか 1990）。否定的相互作用とは、個人の保有する社会関係がその個人の健康や精神状態に対して負の影響を与えるようなものを指し、「小言を言われる」、「いらいらさせられる」、「多くの世話を要求される」などさまざまな形で測定されている。このような否定的相互作用に関する研究では、サポートが存在することよりも、否定的相互作用がないことが個人の精神状態にとってより重要であるとの指摘がなされている（Lincoln 2000）。また、原田（2017）の分析によれば、男性よりも女性、配偶者がいるもの、さらに若年から中年にかけて、親族からの否定的相互作用を受けやすいことを指摘しており、育児期女性は否定的相互作用を受けやすい特徴を持っていると考えられる。このような否定的相互作用は、先ほどの落合（1989）の調査においても報告されている。育児期女性が感じる困難として、同居している親からの干渉を挙げる調査対象者が多いことも指摘されており、同居している親はサポート源のみならず、否定的相互作用を生み出している可能性が大いにあることを示唆している。さらに、同居についての満足度は、親と同居する成人子は成人子と同居する親よりも低く、さらに親と同居する女性の成人子の場合に顕著に低くなることが指摘されている（三谷 1991）。

以上の先行研究から、親との同居が育児期女性にとってサポートになりうるという単純な図式は成り立ちにくいと予想される。本稿では、親との同居が育児期女性にとってサポートとなるのか否かという点について、パネルデータを用いて分析を試みたい。

3. 分析枠組み

本稿の目的は、育児期女性の結婚満足度を従属変数にとり、親との同居が正の影響を与えるのか、負の影響を与えるのかを明らかにすることである。さらに親との同居の影響が個人間の違いによって生じているのか、あるいは個人内の変化の結果として生じるのか、という点についても検証していく。

その際に、パネルデータ分析の手法の中から Hybrid Model（Alison 2009）を用いて、個人間効果（Between Effect）と個人内効果（Within Effect）とをそれぞれ推定する。Hybrid Model では、時点間で個人内変動する変数について、個人内平均値と各時点における個人内平均値

からの偏差を同時に分析に投入する。このとき、個人内平均値の係数は個体間効果 (Between Effect) を表し、各時点における個人内平均値からの偏差の係数は個体内効果 (Within Effect) を表していると考えられる (中澤 2014)。

この Hybrid Model を用いる利点は、既に述べてきたように個体内効果と個体間効果を同時に分析することができる点にある。パネルデータを用いた分析では、データの特性上、個体内の変動に着目するため、固定効果モデルによる推定がなされる。だが、社会学では時点間で変動しない変数に関心を置くことが多いため、固定効果モデルではそうした変数は分析から除外されてしまい、社会的関心を十分に取り扱うことができないという問題が生じる (中澤 2012)。本稿で着目する親との同居は、個体内で不変の変数ではないが、後に示すように個体内での変動が頻繁に起こる変数ではない。そのため、例えば固定効果モデルによる推定にかかわるケースが著しく少なくなる可能性がある。このような問題から、本稿では Hybrid Model を採用し、個体内変動のみの影響を取り出すだけでなく、同時に個体間の違いについても扱っていく。

このような分析手法を用いて、以下の仮説を検証する。

仮説 1: 親との同居が育児期女性の結婚満足度に与える影響は個人間の差異によって生じている。

仮説 2: 妻方の親との同居は育児期女性に対して、負の影響を与える。

仮説 3: 夫方の親との同居は育児期女性に対して、負の影響を与える。

仮説 1 は親と同居している個人と同居をしていない個人の結婚満足度を比較することになるため、横断調査を用いた先行研究の分析枠組みと近似する。本稿の Hybrid Model を用いた分析では Between Effect の結果が仮説 1 の検証に関わっている。また仮説 2 と仮説 3 は、パネルデータの特性を利用し、親との同居の開始や同居の解消などの変化が生じた時に、結婚満足度にどのような変化が生じるのかを検証しており、先行研究とは異なる分析枠組みとなっている。

上記の仮説はいずれも対立的な関係にはなく、先行研究で明らかにされてきた知見の再検証と、個人内の変動に着目した親との同居／非同居が与える影響を検証することを目的としている。これらの仮説を Hybrid Model を用いて検証することにより、親との同居／非同居が与える影響は、先行研究が指摘するように個人間の違いによって生じているのか、あるいは親との同居／非同居の変化によっても生じているのか明らかにしたい。

4. データと変数

4.1 データ

分析に使用するデータは東京大学社会科学研究所が行っている「働き方とライフスタ

ルに関するパネル調査」(以下, JLPS)である。JLPSは2007年から1年ごとに実施されているパネル調査である。本稿ではこのデータの内, Wave1, Wave3, Wave5, Wave7を使用する。奇数Waveのみを使用するのは, 分析に使用する全ての変数が含まれているためである。

また, 本稿では6歳以下の子どもを持つ女性を育児期女性と見なし, この条件に当てはまるサンプルのみを分析対象とした。分析対象となる個体数は890ケースである。

4.2 従属変数

従属変数は, 結婚満足度を使用する。結婚満足度は, 結婚生活についての満足度を「1. 満足している」から「5. 不満である」までの5件法によって測定されている。分析では, 値を反転させ, 値が大きくなるほど満足度が高まるように変数を加工した。

4.3 独立変数

本稿の独立変数は, 親同居である。親同居は, 同居家族に関する質問項目から作成しているが, Waveによって同居家族の尋ね方が異なっているため, それぞれ以下のような手続きを行った。まずWave1とWave7では, 同居家族について, プリコードが用意され, 複数回答方式によって尋ねられている。その質問において, 親または配偶者の親が選択されていれば, 親との同居と見なしている。次にWave3とWave5では, 同居家族の続柄は自由回答によって尋ねられており, アフターコーディングが施されている。このアフターコードをもとに, 同居家族に親または配偶者の親が含まれていれば親と同居していると見なしている。また, JLPSでは妻方の両親と夫方の両親を区別することができるため, それぞれについて, 同居していれば1, 同居してなければ0の値を取るダミー変数を作成した。

4.4 従属変数

統制変数は, 本人の学歴, 本人の働き方, 配偶者の働き方, 末子年齢, 個人年収, 妻の家事分担割合, そして調査年ダミーである。

本人の学歴は, 「中学・高校卒」, 「専門学校卒」, 「短大・高専卒」, 「大学・大学院卒」の4カテゴリとして変数を作成した。Hybrid Modelを用いた分析では「大学・大学院卒」を基準カテゴリとして投入する。次に本人と配偶者の働き方は, 「正規」「非正規」「自営・家族従業」「無職」の4カテゴリとし, 多変量解析では「正規」を基準として分析に使用する。続いて末子年齢は, 同居家族や子どもに関する質問項目から末子の年齢を特定し, 連続変数として使用する。また個人年収については対数変換を行った上で, 分析に使用する。最後に, 妻の家事分担割合は, 本人と配偶者の家事頻度に関する質問から作成した。家事頻度については「食事の用意」, 「洗濯」, 「家の掃除」, 「日用品・食料品の買いもの」の4つの項目について, 「1. 毎日」から「6. 全くしない」までの選択肢を用いて尋ねられている。妻の家事分担割合を作成するために, まず値を反転させ値が大きくなるほど家事頻度が高まるよう

に変換し、妻と夫それぞれについて4つの項目を全て足しあわせた。そして妻の家事頻度の合計値を夫と妻の家事頻度の合計値で除したものを妻の家事分担割合として使用する。分析に使用する変数の記述統計量は付表に記載した。

5. 分析

5.1 記述的分析

まず、従属変数と独立変数の分布をそれぞれ確認する。はじめに、従属変数となる結婚満足度について、Wave 別に平均値と標準偏差を示したのが表1である。Wave ごとに大きな変化は見られないものの、W1からW3にかけて結婚満足度の平均値はやや増加傾向を示し、その後は徐々に平均値が減少していく傾向が表れている。こうした調査期間中の結婚満足度の変化は確認されるものの、全体として結婚満足度の水準は高いといえる。先行研究で指摘されるような、育児期女性が抱える育児不安や育児ノイローゼといった現象がこのデータの対象者においても生じているのか、という点についてはやや疑問が残る。この点については、育児期にも関わらず毎年の調査に協力している女性が分析の対象者となっているため、家族生活やメンタルヘルスなどについて比較的余裕のあるものにサンプルが限定されている可能性がある。反対に結婚満足度が低く、生活の余裕がない調査対象者がパネルデータから脱落していく可能性が存在し、その結果として結婚満足度の平均値が高くなっているとも考えられる。いずれにしても、本稿の分析対象者の結婚満足度は決して低い値ではないということには留意が必要である。

続いて、結婚満足度のWave間の変動を移行確率として表したのが、表2である。表2を見ると、対角線上のセルが最も割合が高く、Wave間で結婚満足度が変化しない確率が高いことを示している。特に、t時点において「満足している」や「やや満足している」と回答したものについては、60%以上がt+1時点においても、同様の回答をしており、結婚満足度が高い層では、一貫して満足度の高さが維持されている。他方で、満足度が比較的高くない層では、変動が生じる確率が比較的高くなっている。例えば、t時点において「どちらともいえない」と回答した場合、次の時点において同様の回答をするのは40%ほどに留まっており、変動が生じる可能性が比較的高い。さらにWave間で変動が生じている残りの60%は、約40%が満足度の高い方へ、約20%が満足度の低い方へ移行していることがわかる。

Wave別の記述統計やWave間の移行確率から、JLPSにおいては、6歳以下の子どもを抱える育児期の女性の結婚満足度は決して低い状況にはない。さらに、そうした結婚満足度

表1 Wave別 結婚満足度の平均値

	W1	W3	W5	W7
平均値	4.01	4.07	4.03	3.90
標準偏差	1.02	0.97	0.99	1.01
N	519	541	615	621

表 2 結婚満足度の移行確率

t時点	t+1時点					Total
	不満	やや不満	どちらとも	やや満足	満足	
不満	52.63	18.42	15.79	5.26	7.89	38
やや不満	11.27	43.66	22.54	21.13	1.41	71
どちらとも言えない	7.02	14.62	39.77	32.16	6.43	171
やや満足	1.49	3.48	12.94	63.35	18.74	603
満足	0.38	0.96	4.02	33.08	61.57	523
Total	3.63	6.33	13.44	44.59	32.01	1,406

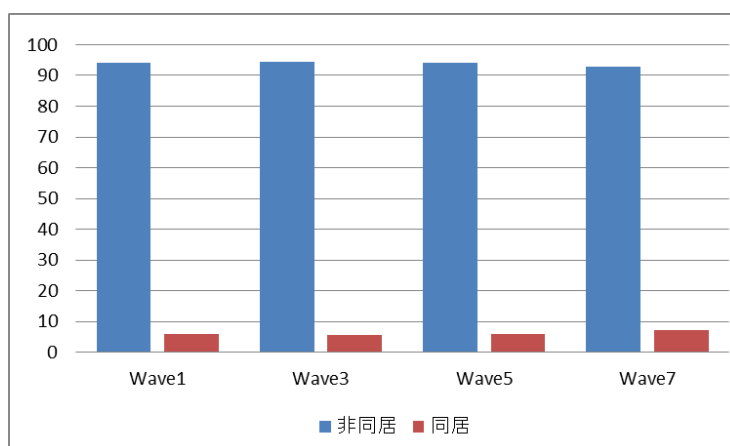


図 1 Wave 別 妻方親同居の状況

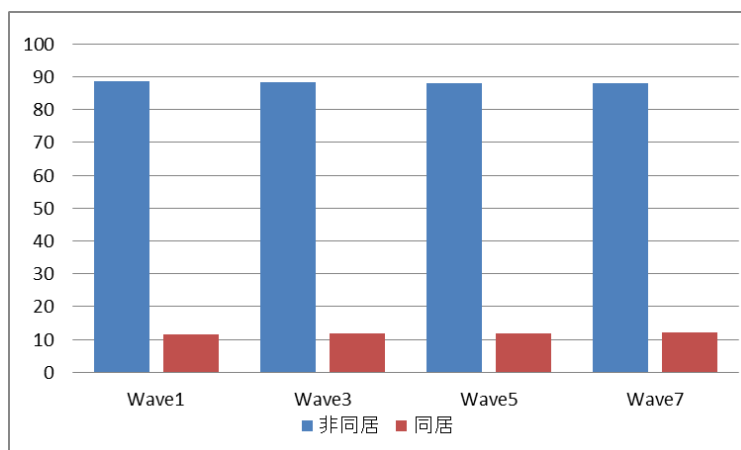


図 2 Wave 別 夫方親同居の状況

表3 妻方親同居移行確率

		t+1時点		
		非同居	同居	Total
時点	非同居	98.72	1.28	1,325
	同居	16.05	83.95	81
Total		93.95	6.05	1,406

表4 夫方親同居移行確率

		t+1時点		
		非同居	同居	Total
時点	非同居	97.59	2.41	1,244
	同居	17.28	82.72	162
Total		88.34	11.66	1,406

の高さは Wave 間でも維持されており、結婚満足度が中程度のものや相対的に低い層でも、Wave 間で結婚満足度が上昇するような変化が確認された。

次に、独立変数である妻方親同居・夫方親同居の分布とその変動について確認する。まず、妻方親同居と夫方親同居について Wave 別の分布を示したのが図1と図2である。まず図1についてみると、Wave 間での変化はほとんどない。さらに、妻方の親と同居している割合はいずれの Wave においても、10%未満の小さい値を示しており、ほとんどの育児期女性は自身の親と同居していないという状況にある。次に、夫方の親同居についても確認すると、こちらも妻方親同居の変数と同様の傾向を示している。ただ、夫方の親同居の割合は各 Wave、それぞれ10%強となっており、妻方の親同居の割合よりも僅かながら大きな割合を占めている。この2つの図から、妻方と夫方で多少の違いはあるものの多くの育児期女性は、親とは同居せず生活していることがわかる。

続いて同じ変数を用いて Wave 間での親同居についての移行確率を示したものが表3と表4である。まず、妻方親同居の移行確率から見ていくと、移行確率の対角線上のセルの割合から明らかのように、妻方の親との同居・非同居は非常に変動が生じにくい変数である。これは、後に見る夫方の親との同居・非同居についても同様であり、夫方・妻方を問わず、親との同居の状況は変化しにくいと言えるだろう。

t 時点において妻方の親と非同居だったものが t+1 時点において同居に移行するのは1.28%と非常に小さい値を示しており、非同居から同居への変化は非常に起こりにくいことがわかる。一方、同居から非同居への変化は16.05%となっている。この変数自体は非常に変動しにくいという特徴と持っているが、t 時点において親と同居しているものが、次の時点において非同居へ移行する変化は相対的に起こりやすい現象だと考えられる。

上記のような、変化の少なさや少ない中での変動の状況は夫方の親との同居・非同居についても同様の傾向を示している。非同居から同居への移行は2.41%、同居から非同居への移行は17.28%となっている。

親との同居・非同居についての変動の傾向は、妻方・夫方によって大きな変化はない。異なる点は、妻方よりも、夫方の親と同居しているものの割合が高いという点である。妻方・夫方のどちらについても、同居から非同居への変化のほうが生じやすいことが明らかとなった。

次に、独立変数と従属変数の2変数の関連を記述的に確認する。図3と図4は、Waveごとに妻方親同居群と妻方親非同居群、夫方親同居群と夫方親非同居群の結婚満足度を棒グラフに示したものである。まず妻方親同居・非同居と結婚満足度の関連を示した図3を見ると、すべてのWaveにおいて妻方親同居群のほうが結婚満足度が低い。この傾向は夫方親同居についても同様であり、いずれのWaveにおいても夫方親同居群のほうが結婚満足度は低くなっている(図4)。

続いて、Wave間での妻方・夫方の親同居の変化と結婚満足度の変化について示したものが図5と6である。この図にはW1からW3、W3からW5、W5からW7のそれぞれの時点間で、「親同居から親非同居」、「変化なし」、「親非同居から同居」の3つのグループを特定し、各グループについて時点間での結婚満足度の差の平均値を算出したものを示している。

まず妻方親同居の変化と結婚満足度の変化について示した図5を見ると、一貫した傾向を読み取るのは困難であるが、非同居から同居への変化を経験したグループでは結婚満足度の減少が生じていることがわかる。親との同居や親との非同居の状態に変化がないグループも結婚満足度の減少が確認されるが、非同居から同居を経験したグループに比べると小さい値となっている。

続いて、夫方親同居の変化と結婚満足度の変化の関連を図6から確認する。まず、同居から非同居への変化を経験したグループでは、W1からW3、W3からW5にかけて結婚満足度が増加する傾向が確認される。このような同居の解消により結婚満足度が増加する傾向はW5からW7では確認されなかったが、この点は妻方親同居とは大きく異なる結果となった。さらに、夫方の親同居では非同居から同居への変化は一貫して結婚満足度が減少することが図から読み取れる。

ここまでの2変数の関連についてまとめると、以下の点が明らかとなった。まず、妻方・夫方を問わず親と同居しているほうが非同居に比べ結婚満足度は低い傾向が示された。親との同居は育児期の女性にとっては、サポート源が増加するとも考えられるため満足度が増加することも予想されるが、むしろ結婚満足度を低下させている。さらに、親同居の変化と結婚満足度の変化については、妻方・夫方のいずれにおいても、非同居から同居への変化が生じると結婚満足度が減少する傾向が確認された。これに加えて、夫方の親同居で

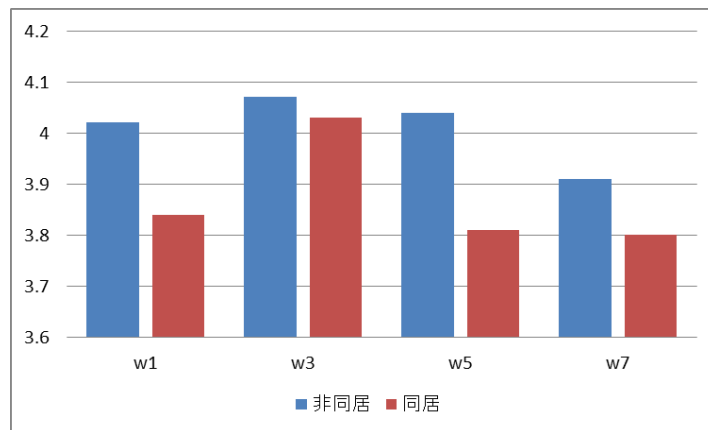


図3 妻方親同居と結婚満足度

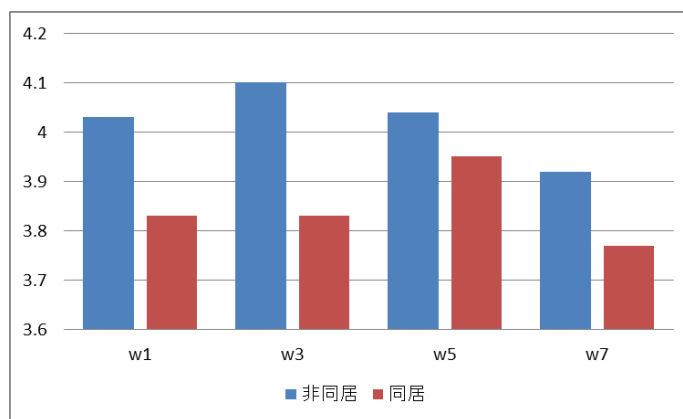


図4 夫方親同居と結婚満足度

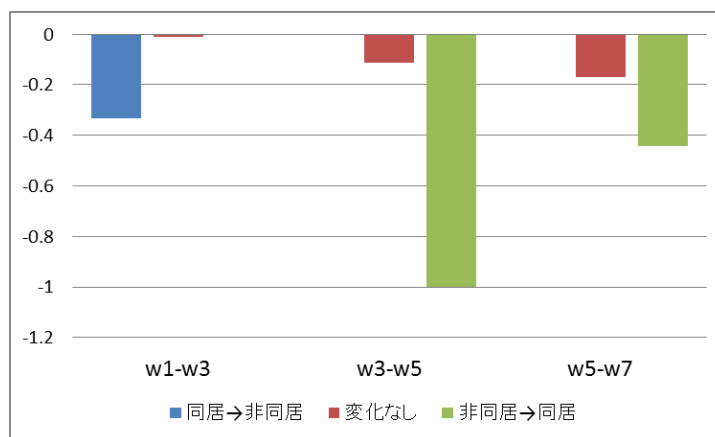


図5 妻方親同居の変化と結婚満足度の変化

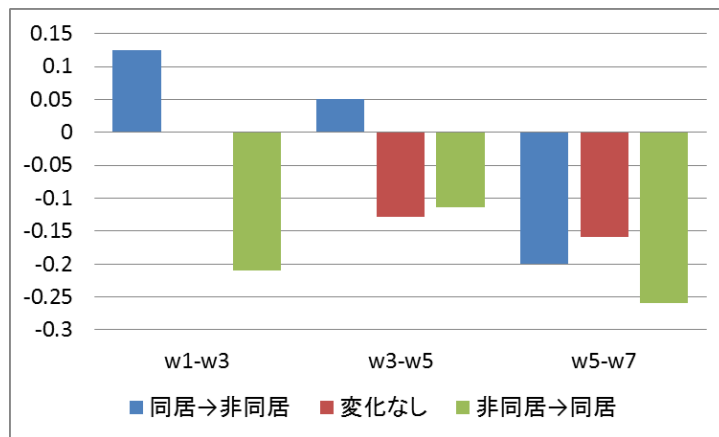


図6 夫方親同居の変化と結婚満足度の変化

は、同居から非同居への変化が生じた際に結婚満足度が増加する傾向も確認された。

こうした傾向が他の要因を統制した場合にも確認されるだろうか。さらに個体間の効果と個体内の効果それぞれを推定し、親同居が結婚満足度に与える影響は個体間の差異によって生じているのか、個体内の差異によって生じているのかという点について Hybrid Model を用いて明らかにする。

5.2 多変量解析

表5は、Hybrid Modelの結果を示している。Hybrid Modelの結果について、まず全体を概観すると以下の点が明らかになった。

まず Between Effect として、配偶者の従業上の地位、末子年齢、妻の家事分担の割合、学歴、調査年ダミーが有意な結果を示している。配偶者の従業上の地位は、夫が正規雇用の場合に比べ、非正規労働や無職の場合には結婚満足度が低いという結果が示されている。反対に本人の働き方についてはいずれも有意な変数は確認されなかったため、育児期女性にとっては夫の働き方が比較的安定している場合に、結婚満足度が高いという結果となった。また末子年齢の影響は係数が負となっているため、末子の年齢が高い方が結婚満足度が低いという傾向を示している。さらに、妻の家事分担の割合についても負の影響が示されている。つまり、妻の家事分担の割合が高い層は、割合が低い層に比べて、結婚満足度が低くなるということを示しており、この点についてはクロスセクショナルなデータを用いた先行研究の結果と一致する。育児期女性の結婚満足度やメンタルヘルスにとって重要なサポートとして親と配偶者が考えられてきたが、JLPSでも配偶者のサポートの効果が示された。学歴については、大卒層に比して中学・高校卒層では結婚満足度が低くなることが示されている。

続いて Within の効果について確認すると、家事の負担度と調査年ダミーが有意な影響を示している。家事分担の割合については、Between Effectでも有意な効果が確認されていた

表 5 結婚満足度を従属変数とした Hybrid Model

	within		between			
	B	S.E.	B	S.E.		
本人働き方						
非正規	-0.111	0.100	-0.056	0.103		
自営・家族	-0.014	0.160	-0.153	0.186		
無職	0.039	0.109	0.010	0.162		
配偶者働き方(ref: 正規)						
非正規	0.103	0.123	-0.417	0.171	*	
自営・家族	0.021	0.118	-0.119	0.124		
無職	-0.349	0.228	-2.060	0.449	**	
個人年収	0.003	0.016	-0.023	0.028		
末子年齢	0.013	0.011	-0.026	0.014	+	
妻の家事分担割合	-0.507	0.193	**	-0.662	0.257	*
本人学歴						
中学・高校			-0.232	0.083	**	
専門学校			-0.062	0.085		
短大・高専			-0.018	0.083		
調査年ダミー(ref: W1)						
W3	0.005	0.043	0.133	0.169		
W5	-0.112	0.047	*	0.285	0.145	*
W7	-0.312	0.062	*	0.325	0.131	*
妻方親同居	-0.428	0.144	**	-0.017	0.128	
夫方親同居	-0.293	0.111	**	-0.120	0.095	
R-Squares(within/between)		0.632		0.117		
R-Squares(overall)		0.089				
n/number of observation		890/2296				

note: ** p<0.001 * p<0.05 + p<0.1

が、Within Effect においても同様に負の有意な影響が示されている。つまり Within Effect では、Wave 間で配偶者の家事頻度が高くなり本人の家事頻度が低下または維持されるような、妻の家事分担の割合が減少する変化が個人内で生じた場合に、育児期女性の結婚満足度が高まると考えられる。これまでの先行研究では、主に個人間の比較によって配偶者からのサポートについて分析が行われてきたが、パネルデータを用いて個人内での変化について分析を行った場合においても配偶者からのサポートは有意な影響を持っている。育児期女性にとって配偶者の家事分担の割合が高いこと、さらに育児期において夫が家事分担の割合

を増加させることは、重要なサポート源であると考えられる。

最後に本稿の独立変数である、妻方・夫方の親同居の影響について確認していこう。まず、**Between Effect**の結果から見ると、妻方・夫方の親同居は負の係数となっているが、いずれについても有意ではない。そのため、従来先行研究で述べられてきたような親同居による個人間の差異はここでは確認されなかった。一方で、**Within Effect**の結果を見ると、妻方・夫方を問わず親同居は有意な負の効果を示している。調査期間内に、親と同居を開始する、反対に親との同居を解消するような変化を経験すると、育児期の女性の結婚満足度が有意に変化する。

この点について **Between Effect** と **Within Effect** の結果を併せて考えると、クロスセクショナルなデータを用いた分析では調査時点の親同居の状態によって結婚満足度の高低に差が見られたが、パネルデータを用いて分析を行うと、個人内の親との同居の変化のみが有意な結果として示された。

さらに、先の記述統計で確認された結果から、妻方親同居の負の影響は非同居から同居へ変化した際のマイナスの影響が現れていると考えられる。記述統計で確認したように、妻方親同居では同居から非同居への変化では結婚満足度はほとんど変化せず、非同居から同居への変化を経験した場合に、結婚満足度が減少することが示されている。つまり、妻方の親同居のマイナスの効果は、親と新たに同居することによって育児期女性が何らかの負担やディストレスを感じることにより、結婚満足度が低下しているものと考えられる。

だが夫方親同居では、非同居から同居への変化に加えて、同居から非同居への変化を経験した場合でも、結婚満足度が変化することが記述的に明らかになっている。そのため、**Within** 推定で得られた夫方親同居のマイナスの影響は、親と新たに同居を開始することによるマイナスの影響に加えて、親との同居を解消することで結婚満足度が増加していることになる。

以上の結果をまとめると、親同居が結婚満足度に与える影響は個人間の差異ではなく、個人内の変動によって生じているため仮説 1 は支持されない。また、仮説 2 と仮説 3 は **Within Effect** の効果は負の係数を示しているため、支持されたとと言えるだろう。

6. 議論

本稿では、親との同居が育児期女性に与える影響をパネルデータによって検証してきた。パネルデータを用いた分析から得られた知見は以下のように整理できる。まず、夫方・妻方を問わず親との同居が育児期女性に与える影響は個体間の差異ではなく、個体内の変動によって生じている。さらに、親との同居の影響は負の係数を示しており、育児期女性の結婚満足度を低下させる傾向がある。また、記述的な分析を踏まえると、妻方の親との同居の影響は同居を開始した時に結婚満足度が低下しているが、夫方の親との同居の影響は同居を開始した時に結婚満足度が低下することに加えて、同居を解消したときに結婚満足度が上

昇すると解釈できる。

先行研究で述べたように、親との同居は育児資源を提供しサポートとして機能する場合と、育児期女性と同居している親との間で否定的相互作用を生じさせる場合とが考えられるが、本稿の分析結果では否定的相互作用を生じさせている可能性を示唆する結果となった。Lincoln (2000) が述べるように、否定的相互作用がないことが重要であり、夫方の親との同居を解消した際に結婚満足度が上昇する本稿の結果は、Lincoln の指摘に適合的である。さらに石田 (2006) は、個人の取り結ぶ社会関係の中で、ある規範や制度に埋め込まれた関係を「制度的・規範的關係」として、このような関係を非選択的關係と呼んでいる。こうした社会関係の特徴として、個人の選好や関係の良否を問わず関係が持続すること、さらに非選択的關係を取り結ぶ他者との間に「負担となるイベント」が発生した場合にその影響を受けやすいことを指摘している。この指摘から本稿の分析結果に立ち返ると、特に夫方の親との同居の場合には、義親との関係の良否に日常的な接触を回避することが難しく、サポート以外にも日常的な否定的相互作用や「負担となるイベント」が存在する。そして同居を解消することによって結婚満足度が高まるという結果は、このような非選択的關係から受ける日常的な負担やストレスなどが軽減されたものと解釈されうるだろう。

もちろん、親との同居については、様々な形で支援を提供し、特に貧困層などにおいては生活を維持するための 1 つの戦略となっているという指摘もあり (Edin and Lein 1996)、本稿の分析から親が育児期女性に対して様々なサポートを提供していることが否定されたわけではない。だが、本稿の結果はこれまで見落とされてきた否定的相互作用が親との同居には存在していることを示唆している。したがって、今後の育児を行う環境として 3 世代同居を議論していく際には、3 世代同居が育児期女性に与える正の側面と負の側面の双方を考慮して議論していく必要があるだろう。

最後に本稿の課題をいくつか述べていきたい。まず、分析上の問題点として親との居住関係を同居と非同居の 2 分類を用いている点である。多くの先行研究では親との居住関係について同居、近居、遠居などが用いられており、特に近居についてはサポートが得やすく否定的相互作用が発生しにくいいため、育児期女性の精神状態にとってプラスの影響を持ちやすいことも指摘されている。

また、本稿の分析結果から親との同居においては否定的相互作用が存在する可能性が示唆されたが、否定的相互作用を測定し分析に投入しているわけではない。そのため、個人内変動として、親との同居を解消した際に、結婚満足度が上昇する傾向が確認されたが、同別居が育児期女性の精神状態に影響を及ぼすメカニズムが十分に明確になったわけではない。この点は同居を開始する、または同居を解消する理由とも関連するだろう。例えば、親の介護をきっかけに同居をはじめ、親の死去により同居を解消する場合には、同居の解消により満足度が上昇することも考えられる。

これらの点は JLPS のデータ上の制約もあるため、他のパネルデータを用いることも含め

今後の分析の課題としたい。

付表 分析に使用する変数の記述統計量

	Mean	S.D		Mean	S.D
結婚満足度	4.000	0.997	個人所得 対数変換済み)	2.980	2.440
本人働き方			妻の家事分担割合	0.845	0.137
正規	0.217	0.412	本人学歴		
非正規	0.293	0.455	中学・高校卒	0.276	0.447
自営・家族従業	0.042	0.201	専門学校	0.222	0.415
無職	0.448	0.497	短大・高専	0.254	0.436
配偶者働き方			大学・大学院	0.248	0.432
正規	0.874	0.332	末子年齢	3.918	3.006
非正規	0.041	0.198	妻方親同居	0.061	0.240
自営・家族従業	0.079	0.270	夫方親同居	0.118	0.323
無職	0.007	0.081			
n / number of observations				890	2296

[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) Wave1-7, 2007-2013』および『東大社研・壮年パネル調査 (JLPS-M) Wave1-7, 2007-2013』(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]

- Alison, Paul D, 2009, *Fixed Effects Regression Models*, Los-Angeles: Sage.
- Edin, Kathryn, and Lein, Laura, 1996, "Work, Welfare, and Single Mothers' Economic Survival Strategies", *American Sociological Review*, 61: 253-266.
- 原田謙, 2017, 『社会的ネットワークと幸福感——計量社会学で見る人間関係』勁草書房
- 星敦士, 2012, 「育児期女性のサポート・ネットワークが well-being に与える影響——NFRJ08 の分析から」『季刊社会保障研究』48(8): 279-289.
- 石田光規, 2006, 「選べる関係, 選べない関係——パーソナル・ネットワークアプローチ再考」『社会学論考』27: 29-50.
- 久保桂子, 2001, 「働く母親の個人ネットワークからの子育て支援」『日本家政学会誌』52: 135-145.
- 内閣府, 2014, 『平成 26 年版高齢化白書』.
- 内閣府, 2015, 『少子化社会対策大綱』.
- Lincoln, Karen D, 2000, "Social Support, Negative Social Interactions, and Psychological Well-

Being”, *Social Service Review*, 74(2): 231-252.

前田尚子, 2004, 「パーソナル・ネットワークの構造がサポートとストレーンに及ぼす効果——育児期女性の場合」『家族社会学研究』16(1): 21-31.

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.

松田茂樹, 2002, 「育児ネットワークの構造とサポート力」『家族研究年報』27: 37-48.

目良秋子・小坂千秋・平山順子・柏木恵子, 2003, 「育児期女性におけるソーシャルサポート」『白百合女子大学研究紀要』39: 159-170.

三谷鉄夫, 1991, 「都市における親子同・別居と親族関係の日本的特性」『家族社会学研究』3(3): 42-49.

中西泰子, 2005, 「育児期女性のサポートネットワークと生活満足度——妻方親族サポートに着目して」『社会学論考』26: 25-36.

中澤渉, 2012, 「なぜパネル・データを分析するのが必要なのか——パネル・データ分析の特性の紹介」『理論と方法』27(1): 23-40

中澤渉, 2014, 「政党支持と政治意識の変動——個人間の差異と個人内変動の関係」『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.81.

野口眞弓・新川治子・多賀谷昭, 2000, 「育児をする母親のソーシャル・サポート・ネットワークの実態」『日本赤十字広島看護大学紀要』1: 49-58.

落合恵美子, 1989, 『近代家族とフェミニズム』勁草書房.

坂田周一, Liang, Jersey, 前田大作, 1990, 「高齢者における社会支援のストレス・バッファ効果——肯定的側面と否定的側面」『社会老年学』31:80-90.

立山徳子, 2010, 「都市度別にみた世帯内ネットワークと子育て——都心・郊外・村落間の比較検討」『家族社会学研究』22(1): 77-88.

天童睦子, 2016, 『育児言説の社会学——家族・ジェンダー・再生産』世界思想社.

シンプルなパネルデータ分析はいかに可能か？またそれは必要か？ ——パネルデータ分析方法の整理とともに——

有田 伸
(東京大学)

計量社会学では一般に、手持ちのデータにおける変数間の関係を、クロス表や相関係数などのシンプルな手法をもちいてまず確認することが多い。これらのシンプルな分析は、多変量解析手法になじみのない読者にとっても理解しやすく、また多変量解析を行う前段階における探索的分析としても意義を持つ。ではパネルデータに関しては、このようなシンプルな分析はどうすれば可能なのだろうか。またそもそもそれは必要なのだろうか。本稿ではこれらの問題を、パネルデータの分析方法の整理とともに検討する。検討の結果、固定効果をはじめとするパネルデータ分析手法のエッセンスを、「カテゴリー間の個体内平均差」や「一階差分間の相関係数」など、シンプルな形で提示することは可能であり、その試みは、分析の妥当性を高めるためのいくつかの有益な効果を持つ可能性が示された。

1. はじめに

パネルデータの分析は、なんとなく読者に「とっつきにくい」印象を与えてしまうものなのかもしれない。横断的なデータであれば、変数間の関係を検討する際も、クロス表やカテゴリー間平均比較、あるいは散布図や(単)相関係数のようなシンプルな手法で記述的に結果を提示することが可能である。これらのシンプルな分析は多変量解析手法になじみのない読者も直感的に理解しやすいものであり、また多変量解析を行う前段階において、変数間の関係をまず確認しておくための作業として推奨されてもいる。

しかしパネルデータを扱う場合、そのようなシンプルな分析を行うことはまれである。パネルデータの特長を生かした形で変数間の関係を考察する場合、最初から固定効果モデルなどの複雑な手法の結果表を提示するのが一般的である。しかし、もしかするとこのような傾向が、パネルデータの分析手法になじみのない読者に、パネルデータ分析を「とっつきにくい」ものと感じさせている一因なのかもしれない。また、シンプルな手法による分析を行わないことによって、それを言い得た場合には気づいていた何らかのデータの特徴に気づけなくなってしまっている可能性も完全には否定できない。

このような関心から、本稿では、シンプルな形のパネルデータ分析はいかに可能であるのか、またそれは本当に必要であるのかを考えていく¹⁾。このような試みを通じ、パネルデータの分析手法の幅を少しでも広げていくことを目指す。

2. パネルデータの特徴と分析方法

横断的なデータに比べ、パネルデータには「時間軸」というもう 1 つの次元が加わるた

め、その構造は大きく複雑なものとなる。このため、1変数の分布やその時点間推移に関してはまだしも²⁾、2変数間の関係に関しては、クロス表やカテゴリー間平均比較、散布図や相関係数などの手法による記述的な分析を試みようとしても、対象となり得る変数ペアが膨大な数にのぼり、全体的な相関行列を算出することさえ時に困難である。またそれを算出した場合も、そのうちのどの関係に着目すべきかを判断すること自体が容易でない。パネルデータをもちいて変数間の関係を検討する際、シンプルな分析がなされづらいのはこれらの理由のためと言えるだろう。

では、パネルデータを分析する際、シンプルな手法による分析を行う必要性はまったくないのだろうか。仮に、変数間の関係に関してもシンプルな分析が行えれば、複雑なパネル分析手法になじみのない読者も、分析結果を直感的に理解できるようになるかもしれない。またそれを行うことではじめて、データの何らかの重要な特徴に気づきうる可能性も否定できない。だとすれば、その可能性について一度検討してみる余地はあるように思われる。

では仮にシンプルな手法による——かつ意味のある——パネルデータ分析が行えたとすれば、それはどのような形によってであろうか。ここで注目したいのは、横断データを、クロス表やカテゴリー間平均比較、相関係数のようなシンプルな手法をもちいて分析する場合も、他の変数の統制や因果関係の想定の有無を除けば、ロジットモデルや回帰分析のような多変量解析の手法を用いる場合と、焦点を当てている「変数間の関係」は変わらないケースが多いという点である。言葉を替えて言えば、多変量解析手法は多くの場合、シンプルな分析手法とまったく別の物ではなく、焦点を当てている変数間関係について調べる上でのシンプルな手法の「発展形」と考えられる。

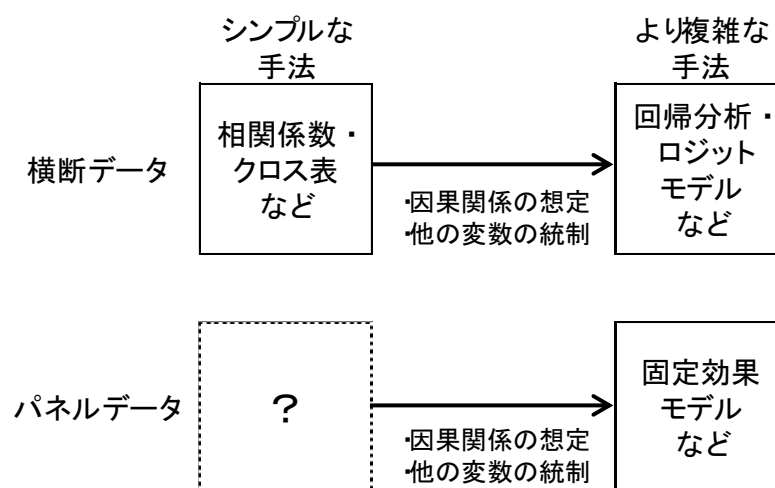


図1 パネルデータのシンプルな分析の可能性

このような事実をふまえれば、パネルデータのシンプルな分析としてまず考えられるの

は、固定効果モデルをはじめとする、パネルデータの特長を生かした統計手法のエッセンスを、因果関係の想定や他の変数の統制を抜きにしたシンプルな形（たとえば相関係数、クロス表、カテゴリー間平均比較など）で示す、という方向となるだろう（図1参照）。まずはこの方向で、検討を行ってみよう。

3. 固定効果モデル・一階差分モデルのエッセンスをシンプルに表す

3.1 固定効果モデル

固定効果モデルは「個人間の観察されない異質性の統制」を可能とするモデルであり、パネルデータの特長を生かした分析手法の代表的存在である。ここではまず、この固定効果モデルの分析のエッセンスを、シンプルな方法によって表していくことを試みる。

仮に、雇用形態の違い（正規雇用か非正規雇用か）が時間当たりの賃金水準に及ぼす影響を検討するために、被雇用者を対象とした wave1 から wave6 までのパネルデータに固定効果モデルをあてはめるとしよう。このパネルデータにおいて、たとえばある個人（Aさん）に関しては、表1のようなデータが得られているとする（架空データ。wave3 データは欠損。他の変数は省略）。非正規雇用ダミー変数は、正規雇用に就いている時に 0、非正規雇用に就いている時に 1 をとり、時間当たり賃金は各 wave におけるその実額を示すものとする。

表1 雇用形態と賃金水準に関する架空データ

Aさん	wave1	wave2	wave3	wave4	wave5	wave6	個人内平均
非正規雇用ダミー	1	1	.	1	0	0	0.4
(個人内平均との差分)	<i>0.6</i>	<i>0.6</i>	.	<i>0.6</i>	<i>-0.4</i>	<i>-0.4</i>	<i>0</i>
時間当たり賃金	900	1000	.	1100	1400	1600	1200
(個人内平均との差分)	<i>-300</i>	<i>-200</i>	.	<i>-100</i>	<i>200</i>	<i>400</i>	<i>0</i>

固定効果モデルとは、各時点の変数の値に関して、個人内の時点間平均からの差分をとり、その値を分析対象とすることで個人間の観察されない（時間不変の）異質性の影響を統制し、その上での変数間の関係性を明らかにしようとするモデルである（Allison 2009 など）。ここでの事例に即して考えれば、それぞれの個人に関して、非正規雇用ダミー変数と時間当たり賃金の個人内での時点間平均を求め（Aさんの場合それぞれ 0.4 と 1200）、さらに各時点の値に関してこの時点間平均からの差分を求める（表1斜体）。固定効果モデルでは、こうして求められた個人内の時点間平均からの差分の、変数間での関係性を表そうとしていることになる。したがって、他の変数の統制を行わない場合、この事例に関する固定効果モデルのエッセンスは「非正規雇用ダミー変数の個体内時点間平均からの差分と、時間当たり賃金の個体内時点間平均からの差分が、互いにどのような関係にあるか」、現実的には「それぞれの個人内で、非正規雇用ダミー変数が 0 をとる時（正規雇用の状態）と 1 をとる時（非正規雇用の状態）との間で時間当たり賃金がどれだけ異なるか」を示すことになる。

以上をふまえれば、この事例の場合、それぞれの個人に関して、正規雇用と非正規雇用の賃金を比べること、より具体的にいえば、観測期間中に正規雇用と非正規雇用の双方を経験した個人に関して、正規雇用と非正規雇用の間の平均賃金と、非正規雇用と非正規雇用の間の平均賃金の差を示すことが、この固定効果モデルが焦点を当てている変数間関係とほぼ同じになる³⁾。技能や資質が時点間でそれほど変わらないと考えられる同一の個人が、正規雇用と非正規雇用の間に就いていた時に得られる賃金と、非正規雇用と非正規雇用の間に就いていた時に得られる賃金の差が、個人間の観察されない異質性をすべて統制した上での「正規雇用と非正規雇用の間の賃金差」と解釈されるためである。

表1に示したAさんの場合、正規雇用と非正規雇用の間に就いている時（非正規雇用ダミー=0）の平均賃金1,500円（ $= (1400+1600)/2$ ）と、非正規雇用と非正規雇用の間に就いている時（非正規雇用ダミー=1）の平均賃金1,000円（ $= (900+1000+1100)/3$ ）との差の-500円が、求めたい賃金差となる。このようにして求めた各個人内での平均賃金の差の個人間での平均（とその散らばり）を示すことが、固定効果モデルのエッセンスをシンプルな分析の一例となるだろう。ただし、実際の作業としては、各個人内において正規雇用、非正規雇用それぞれに就いている時の賃金を区別し、両者の（平均的な）差分を求める必要が生じる。このためのプログラムを別途作成しなければならない点がやや厄介ではある。

以上の事例では、名義変数（雇用形態）と連続変数（時間当たり賃金）との関係について考察したが、焦点を当てる変数が共に名義変数である場合、あるいは共に連続変数である場合にも、同様の分析結果の提示が可能であろう。前者の場合は、個人内で作成されるクロス表をもとに、一方の変数のカテゴリ間での、他方の変数のカテゴリ所属に関するオッズ比を各個人について求め、その平均を示すこと、後者の場合は、個人内で両変数間の相関係数を求め、その平均を示すことが、それぞれ同等の作業の一例となるだろう。

3.2 一階差分モデル

固定効果モデルのエッセンスをシンプルな形で示すための上記の作業は、実際に行うにはやや手間がかかる（おそらく固定効果モデルの推定を行う方が、分析者の労力ははるかに小さいだろう）。これに対して、一階差分モデルの場合は、同様の作業を行ったとしてもその手間がより少ない。

表2 各 wave における雇用形態と賃金水準、ならびに同個人前期との差分（架空データ）

Aさん	wave1	wave2	wave3	wave4	wave5	wave6
非正規雇用ダミー	1	1	.	1	0	0
(同個人前期との差分)	-	0	.	-	-1	0
時間当たり賃金	900	1000	.	1100	1400	1600
(同個人前期との差分)	-	100	.	-	300	200

一階差分モデルは同一個人に関して、当該期の変数の値と一期前の値との差分を取ること、個人間の観察されない異質性の統制を試みるモデルである⁴⁾。前述の架空データに即していえば、非正規雇用ダミー変数の値と時間当たり賃金の、それぞれ前期との差分（表2斜体）が分析の対象となり、これらに基づき非正規雇用ダミー変数と時間当たり賃金との関係が推定される。

このため、この一階差分モデルのエッセンスを表すためには、各個人毎に当期と前期との間で各変数の値の差分をとり、それを基に、上と同じ方法で変数間の関係を示せばよい。先に示したAさんの場合は、雇用形態が変化したwave4とwave5の間の差分（のみ）が、雇用形態の違いと賃金の違いの関係を推定するために有効となり、こうして推定される正規雇用と非正規雇用の間の賃金差は-300円となる（表2参照）。このような個人内での雇用形態の変化に伴う平均的な賃金変化程度の、個人間での平均（や散らばり）を示すことが、この事例に一階差分モデルを当てはめた場合のエッセンスを表すシンプルな分析の一例と言えるだろう。

3.3 なにが可能となるのか？

以上のような分析を行えば、「個人間の観察されない異質性の統制」という特長を持つ固定効果モデル、あるいは一階差分モデルが表そうとしている変数間の関係性とほぼ同等のものを——他の変数の統制などはなされないものの——よりシンプルな形で示すことができる。これらの結果は、固定効果モデルや一階差分モデルに比べて、直感的にはより理解しやすいと（個人的には）考えるが、実際の算出の手間はそれなりに大きい。その労力を投じてまで、これらの分析を行うことにはいかなる意味があるのだろうか。

第1に、扱っているデータの構造についてのより深い理解が可能となる。前述の固定効果モデルや一階差分モデルの事例に関していえば、非正規雇用ダミー変数の係数の推定のために実際に用いられるのは、観測期間中に雇用形態が変化（通常の一階差分モデルの場合は連続した時点間で変化）したケースのみである。雇用形態が変化しなかったケースについては、非正規雇用ダミー変数の個人内での時点間平均からの差分（固定効果モデル）、あるいは同一個人の前期との差分（一階差分モデル）のいずれも0の値しかとらないため、このケースは他の変数の差分との関係性を調べるためには利用できない。しかし、このように観測期間中1つの説明変数の値がまったく変化しないケースであっても、結果表の「対象ケース数」には含まれることになる。

以上からも示唆されるように、固定効果モデルや一階差分モデルは、それぞれの個人内において説明変数が自由に変動する場合に、その真価が発揮されるモデルである。そうでない場合は、限られたごく一部のケースのみに基づいて係数値が推定されてしまうことになるが⁵⁾、単に固定効果モデルや一階差分モデルの推定を行うのみでは、どれだけのケースにおいてそれぞれの説明変数が変動しているのか、別の言い方をすれば、各変数の係数値推定の

ためにそもそもどれだけのケースがもちいられたのかについて容易に知ることはできない。これに対して、上述のシンプルな方法を通じては、計算の過程で、そもそもどれだけのケースにおいて焦点を当てている説明変数が変動しているのかを容易に知ることができる。このことは、推定結果のより妥当な解釈にもつながるであろう。

第2に、このようなシンプルな方法を試みたり、あるいは実際に試みなくとも、その具体的な算出プロセスをイメージしたりすることで、より高度な分析手法を当てはめた際の各パラメータが、結局どのようなケースや時点間の値の違いを捕捉しているのか、直感的なイメージがしやすくなる。特にこれは、さまざまな交互作用項を組み入れたような複雑なモデルの推定において、その解釈、あるいはモデルそれ自体の妥当性を担保するために有益な作業となるだろう。パネルデータの分析モデルが複雑であればあるほど、それぞれのパラメータが何をすくいとっているのか、分析者が対象ケースの具体的なデータに即した形できちんとイメージしておくことが肝要である（と主張したい）。

第3に、第2の点とも大きく関連するが、以上のような分析の試みは、また別のモデルによる分析へと容易に展開していけるというフレキシビリティを持つ。この点については、次のセクションにおいてより詳しく検討していこう。

4. 別の形のパネルデータ分析への展開可能性：パネルデータ分析方法の整理と共に

以上のようなシンプルな分析の試み——具体的なデータ加工の手続きとしてはそれほどシンプルではないが——は、パネルデータのより「生の」数字のレベルで直接データを扱い、ステップ・バイ・ステップで料理を作り上げていくプロセスであると言える。このような試みは、定められたレシピ通りに自動運転で作業が進められていく、パッケージ化された既存の方法によるパネルデータ分析に比べて、さまざまな気づきや、それに基づく別の分析への発展をもたらしてくれる可能性が大きい。

手前味噌で大変恐縮ではあるが、有田（2013a, 2013b）において論じた「変化の向き等を区別したパネルデータ分析」は、上で述べた「一階差分モデルのエッセンスをシンプルな方法で確認する」という試みの過程で着想したものであった。同一個人に関して、それぞれの変数について当該期とその前期との差分をとり、その関係を確認するプロセスにおいて「一方の変数の変化の向きが異なれば、他方の変数の変化の程度も異なる可能性もあるのではないか？」と思い至り、作業中のデータで実際にそれを確認してみたことがその発端となっている。

もちろん、このような融通無碍な分析モデルの変化が、分析の前提自体を変化させてしまう点には十二分に注意しなければならない。固定効果モデルや通常の一階差分モデルは、それぞれの時点において、説明変数の「水準」が被説明変数の「水準」を定めるという前提の上に立つものである。実際にはこれらのモデルは、時点間での変数の「変化」の結果として生じた「水準」のばらつきを推定にもちいているものの、基本的な前提はあくまで以上の通

りであって、説明変数の「変化」が被説明変数の「変化」を定めると想定するモデルではない。

これに対して、通常の一階差分モデルに変化の向きを指定するパラメータを追加した「変化の向きを区別したパネルデータ分析」は、説明変数の「変化」が被説明変数の「変化」を定める、という基本的前提の上に立つものである。このようなモデルは、被説明変数の現在の「水準」を説明変数の現在の「水準」によって理解しようとする視角自体を拒んでしまうことになる⁶⁾。

以上のような根本的前提の違いには十二分に注意すべきである。しかしその限りにおいては——そして前述のようなパネルデータ分析の展開可能性を考慮に入れば——パネルデータを分析する際、分析の焦点が「水準」にあるのか、あるいはその「変化」にあるのかをきちんと見極めておくことは重要であるだろう。パネルデータを分析する際に、説明変数の「水準」の効果を見ようとするのか、「変化」の効果を見ようとするのか、あるいは被説明変数の「水準」に対する効果を見ようとするのか、その「変化」に対する効果を見ようとするのか。両者の区別を組み合わせると、パネルデータを分析する際には、焦点を当てる変数間の関係性に関して、図2で示した4つの可能性が潜在的に存在していることになる。

		被説明変数	
		1時点の水準/状態	2時点間の変化
説明変数	1時点の水準/状態	A	B
	2時点間の変化	C	D

図2 パネルデータ分析の類型

固定効果モデルや通常の一階差分モデルは、この図の「A」に該当する。前述の通り、説明変数の水準（あるいは状態）が被説明変数の水準を規定する、との想定に立つためであり、これらのモデルは「D」ではない。これに対し、有田（2013a, 2013b）が示した「変化の向き等を区別したモデル」は「D」に相当し、分析の基本的前提がまったく異なっていることになる⁷⁾。

そしてこのほかにも、説明変数の水準（あるいは状態）が被説明変数の変化に及ぼす影響に焦点を当てる「B」や、説明変数に変化が被説明変数の水準（状態）に及ぼす影響に焦点を当てる「C」の可能性もあり得る。説明変数が時点間で変化しない（time-invariant）ものまで含めれば、DID（Difference in Difference）分析の相当数は「B」に該当すると言えるだろう⁸⁾。たとえばJLPSデータを用いたものとしては、たばこ税率が引き上げられた時期における禁煙行動や喫煙本数の変化を性別に検討した藤原の分析（石田・有田・藤原・朝井 2014）や、残業手当が引き上げられた時期における労働時間の変化に対して、性別・年齢や役職・産業が及ぼす影響を検討した朝井の分析（Asai 2014）などがこの例である。

もちろんこれらの分析タイプの相違は、「そもそもどのようなメカニズムによって、観察している事象が生じているのか」についての想定の違いを反映するものである。しかし、探索的な分析を行う過程においては、先入見を持たず、これらさまざまなタイプの分析を試みってみることは許されるであろうし、そのことが思わぬ結果や知見をもたらしてくれる可能性もあるだろう。このようなさまざまなタイプの分析を試みってみるために、個人内での時点間差分や偏差を取り、変数間でのそれらの関係や、あるいは時点間差分と他の変数の水準との関係を確かめたりすることは、有益な方法の1つとなる。このような、より「生の」数字のレベルでパネルデータに触れることで、他の分析の可能性に気づいたり、あるいはこれまで気付いていなかった何らかのデータの特徴を発見できる可能性が広がるのではないかと考えられる。

5. おわりに

本稿では、横断的データとは異なり、変数間の関係を調べるために最初の段階から複雑なモデルを適用するのが一般的なパネルデータの分析に際して、よりシンプルな形の分析は可能であるのか、また可能であるとしてそれはいかなるメリットを持ち得るのかについて検討してきた。本稿の考察結果に基づけば、データ加工の手間はかなりかかるものの、固定効果モデルや一階差分モデルなどのエッセンスを表したよりシンプルなパネルデータ分析は可能であり、またそれはいくつかのメリットを持つものと考えられる。そのメリットとしては、より複雑なパネル分析手法になじみのない読者にも結果が理解されやすくなる、という点の他にも、(1)扱っているパネルデータの構造をより理解しやすくなること、(2)より複雑な分析手法が何を扱っているのか、具体的な個人のデータレベルでのイメージが持ちやすくなること、(3)別の視角に基づく別の分析への発展可能性が開かれやすくなること、などが挙げられる。これらのメリットは、より妥当なパネルデータ分析を可能にし、またパネルデータ分析の幅を広げることにも貢献する可能性を持つだろう。

これらのシンプルなパネルデータ分析は、実際にそれを行わないとしても、分析者がその具体的な形を意識してみるだけで、そのメリット——特に上記の(2)(3)——をある程度享受できるという点は再度強調しておきたい。データ構造が複雑である分、それを扱う手法も複雑になりがちなパネルデータ分析において、仮想的にであれ「シンプルな分析」の具体例をイメージしてみることは、結局自分はいかなる変数間関係に焦点を当てていることになるのか、またそれは本当に妥当なものなのか、などを自省的に考えるための良い契機となるものと期待されるのである。

[注]

- 1) 本稿は、2016年12月11日の二次分析研究会において行った、パネルデータの二次分析

のためのアプローチを整理した筆者の報告内容をまとめた暫定的な論考である。

- 2) 対象がカテゴリー変数の場合には、2時点間での遷移行列を確認する、などのアプローチが考えられる。
- 3) 厳密には、この方法では個人を単位として雇用形態の違いが賃金に及ぼす効果を測定している点が、「各個人内の各時点の値」それ自体が効果推定における基本単位となっている固定効果モデルとは異なる。
- 4) データが2期のみのパネルデータの場合は、一階差分モデルと固定効果モデルの結果は完全に一致する。
- 5) このような説明変数の変動程度への着目の重要性は、本研究会成果報告会（2017年3月27日開催）において、コメンテータの近藤絢子さんが指摘された点でもある。
- 6) 敢えてそのような視角で捉えることも不可能ではないが、従来のそれとはまったく異なるものとなる。またこのような「変化で変化を説明するモデル」は、固定効果モデルや通常の一階差分モデルの特長である「個人間の観察されない異質性の統制」とも無関係なものとなる。そもそもそれらのモデルが想定していた「個人間の観察されない異質性の効果」とは、あくまで「水準」に関するものであり、「変化で変化を説明するモデル」においては意味を持たなくなるためである。このモデルの結果は、あくまで「説明変数がこのように変化した個人は（他の変数を統制すると）従属変数がこのように変化する」ことを示すものとして解釈される。
- 7) したがって、「水準が水準を規定している」のではなく、「変化が変化を規定している」という前提に立ってこそ現実をより適切に理解できると判断される場合にのみ、このモデルは利用可能となる。
- 8) タイプ「D」の「変化で変化を説明するモデル」も、広い意味ではやはり DID モデルの一種である。このほか、個人の属性別に遷移行列を確認するような作業もやはり「B」に該当する。

[参考文献]

- Allison, Paul D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*, Sage.
- Asai, Yukiko, 2014, "Overtime Premium and Working Hours: An Evaluation of the Labour Standards Act Reform in Japan," Panel Survey Discussion Paper Series, Institute of Social Science, University of Tokyo, No.76.
- 有田伸, 2013a, 「変化の向き・経路と非変化時の状態を区別したパネルデータ分析—従業上の地位変化がもたらす所得変化を事例として」『理論と方法』28(1): 69-85.
- 有田伸, 2013b, 「パネルデータを用いた正規職/非正規職間賃金格差の社会的分析—『観察されない異質性の統制』の陥穽を超えて」東京大学社研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.68.

石田浩・有田伸・藤原翔・朝井友紀子，2014，「希望・仕事・喫煙行動の変化—『働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査(JLPS)2013』の結果から」東京大学社研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.75.