

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

**2013年度 参加者公募型二次分析研究会**

**家庭環境から見た若年者の就業と**

**ライフスタイルに関する二次分析**

**—公的統計の匿名データと社会調査の個票データを利用して—**

**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

2014（平成26）年3月

# はじめに

槇田直木

(独立行政法人統計センター／東京大学社会科学研究所)

この報告書は、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(センター)が2013年度に実施した参加者公募型二次分析研究会の成果をまとめたものである。

SSJ データアーカイブ (SSJDA) は、1998 年から研究者向けに個票データ提供事業を行っており、その下で2000 年度から毎年度、「二次分析研究会」をセンター外の研究者の参加も呼びかけ、今回で第14 回目を数える。

今年度の公募型研究会は、テーマを「家庭環境から見た若年者の就業とライフスタイルに関する二次分析—公的統計の匿名データと社会調査の個票データを利用して—」として、17 人の参加を得た。2013 年5 月から12 月にかけて、公的統計(政府統計)による統計調査や、そこから作られた匿名データの扱いについて説明の後、参加者による二次分析研究の中間報告を毎回重ね、2014 年2 月に成果報告会を外部からの聴衆も交えて開催した。その報告会での質疑も反映させて、この報告書は、16 本の論文を収録している。

今回の研究会では、二次分析のために用いるマイクロデータとして、テーマの副題が表しているように、SSJDA が収録する社会調査の個票データと公的統計の匿名データの両方を掲げている。これらは、互いに補完しうる関係にある。

社研パネル調査(JLPS)や日本版総合的社会調査(JGSS)などの大学や民間企業が実施した社会調査の個票データは、質問項目が豊富にあるおかげで、特定の関心に特化した仮説を導出するのは比較的容易である。しかし、そのサンプルサイズ(標本の大きさ)は多くても高々数千であり、このことが仮説の検証にとっての障害となることも少なくない。

一方、就業構造基本調査(就調)や国民生活基礎調査などの公的統計の匿名データは、国が実施した統計調査を基にして作成されたものである。公的統計での統計調査では、調査協力者である国民・企業の負担軽減の観点から、質問項目数の数は厳しく絞り込まれ、さらに、匿名データではその匿名化のため地域区分や年齢階級などの粒度は粗くなっていることから、仮説の導出をするには小回りが利きづらいことは否めない。それでも、公的統計の匿名データの最大のメリットは、元のサンプルの巨大さにある。利用可能なレコード数は調査によっては数万から数十万に上るものもあり、匿名データから、研究者の分析の関心に応じて特定集団を抜き出しても、あるいは、雇用の正規・非正規/男女の別/年齢階級に分割しても、相当な大きさのサンプルを確保することが期待できる。

二次分析研究会が、このように公的統計の匿名データの利用も考慮して開催されるのは、実は今回が初めてであり、その点では、今回は画期的なものとなっている、これに至った背景には、1996～2005年度の10年間に渡って、センターへ職員を外向させた総務省統計局との協力関係が背景にある(参照 特集「社会科学研究とSSJ データアーカイブ」エストレーラ 2006年6月(公財)統計情報研究開発センター)。小職も、赤門総合研究棟で奉職した1人である。

我が国において、公的統計の匿名データが成立するには、少々長い経緯がある。かつて、研究者が公的統計のマイクロデータに触れる機会は、旧統計法(昭和二十二年法律第十八号)に基づく目的外利用に限られていた。そのような例外的な位置付けによる措置が続いた中、1995年、「内外の研究者や国際機関等から、標本データの提供を求める要望が高まっている」ことを受けて、当時の統計審議会(現在の統計委員会)は、答申「統計行政の新中・長期構想」の中で「標本データの提供」について提言を行った。その後、「学術研究のための政府統計マイクロデータの試行的提供」(一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター)など、研究者と総務庁統計局らによる匿名データ実現に向けた取り組みが長きに渡って積み重ねられた。そうする中で、統計行政を取り巻く他の要因もあって、2004年(及び2006年)、小泉政権下の経済財政諮問会議でのいわゆる「骨太の方針」に応える形で統計改革が動き出した。そして、2007年、国会で可決、成立した新統計法(平成19年法律第53号)によって、匿名データの作成・提供が法的に実現することになった。

この新統計法が全面施行される2009年に向けて、引き続いて実務的な作業が行われるのであるが、その過程で東京大学や一橋大学などの関係の先生方からは、統計委員会や総務省における議論へ多くの御協力をいただいた。また、小職も、総務省統計局が初めて作成する匿名データを統計委員会へ諮問する担当室長として、SSJDAで得た経験とその後の社研スタッフとの交流を、活用させてもらった。

現在、小職は、調査実施府省が作成した匿名データの提供事務を委託に基づいて実施する(独)統計センターの担当課長を務めている。今回、2013年度の二次分析研究会にアドバイザーとして参画し、SSJDAと協働できたことは、以上のような経緯から、感慨深い。

閑話休題。

今年度の研究会でも、関東近郊のみならず、宮城県から福井県、京都府、大阪府から集まった研究者がそれぞれの関心を持ち寄り、年間を通して議論してきた。公的統計の匿名データを使った計量分析は、経済学の分野の研究者によるものがこれまで目立つように思われたが、今回、社会学の分野の研究者の参加が多く得られたことが新鮮に感じられた。一層多様な問題意識、論点、利用すべきマイクロデータ、分析手法が提起され、人的な面でも内容の面でも、二次分析研究の可能性がさらに広がったのではないだろうか。

今回の研究会を通して指摘された匿名データに関する課題を挙げるとすれば、社会調査の個票データに比べてかなり規模の大きな公的統計の匿名データの取扱い、レコード（個人単位）に付された世帯番号を用いることで可能となる世帯を単位とした分析などがある。それらの場面で要求されるスキルや、前処理手法は、開発途上の感があり、研究者コミュニティの中で経験の蓄積、ノウハウの共有が期待される。SSJDA 個票データでは、その提供が SPSS ファイル形式によって行われることから変数ラベル・値ラベルがあらかじめ貼り付けられているが、公的統計の匿名データには、そのようなものはない。匿名データは、「政府統計個票データレイアウト標準記法」に則った CSV ファイル形式によって提供することとなっており、特定の統計パッケージソフトへインポートするという建て付けになってはいない（パッケージソフトに応じた形式に加工して提供することは、学術研究機関ではない行政にとって困難）。

これについては、研究者コミュニティの中で、使用する匿名データとパッケージソフトに応じて、データインポート、事前処理用のシンタックス（プログラムコード）をプールするなどといった工夫を取ることができないだろうか。

匿名データが保守的な立場で作成されていることから、研究者にとって満足できる細かさの情報を提供しているとは必ずしもいえないことも課題として挙げられる。これには、調査の秘密を守るという公的統計にとって基本的な義務との関係を考慮しなければならない。現在適用されている匿名化手法の一つ、リコーディング（符号、分類の付け直し）では、調査票から得られた年齢は匿名データでは年齢5歳階級に束ねられたり、地域区分が「三大都市圏」か「三大都市圏ではないか」の二分法になっていたりする。我が国の公的統計の歴史において学術研究目的での匿名データの日は浅く、調査実施府省においても、統計行政の制度を担う統計委員会においても、慎重な姿勢で匿名化が行われている。ところが、諸外国で使われていた匿名化手法、パータベーション（攪乱、意図的なノイズの付加。例 スワッピング）が、日本でも国勢調査の匿名データ（2013 年末に提供開始）で初めて適用された。このことを契機として、これから作成される匿名データにも、統計的研究にとって影響を微少なものに止めるパータベーションを導入する一方で、年齢階級や地域に関する区分についてリコーディングの粒度の見直しが考えられないだろうか。併せて、すでに作成されている匿名データについても、その再作成が検討されるべきだろう。

これを実現にさせるには、研究者コミュニティから関係の機関に対して要望を積極的に伝えることが重要であり、匿名データを用いた二次分析の実績をさらに増やすことが必要である。需要のないところにサービス（法令、予算、人材）が提供されにくくなるのは、行政分野を問わない。オープンデータが政策課題として注目される今日、公的統計の分野にもそれに関連の動きは見られるが、匿名データは黙っていても「お上」があてがってくれたものではない。

この研究会を通して、研究者は、各分野の知識や統計手法、また、公的統計についても、理解を深め、相互に刺激し合えたものと期待している。研究者めいめいには、二次分析に係わる人の層をさらに広げ、研究の深化を加速させることを期待している。

統計の利活用は、科学的根拠に基づく政策立案と意思決定の客観性、信頼性を向上させ、よりよい経済、社会、環境作りにつながっていくと、小職は信じている。おりしも、昨年、出版界では統計関係の書籍や雑誌のヒットが相継いだが、統計活用は、一時のブームで終わるものではなく、未来に向けたムーブメントでなければならない。

この二次分析研究会がもし成功であるとしたら、それは、研究会に参加し、この成果報告書が掲載している論文を執筆した研究者の努力と相互の協力に依るところが大きいが、それら研究者を支援してくれた方々の存在も忘れてはならない。成果報告会の司会、コメンテーターを快く引き受けてくださった先生方、また、そこでの質疑に加わってくださった聴講者各位（含む 厚生労働省、総務省の各担当者）；公的統計匿名データ利用を前提としたこのテーマを 2013 年度研究会として採択した佐藤博樹教授、境家史郎准教授を始めとするセンター共同利用・共同研究拠点の教員各位；そして、研究者ではない小職をアドバイザーとして迎え入れ、テーマ設定の段階からこの研究会を一緒になって熱心に運営したセンターの多喜弘文助教及び福田隆巳研究員、明海大学伊藤伸介准教授に、深く感謝申し上げる。

2014 年 3 月

（本稿で記された見解は、本人のものであり、所属する又は関係する組織のものではない。）

## 活動の記録

2013/ 5/25 第 1 回研究会

- 1.二次分析研究会の趣旨説明・進め方の概要説明
- 2.参加者自己紹介および研究関心の説明
- 3.公的統計の匿名データ提供について
- 4.今後のスケジュールについて
- 5.その他連絡事項

2013/ 6/29 第 2 回研究会

- 1.研究報告（報告数 3）
- 2.疑似マイクロデータを用いたデモンストレーション
- 3.匿名データ利用に関する相談・質疑応答
- 4.今後のスケジュールについて

2013/ 8/ 3 第 3 回研究会

- 1.研究報告（報告数 3）
- 2.匿名データのハンドリングについて
- 3.今後のスケジュールについて

2013/ 9/26 第 4 回研究会（A 班）

- 1.研究報告（報告数 4）

2013/ 9/28 第 4 回研究会（B 班）

- 1.研究報告（報告数 4）

2013/10/18 第 5 回研究会（B 班）

- 1.研究報告（報告数 5）

2013/10/20 第 5 回研究会（A 班）

- 1.研究報告（報告数 4）

2013/11/ 24 第 6 回研究会

- 1.研究報告（報告数 6）

2013/12/ 26 第 7 回研究会

- 1.研究報告（報告数 8）



## 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 2013 参加者公募型研究 成果報告会

家庭環境から見た若年者の就業とライフスタイルに関する二次分析  
— 公的統計の匿名データと社会調査の個票データを利用して —

2014年2月21日(金) 10:30~18:00 東京大学赤門総合研究棟5階センター会議室

**開会の辞** (10:30 ~ 10:45) 槇田直木 (独立行政法人統計センター/東京大学)**第一部会** (10:45 ~ 12:00) 司会: 朝井友紀子 (東京大学) コメンテーター: 境家史郎 (東京大学)

- 貧困リスクの高まりは生活意識にどのような影響を与えているか——国民生活基礎調査匿名データを用いた世帯主の年齢コーホート別分析  
報告者: 森山智彦 (同志社大学)
- 雇用形態と健康の関連——非正規雇用者と正規雇用者の比較  
報告者: 大高瑞郁 (山梨学院大学)
- 国民生活基礎調査を用いた「未病」者の実態に関する研究  
報告者: 河野敏鑑 (駒澤大学)

**第二部会** (13:00 ~ 14:40) 司会: 菅原育子 (東京大学) コメンテーター: 佐藤朋彦 (総務省)

- 女性の離職に対する企業規模効果の分析  
報告者: 竹内麻貴 (立命館大学大学院)
- 女性の就業選択行動——妻と世帯収入要因分解  
報告者: 田中規子 (お茶の水女子大学大学院)
- 企業規模別にみた女性の就業継続と収入  
報告者: 寺村絵里子 (国際短期大学)
- 収入の規定要因の男女差を考える  
報告者: 織田暁子 (京都大学大学院)

**第三部会** (14:50 ~ 16:05) 司会: 多喜弘文 (東京大学) コメンテーター: 水落正明 (南山大学)

- 家庭環境から見た若年の就業行動と社会生活状況に関する計量分析  
報告者: 伊藤伸介 (明海大学)
- 時間外労働に対する割増賃金率引き上げの効果  
報告者: 朝井友紀子 (東京大学)
- 若年層の転職意識の構造と変動——「就業構造基本調査」匿名データを用いた実証分析  
報告者: 石田賢示 (東北大学大学院)

**第四部会** (16:20 ~ 18:00) 司会: 伊藤伸介 (明海大学) コメンテーター: 藤原翔 (東京大学)

- 若年層の近隣意識を規定する就業・家庭・近隣要因の分析  
報告者: 上杉昌也 (東京大学大学院)
- 学歴と雇用流動化の関連——就業構造基本調査の匿名データを用いて  
報告者: 多喜弘文 (東京大学)
- 高学歴継承が若年層の意識に及ぼす影響  
報告者: 谷岡謙 (大阪大学大学院)
- 同居家族が若年者の生活水準に与える影響——全国消費実態調査を用いて  
報告者: 脇田彩 (首都大学東京大学院)

2013 年度 参加者公募型二次分析研究会

# 家庭環境から見た若年者の就業とライフスタイル に関する二次分析

—公的統計の匿名データと社会調査の個票データを利用して—

研究成果報告書

## 目次

家庭環境から見た若年の就業行動と社会生活状況に関する計量分析	伊藤 伸介	1
女性の労働需要と育児・介護休業法——労働力調査匿名データを用いた試論	朝井友紀子	46
若年層の転職意識の構造と変動	石田 賢示	56
——「就業構造基本調査」匿名データを用いた実証分析		
若年層の近隣意識を規定する就業・家庭・近隣要因	上杉 昌也	79
——JGSS-2010 データを用いたマルチレベル分析		
雇用形態と健康の関連——非正規雇用者と正規雇用者の比較	大高 瑞郁	90
収入の規定要因の男女差を考える——雇用形態別・産業別の分析から	織田 暁子	104
国民生活基礎調査を用いた「未病」者の実態に関する研究	河野 敏鑑	121
学歴と無業の関連とその変化——就業構造基本調査の匿名データを用いて	多喜 弘文	143
1992-2002 年における若年自営層の社会階層的地位の変化	瀧川 裕貴	154
女性の離職に対する企業規模効果の分析	竹内 麻貴	170
妻の就業選択——妻の個人収入と世帯収入の関係	田中 規子	187
高学歴継承が若年層の意識に与える影響	谷岡 謙	203
企業規模別にみた女性の収入と転職経験	寺村絵里子	216
若年層の貧困と低所得状態——社会的属性の影響と時代変化に着目して	林 雄亮	230
貧困リスクの高まりは生活意識にどのような影響を与えているか	森山 智彦	244
——国民生活基礎調査匿名データを用いた世帯主の年齢コーホート別分析		
同居家族が若年者の生活水準に与える影響——全国消費実態調査を用いて	脇田 彩	265



# 研 究 報 告

# 家庭環境から見た若年の就業行動と社会生活状況に関する計量分析

伊藤伸介

(明海大学経済学部)

近年、わが国の若年不安定就業者層や無業者層における社会的な孤立の可能性が指摘されており、社会的なネットワークの形成の必要性が議論されている。こうした若者の社会的孤立の様相を実証的に明らかにするためには、世帯属性を含む家庭環境を考慮した上で、若年者の就業行動や生活行動の様相を把握することが必要と考える。そこで、本稿は、『平成 18 年社会生活基本調査』の匿名データを用いて、両親と子供から成る核家族世帯を対象に、世帯属性から見た若年の就業状況と生活行動の様相に関する計量分析を行った。本分析の結果から、親の学歴や就業状態等の親の属性が同居する子供の就業行動や一部の趣味・娯楽活動において有意な関係を持つことがわかった。さらに、無業者の就業希望意識と趣味・娯楽活動との関連性を分析した結果、親と同居する若年無業者層においては、趣味・娯楽活動が積極的なほど高い就業希望意識を持つ傾向にあることが確認された。

## 1 はじめに

近年、わが国の若年不安定就業者層や無業者層における社会的な孤立の可能性が指摘されており、社会的なネットワークの形成の必要性が議論されている(堀(2004), 本田・堀田(2006), 宮本(2012)等)。若年の就業状況が、積極的な社会生活行動や、能動的な社会的なネットワークの形成に影響を及ぼすと考えられることから、若者の社会的孤立の様相を実証的に把握するためには、若年の就業行動と社会生活行動の実態を明らかにすることが求められる。

こうした若年の就業行動や生活行動に対して、世帯の社会階層等の世帯属性が影響を及ぼす可能性が考えられる。例えば、宮本(2005)は、子供に対する親の教育志向の程度、世帯の経済水準の視点から、若年層を類型化し、その特徴を考察している。図 1 は、社会階層から見た若年層の類型図を示したものであるが(宮本(2005, 148 頁)), 例えば、図 1 における類型Ⅲの場合、期待はずれに直面する教育志向家庭であって、経済水準が高く、子弟の教育に高い関心をもつ家庭が該当する。親が高学歴の場合、子供が「大学に進学しよりよい職業に就くという人生コース」への期待が高まる。そのような親の期待が子弟にとっての圧力となった場合、子が期待に反して、非正規就業者や無業者になる可能性が指摘されている(宮本(2005, 176~181 頁))。しかしながら、宮本(2005)ではインタビュー調査による事例研究は示されているが、政府統計マイクロデータによる実証的な把握は行われていない。このような就業者の出身階層等の世帯属性と就業行動や生活行動の関係についての政府統

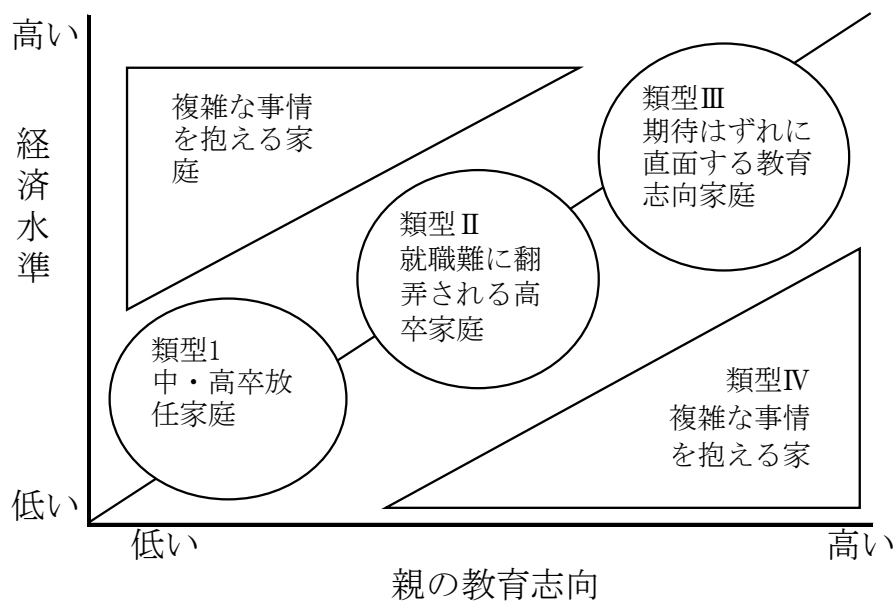


図1 社会階層から見た若年層の類型図

出所 宮本(2005, 148頁)

計マイクロデータによる実証分析は多くない。こうした先行研究における問題意識を踏まえて、本稿では、親の学歴等の世帯属性と子弟の就業行動や生活活動との関係に着目する。

ところで、伊藤(2008b, 2010)は、『社会生活基本調査』(以下『社会調』と略称)の匿名標本データを用いて、社会生活行動の積極性を表す指標を作成して類型化を試みた上で、若年の不安定就業者層と無業者層における生活活動の特徴を明らかにした。また、伊藤・勝浦(2012)や Ito(2013)では、『社会調』の個票データを利用して、親の学歴等の世帯属性が若年の就業や生活活動に及ぼす影響や若年無業者層における社会生活行動と就業意識との関係を明らかにした。

このような親の属性を含む家庭環境をさらに考慮した上で計量分析を行うことによって、若年者の就業行動や生活活動の特徴を精密に把握することが可能になる。そこで、本稿では、家庭環境に焦点を当て、若年の就業状況と生活行動の様相に関するマイクロデータ分析を行う。

本研究で使用するデータは、平成18年(2006年)の『社会調』の匿名データである。本稿では、最初に、先行研究を参考にして『社会調』における調査事項に基づいて若年不安定就業者層と無業者層を類型化するだけでなく、趣味・娯楽活動の頻度をもとにしたスコアを作成した。つぎに、本研究では、世帯属性に関する代理指標として、同居する父親と母親についても、学歴、就業状況、趣味・娯楽活動のスコアを新たに設定し、これらの属性指標も用いた上で、家庭環境から見た若年の就業行動や趣味・娯楽活動に関する分析を行った。最後に、本研究では、若年無業者層を対象に就業行動および生活活動と就業希望意

識との関連性についての細密な分析を行った。





## 2 本研究における分析の特徴

本研究においては、『社会調』の匿名データを用いて若年の不安定就業者層と無業者層を把握するために、伊藤・勝浦(2012)と同様に「若年フリーター層」と「若年無業者層」を設定している。本研究における「若年フリーター層」の定義は、年齢が15～34歳であり、男女のいずれも卒業者で「配偶者なし」の者とし、雇用形態が「パート」か「アルバイト」である者である。それに対して、「若年無業者層」の定義は、15～34歳の無業者で、家事も通学もしていない「その他」の卒業者である。また、本稿では、「正規雇用者層」に関する定義もなされている。正規雇用者層については、配偶者なしである正規の職員・従業員がその対象であって、若年フリーター層や若年無業者層と同様に、15～34歳の年齢層が正規雇用者層に該当している。

つぎに、本研究は、先行研究を踏まえて、若年フリーター層や若年無業者層を社会生活行動の消極性の観点からコアとなる階層(以下「コア階層」と呼称)とその周辺に位置付けられる階層(以下「周辺階層」と呼称)に類型化した(伊藤(2008, 2010), 伊藤・勝浦(2012))。具体的には、調査事項「学習・研究の頻度」と「ボランティア活動の頻度」に着目した上で、「学習・研究なし」かつ「ボランティア活動なし」の者であるコア階層と「学習・研究あり」か「ボランティア活動あり」の少なくともいずれかに該当する者である周辺階層に類別を行った(図2)。

さらに、伊藤・勝浦(2012)と同様に、本研究では、趣味・娯楽活動に関するスコアを作成している。具体的には、趣味・娯楽活動等の生活行動に関する調査事項については、複数回答が可能であることを勘案し、個々の活動における頻度だけでなく、趣味・娯楽の数や趣味・娯楽全体における頻度の分布を反映させた総合的な指標としてのスコアの作成を試みた。具体的には、「趣味・娯楽あり」を1、「趣味・娯楽なし」を0とした上で、対象となる趣味・娯楽活動の種目に関してスコアの総計(以下「スコア1」と呼称)を算出することによって、多趣味の程度を把握することが可能である。

ところで、伊藤・勝浦(2012)では、若年フリーター層、若年無業者層と正規雇用者層のいずれかに属する者を対象にスコア1の相対度数分布を算出している。図3と図4はそれぞれ、コア階層と周辺階層を対象にしたスコア1の相対度数分布を表したものである。図3と図4で示されるように、コア階層については、「趣味なし」を除けば、趣味・娯楽の数が5種目である比率が最も高くなっていることがわかる。一方、周辺階層においては、趣味・娯楽の数が7～9種目である比率が最も高い。また、周辺階層の場合、コア階層と比較して、趣味・娯楽なしの者の比率が小さいことが興味深い。さらに、伊藤・勝浦(2012)は、複数の趣味・娯楽活動に回答した場合の趣味・娯楽の上位10種目をコア階層と周辺階層別に一覧

	あり	なし
あり		
なし		



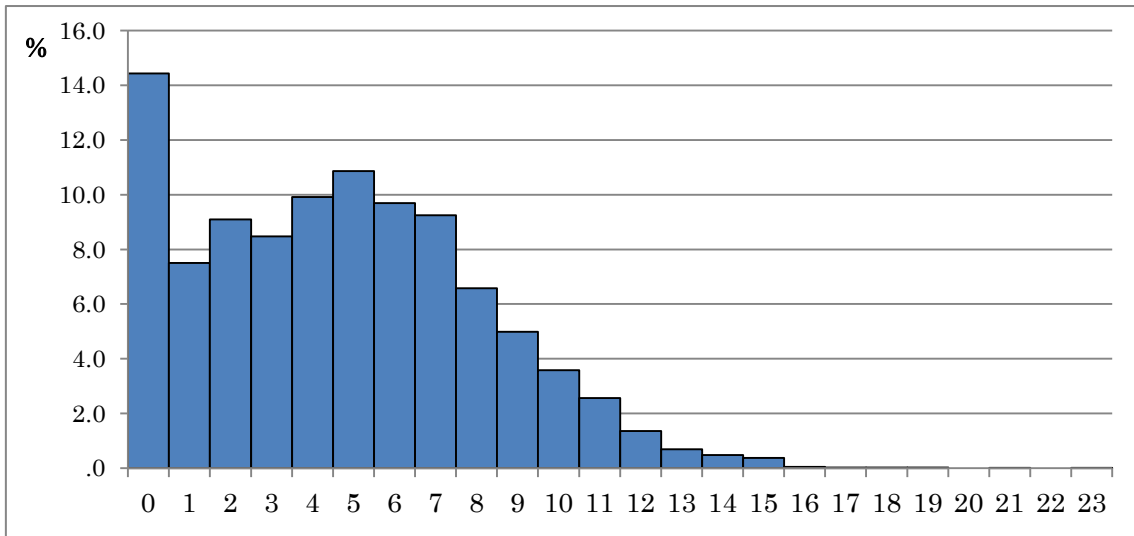
 : コア階層     : 周辺階層

図2 コア階層と周辺階層の概略図

コア階層



周辺階層

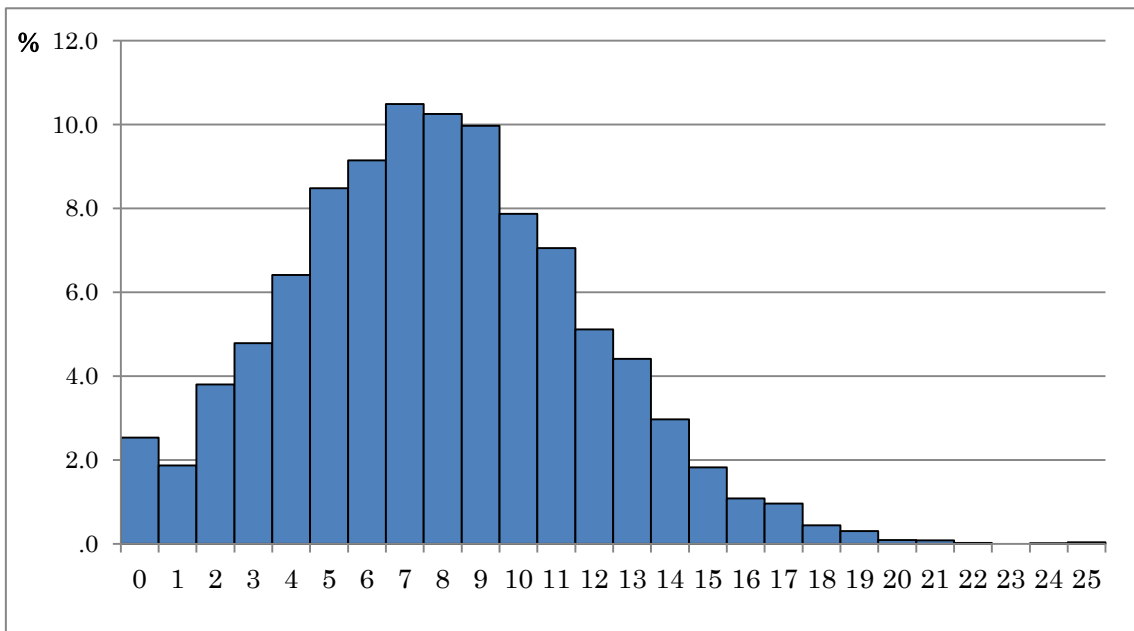


図3 スコア1の分布

出所 伊藤・勝浦(2012)

している。表 1 は、趣味・娯楽の数が 5 種目と 7 種目の 2 つのケースについて趣味・娯楽の上位 10 種目を示しているが、コア階層と周辺階層のいずれについても上位の 10 種目は、「CD・テープ・レコードなどによる音楽鑑賞」、「DVD・ビデオなどによる映画鑑賞」、「テレビゲーム」、「カラオケ」、「映画鑑賞」、「遊園地・動植物園・水族館などの見物」、「趣味としての読書」、「パチンコ」、「写真の撮影・プリント」と「スポーツ観覧」となっている。このことから、コア階層と周辺階層については、趣味・娯楽の活動内容で大きな相違は見られないことが確認できる<sup>1)</sup>。

これらの先行研究を踏まえて、本研究では、趣味・娯楽活動の中で、「スポーツ観覧」、「映画鑑賞」、「CD・テープ・レコードなどによる音楽鑑賞」、「DVD・ビデオなどによる映画鑑賞」、「写真の撮影・プリント」、「趣味としての読書」、「パチンコ」、「テレビゲーム」、「カラオケ」、「遊園地・動植物園・水族館などの見物」の 10 種目を対象に趣味・娯楽活動に関するスコアの総計を算出した。それによって、多趣味の指標が就業希望に及ぼす影響の検証を試みた。スコアの算出方法については、「しなかった」を 0、「年に 1~9 日」を 1、「年 10~19 日」を 2、「年 20~39 日」を 3、「年 40~99 日」を 4、「年 100~199 日」を 5、「年 200 日以上」を 6 とした上で、各種目におけるスコアの合計を算出した（以下「スコア 2」と呼称）。趣味・娯楽活動については、上記の 10 種目を対象にスコア 2 を計算している。スコア 2 を算出することによって、趣味の数だけでなく、趣味・娯楽の頻度も考慮することが可能である。さらに、インターネット活動についても、「電子メール利用」、「掲示板・チャット」、「ホームページ、ブログの開設・更新」、「情報検索およびニュース等の情報入手」、「画像・動画・音楽データ・ソフトウェアの入手」、「商品やサービスの予約・購入・支払など」の 6 区分に基づいて、同様にスコア 2 の作成を行った。

### 3 家庭環境から見た若年の就業行動の分析

本節では、2006 年の『社会調』の匿名データを用いて家庭環境から見た若年の就業行動の分析を行う。具体的には、伊藤(2008a)を参考に若年の就業の有無や正規雇用状況に対して、同居する親の学歴等の世帯属性がどのような影響を及ぼしているかを検証した。本研究では、以下の〔モデル 1〕と〔モデル 2〕の 2 項ロジットモデルによる実証分析を行った<sup>2)</sup>。

#### 〔モデル 1〕

就業状況= $f$ (年齢ダミー, 学歴ダミー, 世帯所得ダミー, 住居の種類ダミー, 父親の学歴ダミー, 母親の学歴ダミー, 父親の就業の有無ダミー, 母親の就業の有無ダミー, 父親の趣味・娯楽活動に関するスコア, 母親の趣味・娯楽活動に関するスコア, 地域ダミー)

表 1 複数の趣味・娯楽に回答した場合の趣味・娯楽の内容(上位 10 種目)

a) 趣味・娯楽の数が 5 種目の場合

	コア階層	周辺階層
1	CD・テープ・レコードなどによる音楽鑑賞	CD・テープ・レコードなどによる音楽鑑賞
2	DVD・ビデオなどによる映画鑑賞	DVD・ビデオなどによる映画鑑賞
3	テレビゲーム	テレビゲーム
4	カラオケ	映画鑑賞
5	映画鑑賞	カラオケ
6	遊園地・動植物園・水族館などの見物	趣味としての読書
7	趣味としての読書	遊園地・動植物園・水族館などの見物
8	パチンコ	スポーツ観覧
9	写真の撮影・プリント	パチンコ
10	スポーツ観覧	写真の撮影・プリント

b) 趣味・娯楽の数が 7 種目の場合

	コア階層	周辺階層
1	CD・テープ・レコードなどによる音楽鑑賞	CD・テープ・レコードなどによる音楽鑑賞
2	DVD・ビデオなどによる映画鑑賞	DVD・ビデオなどによる映画鑑賞
3	映画鑑賞	映画鑑賞
4	カラオケ	カラオケ
5	テレビゲーム	テレビゲーム
6	趣味としての読書	趣味としての読書
7	遊園地・動植物園・水族館などの見物	遊園地・動植物園・水族館などの見物
8	写真の撮影・プリント	写真の撮影・プリント
9	パチンコ	スポーツ観覧
10	スポーツ観覧	パチンコ

出所 伊藤・勝浦(2012)

[モデル 2]

正規雇用状況= $f$ (年齢ダミー, 学歴ダミー, 世帯所得ダミー, 住居の種類ダミー, 父親の学歴ダミー, 母親の学歴ダミー, 父親の就業の有無ダミー, 母親の就業の有無ダミー, 父親の趣味・娯楽活動に関するスコア, 母親の趣味・娯楽活動に関するスコア, 地域ダミー)

本研究においては, 両親と子供からなる核家族世帯に属する若年者を分析の対象とした上で, [モデル 1] では, 若年フリーター層, 若年無業者層と正規雇用者層のいずれかに属する者, [モデル 2] において, 若年フリーター層と正規雇用者層のいずれかに属する者を対象に, それぞれ男女別の推定を行った。

本モデルでは, 個人の社会人口変数として年齢, 性別, さらには人的資本の代理指標の

1つである学歴が、ダミー変数として組み込まれている。また、個人の経済的属性として、世帯の年間収入がモデルに設定されている。さらに世帯属性については、住居の種類が、モデルに組み込まれているだけでなく、本モデルでは、親の属する社会階層が同居する子供の就業行動に及ぼす影響を考慮するために、社会階層を表す指標として「父親の学歴ダミー」と「母親の学歴ダミー」が追加的に設定することによって、親の学歴が同居する子供の就業行動に及ぼす影響の検証が追究されている<sup>3)</sup>。また、本モデルでは、親の就業状況が同居する子の就業に及ぼす影響を明らかにするために、「父親の就業の有無ダミー」と「母親の就業の有無ダミー」がモデルに組み込まれている。さらに、本人の趣味・娯楽に関するスコア(スコア2)と同様の算出方法で、同居する父親と母親を対象に、趣味・娯楽の頻度に関するスコアを計算することによって、「父親の趣味・娯楽活動に関するスコア」と「母親の趣味・娯楽活動に関するスコア」がモデルに設定されている。それによって、親の趣味・娯楽活動の積極性が同居する子の就業行動に影響を及ぼすかどうかについての検証が可能になっている。なお、『社会調』の匿名データでは、詳細な地域区分を利用することができないことから、地域2区分(三大都市圏、それ以外)についてダミー変数が設定される。

〔モデル1〕と〔モデル2〕の結果は、それぞれ表2と表3に示されている<sup>4)</sup>。表2を見ると、本人の学歴ダミーについてはプラスで有意な結果が得られるだけでなく、高学歴にしたがって回帰係数の値が大きくなっている。よって、『社会調』の匿名データにおいても、本人の学歴が高いほど、就業する傾向にあることが確認できる。

一方で、父親と母親の学歴ダミーにおける回帰係数については、男女いずれについてもマイナスで有意な傾向が示しているだけでなく、高学歴層のダミー変数において、マイナスの値が有意に大きくなっている。本分析においては、世帯所得もモデル変数に含めていることから、本分析結果から、世帯所得をコントロールしても、両親がいる核家族世帯で親と同居する子供を対象にした場合に、親の学歴のような社会階層が高いほど子供が就業しない傾向にあることが明らかになっている。こうした傾向は、2002年の就業構造基本調査および2001年の『社会調』の匿名標本データを用いて、親の学歴と子弟の就業行動について実証分析を行った伊藤(2008a)と符合しており、本分析では2006年の『社会調』の匿名データを用いた場合でも同様の結果が得られることを確認することができる。さらに、親の就業の有無ダミーを見ると、男女いずれも母親が有業である場合、同居する子の就業状況に有意にプラスに作用しているのが興味深い。さらに、住居の種類ダミーを見ると、男性については持ち家ダミーがプラスで有意となっている。

つぎに、表3を見ると、父親の学歴と母親の学歴のダミー変数のいずれも、正規雇用状況に対してマイナスに有意であり、高学歴ほど回帰係数の絶対値が大きくなっていることが確認できる。したがって、核家族世帯で親と同居する子供については、世帯所得等をコントロールしても親の学歴が高いほど同居する子供が非正規になる可能性がある。それに対して、親の就業の有無や親の趣味・娯楽活動と同居する子の正規雇用状況との間に有意



表2 【モデル1】の結果

就業状況 説明変数	男			女		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15~19歳&gt;</b>						
20~24歳	-0.103	0.264		0.206	0.351	
25~29歳	-0.067	0.272		0.080	0.365	
30~34歳	-0.126	0.281		-0.188	0.375	
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	0.943	0.199	***	1.481	0.322	***
短大・高専卒	1.443	0.277	***	2.139	0.364	***
大学・大学院卒	1.345	0.250	***	2.207	0.403	***
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200~299万円	0.408	0.273		0.345	0.405	
300~399万円	0.280	0.252		0.065	0.369	
400~499万円	0.585	0.270	**	0.913	0.393	**
500~699万円	1.211	0.260	***	0.634	0.350	*
700~999万円	1.146	0.258	***	0.681	0.353	*
1000~1499万円	1.505	0.324	***	1.299	0.458	***
1500万円以上	2.376	0.637	***	1.725	0.805	**
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	0.456	0.238	*	0.313	0.326	
公団・公営などの賃貸住宅	-0.018	0.340		-0.100	0.459	
給与住宅	-0.836	0.497	*	-0.597	0.724	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.980	0.707		-0.131	0.841	
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>						
父親が高校・旧制中卒	-0.135	0.175		-0.617	0.255	**
父親が短大・高専卒	0.845	0.542		-0.019	0.573	
父親が大学・大学院卒	-0.777	0.241	***	-0.697	0.342	**
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>						
母親が高校・旧制中卒	-0.144	0.190		-0.125	0.271	
母親が短大・高専卒	-0.280	0.259		0.145	0.357	
母親が大学・大学院卒	0.100	0.448		-0.304	0.549	
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
父親が有業	0.094	0.184		0.306	0.250	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
母親が有業	0.291	0.138	**	0.728	0.178	***
<b>父親の趣味・娯楽活動に関するスコア</b>						
	-0.019	0.013		0.000	0.018	
<b>母親の趣味・娯楽活動に関するスコア</b>						
	-0.002	0.013		-0.005	0.017	
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	-0.126	0.090		-0.027	0.191	
定数	-0.189	0.142		-0.213	0.597	
擬似決定係数(Cox-Snell R <sup>2</sup> )	0.064			0.050		
-2対数尤度	1606.564			996.097		
カイ2乗	154.099			105.322		
サンプル数	2323			2069		

表3 「モデル2」の結果

正規雇用状況 説明変数	男			女		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15～19歳&gt;</b>						
20～24歳	0.064	0.227		-0.352	0.253	
25～29歳	0.568	0.238	**	0.020	0.264	
30～34歳	1.053	0.261	***	0.018	0.278	
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	0.760	0.211	***	1.550	0.350	***
短大・高専卒	1.165	0.268	***	2.351	0.363	***
大学・大学院卒	1.125	0.254	***	2.354	0.378	***
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200～299万円	0.319	0.301		-0.411	0.305	
300～399万円	0.180	0.277		0.136	0.299	
400～499万円	0.492	0.292	*	0.279	0.288	
500～699万円	0.504	0.262	*	0.328	0.273	
700～999万円	0.771	0.269	***	0.378	0.271	
1000～1499万円	1.096	0.316	***	0.811	0.303	***
1500万円以上	0.974	0.415	**	0.899	0.410	**
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	0.376	0.235		0.580	0.218	***
公団・公営などの賃貸住宅	-0.217	0.341		0.702	0.346	**
給与住宅	-0.037	0.587		0.513	0.602	
住宅に間借り・寄宿舍・その他	2.322	1.079	**	-0.555	0.582	
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>						
父親が高校・旧制中卒	-0.183	0.160		-0.011	0.155	
父親が短大・高専卒	-0.443	0.303		-0.112	0.283	
父親が大学・大学院卒	-0.494	0.236	**	-0.351	0.207	*
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>						
母親が高校・旧制中卒	-0.030	0.177		-0.042	0.177	
母親が短大・高専卒	-0.115	0.239		-0.068	0.222	
母親が大学・大学院卒	0.094	0.425		-0.317	0.337	*
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
父親が有業	-0.170	0.199		0.183	0.184	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
母親が有業	0.066	0.130		-0.012	0.118	
<b>父親の趣味・娯楽活動に関するスコア</b>	0.002	0.013		-0.001	0.011	
<b>母親の趣味・娯楽活動に関するスコア</b>	0.011	0.012		0.005	0.011	
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	-0.238	0.130	*	0.068	0.120	
定数	-0.344	0.432		-1.688	0.533	***
擬似決定係数(Cox-Snell R <sup>2</sup> )	0.067			0.081		
-2対数尤度	1795.156			2038.247		
カイ2乗	141.558			162.413		
サンプル数	2030			1914		

な関係は見られない。なお、表 3 では、地域において三大都市圏ダミーを見ると、男性雇用者がマイナスに有意であるのに対して、女性の雇用者の場合には有意な結果が得られていない。本分析結果は、大都市圏において男女別の雇用状況の違いを反映したものを考えることができよう<sup>5)</sup>。

#### 4 家庭環境から見た趣味・娯楽活動の分析

本節では、家庭環境の観点から趣味・娯楽活動<sup>6)</sup>の様相をロジット回帰分析によって明らかにする。本分析では、両親と子供からなる核家族世帯に属する若年層で、若年フリーター層、若年無業者層、正規雇用者層のいずれかに該当する者を対象に、趣味・娯楽に関するスコアの作成に用いられた種目を含む一部の種目についてモデル分析を行った。具体的には、「スポーツ観覧」、「映画鑑賞」、「美術鑑賞」、「CD・テープ・レコードなどによる音楽鑑賞」、「DVD・ビデオなどによる映画鑑賞」、「写真の撮影・プリント」、「趣味としての読書」、「パチンコ」、「テレビゲーム」、「カラオケ」および「遊園地・動植物園・水族館などの見物」の 11 種目を対象に、それらの活動のおのおのを被説明変数とした 2 項ロジットモデルによる計量分析を行っている。具体的には、伊藤・勝浦(2012)をもとに、趣味・娯楽の活動の有無(例えば映画鑑賞の場合、映画鑑賞を行っている=1, 映画鑑賞を行っていない=0)を被説明変数とする〔モデル 3〕を設定した上で、男女別でモデルの推定を行っている。

〔モデル 3〕

趣味・娯楽活動の有無=f(年齢ダミー, 学歴ダミー, 学習・研究活動の有無, ボランティア活動の有無, 学習・研究活動の有無とボランティア活動の有無の交差項, 世帯所得ダミー, 住居の種類ダミー, 就業状態ダミー, 父親の学歴ダミー, 母親の学歴ダミー, 父親の就業の有無ダミー, 母親の就業の有無ダミー, 地域ダミー)

本モデルでは、学習・研究活動とボランティア活動の趣味・娯楽活動に対する関連性を明らかにするために、「学習・研究活動の有無」、「ボランティア活動の有無」をモデルに設定するだけでなく、社会生活行動の消極性の有無を検証するために、「学習・研究活動の有無とボランティア活動の有無の交差項」を説明変数に組み込んでいる。また、若年フリーター層、若年無業者層における就業状態の相違が趣味・娯楽活動に及ぼす影響を検討するために、正規雇用者層をレファレンス・グループとした「就業状態ダミー」がモデルに含まれている。さらに、本モデルにおいては、〔モデル 1〕や〔モデル 2〕と同様、親の学歴ダミーと親の就業状態ダミーが追加的にモデルに設定されている。

表 4 は、2006 年調査における〔モデル 3〕に関するスポーツ観覧、映画鑑賞、美術鑑賞、

表4 「モデル3」の分析結果、スポーツ観覧、2006年

説明変数	男			女		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15~19歳&gt;</b>						
20~24歳	0.088	0.247		0.436	0.312	
25~29歳	-0.226	0.252		0.330	0.317	
30~34歳	-0.244	0.260		0.345	0.327	
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	0.593	0.262	**	0.227	0.423	
短大・高専卒	0.943	0.285	***	0.454	0.431	
大学・大学院卒	1.147	0.278	***	0.743	0.438	*
<b>学習・研究活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
学習・研究活動なし	-0.110	0.228		-0.024	0.264	
<b>ボランティア活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
ボランティア活動なし	-0.532	0.173	***	-0.449	0.155	***
<b>学習・研究活動なし×ボランティア活動なし</b>	-0.332	0.254		-0.410	0.287	
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200~299万円	-0.287	0.307		-0.221	0.363	
300~399万円	0.347	0.271		0.148	0.330	
400~499万円	0.390	0.272		0.065	0.325	
500~699万円	0.186	0.255		0.222	0.305	
700~999万円	0.206	0.253		0.334	0.301	
1000~1499万円	0.329	0.270		0.479	0.315	
1500万円以上	0.374	0.329		1.069	0.361	***
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	0.240	0.243		-0.107	0.227	
公団・公営などの賃貸住宅	0.279	0.355		-0.195	0.366	
給与住宅	0.606	0.473		-0.236	0.565	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.056	0.623		-0.099	0.690	
<b>就業状態&lt;正規雇用者層&gt;</b>						
若年フリーター層	-0.295	0.148	**	-0.237	0.132	*
若年無業者層	-0.298	0.169	*	-0.600	0.249	**
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>						
父親が高校・旧制中卒	0.048	0.138		-0.202	0.156	
父親が短大・高専卒	-0.168	0.285		-0.122	0.269	
父親が大学・大学院卒	0.197	0.187		0.028	0.191	
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>						
母親が高校・旧制中卒	0.140	0.158		0.199	0.187	
母親が短大・高専卒	-0.030	0.205		0.158	0.223	
母親が大学・大学院卒	-0.049	0.319		-0.490	0.324	
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
父親が有業	0.077	0.160		-0.222	0.171	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
母親が有業	-0.094	0.105		-0.056	0.111	
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	0.110	0.105		-0.079	0.112	
定数	-1.801	0.493	***	-1.393	0.629	**
Cox&Snell R <sup>2</sup>	0.061			0.058		
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.094			0.090		
-2対数尤度	2578.753			2336.100		
LRカイ2乗	163.725			142.929		
サンプル数	2595			2376		

表 4 続き, 美術鑑賞, 2006 年

説明変数	男			女		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15~19歳&gt;</b>						
20~24歳	0.374	0.465		0.771	0.397	*
25~29歳	0.601	0.465		1.043	0.400	***
30~34歳	0.454	0.478		1.546	0.406	***
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	0.093	0.380		0.330	0.495	
短大・高専卒	0.714	0.407	*	0.514	0.500	
大学・大学院卒	0.958	0.395	**	1.314	0.504	***
<b>学習・研究活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
学習・研究活動なし	-0.911	0.294	***	-0.802	0.292	***
<b>ボランティア活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
ボランティア活動なし	-0.945	0.197	***	-0.328	0.153	**
<b>学習・研究活動なし×ボランティア活動なし</b>	-0.098	0.337		-0.470	0.317	**
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200~299万円	0.197	0.399		0.126	0.379	
300~399万円	-0.371	0.408		0.421	0.354	
400~499万円	0.391	0.376		0.574	0.345	*
500~699万円	-0.148	0.363		0.412	0.328	
700~999万円	0.213	0.348		0.694	0.321	**
1000~1499万円	0.281	0.373		1.061	0.335	***
1500万円以上	0.010	0.459		1.085	0.382	***
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	0.000	0.332		0.162	0.249	
公団・公営などの賃貸住宅	0.022	0.524		0.089	0.386	
給与住宅	0.137	0.652		0.113	0.578	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	-0.688	1.113		-1.653	1.150	
<b>就業状態&lt;正規雇用者層&gt;</b>						
若年フリーター層	0.421	0.198	**	0.036	0.134	
若年無業者層	0.497	0.210	**	0.059	0.222	
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>						
父親が高校・旧制中卒	-0.203	0.205		-0.121	0.166	
父親が短大・高専卒	-0.002	0.393		-0.155	0.285	
父親が大学・大学院卒	0.050	0.258		0.238	0.198	
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>						
母親が高校・旧制中卒	0.190	0.243		0.193	0.196	
母親が短大・高専卒	0.323	0.295		0.152	0.233	
母親が大学・大学院卒	-0.035	0.429		0.504	0.308	
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
父親が有業	-0.240	0.213		-0.065	0.171	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
母親が有業	0.027	0.150		-0.004	0.114	
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	0.039	0.151		0.086	0.113	
定数	-2.075	0.724	***	-2.967	0.731	***
Cox&Snell R <sup>2</sup>	0.076			0.171		
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.161			0.255		
-2対数尤度	1449.515			2199.081		
LRカイ2乗	250.026			446.444		
サンプル数	2598			2376		

表 4 続き, 映画鑑賞, 2006 年

説明変数	男			女		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15~19歳&gt;</b>						
20~24歳	0.082	0.194		-0.377	0.226	*
25~29歳	-0.132	0.198		-0.419	0.232	*
30~34歳	-0.420	0.206	**	-0.544	0.241	**
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	0.177	0.181		0.109	0.265	
短大・高専卒	0.532	0.207	**	0.518	0.279	*
大学・大学院卒	0.618	0.201	***	0.777	0.298	***
<b>学習・研究活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
学習・研究活動なし	-0.349	0.221		0.112	0.300	
<b>ボランティア活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
ボランティア活動なし	-0.246	0.168		-0.012	0.178	
<b>学習・研究活動なし×ボランティア活動なし</b>	-0.329	0.241		-0.647	0.318	**
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200~299万円	0.113	0.238		-0.058	0.269	
300~399万円	0.131	0.225		-0.084	0.256	
400~499万円	0.356	0.226		0.170	0.252	
500~699万円	0.451	0.208	**	0.118	0.238	
700~999万円	0.427	0.207	**	0.427	0.239	*
1000~1499万円	0.585	0.225	***	0.633	0.266	**
1500万円以上	-0.071	0.290		0.446	0.355	
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	0.199	0.190		0.325	0.194	*
公団・公営などの賃貸住宅	-0.008	0.291		0.568	0.309	*
給与住宅	0.221	0.440		-0.254	0.478	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	-0.069	0.511		0.007	0.525	
<b>就業状態&lt;正規雇用者層&gt;</b>						
若年フリーター層	-0.304	0.120	**	-0.313	0.113	***
若年無業者層	-0.636	0.143	***	-1.028	0.176	***
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>						
父親が高校・旧制中卒	0.000	0.113		0.012	0.132	
父親が短大・高専卒	0.247	0.236		0.093	0.255	
父親が大学・大学院卒	0.188	0.160		0.144	0.180	
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>						
母親が高校・旧制中卒	-0.015	0.127		-0.009	0.148	
母親が短大・高専卒	0.075	0.170		0.149	0.192	
母親が大学・大学院卒	0.057	0.286		0.063	0.310	
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
父親が有業	-0.020	0.134		-0.099	0.161	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
母親が有業	0.210	0.092	**	0.100	0.102	
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	0.258	0.091	***	0.250	0.106	**
定数	-0.575	0.388		0.723	0.460	
Cox&Snell R <sup>2</sup>	0.092			0.091		
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.124			0.130		
-2対数尤度	3266.048			2623.684		
LRカイ2乗	250.026			225.020		
サンプル数	2590			2368		

表 4 続き, CD・テープ・レコードなどによる音楽鑑賞, 2006 年

説明変数	男			女		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15～19歳&gt;</b>						
20～24歳	-0.221	0.210		-0.393	0.300	
25～29歳	-0.736	0.211	***	-0.570	0.305	*
30～34歳	-0.951	0.216	***	-0.583	0.314	*
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	0.075	0.169		0.417	0.298	
短大・高専卒	0.261	0.202		0.610	0.317	*
大学・大学院卒	0.460	0.198	**	0.674	0.343	**
<b>学習・研究活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
学習・研究活動なし	-1.078	0.276	***	0.102	0.495	
<b>ボランティア活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
ボランティア活動なし	-0.554	0.235	**	-0.451	0.277	
<b>学習・研究活動なし×ボランティア活動なし</b>	0.233	0.298		-1.011	0.513	**
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200～299万円	-0.003	0.223		0.038	0.300	
300～399万円	0.031	0.213		0.155	0.287	
400～499万円	0.190	0.220		0.496	0.289	*
500～699万円	0.212	0.200		0.465	0.270	*
700～999万円	0.236	0.201		0.559	0.270	**
1000～1499万円	0.417	0.226	*	0.729	0.304	**
1500万円以上	0.042	0.298		0.699	0.421	*
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	-0.144	0.195		0.111	0.243	
公団・公営などの賃貸住宅	-0.065	0.291		0.160	0.375	
給与住宅	-0.947	0.446	**	0.059	0.619	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.638	0.611		1.625	1.069	
<b>就業状態&lt;正規雇用者層&gt;</b>						
若年フリーター層	-0.105	0.126		-0.017	0.141	
若年無業者層	-0.155	0.140		-0.235	0.215	
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>						
父親が高校・旧制中卒	0.065	0.114		-0.110	0.163	
父親が短大・高専卒	0.271	0.265		-0.188	0.307	
父親が大学・大学院卒	0.063	0.172		0.072	0.226	
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>						
母親が高校・旧制中卒	0.012	0.126		0.137	0.177	
母親が短大・高専卒	0.125	0.180		-0.048	0.227	
母親が大学・大学院卒	-0.290	0.311		0.071	0.376	
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
父親が有業	-0.286	0.137	**	-0.031	0.193	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
母親が有業	0.103	0.096		0.079	0.125	
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	0.103	0.097		-0.098	0.128	
定数	2.377	0.414	***	2.021	0.568	***
Cox&Snell R <sup>2</sup>	0.074			0.055		
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.104			0.095		
-2対数尤度	3002.402			1914.440		
LRカイ2乗	198.750			133.707		
サンプル数	2582			2355		

表 4 続き, DVD・ビデオなどによる映画鑑賞, 2006 年

説明変数	男			女		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15~19歳&gt;</b>						
20~24歳	-0.114	0.199		-0.450	0.251	*
25~29歳	-0.618	0.201	***	-0.546	0.256	**
30~34歳	-0.754	0.206	***	-0.839	0.263	***
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	-0.035	0.166		0.353	0.272	
短大・高専卒	0.096	0.197		0.509	0.286	*
大学・大学院卒	0.155	0.191		0.262	0.300	
<b>学習・研究活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
学習・研究活動なし	-0.496	0.248	**	-0.222	0.310	
<b>ボランティア活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
ボランティア活動なし	-0.377	0.196	*	-0.190	0.188	
<b>学習・研究活動なし×ボランティア活動なし</b>						
	-0.144	0.268		-0.654	0.328	**
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200~299万円	-0.157	0.217		-0.234	0.271	
300~399万円	-0.162	0.207		-0.080	0.258	
400~499万円	-0.004	0.213		0.318	0.257	
500~699万円	0.139	0.195		0.296	0.242	
700~999万円	0.044	0.195		0.201	0.240	
1000~1499万円	0.145	0.217		0.420	0.263	
1500万円以上	-0.080	0.286		0.203	0.331	
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	-0.193	0.188		-0.059	0.210	
公団・公営などの賃貸住宅	-0.134	0.279		0.025	0.319	
給与住宅	-0.938	0.431	**	-0.329	0.493	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	-0.876	0.484	*	-0.223	0.559	
<b>就業状態&lt;正規雇用者層&gt;</b>						
若年フリーター層	-0.205	0.120	*	-0.020	0.117	
若年無業者層	-0.245	0.133	*	-0.430	0.181	**
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>						
父親が高校・旧制中卒	-0.013	0.111		-0.243	0.137	*
父親が短大・高専卒	0.108	0.246		0.250	0.271	
父親が大学・大学院卒	-0.003	0.163		0.180	0.184	
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>						
母親が高校・旧制中卒	0.095	0.122		-0.058	0.155	
母親が短大・高専卒	0.091	0.170		-0.231	0.193	
母親が大学・大学院卒	-0.075	0.294		-0.467	0.285	
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
父親が有業	-0.057	0.129		0.256	0.154	*
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
母親が有業	0.181	0.091	**	0.111	0.102	
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	0.093	0.092		-0.086	0.104	
定数	1.835	0.385	***	1.597	0.478	***
Cox&Snell $R^2$	0.054			0.068		
Nagelkerke $R^2$	0.075			0.098		
-2対数尤度	3237.309			2625.977		
LRカイ2乗	144.756			165.600		
サンプル数	2585			2363		



表 4 続き, 写真の撮影・プリント, 2006 年

説明変数	男			女		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15~19歳&gt;</b>						
20~24歳	-0.183	0.252		0.460	0.222	**
25~29歳	-0.262	0.256		0.382	0.227	*
30~34歳	-0.243	0.266		-0.006	0.238	
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	0.241	0.245		0.026	0.281	
短大・高専卒	0.378	0.277		0.387	0.291	
大学・大学院卒	0.490	0.268	*	0.363	0.302	
<b>学習・研究活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
学習・研究活動なし	-0.483	0.237	**	-0.526	0.248	**
<b>ボランティア活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
ボランティア活動なし	-0.694	0.175	***	-0.464	0.149	***
<b>学習・研究活動なし×ボランティア活動なし</b>	-0.246	0.265		-0.297	0.265	
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200~299万円	0.202	0.321		0.093	0.277	
300~399万円	0.246	0.302		0.283	0.262	
400~499万円	0.354	0.302		0.384	0.256	
500~699万円	0.314	0.281		0.432	0.242	*
700~999万円	0.427	0.277		0.528	0.239	**
1000~1499万円	0.446	0.298		0.799	0.255	***
1500万円以上	0.374	0.364		0.661	0.312	**
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	-0.044	0.238		0.103	0.192	
公団・公営などの賃貸住宅	-0.648	0.412		0.254	0.291	
給与住宅	0.334	0.492		0.158	0.465	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.110	0.623		-0.502	0.573	
<b>就業状態&lt;正規雇用者層&gt;</b>						
若年フリーター層	0.331	0.145	**	0.002	0.107	
若年無業者層	-0.137	0.181		-0.120	0.181	
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>						
父親が高校・旧制中卒	-0.144	0.146		-0.139	0.127	
父親が短大・高専卒	-0.360	0.315		-0.014	0.229	
父親が大学・大学院卒	-0.162	0.200		-0.073	0.162	
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>						
母親が高校・旧制中卒	0.045	0.168		-0.164	0.145	
母親が短大・高専卒	0.187	0.216		-0.201	0.179	
母親が大学・大学院卒	0.239	0.336		-0.455	0.262	*
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
父親が有業	-0.076	0.169		-0.085	0.148	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
母親が有業	0.126	0.116		0.092	0.094	
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	0.278	0.113	**	0.196	0.094	**
定数	-1.038	0.493	**	-0.293	0.464	
Cox&Snell R <sup>2</sup>	0.053			0.093		
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.087			0.124		
-2対数尤度	2286.905			3631.218		
LRカイ2乗	141.031			230.359		
サンプル数	2595			2370		

表 4 続き, 趣味としての読書, 2006 年

説明変数	男			女		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15~19歳&gt;</b>						
20~24歳	-0.005	0.214		-0.222	0.214	
25~29歳	-0.133	0.218		-0.030	0.220	
30~34歳	0.073	0.224		0.287	0.231	
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	0.496	0.200	**	0.439	0.277	
短大・高専卒	0.517	0.228	**	0.484	0.288	*
大学・大学院卒	1.064	0.220	***	0.902	0.302	***
<b>学習・研究活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
学習・研究活動なし	-0.587	0.225	***	-0.426	0.265	
<b>ボランティア活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
ボランティア活動なし	0.000	0.167		-0.136	0.166	
<b>学習・研究活動なし×ボランティア活動なし</b>	-0.542	0.246	**	-0.701	0.283	**
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200~299万円	0.510	0.246	**	0.203	0.273	
300~399万円	0.163	0.238		0.735	0.261	***
400~499万円	0.388	0.239		0.683	0.254	***
500~699万円	0.651	0.221	***	0.649	0.241	***
700~999万円	0.426	0.220	*	0.649	0.240	***
1000~1499万円	0.592	0.239	**	0.769	0.257	***
1500万円以上	0.569	0.303	*	0.963	0.335	***
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	-0.140	0.197		-0.170	0.197	
公団・公営などの賃貸住宅	-0.026	0.294		0.073	0.300	
給与住宅	0.210	0.451		-0.122	0.486	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.440	0.504		-0.951	0.557	*
<b>就業状態&lt;正規雇用者層&gt;</b>						
若年フリーター層	0.304	0.126	**	0.133	0.110	
若年無業者層	0.514	0.140	***	-0.234	0.180	
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>						
父親が高校・旧制中卒	-0.033	0.121		0.171	0.127	
父親が短大・高専卒	0.249	0.247		0.228	0.234	
父親が大学・大学院卒	-0.254	0.171		0.602	0.170	***
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>						
母親が高校・旧制中卒	-0.069	0.135		0.026	0.145	
母親が短大・高専卒	0.115	0.179		0.025	0.182	
母親が大学・大学院卒	0.803	0.299	***	-0.104	0.282	
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
父親が有業	-0.133	0.137		-0.005	0.155	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
母親が有業	-0.247	0.095	***	0.004	0.097	
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	0.210	0.095	**	0.126	0.098	
定数	-0.796	0.406	*	-0.229	0.464	
Cox&Snell R <sup>2</sup>	0.114			0.128		
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.158			0.173		
-2対数尤度	3005.259			2889.950		
LRカイ2乗	313.178			325.583		
サンプル数	2590			2368		

表 4 続き, パチンコ, 2006 年

説明変数	男			女		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15~19歳&gt;</b>						
20~24歳	0.531	0.216	**	-0.204	0.331	
25~29歳	0.357	0.220		-0.314	0.345	
30~34歳	0.275	0.227		-0.331	0.365	
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	-0.159	0.176		0.740	0.546	
短大・高専卒	-0.156	0.205		0.524	0.569	
大学・大学院卒	-0.638	0.204	***	-0.184	0.613	
<b>学習・研究活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
学習・研究活動なし	0.115	0.234		0.181	0.441	
<b>ボランティア活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
ボランティア活動なし	-0.165	0.183		0.149	0.287	
<b>学習・研究活動なし×ボランティア活動なし</b>	-0.101	0.256		-0.435	0.474	
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200~299万円	0.290	0.258		-0.553	0.498	
300~399万円	0.456	0.244	*	0.048	0.434	
400~499万円	0.668	0.245	***	-0.203	0.439	
500~699万円	0.373	0.231		0.116	0.401	
700~999万円	0.605	0.230	***	0.206	0.402	
1000~1499万円	0.867	0.247	***	0.235	0.438	
1500万円以上	0.359	0.330		0.406	0.613	
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	0.230	0.204		-0.407	0.290	
公団・公営などの賃貸住宅	0.141	0.303		-0.386	0.484	
給与住宅	-0.891	0.648		-0.249	0.807	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.644	0.502		-0.896	1.078	
<b>就業状態&lt;正規雇用者層&gt;</b>						
若年フリーター層	-0.266	0.131	**	0.120	0.190	
若年無業者層	-0.478	0.155	***	0.095	0.318	
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>						
父親が高校・旧制中卒	0.068	0.117		-0.443	0.204	**
父親が短大・高専卒	-0.293	0.266		-0.528	0.416	
父親が大学・大学院卒	-0.023	0.175		-1.099	0.328	***
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>						
母親が高校・旧制中卒	0.008	0.131		0.137	0.243	
母親が短大・高専卒	-0.234	0.183		0.100	0.324	
母親が大学・大学院卒	-0.481	0.348		-1.380	1.053	
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
父親が有業	-0.126	0.140		-0.171	0.276	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
母親が有業	0.048	0.097		-0.027	0.175	
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	-0.114	0.098		-0.305	0.184	*
定数	-1.424	0.417	***	-1.911	0.812	**
Cox&Snell R <sup>2</sup>	0.033			0.024		
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.048			0.058		
-2対数尤度	2980.924			1187.423		
LRカイ2乗	88.426			57.225		
サンプル数	2596			2376		

表 4 続き, テレビゲーム, 2006 年

説明変数	男			女		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15~19歳&gt;</b>						
20~24歳	-0.070	0.202		-0.127	0.207	
25~29歳	-0.607	0.203	***	-0.589	0.212	***
30~34歳	-0.854	0.209	***	-0.814	0.222	***
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	0.111	0.167		-0.052	0.262	
短大・高専卒	0.323	0.199		0.105	0.274	
大学・大学院卒	0.136	0.192		0.009	0.285	
<b>学習・研究活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
学習・研究活動なし	-0.588	0.237	**	0.165	0.251	
<b>ボランティア活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
ボランティア活動なし	-0.262	0.188		-0.084	0.145	
<b>学習・研究活動なし×ボランティア活動なし</b>	0.042	0.257		-0.562	0.266	**
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200~299万円	-0.005	0.216		0.153	0.261	
300~399万円	0.163	0.207		0.241	0.247	
400~499万円	0.401	0.214		0.488	0.242	**
500~699万円	0.316	0.193		0.491	0.229	**
700~999万円	0.389	0.193	**	0.687	0.227	***
1000~1499万円	0.625	0.217	***	0.588	0.243	**
1500万円以上	0.373	0.284		0.478	0.301	
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	0.242	0.182		-0.456	0.187	**
公団・公営などの賃貸住宅	0.339	0.281		-0.363	0.283	
給与住宅	-0.187	0.444		-0.299	0.453	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.236	0.499		-0.850	0.508	*
<b>就業状態&lt;正規雇用者層&gt;</b>						
若年フリーター層	0.076	0.123		0.204	0.104	**
若年無業者層	0.092	0.136		0.266	0.171	
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>						
父親が高校・旧制中卒	-0.103	0.113		-0.352	0.124	***
父親が短大・高専卒	-0.246	0.242		-0.356	0.222	
父親が大学・大学院卒	-0.254	0.163		-0.220	0.158	
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>						
母親が高校・旧制中卒	-0.034	0.124		0.096	0.140	
母親が短大・高専卒	-0.236	0.169		0.045	0.173	
母親が大学・大学院卒	-0.271	0.288		-0.240	0.255	
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
父親が有業	-0.308	0.131	**	-0.244	0.143	*
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
母親が有業	0.190	0.091	**	0.137	0.091	
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	0.238	0.093	**	-0.066	0.092	
定数	1.211	0.380	***	0.889	0.436	**
Cox&Snell R <sup>2</sup>	0.051			0.048		
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.070			0.064		
-2対数尤度	3221.453			3175.831		
LRカイ2乗	134.629			116.608		
サンプル数	2574			2375		

表 4 続き, カラオケ, 2006 年

説明変数	男			女		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15~19歳&gt;</b>						
20~24歳	-0.089	0.187		-0.084	0.234	
25~29歳	-0.842	0.191	***	-0.844	0.237	***
30~34歳	-1.304	0.200	***	-1.400	0.245	***
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	-0.099	0.169		0.359	0.271	
短大・高専卒	0.249	0.198		0.570	0.284	**
大学・大学院卒	0.363	0.192	*	0.093	0.296	
<b>学習・研究活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
学習・研究活動なし	-0.427	0.228	*	0.320	0.285	
<b>ボランティア活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
ボランティア活動なし	-0.589	0.175	***	-0.017	0.157	
<b>学習・研究活動なし×ボランティア活動なし</b>	-0.028	0.247		-0.743	0.301	**
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200~299万円	0.250	0.232		-0.400	0.268	
300~399万円	0.517	0.218	**	-0.084	0.257	
400~499万円	0.383	0.222	*	-0.407	0.249	
500~699万円	0.506	0.205	**	-0.182	0.236	
700~999万円	0.625	0.204	***	-0.148	0.235	
1000~1499万円	0.759	0.223	***	0.084	0.255	
1500万円以上	0.340	0.287		-0.091	0.316	
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	0.279	0.184		-0.008	0.196	
公団・公営などの賃貸住宅	0.321	0.275		0.427	0.312	
給与住宅	0.202	0.436		0.053	0.491	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.856	0.511	*	0.088	0.530	
<b>就業状態&lt;正規雇用者層&gt;</b>						
若年フリーター層	-0.106	0.118		-0.252	0.110	**
若年無業者層	-0.600	0.139	***	-0.720	0.175	***
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>						
父親が高校・旧制中卒	0.107	0.111		0.030	0.129	
父親が短大・高専卒	0.297	0.239		0.034	0.238	
父親が大学・大学院卒	0.018	0.160		0.073	0.168	
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>						
母親が高校・旧制中卒	-0.188	0.124		0.056	0.145	
母親が短大・高専卒	-0.220	0.168		0.077	0.183	
母親が大学・大学院卒	-0.096	0.287		0.055	0.270	
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
父親が有業	-0.249	0.131	*	-0.132	0.147	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
母親が有業	0.221	0.091	**	0.201	0.096	**
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	0.128	0.090		0.108	0.098	
定数	0.704	0.376	*	1.218	0.453	**
Cox&Snell R <sup>2</sup>	0.103			0.093		
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.137			0.128		
-2対数尤度	3301.290			2876.632		
LRカイ2乗	280.337			232.077		
サンプル数	2591			2368		

表 4 続き, 遊園地・動植物園・水族館などの見物, 2006 年

説明変数	男			女		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15~19歳&gt;</b>						
20~24歳	0.370	0.247		0.084	0.211	
25~29歳	0.187	0.251		-0.118	0.216	
30~34歳	-0.031	0.261		-0.168	0.226	
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	0.024	0.218		0.264	0.279	
短大・高専卒	0.121	0.247		0.536	0.289	*
大学・大学院卒	0.213	0.239		0.447	0.299	
<b>学習・研究活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
学習・研究活動なし	-0.733	0.240	***	0.119	0.250	
<b>ボランティア活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
ボランティア活動なし	-0.604	0.172	***	-0.156	0.146	
<b>学習・研究活動なし×ボランティア活動なし</b>	0.216	0.264		-0.537	0.266	**
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200~299万円	0.380	0.288		0.278	0.270	
300~399万円	0.077	0.281		0.326	0.256	
400~499万円	0.386	0.276		0.386	0.251	
500~699万円	0.128	0.260		0.402	0.237	*
700~999万円	0.304	0.256		0.612	0.235	***
1000~1499万円	0.695	0.270	**	0.838	0.251	***
1500万円以上	0.235	0.337		0.721	0.309	**
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	0.228	0.232		0.315	0.190	*
公団・公営などの賃貸住宅	0.168	0.347		0.517	0.288	*
給与住宅	-0.134	0.529		0.133	0.459	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	-0.234	0.619		0.382	0.512	
<b>就業状態&lt;正規雇用者層&gt;</b>						
若年フリーター層	-0.347	0.146	**	-0.267	0.104	***
若年無業者層	-0.414	0.168	**	-0.589	0.179	***
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>						
父親が高校・旧制中卒	0.175	0.137		0.123	0.125	
父親が短大・高専卒	0.037	0.280		0.181	0.223	
父親が大学・大学院卒	0.301	0.185		0.321	0.160	**
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>						
母親が高校・旧制中卒	-0.100	0.153		-0.182	0.142	
母親が短大・高専卒	0.101	0.196		-0.387	0.176	**
母親が大学・大学院卒	-0.493	0.331		-0.432	0.258	*
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
父親が有業	-0.019	0.158		-0.161	0.145	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>						
母親が有業	0.193	0.106	*	0.152	0.092	*
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	0.451	0.103	***	0.437	0.092	***
定数	-1.429	0.471	***	-0.806	0.457	*
Cox&Snell R <sup>2</sup>	0.061			0.069		
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0.093			0.092		
-2対数尤度	2620.553			3120.527		
LRカイ2乗	163.563			169.483		
サンプル数	2594			2374		

CD・テープ・レコードなどによる音楽鑑賞，DVD・ビデオなどによる映画鑑賞，写真の撮影・プリント，趣味としての読書，パチンコ，テレビゲーム，カラオケおよび遊園地・動植物園・水族館などの見物に関する分析結果を男女別に示したものである<sup>7)</sup>。最初に，交差項を含む学習・研究活動の有無ダミーおよびボランティア活動の有無ダミーの動きを見ると，パチンコについては有意な関係が見られないが，それ以外の10種目については，学習・研究活動の有無ダミーとボランティア活動の有無ダミーのいずれかの変数かあるいは交差項がマイナスに有意になっている。また，パチンコとスポーツ観覧以外では，男女のいずれかで学習・研究活動なしとボランティア活動なしの交差項がマイナスに有意になっている。このことは，パチンコ以外の趣味・娯楽活動に関しては，コア階層であるほどそれらの活動に対してより消極的であることを示している。その一方で，例えばカラオケを見ると，男性において，学習・研究活動の有無ダミー，ボランティア活動の有無ダミーのいずれにおいても回帰係数がマイナスで有意であることが確認できるが，女性については，それらの2つのダミー変数は有意な値を示していない。したがって，男女別に見た場合，学習・研究活動やボランティア活動の積極性と趣味・娯楽の活動状況との関連性が異なっている。

つぎに，学歴に着目すると，パチンコにおいては，男性の大学・大学院卒ダミーの回帰係数値はマイナスで有意であるのに対して，スポーツ観覧，美術鑑賞，映画鑑賞，趣味としての読書，カラオケといった種目においては，大学・大学院卒ダミーにおいてプラスに有意な結果が得られている。とりわけ，スポーツ観覧，美術鑑賞，映画鑑賞，趣味としての読書については，男性において高学歴になるにつれて回帰係数が大きくなっている。また，女性についても，学歴に関しては美術鑑賞，映画鑑賞，趣味としての読書のように，大学・大学院卒ダミーの値がプラスで有意になっている種目もあるが，パチンコ，カラオケ，テレビゲームのように学歴と趣味・娯楽活動における有意な関連性が確認できない種目も存在する。また，世帯の年間収入を見ると，美術鑑賞，写真の撮影・プリント，遊園地・動植物園・水族館などの見物といったお金がかかる種目については，男女のいずれかにおいて，所得が大きくなるほど回帰係数がプラスで有意であり，係数値が大きくなる傾向にあると言える。

就業ダミーを見ると，男女いずれについても，映画鑑賞，パチンコとカラオケといった種目では，若年フリーター層か若年無業者層のいずれにおいて，係数値がマイナスに有意になっている。このことから若年無業者層や若年フリーター層が正規雇用者と比較して趣味・娯楽活動に対して非積極性であることが確認できる。それに対して，趣味としての読書やテレビゲームに関しては，若年フリーター層と若年無業者層の両方においてプラスで有意な値が得られている。したがって，若年フリーター層か若年無業者層のほうが，正規雇用者層と比較して読書を積極的に行う傾向にあることがわかる。なお，地域ダミーを見ると，例えば，映画鑑賞，趣味としての読書，遊園地・動植物園・水族館などの見物につ

いては男女いずれも三大都市圏ダミーがプラスに有意であるのに対して、パチンコに関しては、女性において三大都市圏ダミーがマイナスに有意になっている。このことから、地域2区分であっても地域属性と趣味・娯楽活動との関連性を見てとることができる。

最後、親の属性が趣味・娯楽活動に及ぼす影響について確認する。親の学歴ダミーを見ると、趣味としての読書において、男性の場合には父親が大学・大学院卒のダミー変数が、女性の場合には母親が大学・大学院卒のダミー変数が、それぞれプラスに有意となっている。一方、写真の撮影・プリント、パチンコ、遊園地・動植物園・水族館などの見物については、女性において父親が大学・大学院卒の場合にマイナスに有意な関係が見られるのが確認できる。このことから、両親と同居する子供において、親の学歴と本人の趣味・娯楽の関係性を指摘することができるが、男女別でみた場合には、その傾向は異なると言える。また、親の就業の有無ダミーについては、映画鑑賞、カラオケ、テレビゲーム、遊園地・動植物園・水族館などの見物といった種目においては、男性において同居する母親が就業していることがプラスに有意な関係を持っているのに対して、趣味としての読書の場合、母親が就業していることがマイナスに有意な影響を及ぼしていることが興味深い。

## 5 若年無業者層の就業希望意識に関する分析

本節では、両親と子供からなる核家族世帯に属する若年無業者層を対象に、就業希望意識と生活行動との関連性を明らかにする。2006年調査では、無業者について調査事項「就業希望の状況」が捕捉されている。「就業希望の状況」における分類区分は、(1)就業希望であり仕事を探している、(2)就業希望であるが仕事を探していない、(3)非就業希望の3区分である。このような多肢選択の調査項目であることを考慮し、本分析では、就業希望意識(就業希望であり仕事を探している=1、就業希望であるが仕事を探していない=2、非就業希望=3)を被説明変数とする多項ロジット分析を行った。本分析で使用したモデルは、つぎの〔モデル4〕である。

〔モデル4〕

就業希望の状況 =  $f$ (年齢ダミー, 性別ダミー, 学歴ダミー, 学習・研究活動の有無, ボランティア活動の有無, 学習・研究活動とボランティア活動の交差項, 趣味・娯楽活動に関するスコア, 父親の趣味・娯楽活動に関するスコア, 母親の趣味・娯楽活動に関するスコア, インターネット活動に関するスコア, 世帯所得ダミー, 住居の種類ダミー, 地域ダミー)

〔モデル4〕では、趣味・娯楽活動に関するスコアが、モデルの説明変数として組み込まれている。さらに、〔モデル4〕では、とインターネット活動に関するスコア、父親の趣味・



娯楽活動に関するスコア、母親の趣味・娯楽活動に関するスコアもモデルに設定されている。なお、本モデルでは、サンプル数の制約もあることから、親の学歴に関するダミー変数をモデルに含めていない。

〔モデル4〕の結果は、表5で与えられている<sup>8)</sup>。表5から明らかになった点は以下のとおりである。(1)高学歴層において就業希望意識が高くなっている。(2)学習・研究活動の有無ダミーについては、マイナスで有意な値が示されている。(3)趣味・娯楽活動に関するスコアを見ると、プラスで有意な結果が得られている。このことから、趣味・娯楽活動を積極的に行っている若年無業者層は、就業希望が高い可能性があることが示唆される。(4)インターネットの利用に関するスコアは、就業希望意識に対して有意な関係を持っていない。(5)父親の趣味・娯楽に関するスコアを見ると、「就業希望であり仕事を探している」者に対してマイナスに有意な結果が確認できる。このことは、核家族世帯で子供と同居する父親が趣味・娯楽活動に積極的な場合、父親が子供と趣味・娯楽等の生活時間を共有していない可能性があり、そのことが子供の求職意欲に対してマイナスに影響を及ぼしていることが考えられる。

## 6 おわりに

本稿では、2006年の『社会生活基本調査』の匿名データを用いて、家庭環境の観点から、若年の就業行動と社会生活状況に関する実証分析を行った。最初に、本分析では、核家族世帯で両親と同居する子供を対象にした場合、世帯収入をコントロールしたとしても、親の学歴が高いほど、同居する個人の就業状況や正規雇用状況にマイナスに有意であることが確認できた。本分析結果は、宮本(2005)で指摘されている、親が高学歴で親の期待が子供にとっての圧力となった場合に、非正規就業者や無業者になる可能性と符合しているように思われる。その一方で、核家族世帯において同居する親の学歴が本人の就業にどのような因果系列に従って影響を与えているかについては、マイクロデータを用いたより精密な検証が必要であろう。

つぎに、核家族世帯で親と同居する子供に関しては、親の学歴だけでなく、母親の就業状態が一部の趣味・娯楽活動において有意な関係を持っていることが男女別の分析結果でも明らかになった。このことは、両親と同居する子供については、親の学歴が表す世帯の社会階層が子供の趣味・娯楽の活動状況にも影響を与えるだけでなく、母親が就業することによって世帯収入が増えた場合には、同居する子供の趣味・娯楽にかかる費用に影響を及ぼす可能性を示している。

他方、本研究では、趣味・娯楽の頻度に関するスコアを算出したうえで、核家族世帯に属し、両親と同居する若年無業者層の趣味・娯楽活動と就業意識との関連性についての分析を行った。本分析から、若年無業者層においては、積極的な趣味・娯楽活動を行ってい

表5〔モデル4〕の分析結果, 2006年

就業希望の状況 説明変数	就業希望であり仕事を探している			就業希望であるが仕事を探していない		
	係数	標準誤差	有意性	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15~19歳&gt;</b>						
20~24歳	1.319	0.578	**	1.745	0.670	***
25~29歳	0.661	0.553		0.873	0.654	
30~34歳	0.277	0.548		1.061	0.645	
<b>性別&lt;女&gt;</b>						
男	0.261	0.316		0.530	0.354	
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>						
高校・旧制中卒	0.180	0.403		0.434	0.459	
短大・高専卒	0.634	0.594		0.411	0.674	
大学・大学院卒	1.426	0.651	**	1.293	0.715	*
<b>学習・研究活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
学習・研究活動なし	-0.330	1.582		-0.617	1.675	*
<b>ボランティア活動の有無&lt;活動あり&gt;</b>						
ボランティア活動なし	-0.342	1.126		-0.569	1.164	
<b>学習・研究活動なし×ボランティア活動なし</b>	-0.204	1.595		0.249	1.692	
<b>趣味・娯楽活動に関するスコア</b>	0.125	0.026	***	0.079	0.029	***
<b>父親の趣味・娯楽活動に関するスコア</b>	-0.062	0.030	**	-0.033	0.032	
<b>母親の趣味・娯楽活動に関するスコア</b>	0.010	0.032		0.054	0.034	
<b>インターネット活動に関するスコア</b>	0.009	0.024		0.024	0.026	
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>						
200~299万円	-0.455	0.571		0.457	0.664	
300~399万円	-0.460	0.540		0.501	0.629	
400~499万円	-0.721	0.567		-0.300	0.685	
500~699万円	-0.209	0.578		1.100	0.654	*
700~999万円	-0.550	0.559		0.161	0.661	
1000~1499万円	-0.016	0.763		0.944	0.851	
1500万円以上	-0.858	1.511		-0.539	1.782	
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>						
持ち家	-1.491	0.625	**	-1.639	0.672	**
公団・公営などの賃貸住宅	-0.384	0.875		0.102	0.916	
給与住宅	-1.878	1.129	*	-3.153	1.491	**
住宅に間借り・寄宿舍・その他	-3.096	1.703	*	-1.264	1.511	
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>						
三大都市圏	-0.569	0.326	*	-0.653	0.361	*
定数	1.688	1.382		-0.431	1.494	
擬似決定係数 (McFadden $R^2$ )	0.140					
-2対数尤度	745.727					
カイ2乗	121.221					
サンプル数	449					

る無業者が高い就業希望意識を持つ傾向にあることが確認できた。さらに、本分析において、親の趣味・娯楽活動が同居する無業者の子供の就業意識に及ぼす影響についても検証した結果、核家族世帯で同居する子供の父親の趣味・娯楽活動が積極的な場合、子供の求職活動にマイナスの影響を与える可能性があることも明らかになった。

## [注]

- 1) 伊藤・勝浦(2012)では、2006年の『社会調』の個票データを用いて生活時間に関する調査項目に基づく若年層の類型別の日曜日1日の生活時間配分に関する基本統計量を計測している。それによれば、(1)コア階層のほうが周辺階層と比較して、長時間睡眠をとる傾向にあること、(2)コア階層については、周辺階層と比べて、テレビ・ラジオ・新聞・雑誌を見る時間が平均的に長くなっているだけでなく、1人でテレビ・ラジオ・新聞・雑誌を見る時間が相対的に長いこと、(3)交際・付き合いに費やす時間については、コア階層のほうが短いこと、(4)コア階層のほうが休養・くつろぎの時間を長めに取る傾向が見られること等、興味深い結果が得られている。

- 2) 本研究では、若年フリーター層、若年無業者層と正規雇用者のそれぞれを対象にした上で、コア階層に属するか否か(コア階層=1, 周辺階層=0)を被説明変数とする以下の〔モデル1′〕を用いて分析を行っている。

〔モデル1′〕

コア階層に属するか否か=f(年齢ダミー, 性別ダミー, 学歴ダミー, 世帯所得ダミー, 住居の種類ダミー, 父親の学歴ダミー, 母親の学歴ダミー, 父親の就業の有無ダミー, 母親の就業の有無ダミー, 父親の趣味・娯楽活動に関するスコア, 母親の趣味・娯楽活動に関するスコア, 地域ダミー)

- 3) 「親の学歴」といった世帯の構成員に関する属性指標は、『社会調』の調査事項に直接含まれていない。したがって、本研究では、「世帯構成」、「世帯主との続き柄」等の調査事項を用いて、「世帯主との続き柄」が子であるレコード群に世帯主(男性)の学歴と世帯主の配偶者(女性)の学歴を追加的に設定することによって、父親の学歴と母親の学歴をそれぞれ作成している。
- 4) 〔モデル1〕と〔モデル2〕における基本統計量については付表2と付表3を参照。
- 5) 〔モデル1′〕に関する分析結果は付表1で示されている。本分析結果を見ると、正規雇用者層や若年フリーター層において、本人の学歴ダミーがマイナスで有意であり、高学歴ほど回帰係数の絶対値が大きくなっている。したがって、正規雇用者層や若年フリーター層の場合、学歴が高いほどコア階層には属さない傾向にある、すなわち学習・研究活動やボランティア活動を積極的に行う傾向になることがわかる。また、同居する親の学歴についても、正規雇用者層について母親の学歴、若年フリーター層においては父親の学歴においてそれぞれマイナスで有意な値が得られていることから、親の学歴が同居する子の生活行動の積極性に影響

を及ぼしている可能性があることがわかる。さらに、親の趣味・娯楽活動に関するスコアを見ると、母親の趣味・娯楽活動に関するスコアについては、いずれの階層についてもマイナスに有意であることから、親が趣味・娯楽活動に積極的な場合、同居する子が学習・研究活動やボランティア活動に有意な影響を与えていることが確認できる。

- 6) 趣味・娯楽の程度に関する調査事項(平成 18 年)は以下のとおりである。「スポーツ観覧」、「美術鑑賞」、「演芸・演劇・舞踏鑑賞」、「映画鑑賞」、「クラシック音楽鑑賞」、「ポピュラー音楽鑑賞」、「CD・テープ・レコードなどによる音楽鑑賞」、「DVD・ビデオなどによる映画鑑賞」、「楽器の演奏」、「邦楽」、「コーラス・声楽」、「邦舞・おどり」、「洋舞・社交ダンス」、「書道」、「華道」、「茶道」、「和裁洋裁」、「編み物・手芸」、「料理・菓子作り」、「園芸・庭いじり」、「日曜大工」、「絵画・彫刻の制作」、「陶芸・工芸」、「写真の撮影・プリント」、「詩・和歌・俳句・小説などの創作」、「趣味としての読書」、「囲碁」、「将棋」、「パチンコ」、「テレビゲーム」、「カラオケ」、「遊園地・動植物園・水族館などの見物」、「キャンプ」
- 7) 「モデル 3」に関する基本統計量については、付表 4 を参照。
- 8) 「モデル 4」に関する基本統計量については、付表 5 を参照。

#### [参考文献]

- 本田由紀・堀田聡子(2006)「若者無業者の実像—経歴・スキル・意識」『日本労働研究雑誌』No.556, 92～105 頁
- 堀有喜衣(2004)「無業の若者のソーシャル・ネットワークの実態と支援の課題」『日本労働研究雑誌』No.533, 38～48 頁
- 伊藤伸介(2008a)「マイクロデータによる若年層の就業状況の計量分析—世帯属性に着目して—」, 明海大学『経済学論集』, Vol.20, No.2, 22～44 頁
- 伊藤伸介(2008b)「若年層の就業状況と社会生活行動に関するマイクロデータ分析」『統計学』第 95 号, 19～31 頁
- 伊藤伸介(2010)「若年者の就業と社会生活行動に関する実証分析」, 法政大学日本統計研究所『研究所報』No.39, 39～65 頁
- 伊藤伸介・勝浦正樹(2012)「社会生活行動の積極性と世帯属性から見た若年者の就業と生活活動」, 総務省統計研修所『リサーチペーパー』第 31 号, 1～91 頁
- Ito, S.(2013) “Microdata Analysis on the Influence of Household Attributes and Social Involvement on Employment Status and Leisure Activities of Japanese Youth”, *Meikai Economic Review*, Vol.25, No.3, pp. 34-53.
- 宮本みち子(2005)「家庭環境から見る」小杉礼子編『フリーターとニート』勁草書房, 145～197 頁
- 宮本みち子(2012)『若者が無縁化する—仕事・福祉・コミュニティでつなぐ』ちくま新書
- 総務省統計局編(2008)『平成 18 年社会生活基本調査報告第 2 巻全国生活行動編(調査票 A)』

**【付記】**

本稿における分析結果は、独立行政法人統計センターで提供している「平成 18 年社会生活基本調査」（総務省）の匿名データを基に筆者が独自に作成・加工した統計等であり、総務省統計局が作成・公表している統計等とは異なります。

付表1 [モデル1'] の分析結果, 若年フリーター層

コア階層に属する 説明変数	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15~19歳&gt;</b>			
20~24歳	-0.199	0.299	
25~29歳	-0.416	0.318	
30~34歳	-0.199	0.352	
<b>性別&lt;女&gt;</b>			
男	0.261	0.153	*
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>			
高校・旧制中卒	-0.619	0.305	**
短大・高専卒	-0.872	0.347	**
大学・大学院卒	-1.572	0.358	***
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>			
200~299万円	-0.284	0.369	
300~399万円	-0.265	0.362	
400~499万円	-0.009	0.375	
500~699万円	0.037	0.346	
700~999万円	-0.227	0.348	
1000~1499万円	0.238	0.410	
1500万円以上	0.523	0.570	
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>			
持ち家	0.254	0.269	
公団・公営などの賃貸住宅	0.227	0.405	
給与住宅	1.562	0.862	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	-0.256	0.704	
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>			
父親が高校・旧制中卒	-0.187	0.201	
父親が短大・高専卒	0.086	0.382	
父親が大学・大学院卒	-0.560	0.266	**
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>			
母親が高校・旧制中卒	-0.019	0.228	
母親が短大・高専卒	-0.174	0.291	
母親が大学・大学院卒	-0.108	0.470	
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>			
父親が有業	0.405	0.249	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>			
母親が有業	-0.015	0.159	
<b>父親の趣味・娯楽活動に関するスコア</b>	-0.022	0.016	
<b>母親の趣味・娯楽活動に関するスコア</b>	-0.058	0.016	***
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>			
三大都市圏	0.113	0.161	
定数	1.384	0.548	**
擬似決定係数(Cox-Snell R <sup>2</sup> )	0.114		
-2対数尤度	1085.960		
カイ2乗	106.253		
サンプル数	874		

付表1 続き 若年無業者層

コア階層に属する 説明変数	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15～19歳&gt;</b>			
20～24歳	0.146	0.448	
25～29歳	0.298	0.460	
30～34歳	0.559	0.475	
<b>性別&lt;女&gt;</b>			
男	0.355	0.235	
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>			
高校・旧制中卒	-0.828	0.383	**
短大・高専卒	-1.649	0.464	**
大学・大学院卒	-2.728	0.473	***
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>			
200～299万円	-0.176	0.473	
300～399万円	-0.353	0.439	
400～499万円	0.153	0.490	
500～699万円	-0.488	0.442	
700～999万円	-0.790	0.440	*
1000～1499万円	-0.493	0.570	
1500万円以上	0.841	1.139	
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>			
持ち家	-0.043	0.405	
公団・公営などの賃貸住宅	0.354	0.585	
給与住宅	0.301	0.801	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	-0.106	1.098	
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>			
父親が高校・旧制中卒	-0.082	0.315	
父親が短大・高専卒	0.555	0.879	
父親が大学・大学院卒	-0.284	0.399	
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>			
母親が高校・旧制中卒	0.144	0.335	
母親が短大・高専卒	0.264	0.443	
母親が大学・大学院卒	-0.213	0.735	
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>			
父親が有業	-0.019	0.322	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>			
母親が有業	0.079	0.238	
<b>父親の趣味・娯楽活動に関するスコア</b>	-0.009	0.022	
<b>母親の趣味・娯楽活動に関するスコア</b>	-0.042	0.022	*
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>			
三大都市圏	-0.069	0.245	
定数	1.675	0.714	**
擬似決定係数(Cox-Snell $R^2$ )	0.204		
-2対数尤度	501.338		
カイ2乗	102.324		
サンプル数	448		

付表1 続き 正規雇用者層

コア階層に属する 説明変数	係数	標準誤差	有意性
<b>年齢&lt;15～19歳&gt;</b>			
20～24歳	0.126	0.201	
25～29歳	-0.037	0.203	
30～34歳	-0.093	0.209	
<b>性別&lt;女&gt;</b>			
男	0.490	0.081	***
<b>学歴&lt;小学・中学卒&gt;</b>			
高校・旧制中卒	-0.421	0.261	
短大・高専卒	-1.040	0.270	***
大学・大学院卒	-1.464	0.271	***
<b>世帯の年間収入&lt;200万円未満&gt;</b>			
200～299万円	0.203	0.242	
300～399万円	-0.052	0.227	
400～499万円	0.100	0.223	
500～699万円	0.043	0.207	
700～999万円	0.082	0.206	
1000～1499万円	0.255	0.218	
1500万円以上	-0.153	0.271	
<b>住居の種類&lt;民営の賃貸住宅&gt;</b>			
持ち家	0.198	0.190	
公団・公営などの賃貸住宅	0.076	0.284	
給与住宅	-0.452	0.471	
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.090	0.471	
<b>父親の学歴&lt;父親が小学・中学卒&gt;</b>			
父親が高校・旧制中卒	0.073	0.108	
父親が短大・高専卒	0.194	0.207	
父親が大学・大学院卒	-0.040	0.152	
<b>母親の学歴&lt;母親が小学・中学卒&gt;</b>			
母親が高校・旧制中卒	-0.179	0.123	
母親が短大・高専卒	-0.387	0.158	**
母親が大学・大学院卒	-0.265	0.257	
<b>父親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>			
父親が有業	-0.042	0.127	
<b>母親の就業の有無&lt;無業&gt;</b>			
母親が有業	-0.001	0.083	
<b>父親の趣味・娯楽活動に関するスコア</b>	-0.037	0.008	***
<b>母親の趣味・娯楽活動に関するスコア</b>	-0.024	0.007	***
<b>地域&lt;三大都市圏以外&gt;</b>			
三大都市圏	-0.028	0.084	
定数	1.085	0.422	**
擬似決定係数(Cox-Snell $R^2$ )	0.108		
-2対数尤度	3879.548		
カイ2乗	350.435		
サンプル数	3070		



付表2 [モデル1]における基本統計量

## 男性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
就業状況	0.8739	0.3321	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3091	0.4622	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3435	0.4750	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2841	0.4511	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.5037	0.5001	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1489	0.3561	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2660	0.4420	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0870	0.2818	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1197	0.3246	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1055	0.3072	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2170	0.4123	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2432	0.4291	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1227	0.3281	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0392	0.1940	0.0000	1.0000
持ち家	0.8782	0.3272	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0422	0.2011	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0121	0.1091	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舍・その他	0.0095	0.0969	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5489	0.4977	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0379	0.1910	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.1683	0.3742	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6332	0.4820	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1477	0.3548	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0314	0.1745	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8618	0.3452	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6337	0.4819	0.0000	1.0000
父親の趣味・娯楽活動に関するスコア	5.2755	5.4305	0.0000	32.0000
母親の趣味・娯楽活動に関するスコア	5.5213	5.5693	0.0000	28.0000
三大都市圏	0.3310	0.4707	0.0000	1.0000

## 女性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
就業状況	0.9251	0.2633	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3755	0.4844	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3451	0.4755	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2257	0.4182	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.4026	0.4905	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.3504	0.4772	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2156	0.4113	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0715	0.2578	0.0000	1.0000
300～399万円	0.0942	0.2922	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1194	0.3243	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2107	0.4079	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2678	0.4429	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1469	0.3541	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0420	0.2008	0.0000	1.0000
持ち家	0.8845	0.3197	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0406	0.1974	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0097	0.0979	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舍・その他	0.0087	0.0929	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5283	0.4993	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0493	0.2165	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.2102	0.4076	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6269	0.4838	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1837	0.3873	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0435	0.2040	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8859	0.3180	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6351	0.4815	0.0000	1.0000
父親の趣味・娯楽活動に関するスコア	5.8468	5.7844	0.0000	35.0000
母親の趣味・娯楽活動に関するスコア	6.4698	6.0206	0.0000	30.0000
三大都市圏	0.3330	0.4714	0.0000	1.0000

付表3 [モデル2]における基本統計量

## 男性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
正規雇用状況	0.8163	0.3874	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3074	0.4615	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3493	0.4769	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2837	0.4509	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.5015	0.5001	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1562	0.3631	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2764	0.4473	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0818	0.2741	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1099	0.3128	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1010	0.3014	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2261	0.4184	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2512	0.4338	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1305	0.3370	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0433	0.2037	0.0000	1.0000
持ち家	0.8911	0.3115	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0369	0.1887	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0099	0.0988	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舍・その他	0.0094	0.0963	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5557	0.4970	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0414	0.1992	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.1601	0.3668	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6384	0.4806	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1458	0.3530	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0315	0.1748	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8695	0.3370	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6433	0.4791	0.0000	1.0000
父親の趣味・娯楽活動に関するスコア	5.2330	5.3798	0.0000	32.0000
母親の趣味・娯楽活動に関するスコア	5.5108	5.5971	0.0000	28.0000
三大都市圏	0.3286	0.4698	0.0000	1.0000

## 女性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
正規雇用状況	0.7382	0.4397	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3804	0.4856	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3495	0.4769	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2205	0.4147	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.3950	0.4890	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.3600	0.4801	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2215	0.4154	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0695	0.2543	0.0000	1.0000
300～399万円	0.0893	0.2853	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1202	0.3252	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2100	0.4074	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2701	0.4441	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1536	0.3607	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0444	0.2061	0.0000	1.0000
持ち家	0.8903	0.3126	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0381	0.1916	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0089	0.0938	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舍・その他	0.0084	0.0911	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5230	0.4996	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0512	0.2205	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.2126	0.4093	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6249	0.4843	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1876	0.3905	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0439	0.2049	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8918	0.3107	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6489	0.4774	0.0000	1.0000
父親の趣味・娯楽活動に関するスコア	5.8673	5.8288	0.0000	35.0000
母親の趣味・娯楽活動に関するスコア	6.4979	6.0461	0.0000	30.0000
三大都市圏	0.3344	0.4719	0.0000	1.0000

付表4 [モデル3]における基本統計量, スポーツ観覧

## 男性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
スポーツ観覧	0.2212	0.4151	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3114	0.4631	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3449	0.4754	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2825	0.4503	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.4913	0.5000	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1568	0.3637	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2717	0.4449	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.6647	0.4722	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8593	0.3477	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.6035	0.4893	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0863	0.2809	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1152	0.3194	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1075	0.3098	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2139	0.4101	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2497	0.4329	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1264	0.3324	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0385	0.1925	0.0000	1.0000
持ち家	0.8825	0.3221	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0401	0.1962	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0112	0.1051	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0085	0.0917	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.1595	0.3662	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.1233	0.3289	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5461	0.4980	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0382	0.1916	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.1734	0.3787	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6382	0.4806	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1499	0.3570	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0324	0.1770	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8640	0.3429	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6393	0.4803	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3491	0.4768	0.0000	1.0000

## 女性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
スポーツ観覧	0.2159	0.4115	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3691	0.4827	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3502	0.4771	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2273	0.4192	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.3923	0.4884	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.3544	0.4784	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2226	0.4161	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.5198	0.4997	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8472	0.3598	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.4798	0.4997	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0707	0.2564	0.0000	1.0000
300～399万円	0.0960	0.2946	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1170	0.3215	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2071	0.4053	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2715	0.4448	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1481	0.3553	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0446	0.2065	0.0000	1.0000
持ち家	0.8859	0.3179	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0375	0.1899	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0105	0.1021	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0080	0.0891	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.2416	0.4281	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.0724	0.2592	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5248	0.4995	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0497	0.2173	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.2193	0.4138	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6267	0.4838	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1843	0.3878	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0480	0.2138	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8864	0.3174	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6347	0.4816	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3430	0.4748	0.0000	1.0000

付表 4 続き, 美術鑑賞

## 男性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
美術鑑賞	0.0970	0.2960	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3110	0.4630	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3453	0.4755	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2825	0.4503	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.4915	0.5000	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1570	0.3639	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2714	0.4447	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.6651	0.4720	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8595	0.3476	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.6039	0.4892	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0862	0.2807	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1162	0.3206	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1074	0.3097	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2136	0.4099	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2494	0.4328	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1263	0.3322	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0385	0.1924	0.0000	1.0000
持ち家	0.8826	0.3220	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0400	0.1961	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0112	0.1051	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0085	0.0916	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.1594	0.3661	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.1232	0.3287	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5466	0.4979	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0381	0.1915	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.1732	0.3785	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6382	0.4806	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1497	0.3569	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0323	0.1769	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8637	0.3431	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6397	0.4802	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3495	0.4769	0.0000	1.0000

## 女性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
美術鑑賞	0.2449	0.4301	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3695	0.4828	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3502	0.4771	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2269	0.4189	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.3918	0.4883	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.3548	0.4786	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2226	0.4161	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.5198	0.4997	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8476	0.3594	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.4802	0.4997	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0707	0.2564	0.0000	1.0000
300～399万円	0.0960	0.2946	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1170	0.3215	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2071	0.4053	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2719	0.4450	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1481	0.3553	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0442	0.2056	0.0000	1.0000
持ち家	0.8859	0.3179	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0375	0.1899	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0105	0.1021	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0080	0.0891	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.2416	0.4281	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.0724	0.2592	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5253	0.4995	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0501	0.2182	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.2184	0.4133	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6271	0.4837	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1839	0.3875	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0480	0.2138	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8864	0.3174	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6355	0.4814	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3430	0.4748	0.0000	1.0000

付表 4 続き, 映画鑑賞

## 男性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
映画鑑賞	0.4154	0.4929	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3104	0.4628	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3452	0.4755	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2830	0.4505	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.4923	0.5000	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1564	0.3633	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2714	0.4448	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.6645	0.4723	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8591	0.3480	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.6031	0.4894	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0861	0.2806	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1166	0.3210	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1077	0.3101	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2131	0.4096	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2490	0.4325	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1263	0.3322	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0386	0.1927	0.0000	1.0000
持ち家	0.8822	0.3224	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0402	0.1964	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0112	0.1052	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0085	0.0918	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.1595	0.3662	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.1236	0.3291	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5456	0.4980	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0382	0.1918	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.1734	0.3786	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6378	0.4807	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1498	0.3570	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0324	0.1772	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8637	0.3432	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6398	0.4802	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3483	0.4765	0.0000	1.0000

## 女性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
映画鑑賞	0.7107	0.4535	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3691	0.4827	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3501	0.4771	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2272	0.4191	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.3927	0.4885	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.3547	0.4785	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2217	0.4155	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.5211	0.4997	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8476	0.3595	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.4814	0.4998	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0709	0.2568	0.0000	1.0000
300～399万円	0.0963	0.2950	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1170	0.3215	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2073	0.4055	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2703	0.4442	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1482	0.3554	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0452	0.2078	0.0000	1.0000
持ち家	0.8864	0.3174	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0372	0.1892	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0106	0.1022	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0080	0.0892	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.2420	0.4284	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.0726	0.2596	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5253	0.4995	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0498	0.2176	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.2179	0.4129	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6271	0.4837	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1841	0.3877	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0473	0.2123	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8864	0.3174	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6347	0.4816	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3433	0.4749	0.0000	1.0000

付表4 続き, CD・テープ・レコードなどによる音楽鑑賞

## 男性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
CD・テープ・レコードなどによる音楽鑑賞	0.6890	0.4630	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3110	0.4630	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3443	0.4752	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2831	0.4506	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.4926	0.5000	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1569	0.3637	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2699	0.4440	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.6642	0.4724	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8594	0.3477	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.6030	0.4894	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0864	0.2810	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1170	0.3214	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1077	0.3100	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2126	0.4092	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2490	0.4325	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1259	0.3318	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0387	0.1930	0.0000	1.0000
持ち家	0.8823	0.3224	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0399	0.1957	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0112	0.1054	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0085	0.0919	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.1596	0.3663	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.1235	0.3291	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5469	0.4979	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0383	0.1921	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.1727	0.3781	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6383	0.4806	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1495	0.3566	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0318	0.1754	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8637	0.3432	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6402	0.4800	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3478	0.4764	0.0000	1.0000

## 女性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
CD・テープ・レコードなどによる音楽鑑賞	0.8429	0.3640	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3686	0.4825	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3499	0.4770	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2276	0.4194	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.3919	0.4883	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.3550	0.4786	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2225	0.4160	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.5210	0.4997	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8471	0.3599	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.4807	0.4997	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0709	0.2567	0.0000	1.0000
300～399万円	0.0960	0.2946	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1172	0.3217	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2068	0.4051	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2713	0.4447	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1478	0.3549	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0450	0.2074	0.0000	1.0000
持ち家	0.8862	0.3176	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0365	0.1876	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0106	0.1025	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0081	0.0895	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.2395	0.4269	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.0726	0.2596	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5270	0.4994	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0493	0.2164	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.2178	0.4129	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6251	0.4842	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1851	0.3885	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0480	0.2138	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8879	0.3156	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6348	0.4816	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3414	0.4743	0.0000	1.0000

付表 4 続き, DVD・ビデオなどによる映画鑑賞

## 男性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
DVD・ビデオなどによる映画鑑賞	0.6387	0.4805	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3110	0.4630	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3447	0.4754	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2828	0.4504	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.4925	0.5000	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1563	0.3632	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2712	0.4447	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.6650	0.4721	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8592	0.3479	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.6039	0.4892	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0867	0.2814	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1168	0.3213	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1079	0.3104	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2132	0.4096	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2487	0.4324	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1261	0.3320	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0383	0.1920	0.0000	1.0000
持ち家	0.8824	0.3222	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0398	0.1956	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0112	0.1053	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0085	0.0919	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.1594	0.3661	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.1238	0.3294	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5470	0.4979	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0383	0.1920	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.1725	0.3779	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6391	0.4804	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1489	0.3561	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0317	0.1753	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8631	0.3439	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6398	0.4801	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3478	0.4764	0.0000	1.0000

## 女性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
DVD・ビデオなどによる映画鑑賞	0.7224	0.4479	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3703	0.4830	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3496	0.4769	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2264	0.4186	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.3923	0.4884	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.3555	0.4788	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2213	0.4152	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.5214	0.4996	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8477	0.3594	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.4812	0.4998	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0711	0.2570	0.0000	1.0000
300～399万円	0.0956	0.2942	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1172	0.3218	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2074	0.4055	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2717	0.4449	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1477	0.3549	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0453	0.2080	0.0000	1.0000
持ち家	0.8862	0.3177	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0368	0.1884	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0106	0.1023	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0080	0.0893	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.2399	0.4271	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.0715	0.2577	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5256	0.4994	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0495	0.2170	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.2184	0.4132	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6267	0.4838	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1845	0.3880	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0478	0.2134	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8887	0.3146	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6356	0.4814	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3428	0.4747	0.0000	1.0000

付表 4 続き, 写真の撮影・プリント

## 男性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
写真の撮影・プリント	0.1776	0.3823	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3110	0.4630	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3449	0.4754	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2829	0.4505	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.4921	0.5000	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1561	0.3630	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2717	0.4449	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.6655	0.4719	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8597	0.3473	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.6042	0.4891	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0859	0.2803	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1164	0.3207	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1075	0.3098	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2139	0.4101	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2489	0.4325	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1264	0.3324	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0385	0.1925	0.0000	1.0000
持ち家	0.8825	0.3221	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0401	0.1962	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0112	0.1051	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0085	0.0917	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.1595	0.3662	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.1237	0.3293	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5468	0.4979	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0382	0.1916	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.1726	0.3780	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6389	0.4804	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1491	0.3563	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0320	0.1760	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8636	0.3433	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6401	0.4801	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3491	0.4768	0.0000	1.0000

## 女性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
写真の撮影・プリント	0.4498	0.4976	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3684	0.4825	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3502	0.4771	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2278	0.4195	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.3920	0.4883	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.3549	0.4786	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2224	0.4159	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.5203	0.4997	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8468	0.3602	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.4802	0.4997	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0709	0.2567	0.0000	1.0000
300～399万円	0.0954	0.2938	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1173	0.3218	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2076	0.4057	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2709	0.4445	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1477	0.3549	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0451	0.2077	0.0000	1.0000
持ち家	0.8861	0.3178	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0376	0.1902	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0105	0.1022	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0080	0.0892	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.2409	0.4277	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.0722	0.2588	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5257	0.4994	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0498	0.2176	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.2186	0.4134	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6257	0.4840	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1844	0.3879	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0485	0.2149	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8861	0.3178	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6354	0.4814	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3426	0.4747	0.0000	1.0000



付表 4 続き, 趣味としての読書

## 男性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
趣味としての読書	0.3394	0.4736	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3112	0.4631	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3452	0.4755	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2822	0.4502	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.4915	0.5000	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1571	0.3640	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2710	0.4446	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.6656	0.4719	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8602	0.3468	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.6046	0.4890	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0857	0.2800	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1166	0.3210	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1069	0.3091	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2139	0.4101	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2490	0.4325	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1266	0.3326	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0386	0.1927	0.0000	1.0000
持ち家	0.8826	0.3219	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0398	0.1955	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0112	0.1052	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舍・その他	0.0085	0.0918	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.1591	0.3658	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.1232	0.3287	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5471	0.4979	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0382	0.1918	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.1734	0.3786	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6386	0.4805	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1498	0.3570	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0320	0.1762	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8641	0.3428	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6402	0.4800	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3502	0.4771	0.0000	1.0000

## 女性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
趣味としての読書	0.5840	0.4930	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3682	0.4824	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3518	0.4776	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2264	0.4186	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.3919	0.4883	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.3552	0.4787	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2221	0.4158	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.5203	0.4997	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8476	0.3595	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.4802	0.4997	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0705	0.2561	0.0000	1.0000
300～399万円	0.0954	0.2939	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1170	0.3215	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2078	0.4058	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2715	0.4448	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1482	0.3554	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0452	0.2078	0.0000	1.0000
持ち家	0.8868	0.3169	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0372	0.1892	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0101	0.1002	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舍・その他	0.0080	0.0892	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.2403	0.4273	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.0722	0.2589	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5258	0.4994	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0503	0.2185	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.2179	0.4129	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6267	0.4838	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1841	0.3877	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0481	0.2141	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8860	0.3179	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6356	0.4814	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3421	0.4745	0.0000	1.0000

付表 4 続き, パチンコ

男性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
パチンコ	0.2781	0.4482	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3109	0.4629	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3448	0.4754	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2831	0.4506	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.4911	0.5000	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1568	0.3637	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2720	0.4451	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.6653	0.4720	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8598	0.3473	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.6040	0.4892	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0863	0.2808	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1163	0.3207	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1067	0.3088	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2142	0.4103	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2500	0.4331	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1260	0.3319	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0385	0.1925	0.0000	1.0000
持ち家	0.8825	0.3221	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0401	0.1961	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0112	0.1051	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0085	0.0917	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.1595	0.3662	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.1237	0.3292	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5466	0.4979	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0381	0.1916	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.1733	0.3786	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6387	0.4805	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1498	0.3570	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0320	0.1760	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8640	0.3428	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6394	0.4803	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3498	0.4770	0.0000	1.0000

女性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
パチンコ	0.0732	0.2606	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3683	0.4824	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3510	0.4774	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2273	0.4192	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.3914	0.4882	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.3548	0.4786	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2231	0.4164	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.5206	0.4997	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8472	0.3598	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.4806	0.4997	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0707	0.2564	0.0000	1.0000
300～399万円	0.0960	0.2946	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1170	0.3215	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2066	0.4050	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2710	0.4446	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1486	0.3557	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0450	0.2074	0.0000	1.0000
持ち家	0.8859	0.3179	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0375	0.1899	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0105	0.1021	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0080	0.0891	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.2412	0.4279	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.0724	0.2592	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5244	0.4995	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0497	0.2173	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.2197	0.4141	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6271	0.4837	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1839	0.3875	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0484	0.2147	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8864	0.3174	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6351	0.4815	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3439	0.4751	0.0000	1.0000

付表 4 続き, テレビゲーム

## 男性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
テレビゲーム	0.6426	0.4793	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3104	0.4628	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3465	0.4760	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2824	0.4503	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.4899	0.5000	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1577	0.3646	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2723	0.4452	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.6651	0.4720	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8590	0.3481	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.6033	0.4893	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0866	0.2814	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1162	0.3205	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1057	0.3075	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2129	0.4094	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2510	0.4337	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1267	0.3326	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0389	0.1933	0.0000	1.0000
持ち家	0.8827	0.3219	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0400	0.1960	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0109	0.1037	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舍・その他	0.0085	0.0921	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.1581	0.3649	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.1232	0.3287	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5478	0.4978	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0381	0.1914	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.1725	0.3779	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6375	0.4808	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1500	0.3571	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0322	0.1767	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8648	0.3420	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6391	0.4804	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3489	0.4767	0.0000	1.0000

## 女性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
テレビゲーム	0.4989	0.5001	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3676	0.4822	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3516	0.4776	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2274	0.4192	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.3920	0.4883	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.3545	0.4785	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2227	0.4162	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.5204	0.4997	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8480	0.3591	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.4804	0.4997	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0707	0.2564	0.0000	1.0000
300～399万円	0.0960	0.2947	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1171	0.3216	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2072	0.4054	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2707	0.4444	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1486	0.3558	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0446	0.2065	0.0000	1.0000
持ち家	0.8863	0.3175	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0375	0.1900	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0105	0.1021	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舍・その他	0.0080	0.0891	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.2408	0.4277	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.0724	0.2592	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5251	0.4995	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0501	0.2182	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.2189	0.4136	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6265	0.4838	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1840	0.3876	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0484	0.2147	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8863	0.3175	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6354	0.4814	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3427	0.4747	0.0000	1.0000

付表 4 続き, カラオケ

## 男性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
カラオケ	0.4685	0.4991	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3103	0.4627	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3458	0.4757	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2829	0.4505	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.4905	0.5000	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1571	0.3639	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2725	0.4453	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.6658	0.4718	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8603	0.3468	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.6044	0.4891	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0861	0.2805	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1166	0.3210	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1069	0.3091	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2134	0.4098	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2497	0.4329	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1266	0.3326	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0386	0.1927	0.0000	1.0000
持ち家	0.8827	0.3219	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0398	0.1954	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0112	0.1052	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0085	0.0918	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.1582	0.3650	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.1235	0.3291	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5465	0.4979	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0382	0.1917	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.1729	0.3782	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6380	0.4807	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1497	0.3569	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0324	0.1771	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8638	0.3431	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6387	0.4805	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3493	0.4768	0.0000	1.0000

## 女性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
カラオケ	0.6347	0.4816	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3678	0.4823	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3518	0.4776	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2272	0.4191	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.3915	0.4882	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.3552	0.4787	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2230	0.4163	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.5194	0.4997	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8471	0.3599	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.4793	0.4997	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0705	0.2561	0.0000	1.0000
300～399万円	0.0954	0.2939	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1166	0.3210	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2073	0.4055	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2707	0.4444	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1491	0.3562	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0452	0.2078	0.0000	1.0000
持ち家	0.8860	0.3179	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0376	0.1902	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0106	0.1022	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舎・その他	0.0080	0.0892	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.2411	0.4279	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.0726	0.2596	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5245	0.4995	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0503	0.2185	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.2192	0.4138	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6267	0.4838	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1837	0.3873	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0486	0.2150	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8864	0.3174	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6339	0.4818	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3442	0.4752	0.0000	1.0000

付表 4 続き, 遊園地・動植物園・水族館などの見物

## 男性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
遊園地・動植物園・水族館などの見物	0.2278	0.4195	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3103	0.4627	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3458	0.4757	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2826	0.4503	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.4911	0.5000	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1569	0.3638	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2718	0.4450	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.6654	0.4719	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8601	0.3470	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.6041	0.4891	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0864	0.2809	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1164	0.3208	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1068	0.3089	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2140	0.4102	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2494	0.4328	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1264	0.3324	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0386	0.1926	0.0000	1.0000
持ち家	0.8828	0.3217	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0397	0.1953	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0112	0.1052	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舍・その他	0.0085	0.0917	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.1596	0.3663	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.1234	0.3289	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5466	0.4979	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0382	0.1916	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.1731	0.3784	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6384	0.4806	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1496	0.3567	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0320	0.1760	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8643	0.3425	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6399	0.4801	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3493	0.4768	0.0000	1.0000

## 女性

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
遊園地・動植物園・水族館などの見物	0.4895	0.5000	0.0000	1.0000
20～24歳	0.3690	0.4826	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3509	0.4773	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2270	0.4190	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.3909	0.4881	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.3551	0.4786	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.2233	0.4165	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.5185	0.4998	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.8471	0.3600	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.4785	0.4996	0.0000	1.0000
200～299万円	0.0703	0.2558	0.0000	1.0000
300～399万円	0.0960	0.2947	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1171	0.3216	0.0000	1.0000
500～699万円	0.2068	0.4051	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2717	0.4449	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.1483	0.3554	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0451	0.2075	0.0000	1.0000
持ち家	0.8863	0.3176	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0375	0.1900	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0105	0.1021	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舍・その他	0.0080	0.0891	0.0000	1.0000
若年フリーター層	0.2409	0.4277	0.0000	1.0000
若年無業者層	0.0720	0.2586	0.0000	1.0000
父親が高校・旧制中卒	0.5253	0.4995	0.0000	1.0000
父親が短大・高専卒	0.0501	0.2183	0.0000	1.0000
父親が大学・大学院卒	0.2199	0.4143	0.0000	1.0000
母親が高校・旧制中卒	0.6264	0.4839	0.0000	1.0000
母親が短大・高専卒	0.1845	0.3880	0.0000	1.0000
母親が大学・大学院卒	0.0484	0.2147	0.0000	1.0000
父親が有業	0.8871	0.3165	0.0000	1.0000
母親が有業	0.6352	0.4815	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3437	0.4751	0.0000	1.0000

付表5 【モデル4】における基本統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
就業希望の状況	1.5860	0.7611	1.0000	3.0000
20～24歳	0.3227	0.4680	0.0000	1.0000
25～29歳	0.3057	0.4612	0.0000	1.0000
30～34歳	0.2803	0.4496	0.0000	1.0000
男	0.6561	0.4755	0.0000	1.0000
高校・旧制中卒	0.4926	0.5005	0.0000	1.0000
短大・高専卒	0.1529	0.3602	0.0000	1.0000
大学・大学院卒	0.1826	0.3867	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし	0.6221	0.4854	0.0000	1.0000
ボランティア活動なし	0.9002	0.3000	0.0000	1.0000
学習・研究活動なし×ボランティア活動なし	0.5924	0.4919	0.0000	1.0000
趣味・娯楽活動に関するスコア	11.5648	7.7528	0.0000	34.0000
父親の趣味・娯楽活動に関するスコア	5.6928	5.7536	0.0000	27.0000
母親の趣味・娯楽活動に関するスコア	5.8348	5.6760	0.0000	25.0000
インターネット活動に関するスコア	9.6603	8.6673	0.0000	36.0000
200～299万円	0.1231	0.3289	0.0000	1.0000
300～399万円	0.1741	0.3796	0.0000	1.0000
400～499万円	0.1295	0.3361	0.0000	1.0000
500～699万円	0.1614	0.3683	0.0000	1.0000
700～999万円	0.2102	0.4079	0.0000	1.0000
1000～1499万円	0.0701	0.2555	0.0000	1.0000
1500万円以上	0.0106	0.1026	0.0000	1.0000
持ち家	0.7962	0.4033	0.0000	1.0000
公団・公営などの賃貸住宅	0.0743	0.2626	0.0000	1.0000
給与住宅	0.0234	0.1512	0.0000	1.0000
住宅に間借り・寄宿舍・その他	0.0127	0.1123	0.0000	1.0000
三大都市圏	0.3397	0.4741	0.0000	1.0000

# 女性の労働需要と育児・介護休業法

## —労働力調査匿名データを用いた試論—

朝井友紀子

(東京大学社会科学研究所)

本稿では、2005年の育児休業期間の延長が女性の雇用に及ぼす影響について検証する。育児・介護休業法の2005年改正により、制度の適用対象者が一定の条件を満たす有期雇用者に拡大されたのに加え、保育所に入れない、保育者が死亡するなどの特別な事情がある場合に1歳6ヶ月まで期間延長が可能となった。改正は、女性の就業継続を促進した可能性がある一方、雇用主にとっては、女性労働者の労務コストの増加を意味することから、女性の雇用を抑制した可能性がある。労働力調査匿名データを用いた分析の結果、改正の女性の新規雇用や労働時間への影響は確認されなかった。

### 1 背景と分析の枠組み

育児・介護休業法の2005年改正により、育児休業制度の適用対象者が一定の条件を満たす有期雇用者（同一の事業主に引き続き1年以上雇用されていること、かつ子の1歳の誕生日以降も引き続き雇用されることが見込まれることが見込まれる者）に拡大されたのに加え、保育所に入れない、保育者が死亡するなどの特別な事情がある場合に1歳6ヶ月まで期間延長が可能となった。この改正は、2004年12月8日に公布され、2005年4月1日に施行されている。延長を希望するものは、休業開始予定日の2週間前までに申し出をする必要がある。厚生労働省（2005）によると、常用労働者5人以上の民営事業所に勤める出産しかつ育休を取得した女性労働者のうち（2004年4月から2005年3月までの1年間に出産した女性労働者のうち、2005年10月までに育休を開始した者）、12か月以上の育休を取得した女性は16%であった（職場復帰した女性のうち、12.5%が3ヶ月未満の育休を取得、23.3%が3から8ヶ月、47.2%が8から12ヶ月、13.5%が12から18ヶ月、2.5%が18ヶ月以上の育休を取得している）。この改正は、保育所が見つからず就業継続をあきらめざるを得なかった女性の労働供給を押し上げた可能性がある（Asai 2013, 朝井 2014）。

一方、企業側から見ると、育休中は企業年金と健康保険料の支払いが免除されるとはいえ、育休の長期化は休業期間中の代替要員の確保や社員の仕事の肩代わりなどの労務コストの上昇を意味する。尚、産休の場合は、産前は支払いが免除されないが、産後は免除される。厚生労働省（2011）によると、男性の育休取得率は2.63%に過ぎない。育児負担が女性に偏っている現状を踏まえると、制度の充実が企業にとって女性の労務コストの上昇をもたらす可能性がある。さらに、雇用主の統計的差別が存在する場合、企業は女性労働者

の雇用を抑制する可能性がある。

労務コストの上昇は、特に労働時間が短い労働者の時間あたりコストを引き上げる。こういった労務コストを雇用者側が、労働者の賃金を下げることで相殺できたとすれば、雇用や労働時間に変化は見られないことが予測される。しかし、労務コストを相殺できなかったとすれば、雇用主は、労働者の労働時間を長くし、雇用を抑制することが予測される (Gruber 1994)。

育休は、育児・介護休業法により規定され、雇用保険から給付金が支給されることから、未加入者には給付金の受給資格がない。具体的には、労使協定で育休制度の除外とされている以下の3つの条件にあてはまる者は育休給付金の取得権利がない。(1) 勤続1年未満の者、(2) 申し出の日から1年以内に雇用関係が終了することが明らかである労働者、(3) 1週間の所定労働日数が2日以下である労働者(雇用保険の適用対象外)。また、上記に加えて、自営業主、自由業者、家族従業者、会社と雇用関係のない在宅就労・内職、委託労働・請負(雇用関係にない者)については、育休の給付金の対象とならない。よって、2005年の改正は、受給資格のある正規就業者の労働供給を減らし、非正規就業者で代替するインセンティブを雇用主に与えた可能性がある。もしくは、正規就業者の労働時間を増やした可能性がある。

## 2 先行研究

育児休業制度が女性の労働供給に及ぼす影響については日本である程度の研究蓄積がある。たとえば、樋口(1994)は、1987年の「就業構造基本調査」から学卒後正規就業した経験のある25-29歳の女性を対象として、制度のある企業に勤める者の有配偶率と継続就業率が制度のない企業に勤める者よりも高いことを明らかにした。滋野・大日(1998)は、家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査(JPSC)」から、1993年に就業しかつ無配偶の女性について、育休がある企業とない企業に勤める者の1994年の継続就業率を比較し、制度が無配偶女性の継続就業を促す効果があることを明らかにした。駿河・張(2003)は、JPSCの1993-1997年のデータから、有配偶の就労女性について勤め先に制度がある場合に、出生率と継続就業確率が高まることを明らかにした。今田・池田(2006)は、労働政策研究・研修機構「仕事と生活調査」(2005)から、制度は、親族援助や保育所の利用と組み合わせられることで、継続就業確率を高める可能性があることを明らかにした。佐藤・馬(2008)は、「慶應義塾家計パネル調査」の2004年データを使用し、制度がある職場に勤める女性は、制度がない職場に勤める女性に比べて継続就業確率が高いことを明らかにした。

育児休業制度の政策効果研究としては、Asai(2013)、朝井(2014)が挙げられる。Asai(2013)は、就業構造基本調査から1995年と2001年の育児休業給付金増額の効果を擬似実験の手法を用いて検証し、女性の就業継続を押し上げる効果はなかったことを示した。また、朝井(2014)は、「慶應義塾家計パネル調査」を用いて育児休業職場復帰給付金の給



付率を休業前平均賃金の 10%から 20%に引き上げた 2007 年改正の政策効果を検証し、女性の就業継続に影響がなかったことを明らかにしている。海外では、Baum (2003)、Baker and Milligan (2008) が、制度の存在は育休取得後の就業確率を押し上げたことを示した。就業確率は育休期間にも影響を受ける。たとえば、Lalive and Zweimuller (2009) は、育休期間の延長の効果を検証し、出産後の就業確率を押し下げる効果があったことを明らかにした。一方、Hanratty and Trzcinski (2009) は、期間の延長は就業確率には影響はなかったとの結果を示している。

一方、仕事と子育ての両立支援に関わる制度が、女性の労働需要に及ぼす影響については研究の蓄積が少ない。森田 (2005) は 1992 年の育休導入と、1995 年の改正の影響を「雇用動向調査」を用いて検証している。彼女は、92 年の施行は女性の新規雇用に影響を及ぼさなかったが、95 年の改正は新たに適用となった 30 人未満の事業所において女性の新規雇用を減少させたことを明らかにした。しかしながら、それ以降労働需要への影響は検証されておらず、近年の改正が、女性の労働需要を抑制したかどうかは明らかでない。海外では、Gruber (1994) が Current Population Survey を用いて育休制度の導入コストが、女性の賃金と労働供給に及ぼした影響を推定した。彼は、育休の導入コストは育休対象者の賃金にシフトされるが、労働供給への影響はないことを明らかにした。

以上に見たように、先行研究からは、制度導入による女性雇用への影響はないことが予測される。以下では、2005 年育児・介護休業法改正の労働需要に及ぼす影響を、新卒労働者の就業状態を検証することで明らかにする。改正後に企業が女性の採用を抑制したとすれば、女性の新卒労働者の常雇率が、男性のそれに比べて低下すると考えられる。また、改正による労務コストが、採用の抑制という形ではなく、女性の労働時間で調整されたとすれば、女性の新卒労働者の労働時間が改正後に増加する可能性がある。

### 3 データ

分析には、15 歳以上の就業及び不就業の状態を毎月調査している「労働力調査」の匿名データを使用する。匿名データは、全体から約 8 割（沖縄県については 2 割）をリサンプリングしたものである。調査は毎月月末に実施され、基礎調査票と特定調査票の 2 種類で行われている。基礎調査票については、2 年にわたり同一の 2 か月を調査している。本稿では、基礎調査票の 2 ヶ月目調査世帯のデータを用いる。分析に使用する年次は、2003 年、2004 年、2005 年、2006 年のものである。尚、集計値は集計用乗率を用いてウエイト付けしている。

2 ヶ月目調査世帯の前月の就業状態は表 1 の通りである。前月の就業状態が「通学」であった者は、2 ヶ月目調査対象者のうちの 6.8%である。前の月に通学していた者のうち、2 ヶ月目の就業状態が、「主に仕事」「家事などのかたわらに仕事」「仕事を休んでいた」「仕事を探していた」に該当する者を新卒労働者と定義する。ここで、「通学のかたわらに仕事」

と回答したものについては、就学中であるとみなし除外した。新卒労働者のうち、常雇の割合を検証することで政策の効果을明らかにする。尚、労働力調査匿名データの制約上、本稿では試行的な政策効果分析にとどめる。

表1 2ヶ月目調査世帯における前月の就業状態

前月の就業状態	
主に仕事	48.6%
通学のかたわらに仕事	1.1%
家事などのかたわらに仕事	7.1%
仕事を休んでいた	0.9%
仕事を探していた	2.8%
通学	6.8%
家事	15.9%
その他	16.6%
不詳	0.1%
サンプルサイズ	1575237

表2 前月の就業状態が「通学」であった者の2ヶ月目の就業状態

前月に通学していた者の2ヶ月目の就業状態	
主に仕事	0.71%
通学のかたわらに仕事	2.06%
家事などのかたわらに仕事	0.05%
仕事を休んでいた	0.04%
仕事を探していた	0.56%
通学	95.43%
家事	0.45%
その他	0.72%
サンプルサイズ	104746

#### 4 分析の枠組みと常雇率の推定結果

改正前後で、改正の影響を受ける者と受けない者の雇用と労働時間を検証する。日本では、育児負担が女性に偏っていることから、改正の影響を受けるグループを女性と定義し、影響を受けないグループを男性と定義した。2005年改正は、2004年12月8日に公布、2005年4月1日に施行されており、また、新卒労働者の多くが4月に就業を開始することから、施行前後である2004年4月調査と2005年4月調査のアウトカムを比較することで政策効果を検証する。

新卒労働者の4月における常雇率を見たものが表3である（新卒労働者の各月の常雇率については付表1を参照されたい）。常雇は、労働力調査における従業上の地位が、「常雇」もしくは「役員」と回答した者である。一方、常雇ではないカテゴリーは、臨時雇、日雇、

雇用人あり自営業主，雇用人なし自営業主，自営業の手伝い，内職，もしくは完全失業者である。サンプルサイズが小さいため，結果の解釈には注意されたいが，女性の方が常雇割合が高いことがわかる。ただし，改正前後の差の差をとると，女性の男性に対する常雇割合が2005年4月に5.4%ポイント減少している。

表4は，表3で見た差の差の統計的有意性を検定すべく，Difference in Differenceの手法にて政策効果の検証を行った結果である（手法については，Angrist and Krueger（1999）等を参照されたい）。プロビット推定モデルは以下の通りである。

$$P(y_{itb} = 1) = \Phi(\theta D_g + \alpha M_t + \rho D_g * M_t + \beta X_{igt})$$

ここで， $y_{igt}$ はグループgに属する個人iのt時点における就業状態， $M_t$ は2005年4月であれば1をとるダミー， $D_g$ は女性であれば1をとるダミー， $X$ は年齢ダミー， $\Phi$ は標準正規分布の累積分布関数である。政策の効果は， $\rho$ である。推定結果から，2005年の改正は，女性の新卒労働者の常雇率を押し下げる効果はなかったことが明らかになった（符合はマイナスであるが，統計的に有意ではない）。結果は先行研究の森田（2005），Gruber（1994）と整合的である。

表3 新卒労働者の4月末時点での常雇率

調査年月	男性	女性	差
200304	65.9%	70.8%	4.9%
200404	57.2%	71.6%	14.4%
200504	66.1%	75.1%	9.0%
200604	58.7%	78.1%	19.4%
サンプルサイズ	189	192	

表4 新卒労働者の4月末時点での常雇率のプロビット推定モデル

アウトカム変数	限界効果	SE	N
常雇=1	-0.061	0.139	182

## 5 労働時間の推定結果

雇用主は常雇労働者の労働時間を調整することで，2005年改正による労務コストを相殺した可能性がある。これを検証すべく，2003年～2006年の4月に新規に採用された常雇労働者（常雇もしくは役員）について，平均労働時間を見たものが表5である。2005年4月時点では，女性の男性に対する労働時間は1.2時間長い。2004年4月との差をとると，女

性の改正後の労働時間は0.28時間長い。改正の効果の統計的有意性を検定するため、労働時間の対数を被説明変数とした回帰分析を行った結果が表6である。推定の結果、改正は女性の労働時間を有意に引き上げる効果はなかったことがわかった。

表5 新卒常雇労働者の4月末時点での平均労働時間

調査年月	男性	女性	差
200304	36.9	41.5	4.6
200404	39.2	40.1	0.9
200504	39.5	40.7	1.2
200604	42.4	40.0	-2.4
サンプルサイズ	127	153	

表6 新卒常雇労働者の4月末時点での平均労働時間の推定結果

アウトカム変数	係数	SE	N
Log 労働時間	0.059	0.108	132

## 6 育児休業者の職場復帰

以上の分析結果から、2005年の改正による労働需要への影響は確認されなかった。以下では、20～39歳の3歳以下の子どもを持つ女性で、前月に仕事を休んでいたもののうち、次の月に常雇（常雇、役員）として復帰する割合を検証する。前月に仕事を休んでいたものが、次の月に臨時雇、日雇、自営業主、自営業の手伝い、内職、無職のいずれかとなっている場合には、離職したとみなした。前月に仕事を休んでいて、次の月にも休んでいる場合には継続休業者であるとして除外した。尚、「仕事を休んでいる」理由が明らかではないため、育休以外の理由で休業している者も分析に含まれている可能性を指摘しておく。

改正により、保育所が見つからない場合には、6ヵ月後に復帰することが可能となった（たとえば、2005年4月復帰予定の場合は、2005年10月に変更できる）。ここでは、改正前の2003年10月から2004年9月の平均復帰率と、2004年10月から2005年9月を比較することで、復帰予定の女性のうち保育所が見つからずに離職せざるを得なかった者が、改正後に減少しているかどうかを検証する。表7の分析結果から、職場復帰率は0.5%ポイント低下しており、改正は女性の労働供給を押し上げる効果はなかった可能性が示された。

表 7 改正前後の常雇復帰率

	2003年10月～2004年9月	2004年10月～2005年9月
常雇復帰率	96.6%	96.1%
サンプルサイズ	393	367

## 7 まとめ

本稿では、2005年の育児休業期間の延長が女性の雇用に及ぼす影響について検証した。育児・介護休業法の2005年改正により、制度の適用対象者が一定の条件を満たす有期雇用に拡大されたのに加え、保育所に入れない、保育者が死亡するなどの特別な事情がある場合に1歳6ヶ月まで期間延長が可能となった。改正は、女性の就業継続を促進した可能性がある一方、雇用主にとっては、女性労働者の労務コストの増加を意味することから、女性の雇用に抑制した可能性がある。労働力調査匿名データを用いた新卒労働者の4月時点における常雇率と労働時間の分析の結果、改正が労働需要を抑制する効果は確認されなかった。また、女性の職場復帰率への効果も見られなかった。

2005年の改正は、それまで子が1歳になるまでであった休業期間を、1歳6ヶ月までに延長した。厚生労働省（2005）によると、常用労働者5人以上の民営事業所に勤める出産しかつ育休を取得した女性労働者のうち、12か月以上の育休を取得した女性は16%であり、期間延長をする女性は少ない。また、半年の延長により、労務コストが大幅に増加するとは考えられない。こういった理由から、2005年の改正は労務コストを引き上げず、女性雇用の抑制にはつながらなかった可能性がある。近年、育児休業を子が3歳までに引き上げるとの議論があるが、休業期間の大幅な延長は労務コストの増大を招き、女性の雇用に抑制する可能性が高い(表4の推定結果は統計的に有意ではないが、符号はマイナスである)。休業期間が長くなることで、職場復帰後の女性のキャリア形成にも悪影響が及ぶ可能性もある。制度の改正にあたっては、こういった需要面での政策効果分析を行い、女性の雇用に抑制することのないよう慎重に議論する必要があるといえよう。

最後に、本稿で使用したデータの観察数が少ないことから、結果の頑健性の再検証が必要であることを指摘しておきたい。

付表 1 新卒労働者の各月の常雇就業率

調査年月	男性	女性	差
200301	18.3%	0.0%	-18.3%
200302	27.3%	23.8%	-3.5%
200303	22.6%	39.8%	17.2%
200304	65.9%	70.8%	4.9%
200305	13.7%	18.6%	4.9%
200306	24.2%	19.6%	-4.6%
200307	40.2%	24.7%	-15.5%
200308	43.8%	18.8%	-25.0%
200309	16.8%	52.4%	35.6%
200310	25.3%	0.0%	-25.3%
200311	0.0%	0.0%	0.0%
200312	51.6%	52.1%	0.5%
200401	31.1%	0.0%	-31.1%
200402	7.3%	14.4%	7.0%
200403	29.6%	27.4%	-2.2%
200404	57.2%	71.6%	14.4%
200405	57.8%	28.0%	-29.8%
200406	20.7%	41.7%	20.9%
200407	12.4%	11.4%	-1.0%
200408	0.0%	0.0%	0.0%
200409	7.8%	0.0%	-7.8%
200410	34.5%	6.1%	-28.4%
200411	0.0%	19.2%	19.2%
200412	25.9%	10.3%	-15.6%
200501	33.2%	67.8%	34.6%
200502	27.0%	17.4%	-9.5%
200503	42.5%	48.6%	6.2%
200504	66.1%	75.1%	9.0%
200505	65.6%	61.9%	-3.7%
200506	0.0%	53.1%	53.1%
200507	18.7%	19.1%	0.4%
200508	22.5%	24.6%	2.0%
200509	56.0%	20.1%	-35.9%
200510	0.0%	18.3%	18.3%
200511	41.0%	0.0%	-41.0%
200512	40.0%	69.3%	29.3%
200601	15.0%	0.0%	-15.0%
200602	38.2%	44.1%	5.9%
200603	38.8%	31.8%	-7.0%
200604	58.7%	78.1%	19.4%
200605	53.7%	58.0%	4.3%
200606	0.0%	12.8%	12.8%
200607	8.3%	18.9%	10.6%
200608	54.3%	21.3%	-33.0%
200609	38.4%	55.2%	16.8%
200610	37.7%	23.1%	-14.6%
200611	51.5%	23.0%	-28.5%
200612	0.0%	36.5%	36.5%
サンプルサイズ	665	642	

[謝辞]

本稿の執筆にあたり，統計法に基づき，独立行政法人統計センターから労働力調査（総務省）の匿名データの提供を受けた．ここに厚く御礼を申し上げる．本稿のありうべき誤りは，全て筆者の責任である．

[参考文献]

- Angrist, Joshua and Alan Krueger, 1999, “Empirical strategies in labor economics”, O.Ashenfelter and D.Card eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol.3, chapter 23: 1277-366.
- Asai, Yukiko, 2013, “Parental Leave Reforms and the Employment of New Mothers: Quasi-experimental Evidence from Japan,” Paper presented at the SOLE meeting, May 2013.
- 朝井友紀子, 2014, 「2007年の育児休業職場復帰給付金増額が出産後の就業確率に及ぼす効果に関する実証研究——擬似実験の政策評価手法を用いた試論」『日本労働研究雑誌』644
- Baker, Michael and Kevin Milligan, 2008, “How Does Job-Protected Maternity Leave Affect Mothers’ Employment?,” *Journal of Labor Economics*, 26(4): 655-91.
- Baum, Charles L. II., 2003, “The effect of maternity leave legislation on mothers’ labor supply after birth,” *Southern Economic Journal*, 69(4): 772-99.
- Gruber, J., 1994, “The incidence of mandated maternity benefits,” *American Economic Review*, 84 (3): 622-41.
- Hanratty, Maria and Eileen Trzcinski, 2009, “Who benefits from paid family leave? Impact of expansions in Canadian paid family leave on maternal employment and transfer income,” *Journal of Population Economics*, 22: 693-711.
- 樋口美雄, 1994, 「育児休業制度の実証分析」社会保障研究所編『現代家族と社会保障』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』553.
- 厚生労働省, 2005, 『雇用均等基本調査（女性雇用管理均等調査）』.
- 厚生労働省, 2011, 『雇用均等基本調査』.
- Lalive, Rafael and Josef Zweimuller, 2009, “How does PL affect fertility and return to work? Evidence from two natural experiments,” *Quarterly Journal of Economics*, 124(3): 1363-402.
- 森田陽子, 2005, 「育児休業法の規制的側面——労働需要への影響に関する試論」『日本労働研究雑誌』536.
- 佐藤一磨・馬欣欣, 2007, 「育児休業法の改正が女性の就業に及ぼす影響」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21世紀COE編著『日本の家計行動のダイナミズム [IV] 制度政策の変更と就業行動』.
- 滋野由紀子・大日康史, 1998, 「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『日本労

働研究雑誌』459.

駿河輝和・張健華, 2003, 「育児休業制度が女性の出産と就業に与える影響について——パネルデータによる計量分析」『季刊 家計経済研究』59.



# 若年層の転職意識の構造と変動

——「就業構造基本調査」匿名データを用いた実証分析——

石田賢示

(東北大学大学院)

本稿は、「就業構造基本調査」匿名データを用いることで、1990年代初頭から2000年代初頭にかけての10年間における人々の転職意識の規定要因構造とその変化について検討した。1992年、1997年、2002年のマージデータセットの分析から明らかになったことは主に2点挙げられる。1つには、この時期の転職希望率の上昇はそもそも転職を希望しやすい非正規雇用層の拡大にだけ帰結することはできず、正規雇用層内部でも転職希望率は上昇している。そして、転職希望理由の分析からは、正規雇用層内部での転職希望率の上昇は就業条件の悪化と関連している可能性が示された。もう1つは、転職希望や転職希望理由といった転職意識に与える要因は、雇用形態、年齢層、性別を通じて概ね共通していることである。むしろ、学歴や職業階層、従業先規模といった伝統的に扱われてきた変数の影響の方が重要である。

## 1 問題の所在

### 1.1 労働市場の流動性に関する問題状況

本稿では、1990年代初頭から2000年代初頭にかけての10年間における人々の転職意識の規定構造とその変動について検討することを目的としている。とりわけ、労働市場の状況変化の影響を強く受けているとされる若年層に焦点を絞り、壮年層との比較を行う。また、この時期に顕著に拡大した非正規雇用の問題とも関連させながら、議論を進めたい。

働く人々の視点（ミクロレベル）から労働市場の流動性をとらえようとする際に指標となりうるのは、彼らの転職に対する意識と行動である。図1と図2は、就業構造基本調査の時系列データから男性、女性の転職希望率、転職率をグラフに示したものである。

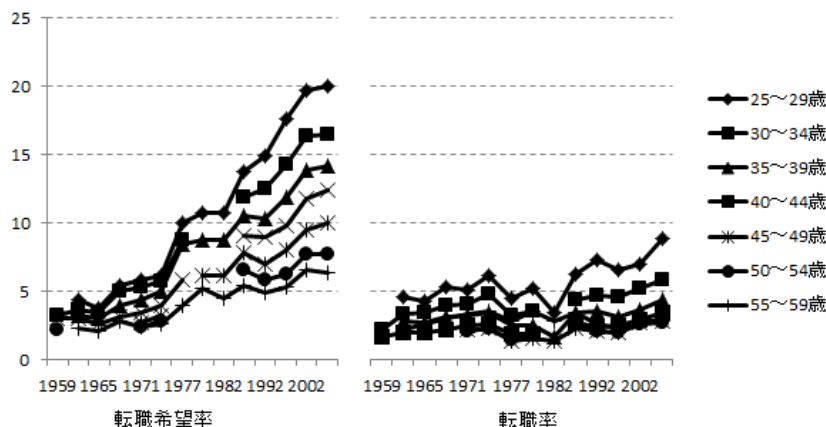


図1 男性労働者の転職希望率と転職率(%) (出所「就業構造基本調査」時系列データ)

図1からは、1960年代から2000年代に至るまではほぼ単調に転職希望率がどの年齢層でも上昇していることが明らかである。同時に、年齢層間での転職希望率の差が最近になるほど広がっている。右側の転職率についてみると、1970年代までは転職率がほぼ平坦に推移しているが、1980年代以降特に若年層にあたる20~30代については転職率が上昇している。女性についても傾向は男性と同様である(図2)。

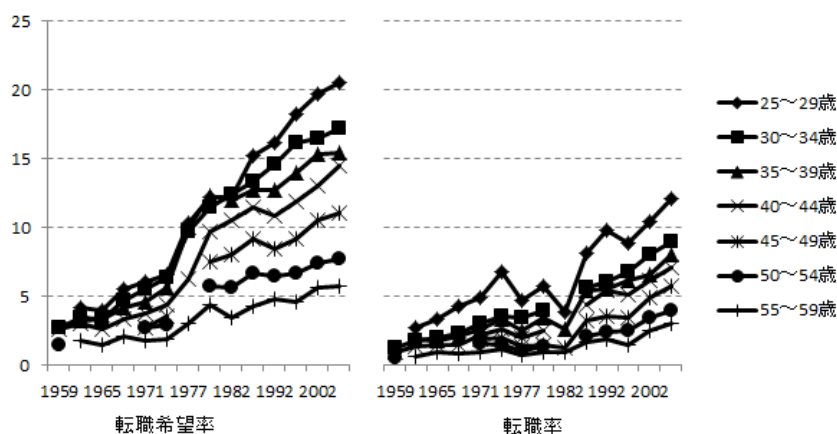


図2 女性労働者の転職希望率と転職率(%) (出所「就業構造基本調査」時系列データ)

公表されたマクロデータからは、戦後ほぼ一貫して人々が転職を受容する傾向にあることがうかがい知れる。こうした傾向の背景としては、産業化の進行や雇用労働者の増加などが考えられる。

転職に対する人々の行動面、すなわち転職率の変化については、1980年代が1つの転機だといえそうである。この時期以降、日本では非正規雇用労働者の割合が拡大し始める。その背後には、サービス産業の拡大や景気変動に伴い柔軟な労働力調整の必要が生じたことや、1980年代後半に労働者派遣法が制定、施行されて派遣労働が公式に制度化されたことなどが考えられる。非正規雇用の多くは有期雇用であるため、非正規雇用の拡大は労働市場を流動化させる主要な要因となる。

これらの状況に対して言及されることの1つとして、正規雇用、非正規雇用による労働市場の二極化が挙げられる。二重労働市場論の枠組みを援用して、正規雇用、非正規雇用が一次労働市場、二次労働市場にそれぞれ位置づけられるというものである(佐藤 2009)。正規雇用では安定した雇用と職場組織内でのキャリアラダー(昇進機会)が保障されるが、非正規雇用にはそれらが存在しない。したがって、近年の労働市場の流動化はそもそも転職が生じやすい非正規雇用の拡大によるものであり、図1や図2にみられる労働市場の流動化の様相は見かけ上のものにすぎないという考え方がありうる。そして、若年層で転職希望率、転職率が高いのはこの層で非正規雇用労働者の割合が特に上昇しているからだと考えられることになる。

労働市場政策上の議論も、基本的には上記のような現状認識を共有しているものと思われる。2012年12月に発足した安倍晋三政権下で設置された「産業競争力会議」では、労働市場の流動化による成長産業への雇用吸収の促進、労働移動を支援する仕組みの整備などが議論されている<sup>1)</sup>。基本的には、正規雇用層における労働移動の硬直性を問題視し、それをいかにして解決するかという問題意識であるといえよう。

このような政策上の議論では、転職を取り巻く様々な規制が取り払われることで、人々が実際に転職するようになる。つまり潜在的には正規雇用労働者であってもそれなりに転職を希望しているということが暗に仮定されているように思われる。

ラフな定義ではあるが、転職を希望しながら実際には転職していない状況のことを「労働市場が硬直的である」とみなすならば、図1と図2から1980年代以降転職希望率と転職率のギャップが拡大していることは明らかであり、硬直化しているといえなくもない。しかし、果たしてこのギャップが正規雇用労働者におけるものを指し示しているのかについては明らかではない。非正規雇用層で実際の転職率以上に大きく転職希望率が上昇しており、二重労働市場論が示唆する通り正規雇用層では依然として安定したキャリアが保障されているが故に転職希望率は低く推移している可能性もある。様々な状況が想像できる一方で、これまで転職意識（転職を希望するか否か）を直接に分析の対象としてきた実証研究は多くない。そのため、本稿では「就業構造基本調査」の匿名データを用いて転職意識の構造とその変化に、若年層と壮年層、そして正規雇用と非正規雇用の比較という視点からアプローチする。

## 1.2 先行研究と検討課題

本稿で明らかにしたいのは、誰が転職を希望しているか、そして転職希望に関する規定構造に変化がみられるかである。本稿で分析するのと同じ「就業構造基本調査」を用いた実証分析では、男女ともに正規雇用層では転職に伴い賃金が上昇するような場合に、転職希望しやすくなるという知見が報告されている（伊藤ほか 2012）。同じ分析では、年齢の一次の効果はプラス、二次の効果はマイナスを示しており、年齢の高い方が転職希望しやすいが、その傾向は年齢の高さに伴って弱まるという逆U字型の関係にあることが結果として示されている。

上記の結果は平成19年の調査にもとづくデータ分析の結果であるが、昭和62年、平成4年および平成9年の「就業構造基本調査」のデータ分析を通じて、転職意識と属性の関連の趨勢を検討したのも先行研究として挙げられる（伊藤 2004）。転職希望や、転職者についての前職の離職理由に関する分析を通じ、高卒層では転職が相対的に悪い雇用環境に由来するのに対し、大卒層ではより自分に合った仕事を探すための活動として転職が位置づけられているという議論がなされている。

他のデータによる実証分析などでは、従業員先の経営状況と転職希望率の間に負の関連が

みられるというものもある(戸田 2003)。すなわち、従業先の経営状況が厳しければ転職希望率が高いというものである。この結果は雇用環境の悪さと転職希望との対応関係として理解することができる。

これらの実証研究と同様、あるいは類似の結果は本稿における以下の分析でもおおよそ得られることになる。しかし、本稿で取り上げる正規雇用と非正規雇用の間での、転職意識の規定構造の違いについては未検討である。また、転職を希望することがどのような意味を持っているのかについても検討の余地がある。すなわち、伊藤(2004)で指摘されたような転職の意味の差異については、さらなる検討が可能であると思われる。本稿では、3か年分の「就業構造基本調査」の匿名データを用いることで、実証分析では少なくなりがちな非正規雇用層、およびそこでの転職希望者を考慮に入れた分析を行いたい。

## 2 データと方法

### 2.1 使用データ

以下の分析では、平成4年、平成9年および平成14年「就業構造基本調査」(総務省所管)の匿名データを使用する。これらのデータを用いる利点は、男性の非正規雇用労働者に関する十分なサブサンプルサイズを確保できる点である。一般の社会調査で得られるサンプルサイズでは、相対的にその割合が大きい若年男性であったとしても、分析に用いることのできるケース数は少なくなる。3か年分の「就業構造基本調査」のマージデータを用いることで、このような問題にはある程度対処できる。

なお、分析に際しては3か年分のマージデータを、若年正規雇用層、若年非正規雇用層、壮年正規雇用層、壮年非正規雇用層の4つに分割し、さらに男女に分ける。正規雇用、非正規雇用の操作化については2.2で触れる。若年層と壮年層については、前者を25歳から39歳まで、後者を40歳から59歳までと区分した。したがって、24歳までと60歳以上の対象者はデータセットに含まれない。このような操作化を行ったのは、24歳までの年齢区分に含まれる者の中には学生に相当する者も多いことや、60歳以上の年齢区分に含まれる者については定年退職を経験している者の多いことが想定されるためである。

### 2.2 使用変数

本稿では2種類の従属変数について分析を行う。1つは転職希望であり、「就業構造基本調査」のなかでは就業希望意識の質問項目として尋ねられている。本稿の分析では、現在就いている仕事について「この仕事を続けたい(継続就業希望)」または「この仕事のほかに別の仕事もしたい(追加就業希望)」と回答した場合に0、「ほかの仕事に変わりたい」と回答した場合に転職希望とみなし、1とコード化する。なお、「仕事をすっかりやめてしまいたい」と回答したケースはデータセットに含めていない。

もう1種類は転職希望理由に関する変数である。「就業構造基本調査」では転職希望者に

については転職希望理由に関して質問がなされる。質問は単一選択項目であるが、本稿では「一時的についた仕事だから」、「収入が少ないから」、「将来性がないから」、「時間的に備えて」のいずれかに回答している場合に 1、それ以外の場合は 0 とコード化した二値変数を就業条件の悪さによる転職希望を示す従属変数として用いる。また、「知識や技能を活かしたいから」または「余暇を増やしたいから」のいずれかに回答している場合に 1、それ以外の場合は 0 とコード化した二値変数も従属変数として用いる。これは、より自身にマッチした仕事を望むことによる転職希望を示す変数として用いる。分析では、これら 3 つの変数に関する二項ロジットモデルにより、転職意識の規定因について検討を行う。

以下、分析に用いる独立変数について説明する。本稿の分析では正規雇用、非正規雇用の区分でもサンプルを分割する。「就業構造基本調査」では雇用者についてその雇用形態について尋ねている。そのうち、「正規の職員・従業員」を正規雇用、「パート」「アルバイト」「労働者派遣事業所の派遣社員」「契約社員・嘱託」を非正規雇用とし、それ以外の働き方については分析から除外した。

学歴変数については、中学校、高校、短大・高専、大学・大学院の区分を用いる。分析では、高校を基準カテゴリとする中学校、短大・高専、大学・大学院ダミー変数を用いる。

従業先については職種、産業、従業先規模を独立変数として用いる。職種は専門・技術、管理、事務、販売、サービス、保安、農業、運輸・通信、生産現場・労務の区分を用い、分析では事務を基準カテゴリとするダミー変数を独立変数として用いる。産業は農林水産業、製造業・鉱業、建設業、電気・水道・ガス、運輸・通信業、卸売・小売業、金融・不動産業、飲食・宿泊業、その他サービス業、公務の区分を用いる。分析では製造業・鉱業を基準とするダミー変数を用いる。従業先規模は、29 人以下、30~299 人、300~999 人、1000 人以上、官公庁の区分を用い、30~299 人を基準とするダミー変数を用いる。

本人の個人収入も独立変数として用いる。分析では、50 万円未満、50~149 万円、150~299 万円、300~499 万円、500~699 万円、700~999 万円、1000 万円以上の区分を用いる。150~299 万円を基準とするダミー変数をモデルに投入する。

現在の仕事の就業期間については、1 年未満、1~3 年、4~6 年、7~11 年、12~16 年、17~21 年、22~26 年、27~30 年、31 年以上の区分を用い、7~11 年を基準とするダミー変数を独立変数として用いる。年齢については、若年層、壮年層のなかでも年齢区分のダミー変数を用いる。若年層については 25~29 歳を基準とする 30~34 歳、35~39 歳のダミー変数を用いる。壮年層については、40~44 歳を基準とする 45~49 歳、50~54 歳、55~59 歳のダミー変数を用いる。

また、3 か年分のデータをマージするので、調査年も独立変数として用いる。1992 年を基準として、1997 年、2002 年のダミー変数を用いる。様々な共変量の影響を統制した上で、なお転職希望率や転職希望理由の推移に系統的な変化がみられるかどうかは、この変数により判断する。

さらに分析では、本人の世帯の中での位置として世帯主ダミー変数を独立変数として用いる<sup>2)</sup>。また、有配偶ダミー変数もモデルに含める。以上の独立変数の要約統計量は、表1（男性）、表2（女性）にそれぞれ示す。

表 1 要約統計量（男性）

	若年非正規		若年正規		壮年非正規		壮年正規	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
転職希望(yes=1, no=0)	0.340	0.474	0.129	0.336	0.192	0.394	0.068	0.252
中学校	0.174	0.379	0.065	0.246	0.466	0.499	0.216	0.412
短大・高専	0.101	0.302	0.102	0.303	0.029	0.169	0.044	0.204
大学・大学院	0.233	0.423	0.343	0.475	0.087	0.281	0.242	0.429
専門的・技術的職業	0.140	0.347	0.167	0.373	0.044	0.204	0.109	0.312
管理的職業	0.000	0.021	0.010	0.101	0.006	0.080	0.064	0.244
販売的職業	0.087	0.282	0.174	0.379	0.050	0.219	0.130	0.336
サービス職業	0.086	0.281	0.033	0.179	0.043	0.202	0.022	0.148
保安的職業	0.024	0.152	0.027	0.162	0.033	0.179	0.031	0.174
農業	0.018	0.134	0.007	0.081	0.045	0.206	0.010	0.101
運輸・通信職業	0.072	0.258	0.058	0.233	0.091	0.288	0.088	0.283
生産現場・労務職業	0.500	0.500	0.357	0.479	0.624	0.484	0.358	0.479
農林水産業	0.021	0.142	0.007	0.083	0.037	0.189	0.011	0.103
建設業	0.198	0.399	0.117	0.321	0.349	0.477	0.135	0.342
電気・水道・ガス事業	0.002	0.039	0.013	0.115	0.004	0.065	0.013	0.114
運輸・通信業	0.094	0.291	0.089	0.284	0.082	0.274	0.122	0.328
卸売・小売業	0.140	0.347	0.163	0.369	0.093	0.291	0.133	0.340
金融・不動産業	0.018	0.133	0.035	0.184	0.027	0.161	0.032	0.175
飲食・宿泊業	0.049	0.217	0.030	0.171	0.031	0.173	0.024	0.155
そのサービス業	0.281	0.450	0.204	0.403	0.178	0.382	0.169	0.375
公務	0.015	0.123	0.069	0.253	0.021	0.145	0.077	0.267
～29名	0.440	0.496	0.239	0.427	0.506	0.500	0.249	0.433
300～999名	0.083	0.275	0.122	0.328	0.074	0.262	0.106	0.307
1000名～	0.118	0.323	0.224	0.417	0.092	0.289	0.215	0.411
官公庁	0.079	0.270	0.135	0.342	0.054	0.227	0.155	0.362
50万円未満	0.043	0.202	0.001	0.030	0.032	0.176	0.001	0.026
50～149万円	0.266	0.442	0.010	0.102	0.219	0.413	0.008	0.091
300～499万円	0.175	0.380	0.516	0.500	0.231	0.421	0.281	0.449
500～699万円	0.029	0.168	0.209	0.407	0.047	0.212	0.274	0.446
700～900万円	0.008	0.091	0.050	0.218	0.019	0.136	0.243	0.429
1000万円～	0.003	0.050	0.010	0.099	0.006	0.076	0.084	0.277
世帯主ダミー	0.448	0.497	0.626	0.484	0.865	0.342	0.886	0.318
～1年	0.269	0.444	0.039	0.193	0.152	0.359	0.018	0.132
1～3年	0.302	0.459	0.128	0.335	0.208	0.406	0.050	0.218
4～6年	0.155	0.362	0.129	0.335	0.111	0.314	0.042	0.200
12～16年	0.069	0.254	0.240	0.427	0.081	0.272	0.088	0.284
17～21年	0.033	0.178	0.119	0.324	0.075	0.263	0.147	0.354
22～26年	0.009	0.092	0.017	0.131	0.058	0.234	0.193	0.395
27～30年	-	-	-	-	0.042	0.201	0.139	0.346
31年～	-	-	-	-	0.126	0.332	0.235	0.424
30～34歳	0.288	0.453	0.333	0.471	-	-	-	-
35～39歳	0.245	0.430	0.340	0.474	-	-	-	-
45～49歳	-	-	-	-	0.207	0.405	0.274	0.446
50～54歳	-	-	-	-	0.248	0.432	0.253	0.435
55～59歳	-	-	-	-	0.360	0.480	0.194	0.395
有配偶ダミー	0.303	0.460	0.608	0.488	0.728	0.445	0.896	0.305
1997年調査ダミー	0.218	0.413	0.339	0.473	0.247	0.431	0.326	0.469
2002年調査ダミー	0.590	0.492	0.301	0.459	0.453	0.498	0.289	0.453
N	9038		192970		13286		265381	

表 2 要約統計量（女性）

	若年非正規		若年正規		壮年非正規		壮年正規	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
転職希望(yes=1, no=0)	0.212	0.409	0.134	0.340	0.114	0.318	0.067	0.250
中学校	0.070	0.255	0.031	0.174	0.252	0.434	0.234	0.423
短大・高専	0.261	0.439	0.342	0.474	0.120	0.325	0.150	0.357
大学・大学院	0.088	0.284	0.171	0.377	0.035	0.183	0.072	0.259
専門的・技術的職業	0.127	0.333	0.288	0.453	0.059	0.236	0.192	0.394
管理的職業	0.000	0.009	0.002	0.043	0.000	0.014	0.010	0.098
販売的職業	0.128	0.335	0.091	0.288	0.123	0.329	0.097	0.296
サービス職業	0.151	0.358	0.063	0.242	0.172	0.377	0.111	0.315
保安的職業	0.001	0.035	0.002	0.050	0.001	0.034	0.002	0.040
農業	0.008	0.087	0.002	0.041	0.014	0.119	0.006	0.074
運輸・通信職業	0.006	0.076	0.005	0.071	0.005	0.072	0.005	0.071
生産現場・労務職業	0.243	0.429	0.124	0.330	0.401	0.490	0.263	0.440
農林水産業	0.016	0.124	0.004	0.061	0.018	0.134	0.008	0.090
建設業	0.025	0.156	0.042	0.201	0.020	0.139	0.052	0.222
電気・水道・ガス事業	0.002	0.044	0.004	0.060	0.003	0.050	0.002	0.048
運輸・通信業	0.036	0.186	0.030	0.170	0.032	0.176	0.026	0.159
卸売・小売業	0.268	0.443	0.162	0.368	0.288	0.453	0.145	0.352
金融・不動産業	0.058	0.235	0.060	0.237	0.059	0.236	0.056	0.231
飲食・宿泊業	0.076	0.266	0.040	0.195	0.073	0.260	0.042	0.201
そのサービス業	0.316	0.465	0.429	0.495	0.240	0.427	0.360	0.480
公務	0.025	0.156	0.033	0.179	0.018	0.133	0.030	0.170
～29名	0.379	0.485	0.270	0.444	0.371	0.483	0.348	0.476
300～999名	0.096	0.295	0.110	0.313	0.096	0.294	0.076	0.265
1000名～	0.153	0.360	0.165	0.371	0.142	0.349	0.097	0.296
官公庁	0.091	0.287	0.167	0.373	0.079	0.269	0.159	0.365
50万円未満	0.099	0.299	0.005	0.073	0.082	0.274	0.007	0.085
50～149万円	0.680	0.467	0.094	0.292	0.751	0.432	0.154	0.361
300～499万円	0.022	0.147	0.372	0.483	0.013	0.111	0.243	0.429
500～699万円	0.001	0.035	0.060	0.238	0.001	0.038	0.122	0.328
700～900万円	0.001	0.027	0.006	0.079	0.000	0.022	0.065	0.247
1000万円～	0.000	0.007	0.002	0.040	0.000	0.007	0.007	0.081
世帯主ダミー	0.104	0.305	0.148	0.355	0.127	0.333	0.192	0.394
～1年	0.247	0.431	0.053	0.223	0.108	0.311	0.024	0.154
1～3年	0.370	0.483	0.161	0.368	0.242	0.428	0.081	0.272
4～6年	0.172	0.377	0.160	0.367	0.167	0.373	0.075	0.263
12～16年	0.040	0.196	0.187	0.390	0.124	0.330	0.153	0.360
17～21年	0.011	0.104	0.084	0.277	0.058	0.234	0.163	0.369
22～26年	0.001	0.037	0.008	0.090	0.023	0.151	0.146	0.354
27～30年	-	-	-	-	0.008	0.090	0.085	0.279
31年～	-	-	-	-	0.008	0.088	0.095	0.293
30～34歳	0.308	0.461	0.288	0.453	-	-	-	-
35～39歳	0.429	0.495	0.289	0.453	-	-	-	-
45～49歳	-	-	-	-	0.290	0.454	0.289	0.453
50～54歳	-	-	-	-	0.255	0.436	0.256	0.436
55～59歳	-	-	-	-	0.175	0.380	0.178	0.382
有配偶ダミー	0.696	0.460	0.471	0.499	0.875	0.331	0.773	0.419
1997年調査ダミー	0.265	0.441	0.338	0.473	0.309	0.462	0.332	0.471
2002年調査ダミー	0.483	0.500	0.312	0.463	0.398	0.489	0.286	0.452
N	40799		81864		87764		104065	

### 3 分析結果

#### 3.1 クロス表による基礎分析

二項ロジットモデルによる分析に先立ち、正規雇用、非正規雇用の間で転職希望率、および転職希望理由がどのように推移しているのかを確認しておこう。表3と表4は、男性と女性に関して、就業意識、調査年、正規雇用・非正規雇用の別による3重クロス表である。

表3 調査年×就業意識×雇用形態のクロス表（男性）

		就業継続希望	追加就業希望	転職希望	計
非正規雇用	1992年	73.4%	8.1%	18.4%	5711
	1997年	68.3%	9.5%	22.2%	5257
	2002年	59.4%	10.6%	29.9%	11356
	計	65.1%	9.7%	25.2%	22324
正規雇用	1992年	88.3%	3.9%	7.8%	171732
	1997年	86.5%	4.0%	9.5%	151898
	2002年	85.1%	3.6%	11.3%	134721
	計	86.8%	3.8%	9.4%	458351

表4 調査年×就業意識×雇用形態のクロス表（女性）

		就業継続希望	追加就業希望	転職希望	計
非正規雇用	1992年	82.0%	4.4%	13.6%	36016
	1997年	80.8%	5.3%	13.8%	37933
	2002年	77.5%	6.9%	15.6%	54614
	計	79.7%	5.8%	14.5%	128563
正規雇用	1992年	88.7%	2.7%	8.6%	68428
	1997年	87.2%	2.8%	10.0%	62217
	2002年	86.6%	3.0%	10.5%	55284
	計	87.6%	2.8%	9.6%	185929

まず男性に関する表3についてみると、正規雇用層よりも非正規雇用層で転職希望率の高いことが分かる。2002年段階では、非正規雇用男性の3割が転職を希望している。しかし、正規雇用層でも徐々にではあるが転職希望率は上昇し、1992年から2002年にかけて3.5ポイント上昇している。

次に女性に関する表4では、非正規雇用層と正規雇用層の転職希望率の差は男性のそれよりも小さいが、非正規雇用層のほうで転職希望率がより高い点は男性と同様である。また、男性に比べると緩やかではあるが、非正規雇用、正規雇用の双方で転職希望率は上昇している。

これらの結果からは、転職希望率の水準という点では安定して非正規雇用の方が高いものの、その変化という点では正規雇用層でも同様に転職希望率は上昇している。転職希望率の変化を比でとらえれば、1992年から2002年にかけて非正規雇用男性では転職希望率



が 1.6 倍，正規雇用男性では 1.4 倍に伸びている。女性については非正規で 1.1 倍，正規で 1.2 倍である。クロス表による基礎集計の結果からは，転職希望率の上昇を流動的な雇用形態＝非正規雇用の拡大に帰結させるだけでは不十分である可能性が示唆される。

続いて，表 3，表 4 で「転職希望」と回答しているケースについて，調査年，転職希望理由，雇用形態の 3 重クロス表を表 5（男性），表 6（女性）に示した。ここでは，元の回答選択肢をそのまま集計に使用している。

表 5 調査年×転職希望理由×雇用形態のクロス表（男性）

		一時的な仕事	収入が少ない	将来性ない	定年に備えて	時間的・肉体的負担	知識や技能の活用	余暇を増やしたい	家事の都合	その他	計
非正規雇用	1992年	22.0%	25.9%	13.6%	4.3%	18.0%	7.5%	0.5%	1.4%	6.7%	1053
	1997年	23.8%	28.2%	15.1%	2.4%	12.8%	7.3%	1.0%	1.0%	8.3%	1166
	2002年	27.0%	37.2%	7.8%	3.1%	8.7%	9.3%	1.3%	0.4%	5.3%	3401
	計	25.4%	33.2%	10.4%	3.1%	11.3%	8.5%	1.1%	0.7%	6.2%	5620
正規雇用	1992年	2.4%	25.0%	14.8%	5.7%	28.5%	10.3%	3.4%	1.2%	8.7%	13397
	1997年	1.8%	25.8%	17.0%	5.5%	27.0%	9.6%	3.4%	1.0%	8.8%	14412
	2002年	2.0%	31.1%	18.1%	2.9%	23.4%	9.4%	4.5%	0.6%	8.0%	15218
	計	2.1%	27.4%	16.7%	4.7%	26.2%	9.8%	3.8%	0.9%	8.5%	43027

男性の結果を見ると，非正規雇用，正規雇用共に「収入が少ない」ことが主要な転職希望理由である。調査時点間の変化をみると，非正規，正規の別を問わずその比率が上昇している。また，正規雇用に関してはそれとほぼ同等の水準で「時間的・肉体的負担が大きい」ことも主要な転職希望理由となっている。一方非正規雇用男性については，「一時的な仕事である」ことが収入の少なさに次ぐ転職希望理由である。これは非正規雇用が短時間雇用でかつ有期雇用でありやすいことを鑑みれば自然な結果だといえる。これらの項目が就業条件に対する不満にもとづくものだとすれば，「知識や技能の活用」は相対的に積極的な理由といえるが，選択される比率は非正規，正規共に低い。しかし，その比率の変化について非正規雇用では微増，正規雇用では微減しているという違いがある。

女性についてはどうか。女性についても，非正規雇用，正規雇用共に「収入が少ない」という理由の比率は 1992 年から 2002 年にかけて上昇している。ただし，正規雇用女性については「時間的・肉体的負担が大きい」ことが理由の中で最大である。「知識や技能の活用」については，非正規，正規共に微増傾向にあるが，やはり男性と同様に選択される割合は小さい。

表 6 調査年×転職希望理由×雇用形態のクロス表（女性）

		一時的な仕事	収入が少ない	将来性ない	定年に備えて	時間的・肉体的負担	知識や技能の活用	余暇を増やしたい	家事の都合	その他	計
非正規雇用	1992年	16.0%	26.2%	10.3%	1.7%	21.8%	6.6%	2.5%	5.4%	9.5%	4888
	1997年	13.1%	31.8%	10.3%	1.9%	19.7%	6.8%	2.5%	4.1%	9.9%	5238
	2002年	14.8%	34.5%	6.1%	3.6%	16.1%	9.3%	1.9%	3.2%	10.4%	8525
	計	14.6%	31.6%	8.4%	2.6%	18.6%	7.9%	2.2%	4.0%	10.1%	18651
正規雇用	1992年	3.1%	18.6%	9.7%	2.3%	34.9%	8.4%	4.5%	5.7%	12.8%	5894
	1997年	2.3%	19.0%	10.8%	2.5%	34.1%	8.7%	4.4%	4.8%	13.3%	6233
	2002年	2.5%	20.8%	10.9%	1.3%	32.3%	9.2%	5.8%	3.9%	13.3%	5785
	計	2.6%	19.5%	10.5%	2.1%	33.8%	8.8%	4.9%	4.8%	13.1%	17912

転職希望理由については、男女や調査時点の差よりは非正規雇用、正規雇用の間で分布に差がみられるといえる。非正規、正規共に収入の少なさが主要な転職希望理由である。非正規雇用層を特徴づける転職希望理由は「一時的な仕事だから」ということであり、正規雇用層については「時間的・肉体的負担が大きい」ことが特徴的である。なお、「知識や技能の活用」といった積極的な転職希望理由はあまり選択されないものの、非正規雇用層では1992年から2002年にかけて微増する傾向にあるといえる。

### 3.2 多変量解析の結果

それでは、転職希望率および転職希望理由に関する規定因の構造がどのようになっているのかを、二項ロジットモデル推定を通じて検討したい<sup>3)</sup>。表7は男性、表8は女性に関する転職希望の分析結果である。

最初に男性サンプルの分析結果について検討する。他の要因をコントロールした後の調査時点の効果をみると、非正規雇用については若年層、壮年層ともに2002年調査ダミーでプラスに有意な係数が示されている。これは、1992年時に比べて2002年時にはそれぞれ1.23倍、1.34倍転職希望を持ちやすいということを意味している。

正規雇用については、若年層、壮年層ともに1997年、2002年調査ダミーでプラスに有意となっている。1997年、2002年にかけて、若年正規雇用層については1992年時よりもそれぞれ1.22倍、1.37倍、壮年正規雇用層についてはそれぞれ1.3倍、1.59倍転職希望を持ちやすい。以上の結果は、雇用形態や若年・壮年の別を問わず、1992年から2002年の10年間で人々は転職希望を持ちやすくなっていることを意味しているといえるだろう。

表 7 転職希望に関する二項ロジットモデルの推定結果（男性）

	非正規雇用				正規雇用			
	若年層		壮年層		若年層		壮年層	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
中学校	-0.303 ***	0.070	-0.296 ***	0.053	-0.058 *	0.028	-0.153 ***	0.021
短大・高専	-0.088	0.081	0.102	0.130	0.027	0.023	0.102 *	0.039
大学・大学院	0.360 ***	0.066	0.305 ***	0.085	-0.067 ***	0.019	0.067 **	0.024
専門的・技術的職業	-0.710 ***	0.117	-0.442 **	0.169	-0.003	0.029	-0.060	0.040
管理的職業	-	-	-0.298	0.488	-0.473 ***	0.100	-0.313 ***	0.053
販売的職業	-0.068	0.123	0.057	0.144	0.164 ***	0.027	0.140 ***	0.033
サービス職業	0.038	0.127	-0.058	0.158	0.054	0.044	0.210 ***	0.054
保安的職業	0.571 **	0.171	0.523 **	0.154	0.167 *	0.075	0.286 ***	0.064
農業	-0.602 *	0.287	-0.053	0.210	-0.277 *	0.133	-0.197	0.118
運輸・通信職業	-0.005	0.132	0.289 *	0.131	0.318 ***	0.040	0.271 ***	0.038
生産現場・労務職業	-0.069	0.099	0.135	0.111	0.118 ***	0.026	0.069 *	0.029
農林水産業	-0.285	0.257	-0.046	0.204	-0.058	0.125	0.046	0.114
建設業	-0.241 **	0.085	-0.024	0.073	-0.236 ***	0.025	-0.245 ***	0.027
電気・水道・ガス事業	-1.838	1.052	-0.228	0.450	-1.147 ***	0.118	-0.300 **	0.115
運輸・通信業	0.156	0.104	0.270 **	0.103	-0.019	0.033	0.129 ***	0.032
卸売・小売業	-0.004	0.094	-0.170	0.098	0.136 ***	0.023	0.070 *	0.028
金融・不動産業	-0.314	0.195	-0.117	0.167	-0.136 **	0.044	-0.149 **	0.054
飲食・宿泊業	-0.226	0.144	0.011	0.160	0.012	0.046	-0.098	0.058
そのサービス業	-0.220 *	0.088	-0.126	0.087	-0.069 **	0.023	-0.146 ***	0.029
公務	-0.337	0.246	-0.686 *	0.320	-0.351 ***	0.077	-0.196 *	0.078
～29名	-0.073	0.061	0.087	0.059	-0.225 ***	0.019	-0.033	0.020
300～999名	-0.064	0.090	0.061	0.093	0.012	0.022	-0.021	0.028
1000名～	0.044	0.079	-0.081	0.090	-0.293 ***	0.021	-0.189 ***	0.027
官公庁	-0.395 **	0.115	-0.740 ***	0.160	-1.301 ***	0.049	-0.783 ***	0.054
50万円未満	-0.026	0.116	0.019	0.125	-0.528 *	0.246	0.117	0.209
50～149万円	0.224 ***	0.055	0.108	0.057	-0.068	0.062	0.056	0.064
300～499万円	-0.316 ***	0.071	-0.399 ***	0.065	-0.298 ***	0.018	-0.380 ***	0.022
500～699万円	-0.839 ***	0.191	-0.540 ***	0.141	-0.695 ***	0.027	-0.809 ***	0.028
700～900万円	0.265	0.269	-0.742 **	0.251	-1.115 ***	0.051	-1.160 ***	0.035
1000万円～	-1.778	1.031	-0.992	0.530	-1.390 ***	0.118	-1.565 ***	0.057
世帯主ダミー	0.016	0.054	0.267 ***	0.070	0.457 ***	0.017	0.356 ***	0.026
～1年	0.130	0.074	0.489 ***	0.081	-0.042	0.035	0.097 *	0.047
1～3年	0.214 **	0.072	0.371 ***	0.076	0.124 ***	0.021	0.232 ***	0.033
4～6年	0.034	0.083	0.211 *	0.089	0.158 ***	0.021	0.104 **	0.036
12～16年	-0.435 ***	0.120	-0.046	0.103	-0.165 ***	0.021	-0.136 ***	0.031
17～21年	-0.607 **	0.185	-0.360 **	0.114	-0.366 ***	0.030	-0.316 ***	0.030
22～26年	-0.373	0.340	-0.686 ***	0.139	-0.443 ***	0.069	-0.477 ***	0.030
27～30年	-	-	-0.517 **	0.153	-	-	-0.546 ***	0.035
31年～	-	-	-0.589 ***	0.110	-	-	-0.531 ***	0.032
30～34歳	0.060	0.056	-	-	-0.011	0.018	-	-
35～39歳	-0.140 *	0.065	-	-	-0.037	0.021	-	-
45～49歳	-	-	-0.047	0.070	-	-	-0.144 ***	0.021
50～54歳	-	-	-0.138 *	0.070	-	-	-0.242 ***	0.024
55～59歳	-	-	-0.508 ***	0.070	-	-	-0.407 ***	0.027
有配偶ダミー	-0.246 ***	0.061	-0.118 *	0.053	-0.049 **	0.017	-0.066 **	0.023
1997年調査ダミー	0.123	0.077	0.072	0.068	0.198 ***	0.017	0.261 ***	0.020
2002年調査ダミー	0.205 **	0.067	0.291 ***	0.059	0.314 ***	0.017	0.484 ***	0.020
切片	-0.518 ***	0.145	-1.506 ***	0.161	-1.759 ***	0.035	-1.930 ***	0.050
-2LL	10953.822		12097.131		140889.058		121981.014	
McFadden R2	0.054		0.069		0.053		0.075	
N	9034		13286		192970		265381	

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

その他の独立変数の影響については、そのパターンはサブサンプル間で微妙に違いがみられるものの、概ね類似した結果といえる。以下では、それぞれの独立変数に関する推定結果について要約する。

学歴変数については、高校に比べて中学は転職希望を持ちにくい、大学以上は転職希望を持ちやすい。ただし、若年正規雇用男性では大学以上でマイナスに有意な係数、壮年

正規雇用男性では短大・高専ダミーがプラスに有意な係数を示している。統計的には有意な係数であるが、女性サンプルの推定結果（表 8）を考慮すると中学、大学以上ダミーの効果に比べて一貫性はない。

職種については、専門・技術、管理といったいわゆる上層ホワイトカラーに相当する層と農業では、事務職に比べて転職希望を持ちにくい。他方、それ以外の職種のダミー変数はプラスに有意な係数を示しており、転職希望を持ちやすいといえる。

産業変数については、製造業・鉱業に比べて建設業、電気・ガス・水道事業、金融・不動産業、その他サービス業および公務では転職希望を持ちにくい。他方、運輸・通信業、卸売・小売業ダミーはプラスに有意な係数を示しており、転職希望を持ちやすいという結果を示している。

従業先規模については、30～299名規模に比べ、1000名以上および官公庁では転職希望を持ちにくいという結果となっている。若年正規雇用男性については、29名以下ダミーもマイナスに有意な係数を示しており、転職希望を持ちにくいといえる。

年間の個人収入に関しては、150～299万円に比べて、個人収入が高いほど転職しやすいという結果となっている。若年正規雇用男性では50万円未満ダミーでもマイナスに有意な係数を示している。女性の推定結果でも共通してみられるものであり、若年正規雇用層の特殊な部分を反映している可能性があると思われる。

現在の職場での就業期間については、7～11年に比べてそれより短いと転職希望を持ちやすく、長いと転職希望を持ちにくい。年齢変数については、若年層では非正規雇用層の35～39歳ダミーがマイナスに有意な係数を示している以外は、有意な効果を示していない。一方、壮年層では40～44歳に比べて年齢が高いほど転職希望を持ちにくい。世帯主ダミーはプラスに有意、有配偶ダミーはマイナスに有意である。世帯主ではない場合に比べて世帯主である方が転職希望を持ちやすく、配偶者がいる方がいない場合よりも転職希望を持ちにくいことを意味している。

男性サンプルに関する以上の分析結果は、概ね先行研究の分析結果とも符合するものが多い（伊藤 2004; 伊藤ほか 2012）。ただし、有配偶ダミーの効果については男性サンプルについて異なる結果が得られている。先行研究では正規雇用男性についての有配偶ダミーの効果はプラスであり、配偶者がいる方が転職希望を持ちやすいという結果となっている。一方、本稿では男性サンプルにおける有配偶ダミーの効果はマイナスであるというものであった。この点については、先行研究と本稿では使用している独立変数やサンプルの構成が異なっていることが理由である可能性があるが、ここでの分析から断言することは難しい。

表 8 転職希望に関する二項ロジットモデルの推定結果（女性）

	非正規雇用				正規雇用			
	若年層		壮年層		若年層		壮年層	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
中学校	-0.198 ***	0.051	-0.115 ***	0.029	-0.223 **	0.065	-0.178 ***	0.035
短大・高専	-0.018	0.031	0.006	0.035	0.027	0.026	0.016	0.040
大学・大学院	0.232 ***	0.047	0.175 **	0.060	0.099 **	0.035	-0.012	0.066
専門的・技術的職業	-0.559 ***	0.052	-0.539 ***	0.066	-0.316 ***	0.035	-0.109 *	0.055
管理的職業	-	-	0.269	0.772	-1.252 **	0.458	-1.063 ***	0.263
販売的職業	0.006	0.044	0.055	0.041	0.179 ***	0.037	0.353 ***	0.047
サービス職業	0.016	0.044	-0.004	0.039	-0.298 ***	0.048	-0.080	0.050
保安的職業	-0.171	0.359	0.673 *	0.268	0.706 **	0.247	0.227	0.374
農業	-0.127	0.177	0.013	0.143	-0.421	0.337	0.001	0.231
運輸・通信職業	-0.068	0.166	0.010	0.162	-0.057	0.144	-0.038	0.194
生産現場・労務職業	0.153 ***	0.039	0.122 ***	0.033	0.076	0.039	0.180 ***	0.044
農林水産業	0.215	0.121	-0.029	0.124	-0.139	0.206	0.117	0.184
建設業	-0.038	0.088	-0.140	0.084	-0.076	0.058	-0.143 *	0.068
電気・水道・ガス事業	0.409	0.255	-1.128 **	0.388	-0.764 **	0.253	0.137	0.330
運輸・通信業	0.100	0.072	-0.006	0.067	0.117	0.066	0.133	0.087
卸売・小売業	-0.006	0.044	-0.077 *	0.034	0.079 *	0.039	0.016	0.050
金融・不動産業	0.153 *	0.064	0.173 **	0.052	0.391 ***	0.049	0.493 ***	0.061
飲食・宿泊業	0.179 **	0.063	0.157 **	0.051	0.344 ***	0.057	0.343 ***	0.068
そのサービス業	-0.082	0.046	-0.184 ***	0.039	0.012	0.038	-0.097 *	0.048
公務	0.218 *	0.101	0.020	0.112	-0.649 ***	0.120	-0.422 **	0.156
～29名	-0.022	0.032	0.060 *	0.026	-0.251 ***	0.028	-0.073 *	0.031
300～999名	0.099 *	0.045	-0.137 **	0.041	-0.014	0.035	-0.111 *	0.051
1000名～	-0.001	0.039	-0.160 ***	0.036	-0.104 **	0.033	-0.037	0.049
官公庁	-0.090	0.061	-0.408 ***	0.063	-0.806 ***	0.052	-0.304 ***	0.071
50万円未満	0.089	0.051	0.130 **	0.048	-0.327 *	0.161	-0.090	0.142
50～149万円	0.003	0.034	-0.034	0.032	-0.021	0.037	0.153 ***	0.034
300～499万円	-0.159	0.092	0.003	0.112	-0.255 ***	0.026	-0.320 ***	0.036
500～699万円	-0.503	0.442	-0.053	0.339	-0.432 ***	0.066	-0.633 ***	0.065
700～900万円	-0.270	0.546	-0.136	0.609	-0.546 **	0.174	-0.716 ***	0.095
1000万円～	-	-	-	-	-1.533 **	0.511	-0.965 ***	0.258
世帯主ダミー	0.117 **	0.042	0.035	0.045	0.335 ***	0.029	0.205 ***	0.046
～1年	0.218 ***	0.041	0.451 ***	0.036	0.136 **	0.045	0.321 ***	0.065
1～3年	0.210 ***	0.038	0.255 ***	0.030	0.208 ***	0.030	0.255 ***	0.043
4～6年	0.142 **	0.044	0.144 ***	0.034	0.157 ***	0.030	0.221 ***	0.045
12～16年	-0.356 ***	0.081	-0.222 ***	0.042	-0.207 ***	0.036	-0.231 ***	0.042
17～21年	-0.533 **	0.161	-0.399 ***	0.063	-0.342 **	0.057	-0.343 ***	0.045
22～26年	-0.639	0.473	-0.613 ***	0.106	-0.594 ***	0.167	-0.456 ***	0.051
27～30年	-	-	-0.433 **	0.164	-	-	-0.572 ***	0.069
31年～	-	-	-0.517 **	0.184	-	-	-0.580 ***	0.074
30～34歳	0.002	0.034	-	-	-0.105 ***	0.027	-	-
35～39歳	-0.013	0.034	-	-	-0.243 ***	0.032	-	-
45～49歳	-	-	-0.256 ***	0.027	-	-	-0.173 ***	0.032
50～54歳	-	-	-0.572 ***	0.031	-	-	-0.442 ***	0.036
55～59歳	-	-	-0.843 ***	0.039	-	-	-0.788 ***	0.046
有配偶ダミー	-0.473 ***	0.033	-0.621 ***	0.044	-0.168 ***	0.025	-0.220 ***	0.044
1997年調査ダミー	0.018	0.035	0.085 **	0.029	0.176 ***	0.026	0.171 ***	0.031
2002年調査ダミー	0.038	0.032	0.170 ***	0.028	0.194 ***	0.027	0.349 ***	0.033
切片	-1.169 ***	0.068	-1.302 ***	0.068	-1.609 ***	0.043	-2.097 ***	0.067
-2LL	41200.672		59886.782		61374.006		47949.538	
McFadden R2	0.022		0.039		0.048		0.061	
N	40793		87760		81862		104065	

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

続いて、女性サンプルの分析結果について検討する。調査時点ダミーの効果についてみると、若年非正規女性層については時点ダミーの効果は有意ではない。これは、1992年と97年、および92年と2002年の間で転職希望の持ちやすさについては差がないということの意味する。一方、その他のサブサンプルについては、1997年ダミー、2002年ダミーがすべてプラスに有意な係数を示している。若年非正規女性層を除けば、男性と同様に1992

年から 2002 年の 10 年間にかけて、コントロール変数ではとらえられない転職希望の持ちやすさの変化が生じていると解釈できそうである。

その他の独立変数の効果については、概ね男性サンプルの分析結果と同様であるので詳細にみることはここでは省略する。ただし、非正規雇用女性については個人所得の効果があまりみられない点は、男性サンプルのそれとは異なるといえる。

以上、転職希望に関する分析結果を検討してきたが、性別、年齢層（若年か壮年か）、雇用形態の別を問わず、1990 年代初頭から 2000 年代初頭にかけて雇用者として働く人々が転職希望を持ちやすくなっているといえる。また、様々な社会経済的要因が転職希望の有無に与える影響についても、サブサンプル間を通じておおよそ類似の規定要因構造が得られたといえる。

続いて、転職希望者にサンプルを絞り込んだ上で、転職を希望する理由として就業条件の悪さ、あるいはより積極的な理由（知識・技能の活用、余暇を増やす）を挙げる者の特徴を検討する。初めに就業条件の悪さに関する分析結果を検討する。表 9 は男性サンプル、表 10 は女性サンプルの分析結果である。

男性サンプルの分析結果について時点ダミー変数の効果をみると、非正規雇用層と正規雇用層の間で結果に違いが見られる。若年非正規のサブサンプルでは、時点ダミーは有意ではない。壮年非正規層では、2002 年調査ダミーが 1%水準でプラスに有意な係数を示している。つまり、壮年非正規層については 1992 年に比べて 2002 年のほうが 1.47 倍だけ、転職希望理由として就業条件の悪さを挙げやすいということを意味する。一方、正規雇用層では若年、壮年ともに時点ダミーは 1997 年、2002 年ともにプラスに有意な係数を示している。若年正規雇用層に関して言えば、1997 年、2002 年ダミー変数の係数のオッズ比はそれぞれ 1.11 倍、1.15 倍程度であるが、統計的には明確な有意性がみられる。壮年正規雇用層の場合はそれぞれ 1.22 倍、1.53 倍だけ就業条件の悪さを理由として挙げやすい。

その他の独立変数に関する主要な推定結果についても検討する。学歴変数については、大学・大学院ダミーが全ての層でマイナスに有意な係数を示している。転職希望についてはプラスに有意な係数が多かったことから、これらの学歴に到達している者は若年、壮年を問わず転職に対して比較的積極的に、かつその理由もネガティブなものではないといえる。一方、正規雇用層については中学校ダミーがプラスに有意である。転職希望についてはマイナスに有意であり、学歴が中学校の正規雇用層は現職の継続を望み、仮に転職を希望する場合にはその仕事の就業条件の悪さを理由として挙げやすい。

職種については、非正規雇用層では若年のサービス職業がプラスに有意な係数を示すのみで、有意なダミー変数はほとんどない。一方、正規雇用層では販売、保安、運輸・通信、生産現場・労務ダミーがプラスに有意であり、事務職の転職希望者に比べて就業条件の悪さを理由として挙げやすいと解釈できる。

表 9 転職希望理由（就業条件の悪さ）に関する二項ロジットモデル（男性）

	非正規雇用				正規雇用			
	若年層		壮年層		若年層		壮年層	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
中学校	0.265	0.165	0.174	0.134	0.202 **	0.069	0.176 ***	0.049
短大・高専	-0.268	0.152	-0.476	0.271	-0.120 *	0.049	-0.110	0.087
大学・大学院	-0.259 *	0.117	-0.571 **	0.172	-0.284 ***	0.039	-0.222 ***	0.052
専門的・技術的職業	-0.132	0.209	-0.506	0.335	0.048	0.058	-0.009	0.085
管理的職業	-	-	-0.279	0.968	-0.298	0.200	0.061	0.112
販売的職業	0.052	0.227	-0.345	0.307	0.199 ***	0.056	0.236 **	0.070
サービス職業	0.477 *	0.229	0.228	0.367	-0.086	0.090	0.172	0.117
保安的職業	0.459	0.311	0.330	0.340	0.313 *	0.152	0.761 ***	0.147
農業	-0.027	0.670	0.910	0.493	-0.251	0.288	0.093	0.278
運輸・通信職業	0.368	0.252	0.328	0.290	0.741 ***	0.096	0.640 ***	0.089
生産現場・労務職業	0.325	0.179	0.277	0.242	0.269 ***	0.053	0.314 ***	0.063
農林水産業	0.197	0.589	-0.320	0.459	0.817 **	0.302	0.377	0.272
建設業	0.253	0.178	0.384 *	0.173	-0.106	0.055	0.065	0.063
電気・水道・ガス事業	-	-	-0.057	0.908	-1.307 ***	0.253	-0.794 **	0.269
運輸・通信業	0.385	0.198	0.373	0.235	0.181 *	0.076	0.246 **	0.076
卸売・小売業	0.488 **	0.188	0.562 *	0.246	0.093	0.049	0.090	0.063
金融・不動産業	-0.131	0.363	0.414	0.383	0.026	0.090	-0.324 **	0.112
飲食・宿泊業	-0.268	0.261	0.150	0.376	0.040	0.094	-0.024	0.129
そのサービス業	0.027	0.164	0.062	0.197	-0.078	0.049	-0.073	0.064
公務	-0.262	0.442	0.049	0.677	-0.501 **	0.154	-0.438 *	0.171
～29名	0.058	0.118	-0.090	0.142	-0.099 *	0.042	0.236 ***	0.048
300～999名	0.128	0.174	-0.042	0.209	-0.055	0.046	-0.151 *	0.060
1000名～	-0.025	0.144	-0.170	0.202	-0.331 ***	0.043	-0.376 ***	0.057
官公庁	0.185	0.227	-0.521	0.351	-0.796 ***	0.100	-0.628 ***	0.116
50万円未満	0.275	0.243	0.150	0.311	0.621	0.753	0.893	0.744
50～149万円	0.150	0.108	0.257	0.144	-0.041	0.146	0.099	0.168
300～499万円	-0.324 *	0.142	-0.420 **	0.146	-0.460 ***	0.040	-0.496 ***	0.057
500～699万円	-0.984 **	0.366	-0.661 *	0.299	-0.889 ***	0.057	-0.929 ***	0.067
700～900万円	-0.626	0.466	-0.765	0.514	-1.069 ***	0.104	-1.277 ***	0.080
1000万円～	-	-	0.447	1.240	-1.341 ***	0.238	-1.830 ***	0.131
世帯主ダミー	-0.055	0.108	0.024	0.169	-0.087 *	0.036	0.082	0.060
～1年	0.299 *	0.145	0.033	0.195	-0.232 **	0.074	-0.108	0.113
1～3年	0.277 *	0.139	0.162	0.186	-0.098 *	0.046	0.038	0.078
4～6年	0.087	0.161	0.180	0.217	-0.013	0.045	-0.004	0.085
12～16年	0.037	0.263	-0.274	0.241	-0.051	0.044	-0.069	0.072
17～21年	-0.218	0.432	-0.229	0.275	-0.022	0.068	0.068	0.070
22～26年	-0.198	0.816	0.146	0.358	-0.065	0.155	-0.035	0.069
27～30年	-	-	-0.872 *	0.341	-	-	-0.019	0.079
31年～	-	-	-0.855 ***	0.245	-	-	-0.428 ***	0.074
30～34歳	0.268 *	0.109	-	-	0.098 *	0.038	-	-
35～39歳	0.506 ***	0.142	-	-	0.252 ***	0.047	-	-
45～49歳	-	-	0.141	0.167	-	-	-0.117 *	0.050
50～54歳	-	-	0.090	0.168	-	-	-0.416 ***	0.055
55～59歳	-	-	-0.436 **	0.161	-	-	-1.098 ***	0.060
有配偶ダミー	0.228	0.131	0.178	0.125	0.319 ***	0.036	0.262 ***	0.053
1997年調査ダミー	0.096	0.160	0.148	0.160	0.105 **	0.037	0.202 ***	0.045
2002年調査ダミー	-0.101	0.139	0.385 **	0.143	0.142 ***	0.037	0.426 ***	0.046
切片	0.619 *	0.275	1.013 **	0.355	1.191 ***	0.074	1.176 ***	0.116
-2LL	3058.003		2205.128		27393.734		18780.114	
McFadden R2	0.041		0.070		0.055		0.135	
N	3069		2549		24978		18048	

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

産業については、非正規雇用層では若年、壮年に共通して卸売・小売業ダミーがプラスに有意であり、製造業・鉱業に比べて就業条件の悪さを理由とした転職希望を持ちやすいといえる。正規雇用層では運輸・通信業が若年・壮年に共通してプラスに有意な係数を示している。電気・水道・ガス事業ダミーと公務ダミーについてはマイナスに有意な係数であり、製造業・鉱業に比べ就業条件の悪さを理由には挙げにくいといえる。

従業先規模については、非正規雇用層では有意なダミー変数はみられない。正規雇用層では、基本的には規模が大きい従業先や官公庁で働く転職希望者は就業条件の悪さを理由には挙げにくいという結果となっている。

個人収入については、非正規雇用層では若年、壮年ともに 300~499 万円ダミーと 500~699 万円ダミーがマイナスに有意である。150~299 万円の者に比べ、これらの収入を得ている転職希望者は就業条件の悪さを理由としては挙げにくい。700 万円以上のダミー変数では有意な結果が得られていないが、標準誤差の大きさなどから判断してこれはこれらの所得区分に属する非正規雇用者がほとんどいないためであると思われる。一方正規雇用層では、150 万円~299 万円の層と比べ、それ以上の所得区分に属する転職希望者は就業条件の悪さを理由として挙げにくい傾向にある。

現在の仕事の就業期間の効果については、壮年層では非正規、正規ともに 27 年以上のダミー変数で有意にマイナスの係数が示されている。おそらくこれは、この段階での転職が定年後の再就職と関係しているためであると考えられる。若年層では非正規雇用、正規雇用の間で正反対の結果が得られた。若年非正規雇用層では、7~11 年目の層に比べて 1 年未満、1~3 年の層の転職希望者は就業条件の悪さを理由に挙げやすいが、同時期の若年正規雇用層についてはそれを理由には挙げにくい。

年齢については、若年層と壮年層では異なる効果の現われ方となっている。若年層の結果では、非正規、正規ともに 25~29 歳の層に比べて 30~34 歳、35~39 歳では就業条件の悪さを転職希望理由として挙げやすい。「働き盛り」に近づくにつれて、仕事の負担が増大することなどが背景として考えられる。一方、壮年層では 40~44 歳の層に比べてより高年の層ではこの理由を挙げにくい。高年層でこの理由が挙がりにくいのは就業期間と同様に定年退職に伴う再就職と転職希望が関係しているからであると考えられる。

最後に、世帯主ダミーは若年正規雇用のみでマイナスに有意であるが、他のサブサンプルでは有意ではない。有配偶ダミーについては正規雇用層で有意であり、非正規雇用層では有意ではない。正規雇用層ではプラスの係数を示しており、配偶者のいる正規雇用男性の転職希望者は、就業条件の悪さを理由として挙げやすい。

次に女性に関する分析結果（表 10）についてであるが、転職希望の分析結果と同様基本的な部分は男性と類似している。男性サンプルの結果とは、正規雇用層における専門的・技術的職業ダミーと有配偶ダミーの係数が異なる。専門・技術ダミーはプラスに有意な係数であり、事務職に比べるとこれらの層にいる女性転職希望者は就業条件の悪さを理由に挙げやすい。一方、有配偶ダミーの係数はマイナスに有意であり、これは雇用形態、若年・壮年の別を問わない。女性の転職希望者については、配偶者がいる場合は就業条件の悪さが転職希望の理由にはなりにくいということを意味している。



表 10 転職希望理由（就業条件の悪さ）に関する二項ロジットモデル（女性）

	非正規雇用				正規雇用			
	若年層		壮年層		若年層		壮年層	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
中学校	0.160	0.109	0.183 **	0.066	0.222	0.142	0.148	0.081
短大・高専	-0.331 ***	0.060	-0.242 **	0.071	-0.205 ***	0.049	-0.108	0.087
大学・大学院	-0.531 ***	0.086	-0.306 *	0.121	-0.358 ***	0.066	-0.346 *	0.137
専門的・技術的職業	0.122	0.101	0.240	0.141	0.622 ***	0.069	0.587 ***	0.121
管理的職業	-	-	-	-	-0.411	0.934	0.658	0.579
販売的職業	0.230 **	0.085	0.198 *	0.085	0.267 ***	0.069	0.390 ***	0.104
サービス職業	0.272 **	0.088	0.395 ***	0.084	0.466 ***	0.096	0.639 ***	0.113
保安的職業	-0.034	0.697	0.083	0.538	0.852	0.496	-0.604	0.746
農業	0.270	0.343	0.157	0.322	0.211	0.707	1.744 **	0.592
運輸・通信職業	0.100	0.324	0.302	0.352	0.435	0.294	0.919	0.490
生産現場・労務職業	0.542 ***	0.080	0.510 ***	0.071	0.485 ***	0.077	0.828 ***	0.098
農林水産業	0.148	0.221	0.369	0.287	-0.132	0.411	-0.457	0.383
建設業	0.142	0.170	-0.197	0.176	-0.365 **	0.110	-0.188	0.143
電気・水道・ガス事業	0.396	0.493	-0.512	0.775	-0.641	0.518	-1.492	0.818
運輸・通信業	0.111	0.141	0.020	0.146	0.313 *	0.127	0.249	0.193
卸売・小売業	0.122	0.088	0.027	0.076	0.092	0.073	0.254 *	0.110
金融・不動産業	0.215	0.127	-0.108	0.111	0.125	0.092	0.012	0.138
飲食・宿泊業	0.150	0.126	-0.001	0.113	0.159	0.108	0.045	0.152
そのサービス業	0.245 **	0.093	0.078	0.085	0.119	0.072	0.055	0.105
公務	0.170	0.197	-0.314	0.234	-0.784 **	0.249	-0.223	0.324
～29名	-0.107	0.062	0.025	0.058	-0.101	0.054	-0.100	0.069
300～999名	0.093	0.088	0.022	0.089	-0.013	0.067	-0.021	0.115
1000名～	-0.011	0.077	-0.137	0.076	-0.186 **	0.063	-0.335 **	0.110
官公庁	0.141	0.123	0.102	0.140	0.028	0.107	0.057	0.162
50万円未満	0.420 ***	0.104	0.378 ***	0.106	0.067	0.330	0.606	0.372
50～149万円	0.183 **	0.065	0.101	0.069	0.263 **	0.076	0.131	0.080
300～499万円	-0.268	0.169	-0.628 **	0.219	-0.347 ***	0.051	-0.386 ***	0.078
500～699万円	0.814	1.104	0.060	0.708	-0.188	0.133	-0.414 **	0.137
700～900万円	0.270	1.161	-1.302	1.242	-0.681 *	0.339	-0.434 *	0.202
1000万円～	-	-	-	-	0.090	1.168	-1.409 **	0.538
世帯主ダミー	-0.072	0.083	0.090	0.098	-0.021	0.056	0.015	0.102
～1年	0.115	0.082	0.281 ***	0.078	0.159	0.090	0.034	0.144
1～3年	0.099	0.076	0.282 ***	0.065	0.117 *	0.058	0.086	0.097
4～6年	0.047	0.087	0.129	0.073	0.076	0.058	0.191	0.102
12～16年	-0.093	0.163	-0.020	0.090	-0.051	0.071	-0.046	0.093
17～21年	-0.652 *	0.309	-0.028	0.137	-0.122	0.116	-0.183	0.098
22～26年	-0.543	0.922	-0.121	0.224	0.373	0.381	-0.139	0.111
27～30年	-	-	-0.447	0.334	-	-	-0.340 *	0.146
31年～	-	-	0.166	0.415	-	-	-0.419 **	0.156
30～34歳	0.290 ***	0.065	-	-	0.194 ***	0.053	-	-
35～39歳	0.353 ***	0.068	-	-	0.506 ***	0.065	-	-
45～49歳	-	-	-0.042	0.058	-	-	-0.026	0.071
50～54歳	-	-	-0.121	0.068	-	-	-0.159 *	0.080
55～59歳	-	-	-0.247 **	0.085	-	-	-0.553 ***	0.100
有配偶ダミー	-0.518 ***	0.066	-0.508 ***	0.097	-0.131 **	0.050	-0.207 *	0.097
1997年調査ダミー	0.110	0.072	0.012	0.064	0.134 **	0.051	0.105	0.068
2002年調査ダミー	-0.130 *	0.064	-0.017	0.062	0.093	0.053	0.241 **	0.072
切片	0.606 ***	0.135	1.018 ***	0.144	0.248 **	0.081	0.834 ***	0.146
-2LL	10117.578		10958.985		13967.158		7721.085	
McFadden R2	0.027		0.027		0.037		0.054	
N	8639		10010		10955		6957	

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

最後に、転職希望理由に関するもう1つの変数である、「知識・技能の活用／余暇を増やす」を理由として挙げているか否かに関する二項ロジットモデルの検討を行いたい。表11は男性サンプルの結果、表12は女性サンプルの結果である。

表 11 転職希望理由（知識・技能活用／余暇）に関する二項ロジットモデル（男性）

	非正規雇用				正規雇用			
	若年層		壮年層		若年層		壮年層	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
中学校	-0.339	0.236	-0.324	0.216	-0.300 **	0.092	-0.394 ***	0.077
短大・高専	0.452 *	0.181	0.113	0.426	0.254 ***	0.059	0.257 *	0.106
大学・大学院	0.393 **	0.144	0.903 ***	0.222	0.372 ***	0.047	0.427 ***	0.064
専門的・技術的職業	0.341	0.253	0.262	0.448	0.034	0.069	0.256 *	0.099
管理的職業	-	-	0.284	1.247	0.210	0.233	0.099	0.136
販売的職業	-0.260	0.278	-0.275	0.510	-0.216 **	0.068	-0.165	0.092
サービス職業	-0.107	0.275	-0.147	0.531	0.385 ***	0.105	0.055	0.153
保安的職業	-0.267	0.394	-0.136	0.464	-0.049	0.172	-0.257	0.182
農業	0.209	0.826	-1.947	1.161	0.583	0.340	-0.084	0.433
運輸・通信職業	-0.346	0.317	-0.229	0.427	-0.807 ***	0.123	-0.385 **	0.128
生産現場・労務職業	-0.317	0.220	0.060	0.343	-0.182 **	0.064	-0.131	0.083
農林水産業	-0.099	0.739	-0.019	0.855	-1.079 **	0.397	-0.717	0.451
建設業	-0.279	0.250	-0.460	0.264	0.058	0.068	0.175 *	0.083
電気・水道・ガス事業	-	-	-	-	1.053 ***	0.243	0.112	0.285
運輸・通信業	0.045	0.241	-0.353	0.339	-0.046	0.093	-0.282 *	0.109
卸売・小売業	-0.024	0.229	-0.818 *	0.408	-0.080	0.060	-0.107	0.086
金融・不動産業	-0.145	0.491	-1.187	0.784	-0.153	0.109	0.240	0.139
飲食・宿泊業	0.290	0.320	0.185	0.521	-0.179	0.114	0.014	0.164
そのサービス業	-0.010	0.212	0.269	0.267	0.019	0.059	0.030	0.084
公務	0.959	0.515	0.801	0.837	0.033	0.168	0.039	0.191
～29名	-0.062	0.151	-0.040	0.208	0.097	0.052	-0.185 **	0.066
300～999名	-0.010	0.214	-0.371	0.323	0.045	0.057	-0.092	0.084
1000名～	0.211	0.172	-0.057	0.288	0.258 ***	0.052	0.155 *	0.076
官公庁	-0.493	0.297	-0.020	0.526	0.674 ***	0.111	0.525 ***	0.133
50万円未満	-0.244	0.305	0.158	0.429	-0.690	1.035	-0.681	1.027
50～149万円	-0.071	0.136	-0.020	0.217	-0.093	0.193	-0.357	0.285
300～499万円	0.402 *	0.178	0.752 **	0.217	0.466 ***	0.050	0.580 ***	0.083
500～699万円	0.662	0.431	0.797	0.448	0.800 ***	0.070	0.913 ***	0.096
700～900万円	0.431	0.584	0.522	0.826	1.207 ***	0.117	1.167 ***	0.110
1000万円～	-	-	-	-	1.471 ***	0.250	1.240 ***	0.151
世帯主ダミー	-0.072	0.137	-0.242	0.229	0.042	0.044	-0.037	0.079
～1年	-0.045	0.185	0.122	0.299	0.437 ***	0.086	0.487 ***	0.139
1～3年	-0.068	0.179	0.297	0.282	0.236 ***	0.055	0.262 *	0.101
4～6年	-0.091	0.210	-0.028	0.334	0.098	0.055	0.258 *	0.110
12～16年	0.052	0.352	0.398	0.375	-0.043	0.055	0.100	0.097
17～21年	-0.222	0.759	-0.081	0.489	-0.196 *	0.088	-0.188	0.096
22～26年	0.686	1.092	-1.586	1.044	0.056	0.191	-0.086	0.094
27～30年	-	-	0.156	0.664	-	-	-0.384 **	0.114
31年～	-	-	0.601	0.414	-	-	-0.278 *	0.108
30～34歳	-0.291 *	0.138	-	-	-0.037	0.046	-	-
35～39歳	-0.572 **	0.190	-	-	-0.164 **	0.057	-	-
45～49歳	-	-	-0.286	0.247	-	-	-0.041	0.064
50～54歳	-	-	-0.101	0.242	-	-	0.053	0.073
55～59歳	-	-	0.153	0.241	-	-	-0.020	0.086
有配偶ダミー	-0.090	0.167	-0.366 *	0.182	-0.235 ***	0.043	-0.270 ***	0.070
1997年調査ダミー	-0.109	0.211	-0.348	0.265	-0.137 **	0.045	-0.226 ***	0.062
2002年調査ダミー	0.163	0.182	-0.149	0.221	-0.036	0.045	-0.030	0.060
切片	-1.793 ***	0.350	-2.148 ***	0.507	-2.083 ***	0.091	-2.254 ***	0.157
-2LL	2143.655		1148.437		20236.292		11894.138	
McFadden R2	0.048		0.083		0.046		0.071	
N	3069		2539		24978		18048	

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

先に見た就業条件の悪さに関する理由（一時的な仕事，収入の少なさ，将来性のなさ，時間的・肉体的負担の大きさ）に比べて，こちらの理由にはより自分の適性やライフスタイルに合った仕事を探すため，というより積極的な意味合いが含まれていると考えられる。本稿では，そのような観点から表 11，表 12 の分析結果を解釈していきたい。

男性サンプルの分析結果では、時点ダミーは非正規雇用層では有意ではない。正規雇用層では、1997年ダミーがマイナスに有意な係数を示している。1992年時に比べて1997年時には知識・技能の活用や余暇の増大が理由として上がりにくくなっていることを意味している。2002年ダミーは有意ではなく、転職希望に対する相対的にポジティブな動機づけが高まっているとは言い難い。後でも触れるが、この点については女性サンプルの分析結果も同様である（表12）。

その他の独立変数についても確認する。学歴変数については表10とはほぼ正反対の結果となっており、学歴が高校である場合に比べてそれ以降の学歴の層では、知識・技術の活用や余暇を増やすことを理由に挙げやすい。この点は雇用形態や若年・壮年を通じて共通しているといえるだろう。

職種については、非正規雇用層では有意なダミー変数がない。正規雇用層では若年サブサンプルで、事務職に比べて販売、運輸・通信、生産現場・労務職で自分に合った仕事を探すためという理由は挙がりにくい。産業については、雇用形態と若年・壮年の組み合わせによって結果がまちまちである。

従業先規模については、非正規雇用層では有意な結果が得られていない。その一方で、正規雇用層では、30~299名規模に比べてそれよりも大きな1000名以上、官公庁では転職希望理由として自分に合った仕事を探すというものが挙がりやすいといえる。

個人所得についても、非正規雇用では150~299万円の層に比べて300~499万円の層のほうが上記の理由を挙げやすいという結果であるが、有意な係数はこれのみである。一方、正規雇用では高い個人所得の層で自分に合った仕事を探すことを理由に挙げやすい結果だと解釈できる。

就業継続期間については、非正規雇用ではここでも有意なダミー変数がない。一方、正規雇用では7~11年に比べた場合にそれよりも就業期間が短いダミー変数で有意にプラスの係数が示されている。一方、それよりも長い期間のダミー変数では、マイナスに有意な係数が示されるようになる。年齢変数については、壮年層ではダミー変数は有意ではなかった。若年層では、25~29歳の層よりも年長の層のダミー変数でマイナスに有意な係数を示しており、若年層の中ではより若いの方が自分に合った仕事を探すことを理由に挙げやすいと考えられる。

世帯主ダミーについては、どのサブサンプルでも統計的に有意な結果が得られなかった。有配偶ダミーについては、若年非正規層以外でマイナスに有意な係数を示し、配偶者がいる場合、転職希望理由として自分に合った仕事を探すためというものを挙げにくいといえる。

表 12 転職希望理由（知識・技能活用／余暇）に関する二項ロジットモデル（女性）

	非正規雇用				正規雇用			
	若年層		壮年層		若年層		壮年層	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
中学校	-1.081 ***	0.246	-0.661 ***	0.127	-0.020	0.199	-0.578 ***	0.148
短大・高専	0.719 ***	0.080	0.776 ***	0.095	0.411 ***	0.065	0.378 **	0.116
大学・大学院	1.026 ***	0.108	1.055 ***	0.148	0.676 ***	0.082	1.033 ***	0.158
専門的・技術的職業	-0.018	0.134	-0.474 *	0.208	-0.615 ***	0.092	-0.457 **	0.167
管理的職業	-	-	1.315	1.433	0.802	0.969	-0.087	0.676
販売的職業	-0.200	0.119	-0.090	0.123	-0.197 *	0.089	-0.273	0.147
サービス職業	-0.079	0.126	-0.227	0.127	-0.279 *	0.131	-0.215	0.166
保安的職業	0.132	1.071	0.373	0.766	-0.343	0.650	1.257	0.851
農業	-0.014	0.436	-1.604 **	0.573	0.210	0.891	-1.276	0.846
運輸・通信職業	0.247	0.432	-0.597	0.620	0.084	0.351	-0.641	0.649
生産現場・労務職業	-0.219 *	0.111	-0.446 ***	0.108	-0.416 ***	0.104	-0.916 ***	0.154
農林水産業	0.202	0.270	0.854 *	0.368	-0.079	0.524	0.378	0.476
建設業	-0.123	0.239	-0.541	0.362	0.277 *	0.132	0.141	0.200
電気・水道・ガス事業	-1.238	1.041	1.315	0.874	0.505	0.521	-0.340	0.839
運輸・通信業	-0.086	0.191	0.114	0.226	-0.223	0.160	0.010	0.256
卸売・小売業	-0.054	0.122	0.193	0.120	-0.020	0.092	-0.121	0.158
金融・不動産業	-0.275	0.180	0.106	0.174	-0.382 **	0.121	-0.387	0.209
飲食・宿泊業	-0.159	0.179	0.038	0.181	-0.415 **	0.146	-0.383	0.232
そのサービス業	-0.282 *	0.129	0.046	0.135	-0.230 *	0.092	-0.305	0.156
公務	-0.065	0.273	0.276	0.357	0.082	0.300	-0.728	0.439
～29名	0.100	0.088	0.055	0.091	0.057	0.072	0.146	0.103
300～999名	-0.084	0.122	-0.168	0.142	-0.101	0.088	-0.013	0.173
1000名～	0.031	0.105	0.114	0.115	0.049	0.081	0.069	0.163
官公庁	-0.357 *	0.174	-0.195	0.213	-0.140	0.149	-0.039	0.208
50万円未満	-0.338 *	0.143	-0.257	0.167	0.164	0.423	-0.119	0.481
50～149万円	-0.207 *	0.088	0.007	0.111	-0.084	0.105	-0.102	0.131
300～499万円	-0.020	0.223	0.827 **	0.293	0.425 ***	0.065	0.588 ***	0.111
500～699万円	0.467	1.110	0.727	0.834	0.510 **	0.172	1.041 ***	0.174
700～900万円	-	-	2.296	1.252	0.961 *	0.382	0.835 **	0.253
1000万円～	-	-	-	-	-	-	0.971	0.608
世帯主ダミー	-0.188	0.118	-0.019	0.155	-0.058	0.072	-0.198	0.149
～1年	0.098	0.114	-0.002	0.120	0.281 *	0.113	0.377	0.201
1～3年	-0.017	0.109	-0.015	0.102	0.122	0.076	0.126	0.145
4～6年	-0.081	0.126	-0.076	0.116	0.057	0.075	0.088	0.150
12～16年	-0.272	0.261	0.120	0.143	-0.030	0.098	0.020	0.141
17～21年	0.796	0.411	-0.281	0.254	-0.067	0.167	-0.149	0.153
22～26年	-	-	0.338	0.331	-0.533	0.613	0.001	0.162
27～30年	-	-	0.389	0.549	-	-	0.130	0.203
31年～	-	-	0.341	0.574	-	-	0.189	0.230
30～34歳	-0.275 **	0.090	-	-	-0.099	0.070	-	-
35～39歳	-0.237 *	0.094	-	-	-0.195 *	0.088	-	-
45～49歳	-	-	0.141	0.087	-	-	0.092	0.101
50～54歳	-	-	0.179	0.106	-	-	0.125	0.120
55～59歳	-	-	0.109	0.146	-	-	0.117	0.162
有配偶ダミー	0.103	0.089	0.722 ***	0.158	-0.294 ***	0.067	0.198	0.139
1997年調査ダミー	-0.080	0.102	-0.128	0.101	-0.121	0.068	-0.192	0.104
2002年調査ダミー	-0.001	0.091	-0.103	0.096	-0.015	0.069	-0.015	0.104
切片	-1.769 ***	0.187	-2.934 ***	0.232	-1.592 ***	0.106	-2.158 ***	0.215
-2LL	6050.527		5509.361		9231.753		4217.963	
McFadden R2	0.044		0.054		0.040		0.074	
N	8630		10012		10951		6957	

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

最後に、女性サンプルに関する表 12 の結果を検討する。時点ダミーについてはどのサブサンプルでも有意な変数はない。このことから、少なくとも 1992 年から 2002 年の 10 年間にかけての転職希望理由について、自分に合った仕事を探すためという理由が挙げられる割合は、大きくは変化していないと言えそうである。この点は、男性サンプルの結果とおおよそ類似していると言えるだろう。

他の独立変数については、学歴変数については男性と同様の結果となっている。ダミー変数の係数の現われ方から、学歴が高いほど転職希望理由としてポジティブな理由を挙げやすく、学歴が低いほど挙げにくいという傾向が読み取れる。

職業の変数については男性とやや異なる結果だといえる。どのサブサンプルでも一貫して現われているのは生産現場・労務職ダミーのマイナスに有意な係数である。また、若年非正規層以外の3つのサブサンプルでは専門・技術職ダミーの係数もマイナスに有意である。これらは就業条件の悪さという理由に対してプラスの係数を示していた点でも共通している。性質の異なる2つの職種ではあるが、負担の大きさや待遇という点で不満が生じやすいことでは共通しているものと考えられる。

産業についてはまちまちの結果であり、従業先規模、就業期間、世帯主ダミーについてはほとんど有意な係数がなかった。個人収入と年齢変数については男性の結果と類似している。最後に、有配偶ダミーについては壮年非正規女性のサブサンプルではプラスに有意な係数を示し、若年正規女性のサブサンプルではマイナスの係数を示している。有配偶の壮年非正規雇用女性について、男性稼ぎ手モデルの下での就業を仮に想定するならば、生計維持のためにより条件の良い仕事を探すというよりは、転職に対して余裕を持った態度でいるのかもしれない。一方、若年正規雇用女性で有配偶であるということは共働き世帯だと考えられるため、生計維持の目的から就業条件に対して敏感なのかもしれない。

#### 4 まとめ

本稿では、1992年、1997年、2002年の「就業構造基本調査」匿名データを用いて、人々の転職意識の規定要因の構造を明らかにすることを目的として分析が行われた。本稿では特に、この時期に拡大した非正規雇用層と正規雇用層の間で、また若年層と壮年層の間で転職意識を規定する要因の構造が異なるのかどうかに着目しながら検討を進めてきた。

分析の結果、正規雇用層のなかでも近年になるにつれて転職意識が高まりつつあることが示された。その傾向は他の様々な属性の影響をコントロールしてもなお観察される。また、非正規雇用と正規雇用、若年層と壮年層、さらには男性と女性の間で転職意識に影響を与える要因およびその影響の仕方は類似する部分の方が多かった。転職意識に影響を与える要因とその影響の仕方は、概ね先行研究と同様である。非正規雇用層の転職意識を含めた分析は先行研究ではそれほどなされておらず、それが正規雇用層のそれと大きくは異なる点という点は本稿の主要な知見の1つである。

また、転職意識の高まりとともにどのような転職希望理由が挙げられやすいのかを分析した結果、正規雇用層で就業条件の悪さを理由とする転職希望が増加していることが示された。この点は若年・壮年、および男女の別を問わず共通しているといえる。少なくとも1990年代から2000年代初頭までの人々の転職意識については、転職や労働移動を受容す

るというよりは見通しの立ちにくい経済社会の状態に対する不安や不満を現したものであると解釈できるかもしれない。そのような視点に立てば、冒頭で触れた労働市場改革の議論の方向には、転職をしやすいするための議論だけでなく、働く人々を取り巻く就業環境をどのように整備してゆくかに関する議論も同時になされなければならないことを示唆しているように思われる。

そして、積極的に自分に合った仕事を探すための活動として転職を認識し、それを希望しているかどうかには、社会経済的地位の間で差異が存在する。そこでこの差を生み出すのは正規雇用・非正規雇用という軸というよりも、伝統的に扱われてきた学歴、職業階層、企業規模といった側面である。労働市場の問題を正規雇用・非正規雇用問題に集約してしまうことで、これらの伝統的な格差・不平等の問題が見えにくくなることについては、さらに検討を進める必要があるだろう。

ただし、本稿の分析結果から上記の解釈を断定的に論じることには慎重でなければならない。本稿では、転職希望の有無と転職希望者のなかでの転職希望理由を個別に分析したが、両者は明らかに独立な関係にはない。転職希望の分析に際して、サンプルを転職希望者に限定してしまうことによるバイアスは十分に生じ得るものと考えられる。より正確な知見を得るためには、二段階推定などより適切な方法を用いた検討が必要である。

また、本稿では調査年間の変化をもって時代変化であるかのごとく結果を解釈してきたが、この点についても注意が必要である。いわゆる APC 問題と呼ばれる年齢、時代、コーホートの効果の識別をめぐる問題や (Menard 2002)、それぞれの調査年ダミーは時代変化というよりは各調査年のサンプルのクセのようなものを捉えているに過ぎない可能性など、検討すべき点は多い。これらへの対処を含め、転職意識に関する実証分析はさらに展開してゆける余地があるといえるだろう<sup>4)</sup>。

## [注]

- 1) 産業競争力会議、第4回会議(平成25年3月15日)における竹中平蔵氏や新浪剛史氏らの発言などを参照。議事要旨は首相官邸ウェブサイトから閲覧可能(最終確認日:平成26年2月3日)。
- 2) その他、本人に子どもがいるかなど、家族要因に関わる変数もコントロールすべきだといえる。しかし、「就業構造基本調査」の匿名データからは、世帯内での本人の地位は基本的に世帯主との関係でしか定義されていない。そのため、家族要因に関する変数の作成はやや複雑なものとなる。この点に関する検討は、今後の課題としたい。
- 3) 以下の分析では、時点ダミー変数の効果をもって時代変化の側面と解釈する。なお、規定要因構造の変動という観点からは独立変数と時点ダミーの交互作用効果も検討する必要がある。AICやBICといった情報量基準などを用いてモデル選択を行った結果、時点ダミーと独立変数の交互作用項を含めないモデルが節約的かつ十分であると判断した。

そのため、本稿では交互作用項を含めないモデルに関して検討を加えることとした。

- 4) 調査年ダミーの効果がどのような意味を持っているのかを検討するため、失業率や求人倍率を独立変数としてモデルに含めた分析も行った。しかし、今回の分析で用いている時点数が少ないことに起因するためか、調査年ダミーとこれらのマクロ経済指標の間で多重共線性が生じ、適切な推定が行えなかった。時点ダミーの効果の意味を特定することについては、本文中で触れた二段階推定の問題と同様、今後の課題としたい。

#### [謝辞]

本稿の分析は、統計法に基づき、独立行政法人統計センターから「就業構造基本調査」（総務省）に関する匿名データの提供を受け、独自に作成・加工したものである。また、2014年2月21日に開催された「2013年度二次分析研究会 参加者公募型研究 成果報告会」では、コメントーターの水落正明先生より貴重なコメントを受けた。記して感謝の意を表したい。

#### [参考文献]

- 伊藤伸介, 2004, 「労働力移動と就業（転業）意識の動向—『就業基本構造調査』のマイクロデータをもちいて」『法政大学日本統計研究所・研究所報』32: 107-128.
- 伊藤伸介・出島敬久・小林良行, 2012, 「ミンサー型賃金関数による賃金の期待値と実現値の比較とその応用—『賃金センサス』と『就業構造基本調査』をもとにして—」一橋大学経済研究所ディスカッションペーパーシリーズ A No.576.
- Menard, Scott, 2002, *Longitudinal Research*, California: Sage.
- 佐藤嘉倫, 2009, 「現代日本の階層構造の流動性と格差」『社会学評論』, 59(4): 632-647.
- 戸田淳仁, 2003, 「男子ホワイトカラーの転職希望に関する実証分析」鞍掛朋子・佐藤香・高橋陽子・田端秀輝・戸田淳仁・鈴木不二一『ホワイトカラーの職業的生涯と昇進・異動・転職』SSJDA リサーチペーパーシリーズ 27, 66-80.

# 若年層の近隣意識を規定する就業・家庭・近隣要因 ——JGSS-2010 データを用いたマルチレベル分析——

上杉昌也

(東京大学大学院)

本研究は、近隣意識の決定要因について個人の就業状態や家庭環境だけでなく居住地近隣特性も考慮しながら明らかにする。データは JGSS-2010 個票データとその調査地点情報を用い、近隣情報として国勢調査小地域集計を結合する。従属変数を近隣認識を示す「近所の人はお互いに気にかけている(5段階)」、独立変数を個人レベルの変数および居住地の町丁目人口特性を表す近隣変数とするマルチレベル順序ロジスティクスモデルを採用した。結果として、近隣意識には基本属性や家庭環境、就業環境、主観的心理の各変数が有意な影響を持つことが分かった。また若者の近隣意識は低いが、あまり全年齢との顕著な違いは見られない。近隣変数を考慮すると居住地の効果が確認され、近隣高齢者割合が正に有意になり、年齢をはじめとする個人変数の影響も残った。個人と近隣の2つのレベルの効果を同時に考慮することの重要性を指摘できる。

## 1 はじめに

### 1.1 背景

近隣の社会的凝集感や助け合い意識は良好なコミュニティ満足度を形成する一方で (Sampson 1991; Baum et al. 2010)、近隣意識の希薄化は特に少子高齢化の進む日本にとっては深刻な問題にもつながり得る。例えば、高齢者の社会的孤立や孤独死といった問題は近年顕著になっており (厚生労働省 2008)、対応策の一つとして近隣コミュニティのサポートが期待されている。また、福祉や防災・防犯等の分野において、家庭や公共でカバーできない部分を地域で補う地域共助が求められており (西野・桑木 2009; 藤見ほか 2011)、将来を見据えても重要な問題であるといえる。

こうした問題に対応できる近隣コミュニティの基盤を普段から形成していくために、いくつかの住民と地域との関わり方が想定される。例えば、町内会や自治会などの地域活動やボランティアといった活動への積極的な参加が挙げられる。ただし、近年こうした活動への参加率は低下していることが指摘されている (内閣府 2007)。特に若年層は活動主体として主要な役割を期待される一方で、単身者や遠距離就業者は地域から孤立している場合が多い。また、フルタイム就業者や親などの援助がなく家事・育児で忙しい若年層はボランティアや町内会活動といった本格的な社会参加は敷居が高いとも考えられる。もちろんこうした活動に参加できる方が望ましいが、もう少し緩いかたちでの地域とのつながりについても考えていく余地がある。

このような意味では「近隣」に対する意識や認識も将来的な地域コミュニティの在り方を議論するうえで重要な要素であるが、特に地域や近隣に着目した場合、個人には還元す



ることのできない近隣居住者特性の影響についても検討する必要がある。つまり個人の近隣意識にとって何らかの違いが見られた場合、本人の家庭環境や就業環境が影響を与えているのか、それとも個人・世帯だけの問題だけでなく、近隣特性によっても影響が異なるのか、多様な側面からの分析が求められる。また地域によって差があるならば、それを考慮した上で個人の影響を見る必要があるだろう。

## 1.2 先行研究

地域との関わり方に関してはこれまで各種の地域活動への参加要因など積極的な活動に注目されてきた。例えば、地域ボランティアについては、配偶者や子供の存在、組織への所属が参加を規定しているのに対し、所得や就労時間は影響を与えていない(奥山 2009)。また伊藤ほか(2008)によると、地域活動支持力の規定要因として、個人の職場の近さや出身地の近さといった就業・家庭環境要素だけでなく、地域の持家率や戸建率といった近隣要因も挙げられる。特定の地域活動に絞った研究では、地域の防災の集合効力感には近隣の付き合いの人間関係や組織への加入がプラスに働いていること(塩谷 2013)、地域の防犯活動への参加には子持ち女性や高齢男性といった人口学的特徴に加えて地域への愛着や態度といった要素が影響を与えていること(高橋 2010)が明らかになっている。ただ若者に着目した研究は少なく、柄田(2003)の分析によると、パラサイト・シングル層では自立意識と地域社会への意識は低いものの、自立を志向する若者は地域社会への関心は高いことが指摘されている。

ただし初めに述べたように近隣意識という点では、こうした本格的な社会活動への参加よりももう少し緩い近隣とのつながりとして捉えることができる。ソーシャル・キャピタルについて分析した内閣府(2007)によれば、近隣関係を持つほど地域活動に参加する傾向は高まるが、逆に希薄化の要因としてサラリーマン化や単身世帯の増加、居住環境の面では居住年数が短い賃貸共同住宅などが挙げられている。さらにつながり持ちは高齢者に多く、地域から孤立する人は若年者に多いのも特徴である。また、ボランティアや市民活動をしている人ほど近隣関係に関するソーシャル・キャピタル度も高い(Nishide 2009)。

以上のように、より広く地域との関わりについて既往文献を見ても、当然個人や世帯の属性や家庭・就業環境が影響を持つことは共通して明らかになっているが、全体的に欠けている視点として地理的な文脈性が挙げられる。特に本研究では後で述べるように、個人が近隣の状況をどのように認識しているかに着目するため、局所的な地域特性は無視できない。もちろんこれまでも何らかの地域指標を考慮した分析は行われているが、多くの場合は詳細な空間レベルでも市区町村であり、近隣と呼ぶのはあまり適切ではない。しかし、近年では社会調査と小地域データを結合した分析が可能になりつつあり(中谷・埴淵 2009)、近隣意識の分析においてもこれを活用することは非常に有用であると考えられる。

### 1.3 目的

以上を踏まえ、本稿は近隣意識の決定要因について、個人の就業環境や家庭環境に加えて居住地近隣特性によって解明することである。これまであまり注目されていなかったミクロな地理的影響を検証するだけでなく、近隣意識の規定要因を明らかにすることは今後の地域コミュニティのあり方の議論に示唆を与えると考えられる。

本研究では、後で示すようにどのように近隣関係を認知しているかに焦点を当てているが、これは近隣のみならず個人にとっても重要である。個人にとっては良い近隣関係を認識して生活することは QOL を高めることになり、そうした居住者が近隣に増えることで今度は強いコミュニティの形成につながると考えられる。

以下、2章ではデータと分析方法について説明する。3章では分析の結果について示し、ミクロな文脈も含めた要因について考察を行う。最後に4章において結論として得られた知見を整理し、今後の課題等について述べる。

## 2 方法

### 2.1 データ

本研究で用いたデータは、東京大学社会科学研究所データアーカイブセンターから提供を受けた JGSS-2010（2010年日本版総合社会調査）の個票データである。本調査は、層化2段抽出法により抽出された満20～89歳の男女を対象に面接調査と留置調査によって行われているものであり、2010年版の留置調査票に関してはA票とB票の2種類がある。このうち本分析で用いたB票の抽出標本数は4,500、有効回収数は2,496（回収率62.14%）となっている（大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編, 2011）。

さらに本研究では、近隣の影響を検証することを目的としていることから、外部地理データとのリンケージを行うために調査地点に関する情報が必要となる。そのため JGSS データの寄託元の大阪商業大学 JGSS 研究センターが所有する調査地点情報を利用した。JGSS の調査地点は国勢調査の基本単位区をベースにサンプリングされており、その識別情報として位置情報がテキスト形式で提供されているが一般には公開されていないものである。

また、地域特性データとして国勢調査小地域集計を用いた。小地域集計は、個人や世帯の情報に関する町丁・字（以下、町丁目と呼ぶ）単位での集計結果を提供しており、総務省統計局ホームページよりダウンロードすることで入手可能である。なお、町丁目は11桁コードと町丁目名で識別される。

JGSS 個票データはその調査地点情報を用いて国勢調査の町丁目情報とリンケージされる。地点情報を用いた JGSS ミクロデータと地域情報との結合方法は既に中谷・埴淵(2009)や埴淵ら(2010)によって提案され、個票データ分析における有用性も示されている。ただし、これまでリンケージされた近隣データはジオデモグラフィクスと呼ばれるカテゴリ

カルな地域指標（中谷・埴淵 2009）、マイクロデータには含まれない新たな都市化指標（埴淵ら 2010）などであり、国勢調査データから得られる連続変数で分析した例はない。あらかじめ分類を設定せず、人口構成比を変数として利用することでより近隣間の差異を捉えた分析が可能になると考えられる。本研究でも中谷・埴淵（2009）および埴淵ら（2010）の方法に従い、JGSS 個票データと町丁目別データを住所文字情報によってリンケージを行う。

## 2.2 変数

近隣意識に関する変数として、JGSS データから「近所の人は、お互いに気にかけている (OPNBMTCN)」を用いる（以下、近隣意識と呼ぶ）。本項目は「よくあてはまる」「あてはまる」「どちらともいえない」「あてはまらない」「まったくあてはまらない」の5段階で回答される。本設問は、近隣関係の状況を回答者がどのように知覚・認識しているかを問うものであり、同じ近所に居住していても回答者が置かれている世帯や個人の環境によって感じ方が異なれば、逆に同じ属性を持つ個人であっても近隣の人口構成によっても異なると予想される。

このような点を踏まえ、近隣意識を規定する要因として、大きく2つの変数が想定される。1つ目は個人レベルの変数であり、性別や年齢といった基本的な属性に加えて、家庭環境や就業状態、心理的要素などが考慮される。まず、個人の基本属性を表す変数として性別、年齢、学歴である。年齢は実年齢を用いたのに対し、性別と学歴はそれぞれ女性ダミー、大卒ダミーを用いた。次に家庭環境を表す変数として、家族類型、住宅形態、居住歴である。家族類型は単身ダミー、親同居ダミー、子供有ダミーを用い、住宅形態に関しては共同住宅ダミー、持家ダミーを用いた。居住歴は20年以上を参照項とし、3年未満ダミー、3～9年ダミー、10～19年ダミーを用いて表される。また、就業環境を表す変数としては労働時間と通勤時間を採用し、それぞれ長労働時間ダミー（①週 40～59 時間と②60 時間以上）と長通勤時間ダミー（①片道 30～59 分と②60 分以上）で表す。さらに主観的心理要因を表す変数として、一般的信頼、時間的ゆとり、心のゆとり、孤独感を用いた。これらはいずれも4段階で回答されるが、一般的信頼感については「ほとんどの場合信用できる」「たいていは、信用できる」を1とし、その他については「とても感じている」「ある程度感じている」を1とするダミー変数としてそれぞれ表される。以上が個人に関する変数であり、いずれも JGSS 個票データより得られる。

2つ目は近隣レベルの変数であり、前節でリンケージした回答者が属する町丁目の人口特性を表すものである。従属変数に関する設問は、「あなたの家から1キロ以内の近隣」に関して問われており、町丁目は地理的単位として概ね妥当であると考えられる。国勢調査小地域集計に含まれる年齢別人口、世帯人員別世帯数、従業地別就業者数より、高齢者割合（65歳以上人口割合）、単身世帯割合、他地区就業者割合（居住地外地区で従業する就

業者の割合) を町丁目ごとに算出した。より多くの近隣変数を想定することも可能だが、多重共線性の問題を考慮し以上の3つを選択した。

なお、本研究で用いるサンプル数は従属変数不明やリンケージ不可等を除く 2,477 (地区数 596) であり、以上の変数の記述統計量は表 1 の通りである。

### 2.3 分析手法

以下の分析では、説明変数が階層性の異なる水準の変数で構成される点および従属変数が5段階で与えられている点を考慮し(表2)、マルチレベル順序ロジスティクスモデルを採用する。全年齢では約5割の回答者が「よくあてはまる」もしくは「あてはまる」と答えている一方で、若年(35歳以下)に限ってみるとそれは約4割にとどまっている。また、確認として近隣意識の級内相関をみると、 $ICC=0.085$  であり地域間での分散が確認されたことから、マルチレベルでの分析は妥当であるといえる。ここでは赤枝(2010)のモデルと同様に、切片にランダム効果を仮定したマルチレベルモデルを用い、連続変数の独立変数はそれぞれの群平均で中心化を行った。マルチレベルモデルを採用することで近隣の違いに対する効果を検討することができる。ここで2つの水準を設定し、第1水準が個人レベル、第2水準が近隣レベルである。最初に、個人レベル変数を式に加えた推計を行い(モデル1)、続いて近隣レベル変数を加えた推計を行う(モデル2)。本分析では、まず全年齢を対象とした分析を行い全体的な傾向を把握したうえで、若年に特徴的な傾向があるかどうかを見るため近隣変数のみ若年ダミー(35歳以下)との交差項を追加し、同様の分析を行う(モデル3)。なお、以下の分析には統計解析環境 R を用いた。

表 1 記述統計量

変数	平均	標準偏差	最小	最大
<i>従属変数</i>				
近隣意識	3.49	0.98	1	5
<i>独立変数</i>				
<i>個人変数</i>				
<i>基本属性</i>				
女性ダミー	0.54	0.50	0	1
年齢	53.63	16.97	20	89
大卒ダミー	0.23	0.42	0	1
<i>家庭環境</i>				
単身ダミー	0.08	0.28	0	1
配偶者有ダミー	0.72	0.45	0	1
親同居ダミー	0.20	0.40	0	1
子供有ダミー	0.52	0.50	0	1
共同住宅ダミー	0.19	0.39	0	1
持家ダミー	0.82	0.38	0	1
居住歴_3年未満	0.07	0.26	0	1
居住歴_3～9年	0.14	0.35	0	1
居住歴_10～19年	0.17	0.37	0	1
<i>就業環境</i>				
長労働時間ダミー①	0.31	0.46	0	1
長労働時間ダミー②	0.06	0.24	0	1
長通勤時間ダミー①	0.14	0.35	0	1
長通勤時間ダミー②	0.07	0.26	0	1
<i>主観的心理</i>				
一般的信頼	0.70	0.46	0	1
時間的ゆとり	0.61	0.49	0	1
心のゆとり	0.61	0.49	0	1
孤独感	0.24	0.43	0	1
<i>近隣変数</i>				
高齢者割合	23.47	7.97	1.78	61.54
単身者割合	27.37	14.29	0	72.78
他地区就業者割合	43.76	20.95	0	85.00

(N=2,477)

表 2 近所の人はお互いに気にかけている

	①全くあてはまらない	②あてはまらない	③どちらともいえない	④あてはまる	⑤よくあてはまる
全年齢	90	259	830	950	348
(N=2,477)	3.6%	10.5%	33.5%	38.4%	14.0%
若年	27	70	167	136	46
(N=446)	6.1%	15.7%	37.4%	30.5%	10.3%

### 3 結果と議論

初めに、全年齢を対象としたマルチレベル順序ロジットモデルの結果を表3に示す。個人レベルの変数のみを考慮したモデル1では、モデルの適合度を示す-2Loglikelihoodは変数を加えないモデル(6740.50)に対して6351.48となり改善している。独立変数の影響については、まず年齢が有意な正の効果を示す一方で大卒ダミーが負の効果を表したことから、若年者や高学歴者ほど近隣意識が低いといえる。家庭環境に関する変数では、持家居住者が正の効果、共同住宅居住者や短期間居住者が負の効果を示している。また、就業環境に関しては、長労働時間が有意にならなかったのに対し、長通勤時間に関して有意な負の効果が見られた。さらに、心理的效果も大きく、一般的信頼や心のゆとりは正に、孤独感には負に有意となった。

続いて近隣変数を加えたモデル2について検討する。まず、モデルの適合度を示す-2Loglikelihoodはモデル1(6351.48)に対して6320.70となり改善している。ここで考慮した3つの近隣変数のうち、近隣高齢者割合のみが有意に正となり、残りの単身者割合と他地区就業者割合は負であるが有意にはならなかった。一方、近隣特性を統制することで、個人レベルの変数では大卒ダミー、居住歴10~19年ダミー、長通勤時間ダミー①が5%有意ではなくなったものの、多くの変数が有意な効果を持っている。

この結果から有意な変数についてより詳しく考察する。年齢については居住地近隣を考慮しても、従来から懸念されるように若年層の近隣意識は低いことが確認された。家庭環境においては、地域特性を考慮することで若干その効果は低減するものの、親や子供といった同居者の有無よりも住宅形態や居住歴の影響の方が強いといえる。共同住宅居住は、一見居住者間の物理的距離が近いことから、近隣関係の把握にもつながりやすいと思われるが、実際は互いに無関心な場合も多く都市部でも問題になっている(新宿区新宿自治創造研究所2012)。一方、住宅所有は近隣への社会経済的投資であり、地域との結びつきを強める要因となる。居住歴の長さについても、一般的には長く住むにつれ近隣での人間関係が育成され社会的相互作用が促進されると想定される。就業環境については、近隣特性を統制しても通勤時間の方が負に効いていることから、時間的な影響よりも地理的な乖離の影響の方が大きく、職場と居住地が離れていることが近隣への意識を低下させると考えられる。つまり職住近接の環境が近隣意識の向上には効果的であるといえる。そして主観的心理変数の影響については、ほぼ想定される結果ではあったが、例えば近隣意識から得られる安心感によって孤立感が低下するように逆の相関の可能性もあるため注意する必要がある。また、時間的ゆとりに関しては有意ではないものの、近隣意識に負の効果を持っている。この点に関して表には示していないが、若年者のみをサンプルとしたモデルでは逆の結果になり、若年層にとって近隣意識の向上には心のゆとりよりも時間的なゆとりが有効であるといえる。最後に近隣変数の影響について、高齢者の多い地区で近隣意識を感

じやすいというのも妥当な結果だろう。ただし、このような地区こそ福祉や災害といった面では脆弱であり問題のある地域であるといえる。

今度は、近隣変数に若年ダミー（35歳以下）との交差項を含めたモデルについてモデル3に示す。これまでのモデルと同様に、近隣変数によるモデルの改善と近隣変数の効果が確認された。-2Loglikelihoodは若干改善されるものの、それぞれの変数については、その効果に大きな変化は見られない。また近隣変数について、高齢者割合との交差項は負となるなど、若年に関しては他の近隣変数でも逆の符号となった。ただし、いずれも係数は有意ではなく、あまり全年齢と大きな違いは無いともいえる。

#### 4 結論

本研究では、近隣意識の決定要因について個人の就業状態や家庭環境だけでなく居住地近隣環境も考慮しながら明らかにした。結果として、近隣意識は若年や長距離通勤者が低いなど、基本属性や家庭環境、就業環境、主観的心理の各個人レベルの変数が有意な影響を持つことが分かった。また、近隣レベルの変数を考慮すると居住地の効果も確認され、近隣変数については近隣高齢者割合のみがプラスに有意になり、年齢をはじめとする個人変数の影響も残ったが、若者特有の効果はあまり顕著には見られなかった。個別の変数の影響については常識的な想定と矛盾するものではないが、個人や世帯の環境だけでは還元することのできない身近な居住地近隣の効果が明らかになった。これは個人の近隣意識を規定する構造的制約にも機会にもなり得る。

近隣効果の影響を含む以上の知見は、今後の高齢化社会におけるコミュニティでの住まい方と関連して議論できる余地があると考えられる。とりわけ高齢化が深刻な地区では、災害や福祉の面で脆弱性が高い一方で近隣意識は高い傾向にあるため、援助の担い手となる若年層と混在して居住する形態が両者にとって良く、そのために例えば職住近接や定住しやすい環境を整えることは一つの可能性としてあるかもしれない。

最後に今後の課題として、以下の2点が挙げられる。1つ目は、本研究で用いた近隣意識の定義が限られている点である。近隣関係についてどのように知覚・認識しているかという点に限定せず、より一般的でより広い意味での助け合い意識や居住満足度などの近隣意識についても議論されるべきである。またその際、本研究でも指摘したように内生性が考えられる主観的変数の利用については検討が必要であろう。2つ目は、説明変数に地域活動への参加に関する変数を考慮することである。JGSSデータには町内会・自治会活動への参加状況や地域組織などの加入有無なども含まれているが、本分析で用いた調査票とは回答者が異なるため入れることができなかった。近隣意識を高めるためにどのような活動が有効かを検証することはコミュニティ形成の実践的側面としても有用だろう。

表 3 推計結果

	変数	モデル 1		モデル 2		モデル 3				
		係数	S. E.	係数	S. E.	係数	S. E.			
個人レベル	基本属性									
	女性	0.062	0.085	0.073	0.085	0.070	0.085			
	年齢	0.010	0.003	**	0.012	0.003	***	0.014	0.004	***
	大卒	-0.216	0.097	*	-0.169	0.097	†	-0.174	0.097	†
	家庭環境									
	単身	-0.072	0.160		-0.111	0.160		-0.113	0.160	
	親同居	0.159	0.115		0.138	0.114		0.119	0.116	
	子供有	0.052	0.087		0.065	0.087		0.083	0.088	
	共同住宅	-0.840	0.224	***	-0.695	0.225	**	-0.735	0.227	**
	持家	0.409	0.203	*	0.426	0.202	*	0.416	0.203	*
	居住歴_3年未満	-0.425	0.173	*	-0.354	0.172	*	-0.397	0.175	*
	居住歴_3~9年	-0.469	0.127	***	-0.412	0.127	**	-0.419	0.128	**
	居住歴_10~19年	-0.235	0.111	*	-0.184	0.111	†	-0.176	0.112	
	就業環境									
	長労働時間ダミー①	0.184	0.155		0.147	0.155		0.161	0.156	
	長労働時間ダミー②	0.216	0.155		0.181	0.155		0.197	0.156	
	長通勤時間ダミー①	-0.317	0.149	*	-0.282	0.149	†	-0.284	0.149	†
	長通勤時間ダミー②	-0.476	0.159	**	-0.399	0.159	*	-0.411	0.159	**
	主観的心理									
	一般的信頼	0.353	0.086	***	0.364	0.085	***	0.370	0.085	***
時間的ゆとり	-0.031	0.105		-0.029	0.104		-0.021	0.104		
心のゆとり	0.567	0.101	***	0.557	0.100	***	0.552	0.100	***	
孤独感	-0.265	0.093	**	-0.262	0.093	**	-0.264	0.093	**	
近隣レベル	高齢者割合			0.027	0.006	***	0.029	0.006	***	
	単身者割合			-0.004	0.003		-0.004	0.003		
	他地区就業者割合			-0.002	0.002		-0.003	0.002		
	若年*高齢者割合						-0.010	0.015		
	若年*単身者割合						0.003	0.007		
	若年*他地区就業者割合						0.004	0.005		
	Random effect	Variance	0.224	0.473	0.171	0.413	0.176	0.420		
閾値	cut 1	-3.214	0.263	***	-2.674	0.338	***	-3.071	0.266	***
	cut 2	-1.597	0.246	***	-1.061	0.325	***	-1.460	0.249	***
	cut 3	0.415	0.243	*	0.947	0.324	***	0.551	0.247	**
	cut 4	2.590	0.251	***	3.129	0.331	***	2.738	0.254	***
-2*Loglikelihood		6351.48		6320.70		6317.34				
N		2477		2477		2477				

\*\*\*は 0.1%, \*\*は 1%, \*は 5%, † は 10%の水準で係数が有意であることを示す。



## [注]

- 1) 住所表記の正規化に関しても前例に倣ったが、時点のずれによる修正については 2010 年データを使用することを踏まえると既往研究よりは少ないと考えられる。

## [謝辞]

本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「日本版 General Social Surveys (JGSS)」の個票データの提供を受けた。さらに、大阪商業大学 JGSS 研究センターからは JGSS 調査地点情報を利用させて頂いた。なお JGSS は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。また、二次分析研究会の参加者には有益なコメントを頂いた。記して感謝の意を表する。

## [参考文献]

- 赤枝尚樹, 2010, 「居住地における都市効果の再検討—非通念性の規定要因に関するマルチレベル分析」『日本都市社会学会年報』28: 237-252.
- Baum, S., Arthurson, K. and Rickson, K., 2010, “Happy people in mixed-up places: the association between the degree and type of local socioeconomic mix and expressions of neighborhood satisfaction”, *Urban Studies*, 47(3): 467-485.
- 藤見俊夫・柿本竜治・山田文彦・松尾和巳・山本幸, 2011, 「ソーシャル・キャピタルが防災意識に及ぼす影響の実証分析」『自然災害科学』29(4): 487-499.
- 埴淵知哉・花岡和聖・村中亮夫・中谷友樹, 2010, 「社会調査のマイクロデータと地理的マクロデータの結合—JGSS-2008 を用いた健康と社会関係資本の分析を事例に」『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』10: 87-98.
- 伊藤嘉奈子・富田陽子・藤田光一, 2008, 「継続・安定した地域活動を支える地域活動支持力とその規定要因について—地域活動の活発さと地域活動支持力, その規定要因に関するアンケート調査から」『土木学会年次学術講演会講演概要集』63: 721-722.
- 厚生労働省, 2008, 「高齢者等が一人でも安心して暮らせるコミュニティづくり推進会議（「孤立死ゼロ」を目指して）報告書」厚生労働省ホームページ, (2014 年 1 月 31 日取得, <http://www.mhlw.go.jp/houdou/2008/03/h0328-8.html>).
- 内閣府, 2007, 『平成 19 年度版国民生活白書 つながりが築く豊かな国民生活』国立印刷局.
- 中谷友樹・埴淵知哉, 2009, 「社会調査のマイクロデータとジオデモグラフィクスのデータリンケージ—JGSS 累積データ 2000-2003 に基づく主観的健康感の小地域解析への適用」『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』9: 23-36.
- Nishide, Y., 2009, *Social capital and civil society in Japan*, Sendai, Japan: Tohoku University Press.
- 西野達也・桑木真嗣, 2009, 「高齢者通所施設利用者の生活からみたある地縁型地域における地

- 域住民らによる共助のみられる共在の場に関する事例考察」『日本建築学会計画系論文集』74(642): 1707-1715.
- 奥山尚子, 2009, 「地域ボランティア活動の決定要因—JGSS-2006 を用いた実証分析」『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』9: 107-122.
- 大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編, 2011, 『日本版 General Social Surveys JGSS-2010 基礎集計表・コードブック』東京大学社会科学研究所.
- Sampson, R. J., 1991, “Linking the micro- and macrolevel dimensions of community social organization”, *Social Forces*, 70: 43-64.
- 新宿区新宿自治創造研究所, 2012, 『研究所レポート 2011 集合住宅 WG 報告(3)』新宿区新宿自治創造研究所.
- 塩谷尚正, 2013, 「社会関係資本と地域防災の集合効力感との関連—JGSS-2012 による検討」『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』13: 34-43.
- 高橋尚也, 2010, 「地域防犯活動に対する市民参加を規定する要因—東京都江戸川区における二つの調査結果をもとに」『社会心理学研究』26(2): 97-108.
- 柄田明美, 2003, 「若者は地域社会の担い手となりえるか—若者の自立意識と地域社会との関わり」『ニッセイ基礎研レポート』71: 12-17.

# 雇用形態と健康の関連

## ——非正規雇用者と正規雇用者の比較——

大高 瑞郁

(山梨学院大学)

本研究は、平成16年国民生活基礎調査（厚生労働省, 2004）の匿名データ B を二次分析することにより、日本における雇用形態と精神的健康の関連を明らかにすることを試みた。結果は、日本においても欧米と同様、非正規雇用者は正規雇用者と比較して、精神的に健康ではないことを示した。ただし、性別を統計的に統制した分析においては、雇用形態と精神的健康に有意な関連がみられなかった。このような結果は、女性は男性より、精神的に不健康で、かつ、非正規雇用者として働く傾向が高いことに起因して、精神的健康に雇用形態による差がみられた可能性を示唆する。考察では、そうした可能性について、悩み・ストレスの原因について追加分析を行った結果に基づき議論する。

### 1 問題

労働力調査（総務省, 2014）によれば、日本において、非正規雇用者（勤め先での呼称が「パート」「アルバイト」「労働者派遣事業所の派遣社員」「契約社員・嘱託」「その他」の雇用者）は、2013年度、役員を除く雇用者5,210万人の36.6%を占める1,906万人に達し、過去最高を記録した。非正規雇用者は正規雇用者に比べ、賃金が低く、保険や年金といった福利厚生や、教育訓練など能力開発の機会に恵まれず、その雇用は不安定、といった問題を抱えている（厚生労働省, 2014）。

加えて、雇用形態と健康の関連について先行研究は、正規雇用者と比較して、非正規雇用者は精神的に不健康だと結論づけている（for meta-analysis, see Virtanen, Kivimaki, Joensuu, Virtanen, Elovainio, & Vahtera, 2005; for review, see 井上・錦谷・鶴ヶ野・矢野, 2011）。これら先行研究の大半は、欧米の雇用者を対象としたものだが、日本においても、非正規雇用者の増加に伴い、彼らの健康に対して関心が高まってきている（井上他, 2011）。

しかし、日本の雇用者を対象に、雇用形態による精神的健康の違いを実証的に検証した研究は無い。雇用形態と健康の関連についてメタ分析を行った Virtanen et al. (2005) は、その関連は国により異なることを示している。したがって、日本における両変数の関連については、改めて確認する必要がある。そこで本研究は、日本における雇用形態と精神的健康の関連について、外的妥当性の高い結果を得ることを目的とし、日本全国から無作為抽出された人々を対象とした大規模な社会調査を二次分析することとした。

## 2 方法

厚生労働省が実施した平成16年国民生活基礎調査（調査対象：全国の世帯及び世帯員，有効回収数：世帯票・健康票 220,836 世帯（有効回収率 79.82%），所得票・貯蓄票 25,091 世帯（有効回収率 68.62%），介護票 5,804 人（有効回収率 84.93%），調査時点：2004年6-7月，調査地域：全国，標本抽出法：層化無作為抽出，調査方法：世帯票・介護票・所得票；面接，健康票・貯蓄票；留置）の匿名データ B（世帯票・健康票・所得票・貯蓄票を接続したデータ）16,070名について二次分析を行った。

### 2.1 分析対象者

本研究は，雇用形態と健康の関連を検討することを目的とし，所得を伴う仕事を持つ雇用者に限定して分析を行った。具体的には「所得を伴う仕事の有無」について「仕事あり」（「主に仕事をしている」6,498名「主に家事で仕事あり」1,146名「その他（仕事あり）」135名）を選択した7,779名のうち，「勤めか自営かの別」について「一般常雇者」（4,972名）「1月以上1年未満の契約の雇用者」（505名）「日々又は1月未満の契約の雇用者」（92名）のいずれかを選択し（5,569名），なおかつ「勤め先での呼称」について「正規の職員・従業員」（3,909名）「パート」（935名）「アルバイト」（325名）「労働者派遣事業所の派遣職員」（92名）「契約社員・嘱託」（248名）「その他（51名）」のいずれかを選択した5,560名を分析対象者とした。

### 2.2 変数

分析には，精神的健康・雇用形態・未婚・性別・年齢の5変数を用いた。

精神的健康 (Mental Health) については「あなたは現在，日常生活で悩みやストレスがありますか。」と尋ね「ある」「ない」の2件法で回答を得た。そして「ある」を「0 (Unhealthy) 」，「ない」を「1 (Healthy) 」と数値化した。

なお「ある」と回答した場合「それは，どのような原因ですか。あてはまるすべての番号に○をつけてください。」と尋ね，悩み・ストレスの原因 (Cause of Distress) について多項目選択式で回答を得た（選択肢：1: 家族との人間関係，2: 家族以外との人間関係，3: 生きがいに関する事，4: 自由にできる時間がない，5: 将来・老後の介護，6: 自分の老後の介護，7: 自分の健康・病気，8: 同居家族の健康・病気，9: 別居家族の健康・病気，10: 同居家族の介護，11: 別居家族の介護，12: 恋愛，13: 結婚，14: 離婚，15: 性に関する事，16: 妊娠・出産，17: 育児，18: 子どもの教育，19: 子どもの仕事に関する事，20: 家事，21: 自分または配偶者の就業（就職・失業等）に関する事，22: 自分または配偶者の仕事に関する事（21を除く），23: 自分の学業・受験・進学，24: いじめ，25: セ

クシャル・ハラスメント, 26: 収入・家計・借金, 27: 住まいや生活環境 (公害, 騒音及び交通事情を含む), 28: その他, 29: わからない).

雇用形態 (Employment Status) は「勤め先での呼称」について「正規の職員・従業員」を選択した場合を「正規」, 「パート」「アルバイト」「労働者派遣事業所の派遣職員」「契約社員・嘱託」「その他」のいずれかを選択した場合をまとめて「非正規」とした. そして「正規」を「0 (Regular) 」, 「非正規」を「1 (Non-regular) 」と数値化した.

未婚 (Unmarried) は「配偶者の有無」について「配偶者あり」を選択した場合を「有配偶」, 「未婚」を選択した場合を「未婚」とした. そして「有配偶」を「0 (Married) 」, 「未婚」を「1 (Unmarried) 」と数値化した.

性別 (Sex) は「性」について「男」を選択した場合を「男性」, 「女」を選択した場合を「女性」とした. そして「男性」を「0 (Man) 」, 「女性」を「1 (Woman) 」と数値化した.

年齢 (Age) は「年齢階級」について「0-5 歳」の場合を「2.5」, 「6-11 歳」の場合を「8.5」, 「12-14 歳」の場合を「13」, 「15-19 歳」の場合を「17」, 「20-24 歳」の場合を「22」, 「25-29 歳」の場合を「27」, 「30-34 歳」の場合を「32」, 「35-39 歳」の場合を「37」, 「40-44 歳」の場合を「42」, 「45-49 歳」の場合を「47」, 「50-54 歳」の場合を「52」, 「55-59 歳」の場合を「57」, 「60-64 歳」の場合を「62」, 「65-69 歳」の場合を「67」, 「70-74 歳」の場合を「72」, 「75-79 歳」の場合を「77」, 「80-84 歳」の場合を「82」, 「85 歳以上」の場合を「85」と数値化した.

### 3 結果

#### 3.1 分析対象者の属性

分析対象者 5,560 名の性別は男性 3,210 名 (57.73%) ・女性 2,350 名 (42.27%) , 平均年齢は 42.28 (標準偏差=12.98) 歳であった.

#### 3.2 基本統計

各変数の度数分布を Table 1 に示す.

Table 1 Frequency distribution of variables

Variable	0	1	NA
Mental Health (0: Unhealthy, 1: Healthy)	2,833	2,434	293
Employment Status (0: Regular, 1: Non-regular)	3,909	1,651	0
Unmarried (0: Married, 1: Unmarried)	4,029	1,531	0

#### 3.3 変数間の関連

各変数間の相関関係を Table 2 に示す.

Table 2 Correlations between each variable

Variable	1	2	3	4	5
1. Mental Health (0: Unhealthy, 1: Healthy)	1	choric	choric	choric	serial
2. Employment Status (0: Regular, 1: Non-regular)	-0.10	1	choric	choric	serial
3. Unmarried (0: Married, 1: Unmarried)	0.09	-0.06	1	choric	serial
4. Sex (0: Man, 1: Woman)	-0.19	0.62	0.05	1	serial
5. Age	-0.03	0.13	-0.73	-0.03	1

choric: polychoric, serial: polyserial

### 3.4 雇用形態と精神的健康の関連

雇用形態と精神的健康の関連を logistic 回帰分析によって検証した結果を Table 3 に示す。

まず、独立変数として雇用形態のみを投入した Model 1 の結果から、正規雇用者に比べ、非正規雇用者は精神的に健康ではないことがわかる。さらに未婚も投入すると AIC は低下し、非正規雇用者及び既婚者は、それぞれ正規雇用者・未婚者より精神的に不健康だとわかる (Model 2)。

Table 3 Logistic regression analysis

Dependent Variable: Mental Health (0: Unhealthy, 1: Healthy)				
Independent Variable	Odds Ratio			
	1	2	3	4
(Intercept)	0.93*	0.87***	1.00	0.93
Employment Status (0: Regular, 1: Non-regular)	0.77***	0.78***	0.97	0.96
Unmarried (0: Married, 1: Unmarried)		1.25***	1.28***	1.32***
Sex (0: Man, 1: Woman)			0.61***	0.61***
Age				1.00
AIC	7257.7	7246.7	7183.5	7185.1

†  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

ただし、雇用形態・未婚に加えて性別も投入した Model 3 では AIC がさらに低下し、性別の効果が有意で、未婚の効果も有意のまま残る一方、雇用形態の効果は有意ではなくなった。なお、さらに年齢を追加投入した Model 4 においては AIC が上昇したことから、Model 3 が最適だと考えられる。

これら一連の結果から、Model 1 や Model 2 でみられた雇用形態と精神的健康の関連は、性別が雇用形態ならびに精神的健康とそれぞれ関連することによって生じた疑似相関である可能性が疑われる。なぜなら前述の相関分析は、女性は、男性に比べ非正規雇用の割合が高く ( $r = 0.62$ )、加えて、男性ほど精神的に健康ではない ( $r = -0.19$ ) ことを示している (雇用形態と性別の関連について Table 4, 精神的健康と性別の関連について Table 5 に、それぞれ分割表を示す)。そのため、非正規雇用者に女性が多いことにより、男性より

女性の方が精神的に不健康であることが反映されて、性別の効果を統制しない場合に、正規雇用者より非正規雇用者の方が精神的に健康ではないという見せかけの関連が生じたと考えられるのである。

Table 4 Contingency table of employment status and sex

Employment Status	Sex		Total
	0: Man	1: Woman	
0: Regular	2,754	1,155	3,909
1: Non-regular	456	1,195	1,651
Total	3,210	2,350	5,560

Table 5 Contingency table of mental health and sex

Mental Health	Sex		Total
	0: Man	1: Woman	
0: Unhealthy	1,475	1,358	2,833
1: Healthy	1,563	871	2,434
Total	3,038	2,229	5,267

さらに、性別ごとに雇用形態と精神的健康の関連を logistic 回帰分析によって検証した結果を、男性について Table 6 , 女性について Table 7 に示す。なお、男性についても女性についても AIC が最も低いのは、独立変数として雇用形態と未婚を投入した Model 2 であった。まず、男性についても女性についても、既婚者より未婚者の方が精神的に健康である傾向が、全体の結果と同様に見られた。そのうえで、未婚の効果に関わらず一貫して、男女共に、雇用形態と精神的健康に有意な関連は得られなかった。



Table 6 Logistic regression analysis in men

Dependent Variable: Mental Health (0: Unhealthy, 1: Healthy)			
Independent Variable	Odds Ratio		
	1	2	3
(Intercept)	1.05	1.00	1.02
Employment Status (0: Regular, 1: Non-regular)	1.04	1.00	1.01
Unmarried (0: Married, 1: Unmarried)		1.24**	1.23*
Age			1.00
AIC	4212.9	4208.2	4210.2

†  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

Table 7 Logistic regression analysis in women

Dependent Variable: Mental Health (0: Unhealthy, 1: Healthy)			
Independent Variable	Odds Ratio		
	1	2	3
(Intercept)	0.67***	0.60***	0.49***
Employment Status (0: Regular, 1: Non-regular)	0.90	0.96	0.95
Unmarried (0: Married, 1: Unmarried)		1.33**	1.44**
Age			1.00
AIC	2985.5	2978.9	2979.8

†  $p < .10$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

### 3.5 性別と悩み・ストレスの原因の関連

性別と精神的健康の関連についてさらに吟味するため、「現在、日常生活で悩みやスト

レスがある」と回答した精神的に不健康な 2,833 名（男性 1,475 名・女性 1,358 名）が挙げた悩み・ストレスの原因の度数分布を性別ごとに Table 8 に示す。

Table 8 Frequency of Causes of Distress

Cause	Men	Women	Total
1. Human Relations with Family	134	226	360
2. Human Relations with Any Other than Family	311	348	659
3. Matters of Reason for Living	149	135	284
4. No Free Time	196	146	342
5. Future Income in Old Age	482	442	924
6. Nursing in Old Age	148	160	308
7. Health or Disease of Oneself	369	335	704
8. Health or Disease of Family Living Together	212	211	423
9. Health or Disease of Family Living Separately	103	123	226
10. Nursing of Family Living Together	45	68	113
11. Nursing of Family Living Separately	50	47	97
12. Love	74	59	133
13. Marriage	94	73	167
14. Divorce	8	13	21
15. Matters of Sex	20	11	31
16. Pregnancy or Maternity	5	32	37
17. Childcare	36	50	86
18. Education of Children	156	230	386
19. Matters of Children's Work	86	109	195

20. Housework	16	70	86
21. Matters of Employment or Unemployment of Oneself or Spouse	122	116	238
22. Matters of Work of Oneself or Spouse (except 21)	362	284	646
23. Studies or Examinations or Entrance of Oneself	22	17	39
24. Bullying	6	7	13
25. Sexual Harassment	2	6	8
26. Income or Household Budget or Debt	388	406	794
27. House or Living Environment	107	112	219
28. Other	102	93	195
29. Don't know	25	17	42
30. Unknown	37	31	68

悩み・ストレスの原因それぞれと性別の関連について検証するため、 $\chi^2$  二乗検定を行った結果、1: 家族との人間関係 ( $\chi^2(1) = 36.40, p < .001$ ) , 2: 家族以外との人間関係 ( $\chi^2(1) = 8.17, p < .01$ ) , 9: 別居家族の健康・病気 ( $\chi^2(1) = 4.14, p < .05$ ) , 10: 同居家族の介護 ( $\chi^2(1) = 7.07, p < .01$ ) , 16: 妊娠・出産 ( $\chi^2(1) = 22.33, p < .001$ ) , 17: 育児 ( $\chi^2(1) = 3.70, p < .10$ ) , 18: 子どもの教育 ( $\chi^2(1) = 24.30, p < .001$ ) , 19: 子どもの仕事に関すること ( $\chi^2(1) = 5.32, p < .05$ ) , 20: 家事 ( $\chi^2(1) = 39.79, p < .001$ ) , 26: 収入・家計・借金 ( $\chi^2(1) = 4.52, p < .05$ ) , の10項目について、男性より女性の方が、悩み・ストレスの原因として挙げる傾向にあることが示された。一方、4: 自由にできる時間がない ( $\chi^2(1) = 4.29, p < .05$ ) , 22: 自分または配偶者の（就業を除く）仕事に関すること ( $\chi^2(1) = 5.29, p < .05$ ) の2項目については、女性より男性の方が、悩み・ストレスの原因として挙げる割合が高かった。なお、他の17項目及び不詳について、性別による違いはみられなかった。

#### 4 考察

本研究は、日本の雇用者を対象として、雇用形態と精神的健康の関連を検証し、非正規雇用者は正規雇用者ほど精神的に健康ではないという結果を得た。ただし性別と雇用形態及び精神的健康それぞれとの関連を統制したところ、雇用形態と精神的健康の関連は消失

した。これら結果から、女性は男性に比べ精神的に不健康で、非正規雇用者に女性が多いために、非正規雇用者は精神的に不健康だという結果が得られたと考えられる。

したがって、雇用形態が非正規であることそのものが精神的に不健康に繋がるとはいえない。非正規雇用には、低賃金を初めとする様々な課題があるものの、労働時間や期間を比較的自由に選択することができ、仕事と生活の調和 (Work Life Balance) を保ち易いという利点もある。こうした非正規雇用の両価性によって、精神的健康との負の関連と正の関連が相殺され、雇用形態そのものと精神的健康に関連がみられなかったのかもしれない。今後、雇用形態と精神的健康の関連について議論する際には、非正規雇用の長所と短所の両側面を踏まえる必要があるだろう。

また性別は、雇用形態と精神的健康の関連について考えるにあたり、欠かせない変数だといえる。国によって定義等が異なり得るため、比較には注意を要するものの、雇用形態と健康の関連に関する先行研究が対象としてきた欧米や OECD 加盟国においても、日本と同様、雇用者に占める短時間労働者や有期契約雇用者の割合は、男性より女性で高い傾向がみられる (雇用者に占める短時間労働者の割合について Table 9, 有期契約雇用者の割合について Table 10 に、性別ごとに示す (OECD, 2014; 労働政策研究・研修機構, 2013))。

また WHO (2004) は、性別と精神的健康の関連について、精神的健康の指標により一概には言えないが、少なくとも抑鬱を指標とした場合に、女性は男性より精神的に不健康だと報告している。そのため、欧米や他の国々についても、性別が雇用形態及び精神的健康と関連することによって、雇用形態と精神的健康に関連が見られている可能性が考えられる。

Table 9 Part-time Employment as a proportion of total employment

Country	Time	Wome		
		Men	n	Total
Japan	2011	10.3%	34.8%	20.6%
United States	2012	8.7%	18.3%	13.4%
Europe	2012	7.2%	28.6%	17.1%
OECD Countries	2012	8.2%	24.3%	15.7%

Table 10 Temporary Employment as a proportion of total employment

Country	Time	Wome		Total
		Men	n	
Japan	2012	8.6%	20.5%	13.7%
United States	2005	4.2%	4.2%	4.2%
Europe	2012	13.7%	14.6%	14.1%
OECD Countries	2013	4.5%	5.9%	5.2%

たとえば, Martens, Nijhuis, Van Boxtel, & Knottnerus (1999) は, 性別の効果を統制しないで, 非正規雇用者は正規雇用者より精神的に不健康であるという結果を示している一方, 性別の効果を統制した Virtanen, Kivimäki, Elovainio, Vahtera, & Ferrie (2003) や Arronsson & Göransson (1999) は, 雇用形態によって精神的健康に有意な差は見られないこと, 加えて Arronsson & Göransson (1999) は男性より女性の方が精神的に不健康であることを報告している.

ただし, 性別の効果を統制したうえで, 非正規雇用の種類を細分化し, 一部の非正規雇用者に限っては, 正規雇用者ほど精神的に健康ではないことを示す研究もある (Arronsson & Gustafsson, & Dallner, 2002; Benavides, Benach, Diez-Roux, & Roman, 2000; Virtanen, Liukkonen, Vahtera, Kivimäki, & Koskenvuo, 2003; Virtanen, Vahtera, Kivimäki, Pentti, & Ferrie, 2002). したがって, 雇用形態と精神的健康の関連に, 性別が関わる可能性については, 雇用形態の定義や精神的健康の指標を統一して検討を重ね, 明らかにして行くべきだといえる.

さらに, 男性は仕事に関わること, 女性は家庭に関わることについて悩み, ストレスを抱えていることが示された. これは「男は仕事, 女は家庭」という性別役割分業に基づき, 男性は仕事人として, 女性は家庭人として責任ある役割を任されていることに起因するかもしれない. だとすれば, 男性も女性と共に, 家庭の事柄に責任を持って関わることで, 女性の精神的健康が改善する可能性があるといえるのではないだろうか. なお, 家庭に関する悩み・ストレスは, 子どもの有無によって異なる可能性が考えられるが, 本研究が二次分析したデータから子どもの有無を判別することは不可能であるため, 今後の検討課題のひとつだろう.

一方, 女性が家族を含む人間関係に悩む傾向にあることは, 女性の共感傾向を反映している可能性も考えられる. 共感とは, 他者の感情や考えを理解し, それに対し適切な感情と行動で反応することをいい, 男性より女性の方が他者に共感することが明らかにされ

ている (Baron-Cohen, 2003) .

さらに Pinker (2008) は、この共感における性差に起因して、女性は仕事より家族を重視する傾向にあると主張しており、女性は家族を優先させるために、正規雇用者ではなく、労働の時間や期間に融通が効く非正規雇用者として働くことを選択している可能性も考えられる。今後は、精神的健康や雇用形態に性差がみられる理由について、更なる検討が求められるだろう。

また、本研究の主眼ではないが、既婚者に比べ未婚者の方が精神的に健康であるという結果が、雇用形態・性別・年齢に関わらず一貫して得られた。こうした結果は、未婚者は自分が生まれ育った定住家族に子として所属する一方、既婚者は、自分が結婚して新たに生殖家族を形成することにより、配偶者や親として責任ある立場に置かれ、悩みやストレスの原因となり得る事柄が増えるためかもしれない。ただし、既婚者は未婚者より精神的に健康であるという報告 (江副・長見・白川・森本, 1992) もあることから、婚姻と精神的健康の関連については、知見を積み重ねていく必要があるだろう。

#### [謝辞]

二次分析にあたり、厚生労働省から統計法第 36 条に基づき「平成 16 年国民生活基礎調査」の匿名データ B の提供を受けました。匿名データを利用して得られた結果は、匿名データを基に、独自に作成・加工した統計であり、厚生労働省が作成・公表しているものとは異なります。なお、匿名データの提供にあたっては、高荷光春氏 (厚生労働省) に大変お世話になりました。また、成果報告会にてコメンテーターを努めてくださった境家史郎先生 (東京大学) には、大変貴重なご意見を頂き、心より感謝申し上げます。最後に、二次分析研究会に参加された方々の全てのご厚意に感謝し、謝辞とさせていただきます。

#### [参考文献]

- Aronsson, G., & Göransson, S., 1999, "Permanent employment but not in preferred occupation: Psychological and medical aspects, research implications," *Journal of Occupational Health Psychology*, 4: 152-163.
- Aronsson, G., Gustafsson, K., & Dallner, M., 2002, "Work environment and health in different types of temporary jobs", *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 11: 151-175.
- Baron-Cohen, S. (2003). *The essential difference : The truth about the male and female brain*. New York: Basic Books. (バロン＝コーエン, S. 三宅真砂子 (訳) (2005). 共感する女脳, システム化する男脳 日本放送出版協会)
- Benavides, F. G., Benach, J., Diez-Roux, A. V., & Roman, C., 2000, "How do types of employment relate to health indicators? Findings from the Second European Survey on Working

- Conditions,” *J Epidemiol Community Health*, 54: 494-501.
- 江副智子・長見まき子・白川太郎・森本兼曩, 1992, 「ライフスタイルと包括的健康評価に関する予防医学的研究(第1報)勤労者の精神的健康度に及ぼす要因の検討(性別・年齢・婚姻状態との関係)」『産業医学』34: 181.
- 井上まり子・錦谷まりこ・鶴ヶ野しのぶ・矢野栄二, 2011, 「非正規雇用者の健康に関する文献調査」『産業衛生学雑誌』53: 117-139.
- 厚生労働省, 2004, 「平成16年国民生活基礎調査の概況」, (2014年2月2日取得, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa04/index.html>)
- 厚生労働省, 2014, 「非正規雇用の課題には、どういふものがあるの?」, (2014年2月2日取得, [http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/koyou\\_roudou/part\\_haken/kadai/](http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/koyou_roudou/part_haken/kadai/))
- Martens, M. F. J., Nijhuis, F. J. N., Van Boxtel, M. P. J., & Knottnerus, J. A., 1999, “Flexible work schedules and mental and physical health. A study of a working population with non-traditional working hours”, *Journal of Organizational Behavior*, 20: 35-46.
- OECD. StatExtracts, 2014, “Incidence of permanent employment,” (Retrieved February 2, 2014, <http://stats.oecd.org>).
- Pinker, S. (2008). *The sexual paradox: Men, women, and the real gender gap*. New York: Scribner.
- (ピンカー, S. 幾島幸子・古賀祥子 (訳) (2009). *なぜ女は昇進を拒むのか: 進化心理学が解く性差のパラドクス* 早川書房)
- 労働政策研究・研修機構, 2013, 「データブック国際労働比較2013」, (2014年2月2日取得, <http://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/databook/2013/ch3.html>).
- 総務省統計局, 2014, 「労働力調査(基本集計)平成25年(2013年)平均(速報)結果の概要」, (2014年2月2日取得, <http://www.stat.go.jp/data/roudou/sokuhou/nen/ft/pdf/index.pdf>).
- Virtanen, M., Kivimäki, M., Elovainio, M., Vahtera, J., & Ferrie, J. E., 2003, “From insecure to secure employment: Changes in work, health and health-related behaviours”, *Occupational and Environmental Medicine*, 60: 948-953.
- Virtanen, P., Liukkonen, V., Vahtera, J., Kivimäki, M., & Koskenvuo, M., 2003, “Health inequalities in the workforce: the labour market core-periphery structure”, *International Journal of Epidemiology*, 32: 1015-1021.
- Virtanen, P., Vahtera, J., Kivimäki, M., Pentti, J., & Ferrie, J., 2002, “Employment security and health”, *J Epidemiol Community Health*, 56: 569-574.
- Virtanen, M., Kivimäki, M., Joensuu, M., Virtanen, P., Elovainio, M., & Vahtera, J., 2005, “Temporary employment and health: a review,” *International Journal of Epidemiology*, 34: 610-622.
- WHO Department of Gender, Women and Health, 2004, “Gender in mental health research,” (Retrieved February 2, 2014, <http://whqlibdoc.who.int/publications/>)

2004/9241592532.pdf)



# 収入の規定要因の男女差を考える

## ——雇用形態別・産業別の分析から——

織田 暁子

(京都大学大学院)

本稿では、総務省統計局『就業構造基本調査』の2002年の匿名データを用いて、収入やその規定要因に性別が与える影響について検討した。Mincer型賃金関数を用いて、さらにコントロール変数と性別との交互作用項を投入して分析を行った。男女で賃金の規定要因に差はあるのか、非正規就業者も同様なのか、結婚・出産プレミアム・ペナルティはあるのか、男性の多い産業と女性の多い産業で性別と賃金の関係に差はあるのかについて検討した。分析の結果、(1)属性が賃金の決定に与える影響は男女で差があること、(2)勤続年数等の属性は非正規就業者の賃金にも影響を与えるがモデルのあてはまりは悪いこと、(3)男性正規就業者に出生プレミアムが、女性と男性非正規就業者にペナルティがあること、(4)男性の多い産業では男性の、女性の多い産業では女性の賃金があがる傾向があることが示された。

## 1 研究の背景

### 1.1 個人の収入の規定要因

高度経済成長期の日本の企業システムは、終身雇用制と年功序列に裏打ちされた、いわゆる日本型雇用慣行の特徴をもっていた。この下では、年功序列賃金が、とくに男性ホワイトカラーの所得は、年齢とともに加速度的に上昇カーブを描いた。しかしながら、バブル崩壊後の不況の中では、こうした昇給は望めないものとなってきている。また1990年代後半から2000年代以降、雇用の流動化は急速にすすみ、非正規就業者が急増し、もはや終身雇用は「当たり前」ではなくなっている。このような雇用の流動化がすすむなかで、個人の収入は年齢や勤続年数でどの程度、説明できるのだろうか。

またもちろん、もともと収入は年齢のみによって決まっていたわけではない。労働者の教育水準や経験年数の違いといった人的資本(Becker 1964)の違いなど、さまざまな要因によって賃金は決定される。

Mincer は、人的資本理論を拡張して賃金関数の概念を提示した(Mincer 1974)。このMincer型賃金関数は、個人の収入を説明するモデルとして、現在もなお幅広く用いられている。これは被説明変数：賃金率(時給)の自然対数値を、年齢、就業経験、学歴、未知の要因から説明するモデルである。就業年数は二乗項もしくは四乗項も投入される。川口2011は、賃金構造基本統計のデータを用いて、Mincer型賃金関数の日本市場へのあてはまりを検討し、日本においてMincer型賃金関数を用いる場合は、60歳未満の労働者に限定し、被説明変数には対数賃金率を用い、教育水準は学歴ダミーを用い、就業年数は二乗項も投入する必要があることを提言した。

昨今、非正規就業者はますます増え続けている。非正規就業者は、一般に正社員と比べて勤続年数が短い、昇進・昇給のチャンスが少ないといった特徴がある。いわば日本型雇用の特徴である、終身雇用や年功序列賃金とは相いれないと考えられる。このような非正規就業者の収入は何によって決まるのだろうか。正社員と同じような賃金関数で推計することができるのだろうか。今後の日本の労働市場を考える上で非正規就業者の存在は非常に重要なものとなっている。しかしながら、過去の研究の蓄積は、賃金の決定要因や男女の賃金格差を研究する際に、ともに正社員を対象として研究してきたものが多かった。これからは、非正規就業者を研究対象に含めることが、ますます重要になるであろう。本研究ではまず、正規就業者と非正規就業者の賃金関数の比較を行う。

## 1.2 男女の収入格差<sup>1)</sup>

一般に、男性は女性と比べて収入が多いが、Oaxaca (1973) は男女間賃金格差の要因を2つにわけて説明した。第一に、人的資本の量が男女で異なること、第二にその人的資本に対する企業側の評価方法が差別的であるために、男女の差異を産み出していることを理由にあげた。それに対しさらに Blau and Kahn (1996) は、人的資本以外に、企業が採用する賃金決定の制度が経験年数の高い男性に有利に働くことも賃金格差に影響を与えていると付け加えた。

これらはいわば、人的資本と労働市場の2つの側面から男女間賃金格差の要因を考える見方であり、多くの研究がこの立場に立っている。

(1) 人的資本：男女で勤続年数、年齢、学歴が違うために、男女の賃金格差が生じる(樋口 1991; 田中 2002; 川口 2005)。つまり男性の方が勤続年数が長く、そのため平均年齢も高くなり賃金格差が生じる。また男性に高学歴者が多いことも格差が生み出す。また女性の意識が男性よりも労働志向的でないためといった意識を理由に挙げる立場もある(Hakim 1995)。

(2) 労働市場：企業が、女性を差別的に取り扱うことによって、男女間賃金格差が生じている。この時差別は、非合理的差別と統計的差別に分けられる(川口 2008)。また、労働市場における性別分離も賃金格差を生み出している。性別職域分離(堀 2008)や雇用形態(川口 2010 など)の差によって、女性は補助的な仕事にまわったり、男性よりも低い職についたりすることで、女性の賃金が男性よりも低くなる。

多くの先行研究では、男女間賃金格差が生じる理由の約半分は、学歴や勤続年数、雇用形態といった個人の属性の差や労働市場における配置の差で説明される。残りの男女差は、男女の属性が賃金決定に与える要因が異なること、もしくは差別的な待遇によって説明される。

たとえば、男女の賃金の差の理由を、結婚・出産にみる立場もある。出産・結婚がプラスに働いているとき、これを一般に結婚・出産プレミアム、マイナスに働いているときに

結婚・出産ペナルティと呼ぶ(川口 2008 など). 結婚と出産が及ぼす影響が男女で異なり, 男性には出産や結婚がプラスに働き, 女性にはマイナスに働くことがあると予測される. アメリカの研究によると, 母親になるために雇用が中断したり, パートタイム労働に切り替えたりといった理由によって勤続年数が短くなったことにより収入が低下することに加えて, わずかではあるが, 育児や勤務時間, 勤務年数などによって媒介されない純粋な「結婚/出産ペナルティ」が存在することが明らかにされている (Budi & England 2001). また就業構造基本調査のデータを用いた金子・杉橋 (2003) でも, 子どもの存在が賃金に与える影響が男女で異なり, 男性はプラスに, 女性はマイナスに働くことが示されている. 女性には結婚によって職場での印象を悪くし, 出産も歓迎されず, それが賃金損失に結びつくリスクがあるが, 男性には, 結婚することによって, 社会的に評価が高まったり, 子供が生まれたことで昇給の必要があると周囲に思われたりというプラスの影響がある (川口 2008).

また主に男性が就くいわゆる「男性職」と女性が多い「女性職」における, 賃金決定のメカニズムの差異が男女の賃金格差を産み出していることも指摘されている. 堀 (2008) は, 男性の割合が高い職では, 女性の割合が高い職よりも賃金が高い傾向があることを明らかにした. つまり, 「女性職」で賃金が低いことを示したのである. 一方村尾 (2003) は, 女性が多い職場であるほど, 男性の地位が上昇しやすい傾向にあると指摘した. 「女性職」では賃金が低い傾向があるにもかかわらず, 男性にとっては, 女性の多い職場に勤めることは, 地位を高め, 賃金も上昇するチャンスを得られる. 一方「男性職」で働く女性に対してはむしろ, 差別的な取り扱いがなされることもあるという. この「男性職」, 「女性職」における男女の異なる取扱いが, とともに男性に有利に働き, さらなる男女間賃金格差を生じさせていると考えられる.

## 2 研究の課題

### 2.1 課題

よって本研究では, 個人の収入の規定要因における男女の違いをみることで, 男女間賃金格差が生じるメカニズムを解き明かすことをめざす. 基本的な Mincer 型賃金関数にさらにコントロール変数を投入したモデルを用い, 個人の賃金関数を求める. さらに, 各変数と性別の交互作用項の効果を確認することで, 男女で賃金の決定要因やその効果がどのように異なるかを検討する.

先行研究をふまえて, 本研究では, 以下の4つの課題について検討する.

課題 (1) 個人の属性が賃金に与える影響は, 男女で異なるのか.

課題 (2) 結婚・出産プレミアム/ペナルティは存在するのか.

課題 (3) 非正規就業者においても, 学歴, 年齢, 勤続年数が賃金に影響を与えているのか. また, 非正規就業者においても性別が賃金に与える影響は異なるのか. これ

まで賃金の決定要因や男女の賃金格差は、ともに正社員を対象として研究されたものが多かった。

課題 (4) 男性の多い職場では、賃金が高くなるのか。また、男性の多い職場では女性の賃金さが下がり、女性の多い職場では男性の賃金のみが高くなる傾向がみられるのか。本研究では産業の男女比に着目して分析する。

### 3 データと変数

#### 3.1 データ

分析には総務省統計局『就業構造基本調査』の2002年の匿名データを用いる。就業構造基本調査は、指定された調査区から抽出した世帯の15歳以上の世帯員を調査対象としており、2002年調査では約44万世帯が対象となった。独立行政法人統計センターから提供された匿名データは、調査票情報を加工し、特定の個人の識別ができないように匿名化措置が施されている。8人以上の世帯、同一年齢の子どもが3人以上いる世帯など特定されるおそれのある世帯を削除した後、世帯単位で等確率抽出し、全体から約8割をリサンプリングしたデータとなっている。本研究に用いる2002年データが、現在公開されている就業構造基本調査の匿名データの中では最新のものであり、レコード数は752,068である。これから本研究の分析に用いるデータを取り出す。

分析に用いるデータの範囲は、60歳以下の有業者で、民間の役員を除く雇用者に限る。学生アルバイト等を除くために、在学中の者は除く。また週間就業時間のわかる者に限るため、有業者で年間就業日数が200日以上及び年間就業日数が200日未満かつ就業の規則性が「だいたい規則的」である者に限る。さらに、分析に必要な変数にすべて欠損値がないものに限定する。

#### 3.2 データの概観

図1は、匿名データを用いて、男女別に年齢階級別有業率を示したものである。男性の有業率は、20代後半から60歳まで一貫して高く、台形のかたちで推移する。一方女性は常に男性の有業率よりも低く、また30代前半を底としたはっきりとしたM字型就労がみられる。

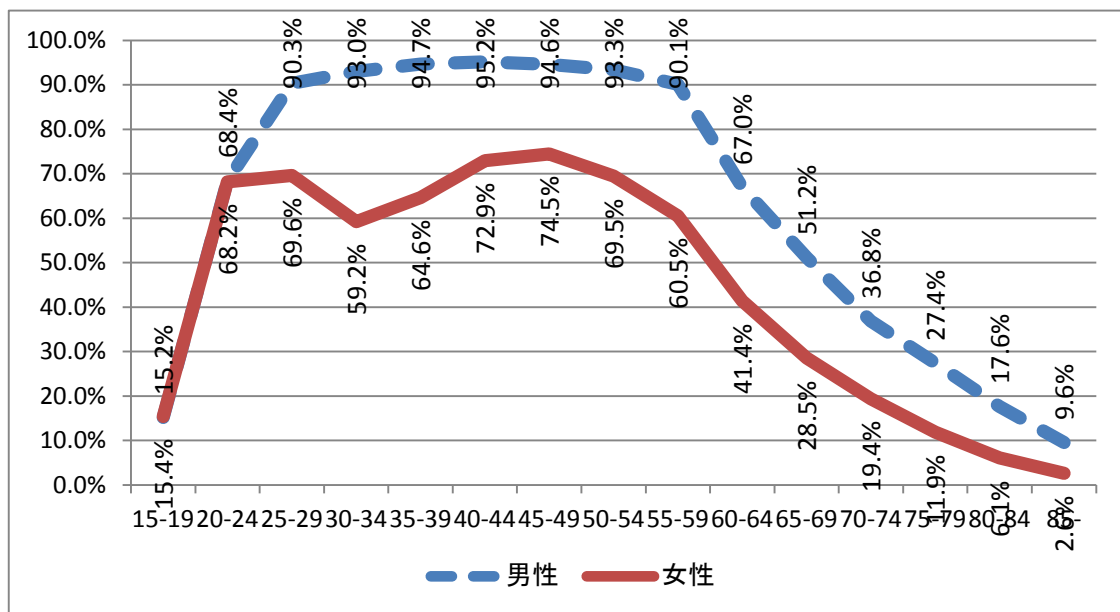


図1 男女別年齢別有業率

また図2は、同様に匿名データを用いて、男女別・雇用形態別に、年齢階級別個人所得の推移を示したものである。個人所得の高い順に、男性正規、女性正規、男性非正規、女性非正規となっている。年齢によって二次関数的に収入が大きく上昇するのは、男性正規のみであり、男性非正規や女性正規の収入の上昇は緩やかである。女性非正規に関しては、年齢による収入の上昇傾向はほとんどみられない。これは、勤続年数が短いためであることに加え、勤続年数によって賃金が上昇しない雇用形態である可能性も考えられる。

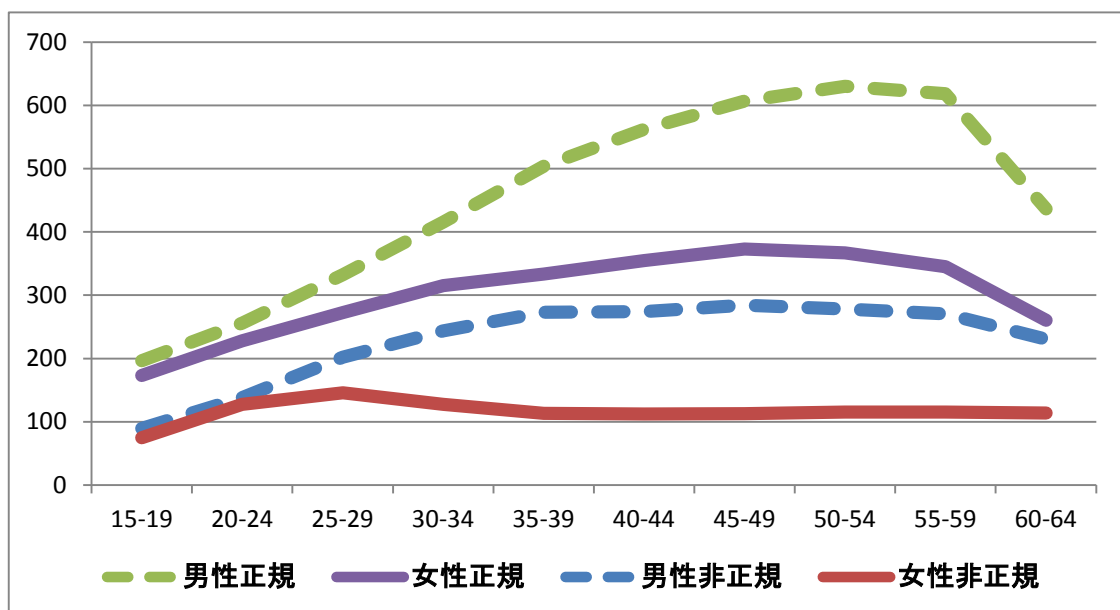


図2 年齢による個人所得の推移（男女・雇用形態別）

### 3.3 変数

分析に用いる変数は、以下の通りである。

表 1 変数の説明

変数	変数の説明
収入	個人の年間所得。各カテゴリの中央値をとる連続変数
週間就業時間	週あたり労働時間（8～64 時間）。各カテゴリの中央値。
賃金率	収入を、推定年間労働時間（＝週間就業時間×52）で除したもの
性別	男性を基準カテゴリとした、ダミー変数
年齢	年齢 5 歳階級の中央値。
学歴	最終学歴が中学、高校、短大高専、大学大学院の 4 分類。基準カテゴリは中学校卒。
勤続年数	現在の職に就いてからの就業年数。1 年未満については一律 0.5 年。（0.5～35 年）
雇用形態	正規就業、非正規就業の別。基準カテゴリは正規就業
企業規模	現在の職の企業規模。1～19 人、20～299 人、300 人以上・官公庁の 3 分類。本稿では、順に小規模、中規模、大規模とする。基準カテゴリは小規模。
産業	日本標準産業大分類に再カテゴリ。基準カテゴリは、製造業
職業	日本標準職業大分類に再カテゴリ。基準カテゴリは、事務従事者
都市圏	三大都市圏か否か。基準カテゴリは三大都市圏でない。
結婚	配偶者の有無（離死別は配偶者なし）。基準カテゴリは配偶者なし
子どもの数	本人がもった子どもの数

### 3.4 変数の記述統計

主な変数の記述統計を以下に示す。またいくつかのカテゴリ変数については、男女別の度数ならびに男女比も示している。

表 2 連続変数の記述統計

	年収	週労働時間	賃金率	年齢	勤続年数	子どもの数
Min	25	8	75.12	17.5	0.5	0
1st	175	38.5	874.13	32.5	4	0
Median	350	44	1373.63	42.5	7	1
Mean	383.3	43.49	1701.33	40.76	12.34	1.22
3rd	550	54	2247.75	52.5	17	2
Max	1500	64	36057.69	57.5	35	6

表 3 カテゴリ変数の記述統計

性別	地域			
男	150917	57.7%	その他	185525
女	110676	42.3%	三大都市圏	76068
N	261593	(100%)		

雇用形態	全体	男性	女性	配偶者	全体	男性	女性
正規	201909	140253	61656	配偶者なし	88503	46930	41573
非正規	59684	10664	49020	配偶者あり	173090	103987	69103

企業規模	全体	男性	女性	学歴	全体	男性	女性
小規模	96000	58421	37579	中学	29927	18476	11451
中規模	74706	40628	34078	高校	133562	75546	58016
大規模	90887	51868	39019	高専・短大	43257	13774	29483
				大学	54847	43121	11726

産業	全体	男(男性比)	女(女性比)
a 農業, 林業	1645	929 (56.5%)	716 (43.5%)
b 漁業	435	365 (83.9%)	70 (16.1%)
c 鉱業, 採石業, 砂利採取業	244	210 (86.1%)	34 (13.9%)
d 建設業	23328	20006 (85.8%)	3322 (14.2%)
e 製造業	60851	39761 (65.3%)	21090 (34.7%)
f 電気・ガス・熱供給・水道業	2252	1951 (86.6%)	301 (13.4%)

g	情報通信業	6047	4312 (71.3 %)	1735 (28.7 %)
h	運輸業, 郵便業	14859	12548 (84.4 %)	2311 (15.6 %)
i	卸売・小売業	45723	21487 (47.0 %)	24236 (53.0 %)
j	金融業・保険業	8897	4107 (46.2 %)	4790 (53.8 %)
k	不動産業, 物品賃貸業	1587	873 (55.0%)	714 (45.0 %)
m	宿泊業, 飲食サービス業	9728	3620 (37.2 %)	6108 (62.8 %)
n	生活関連サービス業, 娯楽業	7726	2935 (38.0 %)	4791 (62.0 %)
o	教育, 学習支援業	13394	6219 (46.4 %)	7175 (53.6 %)
p	医療, 福祉	25707	4544 (17.7 %)	21163 (82.3 %)
q	複合サービス事業	5370	3599 (67.0 %)	1771 (33.0 %)
r	サービス業	19529	12275 (62.9 %)	7254 (37.1 %)
s	公務	14271	11176 (78.3 %)	3095 (21.7 %)

職業	全体	男(男性比)	女(女性比)	
a	管理的職業従事者	3368	3266 (97.0 %)	102 (3.0 %)
b	専門的・技術的職業従事者	41100	20186 (49.1 %)	20914 (50.9 %)
c	事務従事者	61747	25156 (40.7 %)	36591 (59.3 %)
d	販売従事者	34511	21959 (63.6 %)	12552 (36.4 %)
e	サービス職業従事者	20841	5764 (27.7 %)	15077 (72.3 %)
f	保安職業従事者	5162	4920 (95.3 %)	242 (4.7 %)
g	農林漁業従事者	1966	1364 (69.4 %)	602 (30.6 %)
h	生産工程従事者	52105	34452 (66.1 %)	17653 (33.9 %)
i	輸送・機械運転従事者	11861	11599 (97.8 %)	262 (2.2 %)
j	建設・採掘従事者	14986	14731 (98.3 %)	255 (1.7 %)
k	運搬・清掃・包装等従事者	13887	7487 (53.9 %)	6400 (46.1 %)
l	分類不能の職業	59	33 (55.9 %)	26 (44.1 %)

## 4 分析

### 4.1 基本的な分析

まず, 一般的な Mincer 型賃金関数に, コントロール変数と, それぞれの変数と性別の交互作用項を加えたモデルを用いて, 収入の規定要因を分析する.

被説明変数に個人の賃金率の自然対数値, 説明変数に性別, 学歴ダミー, 年齢, 勤続年数, 勤続年数の二乗項, 雇用形態, 産業大分類ダミー, 職業大分類ダミー, 配偶者の有無, 子どもの数, 三大都市圏ダミー (モデル 1) を投入して回帰分析を行う. さらに, 加えてそれぞれの変数と性別との交互作用項を投入したモデルと結果を比較する (モデル 2).



表 4 基本的な回帰分析の結果

	モデル1		モデル2	
	ベースモデル		交互作用モデル	
切片	6.884	***	6.678	***
都市圏 (ref:三大都市圏でない)	0.132	***	0.133	***
年齢	0.005	***	0.009	***
勤続年数	0.023	***	0.026	***
勤続年数 二乗項	0.000	***	0.000	***
性別: 女性 (ref:男性)	-0.348	***	0.015	***
学歴 (ref:中学卒)				
高卒	0.139	***	0.169	***
短大	0.194	***	0.187	***
大卒	0.303	***	0.297	***
企業規模 (ref:小規模)				
中規模	-0.183	***	-0.217	***
大規模	-0.068	***	-0.108	***
雇用形態 (ref:正規)				
雇用形態	-0.351	***	-0.284	***
産業 (ref:製造業)				
農業、林業	-0.148	***	-0.148	***
漁業	-0.084	***	-0.084	***
鉱業、採石業、砂利採取業	0.057	*	0.049	***
建設業	-0.053	***	-0.065	***
電気・ガス・熱供給・水道業	0.312	***	0.275	***
情報通信業	0.102	***	0.086	***
運輸業、郵便業	-0.036	***	-0.067	***
卸売・小売業	-0.080	***	-0.126	***
金融業・保険業	0.099	***	0.092	***
不動産業、物品賃貸業	0.029	**	0.038	***
宿泊業、飲食サービス業	-0.106	***	-0.174	***
生活関連サービス業、娯楽業	-0.091	***	-0.111	***
教育、学習支援業	0.142	***	0.044	***
医療、福祉	0.138	***	0.094	***
複合サービス事業	-0.043	***	-0.104	***
サービス業	-0.002		-0.017	***
公務	0.171	***	0.114	***
職業 (ref:事務)				
管理的職業従事者	0.219	***	0.175	***
専門的・技術的職業従事者	0.052	***	0.014	***
販売従事者	-0.075	***	-0.070	***
サービス職業従事者	-0.113	***	-0.176	***
保安職業従事者	-0.075	***	-0.095	***
農林漁業従事者	-0.182	***	-0.170	***
生産工程従事者	-0.146	***	-0.122	***
輸送・機械運転従事者	-0.140	***	-0.169	***
建設・探掘従事者	-0.113	***	-0.124	***
運搬・清掃・包装等従事者	-0.130	***	-0.147	***
分類不能の職業	-0.206	***	-0.322	***
配偶者有 (ref:なし)	0.070	***	0.162	***
子どもの数	0.000		0.004	***
性別との交互作用効果				
性別×都市圏 (ref:三大都市圏でない)			-0.010	**
年齢			-0.008	***
勤続年数			-0.002	***
勤続年数 二乗項			0.000	***
学歴 (ref:中学卒) 高卒			-0.067	***
短大			-0.023	**
大卒			0.012	
企業規模 (ref:小規模) 中規模			0.088	***
大規模			0.093	***
雇用形態 (ref:正規)			-0.044	***
産業 (ref:製造業) 農業、林業			0.040	
漁業			-0.080	
鉱業、採石業、砂利採取業			-0.081	
建設業			0.037	***
電気・ガス・熱供給・水道業			0.082	**
情報通信業			0.071	***
運輸業、郵便業			0.072	***
卸売・小売業			0.120	***
金融業・保険業			0.059	***
不動産業、物品賃貸業			-0.001	
宿泊業、飲食サービス業			0.132	***
生活関連サービス業、娯楽業			0.051	***
教育、学習支援業			0.194	***
医療、福祉			0.062	***
複合サービス事業			0.208	***
サービス業			0.046	***
公務			0.176	***
職業 (ref:事務) 管理的職業従事者			0.272	***
専門的・技術的職業従事者			0.105	***
販売従事者			-0.012	
サービス職業従事者			0.119	***
保安職業従事者			0.115	***
農林漁業従事者			-0.045	***
生産工程従事者			-0.039	***
輸送・機械運転従事者			0.157	***
建設・探掘従事者			-0.049	
運搬・清掃・包装等従事者			0.064	***
分類不能の職業			0.243	*
配偶者有 (ref:なし)			-0.197	***
子どもの数			-0.019	***
R-squared	0.584		0.603	
adj. R-squared	0.584		0.603	
AIC	289824.7		277904	
BIC	290275.1		278773.39	
N	261593		261593	

ベースモデルと交互作用つきのモデルを比較すると、交互作用つきのモデルの方が、モデルのあてはまりがよいことがわかる。つまり、性別によって、属性や労働状況が賃金率に与える効果の大きさには有意な差がある。

個人の賃金が高くなるのは、三大都市圏、年齢が高い、勤続年数が長い、高学歴、企業規模が小さい<sup>2)</sup>、正規就業のときである。産業では、(製造業と比較して) 鉱業採石業、電気ガス水道業、情報通信業、金融保険業、不動産物品賃貸業、教育学習支援業、医療福祉、公務であり、職業では(事務職と比較して) 管理職、専門・技術職で賃金が高くなる。一方賃金が低くなる産業は、(製造業と比較して) 農業林業、漁業、建設業、運輸郵便業、卸売小売業、宿泊業飲食サービス業、生活関連サービス娯楽業、複合サービス事業、サービス業であり、職業では(事務職と比較して) 販売職、サービス職、保安職、農林漁業職、生産工程職、輸送機械運転、建設採掘、運搬清掃包装である。

次に男女差に注目すると、まず、ベースモデルでは性別の係数がマイナスで有意であったが、性別との交互作用項を投入することで、性別は有意な効果を示さなくなった。つまり、女性であることが直接賃金を低めるのではなく、女性であることが他の要因を媒介して、賃金が下がるものと考えられる。また、性別との交互作用項は全て有意な結果となっている。最も異なるのは、配偶者と子供の影響で、男性は配偶者があり、子どもがいると賃金が高いのに対し、女性は配偶者があり、子どもがいるとむしろ賃金は低くなる。結婚・出産プレミアム/プレミアムがあると言えるかもしれない。また男性と比較して女性は、三大都市圏であること、年齢が高い、勤続年数が長いことによる賃金の上昇幅が小さく、非正規就業であることの下降幅は大きくなっている。一方企業規模に関しては、企業規模が大きいと、女性の賃金が高くなる傾向がみられる。

## 4.2 雇用形態別モデル

雇用形態別に正規就業者、非正規就業者でサンプルを分割し、4.1のモデルを用いて分析を行う。分析結果は表5である。

表 5 雇用形態別の分析結果

	正規 ベース	非正規 ベース	正規 交互作用	非正規 交互作用
切片	6.774 ***	6.652 ***	6.643 ***	6.562 ***
三大都市圏 (ref:都市圏でない)	0.144 ***	0.098 ***	0.133 ***	0.118 ***
年齢	0.007 ***	0.002 ***	0.01 ***	0.004 ***
勤続年数	0.026 ***	0.015 ***	0.025 ***	0.032 ***
勤続年数 二乗項	0 ***	0 ***	0 ***	-0.001 ***
性別 (ref:男性)	-0.347 ***	-0.274 ***	-0.078 ***	-0.116 ***
学歴 (ref:中学卒)				
高卒	0.18 ***	0.046 ***	0.182 ***	0.073 ***
短大	0.249 ***	0.077 ***	0.202 ***	0.084 ***
大卒	0.334 ***	0.2 ***	0.311 ***	0.155 ***
企業規模 (ref:小規模)				
中規模	-0.218 ***	-0.066 ***	-0.233 ***	-0.063 ***
大規模	-0.098 ***	0.036 ***	-0.119 ***	0.042 ***
産業 (ref:製造業)				
農業、林業	-0.16 ***	-0.115 ***	-0.145 ***	-0.2 ***
漁業	-0.095 ***	0.064	-0.121 ***	0.207 *
鉱業、採石業、砂利採取業	0.058 *	0.146	0.055 *	-0.035
建設業	-0.057 ***	0.052 ***	-0.065 ***	-0.038
電気・ガス・熱供給・水道業	0.298 ***	0.234 ***	0.274 ***	0.065
情報通信業	0.1 ***	0.162 ***	0.092 ***	0.013
運輸業、郵便業	-0.045 ***	0.01	-0.068 ***	-0.067 **
卸売・小売業	-0.097 ***	-0.007	-0.122 ***	-0.152 ***
金融業・保険業	0.102 ***	0.128 ***	0.091 ***	0.163 ***
不動産業、物品賃貸業	0.03 *	0.059 *	0.042 **	0.011
宿泊業、飲食サービス業	-0.202 ***	-0.031 **	-0.186 ***	-0.156 ***
生活関連サービス業、娯楽業	-0.114 ***	-0.013	-0.116 ***	-0.102 ***
教育、学習支援業	0.153 ***	0.089 ***	0.039 ***	0.042
医療、福祉	0.163 ***	0.087 ***	0.109 ***	-0.155 ***
複合サービス事業	-0.044 ***	-0.011	-0.094 ***	-0.241 ***
サービス業	0.003	0.012	-0.009 *	-0.095 ***
公務	0.164 ***	0.048 **	0.107 ***	0.094 *
職業 (ref:事務)				
管理的職業従事者	0.183 ***	0.539 ***	0.168 ***	0.419 ***
専門的・技術的職業従事者	0.017 ***	0.177 ***	0.01 *	0.152 ***
販売従事者	-0.096 ***	-0.03 ***	-0.07 ***	-0.072 **
サービス職業従事者	-0.151 ***	-0.027 ***	-0.181 ***	-0.127 ***
保安職業従事者	-0.103 ***	-0.008	-0.087 ***	-0.121 ***
農林漁業従事者	-0.181 ***	-0.115 ***	-0.147 ***	-0.214 ***
生産工程従事者	-0.153 ***	-0.103 ***	-0.119 ***	-0.128 ***
輸送・機械運転従事者	-0.157 ***	0.047 **	-0.171 ***	-0.077 **
建設・採掘従事者	-0.125 ***	0.029	-0.125 ***	-0.088 **
運搬・清掃・包装等従事者	-0.165 ***	-0.066 ***	-0.139 ***	-0.156 ***
分類不能の職業	-0.227 ***	-0.19	-0.258 ***	-0.975 ***
配偶者有 (ref:なし)	0.093 ***	-0.031 ***	0.16 ***	0.19 ***
子どもの数	0.002 *	-0.019 ***	0.004 ***	-0.012 **
性別 ×				
三大都市圏			0.014 **	-0.022 *
年齢			-0.008 ***	-0.003 ***
勤続年数			0.009 ***	-0.013 ***
勤続年数 二乗項			0 ***	0
学歴 (ref:中学卒) 高卒			-0.011	-0.029 *
短大			0.054 ***	-0.011
大卒			0.075 ***	0.063 **
企業規模 (ref:小規模) 中規模			0.05 ***	0.008
大規模			0.069 ***	-0.009
産業 (ref:製造業) 農業林業			0.022	0.096
漁業			-0.012	-0.37 **
鉱業、採石業、砂利採取業			-0.139	0.22
建設業			0.005	0.068 *
電気・ガス・熱供給・水道業			0.103 ***	0.191
情報通信業			0.06 ***	0.165 ***
運輸業、郵便業			0.042 **	0.093 ***
卸売・小売業			0.073 ***	0.175 ***
金融業・保険業			0.067 ***	-0.028
不動産業、物品賃貸業			-0.026	0.035
宿泊業、飲食サービス業			-0.009	0.146 ***
生活関連サービス業、娯楽業			-0.002	0.11 ***
教育、学習支援業			0.24 ***	0.052
医療、福祉			0.074 ***	0.271 ***
複合サービス事業			0.214 ***	0.306 ***
サービス業			0.033 ***	0.128 ***
公務			0.265 ***	-0.069
職業 (ref:事務) 管理的職業従事者			0.215 ***	-0.165
専門的・技術的職業従事者			0.046 ***	0.022
販売従事者			-0.078 ***	0.042
サービス職業従事者			0.088 ***	0.117 ***
保安職業従事者			0.022	0.192 **
農林漁業従事者			-0.208 ***	0.113
生産工程従事者			-0.109 ***	0.03
輸送・機械運転従事者			0.169 ***	0.116 *
建設・採掘従事者			-0.04	-0.067
運搬・清掃・包装等従事者			-0.078 ***	0.117 ***
分類不能の職業			0.125	0.92 **
配偶者有 (ref:なし)			-0.181 ***	-0.279 ***
子どもの数			-0.02 ***	-0.007
R-squared	0.527	0.153	0.547	0.183
adj. R-squared	0.527	0.153	0.547	0.181
AIC	205629.66	74543.802	196900.01	72528.837
BIC	206058.714	74921.668	197727.472	73257.579
N	201909	59684	201909	59684

正規、非正規就業者ともに、交互作用つきのモデルの方があてはまりがよい。非正規就業者であっても、男女で性別の決定要因やその過程は異なるといえよう。しかしながらそもそも、非正規就業者のモデルは、正規就業者と比べてあてはまりがよくない。それでも非正規就業者モデルにおいても、学歴や勤続年数、企業規模、産業、職業など、さまざまな属性が有意な効果を与えている。

正規就業者と非正規就業者の分析結果を比較すると、それぞれ異なる結果がみられる。三大都市圏では、正規就業者の男女差は小さくなるが、非正規就業者の男女差は大きくなる。また、最もはっきりとした差が見られるのは、子どもの効果である。男性正規就業者は子どもが多いと賃金があがるが、女性正規就業者は逆に賃金の下がる。また非正規就業者は男女の差なく、子どもが増えると賃金下がっている。先行研究では子どもの影響は男性にプラス、女性にマイナスと言われていたが、プラスに働くのは男性全てではなく、男性正規就業者のみであると考えられる。そのほか、産業や職業が与える影響も異なるものがあつた。

#### 4.3 産業別モデル

本研究の分析に用いるデータにおいて、労働者の女性比は 42.3%である。それと比較して女性比が高い産業は 8 産業、低い産業は 10 産業であつた。女性比が高い順に医療、福祉 (82.3%)、宿泊業、飲食サービス業 (62.8%)、生活関連サービス業・娯楽業 (62.0%)、金融業・保険業 (53.8%)、教育・学習支援業 (53.6%)、卸売・小売業 (53.0%) と続き、一方女性比が低い順は、電気・ガス・熱供給・水道業 (13.4%)、鉱業・採石業 (13.9%)、建設業 (14.2%) 運輸業・郵便業 (15.6%)、漁業 (16.1%)、公務 (21.7%) と続く。ここでは、女性の多い産業、男性の多い産業それぞれ 6 産業ずつについて、分析を行う。

産業ごとにサンプルを分割し、同様の分析を行う。表 6 は、女性の多い産業、表 7 は男性の多い産業における分析の結果である。

表 6 女性の多い産業の分析結果

	医療、福祉	宿泊業、飲食サービス業	生活関連サービス業、娯楽業	金融業・保険業	教育、学習支援業	卸売・小売業
切片	6.318 ***	6.377 ***	6.458 ***	6.265 ***	6.336 ***	6.518 ***
都市圏	0.047 ***	0.153 ***	0.171 ***	0.117 ***	0.086 ***	0.163 ***
性別	0.288 ***	0.339 ***	0.050	0.546 ***	0.403 ***	0.205 ***
年齢	0.015 ***	0.010 ***	0.009 ***	0.015 ***	0.024 ***	0.011 ***
勤続年数	0.028 ***	0.024 ***	0.026 ***	0.034 ***	0.013 ***	0.024 ***
二乗	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.000 ***	-0.001 ***	0 ***	0 ***
高卒	0.324 ***	0.080 ***	0.136 ***	0.392 ***	0.175 ***	0.144 ***
短大	0.346 ***	0.130 ***	0.046	0.44 ***	0.225 ***	0.179 ***
大卒	0.604 ***	0.167 ***	0.281 ***	0.507 ***	0.324 ***	0.292 ***
中規模	-0.234 ***	-0.060 **	-0.048	-0.144 ***	-0.241 ***	-0.159 ***
大規模	-0.112 ***	0.054 *	0.072 **	-0.17 ***	-0.007	-0.048 ***
雇用形態	-0.416 ***	-0.190 ***	-0.203 ***	-0.368 ***	-0.29 ***	-0.307 ***
管理的職業従事者	0.208 ***	0.286 **	0.192 **	0.172 ***	0.05	0.192 ***
専門的・技術的職業従事者	0.084 ***	0.187	0.074	0.107 **	-0.022	0.15 ***
販売従事者	-0.245 ***	0.024	-0.107 **	-0.025	-0.26 ***	-0.107 ***
サービス職業従事者	-0.078 ***	-0.127 ***	-0.195 ***	-0.246	-0.171 *	-0.183 ***
保安職業従事者	-0.397 ***	-0.445 ***	-0.270 *	-0.038	-0.087	-0.239
農林漁業従事者	-0.073	0.002	-0.082		-0.073	-0.244 *
生産工程従事者	-0.516 ***	-0.081	-0.251 ***	-0.198	-0.042	-0.154 ***
輸送・機械運転従事者	-0.045	-0.034	-0.269 ***	-0.19 *	-0.273 ***	-0.156 ***
建設・採掘従事者	-0.233	-0.120	-0.036		-0.066	-0.12 ***
運搬・清掃・包装等従事者	-0.224 ***	-0.157 ***	-0.213 ***	-0.286	-0.032	-0.193 ***
分類不能の職業	-0.183	-0.543	-0.44	0.168	0.486	-0.532 **
結婚	0.200 ***	0.186 ***	0.178 ***	0.185 ***	0.099 ***	0.152 ***
子どもの数	0.004	0.016 *	0.013	-0.003	-0.013 *	-0.005
性別との交互作用項						
都市圏	0.073 ***	-0.082 ***	-0.012	-0.046 *	-0.015	-0.039 ***
年齢	-0.009 ***	-0.011 ***	-0.007 ***	-0.018 ***	-0.022 ***	-0.009 ***
勤続年数	0.001	-0.007	-0.001	0.012 ***	0.024 ***	-0.004 *
二乗	0	0	0	0	0	0 ***
高卒	-0.189 ***	-0.069 *	-0.072 *	-0.214 *	-0.032	-0.096 ***
短大	-0.092 *	-0.118 **	0.023	-0.189 *	-0.038	-0.087 ***
大卒	-0.204 ***	-0.041	-0.124 *	-0.159	-0.002	-0.039 *
中規模	0.041 *	0.115 ***	0.072 *	0.045	-0.058 *	0.103 ***
大規模	0.032 *	0.060 *	0.079 **	0.137 ***	-0.044 *	0.083 ***
雇用形態	0.011	0.054 *	-0.009	0.038	-0.177 ***	0.01
管理的職業従事者	0.076		0.347	0.169	0.214	0.562 ***
専門的・技術的職業従事者	0.017	-0.054 ***	-0.02	0.016	0.134 ***	0.171 ***
販売従事者	0.002	-0.109 ***	0.090 *	-0.009	0.158	0.03 *
サービス職業従事者	0.078 ***	0.024 ***	0.083 *	0.081	0.125	0.212 ***
保安職業従事者	0.829 **		-0.016		-0.198	
農林漁業従事者	-0.312	-0.079 ***	0.284		0.145	0.086
生産工程従事者	0.151	0.019 ***	0.059	0.296	-0.031	0.051 **
輸送・機械運転従事者	0.171		0.075		0.336 ***	0.148
建設・採掘従事者	-0.238		0.124		0.122	-0.026
運搬・清掃・包装等従事者	0.102	0.012 ***	0.139 ***	0.306	-0.105 *	0.144 ***
分類不能の職業			-0.246		-0.559	0.667 **
結婚	-0.165 ***	-0.282 ***	-0.252 ***	-0.26 ***	-0.071 ***	-0.244 ***
子どもの数	-0.015 *	-0.037 ***	-0.032 **	-0.021 *	0.004	-0.024 ***
R-squared	0.531	0.311	0.382	0.653	0.635	0.521
adj. R-squared	0.530	0.308	0.378	0.652	0.633	0.521
AIC	26499.58	12925.19	10078.05	8547.248	11665.88	50793.78
BIC	26890.19	13241.23	10418.71	8845.173	12033.51	51212.83
N	25707	9728	7726	8897	13394	45723

表 7 男性の多い産業の分析結果

	電気・ガス・熱供給・水道業	鉱業、採石業、砂利採取業	建設業	運輸業、郵便業	漁業	公務
切片	6.773 ***	7.468 ***	6.714 ***	7.095 ***	7.177 ***	6.513 ***
都市圏	0.091 ***	0.052	0.136 ***	0.166 ***	0.141	0.101 ***
性別	-0.312	-0.552	-0.189 ***	-0.284 ***	-1.263 *	0.373 ***
年齢	0.013 ***	0.001	0.008 ***	0	0.001	0.019 ***
勤続年数	0.037 ***	0.024 *	0.026 ***	0.026 ***	0.026 **	0.029 ***
二乗	-0.001 ***	0	0 ***	0 ***	-0.001 *	0 ***
高卒	0.016	0.097	0.157 ***	0.079 ***	0.007	0.109 ***
短大	0.013	0.507 **	0.193 ***	0.082 ***	0.164	0.123 ***
大卒	0.099 *	0.27 *	0.302 ***	0.159 ***	0.243 *	0.167 ***
中規模	-0.219 ***	-0.356 **	-0.102 ***	-0.265 ***	0.172 *	
大規模	-0.132 ***	-0.125	0.008	-0.187 ***	0.374 ***	
雇用形態	-0.505 ***	-0.237	-0.203 ***	-0.259 ***	-0.022	-0.471 ***
管理的職業従事者	0.12 **	-0.152	0.15 ***	0.212 ***		0.129 ***
専門的・技術的職業従事者	0.009	0.027	-0.056 ***	0.097 **	-0.528 *	0.038 ***
販売従事者	0.082 *	-0.228	-0.074 ***	0.007	-0.491	0.066
サービス職業従事者	-0.609		0.122	-0.072	-0.45	-0.07
保安職業従事者	-0.25		-0.138	0.012	-1.168 *	-0.012 *
農林漁業従事者			-0.306 ***	-0.229	-0.584 ***	-0.087
生産工程従事者	0.01	-0.307 *	-0.234 ***	-0.013	0.563	-0.044
輸送・機械運転従事者	-0.073	-0.379 **	-0.25 ***	-0.18 ***	-0.548 *	-0.121 ***
建設・採掘従事者	0.051 **	-0.248 *	-0.24 ***	0.079 **		-0.051
運搬・清掃・包装等従事者	-0.169 **	-0.141	-0.375 ***	-0.148 ***	-0.634 *	-0.125 ***
分類不能の職業			-0.463 *	-0.582 **		0.137
結婚	0.185 ***	0.156 *	0.158 ***	0.158 ***	0.118	0.092 ***
子どもの数	-0.004	-0.042	0.007 *	0.012 ***	-0.009	0.002
性別との交互作用効果						
都市圏	0.006	-0.969 **	0.036 *	-0.027	-0.436	-0.01
年齢	-0.009 **	0.01	-0.005 ***	-0.002	0.011	-0.015 ***
勤続年数	0.004	-0.018	0.006	-0.001	0.005	0.003
二乗	0	0	0	0	-0.001	0 ***
高卒	0.482 **	-0.524	-0.002	-0.005	0.051	-0.021
短大	0.564 ***	-0.609	0.017	0.057	0.611 *	0.019
大卒	0.571 ***	-0.104	0.054	0.109 *	-0.212	0.03
中規模	0.089	0.105	0.042 *	0.117 ***	-0.133	
大規模	-0.024	0.01	0.064 **	0.129 ***	-0.164	
雇用形態	0.038	0.099	-0.081 ***	-0.025	-0.251	-0.271 ***
管理的職業従事者			0.195	0.142		0.245 ***
専門的・技術的職業従事者	0.139		0.154 **	0.096		0.026
販売従事者	-0.085		0.107 *	0.088	0.326	0.007
サービス職業従事者	0.426		-0.171	0.283 ***	0.931	0.058
保安職業従事者			-0.192	0.37		0.037
農林漁業従事者			0.216		0.575 *	-0.218
生産工程従事者	-0.245	-0.151	0.115 **	-0.109 *		-0.072
輸送・機械運転従事者	0.065		0.163	0.199 ***		-0.022
建設・採掘従事者	-0.557	-0.093	0.085 *	0.021		
運搬・清掃・包装等従事者	-0.601	0.068	0.197 ***	0.097 ***	0.527	-0.102 *
分類不能の職業			0.063			0.047
結婚	-0.211 ***	-0.221	-0.273 ***	-0.207 ***	-0.388 *	-0.068 ***
子どもの数	-0.034	0.053	-0.027 ***	-0.028 ***	0.099	-0.009
R-squared	0.679	0.490	0.439	0.503	0.374	0.728
adj. R-squared	0.673	0.404	0.438	0.501	0.316	0.728
AIC	1221.183	251.167	23621.66	15091.87	687.781	4658.275
BIC	1467.125	380.562	24008.41	15456.97	846.72	4991.178
N	2252	244	23328	14859	435	14271

女性の多い産業において、交互作用項を入れないモデルでは、性別の係数は全てマイナスに有意になるが、それぞれの変数との交互作用項を投入すると、むしろ女性であることの効果はプラスに有意になる。女性の多い産業では男性の地位が高くなるというよりむしろ、女性の地位が高められている、もしくは性別ステレオタイプに反した産業で働く男性

の地位が低められていると考えられる。一方、男性の多い産業では、建設業、運輸郵便業、漁業においては、さまざまな属性をコントロールしてもなお、女性であることが賃金を低める効果が残る。電気ガス、鉱業採石については性別の主効果は有意にならず、公務は女性比の高い産業と同様に、女性であることがプラスに有意な結果となった。

## 5 結論

### 5.1 考察

本稿で取り組んだ4つの課題について、前項での分析結果をもとに考察する。まず、課題(1)個人の属性が賃金に与える影響は、男女で異なるのかに関しては、最も異なるのは、配偶者と子供の影響で、男性は配偶者があり、子どもがいると賃金が高いのに対し、女性は配偶者があり、子どもがいるとむしろ賃金は低くなる。結婚・出産プレミアム/プレミアムがあると言えるかもしれない。しかしこれは課題(2)、(3)で検討した結果、男女だけの違いによるものではなく、子どもが賃金を高める効果は男性正規就業者にのみ存在し、男性非正規就業者と女性については、むしろ子どもがいることで賃金は低くなっていた。

また男性と比較して女性は、三大都市圏であること、年齢が高い、勤続年数が長いことによる賃金の上昇幅が小さく、非正規就業であることの下降幅は大きくなっている。一方企業規模に関しては、企業規模が大きいと、女性の賃金が高くなる傾向がみられる。しかしそもそも、本稿の分析においては、なぜ企業規模が小さくなると賃金が高くなるかという点について、説明できていない。企業規模に関しては、今後の課題としたい。

課題(2)結婚・出産プレミアム/ペナルティは存在するのかに関しては、さまざまな変数をコントロールしてもなお、結婚や出産が賃金に与える効果は残ったので、結婚・出産プレミアム/ペナルティの存在は否定できない。これは上述のように男性正規就業者では子どもがプラスの効果、女性正規就業者と男女非正規就業者にはマイナスの効果が残っている。つまり、出産プレミアムは男性正規就業者に、ペナルティは女性正規就業者と男女非正規就業者に与えられていると考えられる。

課題(3)非正規就業者において、学歴、年齢、勤続年数、性別が賃金に与える影響は異なるのかについては、基本的には同様の効果を示すが、上述の結婚・出産プレミアムや、産業・職業の影響など、異なるものもあった。しかしそもそも、今回推計に用いた賃金関数は、非正規就業者のみのサンプルに絞ると、説明力がきわめて小さくなった。非正規就業者に最適な賃金関数の考案についても、今後の課題としたい。

課題(4)男性の多い職場では女性の賃金が下がり、女性の多い職場では男性の賃金のみが高くなる傾向がみられるのかについては、職場を産業に置き換えて分析を行ったが、男性の多い産業では女性の賃金が下がる傾向があったものの、一方で女性の多い産業では、女性の賃金はむしろ高くなる傾向がみられた。また男性の多い産業であっても、公務に関

しては、むしろ女性の賃金は高くなる傾向がみられた。必ずしも男性の賃金のみを上昇させる仕組みがあるわけではないと考えられる。

## 5.2 今後の課題

本研究で用いたデータは、2002年のものである。それから10年以上が過ぎ、労働の非正規化や流動化はますますすすんだ。仕事をしていても十分な収入が得られないワーキングプアが問題化するなど、低収入、収入があがらないといった収入に関する新たな問題も生じてきている。非正規化の中で、収入がどのように決まるか、その中で男女の格差は縮小していくのか、それとも拡大していくのか、時系列を追って確認する必要がある。

また本研究では、産業ごとに収入に属性が与える効果や男女差が異なる傾向があることが確認された。しかし「職場」は産業ごとの特徴だけでなく、職種によっても特徴づけられている。さらに職種ごとに分割しての分析を行うことで、どのような職場の特徴が男女の収入に影響を与えているのか、具体的なイメージを描くことができると考えられる。就業構造基本調査は産業×職種で分割しても分析できるだけのサンプルを有しており、このデータを用いて分析をすすめていくことが可能であろう。今後はそうした分析をすすめた

い。

さらに今回の分析では、非正規就業者に適した賃金関数、企業規模の効果など、いくつかの課題が残っている。今後、今回積み残された課題の解決と、その時系列変化を確認していきたい。

### [注]

- 1) 「1.2 男女の収入格差」については、織田（2011）をもとに執筆した。
- 2) 本稿の分析において、企業規模の効果ははっきりとしたものではなく、なぜ小企業が収入を高める効果をもつかについては、うまく解釈することができない。以降の分析においても、企業規模の影響ははっきりと解釈できない結果となった。企業規模によって人々の働き方、産業、職業等に偏りがある可能性もあるが、企業規模は本稿の主眼ではないため詳細な分析は割愛する。企業規模の効果に関しては、今後の課題としたい。

### [謝辞]

本研究において使用した『就業構造基本調査』の匿名データは、統計法第36条の規定に基づき、匿名データの提供依頼申出（学術研究目的関係）を一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター及び独立行政法人統計センターに行い、データの貸与を受けました。本研究で用いる統計は、申出者が匿名データをもとに独自に作成・加工した統計であり、行政機関等が作成・公表している統計等とは異なります。

また本研究は、平成25年度一橋大学経済研究所共同利用・共同研究拠点事業政府統計匿名デ



ータ利用促進プログラムからの助成を受けました。記して謝意を表します。

#### [参考文献]

- Becker, Gary, S., [1957] 1971, "The Economics of Discrimination", University of Chicago Press.
- , 1964, "Human Capital" New York: Columbia University Press (=佐藤陽子訳『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, 1976) .
- Blau, F. D. and Kahn, L. M., 1996, "Swimming Upstream: trends in the Gender Gap Wage Differentials in 1980s," *Journal of Labor Economics*, 15 (1): 1-42.
- Budi, M. J. and England, P., 2001, "The Wage Penalty of Motherhood," *American Sociological Review*, 66: 204-205.
- Hakim, C., 1995, "Five feminist myths about women's employment", *The British Journal of Sociology*, 46(3): 429-455.
- 樋口美雄, 1991, 『日本経済と就業行動』東洋経済出版社.
- 堀春彦, 2008, 「労働市場の分断と男女賃金格差」JILPT Discussion Paper Series 08-09
- 金子治平・杉橋やよい, 2003, 「<研究ノート>就業構造基本調査による日本の男女所得格差の要因分解」, 『神戸大学農業経済』35: 131—139.
- 川口章, 2005, 「1990年代における男女間賃金格差縮小の要因」『経済分析』, 175: 52-82.
- , 2008, 『ジェンダー経済格差』勁草書房.
- , 2010, 「バブル景気以降における男女間賃金格差の実態とその研究動向」, 樋口美雄編, 『労働市場と所得分配』慶應義塾大学出版会: 369-397.
- 川口大司, 2011, 「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」RIETI Discussion Paper Series 11-J-026.
- Mincer, Jacob, 1976, *Schooling, Experience and Earnings*.
- 森ます美, 2005, 『日本の性差別賃金——同一価値労働同一賃金原則の可能性——』有斐閣.
- 村尾祐美子, 2003, 『労働市場とジェンダー——雇用労働における男女不公平の解消に向けて』東洋館出版社.
- Oaxaca, R. L., 1973, "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International economics review*, 14 (3): 693-709.
- 織田暁子, 2011, 「日本における男女間賃金格差の地域差に関する研究動向」, 『京都社会学年報』, 19: 23-37.
- 田中康秀, 2000, 「男女間賃金格差の決定要因について：展望」『国民経済雑誌』181(6): 41-58.
- 田中康秀, 2002, 「わが国における男女間賃金格差の再検討—差別要因と期待要因に関連して—」, 『日本経済研究』45: 176-200.

# 国民生活基礎調査を用いた「未病」者の実態に関する研究

河野敏鑑<sup>1)</sup>

(駒澤大学／富士通総研経済研究所)

日本の健康水準は平均寿命などから考えると世界的に高いと考えられるが、当然ながら、病気を患っている人が多く存在する。このうち医療機関へ通院・入院している人については患者調査などで公的な統計でカバーされ研究が行われているが、何となく体調が悪いが、医療機関へ通院・入院していない人については捕捉が困難なこともあり、あまり研究が進められていない。そこで本稿では国民生活基礎調査の匿名化データを用いて「まだ病気と特定される段階には至っていないが、何らかの心身に関わる不定愁訴と呼ばれる自覚症状があるもの。そのうち、外科的な他覚症状（出血、分泌、びらんなど）を除く」者を「未病」者と捉えてその実態について分析することを試みた。その結果、①日本の「未病」者数は平成16年6月時点で1320万人（男性575万人、女性745万人）であること、②「未病」者の訴える症状で特に多かったのは肩こり、腰痛、体がだるい、といった西洋医学ではそもそも病気と認識されない症状であること、③「未病」者の就業率は健康な人よりは低く、既に病気である人より高いこと、④世帯主が「未病」者である世帯の平均所得は世帯主が通院者である世帯の平均所得とほぼ同程度である一方、世帯主が健康である世帯の平均所得よりも低いこと、が明らかになった。以上の分析結果から、「未病」者に対する取り組みが、その人数や所得といった観点から重要であることが示唆される。

## 1 はじめに

秦の始皇帝が不老長寿を求めたように、健康は古くから人類にとって重要な問題である。時代が下るにつれ医学が徐々に進歩したほか、食糧生産の技術進歩もあって飢餓が少なくなった。さらに、衛生環境が改善したほか、戦乱によって人命が失われる事態も大幅に減少した。前近代と比較すれば人々の健康を取り巻く状態は大きく改善したといえるだろう。

一方で、社会の工業化・サービス化に伴って、人工的な環境・空間が登場し、それが人々のストレスなどに影響を与えていることも指摘できよう。

診断や治療などにかかわる医療技術は進歩したが、ストレスそのものや心のありようそのものを可視化することは未だ困難である。西洋医学ではこうした問題に対応しにくいことも東洋医学の関係者からは指摘されている。

ストレスも含め、自覚症状はあるが、医療機関に行くほどではないという状態にある人は多いと思われる。本研究では国民生活基礎調査の匿名化データを用いて「まだ病気と特定される段階には至っていないが、何らかの心身に関わる不定愁訴と呼ばれる自覚症状があるもの。そのうち、外科的な他覚症状（出血、分泌、びらんなど）を除く」者を「未病」の人と捉え、その現状を明らかにした上で、その実態について分析することを試みた。

これまで、こうした「未病」の人数の推計や実態の把握はあまり行われてこなかった。

理由の一つは「未病」者はそもそも医療機関を受診しない人であるためであろう。医療機関を受診している人であれば、厚生労働省「患者調査」などを通じて、少なくともマクロ的・平均的な指標が測定され、その実態について統計的に迫ることができるが、「未病」者については彼らを直接対象とした統計が存在しないため、このようなアプローチを取るとは困難であったと言えよう。

そこで、本研究では平成 16 年度国民生活基礎調査 匿名データ B を統計法第 36 条の規定に基づいて利用することで、「未病」者の属性を明らかにすることを試みた。平成 16 年度国民生活基礎調査 匿名データ B は世帯票，健康票，所得票，貯蓄票を接続したデータであり，レコード件数（人数）は 16070 件（人）であるが，このデータを用いて，性別，年齢階層別の健康状態などを明らかにした。その上で，平成 16 年 6 月総務省「人口推計」を用いて日本の「未病」者数とその内訳，所得の状態について明らかにすることを試みた。

なお，本論文の以下の構成は次の通りである。第 2 章で「未病」という言葉と本論文における定義について述べた後，第 3 章で性別・年齢階層別の未病率について明らかにする。ついで第 4 章では未病者が訴えている症状と就業状況や医療費，所得との関係について明らかにする。最後の第 5 章がまとめである。

## 2 「未病」という言葉とその定義

「未病」という言葉が歴史上初めて文献に登場するのは前漢（紀元前 206 年～紀元後 8 年）の時代に編纂された現存する中国最古の医学書とされる「黄帝内経」とされている。この中で「聖人不治已病治未病」と記述され，既に発症した病を治すのではなく，病気に向かっている状態のうちに治療を施すのが聖人であると指摘されている。

一方で時代が下った唐（618 年～907 年）の時代に著された中国史上最初の臨床医学百科全集とも言われる「備急千金要方」（略称「千金要方」）には，「上医医未病之病，中医医将病之病，下医医已病之病」と記述され，発症してから，あるいは発症している病を治療するのではなく，発症前に対処するのが上医であると記述された。

このように「未病」という言葉は古くから存在する言葉であるが，日本語として脚光をあびるようになったのはごく最近であると思われる。学会名に「未病」を冠する学会は日本に複数あるが，そのうち，日本未病研究学会のホームページには，登記の際に法務局で登記官に「未病という言葉は日本語にはないので，学会の目的に使用することはできない」と言われたという逸話が掲載され，この学会が設立された平成 17 年の状況を垣間見ることができる。一方で最近では未病について「病気ではないが，健康でもない状態。自覚症状はないが検査結果に異常がある場合と，自覚症状はあるが検査結果に異常がない場合に大別される。骨粗鬆症，肥満など。」<sup>2)</sup> といった定義を掲載する辞書も登場しており，日本語として認知されつつある様子が伺える。

もつとも、「未病」という言葉の定義についてはかならずしも一致をみていないと思われる。先述した日本未病研究学会では「未病とは「健康状態の範囲であるが病気に著しく近い身体又は心の状態」を言う」と一応に定義しているが同時に、「未病の概念はまだ確立されておられませんのでここでの未病の説明が絶対であるのご理解しないで頂きたいと存じます。一つの考え方のご理解ください。当学会に所属なさる方にも考え方を異にする方も当然にいらっしゃいます。」と述べている。また、日本未病システム学会では、「自覚症状もあるが検査でも異常がある状態」を「病気」とし、「自覚症状はないが検査では異常がある状態」と「自覚症状はあるが検査では異常がない状態」を合わせて「未病」としている。なお、同学会では前者を西洋医学的には異常があると捉え、これを西洋型未病期と呼んでおり、後者については東洋医学的アプローチから未病と捉えている。

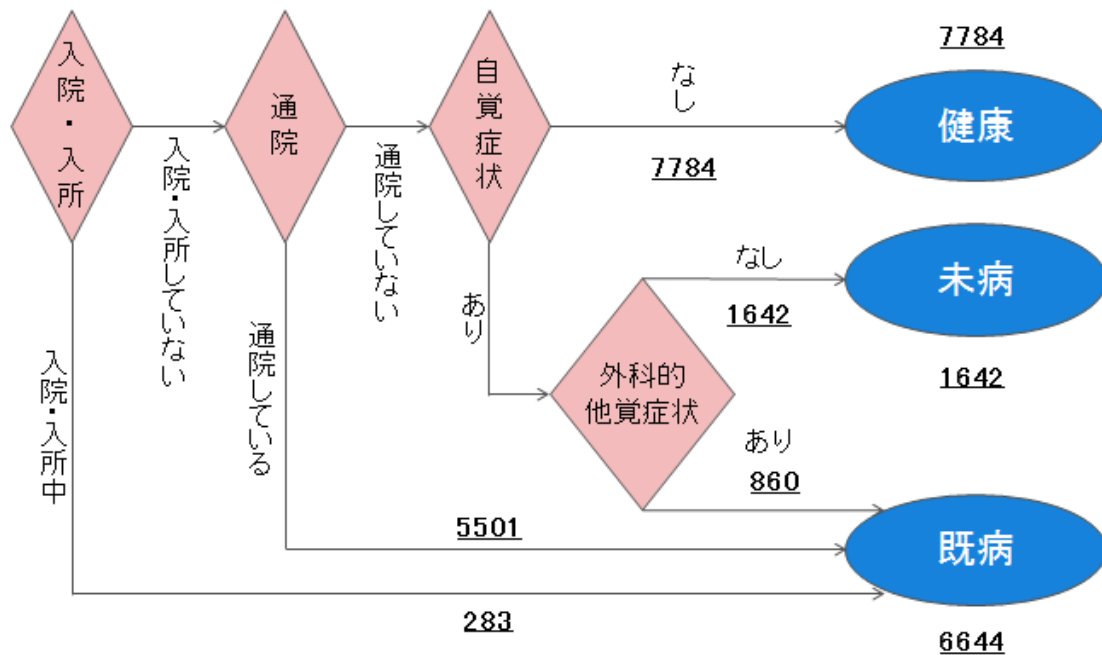
このように「未病」には広く社会で受け入れられた定義も医学的にもしっかりと定められた定義も存在しないようである。そこで、本稿では以下、「まだ病気と特定される段階には至っていないが、何らかの心身に関わる不定愁訴と呼ばれる自覚症状があるもの。そのうち、外科的な他覚症状（出血、分泌、びらんなど）を除く者」を未病者と定義し、その現状について分析することとした。

### 3 未病者の実態

本研究では平成 16 年度国民生活基礎調査 匿名データ B を統計法第 36 条の規定に基づいて利用し、まず、そのサンプルを「既病者」「未病者」「健康者」に分類した。まず、入院・入所中の者はすでに病気であると考えられるので「既病者」として扱った。次に入院・入所していない者について、通院している者を「既病者」として扱った。さらにそのうち自覚症状がない者を「健康者」として扱い、自覚症状がある者のうち、外科的他覚症状がある者を「既病者」として扱い、外科的他覚症状がない者を「未病者」として扱った。

以上の作業をフローチャートにして表すと、図 1 のようになる。その結果として、全サンプル 19070 サンプルのうち、健康者は 7784 サンプル、未病者は 1642 サンプル、既病者は 6644 サンプルとなった。

図1 フローチャート

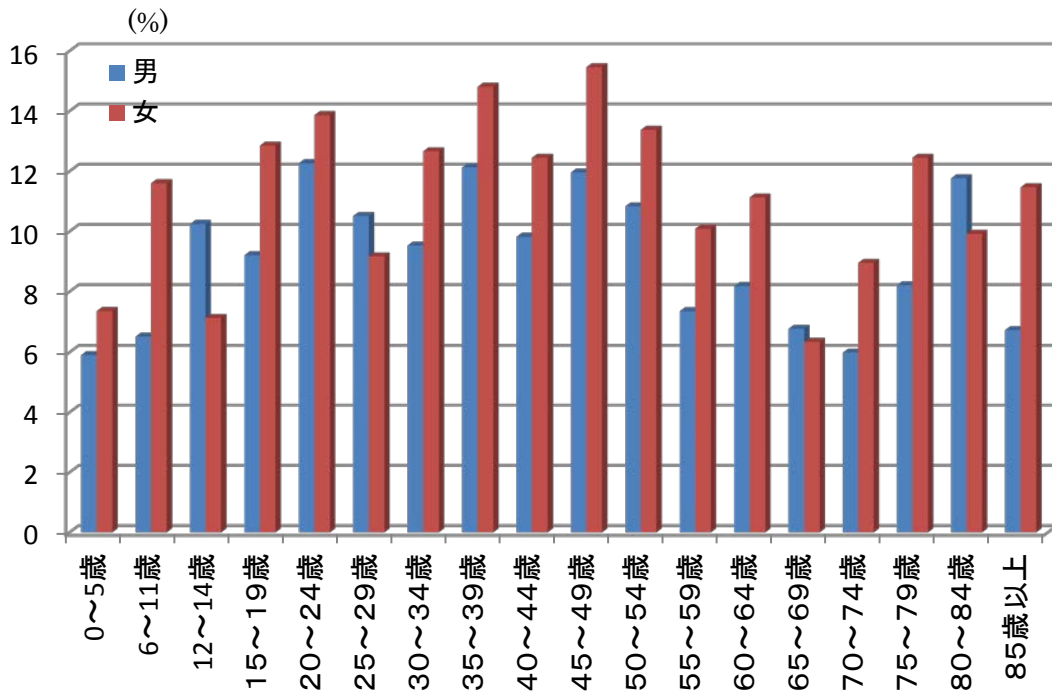


注) 数字はサンプル数. 外科的 他覚症状は, 「呼吸器系の症状」, 「歯ぐきの腫れ・出血」, 「発疹 (じんま疹・できものなど)」, 「かゆみ (湿疹・水虫など)」とした.

以上より, 少なくとも単純に考えると自覚症状があるにも関わらず, 医療機関へ通院していない人は全国民の1割程度存在すると考えられる. 通院していない以上, 病院や診療所単位での調査である厚生労働省「患者調査」などにはこうした人々の動向は反映されていないと考えられるが, その割合を考えると政策上も決して無視できない存在であると考えられよう.

次に, 未病の人がどのような年代で多いのかについて確認してみよう. 利用した匿名データでは, 年齢はコーディングされており, 0歳~84歳までは5歳ごとに階層化され, 85歳以上はトップコーディングされている. ここで, 年齢階層ごとの未病者の割合をグラフにすると図2のようになる.

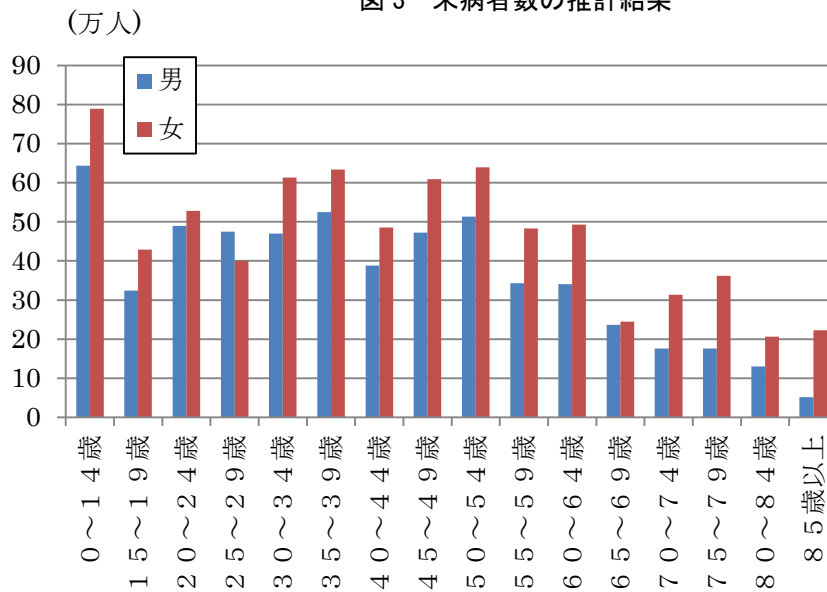
図2 年齢階層別未病者割合



グラフからも分かるように一部の性・年齢階層を除いて男性より女性の方が未病者の割合が高いことが分かる。また、働き盛りと考えられる35～39歳、45歳～49歳で未病者の割合が多いことも分かる。

次に、未病者数を推計することにした。国民生活基礎調査の年齢構成とこの基礎調査の世帯票・健康票の調査が行われた平成16年6月の日本全体の年齢構成は異なるため、求められた未病者の割合に平成16年6月総務省「人口推計」から推計された性別・年齢階層別の人数をかけあわせて性別・年齢階層別の未病者数を推計することにした。なお、国民生活基礎調査の匿名データの年齢階層の区分と公表されている総務省「人口推計」の年齢階層の区分は一部一致しないため、未病者数の推計にあたっては、14歳未満についてはまとめて推計を行った。その結果を示したのが図3である。

図3 未病者数の推計結果



グラフ上、0歳～14歳の年齢階層で未病者数が多いように見えるが、これは他の年齢階層に比べて母集団が3倍近く多いためである。この推計結果によると日本の未病者数は平成16年6月現在で1320万人であり、人数ベースで見ると25～29歳を除いて男性より女性の方が多く、合計では女性が745万人、男性が575万人と推計された。

ここで、未病者がどのような自覚症状を訴えているのかについてまとめる。国民生活基礎調査では、自覚症状をその他も含めて42種類に分け、そのうちあてはまる症状を回答してもらったほか、最も気になる症状についても回答することになっている。ここではまず、未病者を最も気になる症状（以下、主症状と呼ぶ）別に集計した。その結果は図4の通りであるが、無回答、症状名不詳およびその他をのぞくと肩こりや腰痛を挙げた人がそれぞれ100万人以上と多く、ついで体がだるい、頭痛といった症状が多く挙げられた。なお、未病者は男性より女性の方が多いため、月経不調・月経痛といった女性特有の疾病について回答した女性が多いのではないかと仮説を持っていた。しかし、実際に分析したところ調査票には「月経不調・月経痛」といった項目が存在したが、匿名データではこれらの項目は「その他」にまとめられていたため、このような仮説を検証することは出来なかった。

次いで、未病者について、あてはまる症状として回答した人数をグラフにしたのが図5である。ここでも肩こりや腰痛を挙げた人が300万人前後と最も多く、次いで体がだるい、頭痛といった回答が多かった。

肩こりや腰痛はそれ自体では西洋医学では病気と考えられないことも多いが、未病者の多くはそうした症状を訴えていることが分かった。おそらく、こうした人々は肩こりや腰痛といった症状を抱えつつも、医療機関に行っても抱えている症状が緩和しないであろうと想像して通院といった行動に移らない可能性も高いのではないだろうか。

図4 主症状別未病者数

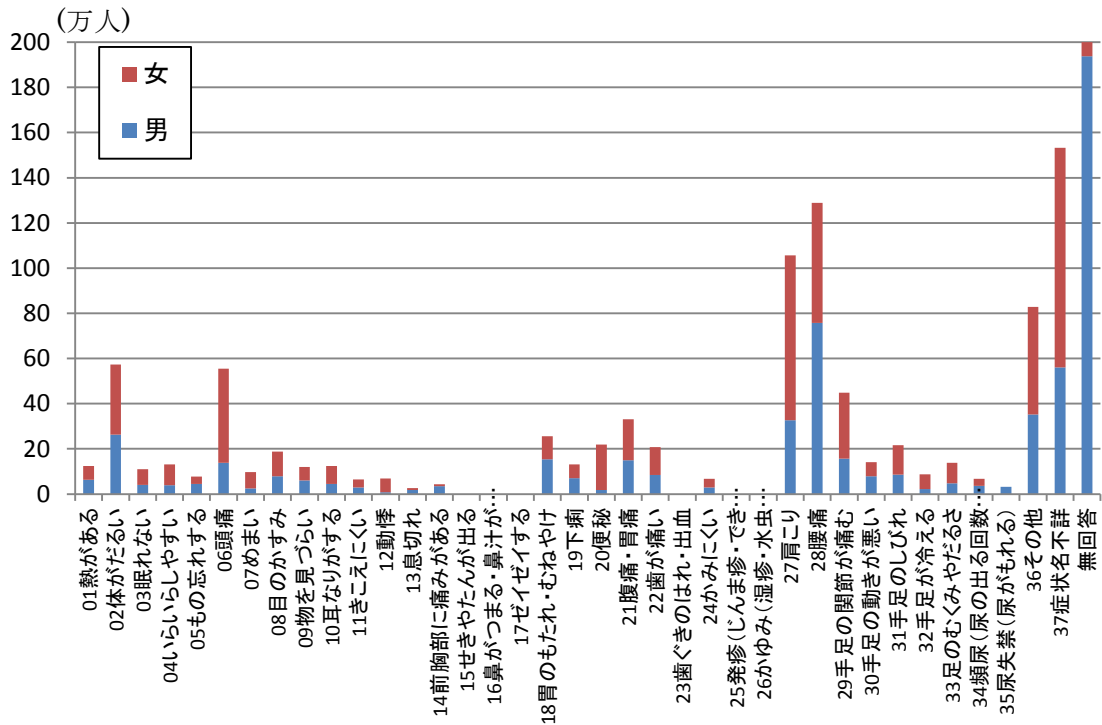
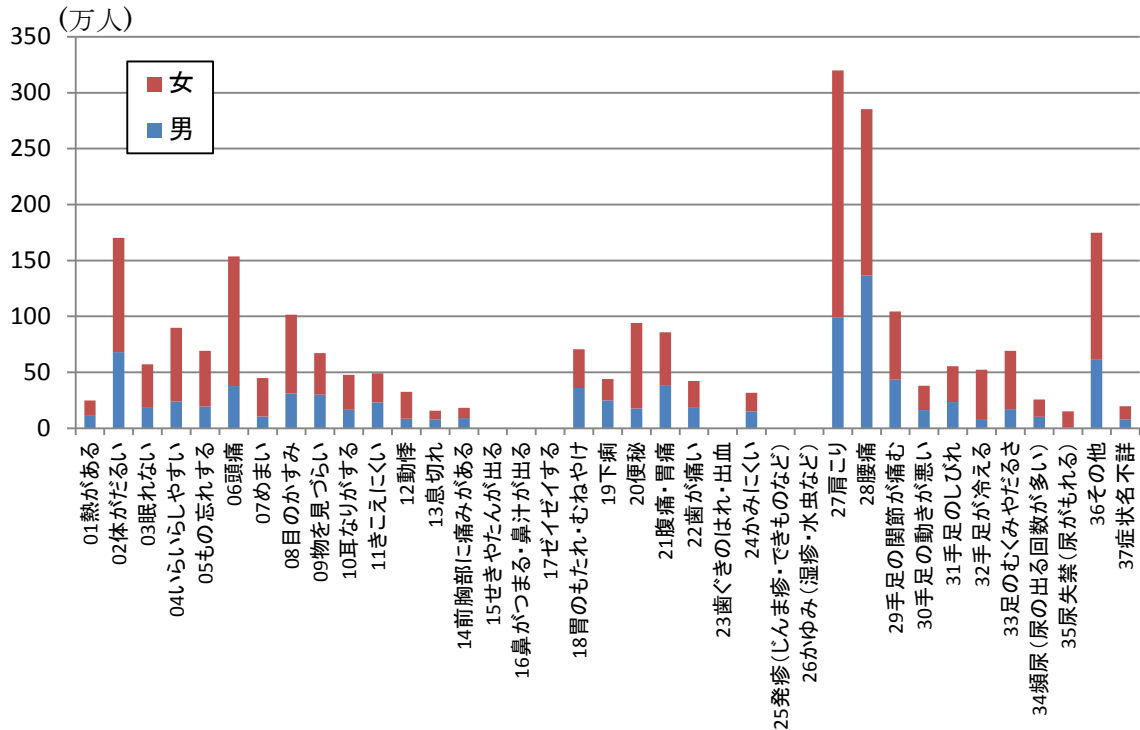


図5 未病者の症状別人数



本研究では、図1のフローチャートからも分かるように自覚症状のない者については健康者に分類したので、自覚症状がある者は「未病者」か「既病者」のいずれかに分類され



ている。そこで、既病者も含めてどのような自覚症状を訴えているのかについて分析してみたい。まず、主症状別に未病者、既病者を分類すると図6のようになる。

図6 主症状別未病者・既病者数

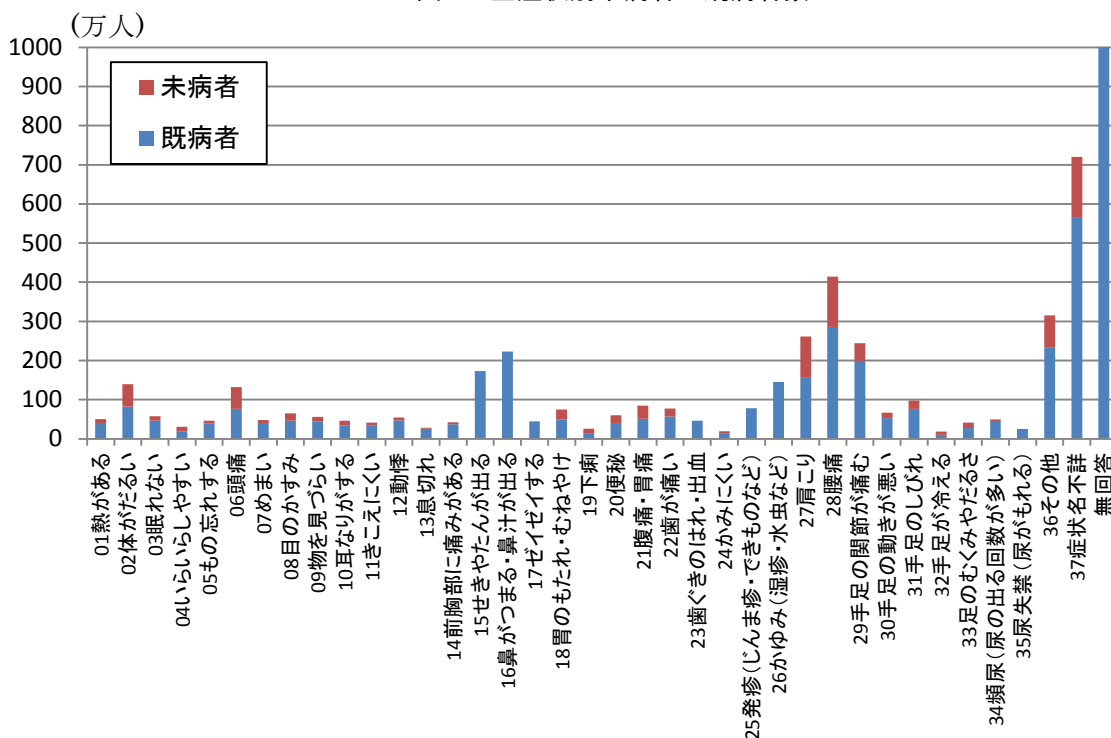


図6からも分かるように、無回答、症状名不詳およびその他をのぞくと肩こりや腰痛を挙げた人が多く、その数は未病者以上に既病者が多いことが分かる。なお、あてはまる症状として回答した人数をグラフにしたものが図7であるが、図7でも肩こりや腰痛を挙げた人が多いことが分かり、肩こりや腰痛といった症状を訴える人は日本全体で1000万人を超えていることが分かる。なお、これらに次いで「せきやたんが出る」「鼻がつまる・鼻汁が出る」と回答したものが多く、これまでのグラフと傾向が異なっているように見えるが、これらの症状については外科的覚症状があるため、これらの症状を訴えているものを未病者ではなく、既病者として扱ったためである。

また、主症状別、当てはまる症状別の未病者数・既病者数について、改めて男女別に集計したグラフは図8・図9である。これらのグラフからは、男女で主症状や当てはまる症状が大きく変わらないこと、また当然ではあるが、ほとんどの症状について訴えている人数は男性より女性の方が多いたことが分かる。

図7 未病者・既病者の症状別人数

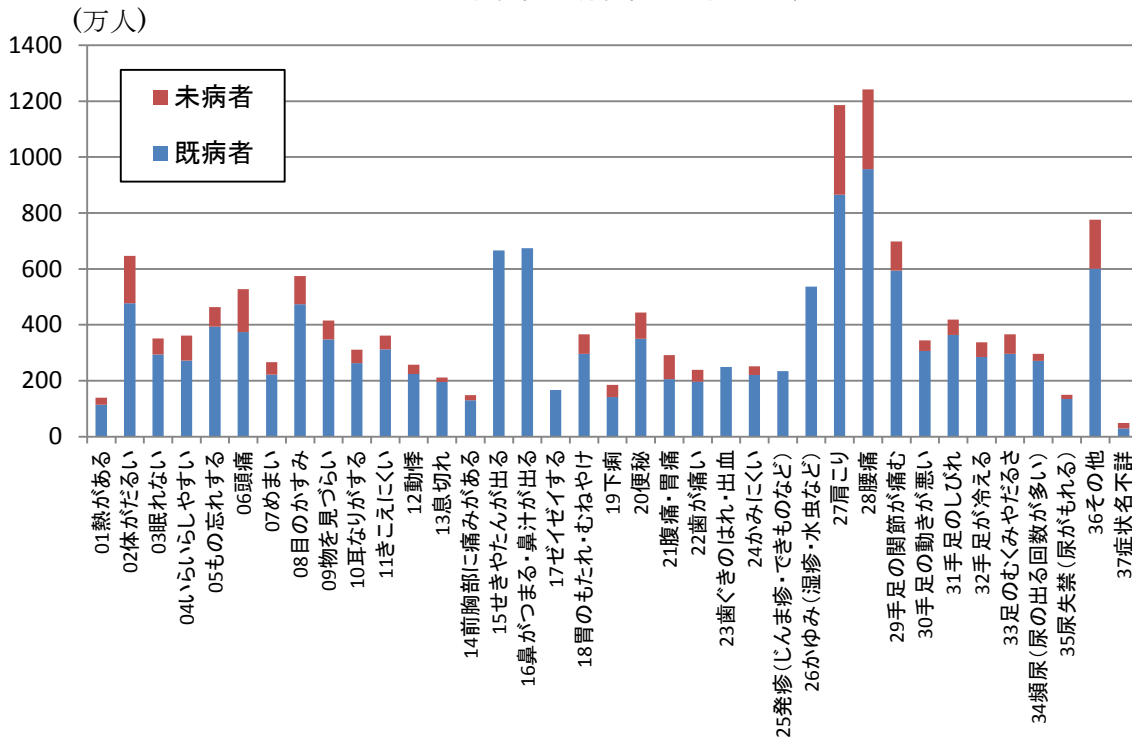


図8 男女別主症状別人数 (既病者・未病者合計)

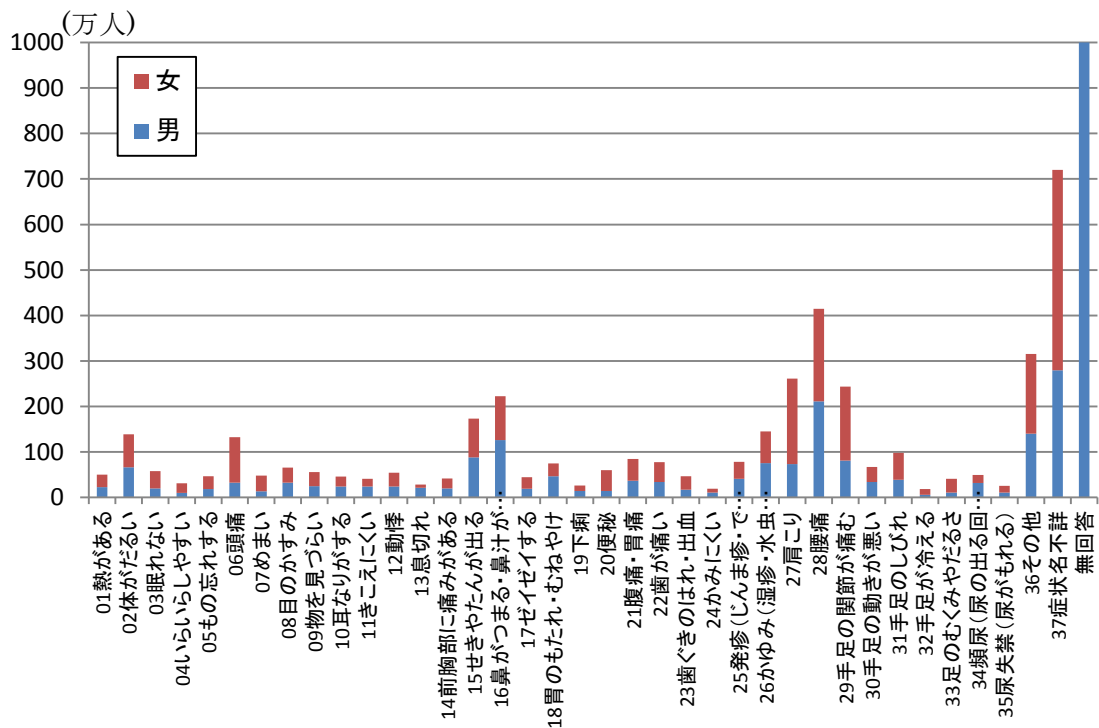
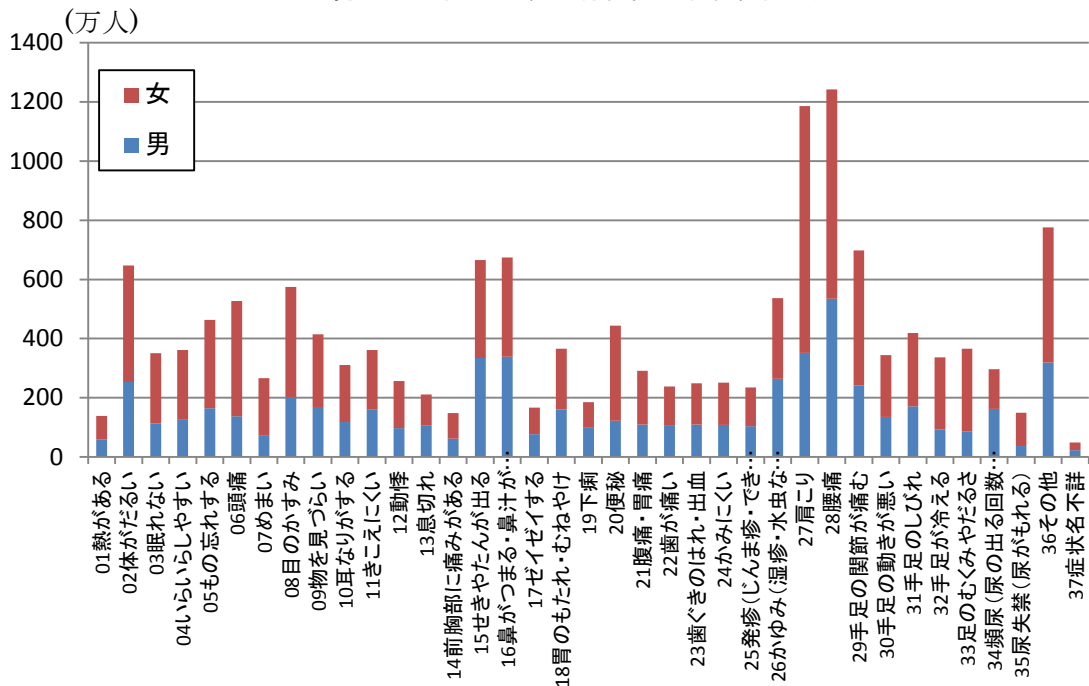


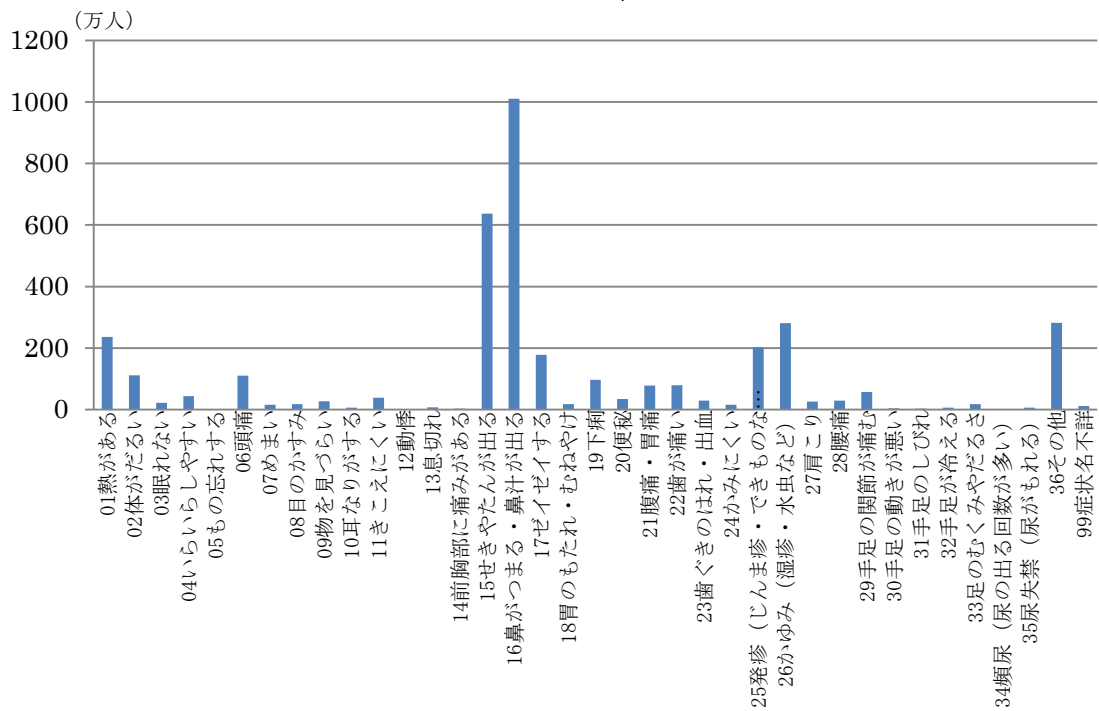
図9 男女別症状別人数（既病者・未病者合計）



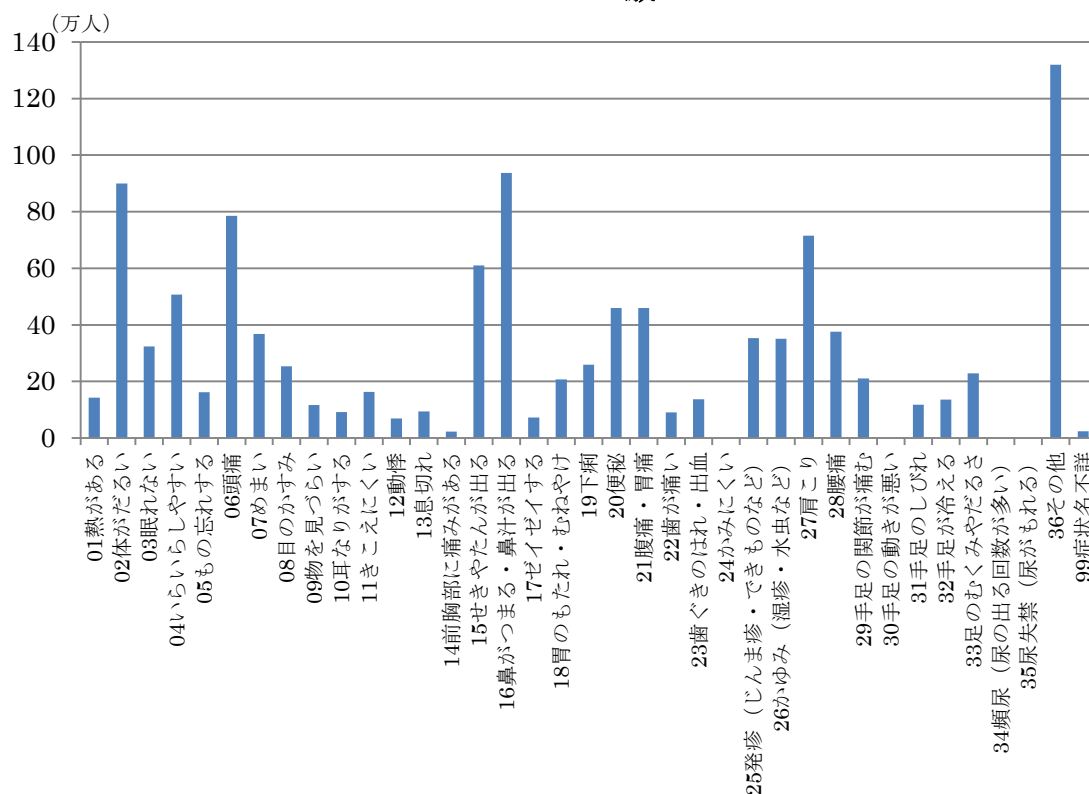
最後に、既病者と未病者を合計して、年齢階層別にどのような症状を訴えているのかについてみてみたい。

図10 年齢階層別有訴者数

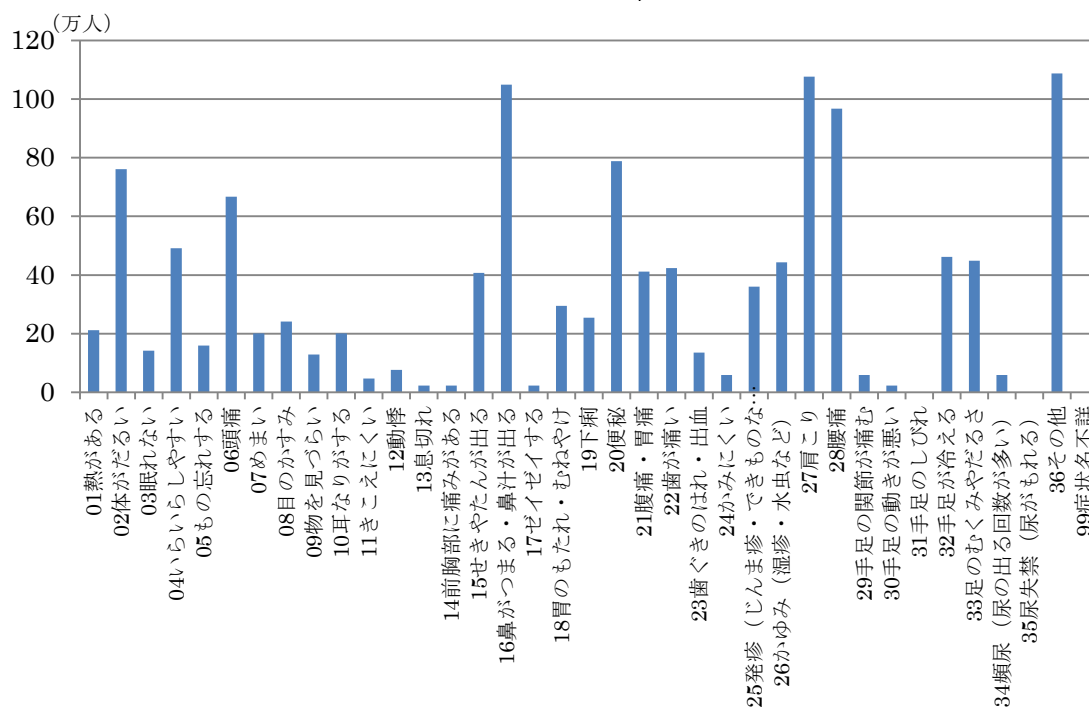
0～14歳



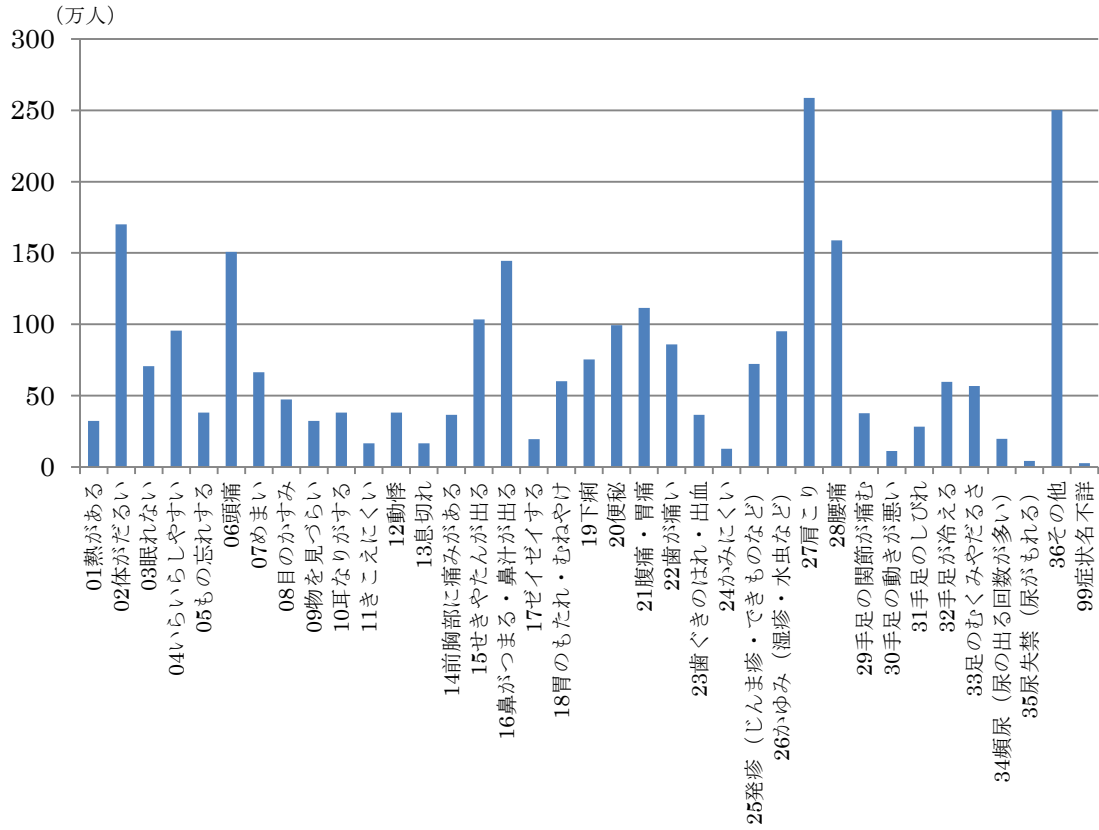
## 15～19歳



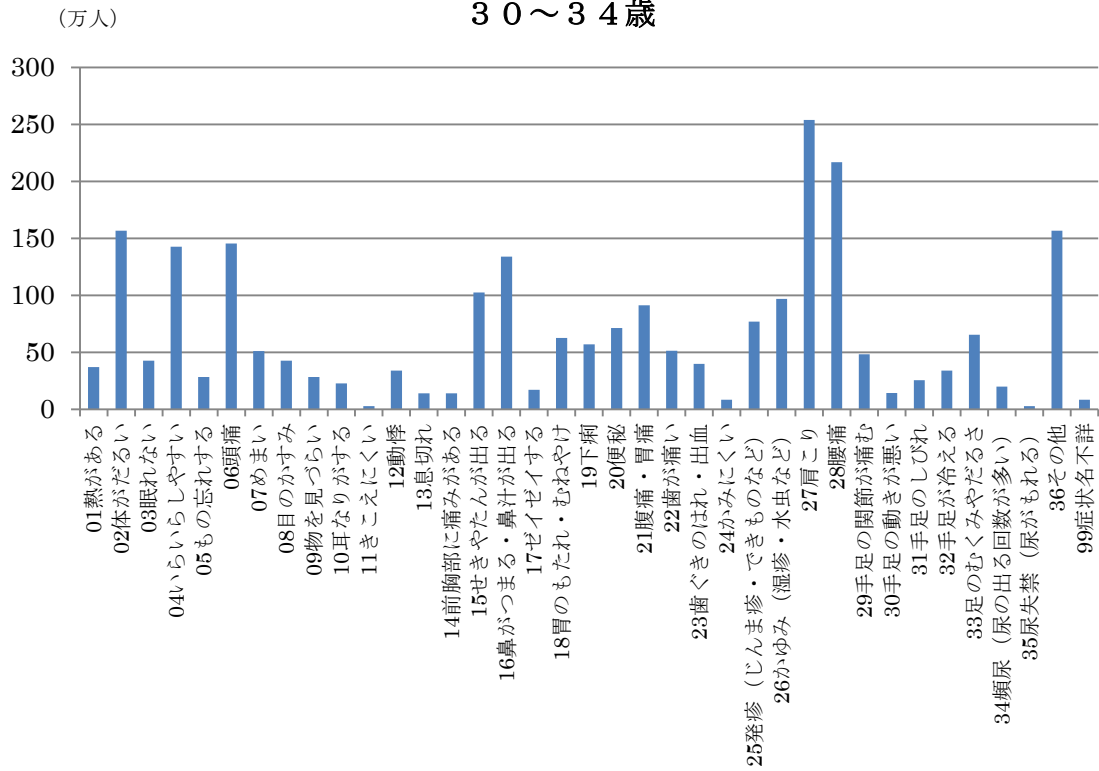
## 20～24歳



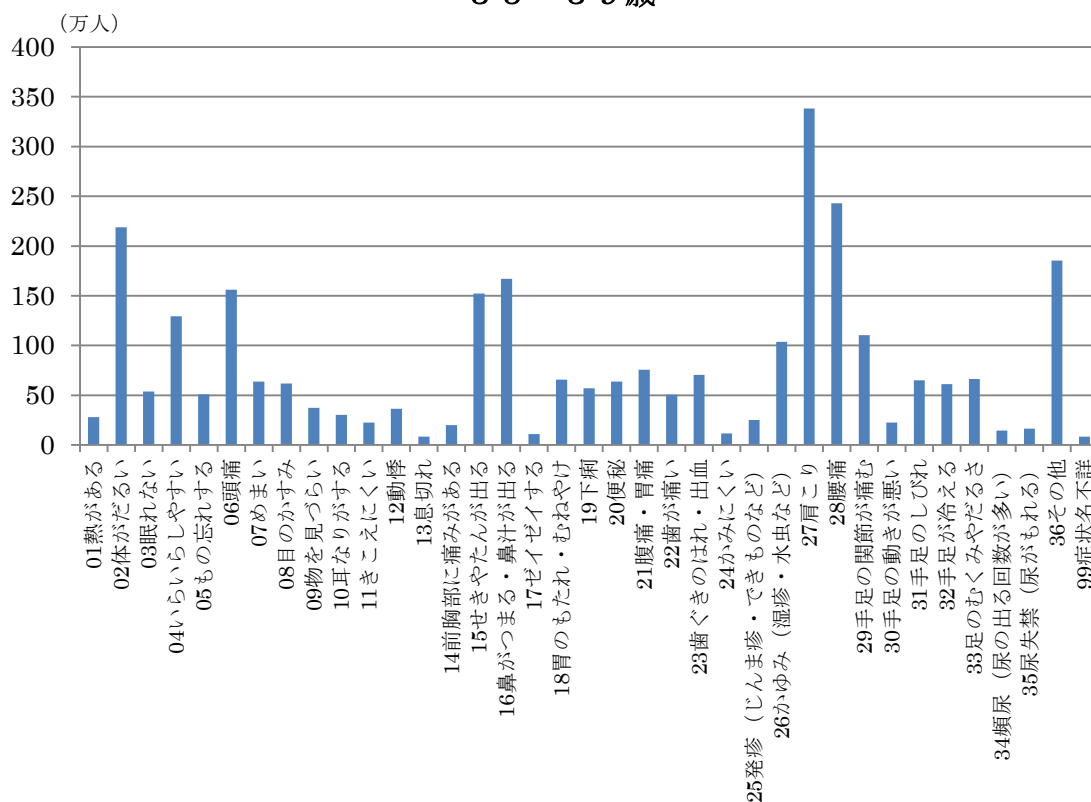
## 25～29歳



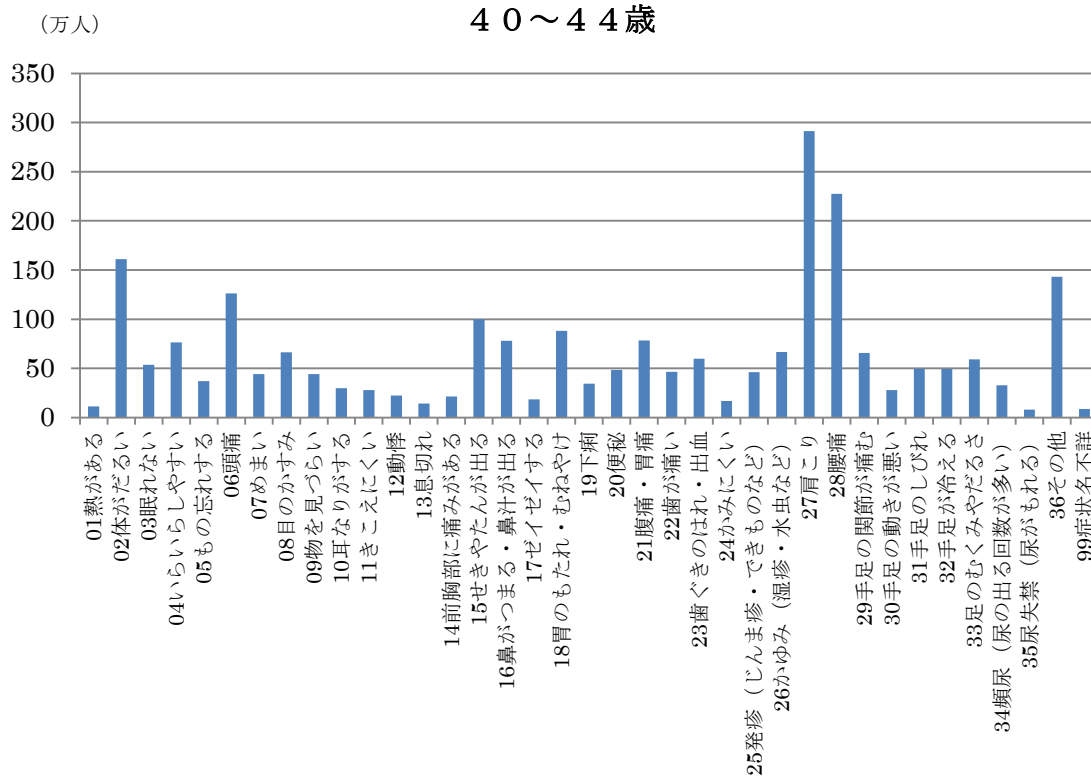
## 30～34歳



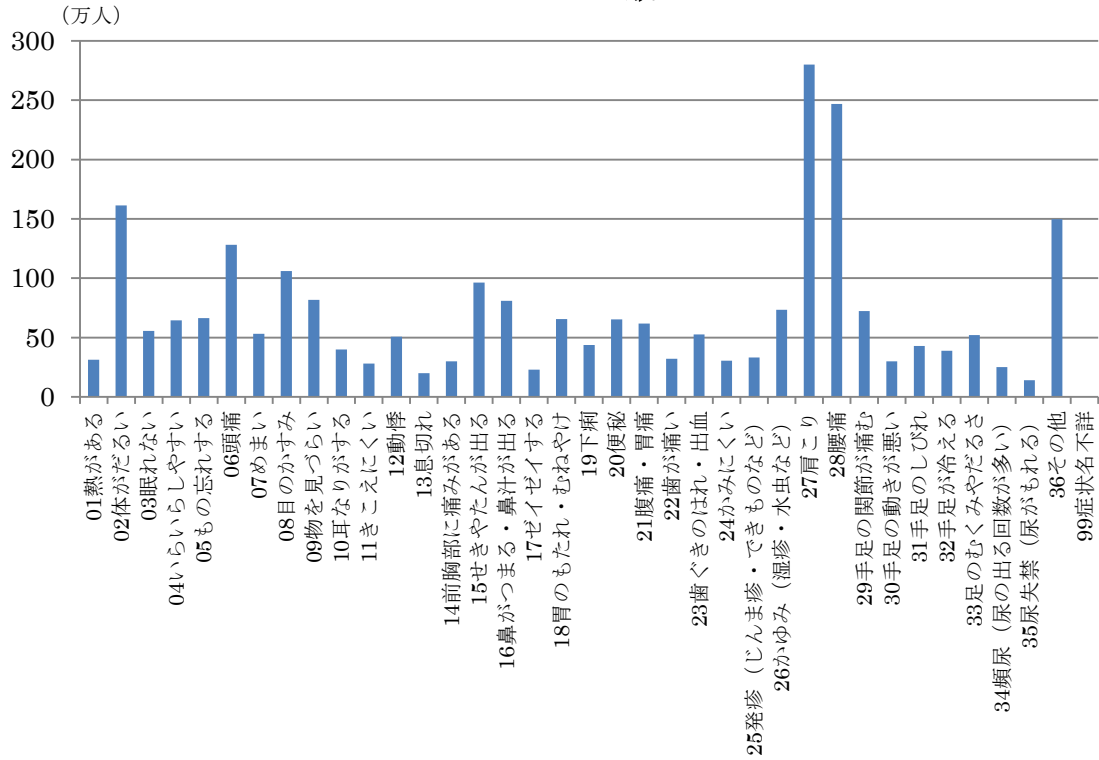
### 35～39歳



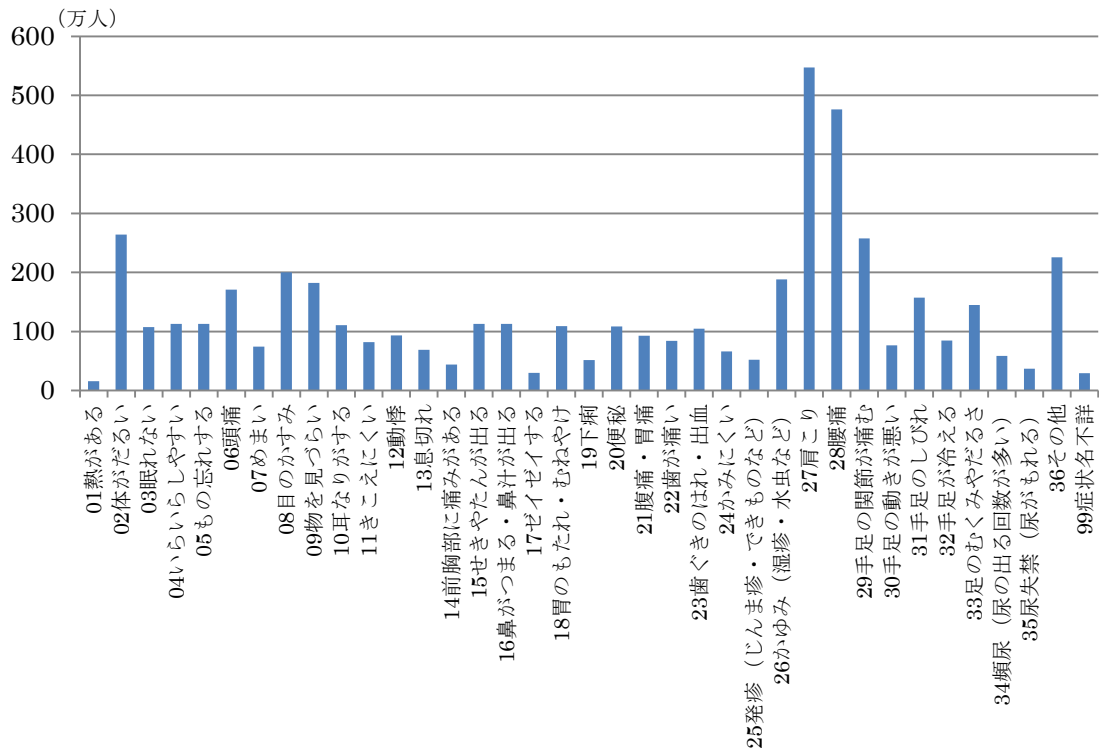
### 40～44歳



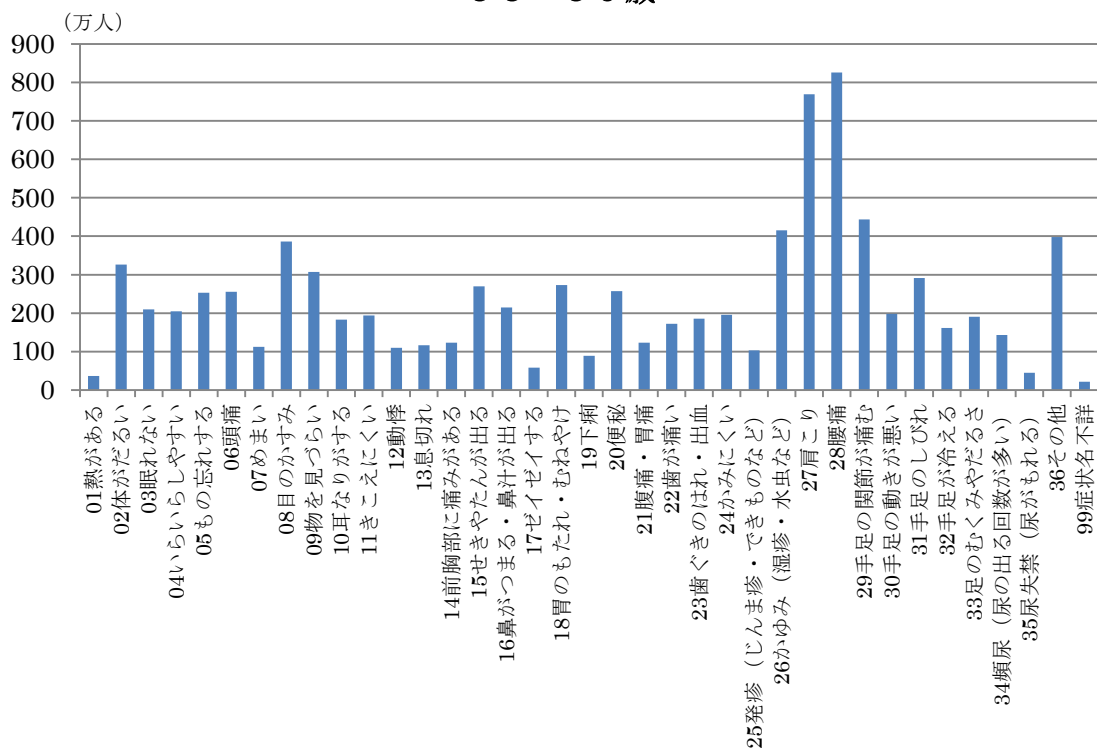
## 45～49歳



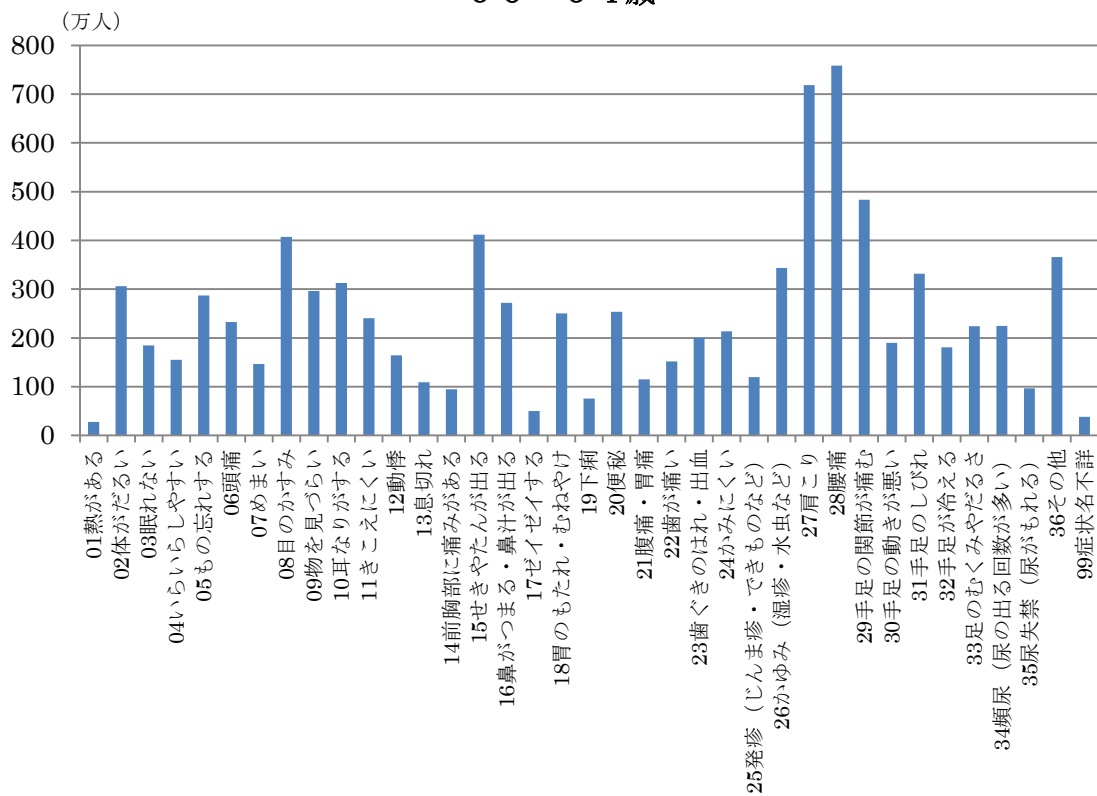
## 50～54歳



## 55～59歳

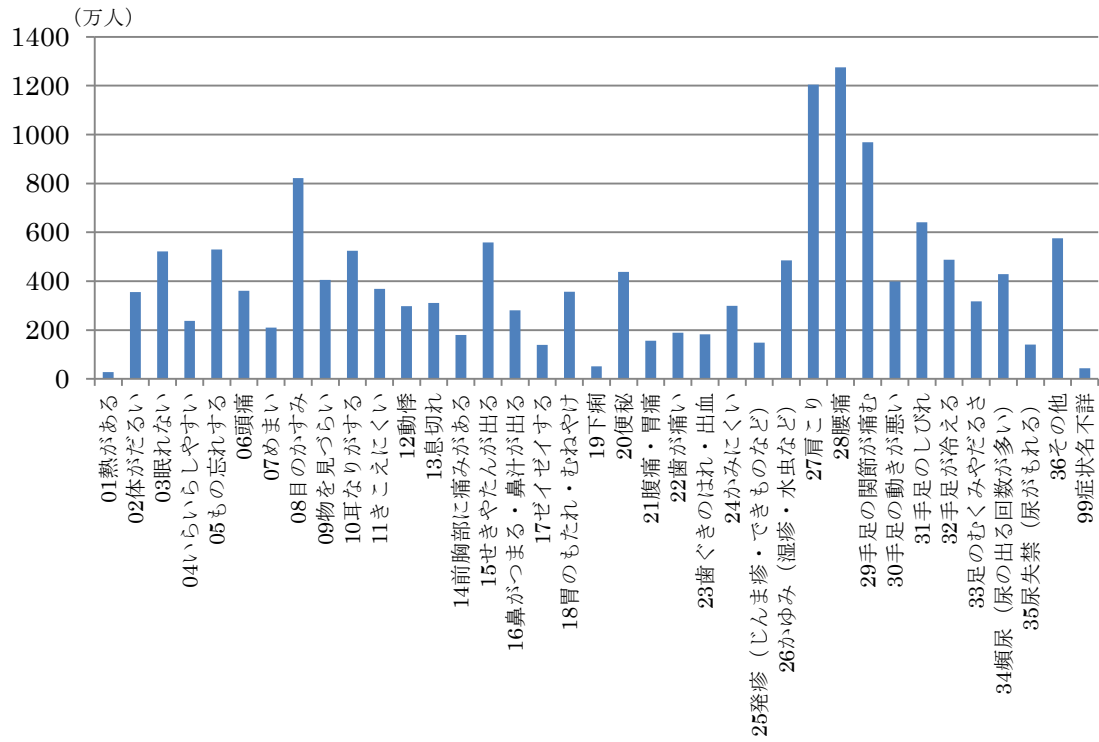


## 60～64歳

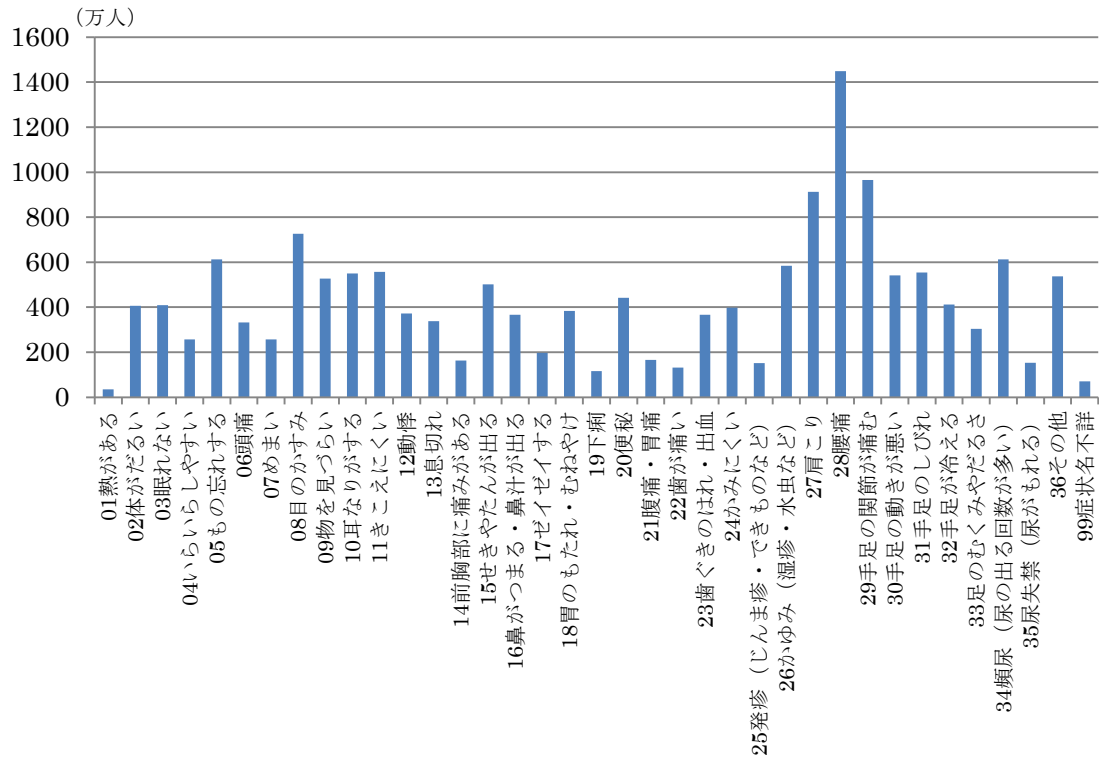




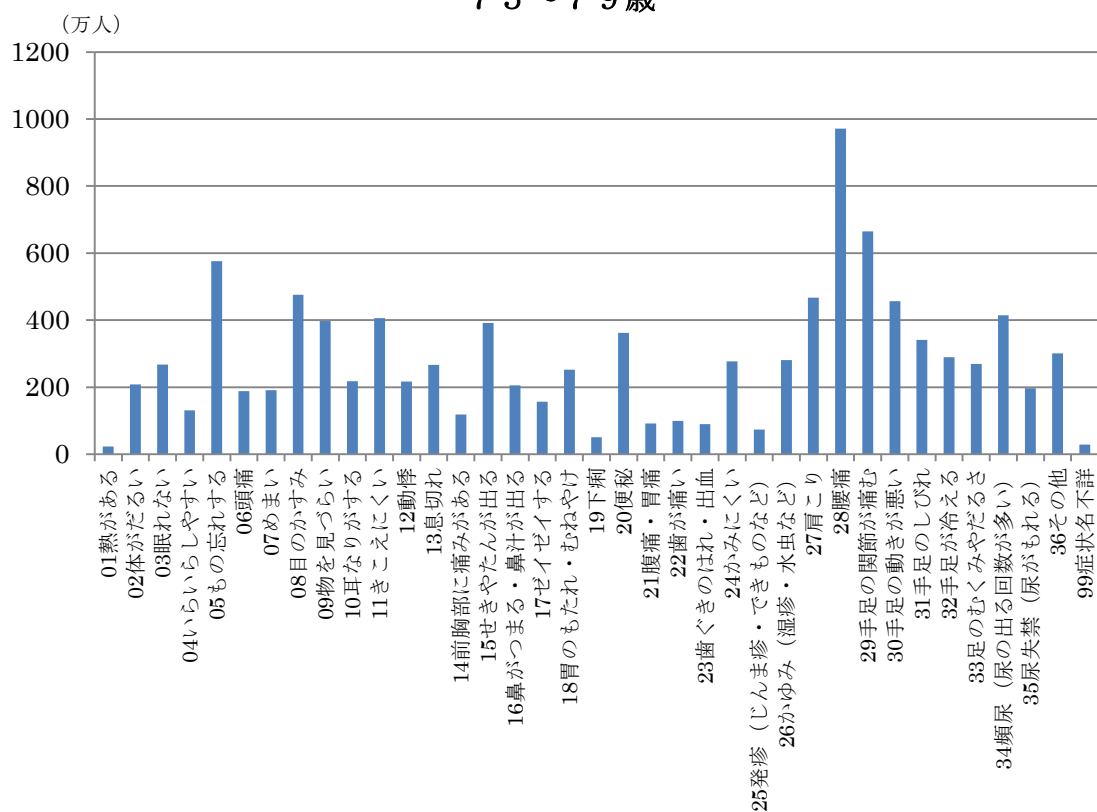
## 65～69歳



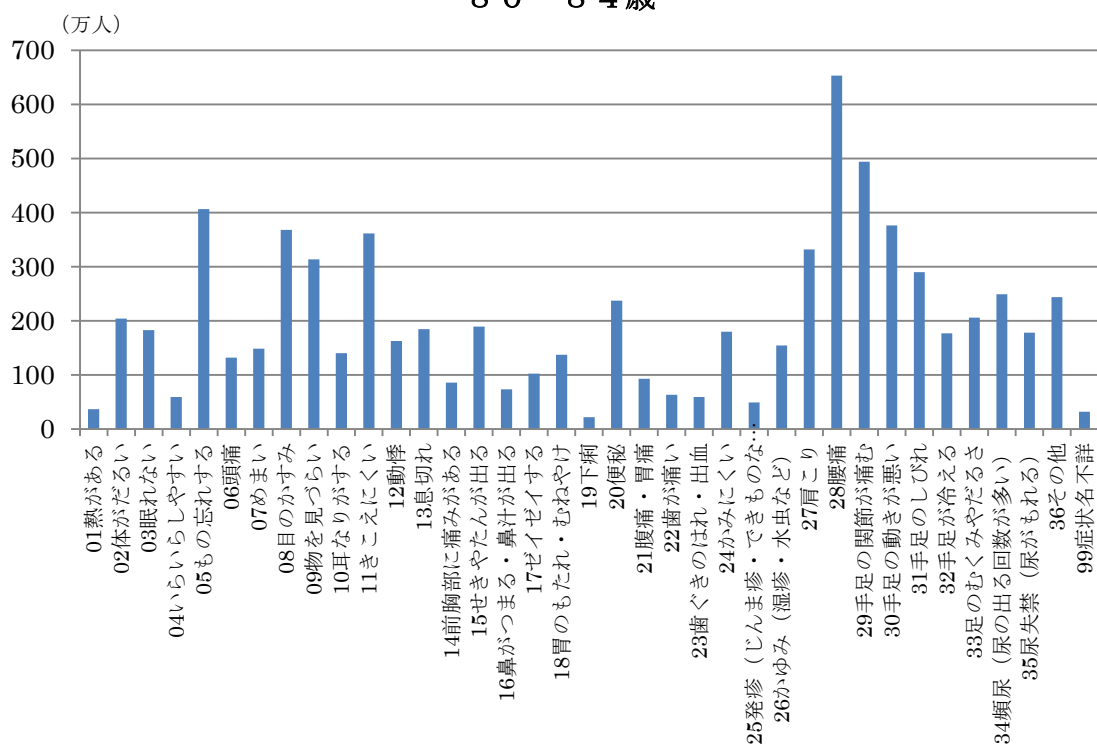
## 70～74歳



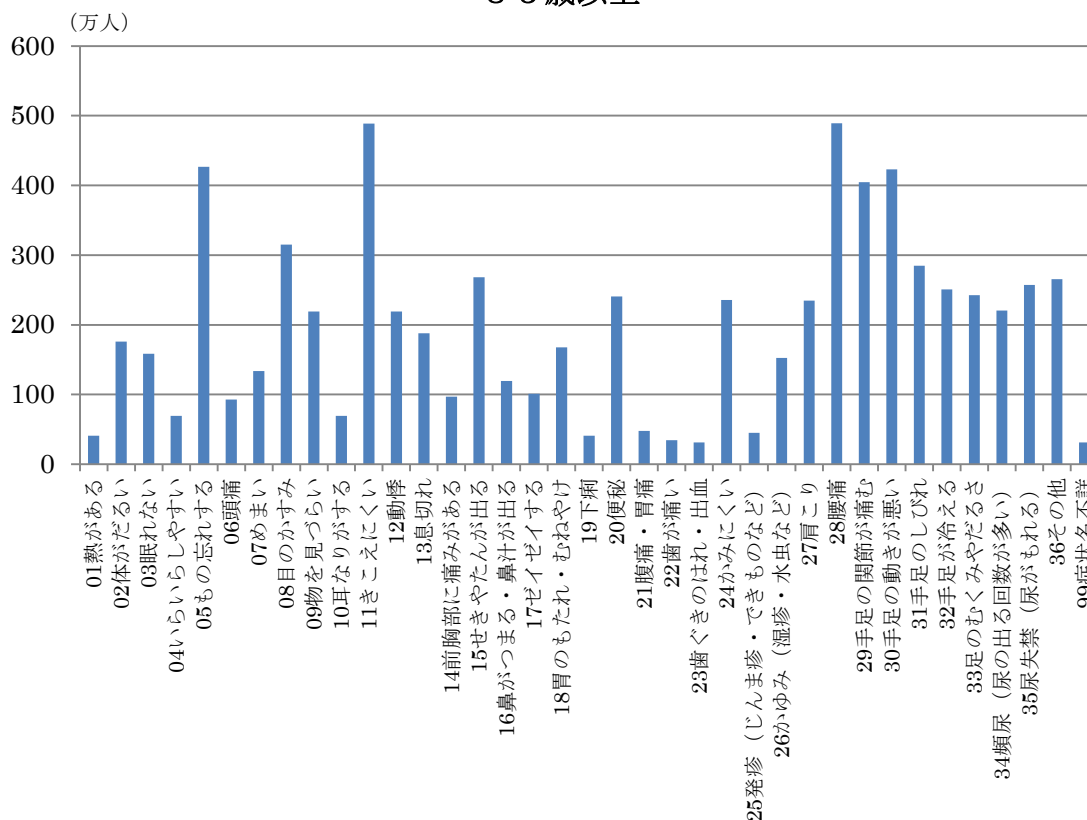
## 75～79歳



## 80～84歳



## 85歳以上



年齢階層別のデータからは、0～14歳では、「せきやたんが出る」「鼻がつまる・鼻汁が出る」といった症状が多く、年代が上がるにつれてこのような症状が減るかわりに「肩こり」「腰痛」といった症状が増え、さらに高齢者になると「手足の関節が痛む」「手足の動きが悪い」「手足のしびれ」「足のむくみやだるさ」や尿路性器系の症状を訴える人が増えることが分かる。

## 4 未病者と就業状況・医療費・所得

この章では未病者の実態をさらに明らかにすべく、「健康者」「未病者」「既病者」といった健康状態別に就業状況や医療費、所得がどのように異なっているのかについて調査した。まず、健康状態別に就業状況がどのように異なっているのかをグラフにした。その結果が図11である。既病者よりも未病者の方が、また、未病者よりも健康者の方が主に仕事をしている者の割合が高いことが分かる。

本研究は一時点でのデータをもとにした研究であることもあり、こうした就業状態と健康状態との因果関係を明らかにすることはできないが、健康者より未病者の方が経済的問題を抱えやすいと推測される。

そこで、健康状態と所得との関係について分析することにした。残念ながら、国民

図 11 「健康者」「未病者」「既病者」別就業状態

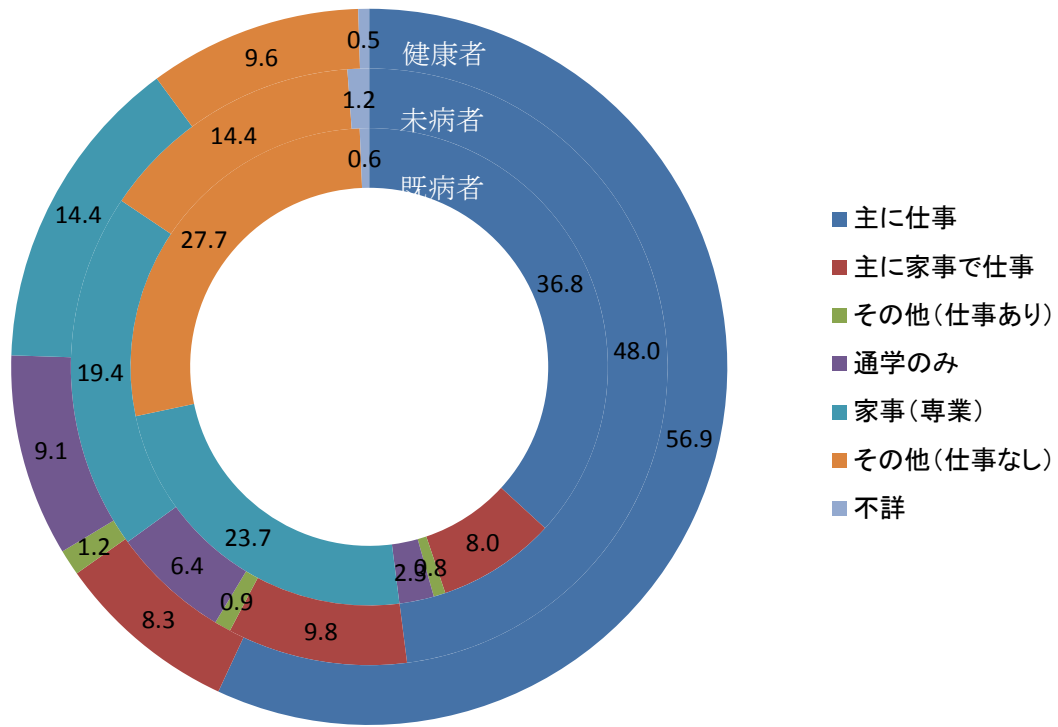
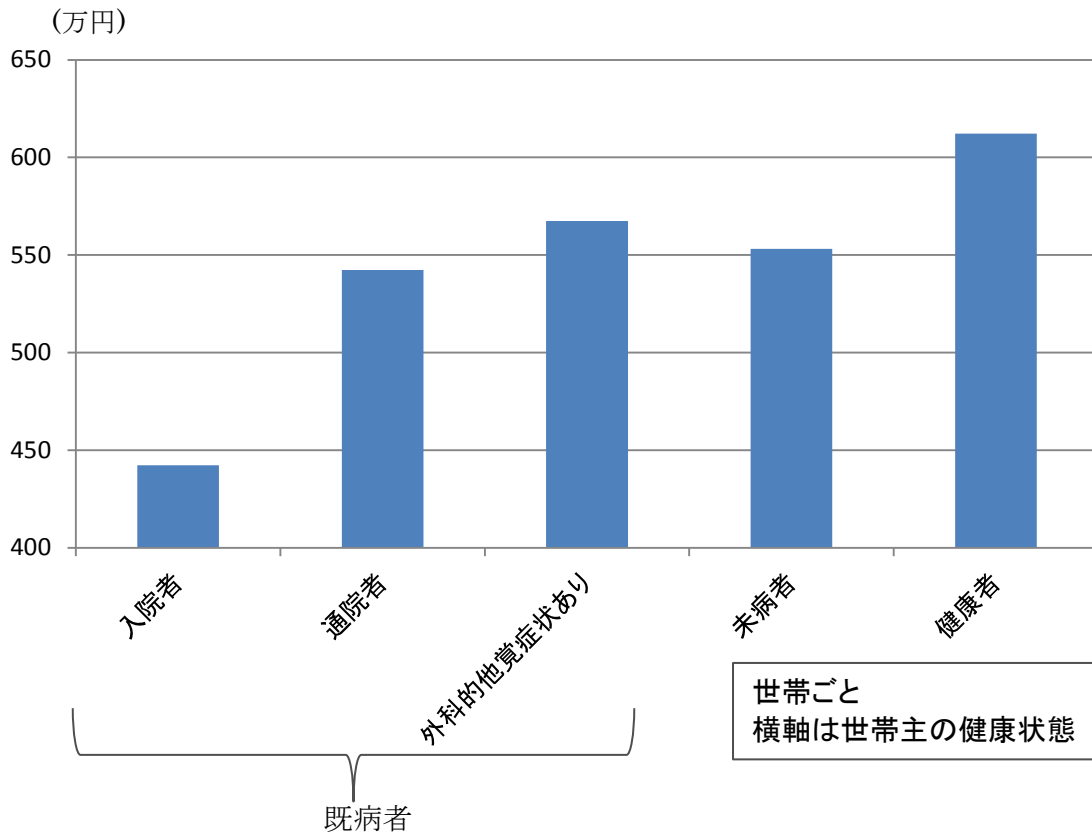


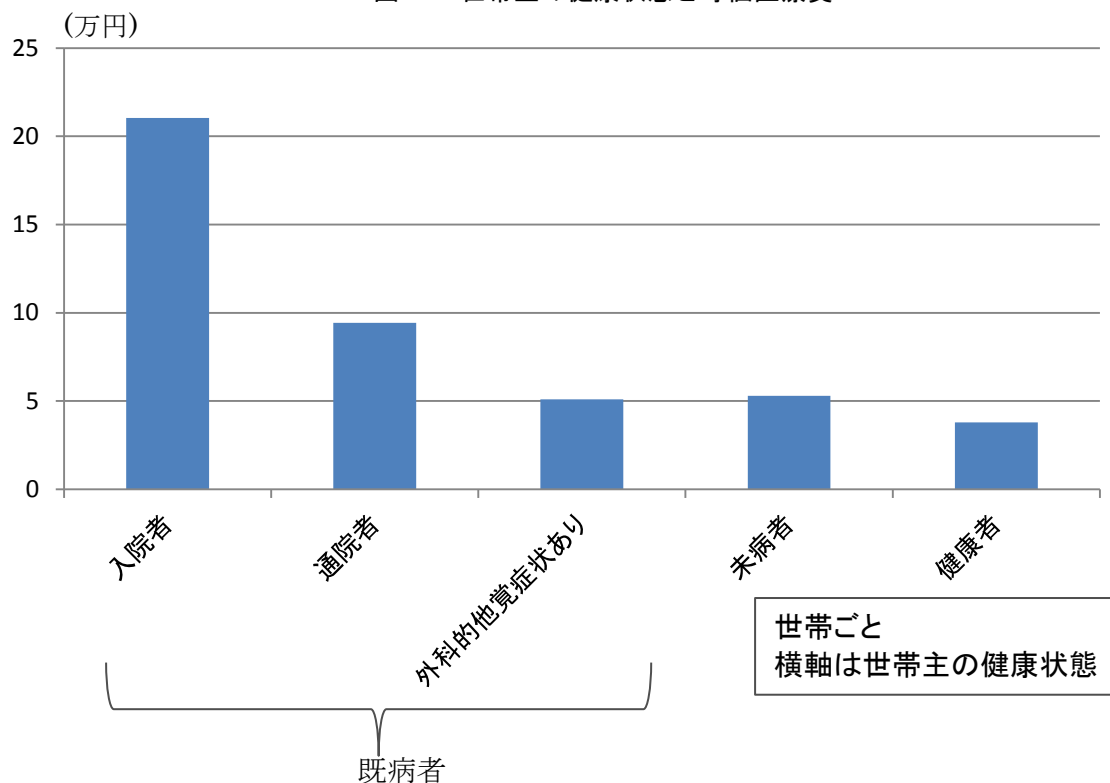
図 12 世帯主の健康状態と平均所得



生活基礎調査の匿名データ B では各個人の所得については明らかにされていないので、世帯単位で所得と健康状態との関連について分析することにした。ここでは、世帯の平均所得と世帯主の健康状態との関係について分析することにした。その結果は図 12 の通りである。

図 12 から分かる通り、世帯主が入院者であるか健康者であるかによって、150 万円以上、平均所得が異なっている。また、世帯主が通院者である場合、平均所得はその中間の 550 万円程度であるが、世帯主が通院者である場合の平均所得と未病者である場合の平均所得との間に違いはほとんどない。もちろん、世帯主以外の人の就業状況や健康状態によっても左右されるが、未病者が経済的な問題を抱えやすいという点はこのグラフからも推測されよう。

図 13 世帯主の健康状態と等価医療費



最後に医療費について分析を行いたい。医療費についても世帯単位の医療費しか匿名データでは分からないので、ここでは世帯単位の医療費を世帯人数の平方根で割った“等価医療費”を世帯主の健康状態別に集計した。その結果が図 13 である。なお、世帯主が「健康者」であっても、家族が「既病者」や「未病者」である可能性があるため、世帯主が「健康者」であっても、世帯としての医療費はゼロとは限らない。

図 13 から分かる通り、世帯主が入院者である場合、等価医療費が 20 万円を大きく越えるが、通院者の場合も 10 万円近くと大きな金額になっている。また、未病者である場

合の等価医療費は 5 万円を超えており、健康者である場合よりも高くなっていることが見てとれる。

## 5 まとめ

本研究では、何となく体調が悪いが、医療機関へ通院・入院していない人に焦点を当て、国民生活基礎調査の匿名化データを用いて「まだ病気と特定される段階には至っていないが、何らかの心身に関わる不定愁訴と呼ばれる自覚症状があるもの。そのうち、外科的な他覚症状（出血、分泌、びらんなど）を除く」者を「未病」者と定義し、その実態を明らかにすることを試みた。その結果、①日本の「未病」者数は平成 16 年 6 月時点で 1320 万人（男性 575 万人、女性 745 万人）であること、②「未病」者の訴える症状で特に多かったのは肩こり、腰痛、体がだるい、といった西洋医学ではそもそも病気と認識されない症状であること、③「未病」者の就業率は健康な人よりは低く、既に病気である人より高いこと、④世帯主が「未病」者である世帯の平均所得は世帯主が通院者である世帯の平均所得とほぼ同程度である一方、世帯主が健康である世帯の平均所得よりも低いこと、が明らかになった。

以上の分析結果から、日本の人口の約 1 割が未病者であると推計されることや未病者の所得水準は健康者に比べて低く、したがって、因果関係はともかく、未病者が経済的苦境に立たされる確率は健康者が経済的苦境に立たされる確率と比べて高いことがいえる。つまり、人口の面からも、経済的な面からも未病者への対策は重要であり、何がしかの対策が求められているといえよう。また、未病者の訴えている症状を見て見ると「肩こり」「腰痛」といった症状が多く、これらの症状への対策はどちらかといえば東洋医学が得意とする症状である。したがって、未病者に対する対策は西洋医学だけでなく、東洋医学の見地も踏まえて行われるべきであることも本研究から言えよう。

なお、本稿ではいくつか分析の限界が存在する。一点目は利用したデータが国民生活基礎調査の匿名データであり、元のデータではないことである。このため、所得や医療費については世帯単位のデータしか入手できず、個人レベルで未病と所得や医療費との関係について考察を加えることはできなかった。また、この匿名データは平成 16 年の調査をもとに一時点のものとして作成されているため、パネルデータとして分析することは不可能である。もし、このデータがパネルデータであれば、未病と所得や医療費との関係について因果関係にまで踏み込んで分析することが可能であるが、その点については今後の課題であるといえよう。

#### [注]

- 1) E-mail: tkouno@komazawa-u.ac.jp
- 2) 大辞林第三版による.

#### [謝辞]

本研究は統計法第 36 条の規定に基づき厚生労働省から提供を受けた平成 16 年度国民生活基礎調査 匿名データ B を利用している. 利用に際して東京大学社会科学研究所および厚生労働省の方々にはご助力をいただいた. また, 本稿の執筆にあたり, 田中辰雄先生 (慶應義塾大学) から貴重なコメントをいただいた. ここに記して感謝申し上げたい. なお, 本研究は匿名データを基に独自に作成・加工した統計等であり, 厚生労働省が作成・公表したものでなく, また, 厚生労働省を含むいかなる機関の見解と必ずしも一致するとは限らない.

#### [参考文献]

日本未病研究学会ホームページ <http://www.mibyou.or.jp/about/> 2014 年 1 月 16 日閲.

日本未病システム学会ホームページ <http://www.mibyou.gr.jp/index.html> 2014 年 1 月 16 日  
閲.

# 学歴と無業の関連とその変化

## —就業構造基本調査の匿名データを用いて—

多喜弘文

(東京大学)

雇用状況の悪化に伴い、学校という「場」と会社という「場」をつなぐ制度的リンケージがここ 20 年の間に失われてきている。特に、もともと制度的リンケージの最も明確であった高校段階における変化が顕著であるといわれる。このことが事実であれば、他の学歴保持者と比べた場合の高卒者の相対的な位置づけが 90 年代以降悪化している可能性がある。本稿では、学歴ごとの無業へのなりやすさの変化を分析することで、間接的ではあるがその点に関する検討をおこなう。

就業構造基本調査の 3 時点分の匿名データを用いた分析の結果、上に述べた予想の通り、他の学歴との比較において高卒学歴保持者が無業に陥る確率が相対的に高まっていることが確認された。今後、学歴ごとの有業者の仕事内容や再入職のあり方の検討や、入職経路に関する質問項目を含んだデータによるより直接的な分析をおこなうことを課題としたい。

### 1 はじめに

学校を卒業すると同時に就職し、1 つの会社に長く勤め続けるという生き方は、これまで日本における「標準的」な人生の道筋としてイメージされてきた<sup>1)</sup>。しかし、そのようなライフコースはこの 20 年ほどの間に急速にリアリティを失っている。M.ブリン-tonは、その原因が「1990 年代の日本で、大人に移行する標準的な道筋を支えていた社会の仕組みが崩壊したこと」(Brinton 2008 : 23)にあると述べる。

ここでいう社会の仕組みとは、学校という「場」と会社という「場」をつなぐ制度的リンケージのことである。専修学校や大学の理系などの一部を除き、日本の学校でおこなわれる職業教育の専門性は低い。それにもかかわらず、学校から職場への「間断」のない移行が可能だったのは、日本における学校と企業との特殊な結びつきによる。ここでは詳細は省くが、中学校では職業安定所(荻谷ほか編 2000)、高校では企業との間の「実績関係」や「一人一社制」(岩永 1983, 荻谷 1991)、大学では OB や大学就職部(荻谷ほか 1993, 大島 2013)が生徒と企業とのマッチングを媒介してきた。こうした特殊な制度的結びつきによって、職業的レリヴァンスが弱いにもかかわらず、教育システムが生み出すシグナルを企業がスクリーニングに用いることができていたのである。

しかし、労働市場の状況が悪化する中で、90 年代以降、そのような制度的リンケージが崩壊しつつある。特に、もともと制度的リンケージの最も強かった高校段階において、「場」



の喪失が顕著であるとされる。製造業からサービス産業への移行、企業の採用方針の変化、大学進学率の上昇といった要因により、「高卒者が仕事の世界に滑り出すのを助けるメカニズムは...すっかりさびついて」(Brinton 2008 : 110) しまった。主に 80 年代以降、OB を通じた緩やかな大学の準制度的リンケージ (Brinton and Kariya 1998) へとシフトした大学や、進学率の変化が小さい中学校と比べ、高校卒業者の 1990 年代以降の就職状況の変化はより大きなものとなっている可能性がある<sup>2)</sup>。

本稿ではそのような学歴ごとの就職状況の変化の一端を捉えるために、無業者に着目した分析をおこなう。学歴によって無業者となる割合が異なることはよく知られている。だが、上で述べた 90 年代以降の高校における「場」の崩壊が事実であれば、他の学歴保持者と比べた場合の高卒者の相対的な位置づけが悪化している可能性が指摘できる。本稿では、学歴ごとの無業へのなりやすさの変化を分析することで、間接的な形ではあるがその点に関する検討をおこないたい。

## 2 用いるデータ

本稿で使用するのは、総務省が実施している就業構造基本調査の 3 時点分 (1992 年, 1997 年, 2002 年) の匿名データである。この 3 時点は、雇用状況の比較的良好な時期からもっとも悪化した時期への変化を捉えており、本稿の検討課題と対応している。また、年齢階級ごとに学歴で分割して無業者を出しても十分なサンプルサイズを確保できるというメリットがある<sup>4)</sup>。

分析は、サンプルを各時点において在学中の学生を除く 25 歳～59 歳の男性に限定しておこなう。女性を分析対象から外すのは、男性と比べた場合に結婚による退社などの要因が本稿の分析にとっての攪乱要因となると考えられるためである。なお、公的統計の匿名データでは、対象者の特定を防ぐために年齢が 5 歳ごとのカテゴリーに丸められている。そのため、大学までの標準在籍期間と一般企業の退職年齢を考慮した場合、上記の年齢で区切るのが適切であると判断した。

本稿で使用する変数の基本統計量は表 1 の通りである<sup>3)</sup>。データは 3 時点の調査をプールしたものであり、最終的な分析で用いるサンプルサイズは 655707 人にのぼる。なお、本稿では集計用乗率は用いないことにする。

次節で無業者や学歴の分布の時代による変化を一通り検討したあと、4 節では無業ダミーを従属変数としたロジスティック回帰分析によって、学歴の無業に対する効果の変化を検討する。最終的な分析で用いるのは 655707 ケースである。

表 1 使用変数の基本統計量

	3時点マージデータ				
	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
無業ダミー	658477	0	1	0.047	0.212
25-29	658477	0	1	0.130	0.337
30-34	658477	0	1	0.127	0.333
35-39	658477	0	1	0.131	0.338
40-44	658477	0	1	0.154	0.361
45-49	658477	0	1	0.160	0.366
50-54	658477	0	1	0.158	0.364
55-59	658477	0	1	0.140	0.347
小学校・中学校	655707	0	1	0.189	0.391
高校	655707	0	1	0.489	0.500
短大・高専	655707	0	1	0.066	0.249
大学・大学院	655707	0	1	0.256	0.437
1992年ダミー	658477	0	1	0.353	0.478
1997年ダミー	658477	0	1	0.338	0.473
2002年ダミー	658477	0	1	0.309	0.462
有効ケース数	655707				

### 3 時点ごとの分布の確認

はじめに、時点ごとの無業者割合を確認しておこう。図1は、各時点における年齢階級ごとの無業者割合を示したものである。

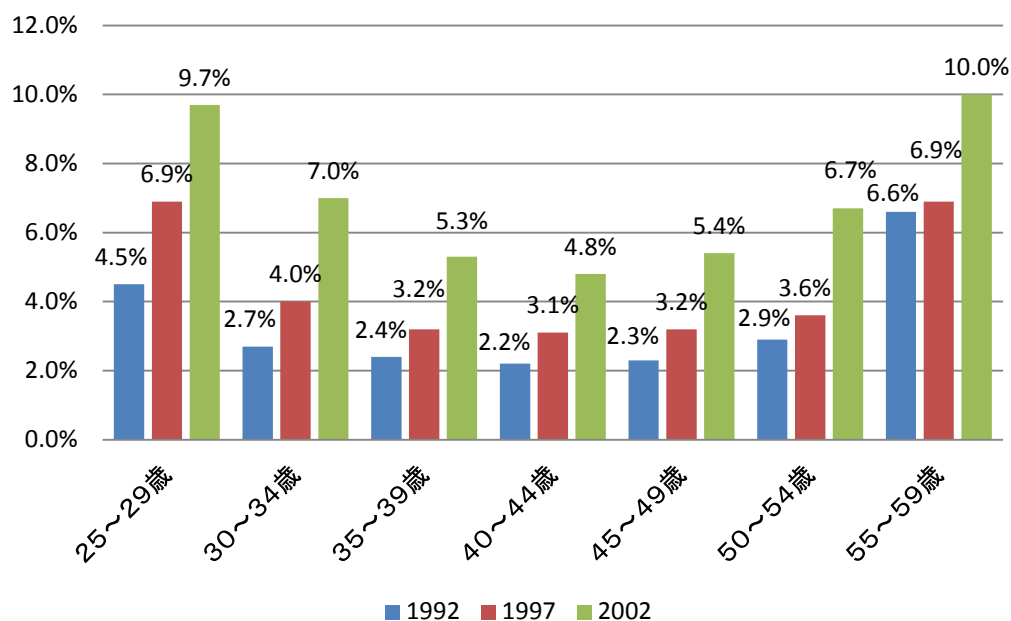


図1 時点ごとの無業者割合

図1より、1992年、1997年、2002年と調査を重ねるごとに男性無業者の割合がいずれの年齢階級でも増加していることが分かる。とりわけ25歳～29歳と30～34歳の無業者比率とその増加の度合いは大きい。1992年の調査時にはそれぞれの年齢階級で4.5%、2.7%であった無業者の比率が、2002年の調査では9.7%と7.0%にまで増加している。

同様に、学歴分布の時点ごとの変化についても確認しておきたい。下の図2から5は、それぞれ「小学校・中学校」「高校・旧制中」「短大・高専」「大学・大学院」を最終学歴として答えた割合を年齢階級ごとに示したものである。

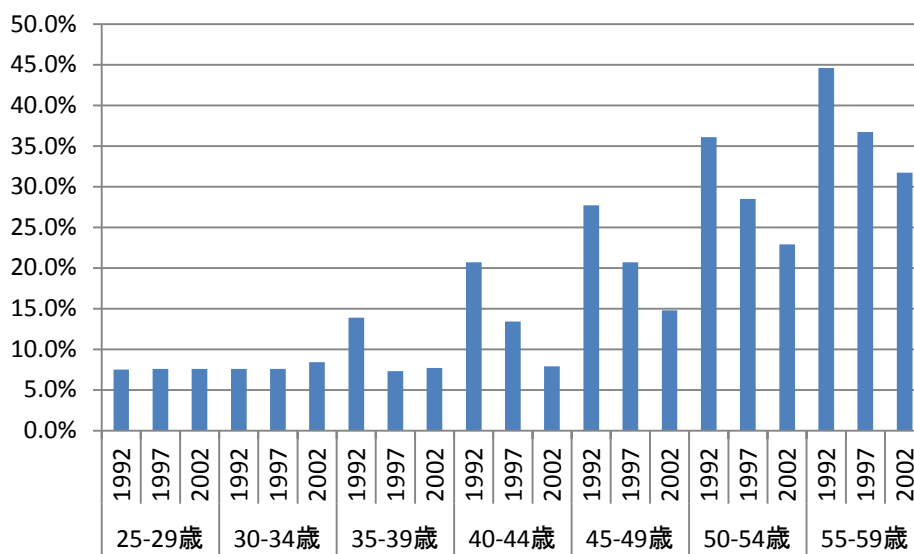


図2 学歴：小学校・中学校の割合

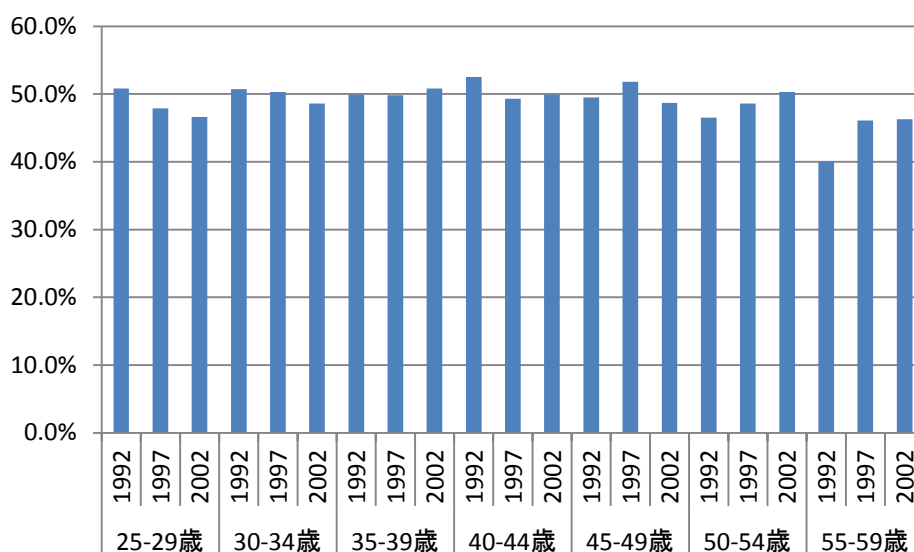


図3 学歴：高校・旧制中の割合

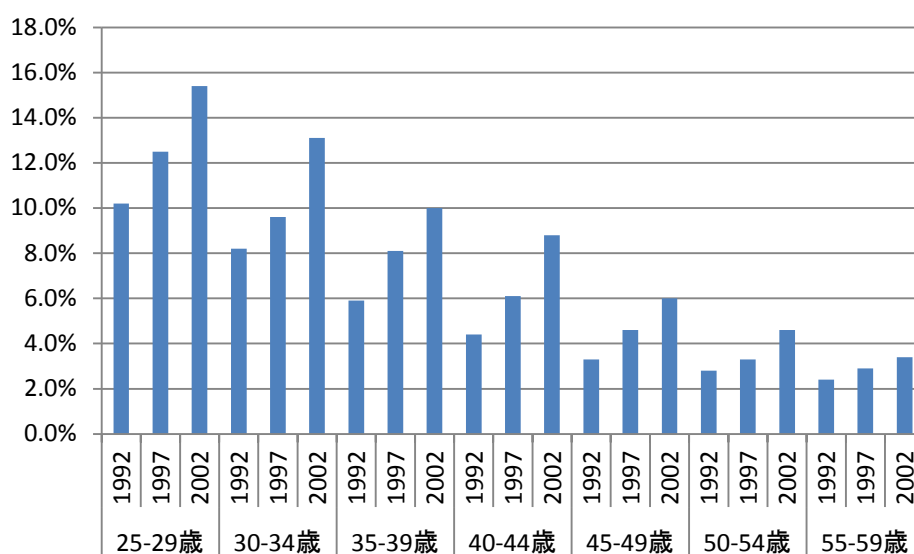


図4 学歴：短大・高専の割合

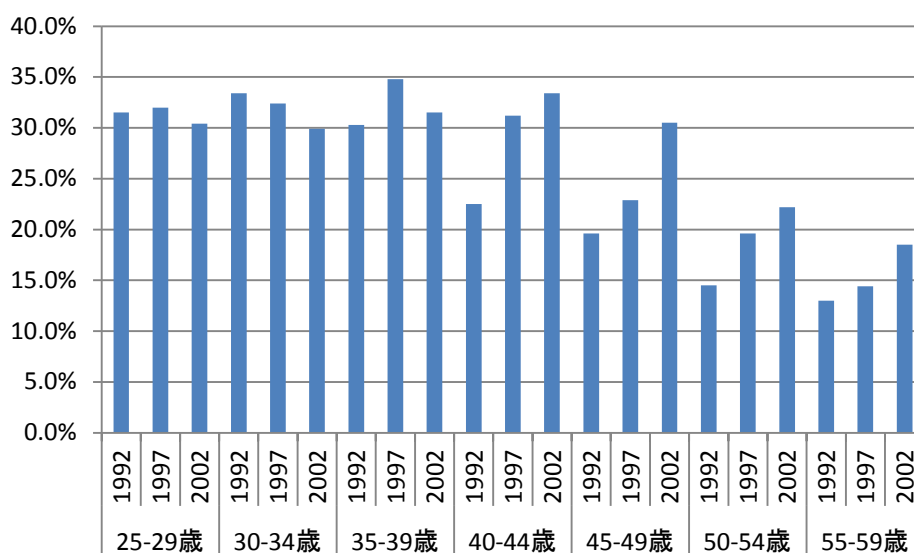


図5 学歴：大学・大学院の割合

図2から5より、全体として高学歴化が特に高年齢層で顕著に生じていることが確認できる。このこと自体は学校基本調査で確認することができるが、本匿名データに関して注意しておきたい点は、図4の短大・高専の割合である。図ごとに縦軸のメモリが異なることには注意しなければならないが、ここからは短大・高専の割合が一定程度増加していることが分かる。このカテゴリーの回答割合は、実際の短大と高専を合計した学歴分布よりも高い値となっている。本来高専とは高等専門学校のことを指すが、ここでの回答者の中には専修学校専門課程（専門学校）を卒業した者が混じっていることが推測される。

最後に時点ごとの学歴別無業者率を年齢階級別に算出したのが表2である。

表2 時点ごとの学歴別無業者率

		1992	1997	2002
小学校・中学校	25-29歳	10.0%	13.0%	18.3%
	30-34歳	7.8%	10.0%	15.6%
	35-39歳	5.1%	9.3%	14.0%
	40-44歳	4.4%	7.5%	12.2%
	45-49歳	3.7%	5.7%	10.2%
	50-54歳	4.5%	5.9%	10.8%
	55-59歳	8.3%	9.0%	12.5%
	全体	5.8%	7.7%	12.4%
高校・旧制中	25-29歳	3.0%	5.3%	9.0%
	30-34歳	2.3%	3.9%	7.4%
	35-39歳	2.0%	3.0%	5.7%
	40-44歳	1.6%	2.8%	5.3%
	45-49歳	1.9%	2.8%	5.6%
	50-54歳	2.1%	2.9%	6.1%
	55-59歳	5.4%	5.7%	9.5%
	全体	2.5%	3.7%	6.9%
短大・高専	25-29歳	3.1%	5.2%	7.4%
	30-34歳	1.8%	2.2%	5.7%
	35-39歳	1.7%	2.1%	4.2%
	40-44歳	2.3%	2.4%	3.5%
	45-49歳	1.4%	2.2%	3.5%
	50-54歳	1.9%	1.6%	4.4%
	55-59歳	4.2%	4.8%	6.4%
	全体	2.3%	3.1%	5.3%
大学・大学院	25-29歳	5.1%	7.2%	9.8%
	30-34歳	1.7%	2.7%	4.5%
	35-39歳	1.6%	2.0%	2.9%
	40-44歳	1.2%	1.5%	2.6%
	45-49歳	1.0%	1.6%	2.9%
	50-54歳	1.1%	1.8%	3.9%
	55-59歳	3.5%	4.3%	6.9%
	全体	2.1%	3.0%	4.6%

表2より、どの時点でも学歴が高いほど無業者の比率は小さいことが分かる。特に最終学歴が小学校・中学校の場合の無業者率が高い。また、いずれの学歴でも時点が進むにつれて無業者率は増加している。とりわけ若年層での無業者率の増加率は大きい。本稿で検討するのは、学歴間の無業者割合の差がどのように変化したかである。次節ではこの点について、二項ロジスティック回帰分析に交互作用項を投入することで検討する。

#### 4 分析

まずは交互作用項を投入しない場合の分析結果を確認しておきたい。独立変数として年齢、学歴、時点ダミーを投入したロジスティック回帰分析の結果が表3である。

表 3 無業を従属変数とするロジスティック回帰分析

	係数	Exp(B)
定数	-3.898 ** (0.022)	0.020
25-29	0.841 ** (0.023)	2.319
30-34	0.373 ** (0.025)	1.453
35-39	0.118 ** (0.026)	1.125
45-49	-0.015 (0.025)	0.985
50-54	0.115 ** (0.024)	1.122
55-59	0.650 ** (0.023)	1.916
小学校・中学校	0.741 ** (0.014)	2.098
短大・高専	-0.290 ** (0.027)	0.749
大学・大学院	-0.305 ** (0.016)	0.737
1997年ダミー	0.345 ** (0.016)	1.411
2002年ダミー	0.911 ** (0.015)	2.486
疑似決定係数 (Nagelkerke)	0.053	
度数	655707	

表 3 の分析結果について上から順にみていこう。年齢は、40-44 歳を基準カテゴリーとした場合の各カテゴリーの係数が示されている。係数が正であれば無業になりやすいことをあらわすので、基準カテゴリーよりも若い 25-29 歳、30-34 歳、35-39 歳では無業になりやすいと解釈できる。特に最も若い 25-29 歳では係数の値が高く、オッズ比をみると 2.319 と 40-44 歳と比べて無業になる確率が 2 倍を超えている。また、50-54 歳や 55-59 歳でも係数が正の有意な値を示している。前節で確認した通り、無業率は 40 代を底に U 字型を示している。

次に、学歴の係数をみると、こちらも予想通りの結果が得られている。高校を基準カテゴリーとして場合、小学校・中学校の係数は正の有意な値を示し、短大・高専および大学・大学院は負の有意な値を示している。時点ダミーの効果も前節の図や表で確認した通りである。1992 年と比べて 1997 年では無業におちいる確率が約 1.4 倍となっており、2002 年ではさらに高まって約 2.5 倍にも達している。

以上を確認した上で、本稿の検討課題である学歴の効果の時代による変化を検討するために、時点と学歴の交互作用項を投入したモデルをみてみよう。

表 4 無業を従属変数とするロジスティック回帰分析（交互作用項あり）

	係数	Exp(B)
定数	-3.986 ** (0.025)	0.019
25-29	0.844 ** (0.023)	2.325
30-34	0.376 ** (0.025)	1.456
35-39	0.118 ** (0.026)	1.125
45-49	-0.014 (0.025)	0.986
50-54	0.116 ** (0.024)	1.123
55-59	0.651 ** (0.023)	1.918
小学校・中学校	0.896 ** (0.027)	2.451
短大・高専	-0.167 ** (0.065)	0.846
大学・大学院	-0.183 ** (0.036)	0.833
1997年ダミー	0.404 ** (0.025)	1.498
2002年ダミー	1.054 ** (0.023)	2.868
小学校・中学校×1997年ダミー	-0.120 ** (0.037)	0.887
小学校・中学校×2002年ダミー	-0.276 ** (0.034)	0.759
短大・高専×1997年ダミー	-0.103 (0.082)	0.902
短大・高専×2002年ダミー	-0.187 ** (0.074)	0.83
大学×1997年ダミー	-0.045 (0.046)	0.956
大学×2002年ダミー	-0.229 ** (0.043)	0.796
疑似決定係数 (Nagelkerke)	0.053	
度数	655707	

表 4 は先ほどの表 3 に学歴と時点の交互作用項を投入したモデルである。主効果にほとんど変化はないので、交互作用効果だけをみていくことにしたい。まず、小学校・中学校

ダミーと時点の交互作用は、どちらも負の有意な効果を示している。これは、基準カテゴリーの高校と比べた場合に、学歴が小学校か中学校であることがもたらす不利が低下したことを意味する。学歴が義務教育段階以下であることは、無業である確率を高める。しかし、高卒学歴と比べた場合のこれらの学歴保持者の相対的不利はやや減少している。同様に、短大・高専や大学と時点との交互作用項をみると、1997年ではどちらも有意な効果が得られていないが、2002年では負の有意な効果が生じていることがわかる。これらのことから、高卒であることの相対的な不利が1992年から2002年、とりわけ後ろの5年間に高まったことが確認されたといえる。

## 5 おわりに

本稿の分析からは、他の学歴との比較において高卒学歴保持者が無業に陥る確率が相対的に高まっていることが確認された。1節で述べた通り、高校段階は1990年代以降とりわけ顕著に「場」の喪失が生じたと考えられる。したがって、この分析結果は1節で述べた制度的リンケージに関する予測と整合的であるといえる。

とはいえ、本稿の検討は間接的なものにとどまっており、高校における実績関係の崩壊が高卒者の不利の拡大をもたらしたことを示せてはいない。もし本当に高校段階の制度的リンケージの衰退がこのような帰結を生じさせているのであれば、本稿で扱った無業かどうかというステータス以外にもさまざまな変化が生じていると考えられる。制度的リンケージの崩壊によって高卒者の入職が難しくなっているのであれば、無業期間は長期化しているであろうし、有業者の仕事の内容や再入職のあり方も異なってきていると予想できる。入職経路に関する質問項目を含んだデータを用いてより直接的な検討をおこなうことを含め、今後の課題としたい。

### [注]

- 1) もちろん、それは男性にとってということであり、別の側面での女性の負担によって成り立っていた。また、昔も実際はそのような「標準的」ライフコースを歩んだものが圧倒的多数であったわけではない。
- 2) 90年代以前から、「実績関係」は荻谷(1991)が述べるほど強固なものではなかったという指摘もある(本田2005, 労働政策研究・研修機構2008)。だが、いずれにせよ90年代以降にそれがさらに縮小していることは事実であろう(本田2005, Brinton2008)。
- 3) 各時点の基本統計量は付表1の通りである。なお、3節の図1では学歴を用いておらず、学歴情報が欠損しているケースを事前に削除していないために、サンプル数が最終的な有



効ケース数と微妙に異なっている。しかし、わずかな違いであるのでここでは欠損していないすべてのケースを用いた結果を図示した。3節でのその他の図表や4節の分析でのサンプルサイズは有効ケース数と完全に一致する。

付表 使用変数の年度ごとの基本統計量

	1992			1997			2002		
	度数	平均値	標準偏差	度数	平均値	標準偏差	度数	平均値	標準偏差
無業ダミー	232577	0.032	0.175	222736	0.042	0.201	203164	0.070	0.255
25-29	232577	0.119	0.324	222736	0.140	0.347	203164	0.132	0.339
30-34	232577	0.123	0.328	222736	0.126	0.331	203164	0.133	0.340
35-39	232577	0.139	0.346	222736	0.129	0.335	203164	0.126	0.331
40-44	232577	0.186	0.389	222736	0.142	0.349	203164	0.131	0.337
45-49	232577	0.150	0.357	222736	0.183	0.387	203164	0.145	0.352
50-54	232577	0.144	0.351	222736	0.145	0.352	203164	0.186	0.389
55-59	232577	0.139	0.346	222736	0.136	0.342	203164	0.146	0.353
小学校・中学校	231674	0.232	0.422	221567	0.178	0.382	202466	0.152	0.359
高校	231674	0.487	0.500	221567	0.492	0.500	202466	0.488	0.500
短大・高専	231674	0.051	0.220	221567	0.066	0.248	202466	0.084	0.278
大学・大学院	231674	0.231	0.421	221567	0.265	0.441	202466	0.276	0.447
1992年ダミー	232577	1	0	222736	0	0	203164	0	0
1997年ダミー	232577	0	0	222736	1	0	203164	0	0
2002年ダミー	232577	0	0	222736	0	0	203164	1	0
有効ケース数	231674			221567			202466		

- 4) 同じく就業構造基本調査を用いて学歴と無業などとの関連を検討した研究に小杉（2010）や太田（2010）などがある。

#### 【謝辞】

本稿の分析にあたり、独立行政法人統計センターから平成4年、9年、14年度の「就業構造基本調査」（総務省）に関する匿名データの提供を受けた。ここでの分析は匿名データを基に筆者が独自に作成・加工した統計等であり、総務省統計局が作成・公表している統計等とは異なるので注意されたい。

なお、本稿の執筆にあたり、2013年度の参加者公募型二次分析研究会の参加者および成果報告会のコメンテーターである藤原翔氏（東京大学）から有益な助言を得た。もちろん、あり得べき誤りの責任はすべて筆者に帰属する。

#### 【参考文献】

- Brinton, Mary C., 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。
- 本田由紀, 2005, 『若者と仕事——「学校経由の就職」を超えて』東京大学出版会。
- 岩永雅也, 1983, 「若年労働市場の組織化と学校」『教育社会学研究』38: 134-45。
- 荻谷剛彦, 1991, 『学校・職業・選抜の社会学——高卒就職の日本的メカニズム』東京大学出

版会.

Kariya, Takehiko and Mary C. Brinton, 1998, "Institutional Embeddedness in Japanese Labor Markets," Mary C. Brinton and Victor Nee eds., *The New Institutionalism in Sociology*, Stanford University Press.

苧谷剛彦・沖津由紀・吉原恵子・近藤尚・中村高康, 1993, 「先輩後輩関係に“埋め込まれた”大卒就職」『東京大学教育学部紀要』32 : 89-118.

————・菅山真次・石田浩編, 2001, 『学校・職安と労働市場——戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会.

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.

大島真夫, 2013, 『大学就職部にできること』勁草書房.

太田聰一, 2010, 『若年就業の経済学』日本経済新聞出版社.

労働政策研究・研修機構, 2008, 『「日本的高卒就職システム」の変容と模索』労働政策研究報告書 97 号.

# 1992-2002 年における若年自営業層の社会階層的地位の変化

瀧川裕貴

(東北大学)

近年の研究において、グローバリゼーションや新自由主義、産業構造の変動により、階層としての自営業層に大きな変化が生じていることが指摘されている。OECD 諸国では上記の社会変動により 80-90 年代に「自営業の再興」が生じたとされる。しかし、同じ時期の日本では自営業はどちらかというと低調であった。そこで本研究では、『就業構造基本調査』の匿名データに依拠して、1992 年から 2002 年間の日本における自営業の構造の実態とその変化について、グローバリゼーションや新自由主義の影響および人口・家族構造の変化に着目しつつ、自営業を異なる 4 カテゴリーに分類して、記述的・探索的に分析を行った。分析の結果、この時期、都市において自営業の構造がグローバリゼーション仮説に合致するように動いている兆候はあるものの、全体としては伝統的自営業の減少を補うほどの新しい自営業の形態の増加はみられないということが分かった。また、伝統的自営業の減少は、家族構造の変化とも関連している可能性が示唆された。

## 1 研究背景と分析枠組み

### 1.1 研究背景

自営業層は社会的な見地からみて研究に値するいくつかの興味深い特徴をもっている。例えば、経済的な関心からいえば、自営業層は雇用機会の創出の役割を期待されている。その意味で自営業が活発であるかどうかはその国の経済の活性度を示すバロメータである。また、文化的な面からいえば、自営業層はしばしば独立や自律、自助努力の理念と結びつけられて語られる。これらの理念はときに新自由主義などのイデオロギーと結びついて政治的意味を帯びることもある。さらに、従来の社会階層論の文脈では、自営業層はしばしば到達階層、つまり地位達成の過程の一種の終着点の特徴をもつとされてきた（原・盛山 1999）。最後に、後に詳しくみるように、自営業層の変化は、グローバリゼーションや産業構造の転換など現代社会における構造変化を映し出すという意味においても意義深い研究対象となっている。

このように自営業層は社会的に興味深い研究対象であるにもかかわらず、古典的な社会階層理論の枠組みでは近年まで比較的軽視されてきた（Arum and Mueller eds. 2004）。周知のように、古典的マルクス主義の階級理論は、資本主義の進展に従って、独立自営業層は没落し、階級構造が資本家階級と労働者階級に二極化することを予言していた。マルクス主義と対抗関係にあった近代化理論では、社会の官僚制化、産業化に主たる関心があり、その主要な研究対象はホワイトカラーやいわゆる新中間階級となるが多かった。Arum and Mueller の指摘するように、主流の社会階層研究において用いられる階層カテゴリーは

自営業を主たる研究対象とするようには構築されていない。Blau and Duncan(1967)の社会階層カテゴリーにおいても、EGP (Erikson et al. 1973) 分類においても自営業は他のカテゴリーと同化されたり、いくつかのカテゴリーに細分化されたりしている。

しかしながらこのような研究の情勢は2000年頃から変化してきた。そのきっかけとなったのは、OECD 諸国における「自営業の再興」と呼ばれる現象である。実際、1979-1990前半でOECD諸国の非農業自営率は平均9.8%から11.9%へとポイントを挙げている(ただし、2000年代には横ばいとなっている)。このような研究動向を反映して Arum and Mueller を編者とする記念碑的論文集が出版されたのが2004年のことである。

ところがちょうどこの時期、日本の自営業率はこうした動きに逆行して低下をしているように見える(正確に議論するには、自営業を総数で考えるか、労働力に占める割合で考えるか、またそもそも自営業をどのように定義するかを考えなければならない。後ほどデータに基づいてこの点を議論する)。他の国と比較して日本ではなぜ自営業率の上昇がみられなかったのか。本稿では、1992年、1997年、2002年の「就業構造基本調査」の「匿名データ」に基づき、この時期の自営業層の実態と変動について主として記述的、探索的に分析していくことにする。特に本研究では、構造の変動を最も反映しやすいと考えられる若年層(15-39歳)の自営業層に焦点をあてることとする。

## 1.2 分析枠組

本研究の枠組みは基本的に Arum and Mueller (2004) に依拠している。ここでの基本的視点は労働に関わる環境の変動と自営業構造の変化とを結びつけて考える点にある。ただし、本研究ではこれに加えて、人口構造や家族構造の変化と自営業構造の変動との関係についても注目していきたい。自営業、特に伝統的な自営は家業的性格を強くもち、それゆえ人口・家族構造の変動やそれらに関わる意識や規範の変容に大きく影響を受ける可能性があるからである。

それではまず、労働に関わる環境の変動と自営業構造の変化から考えていこう。ここで重要なのは、自営業内部での多様性に留意することである。すなわち、労働環境の変動は自営業全体に対して一様に影響するわけではない。そうではなくて、労働環境の変容はある特定の種類の自営業に対しては正にはたらき、他の種類については負にはたらくということがありうる。総体的な自営業率の変化はこれらの個々の効果を合算したものとして現れるわけである。

さて、Arum and Mueller の議論の要点をまとめると、労働環境の変化として重要なのは、第一に経済のグローバリゼーションと「新自由主義化」、そして第二に産業構造の変化、特にサービス産業化の二つである(むろん両者は密接に関連している)。

まずグローバリゼーションと新自由主義化についていえば、ここでの文脈では労働に対するフレキシビリティの要請が高まったことが重要である。このことは特に職業階層の上

層と下層において自営業層への需要を産み出すと指摘されている。その論理はこうである。まず、専門的知識や技術を必要とする職種については、企業が内部で抱えておくよりも外部にアウトソーシングする方が、コストや柔軟性の点で有利となる。したがって、新自由主義化によって専門的自営業層が増大することになる。これと同様の論理が職種の下層についてもあてはまる。例えば、企業にとっては非熟練労働者を内部で正規に雇用するよりは、景気や需要の変動に応じてその都度、非熟練の自営等にタスクを委ねる方が効率的である。つまり、ここでは新自由主義化による非正規雇用労働の増大と同じロジックで非熟練の自営業を増加させる力がはたらくのである。かくして、新自由主義化による労働のフレキシビリティの要請は、専門自営と非熟練マニュアル自営の双方の増加を導く（Arum and Mueller 2004）。

産業構造の変化についていえば、製造業中心の社会からサービス業中心の社会への変化が自営業の構造に与えたインパクトについて考える必要がある。サービス産業化が自営業に与える影響は二重である。まず、製造業は小売や飲食と並んで伝統的に自営業の中核をなすものであった。したがって、産業における製造業のサイズの縮小はこのような意味での伝統的な熟練マニュアル自営の減少を導く。他方で、サービス産業化は新たな自営の機会を創出する。サービス業における起業は製造業に比べて、必要とされる資本が少なくすみ参入コストが低い。したがって、サービス産業化が進めば、サービス自営の数が増える予想される。このようにサービス産業化は、伝統的な自営を減少させる一方で、情報等も含めた広義のサービス業に関わる自営を増加させるはずである（Arum and Mueller 2004）

以上をまとめると、①グローバル化や新自由主義化による労働のフレキシビリティの要請が専門自営と非熟練マニュアル自営を増加させる、②産業構造のサービス産業化がサービス自営を増加させる一方で、伝統的な熟練マニュアル自営を減少させる。これらの差し引きがプラスになった場合に、OECDのいくつかの国でみられたような自営業の再興が観察されるというわけである。

分析枠組みに関わるポイントとしては、この時期の自営業の変動を検討する際には自営業の内部での多様性に留意することが必要不可欠であるということにある。すでに述べたように、グローバル化や産業構造の変化は多様な自営業層に異なった影響を及ぼすからである。したがって本研究でも自営業の多様性を捉えるための分類枠組みを構築し、それに基づいて分析を進めることとする。

加えて、本項の冒頭で指摘したように、自営業の構造変化を考えるためには、人口や家族構造の変動との関連をも検討する必要があるだろう。Arum and Muellerの議論では、家族的社会関係資本の高さが各国の自営業率の高さと関連しているという。例えば、イタリアや日本の従来における自営業率の高さはこのことによって（部分的に）説明されると指摘されている。他方で、本稿の対象期間である日本の1992年から2002年の時期は、少子化、晩婚化、同居率の現象が進み、また女性の雇用労働化も進展していく時期にあたって

いる。このような家族構造の変化がこれらの要因もおそらく自営のあり方に対して何らかの影響を与えていると考えられる。本研究では、自営業の多様性ととともに、家族構造の変化が自営業選択に与える影響についても着目して分析を行うこととする。

## 2 1992-2002年の日本における自営業を取りまく労働環境と人口・家族構造の変化

### 2.1 自営業を取りまく労働環境の変化

前節では、グローバリゼーションや新自由主義化が自営業構造に与えるインパクトについて議論してきた。では、こうした労働環境の変化は日本においてどの程度あてはまるだろうか。結論としては、この時期の自営業を取りまく労働環境の変化は日本においてもある程度、新自由主義化という概念化が妥当するといえる。この点について簡単にみておこう。

まず1991年には「大規模小売店舗の事業活動を調整することにより、その周辺の中小小売業者の事業活動の機会を適正に保護し、小売業の正常な発展を図ることを目的」とする旧大店法が改正され、大規模小売店舗の出店規制が緩和された。この法律は2000年には廃止され、新大店法へと変わる事となる。他方で1999年の中小企業基本法改正に象徴されるように、「中小企業の自助努力を正面から支援する」という理念の下、新自由主義的な各種創業支援政策がとられる事となる（この時期、中小創造法（1995）、新事業創出促進法（1999）、経営革新支援法（1999）等の創業支援を目的とする法律が施行されている）。より一般的な労働環境についていえば、1990年代以降には各種の労働規制が緩和され、それに伴って非正規労働が増大していったのは周知の通りである。また、産業構造の転換もこの時期、着実に進んでいる。1990年の第二次産業就業者比率および第三次産業就業者比率は33.3、59.0であったのに対し、2005年にはそれぞれ25.9、67.3となっている。このように、1992年—2002年の期間においては、ある程度のグローバリゼーションの進展や新自由主義政策の展開、そして産業構造の転換が日本においてみられたということがいえる。

### 2.2 人口・家族構造の変化

同時期における日本の人口・家族構造の変化についても確認しておこう。まず、この時期の合計特殊出生率についていえば、1992年の1.50から2002年の1.32へと下落している（「厚生労働省・人口動態統計」）。むしろ、出生率の変化が労働力となり得る人口構造の変化に直結するのはより先のこととなるが、そのシンボリックな意味が人々の行動に影響を与える可能性は否定できない。国民生活白書（1992年度版）で少子化という言葉が登場するのはちょうどこの時期のことである。

未婚率についてもこの時期は上昇期にあたる。例えば、1990年の30-34才男性の未婚率は32.8、30-34才女性の未婚率は13.9であるのに対し、2005年にはそれぞれ47.1、32.0となっている（「国勢調査」）。このことは結婚行動や家族形成行動における重要な変化を示し

ている。

また女性の雇用労働力化についても、この時期、特に20代から30代の女性の間で着実に進展している。例えば、25-34才の女性の雇用者数は1992年2月の376万人から2002年の1月—3月平均で540万人に増加している（「労働力調査」）。

このような人口構造や家族構造の変化、および家族に関わる行動や規範の変容はとりわけ家業としての自営業のあり方に対して影響を与えている可能性がある。

### 3 先行研究と本研究の問い

#### 2.1 社会学における先行研究

日本の自営業に関する先行研究としては、SSMデータを用いたきわめて層の厚い研究がすでに行われている（鄭 2002, Ishida 2004, Arita 2011, 竹ノ下 2012）。例えば、Ishida (2004) で得られている知見をまとめると、日本の自営業の特徴としては伝統的な熟練自営が支配的であること、高等教育が比較的效果をもたないこと、専門自営および熟練自営において世代間の継承性が高いこと、そして小企業におけるスキルの蓄積が重要であることなどが挙げられる。これらの研究では、自営業内部の分類を行うことで自営業内部での多様性にも十分留意されているものの、SSMデータというデータ上の制約により、官庁統計等に比してサンプルサイズが小さいため、若年自営層に限定した分析は行われていない。これに対して本研究は、若年自営層を対象を限定した上で、内的多様性を考慮する自営業の分類に基づき詳細な分析をすすめることで自営業構造の多様な実態と変動をより詳細に明らかにすることを試みる。

#### 2.2 経済学における先行研究

Genda and Kambayashi (2002) は『全国消費実態調査』に基づき、日本における自営業選択の研究を行っている。彼らの研究では、自営業者となるかそれともその他の被雇用者となるかの二者択一を前提とした二項選択モデルが採用されており、これに基づいてどのような要因によって人は自営業を選択するのかが検討されている。これに対して、本研究では彼らの用いている選択モデルの基本的前提を引き継ぎつつ、自営業の多様性に焦点するため異なる種類の自営業に対する就業選択を区別する多項選択モデルを用いて、自営業選択の構造を分析する。

#### 2.3 本研究の問い

ここで本研究の問いをまとめておこう。第一に、本研究では、1992年から2002年において日本の若年自営業層の実態はいかに変化したかを記述することを目的とする。その上で第二に、1992年から2002年において若年自営業の選択メカニズムは変化したか。また変化があるとすれば、どのように変化したかを分析する。本研究は主として記述的、探索

的な性格が強いが、それでもこれらの分析を通じて、なぜ日本において自営業が減少したか、そのメカニズムについても一定程度示唆を与えることを目的とする。また、本研究の主な独自性としては、大サンプルを用いて 1992 年から 2002 における若年自営層の実態の変化を記述した点、および詳細な分類を用いることで自営業の多様性を把握するよう努めた点、そして家族構造と自営業との関連に着目した点にある。

## 4 データ、自営業の定義および分類

### 4.1 データ

本研究で用いるデータは平成 4（1992）年、平成 9（1997）年および平成 14（2002）年の「就業構造基本調査」（総務省）の「匿名データ」である。就業構造基本調査には自営業者も含めた有業者の就業に関する詳細な情報が記載されているほか、教育歴や家族・世帯構造といった社会的に重要な変数も含まれている。本研究では、従業上の地位、産業分類、職業分類、性別、年齢、教育、家族、都市居住などの変数を用いて分析を行う。

### 4.2 自営業の定義

自営業研究につきまとう難問はいかにして自営業を定義するかである。例えば定義を狭くにとって官庁統計において実際に自営業主として自己同定しているもののみを自営業者とするという考え方もある。しかしながら、法的に自営業主ではなくとも、商店や町工場のオーナーが法人化して会社経営者になっているケースも多い。この場合、実質的には自営業主とほぼ変わらないのに、上述の定義では自営業者から排除されてしまうことになる。そこで社会学の研究では、従業員が少ない会社の経営者を自営業者と分類するというやり方がひろくとられている。この考え方に従って、本研究では従業員 10 人未満の会社経営者をも自営業者と分類することにした。また、農林自営はその他の自営とは社会的にみてかなり異なる性質をもつため、ここでの自営業の定義から除外した。まとめると以下のようになる。

本研究における自営業とは、

1. 自営業主として自己同定している者
2. 従業員数 10 人未満の会社などの役員
3. 農林自営は除外

次に問題になるのが家族従業者（と内職）の扱いである。仮に社会階層を世帯単位で考えるならば、家族従業者は自営業を営む世帯に属しており、これを自営に分類することは自然である。また各種の統計においても家族従業者は自営に分類されることが多い。他方で、家族関係やジェンダーの問題を考える上では自営業者と大半が女性である家族従業者とは別のカテゴリーとして区別するべきである。ここでは、基礎統計については家族従業者と内職を含む「広義の自営」とこれらを含まない「狭義の自営」とを区別して分析した。



その後の多項選択モデルによる分析の際には家族従業者と内職を含む「広義の自営」を対象とし、結果の解釈の際に必要な場合には、自営が家族従業者と内職を含むという事実に留意した。

### 4.3 自営業の分類

自営業の分類は、本研究の分析枠組みにとって中心的な課題となる。それによれば、グローバル化と新自由主義化は専門自営および非熟練マニュアル自営を増加させ、産業構造の転換はサービス自営を増加させ、伝統的な熟練マニュアル自営を減少させる。また、日本の文脈では大店法の改正等による規制緩和が小売や飲食などの伝統的自営に与えた影響を考慮することも必要であろう。よく知られているように、官庁統計の分類では熟練と非熟練を十分に区別することができないなどの問題があり、社会学的な関心を満たすような完全なカテゴリー化を行うことは不可能である。それでもなお、なるべく本研究の分析枠組みに合致する形で以下のような4カテゴリーの分類を行った。

- ・専門管理自営

自営業者の中で職業分類が「専門」および「管理」に相当する者

- ・伝統的自営

職業分類が「販売」か「製造」に相当する者、また職業分類が「サービス」で産業分類が「飲食」に相当する者（ただし便宜的に「漁業」、「分類不能」を含めた）。

- ・事務サービス自営

職業分類が「事務」に相当する者。または職業分類が「サービス」で産業分類が「飲食」以外の者。

- ・運輸労務自営

職業分類が「運輸・通信」か「建設・労務」の者。

### 4.4 仮説の再定式化

この分類の下で本研究の分析枠組みに基づく仮説を述べ直すと以下のようになる。まず、グローバル化と新自由主義化が進展すると、専門管理自営と運輸労務自営がともに増大する。後者は非熟練マニュアルと同一視はできないものの部分的にはこれに相当する。また、これに加えて、日本の文脈では、自営を取りまく新自由主義政策、規制緩和は伝統的自営を減少させる効果をもつという仮説も提示しておく。産業構造の転換は伝統的自営を減少させ、事務サービス自営を増大させる。ただし、事務サービス自営の一部は非熟練自営であり、これについては新自由主義政策の効果によって増大しているかもしれない。また、家族構造や家族関連行動の変化は主として家業的な性格の強い伝統的自営において強く影響すると考えられる。

## 5 記述統計

### 5.1 記述統計 1—自営業率の変化

まずは広義の自営業全体の動きをみてみよう（図表は省略）。広義の自営業率（なおここでの自営業率は全回答者に対する自営業者の割合のことをいう）をみてみると1992年には18.1%，1997年には16.9%，そして2002年には16.2%となっており，確かにこの時期の自営業は率でみた場合に減少傾向にある。しかし男女別にみると，実は減少傾向にあるのはほぼ女性の自営業者に限られるということが分かる。男性の自営業率は調査年順に，16.9，16.2，16.7と推移しているのに対し，女性は19.7，17.8，15.6と大きな減少をみている。

ただし，年齢別にみると，男女とも若年層（15歳—39歳）（および中年層（40歳—59歳））における自営業率は減少している（図1参照）。男性の場合はこの減少を高年層（60歳以上）の自営業率の上昇が埋め合わせているという状況である。

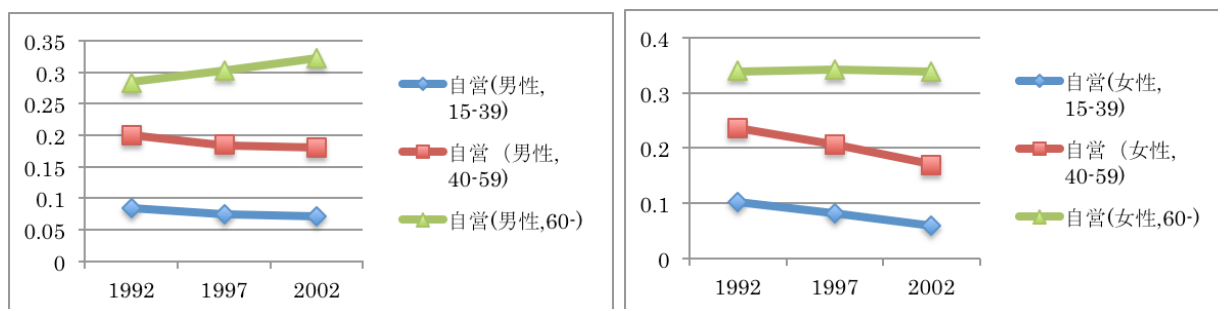


図1 年齢別広義自営業率の変化（左：男性，右：女性）

次に家族従業者，内職およびこれらと区別された狭義の自営業率の変化をみてみよう。男性についていえば狭義の自営業率は1992年から2002年の間で変わっていない（1992年と2002年でともに15.4%）。これに対して女性の状況は劇的に変化している（図2）。実は女性においても狭義の自営業率はそれほど変化していないのに対し（1992年0.76→2002年0.77），家族従業者および内職者が調査年ごとにそれぞれ，8.9，8.0，6.6，および3.2，2.2，1.3というように急激に減少しているのである。したがって，先にみた女性における広義の自営業率の減少の要因の大部分は家族従業者および内職者の減少によるということがいえる。

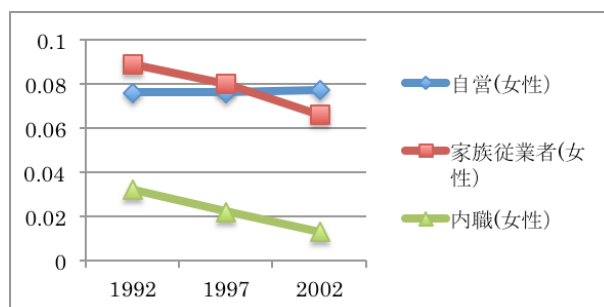


図2 女性狭義自営業，家族従業者，内職比率の変化

## 5.2 記述統計 2—四分業ごと自営業者数の変化

ここでは先に区別した専門管理自営，伝統的自営，事務サービス自営，運輸労務自営の4分類ごとの自営業者数の変化をみていこう（図3）．分類ごとにみた場合，実数における伝統的自営の減少が急であることがみてとれる．女性の伝統的自営の減少幅の方が大きい。これは伝統的自営に家族従業者が多いという事実と関連している．また男女差はカテゴリー一間の選択にも現れている．男性は運輸労務自営が多く，事務サービス自営が少ない．もっとも男性の事務サービス自営は1997年と2002年に増加傾向にあり，これが伝統的自営の減少を一部相殺している．女性については逆に事務サービス自営が多く，運輸労務自営が少ない．1992年に比べれば総数としては事務サービス自営は増加傾向にある．

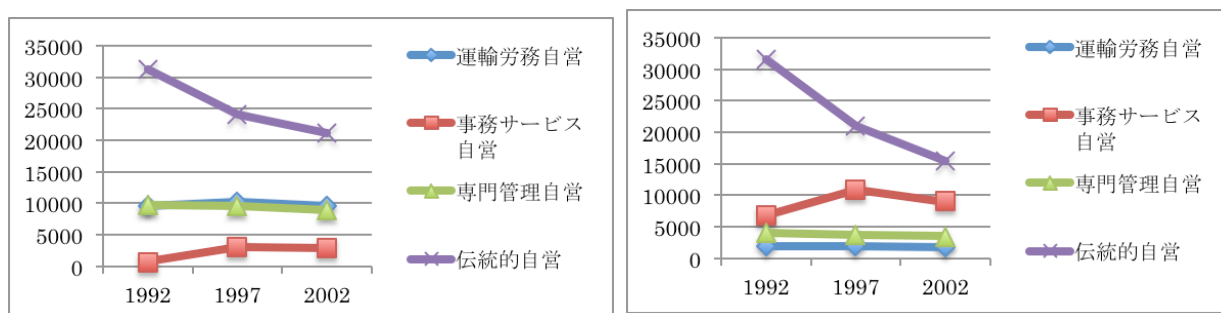


図3 カテゴリー別自営業者数の変化（左が男性，右が女性）

## 5.3 まとめ

全体としてみれば，この時期の日本の自営業率は減少傾向にある一方，それらの多くは女性の家族従業者および内職の減少によるものであり狭義の自営業率は横ばい傾向にある．ただし若年，中年層では狭義の自営業率自体低下していることに注意が必要である．自営業分類では，実数において伝統的自営の減少が著しい．特に，先には示していないが年齢別にみると，若年，中年においてこの傾向は著しい．全体では，事務サービス，運輸労務がやや伸びているが，若年では伸びはみられないということも指摘しておこう．専門管理は横ばいの状況である．

ここまでの検討の含意についてまとめると，まず日本では新自由主義政策や産業構造の転換によって伝統的自営は大幅に減少したものの，これを埋め合わせるだけの専門的自営やサービス自営，または非熟練自営の伸びはみられなかった．このことがこの時期に日本が「自営業の再興」をみることがなかった主な要因である．社会階層としての自営業層という点からいえば，この時期，伝統的熟練自営が厚みをもつという日本の自営業の特色がじょじょに変化していく一方で，専門自営や非熟練ないしサービス自営という新たな自営業の形態はまだそれほど普及していないという過渡期にあたるといえるかもしれない．また，この時期の家族従業者の減少は自営業の構造が人口・家族構造の変動と切り離せないという

ことを示している。特に伝統的自営の減少はグローバリゼーションや産業構造の問題だけでなく、従来の日本の自営率の高さを説明するとされてきた「家族社会関係資本」の変動と相関している可能性がある。

これらをふまえて、次節では人々が自営業を職業として選択したり継続したりする際の選択メカニズムについてこの時期に何らかの変化があったのかどうかを、多項選択モデルを用いて分析する。

## 6 多項選択モデルによる分析

### 6.1 多項選択モデル

本節では、誰が自営業を選択するのか、そしてそのような選択のメカニズムは1992年から2002年の間で変化したのかという問いに答えるために多項選択モデルを用いた分析を行う。

選択のメカニズムを分析する際には、理想的には何が選択に影響を与え、結果としてどのようなことが生じたのかという時間的な前後関係を区別できるパネルデータを用いることが望ましい。しかし本研究で用いる就業構造基本調査はクロスセクショナルなデータであるため、このような時間的な前後関係を区別することはできない。しかしながら、先行研究ではいくつかの仮定をおくことによって、クロスセクショナルなデータから選択のメカニズムを分析することが試みられている（(Genda and Kambayashi 2002), (Evans and Jovanovic 1989)）。本稿もこれらにならい、いくつかの仮定をおくことでクロスセクショナルなデータを用いて人々の選択行動を分析することにする。

ここでおかれる仮定は以下の通りである。

1. 過去の従業上の地位と独立に年ごとに各種自営業かあるいは被雇用者になるかどうかを決める。
2. 決定は各種自営（および被雇用者）の期待効用とそれ以外との期待効用との差に基づく
3. 期待効用の差は個人特性に基づく
4. 各種自営および被雇用者になるという選択肢の間で選択肢間の独立性（IIA）が成り立っている。

これらはかなり強い仮定であり実際には明らかに満たされていない。特に前年の従業上の地位は当該年の就業選択に当然強く影響するし、また選択肢間の独立性も満たされると考えるのは難しい。しかしここでは探索的な分析を行うという目的のため、これらの仮定の非現実性に留意しつつ、結果を解釈するという方向をとりたい。

そこで仮にこれらの仮定が満たされているとしたら、多項ロジットモデルによって人々の選択行動をモデル化することが可能である。従属変数はむしろ、自営業の4カテゴリー、被雇用者そして農林業という就業選択である。独立変数としては、次の四つを用いる。す

なわち、年齢（これは勤労年数の代理変数でもある）、教育（人的資本）、配偶者ありなし（これが家族社会関係資本に相当する）そして都市度である。都市度についてはこのデータでは三大都市圏か否かという二値となる。

分析の方法としては、まず1992年、1997年、2002年のデータをマージしてプーリング回帰を行う（Model 1）。その上で、調査年を変数として他の変数との交互作用を検討する（Model 2）（交互作用は、年齢×調査年、配偶者効果×調査年、教育×調査年、大都市圏×調査年、である。）。そこでもし交互作用が有意であれば、該当変数について調査年による変化があったということになる。なおここでは若年層にサンプルを限定した上で、男女別にサンプルを分けて分析を行うこととする。

## 6.2 分析結果

まず、調査年による交互作用を仮定しないプーリング回帰（Model 1）の結果をみてみよう（表1）。

若年男性について、まず調査年の効果をみてみると、1992年に比べて1997年も2002年もともに運輸労務自営を除くすべての自営で負の効果をもっている。このことはこの時期に若年男性において、自営への選択のインセンティブが（他の変数を考慮した上で）基本的に低下していることを示している。次に、すべての自営業カテゴリーで年齢効果は正である。つまり、自営業を始めるに際してはある程度の勤労経験が必要になるということである。次に家族社会関係資本に相当する配偶者の効果に関しては、運輸労務と専門管理が有意に正であるが、伝統的自営と事務サービス自営については効果をもたない。ここで特に家業的性格をもつとされる伝統的自営で配偶者の効果が存在しないことは奇妙に思えるかもしれないが、これは実は時系列的な変動に関わっている。この点については交互作用を仮定した分析の箇所述べる。教育については、専門管理自営以外は短大以上の教育歴はむしろ負の効果をもち、むしろ中卒である方が正の効果をもつという結果になっている。これは日本の従来の自営業における教育の重要性の低さを指摘する先行研究と一致する結果である。また、都市圏に関しては専門管理や運輸労務が都市において選択されやすい一方で、事務サービスは都市効果において負となっている。都市におけるこれらの特徴は、都市の自営業の構造がグローバリゼーション／新自由主義による影響を受けつつあることを示している可能性がある。専門的自営と非熟練マニュアル自営の増大はその帰結の一つであるからである。

若年女性について、調査年の効果はすべての自営で負となっている。ここでもやはり自営業選択のインセンティブは低落傾向にある。女性の場合も、年齢効果はすべてのカテゴリーで正となっている。次に配偶者の効果についていえば男性と異なり、専門管理以外の自営業カテゴリーで正となっている。このことは、女性の場合自営を始める際に、配偶者の存在が生活の安定やリスク回避の意味で重要な要因となっているということを意味してい

る可能性がある。専門管理自営に限り、配偶者が効果をもたないということは、このカテゴリーの自営については単身の若年女性でも十分に生活できるだけの安定性と稼得能力があるということなのかもしれない。またここでの自営には家族従業者が含まれている。家族従業者の多くは有配偶で夫が自営であるため、このことが配偶者効果として現れていると考えられる。教育については男性と同じく、専門管理自営以外、重要性をもたない。最後に都市効果については、男性とは逆に、事務サービス自営と伝統的自営が有意に都市において選ばれているという結果となっている。

表 1 交互作用を仮定しない多項ロジスティック分析の結果

	Model 1					
	若年男性 (N=347570)			若年女性 (N=350615)		
	係数	標準誤差		係数	標準誤差	
(各切片は省略)						
運輸労務自営:年齢	0.273	0.02	**	0.379	0.102	**
事務サービス自営:年齢	0.442	0.044	**	0.500	0.054	**
専門管理自営:年齢	0.856	0.034	**	0.750	0.070	**
伝統的自営:年齢	0.463	0.016	**	0.596	0.038	**
農林:年齢	0.286	0.023	**	0.563	0.070	**
(REF) 配偶者なし						
運輸労務自営:配偶者あり	0.297	0.035	**	1.981	0.195	**
事務サービス自営:配偶者あり	-0.07	0.074		1.583	0.093	**
専門管理自営:配偶者あり	0.151	0.049	**	0.072	0.113	
伝統的自営:配偶者あり	0.032	0.026		1.137	0.062	**
農林:配偶者あり	-0.24	0.041	**	1.489	0.120	**
(REF) 高校						
運輸労務自営:小中学校	0.932	0.039	**	0.535	0.231	*
事務サービス自営:小中学校	0.059	0.118		0.377	0.142	**
専門管理自営:小中学校	-0.11	0.114		-0.593	0.591	
伝統的自営:小中学校	0.555	0.035	**	0.568	0.092	**
農林:小中学校	0.211	0.06	**	0.643	0.156	**
運輸労務自営:短大・高専	-0.541	0.058	**	-0.870	0.183	**
事務サービス自営:短大・高専	0.081	0.099		-0.202	0.081	*
専門管理自営:短大・高専	0.891	0.064	**	1.311	0.145	**
伝統的自営:短大・高専	-0.167	0.038	**	-0.633	0.063	**
農林:短大・高専	0.343	0.049	**	-0.631	0.117	**

運輸労務自営:大学・大学院	-1.788	0.067 **	-1.612	0.389 **
事務サービス自営:大学・大学院	-0.665	0.091 **	-1.003	0.163 **
専門管理自営:大学・大学院	0.516	0.053 **	2.172	0.147 **
伝統的自営:大学・大学院	-1.038	0.037 **	-1.354	0.127 **
農林:大学・大学院	-1.009	0.06 **	-1.104	0.222 **
運輸労務自営:在学中	-1.221	0.148 **	-0.563	0.733
事務サービス自営:在学中	0.215	0.182	-0.001	0.305
専門管理自営:在学中	2.771	0.083 **	3.401	0.196 **
伝統的自営:在学中	-0.652	0.095 **	-0.409	0.234 .
農林:在学中	-1.21	0.178 **	-0.320	0.517
(REF) 大都市圏でない				
運輸労務自営:大都市圏	0.138	0.033 **	0.145	0.150
事務サービス自営:大都市圏	-0.166	0.071 *	0.190	0.077 *
専門管理自営:大都市圏	0.128	0.044 **	0.012	0.097
伝統的自営:大都市圏	-0.026	0.025	0.139	0.056 *
農林:大都市圏	-1.308	0.055 **	-1.304	0.156 **
(REF) 調査年 1992				
運輸労務自営:調査年 1997	0.129	0.037 **	-0.143	0.162
事務サービス自営:調査年 1997	-0.543	0.077 **	-0.168	0.080 *
専門管理自営:調査年 1997	-0.196	0.05 **	-0.288	0.109 **
伝統的自営:調査年 1997	-0.116	0.028 **	-0.295	0.058 **
農林:調査年 1997	-0.332	0.043 **	-0.315	0.106 **
運輸労務自営:調査年 2002	0.09	0.04 *	-0.065	0.166
事務サービス自営:調査年 2002	-0.575	0.082 **	-0.559	0.093 **
専門管理自営:調査年 2002	-0.273	0.053 **	-0.529	0.116 **
伝統的自営:調査年 2002	-0.191	0.03 **	-0.585	0.066 **
農林:調査年 2002	-0.188	0.043 **	-0.409	0.114 **
有意水準:				
***' 0.01 '**' 0.05 '.' 0.1				
	対数尤度: -85700		対数尤度: -16500	
	McFadden: 0.046		McFadden: 0.12	

さてではこうした選択の構造に時系列的变化はみられるのだろうか。交互作用分析 (Model 2) の結果をすべて示すのはあまりにも煩雑となるので、ここでは配偶者効果と都市効果にしばって検討したい (分析自体はすべての独立変数と調査年との交互作用を投入

して行った.)。

図 4-1 と図 4-2 は調査年との交互作用の効果を合算して、調査年ごとの配偶者効果および都市効果を計算した結果について示したものである。まず男性の配偶者効果についてみると、とりわけ伝統的自営においてその効果が大きく減少していることが分かる(図 4-1)。つまり 1992 年においては正に作用していた配偶者の効果が 2002 年には負へと転じているのである。プーリング回帰ではこれらの効果が相殺された結果、伝統的自営の配偶者効果が有意でなくなっていたというわけである。また女性の配偶者効果についてみてもやはり、伝統的自営において配偶者の効果が大きく減じていることがみてとれる。このことは 1992 年から 2002 年にかけて伝統的自営の家業的性格に大きな変化があったことを示しているといえるかもしれない。

次に都市効果について(図 4-2)。専門管理や運輸労務における都市効果が年を追うごとに強まっているとするならば、新自由主義の効果が都市において徐々に出現しつつあるという可能性が示唆される。男性の都市効果について、実際には有意な変化は検出できなかったが、符号としては徐々に増大する方向で一致している。他方で女性についていえば、1997 年に伝統的自営の効果が減少するという傾向が有意にみられる。2002 年との交互作用は優位ではないが、1992 年に比べると効果は減少している。この事実の解釈は難しいが、あえていえば都市において女性は伝統的自営(しばしば家族従業者)から離脱して、被雇用者になる傾向が強まっているという可能性が指摘できる。

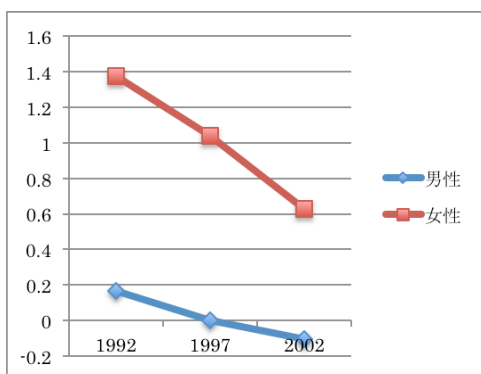


図 4-1 伝統的自営の配偶者効果の変化

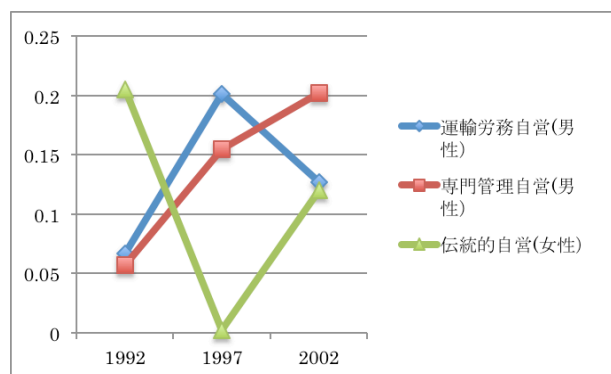


図 4-2 都市効果の変化

## 7 結論

本研究では、1992 年から 2002 年の間の若年自営層の社会階層上の地位の実態と変化を『就業構造基本調査』を用いて分析した。

この時期、若年層において、日本の自営層を従来特徴付けてきた伝統的自営層が衰退するなか、それに変わりうる専門自営やサービス自営の伸張がみられなかったことが記述統



計の検討の結果、明らかになった。ただし、多項選択モデルに基づく選択メカニズムの分析では、都市部においてグローバリゼーションや新自由主義の影響により専門自営および非熟練自営が選択される土壌が生まれつつある可能性が示唆された。

また、本研究では家族構造の変化も自営、特に家業的な伝統的自営のあり方に影響を与える可能性も検討した。この時期、家族従業者の数が激減しており、これは明らかに家族に関わる行動や女性の就業選択の変化を反映しているといえよう。選択メカニズムの分析においては、若年の伝統的自営層において男女ともに配偶者効果（配偶者の存在によって自営業の選択ないし継続が促されること）が減衰していることが明らかになった。これを直接的に伝統的自営業の衰退と結びつけることはできないが、おそらくこの時期に伝統的自営においてさえ、(家族従業者の減少と相まって)その家業的性格が変化しつつあること、そしてそのことが伝統的自営のダイナミズムと何らかの仕方に関連していることが示唆される。

とはいえ、本稿の分析は準備的な性格が強く、分析も主に記述的、探索的にとどまっている。若年自営層の社会階層的地位の変化のメカニズムを明らかにするためには、さらに詳細な分析が必要となる。また今回は入手不可能であったが、2007年以降のデータを用いることでより十分な変化の記述も可能になるだろう。これらについては今後の課題としたい。

#### [謝辞]

本稿の分析にあたり、統計法に基づいて、独立行政法人統計センターから「平成4年就業構造基本調査」、「平成9年就業構造基本調査」、「平成14年就業構造基本調査」（総務省）に関する匿名データの提供を受け、独自に作成・加工した統計データを用いました。

#### [参考文献]

- Arita, S., 2011, "Structural Change and Inter/Intra-Generational Mobility in Self-Employment," Sato, Y. and J. Imai eds., Japan's New Inequality, Trans Pacific Press.
- Arum, R. and W. Mueller 2004, "Self-Employment Dynamics in Advanced Economies," Arum, R. and W. Mueller eds., The Reemergence of Self-Employment: A Comparative Study of Self-Employment Dynamics and Social Inequality, Princeton University Press.
- Arum, R. and W. Mueller eds., 2004, The Reemergence of Self-Employment: A Comparative Study of Self-Employment Dynamics and Social Inequality, Princeton University Press.
- Blau, P. M., and O. D. Duncan, 1967, The American Occupational Structure, John Wiley and Sons.
- Erikson, R., J. H. Goldthorpe, and L. Portocarero, 1979, "Intergenerational class mobility in three Western European societies: England, France and Sweden," British journal of Sociology: 415-441.
- Evans, D., and Jovanovic, B. (1989). An estimated model of entrepreneurial choice under liquidity

constraints, *Journal of Political Economy* 97: 808–827.

Genda, Y., and R. Kambayashi, 2002, "Declining self-employment in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 16.1 (2002): 73-91.

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

Ishida, H, 2004, "Entry into and Exit from Self-Employment in Japan," Arum, R. and W. Mueller eds., *The Reemergence of Self-Employment: A Comparative Study of Self-Employment Dynamics and Social Inequality*, Princeton University Press.

竹ノ下弘久, 2011, 「労働市場の構造と自営業への移動に関する国際比較」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会: 2 階層と移動の構造』東京大学出版会.

鄭賢淑, 2002, 『日本の自営業層: 階層的独自性の形成と変容』東京大学出版会.

# 女性の離職に対する企業規模効果の分析

竹内麻貴

(立命館大学大学院)

両立支援制度の整備状況と運用実態は、企業規模間で大きく異なることが指摘されてきた。そこで本稿は、ライフイベントによる女性の離職の生じやすさが企業規模によってどのように異なるのかを明らかにするため、「平成14年就業構造基本調査」を用い、離職理由を被説明変数とした離散時間ロジット分析を行った。その結果、小規模企業と大企業の女性では、結婚または育児による離職のしやすさに差はあるが違いの程度は僅かであり、介護・看護による離職の生じやすさにおいては有意な差自体がなかった。これは小規模企業の両立支援は、結婚と育児に関しては大企業と遜色ない程度に行われているものの、介護と看護に関しては上手く対応できていないという意味で大企業と横並びであることを示唆するものと考えられる。また、3つの理由いずれかにより女性が離職する確率は、大企業に比べ中小企業では一貫して高かったが、官公庁では一貫して低かった。

## 1 問題の所在

1960年代を通じて日本女性の雇用労働は、拡大しながらも専業主婦化が進み、年齢階級別労働力率のM字曲線が形成・維持されてきた。70年代後半以降、M字型曲線の底が上昇する変化はあるものの、女性のキャリア中断に対する結婚や出産・育児の影響は大きい。また、高齢化と晩婚・未婚化により、一人にかかる親の介護負担も女性の中年期以降のキャリアに大きく影響するようになっている。本稿では、そういったライフイベントを理由とした女性の離職の生じやすさに対する企業規模の効果を検討する。

ここで企業規模に注目する理由は、女性のキャリアにおいて規模の小さい企業が大企業に比べて働きにくいとは言えない、という指摘がたびたびなされるからである。男性の場合、長期雇用や年功的な賃金、両立支援制度といった就労に関する制度の整備がされている大企業の方が就労を継続しやすい。しかし女性にとっては、そういった制度の存在がキャリアを阻む要因にもなっている。長期雇用と年功賃金が、男性が稼ぎ手となることを前提としており、その他の企業福祉や社会保障とともに日本型福祉を構成し、専業主婦化を促してきたことはよく知られている。他方で、女性の就労を促進すると思われる両立支援制度に関しても、制度がある方が離職率は高まるといった研究結果がある（日本労働研究機構 2000）。この結果は、両立支援の整備に必要なコスト負担によって統計的差別が生じ、結果として女性にとって働きにくい職場環境になってしまう可能性を示唆している。反対に、両立支援整備のコストを負えず支援制度をもたない小さな規模の企業では、女性の個別な事情に合わせ柔軟な対応をしていることが指摘されている。しかしながら後でみるよ

うに、計量的な分析では一貫した結果が得られていない。そこで本稿では女性の離職に関して、「平成14年就業構造基本調査」の匿名データを用い分析していく。

## 2 企業規模と離職の関係

### 2.1 両立支援の企業規模間格差

両立支援制度に関しては、大企業ほど導入が進んでいる。例えば、1975年女性公務員が適用対象者だった育児休業制度（現・育児・介護休業制度）は、1991年に育児休業法（現・育児・介護休業法）が制定されたことで、より一般的なものとなった。しかし育児休業制度を導入する事業所の割合（導入率）には、企業規模による差があることが指摘されてきた。そのひとつに、労働政策研究・研修機構が2007年に行った「有期契約労働者の育児休業等の利用状況に関する調査」を用い、育児休業制度の企業規模別普及状況を分析した結果がある。それによると、2007年時点では特に30人未満の企業規模において育児休業制度がある事業所割合は約30%と低かった。また、1999年の「女子雇用管理調査」（労働省）を用いて10年間の導入率の変化をみた場合も、30人未満の規模では10ポイント未満の上昇幅と小さかった。一方、30-99人と100-299人の規模では上昇率がそれぞれ30%と10%となっており、導入している事業所の割合も2007年でそれぞれ約8割と約9割に達していた。結論としては育児休業制度の有無の規定要因をロジスティック回帰によって分析した結果も踏まえたうえで、育児休業制度の普及率は企業規模300人以下を中心に著しく上昇しているものの、企業規模500人、100人、30人を境に企業規模が小さいほど低いことが明らかにされている（労働政策研究・研修機構 2009）。企業に従業員の両立支援を促すものとしては、育児・介護休業法の改正だけでなく、次世代育成支援対策推進法に基づく育児支援の行動計画策定義務化も行われてきた。2005年には従業員数301人以上の企業への義務化が行われ、さらに2011年の改正からはその対象が101人以上の企業に拡大された。しかし、2011年の改正においても100人以下の場合には努力義務のみであるため、これまで指摘されてきた30人未満の小規模企業に対しては積極的に両立支援を促すものではない。「女子雇用管理調査」の継続調査である「雇用均等基本調査」（厚生労働省）の2012年度の集計においても、育児休業制度の規定がある事業所割合は、500人以上と100～499人規模ではほぼ100%、30～99人規模でも93%であったのに対し、5～29人規模では67.3%となっている（厚生労働省 2013）。

### 2.2 実態としての小規模企業の働きやすさ

両立支援の企業間格差が指摘されながらも、小規模企業に積極的な取り組みを容易に要請できない理由として、まずコストの問題が挙げられる。小規模企業にとって、両立支援のコスト負担は大きく、結果として女性の活用自体を抑制することになりかねない。例えば脇坂（2001）は、従業員数が30人未満の事業所では、育児休業に伴うコスト負担を理由

に女性の採用が抑制される可能性を指摘している。他方で、中小企業庁（2006）が指摘するように、従業員規模が小さい企業は制度の整備ではなく、従業員の個別の事情に応じた柔軟な対応によって、仕事と育児の両立を支援しているという論がある。中小企業を対象に日本政策金融公庫総合研究所が2011年に「企業経営と従業員の雇用に関するアンケート」を行い、既存データを用いて小企業、大企業との比較を行った中でも、中小企業が仕事と育児の両立支援制度を就業規則等に定めている割合は、小企業より高く、大企業より低いが、「制度はないが、柔軟に対応している」の回答を加えると、大企業と遜色ない水準にあるとされている。また同じ比較の中で、中小企業・小企業では、大企業よりも女性が出産後も同じ企業に勤めている割合が高いことも指摘している（日本政策金融公庫総合研究所2012）。同研究所が2010年に実施した「小企業の女性雇用に関する実態調査」でも、企業規模が小さくなるほど勤続年数が平均的には長くなる傾向が確認されている。こういった制度に頼らない実態レベルでの両立支援に関する類似の議論は海外にもある。Brinton（2001）とYu（2009）は、台湾女性の就労パターンに日本のようなM字型がみられない理由のひとつに、中小企業を中心に台湾経済が成立しているため、インフォーマルな交渉による雇用調整が一般的なことを挙げている。

### 2.3 計量的な研究の知見

以上の知見の多くは、主に記述的分析から得られたものであるため、共変量を用いた計量分析では、小規模企業での両立しやすさは支持されるのかを確認する必要がある。ただしその際、一時点の調査データによる分析では、これから職場を辞める可能性があるがそれがまだ起きていないことの影響や、調査時点で就いている職業よりも前のキャリアを考慮できない。そこで推定におけるイベントの起こりやすさを、イベントが起きるまでの早さ、またはイベントが起きないでいる時間の短さとしてとらえる、イベントヒストリー分析が有用となる。本稿でもイベントヒストリーによる分析を行うため、ここではイベントヒストリー分析を用い女性の離職のしやすさに対して企業規模を変数に取り入れた研究をレビューする。まず代表的なものとしては、「社会階層と社会移動全国調査（SSM）」のデータを用いた研究がいくつかある。2005年のSSM調査データを分析した研究では、平田（2008）が60歳代までの女性の退職のしやすさに企業規模による違いはないとしている。ただし、同じデータでは正規雇用者の学卒から34歳までの機関で初職を継続する年数は、企業規模が小さいほど短い（中澤2008）といった結果も報告されている。加えて、Yu（2009）がSSMの1995年調査データと「Taiwan Social Change Survey（TSC）」の96年データにより、キャリア全体、結婚後、出産後の3区分で日台の既婚女性の離職パターンを比較した結果は、日本は従業員数が多いほど結婚や出産で離職しやすい一方、台湾での効果は従業員数9人以下の企業よりも10人以上499人以下の企業で離職しやすく、大企業とは離職確率に差がないことを示していた。

SSM調査以外のデータを用いた研究としては、「働き方とライフスタイルに関する全国調査 (JLPS)」を用いた三輪 (2010) が挙げられる。三輪は 30 人以下の小企業に勤めることが 40 歳までの就労にどのように影響するかを分析した。その結果によると、小企業に勤めている者は小企業への転職と離職<sup>1)</sup>が生じやすいが、その後の再入職では大きな企業に勤務していた女性よりも、入職先の規模にかかわらず再入職がしやすかった。この分析結果を三輪は、女性のキャリアにとって小企業は、流動性の高さや育児支援制度の不在といった障壁を確かにもつが、実態としての運用レベルで働き方の柔軟な調整が可能な面があることを示唆するものとして解釈している。

では、両立支援制度を具体的にコントロールした場合、企業規模の効果としてはどのような結果が得られているのだろうか。日本労働研究機構が 1999 年に行った「高学歴女性と仕事に関するアンケート」を用い、大卒女性の初職継続期間の決定要因を分析した研究では、説明変数の中に企業規模と、勤務先の女性の就労促進制度を含んでいる。制度には、育児、介護・看護、在宅勤務制度、再雇用制度など 9 つが用いられた<sup>2)</sup>。それら制度をコントロールした上での企業規模の効果は、企業規模が大きいほど就業継続期間が短くなるというものであった。また、企業が導入している制度の効果では、育児休業制度・育児短時間勤務制度は継続に負の効果を持ち、病児看護休暇制度と介護休業制度は初職の継続を促進していた。育児休業制度・育児短時間勤務制度の導入が継続期間を短くする理由として、制度の導入が企業の負担を生み、女性活用の意欲を減退させている可能性が指摘されている (日本労働研究機構 2000)。制度変数を入れる前と後の変化については触れられていないため定かでないが、大企業の制度運用による両立支援は制度変数でコントロールされたのに対し、小規模企業には調査では観察できない実態レベルでの両立支援の効果が残ったため、企業規模が大きいほど離職が早まるという結果になった可能性が考えられる。

このように、計量的な研究においては一貫した結果を得ているとはいいがたい。結果が食い違う原因としては、日本労働研究機構 (2000) のみ大卒者を対象とした分析であり、支援制度変数を用いているという点がまず挙げられよう。それ以外の要因としては、三輪 (2010) も指摘するように、分析対象とする観察期間の設定の違いが指摘できる。企業規模による離職しやすさの違いがあるとした中澤 (2008) と三輪 (2010) の分析対象は比較的若年層となっており、平田 (2008) のように中年期以降のキャリアについては対象に含めていない。よって、キャリアが定着しない若年期の時期のみを捉え、高齢になっても小企業で働き続けている女性を捉えていないために、企業規模が小さい方が定着しない結果になった可能性が考えられる。一貫した結果が得られていない場合、複数のデータによって検証を重ねる必要がある。本稿では次節に示すようなデータ上の制約はあるものの、サンプルサイズが大きく調査対象の年齢幅も広い「就業構造基本調査」によって分析することで、女性の離職の生じやすさと企業規模の関係に新たな検証を加えたい。なおその際、企業規模の違いの意味としては、両立支援の方法の違いであると想定する。

### 3 データと分析方法

#### 3.1 データと分析方針

分析には「平成14年就業構造基本調査」の匿名データを用いる。本データは統計法に基づいて、国立大学法人神戸大学を通じて独立行政法人統計センターから「平成14年就業構造基本調査」（総務省）に関する匿名データの提供を受け、独自に作成・加工した統計である。

ここでデータの制約について述べておく。まず最も重要な点として、データからわかるのは、現職と前職の有無（現在無業の場合は過去の就業経験の有無）とそれぞれの職に関する情報である。離散時間ロジットを使ったイベントヒストリー分析では、イベントが発生するリスクの開始時点からイベント発生までの経歴を用い person-period データを作成する。よって今回の分析は就労開始をリスク期間開始としているが、学卒後の全ての職歴がわからないため、左センシングに起因する推定の誤りが生じている可能性は否定出来ない。そこで後に述べるように、ダミー変数によって前職の有無のコントロールを試みる<sup>3)</sup>。

その他の制約として、収入は2002年時点のものしかわからないため分析に用いることができない。また、提供されるデータでは年齢が5歳刻みに加工されているため、person-period データ各ケースでの正確な年齢はわからない。さらに家族の年齢などの情報も同じ世帯に住むものでなければ把握できず、結婚した年や年数は調査項目にないため、結婚と出産のタイミングを求めることはできない。よって通常の女性の離職分析が行っているように、結婚や出産をダミー変数として説明変数に用いることができない。しかし調査票では、離職した主な理由を詳細にたずねている。これを利用し、特に「結婚」「育児」「介護・看護」を理由とした離職の生じやすさが、企業規模によってどのように異なるかをみることで、女性の就労選択における企業規模の役割について検討する。このように、変数に関してカテゴリーを複数設定した分析にも耐えることができるのは、サンプルサイズの大きい政府統計の大きな利点である。

#### 3.2 変数

被説明変数は「理由別離職/継続」変数である。今回は企業規模ごとの「同じ企業への継続した就労のしやすさ」に関心があるため、勤めていた企業を辞めた後、転職しているのかそのまま無職になっているのかは区別していない。主な離職理由の内訳は、「結婚」、「育児」、「家族の介護・看護（以下、介護・看護）」、「本人・家族の移動」、「会社都合」、「自己都合」、「定年/病気・高齢」、「その他」であり、それに離職しなかった場合の「継続」を加えた9カテゴリーである<sup>4)</sup>。主な説明変数である「企業規模」は調査項目の「従業者規模」と「産業中分類」を用い、できるだけ中小企業基本法に沿うかたちで、「大企業」「中小企業」「小規模企業」「官公庁」の4カテゴリーをもつ変数を作成した。中小企業基本法では、資本金額または常時雇用する従業員数の2つにより、企業規

模を定義している。本稿では従業員数によって定義するが、非正規就労のケースも扱うため、常時雇用に限定した従業員数には基づいていない。中小企業基本法の定義は表1に示している<sup>5)</sup>。

表1 中小企業基本法による企業規模の定義

業種分類	中小企業の定義
製造業その他	資本金の額又は出資の総額が3億円以下の会社又は常時使用する従業員の数が300人以下の会社及び個人
卸売業	資本金の額又は出資の総額が1億円以下の会社又は常時使用する従業員の数が100人以下の会社及び個人
小売業	資本金の額又は出資の総額が5千万円以下の会社又は常時使用する従業員の数が50人以下の会社及び個人
サービス業	資本金の額又は出資の総額が5千万円以下の会社又は常時使用する従業員の数が100人以下の会社及び個人
小規模企業の定義	
製造業その他	従業員20人以下
商業・サービス業	従業員 5人以下

中小企業庁ホームページ「中小企業・小規模企業者の定義」より作成  
p/soshiki/teigi.html)

「年齢」には調査時の2002年時点で各年齢階級の中央値の年齢と仮定し、5歳刻みで変化するカテゴリカルな変数を用いる。また「学歴」は「中学以下」、「高校(旧制中学)」、「短大/高専」、「大学以上」の4カテゴリである。学歴を年齢に合わせて変化させるため、まず先ほどの「年齢」変数の2002年時点を起点に、1歳刻みで変化する年齢変数を作った。そして大学ならば23歳、高校ならば19歳のように、標準年限で各課程を修了した場合の年齢に1歳加えた年齢に達した時点で、次の学歴に更新されるよう作成した。また、先に述べた左センサリングによるバイアスの暫定的な対処として、「前職ありダミー」を加える。この変数は、2002年調査時に就労している場合は、前職があったと回答している場合に1とする。また、調査時に無職の場合と前職情報を用いたケースの場合には、各教育課程を標準年限で終えた場合の年齢に1歳加えた年から、1年以内に就労が開始されていない場合に1とする。その他コントロール変数には、「従業上の地位」、「職種(大分類)」、「就業年数」を加える。分析は2002年調査時点で学校に通っていない女性とし、役員、自営業主、家族従業者、内職での就労は分析から除いている。次節からの分析では、女性の雇用労働が拡大するとともに専業主婦化が生じた1960年から調査時の2002年の期間に、各時点で20-64歳のケースにおける就労の様子と変化をみていく。



## 4 分析

### 4.1 データの概観

今回用いるデータでは個人の完全な職歴を把握していないため、記述的な分析では2002年調査時点での就労状態についてみていく。なお、本項の集計にはデータとともに提供された集計乗率を用いている。

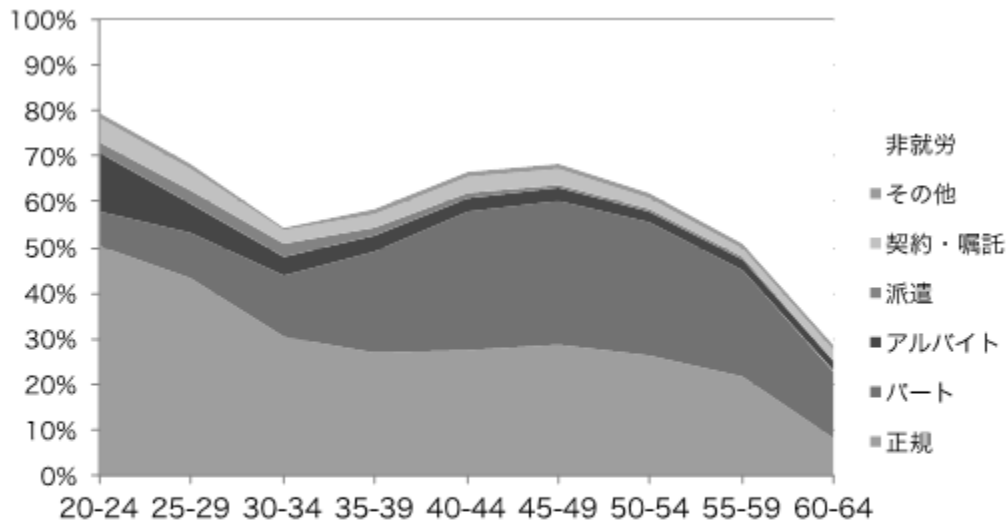


図1 年齢別 女性の従業上の地位

本稿の関心は企業規模にあるが、企業から両立支援を受けられるかどうかは、従業上の地位によっても大きく異なる。そこでまず、従業上の地位別に女性の就労状況を確認する。図1は2002年時点で就労していれば各従業上の地位に、無職であれば非就労の項目に振り分け、各年齢階級の就労における従業上の地位の構成をみたものである。データの制約上、個人や出生コーホートごとの就労パターンを分析することはできない。それでも、結婚や出産を迎える25歳から34歳の時期にいったん働くのを辞め、35歳から徐々に再び働き始めるM字型の就労パターンが確認できる。特に、非正規雇用の中でもパートの割合は年齢が上がるとともに顕著に増加している。対照的に、若年雇用の大半を占めている正規は、結婚や出産によって継続と中断後の再入職が困難であると推察できる。アルバイトと派遣も年齢が上がるにつれてその割合を減らしている。これらの従業上の地位と正規雇用者が、結婚や出産後に非労働力化するかパート雇用に移ることで、パートの割合が相対的に増加していると考えられる。ただし、契約・嘱託の各年齢階級に占める割合の変化は比較的小さい。

表2 前職従業上の地位別 女性の離職理由(%)

	有業	結婚	育児	介護・看護	移動
正規	71.19	1.53	1.13	0.26	0.17
パート	68.79	0.40	1.58	0.98	0.78
アルバイト	65.28	1.49	0.94	0.27	0.63
派遣	57.84	1.98	1.43	0.18	0.73
契約・嘱託	63.31	2.23	1.48	0.30	0.53
その他	66.74	0.40	0.79	0.36	0.35

	会社都合	自己都合	定年/病気・高齢	その他	合計
正規	3.15	3.52	1.53	2.96	100.00
パート	5.26	7.66	3.28	5.09	100.00
アルバイト	2.92	12.88	2.84	6.57	100.00
派遣	5.76	10.57	11.13	7.00	100.00
契約・嘱託	4.24	7.64	8.16	4.83	100.00
その他	2.48	6.01	6.53	5.31	100.00

ところで、従業上の地位ごとに生じやすい離職に違いはあるのだろうか。女性のライフイベントに伴う離職における企業規模の効果に関心があるため、結婚、育児、介護・看護を理由とした離職に注目し表2をみてみよう。表2では、2002年に無職であれば各離職理由の回答に、働いている場合は「有業」の回答に振り分けられる。回答者に未婚者を含むことから、上記3つを理由とした離職が全体的に少ない。しかしその中でも、結婚を理由とした離職はパートの場合比較的少なくなっている一方で、育児と介護・看護による離職はやや多い。先ほど図1でみたように、パートは年齢が上がるにつれて割合を増やすため、遭遇するイベントも自ずと結婚よりは後のことになることが反映されているのだろう。これに対し、正規、アルバイト、派遣、契約・嘱託では、若年期に経験しやすい結婚と育児による離職が多くなっている。また、正規雇用であれば継続就業が多く離職が少ないものの、アルバイト、派遣、契約・嘱託との間に、結婚、育児、介護・看護を理由とした離職が占める割合には大きな差は確認できない。

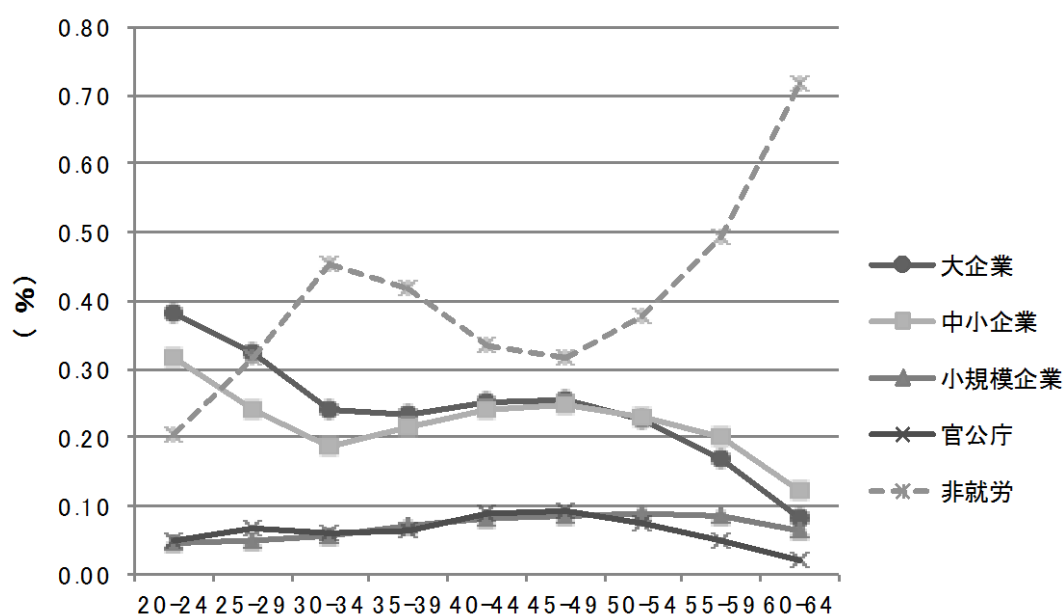


図2 年齢別 女性の就労先企業規模

では、各年齢階級の就労者の従業先に企業規模の違いはあるのだろうか。図2によると、どの年齢階級でも就労者の多くは大企業と中小企業勤務である。しかし、年齢が上がるにつれて大企業と中小企業勤務者は右肩下がりになっている。またその増減のしかたは、非就労者が25から34歳にかけて一度増加し再び減少する動きと対称関係にある。一方の小規模企業と官公庁にはそういった大きな減少がなく、むしろ右肩上がりの傾向にある。つまり、小規模企業と官公庁の女性はその間も就労を継続しているか、そういった離職後の転職先または再入職先になっていると考えられる。

表3で企業規模ごとの離職理由についてしてみると、大企業と中小企業では小規模企業と官公庁よりも結婚、を理由に離職する割合が高い傾向にある。また、小規模企業は育児での離職の比較的少なく、就労している割合が最も高い。ここで、官公庁の就労継続の少なさが不思議に思える。だが、定年/病気・高齢による離職も多いことを考えると、データから直接観察できないものの、定年をむかえるまで継続就労していたことが推測される。これらの結果からも、大企業と中小企業に比べ、小規模企業と官公庁で働く女性は結婚や出産を経ても就労を継続しやすかったり、そういった離職後の転職先または再入職先になっていたりする可能性が示されている。では、年齢や従業上の地位といった就労に影響を与える他の共変量をコントロールしても、小規模企業と官公庁について同じことがいえるのだろうか。次項でそれを確認していく。

表3 前職企業規模別 女性の離職理由(%)

	有業	結婚	育児	介護・看護	移動
大企業	77.17	1.57	1.59	0.51	0.61
中小企業	77.49	1.37	1.39	0.54	0.38
小規模企業	83.81	0.61	0.72	0.39	0.23
官公庁	74.54	0.88	1.26	0.69	0.65

	会社都合	自己都合	定年/病気・高齢	その他	合計
大企業	3.83	7.14	2.95	4.63	100.00
中小企業	4.55	6.82	2.73	4.73	100.00
小規模企業	5.04	4.40	1.49	3.33	100.00
官公庁	1.72	4.43	11.25	4.58	100.00

#### 4.2 推定

配布されたデータにある集計用乗率はパーソンピリオドデータでの分析に用いるべきものではないため、以下の分析に乗率は用いてない。表2は基本統計、表3が離散時間多項ロジットモデルの結果である。なお、個人内の観察されない攪乱項をコントロールするため、ロバスト推定を行った。説明変数のカテゴリー間で効果の比較を容易にするため、従業員が大企業である女性が就労継続ではなく個別の理由による離職を選ぶ確率を基準とした、相対リスク比 (relative risk ratio) も併記している。表3の結果は、係数が正に大きいほど、相対リスク比は1よりも大きいほど従業員が大企業である女性が就労継続ではなく個別の理由による離職を選びやすいことを意味する。前項と同じく、結婚、育児、家族の介護・看護を理由とした離職を中心に結果をまとめる。

表4 基本統計量

		観察ケース数 = 2512084			
		度数	割合		
理由別 離職/継続	継続	2,358,851	93.90		
	結婚	25,453	1.01		
	育児	19,295	0.77		
	介護・看護	6,889	0.27		
	本人・家族の移動	3,514	0.14		
	会社都合	19,861	0.79		
	自己都合	26,606	1.06		
	定年/病気・高齢	25,763	1.03		
	その他	25,852	1.03		
	企業規模	大企業	786,022	31.29	
中小企業		968,022	38.53		
小規模企業		381,761	15.20		
官公庁		376,279	14.98		
年齢	20-24	309,422	12.32		
	25-29	331,914	13.21		
	30-34	296,458	11.80		
	35-39	322,692	12.85		
	40-44	355,901	14.17		
	45-49	345,583	13.76		
	50-54	279,991	11.15		
	55-59	182,045	7.25		
	60-64	88,078	3.51		
従業上の地位	正規	1,713,739	68.22		
	パート	580,729	23.12		
	アルバイト	70,539	2.81		
	派遣	13,132	0.52		
	契約・嘱託	86,923	3.46		
	その他	47,022	1.87		
職種	専門的・技術的	450,711	17.94		
	管理	4,985	0.20		
	事務	797,210	31.74		
	販売	250,444	9.97		
	サービス	284,705	11.33		
	保安	5,093	0.20		
	農林漁業作業	22,360	0.89		
	運輸・通信	15,497	0.62		
	技能工/採掘・製造・建設作業/労務	681,079	27.11		
学歴	中学以下	598,185	23.81		
	高校(旧制中学)	1,279,222	50.92		
	短大/高専	458,919	18.27		
	大学以上	175,758	7.00		
		平均	標準誤差	最小値	最大値
継続年数		8.65	8.29	0	55
転職経験		0.88	0.33	0	1

表5 女性の離職に関する分析(離散時間多項ロジットモデル)

Number of obs (person-period)	=	2512084
Wald chi2 (232)	=	188772.06
Prob > chi2	=	0.000
Pseudo R2	=	0.1182
Log pseudolikelihood	=	-772824.140

参照基準: 継続	結婚		育児		家族の介護・看護	
	係数	相対リスク比	係数	相対リスク比	係数	相対リスク比
企業規模(参照基準: 大企業)						
中小企業	0.155	1.168 **	0.162	1.176 **	0.234	1.263 **
小規模企業	-0.143	0.867 **	-0.117	0.889 **	-0.040	0.961
官公庁	-1.114	0.328 **	-1.008	0.365 **	-0.466	0.627 **
年齢(参照基準: 25-29)						
20-24	-0.784	0.457 **	-1.314	0.269 **	-0.759	0.468 **
30-34	-0.765	0.465 **	-0.222	0.801 **	0.402	1.494 **
35-39	-1.982	0.138 **	-1.492	0.225 **	0.590	1.805 **
40-44	-3.061	0.047 **	-2.939	0.053 **	0.953	2.594 **
45-49	-3.609	0.027 **	-3.246	0.039 **	1.412	4.104 **
50-54	-3.689	0.025 **	-2.418	0.089 **	1.887	6.597 **
55-59	-3.990	0.018 **	-2.230	0.107 **	2.132	8.433 **
60-64	-4.484	0.011 **	-2.581	0.076 **	2.312	10.094 **
従業上の地位(参照基準: 正規)						
パート	-0.494	0.610 **	0.838	2.312 **	0.580	1.786 **
アルバイト	0.628	1.873 **	0.932	2.540 **	0.611	1.842 **
派遣	0.468	1.598 **	1.079	2.942 **	0.606	1.834 **
契約・嘱託	0.175	1.191 **	0.427	1.533 **	0.075	1.078
その他	0.202	1.224 **	0.341	1.406 **	0.130	1.139
職種(事務)						
専門的・技術的	-0.403	0.669 **	-0.238	0.789 **	-0.150	0.860 **
管理	-2.100	0.122 **	-3.205	0.041 **	-0.847	0.429 *
販売	0.011	1.011	-0.093	0.911 **	0.179	1.196 **
サービス	-0.059	0.943 *	-0.257	0.774 **	-0.114	0.892 *
保安	0.633	1.883 **	0.663	1.941 **	0.448	1.566 †
農林漁業作業	-0.777	0.460 **	-1.173	0.309 **	-0.447	0.639 **
運輸・通信	-0.145	0.865 †	-0.583	0.558 **	-0.064	0.938
技能工/採掘・製造・建設作業/労務	-0.554	0.574 **	-0.266	0.766 **	0.008	1.008
継続年数	-0.040	0.961 **	-0.026	0.974 **	-0.005	0.995 **
転職経験	-1.723	0.179 **	-1.531	0.216 **	-1.255	0.285 **
本人学歴(参照基準: 中学以下)						
高校(旧制中学)	0.229	1.258 **	0.296	1.344 **	0.243	1.275 **
短大/高専	0.348	1.417 **	0.360	1.434 **	0.442	1.555 **
大学以上	0.257	1.293 **	0.166	1.181 **	0.385	1.470 **
定数項	-1.966	0.140 **	-2.682	0.068 **	-6.257	0.002 **

注) †は有意水準 $p < 0.1$ 、\*は $p < 0.05$ 、\*\*は $p < 0.01$ 。

表5 続き

参照基準: 離職	本人・家族の移住		会社都合		自己都合		定年/病気・高齢		その他	
	係数	相対リスク比	係数	相対リスク比	係数	相対リスク比	係数	相対リスク比	係数	相対リスク比
企業規模(参照基準: 大企業)										
中小企業	-0.054	0.948	0.463	1.589 <sup>**</sup>	0.264	1.302 <sup>**</sup>	0.040	1.041 <sup>*</sup>	0.231	1.260 <sup>**</sup>
小規模企業	-0.404	0.668 <sup>**</sup>	0.499	1.646 <sup>**</sup>	0.102	1.107 <sup>**</sup>	-0.483	0.617 <sup>**</sup>	0.052	1.053 <sup>*</sup>
官公庁	-0.983	0.374 <sup>**</sup>	-1.076	0.341 <sup>**</sup>	-0.644	0.525 <sup>**</sup>	0.129	1.137 <sup>**</sup>	-0.741	0.476 <sup>**</sup>
年齢(参照基準: 25-29)										
20-24	-1.472	0.229 <sup>**</sup>	-0.655	0.519 <sup>**</sup>	-0.361	0.697 <sup>**</sup>	-0.379	0.684 <sup>**</sup>	-0.583	0.558 <sup>**</sup>
30-34	0.353	1.423 <sup>**</sup>	0.169	1.184 <sup>**</sup>	0.019	1.019	-0.164	0.849 <sup>**</sup>	-0.051	0.950 <sup>**</sup>
35-39	0.175	1.191 <sup>**</sup>	0.169	1.184 <sup>**</sup>	0.033	1.034	-0.294	0.745 <sup>**</sup>	-0.195	0.823 <sup>**</sup>
40-44	0.013	1.013	0.286	1.331 <sup>**</sup>	-0.034	0.967 <sup>**</sup>	-0.122	0.885 <sup>**</sup>	-0.231	0.793 <sup>**</sup>
45-49	0.102	1.107	0.538	1.712 <sup>**</sup>	-0.144	0.865 <sup>**</sup>	0.330	1.391 <sup>**</sup>	-0.086	0.918 <sup>**</sup>
50-54	0.100	1.105	0.850	2.341 <sup>**</sup>	-0.119	0.888 <sup>**</sup>	0.995	2.705 <sup>**</sup>	0.243	1.275 <sup>**</sup>
55-59	0.054	1.056	1.172	3.229 <sup>**</sup>	-0.217	0.805 <sup>**</sup>	2.139	8.488 <sup>**</sup>	0.501	1.650 <sup>**</sup>
60-64	-0.027	0.973	1.314	3.722 <sup>**</sup>	-0.474	0.623 <sup>**</sup>	3.092	22.026 <sup>**</sup>	0.498	1.645 <sup>**</sup>
従業上の地位(参照基準: 正規)										
パート	1.311	3.711 <sup>**</sup>	0.496	1.642 <sup>**</sup>	1.007	2.736 <sup>**</sup>	0.204	1.226 <sup>**</sup>	0.680	1.974 <sup>**</sup>
アルバイト	1.325	3.763 <sup>**</sup>	0.651	1.918 <sup>**</sup>	1.819	6.164 <sup>**</sup>	0.530	1.699 <sup>**</sup>	1.217	3.378 <sup>**</sup>
派遣	1.446	4.247 <sup>**</sup>	1.335	3.800 <sup>**</sup>	1.506	4.511 <sup>**</sup>	1.958	7.082 <sup>**</sup>	1.194	3.299 <sup>**</sup>
契約・嘱託	0.526	1.693 <sup>**</sup>	0.296	1.345 <sup>**</sup>	0.745	2.105 <sup>**</sup>	0.562	1.754 <sup>**</sup>	0.397	1.488 <sup>**</sup>
その他	0.324	1.383 <sup>*</sup>	-0.363	0.696 <sup>**</sup>	0.815	2.259 <sup>**</sup>	0.272	1.313 <sup>**</sup>	0.667	1.949 <sup>**</sup>
職種(事務)										
専門的・技術的	-0.143	0.867 <sup>**</sup>	-0.944	0.389 <sup>**</sup>	-0.384	0.681 <sup>**</sup>	-0.256	0.774 <sup>**</sup>	-0.192	0.825 <sup>**</sup>
管理	-14.655	0.000 <sup>**</sup>	-0.642	0.526 <sup>**</sup>	-0.835	0.434 <sup>*</sup>	-0.589	0.555 <sup>**</sup>	-0.458	0.632 <sup>*</sup>
販売	-0.158	0.854 <sup>**</sup>	0.200	1.222 <sup>**</sup>	0.567	1.762 <sup>**</sup>	-0.071	0.932 <sup>**</sup>	0.148	1.159 <sup>**</sup>
サービス	-0.384	0.681 <sup>**</sup>	-0.253	0.777 <sup>**</sup>	0.261	1.298 <sup>**</sup>	-0.007	0.993	0.087	1.091 <sup>**</sup>
保安	-0.158	0.853	-0.104	0.901	0.426	1.531 <sup>**</sup>	-0.296	0.744 <sup>*</sup>	-0.097	0.908
農林漁業作業	-0.879	0.415 <sup>**</sup>	-0.632	0.532 <sup>**</sup>	-0.129	0.879 <sup>†</sup>	-0.332	0.717 <sup>**</sup>	-0.685	0.504 <sup>**</sup>
運輸・通信	-0.234	0.791	0.089	1.093	0.151	1.163 <sup>†</sup>	-0.019	0.981	0.104	1.110
技能工/採掘・製造・建設作業/労務	-0.518	0.596 <sup>**</sup>	0.312	1.366 <sup>**</sup>	0.101	1.106 <sup>**</sup>	0.080	1.083 <sup>**</sup>	-0.203	0.817 <sup>**</sup>
継続年数										
継続年数	-0.046	0.955 <sup>**</sup>	0.003	1.003 <sup>**</sup>	-0.149	0.861 <sup>**</sup>	0.015	1.015 <sup>**</sup>	-0.022	0.979 <sup>**</sup>
転職経験	-1.457	0.233 <sup>**</sup>	-1.142	0.319 <sup>**</sup>	-1.245	0.288 <sup>**</sup>	-0.684	0.504 <sup>**</sup>	-1.405	0.245 <sup>**</sup>
本人学歴(参照基準: 中学以下)										
高校(旧制中学)	0.637	1.892 <sup>**</sup>	0.414	1.513 <sup>**</sup>	0.605	1.832 <sup>**</sup>	-0.112	0.894 <sup>**</sup>	0.374	1.453 <sup>**</sup>
短大/高専	1.069	2.914 <sup>**</sup>	0.562	1.754 <sup>**</sup>	0.779	2.179 <sup>**</sup>	0.025	1.025	0.601	1.824 <sup>**</sup>
大学以上	1.342	3.827 <sup>**</sup>	0.500	1.649 <sup>**</sup>	0.949	2.584 <sup>**</sup>	-0.081	0.922 <sup>*</sup>	0.629	1.875 <sup>**</sup>
定数項	-5.750	0.003 <sup>**</sup>	-4.965	0.007 <sup>**</sup>	-3.801	0.022 <sup>**</sup>	-4.959	0.007 <sup>**</sup>	-3.726	0.024 <sup>**</sup>

注)†は有意水準p&lt;0.1、\*はp&lt;0.05、\*\*はp&lt;0.01。

まず結婚を理由とする離職について確認する。企業規模に関しては、大企業で働く女性よりも中小企業で働く女性の方が結婚を理由に離職しやすく、小規模企業と官公庁で働く女性の方が離職しにくくなっている。大企業勤務で結婚を理由に離職する確率を1とする相対リスク比は、中小企業で約1.2倍、小規模企業で約0.9倍、官公庁で約0.3倍である。年齢では参照基準の25から29歳が最も離職しやすく、この時期に結婚する可能性の高さが反映されている。従業上の地位では、正規よりもパートであれば結婚で離職しにくいのに対し、その他の地位では離職しやすい。

育児を理由とする離職の場合も結婚の時と同様、大企業性よりも中小企業で働く女性の方が結婚を理由に離職しやすく、小規模企業と官公庁で働く方が離職しにくい。相対リスク比も、中小企業で約1.1倍、小規模企業で約0.9倍、官公庁で約0.4倍と結婚の時と似たような値となっている。年齢は25から29歳が最も離職しやすいが、30から34歳のリスク比は結婚の時より高くなっている。これは20代後半から30代前半に出産を迎えるため

と考えられる。従業上の地位では、正規より非正規雇用の方が離職しやすくなっている。結婚ではマイナスだったパートの効果もプラスに転じたのは、パートが結婚後の再入職先であるために結婚を理由とする退職が生じにくい、育児では結婚時に辞めなかった者と再入職して育児との調整が困難だった者の両方が含まれること、第1子では離職しなくても、その後就労選択を行う機会が第2子、第3子出産のたび生じることが理由として考えられる。特に、パート、アルバイト、派遣は正規よりも2~3倍近い育児による離職リスクがある。おそらく、正規で結婚時に離職せず残れるのは企業からの両立支援が比較的しっかりした層で、育児の段階になるとそういった支援が受けられない非正規との差が結婚時よりも大きくなるためであろう。

一方、家族の介護・看護を理由とした離職しやすさで大企業と差があったのは中小企業と官公庁で、小規模企業との間には有意な差がなかった。相対リスク比は中小企業が約1.3、官公庁が約0.6と、官公庁では結婚と育児の時よりも大企業とのリスクの差が小さくなっている。これらの結果は、日本の両立支援が主に育児支援を中心に整備されたため、大企業や官公庁においても介護・看護に関しては対応が遅れていることの表れと考えられる。年齢では50代以降でのリスクが高く、親の介護の必要性が生じだす時期と合致する。従業上の地位では、パート、アルバイト、派遣のみ有意で、相対的な離職しやすさはいずれも正規のほぼ2倍である。

残りの理由による離職についても、企業規模ごとの生じやすさを簡単に確認しておく。まず本人・家族の移動による離職は、転居を要するような異動が少ない小規模企業と官公庁において、大企業よりも生じにくい。会社都合による離職の生じやすさは、大企業に対し中小企業と小規模企業で約1.6倍、官公庁では約0.3倍と経営体力の違いが見てとれる。一方、労働環境や雇用条件への不満が含まれる自己都合の離職では、中小企業で生じやすく官公庁で生じにくい。そして定年/病気・高齢による離職は、定年制に基づいて雇用を行う官公庁で生じやすく、そうではない小規模企業で生じにくくなっている。

## 5 結語

本稿は、家庭内役割の発生を伴うライフイベントが生じた際の女性の離職のしやすさと企業規模の違いを検討するため、結婚、育児、介護・看護での離職しやすさを企業規模間で比較してきた。ここで、考察のためにその結果をまとめる。まず、小規模企業に勤める女性が結婚または育児を理由に離職する確率は、同じ理由で大企業勤務女性の女性が離職する確率に対し、相対リスク比で約0.9倍であることが有意に支持された。よって、小規模企業と大企業の女性が、結婚と育児を理由に離職する確率には僅かな差しかないことが明らかになった。一方、小規模企業と大企業間では、介護・看護を理由とする離職の生じやすさの差が有意に支持されなかった。また、中小企業と大企業の比較では、結婚、育児、



介護・看護による離職全てにおいて、生じやすさに差があることが支持された。具体的には、中小企業勤務の女性の方が3つの理由いずれかにより離職する確率は一貫して高く、大企業勤務の場合と比べて約1.2~1.3倍と無視できない程度の離職しやすさが確認された。官公庁においても大企業と比べたとき、3つの理由全てにおいて離職確率に有意な差があることが支持された。官公庁勤務女性の大企業勤務女性に対する相対リスク比は、結婚、出産による離職では約0.3倍、介護・看護による離職では約0.6倍となっており、官公庁勤務の女性は相対的に極めて離職しにくいことが明らかになった。

以上の結果をこれまでの先行研究の知見に当てはめて考察していく。まず小規模企業勤務の女性に関しては、大企業勤務の女性に比べ両立支援の環境面で特別不利な状況にあるわけではないということがいえる。その理由として第一に、いずれの規模の企業に勤務する女性にとっても、結婚または育児によって離職する確率はほぼ同じことが積極的に支持されたことが挙げられる。このことは、これまで多くの研究で主張されてきた、従業員と事業主の個別交渉によって両立が実現されている実態とも整合的である。だがここで、小規模企業勤務が特別不利ではないことが、「実態レベルでうまく対応できている結果である」というポジティブな意味だけを指すわけではないことも指摘しておきたい。なぜならば、就業構造基本調査のサンプルサイズの大きさを考えると、介護・看護による離職確率に有意な差がなかった原因がケース数の不足によるものではない可能性があるからだ。仮にこの予想が正しかった場合、介護・看護支援に関しては、検定で有意な差が検出されないほど、大企業の制度運用ができていない状況と小規模企業の実態レベルでの対応ができていない状況に差がないという解釈ができる。大企業において介護・看護支援制度が導入されていても、育児支援のように運用できていないことは、官公庁の相対リスク比からも推察される。官公庁では大企業に対する離職の相対リスクが結婚と育児の離職では極めて小さかったのに対し、介護・看護を理由とする離職で約0.6まで高まっていた。この変化は、大企業が介護・看護支援に関しては官公庁よりも上手く対応していると解釈するよりは、介護・看護支援に関しては官公庁でさえ制度がうまく機能していないとした方が自然であろう。議論を小規模企業と大企業との比較に戻すと、小規模企業勤務が特別不利ではないという状況は、単純にポジティブなことを意味するのではないといえる。つまり、小規模企業では大企業と遜色ないほど子育て期の女性の就労に実態レベルでの対応ができていたが、介護・看護支援への対応が上手くいっていない状況は、大企業と横並びであることを示唆しているのである。

また2節で確認したように、1991年以降中小企業の多くは育児休業制度を導入していった。それにも関わらず、大企業よりも無視できないレベルで離職しやすかったことから、まず制度は導入したがそれを運用できていないということが考えられる。さらに、両立支援制度の不足を実態レベルでまかないきれないのは、従業員数が20人または5人以下の小規模企業であり、それ以上の人数になると制度不足をカバーしきれないという解釈もできる。

分析した person-period データには育児休業法が制定される 1991 年より前の時代の就労も含まれている。よって、その当時は中小企業であっても両立支援制度を導入していないことは十分に考えられる。ただし、1991 年以前の方がそれ以降よりも制度普及率が低いことは小規模企業でも同じはずである。それにもかかわらず、中小企業でのみ大企業に比べて離職しやすい結果となったことは、実態レベルで対応できる人数の限界が多くても 20 人程度という限界を示唆している。企業規模ごとの女性の離職しやすいの経時変化は本稿の目的の範囲ではないが、以上を考えると、中小企業勤務の女性は 1960 年以降から少なくとも 2000 年代初めまで、常に就労継続が難しい状況にあったと推測される。

今後の課題としては、既に述べたように左センサリングによる影響への対処を考えなければならない。今回前職ありダミーを入れたものの、どこまで調整できたのかを知る術はない。また、離職を無職化するものと、転職するものに分けていない。一企業ではなく就労状態を続けるといった観点でキャリア継続を考えるならば、三輪（2010）が行ったようにその 2 つを区別した分析が必要である。

#### [注]

- 1) 三輪（2010）では、勤めていた企業を退職した後、別の企業に移ることを「転職」、無職になることを「離職」としている。
- 2) 「育児休業制度・育児短時間勤務制度」、「介護休業制度」、「ベビーシッター手当制度」、「病児看護休暇制度」、「職場内保育所」、「時差勤務・フレックスタイム制度」、「企業内家事援助制度」、「在宅勤務制度」、「再雇用制度」の 9 つ。
- 3) 左センサリングに関しては、東北大学の三輪哲准教授から、共変量では影響を調整しきれないことを指摘されたことを留意点として述べておく。
- 4) 「人員整理・勸奨退職のため」、「会社倒産・事業所閉鎖のため」、「事業不振・先行き不安のため」の 3 項目を「会社都合」に、「一時的・不安定な仕事だったから」、「収入が少なかったから」、「労働条件が悪かったから」、「自分に向かない仕事だったから」の 4 項目を「自己都合」に、「家族の就職・転職・転勤及び事業所の移転のため」を「本人・家族の移動」に、「定年などのため」と「病気・高齢のため」の 2 項目を「定年/病気・高齢」とし、「結婚のため」、「育児のため」、「家族の介護・看護のため」、「その他」はそのまま使用した。
- 5) 従業員数区分が中小企業基本法と調査票では若干異なる。具体的には、従業員数 300 人以下の場合分析では 299 人以下、100 人以下の場合 99 人以下、50 人以下の場合 49 人以下、20 人以下の場合 19 人以下の区分に基づいて企業規模変数を作成した。

## [謝辞]

分析にあたり、国立大学法人神戸大学を通じて独立行政法人統計センターから「平成 14 年就業構造基本調査」（総務省）に関する匿名データの提供を受けた。なお、本稿に用いたのは独自に作成・加工した統計である。

## [参考文献]

- Brinton, M. C., 2001, *Women's Working Lives in East Asia*, Stanford University Press, Stanford, Calif.
- 中小企業庁, 2006, 『2006 年版中小企業白書：時代の「節目」に立つ中小企業：海外経済との関係進化・国内における人口減少』ぎょうせい.
- 平田周一, 2008, 「女性の職業経歴とライフコース：女性の就業はどのように変わったのか」中井美樹・杉野勇編『2005 年 SSM 調査シリーズ 9 ライフコース・ライフスタイルから見た社会階層』文部科学省科学研究費補助金（特別推進研究）研究成果報告書, 137-56.
- 厚生労働省, 2013, 「平成 24 年度雇用均等基本調査 事業所調査結果概要」厚生労働省ホームページ, (2013 年 1 月 31 日取得, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/71-24c.pdf>).
- 国民生活金融公庫総合研究所編, 2008, 『小企業で働く魅力』中小企業リサーチセンター.
- 三輪哲, 2010, 「女性のキャリア移動における小企業の意味」『日本政策金融公庫論集』10: 59-87.
- 中澤渉, 2008, 「若年労働市場の流動性とは：生存分析アプローチから」佐藤嘉倫編『2005 年 SSM 調査シリーズ 15 流動性と格差の階層論』文部科学省科学研究費補助金（特別推進研究）研究成果報告書, 113-131.
- 日本政策金融公庫総合政策研究所, 2012 『中小企業の女性雇用に関する実態調査：女性活躍のための取り組み』日本公庫総研レポート 2012 (1) .
- 日本労働研究機構, 2000, 「大卒女性の初職継続期間の決定要因」『調査研究報告書 No. 135 高学歴女性の労働力率の規定要因に関する研究』, 94-103.
- 労働政策研究・研修機構, 2009, 「事業所における育児休業制度の普及状況：企業規模との関係を中心に」『出産・育児期の就業継続と育児休業：大企業と中小企業の比較を中心に』労働政策研究報告書 (109) .
- 脇坂明, 2001 「仕事と家庭の両立支援制度の分析：「女子雇用管理基本調査」を用いて」猪木武徳・大竹文雄編 『雇用政策の経済分析』東京大学出版会, 195-222.
- Yu, W. H., 2009, "Patterns of Labor Force Exits Among Women" *Gendered Trajectories: Women, Work, and Social Change in Japan and Taiwan*, Stanford, Calif: Stanford University Press, 70-92.

# 妻の就業選択

## ——妻の個人収入と世帯収入の関係——

田中規子

(お茶の水女子大学大学院)

女性の働き方は、正社員、派遣社員、パート、アルバイトなど、多様であることはよく知られている。そして、家事や育児を理由とした無業の妻も一定数いることも事実である。そこで本稿は、無業を選択しやすい妻に焦点をあて、妻の個人収入と世帯収入の関連から妻の働き方を説明しようとするものである。世帯収入と女性の就業行動の間には一定の傾向があることは、ダグラス＝有沢の法則によって既に証明済みではあるが、本研究における新たな知見としては、正社員の妻とパートなどの非正規社員の妻とでは労働供給に違いがあり、一概に世帯収入の増加だけでは説明できない部分があることが示唆された。妻が非正規社員の場合は世帯収入が増えると妻の労働供給量は減る。しかし、妻が正社員の場合は世帯収入が増えても妻の労働供給量は増えていく。つまり、妻が世帯収入にどれだけ依存しているかが重要であり、世帯収入に依存度が高いと思われる非正規社員の妻は、自らの収入を世帯収入に合わせて調整をするため、世帯収入が増えるほど非正規社員の妻の労働供給量は減る傾向があることが示唆された。

## 1 研究の背景

### 1.1 研究の意義と目的

1990年代初頭から2000年代初頭にかけて、日本はバブル経済崩壊という象徴的な経済破綻を経験し、その後の10年間は経済の低成長時代を迎えることになった。このような経済事情を背景にして、労働市場も大きく変わった時代であった。派遣社員を代表とする新しい働き方が広がりはじめ、パート、アルバイトのような非正規社員が正社員と同程度の割合を占めるようになっていった。女性の労働供給について言えば、今日的にはパートであれ正社員であれ、年々増加傾向にあるようだ。しかし、女性が結婚している場合、夫の年収が高いほど妻の労働力率が低いことも確認されている<sup>1)</sup>。既婚女性の労働供給については、図1 総務省「労働力調査特別調査」, 「労働力調査」から国土交通省作成の「共働き世帯・片働き世帯の推移」によれば、1992年はちょうど夫婦共働き世帯と片働き世帯が交叉する分岐点であった。また、同調査によると1992年における女性の理想のライフコースは専業主婦であるが、現実的には多くの妻が再び働いていると述べている。本研究で用いるデータはそのような時代背景をもったデータであることも踏まえなければいけない。

そこで、本研究は、1990年代初頭と2000年代初頭の妻の就業選択行動を比較し、妻の就業選択の変化を捉えながら、妻の労働供給のメカニズムを探求することを目的とする。本稿では、妻の労働供給のメカニズムを妻の個人収入と夫の個人収入そして、世帯収入の関連から述べるものである。本稿の着目点は、妻の就業形態の違い（非正規社員あるいは

正社員)を考慮してもなお、ダグラス=有沢の法則によって、妻の労働供給のほとんどが説明できるのか検討する。女性の労働供給に関する研究は多数あるが、妻の個人の収入と夫の個人収入とその世帯収入との関連に焦点をあてた労働供給の研究はそれほど多くはない。本稿では特に妻個人の収入に着目し、就業形態(非正規社員あるいは正社員)の違いを考慮しつつ、妻の労働供給のメカニズムを読み解くことに特徴がある。

このように妻の労働供給のメカニズムを明らかにすることは、労働市場に妻の労働供給量を増やすための重要な示唆が期待できる研究となっている。それだけでなく、現在無業でいる妻を再び労働市場へ促すためのヒントになり得るのではないかと考えている。

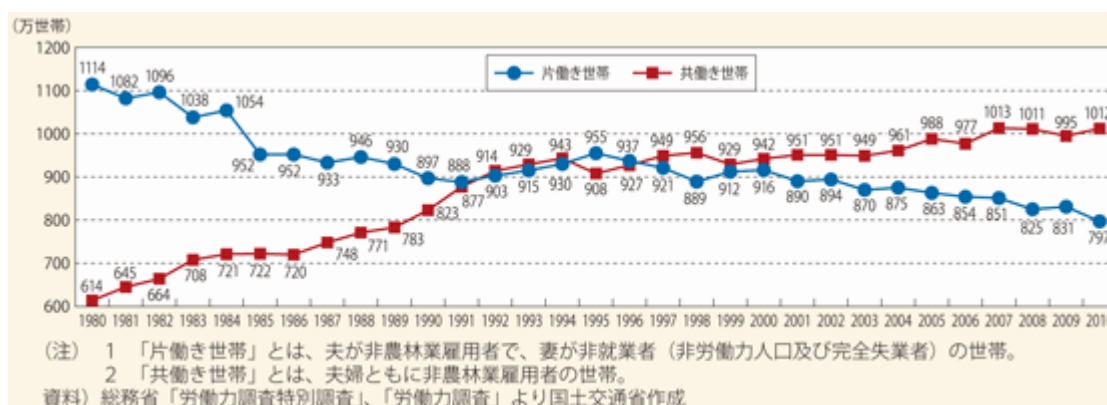


図 1 出典：総務省「労働力調査当別調査」、「労働力調査」から国土交通省作成の「共働き世帯・片働き世帯の推移」より引用

## 2 先行研究

### 2.1 転職と収入の関係

総務省統計局「就業構造基本調査」を用いて就業行動について論じた研究はいくつかある。玄田有史(2007)は就業行動について、総務省統計局「就業構造基本調査」の2002年の個票データを用いて、前職の雇用形態から現職の就業移行についてプロビット分析によって、その傾向を導いている。結論は正社員に移行する前の仕事の就業期間が長期なほど正社員への移行を後押しする結果を見出している。本稿では離職期間の長さに着目し、前職と現職の関係についてプロビット分析を行った。結論は前職からの離職期間が長くなるほど正社員になる確率を有意に下げる結果が得られたが、今回は紙面の関係でプロビット分析の結果は稿を改めることにする。

また、同データを用いて就業行動について論じた研究に小野寺がある。小野寺(2012)は実際の転職行動と転職希望意識の間には何らかの傾向があると仮定し、転職経験の回数と現職の企業へ移るまでの経過期間と退職理由との関連を統計的に論じたものである。小野寺(2012)のエッセンスは、転職経験・転理由が現在の仕事の求職活動に影響を与えることを見出している。つまり、もっと良い条件で働きたいと思う転職者の就労意欲の高さが次の仕事へ結びつくことを示唆している。本稿では転職者の就労意欲を分析の枠組みに

加えていないが、就労意欲という点から、「就業構造基本調査（1992年）」と「就業構造基本調査（2002年）」における無業の妻の就労意欲について考えてみた。本データの無業の妻の就業希望者は4割弱であり、就業非希望者は6割に上る。この結果を踏まえると、無業の妻に関して言えば、就労意欲があまり高くないために、次の就業に結びついていないと説明できるのかもしれない。

張 世穎（2012）は、現在の日本の女性が無業でいることをダグラス＝有沢の法則とは異なる見方から説明しようとしたものである。張（2012）の主張は、世帯収入が高い妻が無業なのは、世帯収入の高さが影響しているというよりも、高収入世帯の妻の特性に影響されるという主張である。つまり、高収入の夫と結婚する女性は、もともと余暇選好型であるため、結婚すると妻は無業でいるという主張である。張（2012）の重要なメッセージは、妻が無業でいるのは、世帯収入が高いからではなく、妻が無業でいることと世帯収入が高いことは、実は見かけ上の相関であり、本質的ではないというメッセージである。本研究データでは、世帯収入が高い妻はそもそも、余暇選好型なのか確認できないが、無業から就職した妻の就業理由を見ると、「収入を得る必要が生じた」であるとか「時間に余裕ができたから」という理由で働いている。つまり、家計のために献身的に働く妻や、あるいは、暇な時間ができたから、その時間を働いてみようと思う妻が一定数いることから、本研究データの無業の妻の多くは、余暇選好型とは言えないのかもしれない。しかし、張（2012）の主張も踏まえつつも、本稿では、世帯収入と妻の労働供給の関係について、ダグラス＝有沢の法則から説明しようと考えている。

安部由紀子・大竹文雄（1995）は、税制・社会保障制度がパートタイム労働者の労働供給に行動にどのような影響を与えるかの実証研究である。安部・大竹（1995）によれば、税制の控除や社会保障制度がパート労働者に100万円を超えないように就業調整を行わせる原因となっていることを明らかにしている。安部・大竹（1995）の結果を踏まえ、本稿で、妻の個人収入と世帯収入の関係を調べたところ、夫の個人収入が700万円以上になると、50万円～100万円未満を稼いでいる妻が減少する傾向を捉えることができた。700万円以上の個人収入を得ている夫の属性について調べると、夫の平均年齢は42歳であった。そこで、一般的に妻は男性よりも年下の場合が多いので42歳以下の妻の個人収入の平均を調べたところ、124万円であった。この124万円はパートなどの非正規社員と正社員を合わせた平均値ではあるが、非正規社員として働いている妻の方が多いことを考えると、安部・大竹（1995）が指摘するようにパート労働者が103万円の壁を超えないように就業調整をしている妻も相当数いることが考えられる。しかし、本データの妻の個人収入の平均が124万円であったことを踏まえると、本稿の妻は103万円の壁と意識しているというよりも、130万円を超えないように就業調整をしている可能性があるのではないかと考える。もしもこの仮説が、統計的に意味があれば、社会保障制度の年金保険料や健康保険料の適正保険料を再検討する必要があると考える。しかし、データの制約上、社会保険料と妻の働き

方について、本稿では検証するには至っていない。パート・アルバイトなどの非正規社員の就業選択については、様々な解釈があるが、社会保障制度も考慮しつつ、女性の就業選択行動を読み解く必要があるのではないかと考える。

## 2.2 世帯収入と無業の関係

家計の労働力供給行動に関する経験法則として著名な仮説にダグラス＝有沢の法則<sup>2)</sup> (Douglas-Arisawa's law) がある。この法則は家計の中核的労働力の所得とその家計の中核的労働以外の労働力の有業率の間には負の相関関係があるという仮説である。つまり、家計の中核的労働力の所得とは、多くは世帯主である夫の所得を指し、世帯収入と呼ばれるものである。中核的労働力以外の所得とは妻の賃金労働の所得を指し、日本では多くがパートやアルバイトで家計補助的に働くことを指している。今日的な妻の労働については、家計補助的な労働であったり、そうでない場合もあったりするが、日本における世帯収入と妻の労働供給の説明は、ダグラス＝有沢の法則で多くは説明可能である。そこで本研究においてもダグラス＝有沢の法則を踏まえ、世帯収入の関係から妻の働き方の一定の傾向を見出すものである。

本稿が用いるデータ「就業構造基本調査（1992年）」と「就業構造基本調査（2002年）」は、日本の経済の象徴的な経済不況、すなわちバブル経済崩壊直後の余波を多分に反映していると思われる1992年を含み、また、バブル経済崩壊後には、派遣社員という新しい働き方が普及し始め、女性について言えば正社員、派遣社員、契約社員、パート、アルバイトなどの多様な働き方が世の中に拡張していった時代である。2002年の特に象徴的な経済事情として忘れてはならないのが、2001年の米国のITバブル崩壊の影響により、日本国内ではリストラが横行し、過去最悪といわれた失業率をわが国が経験したことである。専門家によれば、2002年の失業率は5.3%あるいは5.4%に達したと言われている。このように、本研究データは日本におけるバブル経済崩壊直後の平成不況のはじまりを含む1992年の調査データと、過去最悪の失業率を経験した2002年を含む調査データであることを踏まえておきたい。

## 3 分析方法

### 3.1 分析に用いたデータ

本研究は、一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターで提供している総務省統計局「就業構造基本調査（1992年）」と「就業構造基本調査（2002年）」の秘匿処理済マイクロデータの2ヵ年分のプーリングデータを用いて分析している。本稿は無業を選択する高学歴（大学・大学院卒業）の妻が一定数いることを踏まえた上で、妻の労働供給のメカニズムについて、妻の個人収入から説明するものである。本稿では妻の個人収入と世帯収入と700万円以上個人収入を得ている夫を考慮したモデルから妻の労働供給を予測する。

また、本稿の分析では、妻の就業形態は正社員だけでなく、パートなどの非正規社員も 4 割を占めていることを考慮し、正社員の妻と非正規社員の妻の個人収入、すなわち就業形態の違う妻の労働供給に与える要因の違いを浮き彫りにしている点に特徴がある。

### 3.2 ヘックマンの二段階推定

妻の労働供給を測るために、本研究では妻の個人収入を妻の労働供給を示す代替変数として、1 段階目の推計では通常最小二乗法を行い、二段階目で正社員あるいは非正規社員の妻の個人収入を規定する要因の推計を行っている。1 段階目の最小二乗法のパラメータと二段階目のパラメータの動きに注目する。逆ミルズ比 ( $\lambda$ ) はモデルの妥当性を表している。本研究モデルについては、全て当てはまりが良いことが統計的に示されている。

## 4 分析結果

### 4.1 記述統計分析

妻は世帯年収が高いほど、家事従事に専念するといわれている。この仮説は、ダグラス＝有沢の法則から導き出され、一定の規則性をもっている。そこで、本研究においても、ダグラス＝有沢の法則を踏まえつつ、妻の個人収入と世帯収入の間にある一定の規則性を見出すことを試みる。ダグラス＝有沢が導いた法則を拡張するために、本稿では、妻の就業形態（非正規社員あるいは正社員）の違いに着目した点と夫の個人収入の限界との関連に着目した点である。これらが本稿の特徴である。夫の個人収入は世帯収入と同義であるという批判も考慮し、夫の個人収入の限界を 700 万円以上とし、700 万円以上の効果を浮き彫りにする分析となっている。700 万円以上を分析上の目印に設定した根拠は、図 2「夫の収入と妻の収入の関係」から導いている。つまり、夫の個人収入が 700 万円以上になると妻の個人収入が減少するという変化が、記述統計上で観察されたためである。そこで、推測統計を行う前にデータの概観を捉えるため、妻の個人収入と夫の個人収入、妻の学歴と世帯年収の関係を記述的に確認することにする。

図 2「夫の収入と妻の収入の関係」は妻の学歴を考慮せずに、横軸に夫の個人収入をとり、妻と夫の個人収入の関係を生産年齢（17 歳以上 62 歳未満）でコントロールした上で、図示したものである。図 2「夫の収入と妻の収入の関係」によれば、夫の個人収入が 700 万円～1,000 万円未満になると、妻の個人収入（50 万円～100 万円未満）の比率が 20.39% と低くなることが示されている。逆に、夫の個人収入が 500 万円～700 万円未満の場合は、妻の個人収入（50 万円～100 万円未満）の比率が最も高く、27.56% を示している。夫の個人収入が 700 万円未満か 700 万円以上かによって妻の個人収入の分布に顕著な変化が見られるため、本稿では、夫の個人収入の金額が 700 万円以上を分析上の目印の 1 つにしている。



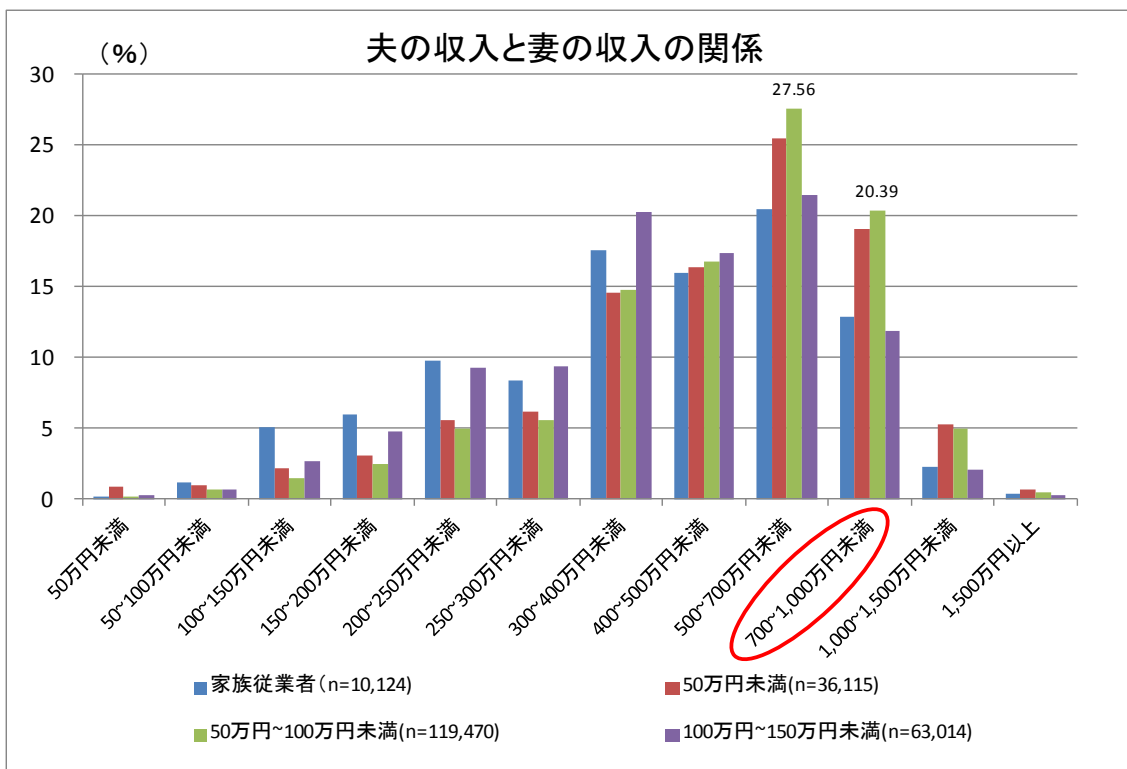


図 2 「夫の収入と妻の世帯収入の関係」

出典：総務省統計局「就業構造基本調査（1992年と2002年）」より筆者作成

次に妻の学歴別の世帯収入の平均値を示したのが表 1「妻の学歴と世帯収入の平均値」である。階級別の年収のそれぞれの中央値をとって整理したものであるが、平均値でも明らかのおとおり、妻の学歴が高学歴になるほど、その世帯収入の平均値も高くなっている。妻の学歴が中学卒業の場合と妻が大学・大学院卒業の場合の世帯収入の差は約 378 万円である。標準偏差をみると、高学歴になるほど世帯収入の分散が大きくなることもわかる。

また、表では示していないが、妻の学歴と就業形態（非正規社員あるいは正社員）を考慮しても妻の学歴が高くなるほど、世帯収入の平均も高くなる傾向が観察されている。しかし、妻の個人収入については、学歴の効果よりも就業形態（非正規社員あるいは正社員）の効果の方が大きく評価されるように見える。つまり大学・大学院卒業の妻であっても、中学卒業、高校卒業、短大・高専卒業の妻であっても、非正規社員の妻の個人収入の平均値の差は±5 万円以内に縮小する傾向が観察される。

表 1 妻の学歴と世帯収入の平均値

妻の学歴	サンプルサイズ	平均 (万円)	標準偏差	最小値(万円)	最大値 (万円)
中学校卒業	202,992	581.78	334.76	50	1,500
高校卒業	499,936	748.26	353.24	50	1,500
短大・高専卒業	148,173	824.88	360.08	50	1,500
大学・大学院卒業	53,150	959.96	374.74	50	1,500

出典：総務省統計局「就業構造基本調査（1992年と2002年）」より筆者作成

図3は「妻の学歴（大学・大学院卒業）と世帯収入の年次（1992年と2002年）の変化」を図示したものである。それほど大きな違いは見られないが、妻が大学・大学院卒業の世帯収入1,000万円以上では、2002年は27%、1992年は29%で、2002年の方が若干1992年よりも少なくなっている。一方、100万円以上500万円未満の世帯については、1992年に比べて2002年の方が若干増えている。つまり、大学・大学院卒業の妻の世帯収入において、2002年の方が100万円以上500万円未満の世帯が増えたことになる。例えば200万円～300万円未満の世帯は、1992年では約0.9%だったのが2002年では約2.4%になり約1.5ポイント増加している。300万円～400万円未満の世帯では、1992年は約3%だったのが2002年では約5%に増えている。2002年は前年のITバブルの崩壊によりIT需要の減少と米国の景気後退により日本も再び不況となる。また、2001年から日本国内の企業のリストラが本格化し、雇用調整を背景に、2002年の日本の失業率は5.3%あるいは5.4%と過去最悪な状況であった。このような経済状況を踏まえると、学歴を考慮しても、景気の低迷により2002年の方が1992年よりも比較的低い年収世帯が平均的に増加したと考えられる。

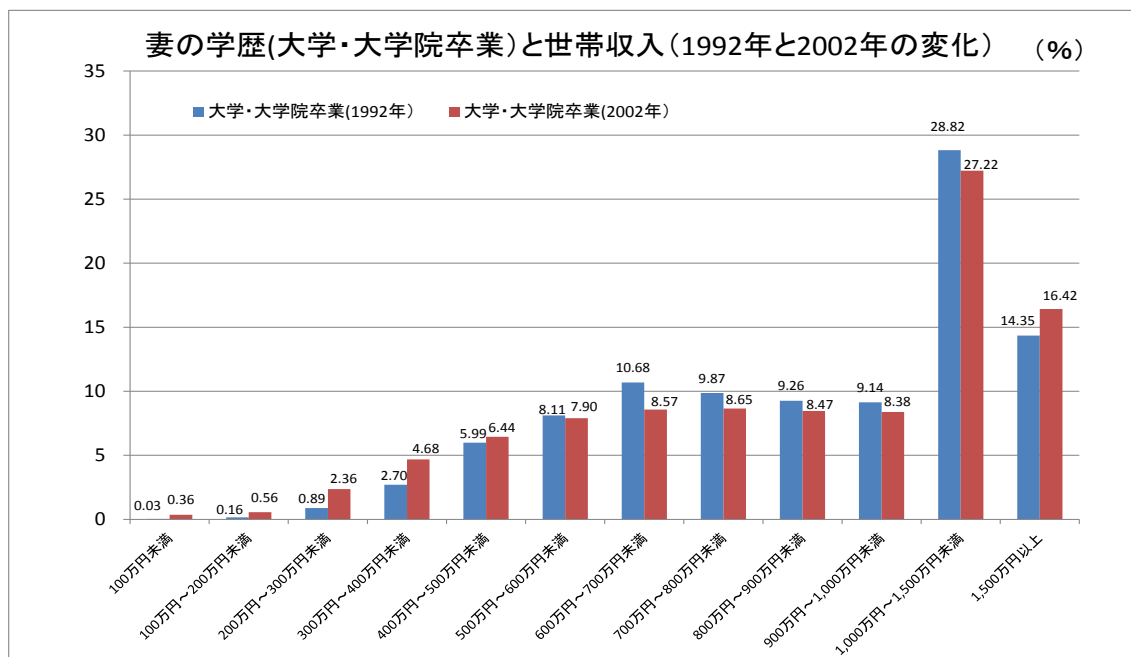


図3 「妻の学歴と世帯収入（1992年と2002年の変化）」

出典：総務省統計局「就業構造基本調査（1992年と2002年）」より筆者作成

図4「妻の学歴と仕事と家事の主従について（1992年&2002年）」は1992年と2002年の妻の学歴別就業状態をプールして図示したものである。学歴が高いほど「仕事を主にしている」と答える者が多い一方で、大学・大学院卒業者の家事をしている者の割合も約4割ほど占めている。

「家事が主で仕事をしている人」の割合については、大学・大学院卒業の妻の割合が約20.72%と、もっとも低い。つまり「家事が主で仕事は従である」働き方は、言い換えれば、家計補助的な働き方をしていると考えられるため、中学・高校卒や短大・高専卒の妻はそ

のような働き方をしていると言えるのかもしれない。一方、大学・大学院卒業の高学歴妻の場合はそのような傾向があまり観察されず、家計補助的に働いているというよりは、むしろ「仕事を主にしている」妻が多いように見受けられる。

しかし、その一方で「家事をしている」いわゆる専業主婦の大学・大学院卒業の妻が38.61%存在することも見逃せない。学歴が高いからと言って、必ずしも仕事中心の生活をしているわけではなく、一定の割合で家事に専念している高学歴の妻が存在していることになる。

そこで、今度は学歴と仕事と家事の主従関係ではなく、パートや正社員など、妻の就業形態と学歴の関係について整理する。表2「学歴別パート割合（1992年）」と表3「学歴別パート割合（2002年）」から、妻の学歴と就業形態の関係を概観する。

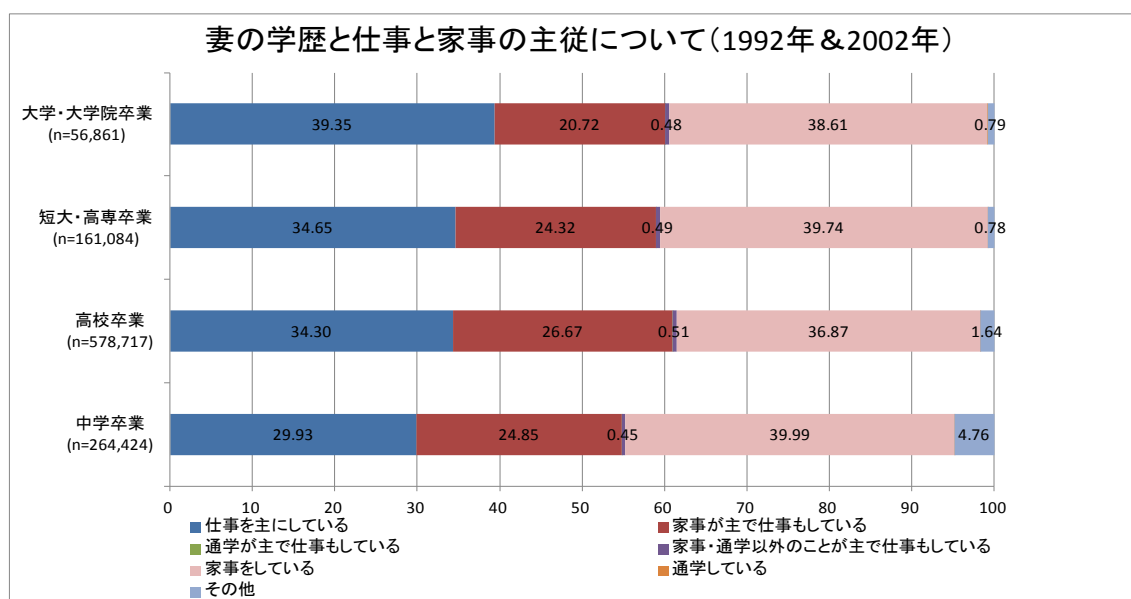


図4 「妻の学歴と仕事と家事の主従について（1992年&2002年）」

出典：総務省統計局「就業構造基本調査（1992年と2002年）」より筆者作成

表2「学歴別パート割合（1992年）」は未婚・既婚も合わせた1992年における学歴別の就業形態を図示している。注目すべきはパートの比率である。特にパートに着目すると、大学・大学院卒業の場合、パート割合が他の学歴の女性と比べて顕著に低いことがわかる。大学・大学院卒業のパート比率は15.57%、中学卒業の妻43.91%、高校卒業の妻は41.44%、短大・高専卒業の妻は29.21%である。

一方、正社員については大学・大学院卒業者がもっとも多く、大学・大学院卒業の場合、約74%が正社員である。嘱託・派遣社員・その他の割合についても、大学・大学院卒業が占める割合が他の学歴に比べ比較的高いことがわかる（6.84%）。つまり、正社員や派遣社員のような準社员的な働き方を選択するのは大学・大学院卒業の女性で、パートやアルバイトを選択するのは、短大・高専卒業以下の学歴の女性が多い。別の言い方をすれば、大学・大学院を卒業している女性は、正社員や契約社員になりやすい、あるいは正社員や契

約社員を選択するが、パートやアルバイトを選択しないと言えるのかもしれない。

表 2 「学歴別パート割合 (1992 年)」

1992年						(%)
	正社員	パート	アルバイ	嘱託・派遣社 員・その他	合計	
中学校卒業 (n=58,933)	49.09	43.91	3.17	3.83	100	
高校卒業(n=135,153)	51.92	41.44	3.25	3.39	100	
短大・高専卒業(n=29,750)	61.42	29.21	3.74	5.63	100	
大学・大学院卒業(n=11,131)	74.23	15.57	3.37	6.84	100	

出典：総務省統計局「就業構造基本調査 (1992 年)」より筆者作成

表 3「学歴別パート割合 (2002 年)」は調査年度が異なるだけで、前述した表 2「学歴別パート割合 (1992 年)」と同様の記述統計である。同じようにパートに着目すると、やはり大学・大学院 21 卒業女性のパート割合が低いことがわかる。2002 年における学歴別パート割合を見ると、大学・大学院卒業のパート割合 21.8%で、他の学歴の女性の中でもっともパート割合が低いことがわかる。逆にもっともパート割合が高いのは中学卒業の女性であり 52.69%がパートである。

一方、正社員の割合は大学・大学院卒業の女性をもっとも高く 63.10%となっている。パートの割合が高い学歴の女性は正社員の割合が低く、両者の間には負の相関が見られる。つまり、パートを選択する女性は正社員を選択していない。逆の言い方をすれば、正社員を選択する女性はパートを選択しない可能性があるが、学歴の違いによって自発的にパートや正社員を選んでいるかは記述統計ではわからない。しかし、表 2「学歴別パート割合 (1992 年)」をあわせてパート割合の傾向を見れば、10 年もの時間が過ぎているにもかかわらず、2002 年の調査においても、大学・大学院卒業の女性のパート割合が低いことが確認されたことは、パートという働き方と学歴の間には何か関連があるのではないかと考える。つまり、大学・大学院卒業の女性はパートを選択しないという一定の傾向があるのではないかと思われる。

表 3 「学歴別パート割合 (2002 年)」

2002年						(%)
	正社員	パート	アルバイト	嘱託・派遣社 員・その他	合計	
中学校卒業(n=29,382)	35.27	52.69	5.77	6.28	100	
高校卒業(n=120,226)	39.76	48.82	4.41	7.01	100	
短大・高専卒業(n=45,196)	50.50	36.64	3.98	8.87	100	
大学・大学院卒業(n=15,506)	63.1	21.8	3.8	11.3	100	

出典：総務省統計局「就業構造基本調査 (2002 年)」より筆者作成

#### 4.4 ヘックマンの二段階推定の結果

妻の個人収入と世帯収入の関連を明らかにすることで、妻の労働供給の傾向を予測したいと考える。ヘックマンの二段階推定を行うメリットは、もともとあるサンプルのセレクト

ジョンバイアスを除去して推計できる点である。通常の最小二乗法で所得の推計を行うと、サンプルのセレクションバイアスが原因で推計結果に大きな歪みが生じる可能性がある。この歪みを払しょくするために推計式を二段階にわけて行っている。一段階目では、セレクションを考慮せずに個人収入の推計を通常の最小二乗法で行う。二段階目で、非正規社員あるいは正社員の個人収入と世帯収入に関連を推計している。そして、女性の就業に影響を与えると考えられる条件（世帯収入、妻の年齢、6歳未満の子どもの人数、夫の個人収入が700万円以上）を考慮したモデルとなっている。

そこで、それぞれの条件を踏まえ二段階推定した根拠を簡単に説明する。妻の労働供給は世帯収入に依存した働き方をすることはダグラス＝有沢の法則で証明されている。そこで、妻の働き方の違い（非正規社員あるいは正社員）を考慮してもなお世帯収入の増加だけで妻の労働供給を説明することが可能なか確かめる。

妻の年齢については、年齢の中央値をとったものと、中央値の二乗をとった年齢の両方を推計上用いている。労働市場において就業選択する場合、年齢の制約は避けられないものであり、妻の場合であっても年齢を無視できない。直線的な年齢の効果と曲線的な年齢効果があることは労働市場ではよく知られた事実であるため、年齢の二乗項も投入している。このように推計することで、年齢が収入に与える直線的な効果と曲線的な効果の両方の影響を考慮していることになっている。

6歳未満の子どもの人数については、妻の場合、子どもの年齢や人数は妻の就業行動に大きな影響を与えると考えたからである。6歳未満としたのは家庭に未就学児童がいると妻の労働供給に大きな影響を与えられるからである。

夫の個人収入（700万円以上）を考慮したのは、図2「夫の収入と妻の収入の関係」で示したとおり、夫の収入が700万円以上あるいは700万円未満であるかによって、妻の収入に影響があることを確認したためである。図2で示したとおり、夫の収入が700万円以上になると妻の収入に減少の影響を与えるのか統計的に確認するためである。

それでは、主な結果について表4「妻の労働供給の規定要因」を参照しつつ述べていく。注目していた世帯収入との関連については、全てのモデルで有意であり、符号の向きは正社員の妻と非正規社員の妻とでは符号の向きは異なるが、世帯収入が妻の個人の収入に影響を与えていることが統計的に頑健に示唆された。

妻が非正規社員の場合、世帯収入が増加するほど、妻の個人収入を下げる傾向が見られる。つまり、世帯収入が増えるほど、非正規社員の妻は自分の労働供給量を抑制する傾向が見られる。なお年次をコントロールしても、非正規社員の妻の場合は、世帯収入と妻の個人収入の間には負の相関が見られた。1992年では、 $-0.2306$ 、 $***p<.01$ 、2002年では、 $-0.3193$ 、 $***p<.01$ となっている。この解釈については、非正規社員の場合は、妻は家計補助的な働き方をしている可能性が高く、世帯収入が増加すれば、妻は個人の収入を抑えるために、つまり労働供給量を抑えるために、このような負の相関が観察されたと考える。

つまり、非正規社員の妻は世帯収入への依存度が高いために、世帯収入が増加すれば、妻は自分の労働供給量を抑え、妻の個人収入が下がる傾向が観察されたのではないかと考える。

この関係を踏まえつつ、夫の個人収入との関連から非正規社員の妻の個人収入の傾向を読み解くと、夫が700万円以上の個人収入を稼ぐと、妻の個人収入を下げる傾向が見られるが、全てのモデルが有意ではないため、夫の個人収入（700万円以上）と妻の個人収入の頑健性は観察されなかった。夫の個人収入の限界を本稿では700万円以上としているが、推計では不安定な要素があるため、700万円以上の限界については再検証が必要である。

次に妻が正社員の場合は、世帯収入が増加するほど、妻の個人収入も増加する傾向が観察された。年次でコントロールしても世帯収入と正社員の妻の個人収入の間には正の相関が見られた。1992年では、0.7534, \*\*\* $p < .01$ , 2002年では、0.7838, \*\*\* $p < .01$ となっている。この解釈について、妻が正社員の場合は、家計補助的な働き方というよりも、家計を気にせずに働く、いわゆる自分のキャリア選好型である可能性が高いため、結婚していても世帯収入の多さに関わらず、妻自身の個人収入が増加していくのではないかと考える。つまり、正社員の妻は世帯収入への依存度が低いために、妻個人の収入と世帯収入の間には正の相関が見られるのではないかと考える。

また別の解釈をすれば、一般的に正社員の方が非正規社員よりも年間収入は高い（非正規は賞与がないところが多いため）。例えば、共働き正社員夫婦であれば、それぞれの個人収入が増加するほど、世帯としての収入も増えるわけだから、別の言い方をすれば、共働き正社員夫婦の世帯収入が高いことは、個別の収入、すなわち妻や夫の個人収入も高いことが予測できる。したがって、お互いの個別の収入を合算して世帯収入と見なしたとしても、それぞれが、自分の年金や健康保険などの社会保険料を支払っているために、そこには強固な依存関係がないため、妻が正社員の場合は、非正規社員の妻とは異なり、世帯収入が増えても、妻の個人収入にはマイナスの影響を与えなかったと考える。

次に夫の個人収入との関連から述べていく。夫の個人収入が700万円以上であることが妻の労働供給にどのような影響を与えるのか検証した部分である。ここでは、夫の個人収入が700万円以上あることが妻の労働供給を左右する限界としている。

結果については、頑健性を確認することができなかったため、再検証が必要である。しかし、パラメータの方向は全て負であり、夫の個人収入が700万円以上の場合、妻は正社員であれ、非正規社員であれ自分の労働供給を抑制する傾向があるように一見見受けられる。しかし、本当に700万円以上が妻の労働供給を左右する限界であることを証明するためには、700万円以下の夫の個人収入も加えるなどして、さらなる検証が必要と思われる。

表 4 「妻の労働供給の規定要因」

	modell	model2	model3	model4	model5
妻の個人収入	全て	非正規社員 (1992年)	非正規社員 (2002年)	正社員 (1992年)	正社員 (2002年)
	係数	係数	係数	係数	係数
	[z]	[z]	[z]	[z]	[z]
ref. 中学校卒業					
高校卒業	-0.056 [-2.72]***	-0.2761 [-5.93]***	-0.1839 [-4.28]***	-0.0805 [-1.86]*	-0.0501 [-0.99]
短大・高専卒業	-0.108 [-4.48]***	-0.3453 [-6.37]***	-0.2661 [-5.64]***	-0.0477 [-0.83]	-0.0159 [-0.26]
大学・大学院卒業	0.011 [0.41]	-0.2322 [-2.97]***	-0.1627 [-2.57]**	-0.1058 [-1.81]*	-0.0628 [-0.99]
大都市圏ダミー	-0.1968 [-13.64]***	-0.1101 [-3.30]***	-0.1475 [-5.52]***	-0.1242 [-3.31]***	-0.1105 [-2.95]***
ref. 離職期間 (0-1年未満)					
離職期間 (1年以上3年以下)	-0.0292 [-1.21]	0.2039 [3.21]***	0.0830 [1.61]	-0.0307 [-0.55]	0.0395 [0.57]
離職期間 (4年以上5年以下)	-0.0355 [-1.89]*	0.1701 [2.93]***	0.1061 [2.41]**	0.0284 [0.65]	0.0626 [1.39]
離職期間 (6年以上10年以下)	-0.1095 [-5.35]***	0.0907 [1.51]	-0.0534 [-1.13]	0.0266 [0.56]	0.0448 [0.89]
離職期間 (11年以上)	-0.1031 [-5.86]***	-0.0059 [-0.10]	-0.0638 [-1.42]	0.0144 [0.35]	-0.0166 [-0.40]
世帯収入 (対数)	1.0195 [66.01]***	-0.2306 [-7.91]***	-0.3193 [-12.38]***	0.7534 [20.62]***	0.7838 [23.41]***
年齢 (15歳以上65歳未満)	0.0072 [1.36]	-0.1468 [-15.85]***	-0.0840 [-8.96]***	0.2011 [18.11]***	0.2089 [18.48]***
年齢 (15歳以上65歳未満) 二乗項	-0.0002 [-2.63]***	0.0017 [15.00]***	0.001 [8.13]***	-0.0027 [-20.42]***	-0.0027 [-19.53]***
6歳未満の子どもの人数	-0.0996 [-12.98]***	0.1855 [11.93]***	0.2266 [16.74]***	-0.1005 [-5.35]***	-0.1059 [-6.28]***
夫の個人収入(700万円以上) ダミー	-0.5185 -0.5185	-0.0144 [-0.26]	-0.1494 [-3.60]***	-0.6858 [-8.49]***	-0.786 [-12.66]***
ref. 企業規模 (従業員30人未満)					
従業員数30人以上100人未満	0.0454 [2.78]***	0.0647 [1.64]	0.0764 [2.37]**	0.004 [0.10]	0.0084 [0.20]
従業員数100人以上500人未満	0.0783 [4.67]***	0.1587 [3.71]***	0.1558 [4.78]***	-0.0161 [-0.39]	0.0278 [0.65]
従業員数500人以上	0.0078 [0.42]	0.1318 [2.89]***	0.0757 [2.28]**	0.0331 [0.71]	-0.0128 [-0.26]
官公庁	0.2551 [8.52]***	0.3662 [4.41]***	0.2243 [3.85]***	0.2975 [3.54]***	0.3419 [4.32]***
定数項	-1.4589 [-10.22]***	2.5114 [10.51]***	2.0391 [9.30]***	-7.8056 [-25.65]***	-8.5495 [-29.73]***
λ		0.3167 [4.03]***	0.5055 [7.74]***	-1.4571 [-18.02]***	-1.6077 [-19.84]***
サンプルサイズ	15,196	30,272	29,036	8,699	9,954
Wald chi2(7)		193.08	259.38	173.13	217.06
Prob > chi2		0.000***	0.000***	0.000***	0.000***

\*はp < .1で有意, \*\*はp < .05で有意, \*\*\*はp < .01で有意

表 5 は, 表 4 「妻の労働供給の規定要因」 の記述統計量である.

表 5 「記述統計量」

変数	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
妻の個人収入(対数)	15,196	4.7565	0.8387	3.2189	7.3132
高校卒業ダミー	15,196	0.5719	0.4948	0	1
短大・高専卒業ダミー	15,196	0.1952	0.3964	0	1
大学・大学院卒業ダミー	15,196	0.1270	0.3330	0	1
大都市圏ダミー	15,196	0.2028	0.4021	0	1
離職期間(1年以上3年以下)ダミー	15,196	0.0921	0.2891	0	1
離職期間(4年以上5年以下)ダミー	15,196	0.2688	0.4434	0	1
離職期間(6年以上10年以下)ダミー	15,196	0.1641	0.3703	0	1
離職期間(11年以上)ダミー	15,196	0.2902	0.4539	0	1
世帯収入(対数)	15,196	6.3463	0.4236	3.9020	7.3132
年齢(15歳以上65歳未満)	15,196	34.3654	7.2253	17	62
年齢(15歳以上65歳未満)二乗項	15,196	1233.1840	583.2979	289	3844
6歳未満の子どもの人数	15,196	1.9621	0.7949	1	5
夫の個人収入(700万円以上)ダミー	15,196	0.0432	0.2032	0	1
従業員数30人以上100人未満ダミー	15,196	0.1820	0.3858	0	1
従業員数100人以上500人未満ダミー	15,196	0.1750	0.3800	0	1
従業員数500人以上ダミー	15,196	0.1512	0.3583	0	1
官公庁ダミー	15,196	0.0868	0.2815	0	1
農林水産業ダミー	15,196	0.0123	0.1103	0	1
建設業ダミー	15,196	0.1056	0.3074	0	1
情報通信ダミー	15,196	0.0103	0.1008	0	1
輸送機器ダミー	15,196	0.0684	0.2524	0	1
卸売・小売業ダミー	15,196	0.2029	0.4022	0	1
金融・保険ダミー	15,196	0.0417	0.2000	0	1
飲食店ダミー	15,196	0.0432	0.2032	0	1
医療・保健・福祉ダミー	15,196	0.1034	0.3046	0	1
教育ダミー	15,196	0.0326	0.1777	0	1
サービス業ダミー	15,196	0.1228	0.3282	0	1
電気・ガス・水道ダミー	15,196	0.0342	0.1816	0	1

## 5 結論

本研究は、妻の労働供給について、妻の個人収入と世帯収入と夫の個人との関連から検証した論文である。結果は、非正規社員の妻の労働供給は世帯収入に依存しつつ、自分の労働供給量を調節している可能性が示唆された。その可能性の根拠を非正規社員の妻の労働供給量から見出している。つまり、ダグラス＝有沢の法則が前提としているように、妻の条件も一定で、世帯収入が限りなく増えていくことを前提とした場合であれば、妻の労働供給は世帯収入が増えるほど減少していくと考えられる。しかし、本稿が示唆したように、妻の就業形態（非正規社員あるいは正社員）を考慮すると、ダグラス＝有沢の法則では説明できない部分があることが発見された。つまり、非正規社員の妻と正社員の妻では世帯収入の依存度が異なり、就業形態（非正規社員あるいは正社員）の違いによって、妻の労働供給量が決まる可能性が示唆された。この点が本論文の新しさである。

具体的には、妻が非正規社員の場合、世帯収入が増えると妻個人の収入が減る傾向が見



られ、逆に妻が正社員の場合は世帯収入が増えても妻個人の収入が減ることはない。むしろ増えていく傾向が示唆された。つまり、妻が正社員なのか、あるいは非正規社員によって、世帯収入が妻の労働供給に与える影響の違いが統計的に示されたことになる。非正規社員の妻が正社員の妻に比べて労働供給を調整しがちである背景には様々な考えがあると思うが、その1つには、社会保障制度の社会保険料に原因があると本稿は考えている。

一方、夫の個人収入と妻の労働供給に関する検証については、一定の傾向を見出すことができなかつた結果を得ることができなかつた。本研究では、夫の個人収入が700万円以上であることを目印として妻の労働供給を左右する限界を見出そうとしたが、700万円以上が本当に妻の労働供給量を左右する限界点となっているのかについては、さらなる検証が必要であり今後の課題としたい。

これらの結果を踏まえ本稿では次のように結論づける。世帯収入に依存度が高いと言われる非正規社員の妻は、自らの収入を世帯収入に合わせて調整をするため、世帯収入が増えるほど妻の個人収入は減る傾向になり、逆に世帯収入に依存度が低いと思われる正社員の妻の収入には世帯収入が妻の個人収入を減少させる効果を持たないということである。

つまり、妻の労働供給は、妻が夫や世帯収入にどれだけ依存しているかが重要であり、妻の労働供給量を増やすのであれば、妻の個人収入を減少させる要因を取り除くことである。

妻の労働供給を抑制すると思われる要因はいくつかあるが、本稿では、その1つに社会保障の保険料が非正規社員の労働供給の抑制要因ではないかと考え、「130万円の壁」を再検討することを問題提起としてとりあげたい。つまり、130万円の規制を緩和することで、非正規社員の妻は、個人の収入と世帯収入のバランスを気にせずに働くことができるのではないかと考える。しかし、この主張をもっと論理的に説明するには、社会保険料と妻の労働供給の関係について分析する必要があるため、この点についてはさらなる検証が望まれる。

最後に高学歴の妻とパートの関係について述べる。高学歴の妻は高学歴の男性と結婚している可能性が高いため、世帯収入の調整という観点では、大学・大学院卒業の高学歴女性の方が、労働供給の調整がしやすいパートなどの非正規社員を選択しそうである。しかし、実際にはそのようになっていない。表2「学歴別パート割合（1992年）」と表3「学歴別パート割合（2002年）」で示したとおり、大学・大学院卒業の高学歴の妻ほど、パートを選択していない。この点について、本稿では次のように考える。

張（2012）が指摘したように、高学歴の妻ほど、もともと余暇選好型であるために、パートを選択せずに専業主婦を選択しているのかもしれないが、そのような妻が、もともと余暇選好かどうかはデータでは確認できないため、この点についてこれ以上の議論はできない。しかし、本研究の妻の多くは「働く必要が生じたため」つまり家計を補助するために働いている妻が一定数いることが確認できたことや、「時間に余裕ができたから」その余暇

の時間を働いてみようと思っている高学歴の妻が一定数いることも踏まえると、高学歴妻の多くが余暇選好型であるとは言い難いと考えている。

それよりも問題は、高学歴（大学・大学院卒業）の妻は、なぜ労働供給の調整をしやすいパートを選択しないのかということである。考えられる仮説としては、パートの仕事内容やパートの賃金には高学歴であることが活かされないミスマッチが多く存在しているため、あえてパートを選択しないのではないか。つまり、パートでは、高学歴であるメリットがあまり活かされないために、高学歴の妻が再び働く場合は、多くがパートを選択せずに、正社員を選び、パートとして働くくらいなら、あえて専業主婦として家事に専念するという選択をしてはいないか。この点についてもさらなる検証が必要であるが、仮に学歴とパートの仕事の間にミスマッチが多く存在しているのであれば、そのミスマッチを改めて政策も重要だと考える。

女性は男性とは異なり彼女たちのライフコースは多様であり、女性は多くのライフイベントを経験しながら働くことと家庭の仕事をうまく調整している。正社員として働き続けることも重要ではあるが、高学歴の妻がパートなどの非正規社員として働くことでのインセンティブを労働市場が提示すれば、現在無業（家事）でいる多くの高学歴の妻を再び労働市場へ促すことが可能ではないかと考える。

\*本稿は未定稿につき引用・参照をご遠慮ください。

### 【謝辞】

本稿の分析は、統計法に基づいて、独立行政法人統計センターから「就業構造基本調査」（総務省）に関する匿名データの提供を一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センターから受け、独自に作成・加工した統計です。また、東京大学社会科学研究所主催の二次分析研究会、研究成果報告会においてコメンテータの先生やフロアから貴重なコメントを頂きました。

### 【注】

- 1) 厚生労働省「労働経済の分析（平成 25 年）」によれば、2012 年における夫の年収と妻（65 歳未満）の労働力の関係から示されたもので、夫の年収が 700 万円以上になると妻の労働力率が下がる傾向が見られる。
- 2) 1930 年代にアメリカのダグラス（P.H.Douglas）が実証分析から導き出し、有沢広巳はこの法則が日本でも当てはまることを実証した。労働供給行動の分析には労働者個人だけでなく家計も考慮する必要があることを示唆している。しかし、高所得の男性には、もともと余暇の選好が強い女性が結婚するため、世帯収入が妻の労働供給行動に負の影響を与えているように見えるだけで、いわゆる見かけ上の負の関係と主張する研究者もいる。

[参考文献]

- 安部由紀子・大竹文雄, 1995, 「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給行動」  
『季刊・社会保障研究』 31 (2) : 120-134.
- 小野寺剛, 2012, 「転職経験および転職理由と転職希望意識との関連について—就業構造基本調査匿名データによる統計分析」『21世紀社会デザイン研究』 11:21-32.
- 玄田有史, 2008, 「前職が非正社員だった離職者の正社員への移行について」『日本労働研究雑誌』 567 : 61-77.
- 厚生労働省, 2014, 『労働経済の分析—構造変化の中での雇用・人材と働き方—』.
- 国土交通省, 2014, 「第2章 若者の暮らしにおける変化」より「共働き世帯・片働き世帯の推移」, 国土交通省ホームページ, (2014年1月30日取得,  
<http://www.mlit.go.jp/hakusyo/mlit/h24/hakusho/h25/pdf>).
- Cigno, Alessandro, 1991, *Economics of the Family*, New York: Oxford University press. (=1997, 田中敬文・駒村康平訳『家族の経済学』多賀出版.)
- Jann, Ben, 2008, "The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression model." *The Stata Journal*, 8:151-479.
- 張 世穎, 2012, 「既婚女性の労働供給と夫の所得」『季刊社会保障研究』 47(4) : 404-412.

# 高学歴継承が若年層の意識に与える影響

谷岡謙

(大阪大学大学院)

近年の高学歴化に伴い、高学歴継承を経験した大卒層が増加傾向にある。数土(2011)の高学歴継承の議論を受け、本稿では学歴継承を経験して間もない若年層に注目し、階層帰属意識をはじめとする意識への高学歴継承の効果をより鮮明に分析することを試みた。その際、先行研究では検討されていない出身家庭の経済的側面の効果も検討した。

重回帰分析の結果、出身家庭の経済的側面をコントロールすると高学歴継承の効果は、男性では有意でなく、女性についてもわずかなものであることがわかった。今回の分析から2つのことが明らかとなった。1つ目は、高学歴継承の効果は小さく限定的なものであること、2つ目は、高学歴継承には出身家庭の経済的側面も含まれている可能性があるということである。今後は、高学歴継承の経済的側面・象徴的価値を識別可能な分析モデルで検討する必要があるだろう。

## 1 はじめに

### 1.1 増加する高学歴継承

1970年代以降、日本では高学歴化が進み、現在では短大を含めた大学進学率は50%を超えている(図1)。この高学歴化が進む中で、近年では高学歴継承を経験する層も増加傾向にある。高学歴継承とは、大卒の親をもつ大卒者のことである。1955年から2005年までのSSM調査(社会階層と社会移動全国調査)データを分析した数土直紀(2011)によれば、1955年の時点でわずか2.5%だった高学歴継承率は、2005年では10.9%まで上昇している。

この高学歴継承は、教育達成における階層差の問題として話題に上ることが多い。この教育達成における階層差については多くの研究がなされているが、SSMデータを分析した近藤・古田(2011)によれば、依然として階層差が存在するものの、進学率の上昇に伴ってこの階層差は縮小傾向にあるという。また小林雅之(2008)は、多大な費用のかかる大学進学において経済的要因の重要性を主張している。

このように、高学歴継承は格差の問題として語られることが多い。しかし、先ほど取り上げた数土は、異なった視点で高学歴継承を扱っている。というのも高学歴継承そのものではなく、高学歴継承が個人に与える影響について検討しているのである。

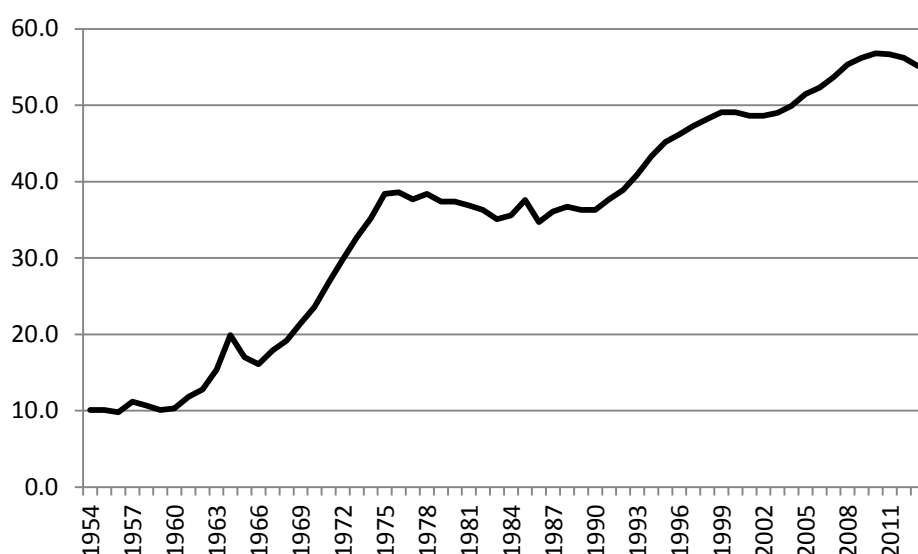


図1 大学・短大への進学率の推移 (文部科学省:学校基本調査)

## 1.2 高学歴継承者が個人に与える影響

数土直紀 (2011) は、高学歴継承した人びとの階層帰属意識がより高くなることをマルチレベル分析により明らかにした。階層帰属意識とは、「かりに現在の日本の社会全体を、このリストに書いてあるように 5 つの層に分けるとすれば、あなた自身はこのどれに入りますか。(1.上, 2.中の上, 3.中の下, 4.下の上, 5.下の下)」という質問文によって尋ねられる意識である。近年では、この階層帰属意識に対する学歴の説明力が上昇傾向にあることが確認されていた (吉川 1999, 2008 など)。しかし、高学歴化によって学歴の希少性が減少し、その象徴的価値も減少傾向にあると考えられていたので、この学歴の説明力の高まりは一見矛盾した現象であった。数土はこの現象を解きほぐし、確かに学歴の象徴的価値は低下しているが、増加傾向にある高学歴継承者の階層帰属意識がより高くなることによって、その象徴的価値の低下を相殺しているということを明らかにしたのである。

しかし、そのメカニズムや他の意識への影響については検討されていない。また、高学歴継承層が今後も増加していった場合、高学歴継承層が新たな境界線として機能し、三世代以上に渡る高学歴継承が繰り返され階層の固定化のような状況を生む可能性があり、その影響を詳細に分析する必要があると言える。

## 1.3 本稿の目的・構成

本稿の目的は、数土が発見した高学歴継承の効果をより詳細に分析することである。そこで、本稿では学歴継承して間もない若年層 (21 歳~35 歳) に分析対象を絞り、学歴継承の効果をより鮮明に分析する。学歴継承して多くの年数が経った対象者ならば、学歴継承したことよりも自らの学歴に則った判断をされると考えられるためである。

以降では、先行研究を検討した後、分析目的を整理し、高学歴継承の効果を検討していく。

## 2 先行研究

### 2.1 学歴移動が個人と与える影響

学歴継承そのものが個人に与える影響を扱った研究は少なく、海外にいくつか見られるだけである。ネットワーク系の研究として、Kalmijn(2006)が挙げられる。Kalmijnによれば、学歴移動を経験した人は家族との接触頻度が減少するという傾向がある。また異なる分野では、公衆衛生の研究として2つの研究がある。1つ目は、Gall et al.(2010)による研究で、上昇でも下降でも学歴移動を経験した人は、より健康的な生活行動をとる傾向があるという。2つ目は Kuntz and Lampert(2013)による青年期の喫煙行動に関する研究である。彼らは、大卒再生産層は非大卒再生産層や学歴下降層と比べて青年期の喫煙行動が少なくなり、また学歴上昇層は非大卒再生産層よりも喫煙行動が少なくなることを明らかにした。

### 2.2 学歴移動のパターン

教育達成の視点から考えると、高学歴継承は学歴移動のパターンの1つと考えることができる。中澤渉(2010)は学歴移動のパターンを潜在クラス分析により分析している。学歴移動のパターンを潜在クラスとして抽出し、その後父職や文化的・経済的資産と学歴移動の関係进行分析し、出身階層が高階層な人ほど高学歴継承パターンになりやすいことを明らかにした。中澤が分析しているように、学歴移動については多くのパターンが考えられるが、この学歴移動のパターンをより簡潔に表したのが、吉川徹(2009)の『学歴分断社会』である。

吉川は、学歴を大卒／非大卒の2分類として扱い、その世代間の移動を4類型にまとめている(図2)。1つ目は大卒の親の子が大卒になる大卒再生産、2つ目は非大卒の親の子が大卒になる学歴上昇、3つ目は大卒の親の子が非大卒になる学歴下降、そして4つ目が非大卒の子が非大卒になる高卒再生産である。吉川の大卒再生産層が、本稿の高学歴継承層に当たることがわかる。吉川はSSMデータを用いて、これらの4類型の分布が、大卒再生産(35%)・学歴上昇(15%)・学歴下降(15%)・高卒再生産(35%)程度になると予想している。

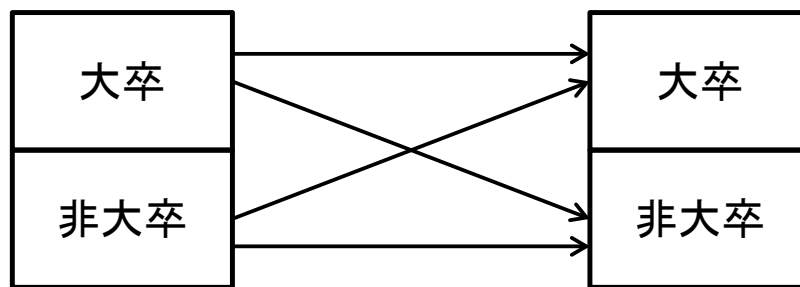


図2 学歴の親子類型 (吉川徹 (2009) 『学歴分断社会』 p.149 図5-1)

### 2.3 先行研究を踏まえた本稿の目的

本稿では、日本における唯一の先行研究として、数士の取り上げた階層帰属意識について、若年層における高学歴継承の効果を検討する。階層帰属意識は、最も階層変数との関わりの強い意識変数なので (吉川 2008)、この階層帰属意識において高学歴継承の効果・メカニズムが判明すれば、その他の意識についても検討していくことが容易だからである。学歴移動のパターンには吉川の学歴分断社会を援用し、高学歴継承層 (大卒再生産層) とその他の層を比較し、どのような違いがあるのかを検討する。また、階層帰属意識は男女で規定要因が異なるため (赤川 2000)、男女別でも分析を行う。さらに、教育達成における階層差の議論を踏まえ、出身家庭の経済的要因をコントロールした上での高学歴継承の効果も検討していく。

## 3 方法

### 3.1 データ・変数

今回使用するデータは、「東大社研・若年パネル調査 (JLPS-Y) wave1, 2007」である。この調査は、日本全国から層化2段無作為抽出された20歳から34歳までの男女を対象に、調査票を郵送し訪問回収するという方法で行われた (有効アタック数 9771, 有効回収数 3367, 回収率 34.5%)。

使用する独立変数は、性別・年齢・職業・収入・学歴移動・15歳時の暮らし向きである (詳しくは表1を参照)。学歴移動については、先述の通り吉川 (2009) の議論を踏襲し、短大・高専を大卒とした上で、学歴移動の4パターンをダミー変数として用いる。職業については、95年版職業威信スコアを用いる。収入については、個人収入を対数変換したものをを用いる。従属変数は、10段階階層帰属意識である。

職業威信スコアを使用するため、分析対象者は有職者に限られ、無職者や学生は分析から除外されている<sup>1)</sup>。

表1 分析に使用する変数の説明

		詳細	値
【従属変数】			
	階層帰属意識(反転)	「かりに社会全体を上から順に1から10の層に分けるとすれば、あなた自身は、このどれに入ると思いますか」(「1:下～10:上」になるよう反転)	1-10
【独立変数】			
統制変数	年齢	満年齢(21歳～35歳)	21-35
性別	女性ダミー	1:「女性」	0-1
職業	職業威信スコア	95年版職業威信スコア	36.70-90.10
収入	個人収入 (対数変換済み)	カテゴリで尋ねたものを実数に変換し、さらに対数変換	0-7.72
	高学歴継承ダミー(ref.)	1:「父・母の少なくともどちらかが大卒で本人も大卒」	0-1
学歴継承 (大卒=短大 高専を含む)	学歴上昇ダミー	1:「父・母ともに非大卒で本人は大卒」	0-1
	学歴下降ダミー	1:「父・母の少なくともどちらかが大卒で本人は非大卒」	0-1
	高卒再生産ダミー	1:「父・母ともに非大卒で本人も非大卒」	0-1
出身家庭の 経済状況	15歳時の暮らし向き (反転)	あなたが15歳だった頃(中学卒業時)、あなたのお宅の暮らし向きは、この中のどれにあたるでしょうか。当時のふつうの暮らし向きとくらべてお答えください。(「1:貧しい～5:豊か」になるよう反転)	1-5

表2 記述統計

	平均値	標準偏差	N
10段階階層帰属意識(反転)	5.0576	1.72755	1876
女性ダミー	.4696	.49921	1876
年齢	29.3486	3.96922	1876
職業威信スコア	51.6583	8.46094	1876
個人収入(対数変換済み)	5.4539	.89764	1876
高学歴継承ダミー	.2569	.43706	1876
学歴上昇ダミー	.2772	.44773	1876
学歴下降ダミー	.1071	.30938	1876
高卒再生産ダミー	.3587	.47976	1876
15歳時の暮らし向き(反転)	3.1471	.80313	1876

### 3.2 分析モデル

分析には、モデル拡張型の重回帰分析を用いる。モデル1は、性別・年齢・職業・収入という基本的なモデルである。モデル2は、モデル1に学歴移動ダミーを加え、学歴継承の効果、決定係数の変化を検討する。最後にモデル3では、15歳時の暮らし向きを加えることにより、出身家庭の経済的側面の効果をコントロールした上で学歴継承の効果を検討する。全体で分析した後、男女別に分析を行う。



学歴移動ダミーについては、高学歴継承（大卒再生産）を基準カテゴリとし、学歴上昇ダミー・学歴下降ダミー・高卒再生産ダミーを投入する。結果の解釈については注意が必要である。学歴下降・高卒再生産の2つが有意で学歴上昇が有意でない場合は、「本人大卒」が有意な効果を持っているということであり、学歴上昇・高卒再生産の2つが有意で学歴下降が有意でない場合は、「親大卒」が有意な効果を持っているということである。学歴上昇・学歴下降・高卒再生産の3つが有意なときのみ、高学歴継承が有意な効果を持っていると解釈できる。

## 4 分析

### 4.1 学歴継承者の推移

まずは、今回使用するデータにおいて学歴移動・学歴継承がどのくらい行われているか見てみよう。図3がコーホート別に学歴移動の推移を見たものである。近年になればなるほど、大卒再生産層・高学歴継承層が増加していることが確認できる。最も若い世代では、40%程度の人びとが高学歴継承していることがわかる。若年層では、先ほど紹介した吉川の予想とは少し異なり、高学歴継承層・学歴上昇層が多く見られ、高卒再生産層は減少傾向にある。このグラフを分析対象である有職者のみに絞ったものが図4である。1984年以降生まれの世代の高学歴継承層が大きく減少している。これは、この年代の人びとの多くがまだ大学生であるためである<sup>2)</sup>。図5は、有職サンプルの学歴移動の分布を全体・男女別に見たものである。男女でやや割合が異なるものの、大きくは変わらないことが確認できる<sup>3)</sup>。

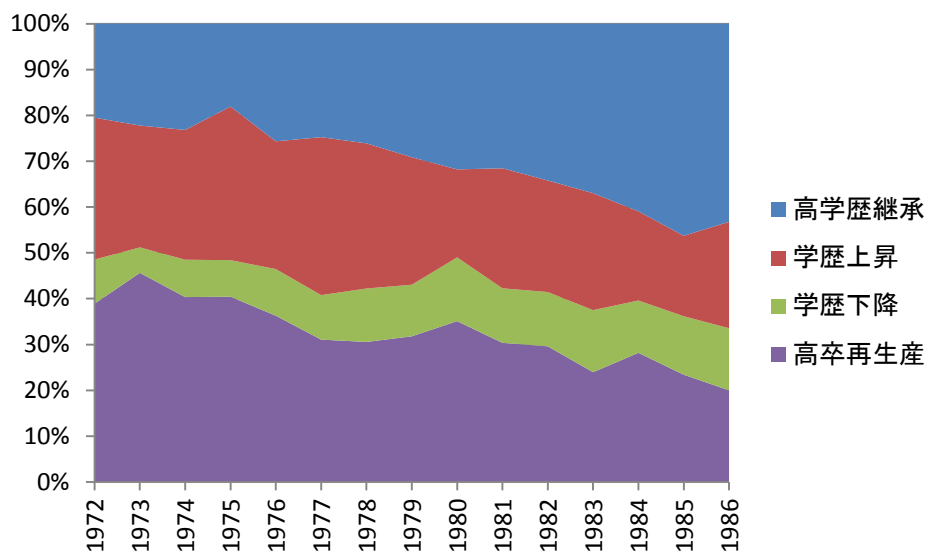


図3 学歴移動の推移（無職・学生含む）

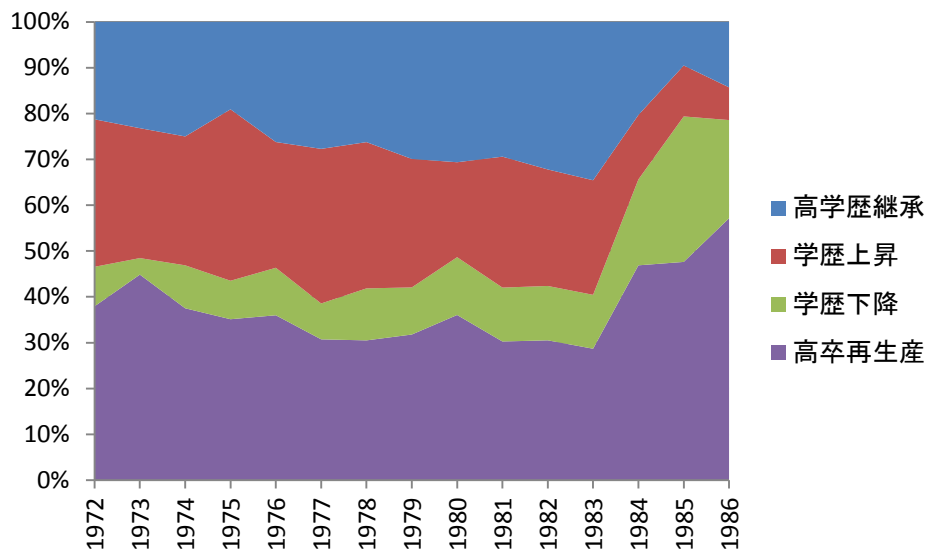


図4 学歴移動の推移（有職者のみ）

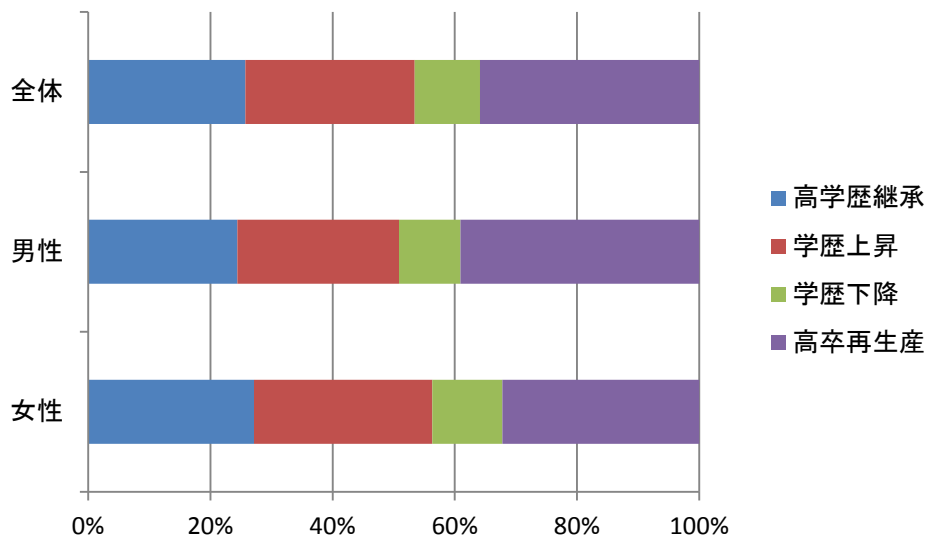


図5 学歴移動の分布（有職者のみ）

#### 4.2 重回帰分析

表3が重回帰分析の結果である。まずモデル1を見ると、どの変数も1%水準で有意な正の効果を持っていることがわかる。それぞれ、男性よりも女性のほうが、年齢が高ければ高いほど、職業威信スコアが高ければ高いほど、収入が高ければ高いほど階層帰属意識が高くなることがわかる。もっとも効果が高いのは収入で、次いで職業の効果が高い。

次に学歴上昇ダミー・学歴下降ダミー・高卒再生産ダミーを加えたモデル2を見てみよう。調整済み決定係数は.024増加し、その変化量は有意である。学歴移動ダミーは3つと

も1%水準で有意な負の効果を持っており、高学歴継承をしている人びとよりも低い階層帰属意識を持つことがわかる。高卒再生産層が最も低い階層帰属意識を持ち、学歴下降、学歴上昇と続く<sup>4)</sup>。

最後に出身家庭の経済的要因をコントロールしたモデル3を見てみよう。15歳時の暮らし向きは、1%水準で有意な正の効果を持ち、15歳時の暮らし向きが豊かであればあるほど現在の階層帰属意識が高くなることを示している。回顧項目なので解釈には注意が必要で、あまり断定的なことは言えないが、重要なのは先ほど1%水準で有意であった学歴上昇ダミーの効果が10%水準で有意な効果程度に減少するという点である。つまり、高学歴継承層と学歴上昇層の差が減少し、「高学歴継承の効果」がかなり小さくなってしまっているということである。15歳時の暮らし向きが出身家庭の経済的要因をコントロールできているとするならば、階層帰属意識を高めていたのは高学歴継承したという象徴的価値よりも、出身家庭の経済的要因であると考えることができる。

表3 重回帰分析の結果（全体）

	モデル1	モデル2	モデル3
	$\beta$	$\beta$	$\beta$
女性ダミー	.080 **	.064 **	.057 *
年齢	.091 **	.097 **	.103 **
職業威信スコア	.150 **	.114 **	.112 **
個人収入	.185 **	.167 **	.167 **
高学歴継承(ref.)			
学歴上昇		-.076 **	-.049 †
学歴下降		-.088 **	-.077 **
高卒再生産		-.199 **	-.156 **
15歳時の暮らし向き			.169 **
調整済み決定係数	.082	.106	.132
変化量		.024 **	.026 **

Note: N=1876, p<.01\*\* p<.05\* p<.10†

次に、表4が男性の結果である。まずモデル1を見ると、年齢が5%水準で有意な正の効果を、職業・収入が1%水準で有意な正の効果を持つことがわかり、全体の傾向とほぼ同じである。ただし、全体よりも調整済み決定係数がやや高い値となっている。学歴移動ダミーを加えたモデル2を見ると、学歴下降と高卒再生産が1%水準で有意な負の効果を持つ点は全体の結果と同じだが、学歴上昇ダミーが有意な結果とはなっていない。これはつまり若年男性においては、高学歴継承をしても学歴上昇層との間に階層帰属意識の違いはないということである。モデル3では、全体と同様に15歳時の暮らし向きが有意な正の効果を持っているが、学歴上昇ダミーの効果は有意ではない。

表 4 重回帰分析の結果（男性）

	モデル1	モデル2	モデル3
	$\beta$	$\beta$	$\beta$
年齢	.066 *	.065 *	.066 *
職業威信スコア	.159 **	.109 **	.117 **
個人収入	.253 **	.243 **	.237 **
高学歴継承(ref.)			
学歴上昇		-.038	-.014
学歴下降		-.102 **	-.092 **
高卒再生産		-.178 **	-.134 **
15歳時の暮らし向き			.141 **
調整済み決定係数	.129	.150	.168
変化量		.021 **	.018 **

Note: N=995, p<.01\*\* p<.05\* p<.10†

最後に、表 5 の女性の結果を見てみよう。モデル 1 を見ると、年齢が 5%水準で有意な正の効果、職業・収入が 1%水準で有意な正の効果を持つことがわかり、こちらも全体の傾向とほぼ同じである。ただし、調整済み決定係数は低い値にとどまり、収入の効果も全体・男性と比べ小さなものになっている。モデル 2 を見ると、男性と異なり学歴上昇ダミーが 1%水準で有意な負の効果を持っており、高卒再生産も同様である。ただし、学歴下降ダミーの効果については 10%水準にとどまり、「高学歴継承の効果」は非常に小さいものであることがわかる。また、学歴上昇よりも学歴下降の方が高学歴継承との差が小さいということは、本人学歴よりも親学歴の方が大きな効果を持っているということである。モデル 3 で 15 歳時の暮らし向きを投入すると、学歴移動の効果は減少してしまうものの、依然として有意な効果を持っていることがわかる。高学歴継承と学歴上昇の間に差はあるが、学歴下降との差は非常に小さい。高学歴継承の効果は全くないとは言い切れないが非常に小さく、親学歴の効果の方が大きいと考えられる。ただし、全体・男性の結果と異なり、経済的側面である 15 歳時の暮らし向きをコントロールしても学歴上昇ダミーが有意であり、かつ学歴下降ダミーがわずかながら効果を持つということは、女性においては高学歴継承の象徴的価値のような効果が存在することを示唆している。

表 5 重回帰分析の結果（女性）

	モデル1	モデル2	モデル3
	$\beta$	$\beta$	$\beta$
年齢	.073 *	.086 **	.103 **
職業威信スコア	.117 **	.101 **	.085 **
個人収入	.134 **	.109 **	.117 **
高学歴継承(ref.)			
学歴上昇		-.115 **	-.086 *
学歴下降		-.072 †	-.062 †
高卒再生産		-.222 **	-.183 **
15歳時の暮らし向き			.197 **
調整済み決定係数	.045	.074	.110
変化量		.029 **	.036 **

Note: N=881, p<.01\*\* p<.05\* p<.10†

## 5 議論

### 5.1 まとめ

本稿は、近年増加傾向にある高学歴継承の影響を検討するため、学歴継承を経験して間もない若年層を対象に分析を行った。その結果、高学歴継承をすると階層帰属意識が高くなる効果は確かに存在するが、その効果は限定的であり、非常に小さいものだということが明らかとなった<sup>5)</sup>。また、出身家庭の経済的要因として「15歳時の暮らし向き」をコントロールすると、高学歴継承の効果は大きく減少することが明らかとなった。

### 5.2 高学歴継承の希少性の低下

今回の分析結果は、数土のものとは大きく異なるものとなった。違いを産んだ原因としては、大きく2点考えられる。第1に、高学歴継承の希少性、象徴的価値の低下である。数土の場合は男性のみで20歳～69歳までを対象とした分析であった。しかし、今回の分析では対象を若年層に絞り、その結果高学歴継承層が25%程度とかなりの割合に達していた。数土の扱ったSSMデータでは、高学歴継承者は2005年の10.9%が最大であった。数土の分析の中では、高学歴継承の効果は時代によらず不変だとされていたが、実際には高学歴同様、珍しいものではなくなり希少性が低下していても不思議ではない<sup>6)</sup>。

第2に、学歴カテゴリーの違いが挙げられる。数土の分析では、初等・中等・高等の3カテゴリーだったが、今回は大卒（短大含む）・非大卒の2カテゴリーである。ただし同カテゴリーでの分析は、今回使用するデータには初等学歴がほとんど含まれていないという問題があるため難しいものとなっている。

### 5.3 高学歴継承の効果とは

数土（2008）では、高学歴継承が階層帰属意識を高めるメカニズムとして、「個人の出身

階層と到達階層とで社会的地位が一致しているとき、すなわちその個人が社会階層の継承に成功したとき、その個人の階層帰属意識の形成過程はつねに一貫した内部でおこなわれており、そのため個人の階層帰属意識は、出身階層と到達階層の社会的地位が一致していない場合と比較して、より強固になる（数土直紀 2008: 26）」と論じられている。しかし、ここでは高学歴継承の象徴的価値の側面にしか目が向けられていない。高学歴継承は、出身階層における経済的側面の有利・不利の結果でもある。本稿が「15 歳時の暮らし向き」を用いた分析で示唆したとおり、高学歴継承には経済的な側面が少なからず存在する。高学歴継承の効果を読み解く際には、この 2 つの側面をどちらも考慮に入れる必要があるだろう<sup>7)</sup>。

#### 5.4 今後の課題

今後の課題として、大きく 3 つが挙げられる。

第 1 に、本稿は若年層における高学歴継承の実態を明らかにしたものの、数土同様メカニズムの解明には至らなかった。今後は、今回の分析で示唆された経済的要因・象徴的価値の両方を考慮に入れたモデルを SEM 等により検討しなければならない。ただし、回顧項目である「15 歳時の暮らし向き」変数は、出身家庭の経済的要因以外にも回答者のさまざまな意識が混ざり合っている可能性が高いため、より正確に経済的要因をコントロールできる変数を検討する必要がある。

第 2 に、今回観察された男女差について、解釈ができていないことである。女性における短大の意味などを含めて、男女差が意味するものを検討する必要がある。

第 3 に、本稿では吉川の 4 類型に則り分析を行ったが、中澤が分類しているように学歴移動には他にもパターンが存在する。今回の分析で用いていないパターンについてもその影響を検討する必要があるだろう。また、このような教育達成研究との接合も課題である。

#### [注]

- 1) 無職や学生サンプルを分析から除外するのは、「何を基準に階層帰属意識を判断しているかわからない」という問題があるからでもある。
- 2) 1983 年以前生まれのサンプルに絞って分析した場合も、結果に大きな変化はなかった。
- 3) 短大を大卒に含めなかった場合、女性の高学歴継承層は 20%程度になる。
- 4) 学歴移動ダミーを用いずに、「本人大卒ダミー」と「高学歴継承ダミー」を用いたモデル拡張重回帰分析を行うと、本人学歴の効果は高学歴継承ダミーを加えることにより減少することがわかる。つまり、高学歴継承をコントロールせずに大卒の効果を検討してしまうと、高学歴継承の効果が混ざった状態になってしまうのである。
- 5) 同様の分析モデルで、先行研究で検討されていた親との関係や喫煙行動などの健康行動、その他の意識・行動変数について高学歴継承の効果を検討してみたが（割愛）、有意なもの

は少なかった。

- 6) 高学歴継承とコーホートとの交互作用を検討してみたが有意ではなかったため、若年層の世代全体で高学歴継承の効果が低下しているのではないかと考えられる。
- 7) wave2 に含まれる文化的行動を今回と同様に分析すると（割愛）、15歳時の暮らし向きをコントロールしても、高学歴継承の効果は変化しない。これは、文化的行動については高学歴継承の経済的側面よりも象徴的価値が強い影響を与えているためであると考えられる。

#### [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-Y) wave1-4, 2007-2010」(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コメンテーターの藤原翔先生には、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]

- 赤川学, 2000, 「女性の階層的地位はどのように決まるか?」盛山和夫(編)『ジェンダー・市場・家族—日本の階層システム 4』東京大学出版会: 47-63.
- Gall, Seana L, Joan Abbott-Chapman, George C. Patton, Terence Dwyer and Alison Venn, 2010, “Intergenerational educational mobility is associated with cardiovascular disease risk behaviours in a cohort of young Australian adults: The Childhood Determinants of Adult Health (CDAH) Study,” *BMC public health*, 10:55.
- Kalmijn, Matthijs, 2006, ‘Educational Inequality and Family Relationships: Influences on Contact and Proximity,’ *European Sociological Review*, 22(1):1-16.
- 吉川徹, 1999, 「中」意識の静かな変容『社会学評論』50(2): 76-90.
- , 2008, 「階級・階層意識の計量社会学」轟亮(編)『階層意識の現在 2005年SSM調査シリーズ 8』2005年SSM調査研究会: 131-174.
- , 2009, 『学歴分断社会』ちくま新書.
- 小林雅之, 2008, 『進学格差——深刻化する教育費負担』ちくま新書.
- 近藤博之・古田和久, 2011, 「教育達成における階層差の長期趨勢」石田浩・近藤博之・中尾啓子(編)『現代の階層社会 2——階層と移動の構造』東京大学出版会: 89-105.
- Kuntz, Benjamin and Thomas Lampert, 2013, “Educational differences in smoking among adolescents in Germany: what is the role of parental and adolescent education levels and intergenerational educational mobility?,” *International journal of environmental research and public health*, 10(7):3015–32.
- 文部科学省, 2013, 『学校基本調査』.

- 中澤渉, 2012, 「学歴の世代間移動の潜在構造分析」『社会学評論』61(2):112-119.
- 数土直紀, 2008, 「学歴移動と階層意識——継承される階層帰属意識」轟亮(編)『階層意識の現在 2005年SSM調査シリーズ8』2005年SSM調査研究会:1-35.
- , 2011, 「高学歴化と階層帰属意識の変容」斉藤友里子・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:17-30.



# 企業規模別にみた女性の収入と転職経験

寺村絵里子

(国際短期大学/お茶の水女子大学大学院)

本稿では、企業規模別にみた女性の就業継続と収入の状況について、政府統計の大規模なマイクロデータを用いて個人の属性を考慮しつつ検証を行った。得られた結果は次の通りである。

記述分析の結果からは、若年層に大企業勤務が多いこと、これに対して中高年層は小企業勤務者が多いこと、企業規模が小さくなるほど既婚女性割合が高まること、どの企業規模においても1992年から2002年にかけて正規雇用比率が低下し、特に従業員1000人以上の既婚女性でこの傾向が強いこと、転職経験を持つ者は未婚者については企業規模が小さくなるほど多いこと、前職の離職理由は従業員数1-29人の小企業で「結婚のため」「出産のため」が他の企業規模に比べ突出して多いこと、という傾向が確認できた。

また、時給を算出した結果からは、未婚・既婚ともに転職経験がない場合に転職経験がある場合と比較して時給の分布が高い層がみられた。さらに企業規模別に賃金関数を推計し、教育年数、勤続年数などの効果が賃金に与える影響を検証した結果から得られた知見は次の三点である。第一に、未婚者については、企業規模別にみて係数の結果が異なるのは勤続年数と年齢である。勤続年数は、企業規模が大きくなるほどわずかに賃金の上昇に対する正の効果が高まる。年齢については、企業規模が大きくなると加齢とともに賃金が低下傾向となり、当初の符号の予想と反する結果である。この賃金の低下傾向も企業規模が大きくなるほど大きい。第二に、既婚者についても、未婚者同様の傾向がみられる。第三に、未婚者と既婚者を比較すると、転職経験がない者について、既婚者における加齢に伴う賃金率の低下の係数が大きい。当初の予想と異なる結果としては、年齢の加齢の効果が負の符号を示している、という三点が示された。

## 1 はじめに

本研究は、企業規模別にみた女性の就業継続と収入の状況について、政府統計の大規模なマイクロデータを用いて検証するものである。検証したい点は、女性の就業状況は大企業と中小企業で違いはあるのか、婚姻状況・転職経験別にみた場合に、教育年数や勤続年数の賃金への効果は企業規模によって違いはあるのか、の2点である。

法定を超えた育児休業制度の整備など、大企業を中心に制度の充実がはかられているが、日本全体ではいまだ出産時の就業継続は最新の統計データでも3-4割と半数を切っている。特に、日本の企業数の9割超を占め、およそ7割の雇用者を抱える中小企業では、育児休業取得率も大企業に比べ低く(日本経済新聞(2013))、中小企業で働く女性についての研究・知見はいまだ十分とはいえない現状にある。また、法制度の整備も企業規模による違いがあることから、女性の就業行動も企業規模別にみた分析が求められる。政府統計で確認す

ると、育児休業取得率は社員 500 名以上の大企業で 90.6%、5-29 名の小企業で 73.4%と、企業規模により育児休業制度の利用率には明確な差がみられる(『雇用均等基本調査』(2012))。2003 年から時限立法として制定された次世代育成支援対策推進法による育児支援の行動計画策定も、従業員規模 100 人以下の企業については努力義務であり、企業規模による格差が生じつつある(池田(2012))。

このように、これまで大企業中心に語られがちであった育児休業制度の活用支援について、中小企業にもその焦点が当たり、検証が求められつつある。中小企業ならではの育児休業制度運用の問題点としては、最大の問題は社員数が限定されることによる代替要員の問題があげられる(日本経済新聞(2013))。

今回分析に用いる総務省統計局『就業構造基本調査』<sup>1)</sup>のマイクロデータ(80%のリサンプリングデータ)は、大規模なサンプルサイズにより属性を細かく分けた分析が可能となっている。1992 年から 2002 年にかけてのデータであるため、上述したような法政策の効果等は検証が難しいものの、3 時点における企業規模別にみた女性の就業・収入の変化を確認するには適切なデータであろう。

本章の構成は以下の通りである。2 節にて先行研究をまとめ、3 節にて記述分析を通じて企業規模別にみた就業状況と賃金の状況を確認する。4 節は賃金について一般的な Mincer 型賃金関数の推計を企業規模別に行った。5 節は結論・今後の課題である。

## 2 先行研究

これまで、企業規模別にみた女性の就業については対立する 2 つの説が存在する。一つは、中小企業の方が女性の活用がなされやすく、就業継続する場として適切であるとする説(中小企業庁(2006)等)、もう一つは両立支援制度等の整備が進んでいる大企業の方が女性が就業継続しやすい(JILPT(2009)、池田(2012)等)との説である。近年は「大企業の方が就業継続」説が有力とされているが、具体的な決着はついていないといえる。

池田(2012)によれば、従業員 100 人未満の企業規模においては、勤務先の育児休業制度の有無のみならず、勤務先外からの両立支援制度情報に接する機会が出産退職に影響を与えていることが示されている。大企業と比べた違いとしては、育児休業制度そのものの普及が優先されることとする。脇坂(2009a)では、両立支援制度があっても利用が進まない企業の特徴として男女均等の人事施策がとられていないこと、また社員の特徴として、労働時間が長く、仕事のやりがい・達成感のスコアが低いことが示される。このうち、企業の特徴については企業規模を中小企業に限定した場合も同様の結果であり、均等・ファミフレともに進んでいる「本格活用企業」で業績もよく、従業員の定着にも効果があった。脇坂(2009b)は、2007 年に行われた調査のデータから、均等度はいわゆる中規模企業が高い一方、ファミフレ度は企業規模と比例することを示した。これに対し、小規模企業は均等、ファミ

ミフレ度の平均値は低い、非常に遅れた企業と進んだ企業の二極化があると指摘する。また、いったん離職した女性の再就業の場としての中小企業の魅力に焦点をあてた研究も存在する（山谷(2012)）。

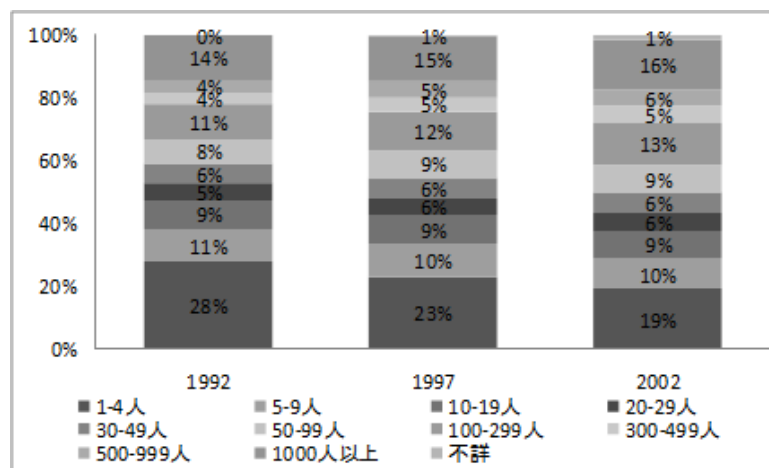
これらの先行研究から、女性労働者にとっても小回りの利く中小企業ならではの魅力も存在する一方、両立支援制度等の整備は大企業に比べ立ち遅れていることがわかる。次節以降では、企業規模別にみた女性の就業状況及び賃金の変化を確認する。

### 3 記述統計

#### 3.1 企業規模の定義・データの特徴

企業規模の定義は業種等により分類が分かれる<sup>2)</sup>。本稿では、従業員数1人以上100人未満を小企業、100人以上300人未満を中企業、300人以上を大企業と定義する。さらに図1のとおり、1992年の28%から2002年の19%と減少傾向にあるものの、女性就業者の2-3割は従業員数1-4人の零細企業勤務であることがわかる。そのため、小企業を1-4人と5-19人、29-99人の3つに分割し、さらに大企業を300-999人と1000人以上の2つの企業規模に分け、計6つの企業規模に分けた上で分析を進める。

図1 年別にみた企業規模別割合



注) 乗率を用いて計算した。以下同様。

(出所：総務省統計局『就業構造基本調査』から作成。以下同様)

使用するデータは総務省統計局『就業構造基本調査』（リサンプリング率 80%）の 1992 年、1997 年、2002 年の 3 時点のデータである。使用サンプルは 20-59 歳の女性・有業者サンプルに限定した。

#### 3.2 企業規模別にみた女性の就業状況

企業規模別にみた女性の年代別就業者割合を示したものが図2である。図2からは2つ

のことが示される。第一に、カテゴリごとの就業者全体に占める従業員数 1-4 人の零細企業は年代が高くなるほど割合が高くなり、20 歳代では 7-9% であるものが、50 歳代には 30-40% まで高まる。ただし、1992 年から 2002 年にかけて、この企業規模の割合はどの年代でも減少傾向にある。第二に、これに対して従業員数 1000 名以上の大企業においては、20 歳代で 20-25% 程度と他の年代に比べて 10% 程度大企業比率が高い。しかしながら、1992 年には 26% であったものが 2002 年には 21% に減少している。他の年代については、20 歳代と異なり微増傾向にある。

図 2 年代別にみた就業者の企業規模別割合

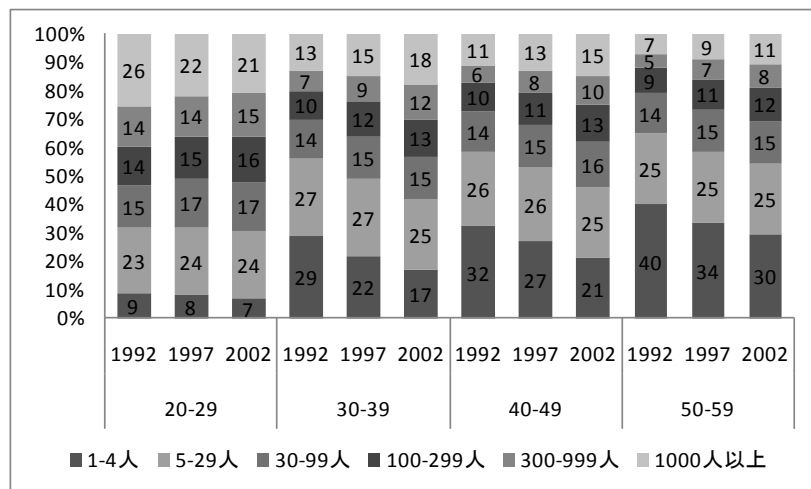


図 3 は、企業規模別、年別にみた婚姻状況別の三時点比較である<sup>3)</sup>。企業規模別にみると、女性全体に占める従業員数 1000 人以上の大企業の有配偶者比率は 5 割程度であることに對し、従業員数 1-99 名の企業では有配偶者比率が 6-8 割となっており、企業規模の小さい企業においてより有配偶者が働いていることがわかる。結婚・出産期を経た後の働き口として、中小企業が選択されている可能性が示唆される。

図 3 企業規模別、年別にみた婚姻の状況

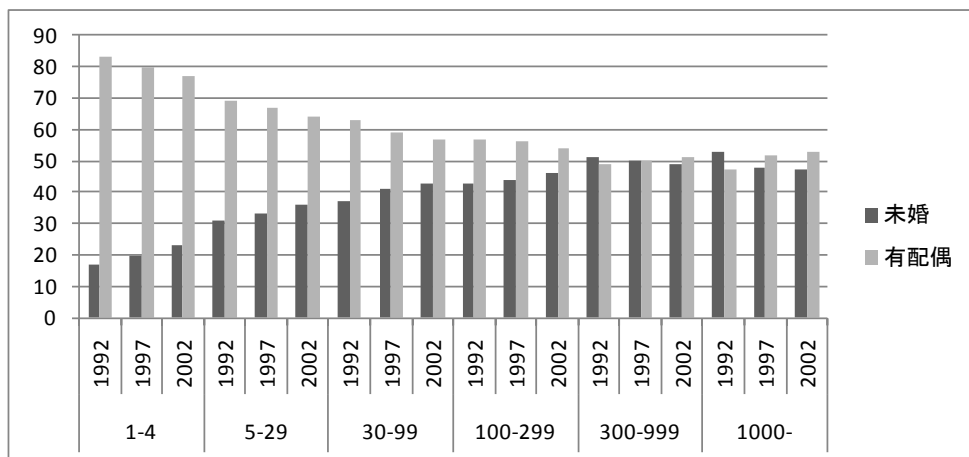
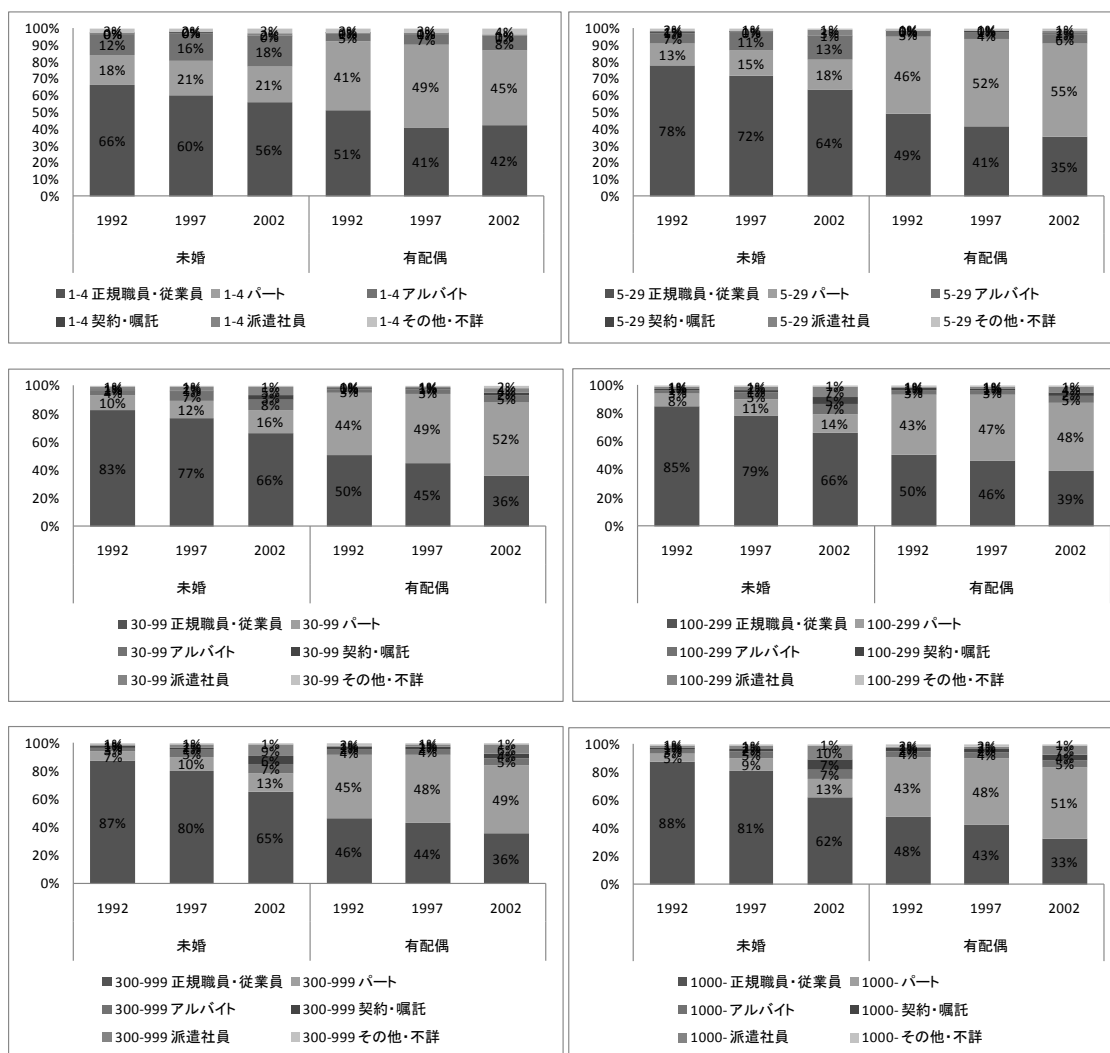


図4は、企業規模別・婚姻状況・年別にみた就業形態の割合及び推移を示したものである。いずれの企業規模においても、次の二点の変化が大きく示される。第一に、既婚者・未婚者ともに1997年から2002年にかけて正規雇用比率の低下がみられる。特に減少幅が大きいのは従業員数2000人以上の企業であり、1992年の88%（未婚者）、48%（既婚者）から2002年には62%（未婚者）、33%（既婚者）まで減少している。第二に、どの企業規模においても、有配偶女性の過半数は2002年の時点で非正規雇用となっている。

図4 企業規模別・婚姻状況・年別にみた就業形態の割合及び推移

(左上：1-99人，右上：100-299人，下：300人以上)

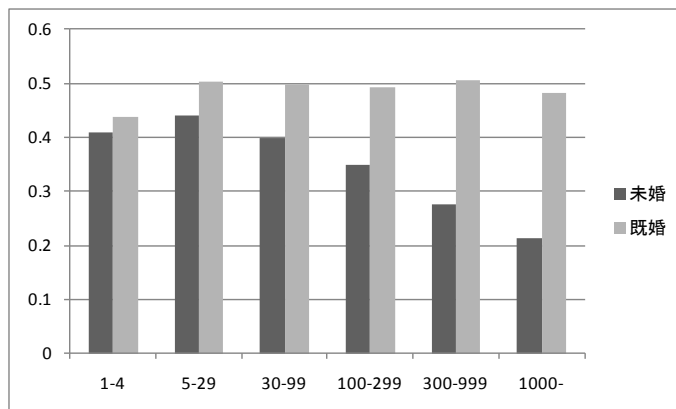


### 3.3 前職の状況

次いで、婚姻状況別に前職の有無を確認しよう。『就業構造基本調査』では「前職の有無」を尋ねており、転職経験を知ることができる。図5は、企業規模別・婚姻状況別にみた前職を持つ者（転職経験のある者）の割合である。未婚者については、企業規模

が大きいほど、転職経験を持つ者の割合は低下し（従業員数 1-4 人を除く）、従業員数 5-29 人で 4 割強であったものが従業員数 1000 人以上では 2 割強まで低下する。これに対し、既婚者については企業規模との明確な関係は見られず、ほぼ 5 割程度である。

図 5 企業規模別・婚姻状況別にみた前職を持つ者（転職経験のある者）の割合

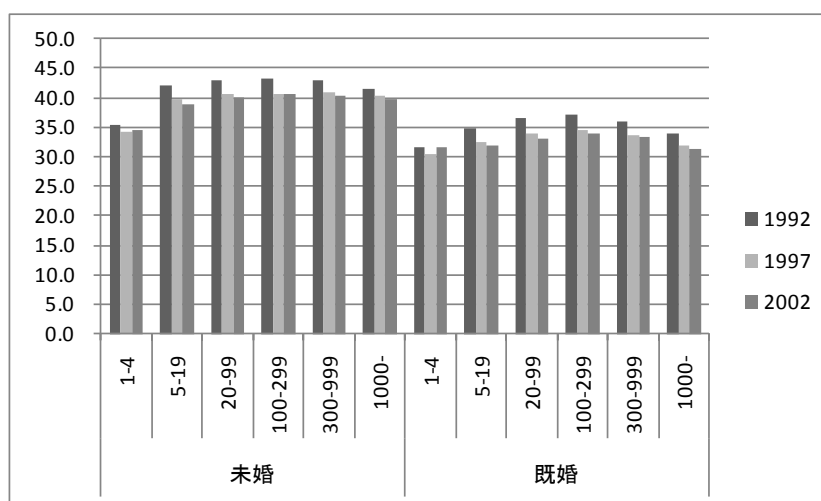


注) 乗率を用いて計算した。

### 3.4 労働時間

労働時間<sup>4)</sup>については、企業規模により違いはみられるのだろうか。企業規模別・婚姻状況別に週間労働時間の平均値をみたものが図 6 である。すべての就業形態が含まれているために、正社員・非正規社員をあわせた数値となっており解釈に注意が必要であるが、どの企業規模でも未婚者の方が既婚者よりも労働時間が長く、また従業員数 1-4 人の零細企業及び 1000 人以上の大企業で、他の企業規模よりもやや労働時間が短い傾向がみられる。また、1992 年から 2002 年にかけて、どのカテゴリでも労働時間のわずかな減少が確認できる。

図 6 企業規模別・婚姻状況別にみた週間労働時間の平均値



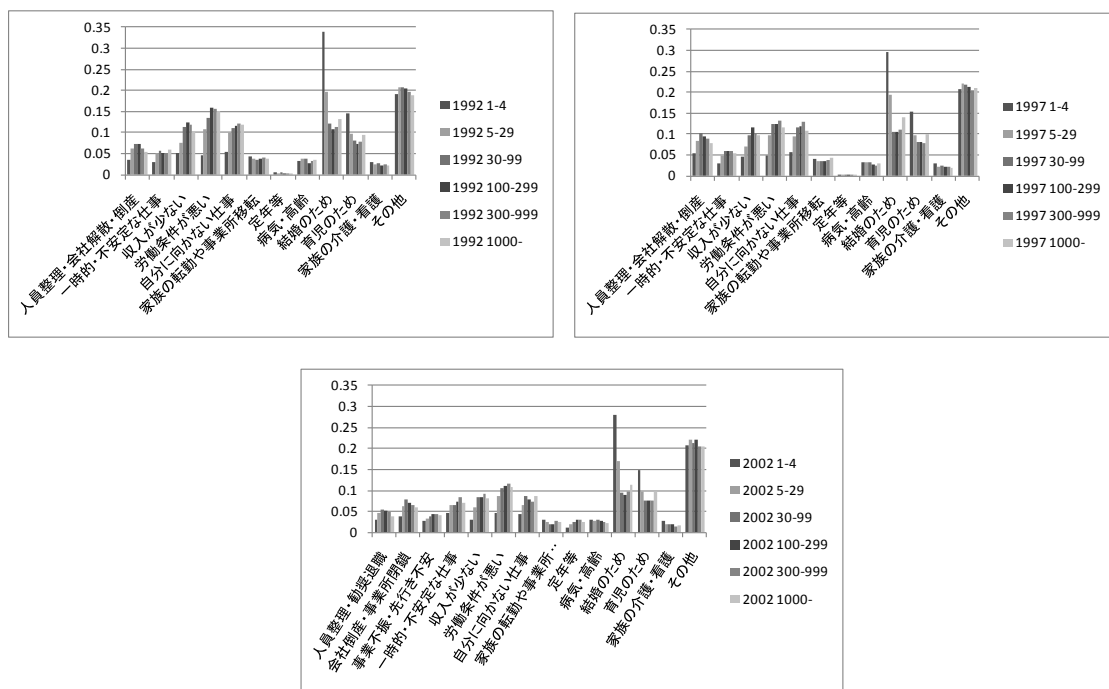
注) 乗率は用いていない。

### 3.5 前職の離職理由

これまでの記述分析から、大企業において未婚者・若年層の比率が高く、中小企業において既婚者・中高年層の比率が高い傾向、また転職経験は既婚者と未婚者の中小企業勤務者に多い傾向が確認された。そこで、さらに前職の離職理由を企業規模別に確認した(図7)。企業規模により大きな回答差があり、興味深い設問は「結婚のため」と「育児のため」の2つの回答である。いずれの年においても、「結婚のため」前職を辞めた者は従業員数1-4人、5-29人の小企業において突出して多く、2-3割程度の回答割合となっている。これに対し、その他の企業規模においては1割程度である。また、「育児のため」前職を辞めた者についても同様の傾向がみられ、特に従業員数1-4人の零細企業において15%程度と、他の企業規模よりも5%程度高い回答割合となっている。その他の項目については、企業規模により特別な差は見られないが、「収入が少ない」「労働条件が悪い」は現在の企業規模が大きい者ほど回答割合が高くなっている。

図7 企業規模別・婚姻状況別にみた前職の離職理由

(左上：1992年，右上：1997年，下：2002年)



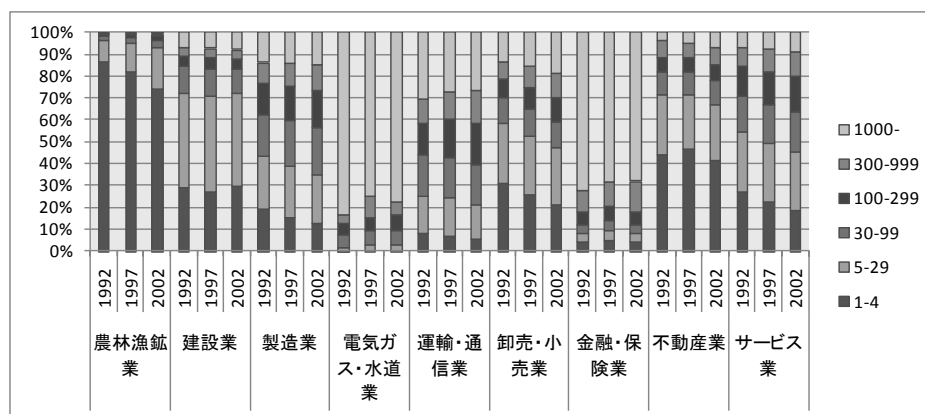
注) 乗率を用いて計算。1992年、1997年は12項目、2002年は14項目である。

### 3.6 業種別にみた企業規模

最後に、業種別にみた企業規模の分布を確認しておく。図8は、業種別・年別にみた企業規模の割合である。まず目につくのは、従業員数1-4人の零細企業の割合が、業種により大きく異なる点である。特にこの企業規模の割合が高い業種は農林漁鉱業、不動産であり、

それぞれ 70-80%、40-50%である。これらの業種については、いわゆる雇用者として働く女性像とは異なることが予想されるが、今回は次節における収入の分析等でもそのまま加えて分析を進めることとした<sup>5)</sup>。これに対し、従業員数 1000 人以上の大企業が突出して多い業種として、「電気ガス水道業」「金融保険業」が挙げられ、それぞれおよそ 80%、70%の割合を占めている。

図 8 業種別・年別にみた企業規模割合



これらの記述分析をふまえ、次節にて収入の分布の分析及び、労働者の属性を考慮した一般的な賃金関数の推計を通じ、企業規模別にみた教育年数、勤続年数等の人的資本の蓄積が賃金へ与える効果の違いについて検証を行う。

#### 4 賃金関数の推計

本節では、先の記述分析にて企業規模別に確認した就業の状況が女性の賃金に与える影響を検証する。サンプルは正社員女性のみを用いた。個人属性別に推計を行う方法として、高橋(2013)を参考とし、カテゴリごとにおいて推計を試みる。

まず、(1)式の通り、個人*i*の時給を算出する。計算方法は伊藤・出島・小林(2012)により 2 つの方法が提示されているが、ここでは年間労働週は 52 週とし、労働時間にかけたもので年間収入（個人所得）を除した。

$$\text{時給 (円)} = \text{Income}_i / 52(\text{weeks}) \times \text{Hour}_i \quad (1)$$

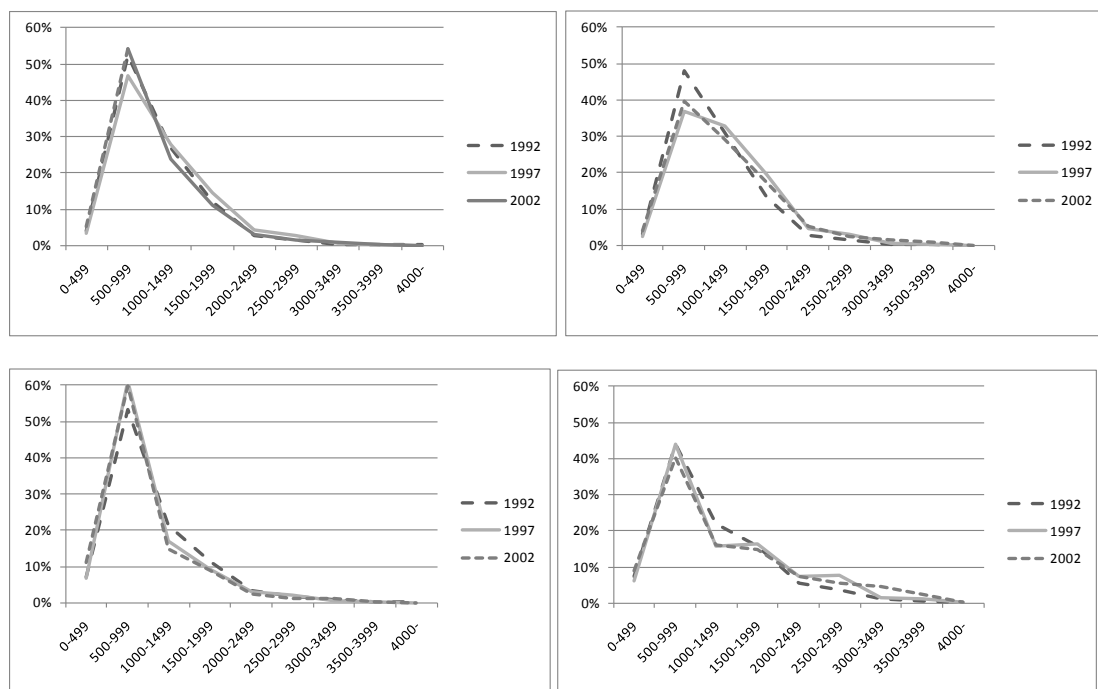
(1)式により計算された時給の分布を前職の有無・婚姻状況別にみたものが図 9 である。この分布から 2 つの点が示される。第一に、未婚・既婚、転職経験の有無にかかわらず正社員女性の賃金水準で最も多いのは時給 500-999 円の層であるものの、転職経験がないほうが、時給の高い層の割合が高くなっている。たとえば、時給 1500-1999 円と計算されたサンプルは未婚者（前職あり）では 1 割程度であるのに対し、未婚者（前職なし）では 2 割程度である。同様に、既婚者の場合も既婚者（前職あり）では 1 割程度であるのに対し、既婚者（前職なし）では 15%程度である。第二に、1992 年から 2002 年にかけて、分布の大き



な変化は転職経験のある者（左）についてはあまり見られないが、転職経験のない者（右）については、形状のわずかな変化がみられる。具体的には、未婚者で転職経験のない者については、三時点を通じてわずかに時給水準の高い層の増加、既婚者で転職経験のない者についても同様に、高い時給水準(2500-2999 円)のカテゴリにて 1992 年から 2002 年にかけて割合の増加がみられる。

図 9 前職有無・婚姻状況別にみた正社員女性の時給分布

(左上：未婚前職あり，右上：未婚前職なし，左下：既婚前職あり，右下：既婚前職なし)



次に、Mincer(1974)による一般的な Mincer 型賃金関数を考える。着目する点は、教育年数及び勤続年数が現在収入に与える影響であり、定式化は以下の通りである。まず、(1)式の値の対数を取り、被説明変数  $\ln W_i$  とおく。この際に、賃金率がマイナスになる場合を考慮し、伊藤・出島・小林(2012)にならい年間収入（個人所得）に 10000 をかけた。

$$\ln W_i = \text{Income}_i \times 10000 / 52(\text{weeks}) \times \text{Hour}_i^{(6)} \quad (2)$$

賃金関数の定式化は以下の通りである。

$$\ln W_i = \alpha + \beta T_i + \beta T_i^2 + \beta S_i + \beta A_i + \beta X_i \quad (3)$$

説明変数としては、Mincer 型賃金関数で想定される教育年数 (S)、年齢ダミー (A)、勤続年数 (T)、勤続年数 (T) の二乗項を用いた。年齢はカテゴリカル・データであったため、年齢の二乗項はやむを得ず省いた。教育年数は小・中卒を 9、高卒を 12、短大・専門卒を 14、大学・院卒を 16 におきかえた。α は定数項である。その他の説明変数 X はコントロール変数として使い、年ダミーを加えた。データは 1992 年から 2002 年までをあわせて使用している。

理論から予想される結果の符号は次の通りである。教育年数が長くなるほど、年齢が高まるほど、勤続年数が長くなるほど個人の人的資本の蓄積があると考え、推計結果の符号は正と予想する。

推計結果は表1及び表2に示される。得られた結果は次の三点である。

- 1) 未婚者については、企業規模別にみて係数の結果が異なるのは勤続年数と年齢である。勤続年数は、企業規模が大きくなるほどわずかに賃金の上昇に対する正の効果が高まり、特に従業員数1000人以上の企業で係数が0.060（前職あり）、0.058（前職なし）と大きい。大企業においては、他の企業規模に比べ長期の勤続がより賃金に正の効果をもたらしている。年齢については、企業規模が大きくなると加齢とともに賃金が低下傾向となり、当初の符号の予想と反する結果である。この賃金の低下傾向も企業規模が大きくなるほど大きく、また転職経験がないサンプルの方が、低下幅が大きい。たとえば、従業員数1000人以上の大企業では、50歳代の係数は-0.077（前職あり）、-0.230（前職なし）となっている。なお、従業員数1-4人の零細企業はモデルのあてはまりが悪い。自営業者などのサンプルを省いた推計も必要とされる。
- 2) 既婚者については、未婚者同様の傾向がみられる。勤続年数は正の効果であり、企業規模が大きくなるほど係数は大きくなる。また、年齢も未婚者同様に加齢とともに賃金が低下傾向となる。その低下幅は企業規模が大きくなるほど大きくなる。同じく、従業員数1-4人の零細企業はモデルのあてはまりが悪い。
- 3) 未婚者と既婚者を比較すると、転職経験がない者について、既婚者における加齢に伴う賃金率の低下の係数が大きい。

当初の予想と異なる結果としては、年齢の加齢の効果が負の符号を示した点が挙げられる。この傾向は、未婚者の前職ありのサンプルではみられないものの、その他の属性においては従業員数1-4名の企業規模を除くすべての企業規模において確認された。

表1 企業規模別賃金関数の推計結果（未婚者）

（上：前職あり，下：前職なし）

未婚者 前職あり	1-4			5-29			30-99			100-299			300-999			1000-		
	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.
勤続年数	0.029	0.004 ***	6.7	0.041	0.002 ***	22.6	0.040	0.002 ***	20.3	0.040	0.002 ***	18.7	0.046	0.003 ***	15.5	0.060	0.002 ***	25.7
勤続年数2乗	-0.001	0.000 ***	-3.7	-0.001	0.000 ***	-12.2	-0.001	0.000 ***	-8.6	-0.001	0.000 ***	-9.0	-0.001	0.000 ***	-5.3	-0.001	0.000 ***	-13.7
教育年数	0.050	0.006 ***	8.1	0.070	0.003 ***	25.0	0.085	0.003 ***	28.5	0.077	0.003 ***	22.5	0.077	0.004 ***	18.3	0.063	0.004 ***	16.1
年齢<20-29>																		
30-39	0.088	0.029 ***	3.1	0.086	0.012 ***	7.4	0.095	0.013 ***	7.1	0.067	0.015 ***	4.4	0.034	0.018 *	1.9	0.003	0.016	0.2
40-49	0.024	0.032	0.7	0.073	0.013 ***	5.5	0.087	0.015 ***	5.9	0.014	0.017	0.8	0.008	0.021	0.4	-0.043	0.019 **	-2.3
50-59	-0.053	0.035	-1.5	0.019	0.015	1.3	0.038	0.016 **	2.4	-0.012	0.018	-0.7	-0.058	0.023 **	-2.6	-0.077	0.021 ***	-3.6
_cons	15.153	0.083 ***	181.7	14.901	0.037 ***	400.3	14.729	0.040 ***	364.1	14.908	0.047 ***	317.7	14.936	0.058 ***	259.0	15.042	0.054 ***	281.0
N	2080			8792			6409			4775			3124			3869		
R-squared	0.083			0.168			0.231			0.206			0.256			0.288		

未婚者 前職なし	1-4			5-29			30-99			100-299			300-999			1000-		
	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.
勤続年数	0.017	0.004 ***	4.1	0.041	0.002 ***	24.1	0.037	0.002 ***	20.5	0.039	0.002 ***	21.8	0.050	0.002 ***	26.2	0.058	0.002 ***	35.3
勤続年数2乗	0.000	0.000 **	-2.5	-0.001	0.000 ***	-15.5	0.000	0.000 ***	-10.8	0.000	0.000 ***	-9.7	-0.001	0.000 ***	-13.9	-0.001	0.000 ***	-17.1
教育年数	0.062	0.007 ***	9.2	0.078	0.003	27.6	0.094	0.003	31.9	0.085	0.003 ***	31.1	0.082	0.003 ***	28.6	0.072	0.002 ***	31.5
年齢<20-29>																		
30-39	0.070	0.035 **	2.0	-0.009	0.014	-0.7	0.003	0.015	0.2	0.002	0.014	0.2	-0.043	0.014 ***	-3.0	-0.026	0.012 **	-2.3
40-49	0.008	0.039	0.2	-0.030	0.018 *	-1.7	-0.010	0.019	-0.6	-0.019	0.018	-1.0	-0.112	0.021 ***	-5.4	-0.129	0.017 ***	-7.7
50-59	0.027	0.041	0.7	-0.039	0.018 **	-2.2	-0.065	0.019 ***	-3.5	-0.076	0.019 ***	-4.1	-0.169	0.022 ***	-7.7	-0.230	0.020 ***	-11.8
_cons	14.941	0.092 ***	161.6	14.767	0.039 ***	376.8	14.641	0.041 ***	352.9	14.823	0.039 ***	378.1	14.900	0.042 ***	351.3	15.024	0.034 ***	438.0
N	1843			8539			7146			7063			6095			8760		
R-squared	0.0636			0.1658			0.1993			0.2263			0.2529			0.331		

注) 上記の他, コントロール変数として年ダミーを加えた。

表2 企業規模別賃金関数の推計結果(既婚者)

(上: 前職あり, 下: 前職なし)

既婚者 前職あり	1-4			5-29			30-99			100-299			300-999			1000-		
	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.
勤続年数	0.018	0.003 ***	6.3	0.036	0.001 ***	29.2	0.039	0.001 ***	27.8	0.042	0.001 ***	28.4	0.047	0.002 ***	24.4	0.055	0.002 ***	31.6
勤続年数2乗	0.000	0.000 ***	-4.9	-0.001	0.000 ***	-13.3	-0.001	0.000 ***	-12.5	-0.001	0.000 ***	-12.9	-0.001	0.000 ***	-9.8	-0.001	0.000 ***	-13.0
教育年数	0.037	0.005 ***	7.5	0.059	0.002 ***	27.3	0.067	0.002 ***	28.0	0.065	0.003 ***	23.5	0.053	0.003 ***	15.4	0.038	0.003 ***	12.2
年齢<20-29>																		
30-39	0.037	0.037	1.0	-0.033	0.015 **	-2.3	-0.040	0.018 **	-2.3	-0.047	0.021 **	-2.2	-0.065	0.024 ***	-2.7	-0.044	0.021 **	-2.1
40-49	0.085	0.037 **	2.3	-0.048	0.014 ***	-3.4	-0.056	0.017 ***	-3.3	-0.094	0.021 ***	-4.6	-0.138	0.023 ***	-6.0	-0.119	0.020 ***	-5.9
50-59	0.098	0.039 **	2.5	-0.024	0.015	-1.6	-0.046	0.018 ***	-2.6	-0.079	0.022 ***	-3.7	-0.140	0.024 ***	-5.7	-0.140	0.022 ***	-6.5
_cons	15.103	0.072 ***	209.4	14.966	0.031 ***	488.9	14.921	0.035 ***	428.9	14.990	0.041 ***	367.8	15.138	0.050 ***	302.5	15.278	0.044 ***	345.1
N	5692			20739			13911			10074			6412			8934		
R-squared	0.022			0.1212			0.1466			0.1681			0.209			0.2154		

既婚者 前職なし	1-4			5-29			30-99			100-299			300-999			1000-		
	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.	Coef.	[Std.]	Err.
勤続年数	0.020	0.003 ***	6.8	0.037	0.001 ***	26.0	0.041	0.002 ***	26.6	0.045	0.002 ***	27.6	0.058	0.002 ***	32.4	0.062	0.002 ***	37.5
勤続年数2乗	0.000	0.000 ***	-5.0	0.000	0.000 ***	-12.2	-0.001	0.000 ***	-13.0	-0.001	0.000 ***	-11.5	-0.001	0.000 ***	-14.6	-0.001	0.000 ***	-15.1
教育年数	0.034	0.006 ***	5.9	0.067	0.003 ***	25.5	0.081	0.003 ***	27.4	0.085	0.003 ***	27.4	0.080	0.004 ***	22.4	0.072	0.003 ***	22.1
年齢<20-29>																		
30-39	-0.030	0.049	-0.6	-0.097	0.020 ***	-4.8	-0.089	0.021 ***	-4.2	-0.133	0.019 ***	-7.1	-0.153	0.019 ***	-8.1	-0.149	0.016 ***	-9.3
40-49	-0.029	0.047	-0.6	-0.153	0.019 ***	-8.0	-0.178	0.020 ***	-9.0	-0.245	0.018 ***	-13.7	-0.322	0.019 ***	-17.3	-0.379	0.016 ***	-24.1
50-59	-0.031	0.048	-0.6	-0.188	0.020 ***	-9.3	-0.222	0.021 ***	-10.6	-0.297	0.019 ***	-15.5	-0.419	0.020 ***	-20.7	-0.477	0.017 ***	-27.7
_cons	15.166	0.086 ***	176.3	14.892	0.039 ***	384.1	14.810	0.043 ***	342.9	14.837	0.045 ***	331.0	14.900	0.051 ***	289.9	15.022	0.046 ***	327.7
N	3953			13133			9034			7428			5592			7466		
R-squared	0.0246			0.1685			0.2231			0.3082			0.4145			0.4485		

注) 上記の他, コントロール変数として年ダミーを加えた。

## 6 結論・今後の課題

本稿では、企業規模別にみた女性の就業継続と収入の状況について、政府統計の大規模なマイクロデータを用いて個人の属性を考慮しつつ検証を行った。得られた結果は次の通りである。

記述分析の結果からは、若年層に大企業勤務が多いこと、これに対して中高年層は小企業勤務者が多いこと、企業規模が小さくなるほど既婚女性割合が高まること、どの企業規模においても1992年から2002年にかけて正規雇用比率が低下し、特に従業員1000人以上の既婚女性でこの傾向が強いこと、転職経験を持つ者は未婚者については企業規模が小さくなるほど多いこと、前職の離職理由は従業員数1-29人の小企業で「結婚のため」「出産のため」が他の企業規模に比べ突出して多いこと、という6つの傾向が確認できた。

また、時給を算出した結果からは、未婚・既婚ともに転職経験がない場合に転職経験がある場合と比較して時給の分布が高い層がみられる。さらに企業規模別に賃金関数を推計し、教育年数、勤続年数などの効果が賃金に与える影響を検証した結果から得られた知見

は次の三点である。第一に、未婚者については、企業規模別にみて係数の結果が異なるのは勤続年数と年齢である。勤続年数は、企業規模が大きくなるほどわずかに賃金の上昇に対する正の効果が高まる。年齢については、企業規模が大きくなると加齢とともに賃金が低下傾向となり、当初の符号の予想と反する結果である。この賃金の低下傾向も企業規模が大きくなるほど大きい。第二に、既婚者についても、未婚者同様の傾向がみられる。第三に、未婚者と既婚者を比較すると、転職経験がない者について、既婚者における加齢に伴う賃金率の低下の係数が大きい。当初の予想と異なる結果としては、年齢の加齢の効果が負の符号を示している、という三点が示された。

はじめに示した2つの問いに対する結果は次の通りである。第一に、女性の就業継続は、企業規模により違いがあるのか、という点については、転職経験を持つ者は中小企業に多く、年齢層も高い。結婚を機にやめたと回答する割合も小企業に勤務する女性に多い。結婚後・出産後に再就職先としての受け皿の役割を中小企業が果たしている可能性がある。ただし、就業継続については検証ができていないため、さらなる計量的分析などが必要とされる。

第二に、賃金に対する勤続年数の効果は、企業規模により違いがあるのか、という点については、勤続年数の効果は企業規模によりあまり違いはなかった。むしろ大きく異なるのは年齢の効果であり、中小企業においては加齢しても賃金率の大きな低下はみられない。長く一定の収入を得るという意味では、中小企業の魅力が示される。これに対して大企業に勤務する女性の賃金率の加齢による大幅な低下が目立つ。この点については、業種等の他の個人属性の影響を考え、モデルに加えたが低下傾向はなお残り、統計的に有意な負の結果が示された。今後、さらなる検証が必要である。

今後の課題がいくつか残される。まず、今後業種別にわけた賃金関数の推計なども行い、企業規模による効果が業種別に異なるか等の検証も行いたい。さらに、本稿の主眼であったどちらの企業規模の方が女性が就業継続できるようになったかの再検証はなされていない。企業規模別にいくつかの法改正がなされた2002年以降の変化の検証も必要であろう。この点については、政府統計の集計データを用いて検証可能かどうか、再検討したい。また、賃金関数もごく簡単な推計方法にとどまった。無業者等を考慮した推計、また他の個人属性を表す変数を考慮した推計など、さらなる検証が必要である。

付表 1 変数の作成方法

年間収入(個人所得)		週間就業時間	
50万円未満	25万円	15時間未満	7.5時間
50-99万円	75万円	15-21時間	18時間
100-149万円	125万円	22-34時間	28時間
150-199万円	175万円	35-42時間	38.5時間
200-249万円	225万円	43-45時間	44時間
250-299万円	275万円	46-48時間	47時間
300-399万円	350万円	49-59時間	54時間
400-499万円	450万円	60時間以上	60時間
500-699万円	600万円		
700-999万円	850万円		
1000-1499万円	1250万円		
1500万円以上	1500万円		

[注]

- 1) 本マイクロデータは統計法に基づき、独立行政法人統計センターから『就業構造基本調査』(総務省) に関する匿名データの提供を受け、独自に作成・加工した統計である。
- 2) 中小企業基本法の定義によれば、企業規模の分類は業種により異なり、以下の通りである。  
 製造業その他：資本金の額又は出資の総額が 3 億円以下の会社又は常時使用する従業員の数が 300 人以下の会社及び個人  
 卸売業：資本金の額又は出資の総額が 1 億円以下の会社又は常時使用する従業員の数が 100 人以下の会社及び個人  
 小売業：資本金の額又は出資の総額が 5 千万円以下の会社又は常時使用する従業員の数が 50 人以下の会社及び個人  
 サービス業：資本金の額又は出資の総額が 5 千万円以下の会社又は常時使用する従業員の数が 100 人以下の会社及び個人
- 3) 「既婚」は有配偶者、「未婚」は未婚者に離死別者を加えたサンプルである。
- 4) 労働時間はカテゴリーカル・データとなっているため、やむを得ず中央値を使用した(付表 1 参照)。
- 5) いわゆる雇用者に関する適切な推計を行うために、今後「経営組織」の設問を使用し、うち「個人(+自営業主、家族従業主、内職者)などのカテゴリーのサンプルを除く必要がある。
- 6) 賃金率が上下 1%であるサンプルは外れ値として推計から除いた。また、三時点における物価変動などを考慮したデフレートは行っていない。

[謝辞]

本研究において使用した『就業構造基本調査』のマイクロデータは、統計法第 36 条の規定に基づき、匿名データの提供依頼申出(学術研究目的関係)を一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター・マイクロデータ分析セクション及び独立行政法人統計センターに行い、データ

の貸与を受けたものである。

東京大学二次分析研究会において、伊藤伸介先生（明海大学）から推計上の貴重なご示唆をいただき、また参加者の皆様から貴重なコメントをいただいた。二次分析報告会において、佐藤朋彦先生（総務省統計局）、高橋康二先生（労働政策研究・研修機構）から、本稿作成上のご示唆をいただいた。厚く御礼申し上げたい。残る過誤は筆者に帰するものである。

## [参考文献]

J.Mincer (1974) " Schooling, Experience, and Earnings" National Bureau of Economic Research

池田心豪 (2012) 「小規模企業の出産退職と育児休業取得一勤務先の外からの両立支援制度情報の効果に着目して」『社会科学研究』東京大学社会科学研究所 第 64 巻第 1 号

伊藤伸介・出島敬久・小林良行 (2012) 「ミンサー型賃金関数による賃金の期待値と実現値の比較とその応用-『賃金センサス』と『就業構造基本調査』をもとにして-」『一橋大学 Discussion Paper Series A』 No.576

高橋康二(2013) 「個人属性に基づく賃金格差はどのような場面で生じているのか？事業所・従業員マッチングデータの分析から」『年報社会学論集』関東社会学会，第 26 号，P111-122

中小企業庁 (2012) 『中小企業白書』

日本経済新聞 (2013) 「中小企業の育休支援 女性活用促す」

労働政策研究・研修機構編 (2011) 『中小企業におけるワーク・ライフ・バランスの現状と課題』

山谷真名 (2012) 「中小企業における女性の就業継続の要因 大企業との比較」『キャリアデザイン研究』 Vol.9 P121-132

脇坂明 (2009a) 「WLB の定着・浸透 制度・実態ギャップと中小企業」『日本労働研究雑誌』 No.583, P4-13

脇坂明 (2009b) 「中小企業におけるワーク・ライフ・バランス」『学習院大学経済論集』第 45 巻，第 4 号

# 若年層の貧困と低所得状態

## ——社会的属性の影響と時代変化に着目して——

林雄亮

(尚絅学院大学)

本稿では、「1992年・1997年・2002年就業構造基本調査」データを用いて、まず個人の低所得状態と世帯の貧困状態を組み合わせた4つの類型（低所得・貧困、低所得・非貧困、非低所得・貧困、非低所得・非貧困）を定義し、その分布と変化を把握した。性別と配偶者の有無によって、4類型の分布は大きく異なり、特に配偶者がいない者が非低所得・非貧困以外の群に属する割合が高いことがわかった。次に、配偶者がいない者に限定し、4類型を従属変数、年齢や学歴、職業などの属性を独立変数とする多変量解析によって、人々のどのような属性が貧困や低所得と結びついているのかを検討したところ、年齢が高いこと、学歴が低いこと、正規の一般的な従業者でないことが、非低所得・非貧困群から逸脱するリスクとなっていることが明らかになった。また、学歴と職業の効果は3時点で見ると、大きく変化していないことも確認された。

### 1 はじめに

#### 1.1 若年層の労働環境とライフコース

非正規雇用をはじめとする不安定な職業キャリアを歩む若者の拡大については、すでに多くの研究がなされてきた。例えば玄田（2001）によれば、1990年代以降の非正規雇用拡大の背景で最も強い影響を受けたのは、新卒採用を大幅に抑制され、正規雇用への就職チャンスを制限された若年層だという。さらに石田（2005）や小杉（2010）でも、こうして非正規雇用として労働市場に参入していくことを余儀なくされた若年層は、その後の職業キャリアにおいても正規雇用への移動が困難であることが指摘されている。

労働市場における立場の弱さや低さは、不安定な雇用や低い賃金、厳しい労働条件といった働くことにおける不利だけにとどまらない。若年期とは、学校を卒業して職業生活へと入り、職業キャリアを歩んでいくと同時に、家族に関する側面でも多くの変化を経験する時期である。親もとを離れてひとり暮らしをはじめたり、パートナーを見つけて結婚や出産、子育てを経験したりと、人生における主要なライフイベントが連続する。そして、働くことにおける不利がこれらのライフイベントにも強い影響をもたらすことが知られている。永瀬（2002）によれば男女ともに非正規雇用で働いていることは結婚を遅らせ、酒井・樋口（2004）によればフリーター経験者は結婚だけでなく出産の時期も遅くなるという。

#### 1.2 貧困・低所得状態への着目

このような不安定な職業キャリアを歩む若者が直面しているのは、生活のための十分な

収入が得られないことである。そこで本稿では、若者個人の低所得の状態に着目し、若年期における経済的な不利に焦点を合わせる。その理由は、働き方や仕事の内容はどうかであれ、文化的で最低限の生活を送っていくことができる収入を得られているかどうかを問題にするためである。

本稿におけるもう1つのキーワードは、貧困である。これは、個人の問題ではなく、生活を共にする世帯の状態を表す。一般的な相対的貧困の考え方にしたがえば、同じ世帯収入であっても世帯人数が多ければ貧困世帯に属するリスクは高まる。実質的な生活水準や豊かさを反映する指標として用いられることが多く、本稿においてもその若者が実際に暮らしている環境として、貧困状態であるか否かを取り上げる。

## 2 データと方法

### 2.1 データ

本稿で用いるデータは、「平成4（1992）年・平成9（1997）年・平成14（2002）年就業構造基本調査」データである。これらのデータは、独立行政法人統計センターから匿名データとして提供を受けたものである。

1992年、1997年、2002年のそれぞれのデータには、823,658 ケース、795,933 ケース、752,068 ケースが存在する。本稿ではここから各ケースの年齢を20～39歳に限定し、さらに3つのデータをマージし、以降の分析を行う。最終的な分析対象は679,136 ケースである。なお、集計用のための乗率は使用しない。

### 2.2 変数

使用する変数は、表1にまとめたとおりである。ここでは、それぞれの変数の加工について説明する。年齢は、5歳刻みの4段階（20～24歳、25～29歳、30～34歳、35～39歳）である。3大都市圏ダミーは、東京・名古屋・大阪圏に在住であれば1、それ以外は0をとるダミー変数である。世帯人数は自分を含む世帯人数の合計であり、8名以上の世帯は匿名データからすでに削除されているため存在しない。

有配偶ダミーは、調査時現在、配偶者がいる場合は1、いない場合は0をとるダミー変数である。したがって、離別、死別の場合も0となり、未婚者と同様の扱いとなる。本来はこれらを区別すべきだが、配偶関係の質問項目が年次によって異なるため、このような操作にならざるを得ない。

学歴に関する変数は、就業構造基本調査では、「小学・中学」、「高校・旧中」、「短大・高専」、「大学・大学院」の4カテゴリから選択する形式だが、本稿では39歳以下の限定したサンプルを用いるので、データ内のすべてのケースは新制学歴の対象者となる。そのため、中学ダミー、高校ダミー、短大・高専ダミー、大学・大学院ダミーの4変数を用いる。なお、調査対象者が現在、在学中の場合もその学歴を適用する。



表 1 変数の記述統計

	最小値	最大値	平均値	標準偏差
女性ダミー	.000	1.000	.506	.500
有配偶ダミー	.000	1.000	.501	.500
20～24 歳ダミー	.000	1.000	.252	.434
25～29 歳ダミー	.000	1.000	.250	.433
30～34 歳ダミー	.000	1.000	.245	.430
35～39 歳ダミー	.000	1.000	.253	.435
3 大都市圏ダミー	.000	1.000	.345	.475
世帯人数	1.000	7.000	3.588	1.530
中学ダミー	.000	1.000	.066	.249
高校ダミー	.000	1.000	.486	.500
短大・高専ダミー	.000	1.000	.216	.411
大学・大学院ダミー	.000	1.000	.232	.422
個人収入 (万円)	.000	1500.000	240.349	211.002
世帯収入 (万円)	50.000	1500.000	671.696	366.035
低所得状態ダミー	.000	1.000	.310	.462
貧困状態ダミー	.000	1.000	.055	.228
学生・無業者ダミー	.000	1.000	.245	.430
常雇・正社員 (200 日以上) ダミー	.000	1.000	.528	.499
常雇・正社員 (200 日未満) ダミー	.000	1.000	.034	.181
民間役員ダミー	.000	1.000	.016	.126
パート・アルバイト (200 日以上) ダミー	.000	1.000	.057	.232
パート・アルバイト (200 日未満) ダミー	.000	1.000	.041	.199
嘱託・派遣 (200 日以上) ダミー	.000	1.000	.018	.131
嘱託・派遣 (200 日未満) ダミー	.000	1.000	.006	.080
自営・家族従業者ダミー	.000	1.000	.054	.227
1997 年ダミー	.000	1.000	.342	.474
2002 年ダミー	.000	1.000	.299	.458
1997・2002 年ダミー	.000	1.000	.641	.480

職業 (学生・無業者を含む) の分類は, 表 1 にあるように 9 カテゴリーとしている. まず, 「通学がおもで仕事もしている」または仕事をせずに「通学している」者を学生として定義し, 仕事をせずに「家事をしている」者を無業者として定義する. また, 「仕事をして

いない」と回答した者の中で、「通学している」でも「家事をしている」でもない「その他」と回答している者についても無業者に含めている。ただし、後に示す分析では学生と無業者を合併している。

常雇・正社員は勤務日数が200日以上か未満かで2つに分類している。パート・アルバイト、嘱託・派遣についても同様である。民間役員についてはそれほどケースが多くないために、勤務日数では分類していない。自営・家族従業者は、自営業主（雇人あり）、自営業主（雇人なし）、家族従業者、内職をまとめたカテゴリである<sup>1)</sup>。

個人収入および世帯収入は、カテゴリで回答されているため階級値を当てはめている。ここで注意が必要なのは、就業構造基本調査では、個人収入は就業により得られる報酬を指していることから、個人の総所得を必ずしも表しているわけではないことである。したがって、就業以外から得ている収入があれば、それは個人収入には反映されないことになる。また先の理由により、無業者の個人収入はデータ上欠損値となっているが、一律に0円と定義した。

単身世帯の場合、通常は個人収入と世帯収入が等しくなると考えられるが、実際には齟齬が生じているケースも少なくない。たとえば、世帯収入が個人収入を上回るケースとして、本人が学生や無業者であり個人収入が0円で、仕送り等があるため世帯収入が存在するという場合がある。このようなケースについては、世帯収入の値を個人収入に代入している。反対に、個人収入が世帯収入を上回るケースも存在するが<sup>2)</sup>、このようなケースについては個人収入の値を世帯収入に代入した。つまり、いずれか高い方の値を採用し、個人収入と世帯収入が等しくなるように加工している。

以上の操作によって定義された個人収入と世帯収入から、さらに世帯の貧困状態や個人の低所得状態を表す変数を作成している。まず、個人収入については100万円未満を「低所得状態」と定義し、低所得状態であれば1、それ以外なら0をとるダミー変数で表す。世帯収入により貧困を定義する方法には、オーソドックスな相対的貧困の指標があるが<sup>3)</sup>、就業構造基本調査の世帯収入の測定が粗いことから、本稿では世帯人数と世帯収入の組み合わせにより、以下のように貧困世帯を定義した。すなわち、単身世帯では世帯収入が100万円未満、2～3人世帯では200万円未満、4～6人世帯では300万円未満、7人世帯では400万円未満を貧困世帯としている。この方法は、等価世帯所得による相対的貧困の定義方法に近似するように基準を設定した。低所得状態と同様に、貧困世帯であれば1、それ以外なら0をとる貧困ダミー変数を作成している。

最後に、調査時点を示すダミー変数を作成してある。「1997・2002年ダミー」という変数は、1997年調査または2002年調査は1、1992年調査は0をとる変数であり、多変量解析で時代変化を読み取る際に便利なコーディング方法である。

## 2.3 方法

本稿では、個人の低所得状態と世帯の貧困状態を組み合わせた4つの類型（低所得・貧困、低所得・非貧困、非低所得・貧困、非低所得・非貧困）を定義する。単身世帯の場合は個人の状態と世帯の状態が一致するが、2人以上の世帯になれば、「世帯は貧困だが個人は低所得ではない」とか、その逆のパターンなども存在することになり、この4類型はそれぞれ質の異なる経済状況にあると言えるだろう。

まず低所得状態であるか否か、貧困世帯であるか否かで分類された4類型のそれぞれの意味について確認しよう。低所得・貧困グループは、単身世帯の場合は個人所得が100万円未満の者となる。2人以上の世帯の場合は、本人に加え、生計を同じくしている人も経済的地位が低い状態にあることになる。低所得・非貧困グループは、本人の収入は100万円未満で低所得状態にあるが、その他の家族構成員の収入によって貧困線を上回る経済的水準を維持しているケースである。単身世帯は矛盾した類型となるためここには含まれない。非低所得・貧困グループにも低所得・非貧困グループの場合と同様の理由で単身世帯は含まれていない。このグループは2人以上の世帯で、本人は100万円以上の収入があるが、世帯で見ると貧困であり、世帯人数の多さや本人以外の収入が低いことが原因となっているケースである。非低所得・非貧困グループは、単身世帯の場合、本人が100万円以上の収入を得ており、2人以上世帯の場合、本人の100万円以上の収入に加えて世帯全体でも貧困状態にはなく、今回の基準だけで考えれば経済的な困難を抱えていないケースである。

本稿ではまず、この4類型の分布の時点間での変化を記述統計レベルで確認する。その後、この4類型を従属変数とし、対象者の属性を独立変数とした多変量解析によって、それぞれの類型に所属する要因を検討する。その際、1992年、1997年、2002年の3時点のデータをマージし、時点のダミー変数を用いることで時代効果も推定する。最後に、対象者の諸属性の効果の時代変化の推定として、対象者の属性と時点の交互作用効果を独立変数に含めた分析を行う。

## 3 分析結果

### 3.1 記述統計

では、世帯の貧困と個人の低所得状態を組み合わせた4類型の分布を確認しよう。表2は、4類型の分布を時点別、配偶者の有無別、性別に表したものである。

表2からわかることとして、第1に、男女ともに配偶者の有無によって4類型の分布が大きく異なることである。男性では配偶者がいる場合、「非低所得・非貧困」群の割合が9割を超えるのに対し、配偶者がいない場合には、「低所得・非貧困」群が1割以上存在している。家族を養うだけの収入がなければ結婚できないという単純な仮説が当てはまっていることになる。また、「非低所得・貧困」群という、本人がそれなりに収入を得ているにも

かかわらず世帯では貧困に属しているのは、配偶者がいる男性の方が多い。これは、世帯人数による影響と考えることができるだろう。

表 2 低所得状態と貧困の 4 類型の分布

		配偶者なし		配偶者あり	
		男性	女性	男性	女性
1992 年	低所得・貧困	3.7	4.3	0.9	5.0
	低所得・非貧困	14.1	17.9	1.2	64.0
	非低所得・貧困	0.5	1.9	4.2	0.5
	非低所得・非貧困	81.7	75.8	93.8	30.6
合計		100.0	100.0	100.0	100.0
実数		62518	50863	56588	74005
1997 年	低所得・貧困	4.0	5.0	0.9	3.4
	低所得・非貧困	14.6	19.4	1.0	65.7
	非低所得・貧困	0.3	1.6	2.7	0.4
	非低所得・非貧困	81.1	74.1	95.4	30.5
合計		100.0	100.0	100.0	100.0
実数		65453	54120	50362	62214
2002 年	低所得・貧困	5.5	6.5	1.8	5.9
	低所得・非貧困	19.6	22.4	1.7	61.9
	非低所得・貧困	0.6	2.6	4.4	0.6
	非低所得・非貧困	74.3	68.5	92.1	31.6
合計		100.0	100.0	100.0	100.0
実数		57544	48687	42997	53785

女性については、「低所得・非貧困」群と「非低所得・非貧困」群の割合が配偶者の有無によって大きく異なる。配偶者なしで前者が少なく後者が多く、配偶者ありでその逆のパターンが見られるのは、当然、配偶者（夫）の影響によるものである。つまり、夫が稼いでくるのだから、妻は低所得でも問題ないという結果である。

第 2 に、時点間の変化について、配偶者がいない男女において、「非低所得・非貧困」という経済的に問題のない環境で暮らしている者の割合が低下していることである。特に 1997 年から 2002 年にかけての変化は大きく、「非低所得・非貧困」群は男性で約 7 ポイント、女性で約 6 ポイント低下した。その代わりに大きく増えているのは「低所得・非貧困」群であり、世帯で見れば貧困ではないものの、個人としては生活に十分な収入を得ていない若年層が増加したと見ることができる。

### 3.2 多変量解析

次に、人々のどのような属性が、4 類型で示されるそれぞれの経済状態と結びつきやすいのかを、多変量解析を用いて検討する。また表2からもわかるように、潜在的により多くの問題を抱えているのは、配偶者がいない者である。したがって以降の分析では、配偶者がいない者に限定する。なお、分析は男女別に行っている。

表3 多項ロジットモデル分析結果（男性）

	低所得・貧困 (8104 ケース)	低所得・非貧困 (29615 ケース)	非低所得・貧困 (919 ケース)
切片	-7.798 ***	-10.366 ***	-7.298 ***
25～29 歳ダミー	.022	.149 ***	-.109
30～34 歳ダミー	.363 ***	.248 ***	.385 ***
35～39 歳ダミー	.623 ***	.312 ***	.728 ***
3 大都市圏ダミー	-.237 ***	.247 ***	-.673 ***
世帯人数	-.151 ***	.955 ***	.192 ***
中学ダミー	2.146 ***	1.111 ***	2.287 ***
高校ダミー	1.189 ***	.715 ***	1.461 ***
短大・高専ダミー	.747 ***	.493 ***	.861 ***
学生・無業者ダミー	7.640 ***	8.509 ***	-.077
常雇・正社員（200 日未満）ダミー	2.057 ***	2.171 ***	.944 ***
民間役員ダミー	1.649 ***	1.956 ***	-.156
パート・アルバイト（200 日以上）ダミー	2.491 ***	3.168 ***	1.472 ***
パート・アルバイト（200 日未満）ダミー	4.482 ***	5.488 ***	2.152 ***
嘱託・派遣（200 日以上）ダミー	.900 *	1.583 ***	1.009 ***
嘱託・派遣（200 日未満）ダミー	3.713 ***	4.276 ***	1.615 ***
自営・家族従業者ダミー	3.781 ***	4.671 ***	1.055 ***
1997 年ダミー	-.171 ***	-.068 *	-.371 ***
1997・2002 年ダミー	.602 ***	.339 ***	.497 ***
n		185515	
Cox and Snell R <sup>2</sup>		.542	
Nagelkerke R <sup>2</sup>		.750	

注：\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05

表4 多項ロジットモデル分析結果（女性）

	低所得・貧困 (8056 ケース)	低所得・非貧困 (30517 ケース)	非低所得・貧困 (3067 ケース)
切片	-7.259 ***	-8.661 ***	-6.635 ***
25～29 歳ダミー	.126 **	.271 ***	.608 ***
30～34 歳ダミー	.789 ***	.432 ***	1.705 ***
35～39 歳ダミー	1.134 ***	.401 ***	2.293 ***
3 大都市圏ダミー	-.386 ***	.086 ***	-.469 ***
世帯人数	-.155 ***	.739 ***	.025
中学ダミー	2.600 ***	1.262 ***	3.160 ***
高校ダミー	1.287 ***	.571 ***	2.125 ***
短大・高専ダミー	.588 ***	.278 ***	1.069 ***
学生・無業者ダミー	7.378 ***	7.932 ***	-1.021 **
常雇・正社員（200 日未満）ダミー	2.075 ***	2.210 ***	.511 ***
民間役員ダミー	2.132 ***	2.234 ***	-.389
パート・アルバイト（200 日以上）ダミー	3.371 ***	3.481 ***	1.554 ***
パート・アルバイト（200 日未満）ダミー	5.003 ***	5.518 ***	1.732 ***
嘱託・派遣（200 日以上）ダミー	.935 ***	1.182 ***	0.795 ***
嘱託・派遣（200 日未満）ダミー	3.709 ***	4.259 ***	0.708 ***
自営・家族従業者ダミー	4.263 ***	5.018 ***	0.619 ***
1997 年ダミー	-.118 **	-.166 ***	-.320 ***
1997・2002 年ダミー	.329 ***	.106 ***	.332 ***
n		153670	
Cox and Snell R <sup>2</sup>		.578	
Nagelkerke R <sup>2</sup>		.730	

注：\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05

ここでは、多項ロジットモデルを用いる。従属変数は個人の低所得状態と世帯の貧困状態を組み合わせた4類型であり、基準カテゴリは「非低所得・非貧困」とする。独立変数は、年齢層（基準カテゴリ：20～24歳）、3大都市圏ダミー、世帯人数、学歴（基準カテゴリ：大学・大学院）、職業（基準カテゴリ：常雇・正社員（200日以上））、調査時点である。調査時点の効果の見方は、1997年ダミーが1992年から1997年への変化、1997・2002年ダミーが1997年から2002年への変化を意味する。

表3は男性の分析結果である。年齢の効果を見ると、1つを除いて係数の符号は正である。つまり、20～24歳に比べて年齢が高い層の方が「非低所得・非貧困」群から逸脱しや

すいことを示している。この結果は、配偶者がいない者に限定して分析しているというのも1つの理由だが、年齢が高いほど経済的な困難を抱えやすいとも考えることができる。次に学歴の効果に着目すると、すべての係数が正で有意な結果となっている。さらに係数の値の大きさから、低学歴者ほど、「非低所得・非貧困」群から外れてしまう傾向が強いことがわかる。その傾向は、「低所得・貧困」「非低所得・貧困」群に対して強く、学歴の低さが世帯の貧困と結びついている様子がうかがえる。

職業の効果については、学生や無業者が「低所得・貧困」「低所得・非貧困」群に入りやすいのは自明だが、常雇・正社員（200日以上）に比べて、他の職業はほとんどの場合、「非低所得・非貧困」群から逸脱するリスクとなっていることが示されている。なかでもパート・アルバイトや嘱託・派遣（200日未満）のようないわゆる非正規雇用でその傾向が強い。

時点の効果は、1992年から1997年にかけてはいずれも負、1997年から2002年にかけてはいずれも正で有意であることから、「非低所得・非貧困」群から外れるリスクは弱体化した後に強化されたと言えるだろう。

表4は女性の分析結果である。表3と見比べてみると、かなり似通った結果が得られえており、基本的な知見は男性の場合とほぼ同じである。なお、男女をデータで分割せず、女性ダミー変数を追加した同様の分析を行うと<sup>4)</sup>、いずれの従属変数の値に対しても女性ダミーは正の効果を持っていることがわかる。そして、その他の変数の効果は表3および表4とは大きく変わらない。

最後に、表3および表4のモデルに、時点と学歴、時点と職業の交互作用の項を追加して、個人の属性の影響が変化しているかを検討する。分析結果をすべて表示するのは冗長なので、ここでは分析結果をグラフにまとめ直したものを示す。たとえば、図1は男性の「低所得・貧困」群への学歴の効果を示しているが、この棒グラフは以下の手順で描かれている。

まず、基準カテゴリとなるのは1992年の大学・大学院であり、値は0である。そこに1997年の主効果のみを加えたのが1997年の大学・大学院の値となる。同様に、2002年の主効果を加えると、2002年の大学・大学院の効果を表すことになる。他の学歴カテゴリについては、それぞれの学歴の主効果は1992年の効果であり、1997年、2002年の効果は1997年、2002年それぞれの主効果と、該当する交互作用効果を足し合わせて算出している。

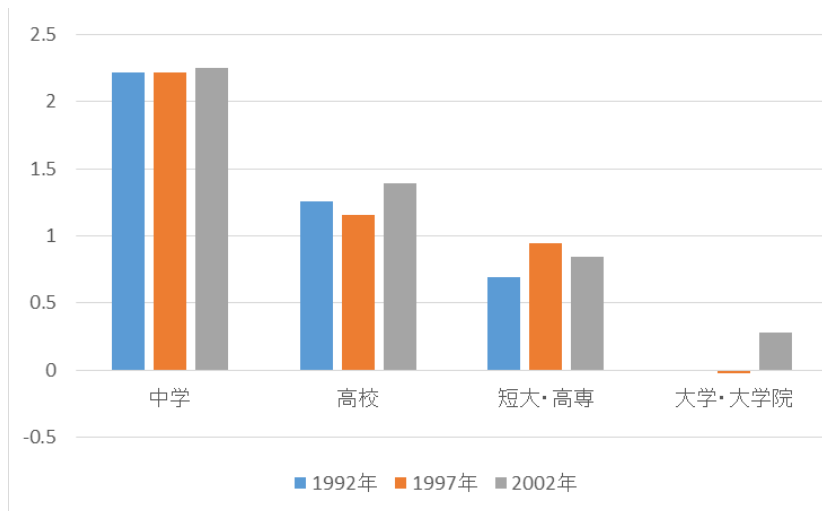


図1 「低所得・貧困」群への学歴の効果（男性）

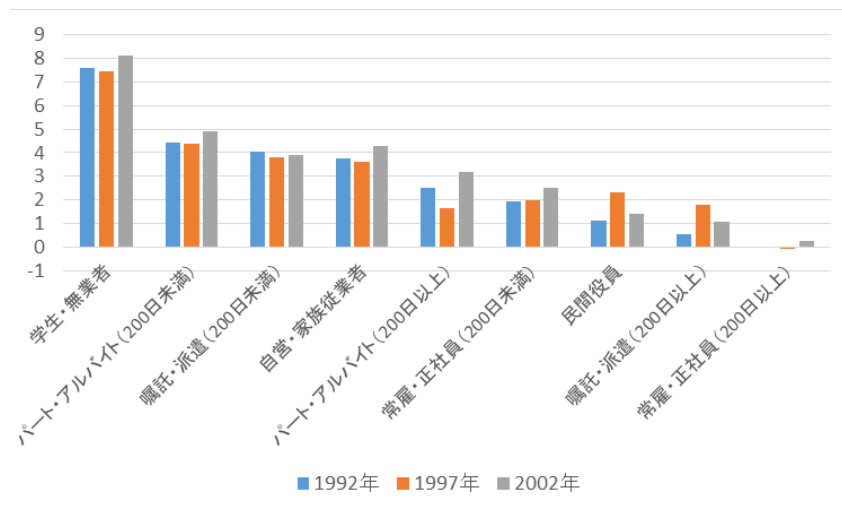


図2 「低所得・貧困」群への職業の効果（男性）

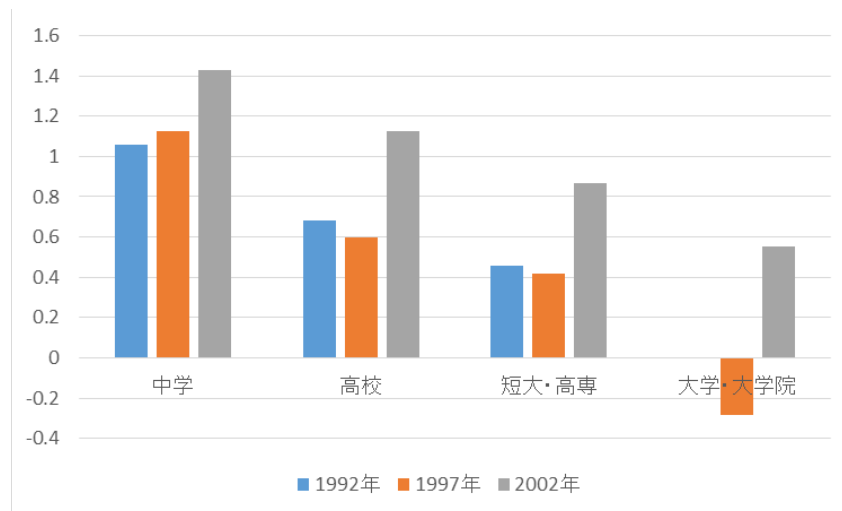


図3 「低所得・非貧困」群への学歴の効果（男性）



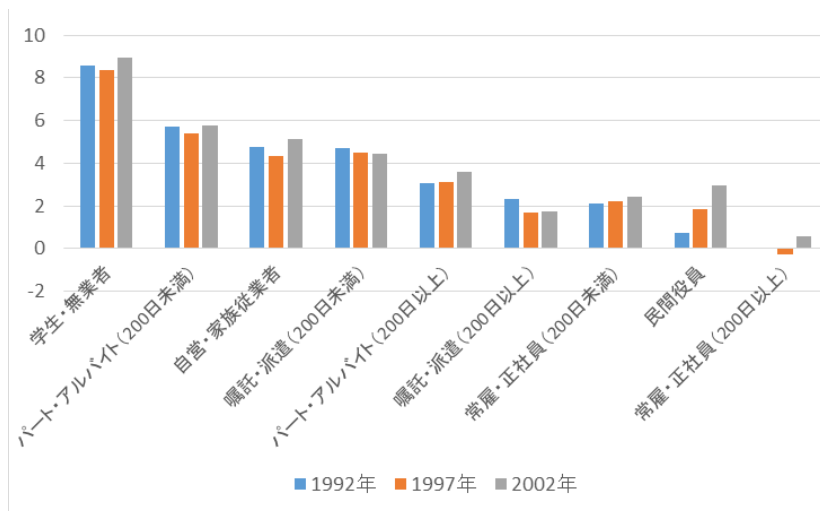


図4 「低所得・非貧困」群への職業の効果（男性）

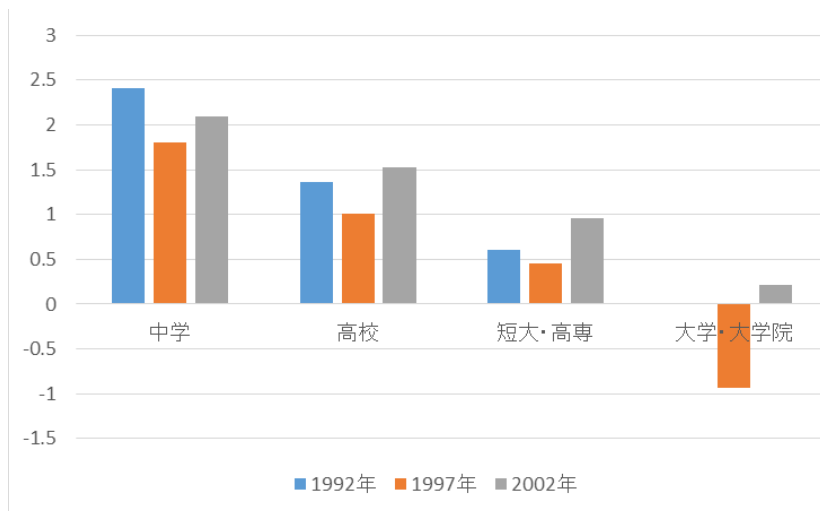


図5 「非低所得・貧困」群への学歴の効果（男性）

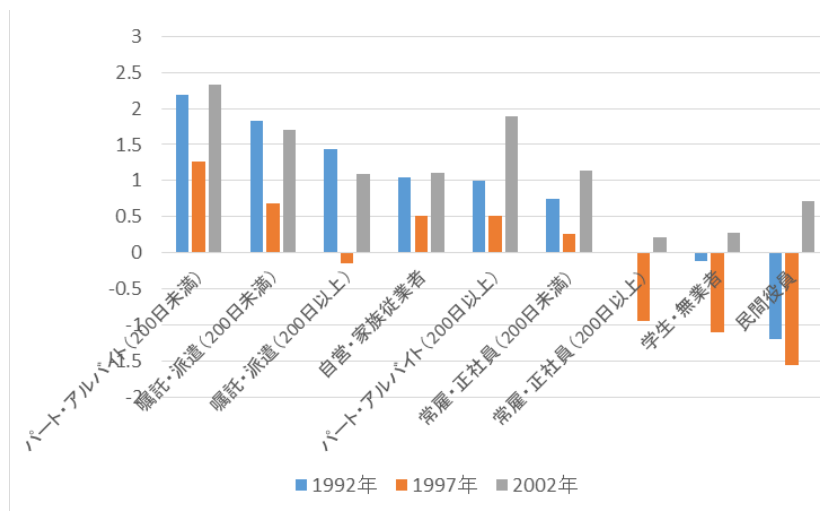


図6 「非低所得・貧困」群への職業の効果（男性）

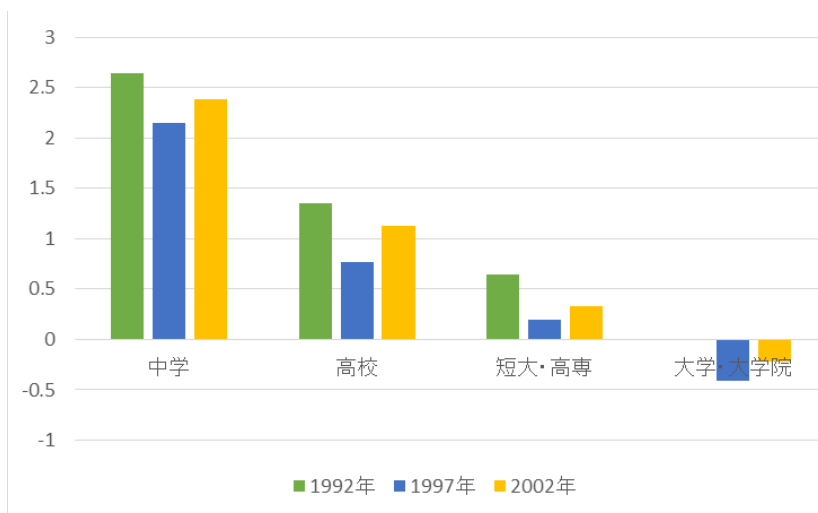


図7 「低所得・貧困」群への学歴の効果（女性）

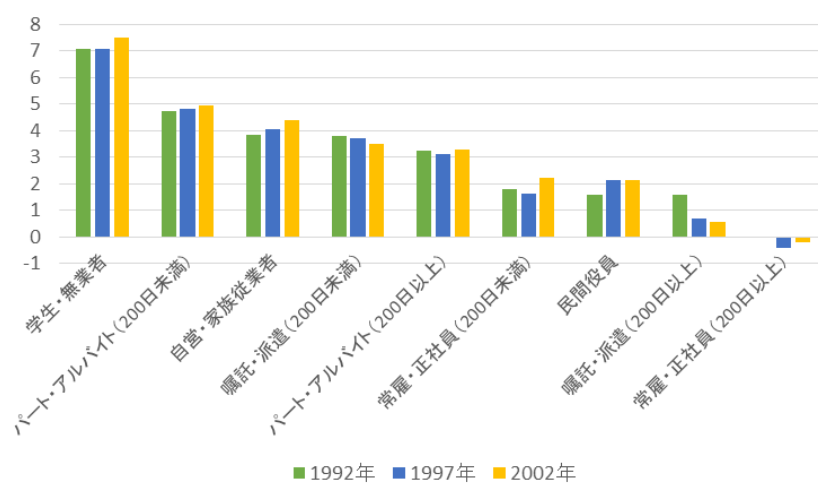


図8 「低所得・貧困」群への職業の効果（女性）

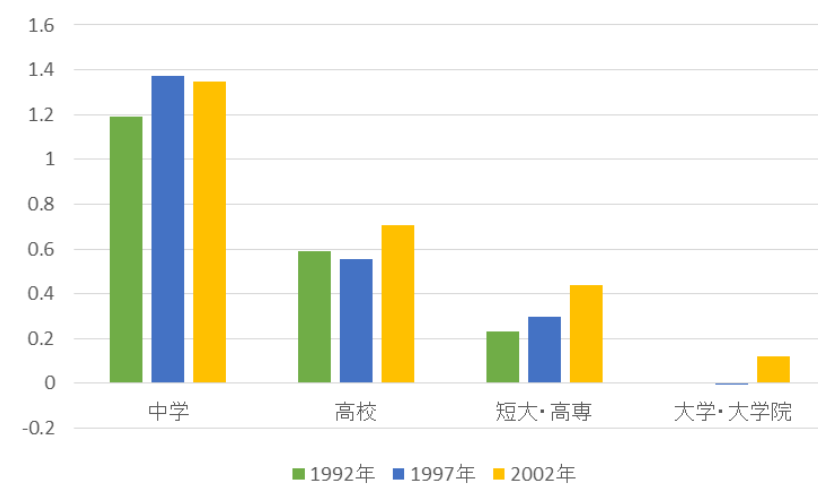


図9 「非低所得・貧困」群への学歴の効果（女性）

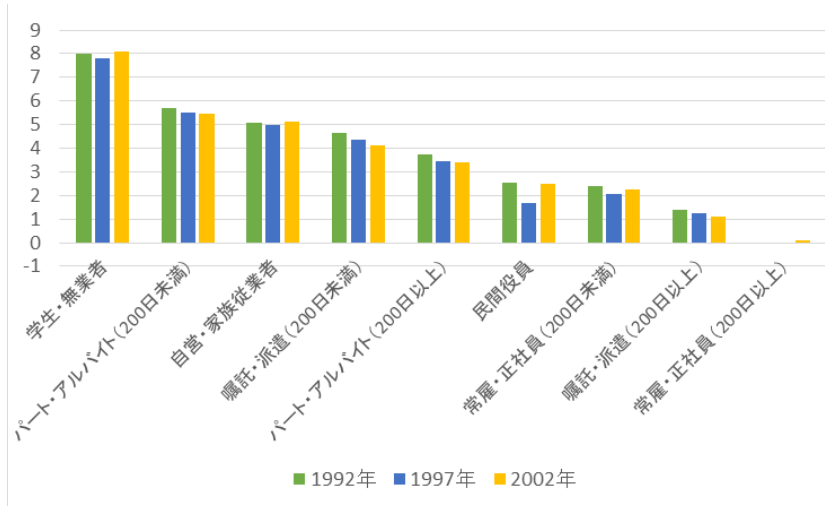


図10 「非低所得・貧困」群への職業の効果（女性）

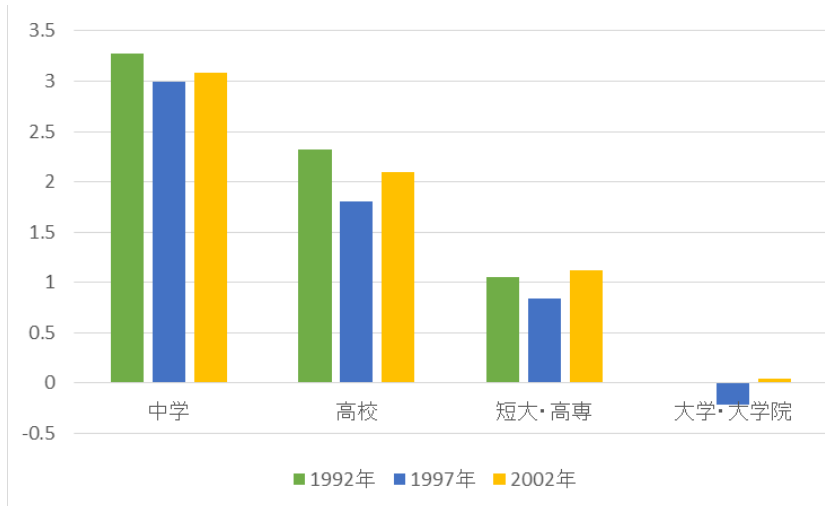


図11 「低所得・非貧困」群への学歴の効果（女性）

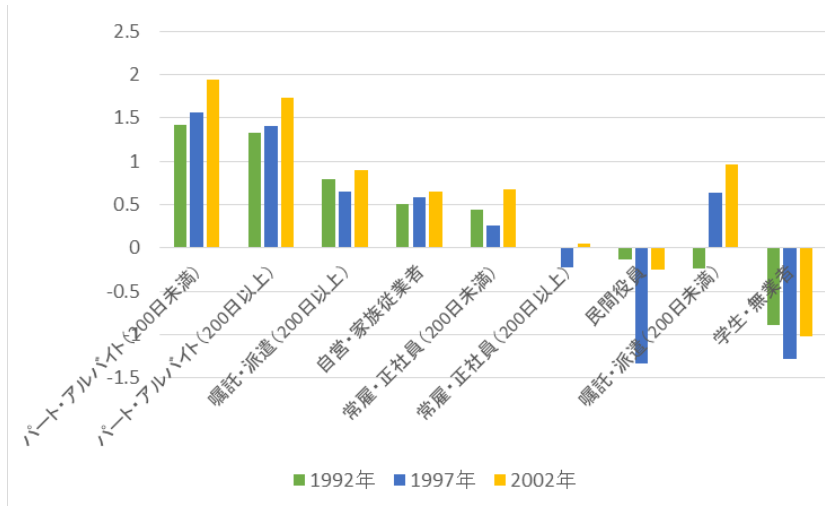


図12 「低所得・非貧困」群への職業の効果（女性）

図1~12を見る限り、時点によって大きく効果が変わっているカテゴリはあまり多く

はないことがわかる。実際に、交互作用効果の係数が有意であったのもごくわずかであった。パート・アルバイトをはじめとする非正規雇用、低学歴層の「非低所得・非貧困」群からの逸脱リスクが高くなっているとすれば、格差の拡大や固定化につながると考えられるが、図1～12からはむしろ、時代変化がすべてのカテゴリにほぼ一様に作用し、それぞれのカテゴリ間の相対的なリスクは、大きく変化していないと見ることができる。

#### [注]

- 1) ただし、1997年データのみ、家族従業者の個人収入が欠損値となっているため、後の分析では1997年のみ家族従業者の情報が欠落している。
- 2) その理由は不明である。
- 3) 等価世帯収入（世帯収入を世帯人数の平方根で除した値）が中央値の半分以下である世帯を貧困と定義する。
- 4) 分析結果は省略する。

#### [謝辞]

本稿の分析は、統計法に基づいて、独立行政法人統計センターから「平成4年・9年・14年 就業構造基本調査」（総務省）に関する匿名データの提供を受け、独自に作成・加工した統計です。

本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター「2013年度参加者公募型共同研究（二次分析研究会）」において、世話役および参加者の皆様から有益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]

- 玄田有史（2001）『仕事のなかの曖昧な不安—揺れる若年の現在』中央公論新社。
- 石田浩（2005）「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』76：41-57。
- 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。
- 永瀬伸子（2002）「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』58（2）：22-35。
- 酒井正・樋口美雄（2005）「フリーターのその後—就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』535：29-41。

# 貧困リスクの高まりは生活意識にどのような影響を与えているか ——国民生活基礎調査匿名データを用いた世帯主の年齢コーホート別分析——

森山 智彦

(同志社大学)

本研究は、2001年と2004年の『国民生活基礎調査』匿名データを用い、世帯主が60歳未満の5055世帯を対象に、所得の絶対額や相対的貧困、世帯構成等が生活意識にどのような影響を及ぼしているかを、世帯主の年齢コーホート別に分析した。主な結果は、次の3点である。

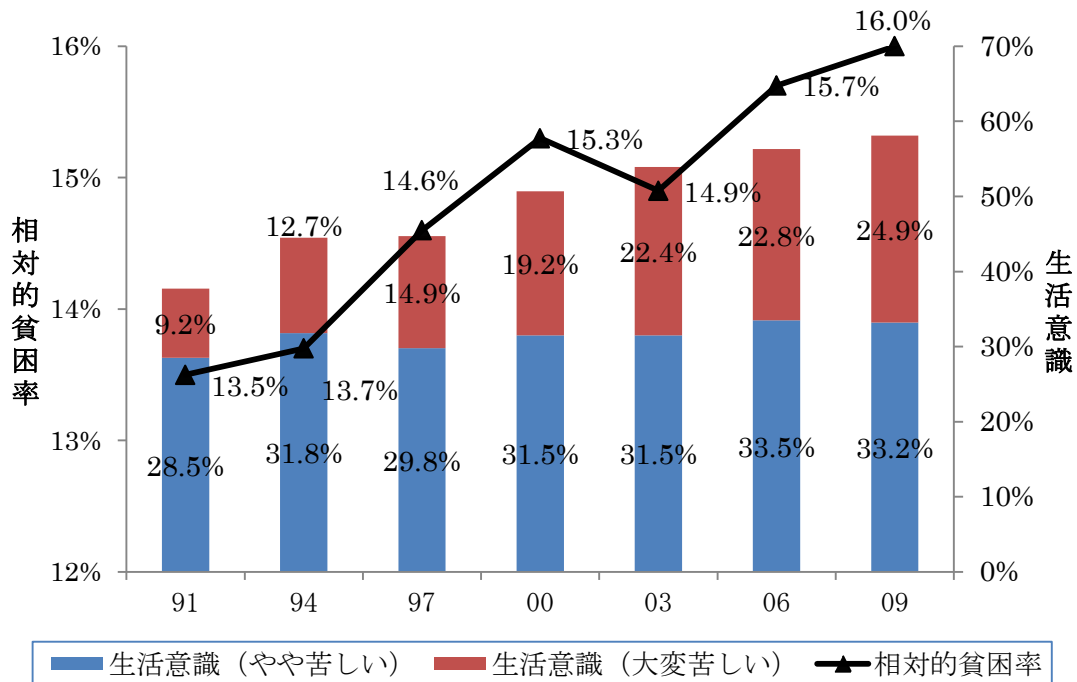
第一に、所得の絶対額は一貫して生活意識に影響している。また、所得額や世帯構成等をコントロールすると、世帯主が40歳代以上のケースにおいて、貧困基準以上の世帯の方が基準以下の世帯よりも、生活が苦しいと感じている。第二に、子供の存在が、暮らしの状況に対する否定的な認識へと結びついている。特に世帯主が30歳代以下の世帯では、貧困基準以下の世帯がより大きな負担を感じている。第三に、40歳代の世帯主を除いて、世帯主が規模の大きな企業や官公庁で働いている世帯、そしてブルーカラー職よりも専門・技術職やホワイトカラー職の世帯の方が、生活にゆとりがあると感じている。

## 1 はじめに

1990年代中盤から続く相対的貧困率の上昇(図1)に伴い、我が国でも多くの貧困研究が蓄積され、どのような特徴を持つ世帯が貧困に陥りやすいかが明らかにされてきた。例えば、1996年、1999年、2002年の『所得再分配調査』を分析した橘木・浦川(2006)は、母子世帯や単身高齢者世帯、勤労世代の単身世帯が貧困に陥りやすいことを発見している。また、世帯主の属性等に注目し、2000年から2006年までのJGSSデータを分析した西村(2010)によると、世帯主が中卒または高卒の世帯、非正規雇用者、ブルーカラー労働者、自営業者の世帯は貧困率が高い。同様に、パネル調査(2004年から2006年までのKHPS)を用いた石井・山田(2007)でも、世帯主が低学歴者や非正規労働者である家庭は、貧困に陥りやすいことが確認されている。また、29歳から44歳まで(2002年時点)の女性のみを対象としたものではあるが、岩田・濱本(2004)は、『消費生活に関するパネル調査』データの分析から、子供の多い世帯の貧困率が高いことを明らかにしている<sup>1)</sup>。

これらの研究で採用されている貧困基準は、世帯所得分布全体の中央値の50%という基準と、厚生労働省が定める生活保護基準の2つに分けられる。いずれも主に世帯収入と世帯人数から作成された一つの貧困基準だが、生活の実態が正確に反映されているかは、常に議論がつきまとう。これらの基準を上回っている世帯が、必ずしも生活に満足していたり、ゆとりがあると考えているとは限らないからだ。同様に、基準を下回っている世帯で暮らす人々が、真に困窮しているとも限らない<sup>2)</sup>。

図1 相対的貧困率と生活意識の推移



出所) 厚生労働省『国民生活基礎調査』より筆者作成

国内外を問わず多くの研究が指摘してきたように、貧困は収入面のみならず多角的に分析されるべき問題であることに議論の余地はないだろう。しかし、これまでの日本の貧困研究において、人々が自身の暮らしの状況をどのように評価しているか(以下、「生活意識」という意識面は採り上げられてこなかった。生活意識については、90年代以降、一貫して生活が「苦しい」と答える世帯が増えている(図1)。これは一見すると相対的貧困率の上昇と相関しているように見えるが、2003年に貧困率が低下しているのに対して、意識面では、生活が「苦しい」と感じている世帯が増えている。すなわち、生活意識が収入や相対的地位を含む多様な要因によって規定されていることが示唆されるが、それを明らかにする試みはこれまで行われてこなかった。そこで本研究は、2001年と2004年の『国民生活基礎調査』匿名データを用い、世帯を対象として、所得の絶対額や社会の中における相対的地位(相対的貧困)、世帯構成等が生活意識にどのような影響を及ぼしているかを分析する。所得や世帯構成が生活意識に及ぼす主効果だけでなく、どういった状況が重なると、より生活が苦しいと感じるのか、あるいは所得面から見ると貧困基準以上だが、それが意識に反映されていない世帯にはどのような特徴があるのかを明らかにすることによって、所得のみに焦点を当てた分析では把握できない生活実態について議論したい。

構成は次の通りである。第2節では、生活の質に対する主観的評価関連の先行研究をレビューする。第3節では、分析に使用するデータと変数の説明を行う。第4節では、生活意識を規定する要因について、記述的分析と多変量解析を行い、結果を考察する。最後に

第5節で研究結果をまとめ、課題を述べる。

## 2 先行研究

人々の生活の質に対する意識が何によって規定されているかは、幸福度や生活満足度を被説明変数とする主観的 well-being 研究において、多くの蓄積がなされてきた。一方で、自身が貧困だと思うか否か、あるいは自身の生活が良いか悪いかといった指標を使ったものは非常に少ない。そこで、本節では、まず幸福度や生活満足度を扱った研究をレビューし、この分野で理論的、実証的にどのような知見が見出されてきたのかを押さえる。その上で、自身が貧困であるか否かを被説明変数に用いた研究の結果と、幸福度や生活満足度に関する研究結果を比べると、どのような共通点や相違点があるかを検討する。

### 2.1 幸福度・生活満足度に関する研究

幸福度や生活満足度を扱った多くの研究によって、これらが収入の絶対額にも特定の社会における相対的地位にも規定されていることが明らかにされてきた。ただし、前者よりも後者の方が、生活の質に対する認識に大きく影響し、前者の影響は限定的であるとされる (Clark and Oswald 1994; Frey and Stutzer 2002; Ferrer-i-Carbonell 2005 など)。なぜなら、生活の質に対する認識には、社会的な文脈が影響するからである。人々は同じ社会に属する他者と自身を比較し、他者よりも生活の質が劣ると感じると、自身の生活の質が低いものであると認識し、その結果、幸福度や生活満足度が低くなる。つまり、特定の社会における所得構造の中で、自身が相対的にどのようなポジションに位置しているかが、幸福度や生活満足度を規定している。ここで問題となるのは、人々が自身の相対的地位を認識する際に、参照とするグループを何に設定するかだが、多くの研究では、特定の集団やコミュニティにおける世帯収入や個人収入の平均値（または中央値）を用いている。この基準が高ければ高いほど、そこに属する人々が生活に求める期待水準も高くなる。そのため、たとえ同じ収入を得ていたとしても、属するコミュニティが異なれば期待水準も異なり、そこからのギャップの大きさが、幸福度や生活満足度へと反映される。

幸福度や生活満足度は、収入以外の要因、特に世帯構成や年齢にも規定される。一般的に社会から孤立していることは幸福度にマイナスの影響を及ぼしており、当然ながら家族関係も例外では無い。Helliwell (2003) によれば、男女を問わず、結婚は幸福度等にプラスの影響を、離婚・死別はマイナスの影響を与えており、特に後者の影響は強い。一度結婚し家族を持つことで期待水準が上がっている中で、パートナーを失うことは、経済的にも感情的にも期待からの乖離が大きく、それが幸福度等に負の作用を及ぼしていると考えられる。また、子供を持つことは、感情的な面で生活満足度にプラスに作用している (Haller and Hadler 2006)。しかし、世帯構成によって、子供の有無と幸福度等との関係は大きく異

なり、一人親の家庭 (Frey and Stutzer 2000) や貧困家庭 (Alesina et al. 2004) では、子供がいることがむしろマイナスの影響を及ぼしている。当然ながら、子供を持てば感情的にはプラスでも経済的な負担は大きく増し、特に家計が苦しい家庭において、子供の存在による生計費への圧迫が、心理面にマイナスに強く作用しているものと推測される。同様に、両親との同居も幸福度等にプラスにもマイナスにも影響すると想定される。両親が働いていれば家計にプラスであることに加え、家事労働を分担できるなどの利点がある。その一方で、両親に稼得所得がなければ、必要とされる所得水準と実際に稼得している収入とのギャップが生じやすいため、幸福度等が引き下げられる。さらに、介護に時間を要することは、感情面での負担に加え、働く時間も圧迫されることから、生活満足度を引き下げている (Marks et al. 2002)。このように、世帯構成と幸福度や生活満足度との関係は、その家族が置かれている環境によってプラスにもマイナスにもなる。

年齢と幸福度や生活満足度との関係については、様々な研究が行われているが、最近では、ミドルエイジ (概ね 30 歳代から 50 歳代) を底として U 字型を描くという知見が多い (Blanchflower and Oswald 2007; Ferrer-i-Carbonell and Gowdy 2007 など)。なぜ両者の関係が U 字型を描くかについて、Hansen and Slagsvold (2012) は、年齢による生活環境の変化とそれに対する適応度の変化という面から説明できるという。人々は、年齢に応じて生活環境が変化するため、期待水準を再調整することで環境に適応しようとする。この水準と現実とのギャップの大きさが幸福度等に影響するのだが、生涯にわたって同じレベルで環境が変わるわけでは無い。例えば、一定以上の年齢では職を失うリスクが低くなったり、子供にかかる様々なコストが抑えられる。このように、一定の年齢を超すと、環境の変化は安定的なものとなり、若いときほどそれに適応する必要性がなくなる。そのため、ある程度の年齢を超えると、現実とのギャップが生じにくくなり、幸福度等がプラスに転じる。加えて、年齢を重ねるほど自らの余生を強く意識するようになるため、感情体験を調節しようとする動機が強くなり、個々の経験から得られるプラスの影響を最大限に、マイナスの影響を最小限に止めようとするという。以上の知見を踏まえると、相対的地位 (貧困) や世帯構成と生活の質に対する認識との関係は、年齢に応じて変化することが予想される。

## 2.2 自身の生活が貧困か否かを被説明変数とした研究

このように生活の質に対する主観的な評価を表す変数として、幸福度や生活満足度を用いた研究が数多く行われているが、この二つを用いることの妥当性に対する批判もある。それは、幸福度や生活満足度は、非常に広義的な意識変数であるため、生活の質、特に貧困状況を評価する主観的指標としては、有効性が全くないとは言えないが、充分ではないというものだ (Ravallion and Lokshin 2002; Kingdon and Knight 2006)。むしろ、経済的厚生に関する主観的指標としては、より狭義の指標、具体的には、自身が「貧しい」と考えるか「リッチ」であると考えるか、あるいは自身の生活の質が「よい」と思うか「悪い」と



思うかを段階的尺度で尋ねた質問が適しているという<sup>3)</sup>。しかし、これらの尺度を用いて、暮らしの状況に対する人々の認識の規定要因を分析した研究は非常に少ない。

そのような中、数少ない研究の一つとして、1994年、95年、96年のロシアのデータ（Russian Longitudinal Monitoring Survey）を用いた Ravallion and Lokshin（2002）が挙げられる。この研究では、被説明変数に、自身の生活が「貧困」だと考えているか「リッチ」だと考えているかについて9段階の尺度で尋ねた質問項目を採用し、世帯収入や個人収入、家族構成、個人属性、学歴、職業、主観的健康等との関係を分析している。なお、理論的には、上記で述べた幸福度や生活満足度に関する理論をベースに議論を展開している。

まず、世帯収入の絶対額をランク付けしたものと主観的なランクとの関連についてクロス集計レベルで分析すると、両者のランクが一致しているのは、全体の22.4%であり、39.8%は実際の収入額よりも主観的なランクの方が低い。反対に37.8%は実際の収入額よりも自身の生活がリッチだと考えている。このように世帯収入の絶対額と主観的なランクの関係はあまり強くない。

むしろ被説明変数に強く影響しているのは、収入面における相対的地位、すなわち貧困基準からの乖離の程度であり、基準よりも世帯収入が相対的に高い（低い）人ほど、自身がリッチ（貧困）であると考えている。ただし、相対的な世帯収入のみを説明変数として用いたこのモデルの説明率はわずか5%ほどである。そのため、この結果は、収入以外の様々な要因が、生活の質に対する認識を規定していることを示唆している。

そこで、収入に加え家族構成や個人属性等を説明変数に投入した多変量解析を行っている。まず収入に関しては、世帯においても個人においても収入の絶対額が高い人ほど、自身をリッチだと考えている。また、興味深い結果として、居住地域における平均賃金が高い人ほど、自身を貧困と考える傾向がある。すなわち、たとえ同じ世帯収入だとしても、平均賃金が低い地域に住んでいる人の方が、高い地域に住んでいる人よりも、リッチだと考える傾向がある。これは、Frey and Stutzer（2002）や Ferrer-i-Carbonell（2005）などの議論と一致する結果であり、生活に対する認識が収入の絶対額だけでなく、他者と比較したときの相対的なポジションに規定されていることを示している。

収入以外の変数に関しては、年齢が高い人ほど自身を貧困であると考えている傾向がある。ただし両者の関係は単純な直線関係ではなく、50歳を底にしてU字型カーブを描いている。これは、子供や両親の介護等、その時々ライフサイクルにおいて必要とされる金銭的コストの違いが反映されたものと解釈されている。他には、離死別を経験している人や健康状態が悪いと考えている人、学歴が低い人、失業者や軍隊に所属している人は、自身を貧困だと考える傾向がある。なお、生活の質に対する認識において、男女の差は確認されなかった。

このように、Ravallion and Lokshin（2002）で得られた結果からは、生活の質に対する認識が相対的地位や婚姻状況に規定されている点、年齢との関係がU字型である点など、先

に述べた幸福度や生活満足度に関する研究から得られている知見と同様の傾向が確認できる。以上の議論を踏まえた上で、本稿の主要な関心である生活意識の規定要因の分析を行い、結果を考察していきたい。

### 3 方法

#### 3.1 データ

本稿では、2001年と2004年（実査は2000年と2003年）の厚生労働省『国民生活基礎調査』匿名データをマージしたものをを用いる。分析は世帯を対象とし、世帯主のデータにその他の世帯構成員の情報を適宜結合しながら分析する。また、先行研究の知見を踏まえると、勤労層と高齢層、就学層とでは所得や世帯構成と生活の質に対する認識との関係が大きく異なることが予想される。さらに単身赴任世帯や配偶者が単身赴任で転出している世帯は、実際の世帯構成員に関する情報が欠けているため、実際の生活状況がデータに正確に反映されていない。そのため、分析対象者は60歳未満の世帯主を持つ世帯に限定し、且つ単身赴任世帯や単身赴任を理由とする転出者が居る世帯、及び世帯主が学生であるケースを除外している。さらに世帯収入や世帯構成、世帯主の職業や属性に関する変数において欠損値のあるデータを除いたものを分析対象とする。対象世帯数は、5055世帯（世帯主が30歳代以下のケースが1627世帯、40歳代のケースが1484世帯、50歳代のケースが1944世帯）である。

#### 3.2 変数の説明

##### 3.2.1 被説明変数

被説明変数である「生活意識」は、「現在の暮らしの状況を総合的にみてどう感じていますか」と尋ねた質問項目を用いる<sup>4)</sup>。この質問に対する回答の分布は、「大変ゆとりがある」が0.5%、「ややゆとりがある」が4.4%、「普通」が40.0%、「やや苦しい」が33.4%、「大変苦しい」が21.8%となっている。

##### 3.2.2 説明変数

本稿では、主な説明変数として、世帯収入額と相対的貧困ダミー、及び世帯構成に関する変数（婚姻状況と子供との同居の有無を掛け合わせた変数、父母との同居の有無）を用いる。なお、「父母」や「子供」は世帯主から見た続柄を示しており、以下も同様である。

「世帯収入額」は、世帯の総収入から税金と社会保険料を引いた可処分所得を用いる<sup>5)</sup>。分析には、主に可処分所得の自然対数値を使用する。また、「相対的貧困ダミー」は、次の方法で算出した。まず家族構成メンバーの違いによる支出の多寡を調整するために、可処分所得を家族構成人数の平方根で除した等価可処分所得を算出する。そして、厚生労働省から公表されている名目貧困値（2001年は137万円、2004年は130万円）<sup>6)</sup>を貧困基準と

し、等価可処分所得額がこの基準以下である場合を「1」、基準以上である場合を「0」としている。

世帯構成に関しては、婚姻状況と子供の有無の両方を考慮し、4つのカテゴリー（「未婚子供なし」、「未婚子供あり」、「既婚子供なし」、「既婚子供あり」）に区分している。「親との同居の有無」は、同居している親が生計費の負担となる者なのか、それとも家計を支える担い手となる者なのかを区別するため、3カテゴリー（「同居していない」、「同居している（仕事あり）」、「同居している（仕事なし）」）に区分している。

さらに、世帯に関するその他の説明変数として、「有業人数」（就業している世帯構成員の人数）、「要介護者の有無」（世帯の中に介護が必要な者がいる場合を1とするダミー変数）、「貯蓄額」<sup>7)</sup>（分析には自然対数値を使用）、「借金の有無」（借金がある場合を1とするダミー変数）、「学業を理由とする転出者の有無」（いる場合を1とするダミー変数）を用いる。

一方、世帯主の属性に関しては、「性別」、「年齢」、「雇用形態」、「職種」を採用する。性別は、男性を1とするダミー変数、年齢は、「30歳代以下」、「40歳代」、「50歳代」の3つに区分している。雇用形態は、「自営」（自営業主、家族従業者、会社・団体等の役員）、「雇用者（100人未満）」（従業員数100人未満の企業の常用雇用者）、「雇用者（100～999人）」（従業員数100人から999人の企業の常用雇用者）、「雇用者（1000人以上）」（従業員数1000人以上の企業の常用雇用者）、「雇用者（官公庁）」（官公庁の常用雇用者）、「契約」（契約雇用者）、「無職」、「その他」（家庭内職者及びその他）の6カテゴリーに区分している。職種は、SSM 職業大分類（原・盛山 1999）を参考に、「専門・技術」（専門的・技術的職業従事者）、「ホワイトカラー」（管理的職業従事者、事務従事者、販売従事者）、「ブルーカラー」（サービス職業従事者、保安職業従事者、運輸・通信従事者、生産工程・労務従事者）、「農林漁業」（農林漁業従事者）の4カテゴリーに区分している<sup>8)9)</sup>。

これらに加えて、調査年をコントロールするために、2004年調査を「1」とする「調査年ダミー」も使用する。表1は、以上の変数の記述統計量を年齢コーホート別に示したものである。

## 4 分析結果・考察

### 4.1 記述的分析

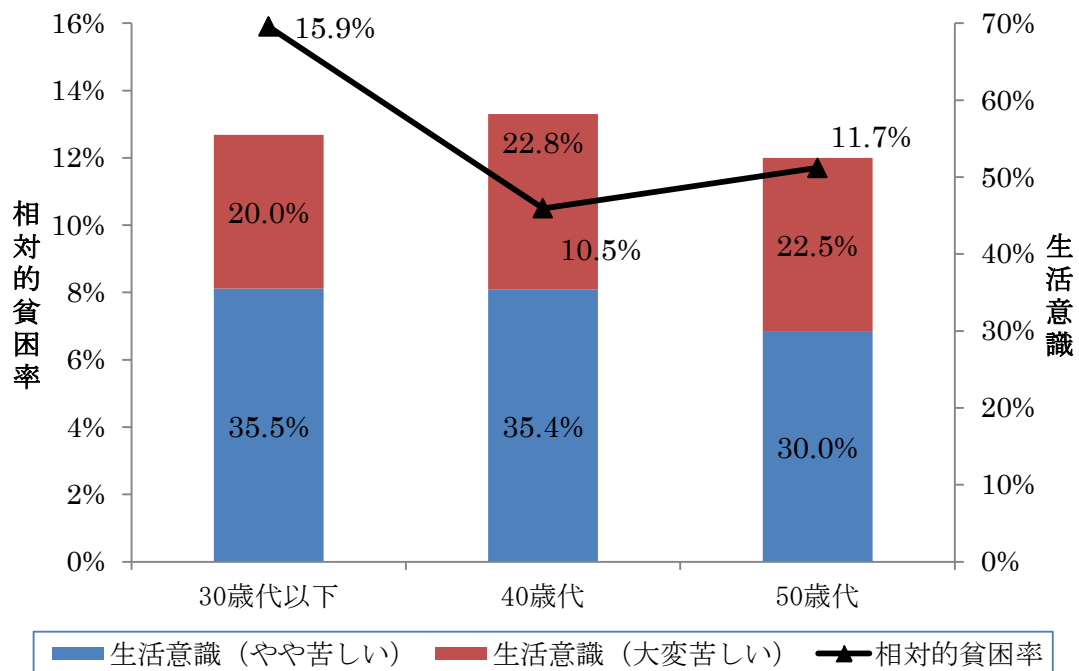
まずは相対的貧困や世帯構成等と生活意識の関係を大まかに把握するために、記述的分析を行う。同時に、先行研究で得られている結果と比較することで、本稿で用いている被説明変数（生活意識）の妥当性についても検討したい。

はじめに、世帯主の年齢による相対的貧困率と生活意識の違いを確認する（図2）。貧困率は30歳代が15.9%と最も高く、以下、50歳代（11.9%）、40歳代（10.5%）となっている。一方、生活意識は、若干だが、40歳代を頂点に逆U字型を描いている。これは、Ravallion and Lokshin（2002）の結果と一致しているとも取れるが、むしろこの3つのカテゴリー間

表 1 記述統計量

	30歳代以下				40歳代				50歳代			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値
生活意識	2.29	0.84	1	5	2.25	0.88	1	5	2.30	0.88	1	5
調査年 (2004年)	0.41	0.49	0	1	0.40	0.49	0	1	0.39	0.49	0	1
世帯主性別 (男性)	0.86	0.34	0	1	0.90	0.30	0	1	0.86	0.34	0	1
世帯主雇用形態												
自営	0.12	0.33	0	1	0.20	0.40	0	1	0.26	0.44	0	1
雇用者 (100人未満)	0.29	0.45	0	1	0.25	0.43	0	1	0.26	0.44	0	1
雇用者 (100~999人)	0.20	0.40	0	1	0.17	0.37	0	1	0.15	0.36	0	1
雇用者 (1000人以上)	0.19	0.39	0	1	0.18	0.39	0	1	0.13	0.34	0	1
雇用者 (官公庁)	0.10	0.30	0	1	0.12	0.32	0	1	0.08	0.27	0	1
契約	0.03	0.18	0	1	0.02	0.13	0	1	0.02	0.14	0	1
無職	0.01	0.11	0	1	0.02	0.15	0	1	0.06	0.23	0	1
その他	0.05	0.23	0	1	0.04	0.20	0	1	0.04	0.20	0	1
世帯主職種												
専門・技術	0.26	0.44	0	1	0.24	0.43	0	1	0.18	0.38	0	1
ホワイトカラー	0.28	0.45	0	1	0.32	0.47	0	1	0.30	0.46	0	1
ブルーカラー	0.38	0.49	0	1	0.34	0.47	0	1	0.36	0.48	0	1
農林漁業	0.01	0.08	0	1	0.02	0.15	0	1	0.03	0.17	0	1
有業人数	1.36	0.54	0	4	1.68	0.78	0	5	2.04	1.04	0	7
婚姻状況×子供の有無												
未婚子供なし	0.26	0.44	0	1	0.14	0.35	0	1	0.14	0.35	0	1
未婚子供あり	0.04	0.20	0	1	0.06	0.23	0	1	0.07	0.26	0	1
既婚子供なし	0.14	0.35	0	1	0.08	0.27	0	1	0.24	0.43	0	1
既婚子供あり	0.56	0.50	0	1	0.72	0.45	0	1	0.54	0.50	0	1
親との同居												
同居していない	0.93	0.26	0	1	0.79	0.40	0	1	0.79	0.41	0	1
同居している (仕事あり)	0.03	0.17	0	1	0.04	0.20	0	1	0.02	0.14	0	1
同居している (仕事なし)	0.04	0.20	0	1	0.17	0.37	0	1	0.19	0.39	0	1
要介護者の有無	0.01	0.08	0	1	0.02	0.14	0	1	0.04	0.20	0	1
貯蓄額 (対数値)	4.74	2.13	0	9.11	5.49	2.15	0	9.11	5.83	2.19	0	9.11
借金の有無	0.36	0.48	0	1	0.55	0.50	0	1	0.45	0.50	0	1
転出者 (学業) あり	0.00	0.03	0	1	0.04	0.20	0	1	0.06	0.24	0	1
可処分所得額 (対数値)	15.08	0.67	11.51	16.87	15.42	0.66	11.18	16.82	15.44	0.79	10.76	16.86
相対的貧困ダミー	0.16	0.37	0	1	0.11	0.31	0	1	0.12	0.32	0	1
N	1627				1484				1944			

図 2 年齢コーホート別、相対的貧困率と生活意識の違い



では、大きな違いがないと捉えるのが自然だろう。年齢と生活の質に対する認識の関係を分析した先行研究では、30歳代から50歳代のミドルエイジで、幸福度や生活満足度、自身が貧困だと思うか等が低いとされているが、本稿の分析対象は、ほぼその層のみが対象になっている。そのため、大きな違いが確認されなかったものと考えられる。

ただし、相対的貧困率が40歳代で最も低い点も考慮に入れると、生活意識が社会の中における相対的地位以外の要因によっても大きく規定されていることが示唆される。つまり、世帯主の年齢によって、相対的地位と生活意識の関連の強さが異なり、40歳代は30歳代や50歳代に比べて、両者の関係が最も希薄であることが予想される。したがって、以下の分析では、年齢コーホート別に、収入や世帯構成等と生活意識の関係を分析していく。

表2は、世帯主の年齢コーホート別に、生活意識の3カテゴリーによる可処分所得の平均額の違いを示したものである。一元配置分散分析を行った結果、全ての年齢コーホートにおいて、0.1%水準で有意差があり、「大変苦しい」と感じている世帯よりも「やや苦しい」と感じている世帯の方が、「やや苦しい」と感じている世帯よりも「普通、ゆとりがある」と感じている世帯の方が、所得額が高い。ただし、年齢が上がるのにつれて、カテゴリー間の差が大きくなっており、世帯主が30歳代以下の世帯では、「普通、ゆとりがある」と感じている層の平均が500万円以下であるのに対し、40歳代を超えると、「やや苦しい」と感じている層でも平均が550万円を超えている。

表2 世帯主の年齢コーホート別、可処分所得と生活意識の関係（単位：万円）

	普通、ゆとり がある	やや苦しい	大変苦しい	F
30歳代以下	485.9	406.7	328.4	53.47 ***
40歳代	706.7	555.1	440.4	95.857 ***
50歳代	787.1	566.4	437.8	163.263 ***

注1) \*\*\*は0.1%水準で有意であることを示している。  
注2) Scheffe検定の結果、全ての年齢コーホートにおいて、「大変苦しい」と回答した世帯主よりも「苦しい」と回答した人の方が有意に所得が高い。同様に、「苦しい」と回答した人よりも「普通、ゆとりがある」と回答した人の方が有意に所得が高い。

一方、相対的貧困と生活意識の関係についても、全ての年齢コーホートにおいて、貧困基準以下の層は生活が苦しいと感じている比率が高いのに対し、貧困基準以上の層は、生活にゆとりがある、あるいは普通であると感じている比率が高い（表3）。ただし、 $\chi^2$ 値を見ると、両者の関連は他の年代に比べて、40歳代が最も弱いことが分かる。また、貧困基準以上の層でも、30歳代以下の51.7%、40歳代の55.3%、50歳代の48.4%は、生活が苦しいと感じている一方で、貧困基準以下の層でも、30歳代以下の24.4%、40歳代の17.3%、50歳代の17.1%は、生活に苦しさをあまり感じていない。この点からも、所得や相対的地位だけでなく、世帯構成等の多くの要因が生活意識を規定していると予想される。

表3 年齢コーホート別、相対的貧困と生活意識の関係

		普通、ゆとりがある	やや苦しい	大変苦しい	N	$\chi^2$	
30歳代以下	貧困基準以上	48.3%	36.1%	15.6%	1369	110.084	***
	貧困基準以下	24.4%	32.6%	43.0%	258		
	合計	44.5%	35.5%	20.0%	1627		
40歳代	貧困基準以上	44.7%	35.6%	19.7%	1328	76.601	***
	貧困基準以下	17.3%	34.0%	48.7%	156		
	合計	41.8%	35.4%	22.8%	1484		
50歳代	貧困基準以上	51.6%	29.4%	19.1%	1716	128.459	***
	貧困基準以下	17.1%	34.6%	48.2%	228		
	合計	47.5%	30.0%	22.5%	1944		

注) \*\*\*は0.1%水準で有意であることを示している。

世帯構成に関して、婚姻状況や子供の有無、及び親との同居の有無と生活意識の関係を分析したものが表4である。婚姻状況や子供の有無は、全ての年齢コーホートにおいて、生活意識に有意な影響を及ぼしている。未婚世帯と既婚世帯の生活意識を比較すると、概ね後者よりも前者の方がやや生活が苦しいと考えているが、大きな違いは見られない。特に40歳代の「未婚子供なし」世帯で暮らしの状況が苦しいと感じている比率と、「既婚子供なし」で苦しいと感じている比率は、ほぼ同じである。ただし、結婚しているから生活が苦しくないのか、それとも苦しい生活状況だから結婚しない（できない）のかという因果関係は、断定できない。

婚姻状況以上に生活意識を大きく左右しているのは、子供の有無である。多くの先行研究で指摘されてきた知見と同様に、「未婚子供あり」世帯は、生活が苦しいと考えている世帯が非常に多い。30歳代以下の約8割、40歳代の約4分の3、50歳代の7割弱が暮らしの状況に苦しさを感じている。特に若いときに一人親で子供を育てていかなければならない状況に陥ることが、如何に困難であるかを改めて認識させられる結果と言えよう。また、既婚であっても、全ての年齢コーホートの6割前後は、生活が苦しいと感じている。このことから、子供にかかる養育費や教育費等の負担が、生活意識に強く影響していることが推察される。

一方で、親との同居は、親の仕事の有無に関わらず、全ての年齢コーホートにおいて、生活意識に有意な影響を及ぼしていない。世帯主の視点から見ると、親との同居が生活の質に対する評価にはプラスにもマイナスにも影響を与えていないことが分かる。

表 4 年齢コーホート別、世帯構成と生活意識の関係

【婚姻状況×子供の有無】							
		普通、ゆとりがある	やや苦しい	大変苦しい	N	$\chi^2$	
30歳代以下	未婚子供なし	51.3%	31.8%	16.9%	415	92.145	***
	未婚子供あり	18.5%	30.8%	50.8%	65		
	既婚子供なし	62.4%	25.8%	11.8%	229		
	既婚子供あり	38.8%	40.0%	21.2%	918		
	合計	44.5%	35.5%	20.0%	1627		
40歳代	未婚子供なし	46.3%	30.4%	23.4%	214	30.853	***
	未婚子供あり	24.1%	31.3%	44.6%	83		
	既婚子供なし	47.9%	35.9%	16.2%	117		
	既婚子供あり	41.6%	36.7%	21.7%	1070		
	合計	41.8%	35.4%	22.8%	1484		
50歳代	未婚子供なし	44.9%	27.7%	27.4%	274	40.316	***
	未婚子供あり	31.5%	33.6%	35.0%	143		
	既婚子供なし	56.2%	28.2%	15.6%	468		
	既婚子供あり	46.6%	30.9%	22.6%	1059		
	合計	47.5%	30.0%	22.5%	1944		
【親との同居】							
		普通、ゆとりがある	やや苦しい	大変苦しい	N	$\chi^2$	
30歳代以下	同居していない	44.8%	35.6%	19.6%	1512	3.304	
	同居している（仕事あり）	44.8%	29.9%	25.4%	67		
	同居している（仕事なし）	35.4%	41.7%	22.9%	48		
	合計	44.5%	35.5%	20.0%	1627		
40歳代	同居していない	41.5%	35.2%	23.3%	1178	0.876	
	同居している（仕事あり）	42.4%	36.7%	20.8%	245		
	同居している（仕事なし）	44.3%	34.4%	21.3%	61		
	合計	41.8%	35.4%	22.8%	1484		
50歳代	同居していない	47.0%	30.2%	22.7%	1535	2.871	
	同居している（仕事あり）	48.9%	30.2%	20.9%	368		
	同居している（仕事なし）	53.7%	19.5%	26.8%	41		
	合計	47.5%	30.0%	22.5%	1944		

注) \*\*\*は0.1%水準で有意であることを示している。

#### 4.2 生活意識の規定要因（順序ロジスティック回帰分析による検証）

以上見てきた所得や相対的貧困、世帯構成と生活意識との関連は、お互いの変数を統計的にコントロールしても確認されるのだろうか。ここでは、順序ロジスティック回帰分析を用いて、各変数を同時に投入し、且つ世帯に関するその他の変数や世帯主の属性等をコントロールしながら、真に生活意識を規定する要因を年齢コーホート別に明らかにする。被説明変数は、生活意識に関する5段階の順序尺度であり、係数がプラスであれば暮らしの状況にゆとりがあると感じていることを意味する。

説明変数は2段階に分けて投入する。まず第一段階では、「3-2」で言及した説明変数を投入する。他の変数をコントロールしても、世帯構成が生活意識に有意な影響を与えているかに加えて、可処分所得と相対的貧困ダミーを同時に投入したとき、どちらが生活意識をより強く規定しているかに注目する。第二段階では、第一段階の説明変数に加えて、相

対的貧困ダミーと世帯構成に関する変数（「婚姻状況×子供の有無」及び「親との同居の有無」）の交差項を投入し、これらの変数が生活意識に及ぼす主効果と交互作用効果を見る。主効果が有意な影響を及ぼしていれば、世帯構成に関わらず、相対的な地位が生活意識を規定していることを表し、交互作用効果が確認された場合は、ある特定の世帯において、より相対的な地位が生活意識に強く影響していることを意味する<sup>10</sup>。

表5は世帯主が30歳代以下の世帯、表6は40歳代の世帯、表7は50歳代の世帯の推定結果を示している。まずは30歳代以下の世帯の結果から確認していこう。モデル1を見ると、可処分所得額が高い世帯ほど暮らしの状況にゆとりがあると感じている。それに対して、相対的貧困ダミーは生活意識に有意な影響を及ぼしていない。つまり世帯主が30歳代以下の世帯では、社会の中における相対的な地位よりも収入の絶対額の高低が意識を規定している。また、世帯構成に関しては、「未婚子供なし」世帯に比べて、未婚既婚を問わず子供がいる世帯の方が、生活が苦しいと考えている。

モデル2で相対的貧困ダミーと世帯構成との交差項を投入すると、貧困ダミーと子供ありのプラスの交互作用効果が見られた。「既婚子供あり」の主効果が残存している点も考慮すると、世帯主が30歳代以下の世帯では、結婚し子供がいる世帯ほど暮らしの状況が苦しいと考えている傾向があるが、それは貧困層でより強いものであると解釈できる。また、貧困層に限り、「既婚子供なし」世帯も生活が苦しいと感じている。ただし、因果関係は特定できず、苦しい生活状況だからこそ、子供を作らない（作れない）のかもしれない。なお、親との同居に関しては、主効果、交互作用効果ともに、有意な関係は確認できない。

その他の変数に注目すると、当然の結果ではあるが、貯蓄額が少ないほど、また借金がある世帯ほど、生活が苦しいと感じている。また、世帯主個人の属性等に関しては、性別は有意な影響を及ぼしていないが、職業は生活意識を有意に規定している。世帯主が100人未満の常用雇用者である世帯に比べて、100人以上の企業や官公庁に勤めている世帯や自営の世帯の方が、生活にゆとりがあると考えている。同様に、世帯主がブルーカラーワーカーである世帯よりも専門・技術職に従事している世帯の方が、暮らしの状況に対して肯定的な感情を持っている。

次に、世帯主が40歳代の世帯の分析結果（表6）を見ると、30歳代以下の分析と同様に、モデル3、モデル4の両方において、可処分所得額が高いほど、生活にゆとりがあると感じている。その一方で、30歳代以下の分析と異なり、相対的貧困ダミーが生活意識に対してプラスの有意な影響を及ぼしている。つまり、所得額や世帯構成、世帯主の仕事等の条件が同じ場合、貧困基準以下の世帯の方が基準以上の世帯よりも、生活が苦しくないと考えている。



表 5 所得額，相対的貧困，世帯構成等が生活意識に及ぼす影響（30歳代以下：順序ロジスティック回帰分析）

	モデル1				モデル2			
	B	SE	Wald		B	SE	Wald	
τ=1	-1.222	0.115	112.428	***	-0.722	0.067	114.853	***
τ=2	0.699	0.112	39.088	***	0.415	0.066	39.469	***
τ=3	3.893	0.165	555.254	***	2.187	0.086	646.190	***
τ=4	6.312	0.397	252.772	***	3.204	0.153	440.591	***
調査年（2004年）	-0.155	0.099	2.416		-0.083	0.058	2.088	
世帯主性別（男性）	-0.136	0.188	0.523		-0.016	0.109	0.021	
世帯主雇用形態<雇用者（100人未満）>								
自営	0.370	0.167	4.886	*	0.241	0.098	6.057	*
雇用者（100～999人）	0.305	0.140	4.725	*	0.184	0.082	5.051	*
雇用者（1000人以上）	0.564	0.150	14.041	***	0.332	0.087	14.550	***
雇用者（官公庁）	0.711	0.187	14.531	***	0.395	0.106	13.755	***
契約	0.138	0.278	0.248		0.135	0.163	0.693	
無職	-0.083	0.495	0.028		-0.038	0.292	0.017	
その他	0.425	0.228	3.467		0.247	0.133	3.435	
世帯主職種<ブルーカラー>								
専門・技術	0.342	0.122	7.894	**	0.187	0.070	7.040	**
ホワイトカラー	0.197	0.117	2.848		0.113	0.068	2.789	
農林漁業	-1.198	0.621	3.722		-0.770	0.375	4.219	*
有業人数	-0.091	0.111	0.666		-0.072	0.065	1.247	
婚姻状況×子供の有無<未婚子供なし>								
未婚子供あり	-1.283	0.299	18.448	***	-0.428	0.240	3.177	
既婚子供なし	-0.220	0.194	1.281		-0.177	0.113	2.457	
既婚子供あり	-1.061	0.154	47.545	***	-0.644	0.089	52.732	***
親との同居<同居していない>								
同居している（仕事あり）	-0.527	0.315	2.790		-0.334	0.192	3.031	
同居している（仕事なし）	-0.350	0.260	1.814		-0.256	0.151	2.883	
要介護者の有無	-1.102	0.624	3.116		-0.648	0.369	3.081	
貯蓄額（対数値）	0.205	0.027	58.906	***	0.119	0.016	58.468	***
借金の有無	-0.453	0.106	18.183	***	-0.240	0.062	15.133	***
可処分所得額（対数値）	0.666	0.135	24.160	***	0.377	0.078	23.148	***
相対的貧困ダミー	-0.152	0.200	0.580		-0.121	0.120	1.008	
貧困×未婚子供あり					-0.956	0.350	7.462	**
貧困×既婚子供なし					-0.605	0.307	3.886	*
貧困×既婚子供あり					-0.526	0.182	8.341	**
貧困×両親同居（仕事あり）					-0.187	0.589	0.101	
貧困×両親同居（仕事なし）					-0.421	0.405	1.079	
N	1627				1627			
-2LL	3544.969				3541.875			
Nagelkerke R-square	0.232				0.233			

注) \*\*\*は0.1%、\*\*は1%、\*は5%水準で有意であることを示している。<>内はリファレンスグループ。

世帯構成に関しては、「未婚子供なし」世帯に比べて、他の世帯はすべて生活が苦しいと感じている傾向が見られる。子供がいる世帯に関しては、養育費や教育費の負担の大きさが意識に反映されていると考えられる。また、「既婚子供なし」世帯が暮らしの状況に悲観的な認識を持っている一つの可能性としては、因果関係が反対であり、生活が苦しいため、結婚はしていても子供を作るという判断には至らないという解釈が成り立つだろう。また、親との同居の効果は、仕事を持つ親との同居が生活意識に有意な影響を与えていないのに対して、仕事を持たない親と同居している世帯が同居していない世帯に比べて、生活が苦しいと感じている。ただし、モデル4で交差項を投入しても、これらの変数は生活意識に

表 6 所得額，相対的貧困，世帯構成等が生活意識に及ぼす影響（40 歳代：順序ロジスティック回帰分析）

	モデル3				モデル4			
	B	SE	Wald		B	SE	Wald	
τ=1	-1.360	0.131	107.016	***	-1.362	0.132	106.287	***
τ=2	0.541	0.127	18.285	***	0.541	0.127	18.110	***
τ=3	3.390	0.167	410.644	***	3.393	0.168	408.052	***
τ=4	5.607	0.343	267.959	***	5.608	0.343	267.903	***
調査年（2004年）	-0.172	0.105	2.713		-0.174	0.105	2.768	
世帯主性別（男性）	0.050	0.253	0.040		0.059	0.254	0.054	
世帯主雇用形態<雇用者（100人未満）>								
自営	0.244	0.152	2.572		0.248	0.153	2.652	
雇用者（100～999人）	0.162	0.159	1.039		0.166	0.159	1.091	
雇用者（1000人以上）	-0.121	0.161	0.565		-0.107	0.162	0.440	
雇用者（官公庁）	0.134	0.187	0.511		0.143	0.187	0.586	
契約	-0.230	0.403	0.325		-0.192	0.407	0.223	
無職	-0.630	0.423	2.220		-0.560	0.433	1.677	
その他	-0.138	0.270	0.263		-0.091	0.273	0.111	
世帯主職種<ブルーカラー>								
専門・技術	0.002	0.132	0.000		0.004	0.132	0.001	
ホワイトカラー	0.193	0.122	2.503		0.193	0.122	2.499	
農林漁業	-0.233	0.342	0.465		-0.290	0.348	0.697	
有業人数	-0.118	0.078	2.264		-0.114	0.078	2.125	
婚姻状況×子供の有無<未婚子供なし>								
未婚子供あり	-0.642	0.303	4.481	*	-0.661	0.324	4.156	*
既婚子供なし	-0.675	0.245	7.630	**	-0.711	0.257	7.666	**
既婚子供あり	-1.044	0.186	31.391	***	-1.059	0.187	31.983	***
親との同居<同居していない>								
同居している（仕事あり）	-0.221	0.280	0.622		-0.224	0.281	0.635	
同居している（仕事なし）	-0.303	0.145	4.345	*	-0.300	0.145	4.268	*
要介護者の有無	-0.451	0.362	1.550		-0.425	0.364	1.366	
貯蓄額（対数値）	0.234	0.028	69.956	***	0.232	0.028	68.570	***
借金の有無	-0.503	0.105	22.917	***	-0.502	0.105	22.766	***
転出者（学業）あり	-0.236	0.251	0.885		-0.234	0.251	0.870	
可処分所得額（対数値）	1.482	0.145	104.277	***	1.479	0.146	103.117	***
相対的貧困ダミー	0.842	0.240	12.288	***	0.888	0.254	12.206	***
貧困×未婚子供あり					0.502	0.603	0.693	
貧困×既婚子供なし					0.285	1.038	0.075	
貧困×既婚子供あり					0.667	0.451	2.191	
貧困×両親同居（仕事あり）					0.583	0.914	0.407	
貧困×両親同居（仕事なし）					0.107	0.460	0.055	
N	1484				1484			
-2LL	3310.351				3307.507			
Nagelkerke R-square	0.260				0.261			

注) \*\*\*は0.1%、\*\*は1%、\*は5%水準で有意であることを示している。<>内はリファレンスグループ。

有意な影響を及ぼしていないことから，貧困基準以下の特定の世帯において，より生活意識が低いといった傾向は見られない。

その他の変数に関しては，30歳代以下の分析と同様に，貯蓄額の少なさや借金がある世帯ほど生活状況が苦しいと考えているが，世帯主個人の性別や職業と生活意識との間に，統計的に有意な関係は見られない。

最後に，世帯主が50歳代の世帯の分析結果（表7）を確認すると，この年齢コーホートにおいても，可処分所得額が高い世帯ほど生活にゆとりがあると感じている。また，相対的貧困ダミーは，40歳代の分析と同様に，生活意識に有意なプラスの影響を及ぼしている。

表 7 所得額，相対的貧困，世帯構成等が生活意識に及ぼす影響（50 歳代：順序ロジスティック回帰分析）

	モデル5				モデル6			
	B	SE	Wald		B	SE	Wald	
$\tau = 1$	-1.390	0.109	161.208	***	-1.372	0.110	154.875	***
$\tau = 2$	0.355	0.104	11.604	**	0.377	0.105	12.829	***
$\tau = 3$	3.820	0.151	637.962	***	3.842	0.152	639.618	***
$\tau = 4$	6.407	0.374	293.765	***	6.431	0.374	295.421	***
調査年（2004年）	-0.414	0.096	18.758	***	-0.412	0.096	18.513	***
世帯主性別（男性）	0.102	0.191	0.285		0.127	0.192	0.437	
世帯主雇用形態<雇用者（100人未満）>								
自営	0.281	0.128	4.804	*	0.288	0.128	5.039	*
雇用者（100～999人）	0.164	0.146	1.260		0.167	0.147	1.305	
雇用者（1000人以上）	0.286	0.160	3.189		0.286	0.160	3.194	
雇用者（官公庁）	0.323	0.191	2.858		0.328	0.191	2.948	
契約	-0.176	0.326	0.291		-0.199	0.327	0.369	
無職	0.379	0.221	2.947		0.373	0.224	2.778	
その他	0.303	0.237	1.636		0.308	0.237	1.685	
世帯主職種<ブルーカラー>								
専門・技術	0.097	0.128	0.572		0.087	0.128	0.463	
ホワイトカラー	0.345	0.111	9.601	**	0.342	0.112	9.419	**
農林漁業	-0.391	0.272	2.061		-0.382	0.275	1.932	
有業人数	-0.082	0.060	1.843		-0.083	0.060	1.901	
婚姻状況×子供の有無<未婚子供なし>								
未婚子供あり	-1.289	0.225	32.737	***	-1.193	0.233	26.273	***
既婚子供なし	-0.682	0.186	13.490	***	-0.643	0.190	11.500	**
既婚子供あり	-1.566	0.197	63.471	***	-1.500	0.199	56.623	***
親との同居<同居していない>								
同居している（仕事あり）	0.011	0.329	0.001		-0.089	0.342	0.068	
同居している（仕事なし）	-0.249	0.125	3.974	*	-0.242	0.126	3.670	
要介護者の有無	-0.213	0.242	0.777		-0.208	0.242	0.737	
貯蓄額（対数値）	0.255	0.024	110.688	***	0.258	0.024	111.541	***
借金の有無	-0.562	0.094	35.595	***	-0.568	0.094	36.229	***
転出者（学業）あり	-0.667	0.187	12.652	***	-0.678	0.188	13.048	***
可処分所得額（対数値）	1.455	0.115	160.202	***	1.445	0.116	156.385	***
相対的貧困ダミー	0.832	0.208	16.038	***	0.695	0.229	9.221	**
貧困×未婚子供あり					-0.444	0.487	0.831	
貧困×既婚子供なし					-0.899	0.441	4.154	*
貧困×既婚子供あり					-0.441	0.366	1.454	
貧困×両親同居（仕事あり）					-1.468	1.308	1.259	
貧困×両親同居（仕事なし）					0.067	0.404	0.028	
N	1944				1944			
-2LL	4057.186				4051.451			
Nagelkerke R-square	0.325				0.327			

注）\*\*\*は0.1%、\*\*は1%、\*は5%水準で有意であることを示している。<>内はリファレンスグループ。

つまり，所得や世帯構成等の条件が同じだとすると，貧困基準以上の世帯の方が，生活が苦しいと感じている．また，世帯構成に関しても，「未婚子供なし」世帯に比べて，子供のいる世帯や既婚世帯の方が，生活が苦しいと認識している．40 歳代の分析結果と異なる点として，モデル6において，相対的貧困ダミーと「既婚子供なし」の交差項が有意な効果を持っていることが挙げられる．主効果が残存している点も踏まえると，「既婚子供なし」世帯は「未婚子供なし」世帯に比べて生活が苦しいと感じる傾向にあるが，貧困基準以下の世帯では，よりその意識が強いものと読み取れる．

貯蓄額や借金の有無が生活意識に与える影響は，30 歳代以下の分析や 40 歳代の分析と同様の傾向を示している．また，学業を理由とする転出者がいる世帯ほど，生活が苦しい

と感じている。これは教育費等の負担によるものと考えられる。世帯主の個人属性や職業を見ると、性別は有意な影響を及ぼしていないが、30歳代の分析と同様に、職業が生活意識を左右している。世帯主が100人未満の企業で勤めている世帯に比べて、自営の世帯は、生活にゆとりがあると感じている。同様に、世帯主がブルーカラー職に従事している世帯よりもホワイトカラー職に携わっている世帯の方が、暮らしの状況に対して肯定的な認識を持っている。

### 4.3 考察

以上の分析結果を整理すると、まず全ての年齢コーホートにおいて、可処分所得の絶対額が低いほど、暮らしの状況が苦しいと感じている。それに対して、相対的地位（貧困）は、年齢によって、生活意識に異なる影響を及ぼしている。世帯主が30歳代以下の世帯では、相対的貧困ダミーの主効果が見られない。30歳代以下の可処分所得額（表2）や相対的貧困（表3）と生活意識の関係をクロス集計レベルで見ても、この年代は所得の分散が小さく、貧困基準以下の世帯でも、約4分の1は生活が苦しいとは感じていない。つまり、自身の生活を他者と比較しても、期待する生活水準や実際の収入額にそれほど大きな差が無い場合、社会の中における相対的なポジションが意識に反映されていないものと考えられる。

一方、世帯構成に注目すると、子供のいる30歳代以下の世帯主は未婚子供なし世帯主に比べて、暮らしの状況に困難さを感じている。特に、相対的貧困ダミーと世帯構成の交差項が生活意識を有意に規定しており、子供がおり、且つ貧困基準以下の世帯は、有意に生活が苦しいと考えている。すなわち、子供を持つことが養育費等に要する生計費（期待水準）を飛躍的に押し上げているが、現状としてそれを十分に賄えるだけの収入を得ることが難しく、特に貧困基準以下の世帯において、その困難さが意識面に強く表れているものと推察される。

40歳代と50歳代の世帯では、所得額や世帯構成、世帯主の属性等を統計的にコントロールすると、相対的地位が高い貧困基準以上の世帯主ほど、生活が苦しいと感じている傾向が確認された。これは、世帯収入が同じ場合、相対的地位が高い人ほど、もともと期待している生活水準が高いため、自身の生活の質に対する評価が低いとする先行研究（Frey and Stutzer 2002; Ferrer-i-Carbonell 2005; Ravallion and Lokshin 2002）の知見と一致する。世帯主の年齢が40歳以上の世帯では、若年層の世帯よりも世帯収入額の分散が大きくなるため、自ずと期待水準からのギャップが大きくなる世帯の比率も高くなるだろう。そのため、収入の絶対額だけでなく、その収入が自身の期待水準を満たすものかどうかという点も意識に反映されているものと解釈される。

世帯構成に関しては、未婚子供なし世帯に比べて、子供のいる世帯や既婚世帯は、生活が苦しいと感じている。子供にかかる養育費や教育費等が生活費を圧迫し、それが意識に

影響しているのだろう。また、未婚子供なし世帯よりも既婚子供なし世帯の方が、暮らしに困窮している点に関しては、むしろ苦しい状況だからこそ、子供を作らない(作れない)ものと考えられる。50歳代の分析において、貧困基準以下の世帯で且つ既婚子供なし世帯は生活が苦しいと感じている点に関しても、同様の理由によるものと推察される。

その他の世帯に関する変数については、貯蓄額や借金の有無に加え、世帯主が40歳代と50歳代の世帯では、仕事を持たない親と同居しているケースにおいて、生活が苦しいと感じている傾向が見られた。しかし、仕事を持つ親との同居や世帯内の有業人数は、生活意識に有意な効果を及ぼしていない。つまり、世帯主の視点から見ると、親や配偶者等の就業が、生活の質に対する認識にプラスの効果を及ぼしていない。むしろ、生活意識を左右するのは、世帯主個人の職業である。特に30歳代以下の世帯において、世帯主が規模の大きな企業や官公庁で働いている世帯、そしてブルーカラー職よりも専門・技術職に携わっている世帯の方が、暮らしの状況に対して肯定的な認識を持っている。Clark and Oswald (1994)では失業者の生活満足度が低く、Ravallion and Lokshin (2002)では管理職が自身の暮らしぶりをリッチだと考える傾向があることを明らかにしているが、本稿の結果は、それらと一部で一致するものと言えよう。これらの結果は、世帯収入や相対的地位等をコントロールしても確認されていることから、世帯主がそれらの企業や職種で働いていることによって得られる所得以外の要因、例えば企業の安定性や充実した福利厚生等が、生活意識にプラスの影響を及ぼしていることが示唆される。

## 5 分析結果のまとめ、今後の課題

本稿では2001年と2004年の『国民生活基礎調査』匿名データを用い、世帯レベルの生活意識の規定要因について、世帯主の年齢コーホート別に明らかにした。特に、所得の絶対額と相対的貧困、世帯構成が生活意識に及ぼす影響を中心に分析した。主な結果は、次の通りである。

第一に、所得の絶対額は全ての年齢コーホートにおいて、生活意識に影響している。一方で、相対的地位(貧困)は、世帯主が40歳代と50歳代の世帯のみ、生活意識に有意な効果を与えており、30歳代の世帯では有意な関連が見られない。これまで日本以外の国のデータで行われてきた研究と異なり、我が国では全体的に見て、相対的地位よりも所得の絶対額の方が生活意識に強く作用している。ただし同時に、世帯主が40歳代と50歳代の世帯では、所得額や世帯構成等をコントロールすると、貧困基準以上の世帯の方が、暮らしの状況に対して否定的な認識を持っている。これらの年代では、若年層世帯よりも世帯収入額の分散、及び期待する所得水準からの格差が大きいが、貧困基準以下の世帯ではそもそもの期待水準が低いため、実際の所得額とのギャップが生まれにくいのかもかもしれない。それに対して、貧困基準以上の世帯では、高い期待水準を満たすような所得を得るのが難

しい現状を示しているものと捉えられる。

第二に、世帯構成に関しては、全ての年齢コーホートにおいて、子供の存在が、暮らしの状況に対する否定的な感情へと結びついている。おそらく子供にかかる養育費や教育費等の負担が意識に反映されたためだと考えられる。世帯主が30歳代以下の世帯では、貧困基準以下の世帯において特に大きな負担感が確認されたが、40歳代と50歳代では、貧困層か否かに関わらず、すべての世帯でこのような傾向が確認された。子供にかかる教育費等が大きな負担になっていると言ってしまうと、ある意味これは当然のことに思われる。しかし、世帯収入や世帯内の有業人数をコントロールしても、これらの結果が強く表れている点を考慮すると、収入の伸びの鈍化に反して下がらない教育負担が、昨今の生活意識の悪化の主要因になっていることを示唆している。そのため、政策的には収入の向上策にも増して、養育費や教育費負担の削減策が急務であると言えよう。

第三に、世帯主が30歳代以下の世帯と50歳代の世帯において、世帯主個人の職業が生活意識を有意に規定している。世帯主が規模の大きな企業や官公庁で働いている世帯、そしてブルーカラー職よりも専門・技術職やホワイトカラー職で働いている世帯の方が、暮らしにゆとりがあると感じている。世帯主がそのような企業や職種で働いていることによって得られる所得以外の要因が、生活意識にプラスの影響を及ぼしているものと推察される。

最後に残された研究課題について述べる。本稿では、国民生活基礎調査の匿名データを使用しているため、いくつかの重要な変数が欠けている。一つは地域に関する変数である。これは、地域ごとに異なる特徴を考慮に入れるのみならず、貧困基準の設定にも関わってくる。自身の生活の期待水準がどのようなコミュニティの中で決定されるかについては、様々な議論があるが、地域がその重要な一基準であることは論を待たない。本稿では日本全体の相対的貧困基準を用いたが、今後は地域の違いを反映した基準を使用し分析する必要がある。また、データの制約上、世帯収入のみを使用しているが、個人の収入の違いが生活意識に及ぼす影響も検討しなければならない。その他にも、この調査では各世帯構成員の生活意識や学歴が尋ねられていないため、異なるデータを用い、個人の生活意識の規定要因や学歴の影響を分析する必要があるだろう。さらに、生活の質に対する認識には、他者と比べたときの調査時点での相対的地位以外に、過去の自分自身と比べたときの収入の増減が反映されると言われている (Ravallion and Lokshin 2002)。この点を含む分析を行うには、パネルデータもしくは回顧データを使用しなければならない。

## [注]

- 1) ここで挙げている研究は、世帯や世帯主に注目した貧困研究である。それに対して、個人に焦点を当て、貧困リスクに陥りやすい層の特徴や貧困に至るメカニズムを分析した研究として、橋本（2008）、渡邊（2011）、森山（2012）が挙げられる。
- 2) 収入の低い世帯が、自身の生活に対して、必ずしもマイナスの感情を持っているわけではないことをマクロレベルの分析から明らかにした先駆的な研究として、Easterlin（1974）の「幸福のパラドックス」研究が挙げられる。同様の知見は、日本のデータにおいても確認されている（Easterlin 2001, 色川 1999）。また、ミクロレベルにおいても、後に言及する Clark and Oswald（1994）、Frey and Stutzer（2002）、Ferrer-i-Carbonell（2005）などで同様の傾向が確認されている。
- 3) 該当する指標としては、Social Weather Station in the Philippines（Mangahas 1995）や Eurobarometer（Riffault 1991）が挙げられる。前者は「貧困である」、「ボーダーライン」、「貧困ではない」の3段階尺度、後者は貧困カリッチかを尋ねた7段階尺度である。
- 4) 国民生活基礎調査では、生活意識を所得票で尋ねている。所得票は、各世帯に対して1枚のみが配布・回収されているため、世帯構成員全員の生活意識は分からない。また、世帯員が記入したものを後日調査員が回収する留置調査方式が採られているため、この質問項目に対して、世帯の中の誰が回答したかは不明である。
- 5) 『国民生活基礎調査』匿名データは、世帯総所得の上限が2200万円で打ち切られており、それ以上の場合でも全て「2200万円」とコードされている。
- 6) 名目貧困値は、各年の可処分所得分布の中央値（2001年は274万円、2004年は260万円）の50%の値である。このように、家族構成人数の平方根を調整尺度とし、貧困基準を設定する方法は、等価方式と呼ばれている。
- 7) 世帯総所得と同様に、貯蓄額も9000万円で打ち切られており、それ以上の額でも「9000万円」とコードされている。
- 8) 仕事の有無や雇用形態、職種が不詳の回答者、企業規模が不詳の常用雇用者、分類不能の職業に就いているケースは、全ての分析から除外している。
- 9) 本稿における職種の分類の仕方とSSM職業大分類は厳密に一致しているわけではない。SSM職業大分類では、「管理・事務・販売」を「ホワイトカラー」、「熟練・半熟練・非熟練」を「ブルーカラー」としているが、前者の「販売職」の中には販売サービス職が含まれている。そのため、国民生活基礎調査における「サービス職業従事者」の中には、SSM職業大分類における「ホワイトカラー」と「ブルーカラー」が混在している。
- 10) 多重共線性を回避するため、全ての説明変数は中心化処理を行ったものをモデルに投入している。また、30歳代以下の分析のみ、「学業を理由とする転出者」がいる世帯が極めて少なく、分析に投入すると係数に異常値が見られた。よって、この変数は分析から除外している。

## 【謝辞】

本稿の分析にあたり、厚生労働省から『国民生活基礎調査』の匿名データの提供を受けました。匿名データを利用して得られた本稿の全ての分析結果は、『国民生活基礎調査』匿名データを基に筆者が独自に作成・加工した統計等であり、厚生労働省が作成・公表しているものとは異なります。また、論文の作成段階において、境家史郎先生（東京大学）、高原正之氏（（独）労働政策研究・研修機構）、及び二次分析研究会参加者の皆様から貴重なコメントを頂きました。ここに記して、感謝の意を表します。

## 【参考文献】

- Alesina, Alberto, Rafael Di Tella and Robert MacCulloch,, 2004, “ Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different?,” *Journal of Public Economics*, 88: 2009-2042.
- Blanchflower, David G. and Andrew J. Oswald, 2007, "Is Well-being U-shaped Over the Life Cycle?," *Social Science & Medicine*, 66(8): 1733-1749 .
- Clark, Andrew E. and Andrew J. Oswald, 1994, "Unhappiness and Unemployment," *Economic Journal*, 104: 648-659.
- Easterlin, Richard A., 1974, “Does Economic Growth Improve the Human Lot?: Some Empirical Evidence,” Paul David A. and Melvin W. Reder eds., *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramowitz*, New York: Academic Press, 89-125.
- , 2001, "Income and Happiness: Towards a Unified Theory," *Economic Journal*, 111: 465-484.
- Ferrer-i-Carbonell, Ada, 2005, “Income and Well-being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect,” *Journal of Public Economics*, 89: 997-1019.
- Ferrer-i-Carbonell, Ada and John M. Gowdy, 2007, "Environmental Degradation and Happiness," *Ecological Economics*, 60(3): 509-516.
- Frey, Bruno S. and Alois Stutzer, 2000, "Happiness, Economy and Institutions," *The Economic Journal*, 110: 918-938.
- , 2002, "What can Economists Learn from Happiness Research?," *Journal of Economic Literature*, 40(2): 402-435.
- Haller, Max and Markus Hadler, 2006, “How Social Relations and Structures can Produce Happiness and Unhappiness: An International Comparative Analysis,” *Social indicators research*, 75: 169-216.
- Hansen, Thomas and Britt Slagsvold, 2012, "The Age and Subjective Well-being Paradox Revisited: A Multidimensional Perspective," *Norsk Epidemiologi*, 22(2): 187-195.
- 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。
- 橋本健二, 2008, 「現代日本の階級構造—階級間格差の拡大と階級所属の固定化—」高田洋編『2005年SSM調査シリーズ2 階層・階級構造と地位達成』2005年SSM調査研究会, 47-65.



- Helliwell, John F., 2003, "How's Life?: Combining Individual and National Variables to Explain Subjective Well-being," *Economic Modelling*, 20: 331-360.
- 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.
- 石井加代子・山田篤祐, 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」, 樋口美雄・瀬古美喜編『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, 101-129.
- 岩田正美・濱本知寿香, 2004, 「デフレ不況下の『貧困の経験』」 樋口美雄・大田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 203-233.
- Kingdon, Geeta G. and John Knight, 2006, "Subjective Well-being Poverty versus Income Poverty and Capabilities Poverty?," *Journal of Development Studies*, 42(7): 1199-1224.
- Mangahas, Mahar, 1995, "Self-rated Poverty in the Philippines, 1981–1992," *International Journal of Public Opinion Research*, 7(1): 40-55.
- Marks, Nadine F., James D. Lambert and Heejeong Choi, 2002, "Transitions to Caregiving, Gender, and Psychological Well-Being: A Prospective U.S. National Study," *Journal of Marriage and Family*, 64: 657-667.
- 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.
- 西村幸満, 2010, 「世帯収入による貧困測定を試み—1999～2005年の貧困率と世帯主の特徴との関連について」『季刊社会保障研究』 46(2): 127-138.
- Ravallion, Martin and Michael Lokshin, 2002, "Self-rated Economic Welfare in Russia," *European Economic Review*, 46(8): 1453-1473 .
- Riffault, Helen, 1991, "How Poverty is Perceived," Karlheinz Reif and Ronald Inglehart eds., *Eurobarometer: The Dynamics of European Public Opinion*, London: MacmillanPress: 349-354.
- 橘木俊詔・浦川邦夫, 2006, 『日本の貧困研究』東京大学出版会.
- 渡邊勉, 2011, 「貧困と職業キャリア」佐藤嘉倫編『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— 第一分冊 社会階層・社会移動』『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— 研究会, 223-242.

# 同居家族が若年者の生活水準に与える影響

——全国消費実態調査を用いて——

脇田彩

(首都大学東京大学院)

平成 16 年全国消費実態調査の匿名データを用いて、同居家族の状況による若年者の生活水準の差と、不安定な就業状況にある若年者の生活水準を分析した。

男女別に若年者を含む世帯を分析した結果、次の 2 点が明らかとなった。第一に、同居家族の状況は男女若年者の生活水準に大きな影響を持っているが、所得から見ると、若年者が定位家族と同居することの経済的利点は、定位家族の各成員がフルタイム等で就業している場合に明確である。ただし、定位家族と同居している場合、貯蓄や耐久消費財に余裕があるため、所得には表れない同居の経済的利点がある可能性も示唆された。

第二に、無職やパートタイムの若年者の生活水準は、定位家族に頼れる状況である場合、そうでない場合のフルタイム就業者等と比べて低くはない。ただし、不安定な就業状況にある若年者の生活水準は、同居家族に頼れない状況では悪く、将来的に悪化していく兆しも見られる。

## 1 背景

非典型雇用の増加などに示されるように、若年者の労働環境が悪化している現在、若年者の生活水準に対する同居家族の影響は大きい。本稿の目的は、平成 16 年全国消費実態調査匿名データを用いて、若年者の生活水準と同居家族の状況との関連を見定め、若年者が定位家族と同居することの経済的意義を明らかにすることである。

上記の目的のために、本稿では、若年者の就業状況・性別を考慮した上で、家族の状況による若年者の生活水準の差を見極めたい。親同居の若年者が離家しない理由として経済的要因が多く挙げられる（内閣府 2003）ことなどから、親同居の経済的利点が多いことは明らかである。また、未婚化・少子化の原因としてもいわゆる山田昌弘（1999）に代表される「パラサイト・シングル仮説」が唱えられて久しいように、定位家族の状況は未婚化の進展や若年者の将来不安にも大きく関わっていると考えられる。しかし、実際のところ、親をはじめとする家族との同居は、若年者の生活水準に対してどれほど影響しているのだろうか。たとえば同居する親が無職であっても、若年者の生活水準は同居によって引き上げられるのだろうか。本稿ではこの単純な疑問に、家計の状況をよく捉えたデータである全国消費実態調査匿名データを用いて、取り組みたい。

さらに、本稿はとくに、非典型雇用や無業など、不安定な就業状況にある若年者に着目したい。彼／女らは、いわゆるフリーター・ニートとして取り上げられる者と重なる。ただし、後述するように、本稿では 20 歳から 34 歳で「パート」として働いている男女と、

20歳から34歳までの無職の男女を取り上げているものの、これらの男女はいわゆるフリーターやニートとは少し異なる。フリーターは、15から34歳までの、学生でも主婦でもなく、パートタイマーやアルバイトとして就業している者である、とされることが多い(小杉 2003)。ニートは、同じく15歳から34歳という若年層で、就労しておらず、求職活動をしておらず、職業訓練を受けておらず、学生でも主婦でもない者とされることが多い(玄田・曲沼 2004)。

こうした非典型雇用や無業の若年者については、早くから、その出身階層や学歴は比較的低いとされている(太郎丸編 2006など)。また、生活水準についても、たとえばニートの含まれる世帯は、相対的に見て経済的に豊かではないと指摘されてきた(内閣府 2005)。本稿で取り扱う平成16年全国消費実態調査と実施年が近い、内閣府の「若年層の意識実態調査」(2003年)の結果からは、親同居未婚者のいる世帯は必ずしも所得が多いとは言えないことが指摘されている(内閣府 2003)。他方で、彼/女らが生活できるのは同居する親に経済的余裕があるからであり、定住家族が豊かであるために若年者が非典型雇用や無業にとどまることが可能になっている、とする主張も根強い。若年無業者が「ニート」という言葉で取り上げられ始めた際も、研究者による初期の紹介ではそれほど強調されなかった点であるにもかかわらず(玄田・曲沼 2004)、ニートの親世代の経済的余裕が背景にあると言われることが多かった。世帯を単位として考えると、無職や非典型雇用で働く者の本人所得は低いから、当然、その世帯の生活水準は彼/女らがいることによって低くなる。しかし、実際にどのくらい、彼/女らの暮らし向きは、いわゆる正社員の若年者を含む世帯と異なるのだろうか。本稿は非典型雇用で働いている、あるいは無業である若年者を含む世帯の生活水準がどの程度なのか、その現状を明らかにしたい。

## 2 データと変数

### 2.1 データ

分析に使用するデータは、平成16年全国消費実態調査(2004年)匿名データのうち、2人以上の世帯データである<sup>1)</sup>。本データは1ケースが1世帯を表す、世帯単位のデータであり、世帯人員の情報等がわかる世帯票<sup>2)</sup>、3ヶ月分の家計簿、耐久財等調査票、そして年収・貯蓄等調査票によって構成される。世帯票と最低1ヶ月の家計簿が揃っているケースのみ、匿名データとして提供されている。各世帯の収入・支出・財産について、非常に詳しい情報を持っており、標本規模が大きいという特長があるため、生活水準の分析に適していると考えられる。2人以上の世帯データのケース数は43,861であるが、ここから若年者(20-34歳)を含む世帯のみを取り出して、分析を行うこととした。

若年者は各ケース(世帯)に様々な続柄で入っており、主に(1)世帯主の若年者、(2)世帯主の配偶者である若年者、(3)世帯主の子どもである若年者が、世帯単位のデータに含まれている。ここで問題となるのは、1つの世帯に複数の若年者が含まれる場合である。世帯

主夫妻がともに若年である時は、(1)世帯主の若年者と(2)世帯主の配偶者である若年者が1つのケースに含まれる。また、(3)世帯主の子どもである若年者が複数含まれている世帯もある。前者に関しては、世帯主とその配偶者は必ず性別が異なるため、男女別に若年者を含む世帯のみのデータを構成し、分析することとした。また、後者については、同性の若年者が(3)世帯主の子どもとして複数含まれているときは、最も年長の者が含まれる世帯として分析することにした。(1)世帯主または(2)その配偶者である若年者と、(3)世帯主の子どもである若年者がともに含まれているケースは非常に少ないが(合計3ケース)、(3)世帯主の子どもとして若年者が含まれている世帯として扱う。

このように、(1)世帯主、(2)世帯主の配偶者または(3)世帯主の子どもである若年男性を含む世帯のデータセット(若年男性データセット、9,226 ケース)と、(1)世帯主、(2)世帯主の配偶者または(3)世帯主の子どもである若年女性を含む世帯のデータセット(若年女性データセット、10,486 ケース)をそれぞれ構成し、別々に分析を行うこととした。若年男性データセットと若年女性データセットのどちらにも含まれているケース(世帯)はあるが、1つのデータセットに同一の世帯が含まれることはないようにした。前述のように、1つの世帯に同性の若年の子どもが複数いる場合は、最年長の子どもをその世帯に含まれている若年者本人であると考えた。

## 2.2 変数

生活水準を示す従属変数としては、世帯の等価所得と等価消費を用いた。2つの変数は、それぞれ年間収入と消費支出(月額)を使用し、世帯人員の1/2乗で除して作成している。また、生活水準を推し量るために、世帯の貯蓄現在高と所有する耐久消費財の品目数も参考にした。これら生活水準を示す変数はすべて世帯を単位としている。世帯内に勢力関係があることから、階層的地位については世帯員間の異質性を考慮すべきとの指摘もある(白波瀬 2005: 45)が、本稿は世帯員全員が同じ生活水準を共有していることを前提として分析を行っている。

独立変数としては、若年者の就業状況および家族の状況を考慮した。若年者の就業状況を表す変数は、「就業・非就業の別」「企業区分」「企業規模」の各質問項目を用いて作成した。従業上の地位によって測定する。従業上の地位は、フルタイム・パートタイム・自営・無職の4つとした。ただし、全国消費実態調査は、現在非典型雇用として取り上げられている多様な雇用形態を区別していない。そのため、「就業・非就業の別」において、「就業」および「うちパート」をともに選択した者をパートタイム、「就業」のみを選択した者をフルタイムであるとみなした。そのため、本稿の分析におけるパートタイムには、多様な非典型雇用が含まれていない可能性が高い<sup>3)</sup>。

家族の状況を表す変数としては、主に同居家族(父、母、きょうだい、配偶者)の有無、同居家族の就業状況、持ち家の有無を扱った。分析に用いた変数の記述統計は、以下の表

1 に示す通りである。

表 1 各変数の記述統計

	男性 (N=9226)		女性 (N=10486)	
	平均値	標準 偏差	平均値	標準 偏差
等価所得 (年額, 単位: 万円)	375.37	204.11	371.49	204.79
等価消費 (月額, 単位: 円)	171918.52	109090.47	169300.09	104727.85
パートタイム	0.0352	0.1844	0.1408	0.3478
自営業者	0.0362	0.1868	0.0138	0.1168
無職	0.1086	0.3112	0.3933	0.4885
学生	0.0675	0.2510	0.0453	0.2080
フルタイム配偶者	0.0848	0.2785	0.4493	0.4974
パートタイム配偶者	0.0712	0.2572	0.0024	0.0488
自営配偶者	0.0068	0.0824	0.0340	0.1814
無職配偶者	0.2510	0.4336	0.0048	0.0689
フルタイム父親	0.3162	0.4650	0.2856	0.4517
パートタイム父親	0.0132	0.1142	0.0100	0.0996
自営父親	0.1122	0.3156	0.0876	0.2828
無職父親	0.0831	0.2761	0.0671	0.2503
フルタイム母親	0.1757	0.3806	0.1449	0.3520
パートタイム母親	0.1437	0.3508	0.1256	0.3314
自営母親	0.0284	0.1661	0.0240	0.1532
0-4 歳子どもあり	0.2856	0.4517	0.3374	0.4729
5-9 歳子どもあり	0.1185	0.3232	0.1803	0.3845
10-24 歳子どもあり	0.0167	0.1281	0.0339	0.1809
フルタイムきょうだいあり	0.1397	0.3467	0.1226	0.3280
パートタイムきょうだいあり	0.0267	0.1611	0.0167	0.1281
自営きょうだいあり	0.0027	0.0520	0.0023	0.0478
無職きょうだいあり	0.0537	0.2253	0.0500	0.2179
持ち家あり	0.6600	0.4720	0.6400	0.4790
20-24 歳	0.2457	0.4305	0.2385	0.4262
25-29 歳	0.3177	0.4656	0.3203	0.4666

若年女性データセットおよび若年男性データセットに含まれ、本稿で分析の対象となる若年者について、その従業上の地位を図 1 に示した。

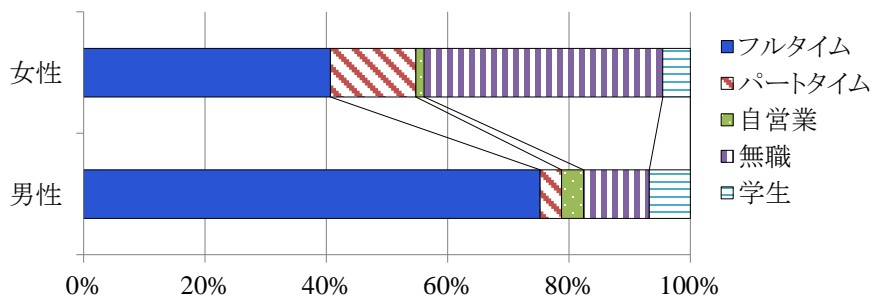


図1 若年男性データセットおよび若年女性データセットを構成する若年者（20-34歳）の従業上の地位

図1に示されているように、若年女性データセットでも、「パートタイム」の割合が比較的小さい。これは、質問票において「うちパート」を選択した者を「パートタイム」とみなしたという、狭い定義のためと考えられる。本稿の分析におけるフルタイムには、おそらく非典型雇用の若年者もかなり含まれていることに注意したい。

次に、分析対象である若年者男女の家族の状況について、概要を示したい。図2は、若年女性データセットおよび若年男性データセットに含まれる若年者の、同居家族の構成である<sup>4)</sup>。

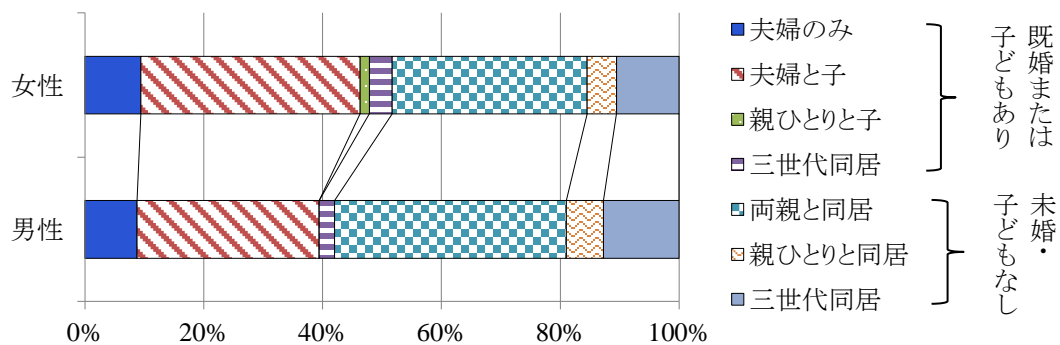


図2 若年男性データセットおよび若年女性データセットを構成する若年者（20-34歳）の同居家族の状況

家族形態は、まず、分析対象となる若年者から見て、既婚または子どもありという、既に配偶家族を形成している者と、未婚かつ子どもなしという、単独家族とともに生活している者に分けた。その上で、他の世帯成員の有無によって合計7つに分類した。これによると、本稿で用いるデータセットにおいては、若年男性の約40%、若年女性の約50%が自分の配偶家族を形成している。

以下の分析においては最初に、若年者の従業上の地位および同居家族の状況別に、各従属変数の平均値を算出した。次に、各従属変数に対する回帰分析を行い、若年者の従業上の地位および同居家族の状況と生活水準との関連を、より詳細に検討した。

### 3 分析(1)—平均値の比較

ここでは、まず、本人の従業上の地位と家族の状況ごとの等価所得および等価消費の平均値をまとめることで、分析に用いたデータの概要を示す。次に、その従業上の地位と同居家族の状況との組み合わせによって、どのように平均値が異なるのかを示す。平均値の算出にあたっては、匿名データに付与された集計用乗率を利用した。結果を示した各図において、乗率を使用しない場合に100ケース以下であるという、ケース数の少ないカテゴリーについては、結果を表示していない。

若年者本人の従業上の地位別の、等価所得および等価消費の平均値を、図3と図4にそれぞれ示した。

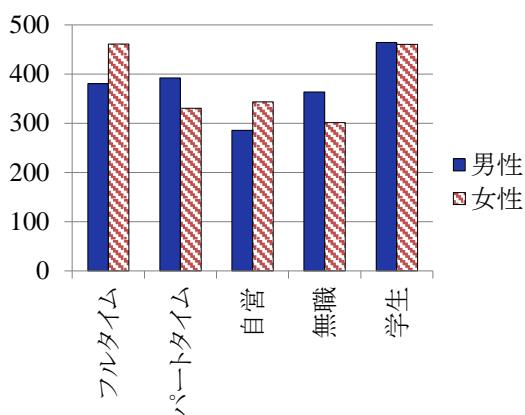


図3 本人の従業上の地位別平均等価所得 (単位：万円)

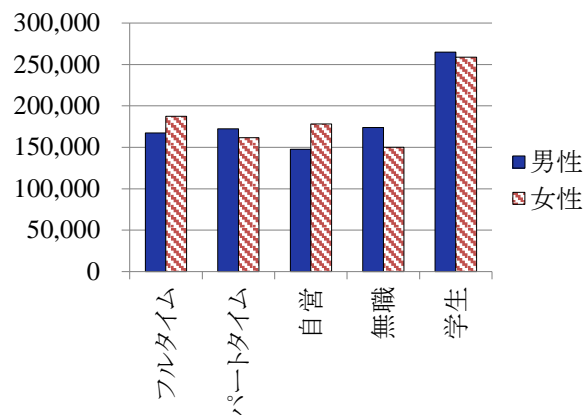


図4 本人の従業上の地位別平均等価消費 (単位：円)

学生を別とすると、やはり無職の若年者を含む世帯は、就業している若年者を含む世帯と比べれば、等価所得が低い傾向にあると言えよう。この傾向は女性に特に顕著である。等価消費については、女性においてパートタイムや無職の若年者を含む世帯で低いが、男性ではそうした傾向が見られない。

図5および図6では、同居する父親の従業上の地位別に、等価所得と等価消費の平均値を示した。

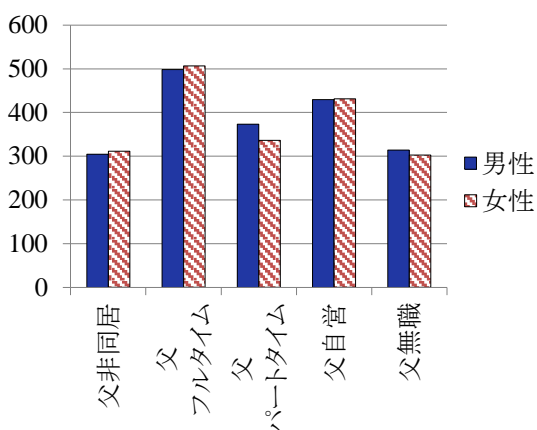


図5 父親の従業上の地位別平均等価所得 (単位：万円)

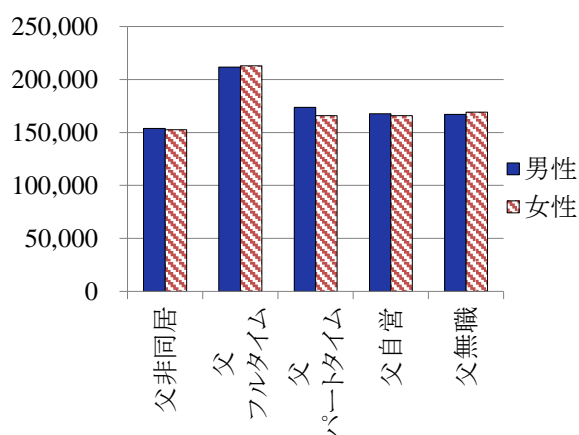


図6 父親の従業上の地位別平均等価消費 (単位：円)

就業している父親と同居している男女若年者を含む世帯は、父親と同居していない若年者を含む世帯よりも等価所得が高い。父親がフルタイムで就業している場合には、等価消費も高い傾向にある。

図7と図8は、同居している母親の従業上の地位別の、等価所得と等価消費の平均値である。

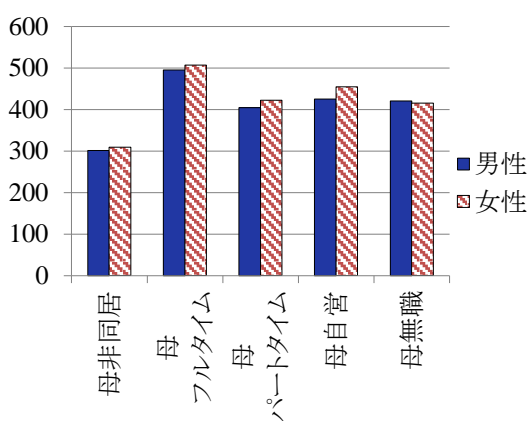


図7 母親の従業上の地位別平均等価所得 (単位：万円)

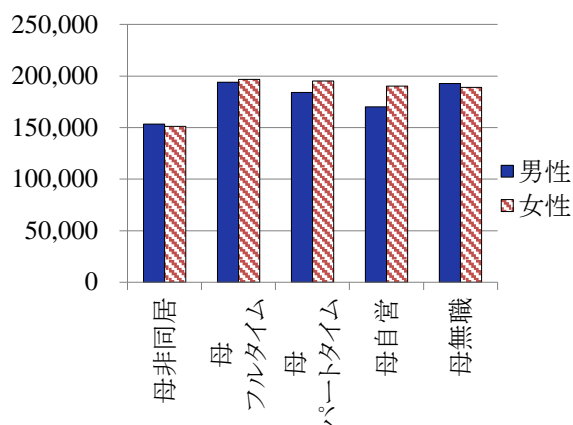


図8 母親の従業上の地位別平均等価消費 (単位：円)

母親と同居していない若年者と比べて、母親と同居している若年者の世帯は等価所得、等価消費ともに高い。母親がフルタイムで就業している場合は、とくに等価所得が高い。

図9と図10には、配偶者の就業状況別の等価所得と等価消費を示した。



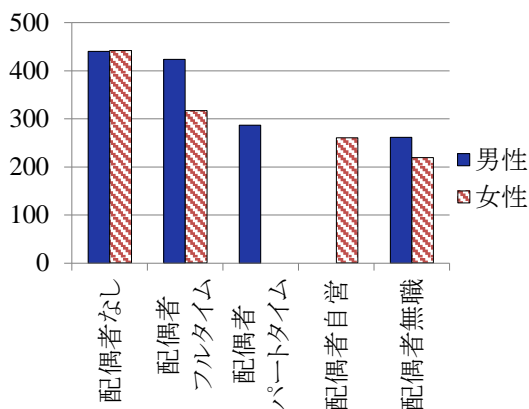


図9 配偶者の従業の地位別  
平均等価所得 (単位：万円)

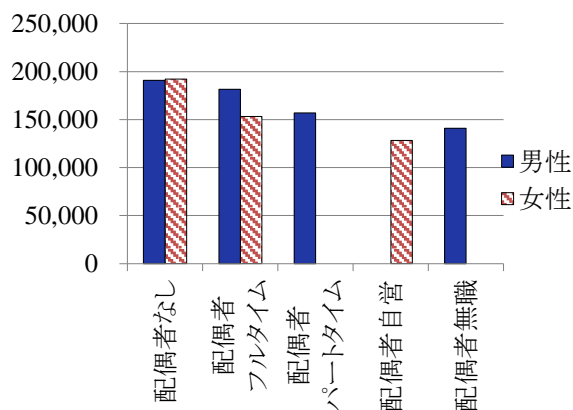


図10 配偶者の従業上の地位別  
平均等価消費 (単位：円)

等価所得、等価消費ともに、配偶者がいない若年者を含む世帯の方が高い傾向にあり、配偶者の従業上の地位による差も見られる。

ここまで、配偶家族を既に形成している若年者よりも、そうでない若年者の方が経済的に豊かであるという傾向が見られた<sup>5)</sup>。そのため、次に、家族の状況と本人の従業上の地位とを組み合わせ、生活水準を比較してみたい。図11および図12は、世帯主別・従業上の地位別の等価所得および等価消費である。

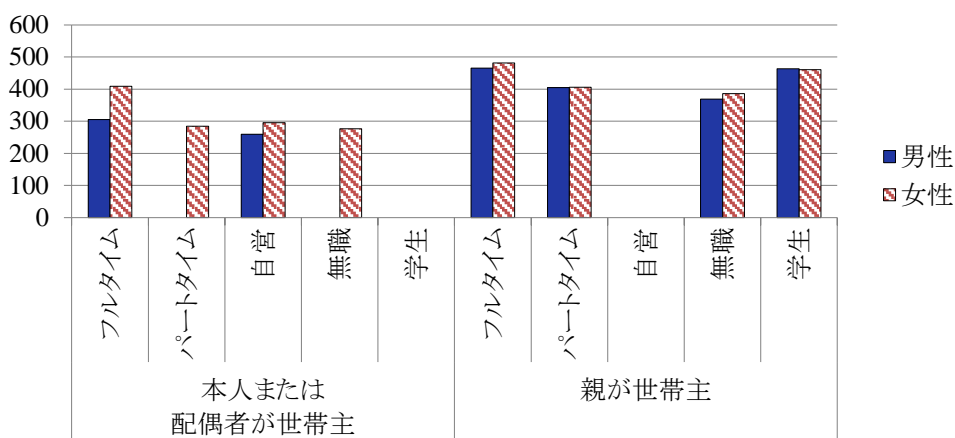


図11 世帯主別 本人従業上の地位別 平均等価所得 (単位：万円)

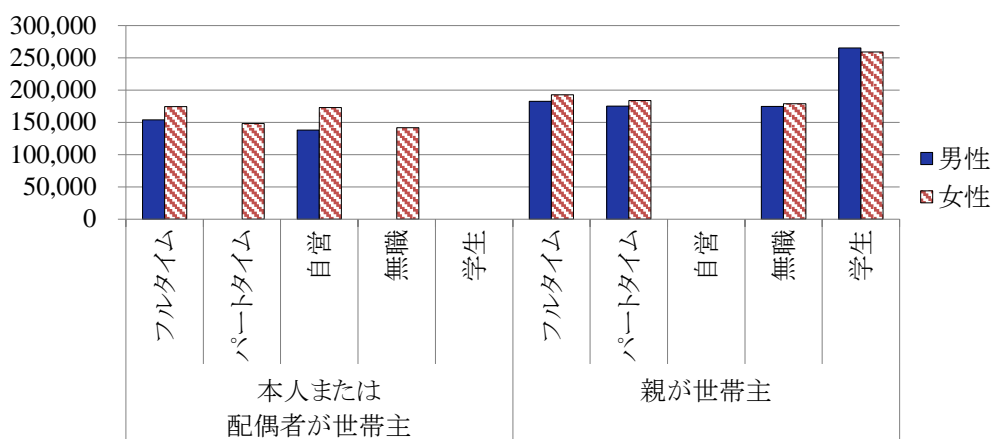


図12 世帯主別 本人従業上の地位別 平均等価消費 (単位:円)

図11を見ると,男女とも,本人または配偶者が世帯主の場合よりも親が世帯主の場合に,そして従業上の地位がフルタイムである場合に,等価所得は高いことが分かる.さらに,親が世帯主である世帯の無職若年者に注目すると,同じく親が世帯主である世帯のフルタイムやパートタイム,学生の若年者よりは等価所得が低いものの,若年者本人や配偶者が世帯主である場合より等価所得が高い傾向にある.等価消費については,等価所得の場合ほど,本人の従業上の地位による差は表れてない.

図5および図6に示されたように,父親の就業状況によっても生活水準が異なるため,図13と図14では父親の従業上の地位と本人の従業上の地位との組み合わせによって,等価所得と等価消費を比較した.

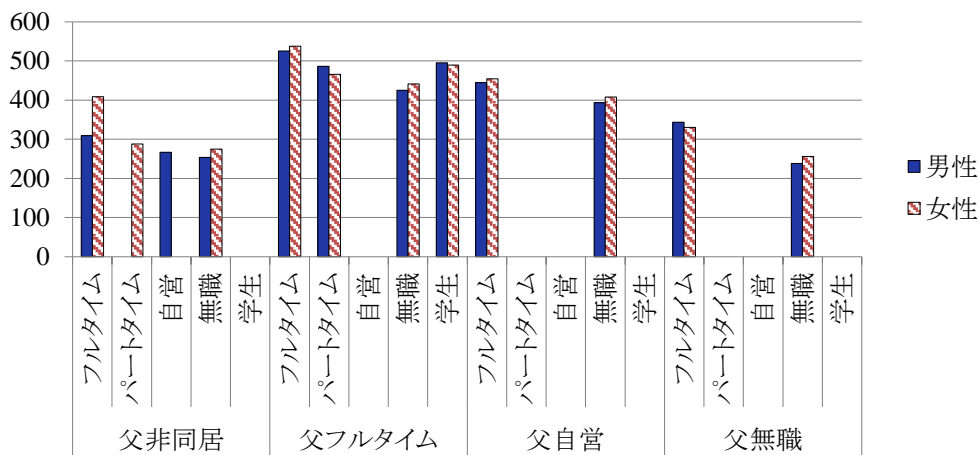


図13 父親・本人の従業上の地位別 平均等価所得 (単位:万円)

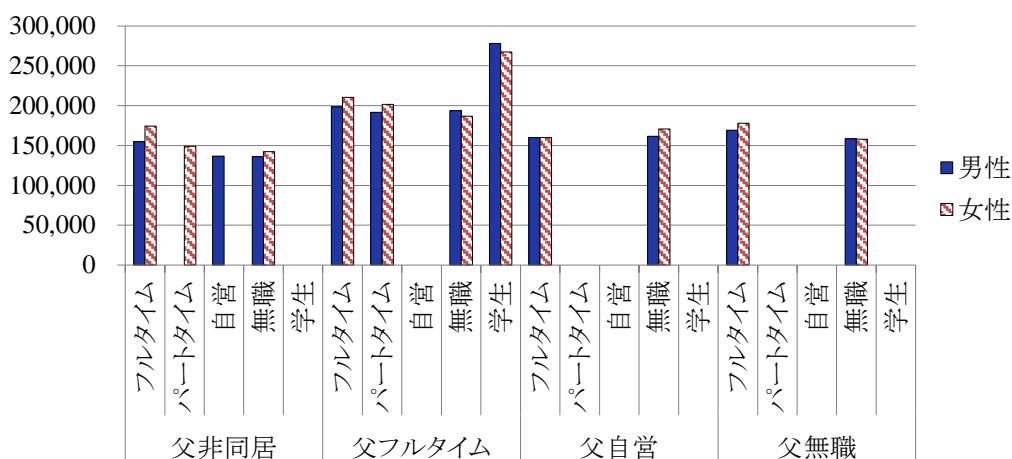


図14 父親・本人の従業上の地位別 平均等価消費（単位：円）

父親の従業上の地位および本人の従業上の地位は、それぞれ世帯の等価所得・等価消費と関連している。そして、就業している父親と同居している若年者は、本人の従業上の地位が無職やパートタイムであっても、父親と同居していない若年者よりも等価所得が高いという傾向が見られる。それに対して、同居する父親が無職である場合、若年者本人も無職であれば、父親と同居していない若年者よりも等価所得の平均値が低い。

等価消費についてはやはり、父親の従業上の地位が同じである場合、本人の従業上の地位による差があまり見られない。

平均値の比較によって、次のことが明らかになった。まず、父、母、配偶者という同居家族の状況は、概して本人の従業上の地位よりも若年者の生活水準と強く関連している。家族の状況が同じであれば、無職やパートタイム就業の若年者を含む世帯の等価所得は、確かに低い傾向にある。しかし、親、とくに就業している親と同居している場合、親と同居していない場合と比べて明らかに等価所得・等価消費が高い。その上、等価消費については、親と同居している場合、若年者の就業状況による差は小さい。このことから、若年者の就業状況による等価所得の差は、親と同居している場合、当面の生活水準の差にはあまりつながらないと考えられる。この理由として、貯蓄現在高や耐久消費財の品目数の面で、親と同居している若年者を含む世帯の方が、親と同居していない若年者を含む世帯よりも明らかに多いことが考えられる<sup>9)</sup>。親に所得がなくとも、定位家族の蓄えがその世帯の消費を後押ししている可能性がある。

また、若年者のうちパートタイムや無職に注目すると、就業している父親と同居していたり両親が世帯主であったりと、定位家族に頼れると考えられる状況である場合、そうでない場合のフルタイム就業者と比べても遜色のない生活水準にあることが示唆された。ただし、同居する父親が無職である場合、無職の若年者の等価所得は低い。これらの傾向は、ほぼ男女に共通していた。

#### 4 分析(2)一回帰分析

回帰分析においては、若年者本人や父親の従業上の地位だけでなく、若年者と同居するその他の家族（配偶者，両親，きょうだい）の従業上の地位や住宅状況も考慮に入れて、どのような世帯に属する若年者の生活水準が高いのか，検討した<sup>7)</sup>。なお，手法としては回帰分析を用いているが，独立変数の中から生活水準の規定要因を探すというよりも，どのような就業状況や同居家族の状況にある若年者の生活水準が高いのか，明らかにすることを目的とした分析である。分析には，統制変数として，子どもの有無および本人の年齢も投入している。

表 2 対数等価所得への回帰分析（男女別）

	若年男性			若年女性		
	B	$\beta$		B	$\beta$	
定数	5.636			5.568		
本人従業上の地位 (基準：フルタイム)						
パートタイム	-0.082	-0.028	**	-0.211	-0.133	***
自営	-0.217	-0.075	***	-0.190	-0.040	***
無職	-0.229	-0.132	***	-0.257	-0.229	***
学生	0.017	0.008		-0.078	-0.030	**
配偶者従業上の地位 (基準：配偶者なし)						
フルタイム	0.449	0.231	***	0.504	0.456	***
パートタイム	0.133	0.064	***	0.081	0.007	
自営	0.141	0.022	*	0.241	0.080	***
無職	0.108	0.086	***	-0.192	-0.024	**
父親従業上の地位 (基準：非同居)						
フルタイム	0.495	0.426	***	0.559	0.460	***
パートタイム	0.094	0.020	*	0.119	0.022	*
自営	0.172	0.100	***	0.210	0.108	***
無職	-0.035	-0.018		0.007	0.003	
母親従業上の地位 (基準：非同居または無職)						
フルタイム	0.187	0.132	***	0.214	0.137	***
パートタイム	-0.033	-0.021	*	0.023	0.014	
自営	0.008	0.002		0.101	0.028	**
子ども						
0-4 歳の子どもあり	-0.269	-0.225	***	-0.267	-0.229	***
5-9 歳の子どもあり	-0.173	-0.103	***	-0.218	-0.152	***
10-24 歳の子どもあり	-0.227	-0.054	***	-0.247	-0.081	***
きょうだい						
フルタイムきょうだいあり	0.055	0.035	***	0.035	0.021	*
パートタイムきょうだいあり	-0.016	-0.005		-0.026	-0.006	
自営きょうだいあり	-0.041	-0.004		-0.202	-0.018	*
無職きょうだいあり	-0.166	-0.069	***	-0.135	-0.054	***
住居						
持ち家あり	0.122	0.107	***	0.152	0.132	***

本人年齢（基準：30-34 歳）						
20-24 歳	-0.164	-0.131	***	-0.143	-0.111	***
25-29 歳	-0.088	-0.076	***	-0.086	-0.073	***
Adj. R <sup>2</sup>	0.322			0.333		
N	9226			10486		

\*\*\* 0.1%水準で有意, \*\* 1%水準で有意, \* 5%水準で有意

表 2 には、若年男性データセットおよび若年女性データセットを用いた、対数等価所得への回帰分析の結果を示した。男女ともほぼ同じように、本人・父親・母親・きょうだいの従業上の地位と等価所得との関連があることが読み取れる。家族との同居の有無や同居家族の従業上の地位は、本人の従業上の地位と係数を比較しても、若年者の生活水準と非常に大きく関連していることが分かるだろう。

父親と同居していない場合と比べて、就業している父親と同居している場合はプラスの関連がある。とくに、フルタイムの父親の標準化係数は非常に大きな値を示している。非標準化係数を用いて計算すると、たとえば、すべての変数が 0（基準）をとる場合と、フルタイムの父親変数のみ 1 をとる場合の（対数をとらない）等価所得推定値との差は、若年男性データセットにおいて 179.56、若年女性データセットにおいて 196.15 である。等価所得の平均値がそれぞれ 375.37 万円、371.49 万円であることを考えると、かなり大きな差であると言えよう。母親については、フルタイムで就業している場合に、世帯の等価所得が高い傾向にある。きょうだいについては、無職のきょうだいがいることは、世帯の等価所得とマイナスの関連があり、フルタイムのきょうだいがいることはプラスの関連を持っている。

平均値の分析では、配偶者がいる場合に世帯の等価所得は低いように見えたが（図 9 および図 10）、これは定位家族との同居の効果が表れているためである。他の変数をすべて統制すると、配偶者、とくにフルタイムの配偶者を持つ若年者の世帯の等価所得は、基本的に配偶者がいない場合よりも高い。

等価所得はこのように同居家族の状況と関連があるうえ、持ち家がある場合にも高くなる傾向があり、総じて家族の状況と非常に強く関連している。

つぎに、対数等価消費への回帰分析を同様に行った結果を、表 3 に示した。

表3 対数等価消費への回帰分析（男女別）

	若年男性			若年女性		
	B	β		B	β	
定数	11.887			11.931		
本人従業上の地位 (基準：フルタイム)						
パートタイム	-0.005	-0.002		-0.085	-0.058	***
自営	-0.110	-0.040	***	0.008	0.002	
無職	-0.078	-0.047	***	-0.112	-0.107	***
学生	0.317	0.154	***	0.244	0.099	***
配偶者従業上の地位 (基準：配偶者なし)						
フルタイム	0.223	0.120	***	0.162	0.157	***
パートタイム	0.091	0.045	**	-0.057	-0.005	
自営	0.236	0.038	***	-0.011	-0.004	
無職	0.054	0.046	*	-0.354	-0.048	***
父親従業上の地位 (基準：非同居)						
フルタイム	0.270	0.243	***	0.276	0.243	***
パートタイム	0.142	0.031	**	0.105	0.020	*
自営	-0.006	-0.003		-0.017	-0.009	
無職	0.055	0.029	*	0.084	0.041	***
母親従業上の地位 (基準：非同居または無職)						
フルタイム	0.031	0.023		0.048	0.033	**
パートタイム	-0.063	-0.042	***	0.006	0.004	
自営	-0.133	-0.043	***	-0.023	-0.007	
子ども						
0-4歳の子どもあり	-0.173	-0.151	***	-0.166	-0.153	***
5-9歳の子どもあり	-0.141	-0.088	***	-0.162	-0.121	***
10-24歳の子どもあり	-0.141	-0.035	**	-0.189	-0.067	***
きょうだい						
フルタイムきょうだいあり	-0.098	-0.066	***	-0.140	-0.089	***
パートタイムきょうだいあり	-0.053	-0.016		-0.120	-0.030	**
自営きょうだいあり	-0.039	-0.004		-0.149	-0.014	
無職きょうだいあり	-0.158	-0.069	***	-0.139	-0.059	***
住居						
持ち家あり	-0.014	-0.013		-0.012	-0.011	
本人年齢（基準：30-34歳）						
20-24歳	0.002	0.001		-0.047	-0.039	**
25-29歳	-0.010	-0.009		-0.021	-0.019	
Adj. R <sup>2</sup>	0.140			0.142		
N	9226			10486		

\*\*\* 0.1%水準で有意, \*\* 1%水準で有意, \* 5%水準で有意

本人の従業上の地位については、前に示した等価所得の分析と同様、フルタイム以外の

従業上の地位であるときに等価消費が低い傾向にある。ただ、等価所得と異なり、本人が学生であるときに大きなプラスの係数を示している。配偶者の従業上の地位は、女性において、フルタイムの場合に配偶者がいない場合よりも等価消費が高い。男性では、就業状況にかかわらず配偶者がいる場合に等価消費が高いが、妻がフルタイムや自営で就業している場合にその傾向が顕著である。父親については、父親と同居していない場合と比べて、フルタイム・パートタイム・無職の父親と同居している場合に等価消費が高い。母親については、女性においてはフルタイムで就業する母親と同居している場合にプラスの係数を示したが、男性においてはパートタイムや自営で就業している母親と同居している場合にマイナスの係数となった。きょうだいについては、フルタイムや無職のきょうだいがいる場合にマイナスの係数となり、等価所得の分析とは異なる結果となった。

等価所得の分析とは異なり、持ち家があることとの関連は見られなかった。また、決定係数は、等価所得の分析よりもかなり低くなっている。等価消費は、確かに就業状況・同居家族の状況によって異なるものの、その差は等価所得ほど大きくないと考えられる。

2つの分析の結果から、本稿の目的に関連しては、次の2点を強調すべきだろう。第一は、若年者が属する世帯の生活水準は、本人の従業上の地位よりも、就業している父親、母親、配偶者、きょうだいがいるかどうかによって異なるということだ。若年者の生活の豊かさは、同居家族の就業状況によって大きく左右される。このことは同時に、親やきょうだいと同居しているだけで若年者の生活水準が高いと推測することはできず、定位家族との同居が必ずしも経済的に有利に働いていない場合もあることを示す。たとえば、父親との同居について見れば、たしかに父親と同居している若年者のうち、若年男性データセットにおいては60.26%、若年女性データセットにおいては63.42%がフルタイム就業の父親と同居している。しかし、少数派とはいえフルタイム就業でない父親と同居している若年者もいて、彼／女らにとっては、父親と同居していることは生活水準を押し上げていない。親世代はこれから停年等で就業をやめていくため、親世代との同居の利点は徐々に小さくなっていく。

配偶家族についても、配偶者がフルタイムである場合の生活水準の高さが目立った。とくに、少数派であるがフルタイムで働く妻がいる世帯（若年男性データセットにおいて、既婚の若年男性のうち20.49%）は、かなり生活水準が高い。日本においても妻の就業は夫の所得に左右されると言われているが、若年者については、フルタイムで就業する妻を含む、いわゆる共稼ぎ世帯の生活水準は高いと言えよう。

第二に、所得と比べて、消費は本人の就業状況や家族の状況によって左右されにくいことが示された。とくに、父親との同居の係数を見ると、無職の父親と同居していることが所得とは関連していないのに対して、消費とはプラスに関連している。これは、平均値の分析にも表れた傾向であり、若年者が定位家族と同居することには、貯蓄があったり耐久消費財が家に一通り揃っていたりといった、所得には表れない経済的利点があるのだろう

と考えられる。

## 5 まとめと課題

平均値と回帰分析による分析によって、次の2点が明らかになった。第一に、同居家族の状況は男女若年者の生活水準に大きな影響を持っているが、若年者が定住家族と同居することの経済的利点は、その定住家族の成員がフルタイム等で就業している場合に明確である。ただし、定住家族が無職であっても、定住家族と同居する若年者の世帯は貯蓄や耐久消費財に関して余裕がある傾向が見られるため、所得には表れない同居の経済的利点がある可能性も示唆された。

第二に、無職やパートタイムの若年者に注目すると、定住家族に頼れる状況である場合、そうでない場合のフルタイム就業者と比べても、決して低くない生活水準にある。さらに、消費について見ると、所得ほど本人の従業上の地位による差が大きい。現在の消費水準という意味ではなおさら、非典型雇用や無業など、不安定な就業状況にある若年者の平均的な状況は悪くないものと考えられる。

ただし、同居する父親も無職である場合など、同居家族に頼れない状況ではもちろん、不安定な就業状況にある若年者の生活水準は良くない。また、所得に関して従業上の地位による差があるにもかかわらず、消費についてその差が少ないということは、世帯の収支に差があることを示している。定住家族の貯蓄等が、不安定な就業状況にある若年者のいわばセーフティネットになっているとしても、世帯の収支が悪ければ、貯蓄も目減りしていかざるを得ない。このことから、不安定な就業状況にある若年者の生活水準が、同居家族とともに将来的に悪化していく兆しを読み取ることができる。

分析の結果から、同居家族の就業状況は若年者の生活水準に大きく影響しており、親と同居していることは、若年者の当面の経済的不安を緩和している場合が多いと考えられる。また、無職や非典型雇用の若年者は、親と同居している場合、平均的には、ある程度生活水準を保つことができていると考えられる。しかし、不安定な就業状況は、将来の世帯の経済状況を確実に悪化させる。現代の若年者の不安定な就業状況は、定住家族の支えによって現在のところは生活水準の低さにつながっていない場合が多いとしても、必ず将来問題となる。問題が表面化しにくいからと言って解決を先送りすることなく、若年者の不安定な就業状況を少しでも改善していくことが必要だ。

本稿は、全国消費実態調査の匿名データを用いて、若年者の生活水準に対する同居家族の影響と、不安定な就業状況にある若年者の生活水準の概要を記述した。今後の課題としては、若年者の生活水準がどのような仕組みで、同居家族の状況や若年者の就業状況の影響を受けているのか、より詳細に明らかにしていきたいと考える。たとえば、家計簿から分かる様々な種類の支出に着目することにより、どのような支出と家族の状況や就業状況



が強いのか、明らかにすることを目指したい<sup>8)</sup>。あるいは、対象を伊藤・出島（2012）のように家族構成を限定した分析、無職の若年者に限定した分析など、似た状況にある若年者の生活水準を詳細に見ていくことも検討すべきだろう。また、利用可能な他の全国消費実態調査の匿名データ（1989年・1994年・1999年）も活用して、若年者の生活水準と同居家族の状況の関連を、時系列で比較していくことも必要だろう。

[注]

- 1) 全国消費実態調査の匿名データは、2人以上の世帯のデータと、単身世帯のデータに分かれている。2人以上の世帯のデータと単身世帯のデータでは標本が異なっており、合わせて分析することが難しいため、本稿では2人以上の世帯のデータのみを用いた。
- 2) 世帯員についての情報としては、匿名データでは世帯主を含めて最大7人の、世帯主との続柄、性別、年齢、就業・非就業の別、就学状態などが分かる。調査の概要や質問票については、総務省統計局のウェブサイト（総務省統計局 2013）を参照した。
- 3) 非典型雇用には大きく分けて、雇用に期限がある場合、短時間労働である場合、そして間接雇用である場合があるが、文字通りに解釈すれば「パート」はこのうち短時間労働である場合のみを指す。また、より狭く、「パート」という呼称で呼ばれている場合のみ「うちパート」を選択するという回答者もいると考えられる。
- 4) 前述のように若年者が含まれる世帯のデータセットを男女別に構成したうえで、そのデータセットにおける家族構成の分布を示したものである。集計用乗率は用いていない。2004年当時の若年者の属する世帯全ての家族構成を代表しているものではない。
- 5) 世帯主別に、若年者の家計への寄与率と生活水準との関連を示すと、図15・図16のようになる。両図において、親が世帯主の若年者は、データの構成上、親以外の同居家族がないケースのみを分析対象とした。

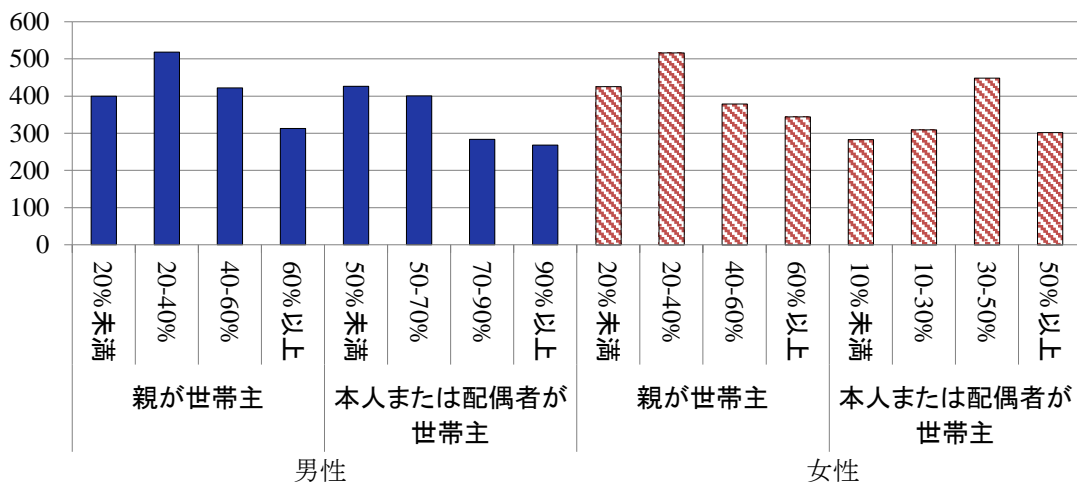


図15 本人の家計への寄与率別 平均等価所得(単位:万円)

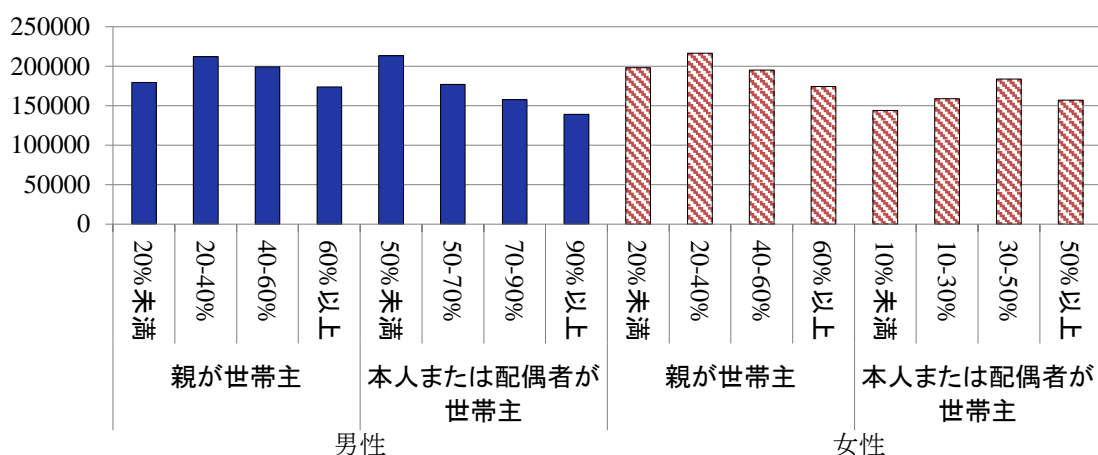


図16 本人の家計への寄与率別 平均等価消費(単位:円)

等価所得で見ても等価消費で見ても、親が世帯主の場合は本人の家計への寄与率が20-40%である場合に、本人または配偶者が世帯主である場合は女性（妻）の家計への寄与率が高い場合に、生活水準が高い。

このことから見ても、親が世帯主の場合のケースが限定されているために単純な比較はできないが、共稼ぎで妻にある程度の所得がない限り、配偶家族を形成している若年者が定位家族にとどまる若年者よりも高い生活水準を得るのは難しいと考えられる。また、親が世帯主である場合の中では、若年者本人も働きながら、親が主に家計を支えているケースで生活水準が高いことが窺われる。

- 6) 以下の図 17 は、貯蓄現在高について、所得や消費と同様に世帯人数の 1/2 乗で除した値を計算し、平均値を世帯主別・本人の従業上の地位別に比較したものである。図 18 は、耐久消費財の品目数の平均値を、世帯主別・従業上の地位別に比較したものである。図の作成にあたっては、それぞれデータの存在する（すなわち分析対象になる）ケースの数に合わせて、集計用乗率を用いている。

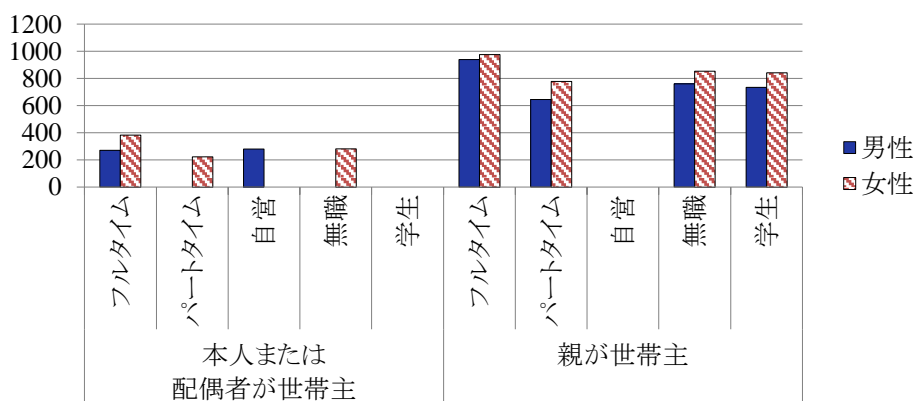


図17 世帯主別 本人従業上地位別 平均貯蓄額 (単位:万円)

貯蓄は、ライフステージの違いもあり、定位家族とともに生活している若年者の世帯において、配偶家族を形成した若年者の世帯と比べて非常に多い。

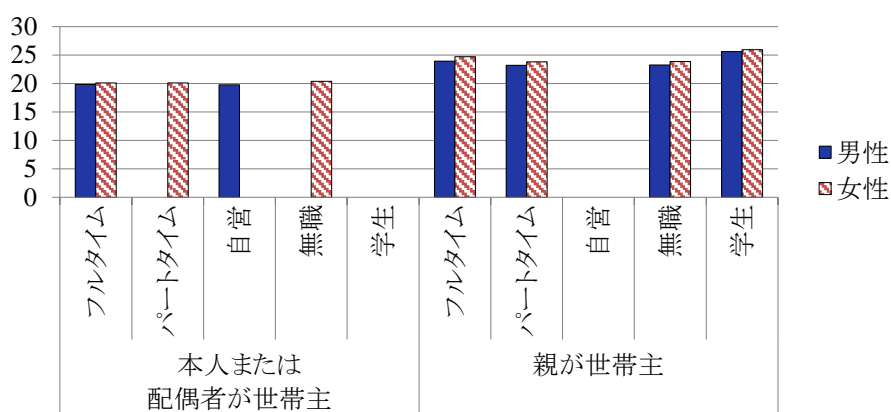


図18 世帯主別 本人従業上地位別 平均耐久消費財品目数

耐久消費財の品目数は、調査されている耐久消費財を36品目（和だんす、洋服だんす、食器戸棚、システムキッチン、給湯器、洗髪洗面化粧台、温水洗浄便座、冷蔵庫、洗濯機、ルームエアコン、ピアノ、DVD/ビデオレコーダー、ビデオカメラ、カメラ、パソコン、整理だんす、鏡台、ユニット家具、応接セット、応接用座卓、サイドボード、食堂セット、ベッド、じゅうたん、電気掃除機、自動炊飯器、電子レンジ、食器洗い機、電動ミシン、電気こたつ、太陽熱温水器、学習用机、ステレオセット、ファクシミリ、ゴルフ用具一式、携帯電話）にまとめ、そのうち何品目を所有していると回答しているかを表している。これについても、親が世帯主である場合に品目数が多い傾向があることが見て取れる。

- 7) 無職の母親と同居していることを示すダミー変数は、分析から除かれている。これは、多重共線性を避けるために多くのモデルを検討した結果である。
- 8) 筆者は当初、このような分析を計画していた。各世帯の詳細な支出項目が分かることが全国消費実態調査匿名データの最大の特長だからである。しかし、詳細な支出項目と同居家族の状況との関連を描き出すことは難しく、さらなる分析上の工夫が必要であると考えたため、本稿では全体的な生活水準との関連を記述し、こうした分析は今後の課題とした。

### [謝辞]

本稿における分析で使用したデータは、統計法に基づき、独立行政法人統計センターから提供された平成16年全国消費実態調査（総務省統計局、2004年）の匿名データを、筆者が独自に加工したものである。

また、本稿は、平成25年度一橋大学経済研究所の共同利用共同研究拠点事業である政府統計匿名データ利用促進プログラムによる援助を受けた研究成果の一部である。

東京大学社会科学研究所の2013年度参加者公募型共同研究(二次分析研究会)のメンバーの方々、および二次分析研究会成果報告会コメンテーターの藤原翔氏（東京大学）から、有益な

助言をいただいた。ただし、本稿の瑕疵はすべて筆者の責任である。

#### [参考文献]

- 玄田有史・曲沼恵美，2004，『ニート——フリーターでもなく失業者でもなく』幻冬舎。
- 伊藤伸介・出島敬久，2012，「若年の就業状況に与える家計の資産所得の影響」一橋大学経済研究所ディスカッションペーパーシリーズ A，No.571。
- 小杉礼子，2003，『フリーターという生き方』勁草書房。
- 内閣府，2003，『平成 15 年版 国民生活白書——デフレと生活若年フリーターの現在』  
(<http://www5.cao.go.jp/seikatsu/whitepaper/h15/honbun/index.html>，2014 年 1 月 31 日閲覧)。
- 内閣府，2005，「青少年の就労に関する研究調査」  
(<http://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/shurou/shurou.html>，2014 年 1 月 31 日閲覧)。
- 白波瀬佐和子，2005，『少子高齢社会のみえない格差——ジェンダー・世代・階層のゆくえ』  
東京大学出版会。
- 総務省統計局，2013，「平成 16 年全国消費実態調査」  
(<http://www.stat.go.jp/data/zensho/2004/index.htm>，2014 年 1 月 31 日閲覧)。
- 太郎丸博編，2006，『フリーターとニートの社会学』世界思想社。
- 山田昌弘，1999，『パラサイト・シングルの時代』筑摩書房。